

人口流动视域下地方政府债务扩张与区域经济发展

Local Government Debt Expansion and Regional Economic Development from the Perspective of Population Flow

李洪涛 刘馨

LI Hong-tao LIU Xin

[摘要] 党的二十大报告明确指出要“深入实施区域协调发展战略，完善财政转移支付体系，守住不发生系统性风险底线”。2008年金融危机后，地方政府债务规模快速扩张，这成为推动地方建设发展的重要力量，然而“举债发展”能否促进经济长期健康发展与社会福利水平提升存在着较大争议。特别是人口流出地区的债务扩张究竟是发挥后发优势实现跨越发展的另辟蹊径，还是不顾自身比较优势和发展基础的竭泽而渔？笔者基于空间政治经济学的分析框架，从生产、消费、成本三个维度将人口流动、地方政府债务扩张、区域经济发展纳入统一分析框架，探讨人口流动视域下地方政府债务扩张与经济运行的逻辑、传导机制。再将新口径的城投债基础数据库与手工整理核对的人口流动数据、城市宏观数据相匹配，建立面板数据模型对人口流动、地方政府债务扩张与区域经济发展的影响关系展开实证检验。研究发现：第一，人口流出地的地方政府债务扩张对人均GDP增长起到显著负向作用，随着人口流出规模的扩大这一抑制作用不断增强。第二，人口流入地的地方政府债务扩张对GDP增长起到显著正向作用，随着人口流入规模的扩大这一推动作用不断增强。第三，由东中部地区调任至西部地区的官员会进一步扩大人口流出地的地方政府债务扩张对人均GDP增长的抑制作用。

[关键词] 人口流出地 地方政府债务扩张 人口流动 经济发展 空间政治经济学

[中图分类号] F293 F124 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 07-0003-12

Abstract: The report of the 20th National Congress of the Communist Party of China proposes to “deeply implement the strategy of coordinated regional development, improve the fiscal transfer payment system, and keep the bottom line of preventing systemic risks.” After the financial crisis in 2008, the scale of local government debt expanded rapidly, which has become an important force to promote local construction and development. However, whether “debt development” can promote long-term healthy economic development and social welfare improvement is controversial. In particular, does the expansion of debt in areas with population outflows achieve rapid development through the advantages of latecomers, or is it a waste of money regardless of its own comparative advantages and development foundation? The study is based on the analytical framework of spatial political economy, which integrates population flow, local government debt expansion, and regional economic development into a unified analytical framework from three dimensions: production, consumption, and cost, exploring the logic and transmission mechanism of local government debt expansion and economic development in the context of population flow. Then, by matching the new caliber urban investment bond basic database with manually collected population flow data and urban macro data, established a panel data model to empirically test the relationship between population flow, local government debt expansion, and regional economic development. The research finds that: first, the expansion of local government debt in places where population outflows has a significant negative effect on per capita GDP growth, and this inhibitory effect continues to increase as the scale of population outflow increases. Second, the expansion of local government debt in places where population inflows have a significant positive effect on GDP growth, and this driving effect continues to increase as the scale of population inflow expands. Third, officials transferred from the eastern and central regions to the western region will further expand the inhibitory effect of local government debt expansion on per capita GDP growth.

Key words: Population outflow area Local government debt expansion Population flow Economic development Spatial political economy

[收稿日期] 2022-11-21

[作者简介] 李洪涛，男，1993年3月生，广西民族大学政治与公共管理学院讲师，研究方向为区域治理与可持续发展；刘馨，女，1997年9月生，大连理工大学人文与社会科学学部博士研究生，研究方向为区域可持续发展。本文通讯作者为李洪涛，联系方式为2516369450@qq.com。

[基金项目] 2020年度国家社会科学基金重大项目“新时代我国西部中心城市和城市群高质量协调发展战略研究”（项目编号：20&ZD157）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

2008年金融危机后,地方政府债务规模快速扩张,这成为推动地方建设发展的重要力量,然而“举债发展”能否促进经济长期健康发展与社会福利水平提升存在着较大争议。特别是人口流出地区的债务扩张究竟是发挥后发优势实现跨越发展的另辟蹊径,还是不顾自身比较优势和发展基础的竭泽而渔?人口流动、地方政府债务扩张对区域经济发展的影响已成为稳妥化解地方政府隐性债务与促进区域协调发展亟待研究及回答的重要命题。

在党的二十大报告中,习近平总书记特别强调:“深入实施区域协调发展战略,推进以人为核心的新型城镇化,完善财政转移支付体系,守住不发生系统性风险底线。”^①在《党的二十大报告辅导读本》中,财政部部长刘昆、发改委副主任胡祖才就“增强财政可持续能力”“区域协调发展战略”等重大问题进行了详细解释,指出要“防范化解政府债务风险,逐步实现地方政府债务按统一规则合并监管”,“深入实施区域协调发展战略,在发展中促进相对平衡”^②。中国式现代化是人口规模巨大的现代化,是全体人民共同富裕的现代化,如何发挥各地区比较优势,让人口流出地在现代化进程中不掉队、赶上来,成为实施区域协调发展战略的关键。研判人口流出地的举债发展模式与区域经济发展间的关系,对于逐步缩小区域发展差距、解决发展不平衡不充分问题具有深远意义。

在理论上,债务扩张与经济发展间一直存在“促进论”与“促退论”之争。“促进论”以凯恩斯主义为代表,认为债务能够通过资本积累、增加投资的方式实现拉动经济增长。“促退论”以新古典经济学为代表,认为政府债务在短期内可能促进经济发展,但是大量政府债务的积累,将导致长期利率提高、未来税收发生扭曲、通货膨胀压力增大(徐长生等,2016^[1]),最终挤出经济活动中的私人投资,不利于经济的长期增长。

在人口流向上,改革开放后我国出现了大规模的

人口流动,根据2020年第七次人口普查数据,中国城镇化率从1999年的30.89%迅速提升至63.89%,其中流动人口规模达到3.76亿^③。人口流动反映出中国区域空间结构的深刻变化,中心城市和城市群正在成为承载发展要素的主要空间形式。对于人口流入地而言,可以充分享受人口集聚带来的规模经济和财政增收,通过债务扩张有效实现了资本增密、消费增加、产业及配套基础设施升级,促进其经济发展。而人口流出地则面临经济增速放缓与土地财政萎缩造成财政收入下降,债务扩张难以实现投资回报,同时融资成本增加进一步恶化了债务风险,导致不利于经济的可持续发展。继而使得地方政府债务扩张对经济发展的“促进论”与“促退论”可能与区位特征、发展条件有着显著关联。

那么对于人口流出地其政府举债发展究竟是能够有效促进区域经济发展的另辟蹊径,还是脱离比较优势和发展基础劣化区域经济发展的竭泽而渔?为回答这一问题,研究基于空间政治经济学的分析框架,着重探讨人口流动视域下“举债发展”的区域异质性,分析人口流出地的地方政府债务扩张对经济发展的影响。研究对于补充完善人口流动对区域发展的影响机制、阐明地方政府债务与经济运行的运行逻辑具有一定的理论与现实价值。

二、文献综述

围绕政府债务与经济增长,学界主要形成了正向推动、负向抑制、非线性作用和无影响等四种不同观点。其中,正向影响主要以凯恩斯主义的“促进论”为代表,认为政府债务可以通过资本累积和生产力提高促进经济增长。亦有国内学者通过实证分析验证了地方政府债务能够促进经济增长(缪小林和伏润民,2014^[2];胡奕明和顾祎雯,2016^[3];刁伟涛,2017^[4])。以新古典经济学为代表的“促退论”则认为地方政府债务抑制经济增长(Pegkas,2018^[5];Ehikioya和Omankhanlen,2021^[6])。政府债务对于短期经济增长可能出现暂时性的正效应或者负效应(Abubakar和Mamman,2021^[7];Mohanty,2020^[8]),但对于长

① 《高举中国特色社会主义伟大旗帜为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》(2022年10月16日发布)。

② 《党的二十大报告辅导读本》, <https://www.12371.cn/2022/12/12/ART11670804655758316.shtml>; <https://www.12371.cn/2022/11/09/ART11667957220338536.shtml>。

③ 数据来源:国家统计局《第七次全国人口普查公报[1](第七号)——城乡人口和流动人口情况》。

期经济增长则存在负效应 (Rant 等, 2021^[9]; Yoong 等, 2020^[10]), 并且永久性的负效应大于暂时性的正效应 (龚强等, 2011^[11]; Checherita-Westphal 和 Rother, 2012^[12]; 吕健, 2015^[13])。还有部分学者认为政府债务与经济增长是先促进后抑制的倒 U 型关系 (韩健和程宇丹, 2018^[14]; Kamiguchi 和 Tamai, 2019^[15]; 曹光远和张曾莲, 2020^[16]; 毛文峰和陆军, 2019^[17]), 或仅在政府不受债务约束时, 两者之间才是倒 U 型关系 (陈诗一和汪莉, 2016^[18])。除此之外, 还有学者对金砖国家的内债和外债进行研究, 发现债务和经济增长之间并不存在因果关系 (Azarnert, 2018^[19])。

在人口流动与政府债务可持续问题上, 根据人口流动方向的不同, 学者们分别展开了具备针对性的分析。在人口流入地方面, 常晨和陆铭 (2017)^[20]的研究认为人口流入地由于其规模经济效应, 使得政府债务风险较低, 能够实现经济的可持续发展。但卢洪友和朱耘婵 (2020)^[21]对政府财政压力与债务扩张的研究发现由于人口流入导致的刚性公共支出增多是人口流入地债务规模扩张的重要原因。

在人口流出地方面, 杨利雄和权一章 (2020)^[22]以人口流动规模作为门槛变量对政府债务规模展开分析, 发现城投债对人口流入地的促进作用比人口流出的城市高出 45%, 在人口流出的一般地级市发行债务对城市发展没有显著促进作用, 且易引发债务违约风险与房地产高库存现象, 加大人口流出地的债务风险。学者进一步从人力资本流出 (Ehikioya 和 Omankhanlen, 2021^[6]; 常晨和陆铭, 2017^[20]; Halebić 和 Moćević, 2020^[23])、消费与税收下降 (甘行琼等, 2015^[24])、产业升级与全要素生产率提升乏力 (刘煜辉和沈可挺, 2011^[25])、引资能力下降 (Pattillo 和 Ricci, 2011^[26]) 等方面对人口流出地政府债务不可持续的原因给出解释 (Ji 等, 2010^[27])。但也有学者提出由于人口流出可以促进人口流出地形成完全竞争的劳动力市场与要素价格均等化, 促进人口流出地的经济快速发展 (陆铭, 2002^[28])、提高资源单位占比 (王增文, 2014^[29]), 并且缓解地区间收入差距 (贾小玫等, 2013^[30])。进而使得地方政府的举债的经济效益在人口流出地的边际效应比发达地区更高 (胡奕明和顾炜雯, 2016^[31]), 其对投资的带动作用在一般地级市与欠发达地区更强 (侯伟凤和田新民, 2021^[31])。

基于上述分析可以看到, 目前学者针对地方政府债务问题已经展开了丰富的研究, 但在理论与实证层

面相关研究结论都存在着争议, 特别是考虑人口流动方向异质性后, 地方政府债务扩张究竟能否推动经济发展问题, 尚未形成系统严谨的理论与实证分析。

有鉴于此, 研究基于空间政治经济学的分析框架, 从生产、消费、成本三个维度将人口流动、地方政府债务扩张、区域经济发展纳入统一分析框架, 探讨人口流动视域下地方政府债务扩张与经济运行的运行逻辑、传导机制。再将新口径的城投债基础数据库与手工整理核对的人口流动数据、城市宏观数据相匹配, 建立面板数据模型对人口流动、地方政府债务扩张与区域经济发展的影响关系展开实证检验。

相较以往研究, 本文边际贡献主要体现在: 第一, 在研究问题上, 以人口流动视域探讨“举债发展”的区域异质性问题, 分析人口流出地的地方政府债务扩张对经济发展的影响, 研究进一步丰富拓展了空间政治经济学、人口流动与地方债务问题的研究视角及内涵。第二, 在理论上, 研究基于空间政治经济学的分析框架, 分析人口流动对区域发展的影响机制、地方政府债务与经济运行的运行逻辑。论证逻辑是: 人口流动减少 (增加) → 地区经济活动减少 (增加) → 生产方: 投资回报降低 (提高), 消费方: 内需减少 (增加), 成本上: 融资成本增加 (降低) → 债务扩张 → 阻碍 (推动) 经济发展。第三, 在实证上, 研究通过手工整理核对人口流动数据、地方官员的信息数据, 并与基于融资平台公司新名单的城投债数据库匹配展开实证估计, 提升模型与数据分析质量。

三、理论分析与研究假设

(一) 人口流动与地方政府债务规模分析

2008 年金融危机后地方政府债务急剧扩张 (常晨和陆铭, 2017^[20]), 其中欠发达地区的债务率显著高于发达地区, 而我国人口流动方向也呈现出不断向着大城市和城市群集聚的趋势 (习近平, 2019^[32])。针对人口流出地政府举债发展的内生原因, 研究由政府财政支出端与收入端两个维度分析人口流动与地方政府债务规模间的关系。

由政府财政支出端分析, 政府财政支出主要包含三个方面: 公共服务支出、社会保障支出和经济建设支出。由于地方政府一般按照户籍制度规划公共服务支出, 导致公共服务支出呈现明显的刚性 (甘行琼

等, 2015^[24]), 也就使得人口流出地的政府公共服务支出难以随着常住人口减少而下降。同时, 由于人口流出地主要呈现出劳动力外流的特征, 使得其社会抚养比较高, 社会老龄化现象严重, 导致社保基金支付压力相较人口流入地更大, 也进一步推动了其举债动机。不仅如此, 在财政分权与官员绩效考核的制度背景下, 经济增长成为地方官员晋升的重要参考指标, 也就使得地方官员倾向于扩大经济建设支出, 进行基础设施、新城及开发区的投资建设(常晨和陆铭, 2017^[20]), 因此人口流出地在经济建设方面也存在着潜在的举债发展的需求。

由政府财政收入端分析, 政府财政收入主要包含三个方面: 税收与社保收入、土地财政收入和中央政府转移支出。在税收与社保收入上, 一方面, 人口流出导致地区生产和消费动力下降, 以及劳动力外流对社保收入的冲击, 使得地方政府税收与社保收入难以扩大; 另一方面, 面对人口流出困境, 地方政府为促进产业集聚、吸引劳动力就业更倾向于实行税收优惠政策, 但税收优惠政策主要吸引对生产要素价格相对敏感的低端产业, 不仅会进一步强化其低端产业刚性, 更易产生“政策租”现象(钱学锋等, 2012^[33]), 形成虚假产业集聚, 不利于经济长期增长以增加税收收入。

在土地财政收入上, 土地财政收入是我国地方政府实行融资引资的重要政策工具, 固然目前人口流出地在建设用地指标分配上具备优势(陆铭等, 2015^[34]), 但人口流出地政府为了融资引资, 倾向于低价出让工业用地以获得持续税收收入和高价出让商住用地获取一次性低成本融资(毛文峰和陆军, 2019^[17])。一方面, 以协议低价出让的粗放型出让方式导致大量产业园区因没有企业入驻而闲置, 大量低密度、远离主城区的新城建设(常晨和陆铭, 2017^[20]), 稀释了集聚效应, 使人口流出地政府税收机制难以获得保障, 长期经济发展受阻, 降低其长期还债能力。另一方面, 通过商住用地价格上涨的增值预期来进行抵押和收入担保, 撬动的融资金额远大于土地现有价值, 产生了过度举债风险(毛文峰和陆军, 2019^[17])。

在中央政府转移支付上, 一方面, 由于我国软预算约束和不允许地方政府破产的政治体制, 地方政府将预期上级政府会对其进行转移支付, 对其债务承担无限责任, 因此其纷纷通过投融资平台进行举债, 形成地方政府借债的“道德风险”机制(常晨和陆铭,

2017^[20])。因此, 中央为了遏制地方“道德风险”, 会在专项转移支付上要求地方政府为专项转移支付进行配套, 但是中西部等人口流出地又没有足够的配套能力, 这会进一步加强其举债动机(常晨和陆铭, 2019^[20])。另一方面, 基于我国目前转移支付主要是对省的转移支付资金划拨机制, 人口流入地获取省级专项转移支付的能力要明显强于流出地(刘大帅和甘行琼, 2013^[35]), 这进一步加强了人口流出地的举债动机。

通过由政府财政支出端与收入端对人口流动与地方政府债务规模的分析, 可以看到人口流出地在政府财政支出端保持着较强的刚性支付需求, 而在政府财政收入端面临压力较大, 其主要优势在于较为充沛的建设用地指标分配, 也就导致人口流出地不仅主观上存在着地方政府债务扩张的内生动力, 客观上也具备通过土地抵押、出让等方式实现举债融资的可能(余靖雯等, 2019^[36])。因此, 也就使得人口流出地相较人口流入地, 其地方政府债务率与债务风险更高。

(二) 人口流动视域下地方政府债务扩张对经济发展的影响分析

在我国由于财政分权与GDP导向的政绩评价体系, 地方政府倾向于过度举债, 尤其是占经济体量较小的人口流出地却借了更多的债(陆铭, 2015^[37])。那么人口流出地能否复制发达地区的经验, 通过地方政府债务扩张促进区域经济发展呢?

在上述分析的基础上, 研究基于空间政治经济学的分析框架, 对人口流动、地方政府债务扩张对区域经济发展的影响展开分析, 着重探讨对于人口流出地而言其地方政府债务扩张对经济发展的作用机制及原因, 具体理论框架如图1所示。

根据图1的理论框架, 随着人口流动的变化, 对于人口流出地而言, 劳动力外流、社会抚养比升高与老龄化问题使得其地区经济活动减少, 城市呈现收缩的特征(龙瀛和吴康, 2016^[38])。研究进一步由生产、消费、成本三个维度探讨人口流动视域下地方政府债务扩张与经济发展的运行逻辑、传导机制。

从生产维度分析, 由于人口流出地城市收缩, 经济下行导致投资回报率降低(孙平军和王柯文, 2021^[39])。而地方政府债务资金大部分投向了市政建设、土地收储、保障性住房、交通运输等基础设施建设领域(徐军伟等, 2020^[40])。对于人口流入地而言,

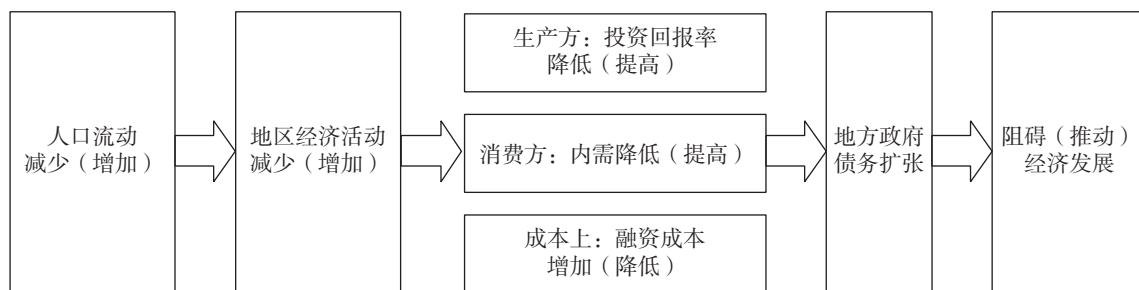


图1 人口流动视域下地方政府债务扩张对经济发展影响的理论框架

一方面，人口长期流入形成规模经济效应，城市通过人口集聚形成的分享、匹配、学习效应促进经济增长（陆铭等，2019^[41]）。另一方面，地方政府债务扩张得到有效利用，实现产业集群与升级、基础设施建设、城市环境改善，推动人口流入地形成政府举债与经济发展间的正向循环。对于人口流出地而言，一方面，由于具备充沛的建设用地指标分配，使得其举债建设的新城、开发区面积大、人口密度低、选址远离老城。但持续的人口流出导致人口流出地的新城、开发区缺乏可支撑的产业和人口（常晨和陆铭，2017^[20]），地方政府债务扩张其投资回报率持续偏低，无法实现人口与产业协同集聚带来的规模收益。另一方面，人口流出地政府债务扩张投资的相关产业往往偏离地区比较优势，例如投资的劳动力密集型产业相较于东南亚等国家缺乏劳动力成本优势，吸引的高污染、高耗能企业增加环境污染成本（陆铭等，2019^[42]），威胁经济持续健康发展。

从消费维度分析，人口流动方向直接影响着地区的消费需求，进而决定了政府举债对经济发展的作用。对于人口流入地而言，人口流入地政府举债形成对经济建设与民生改善的作用。一方面，进一步形成规模集聚效应，人口流入特别是劳动力的持续增加使得其消费主体的数量增多，并对地区消费结构产生影响（茅锐和徐建伟，2014^[43]），进而实现产业的转型升级。另一方面，由于人口流入形成的内需增加，使得人口流入地政府债务、税收与私人消费间在推动经济发展的互补效应。对于人口流出地而言，一方面，政府债务扩张容易对消费产生“净收入效应”（杨子晖，2011^[44]），政府债务导致私人投资减少，使得居民消费数量、居民收入的双重下降引起消费水平下降，从而无法通过消费升级拉动地区产业结构升级。另一方面，人口流出地吸引的多为高污染、高耗能的产业，重工业污染通过大气、水源等媒介“强迫”各地居民接受污染的危害，造成污染消费质量上升和

污染治理技术难度增大，从而挤压居民正常的消费空间，降低居民福利，导致政府债务扩张影响居民消费结构的“环境污染效应”（李晓春和董哲昱，2017^[45]）。再一方面，人口流出地的债务率相较于人口流入地更高，债务违约风险更大，更易借新还旧，更易导致政府债务对与私人消费之间对经济发展的作用由互补效应变为替代效应（杨子晖，2011^[44]）。

从成本维度分析，利率反映出地方政府债务的融资成本，根据凯恩斯乘数理论政府债务会扩大投资对经济发展的影响（张启迪，2015^[46]）。对于人口流入地而言，由于基础设施建设与土地价格的正反馈作用，能够通过土地的“抵押品”效应转化为地方债务融资能力的增强（郑思齐等，2014^[47]），融资成本低，地方债务风险相对较小。对于人口流出地而言，则由于基础设施建设投资回报率低，土地供给对经济拉动作用小（徐占东和王雪标，2016^[48]），土地融资成本上升，从而进一步加剧其地方债务风险，不利于其经济长期稳定发展。不仅如此，由于地区间债务存量 and 经济发展水平的差异会导致对民间投资的“挤出效应”存在差异，进而会导致资源配置的扭曲程度产生差异（柯淑强等，2017^[49]）。一方面，人口流出地债务率相较于人口流入地较高，社会投资的资本回报率较低，其“挤出效应”明显。政府以较低成本从金融市场融资，提高了民营企业融资的利率成本，挤出社会投资，同时削弱了货币政策对于实体经济的支持作用（钟辉勇和陆铭，2015^[50]）。另一方面，当作为主要偿债来源的土地出让收入不足以偿还大量基建而进行土地融资所产生的债务时，政府借新还旧，会过度动用流动性，导致投资规模和投资机会减少，进一步扩大挤出效应。再一方面，政府债务存量高会导致政府对银行等金融机构过度依赖，使商业银行的风险不断累积，导致资源错配以及资金使用效率低下等问题（纪志宏等，2014^[51]）。

通过由生产、消费、成本三个维度对人口流动、地方政府债务扩张与经济运行的逻辑、传导机制的分析,可以看到人口流入地其债务扩张能够有效实现对区域经济发展的促进作用,而人口流出地的债务扩张则对区域经济发展起到抑制作用,会恶化居民福利水平。由此,提出如下假设:

H1: 人口流入地的地方政府债务扩张对区域经济发展起到推动作用。

H2: 人口流出地的地方政府债务扩张对区域经济发展起到抑制作用。

四、研究设计

(一) 模型设定

结合理论分析,研究建立人口流动、地方政府债务扩张对区域经济发展的实证模型。

$$\text{LnDevelop}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{debt}_{i,t} + \beta_i \text{control}_{i,t} + \text{year}_t + \text{city}_i + u_{it}, \begin{cases} \text{flow}_{i,t} > 0 \\ \text{flow}_{i,t} < 0 \end{cases} \quad (1)$$

其中: *Develop* 为被解释变量,表示区域经济发展,用 GDP、人均 GDP 来衡量。*debt* 表示地方政府债务扩张, *flow* 表示人口流动规模^①, *control* 为控制变量, *city_i* 表示个体固定效应, *year_t* 表示时间固定效应, *u_{it}* 为随机项, *i* 表示第 *i* 个城市, *t* 表示第 *t* 个年份。

(二) 变量说明与数据来源

1. 地方政府债务扩张数据。

城投债是对中国城市地方政府债务研究最为常用及完整的数据来源口径,当前学界对城投债数据多采用基于 Wind 数据库、银监会口径下融资平台公司进行收集处理,但这一处理方式存在着定义来源不清、遗落重复计算等缺陷。因此,本文采用曹婧等(2019)^[52]基于新口径计算得到的地方政府债务扩张基础数据。该数据对全国所有融资平台名单进行了重新梳理,手工核对补齐 Wind 数据库中存在的部分地方融资平台与债券信息,并对非真实的融资平台债券进行了剔除,相较已有的 Wind 数据库、银保监会口径研究,其数据质量更为精确全面。根据曹婧等

(2019)^[52]的新口径地方债务基础数据,研究解释变量主要包含以下三个维度的估计:发债概率 (*d_debt*)、发债金额 (*debt1*)、单笔平均发债金额 (*debt2*)^②。

2. 人口流动数据。

由于我国户籍制度的存在,人口流动包括迁移人口(户籍变动)和流动人口(户籍未变动)(段成荣和孙玉晶,2006^[53])。因此,我国的人口流动形式有人口迁移和流动人口两种,本文所研究的人口流动即为迁移人口和流动人口的总量。衡量人口流动的指标最常用的是常住人口与户籍人口的差值和比值,在关注人口流动数量方面常采用常住人口与户籍人口的差值,其一般应用于省域人口流动的相关研究。在市域人口流动的研究方面,常用五普、六普市县数据和2005年、2015年全国1%人口抽样调查,但其并非面板数据。本研究则为面板数据,因此人口流动的计算借鉴贾小玫(2013)^[54]、杨晓军(2020)^[55]等对人口流动的测算,即人口流动=净迁移人口(各城市 *t* 年底总人口-各城市 *t-1* 年底总人口-各城市 *t* 年的人口自然增长量)+净流动人口(各城市 *t* 年底城区暂住人口-各城市 *t-1* 年底城区暂住人口)。在暂住人口计算方面,本文借鉴杨晓军(2017)^[56]的做法,采用各城区暂住人口数量作为流动人口的计算方式计算净流动人口。

3. 控制变量。

研究选择显著影响区域经济发展的非农产值(*Lnindustry*)、建设用地面积(*Lnconstruction*)、社会消费品零售额(*Lnretail*)、土地出让规模(*Lnland*)^③、财政自给率(*Lnfinancial*)^④作为控制变量。研究对除比例类数据、虚拟变量数据的其余数据均进行了对数化处理。

研究将新口径下的城投债基础数据库与手工整理核对的人口流动数据、城市宏观数据相匹配,在基准回归部分建立2007—2015年中国281个地级及以上城市的面板数据。地方政府债务数据来自手工收集整理与 Wind 数据库,人口流动、宏观变量数据来自《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》《中国国土资源年鉴》及各省域统计年鉴。研究所使用

① *flow*>0 表示人口流入, *flow*<0 表示人口流出。

② 根据曹婧等(2019)^[52]的处理方式,发债概率为0~1变量,若发行城投债则为1,不发行则为0,发债金额、单笔发债金额的处理方式为数据加1取对数。

③ 土地出让规模采用土地出让收入/GDP来衡量。

④ 财政自给率采用地方财政收入/地方财政支出来衡量。

的相关价格数据运用《中国统计年鉴》的 GDP 指数以 2000 年为基期进行平减，由于年鉴统计口径为省域数据，因此研究对各市的 GDP 指数用其所在省份数据进行换算。表 1 为描述性统计。

表 1 变量的统计性描述

变量	最大值	最小值	均值	中位数	标准差	观测值
LnGDP	9.376	2.731	5.676	5.541	1.121	2484
Ln 人均 GDP	3.470	-1.247	1.113	1.107	0.717	2484
d_debt	1.000	0.000	0.421	0.000	0.494	2484
debt1	6.656	0.000	1.286	0.000	1.657	2484
debt2	3.599	0.000	0.928	0.000	1.117	2484
flow	411.89	-211.43	4.234	0.880	20.966	2334
Lnindustry	9.363	2.366	5.603	5.482	1.161	2484
Lnconstruction	6.193	1.930	4.306	4.204	0.822	2484
Lnretail	8.558	0.494	4.718	4.608	1.196	2484
Lnland	0.425	0.000	0.042	0.033	0.035	2453
Lnfinancial	1.541	0.054	0.488	0.454	0.230	2472

五、实证分析

(一) 基本回归分析

基准回归模型部分，由于城投债的发行存在着债务率限制条件^①，本研究剔除在研究时间段内无地方债务发行的 17 个城市样本。首先以地方政府债务发行概率作为主要解释变量展开估计分析，具体结果见表 2。

表 2 发债概率回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均 GDP		GDP	
人口流动方向	flow<0	flow>0	flow<0	flow>0
d_debt	-0.020** (0.009)	-0.005 (0.008)	0.001 (0.002)	0.002* (0.001)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
观测值	742	1694	742	1694
R ²	0.905	0.863	0.996	0.996

注：***、**、* 分别系数表示通过 1%、5%、10% 的检验水平，括号内的数值为变量的标准误差值，下同。

由表 2 的回归结果可以看到，人口流出地债务发行对人均 GDP 起到显著负向作用，与 GDP 之间的关系并不显著。而人口流入地债务发行与人均 GDP、GDP 之间均为不显著的关系。这说明从地方政府债务发行概率上来看，地方政府发行债务这一行为主要起到对人口流出地居民福利水平的恶化，而对人口流入地的经济发展具备一定的推动作用。进一步将地方政府债务发行规模作为主要解释变量展开估计分析，具体结果见表 3、表 4。

表 3 发债发行规模回归结果 1

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均 GDP			
人口流动方向	flow<0	flow<0	flow>0	flow>0
debt1	-0.009** (0.003)		0.002 (0.004)	
debt2		-0.012*** (0.004)		0.007* (0.004)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
观测值	695	695	1607	1607
R ²	0.903	0.903	0.839	0.839

① 城投债的发行条件需要满足其政府债务率不超过 100% 或负债率不超过 60%，部分地级市存在着受到约束条件而不能进行债务扩张的因素，因此将这部分样本剔除。

由表3的回归结果可以看到,人口流出地的地方政府债务扩张对人均GDP起到显著负向作用,而人口流入地其地方政府债务扩张与人均GDP之间呈现不显著关系。这说明人口流出地的地方政府债务扩张对区域居民福利起到显著恶化作用,而对于人口流入地而言则不存在这一效应。通过对比表2、表3的回归结果,对于人口流入地而言,其地方政府债务扩张对人均GDP的回归系数均无法通过5%的显著性假设,难以进行经济学含义的分析。其回归系数的不稳健,可能的原因是两者不具备显著关系导致的结果不稳定,但从显著性这一角度分析,都表明两者是不存在显著关系的,研究结论具备一定的稳健性。

表4 发债发行规模回归结果2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	GDP			
人口流动方向	<i>flow</i> <0	<i>flow</i> <0	<i>flow</i> >0	<i>flow</i> >0
<i>debt</i> 1	0.000 (0.001)		0.002*** (0.001)	
<i>debt</i> 2		0.000 (0.001)		0.0011* (0.0006)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
观测值	695	695	1607	1607
<i>R</i> ²	0.996	0.996	0.996	0.996

由表4的回归结果可以看到,人口流出地的地方政府债务扩张与GDP呈现不显著关系,人口流入地其地方政府债务扩张则显著促进GDP增长。这说明人口流出地的地方政府扩张与经济发展不存在显著关系,而人口流入地的地方政府债务扩张则能够显著推动经济发展。为确保研究的稳健性,本文进一步由新口径的城投债基础数据库中的以HIS变换计算发债金额展开估计,结果保持稳健^①。

(二) 改变人口流动估计的稳健性检验

为确保研究的准确性,我们进一步改变对人口流动的识别方式,分别以市辖区人口流动规模、基于人

口普查的人口流动规模、收缩城市识别对人口流出地地方政府债务扩张与区域经济发展间的关系展开识别。其中市辖区人口流动规模的测算,参考常晨和陆铭(2017)^[20]的做法,以市辖区人口规模对人口流动进行识别。由于市辖区的净迁移人口也能较好地反映人口净流入的地区差异(颜咏华和郭志仪,2015^[57]),因此本文采用《中国城市统计年鉴》中市辖区户籍人口数据差分对人口流出地展开稳健性检验。基于人口普查的人口流动规模以第六次、第七次人口普查数据比较地级市层面人口流动情况得到。在收缩城市识别方面,研究采用张学良等(2016)^[58]利用“五普”“六普”数据识别出的收缩城市为依据展开稳健性检验。具体结果见表5~表7^②。

表5 基于市辖区净迁移人口的稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均GDP		GDP	
人口流动方向	<i>flow</i> <0	<i>flow</i> >0	<i>flow</i> <0	<i>flow</i> >0
<i>debt</i> 1	-0.007* (0.004)	0.003 (0.004)	0.001 (0.001)	0.0012** (0.0005)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
观测值	460	1818	460	1818
<i>R</i> ²	0.845	0.991	0.991	0.997

表6 基于人口普查流动人口的稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均GDP		GDP	
人口流动方向	<i>flow</i> <0	<i>flow</i> >0	<i>flow</i> <0	<i>flow</i> >0
<i>debt</i> 1	-0.006* (0.003)	0.003 (0.003)	0.0003 (0.0008)	0.0013*** (0.0004)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
观测值	1046	1258	1046	1258
<i>R</i> ²	0.881	0.874	0.994	0.998

① 受篇幅限制,以单笔平均发债金额展开的稳健性估计结果略,感兴趣的读者可向作者索要。

② 受篇幅限制,以单笔平均发债金额、HIS变换计算发债金额回归结果保持稳健,估计结果略,感兴趣的读者可向作者索要。

表7 基于收缩城市识别的稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均GDP		GDP	
人口流动方向	收缩城市	非收缩城市	收缩城市	非收缩城市
<i>debt1</i>	-0.011** (0.005)	0.005 (0.025)	0.0006 (0.0011)	0.0014*** (0.0005)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
观测值	489	1824	489	1824
<i>R</i> ²	0.862	0.885	0.996	0.996

由表5~表7的回归结果可以看到,改变人口流动的识别方式后,人口流出地的地方政府债务扩张对人均GDP依旧存在显著的负向作用,同时人口流入地的地方政府债务扩张对城市GDP也保持正向推动

作用。通过一系列改变人口流动识别方式的稳健性检验说明研究结论具备较高的稳健性。

(三) 内生性检验

由于模型估计可能存在着的偏误及双向因果关系等引发的内生性问题,因此,为解决可能存在的内生性问题,我们进一步采用工具变量法进行两阶段GMM估计。选用地方政府经济增长目标、单笔平均发债金额滞后1期、地方政府负债率滞后1期^①作为工具变量。已有研究发现经济增长目标是地方政府展开债务融资的重要原因(詹新宇和曾傅雯,2021^[59]),并且经济增长目标并不能够直接作用于区域的经济发展,因此本研究选择使用地方政府经济增长目标作为债务扩张的工具变量。同时,地方政府由于存在着借新还旧的举债逻辑(徐军伟等,2020^[40]),使得滞后1期的单笔平均发债金额、债务与当期地方政府债务扩张之间存在显著关联。因此,研究所选择的工具变量从理论上具备可行性。具体结果见表8。

表8 内生性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均GDP		GDP	
人口流动方向	<i>flow</i> <0	<i>flow</i> >0	<i>flow</i> <0	<i>flow</i> >0
<i>debt1</i>	-0.011*** (0.004)	0.0003 (0.0032)	0.0006 (0.0009)	0.0014** (0.0007)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
识别不足检验 <i>P</i> 值	0.000	0.000	0.000	0.000
弱工具变量Cragg-Donald Wald <i>F</i> 值	1366.216	1720.952	1366.216	1720.952
过度识别检验 <i>P</i> 值	0.633	0.683	0.484	0.103
观测值	455	1179	455	1179
<i>R</i> ²	0.896	0.859	0.996	0.996

在对人口流动、地方政府债务扩张与区域经济发展的两阶段GMM估计中,人口流出地、人口流入地的地方政府债务扩张对区域经济发展的回归系数与基本回归结果相符,并且通过了识别不足、弱工具变量、过度识别的检验要求,说明研究结论具备较高的科学性与可信性。

(四) 人口流动规模的效应分析

为考察人口流动异质对地方政府债务扩张与区域经济发展间的影响关系,我们进一步建立人口流动与地方政府债务扩张的交互项,分别测算人口流出地、人口流入地的人口流动规模对地方政府债务扩张与区域经济发展的边际影响,具体结果见图2。

① 地方政府负债率研究由债务规模/GDP进行衡量。

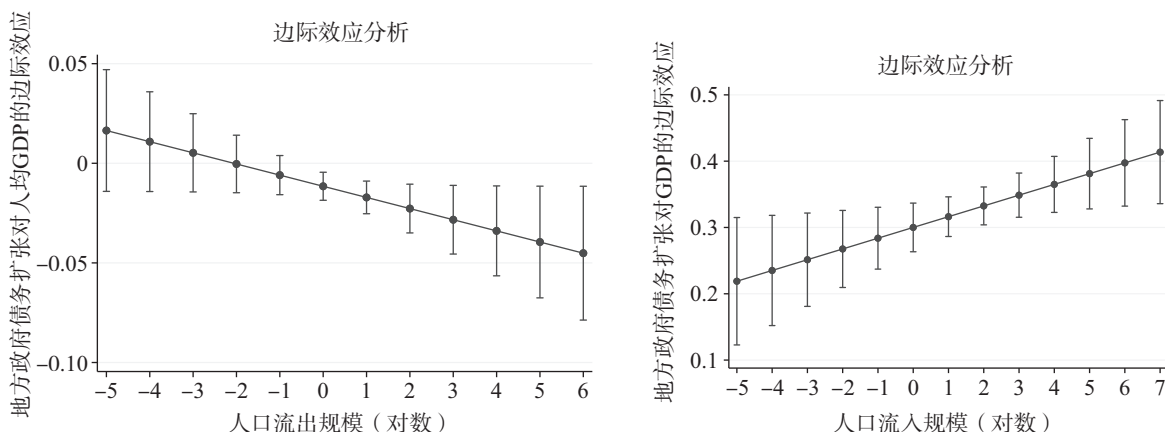


图2 地方政府债务扩张对区域经济发展的边际效应（调节变量：人口流动规模）

由图2的回归结果可以看到，对于人口流出地而言，随着人口流出规模的扩大，地方政府债务扩张对人均GDP的抑制作用不断增强。对于人口流入地而言，随着人口流入规模的扩大，地方政府债务扩张对GDP的促进作用也在不断增强。通过边际效应分析，进一步说明了人口流动的异质性会显著影响着地方政府债务扩张对区域经济发展的作用，人口流出地的地方政府债务扩张将不利于区域的经济的发展，而人口流入地的地方政府债务扩张则能够显著地促进区域经济发展。

（五）进一步机制分析

改革开放后，由于中国快速市场化、工业化、城镇化发展，农村人口大量向东部发展优势地区聚集，客观上导致了中西部地区的人口流出与中国区域发展的不平衡（李洪涛和王丽丽，2020^[60]）。为促进中国区域的协调发展，在2000年后中国地方官员的任职逻辑开始由正向分配转为负向分配，即通过将经济发达地区的官员派遣至欠发达地区以促进其经济发展，实现区域协调发展（Wu和Chen，2016^[61]）。同时，由于债务扩张作为地方政府突破预算软约束，实现以时间换空间的公共投资跨期配置的政策工具，对于东中部地区而言客观上形成了对经济发展的推动作用。而中国欠发达地区与人口流出地之间存在高度的一致性（陆丰刚和陈寅平，2019^[62]），也就使得经济发达地区的官员基于负向分配逻辑，会调任至人口流出地任职，进而导致了东中部地区调任至西部地区任职的官员会将“先进举债发展经验”向西部地区扩散（沈丽和范文晓，2021^[63]）。

为进一步验证通过官员调任所形成的政策扩散对人口流出地举债发展所产生的影响（朱光喜和陈景森，2019^[64]），研究通过收集整理官员由东中部地区

调任至西部地区的经历^①，建立官员西进虚拟变量，设置由东部西进的官员为3，由中部西进的官员为2，没有跨东中西部地区调任经历的官员为1，并进一步对相应的西进级别进行分类^②。研究建立官员西进与地方政府债务扩张交互项，并对官员西进级别进行控制，形成人口流出地的官员西进对地方政府债务扩张与区域经济发展的边际效应分析，结果见图3。

由图3的回归结果可以看到，对于人口流出地而言，由东中部地区调任至西部地区的官员会进一步扩大地方政府债务扩张对人均GDP的抑制作用，并且越是从发达地区调任至西部地区，其对地方政府债务扩张与区域经济发展的边际效应越强。这说明人口流出地期望通过引进官员的方式复制发达地区的成功经验，会显著导致东中部地区官员将“先进举债发展经验”向人口流出地扩散，导致人口流出地脱离比较优势与发展优势，其地方政府债务扩张对区域经济发展起到显著的抑制作用。

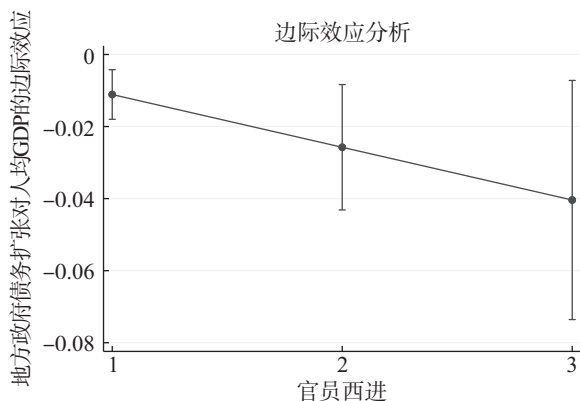


图3 地方政府债务扩张对区域经济发展的边际效应（调节变量：官员西进）

① 研究分别对市长与市委书记的工作经历展开收集整理并进行边际效应分析，结果保持稳健。图3为以市长数据信息样本展开的回归结果。
② 设置无调任经历为1，正科及以下西进为2，副处西进为3，正处西进为4，副厅西进为5，正厅西进为6，副部西进为7的虚拟变量。

六、研究发现与讨论

(一) 研究发现

通过对人口流动、地方政府债务扩张对区域经济发展的理论与实证分析,研究发现如下特征:第一,人口流出地的地方政府债务扩张对人均GDP增长起到显著负向作用,随着人口流出规模的扩大这一抑制作用不断增强。第二,人口流入地的地方政府债务扩张对GDP增长起到显著正向作用,随着人口流入规模的扩大这一推动作用不断增强。第三,由东中部地区调任至西部地区的官员会进一步扩大人口流出地的地方政府债务扩张对人均GDP增长的抑制作用。

(二) 讨论

本研究从文献分析、理论分析与实证分析等方法对人口流动、地方政府债务扩张与区域经济发展间的关系展开分析,接下来针对上述研究发现展开进一步的讨论。

第一,举债发展对于人口流出地而言,是不顾自身比较优势和发展基础的竭泽而渔,并不是实现跨越发展的另辟蹊径。研究从理论与实证两个维度分析论证了人口流出地的地方政府债务扩张对区域经济发展起到抑制作用,不利于人均GDP的增长。虽然人口流出地由于地方政府财政压力较大,存在着债务扩张的内生动力,同时其较为充沛的建设用地指标分配为其举债融资提供了基础条件,但由于人口流出地面临着经济活动减少而导致的投资回报率降低、内需减少、融资成本增加,使得其债务扩张并不能够有效地促进区域经济发展。研究说明举债发展的“促进论”

与“促退论”之争,实际上需要考虑区域异质性,对于人口流出地而言举债发展模式是不利于区域经济发展的竭泽而渔,而对于人口流入地而言举债发展则能够实现对区域经济发展的促进作用。党的二十大报告中强调要完善财政转移支付体系,构建高质量发展的区域经济布局^①。因此,对于人口流出地要进一步完善财政支付制度,实现有效的转移支付,避免地方政府债务盲目扩张,要根据地区比较优势与发展基础实现高质量发展。

第二,“先进举债发展经验”的政策扩散会进一步扩大人口流出地的地方政府债务对区域经济发展的抑制作用。研究发现由东中部地区调任至西部的官员会导致人口流出地的地方政府债务对区域经济发展的抑制作用边际提高。在实施西部大开发战略后,地方官员的调配任职由正向分配转向负向分配,中央期望通过以官员调任的方式推动发达地区的先进发展经验向欠发达地区扩散(Wu和Chen, 2016^[61])。但研究论证了对于人口流入地而言其地方政府债务扩张对区域经济发展具备显著促进作用,而对于人口流出地则呈现负向作用。这说明简单照搬发达地区发展经验,忽视人口流出地比较优势、产业结构、区位条件,“先进举债融资经验”并不能够实现人口流出地另辟蹊径的跨越式发展。因此,新时代下实现区域协调发展需要发挥各地区的比较优势,在官员的培养调任与政府治理现代化建设过程中,要强化对客观经济发展规律的认识(姚洋等, 2020^[65]),避免原有的举债发展、投资拉动、唯GDP论的路径依赖,因地制宜、因城施策地构建高质量发展动力系统。

参考文献

- [1] 徐长生,程琳,庄佳强. 地方债务对地区经济增长的影响与机制——基于面板分位数模型的分析 [J]. 经济学家, 2016 (5): 77-86.
- [2] 缪小林,伏润民. 地方政府债务对县域经济增长的影响及其区域分化 [J]. 经济与管理研究, 2014 (4): 35-40.
- [3] 胡奕明,顾伟雯. 地方政府债务与经济增长——基于审计署2010—2013年地方政府性债务审计结果 [J]. 审计研究, 2016 (5): 104-112.
- [4] 刁伟涛. 债务率、偿债压力与地方债务的经济增长效应 [J]. 数量经济技术经济研究, 2017 (3): 59-77.
- [5] Pegkas P. The Effect of Government Debt and Other Determinants on Economic Growth: The Greek Experience [J]. Economics, 2018, 6 (1): 10.
- [6] Ehikioya B I, Omankhanlen A E. Impact of Public Debt on Economic Growth: Evidence from Nigeria [J]. Montenegrin Journal of Economics, 2021, 17 (1): 97-109.
- [7] Abubakar A B, Mamman S O. Permanent and Transitory Effect of Public Debt on Economic Growth [J]. Journal of Economic Studies, 2021, 48 (5): 1064-1083.
- [8] Mohanty R K. Fiscal Deficit and Economic Growth Nexus in India: A Simultaneous Error Correction Approach [J]. Journal of Quantitative Economics, 2020, 18 (3): 683-707.
- [9] Rant V, Marinc̆ M, Porenta J. Debt and Convergence: Evidence from the EU Member States [J]. Finance Research Letters, 2021, 39: 101617.
- [10] Yoong F T, Latip A, Sanusi N A, et al. Public Debt and Economic Growth Nexus in Malaysia: An ARDL Approach [J]. Journal of Asian Finance

① 《高举中国特色社会主义伟大旗帜为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》(2022年10月16日发布)。

- Economics and Business, 2020, 7 (11): 137-145.
- [11] 龚强, 王俊, 贾坤. 财政分权视角下的地方政府债务研究: 一个综述 [J]. 经济研究, 2011 (7): 144-156.
- [12] Checherita-Westphal C, Rother P. The Impact of High Government Debt on Economic Growth and its Channels: An Empirical Investigation for the Euro area [J]. European Economic Review, 2012, 56 (7): 1392-1405.
- [13] 吕健. 地方债务对经济增长的影响分析——基于流动性的视角 [J]. 中国工业经济, 2015 (11): 16-31.
- [14] 韩健, 程宇丹. 地方政府债务规模对经济增长的阈值效应及其区域差异 [J]. 中国软科学, 2018 (9): 104-112.
- [15] Kamiguchi A, Tamai T. Public Investment, Public Debt, and Population Aging under the Golden Rule of Public Finance [J]. Journal of Macroeconomics, 2019, 60: 110-122.
- [16] 曹光远, 张曾莲. 地方政府债务影响经济增长质量的空间效应与门槛效应研究 [J]. 现代经济探讨, 2020 (8): 57-68.
- [17] 毛文峰, 陆军. 蔓延的城市发展模式与地方公共财政负担 [J]. 财政研究, 2019 (11): 64-76.
- [18] 陈诗一, 汪莉. 中国地方债务与区域经济增长 [J]. 学术月刊, 2016 (6): 37-52.
- [19] Azarnert L V. Migration, Congestion and Growth [J]. Macroeconomic Dynamics, 2018, 23 (8): 1-30.
- [20] 常晨, 陆铭. 新城之殇——密度、距离与债务 [J]. 经济学 (季刊), 2017 (4): 1621-1642.
- [21] 卢洪友, 朱耘. 城镇化、人口流动与地方政府债务水平——基于中国地级市的经验证据 [J]. 经济社会体制比较, 2020 (1): 9-21.
- [22] 杨利雄, 权一章. 人口流动与地方政府债务可持续性——来自市级政府的经验证据 [J]. 财会月刊, 2020 (24): 121-129.
- [23] Halebić J, Močević A. Analysis of Public Debt at Subnational Government Levels: Evidence from Cantons in the Federation of Bosnia and Herzegovina [J]. The South East European Journal of Economics and Business, 2020, 15 (2): 109-123.
- [24] 甘行琼, 刘大帅, 胡朋飞. 流动人口公共服务供给中的地方政府财政激励实证研究 [J]. 财贸经济, 2015 (10): 87-101.
- [25] 刘焯辉, 沈可挺. 中国地方政府公共资本融资: 问题、挑战与对策——基于地方政府融资平台债务状况的分析 [J]. 金融评论, 2011 (3): 1-18, 123.
- [26] Patillo C, Ricci L A. External Debt and Growth [J]. Review of Economics and Institutions, 2011, 2 (3): 30.
- [27] Ji Y, Guo X, Zhong S, et al. Land Financialization, Uncoordinated Development of Population Urbanization and Land Urbanization, and Economic Growth: Evidence from China [J]. Land, 2020, 9 (12): 481.
- [28] 陆铭. 劳动经济学: 当代经济体制的视角 [M]. 上海: 复旦大学出版社, 2002: 163.
- [29] 王增文. 人口迁移、生育率及人口稳定状态的老龄化问题研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2014 (10): 114-120.
- [30] 贾小玫, 张喆, 郑坤拾. 全要素背景下人口迁移对我国省际间经济差距影响的分析 [J]. 中央财经大学学报, 2013 (9): 64-70.
- [31] 侯伟凤, 田新民. 地方政府债务的引资效应: 理论分析与实证检验 [J]. 云南财经大学学报, 2021 (1): 1-18.
- [32] 习近平. 推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局 [J]. 奋斗, 2019 (24): 4-8.
- [33] 钱学锋, 黄玖立, 黄云湖. 地方政府对集聚租征税了吗? ——基于中国地级市企业微观数据的经验研究 [J]. 管理世界, 2012 (2): 19-29, 187.
- [34] 陆铭, 张航, 梁文泉. 偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资 [J]. 中国社会科学, 2015 (5): 59-83, 204-205.
- [35] 刘大帅, 甘行琼. 公共服务均等化的转移支付模式选择——基于人口流动的视角 [J]. 中南财经政法大学学报, 2013 (4): 13-20, 158.
- [36] 余靖雯, 王敏, 郭凯明. 土地财政还是土地金融? ——地方政府基础设施建设融资模式研究 [J]. 经济科学, 2019 (1): 69-81.
- [37] 陆铭. 大国发展——论中国经济的欧洲化 [J]. 当代财经, 2015 (6): 3-13.
- [38] 龙瀛, 吴康. 中国城市化的几个现实问题: 空间扩张、人口收缩、低密度人类活动与城市范围界定 [J]. 城市规划学刊, 2016 (2): 72-77.
- [39] 孙平军, 王柯文. 中国东北三省城市收缩的识别及其类型划分 [J]. 地理学报, 2021 (6): 1366-1379.
- [40] 徐军伟, 毛捷, 管星华. 地方政府隐性债务再认识——基于融资平台公司的精准界定和金融势能的视角 [J]. 管理世界, 2020 (9): 37-59.
- [41] 陆铭, 常晨, 王丹利. 制度与城市: 土地产权保护传统有利于新城建设效率的证据 [J]. 经济研究, 2018 (6): 171-185.
- [42] 陆铭, 李鹏飞, 钟辉勇. 发展与平衡的新时代——新中国70年的空间政治经济学 [J]. 管理世界, 2019 (10): 11-23, 63, 219.
- [43] 茅锐, 徐建伟. 人口转型、消费结构差异和产业发展 [J]. 人口研究, 2014 (3): 89-103.
- [44] 杨子晖. 政府债务、政府消费与私人消费非线性关系的国际研究 [J]. 金融研究, 2011 (11): 88-101.
- [45] 李晓春, 董哲昱. 污染消费与污染治理技术水平的进步: 环境、失业和福利 [J]. 中国经济问题, 2017 (6): 34-43.
- [46] 张启迪. 政府债务对经济增长的影响存在阈值效应吗——来自欧元区区的证据 [J]. 南开经济研究, 2015 (3): 95-113.
- [47] 郑思齐, 孙伟增, 吴璟, 武贻. “以地生财, 以财养地”——中国特色城市建设投融资模式研究 [J]. 经济研究, 2014 (8): 14-27.
- [48] 徐占东, 王雪标. Ponzi 偿债策略、土地财政与省级政府债务可持续性 [J]. 经济科学, 2016 (1): 17-28.
- [49] 柯淑强, 周伟林, 周雨潇. 官员行为、地方债务与经济增长: 一个综述 [J]. 经济体制改革, 2017 (4): 12-19.
- [50] 钟辉勇, 陆铭. 中国经济的欧洲化——统一货币区、央地关系和地方政府债务 [J]. 学术月刊, 2015 (10): 63-71.
- [51] 纪志宏, 周黎安, 王鹏, 赵鹰妍. 地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据 [J]. 金融研究, 2014 (1): 1-15.
- [52] 曹婧, 毛捷, 薛熠. 城投债为何持续增长: 基于新口径的实证分析 [J]. 财贸经济, 2019 (5): 5-22.
- [53] 段成荣, 孙玉晶. 我国流动人口统计口径的历史变动 [J]. 人口研究, 2006 (4): 70-76.
- [54] 贾小玫, 郑坤拾, 张喆. 人口迁移对我国经济差距的收敛与发散效应分析 [J]. 统计与决策, 2013 (19): 109-112.
- [55] 杨晓军. 城市差异化公共服务对人口空间集聚的影响——基于我国地级市动态空间杜宾模型的分析 [J]. 城市问题, 2020 (6): 12-19.

(下转第28页)

政府采购与企业 ESG 表现

——基于 A 股上市公司的经验证据

Government Procurement and Enterprise ESG Performance: Based on the Empirical Evidence of A-share Listed Companies

姜爱华 张鑫娜 费堃桀

JIANG Ai-hua ZHANG Xin-na FEI Kun-jie

[摘要] 高质量发展是“十四五”乃至更长时期我国经济社会发展的核心内容，也是政府履行公共服务职能关注的重点。企业作为市场经济的主体，显然是推动我国经济高质量发展的重要一环。财政政策如何影响企业 ESG 表现助推企业高质量发展？目前鲜有文献从政府采购角度考察。笔者以 2015—2021 年 A 股上市公司为研究对象，实证检验了政府采购对企业 ESG 表现的影响。研究发现，政府采购对提高企业 ESG 表现发挥了正向激励效应；通过异质性分析发现，这种正向激励作用对规模较大的企业、重污染行业和处于成熟期之后的企业更为显著；从作用机制来看，政府采购可以通过缓解企业融资约束、改善企业内部控制以及提高企业的市场关注度等渠道为企业提升 ESG 表现提供内在激励和外在动力。因此，政府应当制定更加具有针对性的政府采购政策设计，推动我国企业 ESG 表现稳步提高；同时企业应当结合自身现状，积极参与政府采购活动，为自身的可持续发展获取资源支持。

[关键词] 政府采购 ESG 表现 融资约束 市场关注度 内部控制

[中图分类号] F812.45 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 07-0015-14

Abstract: High-quality development is the core content of economic and social development in the “14th Five-Year Plan” and even longer period. It is also the focus of the government’s performance of public service function. As the main body of the market economy, enterprises are obviously an important part of promoting the high-quality development of our economy. How does fiscal policy affect enterprise ESG performance and promote high-quality development of enterprises? at present, there are few literatures from the perspective of government procurement. This paper takes A-share listed companies from 2015 to 2021 as the research object to empirically test the impact of government procurement on corporate ESG performance. The results show that government procurement has a positive incentive effect on improving the ESG performance of enterprises. Through the heterogeneity analysis, it is found that the positive incentive effect is more significant for large scale enterprises, heavily polluting industries and enterprises in the mature stage. From the perspective of mechanism, government procurement can provide internal incentive and external motivation for enterprises to improve their ESG performance through such channels as easing financing constraints, improving internal control and increasing market attention of enterprises. Therefore, the government should make more targeted government procurement policy design to promote the steady improvement of the ESG performance of Chinese enterprises; at the same time, enterprises should combine their own status quo, actively participate in government procurement activities to obtain resources for their own sustainable development.

Key words: Government procurement ESG performance Financing constraints Market attention Internal controls

[收稿日期] 2023-02-03

[作者简介] 姜爱华，女，1977年3月生，中央财经大学财政税务学院教授，博士生导师，研究方向为财政理论与政策、政府采购管理；张鑫娜，女，1994年11月生，中央财经大学财政税务学院博士研究生，研究方向为财政理论与政策、政府采购管理；费堃桀，男，1993年7月生，中央财经大学财政税务学院博士研究生，研究方向为财政理论与政策、政府采购管理。本文通讯作者为姜爱华，联系方式为 aiwajiang@cufe.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“政府预决算视角下提升我国国家创新体系整体效能的财政体制与政策研究”（项目编号：20AJY020）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言与文献综述

党的二十大报告指出，高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。要加快构建新发展格局，着力推动高质量发展。要把新发展理念贯彻到经济社会发展全过程和各领域，在创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展、共享发展方面协同发力、形成合力；加快发展方式绿色转型，深入推进污染防治，提升生态系统多样性、稳定性、持续性，积极稳妥推进“碳达峰”与“碳中和”。这些重大战略举措，为 ESG 理念在中国落地实践提供了宝贵的历史新机遇。早在 2004 年，联合国全球契约组织（UN Global Compact）首次提出 ESG（Environment、Social and Governance，ESG）概念。2006 年联合国牵头发起的责任投资原则组织（UNPRI）提出了 ESG 投资理念，即“关注企业在环境、社会、治理方面的绩效而非仅关注传统财务绩效的投资理念”。从其包含的核心内容可以看出，ESG 的本质与高质量发展的内在要求高度契合。

作为市场经济发展的微观主体，企业是推动经济高质量发展的核心环节，企业 ESG 表现直接关系到我国能否实现经济高质量发展。从企业视角来看，传统的观念中，企业发展的核心目标是优化经营状况、提高财务水平以实现股东“利益最大化”。这也容易造成企业为追求短期利益而做出损害企业相关者利益、污染环境等，严重损害了生态环境和社会发展的长远利益等不利于企业长远发展的短视行为。因此，如何引导企业转变发展观念，提高企业 ESG 表现，实现自身转型升级，是“十四五”时期乃至更长远时期的重要课题。在实践中，我国的政府机构、证券交易所、投资者等各方主体对企业 ESG 表现的关注程度不断提高。一是政府在制度建设中逐渐发力。以中央企业（下简称央企）ESG 政策为例，2021 年，《中央企业社会责任蓝皮书》与《中央企业上市公司 ESG 蓝皮书（2021）》中公布了央企“ESG·先锋 50 指数”，对 ESG 管治、社会价值和社会环境风险管理进行综合评价，国务院国资委明确将 ESG 纳入中央企业履行社会责任的重点工作；2022 年，国务院国资委发布《提高央企控股上市公司质量工作方案》，要求央企上市公司贯彻落实新发展理念，探索建立健全 ESG 体系，力争 2023 年实现 ESG 相关专

项报告披露的全覆盖。二是上市公司 ESG 信息披露意愿和水平明显提升，主动进行 ESG 信息披露的 A 股上市公司数量也逐年增加；2021 年，我国主动披露社会责任报告的上市公司共有 1 366 家（剔除 2022 年新上市的公司），占全部上市公司的 29.42%，比 2020 年增加了 2.52%。三是国内相关机构明显提高了对 ESG 评级工具的重视，如商道融绿、平安、中证指数、华证指数、万得等，均提供了专业的 ESG 评级服务。在我国完成“碳达峰、碳中和”目标和实现高质量发展的过程中，企业 ESG 责任的履行与表现俨然成为其中的关键环节，未来对企业 ESG 领域进行深入研究也符合我国经济高质量发展的时代要求。

已有研究中，学者更多关注于企业 ESG 表现的影响效果，发现企业 ESG 表现对财务绩效（王双进等，2022^[1]；Zerbib，2019^[2]；Aouadi 和 Marsat，2018^[3]）、企业公司价值（王波和杨茂佳，2022^[4]；王晓红等，2023^[5]；Duque-Grisales 和 Aguilera-Caracuel，2021^[6]；Flammer 等，2021^[7]）、企业成长（李思慧和郑素兰，2022^[8]）资本市场投资（Pedersen 等，2021^[9]）等方面的影响显著。专门探讨企业 ESG 表现的影响因素的文献较为有限，归纳来看主要集中于税收政策、制度压力、政府债务等外部因素与企业内部管理结构、财务状况、资本结构等内部因素两类。张慧和黄群慧（2022）^[10]发现强制性、模仿性同形制度压力显著正向影响上市公司 ESG 责任履行。规范性同形制度压力显著负向影响上市公司 ESG 责任履行；王珮等（2021）^[11]和王禹等（2022）^[12]从税制绿色化角度出发，发现《环境保护税法》的颁布能有助于提高重污染企业的可持续发展能力，当企业市场价值较低、财务风险较高、资本市场关注较多以及地方财政收入较少时，税制绿色化对重污染企业 ESG 的提升作用更强。张曾莲和邓文悦扬（2022）^[13]发现地方政府债务能通过融资约束的中介作用显著降低企业 ESG 表现。柳学信等（2022）^[14]从企业内部管理结构研究，发现企业党组织治理对 ESG 表现有正向影响，且党组织成员进入董事会发挥的作用和影响比党组织进入高管层更加明显和有效，对非国有企业尤其显著。孙冬等（2019）^[15]发现较强的偿债能力、盈利能力和合理的资本结构可以改善公司 ESG 表现，但良好的营运能力会使公司忽视可持续发展的重要

性。DasGupta (2022)^[16]利用跨国数据研究发现,财务业绩不佳会促使企业改善 ESG 行动,ESG 争议在此过程中发挥积极的中介作用,但当企业受到高 ESG 争议制约时,他们不会采取更多的 ESG 行动。Azar 等 (2021)^[17]研究发现,投资公司“三巨头”(BlackRock、Vanguard 和 State Street Global Advisors)的所有权与企业碳排放量之间存在显著而稳健的负相关关系,且这种关系在“三巨头”公开承诺要解决 ESG 问题后更加明显。

从 ESG 中包含的关键要素来看,以环境、社会责任、公司治理为核心的企业高质量发展方式蕴含了部分准公共物品属性,企业在履行社会责任的过程中会对社会产生正外部效应,这意味着企业选择高质量发展的决策可能存在市场失灵,需要发挥政策引导作用以弥补市场失灵。在财政政策激励机制上,财政政策主要通过税收优惠、支出补贴、政府采购等方式对企业进行精准扶持,提升其发展意愿和能力。伴随着近几年经济下行、宏观经济加速去杠杆的趋势,特别是受后疫情时期的影响,当前财政压力明显增加,仅依靠传统的政府补贴、税收优惠对企业进行“单向输血”显然无法成为长久之计(姜爱华等,2022^[18])。与此相反,政府采购在经济下行时期发挥的政策效果往往更大(武威和刘国平,2021^[19];Aschhoff 和 Sofka,2009^[20])。从采购规模来看,2003 年我国政府采购金额为 1 659.43 亿元,占当年财政支出的比重为 6.73%,2021 年全国政府采购金额已经达到 36 399 亿元,在财政支出中的占比上升至 14.82%^①,表现出可观的增长潜力。从制度建设情况看,2003 年《中华人民共和国政府采购法》(以下简称《政府采购法》)的出台正式从法律层面确立了政府采购的基本制度,其第九条明确规定了政府采购承载着包括环保、扶贫、支持中小企业等在内的政策功能,在此后新一轮深化改革修订中进一步细化,2022 年 7 月《中华人民共和国政府采购法(修订草案征求意见稿)》二稿新增政府采购政策一章,在采购政策目标中增加支持创新、新增单独条款支持中小企业、细化支持绿色发展内容等,这表明“政府”作为市场上最大的购买主体,通过采购需求撬动市场,在支持企业高质量发展、加快产业转型升级的作用中越发凸

显。这在已有关于政府采购政策功能影响效果的相关研究中得到了印证。现有文献发现,政府采购能够稳定经济发展、调节区域不平衡(姜爱华和朱晗,2018^[21];武威等,2022^[22]),发挥环保治理、促进经济可持续发展的目的(姜爱华,2007^[23];张沁琳,2019^[24];桂黄宝等,2021^[25]),保护与扶持中小企业的发展(程颖慧和赵苒琳,2015^[26];刘政和王乐,2018^[27]),以及促进科技创新(姜爱华和费堃桀,2021^[28];窦超等,2022a^[29]),实现宏观调控、经济高质量发展的目标。

本文从企业 ESG 角度出发,探讨政府采购的政策效应及其影响机制,通过手工整理中国政府采购网的政府采购合同公告相关信息,包括供应商名称、合同金额、签订日期等,将供应商名称与上市公司名称相匹配,得到上市公司获得政府采购订单的相关数据,进而检验在政府采购的政策激励下,企业能否提升高质量发展理念进行污染治理、承担社会责任以及提高公司治理能力,提高企业 ESG 的综合表现。区别于现有研究,本文的边际贡献主要体现在以下方面:

第一,围绕以 ESG 为核心的企业高质量发展主题,丰富政府采购政策功能的分析框架。现有文献多聚焦于创新能力、扶贫水平、环保治理等单一维度探讨政府采购的经济效果,企业作为市场的经济主体,其环境、社会责任与公司治理三方面表现往往紧密相关,共同反映出企业的发展质量与未来发展前景。本研究立足企业高质量发展的整体视角,丰富了政府采购与企业行为的研究内容,完善政府采购政策的作用路径。第二,从不同主体视角出发,扩展了企业 ESG 影响因素的相关研究。现有研究更多关注于企业 ESG 表现的影响效应,由此发现 ESG 具有不同的经济后果,但目前对提升企业 ESG 表现的影响因素研究尚有扩展空间,因此本文重点研究以政府采购作为重要因素,探讨其对企业 ESG 表现的影响效应与作用机制,力图补充和拓展现有 ESG 相关领域研究。第三,系统剖析并验证了政府采购对企业 ESG 表现的影响机制。本文分别从融资约束、市场关注与内部控制角度探索政府采购发挥作用的机制。研究发现政府采购一是能够缓解企业融资约束,增加企业 ESG 相关投入;

① 数据来源:财政部官网、全国统计年鉴。

二是可以提高企业的市场关注度,形成有力外部监督约束;三是有效激励企业提升内部控制水平,改善自身 ESG 表现。本文研究结论为我们了解政府采购如何在高质量发展中发挥引导作用提供了微观经验。

本文后续安排如下:第二部分为理论分析与研究假设;第三部分为研究设计;第四部分为实证结果与分析;第五部分进一步分析了政府采购影响企业 ESG 表现的作用机制;第六部分为研究结论与政策启示。

二、理论分析与研究假设

(一) 政府采购与企业 ESG 表现

ESG 理念作为社会责任理念(CSR)的扩展与延伸,其本质在于加强企业自身经营管理水平,提高企业社会责任意识,同时规避环境、治理等方面的风险,核心目标与政府的社会目标具有统一性(柳学信等,2022^[14])。与传统财务指标相比,ESG 最大的特点是其更侧重于环境、社会和治理统一发展的指标衡量。其中 E 反映着企业在环境治理、能源利用、绿色创新等环境责任方面的行为投入;S 反映着企业在扶贫、劳动规范、产品责任等社会责任方面的支出贡献;G 反映着企业在治理结构、治理机制、治理行为等方面的治理体系(Michaud 和 Magaram, 2006^[30])。企业环境、社会与治理的表现共同影响了企业能否实现高质量发展。根据产权经济理论可知,公共资源产权界定不明晰造成的市场调节机制失灵是企业提高 ESG 表现动力不足的重点与难点(王禹等,2022^[12]; Orsato, 2006^[31]),这就离不开政府对市场加以必要的政策引导。而政府采购通过市场购买行为完成财政扶持的政策功能,可以有效弥补传统“单向输血”的财政扶持手段不足,通过有效的市场需求引导企业供给,帮助企业提高 ESG 表现,实现企业高质量发展。

在政府采购实施过程中,一方面,政府采购可发挥其订单规模大、周期长、价值高的优势缓解企业为提高 ESG 表现产生的生产经营压力。政府作为最大的采购主体,其对整个市场的影响不容小觑。加之自身具有较高的公信力,通常情况下,政府一旦签订采购合同,除发现供应商在履行合同时存在违规违法行为外,一般不会轻易更换供应商企业,因此大大降低了合同的违约风险,为企业提供长期稳定且有效的需求,进一步减轻了企业为提高加大环境治理、绿色创新、承担社会责任、提高治理水平而形成的营业负担

(Dhaliwal 等,2016^[32]; Cohen 和 Li, 2020^[33])。另一方面,政府采购可以通过设定具有导向性的采购需求标准,在分担供应商提高 ESG 表现的成本负担的同时可以激发企业履行环境、社会、治理等责任的内在动力。与私人采购以成本最低的经济最优化采购目标不同,政府采购以其独特的采购主体,先天决定了采购目标具有经济与社会的双重属性,因此在采购前期对采购需求加以条件限制,突出采购需求的社会效应,有效设置供应商企业评选标准、科学改善具有 ESG 特点的相关产品及服务采购实施程序,通过将需求与采购程序的紧密结合,提高企业高质量发展的行为动机(韩旭和武威,2021^[34])。由此,本文提出第一个假设:

H1: 政府采购能够提高企业 ESG 表现。

(二) 政府采购影响企业 ESG 表现的内在机制

除上述直接作用外,从内在的传导路径来看,政府采购对企业 ESG 表现的影响主要通过以下几个方面实现。

1. 企业融资约束程度。

融资约束在政府采购与企业 ESG 发展的关系中扮演着重要角色。从生产经营角度来看,与传统经营活动相比,企业 ESG 投入的外部特性明显,生产成本提高的客观要求使得企业对资金的需求量巨大(Clarkson 等,2004^[35]; Porte 和 Van, 1995^[36]),在资本市场不完全竞争和信息不对称的现实条件下,融资约束往往是企业长期战略决策中选择高质量发展的最大掣肘(陈峻和郑惠琼,2020^[37]; 杨国忠和席雨婷,2019^[38])。因此,基于预防性动机,在融资约束限制下的企业偏好选择保守型发展策略,降低 ESG 发展的相关资金投入以确保短期内经营收益稳定。除了提供直接需求来为企业提供长期持续性的现金流外,政府采购还可以成为影响企业融资约束限制的间接渠道,以此为企业提升 ESG 表现提供激励。从传导机制上具体来看,政府采购部门在实施政府采购过程中,可以依托政府采购订单为供应商提供信用担保,有效改善企业与金融机构之间的信息不对称问题,构建新型的“政-银-企”关系,使得中标企业能够凭借政府采购订单更为便捷有力地获取外部市场信贷融资支持,有效缓解在经营过程中企业面临的提高 ESG 相关领域发展需求与保证企业持续生产运营之间的矛盾,进而支持企业开展优化自身环境表现与社会责任表现的发展行为。从实践情况来看,近几

年,随着实施预付制、明确信用融资、鼓励金融机构优化“政采贷”服务模式等方式落地实施,我国各级政府不断完善和制定采购信贷政策中不断尝试,取得显著突破(于渤和余良如,2022^[39])。由此,本文提出第二个假设:

H2: 政府采购可以通过降低企业融资约束来提升企业 ESG 表现。

2. 内部控制水平。

内部控制制度是保障企业生产经营活动、约束领导层管理行为的重要制度(王伊攀和朱晓满,2022^[40])。内部控制水平能够影响企业 ESG 表现的主要原因如下:第一,企业的内部控制水平更高,往往会对公司内部工作环境与员工专业素质提出更高要求,这些正是提高公司治理表现的关键要素。第二,有效的内部控制可以保证财务数据的真实完整,及时纠错,对预防企业违规违法行为形成有效的内在约束。第三,企业内部控制水平更高对于制衡利益相关者权力具有积极影响,股东、董事会、监事会等代表的各方利益相关者构成的治理结构是公司治理的核心内容之一,企业在健全内部控制下可以有效避免企业内部的信息不对称问题,公允有效的信息更有利于各方权力的制衡,对于提高公司治理表现具有积极意义。第四,有效的内部控制有助于企业改善生产管理,进一步促进企业社会责任的规范管理,制定企业社会责任的决策机制,以此规避企业在承担社会责任时带来的消极影响,实现企业 ESG 表现的提升。从政府采购来看,由于政府与一般采购人地位属性差异,政府采购天然具有参与者与监督者的双重身份。从监督管理角度来看,在政府采购过程中,政府必然会以更加严格的标准选择供应商企业。除了考虑采购产品的质量好坏、是否符合政策导向要求外,根据《政府采购法》规定可知,包括企业自身形象、信用状况等都会作为政府采购重点参考的指标^①。在政府高影响、高威慑的监督下,政府采购往往对企业内部控制水平有更有力的外部约束(窦超等,2020b^[41])。由此,本文提出第三个假设:

H3: 政府采购可以通过提高企业内部控制水平来提升企业 ESG 表现。

3. 市场关注程度。

利益相关者理论指出,利益相关者是企业最主要的资源来源。企业与利益相关者之间的关系决定了各利益相关者在向企业提供资源时可以对企业的发展决策施加影响。在市场中,利益相关者对企业社会责任表现出更高的期望时,企业应当积极履行社会责任,以满足利益相关者的期待,达到与外部利益相关者建立良好关系的目的(Bertels 和 Peloza, 2008^[42])。已有研究表明资本市场在对企业投资时,对于 ESG 风险因素的关注程度不断提高(Flammer, 2021^[43]; Bolton 和 Kacperczyk, 2021^[44]),市场关注的提升必然会对企业 ESG 发展产生影响。从政府采购活动来看,政府的公共属性决定了政府采购订单可以起到信号传递的作用:根据信号传递理论和声誉理论,政府采购通过信息公开的方式为获得采购订单的企业传递出积极可信的信号,市场和机构感知到企业更多正向利好的信息后,会间接影响到分析机构的关注重点与市场的投资方向(武威和刘玉廷,2020^[45]),对于企业而言,市场机构作为资本市场中信息的挖掘者、传递者以及企业未来经营的预测者,具有极强的信息中介和外部监督作用。当市场分析机构提高了对政府采购供应商企业的关注度后,企业在面临这种社会监督氛围与可能获取更多社会资源的机会下,势必会影响到企业未来发展决策。因此,政府采购实现以公共需求带动私人需求,通过信息公开强化外部监督,为企业 ESG 发展营造良好的实施环境(韩旭和武威,2021^[34]; Guerzoni 和 Raiteri, 2015^[46])。由此,本文提出第四个假设:

H4: 政府采购可以通过提高企业的市场关注程度来提升企业 ESG 表现。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取 2015 至 2021 年的 A 股上市公司为研究样本,实证检验政府采购对企业 ESG 的影响。其中,政府采购数据来自中国政府采购网,利用 Python 相关技术将政府采购合同订单中的关键信息整理出来,将供应商名称与上市公司名称相匹配,得到上市公司

^① 根据《政府采购法》第二十二条,供应商参加政府采购活动应当具备下列条件:(一)具有独立承担民事责任的能力;(二)具有良好的商业信誉和健全的财务会计制度;(三)具有履行合同所必需的设备和专业技术能力;(四)有依法缴纳税收和社会保障资金的良好记录;(五)参加政府采购活动前三年内,在经营活动中没有重大违法记录;(六)法律、行政法规规定的其他条件。采购人可以根据采购项目的特殊要求,规定供应商的特定条件,但不得以不合理的条件对供应商实行差别待遇或者歧视待遇。

获得政府采购订单的相关数据。2015年3月1日起正式实施的《政府采购法实施条例》第八条明确规定：政府采购项目信息应当在省级以上人民政府财政部门指定的媒体上发布。这意味着2015年之前财政部对于地方政府采购公告并未做出强制集中上传的规定，这一期间中国政府采购网中的采购公告存在样本缺失问题。与之对比，2015年后的政府采购订单数据在中国政府采购网上更为详细、代表性更强（梁平汉和郭宇辰，2022^[47]），因此本文的实证研究始于2015年。

关于企业ESG相关数据，目前许多第三方机构都有自己的评价数据库。考虑到数据的可得性以及和样本时间跨度的匹配性，本文最终选取华证ESG评价数据作为企业ESG表现的代理变量。

其余企业数据来自Wind数据库。基于研究需要，本文对样本数据进行了以下处理：（1）剔除金融类企业；（2）剔除ST、*ST公司；（3）剔除上市年份不足1年的样本；（4）剔除重要财务指标缺失的样本。经过上述数据筛选后，共得到22 619个观测值。此外，本文对所有连续变量均进行了上下1%的缩尾处理。

（二）模型构建与变量选取

为检验政府采购对企业ESG表现的实际影响效

果，构建模型（1）：

$$Esg_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Gp_{i,t} + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Lev_{i,t} + \alpha_4 Wage_{i,t} + \alpha_5 Person_{i,t} + \alpha_6 Growth_{i,t} + \alpha_7 Top_{i,t} + \alpha_8 Dual_{i,t} + \alpha_9 Age_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

被解释变量 *Esg*，代表企业ESG表现，主要包含环境治理、社会责任与公司治理三个维度。本文借鉴王禹等（2022）^[12]的做法，将ESG九档综合评级“AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C”分别赋值为“9-1”，其中数值越大表示企业ESG表现越好，反之则企业ESG表现越差。

解释变量 *Gp*，表示企业获得政府采购的情况。参考武威和刘玉廷（2020）^[45]、姜爱华和费堃堃（2021）^[28]等的研究，本文采用企业获得的政府采购订单金额加1取自然对数的方法对 *Gp* 加以衡量。

此外，参考现有文献，本文对控制变量进行了如下选择：企业规模（*Size*）、资产负债率（*Lev*）、人均薪酬（*Wage*）、人力资源（*Person*）、企业增长水平（*Growth*）、股权集中度（*Top*）、两职合一（*Dual*）与企业年龄（*Age*）。

表1为各变量的具体计算方法。

表1 变量名称、符号及定义

变量类型	变量含义	变量符号	变量计算方式
被解释变量	企业ESG表现	<i>Esg</i>	华证ESG评价指数
解释变量	政府采购	<i>Gp</i>	企业当年获得政府采购订单金额数（元），加1后取自然对数
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	企业年末固定资产的自然对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	企业当年的资产负债率（%）
	人均薪酬	<i>Wage</i>	企业人均薪酬的自然对数
	人力资源	<i>Person</i>	本科以上学历员工占比（%）
	企业增长水平	<i>Growth</i>	营业收入增长率（%）
	股权集中度	<i>Top</i>	前十大股东持股比例（%）
	两职合一	<i>Dual</i>	哑变量，若企业董事长与总经理为同一人，则赋值为1，否则为0
	企业年龄	<i>Age</i>	当年年份减去企业注册年份

四、实证结果与分析

（一）描述性统计分析结果

表2为本文各变量的描述性统计结果。其中：在

企业ESG表现方面，*Esg*最小值为1，最大值为8，表明上市公司之间ESG评级差异较大；平均值为4.1160，表明上市公司的平均评级处于B-BB之间。在政府采购方面，*Gp*标准差为3.6675，且最大值为

26.987 0, 最小值为 0, 表明各上市公司及子公司获取政府采购订单规模比较而言存在较大的内部差异。其他各变量离散程度与差异性程度均处于较为合理的范围。

表 2 描述性统计

	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Esg</i>	22 619	4. 116 0	1. 168 6	1. 000 0	8. 000 0
<i>Gp</i>	22 619	0. 864 0	3. 667 5	0. 000 0	26. 987 0
<i>Size</i>	22 619	22. 262 2	1. 292 5	19. 968 7	26. 249 7
<i>Lev</i>	22 619	41. 234 3	20. 071 3	5. 928 9	88. 721 6
<i>Wage</i>	22 619	11. 773 1	0. 459 0	10. 811 4	13. 070 9
<i>Person</i>	22 619	29. 165 8	22. 181 5	0. 000 0	90. 040 0
<i>Growth</i>	22 619	15. 739 4	34. 709 1	-56. 120 5	190. 038 5
<i>Top</i>	22 619	59. 139 0	14. 946 4	24. 340 0	90. 430 0
<i>Dual</i>	22 619	0. 296 8	0. 456 9	0. 000 0	1. 000 0
<i>Age</i>	22 619	19. 838 6	5. 889 4	3. 000 0	66. 000 0

(二) 基准回归分析结果

表 3 列示了政府采购对企业 ESG 表现的回归结果。其中, 列 (1)、列 (2) 分别为采用 OLS 回归与 Ologit 回归的结果。在列 (1)、列 (2) 中, *Gp* 的系数分别为 0. 028 4 和 0. 052 4, 在 1% 的水平上 *Gp* 与 *Esg* 显著正相关, 表明政府采购可以有效促进企业 ESG 表现的提高。同时, 考虑到政府采购与企业 ESG 表现之间可能存在滞后性影响, 本文对主要解释变量与控制变量均进行滞后一期的处理, 并再次进行 OLS 回归与 Ologit 回归, 结果如表 3 列 (3)、列 (4) 所示。在列 (3)、列 (4) 中, *Gp* 的系数分别为 0. 030 5 和 0. 055 7, 在 1% 的水平上显著为正, 政府采购促进企业 ESG 表现的结论仍然成立。假设 H1 得到验证。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Gp</i>	0. 028 4 *** (8. 960 0)	0. 052 4 *** (8. 760 3)	0. 030 5 *** (7. 924 0)	0. 055 7 *** (7. 896 2)
<i>Size</i>	0. 310 6 *** (23. 369 7)	0. 549 3 *** (22. 464 4)	0. 341 8 *** (23. 588 4)	0. 593 1 *** (22. 608 7)
<i>Lev</i>	-0. 014 8 *** (-18. 749 3)	-0. 025 4 *** (-18. 389 5)	-0. 015 6 *** (-17. 813 0)	-0. 026 0 *** (-17. 303 1)
<i>Wage</i>	-0. 106 2 *** (-2. 747 4)	-0. 184 2 *** (-2. 753 9)	-0. 139 0 *** (-3. 280 6)	-0. 231 4 *** (-3. 226 8)
<i>Person</i>	0. 001 0 (1. 137 8)	0. 001 1 (0. 725 1)	0. 002 2 ** (2. 183 0)	0. 003 0 * (1. 781 0)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Growth</i>	0. 000 6 *** (2. 584 9)	0. 000 8 ** (2. 022 4)	0. 002 4 *** (8. 631 2)	0. 003 9 *** (8. 105 1)
<i>Top</i>	0. 009 1 *** (9. 810 7)	0. 015 7 *** (9. 636 8)	0. 007 2 *** (6. 890 8)	0. 011 9 *** (6. 673 7)
<i>Dual</i>	-0. 003 7 (-0. 142 3)	-0. 004 5 (-0. 099 8)	-0. 029 3 (-1. 001 6)	-0. 055 0 (-1. 110 9)
<i>Age</i>	-0. 008 0 *** (-3. 372 9)	-0. 013 7 *** (-3. 314 9)	-0. 005 5 ** (-2. 077 2)	-0. 009 4 ** (-2. 078 2)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-2. 114 4 *** (-4. 637 3)		-0. 659 9 (-1. 336 0)	
<i>N</i>	22 619	22 619	18 325	18 325
<i>R</i> ² / <i>Pseudo R</i> ²	0. 183 0	0. 066 2	0. 189 0	0. 067 5

注: 括号内为 *t* 值与 *z* 值, ***, **, * 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著; 列 (1)、列 (3) 括号内为聚类在企业层面的稳健 *t* 统计量, 列 (2)、列 (4) 括号内为聚类在企业层面的稳健 *z* 统计量。

(三) 内生性与稳健性检验

1. 内生性检验。

本文的基准回归结果可能会受到反向因果与样本自选择产生的内生性问题的影响。如上文所言, 政府采购能够缓解企业的融资约束、提高企业的内部控制水平、提升资本市场对企业的关注程度, 从而对企业的 ESG 表现产生积极作用; 与此同时, 当企业有着更好的 ESG 表现时, 往往意味着企业可支配的资源较为充沛、企业内部控制水平更高, 在市场竞争中通常处于优势地位, 企业在参与政府采购活动时也就更加容易“脱颖而出”。因此, 为了解决可能存在的内生性问题, 本文参考姜爱华和费堃桀 (2021)^[28] 的做法, 采用工具变量法与倾向匹配得分法予以检验。在工具变量法检验过程中, 本文具体通过以下三种方法分别构造工具变量: 第一, 以年度和行业为标准, 将计算出的个体企业所获政府采购金额均值 (*Gp_Iv1*) 作为工具变量, 使用两阶段最小二乘法进行回归, 结果如表 4 列 (1) 所示。第二, 以企业当年获得的政府采购金额占该行业当年获得政府采购总额的比重 (*Gp_Iv2*) 作为工具变量, 并使用两阶段最小二乘法进行回归, 结果如表 4 列 (2) 所示。第三, 参考 Lewbel (2012)^[48] 提出的利用异方差构造工具变量的方法, 再次进行内生性检验, 结果如表 4 列 (3) 所示; 在倾向匹配得分法检验过程中, 本文以企业规模、资产负债率、人均薪酬、人力资源、企业增长水平、股权

集中度、两职合一以及企业年龄作为匹配变量,采用一对一最近邻匹配并再次进行回归分析,结果如表4列(4)所示。可以看到,在克服了可能存在的内生

性问题后, G_p 与 Esg 的相关回归结果仍显著为正,与上文结论保持一致。

表4 内生性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
G_p_Iv1	0.028 7*** (8.966 5)			
G_p_Iv2		0.028 6*** (5.028 7)		
G_p_Iv3			0.029 3*** (13.738 0)	
G_p				0.036 7*** (6.398 7)
$Size$	0.310 6*** (23.416 8)	0.310 6*** (23.394 7)	0.310 5*** (42.304 0)	0.343 4*** (7.884 1)
Lev	-0.014 8*** (-18.791 1)	-0.014 8*** (-18.786 6)	-0.014 8*** (-32.151 7)	-0.009 6*** (-3.6900)
$Wage$	-0.106 1*** (-2.750 4)	-0.106 2*** (-2.747 2)	-0.105 9*** (-4.453 2)	-0.178 2 (-1.517 0)
$Person$	0.001 0 (1.130 4)	0.001 0 (1.119 8)	0.001 0* (1.888 4)	0.005 5*** (2.587 3)
$Growth$	0.000 6*** (2.592 8)	0.000 6*** (2.590 3)	0.000 6*** (2.733 7)	0.000 7 (0.641 3)
Top	0.009 1*** (9.834 1)	0.009 1*** (9.829 6)	0.009 1*** (17.506 4)	0.012 6*** (4.659 4)
$Dual$	-0.003 7 (-0.142 0)	-0.003 7 (-0.142 3)	-0.003 7 (-0.225 8)	0.043 7 (0.5533)
Age	-0.008 0*** (-3.381 0)	-0.008 0*** (-3.379 0)	-0.008 0*** (-6.072 7)	0.002 1 (0.289 7)
$Year$	控制	控制	控制	控制
$Industry$	控制	控制	控制	控制
$Constant$	-1.575 6*** (-3.219 1)	-1.575 4*** (-3.218 4)	3.895 7*** (43.469 5)	-3.632 3** (-2.413 5)
N	22 619	22 619	22 619	1 489
R^2	0.183 0	0.183 0	0.183 0	0.261 2

注:括号内为聚类在企业层面的稳健 t 值,***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

2. 稳健性检验。

为了保证实证结果的稳健性,本文进行了如下检验:第一,改变华证 ESG 的赋值方法。将上文所述的赋值方法调整为如下方案:当企业评级为 AAA、AA 和 A 时,均赋值为 3 分,BB、BB 和 B 为 2 分,CCC、CC 和 C 为 1 分,并再次进行回归分析,结果如表 5 列(1)所示。第二,替换被解释变量。为了避免单一 ESG 评价指数的特殊性,本文将被解释变

量替换为 Wind 数据库提供的企业 ESG 评价数据,结果如表 5 列(2)所示。第三,替换主要解释变量。将主要解释变量 G_p 替换为虚拟变量 G_p_if ,其具体构造方法为:若企业当年获得政府采购订单,则 G_p_if 赋值为 1,否则为 0。之后,再次进行相关回归分析,结果如表 5 列(3)所示。第四,考虑到国有企业与政府的关联度相对较高,所有权特性使得国有企业自身发展约束较小、发展实力较强、社会属性更为突

出，政府采购对其 ESG 表现的影响可能较为有限，因此本文剔除了国有企业样本后再次回归，结果如表 5 列 (4) 所示。通过以上稳健性分析可以发现，主要变量的系数正负号与显著性均无明显变化。以上稳健性检验进一步验证了本文的假设 1。

表 5 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Gp</i>	0.008 1*** (8.035 3)	0.006 4*** (2.796 6)		0.028 5*** (7.880 6)
<i>Gp_if</i>			0.431 8*** (8.461 3)	
<i>Size</i>	0.091 9*** (20.157 0)	0.210 3*** (20.883 9)	0.311 4*** (23.402 2)	0.271 7*** (15.126 2)
<i>Lev</i>	-0.005 1*** (-17.575 7)	-0.002 3*** (-4.078 2)	-0.014 8*** (-18.713 3)	-0.014 7*** (-15.430 7)
<i>Wage</i>	-0.032 1** (-2.238 7)	-0.002 7 (-0.084 7)	-0.107 0*** (-2.764 1)	-0.157 9*** (-3.334 7)
<i>Person</i>	0.000 4 (1.289 9)	0.000 2 (0.302 4)	0.001 0 (1.199 7)	0.000 8 (0.748 9)
<i>Growth</i>	0.000 2 (1.567 0)	-0.000 1 (-0.671 2)	0.000 6** (2.561 9)	0.000 9*** (3.359 1)
<i>Top</i>	0.003 4*** (10.202 8)	0.000 6 (0.855 0)	0.009 1*** (9.773 8)	0.011 2*** (10.228 7)
<i>Dual</i>	0.008 0 (0.833 4)	-0.050 8*** (-2.705 9)	-0.004 0 (-0.153 3)	0.028 9 (0.985 8)
<i>Age</i>	-0.003 1*** (-3.518 5)	0.005 9*** (3.510 3)	-0.007 9*** (-3.348 3)	-0.009 6*** (-3.350 2)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-0.349 2** (-2.077 7)	2.561 4*** (6.754 7)	-2.122 2*** (-4.648 9)	-0.556 2 (-0.926 1)
<i>N</i>	22 619	14 439	22 619	15 452
<i>R²</i>	0.123 9	0.194 7	0.182 3	0.159 9

(四) 异质性分析

1. 企业规模异质性。

本文参考姜爱华等 (2022)^[18] 对企业规模的处理，将每年的样本按照资产规模从小到大排序处理，排名前 50% 划分为小规模企业，排名后 50% 划分为大规模的企业，回归结果如表 6 列 (1)、列 (2) 所示。其中，列 (1) 为小规模企业的回归结果，列 (2) 为大规模企业的回归结果。从结果来看，在控制其他变量的情况下，政府采购对大规模企业的 ESG 表现能够产生更大的促进作用。其原因可能在于：相较于小规模企业，大规模企业可能本身就存在动力和意愿去主动提高自身的 ESG 表现，加之政府采购给予

的资金支持起到了锦上添花的效果，大规模企业可以充分发挥自身优势，谋求企业自身的高质量发展。

2. 企业污染程度异质性。

本文参考李青原和肖泽华 (2020)^[49]、马永强等 (2021)^[50] 对重污染行业的界定，结合证监会 2012 版分类标准，将行业代码为 B06、B07、B08、B09、B10、B11、B12、C17、C18、C19、C22、C25、C26、C27、C28、C29、C31、C32、D44 划分为重污染行业，其余行业为非重污染行业。表 6 列 (3)、列 (4) 分别为非重污染行业与重污染行业的回归结果。结果显示，政府采购对重污染企业的 ESG 表现能够产生更大的激励效果。可能的原因是，在近年来全社

会环保意识不断提高、“双碳”目标持续推进的大背景下，重污染行业在环境治理方面需要做的工作更多、相关需求更大，政府采购所带来的更多的政府关注度或将成为其加大环保投入、开展环境治理的动力。

3. 企业生命周期异质性。

本文借鉴刘诗源等（2020）^[51]对企业生命周期的设定，使用现金流模式法将样本企业划分为成长期、成熟期与衰退期，分别考察不同生命周期下，政府采购对企业 ESG 表现的影响差异。表 6 列（5）至列（7）分别为成长期、成熟期和衰退期的企业样本回归结果。从结果来看，各时期政府采购对企业 ESG 表现

的正向效果均显著，相较于成长期企业，政府采购对于成熟期和衰退期企业的 ESG 表现具有更强的促进作用。其原因可能在于：对于处在成长期的企业来说，政府采购可以创造更多的经济价值，加快新兴企业的成长；对于处在成熟期的企业来说，企业拥有较为可观的资金和稳定的现金流，政府采购带来的信号传递作用往往会创造出更多的非经济价值，促进企业去承担更多的社会责任；而对于处在衰退期的企业来说，随着对市场需求的吸引的减弱，衰退期企业更需要政府采购“大规模、长周期、高价值”的市场需求和政府的有力背书，以此转变企业的经营模式，使得企业绝处逢生，创造更多新兴价值，扭转企业衰退局势。

表 6 异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	小规模	大规模	非重污染	重污染	成长期	成熟期	衰退期
<i>Gp</i>	0.027 6*** (6.670 3)	0.028 0*** (6.047 3)	0.028 4*** (8.330 9)	0.028 5*** (4.268 1)	0.023 9*** (6.378 0)	0.026 8*** (5.693 3)	0.036 9*** (6.957 3)
<i>Size</i>	0.329 8*** (10.433 0)	0.378 1*** (17.614 6)	0.310 4*** (20.625 4)	0.307 4*** (11.208 6)	0.264 6*** (16.607 1)	0.325 0*** (17.618 3)	0.347 7*** (16.141 7)
<i>Lev</i>	-0.015 4*** (-14.636 6)	-0.013 8*** (-11.745 0)	-0.014 1*** (-15.527 1)	-0.016 7*** (-10.713 1)	-0.013 2*** (-13.895 2)	-0.016 2*** (-14.119 4)	-0.017 4*** (-14.717 2)
<i>Wage</i>	-0.203 0*** (-3.955 1)	-0.023 1 (-0.423 7)	-0.129 1*** (-2.953 2)	-0.060 2 (-0.746 1)	-0.082 1* (-1.746 1)	-0.066 6 (-1.212 6)	-0.139 8** (-2.332 6)
<i>Person</i>	0.001 1 (1.052 5)	0.001 0 (0.756 6)	0.000 7 (0.706 0)	0.003 6 (1.636 5)	0.001 0 (0.994 8)	0.001 1 (0.815 7)	0.001 4 (1.005 5)
<i>Growth</i>	0.000 6** (1.968 1)	0.000 7** (2.098 1)	0.000 6** (2.331 6)	0.000 4 (0.889 2)	-0.000 8** (-2.386 8)	0.001 3** (2.546 0)	0.001 3*** (2.941 1)
<i>Top</i>	0.014 6*** (11.543 7)	0.003 2** (2.446 4)	0.009 1*** (8.484 4)	0.008 6*** (4.625 4)	0.008 1*** (7.682 9)	0.007 5*** (5.786 8)	0.009 2*** (6.312 2)
<i>Dual</i>	-0.020 5 (-0.645 1)	-0.015 8 (-0.384 9)	-0.018 1 (-0.614 1)	0.041 3 (0.759 7)	0.026 6 (0.861 8)	-0.034 6 (-0.900 5)	-0.078 6* (-1.791 0)
<i>Age</i>	-0.006 2* (-1.926 1)	-0.007 8** (-2.483 9)	-0.007 5*** (-2.791 3)	-0.009 5* (-1.923 5)	-0.009 3*** (-3.401 7)	0.000 5 (0.156 8)	-0.011 8*** (-2.956 1)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-2.202 2** (-2.366 7)	-3.856 9*** (-5.819 4)	-0.576 7 (-1.127 2)	-2.535 1** (-2.357 7)	-1.533 4*** (-2.683 7)	-2.079 8*** (-3.267 4)	-2.590 9*** (-3.533 3)
<i>N</i>	11 310	11 309	16 500	6 119	10 038	7 809	4 760
<i>R²</i>	0.188 4	0.188 7	0.192 4	0.160 1	0.161 2	0.195 9	0.250 5

五、进一步分析

前述研究中，通过基准模型回归、内生性处理和

稳健性检验，本文得到了相对稳健可信的核心结论，即政府采购能够促进企业的 ESG 表现。但这只是对二者的因果关系进行了实证检验，二者之间存在的

机制“黑箱”尚未打开。因此在本小节，对政府采购和企业 ESG 表现之间因果关系的作用渠道进行实证检验。

借鉴温忠麟等 (2004)^[52]、江艇 (2022)^[53] 的研究，构建中介效应检验的两个模型。其中，第一步模型同上文模型 (1) 保持一致，第二步模型如下：

$$Cf/Ic/Att_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Gp_{i,t} + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Lev_{i,t} + \alpha_4 Wage_{i,t} + \alpha_5 Person_{i,t} + \alpha_6 Growth_{i,t} + \alpha_7 Top_{i,t} + \alpha_8 Dual_{i,t} + \alpha_9 Age_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型 (2) 中，*Cf*、*Ic*、*Att* 为中介变量，分别代表企业融资约束、内部控制水平与企业关注度。其中，企业融资约束参考葛结根 (2017)^[54] 的做法，以上市公司各年度“经营活动净现金流/资产总额”比上当年企业资产总额来衡量，该指标数值越大，表示企业融资约束越弱；内部控制水平参考孟庆斌等 (2018)^[55] 的做法，选择“迪博·中国上市公司内部控制指数”来衡量，该指数越高表明企业的内部控制水平越高；企业关注度参考王伊攀和朱晓满 (2022)^[40] 的做法，选择“一年内对该公司进行过跟踪分析的分析师 (团队) 个数” (*Att1*) 和“一年内对该公司进行过跟踪分析的研报份数” (*Att2*) 来衡量，以上两个指标越大，表明外界对企业的关注度越高。通过将企业融资约束、内部控制水平与企业关注度作为被解释变量，分析政府采购影响企业 ESG 表现可能存在的作用机制。

(一) 影响机制检验：融资约束缓解 (*Cf*)

表 7 列 (1) 为融资约束的机制分析。从回归结果来看，政府采购与企业融资约束之间系数显著为正，即政府采购可以有效缓解企业的融资约束。充足的资金支持是企业发展的根基，是企业未来发展规划中的核心要素。政府偏袒政策能显著影响企业融资约束 (卢盛峰和陈思霞，2017^[56])，政府采购一方面通过大量稳定且持续的资金，缓解企业资金周转压力；另一方面通过采购订单的信用背书，企业的“信贷光环”得以增强，从而有效降低企业在资本市场的融资成本。企业获得更加充足的资金，更有动机在加大绿色创新、履行社会责任、提高治理水平等方面予以投入，以实现企业更新迭代、谋求企业未来长远发展。综上，政府采购可以通过缓解融资约束进而提高企业 ESG 表现，证实了假设 H2。

(二) 影响机制检验：内部控制水平改善 (*Ic*)

表 7 列 (2) 为内部控制水平的机制分析。从回归结果来看，政府采购能够显著促进企业内部控制水平的改善。其原因可能在于：其一，政府采购给企业带来的大量资源，可以为企业内部控制建设提供更多的资金支持，为企业提高内部控制水平带来可能。其二，为了获得政府采购订单、与政府建立良好关系，企业必须满足政府采购招标相关要求。《政府采购法》第二十二条中，对供应商的财务会计制度、经营活动有着明确的要求。此外，在中标后若出现违规行为，企业仍会受到质疑投诉与行政处罚的可能，如若出现处罚公示，这对于企业未来的生产经营活动极为不利。因此，政府采购可以为提高企业内部控制水平提供正向激励。而作为企业 ESG 的核心内容之一，内部控制水平是反映公司治理能力好坏的关键要素。完善的企业内部控制制度能够使企业内部权责分配更明确，降低活动风险，提升经营质量 (孟庆斌等，2018^[55])，进而提高企业 ESG 表现。综上表明，政府采购可以改善企业内部控制水平进而提高企业 ESG 表现，假设 H3 得到证实。

(三) 影响机制检验：市场关注度提高 (*Att*)

表 7 列 (3)、列 (4) 为市场关注度的机制分析，其中列 (3)、列 (4) 分别显示政府采购与“一年内对该公司进行过跟踪分析的分析师 (团队) 个数” (*Att1*) 和“一年内对该公司进行过跟踪分析的研报份数” (*Att2*) 的回归结果。回归结果表明，政府采购与市场关注度显著正相关。从市场关注度与企业 ESG 表现来看，相较于一般投资者，以市场分析师或研报撰写人为主体的专业市场机构可以充分发挥其职业特性，通过长期追踪调查对企业的财务状况与经营成果做出科学研判。企业受到的市场关注度越高意味着外在监督约束力越强，这对于抑制企业违规行为、强化公司治理具有积极影响。但由于投资者与企业之间存在信息不对称的问题，市场获取的信息是否真实可信更大程度依赖于企业信息披露的真实性。通过前期招标、审核，获得政府采购的企业无疑是得到政府的信用背书。在政府采购信息公开的强制要求下，采购订单被赋予信号传递功能，有效打破投资市场与企业之间的信息壁垒，自然会吸引更多市场的投资关注，在强化企业外部监督约束的同时有助于企业获得更多资源，由此实现政府采购可以通过提升市场关注度来提高企业 ESG 表现。假设 H4 得到证实。

表7 影响机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Cf</i>	<i>Ic</i>	<i>Att1</i>	<i>Att2</i>
<i>Gp</i>	0.052 6*** (3.232 2)	1.346 3*** (3.823 6)	0.079 3** (2.346 0)	0.187 5** (2.322 9)
<i>Size</i>	0.911 7*** (11.534 5)	33.986 1*** (14.746 2)	4.333 4*** (29.919 8)	10.280 9*** (24.778 5)
<i>Lev</i>	-0.073 6*** (-14.498 2)	-1.880 7*** (-12.856 3)	-0.089 2*** (-14.422 5)	-0.203 1*** (-13.042 9)
<i>Wage</i>	1.566 4*** (6.593 3)	1.052 4 (0.181 0)	0.307 1 (0.909 5)	-0.002 1 (-0.002 4)
<i>Person</i>	-0.049 3*** (-9.704 9)	0.162 3 (1.288 0)	0.032 9*** (4.529 2)	0.072 6*** (4.036 8)
<i>Growth</i>	0.011 1*** (4.555 9)	0.497 3*** (9.077 2)	0.033 3*** (16.315 1)	0.082 6*** (16.107 0)
<i>Top</i>	0.037 6*** (8.117 6)	0.882 8*** (6.730 4)	0.019 1*** (2.577 3)	0.038 8** (2.104 6)
<i>Dual</i>	-0.003 1 (-0.021 8)	10.525 2*** (3.320 6)	1.052 7*** (4.623 1)	2.328 3*** (4.227 3)
<i>Age</i>	-0.000 0 (-0.002 4)	-1.116 3*** (-3.248 4)	-0.098 6*** (-4.804 9)	-0.184 2*** (-3.548 5)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-38.390 7*** (-14.421 0)	-551.027 2*** (-7.890 0)	-87.967 8*** (-19.133 3)	-200.852 7*** (-16.881 6)
<i>N</i>	22 619	17 228	22 619	22 619
<i>R</i> ²	0.120 0	0.123 9	0.301 7	0.275 4

六、研究结论与政策启示

加快构建新发展格局，着力推动高质量发展是我国“十四五”乃至更长远的发展目标。本文利用2015—2021年A股上市公司数据，实证检验了政府采购对企业ESG表现的影响效果及其内在机制。本文研究表明：第一，政府采购对提高企业ESG表现发挥了显著的正向激励作用，表明政府采购有助于提高企业高质量发展能力。第二，通过异质性分析发现，当企业的经营规模较大、所属行业污染严重、所处生命周期更成熟时，政府采购对企业ESG表现的提升作用更为显著。第三，政府采购可以通过有效缓解融资约束、改善内部控制水平和提高市场关注度的渠道为企业提升ESG表现提供内在激励和外在动力。

本文围绕环境、社会和治理为核心的企业高质量发展主题，探究我国政府采购对企业ESG表现的影响具有重要的理论价值和现实意义。根据以上研究结

论，本文提出如下政策建议。从政府角度来看，一是充分发挥政府在ESG体系建设中的主导作用。当前我国ESG发展如火如荼，相关理论与实践探索都处于初期发展阶段，政府需要发挥主体优势不断健全ESG相关制度建设，为推动ESG理念在我国更好地发展提供制度保障。通过完善政府采购政策功能中关于体现ESG核心内容的清单设计，以法律法规等形式进一步明晰采购功能发挥的范围。二是政府在强化采购政策目标的同时，考虑实现采购决策与供应商属性特征充分结合。由于政府采购政策效果会受企业自身特征影响，政府在进行采购时应从行业、规模、发展周期等多角度出发，充分做好采购前期的需求论证与供应商的调查工作，因“企”制宜地发挥政府采购的政策功能。从企业角度来看，一是企业应充分利用政府采购带来的相关显性或隐性的资源支持，为企业提高自身ESG表现赢得更加充分的物质条件；二是要针对企业自身特点，结合产权性质、行业特点、自身规模以及发展周期等企业性质，做出合理的

企业 ESG 发展规划,提高自身抗风险能力,充分发挥市场主体的作用,满足企业自身、政府、公众等多方的共同利益需求,为实现我国经济高质量发展添砖加瓦。

参考文献

- [1] 王双进,田原,党莉莉. 工业企业 ESG 责任履行、竞争战略与财务绩效 [J]. 会计研究, 2022 (3): 77-92.
- [2] Zerbib O D. The Effect of Pro-environmental Preferences on Bond Prices : Evidence from Green Bonds [J]. Journal of Banking and Finance, 2019, 98 (1): 39-60.
- [3] Aouadi A, Marsat S. Do ESG Controversies Matter for Firm Value? Evidence from International Data [J]. Journal of Business Ethics, 2018, 151 (4): 1027-1047.
- [4] 王波,杨茂佳. ESG 表现对企业价值的影响机制研究——来自我国 A 股上市公司的经验证据 [J]. 软科学, 2022 (6): 78-84.
- [5] 王晓红,栾翔宇,张少鹏. 企业研发投入, ESG 表现与市值——企业数字化水平的调节效应 [J]. 科学学研究, 2023 (5): 896-904, 915.
- [6] Duque-Grisales E, Aguilera-Caracuel J. Environmental, Social and Governance (ESG) Scores and Financial Performance of Multinationals: Moderating Effects of Geographic International Diversification and Financial Slack [J]. Journal of Business Ethics, 2021, 168 (2): 315-334.
- [7] Flammer C, et al. Shareholder Activism and Firms Voluntary Disclosure of Climate Change Risks [J]. Strategic Management Journal, 2021, 42 (10): 1850-1879.
- [8] 李思慧,郑素兰. ESG 的实施抑制了企业成长吗? [J]. 经济问题, 2022 (12): 81-89.
- [9] Pedersen L H, Fitzgibbons S, Pomorski L. Responsible Investing: The ESG-efficient Frontier [J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142 (2): 572-597.
- [10] 张慧,黄群慧. 制度压力、主导型 CEO 与上市公司 ESG 责任履行 [J]. 山西财经大学学报, 2022 (9): 74-86.
- [11] 王珮,杨淑程,黄珊. 环境保护税对企业环境、社会和治理表现的影响研究——基于绿色技术创新的中介效应 [J]. 税务研究, 2021 (11): 50-56.
- [12] 王禹,王浩宇,薛爽. 税制绿色化与企业 ESG 表现——基于《环境保护税法》的准自然试验 [J]. 财经研究, 2022 (9): 1-17.
- [13] 张曾莲,邓文悦. 地方政府债务影响企业 ESG 的效应与路径研究 [J]. 现代经济探讨, 2022 (6): 10-21.
- [14] 柳学信,李胡扬,孔晓旭. 党组织治理对企业 ESG 表现的影响研究 [J]. 财经论丛, 2022 (1): 100-112.
- [15] 孙冬,杨硕,赵雨萱,袁家海. ESG 表现、财务状况与系统性风险相关性研究——以沪深 A 股电力上市公司为例 [J]. 中国环境管理, 2019 (2): 37-43.
- [16] DasGupta R. Financial Performance Shortfall, ESG Controversies, and ESG Performance: Evidence from Firms around the World [J]. Finance Research Letters, 2022, 46 (5): 102487.
- [17] Azar J, Duro M, Kadach I, Ormazabal G. The Big Three and Corporate Carbon Emissions around the World [J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142 (2): 674-696.
- [18] 姜爱华,费堃桀,张鑫娜. 政府采购、营商环境与企业创新——基于 A 股上市公司的经验证据 [J]. 中央财经大学学报, 2022 (9): 3-15.
- [19] 武威,刘国平. 政府采购与经济发展: 转型效应与协同效应——基于产业结构升级视角 [J]. 财政研究, 2021 (8): 77-90.
- [20] Aschhoff B, Sofka W. Innovation on Demand—Can Public Procurement Drive Market Success of Innovations? [J]. Research Policy, 2009, 38 (8): 1235-1247.
- [21] 姜爱华,朱晗. 政府采购对扶持不发达地区经济发展的影响研究——基于省级面板数据的实证分析 [J]. 财政研究, 2018 (6): 42-53.
- [22] 武威,刘国平,张琦. 授之以渔: 政府采购与中国特色精准扶贫 [J]. 世界经济, 2022 (8): 133-156.
- [23] 姜爱华. 政府绿色采购制度的国际比较与借鉴 [J]. 财贸经济, 2007 (4): 37-40.
- [24] 张沁琳. 政府采购能推动企业的环境治理吗? [J]. 中国地质大学学报 (社会科学版), 2019 (5): 92-106.
- [25] 桂黄宝,胡珍,孙璞,刘奇祥. 中国政府采购政策促进环境质量改善了吗? ——基于空间计量的实证评估 [J]. 管理评论, 2021 (2): 311-322.
- [26] 程颖慧,赵菁琳. 支持中小企业融资财政政策研究——以河北省为例 [J]. 人民论坛, 2015 (26): 241-243.
- [27] 刘政,王乐. 政府采购如何影响中小企业金融资源获取? ——来自中国制造业的经验发现 [J]. 金融与经济, 2018 (9): 65-69.
- [28] 姜爱华,费堃桀. 政府采购、高管政府任职经历对企业创新的影响 [J]. 会计研究, 2021 (9): 150-159.
- [29] 窦超,白学锦,陈晓. 政府背景大客户能否改善民企创新的“质”与“量”? [J]. 中央财经大学学报, 2020a (11): 43-56.
- [30] Michaud D W, Magaram K A. Recent Technical Papers on Corporate Governance [J]. Social Science Electronic Publishing, 2006 (4): 1-79.
- [31] Orsato R J. Competitive Environmental Strategies: When Does It Pay to Be Green? [J]. California Management Review, 2006, 48 (2): 127-143.
- [32] Dhaliwal D, Judd J S, Serfling M, et al. Customer Concentration Risk and the Cost of Equity Capital [J]. Journal of Accounting & Economics, 2016, 61 (1): 23-48.
- [33] Cohen D A, Li B. Customer-Base Concentration, Investment, and Profitability: The U. S. Government as a Major Customer [J]. The Accounting

- Review, 2020, 95 (1): 101-131.
- [34] 韩旭, 武威. 政府采购能够促进企业履行社会责任吗——基于精准扶贫视角 [J]. 会计研究, 2021 (6): 129-143.
- [35] Clarkson P M, Li Y, Richardson G D. The Market Valuation of Environmental Capital Expenditures by Pulp and Paper Companies [J]. The Accounting Review, 2004, 79 (2): 329-353.
- [36] Porter M E, Van Der Linde C. Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9 (4): 97-118.
- [37] 陈峻, 郑惠琼. 融资约束、客户议价能力与企业社会责任 [J]. 会计研究, 2020 (8): 50-63.
- [38] 杨国忠, 席雨婷. 企业绿色技术创新活动的融资约束实证研究 [J]. 工业技术经济, 2019 (11): 70-76.
- [39] 于渤, 余良如. 政府采购与企业创新的作用关系及边界条件探究——来自 Meta 分析的证据 [J]. 技术经济, 2022 (7): 23-33.
- [40] 王伊攀, 朱晓满. 政府大客户能够制约上市公司违规吗? [J]. 上海财经大学学报, 2022 (3): 76-91.
- [41] 窦超, 袁满, 陈晓. 政府背景大客户与审计费用——基于供应链风险传递视角 [J]. 会计研究, 2020b (3): 164-178.
- [42] Bertels S J, Pelozo, Running Just to Stand Still? Managing CSR Reputation in an Era of Ratcheting Expectations [J]. Corporate Reputation Review, 2008, 11 (1): 56-72.
- [43] Flammer C. Corporate Green Bonds [J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142 (2): 499-516.
- [44] Bolton P, Kacperczyk M. Do Investors Care about Carbon Risk? [J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142 (2): 517-549.
- [45] 武威, 刘玉廷. 政府采购与企业创新: 保护效应和溢出效应 [J]. 财经研究, 2020 (5): 17-36.
- [46] Guerzoni M, Raiteri E. Demand-side Vs. Supply-side Technology Policies: Hidden Treatment and New Empirical Evidence on the Policy Mix [J]. Research Policy, 2015, 44 (3): 726-747.
- [47] 梁平汉, 郭宇辰. 中国政府采购公告数据的使用和潜在问题 [J]. 产业经济评论, 2022 (6): 1-20.
- [48] Lewbel A. Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2012, 30 (1): 67-80.
- [49] 李青原, 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据 [J]. 经济研究, 2020 (9): 192-208.
- [50] 马永强, 赵良凯, 杨华悦, 等. 空气污染与企业绿色创新——基于我国重污染行业 A 股上市公司的经验证据 [J]. 产业经济研究, 2021 (6): 116-128.
- [51] 刘诗源, 林志帆, 冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗? ——基于企业生命周期理论的检验 [J]. 经济研究, 2020 (6): 105-121.
- [52] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报, 2004 (5): 614-620.
- [53] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 [J]. 中国工业经济, 2022 (5): 100-120.
- [54] 葛结根. 并购对目标上市公司融资约束的缓解效应 [J]. 会计研究, 2017 (8): 68-73.
- [55] 孟庆斌, 李昕宇, 蔡欣园. 公司战略影响公司违规行为吗 [J]. 南开管理评论, 2018 (3): 116-129, 151.
- [56] 卢盛峰, 陈思霞. 政府偏袒缓解了企业融资约束吗? ——来自中国的准自然实验 [J]. 管理世界, 2017 (5): 51-65, 187-188.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

(上接第 14 页)

- [56] 杨晓军. 城市公共服务质量对人口流动的影响 [J]. 中国人口科学, 2017 (2): 104-114, 128.
- [57] 颜咏华, 郭志仪. 中国人口流动迁移对城市化进程影响的实证分析 [J]. 中国人口资源与环境, 2015 (10): 103-110.
- [58] 张学良, 刘玉博, 吕存超. 中国城市收缩的背景、识别与特征分析 [J]. 东南大学学报 (哲学社会科学版), 2016 (4): 132-139, 148.
- [59] 詹新宇, 曾傅雯. 经济增长目标动员与地方政府债务融资 [J]. 经济学动态, 2021 (6): 83-97.
- [60] 李洪涛, 王丽丽. 城市群协调发展的距离、分割与一体化 [J]. 财经科学, 2020 (10): 65-79.
- [61] Wu M, Chen B. Assignment of Provincial Officials Based on Economic Performance: Evidence from China [J]. China Economic Review, 2016, 38: 60-75.
- [62] 陆丰刚, 陈寅平. 市场化进程加速了人口流动吗? ——人口流动的市场化陷阱 [J]. 人口与发展, 2019 (1): 2-11.
- [63] 沈丽, 范文晓. 地方政府债务扩张对区域金融风险的溢出效应 [J]. 经济与管理评论, 2021 (2): 51-63.
- [64] 朱光喜, 陈景森. 地方官员异地调任何以推动政策创新扩散? ——基于议程触发与政策决策的比较案例分析 [J]. 公共行政评论, 2019 (4): 124-142, 192-193.
- [65] 姚洋, 席天扬, 李力行, 王赫, 万凤, 张倩, 刘松瑞, 张舜栋. 选拔、培养和激励——来自 CCER 官员数据库的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2020 (3): 1017-1040.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

信用风险传染、投资者情绪与债券发行定价

Credit Risk Contagion, Investor Sentiment and Bond Issuance Pricing

苏洁 王勇

SU Jie WANG Yong

[摘要] 债券违约事件连续爆发后如何防范信用风险的传染、保护债权人利益成为防范化解重大金融风险的重中之重。为此,本文选取2014年至2022年6月发行的信用债,探究债券违约的信用风险传染效应。结果表明,公司发债前,行业爆发违约事件,会显著提高债券的风险溢价并降低债券成功发行率,同时违约规模越大,债券发行定价越高。机制分析显示,债券违约释放的信用风险降低了机构投资者情绪,进而影响了债券的发行定价。进一步研究发现,风险传染效应在民营企业中最强烈,其次是地方国有企业,最后是中央国有企业。研究结果还表明,公司的盈利能力弱、没有上市、资产规模小以及信用评级低,同行业债券违约越能显著提高公司债券的发行定价。在房地产业高杠杆发展的时代背景下,相比制造业、批发和零售业,在房地产行业中风险的传染效应更强烈。本文为债券违约的信用风险传染效应提供了经验证据,并阐明了违约对债券发行定价的影响机理,对当前我国出台债务风险防控政策、维护金融市场稳定具有启示意义。

[关键词] 债券违约 信用风险传染 投资者情绪 信用利差

[中图分类号] F832.5 F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 07-0029-15

Abstract: How to prevent the contagion of credit risks has become the top priority of resolving major financial risks after the continuous outbreak of bond default events. Thus, we select the credit bonds publicly issued from January 2014 to June 2022 to study the credit risk contagion of bond defaults. We find that bond default events significantly increase the risk premium of bond and reduce the successful issuance rate of bond in the same industry. At the same time, we find that the larger the scale of bond default, the higher the pricing of bond. Further, we analyze the mechanism of credit risk contagion through the channel of institutional investor sentiment. We also find that contagion effect has a heterogeneous impact on enterprises of different ownerships. The risk contagion effect is strongest among private enterprises, followed by local state-owned enterprises, and finally by central state-owned enterprises. Besides, we find that the weaker the company's risk tolerance, the more significantly the credit spread of bond can be increased by bond default events. In the context of the highly leveraged development of the real estate industry, the risk contagion effect is stronger in the real estate industry than in the manufacturing, wholesale and retail industries. This paper provides empirical evidences for the credit risk contagion effect of bond defaults, and guidance on how to defuse bond market credit risks and maintain financial market stability.

Key words: Bond default Credit risk contagion Investor sentiment Credit spread

[收稿日期] 2022-10-23

[作者简介] 苏洁,女,1989年12月生,对外经济贸易大学国际经济贸易学院博士研究生,研究方向为资本市场;王勇,男,1981年11月生,对外经济贸易大学国际经济贸易学院副教授,博士生导师,研究方向为资产定价。本文通讯作者为苏洁,联系方式为 suj_uibe@163.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

党的十九大以来,防范化解重大金融风险成为中央经济工作会议关注的重点,防控债券违约风险又是重中之重。自2014年“11超日债”违约之后,债市违约事件频发,尤其是2020年6月恒大集团商票出现兑付逾期,地产债的违约主体从中小房企发展至龙头企业,之后地产债出现违约潮,泰禾集团、天津房地产集团、四川蓝光发展、华夏幸福以及阳光城集团等房地产企业先后发生债券实质性违约。Wind数据显示,2020年累计违约地产债12支,违约金额达214.5亿元,2021年累计违约地产债37支,同比增长208%,违约金额高达531.9亿元,同比增长148%,2022年上半年累计违约地产债28支,违约金额已达221.6亿元。同时房地产企业发债融资明显减少,2017—2019年债券发行支数的年均增长率为17%,发行规模的年均增长率为10%,2020—2022年6月发行支数的年均增长率为-19%,发行规模的年均增长率为-12%。地产债连续违约导致行业内相关债券发行受阻,并进一步引发债券市场信用危机,打击了投资者信心。随着房地产行业债务危机的进一步演化,多家企业的项目暴露出停工烂尾风险,导致江西、武汉、郑州等地相继出现业主集体断供事件。为了避免停工规模的螺旋式增长,各地政府出台一系列救助方案,促使企业复工复产“保交楼”。房地产债务风险继续向其他行业蔓延,不仅加剧银行不良贷款率的提升,引发地产中介等相关行业失业人数剧增,供应商等关联企业也因为商票逾期等问题陷入债务困局。因此,基于行业维度研究债券违约的信用风险传染效应,不仅是保护债权人利益的需要,更是防范化解重大金融风险所必须重视的命题。

连续爆发的违约事件引发了市场的负面情绪,产生了巨大的经济运行成本。一方面,债务违约释放了信用风险信号,损害企业价值,造成投资者损失(Beneish和Press,1995^[1];Glover,2016^[2]);另一方面,债务违约具有较强的传染效应(Acharya等,2007^[3];Jorion和Zhang,2009^[4];Boone和Ivanov,2012^[5]),尤其会在行业内传染(Leitner,2005^[6]),这将消耗同一行业内的信用资本,给整个行业的企业债务融资带来不利影响。理论上,行业内爆发的债券违约事件为市场提供了新信息,提高了投资者感知的信用风险水平(Bernet和Getzen,2008^[7]),这将促

使投资者对同行业企业发行的债券索取更高的风险溢价,进而提高企业的债务融资成本,构成信用风险传染的定价效应。目前在我国债券市场,已有相关研究相对匮乏,尤其缺乏针对债券违约传染的作用机制以及深入公司所有权性质、财务特征以及区域差异等角度的系统研究。

基于此,本文以2014年1月至2022年6月公开发行的公司债、企业债、中期票据以及短期融资券为研究对象,实证检验我国债券违约的信用风险传染效应。研究结果表明,与理论预期相一致,债券违约事件的爆发,会显著提高同行业公司债券的风险溢价,债券违约的规模越大,债券的发行定价水平也越高,而机构投资者情绪是债券违约风险传染效应的作用中介。同时发现债券违约还会显著降低债券的发行成功率,且对低评级企业的降低作用更明显。在尽可能控制发行人和债券的特征变量后,本文研究还发现信用风险传染的定价效应在不同所有制企业之间存在异质性,在民营企业中风险传染效应最强烈,其次是地方国有企业,最后是中央国有企业。进一步的研究发现,公司特征也会对债券的风险溢价产生重要影响,具体而言,公司的盈利能力较弱、没有上市、公司规模较小以及信用评级低,同行业债券违约越能显著提高公司债券的发行定价。另外,在房地产业高杠杆发展的时代背景下,相比制造业、批发和零售业,房地产行业中的风险传染效应更强烈。最后,随着地方政府融资平台相关监管政策逐渐趋严,研究发现相对于一般产业债,城投债的发行定价更容易受到信用风险的负面冲击,表现为债券信用利差更高。

本文可能的边际贡献在于:第一,立足于我国防范化解重大金融风险的政策背景,以及债券违约常态化尤其是地产债出现违约潮后引发银行、供应商等关联企业发生连锁债务危机的现状,本文首次对比研究了制造业、批发零售业和房地产行业违约事件对债券发行定价的影响,针对不同行业特别是涉及房地产行业的探讨,不仅为研究信用风险传染的定价效应提供了新的视角,而且有助于增强本文研究的现实意义。第二,丰富了债券发行定价影响机制的相关研究。与以往研究相比,本文不仅关注同行业违约的传染效应,而且基于债市违约事件频发对投资者信心的冲击,创新性地挖掘了机构投资者情绪这一作用中介,补充了违约风险对债券发行定价微观机制的研究。相关结论对于监管部门重视市场沟通,及时回应

市场关切,建立健全多元化的债券违约处置机制具有启发意义。第三,完善了信用风险传染效果的研究。首先针对债券违约规模进行门槛效应检验,研究发现同行业发生债券违约与债券的发行定价水平之间存在非线性特征;其次从企业的产权性质和财务特征等角度探讨了违约对债券发行定价的异质性影响;最后基于债券特征,考察违约的信用风险在城投债和产业债之间不同的传染效果。这为防范化解重大金融风险提供了更为细致和有针对性的实证依据。

二、文献综述与研究假设

(一) 文献综述

现有文献对债券发行定价的影响因素展开了多维度研究。从发行人外部来看, Bernanke 和 Gertler (1995)^[8]研究发现货币政策通过影响企业的资产负债表对债券的信用利差产生影响。Daniels 和 Vijayakumar (2007)^[9]发现规模更大、声誉更高的承销商发行的债券利差更低,意味着承销商声誉有助于减少债券投资者和发行人之间的信息不对称。王雄元等 (2015)^[10]通过对短期融资券的研究发现宏观经济波动性能显著影响债券的风险溢价。王博森等 (2016)^[11]和钟宁桦等 (2021)^[12]研究表明政府的隐性担保预期会影响投资者对债券风险的判断,从而影响企业的债务融资成本,同时隐性担保预期在不同评级、不同地区以及不同债券种类中存在明显差异。林晚发等 (2019)^[13]研究也表明承销商评级通过降低发债的信息不对称和为发行人进行担保两种机制降低了债券信用利差。黄振和郭晔 (2021)^[14]研究显示纳入央行担保品管理框架的债券信用利差明显低于未纳入框架的债券,且在不同所有制企业中央行担保品管理框架降低债券信用利差的作用存在明显的异质性。徐思等 (2022)^[15]采用双重差分法发现我国“一带一路”倡议能显著降低公司债信用利差。从发行人基本面来看,何平和金梦 (2010)^[16]通过真实利息成本回归模型研究发现发行人主体评级与债券的发行定价负相关。Almazan 和 Suarez (2003)^[17]、Lu 等 (2010)^[18]、周宏等 (2018)^[19]研究表明良好的公司治理可以降低债券的信用利差。沈红波等 (2018)^[20]从银行授信的视角研究发现,通过为企业提供增量信息,银行授信额度的提升能显著降低债券的信用利差。佟岩等 (2022)^[21]研究表明企业集团的债券集中管理通过资源整合发挥共同保险效应,从而显著降低债券信用

利差。从债券契约条款角度来看, Hsueh 和 Kidwell (1988)^[22]研究得克萨斯州债券担保计划对州内债券借贷成本的影响,发现担保能够降低 A 级和 Baa 级债券的融资成本。陈超和李镛伊 (2014)^[23]研究发现发行人通过设计债券契约条款可以提高投资者保护强度,从而降低债券发行定价。陈关亭等 (2021)^[24]研究表明多重信用评级可以向市场传递更多的信息,从而显著降低债券信用利差。杨国超和蒋安璇 (2022)^[25]研究发现,交叉违约制度并未起到保护投资者利益的作用反而显著提高了债券信用利差,加剧了系统性金融风险。林晚发等 (2022)^[26]研究表明担保等条款释放了企业事前资质较差的信号,会提高债券的风险溢价。

随着债券违约的常态化,国内学术界开始关注债券违约的经济影响。黄小琳等 (2017)^[27]发现市场出现违约事件后,相比非涉事评级机构,涉事评级机构的市场份额会下降,评级意见的作用也会降低。王叙果等 (2019)^[28]研究发现,国企债券违约后不仅会显著提高自身的融资成本,而且还会降低省内其他国企的信用评级。张春强等 (2019)^[29]发现债券违约存在行业内的传染效应,违约能提高同行业债券的风险溢价,同时违约事件特征、公司特征以及产业结构都会影响债券违约对公司发债定价的作用效果。宁博等 (2020)^[30]发现,债券违约事件的发生将提高同城市非违约民营企业的融资约束,从而使其进行更多向上的真实盈余管理活动,但对同行业非违约企业的影响并不明显。王立夫和王一鸣 (2021)^[31]发现,违约频发时期,民营企业较低等级债券融资成本上升,而民企高等级债券和国企较高等级债券融资成本反而下降。

从以往的研究中可以看出,目前关于债券发行定价的研究主要从宏观政策、发行人基本面和债券契约条款等维度展开,为分析债券定价的影响机理提供了理论启发和文献依据;而既有对于债券违约经济影响的探究相对匮乏,且关于信用风险传染效应的研究尚未取得一致性结论,为此,本文基于行业维度考察债券违约对一级市场发债定价的影响。

(二) 理论分析与研究假设

在公司正常经营的情况下,债券投资者无法完全获得公司内部的财务经营信息,导致债券发行人与投资者之间存在严重的信息不对称问题。债券违约作为影响较为恶劣的负面事件向债券市场释放了信用风险

的信号,这将破坏投资者对同一行业非违约公司的信心,对同行业公司债券融资成本造成不利影响。具体地,本文从投资者和发行人两个角度论述债券违约形成的信用风险在同行业的传染效应。

对债券发行人而言,同行业公司面临相同的宏观和行业冲击,这将导致行业内公司的业绩回报和风险变化呈现出同步性,为违约风险的传染提供了客观基础。在生产决策方面,公司的经营范围、产品定价、设备购置更新等都会受到同行业影响,因此行业内公司的经营风险会趋于同步。在财务政策方面,公司管理层将同行业公司的融资决策作为重要参考信息(Leary和Roberts,2014^[32]),这种行为学习模式使得行业内公司在调整资本结构时会出现“同群效应”(陆蓉等,2017^[33]),进而促使同行业公司财务风险的变化也逐渐一致。

对债券投资者而言,债券“刚性兑付”打破后,投资者对债券市场的信任逐渐下降,债券的频繁违约不仅使投资者不信任个别公司,甚至还因信任缺失而波及到同行业非违约公司。投资者情绪是投资者对证券未来现金流和违约风险的预期估值(Baker和Wurgler,2006^[34]),投资者情绪波动会影响债券的发行定价(李永等,2018^[35];杨璐和方静,2021^[36])。债券违约释放的信用风险加剧了投资者的恐慌情绪,这将提高投资者对信用风险的预期,进而促使投资者对同行业公司发行的债券索取更高的风险溢价。

综上所述,同行业公司的风险呈现同步变化是客观存在的,违约事件爆发后,信用风险会经行业途径进行传染,降低债券对投资者的吸引力并提高投资者感知的风险水平,由此导致投资者对同行业公司债券索取更高的风险投资回报要求,最终表现为发行人的债券信用利差显著提高、债券发行成功的概率显著降低。基于此,本文提出假设H1和H2:

H1: 公司发债前,行业爆发违约事件,会显著提高债券的风险溢价。

H2: 公司发债前,行业爆发违约事件,会显著降低债券发行成功率。

债券违约作为影响投资者情绪的负面事件,会对债券风险溢价产生影响。随着债券违约规模的变化,投资者情绪也逐渐调整。债券违约规模在一定阈值内对市场的冲击较小,特别是在债券违约常态化背景下,有限范围的小规模违约对投资者情绪的影响相对较小,也不会明显阻碍债券市场的长期健康发展。在

违约规模超过一定阈值以后,大规模的债券违约会提高市场的关注度,一般而言,大额债券的发行人资产规模也更大,在行业内具有更重要的影响力,此时的债券违约事件更容易造成信用风险的传染,从而导致投资者情绪的波动,并最终提高债券的发行定价。综上所述,违约事件对债券风险溢价的影响会因违约规模的增加而呈现出变化,表现为门槛效应,只有当违约规模超越了一定的门槛水平,才可能显著提升债券的风险溢价。基于此,本文提出假设H3:

H3: 违约事件对债券发行定价的影响具有非线性特征,在债券违约规模超过阈值之后,违约事件会显著提高债券的风险溢价。

三、研究设计

(一) 样本选择

2014年中国债券市场首次出现实质性违约事件,基于此,本文的研究对象为2014—2022年6月发行的全部公司债、企业债、中期票据和短期融资券。首先剔除变量缺失和金融行业的数据,同时为避免异常值干扰结果,对财务变量进行上下1%的缩尾处理。本文使用的债券和发行人数据均来自Wind数据库,投资者信心指数、新股发行个数以及封闭式基金折价率等指标来自CSMAR数据库。

(二) 模型设计与变量

为检验债券违约对一级市场发债定价的影响,本文参考Campbell和Taksler(2003)^[37]、张春强等(2019)^[29]、黄振和郭晔(2021)^[14]的做法,构建模型(1)、(2)进行实证检验。

$$Spread = \beta_0 + \beta_1 Def + \beta_2 Controls + \beta_3 \sum Year + \beta_4 \sum Province + \varepsilon \quad (1)$$

$$Success = P(\delta_0 + \delta_1 Def + \delta_2 Controls + \delta_3 \sum Year + \delta_4 \sum Province) + \varepsilon \quad (2)$$

式中,Spread为债券的信用利差。沿袭已有多数文献的处理方法(Campbell和Taksler,2003^[37];钟辉勇等,2016^[38];杨国超和蒋安璇,2022^[25]),本文将信用利差定义为债券票面利率与发行当日同期限国债收益率的差值,如果债券期限无法与国债期限相匹配,则采用线性插值法估算相应期限的国债收益率。Success表示债券是否发行成功,取1时表示成功,取0时表示失败。Def为债券发行前同行业是否发生债券违约事件的虚拟变量。为尽最大可能保证传

染效应的实证结果可信，本文的同行业是指同属于Wind行业的第四级行业。Wind资讯发布的最新行业分类标准显示，在全面借鉴了权威的国际标准GICS (Global Industries Classification Standard) 的基础上，在我国构建了四级行业分类体系，其中包括11个一级行业，24个二级行业，69个三级行业以及161个四级行业。同时，借鉴张春强等(2019)^[29]和王叙果等(2019)^[28]的做法，若债券起息日之前的360天内发生同行业违约事件，则*Def*取值为1，否则为0。 β_1 和 δ_1 是本文重点关注的系数， β_1 表示同行业违约对债券发行风险溢价的平均影响， δ_1 表示违约对债券发行成功率的影响。

*Controls*为控制变量，参考DeBoskey和Gillett(2013)^[39]、王永钦和徐鸿恂(2019)^[40]、钟宁桦等(2021)^[12]以及吕怀立等(2021)^[41]的研究，本文的控制变量具体包括债券规模、期限、是否有担保等债券信息，发行人滞后一期的企业规模、总资产报酬率、资产负债率、已获利息倍数、*Z*值破产风险系数、第一大股东持股比例、信用评级、是否上市、是否国有企业等发行人信息。同时还控制了年份*Year*和省份*Province*固定效应。本文主要变量的定义如表1所示。

表1 变量定义

变量	变量定义
<i>Spread</i>	信用利差，债券票面利率-发行当日同期限国债收益率
<i>Success</i>	债券发行结果，成功时取1，失败时取0
<i>Def</i>	虚拟变量，1表示同行业存在债券违约事件，否则为0
<i>Size</i>	债券发行规模的自然对数
<i>Term</i>	债券的发行期限
<i>Guarantee</i>	是否有不可撤销连带责任担保、抵押、质押等担保措施，是取1，否则取0
<i>List</i>	发行人是否为上市企业
<i>SOE</i>	发行人是否为国有企业
<i>Share</i>	第一大股东持股比例
<i>ROA</i>	总资产报酬率，(利润总额+利息费用)/资产总额
<i>Z</i>	破产风险系数
<i>Lev</i>	资产负债率，总负债/总资产
<i>Asset</i>	发行人总资产的自然对数
<i>Coverage</i>	已获利息倍数，息税前利润/利息费用
<i>Rating</i>	发行人信用评级，AAA为5，AA+为4，AA为3，AA-为2，A+及以下为1

四、实证结果与分析

(一) 主要变量的描述性统计

表2是变量的描述性统计结果。数据显示，债券信用利差的均值为1.804%，标准差为1.3，说明债券的风险溢价显著存在且个体之间差异较大。债券成功发行概率的平均值为0.941。同行业违约在总样本中占比为52.9%，表明自2014年“11超日债”违约以来，债券违约逐渐进入常态化阶段，针对债券违约的研究已不容忽视。此外，债券发行期限的均值为2.552年，发行人第一大股东持股比例的均值为80.3%，总资产报酬率的均值为3.449%，资产负债率的均值为62.63%，已获利息倍数的均值为8.759；主体评级的均值为4.131，说明整体上发行人信用评级落在AA+附近，债券特征和发行人基本面变量均存在较明显的差异，这为后续研究的开展提供了基础，同时变量的描述性统计结果也与已有研究较为相似(钟辉勇等，2016^[38]；张春强等，2019^[29]；黄振和郭晔，2021^[14]；佟岩等，2022^[21])。

表2 主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Spread</i>	1.804	1.300	-1.136	1.467	11.012
<i>Success</i>	0.941	0.236	0.000	1.000	1.000
<i>Def</i>	0.529	0.499	0.000	1.000	1.000
<i>Size</i>	11.290	0.771	6.215	11.374	14.509
<i>Term</i>	2.552	2.274	0.019	2.000	24.000
<i>Guarantee</i>	0.094	0.292	0.000	0.000	1.000
<i>List</i>	0.157	0.363	0.000	0.000	1.000
<i>SOE</i>	0.899	0.301	0.000	1.000	1.000
<i>Share</i>	0.803	0.250	0.009	0.900	1.000
<i>ROA</i>	3.449	2.646	-0.739	2.859	13.853
<i>Z</i>	1.158	0.633	0.099	1.059	3.636
<i>Lev</i>	62.630	12.719	25.297	64.171	86.513
<i>Asset</i>	15.699	1.322	12.745	15.591	18.860
<i>Coverage</i>	8.759	24.010	-0.588	2.841	195.827
<i>Rating</i>	4.131	0.911	1.000	4.000	5.000

为进一步观察债券违约事件发展的动态趋势，本文从违约数量、规模以及发行人企业性质等视角对违约事件进行梳理。总体来看，2014—2022年6月，债券市场共有665只债券发生实质性违约，随违约事

件的发展,违约主体也逐渐向高信用等级、股东背景强的发行人转移。从违约数量和规模来看,2014年至2017年,债券违约情况相对较少,违约债券从2014年的6只上升到2017年的27只,违约金额从13.4亿元到220亿元,违约数量和金额呈现波动上升趋势;2018年后信用风险暴露,违约呈现大幅增长态势,违约债券突破100只,违约金额超过1000亿元。从发行人企业性质来看,2014年6只民营企业债券发生违约打破了刚性兑付;2015年开始出现中央和地方国有企业的债券违约事件,但违约数量仍小于民营企业;2020年以来信用风险向国有企业迁移,2020年国企违约债券达到52只,民营企业违约债券为56只。

(二) 基准回归

基于前文的研究设计,本部分检验债券发行前同行业违约对其发债定价的影响。表3分别列示了加入不同控制变量的回归结果,在这4列结果中,虚拟变量*Def*的回归系数均在1%的水平上显著为正。以列(4)为例,同行业债券违约提高了债券的信用利差0.153,由此可知在一级市场违约的信用风险经行业传染,确实提高了债券的发行定价。从经济意义上来看,同行业发生违约事件的公司其债券信用利差平均提高了15.3个基点,约等于债券信用利差平均值的8.48%,说明债券违约的信用风险传染效应具有显著的经济意义,本文的假设H1得到验证。

同时,债券和发行人特征变量也会影响债券发行定价。表3结果显示,*Rating*与信用利差负相关,这是因为评级越高,发行人违约风险越低,从而债券的风险溢价也越低。*SOE*和*List*的回归系数显著为负,意味着发行人是国有控股或者上市,发行债券的信用利差都会更低。*Guarantee*的回归系数显著为正,意味着发行债券时采取担保措施反而会提高债券的信用利差,原因在于投资者认为担保是发行人资质较差的信号,从而要求更高的风险溢价(林晚发等,2022^[26])。*Lev*的系数显著为正,意味着发行人偿债压力越大、破产风险越高,信用利差也越大。

表3 同行业违约对债券信用利差的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>Def</i>	0.337 *** (30.97)	0.201 *** (22.57)	0.162 *** (18.28)	0.153 *** (18.42)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>Rating</i>		-0.841 *** (-143.56)	-0.791 *** (-112.72)	-0.760 *** (-91.92)
<i>Size</i>			-0.061 *** (-8.73)	-0.070 *** (-9.36)
<i>Term</i>			0.068 *** (37.08)	0.082 *** (44.26)
<i>Guarantee</i>			-0.023 (-1.17)	0.049 *** (2.61)
<i>List</i>				-0.226 *** (-14.71)
<i>SOE</i>				-1.115 *** (-59.14)
<i>Share</i>				-0.164 *** (-6.48)
<i>ROA</i>				-0.034 *** (-18.61)
<i>Z</i>				0.145 *** (18.80)
<i>Lev</i>				0.009 *** (22.25)
<i>Asset</i>				0.073 *** (13.37)
<i>Coverage</i>				-0.000 * (-1.78)
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	1.847 *** (62.49)	5.232 *** (155.99)	5.587 *** (70.93)	4.971 *** (60.43)
<i>N</i>	50 099	50 099	50 099	50 099
<i>Adjusted R-squared</i>	0.236	0.498	0.510	0.578

注:***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$,括号内为稳健*t*统计量或*z*统计量,下同。

接下来考察违约事件对同行业债券成功发行率的影响。在本文的样本区间,从Wind数据库获取未成功发行的企业债、公司债、短期融资券和中期票据,剔除财务数据缺失的样本,共得到3162只信用债,债券发行失败的概率为5.94%,有可能为稀有事件。在这种情况下使用传统Logit二值模型进行估计时,即使样本量达到数千,依旧会产生稀有事件偏差,而补对数-对数模型可以修正这种偏差(陈强,2014^[42])。出于稳健性考虑,本文同时使用Logit模型和补对数-对数模型估计同行业违约对债券发行成

功率的影响,结果如表4所示。列(1)为Logit回归结果,Def的系数为-0.100并在5%的水平上显著,说明违约事件降低了同行业债券的发行成功率。列(2)为互补双对数模型回归结果,Def的系数为-0.028并在5%的水平上显著,关键变量Def的系数与列(1)相比,符号和显著性并未发生变化,说明稀有事件偏差并不影响本文结论的稳健性,债券违约事件发生后,同行业债券发行成功率显著下降,支持了假设H2。列(3)和列(4)使用补对数-对数模型分别检验违约对AAA评级企业和低于AAA评级企业发行债券成功率的异质性影响。列(3)中Def的系数为0.008但并不显著,列(4)中Def的系数为-0.053且在1%的水平上显著,说明违约事件对低评级企业的冲击更大,债券发行成功率显著下降,进一步验证了假设H2。

表4 同行业违约对债券发行成功率的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Success	Success	Success	Success
	Logit	Clog-log	Clog-log	Clog-log
Def	-0.100** (-2.33)	-0.028** (-2.01)	0.008 (0.37)	-0.053*** (-2.70)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
Province	YES	YES	YES	YES
Constant	2.920*** (8.31)	1.099*** (9.54)	1.000*** (4.56)	1.761*** (9.68)
N	53 261	53 261	23 148	30 094
Wald	751.74	713.34	267.95	565.52
P	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

在本文的债券违约样本中,违约规模的差异较大,金额较小的债券违约事件对市场的冲击不大,投资者感知的风险水平也较低,只有当违约规模跨越一定的阈值之后,债券违约才容易引起资本市场的广泛关注。因此,本文认为在债券违约金额的不同区间,同行业违约释放的信用风险对债券发行定价的影响存在差异,为克服人为设置违约金额阈值导致的主观偏差,采用门槛回归模型对这一假设进行实证分析。首先,经过观察描述性统计结果发现,最大违约规模超过95%分位数后的样本均值是整体均值的五倍,同时波动性也远大于整体波动性,因此,为避免异常值干扰结果,剔除超过95%分位数的异常样本值。接下来进行门槛存在性的检验,经过Bootstrap自助法

反复抽样300次,研究发现行业内最大违约金额门槛变量在1%的显著性水平上通过了单一门槛检验,门槛值为2.2,F统计量为325.011,自抽样P值为0,但并未通过多重门槛检验。同时本文剔除了超过90%分位数的异常样本值进行稳健性检验,研究发现,行业内违约金额门槛变量依旧在1%的显著性水平上通过了单一门槛检验,门槛值为2.2,F统计量为301.278,P值为0,同时在10%的显著性水平上通过了双重门槛检验,门槛值为2.2和18,显著性水平较弱,F统计量为3.008,自抽样P值为0.07,且门槛值18的95%置信区间为[4.943,19.245],置信区间过大导致结果不可信,因此本文认为行业内最大违约金额门槛变量的多重门槛模型并不适合检验本文的假设。综上所述,在1%的置信水平上单一门槛更适合本文的分析,门槛值为2.2。基于此进行信用风险传染效应的门槛模型检验,回归结果如表5所示。表5列(1)结果显示,是否发生违约Def对债券信用利差的影响系数在门槛值2.2前后由-0.178上升为0.193,且回归系数均在1%的水平上显著,说明违约与债券发行定价之间存在明显的非线性特征;表5列(2)稳健性检验的结果显示,是否发生违约Def对债券信用利差的影响系数在门槛值2.2前后由-0.168上升为0.190,且回归系数均在1%的水平上显著,说明违约与债券发行定价具有非线性特征的结论稳健。综上所述,债券违约金额对信用风险传染的影响存在门槛效应,Def的系数随着行业内违约金额的增大而逐渐增大,在债券违约规模超过阈值之后,同行业发生的大规模债券违约事件会严重冲击投资者的恐慌情绪,表现为债券的发行定价水平更高,假设H3得到验证。

表5 信用风险传染效应的门槛回归

变量	(1)	(2)
	Spread	Spread
Def(Maxdefault ≤ 2.2)	-0.178*** (-8.73)	-0.168*** (-8.30)
Def(Maxdefault > 2.2)	0.193*** (20.10)	0.190*** (19.23)
控制变量	YES	YES
Constant	4.733*** (56.04)	4.659*** (54.31)
N	47 171	44 061
Adjusted R-squared	0.479	0.480

(三) 信用风险传染定价效应的作用机制检验

以上实证研究发现债券违约的信用风险会经行业进行传染,并最终提高同行业债券的发行定价水平。那么,信用风险通过什么样的机制作用改变债券信用利差?投资者情绪是否发挥了中介作用?基于此,本文在模型(1)基准回归的基础上构建如下中介模型进行机制检验:

$$Sent = \gamma_0 + \gamma_1 Def + \gamma_2 Controls + \gamma_3 \sum Year + \gamma_4 \sum Province + \varepsilon \quad (3)$$

在模型(3)中,投资者情绪 *Sent* 为中介变量,即信用风险传染影响债券发行定价的机制变量。参考江艇(2022)^[43]的做法,为克服中介效应逐步检验法的内生局限性,本文只考察自变量债券违约对中介变量机构投资者情绪的影响。

目前在我国债券市场上,债券发行时采取簿记建档的方式确定票面利率,这使得机构投资者会参考对债券相关风险的预期和估值来决定认购数量和价格,从而形成最终的债券发行利率。企业的负面信息会向市场释放信用风险的信号,从而引发投资者的消极情绪。受恐慌紧张等消极情绪的影响,投资者的风险偏好趋于保守,风险厌恶水平也相应提高,最终表现为债券风险溢价的显著提高。因此,机构投资者的情绪会对债券信用利差产生影响。基于易志高和茅宁(2009)^[44]、李永等(2018)^[35]的研究,本文选取债券发行只数、新股发行个数、封闭式基金平均折价率以及投资者信心指数并采用主成分分析法构造债券市场机构投资者情绪 *Sent*,该变量数值越大,表明投资者情绪越高涨。为了避免指标单位差异对结果的干扰,在进行主成分分析之前首先对变量进行标准化处理,然后根据累计方差解释率达到85%的标准选取3个主成分,最后按照特征值的加权平均计算情绪指标 *Sent*。同时参考Baker和Wurgler(2006)^[34]的做法,采用第一主成分构造投资者情绪 *Sent1* 进行稳健性检验。基于投资者情绪的机制检验结果如表6所示,其中列(1)、列(2)的结果显示,是否发生同行业债券违约 *Def* 的系数 γ_1 均在1%的水平上显著为负,意味着债券违约事件的频发,显著降低了市场的投资者情绪,说明债券违约释放的信用风险通过降低投资者情绪提高了债券的发行定价水平。

表6 信用风险传染效应的传导机制检验

变量	(1)	(2)
	<i>Sent</i>	<i>Sent1</i>
<i>Def</i>	-0.027*** (-5.17)	-0.026*** (-3.60)
控制变量	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES
<i>Province</i>	YES	YES
<i>Constant</i>	-0.145** (-2.52)	-1.068*** (-14.44)
<i>N</i>	50 099	50 099
Adjusted R-squared	0.511	0.722

(四) 稳健性检验

1. 内生性检验。

在实证检验中,为了避免潜在的反向因果关系,本文对于债券发行人的总资产报酬率、资产负债率、已获利息倍数、总资产等财务指标均进行了滞后一期的处理。进一步地,考虑到可能存在某些遗漏的宏观经济变量会同时影响债券违约和债券信用利差,导致债券违约存在潜在的内生性问题。为了检验债券违约对同行业债券发行定价的正向影响是否由宏观经济因素导致,本文参考杨国超和盘宇章(2019)^[45]、黄振和郭晔(2021)^[14]的研究,在模型(1)的基础上加入货币供应量的同比增长率、各省份人均GDP以及GDP的增长率等宏观经济变量,回归结果如表7所示。表7列(1)控制了人均GDP,列(2)控制了GDP增长率,列(3)控制了货币供应量的增长率,列(4)同时控制了这三个变量,虚拟变量 *Def* 的回归系数均在1%的水平上显著为正。结果表明,在控制了可能遗漏的宏观经济变量后,同行业是否发生违约事件依旧能显著提高债券的信用利差,本文的研究结论仍然得到验证。

表7 增加宏观经济变量的内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>Def</i>	0.147*** (17.84)	0.151*** (18.18)	0.154*** (18.60)	0.147*** (17.85)
<i>PerGDP</i>	-0.119*** (-27.78)			-0.116*** (-26.88)
<i>GroGDP</i>		-0.036*** (-9.16)		-0.027*** (-6.93)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>M2</i>			-0.027*** (-5.14)	-0.027*** (-5.03)
控制变量	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	6.294*** (65.46)	5.294*** (59.40)	5.327*** (49.54)	6.844*** (56.42)
<i>Observations</i>	50 099	50 099	50 099	50 099
Adjusted R-squared	0.584	0.578	0.578	0.584

2. 安慰剂检验。

本文的主回归表明，债券违约会显著提高同行业

债券的信用利差，如果这一结论在随机指定债券违约的情境下依然存在，那么本文的研究结论将失去统计意义，说明债券违约只是安慰剂，对债券信用利差并没有实质性影响。为此参考许年行和李哲（2016）^[46]、窦超等（2022）^[47]的做法进行安慰剂检验。首先，为每只债券随机分配同行业是否发生违约事件，然后使用随机分配的违约与债券信用利差进行回归，最后将上述过程重复 10 000 次。回归结果如表 8 所示，是否发生同行业债券违约的回归系数 β_1 显著为正和显著为负的占比差异较小，同时主回归 *t* 值为 18.42，在安慰剂试验中属于小概率事件，意味着随机分配的虚拟处理效应并不存在，表明确实是债券违约显著提高了同行业债券的发行定价，证明了本文结论的稳健性。

表 8 安慰剂检验

Spread	样本数	均值	<i>p</i> 5	<i>p</i> 25	<i>p</i> 50	<i>p</i> 75	<i>p</i> 95	标准差
β_1	10 000	0.000	-0.012	-0.005	0.000	0.005	0.013	0.008
<i>tvalue</i>	10 000	-0.010	-1.596	-0.699	-0.012	0.656	1.649	0.993

3. 替换核心变量。

首先，本文对解释变量的度量方式进行替换，基准回归中，本文使用同行业是否发生违约事件度量债券市场的信用风险，考虑到债券违约发生的次数和规模也会影响投资者对信用风险的预期和估值，本文进一步设置虚拟变量 *Defnumber* 债券发行前同行业是否多次爆发违约事件、*Maxdefault* 行业内债券最大违约规模以及 *Meandefault* 行业内债券平均违约规模这三个指标来度量解释变量。在表 9 列 (1)，*Defnumber* 的回归系数为 0.154，在 1% 的水平上显著，意味着债券违约事件的频发会提高债券的发行定价，表 9 列 (2) *Maxdefault* 的回归系数为 0.014，且在 1% 的水平上显著，表 9 列 (3) *Meandefault* 的回归系数也在 1% 的水平上显著为正，意味着债券违约规模越大，同行业债券的发行定价水平也越高，解释变量的替换并没有改变本文的假设。其次替换被解释变量，借鉴王雄元和张春强（2013）^[48]的方法，本文使用债券的融资成本代替信用利差来度量债券的发行定价水平。表 9 列 (4) 的回归结果显示，*Def* 的回归系数为 0.152，且在 1% 的水平上显著，说明债券的发行定价与同行业是否发生债券违约事件存在显著的正相关关系，本文的假设仍然得到验证。

表 9 替换核心变量的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Rate</i>
<i>Defnumber</i>	0.154*** (17.81)			
<i>Maxdefault</i>		0.014*** (19.18)		
<i>Meandefault</i>			0.014*** (19.01)	
<i>Def</i>				0.152*** (17.14)
控制变量	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	4.967*** (60.41)	4.966*** (60.37)	4.966*** (60.37)	8.295*** (94.79)
<i>N</i>	50 099	50 099	50 099	50 099
Adjusted R-squared	0.578	0.578	0.578	0.676

4. 重新设定违约传染的观测窗口。

鉴于样本区间的选择可能会影响实证结果的稳健性，本文参考黄振和郭晔（2021）^[14]的思想，调整了观测信用风险传染效应的时间窗口，分别在原观测窗口的基础上将其缩短 50% 和扩展 50%，表 10 列 (1)

和列 (2) 分别是时间窗口为 180 天和 540 天的回归结果, 结果显示, 改变时间窗口后 *Def* 同行业是否发生违约事件与 *Spread* 债券信用利差的关系依旧显著为正, 意味着重新设定观测窗口并没有改变本文的结果。

表 10 调整违约观测窗口的稳健性检验

变量	(1)	(2)
	<i>Spread</i> 180	<i>Spread</i> 540
<i>Def</i>	0.127 *** (14.92)	0.139 *** (16.77)
控制变量	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES
<i>Province</i>	YES	YES
<i>Constant</i>	4.966 *** (60.32)	4.964 *** (60.30)
<i>N</i>	50 099	50 099
<i>Adjusted R-squared</i>	0.577	0.577

5. 发行人地域差异的稳健性检验。

本文考察信用风险的传染效应时已经尽可能控制了债券与发行人层面的控制变量, 但是由于我国幅员辽阔, 不同地域在制度环境、资源禀赋以及经济发展等方面存在显著差异, 这可能会导致发行人对债券违约的敏感度不同, 从而影响信用风险对公司发债定价的作用效果。基于此, 本文在原模型的基础上, 借鉴宁博等 (2020)^[30]、黄振和郭晔 (2021)^[14] 的做法, 根据发行人所在省份将样本分为西部、中部和东部三组, 从而检验地域差异对信用风险传染效应的影响。表 11 列 (1)、列 (2) 和列 (3) 的回归结果显示, 不管是在经济发展较快的区域, 还是经济发展较慢的区域, *Def* 的回归系数均显著为正, 意味着尽管与中、西部相比, 东部地区整体的融资环境市场化程度较高, 但债券违约加剧了投资者的紧张情绪, 使得信用风险对债券发行定价水平的影响在西部、中部和东部都显著存在, 表明本文结论是可靠的。

表 11 发行人地域差异的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>Def</i>	0.200 *** (8.62)	0.169 *** (7.21)	0.128 *** (13.64)
控制变量	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES

续前表

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>Province</i>	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	6.435 *** (23.17)	7.730 *** (27.46)	4.665 *** (51.96)
<i>N</i>	7 947	8 064	34 088
<i>Adjusted R-squared</i>	0.561	0.491	0.584

五、进一步分析

前述分析表明, 在一级市场债券违约释放的信用风险确实会影响同行业债券的发行定价, 那么公司特征和债券特征会如何调节信用风险的定价效应呢? 本文基于发行人所有权性质、风险承受能力、所处行业差异以及债券不同属性展开深入研究。

(一) 基于发行人所有权性质的视角

目前在债券市场, 一般认为国家为国有企业债券提供了隐性担保, 显著影响了债券定价 (王博森等, 2016^[11]), 这是因为国有企业是推动地区经济发展的重要引擎, 虽然政府没有明确给予国企担保承诺, 但迫于经济发展压力 (Li 和 Zhou, 2005^[49]), 政府会对国企有担保动机。因此, 政府的信用背书可以降低国企的风险, 缓解债券违约发生时投资者的恐慌情绪, 进而降低信用风险在行业内的传染效应, 所以, 债券违约对同行业国有企业债券风险溢价的提升程度较小。相比国有企业, 民营企业没有隐性担保, 违约事件发生后投资者对民企债券的风险投资回报要求较高, 缺乏政府的信用背书使得信用风险经行业传染, 显著提升了同行业民营企业债券的风险溢价。由此可见, 相比国有企业债券, 债券违约能显著提高同行业民营企业债券的风险溢价。更进一步, 政府对中央国有企业和地方国有企业的隐性担保存在差异。政府的财力状况越好, 担保意愿和能力就越强, 因而债券的信用风险越低 (罗荣华和刘劲劲, 2016^[50])。地方政府的偿债能力明显弱于中央政府, 因此政府对中央国有企业债券的隐性担保显著高于地方国有企业发行的债券 (王博森等, 2016^[11])。相比中央国有企业债券, 地方国有企业的政府信用背书较弱, 债券违约事件显著提高了投资者感知的风险水平, 由此导致投资者对同行业的地方国有企业债券索取更高的风险溢价。

为考察同行业爆发债券违约事件之后，信用风险的传染对不同所有制企业发债定价的异质性影响，本文将企业分为国有企业和民营企业，在模型（1）的基础上加入虚拟变量同行业是否有债券违约与发行人企业性质的交乘项，回归结果见表12。结果显示， $Def \times SOE$ 的系数在1%的水平上显著为负，以列（4）为例，民营企业发债时，债券违约的信用风险经行业内传染，使得债券信用利差提高了0.396；当国有企业发债时，信用风险传染的定价效应使得债券信用利差提高了0.125（0.396-0.271）。该结果表明，同行业爆发债券违约事件之后，信用风险的传染对不同所有制企业的发债定价具有异质性影响，相比国有企业，其更能显著提高民企债券的信用利差。

表12 信用风险传染效应的产权异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Spread	Spread	Spread	Spread
<i>Def</i>	0.349*** (9.17)	0.501*** (14.68)	0.475*** (14.30)	0.396*** (12.44)
$Def \times SOE$	0.062 (1.59)	-0.267*** (-7.62)	-0.288*** (-8.44)	-0.271*** (-8.31)
<i>SOE</i>	-1.456*** (-60.51)	-0.934*** (-44.40)	-0.990*** (-47.87)	-1.016*** (-47.13)
评级变量	NO	YES	YES	YES
债券变量	NO	NO	YES	YES
发行人变量	NO	NO	NO	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	3.019*** (90.05)	5.706*** (165.94)	5.620*** (75.61)	4.884*** (58.88)
<i>N</i>	50 099	50 099	50 099	50 099
<i>Adjusted R-squared</i>	0.335	0.548	0.565	0.579

为进一步检验信用风险的传染对中央国有企业和地方国有企业发债定价的异质性影响，本文将国有企业分为中央国企和地方国企，在模型（1）的基础上分别加入虚拟变量同行业是否有债券违约与央企的交乘项 $Def \times ZYSOE$ 以及与国企的交乘项 $Def \times DFSOE$ ，回归结果见表13。结果显示，加入不同控制变量后，各列主要结论一致， $Def \times ZYSOE$ 和 $Def \times DFSOE$ 的系数均显著为负，意味着信用风险传染的定价效应对民营企业债券信用利差的提升效果更大。同时， $Def \times ZYSOE$ 与 $Def \times DFSOE$ 的系数存在显著差异，表明同行业发生违约事件对央企和国企的发债定价存在异质

性。以列（4）为例，民营企业发债时，信用风险传染的定价效应使得债券信用利差提高了0.396，地方国有企业发债时，其提升效果为0.167（0.396-0.229），中央国有企业发债时，同行业违约事件不仅没有提升违约信用利差，反而使其下降了0.063（0.396-0.459）。这可能是因为债券违约爆发后投资者恐慌情绪加剧，央企拥有更强的政府信用背书，对投资者更有吸引力，其发行债券的信用利差也呈下降趋势。结果表明，信用风险的传染对国有企业发债定价具有异质性影响，对地方国有企业债券信用利差的提升作用强于中央国有企业。

表13 信用风险传染效应对央企、国企的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Spread	Spread	Spread	Spread
<i>Def</i>	0.344*** (9.15)	0.495*** (14.55)	0.472*** (14.21)	0.396*** (12.44)
<i>DFSOE</i>	-1.369*** (-56.55)	-0.916*** (-43.15)	-0.983*** (-47.10)	-0.990*** (-45.16)
<i>ZYSOE</i>	-1.831*** (-71.27)	-1.084*** (-46.40)	-1.078*** (-47.04)	-1.083*** (-46.96)
$Def \times ZYSOE$	-0.179*** (-4.44)	-0.427*** (-11.65)	-0.455*** (-12.80)	-0.459*** (-13.44)
$Def \times DFSOE$	0.081** (2.06)	-0.236*** (-6.70)	-0.252*** (-7.31)	-0.229*** (-6.95)
系数差异检验	原假设： $\beta(Def \times ZYSOE) = \beta(Def \times DFSOE)$			
<i>F</i> 值	188.30	130.02	162.16	211.31
<i>P</i> 值	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
评级变量	NO	YES	YES	YES
债券变量	NO	NO	YES	YES
发行人变量	NO	NO	NO	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	3.150*** (93.53)	5.710*** (165.78)	5.580*** (74.99)	4.742*** (56.73)
<i>N</i>	50 099	50 099	50 099	50 099
<i>Adjusted R-squared</i>	0.352	0.551	0.567	0.581

（二）基于发行人风险承受能力的视角

相对于风险承受能力弱的企业，风险承受能力强的发行人拥有更多的融资渠道（黄海杰和陈运佳，2022^[51]），当同行业出现债券违约事件时，更容易通过银行信贷等途径筹措资金，受信用风险的冲击较小。相反，发行人的风险承受能力较弱时，债券市场

融资环境的恶化会提高其融资成本,表现为债券信用利差更高。参考王叙果等(2019)^[28]的研究,本文分别选取总资产报酬率、是否上市、企业规模以及主体评级来度量发行人的风险承受能力。在表14列(1),交乘项 $Def \times ROA$ 的回归系数在1%的水平上显著为负,说明债券违约的传染效应在盈利能力弱的发行人中更强烈。在表14列(2),交乘项 $Def \times List$ 的回归系数显著为负,说明债券违约的传染效应在没有上市的发行人中更强烈。在表14列(3),交乘项 $Def \times Asset$ 的回归系数也显著为负,说明债券违约的传染效应在公司规模较小的发行人中更强烈。在表14列(4),交乘项 $Def \times Rating$ 的回归系数仍显著为负,说明债券违约的传染效应在主体评级低的主发行入中更强烈。上述实证结果表明,对于盈利能力较弱、没有上市、公司规模较小以及信用评级低的主发行入,它们的风险承受能力较弱,债券市场违约的负面冲击对它们发债定价的影响较大,这促使投资者索取更高的风险溢价,并最终提高主发行入发债定价的水平。

表14 发行人风险承受能力对信用风险传染效应的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>Def</i>	0.205 *** (14.94)	0.160 *** (17.66)	0.595 *** (6.23)	0.568 *** (12.45)
$Def \times ROA$	-0.015 *** (-5.07)			
$Def \times List$		-0.046 ** (-2.24)		
$Def \times Asset$			-0.028 *** (-4.73)	
$Def \times Rating$				-0.099 *** (-9.81)
评级变量	YES	YES	YES	YES
债券变量	YES	YES	YES	YES
发行人变量	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	4.942 *** (59.95)	4.963 *** (60.24)	4.814 *** (55.60)	4.877 *** (58.83)
<i>N</i>	50 099	50 099	50 099	50 099
<i>Adjusted R-squared</i>	0.578	0.578	0.578	0.579

(三) 基于发行人所处行业差异的视角

经过二十多年的快速发展,房地产行业已成为影响经济增长的重要因素,然而房地产的高杠杆发展,也加剧了我国的系统性金融风险。为进一步促进房地产市场健康平稳地长效发展,金融机构不断强化监管政策,房地产行业各融资渠道受到明显阻碍。本文基于我国房地产行业融资环境收紧的政策背景,对比研究发行人行业差异对信用风险传染效应的调节作用,回归结果如表15所示。在表15列(1)房地产业中 Def 的回归系数为0.293,且在1%的水平上显著;在表15列(2)批发和零售业中 Def 的回归系数为0.065,仅在10%的水平上显著;在表15列(3)制造业中 Def 的回归系数为0.016,并不显著。这说明相比制造业、批发和零售业,债券违约释放的信用风险在房地产行业中的传染效应更为强烈,显著提高了债券的信用利差。这意味着处于房地产行业的发行人发生债券违约更容易造成投资者恐慌情绪蔓延,并最终提高行业内债券的发行定价水平。

表15 发行人行业差异对信用风险传染效应的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>Def</i>	0.293 *** (4.92)	0.065 * (1.90)	0.016 (0.77)
评级变量	YES	YES	YES
债券变量	YES	YES	YES
发行人变量	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES
<i>Province</i>	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	6.331 *** (12.00)	2.352 *** (7.01)	5.095 *** (22.04)
<i>N</i>	2 047	3 208	7 428
<i>Adjusted R-squared</i>	0.713	0.665	0.645

(四) 基于债券属性的视角

在我国债券市场,根据发行人业务类型的不同,可以将信用债分为产业债和城投债。产业债的发行主体为经营实体产业的企业,城投债的发行主体为地方政府融资平台。为应对2008年金融危机对经济造成的冲击,我国推出“四万亿”投资计划,并鼓励政府设立地方融资平台公司拓展融资渠道,随后城投债

迎来迅速增长时期。Wind 数据显示, 仅 2009 年共发行城投债 272 只, 发行规模为 4 305 亿元, 分别较 2008 年同比增长 249% 和 270%。城投债作为我国债券市场的重要组成部分, 在推动地方基础设施建设、区域经济发展以及产业结构调整等方面发挥了重要作用 (胡奕明和顾祎雯, 2016^[52]; 贾俊雪等, 2017^[53]; 郭玉清等, 2017^[54])。产业债与城投债的发行主体在运营方式和经营目标上存在较大差异。具体表现为, 产业债的发行主体独立经营、自负盈亏, 政府较少干预企业的日常事务, 因此企业以利润最大化为目标, 保障投资者利益; 但是城投债的发行主体更多以完成地方公用事业建设为己任, 基础设施项目的周期长、投资规模大、短期内难以回收资金且盈利性较差。当前经济周期下行压力增大, 债券违约呈现常态化, 叠加融资平台的相关监管政策趋严, 当同行业出现债券违约事件时, 投资者会质疑融资平台偿债资金来源的稳定性和持久性, 因此相对于一般产业债, 城投债的

发行定价更容易受到信用风险的负面冲击, 表现为债券信用利差更高。

为考察同行业爆发债券违约事件之后, 信用风险的传染对城投债和产业债发行定价的异质性影响, 本文在模型 (1) 的基础上加入虚拟变量同行业是否有债券违约与债券是否为城投债的交乘项 $Def \times IFCT$, 回归结果见表 16。结果显示, 加入不同控制变量后, 各列主要结论一致, $Def \times IFCT$ 的系数均在 1% 的水平上显著为正, 意味着信用风险传染的定价效应对城投债信用利差的提升效果更大。以列 (4) 为例, 债券违约的信用风险经行业内传染, 使得城投债的信用利差提高了 0.228 (0.135+0.093); 当债券为一般产业债时, 信用风险传染的定价效应使得债券信用利差提高了 0.135。该结果表明, 同行业爆发债券违约事件之后, 信用风险的传染对不同债券的发行定价具有异质性影响, 相比一般产业债, 其更能显著提高城投债的信用利差。

表 16 基于债券属性的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>Def</i>	0.291 *** (24.41)	0.192 *** (19.54)	0.146 *** (14.99)	0.135 *** (15.01)
<i>Def</i> × <i>IFCT</i>	0.183 *** (6.96)	0.089 *** (4.32)	0.141 *** (7.00)	0.093 *** (4.71)
<i>IFCT</i>	0.021 (1.01)	-0.139 *** (-8.57)	-0.242 *** (-15.04)	-0.052 *** (-3.24)
评级变量	NO	YES	YES	YES
债券变量	NO	NO	YES	YES
发行人变量	NO	NO	NO	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	1.860 *** (62.13)	5.262 *** (155.07)	5.555 *** (70.78)	4.982 *** (60.50)
<i>N</i>	50 099	50 099	50 099	50 099
<i>Adjusted R-squared</i>	0.239	0.498	0.512	0.578

六、结论与启示

在百年未有之大变局的背景下, 本文基于我国金融市场债券违约频发的现象, 探究债券违约的信用风险对同行业公司债券发行定价的影响, 对于提升金融服务实体经济质效、防范化解重大金融风险具有重要

意义。本文以 2014 年 1 月至 2022 年 6 月公开发行的公司债、企业债、中期票据以及短期融资券为样本, 研究发现, 公司发债前, 行业爆发债券违约事件, 会显著提高公司债券的风险溢价并降低债券的成功发行率, 同行业发生债券违约的规模越大, 债券的发行定价水平也越高。影响机制分析表明, 债券违约释放的

信用风险降低了机构投资者情绪,进而提高了债券的发行定价水平。在进行内生性检验、安慰剂检验、替换核心变量、重新设定违约传染的观测窗口以及发行人地域差异检验等一系列稳健性检验后,结论仍然成立。进一步的检验发现,信用风险在同行业的传染效应对不同所有制企业具有异质性影响,在民营企业中风险传染效应最强烈,其次是地方国有企业,最后是中央国有企业。研究结果还表明,公司的盈利能力越弱、没有上市、公司规模越小以及信用评级越低,同行业债券违约越能显著提高公司债券的发行定价。另外,相比制造业、批发和零售业,房地产行业中的风险传染效应更强烈。最后基于债券属性研究发现,相对于一般产业债,城投债的发行定价更容易受到信用风险的负面冲击,表现为债券信用利差更高。

本文研究结论有助于推动出台我国债务风险防控政策,有助于维护金融市场稳定,并对于政府、发债公司和投资者都具有参考价值和启发意义。

第一,对政府而言,实证结果表明债券违约释放的信用风险会影响同行业债券的发行定价,且由于缺

乏政府信用背书,信用风险的传染效应在民营企业中更为显著,因此,一方面监管机构应当重视债券违约的影响,建立健全多元化的债券违约处置机制,以促进债券市场长远健康发展,另一方面应积极推进债券产品多样化建设,适度降低债券融资门槛,为民营企业提供更多的融资渠道,降低债券违约对民营企业发债定价的负面影响。

第二,对发债公司而言,研究证实了公司特征、行业等都会影响信用风险的传染效应,因此,公司应当增强感知和应对债券市场融资环境风险变化的能力,根据自身特点,合理选择债券发行时间和条款,以便降低债券违约对发行人的冲击,从而提高融资效率,优化资源配置。同时,公司应当推动业务可持续发展,增强自身竞争优势,提高风险抵抗能力。

第三,对投资者而言,在债券违约常态化的背景下,应当重视信用风险的传染效应及其经济后果,尤其要关注风险承受能力弱、房地产等高杠杆行业的企业,合理评估此类公司发行的债券风险并索取相应的投资回报,从而有效提高资产配置效率。

参考文献

- [1] Beneish M D, Press E. Interrelation Among Events of Default [J]. Contemporary Accounting Research, 1995, 12 (1): 57-84.
- [2] Glover B. The Expected Cost of Default [J]. Journal of Financial Economics, 2016, 119 (2): 284-299.
- [3] Acharya V V, Bharath S T, Srinivasan A. Does Industry-wide Distress Affect Defaulted Firms? Evidence from Creditor Recoveries [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 85 (3): 787-821.
- [4] Jorion P, Zhang G. Credit Contagion from Counterparty Risk [J]. The Journal of Finance, 2009, 64 (5): 2053-2087.
- [5] Boone A L, Ivanov V I. Bankruptcy Spillover Effects on Strategic Alliance Partners [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 103 (3): 551-569.
- [6] Leitner Y. Financial Networks: Contagion, Commitment, and Private Sector Bailouts [J]. The Journal of Finance, 2005, 60 (6): 2925-2953.
- [7] Bernet P M, Getzen T E. Can a Violation of Investor Trust Lead to Financial Contagion in the Market for Tax-exempt Hospital Bonds? [J]. International Journal of Health Care Finance and Economics, 2008, 8 (1): 27-51.
- [8] Bernanke B S, Gertler M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission [J]. The Journal of Economic Perspectives, 1995, 9 (4): 27-48.
- [9] Daniels K N, Vijayakumar J. Does Underwriter Reputation Matter in the Municipal Bond Market? [J]. Journal of Economics and Business, 2007, 59 (6): 500-519.
- [10] 王雄元,张春强,何捷.宏观经济波动性与短期融资券风险溢价[J].金融研究,2015(1):68-83.
- [11] 王博森,吕元稔,叶永新.政府隐性担保风险定价:基于我国债券交易市场的探讨[J].经济研究,2016(10):155-167.
- [12] 钟宁桦,陈姗姗,马惠娟,等.地方融资平台债务风险的演化——基于对“隐性担保”预期的测度[J].中国工业经济,2021(4):5-23.
- [13] 林晚发,刘颖斐,赵仲匡.承销商评级与债券信用利差——来自《证券公司分类监管规定》的经验证据[J].中国工业经济,2019(1):174-192.
- [14] 黄振,郭晔.央行担保品框架、债券信用利差与企业融资成本[J].经济研究,2021(1):105-121.
- [15] 徐思,潘昕彤,林晚发.“一带一路”倡议与公司债信用利差[J].金融研究,2022(2):135-152.
- [16] 何平,金梦.信用评级在中国债券市场的影响力[J].金融研究,2010(4):15-28.

- [17] Almazan A, Suarez J. Entrenchment and Severance Pay in Optimal Governance Structures [J]. *The Journal of Finance*, 2003, 58 (2): 519-547.
- [18] Lu C W, Chen T K, Liao H H. Information Uncertainty, Information Asymmetry and Corporate Bond Yield Spreads [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2010, 34 (9): 2265-2279.
- [19] 周宏, 周畅, 林晚发, 等. 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 [J]. *会计研究*, 2018 (5): 59-66.
- [20] 沈红波, 华凌昊, 张金清. 城投债发行与地方融资平台主动债务置换——基于银行授信视角 [J]. *金融研究*, 2018 (12): 91-104.
- [21] 佟岩, 李鑫, 钟凯. 企业集团债券集中管理与信用利差 [J]. *南开管理评论*, 2022 (5): 1-28.
- [22] Hsueh L P, Kidwell D S. The Impact of a State Bond Guarantee on State Credit Markets and Individual Municipalities [J]. *National Tax Journal*, 1988, 41 (2): 235-245.
- [23] 陈超, 李榕伊. 债券融资成本与债券契约条款设计 [J]. *金融研究*, 2014 (1): 44-57.
- [24] 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 [J]. *金融研究*, 2021 (2): 94-113.
- [25] 杨国超, 蒋安琪. 债券投资者的“保护盾”还是债务违约的“多米诺”——对债券交叉违约制度的分析 [J]. *中国工业经济*, 2022 (5): 140-158.
- [26] 林晚发, 刘岩, 赵仲匡. 债券评级包装与“担保正溢价”之谜 [J]. *经济研究*, 2022 (2): 192-208.
- [27] 黄小琳, 朱松, 陈关亭. 债券违约对涉事信用评级机构的影响——基于中国信用债市场违约事件的分析 [J]. *金融研究*, 2017 (3): 130-144.
- [28] 王叙果, 沈红波, 钟霖佳. 政府隐性担保、债券违约与国企信用债利差 [J]. *财贸经济*, 2019 (12): 65-78.
- [29] 张春强, 鲍群, 盛明泉. 公司债券违约的信用风险传染效应研究——来自同行业公司发债定价的经验证据 [J]. *经济管理*, 2019 (1): 174-190.
- [30] 宁博, 潘越, 陈秋平, 等. 信用风险传染与企业盈余管理: 基于信用债违约的视角 [J]. *会计研究*, 2020 (3): 66-77.
- [31] 王立夫, 王一鸣. 债券违约冲击对不同债券市场信用利差的异质性影响 [J]. *上海金融*, 2021 (12): 69-80.
- [32] Leary M T, Roberts M R. Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy? [J]. *The Journal of Finance*, 2014, 69 (1): 139-178.
- [33] 陆蓉, 王策, 邓鸣茂. 我国上市公司资本结构“同群效应”研究 [J]. *经济管理*, 2017 (1): 181-194.
- [34] Baker M, Wurgler J. Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Returns [J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61 (4): 1645-1680.
- [35] 李永, 王亚琳, 邓伟伟. 投资者情绪、异质性与公司债券信用利差 [J]. *财贸研究*, 2018 (3): 100-110.
- [36] 杨璐, 方静. 适应性预期与债券发行信用溢价 [J]. *国际金融研究*, 2021 (8): 76-86.
- [37] Campbell J Y, Taksler G B. Equity Volatility and Corporate Bond Yields [J]. *The Journal of Finance*, 2003, 58 (6): 2321-2350.
- [38] 钟辉勇, 钟宇桦, 朱小能. 城投债的担保可信吗? ——来自债券评级和发行定价的证据 [J]. *金融研究*, 2016 (4): 66-82.
- [39] DeBoskey D G, Gillett P R. The Impact of Multi-dimensional Corporate Transparency on US Firms' Credit Ratings and Cost of Capital [J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2013, 40 (1): 101-134.
- [40] 王永钦, 徐鸿钧. 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 [J]. *金融研究*, 2019 (2): 20-39.
- [41] 吕怀立, 王文明, 鄢姿俏, 等. 金融政策竞争中性与民营企业融资纾困——来自突发公共卫生事件的准自然实验 [J]. *金融研究*, 2021 (7): 95-114.
- [42] 陈强. 高级计量经济学及 STATA 应用 (第二版) [M]. 北京: 高等教育出版社, 2014: 179-182.
- [43] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 [J]. *中国工业经济*, 2022 (5): 100-120.
- [44] 易志高, 茅宁. 中国股市投资者情绪测量研究: CICI 的构建 [J]. *金融研究*, 2009 (11): 174-184.
- [45] 杨国超, 盘宇章. 信任被定价了吗? ——来自债券市场的证据 [J]. *金融研究*, 2019 (1): 35-53.
- [46] 许年行, 李哲. 高管贫困经历与企业慈善捐赠 [J]. *经济研究*, 2016 (12): 133-146.
- [47] 窦超, 原亚男, 白学锦. 上市公司“存贷双高”异象与股价崩盘风险 [J]. *中国工业经济*, 2022 (4): 174-192.
- [48] 王雄元, 张春强. 声誉机制、信用评级与中期票据融资成本 [J]. *金融研究*, 2013 (8): 150-164.
- [49] Li H, Zhou L A. Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China [J]. *Journal of Public Economics*, 2005, 89 (9/10): 1743-1762.
- [50] 罗荣华, 刘劲劲. 地方政府的隐性担保真的有效吗? ——基于城投债发行定价的检验 [J]. *金融研究*, 2016 (4): 83-98.
- [51] 黄海杰, 陈运佳. 经济政策不确定性对债券违约的影响 [J]. *中南财经政法大学学报*, 2022 (1): 38-49.
- [52] 胡奕明, 顾伟雯. 地方政府债务与经济增长——基于审计署 2010—2013 年地方政府性债务审计结果 [J]. *审计研究*, 2016 (5): 104-112.
- [53] 贾俊雪, 张晓颖, 宁静. 多维晋升激励对地方政府举债行为的影响 [J]. *中国工业经济*, 2017 (7): 5-23.
- [54] 郭玉清, 孙希芳, 何杨. 地方财政杠杆的激励机制、增长绩效与调整取向研究 [J]. *经济研究*, 2017 (6): 169-182.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

研发操纵、创新能力削弱与债券融资成本

R&D Manipulation, Innovation Capability Eroding and the Cost of Bond Financing

石晓军 赵鹤森

SHI Xiao-jun ZHAO He-sen

[摘要] 本文利用中国2010—2020年发行中长期信用债的上市公司数据,考察了真实盈余管理中研发操纵对债券融资成本的影响,填补了研发操纵的债券市场反应研究的空缺。证据表明,在中国债券市场上,公司研发操纵会显著提高债券融资成本,且这种影响具有持续性,也会拉低债券信用评级。机制检验的证据表明,研发操纵主要是通过弱化公司创新能力的渠道影响债券融资成本;市场关注渠道没有得到实证支持。

[关键词] 研发操纵 真实盈余管理 信用债 信用利差

[中图分类号] F832.5 F275.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2023)07-0044-13

Abstract: Based on the data of listed companies issuing medium- and long-term credit bonds in China from 2010 to 2020, this paper investigates the impact of R&D manipulation on bond financing cost. We find there is a significant effect of R&D manipulation and the cost of bond financing, and the R&D manipulation will increase the cost of bond financing and bring down the credit rating of the bond. We also find that R&D manipulation affects the bond financing cost mainly through the channel of weakening the company's innovation ability. Nevertheless, market attention have no significant effect on the relationship between R&D manipulation and the bond financing cost. This paper fills the gap in the research on the bond market reaction of R&D manipulation in real earnings management.

Key words: R&D manipulation Real earnings management Credit debt Credit spread

[收稿日期] 2022-09-15

[作者简介] 石晓军,男,1974年11月生,中国人民大学财政金融学院教授,博士生导师,研究方向为金融工程、产业经济;赵鹤森,女,1994年4月生,中国人民大学财政金融学院博士研究生,研究方向为债券市场。本文通讯作者为赵鹤森,联系方式为975069261@qq.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“构建金融有效支持实体经济着力点的体制机制研究”(项目编号:21AZD028);国家自然科学基金面上项目“中国债券信用评级偏倚”(项目编号:71673281)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

随着百年未有之大变局加速演进、美中技术脱钩、供应链断供脱耦、经济区域化本土化近岸化的形势愈演愈烈，各国都在加大研发投入（见图1）。中国研发支出的GDP占比由2010年的1.7%增长至2020年的2.4%，在绝对数量上由7 062.58亿人民币增加为24 393.11亿人民币，是2010年的3.45倍。围绕研发投入的会计、金融、经济管理问题和政治考量将会成为未来十年公司金融与经济领域的重要研究课题。研发活动的较强专业性和不确定性给了管理层一定的操纵空间，调整研发支出等投资预算是管理层进行真实盈余管理的一个重要手段（Roychowdhury, 2006^[1]；Gunny, 2010^[2]；范海峰和胡玉明, 2013^[3]）。近十年来，盈余管理对债券融资的影响引起研究者持久不衰的兴趣。国内外也已经积累了相当多的证据表明，盈余管理会对债券信用评级、债券融资成本产生实质性的影响，尤其是企业在债券发行、进行首次主体评级和可能被调整评级前，企业会进行盈余管理（例如：Demirtas等, 2006^[4]；Caton等, 2011^[5]；Ali和Zhang, 2008^[6]；刘娥平和施燕平, 2014^[7]；薄澜等, 2014^[8]；钟宇翔和李婉丽, 2016^[9]；林晚发和刘颖斐, 2018^[10]；李琦等, 2010^[11]）。那么，当企业通过研发操纵进行真实盈余管理时，债券市场是否能够准确识别，并给出高溢价的惩罚？

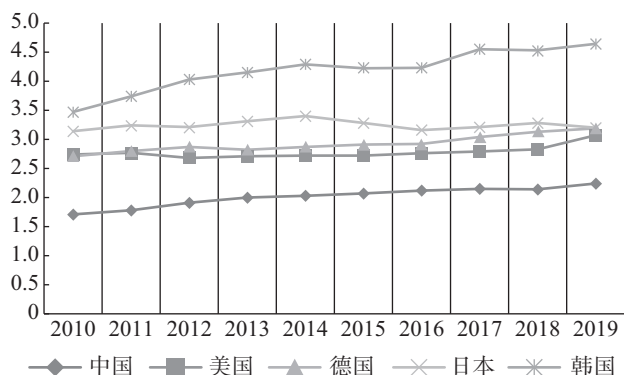


图1 五个国家研发支出GDP占比的变化：2010—2019年
数据来源：中国研究数据服务平台（CNRDS）

盈余管理之所以对债券市场具有实质性影响，是因为无论是债券定价还是债券评级都主要依赖相关的财务与会计信息，而这种会计数字“硬信息”依赖特点在中国等发展中国家更为明显。盈利能力是企业未来偿还债务的重要保障，因此也成为债券

市场投资者和评级机构等第三方最为关注的财务指标（Ho和Rao, 1993^[12]；Fischer和Verrecchia, 1997^[13]；Khurana和Raman, 2003^[14]）。在自利动机驱动下，公司在首次发行债券、债券增发、面临信用评级降级风险等关键时刻有动力通过盈余管理的数字游戏和“表面功夫”试图影响债券市场反应，降低债券融资成本。如果债券市场效率低（甄别能力弱）或与评级机构等第三方形成合谋，公司盈余管理的企图得逞，就能获得债券融资的价格套利。

公司盈余管理主要有两种方式，一是对会计应计项目的调整操纵，二是通过对真实活动操控达到调整会计盈余信息的目的（Schipper, 1989^[15]）。目前，关于会计应计盈余管理与债券市场的研究已经有较多的文献，但关于应计盈余管理的债券市场反应的结论并不一致。Demirtas等（2006）^[4]给出的证据表明一些企业在债券发行前会进行应计盈余管理，而在债券发行后第二年出现盈余反转。Ali和Zhang（2008）^[6]发现，当信用评级临近信用等级变化时，比如AA+或者AA-，公司会倾向于通过扩大操纵性应计项目和降低会计稳健性来增加会计利润。Pae和Quinn（2011）^[16]的研究表明公司首次发行债券前会进行应计会计操纵，而Caton等（2011）^[5]发现，在债券增发过程中，企业同样会进行盈余操纵。以上是关于债券市场中应计盈余管理存在性的证据。换言之，文献比较一致地认为债券市场存在比较普遍的应计盈余管理问题。但关于债券市场对应计盈余管理的反应结论并不一致。一些文献的证据表明，债券市场能够识别管理层对应计项目的盈余管理（Ayers等, 2010^[17]），并给予惩罚。应计项目质量不仅与企业信用评级正向相关（Ahmed等, 2002^[18]；Ashbaugh-Skaife等, 2006^[19]），也会显著影响债券融资成本。应计质量越差，企业的债券融资成本越高（Bharath等, 2008^[20]；杨大楷和王鹏, 2014^[21]）。Caton等（2011）^[5]研究发现管理层对应计利润的盈余管理活动导致了较低信用评级和较高的发行利差。但也有一些文献给出相反的证据，企业的向上应计盈余管理行为，提高其预期信用评级（Demirtas等, 2006^[4]；Ashbaugh-Skaife等, 2006^[19]；马榕和石晓军, 2016^[22]）。Liu等（2018）^[23]研究发现，当企业处于负面信用观察名单时会进行向上的应计项目的操纵，虽然这种行为会使企业避免评级下调，但是进行盈余管理的企业未来的业绩表现

更差。

随着信息披露制度的发展和外部监督制度的完善, 应计盈余操纵的空间大幅收窄, 真实盈余管理逐渐成为研究关注的焦点。相比应计项目的会计操纵, 管理层通过实际活动进行的真实盈余管理行为更加隐蔽 (Graham 等, 2005^[24]; Zang, 2012^[25])。费用操控是管理层进行真实盈余管理的重要手段 (Bushee, 1998^[26]; Cheng, 2004^[27]), 主要包括 R&D 研发支出、SGA (销售、一般和管理费用) 和广告费操纵等。债券市场上真实盈余管理的研究正在兴起, 文献数量还比较少, 而且结论不一致。Ge 和 Kim (2014)^[28] 通过美国 1993—2009 年债券发行数据研究发现, 真实盈余管理中的超量生产会降低债券发行的信用评级, 而销售操纵和超量生产会增加发行利差。但超量生产经过现金流残差和销售费用残差调整后对利差的影响就不再显著。Chen 等 (2015)^[29] 认为真实盈余管理波动率比真实盈余管理水平更具债券定价价值, 利用美国 2001—2008 年的数据, 他们发现销售操纵、超量生产和酌量性费用波动率都会增加债券发行利差; 销售操纵和超量生产真实盈余管理水平也会显著增加利差, 但酌量性费用对发行利差没有显著影响。Chen 等 (2021)^[30] 进一步发现盈余管理波动率主要影响债券违约利差, 对债券的流动性利差没有显著影响。但马榕和石晓军 (2016)^[22] 研究发现企业真实盈余管理行为对中国债券的信用评级没有显著影响。目前债券市场中真实盈余管理研究得比较多的是超量生产的视角, 而从费用操纵角度的研究很少, 而且也未得到显著的证据。本文选取管理层研发操纵这一真实盈余管理的具体渠道进行探究, 以期弥补这个缺口。

本文利用中国 2010—2020 年发行中长期信用债的上市公司数据, 考察了研发操纵对债券融资成本的影响。实证结果表明, 基于 Roychowdhury (2006)^[1] 方法计算的研发操纵的滞后一阶至三阶均显著地提高了债券利差, 也显著地降低了债券信用评级。用 Gunny (2010)^[2] 方法重新计算研发操纵指标, 结果是一致的。这也从一个侧面表明, 中国债券市场具有一定的盈余管理甄别能力。基于研发操纵波动率和中国研发支出税收优惠政策冲击的稳健性检验证实了主要结论的稳健性。用企业的专利被引用数据和技术独立董事来表示公司的创新性, 结果表明研发操纵主要是通过创新能力削弱的渠道推高了债券融资成本。采

用分析师关注和研究报告关注的方法, 没有得到可靠的支持证据, 这表明市场关注不是研发操纵影响债券融资成本的主要渠道。

本文有两点贡献。第一, 给出了研发操纵影响债券融资成本的证据及其作用途径, 填补了研发操纵这一企业真实盈余管理行为的债券市场反应研究的空缺, 扩展了方兴未艾的盈余管理与债券市场关系的研究。第二, 给出管理层研发操纵会弱化企业创新能力, 提高企业债券融资成本的证据, 为创新型企业的资本市场表现提供了经验证据。

本文的其他部分安排如下: 第二部分是理论分析与研究假设; 第三部分是研究设计; 第四部分是实证结果与讨论; 第五部分为本文主要结论。

二、理论分析与研究假设

根据 Merton (1974)^[31] 的做法, 假设公司资本结构包含两类有价证券: 股票和债券。其中股权价值为 E , 债券面值为 F , 期限为 T 。公司的资产价值 V 服从几何布朗运动:

$$dV = \mu V dt + \delta_V V dW \quad (1)$$

其中, μ 为资产瞬时收益率, δ_V 为公司资产价值波动率, dW 为标准布朗过程。

此时, 公司的股权价值可以视为一个行权价格等于债券面值的看涨期权, 即 $E = \text{MAX}[V_T - D]$, 根据 B-S 公式, 可以得到:

$$E_0 = V_0 N(d_1) - Fe^{-rT} N(d_2) \quad (2)$$

其中, r 为无风险利率, 并且:

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{V_0 e^{rT}}{F}\right)}{\delta_V \sqrt{T}} + 0.5 \delta_V \sqrt{T} \quad (3)$$

$$d_2 = d_1 - \delta_V \sqrt{T} \quad (4)$$

$$N(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{\mu^2}{2}} d\mu \quad (5)$$

根据期权平价理论, 可得债券价值:

$$V_0 - E_0 = V_0 N(-d_1) + Fe^{-rT} N(d_2) = Fe^{-\gamma T} \quad (6)$$

其中, γ 为债券到期收益率, 调整公式 (6), 可得债券信用利差:

$$\text{spread} = \gamma - r = -\frac{1}{T} \ln \left[N(d_2) + \frac{V_0 N(-d_1)}{Fe^{-rT}} \right] \quad (7)$$

其中, $spread$ 为债券信用利差。从公式 (7) 可得, 债券信用利差受到公司资产波动率 δ_v 的影响。

Hackbarth 等 (2022)^[32] 在 Stein (1989)^[33] 的基础上进一步研究并得出结论, 公司在短期主义和长期主义间存在一个平衡点。因此, 对研发强度高的企业来说, 有短期利益动机对研发支出进行操纵。经典文献 Lev 和 Sougiannis (1996)^[34] 给出了研发支出和现金流之间的明确关系, 对研发支出的调整会影响现金流的变动, 进而影响资产价值。根据窦超等 (2021)^[35] 的推导, $\partial spread / \partial \delta_v > 0$ 。资产波动率是包括企业研发操纵在内的一系列变量的函数, 即 $\delta_v = f(x_{rd}, other-controls)$, 其中 x_{rd} 表示企业研发操纵行为。管理层通过削减研发支出的研发操纵行为是管理层进行真实盈余管理的重要手段 (Roychowdhury, 2006^[1]; Gunny, 2010^[2]; 范海峰和胡玉明, 2013^[3])。虽然管理层出于短期利益动机进行研发操纵, 但是长期来看研发操纵会影响企业现金流 (Lev 和 Sougiannis, 1996^[34]), 加大企业的资产波动率, 即 $\partial \delta_v / \partial x_{rd} > 0$ 。因此有:

$$\frac{\partial spread}{\partial x_{rd}} = \frac{\partial spread}{\partial \delta_v} \frac{\partial \delta_v}{\partial x_{rd}} > 0 \quad (8)$$

这个结果表明, 企业的研发操纵行为在理论上会增加债券的信用利差。由此, 本文的核心检验假设为:

H1: 研发操纵会增加债券发行信用利差。

管理层的研发操纵会使一些对公司竞争力长期保持具有重大影响的项目和技术创新受到负面影响, 会对公司未来的创新产出产生不利影响 (朱红军等, 2016^[36]), 进而会造成公司未来现金流和公司绩效的下跌 (Roychowdhury, 2006^[1]), 加大企业的资产波动率, 即 $\partial \delta_v / \partial x_{rd} > 0$ 。由此得到创新能力渠道的作用机制假设:

H2: 研发操纵通过创新能力削弱的渠道对债券融资成本产生影响。

市场关注也是另外一种可能作用渠道。一是因为市场关注对管理层有外部监督的作用, 发挥公司治理的作用 (Jensen 和 Meckling, 1976^[37]; Dyck 等, 2010^[38]; Yu, 2008^[39])。研究发现, 分析师对管理层盈余管理行为有较强的监督作用 (Degeorge 等, 2013^[40]; 李春涛等, 2014^[41])。以往研究表明分析师关注的监督作用能有效约束管理层的应计盈余管理行为, 那么, 管理层就有可能转向更加隐蔽的真实盈

余管理操纵以追求公司账面利润目标 (Cohen 等, 2008^[42]; Irani 和 Oesch, 2015^[43]; 李春涛等, 2016^[44])。因此, 作为管理层真实盈余管理的具体渠道, 研发操纵就有可能成为管理层的选择。二是市场可以减少投资者和管理层之间的信息不对称 (Jensen 和 Meckling, 1976^[37]; Derrien 等, 2016^[45])。Dyck 等 (2010)^[38] 指出, 金融分析师是市场中最快发现公司欺诈行为的人之一。当公司的市场关注程度较高时, 其研发操纵行为更容易被揭露, 引起股价波动, 对其资产波动率产生影响, 增大 $\partial \delta_v / \partial x_{rd}$, 进而提高债券融资成本。由此提出市场关注渠道的作用机制假设:

H3: 市场关注度越高, 研发操纵更可能暴露, 债券融资成本因此而提高。

三、研究设计

(一) 变量定义与模型设定

1. 研发操纵的度量。

Roychowdhury (2006)^[1] 提出了包含 R&D 费用的正常酌量性费用的期望模型。本文借鉴 Roychowdhury (2006)^[1] 和胡元木等 (2016)^[46] 的方法, 运用如下模型式 (9)~式 (11) 分年份行业对上市公司的研发操纵进行估计:

$$\frac{RD_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{TA_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{S_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$normal_RD_{i,t} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \frac{1}{TA_{i,t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{S_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} \quad (10)$$

$$abnormal_RD_{i,t} = \frac{RD_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - normal_RD_{i,t} \quad (11)$$

其中, RD 为公司研发支出, TA 为总资产, S 为营业收入, $normal_RD$ 是估计出来的正常研发支出, $abnormal_RD$ 反映了公司的异常研发支出。借鉴朱红军等 (2016)^[36] 方法, 进一步定义连续变量 $reduce_RD$ 刻画公司研发操纵。具体而言, 当 $abnormal_RD \geq 0$ 时, 令 $reduce_RD = 0$; 当 $abnormal_RD < 0$ 时, 令 $reduce_RD$ 等于 $abnormal_RD$ 的绝对值。因此, $reduce_RD$ 越大, 公司出于真实盈余管理动机进行研发操纵的力度越大。

2. 模型设定。

本文采用如下式 (12) 考察研发操纵的债券市场反应:

$$spread_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 reduce_RD_{i,t-1} + \alpha_2 normal_RD_{i,t-1} + \alpha_3 Firm_Controls_{i,t} + \alpha_4 Bond_Controls_{i,j,t} + \delta_i + \mu_k + \epsilon_{i,j,t} \quad (12)$$

其中，被解释变量 $spread_{i,j,t}$ 是债券发行的信用利差，即债券发行的票面利率减同期限国债收益率。

由于企业发行债券时的信息披露一般使用最近一期的财务数据，因此模型（12）主要解释变量采用滞后一期数据（ $reduce_RD_{i,t-1}$ 和 $normal_RD_{i,t-1}$ ）。同时为了考察研发操纵行为对公司发行债券的持续影响，在后面的分析也对滞后两期（ $reduce_RD_{i,t-2}$ 和 $normal_RD_{i,t-2}$ ）和滞后三期（ $reduce_RD_{i,t-3}$ 和 $normal_RD_{i,t-3}$ ）的研发操纵进行实证考察。

控制变量包括公司层面的控制变量 $Firm_Controls_{i,t}$ 和债券层面的控制变量 $Bond_Controls_{i,j,t}$ 。公司层面的控制变量 $Firm_Controls_{i,t}$ 包括：公司规模（ $Size$ ）、资产收益率（ ROA ）、资产负债率（ $Leverage$ ）、流动比率（ $Current$ ）、资产周转率（ $Turnover$ ）、净利润同比增长率（ $Grow$ ）、公司属性（ SOE ）。公司层面的财务数据均为期初数据。债券层面的控制变量 $Bond_Controls_{i,j,t}$ 包括：债券发行时债项评级（ $Rating$ ）、发行规模（ $Proceeds$ ）、债券期限（ $Maturity$ ）、是否含权债（ $Right$ ）、利率类型（ $Rtype$ ）、是否担保（ $Guarantee$ ）、债券市场指数（ $BIndex$ ）、债券市场波动率（ $Volatility$ ）、评级机构（ CRA ）、承销商（ $Ldudw$ ）、债券发行主体所在省份上一季度的 GDP 同比增速（ GDP ）、债券发行前一月份的 M2 指标（ $M2$ ）。并且在回归中控制了债券发行年份的固定效应 δ_i 和发债企业行业固定效应 μ_k 。 $\epsilon_{i,j,t}$ 是随机误差项。变量定义表如表 1 所示。

表 1 变量定义表

变量类型	变量符号	变量名称及定义
被解释变量	$spread$	信用利差：等于债券到期收益率减去发行当日同期限国债的到期收益率
解释变量	$L1reduce_RD$	滞后一期研发操纵
	$L2reduce_RD$	滞后两期研发操纵
	$L3reduce_RD$	滞后三期研发操纵
	$L1normal_RD$	滞后一期正常研发支出
	$L2normal_RD$	滞后两期正常研发支出
	$L3normal_RD$	滞后三期正常研发支出

续前表

变量类型	变量符号	变量名称及定义
控制变量	$Size$	企业规模：总资产的自然对数
	ROA	资产收益率：净利润和总资产的比值
	$Leverage$	资产负债率：负债总额与资产总额的比值
	$Current$	流动比率
	$Turnover$	资产周转率：销售收入/平均总资产
	$Grow$	净利润同比增长率
	SOE	所有权性质：根据实际控制人性质判断是否为国有企业
	$Rating$	债项评级：评级是否为 AAA，是为 1，否则为 0
	$Proceeds$	发行规模：债券发行总额的自然对数，单位亿元
	$Maturity$	债券期限
	$Right$	是否含权债：债券是否含有特殊条款
	$Rtype$	利率类型：固定利率取值为 1、累进利率取值为 2，剔除了浮动利率的债券
	$Guarantee$	是否担保
	$BIndex$	市场指数：债券发行当日的市场指数，选取中债-信用债总财富指数的收盘价
	$Volatility$	市场波动率：发行前六十日债券市场指数的标准差
	CRA	评级机构虚拟变量
$Ldudw$	承销商虚拟变量	
GDP	债券发行主体所在省份上一季度的 GDP 同比增速	
$M2$	债券发行前一月份的 M2 指标	

（二）数据与描述性统计

本文以 2010—2020 年发行企业债券、公司债券和中期票据数据为样本，并剔除浮动利率债券，非上市公司发行的债券以及含缺失值的债券，最终得到 1 234 条债券数据。债券发行相关数据来源于 Wind 数据库。上市公司研发支出等有关数据来自中国研究数据服务平台（CNRDS）。为避免异常值的影响，对连续变量进行 Winsorize 处理，剔除 1%~99% 以外的数据。

表 2 报告了主要变量描述性统计结果。债券发行利差的均值为 1.973。滞后一期的研发支出削减的均值为 0.014，标准差为 0.025；滞后两期的研发支出削减的均值为 0.014，标准差为 0.023；滞后三期的研发支出削减的均值为 0.014，标准差为 0.021。

表 2 描述性统计

变量	样本量	平均数	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>spread</i>	1 234	1.973	1.030	1.737	0.243	5.007
<i>L1reduce_RD</i>	1 234	0.014	0.025	0.008	0.000	0.309
<i>L1normal_RD</i>	1 234	0.023	0.025	0.016	0.005	0.322
<i>L2reduce_RD</i>	1 234	0.014	0.023	0.008	0.000	0.298
<i>L2normal_RD</i>	1 234	0.023	0.024	0.016	0.004	0.312
<i>L3reduce_RD</i>	1 234	0.014	0.021	0.009	0.000	0.267
<i>L3normal_RD</i>	1 234	0.022	0.022	0.016	0.004	0.281
<i>Size</i>	1 234	24.630	1.634	24.530	21.170	27.750
<i>ROA</i>	1 234	5.372	3.218	4.560	-1.885	18.260
<i>Leverage</i>	1 234	60.130	14.120	61.650	19.150	86.830
<i>Current</i>	1 234	1.148	0.573	1.090	0.175	3.615
<i>Turnover</i>	1 234	0.649	0.458	0.542	0.096	3.035
<i>Grow</i>	1 234	29.130	114.800	12.200	-338.600	643.000
<i>SOE</i>	1 234	0.652	0.477	1.000	0.000	1.000
<i>Rating</i>	1 234	0.550	0.498	1.000	0.000	1.000
<i>Proceeds</i>	1 234	2.283	0.818	2.303	-0.693	5.075
<i>Maturity</i>	1 234	4.086	1.490	3.000	1.000	15.000
<i>Right</i>	1 234	0.599	0.490	1.000	0.000	1.000
<i>Rtype</i>	1 234	1.358	0.480	1.000	1.000	2.000
<i>Guarantee</i>	1 234	0.137	0.344	0.000	0.000	1.000
<i>BIndex</i>	1 234	163.400	19.750	165.300	111.000	188.900
<i>Volatility</i>	1 234	0.788	0.296	0.778	0.209	1.916
<i>GDP</i>	1 234	106.100	4.288	106.900	60.800	116.500
<i>M2</i>	1 234	10.580	2.421	10.100	8.000	28.500

四、实证结果与分析

(一) 研发操纵与债券发行成本

表 3 报告了研发操纵对债券发行成本的影响。其中，列 (1) 是公司滞后一期研发操纵的影响，列 (2) 和列 (3) 依次为滞后两期和滞后三期研发操纵的实证结果。

从表 3 列 (1) 可得，公司研发操纵显著增加了债券发行的成本 ($L1reduce_RD = 9.738^{***}$)，也就是债券市场能识别企业的研发操纵行为，并且给出了惩

罚，债券发行风险溢价显著增加。并且，债券市场认可公司的研发投入行为，并给出积极评级 ($L1normal_RD = -9.276^{***}$)。上述两个系数大小相当，可见债券市场对研发投入的认可程度和对研发操纵的惩罚程度是相当的。这表明研发操纵的债券市场反应不仅在计量上是显著的，在经济意义上也是重要的。

根据表 3 列 (2) 和列 (3) 的结果，滞后两期和滞后三期的研发操纵的系数也显著为正 ($L2reduce_RD = 9.367^{***}$ 、 $L3reduce_RD = 6.651^{*}$)，可见，公司研发操纵行为对债券发行利差的影响具有持续性。同

时也注意到，滞后一期到滞后三期研发操纵的系数依次减少，说明公司研发操纵的债券市场影响逐年减弱。

表 3 研发操纵对债券发行成本的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>
<i>L1reduce_RD</i>	9.738 *** (3.655)		
<i>L1normal_RD</i>	-9.276 ** (3.736)		
<i>L2reduce_RD</i>		9.367 *** (3.433)	
<i>L2normal_RD</i>		-8.494 ** (3.484)	
<i>L3reduce_RD</i>			6.651 * (3.485)
<i>L3normal_RD</i>			-6.323 * (3.505)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1 234	1 234	1 234
<i>R-squared</i>	0.590	0.590	0.589

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平显著。括号内是稳健标准误。下同。

(二) 研发操纵对债券评级的影响

引入评级变量 *rate* (债项评级为 AAA, *rate* = 4; 债项评级为 AA+, *rate* = 3; 债项评级为 AA, *rate* = 2; 债项评级为 AA- 及以下, *rate* = 1), 运用式 (13) 考察公司研发操纵如何影响其债券发行的信用评级。

$$rate_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 reduce_RD_{i,t-1} + \alpha_2 normal_RD_{i,t-1} + \alpha_3 Bond_Controls_{i,j,t} + \alpha_4 Firm_Controls_{i,t} + \delta_i + \mu_k + \epsilon_{i,j,t} \quad (13)$$

表 4 给出了模型 (13) 的估计结果。可以看到，公司研发操纵会显著降低其债券的信用评级。而且，这种影响也具有持续性，滞后两期和滞后三期的研发操纵依然对债券的信用评级产生显著的负向影响。同时也可以看到，*L1normal_RD* 至 *L3normal_RD* 的系数为正。这表明第三方评级机构对企业的研发投入给予正向评价。这个证据也表明中国债券市场上信用评级有一定的信息价值。

表 4 研发操纵是否影响企业评级

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>rate</i>	<i>rate</i>	<i>rate</i>
<i>L1reduce_RD</i>	-6.943 ** (3.325)		
<i>L1normal_RD</i>	0.373 (3.499)		
<i>L2reduce_RD</i>		-8.261 *** (3.119)	
<i>L2normal_RD</i>		1.631 (3.279)	
<i>L3reduce_RD</i>			-8.513 *** (2.908)
<i>L3normal_RD</i>			2.173 (3.030)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1 234	1 234	1 234
<i>R-squared</i>	0.694	0.694	0.692

(三) 影响机制分析：创新能力渠道作用显著

首先检验第一个可能的影响机制，即管理层的研发操纵行为会削弱企业的创新能力，增加债券融资成本。若该机制存在，即可推测出创新能力更强的企业中，研发操纵对债券融资成本影响更大。本节引入两个创新型企业的代理变量对这一推测进行实证检验。第一个是企业专利引用量 (*Patent*)，用企业授权专利被引用次数表示，并对企业授权专利被引用次数除以公司的正常研发支出 *normal_RD* 进行标准化处理，再除以 1 000 进行量纲上的处理，以便结果的呈现。专利引用数据来自 CNRDS 数据库。

为检验在创新型企业中管理层的研发操纵行为对债券融资成本的影响是否更大，在模型 (12) 中引入企业专利引用量 (*Patent*) 及其与研发操纵 (*reduce_RD*) 的交互项进行回归分析。表 5 给出了含专利被引用次数交乘项的模型估计结果。可以看到，滞后一阶和滞后三阶的交乘项系数均显著为正。这说明，在创新能力较强的企业中，研发操纵对企业的债券融资成本影响更大，即管理层的研发操纵会通过削弱企业创新能力的渠道增大债券的融资成本。该结果支持假设 2。

表5 创新专利的影响机制分析

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>
<i>Patent</i> × <i>L1reduce_RD</i>	0.125 ** (0.056)		
<i>L1reduce_RD</i>	8.697 ** (4.028)		
<i>L1normal_RD</i>	-10.555 ** (4.358)		
<i>Patent</i> × <i>L2reduce_RD</i>		0.070 (0.056)	
<i>L2reduce_RD</i>		8.900 ** (3.752)	
<i>L2normal_RD</i>		-9.287 ** (3.910)	
<i>Patent</i> × <i>L3reduce_RD</i>			0.132 ** (0.062)
<i>L3reduce_RD</i>			6.598 * (3.752)
<i>L3normal_RD</i>			-9.175 ** (3.960)
<i>Patent</i>	-0.030 *** (0.009)	-0.023 ** (0.009)	-0.023 *** (0.009)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	953	953	953
<i>R-squared</i>	0.622	0.622	0.622

第二个创新型企业的代理变量是独立董事的技术性 (*Tecind*)。独立董事对企业有监督 (Adams 等, 2010^[47]) 和资源提供的功能 (Byrd 和 Mizruchi, 2005^[48]; Kroszner 和 Strahan, 2001^[49]), 具有专业技术背景的独立董事不仅可以抑制企业的研发操纵, 还会利用自己的专业技能为企业提供指导, 有助于其研发效率提升 (胡元木, 2012^[50])。借鉴胡元木等 (2016)^[46] 的研究, 用技术独立董事占独立董事的比例来衡量独立董事的技术性 (*Tecind*)。技术独立董事的判断标准如下: (1) 简历中明确显示该独立董事具有教授级工程师、工程师、研究员以及技术类相关职称; (2) 该独立董事毕业于理工科等技术性较强的专业 (如工程、医学和生物制药等) 或拥有研发和技术岗位的工作经历或学习经历。符合上述标准至少一条即可以判断该名独立董事为技术独立董事。技术独立董事

的数据来自国泰安 CSMAR 数据库。

为检验在技术依赖型企业中, 管理层的研发操纵行为对债券融资成本的影响是否更大, 在模型 (12) 中引入企业独立董事的技术性 (*Tecind*) 及其与研发操纵 (*reduce_RD*) 的交互项进行回归分析。表 6 给出了带有技术独立董事交乘项的模型估计结果。可以看到, 滞后一阶至三阶的交乘项系数均显著为正。这说明, 在技术依赖程度更高的企业中, 研发操纵对企业的债券融资成本影响更大。专利引用量和独立董事技术性的交乘项的结果均支持假设 2, 即研发操纵会通过削弱企业创新能力, 增加债券融资成本。

表6 从技术独立董事的视角验证研发操纵的影响机制

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>
<i>Tecind</i> × <i>L1reduce_RD</i>	5.107 *** (1.835)		
<i>L1reduce_RD</i>	6.933 * (3.815)		
<i>L1normal_RD</i>	-7.108 * (3.825)		
<i>Tecind</i> × <i>L2reduce_RD</i>		6.034 *** (2.166)	
<i>L2reduce_RD</i>		7.179 ** (3.592)	
<i>L2normal_RD</i>		-6.985 * (3.580)	
<i>Tecind</i> × <i>L3reduce_RD</i>			7.117 *** (2.524)
<i>L3reduce_RD</i>			4.279 (3.626)
<i>L3normal_RD</i>			-4.789 (3.616)
<i>Tecind</i>	-0.282 *** (0.098)	-0.291 *** (0.098)	-0.306 *** (0.100)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1 106	1 106	1 106
<i>R-squared</i>	0.571	0.571	0.570

(四) 影响机制分析: 市场关注渠道作用较小

外部市场监督机制可能会对主要结果产生影响, 市场关注度越高, 研发操纵就越可能被暴露, 投资者

就越可能认为该公司债券的风险变大，因此市场要求的信用利差也会变大。采取两种方法对上述可能的作用渠道进行检验。第一，用发债当年有多少个分析师（团队）对发债公司进行过跟踪分析来表示市场关注。跟踪分析师数据来自国泰安 CSMAR 数据库。分析师关注（*AnaAttention*）变量及其与研发操纵的交乘项进入模型（12），估计结果如表 7 所示。可以看到，列（1）~列（3）交乘项的系数均不显著，而且大小非常接近于 0。可见，分析师关注并不是研发操纵影响债券利差的作用渠道。

表 7 分析师关注影响机制是否成立的检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>
<i>AnaAttention</i> × <i>L1reduce_RD</i>	0.067 (0.057)		
<i>L1reduce_RD</i>	7.638 ** (3.891)		
<i>L1normal_RD</i>	-8.356 ** (3.903)		
<i>AnaAttention</i> × <i>L2reduce_RD</i>		0.052 (0.068)	
<i>L2reduce_RD</i>		5.534 (3.567)	
<i>L2normal_RD</i>		-5.516 (3.464)	
<i>AnaAttention</i> × <i>L3reduce_RD</i>			0.018 (0.083)
<i>L3reduce_RD</i>			1.764 (3.657)
<i>L3normal_RD</i>			-1.453 (3.472)
<i>AnaAttention</i>	-0.008 *** (0.003)	-0.008 *** (0.003)	-0.008 *** (0.003)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1 115	1 115	1 115
<i>R-squared</i>	0.614	0.614	0.613

第二种方法采用发债当年对发债公司进行过跟踪分析的分析报告数量来表示市场关注。研报数量的数

据来自国泰安 CSMAR 数据库。研报关注变量及其与研发真实盈余管理的交乘项进入模型（12），估计结果如表 8 所示。可以看到，列（1）~列（3）中只有滞后一阶交乘项的系数在 10% 的水平上显著，其他两列的交乘项系数均不显著。同样，所有交乘项系数的大小也都接近于 0。可见，并没有可信的证据表明研报关注是研发真实盈余管理影响债券利差的作用渠道。

总之，现有的证据表明，削减研发支出的真实盈余管理主要是通过创新能力弱化的渠道影响债券的融资成本，市场关注对中国债券市场的影响很小，尚未构成产生真正影响的渠道。

表 8 研报关注影响机制是否成立的检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>
<i>ReportAttention</i> × <i>L1reduce_RD</i>	0.040 ** (0.019)		
<i>L1reduce_RD</i>	7.330 * (3.904)		
<i>L1normal_RD</i>	-8.720 ** (3.925)		
<i>ReportAttention</i> × <i>L2reduce_RD</i>		0.035 (0.023)	
<i>L2reduce_RD</i>		5.075 (3.559)	
<i>L2normal_RD</i>		-5.624 (3.482)	
<i>ReportAttention</i> × <i>L3reduce_RD</i>			0.025 (0.029)
<i>L3reduce_RD</i>			1.309 (3.629)
<i>L3normal_RD</i>			-1.658 (3.482)
<i>ReportAttention</i>	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1 115	1 115	1 115
<i>R-squared</i>	0.615	0.615	0.613

(五) 稳健性检验

1. 内生性问题：样本选择偏差。

借鉴窦超等 (2021)^[35] 的做法，采用 Heckman 两阶段方法以控制样本选择偏差。第一阶段以上市公司是否发行债券为被解释变量构建 Probit 模型计算逆米尔斯矩阵 *imr*。剔除缺失值后，一共得到 39 774 个公司-年份数据，其中发行债券样本有 1 793 个，没有发行债券样本有 37 981 个。回归方程如公式 (14) 所示，并且其中有关财务数据均采用期初数据。将第一阶段计算得到的逆米尔斯矩阵带入主回归方程，进行 Heckman 第二阶段的检验，结果如表 9 所示。主要解释变量依然显著，说明排除内生性问题后，企业研发操纵仍然会显著增加债券发行利差。

$$\begin{aligned}
 Bond_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Size_{i,t-1} + \alpha_2 ROA_{i,t-1} + \alpha_3 Leverage_{i,t-1} \\
 & + \alpha_4 Current_{i,t-1} + \alpha_5 Turnover_{i,t-1} + \alpha_6 Grow_{i,t-1} \\
 & + \delta_t + \mu_k + \epsilon_{i,t} \quad (14)
 \end{aligned}$$

表 9 Heckman 检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>
<i>L1reduce_RD</i>	9.711 *** (3.651)		
<i>L1normal_RD</i>	-9.104 ** (3.723)		
<i>L2reduce_RD</i>		9.395 *** (3.432)	
<i>L2normal_RD</i>		-8.360 ** (3.481)	
<i>L3reduce_RD</i>			6.685 * (3.486)
<i>L3normal_RD</i>			-6.244 * (3.499)
<i>imr</i>	-0.132 (0.449)	-0.180 (0.441)	-0.131 (0.439)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1 234	1 234	1 234
<i>R-squared</i>	0.590	0.590	0.589

2. 研发操纵波动性的影响。

Chen 等 (2015)^[29] 和 Chen 等 (2021)^[30] 指出真实盈余管理波动率比真实盈余管理水平更具债券定价价值。本节借鉴其研究，用发行债券前三年的 *abnormal_RD* 的标准差 (*sda3r*) 度量研发操纵波动性，然后用研发操纵波动性替代模型 (9) 中的研发操纵变量，重新估计的结果如表 10 所示。可以看到，研发操纵波动性的系数显著为正，而且系数的大小和本文的主要结果 (见表 3) 相当。表 10 的结果从波动性的角度确认了研发操纵对债券融资成本的影响是稳健的。

表 10 研发操纵波动性的影响

变量	(1)
	<i>spread</i>
<i>sda3r</i>	7.682 ** (3.753)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Year</i>	Yes
<i>Industry</i>	Yes
<i>CRA</i>	Yes
<i>City</i>	Yes
<i>Observations</i>	1 234
<i>R-squared</i>	0.731

3. 研发操纵的其他测度方法。

除了 Roychowdhury (2006)^[1] 的方法之外，Gunny (2010)^[2] 对研发操纵的计算方法也是文献中广为采用的方法。根据 Gunny (2010)^[2] 的做法，采用如下式 (15) ~ 式 (17) 分年份行业度量公司的研发操纵。

$$\begin{aligned}
 \frac{RD_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = & \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{TA_{i,t-1}} + \alpha_2 MV_{i,t} + \alpha_3 Q_{i,t} + \alpha_4 \frac{INT_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \\
 & + \alpha_5 \frac{RD_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t} \quad (15)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 normal_RD_{i,t} = & \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \frac{1}{TA_{i,t-1}} + \hat{\beta}_2 MV_{i,t} + \hat{\beta}_3 Q_{i,t} \\
 & + \hat{\beta}_4 \frac{INT_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \hat{\beta}_5 \frac{RD_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} \quad (16)
 \end{aligned}$$

$$abnormal_RD_{i,t} = \frac{RD_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - normal_RD_{i,t} \quad (17)$$

其中, RD 为公司研发支出, TA 为总资产, MV 为公司期末总市值的自然对数, Q 为公司的 Tobin'Q 值, INT 为公司当年扣除折旧摊销费用前的营业利润。 $normal_RD$ 是估计出来的正常研发支出; $abnormal_RD$ 反映了公司的异常研发支出。借鉴朱红军等 (2016)^[36] 方法, 定义 $reduce_RD$ 如下: 当 $abnormal_{RD} \geq 0$ 时, 令 $reduce_{RD} = 0$; 当 $abnormal_{RD} < 0$ 时, 令 $reduce_{RD} = 1$ 。

表 11 的结果表明, 基于 Gunny (2010)^[2] 滞后一期、滞后二期、滞后三期的研发操纵的系数均显著为正, 与本文的主要结果 (表 3) 是一致的, 验证了研发操纵对债券融资成本影响的稳健性。

表 11 基于 Gunny 的研发操纵度量对债券利差的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>spread</i>	<i>spread</i>	<i>spread</i>
$L1reduce_RD$	0.119 ** (0.048)		
$L1normal_RD$	-3.713 *** (1.393)		
$L2reduce_RD$		0.103 ** (0.049)	
$L2normal_RD$		-4.699 *** (1.553)	
$L3reduce_RD$			0.086 * (0.048)
$L3normal_RD$			-3.571 ** (1.620)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1 146	1 146	1 146
<i>R-squared</i>	0.602	0.602	0.601

4. 利用研发支出加计扣除政策冲击检验稳健性。

中国从 2008 年开始推出了研发费用加计扣除的税收政策试点, 允许企业将发生的研发费用在据实扣除的基础上, 再按实际发生额的 50% 抵扣当年应纳税所得额或按照所形成的无形资产成本的 150% 在税前摊销。2013 年研发支出加计扣除的试点政策推广到全国, 并扩大了企业研发费用的扣除范围, 所有与研发投入相关的费用均可在税前扣除; 2015 年进一

步放宽享受税收优惠政策的研究活动范围, 并且制定负面清单制度, 除了规定不宜计入的研发活动外, 其他的都可以作为加计扣除的研发活动享受优惠政策。2013 年是研发费用加计扣除政策变化关键年份, 2015 年实际上是在 2013 年政策基础上的进一步完善。因此, 以 2013 年为政策变化分界点, 定义变量 $policy$, 2013 年之后取值为 1, 之前取值为 0。利用上一小节计算得到的虚拟变量 $L1reduce_RD$, 构造交互项 $L1reduce_RD \times policy$, 进入模型 (12)。回归估计结果如表 12 所示。交乘项 $L1reduce_RD \times policy$ 的系数显著为正。这表明宽松的研发支出税收优惠政策冲击使得研发操纵对公司价值的损害变得更大了, 因为随着研发支出的削减相应的税收优惠也丧失了, 因此债券市场相应地提高了融资成本。政策冲击的结果进一步验证了研发操纵对债券融资成本的影响是稳健的。

表 12 研发支出加计扣除政策的影响

变量	(1)
	<i>spread</i>
$L1reduce_RD \times policy$	0.538 *** (0.158)
$policy$	2.793 *** (0.742)
$L1reduce_RD$	-0.383 ** (0.150)
$L1normal_RD$	-4.225 *** (1.400)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Year</i>	Yes
<i>Industry</i>	Yes
<i>Observations</i>	1 146
<i>R-squared</i>	0.606

五、结论

盈余管理与债券市场关系的研究仍在不断拓展, 一些议题尚未定论, 另外一些重要议题的研究尚付阙如。本文的研究主要是为了填补研发操纵的债券市场反应的空缺。中国为这个问题的研究提供了很好的背景, 近十年来, 中国研发支出增长了 3 倍多。利用中

国2010—2020年发行中长期信用债的上市公司数据,本文给出了稳健的证据表明,公司对研发操纵会显著地推高债券融资成本、拉低债券信用评级。进一步的证据表明,对创新型企业来说,研发操纵对债券融资成本的影响更大。研发操纵会损害公司的创新潜力,由此而引起债券市场投资者对公司未来偿付能力的担忧,因此提高了债券融资成本。市场关注渠道并没有对企业的研发操纵行为的债券市场反应产生显著影响。

本文启示主要有:第一,市场关注还没有成为研

发操纵影响债券融资成本的渠道。这也意味着,进一步提高资本市场的信息透明,加大对研发支出的信息披露可以在将来成为抑制会计机会主义行为的可能渠道。第二,利用研发支出加计扣除政策冲击的证据表明,研发操纵还可能会抵消促进创新的税收政策效果,这就要求税收优惠政策的设计要防止负激励,要增加杜绝研发操纵条款与措施。第三,技术独立董事对企业管理层研发操纵有一定的约束作用,可以进一步推广。

参考文献

- [1] Roychowdhury S. Earnings Management through Real Activities Manipulation [J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2006, 42 (3): 335-370.
- [2] Gunny K A. The Relation between Earnings Management Using Real Activities Manipulation and Future Performance: Evidence from Meeting Earnings Benchmarks [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2010, 27 (3): 855-888.
- [3] 范海峰, 胡玉明. R&D支出、机构投资者与公司盈余管理 [J]. *科研管理*, 2013 (7): 24-30.
- [4] Demirtas K O, Ghosh A, Rodgers K J, Sokobin J. Initial Credit Ratings and Earnings Management [Z]. Working Paper, City University of New York, 2006.
- [5] Caton G L, Chiyachantana C N, Chua CT, Goh J. Earnings Management Surrounding Seasoned Bond Offerings: Do Managers Mislead Ratings Agencies and the Bond Market? [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2011, 46 (3): 687-708.
- [6] Ali A, Zhang W. Proximity to Broad Credit Rating Change and Earnings Management [Z]. Working Paper, Riphah International University, 2008.
- [7] 刘娥平, 施燕平. 盈余管理、公司债券融资成本与首次信用评级 [J]. *管理科学*, 2014 (5): 91-103.
- [8] 薄澜, 王轶英, 王书林. 银行贷款、公司债与盈余管理 [J]. *当代财经*, 2014 (4): 119-129.
- [9] 钟宇翔, 李婉丽. 债券融资与会计稳健性——基于PSM方法的检验 [J]. *证券市场导报*, 2016 (1): 48-55.
- [10] 林晚发, 刘颖斐. 信用评级调整与企业战略选择——基于盈余管理与企业社会责任视角的分析 [J]. *现代财经 (天津财经大学学报)*, 2018 (6): 86-97.
- [11] 李琦, 罗炜, 谷仕平. 企业信用评级与盈余管理 [J]. *经济研究*, 2011 (S2): 88-99.
- [12] Ho C, Rao R. Bond Ratings and Their Determinants in A Changing Environment [J]. *Journal of Applied Business Research*, 1993, 9 (1): 132-139.
- [13] Fischer P, Verrecchia R. The Effect of Limited Liability on the Market Response to Disclosure [J]. *Contemporary Accounting Research*, 1997, 14 (3): 515-541.
- [14] Khurana I, Raman K. Are Fundamentals Priced in the Bondmarket? [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2003, 20 (3): 465-494.
- [15] Schipper K. Commentary on Earnings Management [J]. *Accounting Horizons*, 1989, 3 (4): 91-102.
- [16] Pae S S, Quinn T. Do Firms Manipulate Earnings When Entering the Bond Market? [J]. *Academy of Accounting and Financial Studies*, 2011, 15 (1): 99-115.
- [17] Ayers B C, Laplante S K, McGuire S T. Credit Ratings and Taxes: the Effect of Book-tax Differences on Ratings Changes [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2010, 27 (2): 359-402.
- [18] Ahmed A S, Billings B K, Morton R M, Stanford-Harris M. The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder-shareholder Conflicts over Dividend Policy and in Reducing Debt Costs [J]. *Accounting Review*, 2002, 77 (4): 867-890.
- [19] Ashbaugh-Skaife H, Collins D W, LaFond R. The Effects of Corporate Governance on Firms' Credit Ratings [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42: 203-243.
- [20] Bharath S, Sunder J, Sunder S. Accounting Quality and Debt Contracting [J]. *The Accounting Review*, 2008, 83 (1): 1-28.
- [21] 杨大楷, 王鹏. 盈余管理与公司债券定价——来自中国债券市场的经验证据 [J]. *国际金融研究*, 2014 (4): 86-96.
- [22] 马榕, 石晓军. 中国债券信用评级结果具有甄别能力吗? ——基于盈余管理敏感性的视角 [J]. *经济学 (季刊)*, 2016 (1): 197-216.
- [23] Liu A Z, Subramanyam K R, Zhang J, Shi C. Do Firms Manage Earnings to Influence Credit Ratings? Evidence from Negative Credit Watch Resolutions [J]. *Accounting Review*, 2018, 93 (3): 267-298.
- [24] Graham J R, Harvey C R, Rajgopal S. The Economic Implications of Corporate Financial Reporting [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 40 (1): 3-73.

- [25] Zang A. Evidence on the Trade-off between Real Activities Manipulation and Accrual-based Earnings Management [J]. *The Accounting Review*, 2012, 87 (2): 675-703.
- [26] Bushee B. The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior [J]. *The Accounting Review*, 1998, 73 (3): 305-333.
- [27] Cheng S. R&D Expenditures and CEO Compensation [J]. *The Accounting Review*, 2004, 79 (2): 305-328.
- [28] Ge W, Kim J B. Real Earnings Management and the Cost of New Corporate Bonds [J]. *Journal of Business Research*. 2014, 67 (4): 641-647.
- [29] Chen T K, Tseng Y, Hsieh Y T. Real Earnings Management Uncertainty and Corporate Credit Risk [J]. *European Accounting Review*, 2015, 24 (3): 413-440.
- [30] Chen Y H, Peng C C, Chan K C. Earnings Management Uncertainty, Implicit Guarantees, and the Corporate Bond Yield Spread: Evidence from China [J]. *Borsa Istanbul Review*, 2021, 21 (4): 340-358.
- [31] Merton R. On the Pricing of Corporate Debt: the Risk Structure of Interest Rates [J]. *Journal of Finance*, 1974, 29 (2): 449-470.
- [32] Hackbarth D, Rivera A, Wong T Y. Optimal Short-termism [J]. *Management Science*, 2022, 68 (9): 6477-6505.
- [33] Stein J. Efficient Capital Markets, Inefficient Firms: A Model of Myopic Corporate Behavior [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1989, 104: 655-669.
- [34] Lev B, Sougiannis T. The Capitalization, Amortization, and Value-relevance of R&D [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1996, 21: 107-138.
- [35] 窦超, 姚潇, 陈晓. 政府背景大客户与债券发行定价——基于供应链视角 [J]. *管理科学学报*, 2021 (9): 59-78.
- [36] 朱红军, 王迪, 李挺. 真实盈余管理动机下的研发投资决策后果——基于创新和税收的分析视角 [J]. *南开管理评论*, 2016 (4): 36-48, 86.
- [37] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3 (4): 305-360.
- [38] Dyck A, Morse A, Zingales L. Who Blows the Whistle on Corporate Fraud? [J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65 (6): 2213-2253.
- [39] Yu F. Analyst Coverage and Earnings Management [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88 (2): 245-271.
- [40] Degeorge F, Ding Y, Jeanjean T, Stolowy H. Analyst Coverage, Earnings Management and Financial Development: An International Study [J]. *Journal of Accounting & Public Policy*, 2013; 32 (1): 1-25.
- [41] 李春涛, 宋敏, 张璇. 分析师跟踪与企业盈余管理——来自中国上市公司的证据 [J]. *金融研究*, 2014 (7): 124-139.
- [42] Cohen D A, Dey A, Lys T Z. Real and Accrual-based Earnings Management in the Pre-and Post-Sarbanes-Oxley Periods [J]. *Accounting Review*, 2008, 83 (3): 757-787.
- [43] Irani R M, Oesch D. Analyst Coverage and Real Earnings Management: Quasi-experimental Evidence [J]. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 2016, 51 (2): 589-627.
- [44] 李春涛, 赵一, 徐欣, 李青原. 按下葫芦浮起瓢: 分析师跟踪与盈余管理途径选择 [J]. *金融研究*, 2016 (4): 144-157.
- [45] Derrien F, Kecskés A, Mansi S A. Information Asymmetry, the Cost of Debt, and Credit Events: Evidence from Quasi-random Analyst Disappearances [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 39: 295-311.
- [46] 胡元木, 刘佩, 纪端. 技术独立董事能有效抑制真实盈余管理吗? ——基于可操控 R&D 费用视角 [J]. *会计研究*, 2016 (3): 29-35, 95.
- [47] Adams R B, Hermalin B E, Weisbach M S. The Role of Boards of Directors in Corporate Governance: A Conceptual Framework and Survey [J]. *Journal of Economic Literature*, 2010, 48 (1): 58-107.
- [48] Byrd D T, Mizruchi M S. Bankers on the Board and the Debt Ratio of Firms [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2005, 11 (1/2): 129-173.
- [49] Kroszner R S, Strahan P E. Bankers on Boards: Monitoring, Conflicts of Interest, and Lender Liability [J]. *Journal of Financial Economics*, 2001, 62 (3): 415-452.
- [50] 胡元木. 技术独立董事可以提高 R&D 产出效率吗? ——来自中国证券市场的研究 [J]. *南开管理评论*, 2012 (2): 136-142.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

化险为夷还是弄巧成拙： ESG 表现能降低企业经营风险吗？

Head off a Danger or Overreach Itself:
Can ESG Performance Reduce Business Risk?

董小红 孙政汉

DONG Xiao-hong SUN Zheng-han

[摘要] 十九大以来，党和政府高度重视 ESG 体系建设，推进 ESG 体系深度发展亦成为“十四五”期间重点规划之一，2022 年中央经济工作会议指出我国经济环境依旧复杂多变。在此背景下，企业能否通过改善 ESG 表现降低经营风险成为值得研究的重要问题之一。本文以 2011—2021 年我国 A 股上市公司为研究对象，实证检验 ESG 表现对企业经营风险的影响。研究结果表明，ESG 表现与企业经营风险显著负相关。机制检验表明，ESG 表现通过缓解信息不对称和增加分析师关注来降低企业经营风险。异质性检验发现，产权性质、经济政策不确定性和企业数字化水平会影响 ESG 表现对企业经营风险的抑制作用。本文研究为更好地理解 ESG 表现对企业经营风险的影响提供了经验证据和理论依据。

[关键词] ESG 表现 企业经营风险 信息不对称 分析师关注

[中图分类号] F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 07-0057-11

Abstract: The Party and the administration have given the development of the ESG system a high priority ever since the 19th National Congress of CPC, and the 14th Five-Year Plan's main objective is to further its development. In this environment, one of the crucial questions that merits research is whether businesses may lower business risks by enhancing ESG performance. This study uses China's A-share listed firms from 2011 to 2021 as its research subject to empirically analyze the relationship between ESG performance and business risk for enterprises. The study's findings indicate that corporate business risk and ESG performance are strongly and adversely associated. According to the mechanism test, ESG performance lessens business operating risk by reducing information asymmetry and attracting analyst attention. According to heterogeneity tests, the kind of property rights, the degree of uncertainty in economic policy, and the extent of corporate digitalization all have an impact on how much ESG performance inhibits corporate business risk. This paper offers both empirical data and a theoretical framework for understanding how ESG performance affects business risk for firms.

Key words: ESG Performance Business Risk Information Asymmetry Analyst Coverage

[收稿日期] 2022-06-13

[作者简介] 董小红，女，1981 年 8 月，安徽财经大学会计学院副教授，研究方向为资本市场财务与会计；孙政汉，男，1999 年 7 月，安徽财经大学会计学院硕士研究生，研究方向为资本市场会计和公司治理。本文通讯作者为董小红，联系方式为 dongxh45@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“新退市制度驱动企业高质量发展的作用机理和效应研究”（项目编号：21BJY260）；上海市教育委员会“曙光计划”资助项目“基于大数据的会计行为与决策研究”（项目编号：17SG34）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

企业 ESG 表现是指其在环境 (Environment)、社会责任 (Social Responsibility) 与公司治理 (Governance) 三维度的作为。与发达资本市场国家相比,我国 ESG 评级与实践均起步较晚,但发展迅速。2018 年 9 月证监会发布修订后的《上市公司治理准则》明确指出上市公司要对环境、社会责任与公司治理方面的信息进行披露。

首先,我国经济高质量发展的目标和中央防范系统性风险的底线为中国企业 ESG 实践提出了明确的要求。2021 年,我国明确提出“双碳”目标,强调了经济绿色可持续发展的紧迫性。2022 年党的二十大胜利召开,习近平总书记在二十大报告中指出:“高质量发展是建设社会主义现代化国家的第一要务,要增强国内大循环内生动力和可靠性,提升国际循环质量和水平,以促进经济实现质的有效提升和量的合理增长。”同年 12 月,中央经济工作会议指出:我国经济恢复的基础尚不牢固,需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力仍然较大,外部环境动荡不安,给我国经济发展带来的不利影响加深。因此,要坚持稳中求进工作总基调,完整、准确、全面贯彻新发展理念,加快构建新发展格局,着力推动高质量发展。ESG 理念与高质量发展理念不谋而合,践行 ESG 理念,不仅有助于企业行稳致远,更有助于宏观经济持续健康发展。在此背景下,企业的 ESG 表现已经得到市场各参与方的广泛重视。

其次,经济快速恢复与整体风险的上升对 ESG 实践提出新的要求。当下经济环境复杂,包括经营风险在内的整体风险水平上升,推动各类企业加速落实 ESG 发展理念,推进具有我国特色的 ESG 评级体系建设,能够帮助国家控制系统性风险,维持经济社会稳定。Lelasi 等 (2021^[1]) 研究发现,ESG 表现可以作为衡量企业绩效与评估企业风险水平的重要指标,有助于引导绿色投资,推动经济宏观发展 (王遥等, 2016^[2])。因此,研究 ESG 表现与经营风险间的关系具有现实意义。

最后,企业可持续发展的现实需求推动了 ESG 的相关研究。复杂经济环境导致企业面临的风险水平上升,ESG 能否帮助企业提高可持续发展能力成为学术界关注的重点。与风险相比,国内外学者对 ESG

的研究更多关注在企业绩效方面,少量对 ESG 与企业风险水平影响的研究主要集中在企业金融风险 (Zhang 等, 2021^[3])、信用风险 (Barminer 等, 2022^[4]) 和股价崩盘风险 (席龙胜和王岩, 2022^[5])。虽然大部分研究表明较好的 ESG 表现可以降低企业风险水平,但亦有一些学者指出改善 ESG 表现反而会增加企业风险。对于这个问题学术界尚有争论,存在研究空间。此外,虽然近些年 ESG 实践在我国得到发展,但是国内学者对 ESG 表现与企业风险的研究尚不充分,更鲜有研究关注企业经营风险。与西方发达国家相比,我国仍处于市场发展不成熟阶段,ESG 也正处于初步发展阶段。同时,我国政府具有化解重大经济风险的使命任务,这也是以习近平同志为核心的党中央在中央经济工作会议提出的重点之一。因此,本文以 2011—2021 年我国 A 股上市公司为研究对象,探究 ESG 表现与企业经营风险之间的关系。研究结果表明:(1) 拥有较好 ESG 表现的企业面临的经营风险较低;(2) 机制检验表明,ESG 表现通过缓解信息不对称,提高分析师关注来降低经营风险;(3) 异质性检验表明,企业性质、经济政策不确定性和数字化转型水平的不同会影响 ESG 表现对企业经营风险的抑制作用。

与既有研究相比,本文的研究贡献在于:首先,丰富了 ESG 方面的研究内容。现有研究主要关注 ESG 对企业经营绩效产生的影响,对 ESG 表现与企业风险的研究不足,更鲜有学者研究 ESG 表现与经营风险之间的关系。相比已有研究,本文对 ESG 表现与企业经营风险展开了深入的研究,从信息与外部分析师视角进一步探索了 ESG 表现影响企业经营风险的作用机制,并从企业性质、经济政策不确定性和数字化转型三个角度进行异质性分析,拓展了 ESG 与企业风险关系的研究深度和广度。其次,为我国推进 ESG 实践提供经验证据。ESG 实践本身是推进经济高质量发展的重要一环,在经济环境复杂的当下,企业面临的风险加剧,本文研究可以为推进 ESG 实践的深入进行提供助力。为了紧扣我国经济发展实际,本文从企业性质、经济政策不确定性和数字化转型水平入手,分析其对 ESG 表现抑制企业经营风险的影响。与发达市场国家相比,我国经济制度具有特殊性,研究企业性质的影响具有现实意义。同时,我国经济正处于快速复苏上升阶段,经济政策的不确定

性会影响企业的经营管理和 ESG 实践,从而对企业经营风险产生影响。此外,数字经济的快速发展促使企业进行数字化转型,因此考虑数字化转型对 ESG 表现与企业经营风险的影响也是必要的。最后,为企业降低经营风险提供理论依据。经济环境复杂多变,企业面临的整体风险上升,而化解经济发展的重大风险是党和国家经济工作的核心之一。本文的研究可以为企业制定合理的风险策略,增强持续经营能力,降低经营风险水平提供理论依据。

二、文献综述

(一) ESG 表现的经济后果

ESG 理论发展至今,已经得到了学者们的广泛研究。有关 ESG 表现经济后果的研究主要集中于企业价值和财务绩效 (Tarmuji 等, 2016^[6]) 等方面。唐勇军等 (2021)^[7] 利用我国 A 股重污染企业数据研究发现,提高环境信息披露质量可以显著增加企业价值,完善的环境规制也可以对企业绩效产生积极影响 (张爱美等, 2021^[8])。其次,企业承担社会责任,有利于降低可能面临的潜在风险 (Porter, 2006^[9]),提高财务绩效水平 (Patrick, 2017^[10])。此外,改善 ESG 表现也可提高企业投资效率 (高杰英等, 2021^[11]) 与绩效水平 (李井林等, 2021^[12])。

相比之下,关于 ESG 整体表现与企业风险间的研究少,更鲜有学者关注企业经营风险,并且基于 ESG 各组成部分与企业风险的研究结论本身也存在争议。Li 等 (2022)^[13] 利用我国数据检验了 ESG 与企业违约风险间的关系,结果表明具有高 ESG 评级的企业其违约风险更低。但是亦有研究指出,企业管理者会出于提高自身声誉的目的,过度利用企业资源从事自利性社会责任活动,这增加了企业发展中的风险 (Brammer 等, 2008^[14]; 权小锋等, 2015^[15])。

经营风险作为影响企业可持续发展的重要风险,在学者们探讨 ESG 对企业发展的影响的过程中并未得到充分关注。一方面是由于我国 ESG 评级与实践尚在发展初期;另一方面学者们更多关注企业绩效。基于此,本文基于 ESG 的整体表现,探究其与企业经营风险的关系,并从信息不对称和分析师关注两个角度探讨其作用机制,希望能丰富这方面的研究成果,并为后续研究提供一定的借鉴。

(二) 企业经营风险的影响因素

风险是企业经营与发展中的不确定因素,其实质

上反映的是企业在寻求高额利益时为其付出代价的意愿 (Boubakri 等, 2011^[16])。现有文献对企业经营风险影响因素的研究大致可分为外部因素与内部因素两种情形。

企业外部因素对经营风险具有重要影响。首先,经济政策会影响企业风险水平。乔桂明和李梓旗 (2021)^[17] 基于贸易政策不确定性的研究发现,贸易政策不确定性会给企业带来巨大的经营风险。张岳和周应恒 (2021)^[18] 的研究表明,数字金融的发展有助于降低农村金融机构的经营风险。其次,宏观经济环境会影响企业风险。在中美贸易摩擦的背景下,系统性金融风险上升,最终会导致实体经济风险加剧 (方意等, 2021^[19])。最后,市场环境同样也会影响企业风险。Jo 等 (2014)^[20] 的研究表明,分析师关注有助于降低企业经营风险。张长海等 (2019)^[21] 从机构投资者视角出发,证明了不同特质的机构投资者会对企业风险产生显著影响。

企业内部因素对经营风险也显著相关。张军等 (2021)^[22] 研究指出,企业金融化会提高实体部门的经营风险。王敬勇等 (2022)^[23] 探析自愿性战略合作信息披露质量与企业经营风险之间的关系,研究结果表明战略合作信息披露质量与上市公司经营风险显著负相关。此外,对管理层特质的研究表明,管理者性别 (Faccio 等, 2016^[24])、CEO 不同的风险偏好 (Matthew 和 Stephen, 2016^[25])、董事会内部关系 (梁上坤等, 2020^[26])、混合所有制程度 (梁上坤等, 2020^[27])、政府干预程度 (袁淳等, 2010^[28]) 等,都会对企业风险产生影响。由于 ESG 评级能够相对客观地反映企业在环境、社会与公司治理三维度的作为,近些年也受到学者们的广泛关注。ESG 信息披露可以降低信息不对称,使投资者更好地进行企业评估,降低投资风险 (Loof 等, 2022^[29]),并且在一定程度上缓解可能面临的系统性风险 (Cerqueti 等, 2021^[30])。

综上所述,学者们对企业经营风险展开了丰富的研究。但在相关研究中,企业 ESG 表现尚未得到学者们的重视。但经营风险是企业日常经营活动中需要特别关注的风险。此外,与 ESG 单个维度相比,企业 ESG 表现包含的内容更加丰富,评价体系更加综合,能够从多维度对企业进行更加全面的评价。正是基于上述考虑,本文对 ESG 表现与企业经营风险展开探讨。

三、理论分析与研究假设

(一) ESG表现与企业经营风险

1. “弄巧成拙”：泡沫破灭的形象工程。

首先，新古典经济学认为股东财富最大化是企业经营的首要目标，而企业承担社会责任、改善 ESG 表现与股东财富最大化目标不相符。企业的资源有限，如果把资源投入到改善 ESG 表现，会使有限资源无法投入到为股东创造财富的项目，从而导致企业竞争力下降，提高经营风险发生的可能性，损害企业价值。

其次，基于委托代理理论，Friedman (1970)^[31]认为企业管理者承担社会责任是为了个人利益而损害股东利益的代理行为。由于股东与管理者之间的信息不对称以及管理者的机会主义倾向，二者存在利益冲突。管理者为了获取更高的声誉等个人利益，可能会将过多的资源投入 ESG 实践，导致企业盈利能力下降，经营风险上升。已有研究也表明，管理者承担社会责任，改善企业 ESG 表现是为了提高个人声誉 (Barnea 等，2010^[32]) 与社会影响力 (Cespa 等，2007^[33])。此外，由于投资者与被投资方目标的不一致，导致投资者可能对企业进行 ESG 活动高度怀疑，使得具有良好 ESG 表现的企业面临的风险水平反而越大 (Landi 等，2022^[34])。

最后，企业可能采取“多言寡行”的环境信息披露策略 (李哲，2018^[35])，通过“多说少做”的方式向市场传递企业努力改善 ESG 表现的虚假信息，以此获取更多的银行借款 (李哲和王文翰，2021^[36]) 与政府补助 (李哲等，2022^[37])，这种短视行为会损害企业的发展能力，一旦“东窗事发”会极大地损害企业形象，造成经营风险显著上升。基于上述分析，提出假设 H1a：

H1a： ESG 表现与企业经营风险显著正相关，即 ESG 表现较好的企业面临的经营风险更高。

2. “化险为夷”：行之有效的战略选择。

一方面，ESG 具有一定的“信息效应” (席龙胜和王岩，2022^[5])，改善 ESG 表现能够缓解信息不对称性，降低企业面临的经营风险。首先，在较高的信息不对称情境下，企业管理者有动机和能力隐藏企业信息，以满足自身私利，这会对企业的经营管理产生不利影响，降低企业经营的效率和效果，从而提高企业经营风险。同时，较高的信息不对称会使企业内外

部监督机制难以发挥效果，提高管理层自利的可能性，促使其采取更加激进的经营措施，从而增加企业经营风险 (文雯等，2021^[38])。与之相比，积极改善 ESG 表现，能够向市场传递积极信号降低企业与外部的信息不对称，帮助其树立良好的品牌形象，也有助于获得利益相关者的支持，提高企业抗风险能力，从而降低经营风险 (李井林等，2021^[12])。其次，降低信息不对称能够促使利益相关者更加了解企业的经营，使利益相关者能够更好地监督与参与企业运营，借此缓解企业的资源约束，提高企业的资源获取能力 (谭劲松等，2022^[39])，从而降低企业经营风险。最后，多数研究也表明信息不对称会影响企业风险，如股价崩盘风险 (张雪茵和范黎波，2022^[40]) 和信用风险 (佟岩等，2021^[41]) 等。经营风险作为企业经营管理中较为常见的风险，信息不对称亦有可能对其产生影响。因此，企业改善自身 ESG 表现，能够降低信息不对称程度，缓解代理问题，降低管理层为了满足自身利益而采取激进措施的可能性，从而降低企业经营风险。

另一方面，企业改善 ESG 表现能够提高分析师关注，从而降低自身面临的经营风险。首先，分析师是市场重要的参与者，具有一定的治理效应 (杨道广等，2019^[42])。较高的分析师关注，能够促使企业提高与外部沟通的效率，缓解信息不对称，从而降低经营风险。其次，分析师也是重要的外部监督者，能够在一定程度上减少企业在改善 ESG 表现中“只说不做”的可能性，降低企业因传递虚假信息而导致的风险。最后，分析师亦是企业信息的重要传播者。企业努力改善自身 ESG 表现能够吸引外部分析师关注 (Li 等，2022^[43])，而获得更多分析师关注的企业其改善 ESG 表现的努力更有机会被外界所知，帮助企业树立积极承担社会责任的形象，从而降低其面临的经营风险。基于上述分析，提出假设 H1b：

H1b： ESG 表现与企业经营风险显著负相关，即 ESG 表现较好的企业面临的经营风险更低。

四、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文采用华证 ESG 评级度量企业 ESG 表现，参考已有研究 (Boubakri 等，2011^[16]；翟胜宝等，2014^[44]) 使用企业收益波动性 (ROA 波动性) 度量企业经营风险。本文使用的数据来自 Wind 和 CSMAR

数据库。此外，为了排除其他因素对观测样本的影响，对其做如下处理：（1）剔除金融行业企业；（2）剔除样本中被 ST、* ST 的企业；（3）剔除相关指标缺失和异常的企业。经过上述处理后，最终得到的观测数据量为 13 391。为了控制极端值的影响，对所有连续变量在上下 1% 的水平上进行缩尾（Winsorize）处理。

（二）变量定义与说明

1. 被解释变量：企业经营风险（Risk）。已有研究主要采用收益波动性（ROA 波动性）和盈利波动性（EBIT 波动性）来衡量企业经营风险。本文在主回归中采用收益波动性（ROA 波动性）衡量企业经营风险，利用盈利波动性（EBIT 波动性）进行稳健性检验。Roa_i 为企业相应年度的息税前利润（EBIT）与年末总资产的比值，参考翟胜宝（2014）^[44] 的研究，将公司 Roa 减去行业年度均值得到 Adj_roa（如公式（1）所示）来缓解行业即周期的影响。考虑到我国上市企业高管任期一般为 3 年，因此具体采用公式（2）以 t 年至 t+2 年为一个周期衡量企业经营风险水平。具体计算公式如下：

$$Adj_roa_{i,t} = \frac{EBIT_{i,t}}{ASSET_{i,t}} - \frac{1}{X} \sum_{k=1}^X \frac{EBIT_{i,t}}{ASSET_{i,t}} \quad (1)$$

$$Risk_{i,t} = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (Adj_roa_{i,t} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Adj_roa_{i,t})^2} \quad |T=3 \quad (2)$$

2. 解释变量：企业 ESG 表现（ESG）。近年来，随着国家对 ESG 披露与评级的重视，国内有多家机构对上市公司的 ESG 表现进行评级。本文采用华证 ESG 评级，相对于其他 ESG 评级机构，该评级涵盖的上市企业多、范围广。华证 ESG 评级分为 9 级，从低到高依次为：C、CC、CCC、B、BB、BBB、A、AA、AAA。参考高杰英等（2021）^[11]、王波和杨茂佳（2022）^[45] 的方法采取九分制，从低到高依次赋分为 1~9，分数越高代表 ESG 表现越好。

3. 控制变量：参考企业经营风险的相关研究（文雯等，2021^[38]；冯丽艳等，2016^[46]），主要控制了以下变量：企业规模（Size）、杠杆率（Lev）、销售增长率（Growth）、企业年龄（EstAge）、第一大股东持股（Top1）、现金流量比率（Cash）、独立董事比例（Indep）、机构投资者持股比例（Inst）、是否为四大（Big4）。同时，将年份变量（Year）和行业变量（Inds）作为控制变量参与回归。变量定义与说明如表 1 所示。

表 1 变量定义与说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	企业风险水平	Risk	经行业调整后资产报酬率在 3 年内标准差
解释变量	ESG 表现	ESG	得分从低到高依次赋分 1~9
控制变量	企业规模	Size	年总资产的自然对数
	杠杆率	Lev	年末总负债除以年末总资产
	销售增长率	Growth	本年营业收入/上一年营业收入-1
	企业年龄	EstAge	ln（当年年份-公司成立年份+1）
	第一大股东持股	Top1	第一大股东持股数量/总股数
	现金流量比率	Cash	经营活动产生的现金流量净额除以总资产
	独立董事比例	Indep	独立董事除以董事人数
	机构投资者持股	Inst	机构投资者持股总数除以流通股本
	是否为四大	Big4	公司经由四大（普华永道、德勤、毕马威、安永）审计，是为 1，否则为 0。
	年度	Year	表示年度
行业	Inds	表示行业	

（三）模型设定

为了检验假设，探究 ESG 表现对企业经营风险的影响，参考翟胜宝等（2014）^[44] 的研究，构建如下回归模型（1）：

$$Risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{i,t} + \sum Controls + \sum Inds + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，Controls 表示控制变量，Inds 与 Year 分别表示行

业与年份，下标 i 表示公司， t 表示时间。若 α_1 显著为正，则假设 H1a 得以验证，ESG 表现较好的企业经营风险水平更高；若 α_1 显著为负，则假设 H1b 得以验证，ESG 表现较好的企业经营风险水平更低。

五、实证结果与分析

(一) 描述性统计

描述性统计如表 2 所示。由表 2 可得，企业经营风险 ($Risk$) 的均值为 0.031 5，中位数为 0.017 7，

最小值为 0.001 5，最大值为 0.222 3。这表明在样本观测区间内企业经营风险差异较大。企业 ESG 表现 (ESG) 均值为 6.647 3，中位数为 6.000，标准差为 1.126 7，最小值和最大值分别为 1.000 与 9.000。在观测区间内，我国尚未对企业 ESG 信息披露采取强制要求，因此企业 ESG 评级集中在 BBB 至 A 之间且不同企业间 ESG 表现具有明显差异，这与已有研究结果大体一致 (高杰英等, 2021^[11])。其余控制变量也与已有研究结论相似，不再赘述。

表 2 变量的描述性统计

变量	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$Risk$	13 391	0.031 5	0.017 7	0.038 9	0.001 5	0.222 3
ESG	13 391	6.647 3	6.000 0	1.126 7	1.000 0	9.000 0
$Size$	13 391	22.410 2	22.256 3	1.260 6	19.530 7	26.027 3
Lev	13 391	0.462 1	0.459 5	0.205 9	0.046 9	0.949 8
$Growth$	13 391	0.182 7	0.100 3	0.483 4	-0.558 4	3.479 7
$EstAge$	13 391	2.880 0	2.944 4	0.300 2	1.609 4	3.434 0
$Top1$	13 391	0.344 5	0.322 7	0.149 4	0.087 7	0.749 8
$Cash$	13 391	0.043 0	0.041 7	0.068 3	-0.200 3	0.256 8
$Indep$	13 391	0.373 3	0.333 3	0.052 9	0.333 3	0.571 4
$Inst$	13 391	0.436 5	0.452 0	0.223 2	0.000 0	0.886 7
$Big4$	13 391	0.065 3	0.000 0	0.247 0	0.000 0	1.000 0

(二) 回归分析

回归结果如表 3 所示。表 3 列 (1) 为只控制行业和年份的回归结果，列 (2) 为增加控制变量的回归。由表 3 的结果可知，在未加控制变量的情况下，ESG 表现 (ESG) 与企业经营风险 ($Risk$) 负相关，其系数为 -0.005 0，在 1% 的水平上显著，假设 H1b 得到验证。增加相关控制变量后，ESG 表现的回归系数为 -0.002 5，仍在 1% 的水平上显著，且模型拟合优度有所提升，进一步证明假设 H1b 具有合理性。

表 3 ESG 表现与企业经营风险回归结果

变量	(1) $Risk$	(2) $Risk$
ESG	-0.005 0*** (-16.43)	-0.002 5*** (-7.62)
$Size$		-0.005 5*** (-15.24)
Lev		0.024 1*** (12.45)
$Growth$		-0.003 1*** (-4.62)

续前表

变量	(1) $Risk$	(2) $Risk$
$EstAge$		-0.001 7 (-1.46)
$Top1$		-0.011 6*** (-4.60)
$Cash$		-0.026 8*** (-5.53)
$Indep$		0.011 9** (1.97)
$Inst$		-0.011 1*** (-6.27)
$Big4$		0.004 1*** (2.97)
$Cons$	0.069 0*** (17.98)	0.171 2*** (19.58)
$Year/Ind$	Yes	Yes
N	13 391	13 391
Adj_R^2	0.084	0.123

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，下同。

(三) 稳健性检验

为了缓解内生性问题，提高上文结果的稳健性，本文采取如下方法。第一，更换解释和被解释变量。采用彭博 ESG 评分对企业 ESG 表现进行重新度量，参考王竹泉等（2017）^[47]的研究，使用盈利波动性（EBIT 波动性）重新度量企业经营风险。第二，为了防止因潜在遗漏变量或反向因果导致的内生性问题，采用固定效应模型，并在企业层面进行聚类。第三，参考席龙胜和赵辉（2022）^[48]的研究，选取同行业同年份其他企业 ESG 表现均值和同地区同年份其他企业 ESG 表现均值作为企业 ESG 表现的工具变量，进行回归。第四，参考晓芳等（2021）^[49]的研究，以公司规模（*SIZE*）、资产负债率（*LEV*）、销售增长率（*Growth*）、现金流量比率（*ROA*）为协变量，使用 1:1 最近匹配法进行匹配，并对匹配后的数据重新进行回归。上述稳健性检验的结果^①表明，本文的结论具有稳健性。

六、进一步分析

(一) 机制检验

结合上文的分析，企业 ESG 表现可能会通过缓解信息不对称性和增强分析师关注的途径降低企业经营风险。一方面，企业改善 ESG 表现，提高自身 ESG 评级能够有效降低信息不对称，缓解代理问题，减少管理层因为满足自利动机采取激进措施的可能性，从而降低面临的经营风险（文雯等，2021^[38]）。另一方面，分析师作为市场的重要监督者和参与者，企业改善 ESG 表现能够提高分析师的关注度（Li 等，2022^[43]），分析师关注度的提高，给予企业更多的监督压力，促使其更加合理地运用资源，从而降低经营风险（Jo 等，2014^[20]）。

参考李旒等（2021）^[50]研究，使用修正的琼斯模型估计的企业应计盈余作为信息不对称代理变量，记为 *DA*，该指标数值越大，信息不对称程度越高。参考刘维奇和武翰章（2021）^[51]的研究，使用一年内有多少分析师团队对一家公司进行跟踪分析作为衡量分析师关注程度的变量。为了消除量纲的影响，对该指标做加 1 取自然对数的处理。为了检验信息不对称和分析师关注的机制作用，构建模型（2）~ 模型（5）。具体结果如表 4 所示。

$$ASY_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{i,t} + \sum Controls + \sum Inds + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Follow_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 ESG_{i,t} + \sum Controls + \sum Inds + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{i,t} + \alpha_2 DA_{i,t} + \alpha_3 follow_{i,t} + \sum Controls + \sum Inds + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

表 4 列（1）为前文模型（1）的回归结果，列（2）为模型（2）回归结果，列（3）为模型（3）回归结果，列（4）为模型（4）回归结果。列（2）中企业 ESG 表现（*ESG*）与信息不对称（*DA*）的系数在 1% 的水平上显著为负，表明其确实能够降低信息不对称。列（3）中，ESG 表现（*ESG*）与分析师关注（*Follow*）系数在 1% 的水平上显著为正，表明企业 ESG 表现能够提高分析师关注。列（4）中信息不对称指数（*DA*）与经营风险（*Risk*）系数在 1% 的水平上显著为正，分析师关注（*Follow*）与经营风险（*Risk*）的系数在 1% 的水平上显著为负，ESG 表现（*ESG*）与经营风险（*Risk*）的系数也在 1% 的水平上显著为负，且与列（1）的回归结果相比，其系数有所下降。这表明 ESG 表现能够通过缓解信息不对称和增加分析师关注来降低企业经营风险。同时，本文亦对机制作用进行了 Sobel 和 Bootstrap 检验，研究结果一致。

表 4 机制检验

变量	(1) <i>Risk</i>	(2) <i>DA</i>	(3) <i>Follow</i>	(4) <i>Risk</i>
<i>ESG</i>	-0.002 5*** (-7.62)	-0.001 6*** (-3.51)	0.058 2*** (7.58)	-0.002 1*** (-6.73)
<i>DA</i>				0.134 1*** (23.25)
<i>Follow</i>				-0.001 7*** (-5.16)
<i>Size</i>	-0.005 5*** (-15.24)	-0.004 0*** (-7.22)	0.431 1*** (51.58)	-0.004 0*** (-10.29)
<i>Lev</i>	0.024 1*** (12.45)	0.017 3*** (4.51)	-0.476 5*** (-9.25)	0.018 5*** (9.51)
<i>Growth</i>	-0.003 1*** (-4.62)	0.015 4*** (9.14)	0.028 5* (1.71)	-0.004 6*** (-7.05)

① 限于篇幅，检验结果未在文中列示，感兴趣的读者可联系作者索要。

续前表

变量	(1) <i>Risk</i>	(2) <i>DA</i>	(3) <i>Follow</i>	(4) <i>Risk</i>
<i>EstAge</i>	-0.001 7 (-1.46)	0.003 0* (1.85)	-0.587 1*** (-20.67)	-0.003 1*** (-2.69)
<i>Top1</i>	-0.011 6*** (-4.60)	0.003 1 (0.79)	-0.886 3*** (-14.60)	-0.013 4*** (-5.40)
<i>Cash</i>	-0.026 8*** (-5.53)	-0.084 7*** (-5.71)	0.726 4*** (5.82)	-0.009 2* (-1.89)
<i>Indep</i>	0.011 9** (1.97)	0.026 3*** (2.90)	-0.048 0 (-0.32)	0.007 7 (1.30)
<i>Inst</i>	-0.011 1*** (-6.27)	-0.000 3 (-0.10)	0.590 2*** (13.54)	-0.009 5*** (-5.40)
<i>Big4</i>	0.004 1*** (2.97)	-0.003 5* (-1.96)	-0.041 9 (-1.33)	0.004 4*** (3.22)
<i>Cons</i>	0.171 2*** (19.58)	0.136 1*** (10.58)	-6.475 9*** (-31.44)	0.139 1*** (18.01)
<i>Year/Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	13 391	13 391	13 391	13 391
<i>Adj_R²</i>	0.123	0.087	0.423	0.158

(二) 异质性检验

1. 产权性质。

不同的产权性质可能会影响企业 ESG 表现对经营风险的抑制作用。唐勇军等 (2021)^[7]发现, 产权异质性会对 ESG 表现的三大维度 (环境、社会、公司治理) 产生重要影响。相比非国有企业, 国有企业更多会基于稳健性考虑, 采取相对保守的经营策略, 因此其经营风险也相对较低, ESG 表现对企业经营风险的影响较弱。其次, 与国有企业相比, 非国有企业在市场中处于相对弱势地位, 获得经济资源的难度较大, 面临的经营风险也相对较高。因此, 非国有企业改善 ESG 表现, 更能向外界传递积极信号, 树立良好企业形象, 降低企业经营风险。

基于以上分析, 构建模型 (5) 并利用企业 ESG 表现 (ESG) 和产权性质 (SOE) 的交乘项检验不同产权性质下 ESG 表现对企业经营风险的影响, 回归结果见表 5 列 (1)。

$$Risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{i,t} + \alpha_2 ESG \times SOE_{i,t} + \sum Controls + \sum Inds + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

由表 5 列 (1) 可得, 企业 ESG 表现 (ESG) 与经营风险 (Risk) 在 1% 的水平上负相关, 产权性质

(SOE) 与经营风险 (Risk) 在 1% 的水平上负相关, 交互项 (ESG×SOE) 在 1% 的水平上正相关, 说明不同的产权性质确实会影响企业 ESG 表现对经营风险的抑制作用。相比于国有企业, 非国有企业改善 ESG 表现能够更好地降低企业经营风险。

2. 经济政策不确定性。

经济政策的不确定性会导致市场波动性加剧, 流动性减弱, 信息不对称程度加深, 进而对企业发展产生负面影响。同时, 较高的经济政策不确定性又会迫使企业进行自愿信息披露, 以降低与外部的信息不对称程度, 缓解企业面临的压力 (黄宏斌等, 2021^[52])。舒欢等 (2022)^[53]也指出, 经济政策不确定性对于社会责任与经营风险水平之间的关系具有正向调节作用。

基于以上分析, 构建模型 (6) 并利用企业 ESG 表现 (ESG) 和经济政策不确定性 (EPU) 的交乘项检验不同经济政策不确定下 ESG 表现对企业经营风险的影响。其中, 经济政策不确定性 (EPU) 使用 Baker 等 (2016)^[54]构建的中国经济政策不确定性指数 (EPU)。参考董小红和刘向强 (2020)^[54]的研究, 计算每月经济政策不确定性指数的算术平均值, 同时将经济不确定性年度数据除以 100 以消除数量级差异。EPU 越高, 经济政策的不确定性越强。回归结果见表 5 列 (2)。

$$Risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{i,t} + \alpha_2 ESG \times EPU_{i,t} + \sum Controls + \sum Inds + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

由表 5 列 (2) 可得, 企业 ESG 表现 (ESG) 与经营风险 (Risk) 在 1% 的水平上负相关, 经济政策不确定性 (EPU) 与经营风险 (Risk) 在 1% 的水平上正相关, 交互项 (ESG×EPU) 在 1% 的水平上负相关, 说明经济政策不确定越高, 企业 ESG 表现对经营风险的抑制作用越显著。

3. 企业数字化转型。

王海军等 (2022)^[56]研究表明, 数字化转型提高了企业运行效率和感知能力, 从而改善了企业 ESG 表现。因此, 本文认为数字化转型能够强化 ESG 表现对经营风险的抑制作用。

基于以上分析, 构建模型 (7), 并利用交乘项 (ESG×DIG) 检验数字化转型的调节作用。其中, 企

业数字化转型 (*DIG*) 使用袁淳等 (2021)^[57] 的方法, 利用 Python 对企业数字化程度进行度量。回归结果见表 5 列 (3)。

$$Risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ESG_{i,t} + \alpha_2 ESG \times DIG_{i,t} + \sum Controls + \sum Inds + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

由表 5 列 (3) 可见, 企业 ESG 表现 (*ESG*) 与经营风险 (*Risk*) 在 1% 的水平上负相关, 数字化转型 (*DIG*) 与经营风险 (*Risk*) 在 1% 的水平上负相关, 交互项 (*ESG*×*DIG*) 在 1% 的水平上负相关, 说明企业数字化转型能够强化 ESG 表现抑制企业经营风险的作用。数字化转型程度越高, ESG 表现对企业经营风险的抑制作用越显著。

表 5 异质性检验

变量	(1) <i>Risk</i>	(2) <i>Risk</i>	(3) <i>Risk</i>
<i>ESG</i>	-0.003 0*** (-6.17)	-0.002 3*** (-7.23)	-0.002 5*** (-7.64)
<i>SOE</i>	-0.015 4*** (-3.87)		
<i>EPU</i>		0.006 7*** (13.36)	
<i>DIG</i>			-0.001 9*** (-2.95)
<i>ESG</i> × <i>SOE</i>	0.001 6*** (2.85)		
<i>ESG</i> × <i>EPU</i>		-0.001 8*** (-7.72)	
<i>ESG</i> × <i>DIG</i>			-0.001 9*** (-4.23)
<i>Size</i>	-0.005 4*** (-14.29)	-0.005 5*** (-14.72)	-0.005 4*** (-14.35)
<i>Lev</i>	0.025 5*** (10.52)	0.024 4*** (10.10)	0.023 9*** (9.88)
<i>Growth</i>	-0.003 4*** (-4.10)	-0.003 0*** (-3.67)	-0.003 0*** (-3.58)
<i>EstAge</i>	-0.000 1 (-0.07)	-0.001 6 (-1.39)	-0.001 8 (-1.57)
<i>Top1</i>	-0.009 7*** (-4.12)	-0.011 5*** (-4.88)	-0.012 0*** (-5.09)
<i>Cash</i>	-0.027 7*** (-5.24)	-0.026 5*** (-5.02)	-0.026 8*** (-5.07)
<i>Indep</i>	0.010 2* (1.69)	0.011 8** (1.96)	0.012 9** (2.14)

续前表

变量	(1) <i>Risk</i>	(2) <i>Risk</i>	(3) <i>Risk</i>
<i>Inst</i>	-0.009 3*** (-5.25)	-0.010 9*** (-6.24)	-0.011 3*** (-6.47)
<i>Big4</i>	0.003 9*** (4.09)	0.004 0*** (4.28)	0.003 7*** (3.90)
<i>Cons</i>	0.170 6*** (18.65)	0.158 6*** (18.59)	0.170 4*** (19.52)
<i>Year/Ind</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	13 391	13 391	13 391
<i>Adj_R²</i>	0.126	0.128	0.126

七、研究结论与启示

推进 ESG 体系深入发展是“十四五”期间党和政府重点关注的问题之一。当下, 国内外经济环境复杂多变, 企业面临的经营风险有所上升。本文基于中国资本市场情景, 实证检验了 ESG 表现对企业经营风险的影响。研究发现: (1) 拥有较好 ESG 表现的企业面临的经营风险更低; (2) 基于信息不对称和分析师关注的机制检验表明, ESG 表现能够通过降低信息不对称, 提高分析师关注来降低企业经营风险; (3) 产权性质、经济政策不确定性和数字化转型的差异会影响 ESG 表现与企业经营风险间的关系。在非国有、较高的经济政策不确定性和较高的数字化转型的企业中, ESG 表现对企业经营风险的抑制作用更显著。

本文研究得到以下启示: 首先, 对监管机构而言, 积极利用市场手段, 促使企业改善 ESG 表现, 以此激励企业更加积极主动地推进 ESG 实践, 促进市场良性发展。此外, 推动 ESG 理念亦可使国家更好地防范系统性风险, 强化我国经济的抗风险能力。在经济发展不确定性增加的当下, 防范系统性风险, 有助于维持市场稳定, 提升投资者信心, 更有助于“十四五”经济目标和“防范化解重大金融风险”政策目标的实现。

其次, 对企业而言, 是否进行投资以改善 ESG 表现本身就难以抉择。一方面, 改善 ESG 表现势必占用企业有限的资源, 不符合股东利益最大化的目标。另一方面, 推进 ESG 实践是大势所趋。基于此, 本文研究结论可以为企业开展 ESG 实践提供一定的理论依据, 企业加大 ESG 投入, 积极披露相关信息,

改善 ESG 表现, 提高 ESG 评级, 能够降低经营风险, 有助于企业高质量发展。

最后, 对投资者而言, 在投资过程中既要关注财

务指标, 也要关注企业 ESG 表现等非财务指标, 通过对企业 ESG 表现的分析, 判断其是否值得投资, 以此降低投资风险, 提高投资效率。

参考文献

- [1] Lelasi F, Capelli P, Russo A. Forecasting Volatility by Integrating Financial Risk with Environmental, Social, and Governance Risk [J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2021, 28 (5): 1483-1495.
- [2] 王遥, 潘冬阳, 张笑. 绿色金融对中国经济发展的贡献研究 [J]. *经济社会体制比较*, 2016 (6): 33-42.
- [3] Zhang J Y, De S, Jan S. Implied Tail Risk and ESG Ratings [J]. *Mathematics*, 2021, 9 (14): 148-152.
- [4] Barminer C E, Bofinger Y, Rock B. Corporate Social Responsibility and Credit Risk [J/OL]. (2022-01-15) [2022-12-19]. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102052>.
- [5] 席龙胜, 王岩. 企业 ESG 信息披露与股价崩盘风险 [J]. *经济问题*, 2022 (8): 57-64.
- [6] Tarmuji I, Maclah R, Tarmuji N H. The Impact of Environmental, Social and Governance Practices (ESG) on Economic Performance: Evidence from ESG Score [J]. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 2016, 7 (3): 67-74.
- [7] 唐勇军, 马文超, 夏丽. 环境信息披露质量、内控“水平”与企业价值——来自重污染行业上市公司的经验证据 [J]. *会计研究*, 2021 (7): 69-84.
- [8] 张爱美, 李夏冰, 金杰, 吴卫红, 杨雪宁. 环境规制、代理成本与公司绩效——来自化工行业上市公司的经验证据 [J]. *会计研究*, 2021 (8): 83-93.
- [9] Porter M K. Strategy and Society: The Link between Competitive Advantage and Corporate Social Responsibility [J]. *Harvard Business Review*, 2006, 84 (12): 78-92.
- [10] Patrick V. Does ESG Performance Have an Impact on Financial Performance? Evidence from Germany [J]. *Journal of Global Responsibility*, 2017, 8 (2): 169-178.
- [11] 高杰英, 褚冬晓, 廉永辉, 郑君. ESG 表现能改善企业投资效率吗? [J]. *证券市场导报*, 2021 (11): 24-34, 72.
- [12] 李井林, 阳镇, 陈劲, 崔文清. ESG 促进企业绩效的机制研究——基于企业创新的视角 [J]. *科学学与科学技术管理*, 2021 (9): 71-89.
- [13] Li H, Zhang X, Zhao Y. ESG and Firm's Default Risk [J]. *Finance Research Letters*, 2022, 47: 102-105.
- [14] Brammer S, Millington A. Does It Pay to Be Different? An Analysis of the Relationship between Corporate Social and Financial Performance [J]. *Strategic Management Journal*, 2008, 29 (12): 1325-1343.
- [15] 权小锋, 吴世农, 尹洪英. 企业社会责任与股价崩盘风险: "价值利器" 或 "自利工具"? [J]. *经济研究*, 2015 (11): 49-64.
- [16] Boubakri N, Cosset J C, Saffar W. The Role of State and Foreign Owners in Corporate Risk-taking: Evidence from Privatization [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 108 (3): 641-658.
- [17] 乔桂明, 李梓旗. 贸易政策不确定性、股权质押与企业风险——基于 3453 家上市企业数据的验证 [J]. *苏州大学学报 (哲学社会科学版)*, 2021 (6): 105-114.
- [18] 张岳, 周应恒. 数字金融发展对农村金融机构经营风险的影响——基于金融监管强度调节效应的分析 [J]. *中国农村经济*, 2022 (4): 64-82.
- [19] 方意, 和文佳, 荆中博. 中国实体经济与金融市场的风险溢出研究 [J]. *世界经济*, 2021 (8): 3-27.
- [20] Jo H, Harjoto M. Analyst Coverage, Corporate Social Responsibility, and Firm Risk [J]. *Business Ethics A European Review*, 2014, 23 (3): 272-292.
- [21] 张长海, 李开庆, 曾春华. 异质性机构投资者、企业政策与企业风险 [J]. *商业研究*, 2019 (4): 116-126.
- [22] 张军, 周亚虹, 于晓宇. 企业金融化的同伴效应与实体部门经营风险 [J]. *财贸经济*, 2021 (8): 67-80.
- [23] 王敬勇, 徐雯, 薛丽达. 自愿性战略合作信息披露质量与公司经营风险 [J]. *科学决策*, 2022 (3): 32-50.
- [24] Faccio M, Marchica M T, Mura R. CEO Gender, Corporate Risk-taking, and the Efficiency of Capital Allocation [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 39 (1): 193-209.
- [25] Matthew D C, Stephen B M. CEO Personal Risk-taking and Corporate Policies [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2016, 51 (1): 139-164.
- [26] 梁上坤, 徐灿宇, 王瑞华. 董事会断裂带与公司股价崩盘风险 [J]. *中国工业经济*, 2020 (3): 155-173.
- [27] 梁上坤, 徐灿宇, 司映雪. 混合所有制程度与公司违规行为 [J]. *经济管理*, 2020 (8): 138-154.
- [28] 袁淳, 刘思淼, 薛蔚, 姜沙沙, 吴晓彤. 国有产权、政府干预与财务困境成本 [J]. *证券市场导报*, 2010 (2): 68-73.

- [29] Loof H, Sahamkhadam M, Stephan A. Is Corporate Social Responsibility Investing a Free Lunch? The Relationship between ESG, Tail Risk, and Upside Potential of Stocks Before and During the COVID-19 Crisis [J/OL]. (2022-07-06) [2022-12-19]. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102499>.
- [30] Cerqueti R, Ciciretti R, A Dalò. ESG Investing: A Chance to Reduce Systemic Risk [J/OL]. (2021-07-16) [2022-12-19]. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2021.100887>.
- [31] Friedman M. The Social Responsibility of Business is to Increase Profit [N]. The New York Times, 1970-09-13.
- [32] Barnea A, Rubin A. Corporate Social Responsibility as a Conflict between Shareholders [J]. Journal of Business Ethics, 2010, 97 (1): 71-86.
- [33] Cespa G, Cestone G. Corporate Social Responsibility and Managerial Entrenchment [J]. Journal of Economics & Management Strategy, 2007, 16 (3): 741-771.
- [34] Landi G C, Iandolo F, Renzi A. Embedding Sustainability in Risk Management: The Impact of Environmental, Social, and Governance Ratings on Corporate Financial Risk [J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management, 2022, 29 (4): 1096-1107.
- [35] 李哲. “多言寡行”的环境披露模式是否会被信息使用者摒弃 [J]. 世界经济, 2018 (12): 167-188.
- [36] 李哲, 王文翰. “多言寡行”的环境责任表现能否影响银行信贷获取——基于“言”和“行”双维度的文本分析 [J]. 金融研究, 2021 (12): 116-132.
- [37] 李哲, 王文翰, 王遥. 企业环境责任表现与政府补贴获取——基于文本分析的经验证据 [J]. 财经研究, 2022 (2): 78-92, 108.
- [38] 文雯, 胡慧杰, 李倩. “国家队”持股能降低企业风险吗? [J]. 证券市场导报, 2021 (10): 12-22, 78.
- [39] 谭劲松, 黄仁玉, 张京心. ESG表现与企业风险——基于资源获取视角的解释 [J]. 管理科学, 2022 (5): 3-18.
- [40] 张雪茵, 范黎波. 国有企业混合所有制改革与股价崩盘风险——基于信息不对称视角 [J]. 首都经济贸易大学学报, 2022 (4): 97-112.
- [41] 佟岩, 李鑫, 钟凯. 党组织参与公司治理与债券信用风险防范 [J]. 经济评论, 2021 (4): 20-41.
- [42] 杨道广, 王金妹, 龚子良, 陈汉文. 分析师在企业风险承担中的作用: 治理抑或压力 [J]. 北京工商大学学报 (社会科学版), 2019 (1): 20-30.
- [43] Li S Y, Liu Y J, Xu Y. Does ESG Performance Improve the Quantity and Quality of Innovation? The Mediating Role of Internal Control Effectiveness and Analyst Coverage [J]. Sustainability, 2022, 15 (1): 1-25.
- [44] 翟胜宝, 张胜, 谢露, 郑洁. 银行关联与企业风险——基于我国上市公司的经验证据 [J]. 管理世界, 2014 (4): 53-59.
- [45] 王波, 杨茂佳. ESG表现对企业价值的影响机制研究——来自我国A股上市公司的经验证据 [J]. 软科学, 2022 (6): 78-84.
- [46] 冯丽艳, 肖翔, 程小可. 社会责任对企业风险的影响效应——基于我国经济环境的分析 [J]. 南开管理评论, 2016 (6): 141-154.
- [47] 王竹泉, 王贞洁, 李静. 经营风险与营运资金融资决策 [J]. 会计研究, 2017 (5): 60-67, 97.
- [48] 席龙胜, 赵辉. 企业ESG表现影响盈余持续性的作用机理和数据检验 [J]. 管理评论, 2022 (9): 313-326.
- [49] 晓芳, 兰风云, 施雯, 熊浩, 沈华玉. 上市公司的ESG评级会影响审计收费吗? ——基于ESG评级事件的准自然实验 [J]. 审计研究, 2021 (3): 41-50.
- [50] 李旒, 曾加怡, 蔡贵龙, 胡志勇. 公司战略异质性与股价同步性 [J]. 会计与经济研究, 2021 (3): 72-88.
- [51] 刘维奇, 武翰章. 分析师改善了市场信息环境吗? ——来自公司特质风险的证据 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (1): 43-53.
- [52] 黄宏斌, 于博, 丛大山. 经济政策不确定性与企业自愿性信息披露——来自上市公司微博自媒体的证据 [J]. 管理学报, 2021 (6): 63-87.
- [53] 舒欢, 叶南客, 邹维. 企业社会责任承担与经营风险——来自上市工程企业的证据 [J]. 社会科学, 2022 (12): 119-130.
- [54] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (4): 1593-1636.
- [55] 董小红, 刘向强. 经济政策不确定性会影响股票流动性吗? ——基于中国上市公司的经验证据 [J]. 商业经济与管理, 2020 (8): 57-69.
- [56] 王海军, 王淞正, 张琛, 郭龙飞. 数字化转型提高了企业ESG责任表现吗? ——基于MSCI指数的经验研究 [J/OL]. (2022-11-28) [2023-02-22]. DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20221128.202.
- [57] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 盛誉. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化 [J]. 中国工业经济, 2021 (9): 137-155.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

空气污染对中老年劳动供给时间的影响

——基于生命周期理论的研究

The Impact of Air Pollution on the Labor Supply of Middle-aged and the Elderly

王树森 秦宇 朱志凯

WANG Shu-sen QIN Yu ZHU Zhi-kai

[摘要] 本文构建包含内生劳动供给的生命周期模型来分析空气污染如何影响中老年群体在非健康时间、闲暇时间和工作时间之间的时间禀赋配置,并利用2015年和2018年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)为样本数据进行实证检验。研究发现,空气污染显著减少了中老年群体的劳动供给时间。通过替换度量空气污染的指标后,本文的结果依旧稳健。在作用机制方面,空气污染不仅恶化了中老年群体健康水平,延长了非健康时间,还引发了居民对健康的担忧,居民的健康偏好提升,这加剧了空气污染对中老年群体劳动供给时间的挤出效应。进一步地,本文的异质性分析表明,空气污染对农村地区和低学历的中老年群体劳动供给时间的负向影响更为显著,空气污染可能会加剧社会不平等。

[关键词] 人口老龄化 空气污染 劳动供给 健康偏好

[中图分类号] F016 C971 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 07-0068-16

Abstract: This paper develops a life-cycle model with endogenous labor supply to analyze how air pollution affects the time allocation between unhealthy hours, leisure, and work of the middle-aged and the elderly. Thus, we use the 2015 and 2018 China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) as sample data for empirical testing. We find that air pollution significantly reduces the labor supply of the middle-aged and the elderly. Our results remain robust to other alternative measures of air pollution. In terms of mechanism, air pollution not only worsens the health status and prolongs the unhealthy hours of the middle-aged and the elderly but also raises concerns about their health status and intensifies the crowding-out effect of air pollution on the labor supply. In addition, we show that the negative impact of air pollution on labor supply is more significant in rural areas and among agents with low education and that air pollution may exacerbate social inequality.

Key words: Aging population Air pollution Labor supply Health preference

[收稿日期] 2022-06-19

[作者简介] 王树森,男,1994年12月生,北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生,研究方向为宏观经济学;秦宇,男,1989年3月生,中国社会科学院工业经济研究所职员,研究方向为产业经济学;朱志凯,男,1994年8月生,北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生,研究方向为发展经济学。本文通讯作者为朱志凯,联系方式为zkzhu0807@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“包容性绿色增长的理论与实践研究”(项目编号:19ZDA048)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、问题的提出

随着我国人口老龄化趋势加剧,生育率持续低迷,劳动人口规模呈现下降趋势,中老年群体在劳动人口中的占比快速上升。1990年45~64岁在业人口占总在业人口的比例为21.49%,2010年升至31.59%,二十年内上升了10.10个百分点(汪伟等,2019^[1])。根据2015年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据显示,45岁及以上群体的劳动参与率为53.16%,55岁及以上群体的劳动参与率为41.43%,大量进入法定退休年龄的中老年劳动者仍在参与劳动,已经成为中国劳动力供给市场的重要特征。据《中国人口和就业统计年鉴》的城镇就业数据显示,2020年45周岁及以上劳动力占全部劳动力比重38.2%,建筑业,制造业,住宿和餐饮业,交通运输、仓储和邮政业的这一比例分别为45.4%,33.9%,34.2%,37.6%。显然,在劳动力数量和结构优势丧失的背景下,我们不仅要关注劳动力市场特征对中国经济的影响,更要关注如何保护中老年群体的劳动供给,维持劳动力供给市场平稳发展,最大程度降低人口转型时期经济和社会福利的损失。

有效维持中老年群体劳动供给时间和供给质量的关键是降低外部冲击对个体的影响,尤其是空气污染对其身体健康的长期损伤。尽管政府近年来通过“大气十条”等环境政策明显改善了空气质量,但环境问题仍然突出,据2020年《中国生态环境状况公报》显示,仅有59.9%的城市空气质量达标,接近40%的城市空气质量仍有待治理。除此之外,虽然已有大量文献对空气污染与各类疾病之间的关系进行了探讨和论证,但从经济学角度探讨空气污染对中老年群体劳动供给时间影响的研究仍相对匮乏,尤其要注意中老年群体自身健康之外的因素,如家庭隔代照料因素、健康需求与消费需求之间的权衡、闲暇与劳动之间的权衡等,这些问题的回答就需要从经济学理论出发。为此,本文通过理论和实证方法进行理论建模和机制检验,探讨空气污染如何影响中老年群体在非健康时间、闲暇和工作之间的时间分配。

人口结构、质量与储蓄率分别决定了劳动力供给、人力资本水平和投资三个经济增长的核心要素,而居民健康状态不仅影响了劳动力供给的数量和质量,也通过医疗健康支出影响储蓄率,对家庭资产配置和宏观经济增长有一定程度的影响(王弟海等,

2015^[2])。现有研究中,空气污染对劳动力影响的文献主要涉及两大领域。其一,现有文献构建了空气污染与健康之间的理论联系,探究空气污染对健康折旧、疾病、预期寿命的影响。Grossman(1972)^[3]和Cropper(1981)^[4]从理论上建立空气污染与健康之间的关系,前者将个体身体健康状态随年龄衰减的生理规律纳入居民健康生产函数,而后者进一步将空气污染引入到模型中,从而构建起环境与健康之间的联系。王玉泽和罗能生(2020)^[5]结合理论模型与实证数据,不仅验证了Grossman的模型结论,而且发现空气污染会从生理、心理和社会适应能力三方面加速了个体的健康折旧,具有长期效应。祁毓和卢洪友(2015)^[6]进一步从社会公平角度出发,发现空气污染所带来的健康问题会由于居民异质性而导致更加严重的健康不平等问题。另外,有学者直接将空气污染与某类疾病或死亡率联系在一起。Duflo等(2008)^[7]研究发现使用旧式炉灶的印度居民由于室内污染水平的提高而更容易患有呼吸道疾病。Huang等(2012)^[8]使用2004—2008年西安市的微观数据,发现PM_{2.5}与心血管疾病导致的死亡率密切相关。陈硕和陈婷(2014)^[9]发现火电厂SO₂排放会显著增加医疗费用,降低预期寿命。Arceo等(2016)^[10]使用逆温现象作为工具变量,研究发现空气污染会显著提升婴儿死亡率。其二,现有文献研究了空气污染造成的经济社会成本,如医疗费用、劳动生产率等。从居民层面来看,空气污染不仅可以直接诱发呼吸道等疾病,还导致长期处于严重空气污染下的居民的身体机能和免疫能力下降,容易受到其他病毒疾病的侵害,致使患病率上升(Pope等,2011^[11])。关楠等(2021)^[12]利用逆温现象作为工具变量,实证发现空气污染显著地增加了医疗费用支出。陈帅和张丹丹(2020)^[13]利用监狱服刑人员的计件工资数据,实证研究发现空气污染与劳动生产率之间呈现倒U型关系,空气污染加剧显著降低了个体的劳动生产率,从劳动生产率角度扩展了对空气污染负外部性的认识。除对劳动生产率的影响外,空气污染还会显著地降低直接的劳动供给(朱志胜,2015^[14];蔡芸等,2018^[15])。从社会层面来看,环境治理已经成为地方经济考核的重要组成部分,当空气污染加剧时,地方政府将通过各项举措降低空气污染问题。黎文靖和郑曼妮(2016)^[16]结合空气质量指数和地级市统计数据发现,当环境污染严重时,只有地方经济发展压力较小的情况下地方政府才

会减少固定资产投资、增加环境污染治理投资。也有学者发现空气污染加重不仅抑制个体创新活力、增加人力资本外流的可能性,还可能通过影响股民情绪、意愿等途径影响股票市场(郭永济和张谊浩,2016^[17];罗勇根等,2019^[18])。此外,空气污染还会影响居民对地方政府的政治态度。左翔和李明(2016)^[19]研究发现,在遭受严重的环境污染时,居民的政治态度发生显著变化,居民对于政府权威的认可度将显著降低,对于民主制度和司法独立的诉求会变强。

现有文献对空气污染与公共健康的关系及其经济社会成本做了丰富的讨论,但对于空气污染与家庭和个体微观决策的研究仍有一些缺憾和不足:(1)现有文献多从实证层面对空气污染与家庭微观决策的关系进行研究,较少从理论层面进行分析,尤其鲜有从个体生命周期角度构建理论模型。(2)传统生命周期理论在建模时多将个体时间禀赋划分为劳动和闲暇,并没有考虑到两者之外的时间分配,尤其是非健康时间,它既不能带来收入增加,也不能带来效用提高,反而会带来效用损失,现有研究对非健康时间的刻画相对不足。(3)随着人口老龄化加剧,劳动人口年龄结构不断提高,但现有研究仍多关注城市流动人口或中青年人口,对于仍在参与劳动的中老年群体的关注度较低。基于此,本文的主要贡献如下:(1)本文通过构建生命周期模型,引入空气污染、非健康时间和健康资本,探讨空气污染对中老年群体劳动供给时间的影响机制。(2)考虑到人口老龄化趋势,中老年群体对空气污染更敏感,并且中老年群体的健康偏好可能因污染加剧而增强,本文结合理论模型重点探讨了空气污染对中老年劳动者的影响,并利用实证方法进行检验。

二、理论模型

空气污染会影响居民的健康资本,而健康资本的变化不仅会影响时间禀赋在健康时间和非健康时间之间的分配,也会影响理性居民在闲暇和工作之间的配置。Grossman 将健康时间视作健康资本的外在表现,他提出非健康时间(Sick-time)的概念,即较差的健康资本会产生较长的非健康时间,它会影响居民时间禀赋在非健康时间和健康时间之间的分配。当健康资本也能为居民带来正的效用增加时,理性居民会为了提高健康资本而付出努力,此时,健康资本的变化便会在给定健康时间禀赋下影响居民在工作和闲暇之间

的分配。当空气污染可以影响到居民健康资本的变化及其所带来的效用变化时,理性居民为再次实现效用最大化将重新配置资源来响应空气污染的影响及健康资本的变化,但由于空气污染的影响具有时滞性,居民可能需要跨期资源配置。因此,本文在生命周期理论模型的基础上将空气污染、健康资本及非健康时间引入,来探讨居民在跨期预算约束下空气污染对中老年群体劳动供给时间的影响。

(一) 模型设定

居民仅在中老年时期对劳动供给时间做出决策,在青年时期无弹性供给劳动禀赋。本文模型假设居民20岁进入劳动力市场,每期25年,即20~45岁为青年期,46~70岁为中老年期。由于模型不存在不确定性,居民在青年期和中老年期均拥有一单位时间禀赋,其中,居民在青年期无弹性供给一单位劳动禀赋,由于空气污染的影响,居民在中老年期的一单位时间禀赋分为非健康时间和健康时间,健康时间又可分为工作时间和闲暇时间,由居民决策。具体而言,当处于青年期时,居民通过供给劳动获得工资收入,并将其用于一般产品消费和储蓄;当处于中老年期时,居民一方面通过将储蓄租借给企业获得资本收入,另一方面通过劳动供给获得工资收入,而居民的支出决策仅限一般产品消费。假定居民不存在代际利他偏好,不会通过对子女的馈赠获得效用,即居民去世时刚好耗尽所有收入。Grossman 拓展了人力资本理论,将健康生产函数置于新古典增长理论的框架中进行讨论。根据 Grossman 的研究,一方面,居民的健康资本会随着年龄增加而衰减;另一方面,当居民的健康资本低于某一限值后,会处于非健康时间(Sick-time),由于健康投资是需要一段时间后才能起作用,因此非健康时间是不可逆转的。Cropper (1981)^[4]在 Grossman 的健康生产函数的基础上引入空气污染,通过实证检验发现,空气污染会加剧年龄的健康折旧效应,王玉泽和罗能生(2020)^[5]也利用中国微观调查数据对该理论进行了验证。

健康是居民效用偏好的重要来源,健康资本的提升可以直接带来居民效用的提高(Pautrel, 2012^[20])。因此,居民的终生效用函数应包含一般产品消费 c_t 、 d_{t+1} 和中老年期健康资本 h_{t+1} :

$$u = u(c_t, d_{t+1}, h_{t+1}) \quad (1)$$

居民的健康水平会受到正反两方面作用:一方面,

居民的健康水平会受到年龄的折旧效用，而空气污染会加剧这种健康折旧过程 (Grossman, 1972^[3]; Cropper, 1981^[4]; 王玉泽和罗能生, 2020^[5])；另一方面，居民提高闲暇不仅可以延缓健康资本的折旧速度，而且可以直接提高健康资本 (Grossman, 1972^[3])。因此，居民的健康生产函数应包含空气污染 P 、上一期的健康资本水平 h_t 和闲暇 l_{t+1} ：

$$h_{t+1} = h(h_t, P, l_{t+1}) \quad (2)$$

居民同时面临青年期和中老年期的预算约束。当居民处于青年期时，居民无弹性供给劳动禀赋，获得工资收入 w_t ，并用于一般消费 c_t 和储蓄 a_t 。当居民处于中老年期时，居民供给劳动时间 n_{t+1} ，获得工资收入 $w_{t+1}n_{t+1}$ ，同时居民获得储蓄资本收入 $(1+r_{t+1})a_t$ ，并用于一般消费 d_{t+1} ， $s(h_t)$ 表示上一期健康资本所带来的非健康时间。居民预算约束如下：

$$c_t + a_t = w_t \quad (3)$$

$$d_{t+1} = (1+r_{t+1})a_t + w_{t+1}n_{t+1} \quad (4)$$

$$n_{t+1} + l_{t+1} = 1 - s(h_t) \quad (5)$$

居民的效用最大化问题就是在满足跨期预算约束和健康生产函数的约束下最大化其终生效用。本文使用拉格朗日法求解，通过求解居民效用最大化问题，得到关于消费和劳动供给时间的最优条件如下：

$$u'_c = (1+r_{t+1})u'_d \quad (6)$$

$$u'_c = -u'_h \cdot h'_t \cdot l'_n \frac{(1+r_{t+1})}{w_{t+1}} \quad (7)$$

公式 (6) 为两期消费的欧拉方程，两期消费的边际效用之比等于实际利率或资本回报率。公式 (7) 的左边是减少一单位消费带来的边际成本，右边是增加一单位闲暇而改进健康资本带来的边际收益，在均衡时边际成本应该等于边际收益，表明随着健康改善所带来的边际收益越大，居民的消费下降越快，闲暇越多。

(二) 比较静态分析及研究假设

为具体通过理论推导和比较静态分析得到空气污染对中老年居民劳动供给时间的影响，本节将通过借鉴相关经典文献设定居民终生效用函数和健康生产函数的具体形式。首先，居民对两期消费和中老年期健康水平具有偏好，故终生效用函数形式如下：

$$u(c_t, d_{t+1}, h_{t+1}) = \ln c_t + \ln d_{t+1} + \phi \ln h_{t+1} \quad (8)$$

其中， ϕ 表示居民对中老年期健康水平的相对重视程度。 ϕ 越大，居民的健康意识越强，投资健康的边际效用越高。

中老年期健康资本由上一期健康资本和当期的闲暇投入决定，上一期健康资本的折旧速度受到空气污染的影响。假设居民 20 岁时的健康资本一致 $h = \bar{h}$ ，健康资本的年龄折旧效应为 δ ，而空气污染 P 会加剧健康折旧效用 δP ，中老年期闲暇的投入 l_{t+1} 不仅能缓解健康折旧效应，而且还可以直接提高健康资本。因此，健康生产函数的形式如下：

$$h_t = (1 - \delta P)h \quad (9)$$

$$h_{t+1} = h(P, l_{t+1}) = (l_{t+1})^\theta (h_t)^{1-\theta} \quad (10)$$

居民的健康时间和非健康时间加总为 1，非健康时间受到上一期健康资本的影响，上一期健康资本越高，中老年期的非健康时间越短，因此，借鉴 Grossman (1972)^[3] 对非健康时间的函数设定，其中， γ 表示健康资本与非健康时间的相对弹性，弹性越大，健康资本下降一单位导致非健康时间增加的幅度越大，即 $s = s(h_t) = (h_t)^{-\gamma}$ 。将终生效用函数和健康生产函数代入居民效用最大化问题中，得到中老年期劳动供给时间 n_{t+1} 的表达式为：

$$n_{t+1} = \frac{w_{t+1}(1 - s(h_t)) - \phi \theta w_t (1 + r_{t+1})}{2 + \phi \theta} \quad (11)$$

首先，将中老年期的劳动供给时间 n_{t+1} 对空气污染 P 求偏导，如公式 (12) 所示，我们发现，随着空气污染的加剧，中老年群体的劳动供给时间明显降低，而且，随着工资率提高、健康折旧速度变快以及非健康时间-健康资本的相对弹性的提高，中老年群体劳动供给时间的下降幅度越大，随着初始健康资本越高，中老年群体劳动供给时间的下降幅度越小。在此过程中，空气污染主要通过增加非健康时间，减少健康时间的方式收紧居民时间约束，进而同时降低闲暇和工作时间。

$$\frac{\partial n_{t+1}}{\partial P} = -\frac{w_{t+1} \delta \gamma h^{-\gamma}}{2 + \phi \theta} < 0 \quad (12)$$

基于此，我们提出研究假说 1：

假设 1：空气污染会降低中老年群体的劳动供给时间。

将公式 (9) 代入中老年期健康资本 h_{t+1} 和非健康时间 $s(h_t)$ 得到关于空气污染 P 的方程，分别对

空气污染 P 求解得到:

$$\frac{\partial h_{t+1}}{\partial P} = \frac{\partial h_{t+1}}{\partial h_t} \frac{\partial h_t}{\partial P} = -\delta(1-\theta)l_{t+1}^\theta h_t^{1-\theta} < 0 \quad (13)$$

$$\frac{\partial s}{\partial P} = \frac{\partial s}{\partial h_t} \frac{\partial h_t}{\partial P} = \gamma \delta h^{-\gamma} > 0 \quad (14)$$

如公式所示, 空气污染会降低进入下一期时的健康状况, 进而对中老年群体的健康水平产生负向影响, 同时空气污染也会通过健康资本对非健康时间产生正向影响。结合公式 (12), 我们提出研究假设 2:

假设 2: 空气污染会恶化中老年群体的健康水平, 增加其非健康时间, 收紧健康时间约束, 减少劳动供给时间。

近些年来, 空气污染越发受到社会各界的重视, 居民的健康意识明显提高。现有诸多文献研究了空气污染与疾病之间的关系 (Pope 等, 2011^[11]; Pope 等, 2002^[21]), 此类文献和研究报告也广泛传播在中国的社交媒体上。我们以“雾霾”和“空气质量”为关键词构造百度指数变化趋势, 发现 2010 年至今, 社会各界对空气污染和空气质量高度关注, 每日搜索频次居高不下。Xu 等 (2021)^[22] 研究发现, 当空气污染加剧时, 公众更容易将污染与疾病之间联系起来, 并增强警觉性。因此, 本文认为空气污染可能会提高居民的健康意识, 提高健康资本对居民终生效用的权重参数 $\phi(P)$, $\phi'(P) > 0$ 。我们将 $\phi(P)$ 代入公式 (11) 后对空气污染 P 求偏导, 得到公式 (15), 显然, 第一项与公式 (12) 一致, 而剩余两项的符号均显著为负。对比健康偏好不变假设, 在模型中引入空气污染致使健康意识提高的新机制会加强空气污染对中老年劳动供给时间的挤出效应。在公式 (15) 中, 空气污染主要通过两个渠道影响中老年劳动供给时间: 一方面, 居民“被动”增加闲暇来抵消空气污染导致的健康时间损失, 即第一项; 另一方面, 空气污染会增加对良好健康状况的偏好权重, 提高健康改善的边际效用, 居民“主动”增加闲暇提高整体效用。

$$\frac{\partial n_{t+1}}{\partial P} = \frac{w_{t+1} \gamma \delta h^{-\gamma}}{(2+\phi\theta)} - \frac{w_{t+1} \theta (1-s(h)) \phi'(P)}{(2+\phi\theta)^2} - \frac{2\theta w_t (1+r_{t+1})}{(2+\phi\theta)^2} < 0 \quad (15)$$

基于此, 我们提出研究假说 3:

假说 3: 空气污染会提高中老年群体的健康意识, 促使中老年群体在闲暇和工作时间之间的重新配置, 进而降低其劳动供给时间。

我们利用图 1 分解空气污染影响中老年群体劳动供给时间分配的主要机制。具体而言, 在居民中老年年的时间禀赋保持不变的情况下, 时间禀赋分配为两大部分: 非健康时间和健康时间。首先, 空气污染影响中老年群体劳动供给时间的机制 1 (即假说 2) 表明, 空气污染会影响居民的健康水平, 延长其非健康时间, 导致健康时间在中老年时间禀赋的占比降低, 从而导致劳动工作时间和闲暇时间的同时减少。其次, 在居民的健康时间中, 闲暇时间是可以促进健康资本提升进而带来正的效用增加, 空气污染不仅延长了非健康时间, 也有可能通过影响居民在给定健康时间下工作时间和闲暇时间的分配从而影响劳动供给时间。接下来, 本文将利用微观调查数据检验理论模型的研究假说。

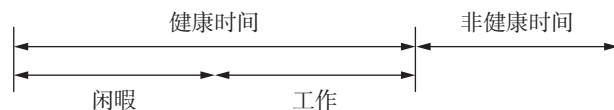


图 1 居民在中老年期的时间禀赋分配

三、实证模型设定及变量说明

(一) 数据来源

首先, 本文使用的微观调查数据来自 2015 年和 2018 年中国养老与健康调查数据库 (CHARLS)。CHARLS 项目由北京大学国家发展研究院组织开展, 其调查内容包括社区、家庭和个人三个层次, 调查项目涵盖了个人基本信息、收入、工作、健康状况、社会保险、养老等重要变量。CHARLS 项目涵盖全国 28 个省 (自治区、直辖市) 150 个县区的 450 个居 (村) 委会, 具有相当高的代表性。本文选取 CHARLS 数据库开展实证分析的主要原因有二: 一是 CHARLS 数据公开了受访者所在的地级市代码, 便于将空气污染数据与受访者的重要信息在地级市层面进行匹配; 二是 CHARLS 数据的调查样本主要为 45 岁及以上中老年群体, 非常利于本话题的扩展和进一步分析。

其次, 本文使用空气质量指数 (AQI) 数据来自中国生态环境部, 该指标被广泛用于衡量空气污染程度 (朱志胜等, 2015^[14]; 姜磊等, 2018^[23]; 袁晓玲等, 2019^[24])。自 2012 年起, 依据《环境空气质量

标准》及《环境空气质量指数(AQI)技术规定(试行)》等规定和标准,中国环境监测总站在全国各城市逐步、分期开展空气质量的监测和指标测度,并将其对外公开。该指标主要由6项主要污染物(PM_{2.5}、PM₁₀、SO₂、CO、NO₂、O₃)的平均污染测度值加权构成,其取值范围为0至500,数值越大表示空气污染越严重。鉴于空气质量数据在各地级市实施时间的差异性,本文将2014年1月之后的空气质量数据与CHARLS数据、中国城市统计年鉴数据进行匹配,删除45岁以下及重要变量缺失值样本后,最终得到19 154个有效样本。

(二) 变量说明

本文核心被解释变量是45岁及以上居民的劳动供给时间。一方面,居民可能同时兼顾多份工作,时间分配较为分散或平均。另一方面,居民在所从事的主要工作上付出的精力及工作强度可能是所有工作中最多的,其受空气污染的影响可能是最大的。因此,我们根据CHARLS数据中关于居民劳动供给时间的问题将被解释变量设置成两个:一是每周主要工作平均供给时间,二是每周全部工作平均供给时间。首先,CHARLS数据提供了受访者关于问题“过去一年是否从事工作”的相关回答,通过这个问题判定居民的就业状态,在样本筛选时剔除没有参与劳动的观测值,最终保留19 154个观测值。其次,CHARLS数据分别针对居民的主要工作和其他工作进行提问,“过去一年从事主要工作每周工作时长多少个小时”和“过去一年从事其他工作每周工作时长多少个小时”,我们将从事主要工作和其他工作的劳动供给时间加总得到居民每周全部工作时间,依次记为每周主要工作平均供给时间和每周全部工作平均供给时间。

控制变量包括个人特征、家庭特征和城市特征三个层次:第一,个人特征明显影响自身的劳动供给时间。我们在模型中引入性别、年龄、受教育程度、是否与子女同住和健康状况等特征变量来控制个人特征

(邹红等,2018^[25];卢洪友等,2017^[26])。首先,个体的身体机能和体力不仅在不同性别之间存在显著差异,并且存在健康折旧效应,体力和精力随年龄衰减,尤其对中老年群体来说,其年龄-劳动供给弹性可能更大。其次,不同教育水平的居民对于空气污染的反应可能不同。

第二,家庭特征对成员的劳动力供给有重要影响。首先,家庭结构会影响个体的劳动供给时间,如老年群体与子女同住可能是为了照顾子女或孙子孙女,其劳动供给时间可能相对较少。其次,资产禀赋是衡量居民应对外部风险冲击能力的重要指标,而考虑到收入与劳动供给时间之间可能存在双向因果关系,家庭财富对成员的劳动供给时间具有重要影响。按照生命周期理论,财富增加会降低个体劳动供给时间,从而实现更高的效用水平。

第三,地区经济结构和基本公共服务水平会影响当地居民的劳动供给时间。我们在模型中引入人均GDP、人口密度、污水集中处理率与垃圾无害处理率来控制城市特征(王玉泽和罗能生,2020^[5]),人均GDP反映了地区的经济发展水平,而污水集中处理率和垃圾无害处理率反映了城市的卫生环境和基础公共服务水平。

表1报告了上述变量的含义、单位和均值特征。总体来看,中老年群体平均每周工作时间为47.38小时,而国家统计局公布的2014年和2017年全国企业就业人员每周平均工作时间约为46.7和47.5小时,中老年群体的劳动工作时间处于两者之间,与现实基本一致。对于自变量,若按照绝对值来看,AQI尽管为82左右,但方差较大;若按照AQI数值将污染水平分为优、良、轻度污染、中度污染和严重污染五类,轻度及以上天数占比24.1%,中度污染及以上天数占比7.5%。样本中性别比例合理,男性占比54%。此外,样本中与子女同住的比例为38%。

表1 主要变量描述性统计表

变量名	单位	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
全部工作时间	小时/周	19 154	47.38	29.383	1.00	144.00
主要工作时间	小时/周	19 154	43.35	25.016	1.00	120.00
AQI		19 154	82.23	22.123	42.81	162.01
流动系数		19 154	7.44	0.466	5.70	8.81

续前表

变量名	单位	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
年龄	岁	19 154	58.07	8.509	45.00	108.00
户口(城市)	—	19 154	1.02	0.424	0.00	4.00
教育年限	年	19 154	3.56	1.847	1.00	10.00
性别	—	19 154	0.54	0.498	0.00	1.00
15岁健康状况	—	19 154	0.71	0.451	0.00	1.00
参与医保	—	19 154	0.88	0.321	0.00	1.00
与子女同住	—	19 154	0.38	0.486	0.00	1.00
家庭人数	人	19 154	2.33	1.305	1.00	15.00
家庭财富	万元	19 154	1.84	7.165	-19.94	45.33
人均GDP	元	19 154	46 424.62	33 346.537	8 407.00	467 749.00
人口密度	万人/平方米	19 154	0.05	0.030	0.00	0.23
垃圾处理率	%	19 154	91.87	13.698	22.20	100.00
污水处理率	%	19 154	87.14	11.010	25.65	100.00

注：流动系数是指空气流动系数，空气流动系数由风速与大气边界层高度的乘积取对数后得到。垃圾处理率是指生活垃圾无害化处理率。污水处理率是指污水处理厂集中处理率。

(三) 实证模型设定及内生性讨论

本文研究空气污染对中老年群体的劳动供给时间，识别策略可能面临的挑战如下：第一，模型存在反向因果问题。根据新古典经济增长理论，劳动力是企业生产的重要投入要素，经济发展较快的地方对劳动力的需求更高，劳动力的工作强度和时长可能更长。此外，由于过去中国粗放式的发展模式，地方经济高速增长往往以环境污染作为代价，故空气污染与工作时间之间可能存在反向因果关系。第二，模型可能存在测量误差问题。空气质量数据可能由于客观原因（如指标平均化一些极端或临界值情况）和主观原因（如地方政府由于政绩考核而人为操控的可能性）而存在误差。

为了缓解反向因果问题导致的偏误，本文借鉴陈诗一和陈登科（2018）^[27]、息晨等（2020）^[28]、王玉泽和罗能生（2020）^[5]等的研究，选取空气流动系数作为空气污染的工具变量进行模型估计。为解决测量误差问题，我们通过置换变量、剔除可疑样本等方式进行一系列检验，验证基准回归结果的稳健性。空气流动系数由风速与大气边界层高度的乘积取对数后得

到，一般而言，风速越大则空气污染物的横向扩散越快，大气边界层高度越高则污染物纵向扩散条件越佳，满足工具变量的相关性条件。此外，空气流动作为自然气象条件，与经济发展无关，也不像降雨等天气现象直接影响居民的活动行为，因此，空气流动系数也满足工具变量的外生性条件。

结合前文分析及对内生性问题的考虑，本文将两阶段最小二乘法（2SLS）作为基准回归模型，对其具体设定如下：

$$AQI_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 VC_{ijt} + \alpha_2 X_{ijt} + \alpha_3 Prov + \alpha_4 Year + \epsilon_{ijt} \quad (16)$$

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{AQI}_{ijt} + \beta_2 X_{ijt} + \beta_3 Prov + \beta_4 Year + \nu_{ijt} \quad (17)$$

其中： AQI_{ijt} 为 t 年居民 i 所在的地级市 j 的空气质量指数，表示空气污染程度； VC_{ijt} 为 t 年居民 i 所在的地级市 j 的空气流动系数，作为空气污染的工具变量； Y_{ijt} 为在 t 年城市 j 的居民 i 的结果变量，本文结果变量包括工作时间、健康状况、医疗支出等变量； X_{ijt} 是由个人、家庭及所在城市的特征变量构成的向量； $Prov$ 是指省份固定效应； $Year$ 是指年份固定效应； ϵ 和 ν 为随机扰动项。

四、实证结果及讨论

(一) 基准结果

表2报告了空气污染对中老年群体每周主要工作时间和全部工作时间的估计结果，列(1)、列(2)表示分别以全部工作时间和主要工作时间的对数作为被解释变量进行2SLS回归的第二阶段，回归结果展示空气污染的系数显著为负，说明空气污染提高一个单位，会使得总工作时间缩减0.7%，同样会使得主要工作时间缩减0.5%。列(3)展示了2SLS回归的第一阶段回归的结果。第一阶段的回归结果显示空气流动系数显著为负数，说明空气流动系数越大，AQI越低，空气质量越好。同时，DWH检验的P值小于0.05，证明了前文讨论的内生性问题确实存在。我们对空气流动系数进行弱工具变量检验，回归报告中Wald F统计量为696且远大于10%偏误的临界值，拒绝原假设(工具变量是弱工具变量)，认为不存在弱工具变量问题。本文实证部分所有Wald F值均大

于16，皆排除弱工具变量问题的存在，后文的回归结果不再赘述。^①

此外，各控制变量的回归系数均符合预期。其中，个人的年龄、性别、受教育程度、家庭人数对其工作时长均具有显著影响。年龄的系数显著为负，表明中老年人的工作时长随年龄减少，主要原因是个体的健康由于衰老而存在折旧效应，劳动供给时间也随之减少。其次，男性的劳动供给时间明显要高于女性，男性每周工作时长要比女性多27%，这可能存在身体条件和家庭责任两个方面的原因。再次，受教育程度越高的居民其劳动供给时间越低，而且从事兼职工作的时间也显著较低，其原因可能是受教育程度较高的中老年群体从事的工作更为正规，工作时间更为规范，而教育水平较低的居民可能由于收入等原因，还需从事额外工作获取收入，其全部工作时间也就越长。最后，家庭人数越多的中老年群体进行劳动供给的时间越短，这表明父辈的劳动供给时间与下一代的赡养责任和能力的关系。

表2 基准回归

	(1)	(2)	(3)
	第二阶段回归		第一阶段回归
	全部工作时间	主要工作时间	AQI
AQI	-0.007*** (0.00)	-0.006*** (0.00)	
流动系数对数			-11.436*** (0.42)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	19 154	19 154	19 154
Wald F 统计量	695.777	695.777	—

注：(1) 括号里为家庭层面的聚类稳健标准差，***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著。下同。(2) 表格中全部工作时间和主要工作时间都进行了对数化处理。(3) 根据空气质量指数的分级，空气质量指数为0~50之间为优，基本无空气污染，各类人群可正常活动；51~100之间为良好，极少数异常敏感人群应减少户外活动；100到150为轻度污染；150以上的为中度污染及以上。(4) 控制变量包括性别、年龄、户口、受教育程度、是否与子女同住、健康状况、医疗保险、家庭人数、家庭财富、人均GDP、人口密度、污水集中处理率以及垃圾无害处理率。受篇幅限制，控制变量回归结果未展示，下同。

① 我们在附录中增加了最小二乘法的估计结果，AQI系数均为负数，以全部工作时间对数为因变量回归结果中，AQI系数分别在10%的水平上显著为负；以主要工作时间对数为因变量回归系数在10%的水平上不显著，但估计值仍为负数。

(二) 稳健性检验

结合前文探讨, 本文做了以下稳健性检验: 第一, 为解决 *AQI* 按照月份平均化导致异常值或临界值被平滑的问题, 本文借鉴关楠等 (2021)^[12] 研究思路, 使用全年中度污染及以上天数占比衡量空气污染程度。第二, *AQI* 由 5 个污染物构成, 而其中 $PM_{2.5}$ 和 PM_{10} 更受到社会各界的关注 (冯阔等, 2019^[29]), 故我们利用中国环境监测总站的地级市 $PM_{2.5}$ 和 PM_{10} 数据置换 *AQI* 进行稳健性检验。第三, 随着空气质量等环境指标纳入地方政府政绩考核体系, 存在地方政府为追求 *AQI* 优良率而人为伪造 *AQI* 指数数据的可能 (石庆玲等, 2016^[30])。为排除这种可能性带来的干

扰, 本文剔除 100 附近 -5 到 5 的样本, 保留 *AQI* 数值大于 105 或小于 95 的样本。

我们对解释变量进行了上述四种替换和修正, 表 3 汇报了稳健性回归的结果, 四种稳健性结果皆说明了空气污染对中老年群体每周的主要工作时间和全部工作时间具有显著的负向影响。此外, 我们发现无论空气污染的代理变量发生何种替换, 空气污染对全部工作时间的影晌均大于主要工作时间, 这侧面表明了空气污染会影响中老年群体是否进行兼职工作以及兼职工作的时间。通过上述稳健性检验, 我们再次验证了空气污染会显著降低中老年群体每周的主要工作时间和全部工作时间, 即验证了研究假说 1。

表 3 稳健性检验 1

	(1)		(2)	
	中度污染及以上天数占比		$PM_{2.5}$	
	全部工作时间	主要工作时间	全部工作时间	主要工作时间
空气质量	-1.616*** (0.41)	-1.278*** (0.41)	-0.009*** (0.00)	-0.007*** (0.00)
控制变量	是	是	是	是
样本量	19 154	19 154	19 154	19 154
	(3)		(4)	
	PM_{10}		<i>AQI</i> (剔除 95 到 105)	
	全部工作时间	主要工作时间	全部工作时间	主要工作时间
空气质量	-0.005*** (0.00)	-0.004*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.006*** (0.00)
控制变量	是	是	是	是
样本量	19 154	19 154	17 629	17 629

注: (1) 表格中总工作时间和主要工作时间都进行了对数化处理。(2) 表格回归结果同时控制了时间固定效应和省份固定效应。

基准回归及稳健性检验使用了仅提供劳动供给的子样本, 没有包含未参加工作的样本, 同时, 样本平均年龄在 58 岁, 高龄人群仍提供劳动供给可能受到其他因素的影响, 如经济条件因素等, 回归结果可能存在选择性偏误问题, 为此本文利用了 IV-Heckman

方法再次进行稳健性检验。从表 4 报告的回归结果可以看出, 空气污染使得个人全部工作时间显著减少 0.5%, 主要工作时间显著减少 0.3%。通过 IV-Heckman 检验, 本文再次验证了研究假说 1, 即空气污染能够显著地降低中老年群体的劳动供给。

表 4 稳健性检验 2

	(1)	(2)	(3)
	工作时间方程		选择方程
	全部工作时间	主要工作时间	是否工作
<i>AQI</i>	-0.005** (0.00)	-0.003* (0.00)	
流动系数			0.109*** (0.03)

续前表

	(1)	(2)	(3)
	工作时间方程		选择方程
	全部工作时间	主要工作时间	是否工作
逆米尔斯率	-0.637*** (0.07)	-0.623*** (0.07)	
控制变量	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	19 154	19 154	29 777

注：(1) 表格中总工作时间和主要工作时间都进行了对数化处理。(2) 表格回归结果同时控制了时间固定效应和省份固定效应。(3) 排除性约束变量为个人自评健康，表格中未报告该变量系数。

五、机制及异质性分析

空气污染如何影响人们劳动供给，其中的机制是什么，还需要做出进一步的分析。接下来本文从健康状况和健康意识两个方面阐述其中的机制因素。

(一) 空气污染与健康状况

首先，从心理健康状况角度来看，我们以三个指标衡量中老年群体的心理健康状态：(1) 利用失眠程度作为度量个体情绪状态的标准。CHARLS数据将失眠程度分为四个级别来衡量受访者的失眠情况，数值越大表示受访者的睡眠质量越差（1表示受访者很少或没有时间失眠，2表示有1到2天出现过失眠，3表示一周有一半时间出现过失眠，4表示一周绝大部分天数出现失眠情况）。(2) 利用沮丧程度作为度量个体情绪状态的标准。CHARLS数据将其分为四个等级，数值越大表示受访者自评的沮丧程度越严重（1表示受访者几乎没有感到抑郁，2表示受访者一周有1天或者2天有过沮丧情绪，3表示受访者一周内3天或者4天经历过沮丧，4表示受访者绝大部分时间或一周所有时间（5~7天）都有过沮丧）。(3) 利用做事吃力程度作为度量个体情绪状态的标准。同样共有四个等级，数值越大表示受访者做事费劲吃力情况越严重（1表示受访者很少或者根本没有感到做事

费力，2表示受访者有时候会感到做事费力，3表示有时或者说有一半的时间感到做事费力，4表示大多数的时间有感到做事费力)。CESD抑郁自评量表最小值为0分，最大值为30分，其分数越高，表示个人的主观抑郁程度越严重。表5列(1)~列(4)报告了回归估计结果，不难发现，空气污染AQI的回归系数均显著为正。具体而言，列(1)以失眠程度为因变量进行回归，结果说明空气污染越发严重，人们失眠程度越强。这与王玉泽和罗能生(2020)^[5]的实证结论一致。同时，空气污染还会导致中老年群体的睡眠质量下降，降低睡眠质量和频发失眠现象。列(2)~列(4)替换其他指标作为衡量心理健康的变量，结果表明，空气污染确实对中老年群体的心理健康产生了显著的负向影响，容易导致人们产生消极的情绪，损害他们的心理健康。经济学和心理学文献证明了个体的心理健康状况与其工作强度和工作时间相关(高晶晶等, 2018^[31]; Gibson和Shrader, 2018^[32]; Ozturk和Kose, 2019^[33])^①，沮丧和抑郁等代表个体的负面情绪状态，它不仅会降低中老年群体的专注程度和工作效率，也会导致个体参与劳动的积极性下降，而空气污染对中老年群体的心理健康产生了显著的负向影响，从而影响了个人的工作时间。正如结果所示，空气污染会加剧中老年群体的抑郁倾向，并提高陷入沮丧情绪的概率。

① 高晶晶等(2018)^[31]使用2011年和2013年CHARLS数据发现抑郁倾向对中老年群体的劳动参与和劳动供给产生了显著的负向影响。睡眠质量影响了中老年群体参与劳动的强度和耐力，Gibson和Shrader(2018)^[32]利用美国微观调查数据发现睡眠对个体生产力具有显著影响，平均每周多睡眠1小时，短期内收入增加1.1%，长期收入增加5%。Ozturk和Kose(2019)^[33]则利用土耳其的居民调查数据，更好的睡眠往往与更好的健康状况挂钩，而劳动力供给也会明显增加。

表 5 空气污染对心理健康的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	失眠程度	沮丧程度	做事吃力程度	CESD 分值
<i>AQI</i>	0.005* (0.00)	0.006** (0.00)	0.007*** (0.00)	0.024* (0.01)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	18 578	18 435	18 802	18 997

其次,从生理健康状态角度来看,也以三个不同指标衡量中老年群体的生理健康状态:(1)受访者受访前一个月内到医疗机构治疗的次数,医疗机构包括综合医院、专科医院、社区卫生服务中心和私人诊所等医疗机构。(2)受访者过去一年的住院总支出。(3)受访者过去一个月的看病总支出。受访者在访问时的自评健康取值范围在1到5区间内,数值越大说明身体健康状况越差。参考王玉泽和罗能生(2019)^[5]的研究,并且在他们样本基础上扩展成两年混合截面数据进行研究^①,同时本文控制年份固定效应。表6列(1)~列(4)报告了回归估计结果,结果表明,空气污染对中老年群体的生理健康产生了显著的负向影响,损害了他们的身体健康,增加了人们生病住院的概率。个体的生理健康状况与其工作强度和工作时间都有密切的关系,空气污染显著恶化了中老年群体的生理健康状况,延长虚弱时间,弱化身体素质从而减少工作时间。具体来说,一方面,当居民的生理健康较差时,会陷入所谓的非健康时间(Sick-time),如住院、往返医院等,而居民的时间约束往往给定(24小时),如果居民长时间陷入虚弱时间或者患病住院,其从事劳动的时间约束必将收紧,进而影响其劳动工作时间,尤其是对于中老年群体来

说,身体机能和患病后恢复能力明显下降,其虚弱时间可能更长更持久;另一方面,较差的生理健康状态也会影响中老年群体从事劳动职业的强度和耐力,当其身体状况无法支撑长时间工作时,必然导致失业或减少工作时间,更无力从事兼职工作。正如结果表明,空气污染导致看病次数、住院支出和看病总支出显著增加,延长了中老年群体的虚弱时间,导致其时间约束收紧、身体素质下降,进而影响了劳动供给时间。

此外,本文将样本依据是否因健康原因影响工作分成两个样本,列(5)样本限制于没有出现因健康问题影响工作的样本,而列(6)将样本限制在过去一年出现因健康问题影响工作的样本,因变量是全部工作时间对数。回归结果显示,因健康原因影响工作的群体受到空气污染的负向影响更加显著。这说明了空气污染会损害人们身体健康,从而减少了人们投入工作的时间,该结果与赵红军等(2021)^[34]研究结论一致。

通过上述分析,本文解释空气污染对劳动供给的负面影响是通过中老年群体的心理和生理健康两个渠道来影响其劳动供给时间,验证了研究假说2。

表 6 空气污染对生理健康的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	看病次数	住院支出	门诊支出	自评健康	全部工作时间	全部工作时间
<i>AQI</i>	0.039*** (0.01)	0.030* (0.02)	0.045*** (0.02)	0.044*** (0.01)	-0.004* (0.00)	-0.025*** (0.01)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

① 王玉泽和罗能生(2019)^[5]研究样本为2015年的数据,本文在他们基础上增加了2018年的数据,形成两年的面板数据。

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	看病次数	住院支出	门诊支出	自评健康	全部工作时间	全部工作时间
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	No	No	No	No	Yes	Yes
样本量	19 034	19 043	19 013	19 154	15 660	3 488

(二) 空气污染与健康意识

通过对比现有文献和百度指数,我们发现学术界和社会各界都很重视空气污染与疾病之间的关系。由此,我们还进一步分析理性行为人通过调整时间分配来增加日常锻炼时间、增强对疾病的抵抗能力,从而挤出劳动供给时间的机制渠道。

本文以日常锻炼频率和强度来衡量中老年群体的健康意识,CHARLS数据库通过运动强度来区别剧烈、中度和轻度三种不同强度的运动,以每周锻炼的天数来衡量锻炼频率。表7列(1)汇报了空气污染对轻度运动的影响结果,发现空气污染提高了中老年群体进行轻度运动的时间。结果显示AQI每上升一个单位,人们每周会增加轻度运动时间

0.17天。列(2)展示了空气污染对中度运动的影响结果,发现空气污染提高了中老年群体进行中度运动的时间。结果显示AQI每上升一个单位,人们会增加中度运动时间0.08天,但统计意义上不显著。列(3)汇报了空气污染对剧烈运动的影响,结果说明空气污染对人们剧烈运动时间有显著影响。最后我们将所有运动时间天数加总作为被解释变量,列(4)结果说明空气污染恶化会导致人们有意识增加锻炼身体的时间。

通过以上分析,解释了空气污染对劳动供给的负面影响还会通过加剧中老年人对健康问题的担忧、增强健康意识、增加运动时间来对劳动供给时间产生挤出效应,即验证了研究假说3。

表7 空气污染对运动时间的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	轻度运动	中度运动	剧烈运动	总运动时间
AQI	0.017* (0.01)	0.008 (0.01)	0.009** (0.00)	0.034** (0.01)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	14 470	14 464	14 478	14 481

注:剧烈运动是指会让人呼吸急促的活动,如搬运重物、骑车、奔跑等;中度运动是指让人的呼吸略微急促的活动,如常规速度骑自行车、拖地、打太极拳、疾走等;轻度运动主要是指如散步等运动。

(三) 异质性分析

1. 基于性别差异的研究。

已有研究指出男女在身体、专业化分工等领域存在明显差异,我们检验不同性别是否对空气污染的反应不同。洪大用和肖晨阳(2007)^[35]研究发现,男性比女性更加关注环境问题,另外在家庭分工中,女性承担更多的家庭内劳务,导致其家庭外劳动供给时间更少,而男性更接近公共空间,更多从事生产性劳动,其接受空气污染侵害的时间可能更多,受空气污

染损害几率会更大。杨继东和章逸然(2014)^[36]也研究发现空气污染对男性幸福感的负向影响更大,而对女性幸福感的影响不显著。本文检验了中老年男性群体和女性群体的劳动供给时间对空气污染的反应是否存在差异,我们基于性别差异进行分组回归。表8报告了男性和女性对空气污染的反应,结果表明,空气污染对不同性别的中老年群体均产生显著的负向影响,并未发现性别上的差异。

表 8 异质性分析：男性和女性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	女性		男性	
	全部工作时间	主要工作时间	全部工作时间	主要工作时间
<i>AQI</i>	-0.009*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.006*** (0.00)	-0.004* (0.00)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	8 797	8 797	10 357	10 357

注：表格中总工作时间和主要工作时间都进行了对数化处理。

2. 基于教育程度差异的研究。

不同教育背景的中老年群体对空气污染的反应也有所不同。本文依据受教育程度进行分组，以高中学历为界，将样本划分为两组，未上高中的为低学历组，学历在高中及高中以上的为高学历组。表 9 汇报了回归结果。结果表明，空气污染对低学历组的人群的影响更加显著，其原因可能是低学历组在劳动力市

场占弱势，更有可能从事户外工作和体力活动，并且更倾向于暴露在室外环境中。此外，从健康意识的影响机制分析，高学历人群自身具有较强的健康意识，空气污染在健康意识渠道作用有限，而对于低学历的人健康意识提升作用更强，因此空气污染对个人工作时间的负面影响，仅在低学历组体现。该结果与杨艳和杨子菁（2021）^[37]使用 CLDS 数据得出的结论一致。

表 9 异质性分析：高学历和低学历

	(1)	(2)	(3)	(4)
	低学历组		高学历组	
	全部工作时间	主要工作时间	全部工作时间	主要工作时间
<i>AQI</i>	-0.008*** (0.00)	-0.007*** (0.00)	-0.001 (0.00)	0.001 (0.00)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	16 877	16 877	2 277	2 277

注：(1) 表格中总工作时间和主要工作时间都进行了对数化处理。(2) 将没有上过高中的访户作为低学历组，将读过高中的人群作为高学历组。

3. 基于城乡差异的研究。

本文依据居民居住地将样本分解为城市和农村，表 10 汇报了分组回归的结果。可以看出，空气污染对于农村地区的影响更为显著，而对于城市地区的影响并不明显。其原因可能是：一是农村卫生医疗条件比较落后，而城市医疗资源较为丰裕，随着医疗资源

丰裕度的提升，当地居民能够享受更多、更好的医疗卫生服务，在一定程度上减弱了空气污染的负面影响（王玉泽和罗能生，2020^[5]）；二是农村居民大多从事户外活动，与外部环境接触时间更长，受到空气污染的影响更大。

表 10 异质性分析：城市和农村地区

	(1)	(2)	(3)	(4)
	城市		农村	
	全部工作时间	主要工作时间	全部工作时间	主要工作时间
<i>AQI</i>	-0.005 (0.00)	-0.005 (0.00)	-0.008 *** (0.00)	-0.005 ** (0.00)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	5 055	5 055	13 561	13 561

注：(1) 回归结果中总工作时间和主要工作时间都进行了对数化处理。(2) 依据受访户现居住地，将样本分为城市和农村两个子样本。

4. 基于年龄差异的研究。

由于本文样本中年龄平均值为 58 岁，接近退休的年龄，对于年龄较大群体，特别是 55 岁以上群体还在工作的居民可能存在样本选择偏误的，即高龄依然坚持工作的居民可能由于经济条件原因而继续工作，可能更多的是从事户外或者体力劳动。为此，本

文将样本以 55 岁为界划分成高年龄组和低年龄组，再次重复上述回归操作。表 11 回归结果说明空气污染对两个年龄组都具有显著的负向影响，甚至对于主要工作时间，空气污染对低年龄组的影响更为显著。该结果也排除了样本选择偏误带来的干扰。^①

表 11 异质性分析：55 岁以上和 55 岁以下

	(1)	(2)	(3)	(4)
	高年龄		低年龄	
	全部工作时间	主要工作时间	全部工作时间	主要工作时间
<i>AQI</i>	-0.007 ** (0.00)	-0.004 (0.00)	-0.006 *** (0.00)	-0.006 ** (0.00)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	10 573	10 573	8 581	8 581

注：(1) 表格中总工作时间和主要工作时间都进行了对数化处理；(2) 本文将 55 岁以上人群作为高年龄组，而 55 岁及以下作为低年龄组。

六、结论及政策启示

近年来，随着婴儿潮一代逐步进入老年阶段，中国人口老龄化形势日趋严峻。对比第六次与第七次人口普查数据，生育率持续下降，老年人口占比快速上升，适龄劳动人口比重下降，社会劳动供给不足已经成为当前乃至未来几十年亟待解决的重大问题。然而，我们也应该看到老年人力资源市场存在的潜力，

充分挖掘低龄老年人口的劳动供给潜力，这既可以缓解劳动力供给不足的问题，也可以满足部分老年人退休后继续为社会做贡献的心理。要提升中老年劳动力的供给水平，就必须重视影响中老年劳动供给质量的客观因素，尤其是空气质量。

通过生命周期模型的构建和实证检验，我们发现，空气污染明显降低中老年群体的劳动供给时间。通过机制分析发现，空气污染会影响中老年群体在非

① 此处感谢匿名审稿人提出的宝贵建议。

健康时间、闲暇和工作之间的时间配置：一方面，空气污染会恶化中老年群体健康水平，延长非健康时间，收紧健康时间约束；另一方面，空气污染还会引发居民对健康问题的担忧，加剧空气污染对劳动供给的挤出效应。通过异质性分析，我们发现：一方面，空气污染对不同性别和高、低年龄组的中老年群体劳动供给时间均产生显著的负向影响；另一方面，空气污染对农村地区和低学历的中老年群体劳动供给时间负向影响更为显著。为了充分挖掘低龄老年劳动供给潜力，保护中老年群体劳动供给，本文的政策建议如下：

第一，在人口老龄化趋势日趋严峻之时，政府在充分挖掘低龄老年人口劳动供给潜力的同时，应重视空气污染对其劳动供给的负面影响，尤其是对其产生的心理健康危害。政府要重视环境治理在地方发展中的重要性，提高空气质量在地方政绩考核体系中的比重，持续降低空气污染水平，从而提高中老年群体的劳动参与率。

第二，政府应提高社会保障和公共医疗的覆盖范围和供给质量，努力减少中老年群体的非健康时间，增加健康时间。政府应制定更加全面的公共卫生政策，对老年人与健康状况较差的人群给予针对性保护政策，减少中老年群体对健康问题的过度担忧和超额支出，满足其健康需求，缓解空气污染等因素带来的健康损害。

第三，政府应保证中老年群体公共基础卫生服务的可及性和有效性，增强闲暇对健康资本的提升作用。政府应向中老年群体提供初级保健、预防保健、健康管理等公共卫生服务和体育设施等公共基础设施，不仅帮助中老年群体及时应对身体健康问题，也鼓励中老年群体增加日常锻炼时间，提高身体素质。

第四，政府要重视社会不平等对空气污染负向影响的放大作用，加强对农村地区和低学历中老年群体的保护，使公共卫生等医疗资源向社会弱势群体倾斜，防止由于收入不平等带来更大的健康不平等。

附录

附表 A

最小二乘回归估计结果

	(1) 全部工作时间对数	(2) 主要工作时间对数
<i>AQI</i>	-0.001* (0.00)	-0.001 (0.00)
控制变量	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
样本量	19 154	19 154
R^2	0.115	0.101

注：表格中总工作时间和主要工作时间都进行了对数化处理。

参考文献

- [1] 汪伟, 刘玉飞, 徐炎. 劳动人口年龄结构与中国劳动生产率的动态演化 [J]. 学术月刊, 2019 (8): 48-64.
- [2] 王弟海, 崔小勇, 龚六堂. 健康在经济增长和经济发展中的作用——基于文献研究的视角 [J]. 经济学动态, 2015 (8): 107-127.
- [3] Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health [J]. Journal of Political Economy, 1972, 80 (2): 223-255.
- [4] Cropper M L. Measuring the Benefits from Reduced Morbidity [J]. The American Economic Review, 1981, 71 (2): 235-240.
- [5] 王玉泽, 罗能生. 空气污染、健康折旧与医疗成本——基于生理、心理及社会适应能力三重视角的研究 [J]. 经济研究, 2020 (12): 80-97.
- [6] 祁毓, 卢洪友. 污染、健康与不平等——跨越“环境健康贫困”陷阱 [J]. 管理世界, 2015 (9): 32-51.
- [7] Duflo E, Greenstone M, Hanna R. Indoor Air Pollution, Health and Economic Well-being [J]. Surveys And Perspectives Integrating Environment & Society, 2008, 1 (1): 1-9.

- [8] Huang W, Cao J, Tao Y, et al. Seasonal Variation of Chemical Species Associated with Short-term Mortality Effects of PM_{2.5} in Xi'an, a Central City in China [J]. *American Journal of Epidemiology*, 2012, 175 (6): 556-566.
- [9] 陈硕, 陈婷. 空气质量与公共健康: 以火电厂二氧化硫排放为例 [J]. *经济研究*, 2014 (8): 158-169, 183.
- [10] Arceo E, Hanna R, Oliva P. Does the Effect of Pollution on Infant Mortality Differ between Developing and Developed Countries? Evidence from Mexico City [J]. *The Economic Journal*, 2016, 126 (591): 257-280.
- [11] Pope C A, Hansen J C, Kuprov R, Sanders M D, Anderson M N, Eatough D J. Vascular Function and Short-term Exposure to Fine Particulate Air Pollution [J]. *Journal of the Air & Waste Management Association*, 2011, 61 (8): 858-863.
- [12] 关楠, 黄新飞, 李腾. 空气质量与医疗费用支出——基于中国中老年人的微观证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2021 (3): 775-796.
- [13] 陈帅, 张丹丹. 空气污染与劳动生产率——基于监狱工厂数据的实证分析 [J]. *经济学 (季刊)*, 2020 (4): 1315-1334.
- [14] 朱志胜. 劳动供给对城市空气污染敏感吗? ——基于2012年全国流动人口动态监测数据的实证检验 [J]. *经济与管理研究*, 2015 (11): 47-57.
- [15] 蔡芸, 周梅, Chow J. 空气污染对劳动力供给的影响研究——基于健康人力资本视角 [J]. *社会保障研究*, 2018 (6): 59-68.
- [16] 黎文靖, 郑曼妮. 空气污染的治理机制及其作用效果——来自地级市的经验数据 [J]. *中国工业经济*, 2016 (4): 93-109.
- [17] 郭永济, 张宜浩. 空气质量会影响股票市场吗? [J]. *金融研究*, 2016 (2): 71-85.
- [18] 罗勇根, 杨金玉, 陈世强. 空气污染、人力资本流动与创新活力——基于个体专利发明的经验证据 [J]. *中国工业经济*, 2019 (10): 99-117.
- [19] 左翔, 李明. 环境污染与居民政治态度 [J]. *经济学 (季刊)*, 2016 (4): 1409-1438.
- [20] Pautrel X. Pollution, Private Investment in Healthcare, and Environmental Policy [J]. *The Scandinavian Journal of Economics*, 2012, 114 (2): 334-357.
- [21] Pope C A, Burnett R T, Thun M J, Calle E E, Krewski D, Ito K, Thurston G D. Lung Cancer, Cardiopulmonary Mortality, and Long-term Exposure to Fine Particulate Air Pollution [J]. *JAMA*, 2002, 287 (9): 1132-1141.
- [22] Xu M, Wang Y, Tu Y. Uncovering the Invisible Effect of Air Pollution on Stock Returns: A Moderation and Mediation Analysis [J]. *Finance Research Letters*, 2021, 39.
- [23] 姜磊, 周海峰, 柏玲, 王祖静. 中国城市空气质量指数 (AQI) 的动态变化特征 [J]. *经济地理*, 2018 (9): 87-95.
- [24] 袁晓玲, 李朝鹏, 方恺. 中国城镇化进程中的空气污染研究回顾与展望 [J]. *经济学动态*, 2019 (5): 88-103.
- [25] 邹红, 彭争呈, 栾炳江. 隔代照料与女性劳动供给——兼析照料视角下全面二胎与延迟退休悖论 [J]. *经济学动态*, 2018 (7): 37-52.
- [26] 卢洪友, 余锦亮, 杜亦譔. 老年父母照料家庭与成年子女劳动供给——基于CFPS微观数据的分析 [J]. *财经研究*, 2017 (12): 4-16.
- [27] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展 [J]. *经济研究*, 2018 (2): 20-34.
- [28] 息晨, 尹雪晶, 刘晓鸥, 等. 雾霾下的美食经济——空气污染与居民外出就餐行为 [J]. *世界经济文汇*, 2020 (6): 16-36.
- [29] 冯阔, 林发勤, 陈珊珊. 我国城市雾霾污染、工业企业偷排与政府污染治理 [J]. *经济科学*, 2019 (5): 56-68.
- [30] 石庆玲, 郭峰, 陈诗一. 雾霾治理中的“政治性蓝天”——来自中国地方“两会”的证据 [J]. *中国工业经济*, 2016 (5): 40-56.
- [31] 高晶晶, 朱逸杉, 王霞. 抑郁倾向对中国中老年群体劳动参与的影响——基于CHARLS面板数据的实证分析 [J]. *劳动经济研究*, 2018 (1): 63-80.
- [32] Gibson M, Shrader J. Time Use and Labor Productivity: The Returns to Sleep [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2018, 100 (5): 783-798.
- [33] Ozturk Y, Kose T. Health, Time Allocation and Work: Empirical Evidence from Turkey [J]. *Applied Economics*, 2019, 51 (51): 5609-5622.
- [34] 赵红军, 刘晓敏, 陶欣洁. 空气污染对劳动供给时间的时空影响——基于全国劳动力动态调查数据的经验证据 [J]. *经济学动态*, 2021 (11): 76-90.
- [35] 洪大用, 肖晨阳. 环境关心的性别差异分析 [J]. *社会学研究*, 2007 (2): 111-135, 244.
- [36] 杨继东, 章逸然. 空气污染的定价: 基于幸福感数据的分析 [J]. *世界经济*, 2014 (12): 162-188.
- [37] 杨艳, 杨子菁. 空气污染对劳动供给与人力资本效能发挥的影响及路径 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2021 (11): 68-77.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

CEO 认知偏差、出口信用保险与企业出口决策

CEO Cognitive Bias, Export Credit Insurance and Export Decisions

张璐 李雪

ZHANG Lu LI Xue

[摘要] 有限理性经理人对出口风险的认知会影响企业的保险决策及出口决策。本文以理论推导为基础,利用2002—2016年上市公司的非平衡面板数据,通过双向固定效应模型以及中介效应检验,探究认知偏差、出口信保与企业出口决策的微观影响机制。结果表明,企业CEO对出口风险的认知偏差显著影响其整体出口水平、出口广度和出口深度,而出口信用保险在该作用路径中具有重要的遮掩效应。但这种遮掩效应可能会因公司资金来源、治理特征以及国际市场的不稳定而有所差异。基于以上结论,就如何充分发挥出口信用保险职能,合理控制出口风险敞口提出了有关建议。

[关键词] 认知偏差 出口信用保险 出口决策 遮掩效应

[中图分类号] F752.6 F840.6 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 07-0084-16

Abstract: The cognitive bias of irrational manager on export risks affects the export decisions and insurance demand. Based on model analysis, we used 2002 - 2016 unbalanced panel data of listed companies to explore the relationship of cognitive bias, export credit insurance (ECI) and export decisions. The results showed that the CEO's cognitive bias significantly increased the sum exports, the extensive and intensive margin. Moreover, the mediation variable ECI plays an important suppressing effect in this mechanism. But the effect has heterogeneous depending on the source of funding, corporate governance characteristics, and the instability of international markets. Respecting the above arguments, we put forward some suggestions.

Key words: Cognitive bias Export credit insurance Export decisions Suppressing effect

[收稿日期] 2022-10-06

[作者简介] 张璐,女,1991年11月生,对外经济贸易大学保险学院博士研究生,西北民族大学经济学院讲师,研究方向为行为保险学;李雪,女,1991年11月生,中国出口信用保险公司职员,研究方向为出口信用保险。本文通讯作者为张璐,联系方式为 zhanglu_zluu@163.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

出口贸易对经济发展具有重要意义。在全球经济下行风险增加、疫情和地缘冲突超预期扰动、主要经济体需求前景不确定等多重因素的影响下,我国出口贸易仍面临着严峻挑战。除了宏观调控部署、实施多项稳外贸举措外,从企业角度出发,聚焦微观主体的出口决策过程也至关重要。企业的出口决策既包括是否出口,出口价格、出口数量的考虑,还涉及向谁出口、出口品类、融资渠道等问题。而这一系列出口决策中充斥着大量的商业不确定性以及政治不稳定性,由此构成了出口过程中主要的风险敞口。管理出口风险敞口的一种有效选择是出口信用保险。出口信用保险是一剂针对买方违约的“疫苗”,它不仅能起到直接缓解不付款风险带来的损失,还能间接提高贷款人的经营能力、借款人的流动性以及整个贸易体系的信心。

无论是出口还是保险决策,都与出口风险的大小有关。以往关于出口风险的研究都以客观风险为主,一方面假设企业能够准确认知客观风险概率,另一方面认为企业是基于客观风险做出利润最大化的出口及保险决策。但事实上,当处于复杂的不确定性环境中,人们往往偏离完全理性人假设,通过直觉思维过程调用启发式或经验法则(Kahneman和Frederick, 2002^[1]; Slovic等, 2007^[2])来简化决策过程(Simon, 1957^[3]),从而导致主观认知与客观事实不符,形成认知偏差。

正确认知出口风险、缩小认知偏差是指导出口决策的重要前提。我国2021年发布的《“十四五”对外贸易高质量发展规划》中提出“要增强企业的风险意识,准确识变、科学应变”。但现实中,由于认知能力、信息成本、贸易关系维护、品牌效应等因素,企业对买方的基本情况、交易所涉的行业风险、进口国的商业环境认知不足,容易过度低估信用风险,产生认知偏差,最终可能导致“财货两空”的后果。2018年,墨西哥买方B公司向河北唐山一家出口陶瓷制品的贸易企业A公司提出了采购80万美元货物的发盘。A公司考虑到买方B公司同自己合作多年且付款情况良好,认为相应的交易较为安全,于

是同B公司签署了贸易合同,并在仅有B公司20万美元信用限额的情况下于2018年7月至10月间陆续出运9票瓷质餐具,总额达75.6万美元,支付方式为OA90天。但是当贸易合同约定的应付款日到期后,B公司拖欠货款,而此时A公司通过各种手段均已无法同B公司取得任何联系,全部应收账款受损^①。

诸如此类的真实案例不胜枚举,多数外贸企业决策心理始于出口获利,囿于信用风险,损于认知偏差。但是在复杂严峻的外贸环境中,出口信用保险能够依靠遍及全球的资信、追偿渠道以及驻外机构,再结合理赔大数据,帮助企业有效控制风险,及时补偿损失。例如,某出口企业最早于2004年投保出口信用保险,出口额从最初的7000万美元增长至2019年的6亿美元。2020年伊始,新冠疫情全球暴发之后,国外买方纷纷取消订单,拒收货物甚至破产拖欠,企业出口额迅速下降,风险急剧增加。为了应对疫情影响,该公司及时启动出口信用保险机制,获得赔款近250万美元。截至2020年年底,该企业共向日本、美国、荷兰等20多个国家和地区出口防疫物资7亿美元,为全球抗疫做出了积极贡献,同时也充分体现了出口信用保险的“逆周期”调节作用^②。

结合现实考虑,既然企业的风险认知、出口决策与信用保险息息相关,那么站在微观主体的角度,明确企业对外贸风险的认知偏差是否与出口信保需求相关,是否影响出口决策,以及出口信保在认知偏差对出口决策的作用机制中发挥何种效应成为颇具研究价值的现实问题。本文基于行为经济学视角,初步构建认知偏差、出口信保与出口决策的理论模型,通过实证分析、验证并解释三者之间的作用机制,为研判企业决策心理、发挥出口信保政策性职能,引导外贸在合理区间运行提供经验支撑。

二、文献综述

(一) 认知偏差与出口信用保险决策

从现有文献来看,有关出口信用保险的认知偏差可以按照认知对象的不同划分为以下两类:第一类是对出口风险本身的认知偏差,即低估/高估客观风险概率。此类认知偏差主要源于信息不完全或信息不对

① 案例源自中国出口信用保险公司官网。

② 案例源自中国出口信用保险公司2020年度报告。

称。出口企业作为国际贸易的重要参与者,受制于错综复杂的国际市场,难以掌握海外买方的资信数据,因此在信息占有、风险感知、决策机制等方面存在一定的认知偏差(卓志和毛勤晶,2018^[4])。反之,若经济政策的不确定性增加,企业的主观风险认知和实际客观风险都会增加,于是对出口信用保险的需求增大(胡赛和蒋韶华,2021^[5])。第二类认知偏差是企业对出口信用保险的认知缺乏。我国企业对出口信保的认知比较浅薄,保险意愿不高(赵慧萍和王国军,2006^[6])。以某一省份的中小企业为对象的研究发现,企业对出口信用保险的参保条件不了解,投保意识不强,利用率偏低(陈利馥等,2017^[7])。在国际市场上存在同样的问题(Ross,2001^[8])。以澳大利亚为例,Zammit等(2009)^[9]指出,对出口信用保险缺乏认知是非参保企业不使用保险的主要原因。

(二) 出口信用保险对出口决策的影响

国内外关于出口信用保险影响出口决策的研究日趋成熟,涉及的研究方法从理论模型(Funatsu,1986^[10];Ford等,1996^[11];Dewit,2001^[12];Rienstra-Munnicha和Turvey,2002^[13])到实证分析(Auboin和Engemann,2014^[14];Anderson和Wincoop,2003^[15]),研究角度从宏观功能(Egger和Url,2006^[16])到微观作用(Badinger和Url,2013^[17];胡赛和蒋韶华,2021^[5]),研究逻辑从相关关系(魏巧琴,2017^[18])到因果效应(Veer和Koen,2019^[19]),最终得出了出口信用保险对出口贸易具有促进作用的一致结论(李晓洁和魏巧琴,2010^[20];王国军等,2014^[21];章添香和关晶,2017^[22])。

(三) 认知偏差与企业的出口决策

以往文献对企业出口的微观基础和发生机制的探讨主要集中在三个方面:一是基于企业基本面,如企业生产率(刘儒和刘江,2020^[23];Melitz和Ottaviano,2008^[24])、产品创新(吴飞飞和邱斌,2015^[25])、融资约束(孙志贤等,2016^[26];Chaney,2016^[27])等;二是基于外部不确定性,如经济风险(汪建新等,2019^[28];Tunc和Solakoglu,2016^[29])、政治风险(綦建红等,2020^[30];王稳等,2020^[31])等;三是基于企业高管特征,例如CEO是否海归(许家云,2018^[32])、是否拥有贫困经历(李宏等,2019^[33])等。

然而,大量研究都忽视了不确定性环境下因高管的认知偏差对企业出口决策的影响。事实上,企业对出口风险的认知与其出口决策之间的关系是显而易见的,

即当企业判断进口商的违约风险水平上升,就会调低预期出口额(茹玉聪和文娟,2021^[34])。出口决策是企业众多的生产和金融决策之一,尽管直接分析认知偏差对企业出口决策影响的文献较少,但关于认知偏差扭曲企业其他经营决策的研究已经十分丰富。例如,对自我认知能力盲目的经理人所在的企业更有可能过度投资(Velez和Nieto,1986^[35];Barber和Odean,2002^[36]),或者进行价值破坏的并购(Malmendier和Tate,2005^[37]);但若企业家的主观风险预期上升就会显著抑制投资规模,同时也会恶化企业投资结构(陈东等,2021^[38])。管理层因过去经历或回忆形成的预期偏差而错判风险概率,可能减少企业利润,降低企业价值(Shefrin,2007^[39])。

通过文献梳理我们发现,现有研究并未将认知偏差、出口信用保险和企业的出口决策纳入统一的分析框架。有鉴于此,我们关注的问题是认知偏差是否抑制企业多维度的出口决策?如果是,出口信用保险在其中扮演怎样的角色?综上,本文希望在已有研究的基础上,做出如下边际贡献:第一,由于数据可得性问题,以往文献难以验证认知偏差、出口信用保险对企业出口决策的微观影响,本文首次对中国海关数据库、中国上市公司数据库、中国出口信用保险公司数据库进行合并整理,从实证层面考察三者之间的微观效应。第二,在出口决策的影响方面,跳出以往保险文献只针对宏观出口量或企业出口总额的研究范畴,本文不仅考虑了总量决策,同时还关注企业出口的二元边际,通过长时间高度细化的海关数据测度上市公司的集约边际和扩展边际,试图在出口全貌、出口广度、出口深度等决策中探索新的贸易行为动因。第三,本文的研究视角从完全理性高管转入有限理性经理人,基于不确定的决策环境,从CEO的认知偏差角度出发,为企业的保险决策及出口决策提供新的理论依据和经验证据。

三、理论模型与假设提出

出口信用风险是因政治或商业风险导致的商务合同项下成本投入的损失。经理人对出口风险的准确认知直接影响到企业的出口决策以及信用保险决策。本文在Melitz(2003)^[40]、Funatsu(1986)^[10]、茹玉聪和文娟(2021)^[34]提出的模型基础上,加入主观认知风险因素,在垄断竞争市场中建立有关认知偏差、出口信保和出口决策的模型,以探究三者之间的关系。

(一) 基本模型设定

根据 Melitz (2003)^[40] 的假设, 国外代表性消费者的效用函数满足常替代弹性 (CES) 偏好, $U = \left[\int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^\rho d\omega \right]^{1/\rho}$, 其中 ω 表示任一连续产品, Ω 表示所有产品集合, 这些产品之间是可相互替代的, 需求替代弹性 $\sigma = 1/(1-\rho) > 1$ 。如果把消费的商品集视作与总体价格 (P) 相关的产品集, 即 $Q \equiv U$, 总体价格指数 $P = \left[\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 。通过效用最大化可得代表性出口企业面临的外国消费者的需求函数 $q(\omega) = \frac{Q}{P^{-\sigma}} p(\omega)^{-\sigma}$; 沿用茹玉骢和文娟 (2021)^[34] 的表达式, 我们令 $A = Q/P^{-\sigma}$ 表示进口市场规模, 其与国外消费者的收入水平、消费价格指数有关。由此可得企业的出口总额 $R = pq$, 代入 q 的表达式后得到:

$$R = A \frac{1}{\sigma} q^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (1)$$

首先, 保险市场是严重的信息不完全市场。由于技术限制或历史资料不可得等原因, 保险公司对任何风险池的预期损失都无法准确估计, 而且通常情况下, 消费者对自身风险的发生概率也无法精准掌握。其次, 保险市场是严重的信息不对称市场。一方面, 潜在投保人很少被告知他们的客观损失概率, 更无法准确判断保险人违约的可能性; 另一方面, 保险人也难以充分探悉单一投保人的风险分布。因此, 保险决策过程中或多或少都存在着不确定性或模糊性 (Alary 等, 2013^[41])。我们假设保险公司按照历史统计数据计算得到的、用以制定保费的依据是客观风险概率, 用 β 表示; 假设企业 CEO 对自身面临的出口信用风险形成自我判断与认知, 即主观风险概率为 β' ; 进一步假设 $\beta' = \beta - d$, 其中 d 表示认知偏差。与茹玉骢和文娟等 (2021)^[34] 不同, 我们认为在保险渗透率较低的出口信保市场, 其主观风险概率普遍小于客观风险概率。郭振华 (2020)^[42] 也提出了多数人低估小概率风险, 少数人高估小概率风险的风险判断偏差规律, 而且客观概率越低, 低估风险者占比就越大。因此, 本文主要考虑 $0 \leq d \leq \beta$ 的情形, 即认为企业决策者对出口商业或政治风险的认知偏差主要指向低估客观风险的方向。

1. 未投保企业的期望利润函数。

当出口企业不投保出口信用保险时, 风险事故发

生会致其无法收回货款 R , 风险不发生时顺利获得销售额 R 。站在企业决策的角度, 两种随机事件发生的概率分别是 β' 和 $(1-\beta')$, 因此企业的预期利润水平如下:

$$E\pi^N = (1-\beta')R - cq - b \quad (2)$$

其中: 企业生产的固定成本为 b ; 可变成本为 cq , 假设边际成本 c 为常数, 保持不变。在多国模型中, 出口的运输成本会发生变化, 我们参考茹玉骢和文娟等 (2021)^[34] 的处理, 把所有进口国的平均运输成本费用视作 c 的一部分。

2. 投保企业的期望利润函数。

当出口企业参加出口信用保险时, 与未投保企业分析类似, 企业高管仍然以主观概率衡量风险发生的可能性 (β'), 但是保险公司将站在客观的角度计算应缴保费, 费率制定与单个企业的主观认知无关, 即精算公平原则下保险公司的费率设为 β 。对于投保企业而言, 风险事故不发生时, 企业不仅要支付生产成本, 还要缴纳保费 βR ; 若事故发生, 企业可以获得保险公司承诺的赔付比例为 λ 的保险金。此外, 假设风险一旦发生, 企业遭至全损且无力追偿。因此, 投保企业的期望利润函数如下:

$$E\pi^Y = (1-\beta' + \beta'\lambda - \beta)R - cq - b \quad (3)$$

(二) 认知偏差与最优出口决策

1. 认知偏差与最优出口总额。

出口企业在进行出口决策时, 要根据微观产能、供需状况, 综合考量目的国地缘政治风险、交易对象信用风险等方面, 然后基于期望利润最大化原则做出最优出口决策。对于没有出口信用保险影响下的企业而言, 由式 (2) 可得:

企业的最优产量:

$$q = A \left[\frac{(\sigma-1)(1-\beta')}{c\sigma} \right]^\sigma \quad (4)$$

企业的最优定价:

$$P = \frac{c\sigma}{(\sigma-1)(1-\beta')} \quad (5)$$

企业的预期出口额:

$$ER = A \left[\frac{(\sigma-1)(1-\beta')}{c\sigma} \right]^{\sigma-1} \quad (6)$$

由式 (4)、式 (5) 可知, 企业的主观风险概率

越大，最优出口数量越小，最优定价越高，这与现实情况相符：随着 CEO 感知到的出口风险扩大，出口决策趋向保守谨慎，并减小出口量，提高风险溢价。把 $\beta' = \beta - d$ 代入式 (6)，求导可得：

$$\frac{\partial R}{\partial d} = A \frac{(\sigma - 1)^\sigma}{(c\sigma)^{\sigma-1}} (1 - \beta + d)^{\sigma-2} \quad (7)$$

由式 (7) 可知，企业的预期出口额随认知偏差 d 的扩大而增加，从而得到本文的第一个假设。

假设 1：在其他条件不变的情况下，CEO 对风险的主观认知概率越低，偏离客观风险概率越大，出口额越大。

2. 认知偏差与出口的二元边际。

为了进一步探究认知偏差与贸易广度（扩展边际）和贸易强度（集约边际）的影响，我们对出口的二元边际进行分析。截至目前，国外对于出口的二元边际并未得到统一定义。而国内学者对二元边际的界定主要从国家、企业、产品三个角度出发。本文的研究对象以企业-产品为主，因此，认为“集约边际”是指出口企业的出口种类在数量上的扩张，“扩展边际”是指企业出口产品种类的增加。根据 Bernard 等 (2010)^[43]、程玉坤和周康 (2014)^[44] 的方法，每一多产品出口企业的出口额 R 可以分解为四部分：出口目的国数量 C ，出口产品种类 P ，出口覆盖率 D 以及产品-目的地的平均出口额 \bar{X} 。于是出口额 R 可以表示为：

$$R = C \times P \times D \times \bar{X} \quad (8)$$

其中： $D = \frac{M}{C \times P}$ ， M 是企业实际出口的产品-目的地组合数量。 C 、 P 、 D 可以衡量企业的出口广度，则 M 可被视为是度量企业扩展边际的指标， \bar{X} 衡量企业的出口深度，可被当作企业集约边际的指标，从而可以得到 $R = M \times \bar{X}$ 。结合式 (8) 与式 (6)，企业出口二元边际与认知偏差之间的关系尚不明确，需要通过实证分析来进一步探讨。

(三) 认知偏差与出口信用保险决策

出口信用保险通过保护出口商免受违约风险造成的潜在损失来创造出口促进价值，但前提是愿意投保。决定企业是否购买出口信用保险的条件是参保情形下的期望利润至少比不参保情形高，即 $E\pi^Y \geq E\pi^N$ ，由此可得企业参保的临界条件：

$$\beta' \lambda - \beta \geq 0 \quad (9)$$

由于 $0 < \lambda \leq 1$ ，对式 (9) 移项可得 $\beta' \geq \frac{\beta}{\lambda} \geq \beta$ ，这意味着当企业低估出口风险时，几乎不可能参加出口信用保险。由此得到本文的第二个假设。

假设 2：CEO 对出口风险低估的认知偏差越大，购买出口信用保险的可能性越小。

(四) 出口信用保险的作用

如果企业参加出口信用保险，那么预期出口额为：

$$ER^Y = A \left[\frac{(\sigma - 1)(1 - \beta' + \beta' \lambda - \beta)}{c\sigma} \right]^{\sigma-1} \quad (10)$$

对比式 (6) 与式 (10)，可以发现企业参与与未参保情形下的出口额差异。若 $\beta' \lambda - \beta > 0$ ，则参保企业的预期出口额大于未参保企业，意味着出口信用保险不仅可以弥补企业直接损失，还起到了出口促进效应。有趣的是，这一条件也是认知偏差决定企业是否参保的临界条件（公式 (9)）。结合以上两点，说明出口信用保险在二者关系中可能存在中介作用。由此，我们得到本文的第三个假设。

假设 3：出口信用保险在认知偏差影响企业出口决策中起到中介作用。

四、变量描述与实证分析

(一) 数据来源与变量描述

1. 数据来源。

本文采用中国海关数据、CSMAR 上市公司数据库以及中国出口信用保险公司提供的企业投保信息的合并数据库。由于中国信保于 2001 年年底成立，又因中国海关数据库的更新截至 2016 年年底，受到以上两端的限制，样本区间选取 2002—2016 年。此外，我们选取了 2016 年之前上市的沪深 A 股企业，保证样本期内至少有一年的观测值；并且剔除了在国民经济行业分类基础上的金融类上市企业；为了降低极端值或异常值的干扰，对连续变量在 1%、99% 分位数上进行了缩尾处理。最终构成了包含 690 家公司的非平衡面板数据。

2. 变量描述。

(1) 被解释变量。

出口总额 (EXP)。本文把 2012 年以前中国海关数据库的月度数据加总为年度数据，然后与之后年份

的年度数据进行合并，提取样本企业的出口额作为因变量，用以衡量企业每年的整体出口情况。

扩展边际 (*EM*)。参考 Bernard 等 (2010)^[43] 的方法，我们把出口额分解为扩展边际和集约边际两部分。扩展边际定义为出口企业产品种类的增加，用海关数据库中每一样本企业、每年实际发生的产品-目的地的组合数量进行衡量，产品按 HS-8 位编码分类^① (Mayer 等, 2014^[45]; Iacovone 和 Javorcik, 2010^[46])，目的地按不同国家或地区计算。该因变量代表了企业的出口广度。

集约边际 (*IM*)。集约边际指企业的出口种类在数量上的扩张，用产品-目的地的平均出口额衡量，计算公式为 $IM = EXP/EM$ 。该因变量代表了企业的出口深度。

(2) 核心解释变量。

认知偏差 (*CB*)。企业对于出口风险的认知偏差主要来源于内部高管。怡安翰威特^② 2019 年做过一项全球风险管理调查 (Global Risk Management Survey)，这项研究收集了来自 33 个行业、涵盖全球 60 多个国家的 2 672 名风险决策者的回应。根据调查报告，全球 65% 的公司是由 CEO 独立做出关键的风险管理决策，在所有职位或部门中位列第一。这意味着 CEO 对企业风险的主观判断起着决定性作用。另一方面，有大量研究证明，决策者的认知能力会受教育程度或知识储备的影响 (Wiersema 和 Bantel, 1992^[47]; Datta 等, 2003^[48]; 周建和李小青, 2012^[49]; 舒波和杜晓君, 2020^[50])，且学校教育对认知偏差具有纠正作用 (李焯等, 2022^[51])。正规又系统的学习背景能够影响个人的认知能力、判断力和决策力 (陈洪, 2012^[52])。学历越高，对既有事物的接受度和理解力更强 (例如对保险本质的认知更深刻)；学历越高，

获取信息的渠道和方式增多，信息不对称与信息不完全程度下降，因而在不确定性环境中能做出更准确的判断和预测。综上，本文选择 CEO 的学历作为衡量认知偏差的变量，认为 CEO 学历程度越高，其对风险与保险的认知偏差越小，因此将 CEO 学历为中专及以下、大专、本科、研究生、博士及以上五个层次分别赋值为 5、4、3、2、1，如此可使 CEO 学历变化与认知偏差的变化方向一致，便于分析。该变量主要来源于 CSMAR 上市公司治理结构数据库，然后通过查询公司官网、企查查等网络平台对部分学历的缺失值进行手工补充，以尽力扩大样本容量。

(3) 中介变量。

出口信用保险 (*ECI*)。按照样本企业当年是否投保短期出口信用综合险设置虚拟变量，1 表示投保，0 表示未投保。短期出口信用综合险主要补偿出口企业按合同约定或信用证约定出口货物后，因政治风险或商业风险发生而导致的直接损失，承保业务的信用期限一般为一年以内^③。该变量的数据来源于中国出口信用保险公司。

(4) 控制变量。

参考相关文献，本文选取的控制变量主要有三类：一是企业的全要素生产率 (*TFP*)，按照 LP 方法计算 (Levinsohn 和 Petrin, 2010^[53]; 鲁晓东和连玉君, 2012^[54])；二是企业规模，用每年年末的员工人数 (*POP*)、固定资产净额 (*NFA*) 两个指标衡量；三是企业的融资约束，用资产负债率 (*LEV*)、应收账款周转率 (*TTM*)、流动资产周转率 (*CAT*) 代表。所有控制变量的数据来源于 CSMAR 数据库中上市公司的合并财务报表，具体的变量定义见表 1，各变量的描述性统计见表 2。

表 1 各变量定义

变量名称		变量定义
被解释变量	出口总额取对数 ($\ln EXP$)	年末企业的出口总额的对数
	扩展边际取对数 ($\ln EM$)	按 HS-8 位编码的产品-目的地的实际组合数量的对数
	集约边际取对数 ($\ln IM$)	按产品-目的地计算的平均出口额取对数

① HS-8 为 8 位国际 HS 编码，该编码将产品分为 22 个大类，大类下分 98 章，章下再分为品目和子目。
 ② 怡安翰威特是世界上领先的集风险管理咨询、保险经纪和再保险经纪、人力资源咨询于一体的综合性集团公司。怡安 2019 年全球风险管理调查是一份基于网络开展的两年一度的研究报告，于 2018 年第四季度以八种语言同时进行。在接受调查的组织中，约 66% 为私人所有，21% 为公共组织，其余主要是政府或非营利实体。
 ③ 资料来源：中国出口信用保险公司，<https://www.sinosure.com.cn/ywjs/myxcp/dqckxybx/dqckxybj/index.shtml>。

续前表

变量名称		变量定义	
核心解释变量	认知偏差 (CB)	按 CEO 学历为中专及以下、大专、本科、研究生、博士及以上五个层次分别赋值为 5、4、3、2、1	
中介变量	出口信用保险 (ECI)	当年企业是否投保短期出口信用综合险, 若投保取值为 1, 否则取值为 0	
控制变量	全要素生产率取对数 (lnTFP)	按 Levinsohn-Petrin 方法计算然后取对数	
	企业规模	员工人数取对数 (lnPOP)	年报中披露的上市公司在册 (在职) 员工人数的对数
		固定资产净额取对数 (lnNFA)	固定资产原价除去累计折旧和固定资产减值准备之后的净额然后取对数
	融资约束	资产负债率 (LEV)	总负债与总资产的比值
		应收账款周转率 (TTM)	营业收入与应收账款净额平均余额的比值
流动资产周转率 (CAT)		营业收入与流动资产期末余额的比值	

表 2 变量描述性统计

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
出口总额 (lnEXP)	15.773 7	2.634 3	7.110 7	20.296 0
扩展边际 (lnEM)	3.237 9	1.656 9	0.000 0	7.273 1
集约边际 (lnIM)	12.535 1	1.816 1	6.418 4	16.494 1
认知偏差 (CB)	2.714 1	0.877 9	1.000 0	5.000 0
出口信用保险 (ECI)	0.243 1	0.429 0	0.000 0	1.000 0
员工人数 (lnPOP)	7.750 4	1.124 2	5.468 1	11.161 2
全要素生产率 (lnTFP)	8.013 3	0.915 9	6.208 3	10.571 2
固定资产净额 (lnNFA)	21.815 9	1.173 8	19.871 4	25.740 9
资产负债率 (LEV)	0.418 5	0.200 9	0.047 4	0.869 7
应收账款周转率 (TTM)	16.303 0	39.660 0	0.873 8	303.014 8
流动资产周转率 (CAT)	1.256 1	0.801 5	0.204 4	4.670 8

(二) 计量模型

模型设定以非平衡面板双向固定效应为基础, 为了检验假设 1, 我们建立如下估计模型:

$$\ln Y_{it} = \alpha + \alpha_0 CB_{it} + \sum \alpha_i CONTROL_{it} + \gamma_t + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, i 指企业, t 指年份, Y_{it} 统一表示 i 企业第 t 年的出口总额 (EXP)、扩展边际 (EM)、集约边际 (IM)。CONTROL_{it} 指各控制变量, γ_t 表示年份固定效应, δ_i 表示个体固定效应, 分别用于控制未观察到的时间、个体因素的影响。CEO 认知偏差与出口总额呈正比时, $\alpha_0 > 0$ 。

为了检验假设 2, 本文建立 CEO 认知偏差与出口信用保险的回归模型。由于出口信用保险是二元分类变量, 因此采用双向固定效应 logit 模型, 回归方

程如下:

$$P_r (ECI_{it} = 1 | CB_{it}) = F(\beta_0 CB_{it} + \sum \beta_i CONTROL_{it} + \gamma_t + \delta_i + \varepsilon_{it}) \quad (12)$$

其中, ECI_{it} 表示 i 企业第 t 年购买出口信用保险的情况, F 为 logit 累积分布函数, 其他变量设定同上。如果假设 2 成立, 则 $\beta_0 < 0$, 意味着企业乐观的认知偏差越大, 参加出口信用保险的可能性越小。

为了检验假设 3, 即出口信用保险在认知偏差影响出口决策中的作用机制, 我们进一步构建如下模型:

$$\ln Y_{it} = \theta + \theta_0 CB_{it} + \theta_1 ECI_{it} + \sum \theta_i CONTROL_{it} + \gamma_t + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

由于式 (12) 是 logit 回归, 式 (13) 是线性回

归,为了更好地实现中介效应的尺度统一,我们采用方杰等(2017)^[55]提出的方法,通过 $Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 的显著性来判断出口信用保险的中介作用是否显著。

(三) 实证分析

1. CEO 认知偏差对企业出口决策的影响。

表3列(1)~列(3)报告了认知偏差分别对企业出口总额、扩展边际和集约边际回归的结果。无论

是出口整体情况、出口广度还是出口强度,CEO的认知偏差对其都有显著的正向影响。当CEO主观估计的出口风险与客观统计的风险概率之间差距越大,企业的出口行为越积极,平均出口产品种类增多,平均出口额增大。其中,认知偏差对出口总额的促进效应最强烈,平均每低估1单位的风险,企业会增加9.1%的出口额,假设1得到验证。

表3 基准回归

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	出口总额	扩展边际	集约边际	出口信用保险
认知偏差	0.0910*** (-0.0030)	0.0268* (-0.0078)	0.0668** (-0.0097)	-0.8936*** (-0.1695)
全要素生产率	0.3143* (-0.0980)	0.0789 (-0.0777)	0.2262* (-0.0612)	0.2023 (-0.4198)
员工人数	0.1099* (-0.0242)	0.1361* (-0.0257)	-0.0076 (-0.0284)	0.0185 (-0.2553)
固定资产净额	0.0846 (-0.0513)	0.1125* (-0.0194)	-0.0185 (-0.0530)	0.2563 (-0.3784)
资产负债率	-0.3829* (-0.1162)	0.0603 (-0.1613)	-0.4266* (-0.1154)	1.6620 (-0.8966)
应收账款周转率	-0.0035** (-0.0005)	-0.0023** (-0.0004)	-0.0012** (-0.0002)	-0.0039 (-0.0040)
流动资产周转率	0.0667 (-0.0515)	0.0050 (-0.0633)	0.0544 (-0.0276)	0.3117 (-0.2565)
截距项	10.5922** (-1.1067)	-0.9072 (-0.8476)	11.2186*** (-0.7503)	
个体、时间固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	4585	4585	4585	1481

注:模型(1)~模型(3)括号内为行业聚类稳健标准误,模型(4)的括号内为标准误。*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。下同。

2. CEO 认知偏差对企业购买出口信用保险的影响。

认知偏差对出口信用保险需求的回归结果列于表3列(4)。在1%的显著性水平上,随着认知偏差的逐渐扩大,企业购买出口信用保险的意愿明显下降,假设2得到证实。事实上,2021年中国信保的承保金额占出口总额的比重只有20.3%^①,出口风险仍留有较大敞口。根据假设2,若CEO主观认为商业或政治风险发生的概率极低,那么企业几乎不可能投保出口信保。结合回归结果,我们推测,实务中出口信保渗透率低的原因之一可能是多数CEO对外贸风险存在低估的认知偏差。CEO的认知能力限制其对进

口国政治、商业环境的风险判断,增加了信息不对称下获取及更新交易对手信用风险的难度,于是形成过度低估境外贸易风险的认知偏差,使得出口信保的损失补偿功能失去吸引力。

3. 出口信用保险的中介效应检验。

为了考察CEO认知偏差是否通过影响出口信用保险的投保进而影响企业的出口决策,我们进一步以出口信用保险作为中介变量进行中介效应检验,结果见表4。模型(5)~模型(7)是根据式(13)分别以出口总额、扩展边际与集约边际作为因变量的回归。

根据方杰等(2017)^[55]的研究,中介变量为二分

① 数据来源:中国出口信用保险公司官网

类别变量的中介模型存在尺度不统一的问题，即 logit 回归系数 (β_0) 与线性回归系数 (θ_1) 不在相同尺度上，因此不可比。如果使用传统的“三步法”计算和检验中介效应，可能存在较大的偏差 (MacKinnon 和 Cox, 2012^[56])。于是 Iacobucci (2012)^[57]指出，通过对两个系数进行标准化处理可以降低偏误。据此，本文采用相同的方法估计和检验中介效应。具体地，在大样本中，logit 回归系数 β_0 标准化为 Z_{β_0} , $Z_{\beta_0} = \beta_0 / SE(\beta_0)$ ；同样可以得到线性

回归的标准化系数 Z_{θ_1} , $Z_{\theta_1} = \theta_1 / SE(\theta_1)$ ；中介效应的大小为 $Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ ，显著性检验即检验 $Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 的置信区间是否包含 0。

因此，结合表 3 和表 4，我们得到标准化后的系数 Z_{β_0} 和 Z_{θ_1} ，以及中介效应 $Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ ，结果列于表 5。然后我们利用 R 语言的 RMediation 软件包 (Tofighi 和 MacKinnon, 2011^[58]) 得到乘积分布法计算出的 $Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 的 95% 置信区间。结果表明，三个置信区间都不包含 0，说明中介效应显著，假设 3 得到证实。

表 4 出口信用保险的中介效应

模型	(5)	(6)	(7)
变量	出口总额	扩展边际	集约边际
认知偏差	0.112 7*** (0.003 0)	0.039 2** (0.008 4)	0.076 7*** (0.009 3)
出口信用保险	0.428 4*** (0.056 8)	0.245 2*** (0.030 1)	0.190 8*** (0.031 8)
控制变量	YES	YES	YES
截距项	10.502 9*** (1.095 9)	-0.947 6 (0.860 0)	11.168 7*** (0.732 9)
样本量	458 3	458 3	458 3
个体、时间固定效应	YES	YES	YES
R-squared	0.817 5	0.861 6	0.765 9

表 5 中介效应的估计与检验

	出口总额	扩展边际	集约边际
Z_{β_0}	5.272 0	5.272 0	5.272 0
Z_{θ_1}	-7.542 3	-8.146 2	-6
$Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$	-39.762 6	-42.946 5	-31.631 9
$Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 95% 置信区间	[-0.569 9, -0.221 2]	[-0.323 1, -0.128 3]	[-0.262 7, -0.093 3]
遮掩效应	显著	显著	显著

中介效应的显著性意味着在认知偏差影响出口决策的过程中，出口信用保险作为风险管理工具发挥了重要作用。又由于中介效应为负，说明出口信用保险的作用体现为“遮掩效应”，即出口信用保险会遮挡一部分认知偏差对出口决策的影响。以出口总额为例，平均而言，CEO 认知偏差每增加 1 单位，原本会导致企业扩大 11.3% 的出口总额。但是，在出口信用保险的“遮掩”下，投保企业最终增加的出口额为 9.1%。换句话说，当 CEO 低估风险的认知偏差扩大时，保险需求下降，本应该增加的出口总额会因保险需求的下降而达不到最初的涨幅。认知偏差、出口信保对出口广度和出口强度的作用机制也与此类

似。联系实际，这种“遮掩效应”也符合出口信用保险“逆周期”的调节作用。

4. 稳健性检验。

(1) 改变因变量的度量尺度。

目前我国现行的 8 位数商品编码分为 4 个等级，前 2 位表示类别，前 4 位表示章节，前 6 位表示品目，前 8 位表示子目。其中，前六位数字是基于海关合作理事会制定的《商品名称和编码协调制度》设定的，后两位数字是基于中国关税、统计和贸易管理需要而增加的子目。因而，HS-8 位码在我国贸易问题的研究中具有较好的代表性，是扩展边际和集约边际的研究中普遍采用的产品维度分类方法，因此我们在基准回

归中采用了 HS-8 位编码。为了检验认知偏差、出口信保与多产品出口企业在横向和纵向上决策行为的稳健性，本文参考易靖韬和蒙双 (2017)^[59] 的做法，分别以 HS-6 位、HS-4 位替换原 HS-8 位数编码来衡量企业的二元边际，以减少子类产品关联性对回归结果的影

响^①。由于篇幅限制，我们仅列出以 HS-6 位编码的回归结果，HS-4 位编码也得到了一致结论，即认知偏差对出口广度及出口强度都具有显著的正向影响，且出口信用保险在其中发挥了重要的遮掩效应。该结果与前文保持一致，说明具有一定的稳健性。

表 6 稳健性检验 (1)

模型	(8)	(9)	(10)	(11)
变量	lnEM6	lnIM6	lnEM6	lnIM6
认知偏差	0.029 0* (0.009 3)	0.078 1*** (0.012 9)	0.041 2** (0.009 9)	0.087 5*** (0.012 4)
出口信用保险			0.243 1*** (0.029 4)	0.182 0*** (0.030 9)
控制变量	YES	YES	YES	YES
样本量	4 585	4 585	4 583	4 583
个体、时间固定效应	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.861 1	0.752 9	0.862 2	0.753 5
$Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 95% 置信区间			[-0.127 5, -0.319 7]	[-0.088 4, -0.251 4]
遮掩效应			显著	显著

(2) 替换自变量的衡量指标。

根据 Durand 等 (2013, 2019)^{[60][61]} 和 Lin (2011)^[62] 的研究，人口统计学特征可能会影响风险认知偏差。例如，性别已被广泛用于一般风险行为和金融决策的建模 (Charness 和 Gneezy, 2012^[63]; Eckel 和 Fullbrunn, 2015^[64])。研究发现，由于男性产生更多的睾丸激素，这种激素与金融风险承担 (Coates 和 Herbert, 2008^[65]; Coates 等, 2009^[66]) 和其他风险行为 (Roberti, 2004^[67]) 相关。此外，男性比女性更容易过度自信，这可能导致更重大的风险损失 (Acker 和 Duck, 2008^[68])。因此，我们考虑用性别

作为预测与衡量 CEO 认知偏差的另一个指标进行稳健性检验，若 CEO 为女性取值为 0，男性则取值为 1。

表 7 列出了回归结果：相对于女性而言，男性 CEO 对企业的出口总额与集约边际的促进作用更加显著。这可能是因为，平均而言男性更容易出现冒险精神，从而低估客观风险概率，再加之男性易于过度自信的心理特征，很可能进一步固化风险认知偏差，最终表现出更加激进的出口行为。此外，出口信用保险的遮掩效应不显著，说明保险在性别变量影响出口决策的过程中并无明显的中介作用。

表 7 稳健性检验 (2)

模型	(12)	(13)	(14)
变量	出口总额	扩展边际	集约边际
认知偏差 2	0.354 9*** (0.033 8)	0.113 5 (0.077 8)	0.237 4* (0.081 8)
出口信用保险	0.441 6*** (0.057 9)	0.249 0*** (0.038 1)	0.199 7*** (0.028 8)
控制变量	YES	YES	YES
样本量	4 670	4 670	4 670

① 之所以不选择 HS-2 位编码是因为 HS-2 编码的分类比较笼统 (合计 22 个大类)，若根据这一标准划分产品种类，则大部分企业只生产单一品种，产品范围差异不大，无法反映企业的实际产品结构状况。

续前表

模型	(12)	(13)	(14)
变量	出口总额	扩展边际	集约边际
个体、时间固定效应	YES	YES	YES
<i>R-squared</i>	0.819 5	0.861 4	0.767 7
$Z_{\beta_0} \times Z_{\alpha_1}$ 95%置信区间	[-0.715 9, 0.204 0]	[-0.408 0, 0.115 0]	[-0.325 8, 0.092 2]
遮掩效应	不显著	不显著	不显著

注：变量中的“认知偏差2”表示用性别衡量的风险认知偏差。

5. 内生性讨论。

基准回归中的认知偏差对出口决策的影响可能存在内生性问题。虽然使用面板数据的双向固定效应模型能够解决一部分遗漏变量带来的内生性，但还存在双向因果导致回归不一致的可能。根据 Helpman 等 (2010)^[69] 的观点，对外贸易具有就业的筛选匹配机制，会引导高学历劳动力进入高技术行业，但是关于中国出口贸易中学学历筛选效应是否存在的探讨，到目前为止，还缺乏强有力的依据 (陈昊, 2016^[70])。此外，考虑到出口的“自选择假说”，出口企业的经营绩效高于非出口企业，其对高学历人才也更具吸引力，因此不能完全排除 CEO 学历水平本身就是优质企业自选择的结果。为了降低这种反向因果的担忧，我们选择“CEO 早年是否具有贫困经历”以及“CEO 的学术背景”作为学历水平的工具变量，以解决潜在的内生问题。一方面，学历水平直接依赖于童年经历及成长环境，而且一般而言，具有学术背景的人其学历水平通常较高；另一方面，出口企业在选择 CEO 时更多关注的是浅表特征，因而出口绩效对 CEO 是否拥有童年贫困经历以及是否拥有高校或科研机构的学术背景可能无直接影响，满足外生性。

工具变量“CEO 早年是否具有贫困经历”的衡量参考许年行和李哲 (2016)^[71] 的方法，以 CEO 在 1959—1961 年的“大饥荒”时期是否正处于童年阶段为判断标准，若是，则取值为 1。工具变量“CEO 的学术背景”的度量取自 CEO 是否曾在高校任教，或在科研机构任职，或是否在相关协会从事研究工作。若有以上经历，则该变量取值为 1，否则为 0。表 8 列出了工具变量法的回归结果。首先，工具变量一阶段回归的 *F* 值大于 10，且两个工具变量与内生变量在 1% 的水平上显著相关，拒绝弱工具变量的原假设，满足相关性要求。其次，Hansen J 统计量的 *p* 值大于 0.1，说明无法拒绝没有过度识别的原假设，意味着选择的工具变量是适度的。最后，二阶段回归

结果显示，核心解释变量的显著性和影响方向都与基准回归中的一致，证明了认知偏差对出口贸易确实具有促进作用，消除了内生性担忧。

表 8 内生性分析：工具变量法

变量	一阶段回归：认知偏差	二阶段回归：出口总额
CEO 具有贫困经历	0.296 4*** (0.033 6)	
CEO 具有学术背景	-0.386 5*** (0.033 1)	
认知偏差		0.343 2* (0.191 2)
出口信用保险	-0.070 9** (0.029 6)	1.723 0*** (0.073 3)
控制变量	YES	YES
观测值	4 155	4 155
第一阶段 <i>F</i> 值	108.787 0	108.787 0
Hansen J (<i>p</i> 值)		0.151 0

6. 异质性分析。

前文的基准估计和稳健性检验都是基于 CEO 认知偏差对全样本中上市公司出口决策的平均影响效应，下面我们将结合现实情况，多角度考察认知偏差、出口信保对企业出口决策的异质性影响。

(1) 资金来源异质性。

资金来源是指企业生产经营取得资金的渠道。从逻辑上看，如果企业有外国投资者投入的资金，可能更容易获得关于国际市场和贸易伙伴的信息，降低信息不完全程度。此外，如果企业属于外国跨国公司的一部分，那么信息渠道、信息质量等方面都会有所提升，出口贸易更加便利，于是会减少对出口信用保险的依赖，进而削弱其功能和作用 (Badinger 和 Url, 2013^[17])。基于此，本文根据企业经营性质，把中外合资或外商独资企业视为有外资注入，其他性质的企业归为无外资企业，针对这两个子样本分别进行出口

总额和二元边际的分析, 结果报告在表9中。

整体来看, 认知偏差对有无外资企业的出口决策都有显著的正向影响, 但出口信用保险的中介作用确实存在异质性, 体现为外资企业并不因是否参加出口信用保险而改变认知偏差引起的出口波动。产生这种差异的原因可能是, 外资企业往往通过其特有的国际

资源获取风险信息, 其出口决策主要基于已形成的风险认知做出, 可能不会受出口信用保险的影响。另一方面, 对于无外资的企业而言, 无论是整体出口情况还是结构性出口决策都会受到出口信用保险遮掩效应的作用, 这说明无外资且参保的外贸企业在跨境交易中更加依赖出口信保所具有的损失补偿、贸易融资等功能。

表9 资金来源异质性分析

因变量	出口总额		扩展边际		集约边际	
	有外资	无外资	有外资	无外资	有外资	无外资
认知偏差	0.909 8*** (0.067 7)	0.103 1*** (0.002 9)	0.255 5* (0.068 7)	0.040 2** (0.008 4)	0.649 2** (0.068 5)	0.065 8*** (0.007 8)
出口信用保险	-0.125 7 (0.193 2)	0.445 8*** (0.066 9)	0.173 6 (0.117 3)	0.254 9*** (0.036 4)	-0.298 6* (0.077 3)	0.198 9** (0.035 8)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	220	4 362	220	4 362	220	4 362
个体、时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.869 6	0.815 7	0.860 5	0.863 1	0.816 1	0.764 7
$Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 95%置信区间	[-2.200 5, 0.941 03]	[-0.612 1, -0.249 6]	[-0.240 1, 1.880 0]	[-0.347 3, -0.144 6]	[-2.359 1, 0.136 8]	[-0.282 2, -0.104 8]
遮掩效应	不显著	显著	不显著	显著	不显著	显著

(2) 公司治理特征异质性。

无论是保险决策还是出口决策, 都可能因公司内部治理特征而异。于是我们从治理特征的角度出发, 进一步探究在董事会独立程度不同的出口企业中, 其CEO认知偏差与出口决策的关系是否存在差异。通过董事长与CEO是否二职合一的二元变量(若当年CEO身兼二职, 该变量取值为1, 否则为0)来衡量董事会的独立性, 据此分为两个子样本, 回归结果列于表10。

从结果来看, 董事长与CEO分设的企业其出口总额与扩展边际不仅受到认知偏差显著的正向促进

作用, 而且这种作用还依赖于出口信用保险的遮掩效应。而对于二职合一的企业而言, 三者之间的关系并不明显, 且CEO认知偏差通过出口信保的渠道作用于出口决策的微观机制不存在。形成这种异质性的原因可能是, 一方面, 传统的“代理问题”使CEO的判断与决策更具风险性, 认知偏差所导致的风险低估与扩张性出口决策之间的联系更加紧密; 另一方面, 二职合一CEO的注意力有限, 未必能追踪聚焦海外买方的资信数据, 特别是对出口信保利用率与依赖度较低时, 保险的遮掩效应发挥空间有限。

表10 公司治理特征异质性分析

变量	非二职合一	二职合一	非二职合一	二职合一	非二职合一	二职合一
	出口总额	出口总额	扩展边际	扩展边际	集约边际	集约边际
认知偏差	0.079 9** (0.016 0)	0.048 1 (0.114 7)	0.053 4* (0.021 9)	0.058 8 (0.072 3)	0.029 1 (0.024 4)	-0.007 7 (0.042 7)
出口信用保险	0.389 0*** (0.008 4)	0.459 -0.223 8	0.219 5*** -0.021 9	0.270 3 -0.144	0.179 6** -0.031 1	0.187 5 -0.081 2
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	3 401	1 099	3 401	1 099	3 401	1 099

续前表

变量	非二职合一	二职合一	非二职合一	二职合一	非二职合一	二职合一
	出口总额	出口总额	扩展边际	扩展边际	集约边际	集约边际
个体、时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R-squared</i>	0.824 8	0.843 4	0.865 6	0.883 0	0.773 5	0.808 7
$Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 95%置信区间	[-0.579 1, -0.269 1]	[-1.204 5, 0.421 8]	[-0.343 2, -0.144 8]	[-0.735 8, 0.248 2]	[-0.302 2, -0.105 6]	[-0.477 8, 0.169 1]
遮掩效应	显著	不显著	显著	不显著	显著	不显著

(3) 外部市场环境异质性。

企业经营与决策常常受外部市场不确定性因素的干扰。那么很自然的一个问题是，在高低位风险切换的动荡环境中，CEO 认知偏差、出口信保与出口决策之间的关系是否也是动态变化的？考虑到出口企业既要面对不断演化的国内行业竞争压力，又要承担瞬息万变的国际风险，接下来我们从国内和国际两方面对外部市场环境的异质性展开分析。

首先，根据证监会 2012 年发布的行业分类表，计算出各行业营业收入的年复合增长率（以 2002 年为基年）。再将年平均增长率以下的行业归为竞争激烈行业，反之归为竞争缓和行业，所得子样本回归列于表 11。可以发现，关于 CEO 认知偏差，出口信保与出口决策的结论和基准回归中得到的一致，这意味着不确定的国内行业竞争环境并未给三者之间的关系造成显著差别。

表 11

国内行业竞争异质性分析

变量	竞争缓和	竞争激烈	竞争缓和	竞争激烈	竞争缓和	竞争激烈
	出口总额	出口总额	扩展边际	扩展边际	集约边际	集约边际
认知偏差	0.211 1** (0.038 9)	0.128 9*** (0.010 6)	0.109 4** (0.021 1)	0.034 0** (0.006 9)	0.132 6** (0.034 4)	0.093 6*** (0.009 7)
出口信用保险	0.332 7** -0.100 5	0.396 5*** -0.031 3	0.169 5** -0.029 7	0.215 3*** -0.007 6	0.178 6* -0.075 3	0.183 9** -0.034 7
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	763	3 738	763	3 738	763	3 738
个体、时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R-squared</i>	0.752 7	0.838 0	0.879 3	0.868 7	0.767 5	0.773 2
$Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 95%置信区间	[-1.328 4, -0.084 1]	[-0.508 4, -0.186 3]	[-0.609 0, -0.050 6]	[-0.270 1, -0.103 0]	[-0.790 0, -0.015 1]	[-0.260 1, -0.075 8]
遮掩效应	显著	显著	显著	显著	显著	显著

其次，出口企业还面临着复杂的全球政治、经济风险。出口信保作为有效管理外贸风险的工具之一，国际局势不稳定也会引起需求波动，进而导致三者之间关系的改变。据此，我们采用学者 Caldara 和 Iacoviello 构建的全球风险指数（GPR）来刻画企业所面临的国际市场的不确定性^①。该风险指数是基于全球最具影响力的十家报纸中有关政治局势紧张报道计算出来的综合指数，用于衡量世界地缘政治风险的强度。一般而言，更高的地缘政治风险

与更高的经济灾难概率和更大的全球经济下行风险有关。以基数 100 为临界值，GPR 低于 100 的年份视作国际市场相对平稳的时期，高于 100 的年份视作国际市场的动荡期。从而得出，样本区间 2002—2006 年间为地缘政治的高风险期，2007—2016 年间为国际贸易提供了一个相对平稳的经营环境。表 12 结果显示，伴随着国际环境由动荡走向平稳，CEO 认知偏差、出口信保与出口决策之间的作用机理更加清晰。

^① 有关该指数更多的详细说明及数据下载请参考：<https://www.matteoiacoviello.com/gpr.htm>。

表 12 国际市场不确定性异质分析

变量	动荡期	平稳期	动荡期	平稳期	动荡期	平稳期
	出口总额	出口总额	扩展边际	扩展边际	集约边际	集约边际
认知偏差	0.134 8 (0.099 2)	0.111 5*** (0.015 2)	-0.086 0 (0.089 4)	0.043 8 (0.019 0)	0.221 1 (0.095 2)	0.068 6*** (0.006 7)
出口信用保险	0.238 7 (0.239 4)	0.381 1*** (0.051 7)	-0.051 0 (0.257 2)	0.221 3*** (0.027 9)	0.280 1*** (0.036 1)	0.162 0** (0.028 4)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	398	4 127	398	4 127	398	4 127
个体、时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R-squared</i>	0.887 0	0.833 0	0.886 6	0.882 0	0.898 6	0.779 9
$Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 95%置信区间	[-1.285 4, 0.333 4]	[-0.490 5, -0.170 9]	[-0.736 9, 0.936 3]	[-0.282 3, -0.100 7]	[-0.807 7, 0.031 62]	[-0.217 7, -0.067 9]
遮掩效应	不显著	显著	不显著	显著	不显著	显著

五、结论与建议

本文将企业的主观风险认知与出口信用保险引入新新贸易理论模型，提出认知偏差影响出口信保与出口决策的理论假设。然后通过上市公司非平衡面板数据从实证层面验证三者之间的作用机制，得到如下结论：第一，CEO的认知偏差与企业出口总额、出口广度、出口强度均有显著正相关关系。第二，企业对于出口信用保险的投保意愿随主观风险概率低估程度的增大而逐渐降低。第三，出口信用保险在认知偏差影响出口决策的过程中起到遮掩效应，实际上掩盖了出口决策对认知偏差的部分反应程度，但这种遮掩效应的发挥依赖于企业的资金来源、治理特征以及国际市场的不稳定程度。

本文的研究结论对于我国现阶段出口信用保险政

策以及此背景下出口贸易的调控实施具有以下启示：第一，在企业层面，积极鼓励企业高管参加培训，提高自身非理性的认知，通过深入且系统的学习尽量减少认知偏差，规范内部风险管理，提升风险管控水平。第二，在保险公司层面，应强化出口信用保险的宣传端，组织举办高端讲堂，提高出口信用保险的价值认知，帮助微观企业及时更新外贸风险信息，做好跨周期产品设计。第三，在政府层面，加大对外贸企业的支持力度，充分调用出口信用保险的遮掩效应，趋利避害。当市场过热盲目乐观时，快速调整风险预期，利用出口信用保险对市场降温；在市场情绪过度悲观时，积极给予信心与鼓励，利用出口信用保险提振贸易水平。通过这种方式可以从整体上把出口贸易风险敞口控制在合理区间范围内，实现外贸稳定和高质量发展。

参考文献

[1] Kahneman D, Frederick S. Representativeness Revisited: Attribute Substitution in Intuitive Judgment [M] // Thomas G, Griffin D, Kahneman D. Heuristics and Biases: The Psychology of Intuitive Judgment. Cambridge University Press, 2002: 49-81.

[2] Slovic P, Finucane M L, Peters E, et al. The Affect Heuristic [J]. European Journal of Operational Research, 2007, 177 (3): 1333-1352.

[3] Simon H A. Models of Man: Social and Rational [M]. England: Oxford Publisher, 1957: 236.

[4] 卓志, 毛勤晶. 出口信用保险对国际贸易演化博弈均衡的影响——基于前景理论视角 [J]. 保险研究, 2018 (4): 18-30.

[5] 胡赛, 蒋韶华. 新冠肺炎疫情对企业投保出口信用险的影响研究——来自出口信用保险数据的分析 [J]. 保险研究, 2021 (9): 62-80.

[6] 赵慧萍, 王国军. 出口信用保险: 国际趋势, 形势判断与发展对策 [J]. 财贸研究, 2006 (5): 94-98.

[7] 陈利馥, 刘东皇, 谢忠秋. “一带一路”背景下中小企业出口信用风险管理探析——短期出口保险与出口信用担保视角 [J]. 财会月刊 (中), 2017 (4): 71-76.

[8] Ross D. SMEs & Export Credit Insurance Support: Some Reflections from Australia [C] // International Business Division, Administrative Sciences Association of Canada, 2001: 47-58.

[9] Zammit B, Ross D G, Wood D. Perceptions of Export Credit Insurance Value: Australian Evidence [J]. Asia-Pacific Journal of Business Administra-

- tion, 2009, 1 (2): 109-118.
- [10] Funatsu H. Export Credit Insurance and Moral Hazard [J]. *Shogaku Tokyu*, 1986, 36 (3): 217-235.
- [11] Ford J L, Mpuku H C, Pattanaik P K. Revenue Risks, Insurance, and the Behavior of Competitive Firms [J]. *Journal Of Economics*, 1996, 64 (3): 233-246.
- [12] Dewit G. Intervention in Risky Export Markets: Insurance, Strategic Action or Aid? [J]. *European Journal of Political Economy*, 2001, 17 (3): 575-592.
- [13] Rienstra-Munnicha P, Turvey C G. The Relationship between Exports, Credit Risk and Credit Guarantees [J]. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue Canadienne D'Agroeconomie*, 2002, 50 (3): 281-296.
- [14] Auboin M, Engemann M. Testing the Trade Credit and Trade Link: Evidence from Data on Export Credit Insurance [J]. *Review of World Economics*, 2014 (150): 715-743.
- [15] Anderson J E, Wincoop E. Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle [J]. *American Economic Review*, 2003, 93 (1): 170-192.
- [16] Egger P, Url T. Public Export Credit Guarantees and Foreign Trade Structure: Evidence from Austria [J]. *The World Economy*, 2006, 29 (4): 399-418.
- [17] 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.
- [18] 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.
- [19] Veer V D, Koen J M. Loss Shocks in Export Credit Insurance Markets: Evidence from a Global Insurance Group [J]. *Journal of Risk and Insurance*, 2019, 86 (1): 73-102.
- [20] 李晓洁, 魏巧琴. 信用风险、出口信用保险和出口贸易关系的研究 [J]. *财经研究*, 2010 (5): 113-122.
- [21] 王国军, 王德宝, 庾国柱. 出口信用保险对我国出口贸易作用的实证研究 [J]. *区域金融研究*, 2014 (7): 35-41.
- [22] 章添香, 关晶. 中国出口信用保险对贸易出口影响的区域差异研究 [J]. *湖北大学学报: 哲学社会科学版*, 2017 (4): 142-149, 161.
- [23] 刘儒, 刘江. 融资约束, 生产率与异质性企业出口决策 [J]. *统计与决策*, 2020 (3): 167-170.
- [24] Melitz M J, Ottaviano G. Market Size, Trade, and Productivity [J]. *The Review of Economic Studies*, 2008, 75 (1): 295-316.
- [25] 吴飞飞, 邱斌. 产品创新、生产率与企业出口决策 [J]. *软科学*, 2015 (11): 11-15.
- [26] 孙志贤, 刘春生, 杨翠. 融资约束对异质性企业出口影响的实证研究 [J]. *中央财经大学学报*, 2016 (6): 113-122.
- [27] Chaney T. Liquidity Constrained Exporters [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2016, 72 (11): 141-154.
- [28] 汪建新, 李茜, 杨晨. 汇率风险与企业出口 [J]. *国际贸易问题*, 2019 (7): 156-174.
- [29] Tunc C, Solakoglu M N. Does Exchange Rate Volatility Matter for International Sales? Evidence From US Firm Level Data [J]. *Economics Letters*, 2016, 149 (12): 152-156.
- [30] 綦建红, 尹达, 刘慧. 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 [J]. *金融研究*, 2020 (5): 95-113.
- [31] 王稳, 陈宇旺, 张阳, 闫帅. 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.
- [32] 许家云. 海归与企业出口行为: 来自中国的微观证据 [J]. *金融研究*, 2018 (2): 118-134.
- [33] 李宏, 王云廷, 刘坤. CEO 特征对企业出口技术复杂度的影响——来自制造业上市公司的证据 [J]. *河南社会科学*, 2019 (10): 47-56.
- [34] 茹玉聪, 文娟. 新冠疫情下“稳外贸”政策逆周期调节效应评估——以出口信用保险为例 [J]. *浙江学刊*, 2021 (6): 83-93.
- [35] Velez I, Nieto G. Investment Decision-making Practices in Colombia: A Survey [J]. *Inform Journal on Applied Analytics*, 1986, 16 (4): 60-65.
- [36] Barber B M, Odean T. Online Investors: Do the Slow Die First? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2002, 15 (2): 455-488.
- [37] Malmendier U, Tate G. CEO Overconfidence and Corporate Investment [J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60 (6): 2661-2700.
- [38] 陈东, 陈爱贞, 刘志彪. 重大风险预期、企业投资与对冲机制 [J]. *中国工业经济*, 2021 (2): 174-192.
- [39] Shefrin H. *Beyond Greed and Fear: Understanding Behavioral Finance and the Psychology of Investing* [M]. New York: Oxford University Press, 2002: 99-101.
- [40] Melitz M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [41] Alary D, Gollier C, Treich N. The Effect of Ambiguity Aversion on Insurance and Self-protection [J]. *The Economic Journal*, 2013, 123 (573): 1188-1202.
- [42] 郭振华. *行为保险经济学* [M]. 上海: 上海交通大学出版社, 2020: 106.
- [43] Bernard A B, Beveren I V, Vandenbussche H. Multi-product Exporters, Carry-along Trade and the Margins of Trade [R]. NBB Working Paper, No. 203, 2010.
- [44] 程玉坤, 周康. 融资约束与多产品出口企业的二元边际: 基于中国企业层面的分析 [J]. *南方经济*, 2014 (10): 63-81.
- [45] Mayer T, Melitz M J, Ottaviano G I P. Market Size, Competition, and the Product Mix of Exporters [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (2): 495-536.
- [46] Iacovone L, Javorcik B S. Multi-product Exporters: Product Churning, Uncertainty and Export Discoveries [J]. *The Economic Journal*, 2010, 120

- (544): 481-499.
- [47] Wiersema M F, Bantel K A. Top Management Team Demography and Corporate Strategic Change [J]. *Academy of Management Journal*, 1992, 35 (1): 91-121.
- [48] Datta D K, Rajagopalan N, Zhang Y. New CEO Openness to Change and Strategic Persistence: The Moderating Role of Industry Characteristics [J]. *British Journal of Management*, 2003, 14 (2): 101-114.
- [49] 周建, 李小青. 董事会认知异质性和企业创新战略影响的实证研究 [J]. *管理科学*, 2012 (6): 1-12.
- [50] 舒波, 杜晓君. CEO 管理认知异质性与跨国公司 OFDI 政治风险区位偏好——基于中国跨国公司微观数据 [J]. *东北大学学报 (自然科学版)*, 2020 (5): 753-760.
- [51] 李焯, 刘云波, 刘奎. 行为经济学视角下终身学习困境的破解路径 [J]. *现代远程教育研究*, 2022 (1): 75-81, 103.
- [52] 陈洪. CEO 个人背景特征与过度投资 [J]. *绿色财会*, 2012 (9): 44-48.
- [53] Levinsohn J, Petrin A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *The Review of Economic Studies*, 2010, 70 (2): 317-341.
- [54] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007 [J]. *经济学 (季刊)*, 2012 (2): 541-558.
- [55] 方杰, 温忠麟, 张敏强. 类别变量的中介效应分析 [J]. *心理科学*, 2017 (2): 471-477.
- [56] MacKinnon D P, Cox M G. Commentary on “Mediation Analysis and Categorical Variables: The Final Frontier” by Dawn Iacobucci [J]. *Journal of Consumer Psychology*, 2012, 22 (4): 600-602.
- [57] Iacobucci D. Mediation Analysis and Categorical Variables: The Final Frontier [J]. *Journal of Consumer Psychology*, 2012, 22 (4): 582-594.
- [58] Tofighi D, MacKinnon D P. Rmediation: An R Package for Mediation Analysis Confidence Intervals [J]. *Behavior Research Methods*, 2011, 43 (3): 692-700.
- [59] 易靖韬, 蒙双. 多产品出口企业、生产率与产品范围研究 [J]. *管理世界*, 2017 (5): 41-50.
- [60] Durand R, Newby R, Tant K, et al. Overconfidence, Overreaction and Personality [J]. *Review of Behavioral Finance*, 2013, 5 (2): 104-133.
- [61] Durand R B, Fung L, Limkriangkrai M. Myopic Loss Aversion, Personality, and Gender [J]. *Journal of Behavioral Finance*, 2019, 20 (3): 339-353.
- [62] Lin H W. Elucidating Rational Investment Decisions and Behavioral Biases: Evidence from The Taiwanese Stock Market [J]. *African Journal of Business Management*, 2011, 5 (5): 1630-1641.
- [63] Charness G, Gneezy U. Strong Evidence for Gender Differences in Risk Taking [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2012, 83 (1): 50-58.
- [64] Eckel C C, Füllbrunn S C. Thar She Blows? Gender, Competition, and Bubbles in Experimental Asset Markets [J]. *American Economic Review*, 2015, 105 (2): 906-920.
- [65] Coates J M, Herbert J. Endogenous Steroids and Financial Risk Taking on a London Trading Floor [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2008, 105 (16): 6167-6172.
- [66] Coates J M, Gurnell M, Rustichini A. Second-to-fourth Digit Ratio Predicts Success among High-frequency Financial Traders [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2009, 106 (2): 623-628.
- [67] Roberti J W. A Review of Behavioral and Biological Correlates of Sensation Seeking [J]. *Journal of Research in Personality*, 2004, 38 (3): 256-279.
- [68] Acker D, Duck N W. Cross-cultural Overconfidence and Biased Self-attribution [J]. *The Journal of Socio-Economics*, 2008, 37 (5): 1815-1824.
- [69] Helpman E, Itashkoki O, Redding S. Inequality and Unemployment in a Global Economy [J]. *Econometrica*, 2010, 78 (4): 1239-1283.
- [70] 陈昊. 出口贸易的就业学历偏向效应——基于中国家庭收入调查的实证研究 [J]. *当代财经*, 2016 (2): 103-113.
- [71] 许年行, 李哲. 高管贫困经历与企业慈善捐赠 [J]. *经济研究*, 2016 (12): 133-146.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

TOE 理论视角下实体零售企业全渠道整合实现机制探讨

——来自结构方程建模和 Bootstrap 方法的实证检验

Implementation Mechanism of Omni-channel Integration of Bricks-and-mortar Retail Enterprises from the Perspective of TOE Theory: Empirical Test Based on Structural Equation Modeling and Bootstrap Method

沈鹏熠 万德敏 李金雄 李冬伟

SHEN Peng-yi WAN De-min LI Jin-xiong LI Dong-wei

[摘要] 全渠道整合是实体零售企业在新零售背景下获取竞争优势的重要手段。然而, 现有相关文献缺乏探讨实体零售企业全渠道整合实现机制的研究成果。笔者基于 TOE (技术-组织-环境) 理论, 通过构建一个实体零售企业全渠道整合实现机制研究模型, 以对 433 份实体零售企业管理者问卷调查数据为样本, 采用结构方程建模和 Bootstrap 方法, 从制度压力、组织学习、企业能力和企业资源四类影响因素检验了实体零售企业全渠道整合实现机制。检验结果证实: 制度压力中的模仿压力、强制压力和规范压力正向影响实体零售企业全渠道整合, 其中, 模仿压力比强制压力、规范压力的影响程度高; 组织学习中的内部学习和外部学习正向影响实体零售企业全渠道整合, 其中, 内部学习比外部学习的影响程度高; 企业能力中的 IT 能力、营销动态能力以及企业资源中财务资源、关系资源在制度压力、组织学习对实体零售企业全渠道整合的影响中有正向调节作用。本研究通过实证检验 TOE 理论视角下实体零售企业全渠道整合实现机制所得出的结论, 拓展了全渠道整合理论的边界及其在实体零售情境中的应用范围, 丰富了 TOE 理论、制度压力理论和组织学习理论等学术探讨方面的现有文献, 可以为实体零售企业提升全渠道整合水平提供理论依据。

[关键词] TOE 理论 实体零售企业 全渠道整合 制度压力 组织学习

[中图分类号] F713 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 07-0100-13

Abstract: Omni-channel integration is an important means for bricks-and-mortar retail enterprises to gain competitive advantages under the background of new retailing. However, there is a lack of in-depth discussion on the implementation mechanism of omni-channel integration of bricks-and-mortar retail enterprises in the existing literature. In this paper, a research model of the implementation mechanism of omni-channel integration for bricks-and-mortar retail enterprises is constructed based on TOE (Technology-Organization-Environment) theory. Based on 433 questionnaires of managers of bricks-and-mortar retail enterprises as samples, this paper uses structural equation modeling and Bootstrap method to test the implementation mechanism of omni-channel integration of bricks-and-mortar retail enterprises from four influencing factors: institutional pressure, organizational learning, enterprise capability and enterprise resources. The test results confirm that imitation pressure, compulsory pressure and normative pressure of institutional pressure positively affect omni-channel integration of bricks-and-mortar retail enterprises, among them, the influence of imitation pressure is higher than that of compulsory pressure and normative pressure. Meanwhile, internal learning and external learning in organizational learning positively affect omni-channel integration of bricks-and-mortar retail enterprises, among them, internal learning has a higher influence than external learning. In addition, IT capability, marketing dynamic capability in enterprise capability, financial resource and relationship resource in enterprise resource have the positive moderating effects on the influence of institutional pressure, organizational learning and omni-channel integration of bricks-and-mortar retail enterprises. By empirically testing the conclusion of the implementation mechanism of omni-channel integration in bricks-and-mortar retail enterprises from the perspective of TOE theory, this study extends the boundary of omni-channel integration theory and its application in the context of bricks-and-mortar retail, and enriches the existing literature on academic discussions such as TOE theory, institutional pressure theory and organizational learning theory. It is helpful to provide theoretical basis for bricks-and-mortar retail enterprises to improve the level of omni-channel integration.

Key words: TOE theory Bricks-and-mortar retail enterprise Omni-channel integration Institutional pressure Organizational learning

[收稿日期]

2023-03-28

[作者简介]

沈鹏熠, 男, 1980 年 12 月生, 江西财经大学工商管理学院教授, 博士生导师, 主要研究方向为市场营销; 万德敏, 男, 1995 年 7 月生, 江西财经大学工商管理学院在读博士研究生, 研究方向为市场营销; 李金雄, 男, 1998 年 12 月生, 江西财经大学工商管理学院在读硕士研究生, 研究方向为市场营销; 李冬伟, 女, 1973 年 3 月生, 华东交通大学经济管理学院教授, 主要研究方向为企业管理。本文通讯作者为沈鹏熠, 联系方式为 pengvis2008@163.com。

[基金项目]

国家自然科学基金项目“服务场景中人工智能如何影响消费者幸福感: 基于社会认知理论和自我决定理论双重视角”(项目编号: 72262016); 国家自然科学基金项目“基于线上线下融合的混合服务质量研究: 驱动机制、影响效果和管理启示”(项目编号: 71762011); 国家社会科学基金项目“新媒体环境下‘网红’代言对品牌价值的影响机制及治理对策研究”(项目编号: 20BGL118); 教育部人文社会科学研究项目“企业社会责任负面事件的信任修复策略的有效性研究——基于利益相关者关系视角”(项目编号: 19YJA630032)。

感谢匿名评审人提出的修改意见, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

探讨 TOE 理论视角下实体零售企业全渠道整合的实现机制是目前学术界面临的一大课题。伴随着新零售现象的出现和发展,实体零售企业也在相应完成全渠道零售转型过程,并且积极促进和实现实体零售企业线上线下全渠道整合。但是,实体零售企业全渠道整合实现机制是怎样的呢?目前,相关的文献对该问题的研究并不清晰。因此,有必要采用新的理论视角对实体零售企业全渠道整合实现机制进行系统、深入探讨。TOE (Technology-Organization-Environment) 理论认为,创新技术采纳和应用不仅受技术层面因素的影响,还受组织属性以及相应技术应用环境的影响,即企业的创新采纳行为受到 TOE (技术-组织-环境) 的影响。并且,根据创新扩散理论可知,全渠道整合是零售企业的一种创新采纳行为 (Cao 和 Li, 2018^[1])。这就进一步表明,TOE 理论视角下的实体零售企业全渠道整合受到来自技术、组织和环境三方面因素的共同制约,从而构成了实体零售企业全渠道整合实现机制。现有相关文献显示,已有学者对非实体零售情境中多渠道整合或跨渠道整合的影响因素及实现机制进行了有益探讨,其中涉及的影响因素主要包括企业资源 (Luo 等, 2016^[2])、产品类别 (Steinfeld 等, 2005^[3])、购物导向 (Lee 和 Kim, 2010^[4]) 和竞争强度 (Brynjolfsson 等, 2013^[5]), 但却尚无从外部环境和内部组织两个方面系统分析实体零售企业全渠道整合的影响因素及实现机制的研究成果。因此,本文在 TOE 理论视角下构建一个实体零售企业全渠道整合实现机制研究模型,并以实体零售企业管理者为对象收集问卷调查数据,运用结构方程建模和 Bootstrap 方法,从技术、组织、环境三个方面所涉及的制度压力 (模仿压力、强制压力和规范压力)、组织学习 (内部学习和外部学习)、企业能力 (IT 能力、营销动态能力)、企业资源 (关系资源、财务资源)、企业特征 (企业规模、全渠道整合时间跨度、零售业态) 等具体影响因素,实证检验实体零售企业全渠道整合实现机制,从而为有效提升实体零售企业全渠道整合水平提供理论依据和实践建议。

二、文献综述和研究假设

(一) 制度压力对实体零售企业全渠道整合的影响
全渠道整合是全渠道管理的主要驱动力 (Cai 和

Lo, 2020^[6])。不同学者对全渠道整合的概念进行了界定,表明其与多渠道整合、跨渠道整合概念既密切相关又有差异。Saghiri 等 (2017)^[7]认为,全渠道整合作为多渠道整合的拓展,指的是所有渠道的协同管理。任成尚 (2018)^[8]指出,全渠道整合是将零售商与消费者之间不同的交互方式和途径如网站、实体店、目录销售、电话等整合起来,以提供无缝顾客体验。全渠道整合的定义主要呈现了顾客和企业中心两个视角。顾客中心视角以顾客为导向,强调顾客在全渠道转移中获得的特殊利益 (Zhang 等, 2018^[9]), 企业中心视角则更关注公司利益,如协同管理和渠道绩效等 (Verhoef 等, 2015^[10])。全渠道整合与多(跨)渠道整合的区别在于渠道适用范围不同 (庄贵军等, 2019^[11])。多渠道整合指的是多条渠道中的部分渠道间的整合;跨渠道整合指的是各种情况下多条渠道间的整合,包括双渠道和多渠道的整合;而全渠道整合则指的是所有渠道间的整合,包括线上线下多种渠道和媒介 (Rigby, 2011^[12])。本研究从企业中心的角度将实体零售企业全渠道整合界定为实体零售企业的线上线下渠道整合,强调实体零售企业整合实体渠道、网上渠道、移动渠道三种线上线下渠道类型进行组合和销售的行为,以满足自身渠道的协同效应和获利能力。

本研究基于 TOE 理论并考虑渠道整合的环境约束,进一步强调制度环境因素在实体零售企业采纳和实施全渠道整合决策中的重要作用。现有研究表明,企业进行渠道整合除了有经济动机的刺激外 (Cao, 2015^[13]; Gallino 等, 2017^[14]), 也会受到合法动机的影响 (Kauppi, 2013^[15])。制度理论为实体零售企业全渠道整合提供了非经济视角的合理解释。基于制度理论,嵌入同一制度环境的实体零售企业在运营和结构上变得越来越相似。组织必须遵守制度环境为其所提供的社会期望和共享规范,以维护企业合法性并获得重要和稀有的资源 (DiMaggio 和 Powell, 1983^[16]), 而违反这些期望的企业可能会危及组织的存在和长期发展 (Teo 等, 2003^[17])。Lai 等 (2006)^[18]的研究发现,为更好地促进整合,企业有必要顺从外部制度压力并以类似的方式运作。制度压力涵盖了企业对制度环境的解释,尤其影响了企业是否采用创新或采用创新的意图 (Teo 等, 2003^[17])。DiMaggio 和 Powell (1983)^[16]基于企业创新视角,认为制度压力主要包括模仿压力、强制压力和规范压力,它们将共同导致

企业采用共同的观点和规则。在实体零售企业全渠道整合的实现机制中,模仿压力主要来自全渠道整合成功的合作伙伴或竞争对手影响;强制压力是由实体零售企业依赖顾客的正式和非正式影响造成的,如顾客对全渠道无缝购物的需求;规范压力来自渠道系统内部成员或行业中采用全渠道整合的集体期望,如共同的规范和价值观。模仿压力、强制压力和规范压力作为制度环境中的三种制度压力因素,会对实体零售企业行为产生重要影响,例如渠道整合的实施(Kauppi, 2013^[15])。据此,本文提出假设1:

H1: 制度压力正向影响实体零售企业全渠道整合,即制度压力中的模仿压力、强制压力和规范压力正向影响实体零售企业全渠道整合。

(二) 组织学习对实体零售企业全渠道整合的影响

组织学习是组织适应环境变化和辅助决策的重要工具,能吸收组织内外部知识并提高管理能力。组织学习能力是组织吸收、转化新知识,并把该知识应用到新产品开发中的能力,以取得竞争优势和较高的生产效率(Hsu和Fang, 2009^[19])。本研究将组织学习理解为实体零售企业不断获取线上线下新知识,从而改进自身经营行为以及优化自身发展战略的一种企业内部行为特征。组织学习理论认为,组织学习不仅有利于提高企业线上和线下渠道整合质量,而且能有效增强企业认识新知识价值、吸收新知识并将其用于商业目的的能力(Cohen和Levinthal, 1990^[20])。组织学习包括内部学习和外部学习,并通过鼓励组织与环境之间进行知识交流、学习和共享,继而提升企业资源整合能力(Chen和Zheng, 2022^[21])。其中,内部学习是指发生在组织内部的学习活动和过程,组织内部学习过程起自个体的知识创造,包含了组织成员对新知识的学习、创造和传播以及组织成员参与决策或其他管理方式的新思想。对于实体零售企业,内部学习可以帮助企业员工从内部获得知识和资源,并且有利于积累管理经验和完善工作流程等,进而有助于促进企业采用稳定调整的资源整合方式。外部学习则是指实体零售企业通过吸收能力识别、同化和利用外部知识,增加与外界进行信息交流的机会,进而增加企业获取知识和资源的途径。外部学习有利于增加实体零售企业从组织外部获得全渠道整合的先进经验。因此,组织学习对实体零售企业全渠道整合的积极影响

主要包括两个方面:一方面是通过吸收组织内外部环境的知识,加强上下游企业的关联程度,整合企业资源;另一方面则是通过分享和利用员工内部学习能力的提升,加快企业的资源重构和快速反应能力。组织学习能使知识和信息资源在组织的全渠道营销活动中更容易获取、更迅速地转换和更有效地应用,激励组织与环境之间、组织内部之间交流学习和共享全渠道营销知识,对实体零售企业全渠道整合能起到促进作用。据此,本文提出假设2:

H2: 组织学习正向影响实体零售企业全渠道整合,即组织学习中的内部学习和外部学习正向影响实体零售企业全渠道整合。

(三) IT能力对制度压力和组织学习影响实体零售企业全渠道整合的调节作用

根据资源基础观,全渠道整合程度取决于企业内部能力(Zhu等, 2015^[22])。当企业通过适当的能力部署其独特的异构资源时,可以实现卓越绩效(Vanpoucke等, 2017^[23])。研究表明,IT能力已成为许多创新和竞争活动的催化剂(McAfee和Brynjolfsson, 2008^[24])。IT能力是组织中应用的特定硬件和软件系统,以及与IT相关的组织过程,如供应链管理和客户关系管理(Bresnahan等, 2002^[25])。IT能力会影响企业的渠道整合(Wei等, 2014^[26])。全渠道整合也要求企业必须提供变革性技术(Wei等, 2014^[26]),如射频识别(RFID)、移动App和集中数据仓库,用以取得更好的企业创新效果。张广玲等(2017)^[27]指出,技术能力会调节企业在对跨渠道整合做出决策时出现的模仿、强制和规范同构行为,并在感知制度压力时顺应或抵触这些压力。事实上,IT能力不仅有利于实现全渠道零售中的自动化在线采购和订单履行流程(Luo等, 2016^[2]),还有助于帮助企业更好地接纳创新集体的规范准则(Zhu等, 2015^[22]),并更好地消化来自竞争对手的影响(张广玲等, 2017^[27])。IT能力被指出还涉及与不同职能团队和员工之间的知识交换,通过与其他组织资源互补,IT将有助于组织理解市场环境并采取行动(Luo等, 2016^[2])。研究表明,部署IT后的组织成员能更熟练和便捷地掌握各个商业智能系统,继而有效进行学习、访问和分析市场和顾客数据,最终更好地了解竞争挑战和机会。可见,企业IT能力越强,就越有助于数据、技术和业务的对接以及流程在全渠道之间的整合(Luo等, 2016^[2])。据此,本文提出假设3

和假设4:

H3: IT能力对制度压力与实体零售企业全渠道整合有正向调节作用。

H4: IT能力对组织学习与实体零售企业全渠道整合有正向调节作用。

(四) 营销动态能力对制度压力和组织学习影响实体零售企业全渠道整合的调节作用

动态能力是企业整合与重构组织现有资源与能力,以应对快速变化环境的二阶组织能力(Teece等,1997^[28])。为适应制度环境不确定性挑战,实体零售企业需更快、更有效率形成与之匹配的整合、构建和重组企业内外部资源的动态能力。企业面临越高的制度环境不确定性,越能感知到强烈的外部环境压力,就越迫切需要企业能够形成动态能力来适应变化的环境(吴小节等,2019^[29])。根据动态能力观理论,动态能力可以有效整合实体零售企业内外部资源来获取企业纵向整合战略所需的资源以及能力。而作为一种进阶的能力,营销动态能力则是动态能力与营销能力两者的结合。营销动态能力是企业建立、连接和配置技术与市场资源,以识别、创造和传递顾客价值的整合性组织流程(李巍,2015^[30])。一方面,营销动态能力可以通过对现有企业资源的重构与配置,进一步变革实体零售企业的组织创新,最终提升现有资源进行跨部门配置的效率和水平以及企业创新行为的综合效能;另一方面,面对环境变化和利益相关者需求的多元变化,营销动态能力也能够提高实体零售企业的商业模式创新(如技术创新、服务创新),进一步提升企业对利益相关者市场需求的响应速度和效率(Fang和Zou,2009^[31])。考虑到营销动态能力聚焦市场相关资源的企业重置和整合,使企业能有效应对外部环境(如制度压力)和内部条件(如组织学习)变化,从而促进企业的全渠道整合。因此,本文提出假设5和假设6:

H5: 营销动态能力对制度压力和实体零售企业全渠道整合有正向调节作用。

H6: 营销动态能力对组织学习和实体零售企业全渠道整合有正向调节作用。

(五) 财务资源对制度压力和组织学习影响实体零售企业全渠道整合的调节作用

财务资源是衡量企业资源是否丰裕的重要方式。基于资源冗余的形态定义,高财务资源对应财务资源

冗余概念,属于财务资源有良好流动性和转化性的一类。众多研究表明财务资源对企业研发投入和战略转型的重要影响(沈弋等,2018^[32])。实际上,从实体零售企业内部看,全渠道整合本身就可被认为是财务资源在公司内部重新分配的一个过程,财务资源是否丰裕是影响全渠道整合实现的重要调节因素。对于制度压力和组织学习而言,维护企业“合法性”和学习成本没有限定,属于管理者“自由斟酌裁量的支出”,因此财务资源是适应制度压力和促进组织学习的前提条件。对于实体零售企业来说,渠道整合模式转变非常昂贵,必须投资于架构、平台和系统的重新配置(Oh和Teo,2012^[33])。创新的发展伴随着高成本,信息系统整合需要巨额投资(Cao,2014^[34])。考虑到其存在固有风险和不可控性,且很难精准且完整地预测其实际需要,这导致具有一定程度的财务资源才能够保证全渠道整合的顺利进行。从资源基础观看,财务资源是实体零售企业全渠道整合得以实施的前提,资金的流动可增强其进行积极创新投资的能力。即财务资源需要能满足企业对创新进行长期投资(Satta等,2016^[35])。可见,在财务资源丰富的实体零售企业,各类决策的执行都有较高的资金保障,管理层也不易出现“厚此薄彼”的战略选择。制度“合法性”的转变以及组织内、外部的学习均需要长期的投入,对财务资源的依赖程度较高,财务资源丰富的实体零售企业能更好应对制度压力和组织学习。因此,财务资源有助于企业创新,在不确定情况下缓冲和应对外部环境风险和组织内部条件变化,从而促进全渠道整合。据此,本文提出假设7和假设8:

H7: 财务资源对制度压力和实体零售企业全渠道整合有正向调节作用。

H8: 财务资源对组织学习和实体零售企业全渠道整合有正向调节作用。

(六) 关系资源对制度压力和组织学习影响实体零售企业全渠道整合的调节作用

除财务资源外,关系资源对实体零售企业全渠道整合目标的实现也有重要的调节作用。资源基础观理论(RBV)回答了企业的异质性及企业如何实现和保持其竞争优势的问题(Ataseven和Nair,2017^[36])。RBV是检验关系重要性的一个重要理论视角(Chen等,2021^[37])。大量研究将关系视为一种关键的企业资源,为企业带来战略影响和竞争优势。从供应链的

角度看,关系被视为影响渠道整合程度的人际或组织联系,包括与客户和供应商的信息共享和战略合作(Cai等,2010^[38])。关系被视为促进渠道整合的无形和有价值的企业资源。为了实现实体零售企业全渠道整合的成功,需要促进合作行为以建立成员之间基于价值的关系。企业的关系资源越丰富,其对合作中具有相似知识和能力的人或组织就越具吸引力。作为影响实体零售企业全渠道整合的关键因素,已有研究表明,关系资源不仅有利于企业与其他资源所有者保持密切联系,以此来获得更多的市场信息,还能使很多无形资源在合作过程中显现,发挥其促进功能(肖萌和马钦海,2017^[39])。Zhou等(2010)^[40]和Tolstoy(2009)^[41]分别指出,关系资源可以通过信任积极促进知识传递和主动学习。Grover和Kohli(2012)^[42]也发现,关系资源越丰富,就越能削弱机会主义行为以减少不确定。基于此,实体零售企业全渠道整合离不开供应链网络中的无形资源,更离不开供应链成员间彼此的信任和承诺。供应链成员之间的良好关系资源使各成员更愿意分享知识和信息,提高全渠道整合水平。总之,关系资源建立了企业的垂直整合能力,有助于系统创新(Teece,1996^[43]),并最终影响到企业的渠道整合程度(Cao和Li,2018^[1])。据此,本文提出假设9和假设10:

H9: 关系资源对制度压力和实体零售企业全渠道整合有正向调节作用。

H10: 关系资源对组织学习和实体零售企业全渠道整合有正向调节作用。

综上所述,本文构建出实体零售企业全渠道整合实现机制模型,如图1所示。

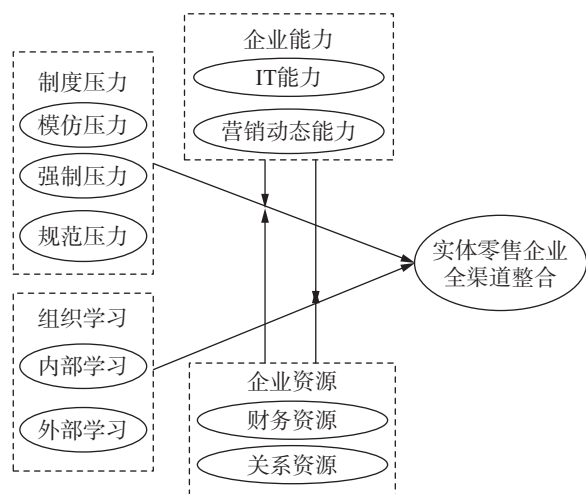


图1 实体零售企业全渠道整合实现机制研究模型

三、研究设计

(一) 测量和问卷开发

变量测量参考现有量表,借鉴Kauppi(2013)^[15]、Dimaggio等(1983)^[16]的研究,设计了模仿压力、强制压力和规范力量表,共9个题项;借鉴Hsu和Fang(2009)^[19]的研究,设计了内部学习和外部学习量表,共6个题项;借鉴张广玲等(2017)^[27]、Zhu和Kraemer(2005)^[44]、李巍(2015)^[30]的研究,设计了IT能力和营销动态力量表,共7个题项;借鉴Adomako和Ahsan(2022)^[45]、Shou等(2017)^[46]的研究,设计了财务资源和关系资源量表,共6个题项;借鉴Cao和Li(2018)^[1]、Oh和Teo(2010)^[47]的研究,设计了实体零售企业全渠道整合量表,共6个题项。上述测量量表均采用Likert7级量表,1代表“完全不同意”,7代表“完全同意”。在上述量表之后又加入了企业特征题项,并设计出相应的调查问卷。随后,对三名市场营销和零售管理领域的专家进行访谈并修改部分题项,最终形成正式调查问卷。

(二) 数据收集

本研究选择上海、广州、杭州、重庆、长沙、西安、南昌、昆明等地实体零售企业的营销管理者作为调查对象进行问卷调查。通过电话、邮件询问、QQ群、微信以及实地调查相结合的方式,联系实体零售企业中的营销部门高层或中层参与问卷调查。问卷调查前已对参与者做好了如保密承诺和问卷用途等指引工作,并对填写后的参与者支付了一定的报酬。共发放问卷500份,最终收回450份问卷数据,无效问卷17份,保留有效问卷433份。其中,所调查的实体零售企业员工规模在500人以上的占比48.7%,所调查的实体零售企业全渠道整合时间跨度在3年以上的占比48.3%,所调查的企业主要涉及百货商店、超级市场、大型综合市场、便利店、专卖店、专业店、购物中心、仓储式商场等零售业态,占比为94.8%。

四、实证检验与分析

(一) 信度和效度检验

本研究对调查数据进行统计分析,结果见表1。各潜变量的Cronbach's α 值均大于0.7,组合信度大

于0.7,说明量表信度较好。通过AMOS23.0软件进行验证性因子分析,各测项在对应潜变量上的标准化载荷大于0.6且显著,AVE均高于0.5,这表明问卷的收敛效度较好。

表1 验证性因子分析结果

构念	测项	因子载荷
模仿压力 Cronbach's α =0.812 CR=0.817; AVE=0.602	贵公司的主要竞争对手采用全渠道整合后受益匪浅	0.643***
	贵公司的主要竞争对手采用全渠道整合后深受顾客好评	0.866***
	贵公司的主要竞争对手采用全渠道整合后更具竞争力	0.801***
强制压力 Cronbach's α =0.834 CR=0.838; AVE=0.634	顾客认为贵公司应该采用全渠道整合	0.705***
	如果贵公司不满足顾客的全渠道购物需求,公司可能会减少利润	0.857***
	如果贵公司不满足顾客的全渠道购物需求,公司可能会陷入困境	0.819***
规范压力 Cronbach's α =0.870 CR=0.871; AVE=0.694	目前全渠道整合已被贵公司的供应商广泛采用	0.757***
	目前全渠道整合已被贵公司的主要顾客广泛采用	0.887***
	目前全渠道整合已被贵公司的竞争对手广泛采用	0.850***
内部学习 Cronbach's α =0.800 CR=0.803; AVE=0.576	贵公司具有总结和反思的习惯	0.750***
	贵公司善于对以前的工作进行反思,总结出经验或教训	0.806***
	贵公司善于从以前发生的事情中探索出规律性的东西	0.719***
外部学习 Cronbach's α =0.811 CR=0.814; AVE=0.593	贵公司善于从外部获取知识和经验	0.747***
	贵公司善于从外部得到咨询意见和指导	0.820***
	贵公司善于通过各种线上线下渠道(如书、刊物、网站等)获取知识	0.741***
IT能力 Cronbach's α =0.845 CR=0.847; AVE=0.651	贵公司可以使用信息系统管理订单和交货信息	0.731***
	贵公司可以使用信息管理系统与供应商共享库存信息	0.892***
	贵公司的IT技术人员能熟练安装和维护计算机系统	0.789***
营销动态能力 Cronbach's α =0.803 CR=0.805; AVE=0.508	贵公司能够及时察觉市场需求的重要变化	0.661***
	贵公司管理者能够针对市场重要变化快速地进行决策	0.713***
	贵公司擅长使用多种营销手段向顾客进行推广	0.695***
	贵公司各职能部门在面对重要市场变化时能够统一思想和行动	0.778***
财务资源 Cronbach's α =0.734 CR=0.828; AVE=0.616	贵公司资金储备充足,能够很好地满足日常经营需要	0.764***
	贵公司拥有通畅的筹资渠道,且可以获得较低的筹资成本	0.761***
	贵公司拥有额外的应急资金来应对突发事件	0.828***
关系资源 Cronbach's α =0.850 CR=0.851; AVE=0.656	贵公司与业务合作伙伴建立了密切的合作	0.766***
	贵公司常与业务合作伙伴进行信息的共享	0.851***
	贵公司倾向于招聘沟通能力强的员工	0.811***
实体零售企业全渠道整合 Cronbach's α =0.912 CR=0.913; AVE=0.637	贵公司网站会提供实体店的地址和联系信息来宣传实体店	0.723***
	贵公司实体店和网站的产品/服务价格是一致的	0.787***
	贵公司实体店和网站中产品/服务描述是一致的	0.792***
	贵公司实体店能为顾客提供网站服务,以便订购缺货商品	0.877***
	贵公司的顾客可以任意选择提货店铺	0.825***
	店内顾客服务中心接受在线购买产品的退货、维修或更换	0.777***

注:***代表 $p < 0.001$ 。

表2中给出了量表10个维度的均值、标准差、相关系数、AVE均方根。其中,实体零售企业全渠道整合的均值为5.018,体现了所调研的实体零售企

业具有一定的全渠道整合水平。此外,各维度的AVE均方根都高于维度之间的相关系数,说明问卷的区别效度较好。

表2 AVE均方根及潜变量相关系数矩阵

变量	均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
模仿压力	4.726	1.181	0.776									
强制压力	4.453	1.289	0.489	0.796								
规范压力	4.201	1.317	0.664	0.659	0.833							
内部学习	4.932	1.069	0.593	0.587	0.564	0.759						
外部学习	4.651	1.144	0.614	0.653	0.638	0.660	0.770					
IT能力	4.829	1.146	0.491	0.576	0.538	0.600	0.658	0.807				
营销动态能力	4.954	0.970	0.537	0.562	0.526	0.589	0.669	0.674	0.713			
财务资源	4.552	1.211	0.584	0.643	0.633	0.690	0.517	0.666	0.661	0.785		
关系资源	4.883	1.120	0.517	0.582	0.561	0.681	0.512	0.604	0.607	0.616	0.810	
全渠道整合	5.018	1.022	0.476	0.489	0.451	0.556	0.504	0.558	0.616	0.539	0.585	0.798

注: 对角线上的数字是 AVE 的均方根。

(二) 共同方法偏差和多重共线性检验

为避免由同一位被试者填写问卷造成的数据共同方法偏差问题,本研究使用 Harman 单因素分析法,对 433 份问卷进行共同方法偏差检验。分析结果显示,所有特征根大于 1 的因子的总变异解释量为 61.858%,其中第一个主成分的变异解释量为 26.975%,未超过建议值的 50%,表明此次问卷调查的共同方法偏差对研究结果影响不是很大。同时,本文通过检验方差膨胀系数(VIF)来排除潜在的多重共线性问题。检验结果显示,变量之间的 VIF 最大值为 1.358,未超过建议值 5,说明研究模型不存在严重的多重共线性问题。

(三) 假设检验

1. 制度压力和组织学习对实体零售企业全渠道整合的影响关系检验。

本文运用 AMOS23.0 软件对主效应模型进行检验,采用最大似然估计法检验,结果显示模型拟合指数为: $\chi^2/df = 2.216 < 3$, $NFI = 0.940$ 、 $IFI = 0.966$ 、 $GFI = 0.927$ 、 $CFI = 0.966$ 、 $TLI = 0.957$ 均大于 0.9 的标准值, $RMSEA = 0.053$ 小于 0.08 的标准值,表明模型拟合情况很好。假设检验结果见表 3, H1 和 H2 均获得支持。根据路径系数比较发现,模仿压力比强制压力、规范压力对实体零售企业全渠道整合的正向影响程度更高,内部学习比外部学习对实体零售企业全渠道整合的正向影响程度更高。

表3 假设检验结果

假设	假设路径关系	标准路径系数	t 值	结论
H1	模仿压力→全渠道整合	0.214 ***	3.252	支持
	强制压力→全渠道整合	0.211 **	2.797	支持
	规范压力→全渠道整合	0.149 *	2.306	支持
H2	内部学习→全渠道整合	0.409 ***	6.713	支持
	外部学习→全渠道整合	0.193 **	3.170	支持

注: *代表 $p < 0.05$; **代表 $p < 0.01$; ***代表 $p < 0.001$ 。下同。

2. IT能力对制度压力和组织学习影响实体零售企业全渠道整合的调节作用检验。

本文通过 SPSS 软件中的 PROCESS 宏插件对制度压力(模仿压力、强制压力、规范压力)和组织学习(内部学习、外部学习)影响实体零售企业全渠道整合关系中的调节效应进行检验。将全渠道整合时间跨度、企业规模、零售业态类型作为控制变量加入模型中,同时对自变量和调节变量进行中心化处理。结果显示,模仿压力、强制压力、规范压力和 IT 能力的交互项显著正向影响实体零售企业全渠道整合 ($\beta_1 = 0.075$, $t = 2.882$; $\beta_2 = 0.086$, $t = 3.413$; $\beta_3 = 0.097$, $t = 4.386$); 内部学习、外部学习和 IT 能力的交互项显著正向影响实体零售企业全渠道整合 ($\beta_4 = 0.102$, $t = 3.382$; $\beta_5 = 0.094$, $t = 3.631$)。为检验 IT 能力处于不同水平时制度压力和组织学习对实体零售企业全渠道整合的直接效应强弱,利用 Bootstrap 重复抽样进行检验,抽样次数为 5 000 次。

结果如表4所示,企业的高IT能力较之低IT能力更能提升制度压力和组织学习对实体零售企业全渠道整合的促进作用。综上所述, H3和H4获得完全支持。

表4 IT能力对制度压力和组织学习影响实体零售企业全渠道整合的直接路径比较

变量	具体路径	高IT能力				低IT能力			
		效应值	p值	Boot LLCI	Boot ULCI	效应值	p值	Boot LLCI	Boot ULCI
制度压力	模仿压力→全渠道整合	0.320	0.000	0.223	0.416	0.147	0.021	0.053	0.240
	强制压力→全渠道整合	0.287	0.000	0.198	0.376	0.091	0.063	-0.005	0.187
	规范压力→全渠道整合	0.259	0.000	0.178	0.340	0.036	0.437	-0.055	0.126
组织学习	内部学习→全渠道整合	0.469	0.000	0.356	0.581	0.234	0.000	0.134	0.334
	外部学习→全渠道整合	0.314	0.000	0.210	0.418	0.099	0.079	-0.011	0.209

3. 营销动态能力对制度压力和组织学习影响实体零售企业全渠道整合的调节作用检验。

本研究对营销动态能力的调节效应检验表明,模仿压力、强制压力、规范压力和营销动态能力的交互项显著正向影响实体零售企业全渠道整合 ($\beta_1 = 0.063, t = 2.399; \beta_2 = 0.078, t = 3.171; \beta_3 = 0.054, t = 2.520$); 外部学习和营销动态能力的交互项显著正向影响实体零售企业全渠道整合 ($\beta_5 = 0.066, t = 2.031$), 内部学习和营销动态能力的交互项对实体

零售企业全渠道整合的影响不显著 ($\beta_4 = 0.031, t = 1.147$)。为检验营销动态能力在不同水平时制度压力和组织学习对实体零售企业全渠道整合的直接效应强弱,利用Bootstrap重复抽样进行检验,抽样次数为5000次。表5显示,高营销动态能力较之低营销动态能力更能提升制度压力和外部学习对实体零售企业全渠道整合的促进作用。综上所述, H5获得完全支持, H6获得部分支持。

表5 营销动态能力对制度压力和组织学习影响实体零售企业全渠道整合的直接路径比较

变量	具体路径	高营销动态能力				低营销动态能力			
		效应值	p值	Boot LLCI	Boot ULCI	效应值	p值	Boot LLCI	Boot ULCI
制度压力	模仿压力→全渠道整合	0.170	0.001	0.087	0.252	0.049	0.254	-0.035	0.132
	强制压力→全渠道整合	0.169	0.000	0.093	0.244	0.018	0.659	-0.062	0.098
	规范压力→全渠道整合	0.120	0.005	0.053	0.188	0.015	0.707	-0.063	0.093
组织学习	内部学习→全渠道整合	0.076(ns)	0.252	-0.022	0.084	0.025(ns)	0.383	-0.044	0.115
	外部学习→全渠道整合	0.167	0.001	0.065	0.268	0.057	0.270	-0.045	0.161

注: ns代表不显著。

4. 财务资源对制度压力和组织学习影响实体零售企业全渠道整合的调节作用检验。

本研究将运营时间、企业规模、零售业态类型作为控制变量加入模型中,对自变量和调节变量进行中心化处理。对财务资源的调节效应检验表明,模仿压力、强制压力、规范压力和财务资源的交互项显著正向影响实体零售企业全渠道整合 ($\beta_1 = 0.098, t = 4.343; \beta_2 = 0.102, t = 4.715; \beta_3 = 0.104, t = 5.001$); 内部学习、外部学习和财务资源的交互项显著正向影

响实体零售企业全渠道整合 ($\beta_4 = 0.124, t = 5.306; \beta_5 = 0.110, t = 4.968$)。为检验财务资源处于不同水平时制度压力和组织学习对实体零售企业全渠道整合的直接效应强弱,利用Bootstrap重复抽样进行检验,抽样次数为5000次。结果如表6所示,企业的高财务资源较之低财务资源更能提升制度压力和组织学习对实体零售企业全渠道整合的促进作用。综上所述, H7和H8均获得完全支持。

表6 财务资源对制度压力和组织学习影响实体零售企业全渠道整合的直接路径比较

变量	具体路径	高财务资源				低财务资源			
		效应值	p值	Boot LLCI	Boot ULCI	效应值	p值	Boot LLCI	Boot ULCI
制度压力	模仿压力→全渠道整合	0.331	0.000	0.234	0.429	0.093	0.060	-0.041	0.190
	强制压力→全渠道整合	0.312	0.000	0.219	0.405	0.064	0.184	-0.031	0.159
	规范压力→全渠道整合	0.250	0.000	0.162	0.338	-0.002	0.968	-0.097	0.093

续前表

变量	具体路径	高财务资源				低财务资源			
		效应值	p 值	Boot LLCI	Boot ULCI	效应值	p 值	Boot LLCI	Boot ULCI
组织学习	内部学习→全渠道整合	0.511	0.000	0.394	0.628	0.209	0.002	0.101	0.318
	外部学习→全渠道整合	0.230	0.016	0.043	0.416	-0.037	0.681	-0.215	0.140

5. 关系资源对制度压力和组织学习影响实体零售企业全渠道整合的调节作用检验。

本研究对关系资源的调节效应检验表明, 模仿压力、强制压力、规范压力和关系资源的交互项显著正向影响实体零售企业全渠道整合 ($\beta_1 = 0.085, t = 3.191; \beta_2 = 0.118, t = 4.718; \beta_3 = 0.106, t = 4.863$); 内部学习、外部学习和关系资源的交互项显著正向影响实体零售企业全渠道整合 ($\beta_4 = 0.091, t = 3.328$;

$\beta_5 = 0.117, t = 4.528$)。为检验关系资源处于不同水平时制度压力和组织学习对实体零售企业全渠道整合的直接效应强弱, 利用 Bootstrap 重复抽样进行检验, 抽样次数为 5 000 次。结果如表 7 所示, 高关系资源较之低关系资源更能提升制度压力和组织学习对实体零售企业全渠道整合的促进作用。综上所述, H9 和 H10 均获得完全支持。

表 7 关系资源对制度压力和组织学习影响实体零售企业全渠道整合的直接路径比较

变量	具体路径	高关系资源				低关系资源			
		效应值	p 值	Boot LLCI	Boot ULCI	效应值	p 值	Boot LLCI	Boot ULCI
制度压力	模仿压力→全渠道整合	0.297	0.000	0.203	0.391	0.108	0.027	0.012	0.203
	强制压力→全渠道整合	0.299	0.000	0.210	0.384	0.033	0.491	-0.061	0.126
	规范压力→全渠道整合	0.235	0.000	0.156	0.314	-0.002	0.960	-0.092	0.087
组织学习	内部学习→全渠道整合	0.393	0.000	0.277	0.509	0.190	0.001	0.080	0.300
	外部学习→全渠道整合	0.266	0.000	0.161	0.372	0.004	0.948	-0.112	0.120

6. 企业特征因素对实体零售企业全渠道整合的影响检验。

了解企业特征对实体零售企业全渠道整合的影响差异, 本研究进一步运用方差分析法检验不同企业特征的实体零售企业全渠道整合差异。表 8 显示, 企

业规模、全渠道整合时间跨度和零售业态类型对实体零售企业全渠道整合的影响有显著差异。其中, 员工规模大、全渠道整合时间跨度长、零售业态类型为超级市场、专卖店、便利店和仓储式商场的实体零售企业全渠道整合程度更高。

表 8 方差分析结果

项目		样本量	全渠道整合程度	F 值
企业规模	≤100 人	48	4.444	8.920**
	101~500 人	174	4.558	
	501~1 000 人	163	5.247	
	≥1 001 人	48	5.823	
全渠道整合时间跨度	1 年以下	35	4.580	9.224**
	1 年至 3 年	189	4.886	
	3 年至 5 年	109	5.201	
	5 年以上	100	5.405	
零售业态类型	百货店	54	4.433	6.501*
	超级市场	24	5.390	
	大型综合市场	30	5.175	
	便利店	55	5.253	

续前表

项目		样本量	全渠道整合程度	F 值
零售业态类型	专卖店	71	5.615	6.501*
	专业店	77	4.912	
	购物中心	43	4.408	
	仓储式商场	50	5.231	
	其他	29	4.745	

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文基于 TOE 理论，通过构建一个实体零售企业全渠道整合实现机制研究模型，以对 433 份实体零售企业管理者问卷调查数据为样本，采用结构方程建模和 Bootstrap 方法，从制度压力、组织学习、企业能力和企业资源四类影响因素检验了实体零售企业全渠道整合实现机制，得到以下主要研究结论。

第一，制度压力和组织学习能够有效促进实体零售企业提升全渠道整合水平。研究表明，制度压力中的模仿压力、强制压力和规范压力均对实体零售企业全渠道整合有正向影响，其中，模仿压力相比强制压力和规范压力更有助于促进实体零售企业全渠道整合。实体零售企业只有积极应对和化解来自合作伙伴、竞争对手、顾客和分销渠道成员等利益相关者方面的压力，才能有效实现和提升全渠道整合水平。并且，研究又发现，组织学习中的内部学习和外部学习对实体零售企业全渠道整合也有正向影响，其中，内部学习相比外部学习更有助于促进实体零售企业全渠道整合。因此，实体零售企业需要不断提升组织的内部学习和外部学习能力，从而为企业实现和提升全渠道整合水平提供智力支持。本研究运用制度理论和组织学习理论，从企业外部制度环境和内部组织学习两个方面深入探索了实体零售企业全渠道整合实现机制的研究结论，从而拓展了制度理论和组织学习理论的应用范畴，对实体零售企业在新零售环境中通过适应制度环境和加强组织学习来提升全渠道整合水平提供了理论借鉴。

第二，企业能力在制度压力和组织学习对实体零售企业全渠道整合的影响关系中具有正向调节作用。在实体零售企业的全渠道运营中，IT 能力和营销动态能力是影响全渠道整合的两类重要企业能力因素，两者在技术层面促进了实体零售企业全渠道整合。研究表明，IT 能力对模仿压力、强制压力、规范压力

以及内部学习、外部学习影响实体零售企业全渠道整合的关系有正向调节作用，而营销动态能力对模仿压力、强制压力、规范压力以及外部学习影响实体零售企业全渠道整合的关系有正向调节作用。因此，实体零售企业只有不断加强 IT 能力和营销动态能力的构建，才能有效提升制度压力和组织学习对实体零售企业全渠道整合的促进作用。本研究运用资源基础观和动态能力理论，从 IT 能力和营销动态能力两个方面拓展了实体零售企业全渠道整合实现机制和边界条件，为实体零售企业能力的构建提供了依据。

第三，企业资源在制度压力和组织学习对实体零售企业全渠道整合的影响关系中具有正向调节作用。在实体零售企业的全渠道运营中，财务资源和关系资源是影响实体零售企业全渠道整合的两类重要企业资源因素，两者在组织资源层面促进了实体零售企业全渠道整合。研究发现，财务资源和关系资源均对模仿压力、强制压力、规范压力以及内部学习、外部学习影响实体零售企业全渠道整合的关系有正向调节作用。因此，只有当实体零售企业的财务资源和关系资源能真正满足全渠道整合实践需要时，才能有效提升制度压力和组织学习对实体零售企业全渠道整合水平的促进作用。本研究进一步运用资源基础观理论，从财务资源和关系资源两个方面拓展了实体零售企业全渠道整合实现机制和边界条件，为实体零售企业全渠道整合中对企业资源的获取、配置和利用提供了依据。

第四，不同企业特征的实体零售企业全渠道整合水平具有差异。在全渠道运营中，企业规模、全渠道整合时间跨度和零售业态类型是促进或制约实体零售企业全渠道整合实现机制的三类重要企业特征因素。研究发现，不同企业规模、全渠道整合时间跨度和零售业态类型的实体零售企业全渠道整合水平具有显著差异。其中，对于员工规模越大、全渠道整合时间跨度越长以及零售业态类型为超级市场、便利店、专卖店、仓储式商场的实体零售企业，其全渠道整合水平更高。可见，实体零售企业全渠道整合水平与企业规

模、全渠道整合时间跨度、零售业态密切相关,具有较大规模和较长时间全渠道整合经验的实体零售企业在实现全渠道整合的运行机制中更具竞争优势。本研究从企业特征角度进一步拓展了实体零售企业全渠道整合实现机制,为缩小不同企业特征的实体零售企业全渠道整合水平的差距提供了参考。

(二) 管理启示

第一,实体零售企业在全渠道整合实践中积极应对制度压力和加强组织学习。一方面,实体零售企业着重将制度环境因素纳入全渠道整合战略计划和实施动机中,将制度压力视为促进实体零售企业全渠道整合的重要外部动力,积极、主动地响应来自外部制度环境中的模仿压力、强制压力和规范压力。因此,实体零售企业应制定科学合理的规章制度,促进企业更好地设计和实施全渠道整合战略决策,充分借鉴竞争企业的先进全渠道整合经验和做法,将竞争压力转化为全渠道运营的创新动力。并且,积极为顾客营造线上线下无缝购物体验,满足顾客在线上线下的全渠道购物需求。另外,实体零售企业应加强与全渠道系统成员如供应商、制造商、分销商、物流企业、金融机构、媒介等上下游成员的合作,满足全渠道系统成员的整合期望和共同规范,以利益相关者为向来提升全渠道整合质量。另一方面,实体零售企业应持续加强组织的内部学习和外部学习,从内而外了解、掌握全渠道整合的先进知识。具体而言,实体零售企业可以通过建立致力于全渠道合作与互惠的组织文化来促进不同部门或层级之间信息交流,从而提升实体零售企业组织内部成员的全渠道整合战略意识和行动能力。并且,企业还应加强外部学习,鼓励内部成员与外部的渠道成员和消费者进行知识、信息交流,从外部获取全渠道整合经验。

第二,实体零售企业应积极构建有助于实现全渠道整合运行机制的企业能力。一方面,企业能力中的IT能力是实现实体零售企业线上线下全渠道运营和整合的基础,实体零售企业在全渠道运营实践中要科学设计和构建IT能力,有效开发运行可靠的全渠道运营信息系统和掌握、运用先进的全渠道交易技术,如电子数据交换系统、电子支付系统、呼叫中心等。企业的IT技术人员应根据实体零售企业全渠道整合业务的需要有效开发相应软件,能及时帮助和解决全渠道整合过程中出现的技术问题,从而更好地响应顾客的全渠道购物需求。并且,实体零售企业应打造基于大数据、云计算和人工智能技术的线上线下全渠

道供需流程整合以及实现供需匹配,促进线上线下渠道的资源交换、营销协调和业务匹配。另一方面,实体零售企业应积极提升全渠道市场运作能力,从而整合全渠道营销资源以满足用户的全渠道购物体验。因此,实体零售企业应能及时洞察和响应新零售市场的变化趋势,加强营销部门与其他职能部门以及渠道成员的紧密协作,围绕有效满足全渠道消费需求开展全渠道营销工作。并且,实体零售企业要确保线上线下营销资源的部署效率,综合使用多种营销手段向线上线下目标顾客群体推广并开展有效、深入和统一的营销沟通,促进全渠道整合策略对制度环境和组织学习的动态适应。

第三,实体零售企业应积极增加和丰富有助于实现全渠道整合运行机制的企业资源。实体零售企业在全渠道整合实践中既要注重财务资源的获取和保障,又要重视关系资源的积累。一方面,实体零售企业在全渠道整合运营中要加强财务资源的获取、配置和利用,避免财务资源浪费。企业的财务状况应能有效满足全渠道整合战略的计划和实施,为全渠道运营积极开拓畅通的融资渠道并降低融资成本,将资金重点满足和用于全渠道整合系统的改进以及为顾客营造无缝的购物体验场景,实现全渠道购物场景的多元化和个性化布局。另一方面,实体零售企业要与线上线下业务伙伴建立密切的合作关系,积极与供应链成员进行信息共享,加强全渠道供应链关系管理。在内部员工层面,实体零售企业应积极招聘沟通能力强的员工,强化对员工的技能培训,提升员工在全渠道情境中与顾客互动的水平。在外部利益相关者层面,实体零售企业应大力建设数字平台来构筑和强化与顾客、供应商、媒介等利益相关者的协作关系,不断强化渠道成员和顾客之间的信任关系,从而促进全渠道整合水平的提升。

第四,实体零售企业应根据企业特征差异来进一步优化全渠道整合实现机制。一方面,企业规模越大、全渠道整合时间跨度越长以及零售业态类型为超级市场、便利店、专卖店、仓储式商场的实体零售企业,在全渠道整合运营上只是具有相对优势,仍然需要继续提升其全渠道整合水平。比如,促进这些类型的实体零售企业在线上线下服务价格和产品描述的一致性,确保线上线下相互支持促销宣传、促销活动以及售前、售中和售后服务,促进顾客在线上线下无缝迁徙和自由购物。另一方面,规模较小的实体零售企业更应积极进行零售数字化转型,加强与线上平台企

业的合作以及努力自建电商系统,持续改善和优化线上线下整合能力,不断扩大线上线下综合销售量、整体市场规模和品牌知名度。并且,政府和行业协会应积极指导实体零售企业加强零售业态的科学规划、布局和建设,注重加强百货商店、综合市场、专业店、购物中心等零售业态的线上线下整合以及全渠道运营水平。此外,实体零售企业全渠道整合应坚持长期导向和稳健发展的经营方针,防范过度过快扩张的风险,专注于全渠道运营系统的持续优化和完善,不断提升全渠道整合水平。

(三) 研究局限与展望

关于实体零售企业全渠道整合实现机制的问题,是一个仍然需要进一步研究的重要课题,其中与本文内容直接相关的以下三点值得未来进行深入探讨:其一,本研究主要通过问卷调查方式获取基于样本企业

营销管理者主观评价的横断面数据,存在一定的主观倾向和静态性,未来可采用搜集来自实体零售企业全渠道整合的真实客观经营数据进行实证分析。其二,本研究只从总体维度层面分析了实体零售企业全渠道整合的影响因素及实现机制,由于全渠道整合可细分为促销信息整合、产品价格信息整合、订单执行整合、顾客服务整合等次级维度,未来可对实体零售企业全渠道整合的维度结构进一步分类并探讨不同维度的实现机制及其差异。其三,本文只从企业能力和企业资源两个方面分析了实体零售企业全渠道整合实现过程中的调节机制及边界条件,未来可基于开放系统理论,更广泛地聚焦企业内外部重要因素,进一步检验行业竞争性、顾客异质性、企业协调渠道冲突和矛盾的双元能力、高管经验等因素在实体零售企业全渠道整合实现过程中的调节作用。

参考文献

- [1] Cao L, Li L. Determinants of Retailers' Cross-channel Integration: An Innovation Diffusion Perspective on Omni-channel Retailing [J]. *Journal of Interactive Marketing*, 2018, 44 (10): 1-16.
- [2] Luo J, Fan M, Zhang H. Information Technology, Cross-channel Capabilities, and Managerial Actions: Evidence from the Apparel Industry [J]. *Journal of the Association for Information Systems*, 2016, 17 (5): 308-327.
- [3] Steinfeld C, Adelaar T, Liu F. Click and Mortar Strategies Viewed from the Web: A Content Analysis of Features Illustrating Integration between Retailers' Online and Offline Presence [J]. *Electronic Markets*, 2005, 15 (3): 199-212.
- [4] Lee H H, Kim J. Investigating Dimensionality of Multichannel Retailer's Cross-channel Integration Practices and Effectiveness: Shopping Orientation and Loyalty Intention [J]. *Journal of Marketing Channels*, 2010, 17 (4): 281-312.
- [5] Brynjolfsson E, Hu Y J, Rahman M S. Competing in the Age of Omnichannel Retailing [J]. *Mit Sloan Management Review*, 2013, 54 (4): 23-29.
- [6] Cai Y J, Lo C K Y. Omni-channel Management in the New Retailing Era: A Systematic Review and Future Research Agenda [J]. *International Journal of Production Economics*, 2020, 229: 107729.
- [7] Saghir S, Wilding R, Mena C, et al. Toward A Three-dimensional Framework for Omni-channel [J]. *Journal of Business Research*, 2017, 77 (1): 53-67.
- [8] 任成尚. 全渠道整合对消费者满意度的影响研究: 基于消费者感知赋权的视角 [J]. *上海管理科学*, 2018 (1): 29-33.
- [9] Zhang M, Ren C, Wang G A, et al. The Impact of Channel Integration on Consumer Responses in Omni-channel Retailing: The Mediating Effect of Consumer Empowerment [J]. *Electronic Commerce Research and Applications*, 2018, 28: 181-193.
- [10] Verhoef P C, Kannan P K, Inman J J. From Multi-channel Retailing to Omni-channel Retailing: Introduction to the Special Issue on Multi-channel Retailing [J]. *Journal of Retailing*, 2015, 91 (2): 174-181.
- [11] 庄贵军, 邓琪, 卢亭宇. 跨渠道整合的研究述评: 内涵, 维度与理论框架 [J]. *商业经济与管理*, 2019 (12): 30-41.
- [12] Rigby D. The Future of Shopping [J]. *Harvard Business Review*, 2011, 89 (12): 65-76.
- [13] Cao L, Li L. The Impact of Cross-channel Integration on Retailers' Sales Growth [J]. *Journal of Retailing*, 2015, 91 (2): 198-216.
- [14] Gallino S, Moreno A, Stamatopoulos I. Channel Integration, Sales Dispersion, and Inventory Management [J]. *Management Science*, 2017, 63 (9): 2813-2831.
- [15] Kauppi K. Extending the Use of Institutional Theory in Operations and Supply Chain Management Research: Review and Research Suggestions [J]. *International Journal of Operations & Production Management*, 2013, 33 (10): 1318-1345.
- [16] DiMaggio P J, Powell W W. The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields [J]. *American Sociological Review*, 1983, 48 (2): 147-160.
- [17] Teo H H, Wei K K, Benbasat I. Predicting Intention to Adopt Interorganizational Linkages: An Institutional Perspective [J]. *MIS Quarterly*, 2003, 27 (1): 19-49.
- [18] Lai K, Wong C W Y, Cheng T C E. Institutional Isomorphism and the Adoption of Information Technology for Supply Chain Management [J]. *Computers in Industry*, 2006, 57 (1): 93-98.

- [19] Hsu Y H, Fang W. Intellectual Capital and New Product Development Performance: The Mediating Role of Organizational Learning Capability [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2009, 76 (5): 664-677.
- [20] Cohen W M, Levinthal D A. Absorptive Capacity: A New Perspective on Learning and Innovation [J]. *Administrative Science Quarterly*, 1990, 35 (1): 128-152.
- [21] Chen S, Zheng J. Influence of Organizational Learning and Dynamic Capability on Organizational Performance of Human Resource Service Enterprises: Moderation Effect of Technology Environment and Market Environment [J]. *Frontiers in Psychology*, 2022, 13: 889327.
- [22] Zhu Z, Zhao J, Tang X, et al. Leveraging E-business Process for Business Value: A Layered Structure Perspective [J]. *Information & Management*, 2015, 52 (6): 679-691.
- [23] Vanpoucke E, Vereecke A, Muylle S. Leveraging the Impact of Supply Chain Integration through Information Technology [J]. *International Journal of Operations & Production Management*, 2017, 37 (4): 510-530.
- [24] McAfee A, Brynjolfsson E. Investing in the IT That Makes a Competitive Difference [J]. *Harvard Business Review*, 2009, 86 (7/8), 98-107.
- [25] Bresnahan T F, Brynjolfsson E, Hitt L M. Information Technology, Workplace Organization, and the Demand for Skilled Labor: Firm-level Evidence [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117 (1): 339-376.
- [26] Wei S, Liu H, Ke W, et al. Mediating Effects of Supply Chain Integration: From IT Capability to Firm Performance [C]. *International Conference on Information Systems (ICIS)*, Auckland, New Zealand, 2014: 14-17.
- [27] 张广玲, 刘晨晨, 王辉, 王凤玲. 制度压力与跨渠道整合程度关系研究: 企业能力的调节作用 [J]. *营销科学学报*, 2017 (2): 107-126.
- [28] Teece D J, Pisano G, Shuen A. Dynamic Capabilities and Strategic Management [J]. *Strategic Management Journal*, 1997, 18 (7): 509-533.
- [29] 吴小节, 陈晓纯, 彭韵妍, 汪秀琼. 制度环境不确定性对企业纵向整合模式的影响机制: 认知偏差与动态能力的作用 [J]. *管理评论*, 2019 (6): 169-185.
- [30] 李巍. 营销动态能力的概念与量表开发 [J]. *商业经济与管理*, 2015 (2): 68-77.
- [31] Fang E, Zou S. Antecedents and Consequences of Marketing Dynamic Capabilities in International Joint Ventures [J]. *Journal of International Business Studies*, 2009, 40 (5): 742-761.
- [32] 沈弋, 徐光华, 钱明. 慈善捐赠、研发投入与财务资源的调节作用——基于战略互动视角 [J]. *管理评论*, 2018 (2): 159-171.
- [33] Oh L B, Teo H H, Sambamurthy V. The Effects of Retail Channel Integration through the Use of Information Technologies on Firm Performance [J]. *Journal of Operations Management*, 2012, 30 (5): 368-381.
- [34] Cao L. Business Model Transformation in Moving to A Cross-channel Retail Strategy: A Case Study [J]. *International Journal of Electronic Commerce*, 2014, 18 (4): 69-96.
- [35] Satta G, Parola F, Penco L, et al. Insights to Technological Alliances and Financial Resources as Antecedents of High-tech Firms' Innovative Performance [J]. *R&D Management*, 2016, 46 (S1): 127-144.
- [36] Ataseven C, Nair A. Assessment of Supply Chain Integration and Performance Relationships: A Meta-analytic Investigation of the Literature [J]. *International Journal of Production Economics*, 2017, 185 (C): 252-265.
- [37] Chen M J, Michel J G, Lin W. Worlds Apart? Connecting Competitive Dynamics and the Resource-based View of the Firm [J]. *Journal of Management*, 2021, 47 (7): 1820-1840.
- [38] Cai S, Jun M, Yang Z. Implementing Supply Chain Information Integration in China: The Role of Institutional Forces and Trust [J]. *Journal of Operations Management*, 2010, 28 (3): 257-268.
- [39] 肖萌, 马钦海. 顾客资源对价值共创能力的影响机制——资源整合的中介作用 [J]. *技术经济*, 2017 (9): 76-84.
- [40] Zhou S, Siu F, Wang M. Effects of Social Tie Content on Knowledge Transfer [J]. *Journal of Knowledge Management*, 2010, 14 (3): 449-463.
- [41] Tolstoy D. Knowledge Combination and Knowledge Creation in A Foreign-market Network [J]. *Journal of Small Business Management*, 2009, 47 (2): 202-220.
- [42] Grover V, Kohli R. Cocreating IT Value: New Capabilities and Metrics for Multifirm Environments [J]. *Mis Quarterly*, 2012, 36 (1): 225-232.
- [43] Teece D J. Firm Organization, Industrial Structure, and Technological Innovation [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 1996, 31 (2): 193-224.
- [44] Zhu K, Kraemer K L. Post-adoption Variations in Usage and Value of E-business by Organizations: Cross-country Evidence from the Retail Industry [J]. *Information Systems Research*, 2005, 16 (1): 61-84.
- [45] Adomako S, Ahsan M. Entrepreneurial Passion and SMEs' Performance: Moderating Effects of Financial Resource Availability and Resource Flexibility [J]. *Journal of Business Research*, 2022, 144: 122-135.
- [46] Shou Y, Shao J, Chen A. Relational Resources and Performance of Chinese Third-party Logistics Providers: The Mediating Role of Innovation Capability [J]. *International Journal of Physical Distribution & Logistics Management*, 2017, 47 (9): 864-883.
- [47] Oh L B, Teo H H. Consumer Value Co-creation in A Hybrid Commerce Service-delivery System [J]. *International Journal of Electronic Commerce*, 2010, 14 (3): 35-62.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

大股东控制权与所有权分离度对企业现金分红影响研究

——基于中国分红监管政策调节效应的实证检验

The Research on the Impact of Separation of Ownership and Control of Major Shareholders on Cash Dividends of Enterprises: An Empirical Test Based on the Moderating Effect of China's Dividend Regulatory Policies

吴国鼎

WU Guo-ding

[摘要] 分红监管政策对于两权分离度与现金分红之间的关系具有调节效应。笔者以 2004—2018 年中国沪深 A 股市场中上市企业的相关数据,从样本总体以及区分监管政策类型、企业所有制类型、企业所处地区市场化程度等维度,实证检验了两权分离度对企业现金分红的影响及其间分红监管政策发挥的调节效应。检验结果证实:两权分离度对企业现金分红有负向影响,但是半强制分红政策削弱了这种负向影响;区分所有制类型检验证实,半强制分红政策对国有企业中两权分离度与现金分红之间关系的调节效应更大;区分企业所处地区市场化程度检验证实,半强制分红政策对低市场化程度地区之企业两权分离度与现金分红之间关系的调节效应更大;实施差异化分红政策增强成长期企业中两权分离度与现金分红之间的负向关系,削弱成熟期企业中两权分离度与现金分红之间的负向关系。本文的研究结论拓展了宏观经济政策下的企业代理理论,能够为改进监管政策以及提高公司治理水平提供理论依据。

[关键词] 两权分离度 分红监管政策 现金分红 企业类型

[中图分类号] F276.6 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 07-0113-16

Abstract: The dividend regulatory policies have a moderating effect on the relationship between the separation of ownership and control and cash dividends. Based on the data of listed enterprises in China's Shanghai and Shenzhen A-share markets from 2004 to 2018, the author empirically tests the impact of the separation of ownership and control on cash dividends and the moderating effect of dividend regulatory policies by distinguishing between the types of regulatory policies, types of enterprise ownership, and the degree of marketization in the region where the enterprise is located. The study found that the degree of separation of ownership and control has a negative impact on corporate cash dividends, but the semi mandatory dividend regulatory policies have weakened this negative impact. Distinguishing ownership types, the semi mandatory regulatory policies have a greater moderating effect on the relationship between the separation of ownership and control and cash dividends in state-owned enterprises. Distinguishing the degree of marketization in the region where the enterprise is located, the semi mandatory regulatory policies have a greater moderating effect on the relationship between the separation of ownership and control and cash dividends of corporates in regions with lower degree of marketization. The implementation of the differentiated dividend policies strengthens the negative relationship between the separation of ownership and control and cash dividends in growing enterprises, and weakens the negative relationship between the separation of ownership and control and cash dividends in mature enterprises. The research conclusions of this article expand the corporate agency theory under macroeconomic policies, and can provide theoretical basis for improving macroeconomic regulatory policies and improving the level of corporate governance.

Key words: The degree of separation of ownership and control Dividend regulatory policy Cash dividends Enterprise type

[收稿日期] 2023-04-06

[作者简介] 吴国鼎,男,1973年9月生,中国社会科学院世界经济与政治研究所副研究员,经济学博士,主要研究方向为公司治理、世界经济,联系方式为 wuguoding01@sina.com。

[基金项目] 中国社会科学院创新工程项目“公司治理的国际比较”。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

企业现金分红状况在一定程度上与其股权结构和政府分红监管政策密切相关。一个企业的股利政策受到多种因素的影响。其中,股权结构是一个重要因素。股权结构不同,企业中存在的代理问题就不同,由此导致企业的股利政策也就不同。在股权分散企业中,由于企业的经营权力主要掌握在管理层手中,管理层就会利用手中的权力侵占企业资产以谋取私利,导致股东利益受到侵害。在此情况下,企业中存在的主要代理问题是股东和管理者之间的代理问题(Jensen和Meckling, 1976^[1])。这类代理问题通常被称为第一类代理问题。为缓解第一类代理问题,企业会发放更多的股利以减少管理层可支配的资金,从而抑制管理层谋取私利的行为,进而降低代理成本(Easterbrook, 1984^[2]; Jensen, 1986^[3])。在股权集中企业中,企业权力主要掌握在大股东手中,大股东有动机和能力通过掏空等手段损害中小股东的利益,此时企业中存在的主要代理问题是大股东和中小股东之间的代理问题(La Porta等, 1999^[4])。这类代理问题被称为第二类代理问题。在存在第二类代理问题的情况下,发放股利是大股东对企业掏空的一个常用渠道。大股东通过股东会制定有利于自身利益的股利政策,从而导致对中小股东利益的侵占(Faccio等, 2001^[5])。大股东通常采用构建多层次控制结构和多条控制链等形式对企业进行控制,这就形成了两权分离。两权分离度越大,大股东通过股利政策等对企业进行掏空的动机和能力也就越大(Johnson等, 2000^[6]; Claessens等, 2002^[7])。按照公司治理理论,一个企业的分红决策属于企业的内部事务。企业是否发放股利、发放多少股利等决策由股东大会决定后即可执行。中小股东可以通过股东大会等机构表达对于股利分配的诉求。但是,在一些情况下,仅靠企业内部力量无法做到企业的股利政策对企业所有股东的公平。为此,需要政府部门制定分红监管政策,以此作为保护中小股东利益的保障措施(Shleifer和Vishny, 1997^[8]; La Porta等, 1998^[9])。一些国家规定上市企业发放股利的条件、频率和水平。这种依靠政府的监管政策规范上市企业分红的现象通常在一些市场经济不发达、对中小投资者利益保护制度不完善的国家中发生。如巴西、智利、委内瑞拉、乌拉圭等国家都制定了一些分红监管政策(La Porta等,

2000^[10]; Adaoglu, 2008^[11]; Martins和Novaes, 2012^[12])。可见,由两权分离导致的大股东的掏空以及政府制定的分红监管政策都能对企业分红产生影响。那么,实施分红监管政策对于由两权分离导致的大股东通过分红进行的掏空能够产生什么影响?在分红监管政策下,企业的分红会发生变化。相应地,就会对大股东通过分红而进行的掏空产生影响。也就是说,分红监管政策对于大股东通过分红而进行的掏空具有调节效应。已有相关文献中,要么着重考察分红监管政策对企业分红的影响,要么着重考察两权分离度对企业分红的影响,缺少探讨分红监管政策在两权分离度与企业分红关系中调节效应的研究成果。

关于中国分红监管政策在两权分离度与企业分红关系中是否具有调节效应的问题,是亟待学术界深入探讨的一个重要课题。中国资本市场的发展时间较短,产权保护制度也不完善,这使得中国多数上市企业中存在着对企业起着实际控制作用的大股东(实际控制人)。大股东通过多个层级、多个链条对企业进行控制,形成了两权分离。存在两权分离,大股东就有通过分红对企业进行掏空的动机。中国上市企业中也存在着一些不正常的分红现象。有些企业在有盈利、有条件的情况下也不进行分红;也有些企业在经营亏损、不具备分红条件的情况下却进行了过多的分红。这都使得分红成为中国上市企业大股东掏空企业的一种常见渠道。为了规范上市企业的分红,中国证监会2008年出台的《关于修改上市公司现金分红若干规定的决定》中规定,上市企业发行新股最低应满足最近三年内把年均可分配利润的30%用于发放现金股利的要求。由于这一分红政策主要是把分红情况与企业再融资资格挂钩,因此这一政策被一些学者称为“半强制分红政策”(李常青等, 2010^[13])。半强制分红政策具有一定的缺陷。一方面,企业之所以计划再融资,主要在于缺乏资金。在这种情况下,再要求企业必须发放股利,就会使该类企业的资金更加缺乏。这就产生了所谓的“监管悖论”。另一方面,半强制分红政策并没有对无融资需求企业的分红做出强制性分红规定。正是由于半强制分红政策存在问题,2013年证监会出台了《上市公司监管指引第3号——上市公司现金分红》。这一政策改变了将企业再融资与现金分红相挂钩的办法,要求企业根据发展阶段以及投资计划进行分红,并规定了在每种情形下企业现金分红的最低比例。这一政策被一些学者称为

“差异化分红政策”（王国俊等，2017^[14]）。中国资本市场中存在的上述现象使得考察以下问题很有必要。其一，两权分离度是否对企业分红产生了影响？两权分离度导致了企业分红的增加还是减少？其二，分红监管政策对于大股东通过分红进行的掏空起到了什么作用？是抑制还是纵容了大股东的掏空？本文将针对这些问题进行研究，研究两权分离度对企业现金分红的影响以及分红监管政策对于这一影响的调节效应。

二、研究综述与研究假设

（一）半强制分红政策对两权分离度和现金分红之间关系的总体调节效应

考察半强制分红政策对于两权分离度与企业现金分红之间关系的调节效应，需要从两个方面进行分析。一是两权分离度对现金分红的影响，二是分红监管政策对现金分红的影响。

对于企业中存在的第二类代理问题，研究者通常用两权分离度来度量（La Porta 等，1999^[4]）。所谓两权分离度，就是企业大股东拥有的对企业的控制权和所有权的分离程度。两权分离度越大，说明第二类代理问题越严重，大股东也就越倾向于对企业进行掏空（Johnson 等，2000^[6]）。关于两权分离度对企业现金分红的影响，有学者认为，由于两权分离导致大股东拥有的控制权高于所有权，所以大股东会通过形成股东会决议来减少现金分红，从而把资金留存在企业中以便于进行掏空（邓建平和曾勇，2005^[15]；王化成等，2007^[16]）。也有学者认为，由于现金分红能够直接侵占中小股东的利益，而且使大股东面临的风险较小，所以存在两权分离时大股东会增加现金分红（Faccio 等，2001^[5]）。导致研究结论出现差异的原因主要在于研究的角度以及研究的样本不同。我们从私有收益和共享收益的角度分析两权分离度对企业现金分红的影响。私有收益指的是大股东通过对企业拥有的控制权而获得的收益。共享收益指的是大股东通过对企业拥有的所有权而获得的收益。如果控制权等于所有权，也就是不存在两权分离，那么私有收益和共享收益相等。当控制权大于所有权时，大股东的私有收益大于共享收益。此时大股东会通过掏空等手段获得大于共享收益的私有收益。两权分离度越大，控制权超过所有权的程度就越大，大股东采取掏空等手段获得私有收益的动机也就越大（Claessens 等，

2002^[7]；Lemmon 和 Lins，2003^[17]）。就分红来说，由于股利是按照股东的持股比例发放，所以属于共享收益。因此，当存在两权分离时，企业倾向于选择少发放股利，而将资金留在企业内部以便于大股东通过掏空而获取更多的私有收益。两权分离度越大，大股东通过分红进行的掏空越严重。因此，可以认为，两权分离度对企业现金分红有负向影响。

政府部门出台的规定最低分红比例等监管政策能对企业的分红产生影响。La Porta 等（2000）^[10]发现，强制性分红政策能够提升一国上市企业的整体分红水平。Martins 和 Novaes（2012）^[12]发现，巴西出台的强制性分红政策导致巴西上市企业的整体分红水平高于美国的上市企业。但是也有学者发现，分红监管政策不一定能有预期效果。例如，Adaoglu（2008）^[11]发现，土耳其出台的强制性分红政策并没有显著提高其上市企业的分红水平。为了规范中国上市企业的分红行为，中国证监会出台了一系列监管政策。一些学者考察了中国分红监管政策的实施效果。有学者发现，分红监管政策提高了上市企业的整体分红水平（魏志华等，2017^[18]）。也有学者发现，分红监管政策存在着“监管悖论”以及负向激励效应，因此政策存在一定局限性和不合理性（李常青等，2010^[13]；魏志华等，2014^[19]；陈云玲，2014^[20]；高文亮等，2018^[21]）。也有学者发现，分红监管政策对于上市企业分红意愿和分红水平的影响方向并不一致。如刘星等（2016）^[22]、李敬和姜德波（2017）^[23]的研究中都发现，半强制分红政策提高了上市企业的分红意愿，但是并没有提高上市企业的分红水平。我们认为，证监会 2008 年出台的监管政策，将现金分红与企业是否能获得融资资格相挂钩，从而对企业现金分红形成了一定的强制性约束，能够对企业现金分红产生影响。原因在于，一方面，中国证监会在资本市场发展中起到较大的指导性作用，因此证监会出台的政策能促使资本市场形成重视分红的氛围。另一方面，上市企业为了满足监管要求，也会调整股利政策（王志强和张玮婷，2012^[24]），而且上市企业为了吸引投资者购买自己的股票，也会调整股利政策来迎合投资者（Baker 和 Wurgler，2004^[25]）。因此，半强制分红政策对于引导和规范上市企业分红具有积极意义，能够提高上市企业的分红水平。

结合上述两方面的分析，可以认为，由于半强制分红政策具有一定的强制性，这使得存在大股东两权

分离的企业在进行分红决策时,不能只考虑大股东的私有收益,将更多的现金留存于企业内而不是进行分红。对于有融资需求的企业,企业的股利政策必须要按照监管要求,根据盈利状况进行一定比例的现金分红。而对于没有融资需求的企业,监管政策也有一定的督促和示范作用。因此,分红监管政策能够促进存在两权分离企业的现金分红。

基于上述分析,本文提出研究假设1:

H1.1: 两权分离度对现金分红具有负向影响。两权分离度越大,企业的现金分红越少。

H1.2: 半强制分红政策对两权分离度与现金分红之间的关系具有调节效应。实施半强制分红政策削弱两权分离度对现金分红的负向影响。

(二) 半强制分红政策对不同所有制类型企业中两权分离度与现金分红之间关系的调节效应

企业的所有制类型也影响企业的现金分红。有学者认为,和民营企业相比,国有企业中的代理问题更复杂,而且国有企业股东更关注保值增值,所以国有企业比民营企业发放更少的股利(王化成等,2007^[16]; Anderson等,2012^[26]; Zhang和Jia,2014^[27]; 吴春贤和杨兴全,2018^[28])。也有学者发现,由于国有企业股东获得现金分红的税收成本更低等方面的原因,导致国有企业比民营企业发放更多的股利(Gugler和Yurtoglu,2003^[29]; 孙刚等,2012^[30]; He等,2013^[31])。在已有研究成果的基础上,我们分析半强制分红政策对于不同所有制类型企业中两权分离度与现金分红之间关系的调节效应。

国有和民营企业大股东进行掏空的意愿和能力不同,进而进行分红的意愿也不同。对于国有企业,一方面,由于国有企业大股东更为严格地受到法规的规制,而且大股东实施掏空的政治成本和声誉风险较大,所以国有企业大股东更难以对企业进行掏空(罗党论和唐清泉,2008^[32])。另一方面,由于国有企业承担了更多的社会责任和政策性负担,企业更多追求的是社会福利最大化(Bai等,2006^[33]; Tian和Estrin,2008^[34]),所以国有企业大股东对企业进行掏空的动机不强。另外,国有企业多处于垄断性行业,企业经营规模大,盈利能力强,而且能够得到更多的信贷等方面的支持,这使得国有企业大股东对企业进行掏空的必要性下降。除此之外,也有学者认为,国有企业大股东选择实行两权分离的目的是为了进一步简政放权,而不是为了进行更大程度的掏空

(田利辉等,2016^[35])。有学者也指出,国有企业中两权分离的形成,减少了国有企业大股东对企业的干预和掏空程度(孙铮和于旭辉,2007^[36]; Fan等,2013^[37])。这两个方面的因素结合,使得两权分离度大的国有企业没有必要通过减少分红以进行掏空。对民营企业来说,一方面,两权分离度越大,大股东通过控制权获得的私有收益也越多,这使得大股东进行掏空的意愿较大。另一方面,相较于国有企业,对民营企业进行监管以及对其公司治理进行规范的法规相对较少。民营企业的大股东在决策时也不会受到各方面的掣肘。这都使得民营企业大股东更易于对企业进行掏空。这两方面的因素决定了和国有企业相比,两权分离度大的民营企业会进行更少的分红。

半强制分红政策的实施,对国有企业来说,由于大股东通过发放股利进行掏空的动机较小,而且大股东更倾向于配合监管政策,所以监管政策会削弱两权分离度对现金分红的负向影响。而对于民营企业来说,由于企业通过发放股利进行掏空的动机更强,企业也更不易受到监管政策的约束,所以监管政策并不会削弱两权分离度对现金分红的负向影响。

基于上述分析,本文提出研究假设2:

H2: 半强制分红政策对不同所有制类型企业中两权分离度与现金分红之间关系的调节效应不同。半强制分红政策更能够削弱国有企业中两权分离度对现金分红的负向影响。

(三) 半强制分红政策对不同市场化程度地区企业中两权分离度与现金分红之间关系的调节效应

企业所在地区的宏观环境也影响企业现金分红。La Porta等(2000)^[10]、Truong和Heaney(2007)^[38]发现,普通法系国家比大陆法系国家的企业发放了更多的股利。原因在于普通法系国家对中小股东的权益保护得更好。Faccio等(2002)^[39]、赵中伟(2012)^[40]等的研究也发现,外部治理环境越好、资本市场越发达的地区,企业发放的股利也越多。

一个地区的市场化程度是对该地区的营商环境、监管水平等的综合衡量,因而会影响企业的现金分红。市场化程度高的地区,治理环境更好,企业受到的外部监管也更严格,中小股东利益受到的法律保护程度也更强,因此大股东通过关联交易、大股东占款等形式对企业进行掏空的难度将加大。在这种情况下,通过现金分红获取共享收益就成为大股东更好的选择。同时,在市场化程度较高的地区,企业在缺乏

资金时,通过市场化形式从公开渠道获得资金的难度相对较小,因此企业无需过多地依赖于内部资金进行融资。企业无需储备更多的资金,就可以将资金用于分红(雷光勇和刘慧龙,2007^[41])。与之相对应,在市场化程度较低的地区,由于大股东进行掏空更加容易以及掏空的成本和代价更低,所以两权分离度越大的企业,企业越倾向于进行更少的分红。

不同市场化程度地区的企业,分红行为不同,半强制分红政策对企业分红决策的约束效果也就不同。市场化程度较高地区的企业,由于企业分红更加合理,而且本来已经接近或者达到监管要求,所以监管政策对企业分红产生的影响较小;而市场化程度较低地区的企业,由于更倾向于进行较少的分红,所以企业分红情况离监管政策要求的水平较远。在监管政策的约束下,企业不得不按照监管政策要求增加分红。因此,监管政策能够削弱两权分离度对现金分红的负向影响。

基于上述分析,本文提出研究假设3:

H3: 半强制分红政策对不同市场化程度地区之企业中两权分离度与现金分红之间关系的调节效应不同。半强制分红政策更能够削弱市场化程度较低地区之企业中两权分离度对现金分红的负向影响。

(四) 差异化分红政策对两权分离度与现金分红之间关系的调节效应

股利分配的生命周期理论认为,在企业不同的生命周期,企业的现金分红具有不同的特点(DeAngelo等,2006^[42])。处于成长期的企业,经营规模小,盈利能力以及获取现金的能力都较弱,再加上企业需要进行更多投资以扩大生产,所以这类企业更倾向于把资金留存于企业之中而不是用于分红。而处于成熟期的企业,经营规模较大,盈利能力以及获取现金的能力也较强,再加上企业也缺少动力再进行大规模的投资,所以这类企业更倾向于把资金用于分红而不是留存于企业之中。Fama和French(2001)^[43]、Grullon等(2002)^[44]、宋福铁和屈文洲(2010)^[45]以及陈艳等(2017)^[46]的研究都发现,处于成长期的企业分红更少,而处于成熟期的企业分红更多。

证监会2008年半强制分红政策并没有对企业进行成长阶段的划分,而是“一刀切”,对不同成长阶段的企业采取同样的监管政策。这容易对企业的经营产生负面影响,从而违背了政策出台的初衷。为此,证监会2013年出台了差异化分红政策,允许企业根

据自身发展阶段以及投资需求进行分红。一些学者考察了差异化分红政策的实施效果。王国俊等(2017)^[14]认为,差异化分红政策使得成长性企业和有投资计划的企业减少了分红,但是政策的具体效果因企业的公司治理等方面具有不同状况而存在差异。由于差异化分红政策更具有针对性,因此将提高上市企业的分红意愿和分红水平。

相应地,差异化分红政策的实施对两权分离度与现金分红之间的关系也具有调节效应。具体来说,差异化分红政策出台后,两权分离度大的成长期企业会根据监管要求进一步减少分红,而两权分离度大的成熟期企业会按照监管要求增加分红。

基于上述分析,本文提出研究假设4:

H4: 差异化分红政策对处于不同发展阶段之企业中两权分离度与现金分红之间关系的调节效应不同。差异化分红政策增强了成长期企业中两权分离度对现金分红的负向影响,削弱了成熟期企业中两权分离度对现金分红的负向影响。

三、研究设计与样本数据

(一) 核心变量的度量

1. 企业现金股利。

本文从两个方面衡量企业的现金分红情况。一是企业现金分红意愿,也就是企业是否发放了现金股利;二是企业现金分红水平,也就是企业发放了多少现金股利。对于现金分红意愿,我们以虚拟变量来表示。如果企业在当年发放了现金股利,则该虚拟变量取1,否则取0。对于现金分红水平,我们以当年的分红总额和净利润的比值来表示。

2. 两权分离度。

本文用大股东对企业的控制权和所有权的比值来度量两权分离度。这一比值越大,说明两权分离度越大。对于控制权和所有权,我们按照La Porta等(1999)^[4]、Claessens等(2000)^[47]以及Faccio等(2001)^[5]中的方法来计算。我们以长虹美菱(股票代码:000521)为例计算控制权和所有权。根据公开披露的信息,长虹美菱2018年的产权及控制关系见图1。

从图1中可以看出,绵阳市国资委通过两条控制链对上市企业长虹美菱进行控制。根据两权分离度计算方法,控制权为: $23.22\% + 3.15\% = 26.37\%$; 所有权为: $100\% \times 23.22\% \times 100\% \times 3.15\% + 100\% \times$

23.22%×23.58%=6.21%；两权分离度为：26.37%/6.21%=4.246。

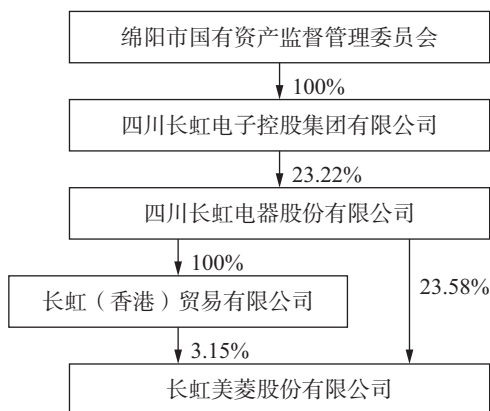


图1 长虹美菱2018年产权及控制关系图

3. 分红监管政策。

由于2008年监管政策首次明确了企业现金分红比例，2013年监管政策首次提出企业可根据自身的发展阶段进行分红，所以本文以2008年监管政策为

标志研究半强制分红政策的调节效应，以2013年监管政策为标志研究差异化分红政策的调节效应。

4. 企业发展阶段。

已有的研究文献中有三种划分企业发展阶段的方法。一种是通过营业收入增长率、资本支出等财务指标进行量化分析来划分(Anthony和Ramesh, 1992^[48]; Black, 1998^[49])；一种是根据留存收益占资产或者投入资本的比值来划分(DeAngelo等, 2006^[42]; Denis和Osobov, 2008^[50])；一种是根据企业现金流情况进行划分(Dickinson, 2011^[51]; 董竹和张欣, 2019^[52])。

基于Dickinson(2011)^[51]等提出的现金流组合分类法，结合证监会差异化分红政策的规定，本文根据企业的经营活动现金净流量、筹资活动现金净流量和投资活动现金净流量的符号，将企业的发展阶段划分为成长期和成熟期两个阶段。这两个阶段的划分标准见表1。

表1 企业不同发展阶段的现金流特征组合

	成长期			成熟期				
	-	+	+	-	+	+	-	-
经营活动现金流净额符号	-	+	+	-	+	+	-	-
投资活动现金流净额符号	-	-	-	-	+	+	+	+
筹资活动现金流净额符号	+	+	-	-	+	-	+	-

(二) 检验模型

在被解释变量中，由于现金分红意愿是虚拟变量，所以本文采用Logit模型，也就是考察企业在多大程度上愿意进行分红，或者是进行分红的概率。相应地，当被解释变量是现金分红水平时，本文采用Tobit模型。

除了上述核心变量外，借鉴已有的研究成果(陈云玲, 2014^[20]；陈艳等, 2017^[46]；陈晓珊和刘洪铎, 2020^[53]；郑晓亚等, 2021^[54])，本文将企业规模、负债水平、盈利能力、成长性、经营活动现金净流量等变量作为控制变量。

根据上述分析，本文设置模型(1)和模型(2)，分别检验两权分离度以及分红监管政策对企业现金分红意愿和分红水平的影响。

$$\text{Logit}(D_div_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 Sep_{it} + \alpha_2 Pol_{year} + \alpha_3 Ocf_{it} + \alpha_4 Size_{it} + \alpha_5 Lev_{it} + \alpha_6 Roa_{it} + \alpha_7 Growth_{it} + \varphi_i + \sigma_{it} \quad (1)$$

$$\text{Tobit}(P_div_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 Sep_{it} + \alpha_2 Pol_{year} + \alpha_3 Ocf_{it} + \alpha_4 Size_{it} + \alpha_5 Lev_{it} + \alpha_6 Roa_{it} + \alpha_7 Growth_{it} + \varphi_i + \sigma_{it} \quad (2)$$

为了检验分红监管政策对两权分离度与现金分红意愿和分红水平之间关系的调节效应，本文设置模型(3)和模型(4)。

$$\text{Logit}(D_div_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 Sep_{it} + \alpha_2 Pol_{year} + \alpha_3 Sep_{it} \times Pol_{year} + \alpha_4 Ocf_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Lev_{it} + \alpha_7 Roa_{it} + \alpha_8 Growth_{it} + \varphi_i + \sigma_{it} \quad (3)$$

$$\text{Tobit}(P_div_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 Sep_{it} + \alpha_2 Pol_{year} + \alpha_3 Sep_{it} \times Pol_{year} + \alpha_4 Ocf_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 Lev_{it} + \alpha_7 Roa_{it} + \alpha_8 Growth_{it} + \varphi_i + \sigma_{it} \quad (4)$$

式中， D_div_{it} 表示企业现金分红意愿，也就是企业是否发放了现金股利。如果企业*i*在*t*年发放了现金股利，则取1，否则取0。 P_div_{it} 表示企业现金分红水平，我们以企业的年度分红总额与净利润的比值表示。 Pol_{year} 表示政策虚拟变量，如果是2008年半强制分红政策，则为 Pol_{2008} ；如果是2013年差异化分红政策，则为 Pol_{2013} 。 Sep_{it} 表示两权分离度。 Ocf_{it} 表示企业经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值。 $Size_{it}$ 表示企业规模，我们用总资产的对数值表示。

Lev_{it} 表示资产负债率，用负债与总资产的比值表示。 Roa_{it} 表示总资产收益率，用净利润和资产总额的比值表示。 $Growth_{it}$ 表示企业成长性，用营业收入的增长率表示。 φ_i 表示企业不随时间变化的变量。 σ_{it} 表示

随机扰动项。

(三) 主要变量及定义

文中使用的主要变量及定义见表2。

表2 文中主要变量及定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	现金分红意愿	D_{div}	当企业发放现金股利时取1；否则取0
	现金分红水平	P_{div}	分红总额与净利润的比值
解释变量	两权分离度	Sep	控制权和所有权的比值
	2008年监管政策	Pol_{2008}	年份位于2008—2012年取1，2008年之前取0
	2013年监管政策	Pol_{2013}	年份位于2013年及以后期间取1，否则取0
控制变量	企业现金流水平	Ocf	经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值
	企业规模	$Size$	总资产的对数值
	资产负债率	Lev	负债与总资产的比值
	总资产收益率	Roa	净利润与总资产的比值
	企业成长性	$Growth$	营业收入增长率

(四) 数据来源和统计分析

1. 数据来源。

本文使用的样本企业为中国A股上市企业。由于证监会从2004年开始要求上市企业在年报中披露企业大股东以及股权结构，所以本文使用2004年及其以后的数据。本文的样本区间为2004—2018年。参照杨记军等(2010)^[55]、王甄和胡军(2016)^[56]、吴国鼎(2022)^[57]的做法，我们对样本做了一些处理，包括剔除金融类企业、在样本期间发生了股权变

动的企业以及上市时间不足一年的企业等。文中使用的数据主要从CSMAR和WIND数据库中获得。对于两权分离度变量中的异常数据，我们根据企业年报进行了检查和修正。

2. 统计分析。

股利变量是本文考察的主要变量。在表3中我们统计了样本期间每一年度中分红企业占样本企业总数的比例(分红企业占比)以及当年的企业分红总额占企业净利润总额的比例(股利发放比率)。

表3 样本企业在样本期间的分红状况

年度	样本全体		国有企业		民营企业	
	分红企业占比	股利发放比率	分红企业占比	股利发放比率	分红企业占比	股利发放比率
2004年	0.609	0.349	0.621	0.365	0.578	0.304
2005年	0.511	0.279	0.517	0.293	0.495	0.241
2006年	0.544	0.272	0.547	0.290	0.537	0.236
2007年	0.539	0.205	0.548	0.221	0.524	0.178
2008年	0.558	0.334	0.555	0.403	0.562	0.230
2009年	0.606	0.262	0.578	0.237	0.640	0.292
2010年	0.675	0.265	0.620	0.234	0.720	0.291
2011年	0.722	0.279	0.638	0.220	0.778	0.319
2012年	0.769	0.346	0.698	0.272	0.813	0.391
2013年	0.787	0.315	0.738	0.295	0.816	0.326
2014年	0.762	0.305	0.698	0.274	0.797	0.323
2015年	0.738	0.305	0.655	0.295	0.778	0.310

续前表

年度	样本全体		国有企业		民营企业	
	分红企业占比	股利发放比率	分红企业占比	股利发放比率	分红企业占比	股利发放比率
2016年	0.776	0.296	0.712	0.279	0.806	0.305
2017年	0.777	0.304	0.756	0.303	0.787	0.304
2018年	0.702	0.331	0.753	0.291	0.677	0.350
总体平均	0.703	0.300	0.648	0.283	0.744	0.313

从表3中可以看出,在样本期间,分红企业占比呈一种上升的趋势。其中2013年的比例最高,达到0.787。这说明,包括2008年政策和2013年政策在内的监管政策对促进更多的上市企业进行分红起到了一定的作用。分红监管政策出台后,一方面,一些有融资需求的企业开始分红;另一方面,一些即使有能力分红也不进行分红的企业开始分红。因此,从整体上来说,分红监管政策促进了上市企业分红意愿的提高。

从表3中也可以看出,在样本期间,股利发放率都在30%上下浮动。为什么分红监管政策没有显著提高企业的现金分红水平?这和2008年监管政策规定现金分红的比例有关。2008年监管政策要求有融资需求的企业发放现金股利的比例不能低于前三年累计可供分配比例的30%。这就使得一些没有达到这一比例要

求的企业开始增加现金分红。而已经超过这一比例要求的企业则开始减少现金分红,以使股利发放比率维持在30%左右。这也进一步说明,中国上市企业进行现金分红的主动性不强。上市企业之所以进行现金分红,在一定程度上是为了满足监管政策的要求。

区分国有企业和民营企业,从分红企业占比来看,在2008年以前,国有企业和民营企业的这一指标相差不大;在2008年后,民营企业开始超过国有企业。从股利发放比率看,在2009年以前,国有企业的这一指标更高;而在2009年以后,民营企业开始超过国有企业。

我们也考察了分红监管政策实施前后3年的企业现金分红变化情况。除了总体样本外,我们也区分国有企业和民营企业、两权分离度高低情况等进行了考察。分红变化情况见表4。

表4 分红监管政策实施前后样本企业现金分红情况比较

	2008年监管政策			2013年监管政策		
	前三年	后三年	均值差	前三年	后三年	均值差
样本总体						
分红企业占比	0.532	0.621	-0.088***	0.725	0.761	-0.036***
股利发放比率	0.243	0.246	-0.002	0.283	0.287	-0.004
国有企业						
分红企业占比	0.538	0.586	-0.048***	0.652	0.697	-0.045***
股利发放比率	0.261	0.226	0.035***	0.226	0.260	-0.034***
民营企业						
分红企业占比	0.521	0.659	-0.138***	0.775	0.792	-0.017***
股利发放比率	0.207	0.267	-0.060***	0.322	0.301	0.021***
存在两权分离的企业						
分红企业占比	0.558	0.653	-0.095***	0.738	0.792	-0.054***
股利发放比率	0.238	0.264	-0.026*	0.305	0.302	0.003
不存在两权分离的企业						
分红企业占比	0.563	0.656	-0.094***	0.761	0.792	-0.031***
股利发放比率	0.267	0.256	0.012	0.287	0.292	-0.005

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,下同。

从表4中可以看出,对于2008年监管政策,从样本总体看,政策出台后,分红企业占比上升,但股利发放比率没有显著增加。国有企业的分红企业占比上升,但是股利发放比率却显著下降;民营企业的分红企业占比以及股利发放比率都上升。存在两权分离企业的分红企业占比以及股利发放比率都上升;不存在两权分离企业的分红企业占比上升,但是股利发放比率没有显著变化。从表4中也可以看出,对于2013年监管政策,从样本总体看,政策出台后,分红企业占比上升,但是股利发放比率没有显著增加。国有企业的分红企业占比上升,股利发放比率也上升;民营企业的分红企业占比上升,但是股利发放比率却下降。存在两权分离企业的分红企业占比上升,股利发放比率没有显著变化;而不存在两权分离企业的分红企业占比上升,股利发放比率没有显著变化。这都大致说明分红监管政策的出台,提高了企业的现金分红意愿,而对现金分红水平的影响较小甚至是负向影响,而且监管政策对于不同类型企业分红的影响也不一致。

四、实证检验结果

根据模型(1)~模型(4),我们对各个研究假设进行检验。

(一) 半强制分红政策对两权分离度与现金分红之间关系的调节效应检验

本文从总体效应、区分企业所有制类型、区分企业所在地区的市场化程度等维度检验半强制分红政策对两权分离度与现金分红之间关系的调节效应。由于2013年以后,分红监管政策由半强制分红政策转变为差异化分红政策,所以本部分我们使用2004—2012年的数据进行检验。

1. 半强制分红政策对两权分离度与现金分红之间关系的总体调节效应检验。

根据假设H1.1和H1.2,我们检验2008年半强制分红政策对两权分离度与现金分红之间关系的影响。我们分别以现金分红意愿和现金分红水平作为因变量进行检验。分红监管政策变量 Pol_{2008} 在2008年以前取0,在2008—2012年之间取1。检验结果见表5。

表5列(1)和列(2)列示了两权分离度、分红监管政策等变量对现金分红意愿和分红水平变量的回归结果。表5列(1)中, Sep_{it} 的回归系数等于-0.105,符号为负而且统计上显著。这说明两权分离

表5 半强制分红政策的总体调节效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	D_div_{it}	P_div_{it}	D_div_{it}	P_div_{it}
Sep_{it}	-0.105** (0.049)	-0.013* (0.007)	-0.118 (0.078)	-0.035*** (0.012)
$Sep_{it} \times Pol_{2008}$			0.022 (0.100)	0.034** (0.015)
Pol_{2008}	-0.008 (0.056)	-0.048*** (0.008)	-0.038 (0.144)	-0.093*** (0.022)
Ocf_{it}	0.059 (0.400)	0.113** (0.057)	0.057 (0.401)	0.110* (0.057)
Lev_{it}	-3.451*** (0.167)	-0.616*** (0.024)	-3.452*** (0.167)	-0.617*** (0.024)
Roa_{it}	0.247*** (0.008)	0.019*** (0.001)	0.247*** (0.008)	0.019*** (0.001)
$Size_{it}$	0.859*** (0.032)	0.096*** (0.004)	0.859*** (0.032)	0.095*** (0.004)
$Growth_{it}$	0.210** (0.105)	-0.003 (0.015)	0.211** (0.105)	-0.002 (0.015)
常数项	-17.151*** (0.669)	-1.658*** (0.089)	-17.129*** (0.676)	-1.621*** (0.090)
观测值	10 205	10 211	10 205	10 211
Pseudo R ²	0.292	0.201	0.292	0.202

度对现金分红意愿有负向影响。也就是说,两权分离度越大,企业的现金分红意愿越小。表5列(2)中, Sep_{it} 的回归系数等于-0.013,符号为负而且统计上显著。这说明两权分离度对现金分红水平有负向影响。也就是说,两权分离度越大,企业的现金分红水平越低。实证结果验证了假设H1.1。两权分离度越大,说明大股东拥有的对企业所有权和控制权的差距也越大,由所有权产生的共享收益与由控制权产生的私有收益差距也就越大。在这种情况下,大股东就会采用减少现金分红等手段牺牲共享收益,然后通过掏空来获得更多的私有收益。有学者用“利益协同效应”和“壕沟防御效应”来形容两权分离的这种效应(Morck等,1988^[58];李增泉等,2004^[59];Michaely和Roberts,2012^[60])。当两权分离度较小时,大股东的利益与其他股东的利益基本一致,此时大股东更多地追求共享收益。这就是利益协同效应。在这种情况下,企业愿意多分红。当两权分离度较大时,大股东更多地追求私有收益,甚至损害其他股东的利益。这就是壕沟防御效应。在这种情况下,企业就进行更少的分红。

表5列(1)回归结果显示, Pol_{2008} 的回归系数为-0.008, 符号为负但是统计上不显著。这说明2008年监管政策对现金分红意愿没有显著影响。表5列(2)回归结果显示, Pol_{2008} 的回归系数为-0.048, 符号为负而且统计上显著。这说明2008年监管政策对现金分红水平有负向影响。或者说, 2008年监管政策降低了企业的现金分红水平。为什么会出现和研究假设H1.2不一致的情况? 原因在于, 2008年监管政策规定再融资企业发放现金股利的比例不能低于前三年累计可供分配比例的30%, 这使得一些原来分红水平较高的企业减少了现金分红, 而将分红水平维持在监管政策要求的最低水平。这也就是“合规效应”和“门槛效应”(陈艳等, 2015^[61])。而对于一些既无融资要求, 也仍然进行现金分红的企业来说, 政策的出台使企业意识到可以不进行分红, 所以也会降低分红水平。这也再次说明了2008年监管政策存在一些缺陷。现金分红比例与融资资格挂钩, 一方面使有融资需求的企业将现金分红水平维持在监管要求的最低水平; 另一方面, 对于无融资需求的企业, 则产生了负向激励, 从而减少现金分红。

表5列(3)中, $Sep_{it} \times Pol_{2008}$ 的回归为0.022, 符号为正但是统计上不显著。这说明2008年监管政策并没有对两权分离度与现金分红意愿之间的关系产生显著影响。表5列(4)中, $Sep_{it} \times Pol_{2008}$ 的回归系数为0.034, 符号为正而且统计上显著; Sep_{it} 的回归系数为-0.035, 符号为负而且统计上显著。这说明分红监管政策削弱了两权分离度对现金分红的负向影响, 从而对两权分离度与现金分红之间的关系起到了调节作用。

进一步分析控制变量的回归结果, 表5列(1)~列(4)中, $Size_{it}$ 的回归系数均为正而且统计上显

著。这表明规模越大, 企业进行分红的意愿越强且分红水平越高。规模较小的企业, 有更强的动机去扩大生产规模, 对于资金的需求也会更多, 因而会减少分红。而规模较大的企业, 已经处于成熟发展阶段, 企业的发展空间较小, 企业进一步扩张的动力较小, 而且也拥有更稳定的现金流, 因此企业更愿意通过分红以维持企业的市场形象, 同时吸引更多的投资者。 Lev_{it} 的回归系数均为负而且统计上显著, 说明企业负债水平对分红意愿和分红水平都有负向影响。负债水平越高, 企业倾向于不分红或者减少分红水平。负债水平越高, 企业面临的偿债压力越大, 为了经营的安全, 防止资不抵债, 企业会保留一定的资金以备用于还债, 因而企业会减少分红。 Roa_{it} 的回归系数均为正而且统计上显著, 说明盈利能力越强, 企业的分红意愿越大而且分红水平越高。盈利能力更强的企业拥有的现金流更多, 因而企业具有更强的动力进行分红。表5列(1)和列(3)中 Ocf_{it} 的回归系数为正但是统计上不显著, 说明现金流对分红意愿没有显著影响。表5列(2)和列(4)中 Ocf_{it} 的回归系数为正而且统计上显著, 说明现金流对现金分红水平有正向影响。企业经营活动产生的现金流越多, 可用于分红的现金也就越多, 企业就倾向于进行更多的分红。表5列(1)和列(3)中 $Growth_{it}$ 的回归系数为正而且统计上显著, 说明企业成长性对分红意愿有正向影响。

2. 半强制分红政策对不同所有制类型企业中两权分离度与现金分红之间关系的调节效应检验。

根据假设H2, 我们区分国有和民营企业检验半强制分红政策对两权分离度与现金分红之间关系的影响。检验结果见表6。

表6 半强制分红政策在不同所有制类型企业中的调节效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	D_div_{it}	P_div_{it}	D_div_{it}	D_div_{it}	P_div_{it}	P_div_{it}
	样本全体	样本全体	民营企业	国有企业	民营企业	国有企业
Sep_{it}	-0.123*** (0.039)	-0.020*** (0.007)	-0.021 (0.081)	-0.235** (0.108)	-0.025* (0.013)	-0.038* (0.020)
$Sep_{it} \times Pol_{2008}$			-0.209** (0.102)	0.304** (0.136)	-0.008 (0.016)	0.083*** (0.025)
Pol_{2008}	-0.077 (0.057)	-0.065*** (0.010)	0.368* (0.193)	-0.563*** (0.181)	0.001 (0.031)	-0.206*** (0.033)
$Nature_i$	0.280*** (0.058)	0.045*** (0.010)				

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	D_div_{it}	P_div_{it}	D_div_{it}	D_div_{it}	P_div_{it}	P_div_{it}
	样本全体	样本全体	民营企业	国有企业	民营企业	国有企业
Ocf_{it}	0.214 (0.360)	0.105* (0.058)	0.609 (0.521)	-0.240 (0.508)	0.253*** (0.076)	-0.070 (0.088)
Lev_{it}	-3.433*** (0.161)	-0.646*** (0.026)	-3.836*** (0.233)	-2.707*** (0.233)	-0.637*** (0.034)	-0.572*** (0.040)
Roa_{it}	0.213*** (0.007)	0.016*** (0.001)	0.186*** (0.010)	0.249*** (0.012)	0.010*** (0.001)	0.022*** (0.002)
$Size_{it}$	0.844*** (0.032)	0.099*** (0.005)	0.862*** (0.052)	0.812*** (0.040)	0.087*** (0.007)	0.105*** (0.006)
$Growth_{it}$	0.095 (0.086)	-0.019 (0.014)	0.127 (0.123)	0.042 (0.122)	-0.038** (0.019)	0.008 (0.021)
常数项	-16.789*** (0.655)	-1.713*** (0.096)	-17.285*** (1.079)	-15.835*** (0.842)	-1.474*** (0.146)	-1.750*** (0.133)
观测值	10 205	10 211	4 804	5 392	4 819	5 392
$Pseudo R^2$	0.290	0.172	0.285	0.293	0.186	0.177

表6列(1)和列(2)是在模型中放入企业所有制类型虚拟变量 $Nature_i$ 的回归结果。如果 $Nature_i = 1$, 则为民营企业; 如果 $Nature_i = 0$, 则为国有企业。表6列(1)中, $Nature_i$ 的回归系数等于0.280, 符号为正而且统计上显著。这说明民营企业的分红意愿更强。或者说, 民营企业中更多的企业选择进行分红。表6列(2)中, $Nature_i$ 的回归系数等于0.045, 符号为正而且统计上显著。这说明民营企业的分红水平更高。之所以民营企业的分红意愿和分红水平更高, 原因在于民营企业的大股东对企业的影响力更大, 因而更倾向于进行分红以减少管理层可以掌握的资金, 从而减少第一类代理问题。而且民营企业由于更难从银行获得贷款, 所以更依赖于从股市融资。为了获得融资资格以及吸引更多的投资者, 企业就倾向于多分红。而国有企业, 由于代理问题更复杂, 控制链条更长, 所以企业大股东对企业的控制较弱。实际控制企业的管理层在自利动机的驱动下, 倾向于少分红而将更多的资金留在企业内部。另外, 国资委对国有企业的保值增值以及对企业资金安全的监管也比较严格。这都使得国有企业更倾向于减少分红而将资金留在企业内部(王化成, 2007^[16]; Pindado等, 2012^[62])。

表6列(3)、列(4)是区分国有和民营企业对分红意愿进行回归的检验结果。表6列(3)中,

$Sep_{it} \times Pol_{2008}$ 的回归系数等于-0.209, 符号为负而且统计上显著。这说明对民营企业来说, 分红监管政策的实施, 增强了两权分离度对分红意愿的负向影响。表6列(4)中, $Sep_{it} \times Pol_{2008}$ 的回归系数等于0.304, 符号为正而且统计上显著。这说明对国有企业来说, 分红监管政策削弱了两权分离度对分红意愿的负向影响。表6列(5)、列(6)是区分国有和民营企业对分红水平进行回归的结果。表6列(5)中, $Sep_{it} \times Pol_{2008}$ 的回归系数等于-0.008, 符号为负但是统计上不显著。这说明对于民营企业, 分红监管政策对两权分离度与分红水平之间的关系并不具有调节效应。表6列(6)中, $Sep_{it} \times Pol_{2008}$ 的回归系数等于0.083, 符号为正而且统计上显著。这说明对于国有企业, 分红监管政策削弱了两权分离度对分红水平的负向影响。

之所以出现上述回归结果, 原因在于: 一是和民营企业相比, 国有企业更易于受到监管政策的约束, 因此更加倾向于遵守监管政策, 开始进行更多的分红。二是和民营企业相比, 国有企业在监管政策出台前的分红较少, 因而在监管政策出台后, 企业为了迎合监管政策, 开始更多地分红。民营企业在监管政策出台之前的分红意愿以及水平较高, 因而在监管政策出台后, 民营企业倾向于维持原来的分红水平, 或者减少分红水平而将其维持在监管政策要求的最低水平上。

3. 半强制分红政策对不同市场化程度地区之企业中两权分离度与现金分红之间关系的调节效应检验。

根据假设 H3，我们检验半强制分红政策对处于

不同市场化程度地区之企业中两权分离度与现金分红之间关系的影响。 M_index_{it} 表示企业所在省份的市场化程度，本文用王小鲁等（2021）^[63]计算出来各省份的市场化指数来表示。检验结果见表 7。

表 7 半强制分红政策在不同市场化程度地区企业中的调节效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	D_div_{it}	P_div_{it}	D_div_{it}	D_div_{it}	P_div_{it}	P_div_{it}
	样本全体	样本全体	市场化程度低	市场化程度高	市场化程度低	市场化程度高
Sep_{it}	-0.108** (0.046)	-0.014** (0.007)	-0.091 (0.104)	-0.095 (0.103)	-0.042** (0.018)	-0.027* (0.015)
$Sep_{it} \times Pol_{2008}$			0.021 (0.132)	-0.044 (0.133)	0.036* (0.022)	0.029 (0.020)
Pol_{2008}	0.053 (0.058)	-0.043*** (0.009)	0.001 (0.190)	0.036 (0.198)	-0.089*** (0.031)	-0.089*** (0.028)
M_index_{it}	6.216*** (0.732)	0.792*** (0.102)				
Ocf_{it}	0.177 (0.394)	0.126** (0.057)	0.009 (0.556)	0.200 (0.554)	0.148* (0.086)	0.052 (0.076)
Lev_{it}	-3.377*** (0.170)	-0.597*** (0.025)	-3.846*** (0.226)	-2.804*** (0.253)	-0.725*** (0.036)	-0.497*** (0.034)
Roa_{it}	0.236*** (0.008)	0.017*** (0.001)	0.215*** (0.010)	0.268*** (0.012)	0.018*** (0.001)	0.017*** (0.001)
$Size_{it}$	0.826*** (0.033)	0.089*** (0.004)	0.940*** (0.045)	0.706*** (0.047)	0.117*** (0.006)	0.067*** (0.006)
$Growth_{it}$	0.246** (0.102)	-0.002 (0.015)	0.409*** (0.140)	0.027 (0.145)	0.030 (0.022)	-0.024 (0.020)
常数项	-16.792*** (0.669)	-1.572*** (0.089)	-18.401*** (0.923)	-15.506*** (1.055)	-1.984*** (0.134)	-1.281*** (0.137)
观测值	9 968	9 974	5 094	5 102	5 108	5 103
Pseudo R ²	0.298	0.199	0.304	0.283	0.230	0.167

表 7 列 (1) 和列 (2) 是在模型中加入变量 M_index_{it} 的回归结果。表 7 列 (1) 中， M_index_{it} 的回归系数等于 6.216，符号为正而且统计上显著，说明一个地区的市场化程度越高，企业的现金分红意愿越强。表 7 列 (2) 中， M_index_{it} 的回归系数等于 0.792，符号为正而且统计上显著，说明一个地区的市场化程度越高，企业的现金分红水平越高。

表 7 列 (3)~列 (6) 是按照市场化指数大小进行分组的回归结果。只有表 7 列 (5) 中 $Sep_{it} \times Pol_{2008}$ 的回归系数为正而且统计上显著，说明在市场化程度较低的地区，分红监管政策削弱了两权分离度对分红意愿的负向影响。

总体来看，企业在两权分离情况下不分红、少分红的行为主要体现在市场化程度较低的地区，而在市

场化程度较高的地区，这一现象并不明显。这说明一个地区的市场化程度对企业大股东通过少分红进行掏空的行为有一定的抑制作用。原因在于，在市场化程度较高的地区，具备更高的监管水平、更好的投资者利益保护机制以及更为市场化的融资渠道。因此，一方面，企业通过少分红等引致的掏空行为能够被更好地监管，投资者也更有渠道和手段保护自己的利益。另一方面，企业可以通过分红来吸引更多的投资者，从而能够更顺利地与市场进行融资。而在市场化程度较低的地区，由于监管不严以及投资者利益保护机制不完善，一些企业更倾向于通过减少分红以便于进行掏空，而且企业通过分红进而吸引投资者的渠道也不顺畅，因此企业就会减少分红。分红监管政策出台后，由于在市场化程度较高的地区，企业大股东的掏

空行为较少，所以监管政策对企业分红的影响较小。而在市场化程度较低的地区，企业大股东的掏空行为较多，所以监管政策对企业分红有更大的促进作用。

(二) 差异化分红政策对两权分离度与现金分红之间关系的调节效应检验

根据假设 H4，我们检验差异化分红政策对不同

发展阶段之企业中两权分离度与现金分红之间关系的影响。对于企业发展阶段的划分，我们按照表 1 中的划分标准进行。分红监管政策变量 Pol_{2013} 在 2013 年及其以后的年份取 1，在 2013 年之前的年份取 0。检验结果见表 8。

表 8 差异化分红政策的调节效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	D_div_{it}	P_div_{it}	D_div_{it}	D_div_{it}	P_div_{it}	P_div_{it}
	样本全体	样本全体	成长期	成熟期	成长期	成熟期
Sep_{it}	-0.076*** (0.028)	-0.009* (0.005)	0.037 (0.053)	-0.140*** (0.050)	0.007 (0.008)	-0.029*** (0.009)
$Sep_{it} \times Pol_{2013}$			-0.177** (0.084)	0.087 (0.078)	-0.019 (0.013)	0.029** (0.013)
Pol_{2013}	0.349*** (0.039)	0.001 (0.006)	0.622*** (0.121)	0.218* (0.117)	0.009 (0.018)	-0.019 (0.019)
D_stage_{it}	0.294*** (0.038)	0.028*** (0.006)				
Ocf_{it}	1.214*** (0.276)	0.247*** (0.043)	0.591 (0.417)	1.984*** (0.376)	0.152** (0.061)	0.373*** (0.061)
Lev_{it}	-2.970*** (0.115)	-0.535*** (0.018)	-1.893*** (0.175)	-3.809*** (0.155)	-0.393*** (0.026)	-0.651*** (0.025)
Roa_{it}	0.245*** (0.006)	0.015*** (0.001)	0.266*** (0.009)	0.231*** (0.007)	0.014*** (0.001)	0.015*** (0.001)
$Size_{it}$	0.649*** (0.020)	0.070*** (0.003)	0.487*** (0.028)	0.800*** (0.030)	0.045*** (0.004)	0.089*** (0.004)
$Growth_{it}$	-0.035 (0.053)	-0.044*** (0.009)	-0.146** (0.073)	0.072 (0.078)	-0.057*** (0.011)	-0.025* (0.013)
常数项	-13.493*** (0.424)	-1.227*** (0.060)	-10.618*** (0.598)	-16.062*** (0.619)	-0.771*** (0.085)	-1.557*** (0.087)
观测值	22 204	22 204	10 842	11 352	10 852	11 352
Pseudo R ²	0.292	0.129	0.235	0.345	0.086	0.171

表 8 列 (1) 和列 (2) 是在模型中加入企业发展阶段虚拟变量 D_stage_{it} 的回归结果。如果 $D_stage_{it} = 1$ ，则企业处于成长期阶段；如果 $D_stage_{it} = 0$ ，则企业处于成熟期阶段。表 8 列 (1) 中， D_stage_{it} 的回归系数等于 0.294，符号为正而且统计上显著，说明成长期企业更多地选择进行分红。表 8 列 (2) 中， D_stage_{it} 的回归系数等于 0.028，符号为正而且统计上显著，说明成长期企业的分红水平更高。原因在于，成长期企业更需要进行融资以满足发展所需要的资金。企业之所以进行更多的分红，一是为了满足监管政策的需求；二是企业通过分红以获得市场的认可。魏志华等 (2014)^[19] 等称这种现象为“成长-分红”

异象。表 8 列 (3) 中， $Sep_{it} \times Pol_{2013}$ 的回归系数等于 -0.177，符号为负而且统计上显著，说明对于成长期企业，差异化分红政策增强了两权分离度对分红意愿的负向影响。表 8 列 (6) 中， $Sep_{it} \times Pol_{2013}$ 的回归系数等于 0.029，符号为正而且统计上显著，说明对于成熟期企业，差异化分红政策削弱了两权分离度对分红水平的负向影响。回归结果说明，差异化分红政策能够改善半强制分红政策带来的“一刀切”效应，使得处于不同发展阶段的企业调整了分红政策。这既有利于企业的长远发展，也有利于股东得到合理的回报。

表8列(4)以及列(5)中, $Sep_{it} \times Pol_{2013}$ 的回归系数在统计上并不显著, 说明对于成熟期企业, 差异化分红政策并不能削弱两权分离度对分红意愿的负向影响; 对于成长期企业, 差异化分红政策并没有增强两权分离度对分红水平的负向影响。原因在于: 第一, 2013年差异化分红政策对于上市企业的发展阶段并没有明确的划分标准, 因此区分上市企业是处于成熟期还是成长期, 具有较大的弹性和较强的主观性。第二, 差异化分红政策规定了企业可以根据重大项目安排来发放股利, 这就存在一些企业操纵重大资金安排项目的可能。第三, 监管政策的覆盖面仍然存在一些空白地带, 对诸如处于成长期但无重大资金安排等类型企业的分红并没有做出规定, 从而对一些企业没有约束力。

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

一个企业的股利政策受到企业内部和外部等多重因素的影响。就内部因素来说, 股权结构尤其是两权分离度是影响分红的重要因素。就外部因素来说, 分红监管政策会对分红产生重要影响。本文把这两种因素结合起来考察分红监管政策对于两权分离度与现金股利之间关系的调节效应, 得到以下主要研究结论。

第一, 企业中第二类代理问题的存在导致了大股东具有通过减少分红以获取私有收益的动机。以两权分离度度量第二类代理问题, 则两权分离度越大, 企业现金分红越少。作为外部治理因素的半强制分红政策要求企业按照一定的比例进行现金分红, 这就促使企业开始增加分红, 从而抑制了大股东通过现金分红进行的掏空。

第二, 国有企业和民营企业具有不同的公司治理机制, 因此半强制分红政策对国有和民营企业中两权分离度与现金分红之间关系的调节效应存在差异。分红监管政策抑制了国有企业中大股东通过现金分红进行的掏空。而在民营企业中, 分红监管政策则不存在此种调节效应。原因在于, 一是国有企业大股东通过两权分离进行的掏空较少, 二是国有企业更易于受到分红监管政策的约束。

第三, 企业所处地区的市场化程度不同, 企业的公司治理方式以及分红行为等也不同, 从而导致了半强制分红政策对不同市场化程度地区之企业中两权分离度与现金分红之间关系的调节效应不同。分红监管

政策削弱了市场化程度较低地区之企业中两权分离度与现金分红之间的负向关系, 使得企业中大股东通过现金分红进行的掏空得到了一定程度的抑制。

第四, 企业所处的发展阶段不同, 企业的分红行为也不同, 这导致差异化分红政策对于处于不同发展阶段的企业中两权分离度与现金分红之间的关系的调节效应也不同。差异化分红政策使得成长期企业减少了现金分红, 成熟期企业增加了现金分红。这说明差异化分红政策改进了半强制分红政策, 促进了企业进行合理分红。

(二) 管理启示

第一, 监管部门应该更科学地根据企业的经营状况制定分红监管政策。半强制分红政策导致的“监管悖论”说明“一刀切”式的监管政策存在缺陷; 差异化分红政策只对部分企业发挥了作用说明该政策同样需要进行调整。股利发放归根到底是企业的自主行为。外部的强制监管政策会损害企业以及投资者的利益。实际上, 企业多分红并不一定就是更加保护中小股东利益的行为。有些情况下, 进行过多的分红也是大股东掏空的一种方式。因此, 有必要进一步调整中国的分红监管政策, 以达到既尊重企业的经营自主权, 又能保护中小股东的利益不受侵害的目的。

第二, 应该进一步推进市场化程度较低地区的市场化进程建设。一个地区的市场化进程越低, 则该地区内企业的大股东通过现金分红进行掏空的程度越大, 因此应该进一步加强各地区的市场化建设, 包括加强法制建设、金融市场建设等。分红监管政策在市场化程度较低的地区更具有调节效应, 说明加强此类地区的投资者利益保护制度等法规建设等对于抑制企业大股东的掏空具有一定作用。

第三, 分红监管政策在民营企业中的调节效应较小。说明对于民营企业, 一是需要加强对企业的监管, 改善企业的公司治理, 包括减少两权分离带来的负向影响等; 二是需要对政策进行再审视, 可能是现有分红监管政策并不有利于企业的发展, 因此需要有针对性地调整政策, 从而更好地给企业以经营自主权。

(三) 研究局限与展望

本文考察了分红监管政策对于两权分离度与企业现金分红之间关系的调节效应, 推进了对于这一问题的研究。接下来可以从以下方面拓展对于这一问题的

研究。一是从更多角度考察股权结构对企业现金分红的影响。本文主要是从两权分离角度进行的考察,还可以从股权集中度、股权制衡度等角度进行考察。另外,股利分配理论有多种,基于不同的理论进行检验,会得出不同的结果。可以基于“掩饰工具”等理论(Faccio等,2001^[5];肖作平和苏忠秦,2012^[64])对这一问题进行考察。二是进一步结合企业的经营状况进行考察。企业分红是一个受多方面因素影响的行为,

融资约束、企业是否进行增资等都能影响企业的分红,有必要结合这些因素进行考察。三是对于政策的界定可以进一步深化。2001年后,证监会出台的多项政策中涉及企业分红,本文选择了最具有代表性的政策进行考察,也不排除其他的政策也影响了企业分红,因此可以进一步考察其他监管政策对企业分红的影响。对于这些问题的研究,将有助于更好地揭示企业的分红行为以及改进分红监管政策。

参考文献

- [1] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3 (4): 305-360.
- [2] Easterbrook F H. Two Agency-cost Explanations of Dividends [J]. American Economic Review, 1984, 74 (4): 650-659.
- [3] Jensen M C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers [J]. The American Economic Review, 1986, 76 (2): 323-329.
- [4] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. Corporate Ownership around the World [J]. The Journal of Finance, 1999, 54 (2): 471-517.
- [5] Faccio M, Lang L H P, Young L. Dividends and Expropriation [J]. American Economic Review, 2001, 91 (1): 54-78.
- [6] Johnson S, La Porta R, Lopez-de-Silanes F, et al. Tunneling [J]. American Economic Review, 2000, 90 (2): 22-27.
- [7] Claessens S, Djankov S, Fan J P H, et al. Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings [J]. The Journal of Finance, 2002, 57 (6): 2741-2771.
- [8] Shleifer A, Vishny R W. A Survey of Corporate Governance [J]. The Journal of Finance, 1997, 52 (2): 737-783.
- [9] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Law and Finance [J]. Journal of Political Economy, 1998, 106 (6): 1113-1155.
- [10] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Agency Problems and Dividend Policies around the World [J]. The Journal of Finance, 2000, 55 (1): 1-33.
- [11] Adaoglu C. Dividend Policy of the ISE Industrial Corporations: The Evidence Revisited (1986-2007) [J]. Journal of BRSA Banking and Financial Markets, 2008, 2 (2): 113-135.
- [12] Martins T C, Novaes W. Mandatory Dividend Rules: Do They Make It Harder for Firms to Invest? [J]. Journal of Corporate Finance, 2012, 18 (4): 953-967.
- [13] 李常青,魏志华,吴世农.半强制分红政策的市场反应研究[J].经济研究,2010(3):144-155.
- [14] 王国俊,王跃堂,韩雪,钱晓东.差异化现金分红监管政策有效吗?——基于公司治理的视角[J].会计研究,2017(7):48-54.
- [15] 邓建平,曾勇.上市公司家族控制与股利决策研究[J].管理世界,2005(7):139-147.
- [16] 王化成,李春玲,卢闯.控股股东对上市公司现金股利政策影响的实证研究[J].管理世界,2007(1):122-127.
- [17] Lemmon M L, Lins K V. Ownership Structure, Corporate Governance, and Firm Value: Evidence from the East Asian Financial Crisis [J]. The Journal of Finance, 2003, 58 (4): 1445-1468.
- [18] 魏志华,李常青,吴育辉,等.半强制分红政策,再融资动机与经典股利理论——基于股利代理理论与信号理论视角的实证研究[J].会计研究,2017(7):55-61.
- [19] 魏志华,李茂良,李常青.半强制分红政策与中国上市公司分红行为[J].经济研究,2014(6):100-114.
- [20] 陈云玲.半强制分红政策的实施效果研究[J].金融研究,2014(8):162-177.
- [21] 高文亮,罗宏,曾永良.半强制分红政策效应研究——来自中国上市公司的经验证据[J].宏观经济研究,2018(8):27-40.
- [22] 刘星,谭伟荣,李宁.半强制分红政策,公司治理与现金股利政策[J].南开管理评论,2016(5):104-114.
- [23] 李敬,姜德波.再融资需求,监管高压和现金分红[J].审计与经济研究,2017(2):88-97.
- [24] 王志强,张玮婷.上市公司财务灵活性,再融资期权与股利迎合策略研究[J].管理世界,2012(7):151-163.
- [25] Baker M, Wurgler J. A Catering Theory of Dividends [J]. The Journal of Finance, 2004, 59 (3): 1125-1165.
- [26] Anderson R C, Reeb D M, Zhao W. Family-controlled Firms and Informed Trading: Evidence from Short Sales [J]. The Journal of Finance, 2012, 67 (1): 351-385.
- [27] Zhang X, Jia F. Does Ownership Structure Matter for Dividend Yield? Evidence from the Hong Kong Stock Exchange [J]. Business and Economic Research, 2014, 4 (2): 204-221.
- [28] 吴春贤,杨兴全.金融发展,产权性质与现金股利政策[J].中央财经大学学报,2018(10):56-70.
- [29] Gugler K, Yurtoglu B B. Corporate Governance and Dividend Pay-out Policy in Germany [J]. European Economic Review, 2003, 47 (4): 731-758.

- [30] 孙刚, 朱凯, 陶李. 产权性质, 税收成本与上市公司股利政策 [J]. 财经研究, 2012 (4): 134-144.
- [31] He J, Mao X, Rui O M, et al. Business Groups in China [J]. Journal of Corporate Finance, 2013, 22: 166-192.
- [32] 罗党论, 唐清泉. 金字塔结构, 所有制与中小股东利益保护——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 财经研究, 2008 (9): 132-143.
- [33] Bai C E, Lu J, Tao Z. The Multitask Theory of State Enterprise Reform: Empirical Evidence from China [J]. American Economic Review, 2006, 96 (2): 353-357.
- [34] Tian L, Estrin S. Retained State Shareholding in Chinese PLCs: Does Government Ownership always Reduce Corporate Value? [J]. Journal of Comparative Economics, 2008, 36 (1): 74-89.
- [35] 田利辉, 叶瑶, 张伟. 两权分离与上市公司长期回报: 利益侵占还是简政释权 [J]. 世界经济, 2016 (7): 49-72.
- [36] 孙铮, 于旭辉. 分权与会计师事务所选择——来自我国国有上市公司的经验证据 [J]. 审计研究, 2007 (6): 52-58.
- [37] Fan J P H, Wong T J, Zhang T. Institutions and Organizational Structure: The Case of State-owned Corporate Pyramids [J]. The Journal of Law, Economics, and Organization, 2013, 29 (6): 1217-1252.
- [38] Truong T, Heaney R. Largest Shareholder and Dividend Policy around the World [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2007, 47 (5): 667-687.
- [39] Faccio M, Lang L H P. The Ultimate Ownership of Western European Corporations [J]. Journal of Financial Economics, 2002, 65 (3): 365-395.
- [40] 赵中伟. 控制结构, 法律保护与股利政策——对香港本地公司和内地 A 股上市公司的比较研究 [J]. 经济管理, 2012 (1): 114-121.
- [41] 雷光勇, 刘慧龙. 市场化进程, 最终控制人性质与现金股利行为——来自中国 A 股公司的经验证据 [J]. 管理世界, 2007 (7): 120-128.
- [42] DeAngelo H, DeAngelo L, Stulz R M. Dividend Policy and the Earned/contributed Capital Mix: A Test of the Life-cycle Theory [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 81 (2): 227-254.
- [43] Fama E F, French K R. Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics or Lower Propensity to Pay? [J]. Journal of Financial Economics, 2001, 60 (1): 3-43.
- [44] Grullon G, Michaely R, Swaminathan B. Are Dividend Changes a Sign of Firm Maturity? [J]. The Journal of Business, 2002, 75 (3): 387-424.
- [45] 宋福铁, 屈文洲. 基于企业生命周期理论的现金股利分配实证研究 [J]. 中国工业经济, 2010 (2): 140-149.
- [46] 陈艳, 于洪鉴, 王发理. 公司生命周期, CEO 权力与现金股利决策 [J]. 东南大学学报: 哲学社会科学版, 2017 (6): 62-73.
- [47] Claessens S, Djankov S, Lang L H P. The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58 (1/2): 81-112.
- [48] Anthony J H, Ramesh K. Association between Accounting Performance Measures and Stock Prices: A Test of the Life Cycle Hypothesis [J]. Journal of Accounting and Economics, 1992, 15 (2-3): 203-227.
- [49] Black E L. Life-cycle Impacts on the Incremental Value-relevance of Earnings and Cash Flow Measures [J]. Journal of Financial Statement Analysis, 1998, 4: 40-57.
- [50] Denis D J, Osobov I. Why Do Firms Pay Dividends? International Evidence on the Determinants of Dividend Policy [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 89 (1): 62-82.
- [51] Dickinson V. Cash Flow Patterns as a Proxy for Firm Life Cycle [J]. The Accounting Review, 2011, 86 (6): 1969-1994.
- [52] 董竹, 张欣. 现金股利政策差异化, 股利分红意愿与分红水平 [J]. 改革, 2019 (11): 102-116.
- [53] 陈晓珊, 刘洪铎. 实际控制人的境外居留权与公司现金股利支付倾向 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (6): 39-51.
- [54] 郑晓亚, 刘飞, 陈华. 股利分配效率的驱动因素研究——委托代理与议价能力 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (10): 118-128.
- [55] 杨记军, 逯东, 杨丹. 国有企业的政府控制权转让研究 [J]. 经济研究, 2010 (2): 69-82.
- [56] 王甄, 胡军. 控制权转让, 产权性质与公司绩效 [J]. 经济研究, 2016 (4): 146-160.
- [57] 吴国鼎. 大股东控制下的债务融资: 抑制还是便利了大股东掏空? [J]. 中央财经大学学报, 2022 (9): 104-117.
- [58] Morck R, Shleifer A, Vishny R W. Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis [J]. Journal of Financial Economics, 1988, 20: 293-315.
- [59] 李增泉, 孙铮, 王志伟. “掏空”与所有权安排——来自我国上市公司大股东资金占用的经验证据 [J]. 会计研究, 2004 (12): 3-13.
- [60] Michaely R, Roberts M R. Corporate Dividend Policies: Lessons from Private Firms [J]. The Review of Financial Studies, 2012, 25 (3): 711-746.
- [61] 陈艳, 李鑫, 李孟顺. 现金股利迎合, 再融资需求与企业投资——投资效率视角下的半强制分红政策有效性研究 [J]. 会计研究, 2015 (11): 69-75.
- [62] Pindado J, Requejo I, De la Torre C. Do Family Firms Use Dividend Policy as a Governance Mechanism? Evidence from the Euro Zone [J]. Corporate Governance: An International Review, 2012, 20 (5): 413-431.
- [63] 王小鲁, 胡李鹏, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2021.
- [64] 肖作平, 苏忠秦. 现金股利是“掏空”的工具还是掩饰“掏空”的面具? ——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 管理工程学报, 2012 (2): 77-84.

(责任编辑: 邵霖 张安平)