

DOI: 10.19361/j.er.2021.04.02

党组织参与公司治理与债券信用风险防范

佟岩 李鑫 钟凯*

摘要: 防范和化解金融风险是党的十九大以来党和国家的重要工作。本文基于2008—2019年沪深两市上市公司数据,从信用风险这一视角检验党组织通过“双向进入、交叉任职”参与公司治理在债券市场中所发挥的重要作用。研究发现,“双向进入、交叉任职”这一制度安排能够有效降低债券信用风险。对内生性问题加以缓解后,本文发现党组织参与通过治理效应路径、风险规避效应路径、信息效应路径对债券信用风险产生影响。进一步研究显示,在民营企业以及外部监督较为薄弱的公司中,党组织参与公司治理对债券信用风险的抑制作用更为明显,并且党组织参与公司治理的不同方式对债券信用风险也存在差异化影响。本文研究厘清了党组织参与治理和债券信用风险之间的影响路径,对推进基层党组织建设、完善有中国特色的公司治理体制以及防范和化解金融风险具有一定的借鉴意义。

关键词: 党组织;公司治理;债券信用风险;风险规避;信息不对称

一、引言

“生于忧患而死于安乐。”防范化解金融风险,特别是防止发生系统性金融风险,是金融工作的根本性任务,事关国家安全、发展大局和人民福祉。党的十九大提出要健全金融监管体系,守住不发生系统性金融风险的底线。2021年1月,中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《建设高标准市场体系行动方案》中提出,要“健全金融风险预防、预警、处置、问责制度体系。”目前,虽然防范化解金融风险攻坚战持续推进,并取得了积极成效,但是金融领域仍然是风险高发之地。随着中国债券市场规模不断扩大和“违约潮”不断显现,债券信用风险已成为中国金融市场所面临的主要风险之一。截至2020年底,中国公募债券市场共计576只债券发生违约,违约债券余额达5 091.47亿元,涉及全国28个省份的12个行业,共184家发行人。^① 2020年11月10日,永城煤电控股集团发行的AAA级债券“20永煤

* 佟岩,北京理工大学管理与经济学院,邮政编码:100081,电子信箱:tongyan@bit.edu.cn;李鑫,北京理工大学管理与经济学院,邮政编码:100081,电子信箱:gzjnulx@126.com;钟凯(通讯作者),对外经济贸易大学国际商学院,邮政编码:100029,电子信箱:ytkai@126.com。

本文得到国家自然科学基金面上项目“企业集团的债券管理模式:影响因素与经济后果”(项目编号:72072012)、国家自然科学基金面上项目“创新驱动型并购的影响因素与经济后果研究”(项目编号:71672007)、国家自然科学基金青年项目“企业金融化与投资行为研究:基于产业公司设立私募基金的分析”(项目编号:71902028)的资助。感谢《经济评论》编辑部开放日·审稿快线第5期评审专家的宝贵意见,作者文责自负。

^①根据WIND数据库整理所得。

SCP003”构成实质性违约,给债券市场带来了严重的负面影响。^① 如何降低债券信用风险已成为落实“六稳”“六保”、提升债券市场服务实体经济质效以及防范和化解系统性金融风险的重要议题。已有研究从加强外部监督、提高公司治理水平、完善债券契约条款等角度提出了降低债券信用风险的途径(Bhojraj and Sengupta, 2003; Gao et al., 2020; 陈超、李榕伊, 2014; 周宏等, 2018; 李萌、王近, 2020)。随着国家治理体系和治理能力现代化战略的稳步推进,党组织参与公司治理是否能够为防范和化解债券市场风险发挥相应的积极作用?

中国共产党领导是中国特色社会主义最本质的特征。中国共产党始终重视思想引领、不断完善制度建设的顶层设计,在推进“防范化解金融风险攻坚战”中发挥了决定性作用。作为党的主张在微观经济主体中的集中体现,企业基层党组织可以更为直接地将国家的政治目标、社会目标通过影响公司重要决策内化到经营行为当中(Opper et al., 2002; 马连福等, 2013),充分发挥中国共产党领导的政治优势。根据中共中央组织部发布的《2019年中国共产党党内统计公报》,截至2019年底,全国已建有企业基层党组织147.7万个,基本实现了应建尽建,这也反映出党的十九大提出的加强基层党组织建设成效显著。那么,在覆盖率如此之高的情况下,党组织参与公司治理所产生的实际影响如何呢?已有研究发现党组织参与公司治理能够降低代理成本、减少管理层机会主义行为,从而起到改善公司治理、提高企业绩效的积极作用(Li et al., 2008; Zheng et al., 2019; 余怒涛、尹必超, 2017; 郑登津等, 2020)。然而,目前对于党组织在防范和化解债券市场信用风险中的作用还有待深入挖掘。

鉴于此,本文将结合“双向进入、交叉任职”这一领导体制,系统分析党组织参与公司治理对债券信用风险的影响。其中,“双向进入”是指:党组织领导班子成员可以通过法定程序进入董事会、监事会或管理层,同时董事会、监事会或管理层成员可按照党章及有关规定进入党委会;“交叉任职”是党组织与公司关键职位的交叉,一般是指董事长、监事会主席或总经理是否由党组织的党委书记兼任。^② 在国有企业中,“双向进入、交叉任职”的制度安排由来已久,具有极为厚重的法理基础。近年来,在国家政策指导下^③,越来越多的民营企业仿照国有企业的规定和做法,确立了“双向进入、交叉任职”的领导体制,加强了党组织在公司

①母公司及关联方占款、违约前资产转移等公司治理问题可能是导致永煤债券违约的重要原因。自“20永煤SCP003”债券出现违约以来,引起一系列连锁反应:根据WIND资料显示,公司债发行利率大幅上升,广东省联泰集团有限公司发行的“20联泰01”票面利率达到6.5%、金辉集团股份有限公司发行的“20金辉03”票面利率达到6.95%;债券市场大面积取消发行,2020年11月10日至19日期间共计52只债券取消或推迟发行,涉及资金规模高达398.8亿元。

②目前,对于“交叉任职”并未有一致和明确的定义(李明辉等, 2020),本文在后续实证设计中采用了不同的定义对“交叉任职”进行多角度度量。

③2000年《关于在个体和私营等非公有制经济组织中加强党的建设工作的意见(试行)》的颁布,为非公有制企业建立党组织提供了法理依据;2012年中共中央办公厅印发《关于加强和改进非公有制企业党的建设工作的意见(试行)》中指出,“非公有制企业党组织是党在企业中的战斗堡垒,在企业职工群众中发挥政治核心作用,在企业发展中发挥政治引领作用。”《中国共产党章程》第三十三条规定:“非公有制经济组织中党的基层组织,贯彻党的方针政策,引导和监督企业遵守国家的法律法规,领导工会、共青团等群团组织,团结凝聚职工群众,维护各方的合法权益,促进企业健康发展。”

治理中的作用(李世刚、章卫东,2018)。值得注意的是,在实践当中,各家企业对“双向进入、交叉任职”这一领导体制的实际执行情况存在显著差异(陈仕华、卢昌崇,2014)。本文正是基于这一事实展开研究。

本文的边际贡献主要体现在:第一,基于债券信用风险的视角,本文分别从治理效应、风险规避效应、信息效应三条路径,探索了党组织参与治理对债券信用风险的影响及作用机制,对党组织参与公司治理的相关研究做出了有益补充。第二,本文研究发现,党组织参与公司治理对债券信用风险具有显著影响,这不仅拓展了债券信用风险影响因素的研究视角,还为推进债券市场健康发展、提升服务实体经济效率提供了新的思路。第三,金融治理体系是国家治理体系的重要组成部分,防范和化解重大金融风险的时代形势对当前国家治理能力提出了新的挑战。党的领导是推进国家治理体系和治理能力现代化的关键所在,基层党组织则是党和政府在企业中的意志体现和政策执行主体。本文从微观的视角探讨国家治理防范化解金融风险的内在机理,研究发现党组织参与公司治理有助于解决系统性风险隐患,这有利于深化对国家治理与防范化解金融风险相关的学术认知。

下文的安排如下:第二部分为文献述评;第三部分为理论分析与研究假设的提出;第四部分为研究设计;第五部分为实证结果分析;第六部分为机制检验;第七部分为异质性检验和稳健性检验;第八部分为结论与启示。

二、文献综述

本文涉及的相关文献主要包括债券信用风险和党组织参与公司治理两大部分。

(一) 债券信用风险的影响因素

信用风险是影响公司债务融资成本的决定性因素,如何降低信用风险、缓解“融资难”问题成为公司财务管理的重要任务之一。一方面,已有研究认为宏观经济形势、政策不确定性、产品市场竞争等企业外部环境(Longstaff and Schwartz,1995;Kaviani et al.,2020;周宏等,2020)均会作用于债券信用风险。另一方面,发债企业自身的特征也会不可避免地影响债券信用风险。基于经营特征,Jin(1992)、Hsu等(2015)、王雄元和高开娟(2017)发现,当企业财务状况越好、创新水平越高、客户集中度越低时,债券信用风险越小。基于公司治理特征,Anderson等(2002)、韩鹏飞等(2018)、李萌和王近(2020)分别从股权结构、集团运行机制、内部控制等角度探讨其对债券信用风险的影响。总的来说,良好的公司治理能够最小化委托代理成本、提高信息披露水平,有助于减少公司与投资者之间的信息不对称,进而降低债券信用风险(Bhojraj and Sengupta,2003;周宏等,2012;周宏等,2018)。然而,党组织参与公司治理对债券信用风险的影响及作用机制尚未有较为深入的探讨。

(二) 党组织参与公司治理的经济后果

基层党组织参与治理会对微观企业的经营行为产生重要影响(Chang and Wong,2004;马连福等,2013;陈仕华、卢昌崇,2014)。已有研究发现,党组织参与治理会影响企业绩效:Chang和Wong(2004)通过采取问卷调查的方式,发现当党组织权力超过大股东时有助于提升企业绩效,而党组织权力超过管理层时则会对企业绩效产生不利影响。Li等(2008)发现

私营企业家的党员身份有助于获得更多的信贷融资和更好的企业绩效。大多数研究关注到党组织参与可以减少管理层机会主义行为、改善公司治理。例如党组织参与治理能够降低公司代理成本(余怒涛、尹必超,2017),提升运营效率(雷海民等,2012),提高董事会的效率(马连福等,2012)和决策的科学性(柳学信等,2020),对于高管盈余管理、超额薪酬、隐性腐败、企业避税、财务违规、极端性风险承担等行为也具有显著的抑制作用(Zheng et al.,2019;马连福等,2013;严若森、吏林山,2019;李明辉等,2020;郑登津等,2020;程海艳等,2020;李明辉、程海艳,2020)。综合来看,关于党组织的公司治理作用的文献更多地集中于代理问题、经营效率、企业绩效等方面,并未将其纳入债券信用风险管理的研究框架。基于此,本文的相关结论不仅可以从债券信用风险的角度为发掘党组织的治理作用提供新的思路,亦能够立足于中国特色社会主义市场经济,对防范和化解债券信用风险、提高债券市场服务实体经济的质效具有一定的理论参考价值。

三、理论分析与假设提出

强化公司治理是防范化解金融风险的关键一环。与其他国家的公司治理相比,中国公司治理最大的特点在于党组织的参与。根据“高阶梯队理论”,公司的治理水平和经营决策会受到管理层的个人特征、背景、经历以及认知能力的影响,而党组织参与治理有助于将党的先进文化和精神渗透到管理层的价值观念、决策行为当中(Zheng et al.,2019),使管理层严格遵守国家法律法规、及时了解党和国家的最新政策(Chang and Wong,2004),并确保党制定的路线、方针、政策与企业的经营决策相结合(李世刚、章卫东,2018)。防范化解金融风险攻坚战是党中央统一部署的一场至关重要的战役,管理层与党组织成员的重合有助于将这一要求积极落实到公司治理与经营决策当中,提高对经营风险和财务风险的管控能力。本文认为,党组织参与公司治理之所以能够有效地降低债券信用风险,其作用机理主要源于以下三点:

第一,党组织通过参与公司重大经营决策,加强对管理层机会主义行为的约束,从“源头”上降低了债券信用风险。依据代理理论,管理层被视为“理性的经济人”,在进行决策时会争取个人经济利益的最大化,作出更多在职消费、打造商业帝国等不利于提升公司价值的经营决策(Jensen and Meckling,1976)。党组织通过“双向进入、交叉任职”、“三重一大”、“讨论前置”等方式参与到公司重大经营决策当中,将会使得原本遵循经济逻辑的管理层在制定决策时会同时考虑政治逻辑,及时叫停那些违背政治原则、损害利益相关者的利益、不利于公司长远发展的决策(柳学信等,2020),综合考虑各种风险和收益,从而对管理层的机会主义行为形成有效制衡,缓解代理冲突(陈仕华、卢昌崇,2014),有助于维护债券投资者利益、降低债券信用风险。

第二,党组织参与公司治理提高了管理层的风险规避程度,相应地减少高风险的投资支出,降低了投资失败的可能性。Jensen和Meckling(1976)认为,若公司投资高风险项目,则股东可以获得投资成功时的大部分收益而只需承担投资失败时的有限责任,债权人在投资成功时只能收取固定的本息却需要承担投资失败时巨大的违约风险,即存在“资产替代”的

问题。因此,管理层的风险规避程度越低,越可能选择高风险高收益的项目,这会加剧债券信用风险(Kuang and Qin, 2013)。而党组织参与公司治理会通过影响风险承担的收益、成本、风险偏好和决策程序,提高公司风险规避程度(李明辉、程海艳, 2020),避免债券投资者承担高风险投资项目带来的信用风险。

第三,党组织参与治理能够加强对管理层的内部监督,提高公司信息披露质量,缓解债券投资者与公司之间的信息不对称。信息披露制度是债券市场最重要的基础制度之一,严重的信息不对称是阻碍中国债券市场发展的重要原因(周宏等, 2012)。债券发行人与投资者之间的信息不对称程度越高,投资者要求的风险补偿也就越高,使得企业债券融资成本和违约风险随之提升,因此需要加强对发行人信息披露的监督力度。实践当中,上市公司会受到机构投资者、媒体、分析师、审计师以及监管机构等外部主体的监督,但外部主体与公司内部存在着较为严重的信息不对称,很难对公司形成有效监督。基层党组织通过“双向进入、交叉任职”等方式直接参与公司重大决策,在贯彻落实党和国家的方针政策、引导和监督企业遵守国家法律法规等方面可以发挥更加直接的积极作用。党的章程和纪律也会对管理层的行为形成更加严格的约束(Zheng et al., 2019)。因此,作为一种制度力量,党组织参与公司治理有助于弥补外部监督机制的不足,及时遏制管理层的盈余管理、财务违规、避税等非社会责任行为(Zheng et al., 2019; 郑登津等, 2020; 李明辉等, 2020),提高财务报告质量,从而改善公司信息环境,有助于抑制债券信用风险(周宏等, 2012)。

基于上述分析,本文提出如下研究假设:

假设 H:在其他条件不变的情况下,党组织参与公司治理与债券信用风险显著负相关。

四、实证研究设计

(一) 样本及数据来源

本文以 2008—2019 年沪深两市上市公司在银行间市场和交易所市场公开发行的公司债、企业债和中期票据为研究对象^①,并按照如下流程对初始样本进行筛选:(1)剔除金融类企业发行的债券样本;(2)剔除债务主体被 ST 和 * ST 处理的样本;(3)剔除浮动利率债券和可赎回债券的样本;(4)剔除财务数据和公司治理数据缺失的样本。本文样本由分别属于 725 家不同上市公司的 2 261 只债券的 7 378 个观测值组成。党组织参与治理的相关数据获取方式如下:首先,从国泰安数据库(CSMAR)获取上市公司董事、监事和高管人员的基本信息,结合上市公司年报、企业官方网站披露的高管任职信息和个人简历,手工整理出党组织成员名单^②;其次,将党组织成员名单与上市公司董事会、监事会以及管理层成员名单进行匹配,最终形成党组织参与公司治理数据。债券发行数据来自 WIND 数据库,公司财务数据

^①选择 2008 年为起点,主要有如下考虑:2007 年 8 月,中国证券监督管理委员会颁布实施《公司债券发行试点办法》,公司债券发行工作启动;在 2008 年之前,企业债的发行人大多为大型国有企业,不同样本间差异较小;2008 年 4 月,中国人民银行启动了中期票据的发行。

^②党组织成员包括党委(组)书记、党委(组)副书记、党组成员和党委委员等。如果上市公司高管是党员但并非党委(组)成员,则不属于本文所指的“党组织参与公司治理”的情形。

和公司治理数据来自于CSMAR。为消除极端值的干扰,本文对所有连续变量在前后两端进行1%的Winsorize缩尾处理,并采用稳健标准误缓解异方差问题。数据处理和分析采用STATA16计量分析软件进行。

(二)模型设定与变量定义

为检验党组织参与公司治理对债券信用风险的影响,本文构建如下计量模型:

$$CS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PARTY_GOV_{i,t} + \beta_2 CONTROLS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中:CS表示债券信用风险,以债券信用利差加以度量, PARTY_GOV表示党组织参与公司治理,包括“双向进入”和“交叉任职”2个变量, CONTROLS为一系列控制变量, ε 为随机误差项, i 表示债券, t 表示年份。若研究假设成立,则系数 β_1 应显著为负。

具体的变量定义如下:

1.债券信用风险

借鉴王雄元和高开娟(2017)、周宏等(2020)的研究,本文使用债券信用利差(CS)来测度债券信用风险。信用利差是债券年末到期收益率与年末具有相同剩余期限的国债收益率之间的差额。其中,国债收益率数据通过中国债券信息网获取^①,当国债期限无法完全匹配所有公司债券的期限时,采用线性插值法估算相应期限的国债收益率。

2.党组织参与公司治理

现有文献对党组织参与公司治理的测度方式主要有以下三种:(1)通过调查问卷的形式,以企业是否建立党组织(董志强、魏下海,2018;徐光伟等,2020)、董事会秘书对党组织涉入程度的主观评判(Opper et al.,2002;Chang and Wong,2004)作为衡量指标,但这种方法获取数据的难度较大,且受访者可能存在认知偏差;(2)部分研究使用企业党组织举办活动次数、党组织是否获得上级党委表彰衡量党组织参与程度(Zheng et al.,2019;郑登津等,2020),但企业为实现特定目标可能会举办较多的党建活动、提高获得表彰的可能性,因而存在较为严重的反向因果问题;(3)大多数研究则使用公司“双向进入、交叉任职”的客观情况来衡量党组织参与治理的程度。由于这一制度安排更多地是根据上级党委的要求而制定,除非发生换届,各年变动相对较小(程海艳等,2020),在一定程度上能够减轻反向因果关系带来的内生性问题。因此,本文采用第三种方法来测度党组织参与治理(PARTY_GOV)。

借鉴陈仕华和卢昌崇(2014)、柳学信等(2020)、李明辉等(2020)、程海艳等(2020)等做法,本文采用虚拟变量的形式度量“双向进入”和“交叉任职”:对于“双向进入”(CPCCG),当党组织成员同时兼任董事会、监事会或管理层成员时,CPCCG取值为1,否则为0;对于“交叉任职”(CPCCROSS),当党委书记兼任董事长、监事会主席或总经理时,CPCCROSS取值为1,否则为0。

3.控制变量

参考陈超和李榕伊(2014)、王雄元和高开娟(2017)、周宏等(2018)、韩鹏飞等(2018)等研究,本文设置的控制变量包括:(1)公司基本面的变量:公司规模、财务杠杆、盈利能力、成

^①数据来源: <https://www.chinabond.com.cn/d2s/cbData.html>。

长能力、经营净现金流、抵押资产价值、破产风险;(2)公司治理的变量:董事会规模、独立董事比例、高管持股比例;(3)债券发行的变量:债券发行规模、债券剩余期限、债券信用评级、债券是否担保、债券是否回售。此外,本文还加入了行业虚拟变量和年度虚拟变量。

具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量、名称及定义

变量	名称	定义
CS	债券信用风险	债券年末到期收益率-年末具有相同剩余期限的国债收益率(单位:%)
CPCCG	“双向进入”	虚拟变量,若党组织成员兼任董事会、监事会或管理层成员,取值为 1,否则为 0
CPCROSS	“交叉任职”	虚拟变量,若党委书记兼任董事长、监事会主席或总经理,取值为 1,否则为 0
SIZE	公司规模	总资产(元)的自然对数
LEV	财务杠杆	总负债/总资产
ROA	盈利能力	净利润/总资产
GROWTH	成长能力	营业收入增长率
CF	经营净现金流	经营活动产生的现金流量净额/总资产
TANG	抵押资产价值	(固定资产净额+存货净额)/总资产
Z_SCORE	破产风险	参考 Altman(1968)的方法计算, $Z_SCORE = 1.2 \times (\text{营运资本}/\text{总资产}) + 1.4 \times (\text{留存收益}/\text{总资产}) + 3.3 \times (\text{息税前利润}/\text{总资产}) + 0.6 \times (\text{流通在外的流通股价值}/\text{总负债}) + 1 \times \text{资产周转率}$
BOARD	董事会规模	董事会人数的自然对数
INDEP	独立董事比例	独立董事人数/董事会人数
EXESHARE	高管持股比例	高管持股数量/企业发行总股数
BONDSIZE	债券发行规模	债券发行规模(亿元)的自然对数
BONDTERM	债券剩余期限	债券剩余期限的自然对数
CREDIT	债券信用评级	虚拟变量,对于 AAA 等级的债券取值为 1,否则为 0
BONDSECURED	债券是否担保	虚拟变量,债券有担保条款则取值为 1,否则为 0
BONDPUT	债券是否回售	虚拟变量,债券有投资者回售条款则取值为 1,否则为 0
INDUSTRY	行业	行业虚拟变量,根据中国证券监督管理委员会《上市公司行业分类指引》(2012 年修订)定义,其中制造业按照二级分类,其余行业按照一级分类
YEAR	年度	年度虚拟变量,依据样本所在年份设定

五、实证结果分析

(一)描述性统计

从表 2 中可以看到主要变量在全样本下的描述性统计分析结果:债券信用利差(CS)均值为 2.25%,波动范围从 0.22%到 5.50%,标准差为 1.41%,表明不同债券之间的信用利差存在较大差异,这一结果与已有研究基本一致(周宏等,2018)。同时,有 20.25%的样本存在“双向进入”,有 8.74%的样本存在“交叉任职”,这也与李明辉等(2020)、李明辉和程海艳(2020)所得结果较为接近。控制变量的数据分布总体合理。

表2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值
CS	7 378	2.2452	1.4137	0.2239	1.2007	1.9252	3.0390	5.5038
CPCCG	7 378	0.2025	0.4019	0	0	0	0	1
CPCRCROSS	7 378	0.0874	0.2825	0	0	0	0	1
SIZE	7 378	24.3597	1.5548	21.4244	23.1426	24.1314	25.5094	28.4820
LEV	7 378	0.6083	0.1540	0.2124	0.5004	0.6210	0.7293	0.8821
ROA	7 378	0.0292	0.0327	-0.1030	0.0129	0.0264	0.0435	0.1292
GROWTH	7 378	0.1540	0.2984	-0.4673	-0.0077	0.1064	0.2648	1.5114
CF	7 378	0.0454	0.0603	-0.1350	0.0116	0.0464	0.0829	0.1925
TANG	7 378	0.4450	0.1886	0.0431	0.3135	0.4448	0.5981	0.8349
Z_SCORE	7 378	1.4885	0.7545	0.1296	0.9852	1.3260	1.8622	4.0130
BOARD	7 378	2.2177	0.2206	1.6094	2.0794	2.1972	2.3979	2.7081
INDEP	7 378	0.3797	0.0641	0.3077	0.3333	0.3636	0.4286	0.6250
EXESHARE	7 378	0.0172	0.0631	0	0	0	0.0018	0.6114
BONDSIZE	7 378	2.2690	0.8852	0	1.6094	2.3026	2.8332	4.7005
BONDTERM	7 378	0.7200	0.8794	-2.3167	0.3147	0.9047	1.3465	2.2430
CREDIT	7 378	0.3787	0.4851	0	0	0	1	1
BONDSECURED	7 378	0.2929	0.4551	0	0	0	1	1
BONDPUT	7 378	0.4560	0.4981	0	0	0	1	1

(二) 相关性分析

本文对各变量进行了 Pearson 相关系数检验,发现“双向进入”(CPCCG)和“交叉任职”(CPCRCROSS)与债券信用利差(CS)之间的相关系数均在1%的水平下显著为负,表明党组织参与公司治理有助于降低债券信用风险,初步验证了假设成立。此外,本文还利用方差膨胀因子(VIF)进行了多重共线性的诊断,各变量的VIF值最大为3.37,远低于10.00,说明回归模型中的各变量之间不存在严重的共线性问题。^①

(三) 多元回归分析

表3报告了模型(1)的回归结果。第(1)、(4)列是“双向进入”(CPCCG)和“交叉任职”(CPCRCROSS)对债券信用利差(CS)的回归结果;第(2)、(5)列控制公司特征变量和债券特征变量;第(3)、(6)列进一步控制年度固定效应和行业固定效应。可以看出,CPCCG和CPCRCROSS的系数均在1%的水平下显著为负,说明党组织参与公司治理能够显著降低债券信用风险,假设成立。从经济意义上来讲,根据第(3)列可以计算出相较于未采取“双向进入”,采取“双向进入”的公司其债券信用利差平均降低了32.28个基点,约等于债券信用利差平均水平的14.35%^②;根据第(6)列可以计算出相较于未采取“交叉任职”,采取“交叉任职”的公司其债券信用利差平均降低了34.19个基点,约等于债券信用利差平均水平的15.20%。以上结果说明,与党组织未参与治理的公司相比较,党组织参与治理的公司债券信用风险显著更低,且存在显著的经济意义。

^①限于篇幅,相关性检验结果未列示,留存备索。

^②计算公式为 $0.3228 \div 2.25 = 0.1435$,其中2.25为债券信用利差的均值。下同。

控制变量方面,公司规模越大、资产负债率越低、盈利能力越强、董事会规模越大、独立董事比例越高、高管持股比例越小时,债券信用利差越小;债券发行规模越小、剩余期限越短、信用评级越低以及有担保条款和回售条款时,债券信用利差越大。这与 Gao 等(2020)、陈超和李镛伊(2014)、王雄元和高开娟(2017)、韩鹏飞等(2018)的研究结果相一致。

表 3 党组织参与公司治理对债券信用风险的影响(假设检验结果)

变量	CS					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CPCCG</i>	-0.7241*** (-21.89)	-0.4282*** (-13.68)	-0.3228*** (-10.63)			
<i>CPCCROSS</i>				-0.5529*** (-11.85)	-0.3956*** (-9.31)	-0.3419*** (-8.30)
<i>SIZE</i>		-0.0497*** (-2.97)	-0.1041*** (-5.96)		-0.0541*** (-3.22)	-0.1107*** (-6.31)
<i>LEV</i>		1.7072*** (11.24)	1.2842*** (7.39)		1.6964*** (11.14)	1.1927*** (6.87)
<i>ROA</i>		-6.5927*** (-10.96)	-6.0634*** (-9.81)		-6.2653*** (-10.40)	-5.8090*** (-9.42)
<i>GROWTH</i>		0.0192 (0.36)	0.1198** (2.28)		0.0348 (0.66)	0.1336** (2.53)
<i>CF</i>		0.1078 (0.38)	0.3699 (1.29)		-0.0513 (-0.18)	0.3018 (1.05)
<i>TANG</i>		-0.1688** (-2.05)	-0.1044 (-1.25)		-0.1278 (-1.54)	-0.0782 (-0.93)
<i>Z_SCORE</i>		0.0675** (2.43)	-0.0487 (-1.55)		0.0787*** (2.82)	-0.0536* (-1.70)
<i>BOARD</i>		-0.2989*** (-4.00)	-0.2340*** (-3.19)		-0.3842*** (-5.15)	-0.2893*** (-3.95)
<i>INDEP</i>		-1.0692*** (-4.07)	-1.0005*** (-3.76)		-1.2394*** (-4.72)	-1.1134*** (-4.18)
<i>EXESHARE</i>		1.5936*** (6.57)	1.5136*** (6.31)		1.6122*** (6.54)	1.4988*** (6.17)
<i>BONDSIZE</i>		-0.1363*** (-5.73)	-0.1128*** (-4.74)		-0.1324*** (-5.53)	-0.1086*** (-4.54)
<i>BONDTERM</i>		-0.0802*** (-4.18)	-0.0735*** (-3.77)		-0.0867*** (-4.50)	-0.0785*** (-4.02)
<i>CREDIT</i>		-0.8013*** (-20.86)	-0.7992*** (-20.55)		-0.8331*** (-21.73)	-0.8086*** (-20.78)
<i>BONDSECURED</i>		0.2240*** (6.77)	0.1874*** (5.67)		0.2462*** (7.46)	0.2005*** (6.07)
<i>BONDPUT</i>		0.1638*** (5.31)	0.1487*** (4.93)		0.1894*** (6.12)	0.1650*** (5.46)
<i>CONSTANT</i>	2.3919*** (125.96)	4.2350*** (11.19)	6.8042*** (15.45)	2.2936*** (131.51)	4.4993*** (11.86)	7.1630*** (16.16)
<i>YEAR</i>	NO	NO	YES	NO	NO	YES
<i>INDUSTRY</i>	NO	NO	YES	NO	NO	YES
N	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378
Adjusted R^2	0.0422	0.2768	0.3596	0.0121	0.2694	0.3567

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%统计水平下显著,括号内为系数的t值。下同。

(四)内生性测试

考虑到上述结果可能存在因果倒置、遗漏变量等内生性问题,本文尝试通过以下五种方法加以缓解。

1. 滞后解释变量

为了尽可能减轻反向因果关系带来的内生性问题,采用滞后一期的解释变量(L_CPCCG 、 $L_CPCCROSS$)进行回归,结果如表4 Panel A第(1)、(2)列所示,所得结论不变。^①

2. 工具变量法

本文选取同年度同行业其他企业党组织参与治理的均值($CPCCG_IV$ 、 $CPCCROSS_IV$)作为工具变量,使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归,结果由表4 Panel A第(3)—(6)列所示。第(3)、(4)列是第一阶段回归结果, $CPCCG_IV$ 、 $CPCCROSS_IV$ 的估计系数显著为正,与预期一致。同时,F值分别为44.97和14.28,表明模型不存在弱工具变量问题,Anderson LM检验显著拒绝原假设,表明模型不存在识别不足问题,说明工具变量与内生解释变量相关;第(5)、(6)列是第二阶段回归结果, $CPCCG$ 、 $CPCCROSS$ 的系数依然显著为负。

3. 引入外生冲击

2015年8月,中共中央、国务院印发了《关于深化国有企业改革的指导意见》(以下简称《指导意见》),指出要“充分发挥国有企业党组织政治核心作用”、“明确国有企业党组织在公司法人治理结构中的法定地位,创新国有企业党组织发挥政治核心作用的途径和方式”、“坚持和完善双向进入、交叉任职的领导体制”。基于此,本文尝试引入《指导意见》的发布作为外生冲击事件,采用准自然实验设计以进一步缓解潜在的内生性问题。首先,构建时间分组变量($POST$),所处年度为2015年及之后取值为1,否则为0;其次,构建产权性质虚拟变量(SOE),国有企业取值为1,民营企业取值为0;最后,构造 SOE 和 $POST$ 的交乘项($SOE \times POST$),具体模型如下:

$$CS_{i,t} = \sigma_0 + \sigma_1 POST_{i,t} + \sigma_2 SOE_{i,t} \times POST_{i,t} + \sigma_3 SOE_{i,t} + \sigma_4 CONTROLS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

表4 Panel A第(7)列为相应的回归结果。交乘项 $SOE \times POST$ 的系数在1%的水平下显著为负,说明《指导意见》发布后,国有企业党组织发挥的政治核心作用进一步增强,从而降低了债券信用风险。

4. 熵平衡匹配法

考虑到可能存在的样本选择偏误问题,本文采用熵平衡匹配法加以缓解。相较于倾向得分匹配法,熵平衡匹配法通过对处理组与控制组的各个协变量的一阶矩、二阶交叉矩和三阶矩进行多维度调整,从而实现精确匹配,更适用于处理高维度数据(Hainmueller, 2012)。本文选取公司规模、财务杠杆、盈利能力、成长能力、经营净现金流、抵押资产价值、董事会规模、独立董事比例、产权性质、当年是否召开中国共产党全国代表大会作为协变量。通过进行熵平衡匹配,处理组和控制组特征变量的差距明显缩小。^②表4 Panel B的第(1)、(2)列展示了经过熵平衡匹配后的回归结果,党组织参与公司治理依然能显著降低债券信用风险。此外,为确保上述结果的稳健性,本文也采取了倾向得分匹配法^③,回归结果由表4 Panel B

①受篇幅所限,后文均未报告控制变量的回归结果,留存备索。

②受篇幅所限,本文未报告熵平衡匹配的平衡性测试结果,留存备索。

③首先,本文建立党组织参与公司治理影响因素的Logit模型,其中匹配变量与熵平衡匹配法一致。然后,选择最近邻法和1:1匹配方法,为“双向进入、交叉任职”公司分别找到倾向得分最接近但不存在“双向进入、交叉任职”的配对样本。最后,以倾向得分匹配形成的样本对模型(1)重新进行回归。受篇幅所限,本文未报告倾向得分匹配的平衡性测试结果,留存备索。

第(3)、(4)列所示,所得结论不变。

表 4 内生性测试

Panel A: 滞后解释变量、工具变量法、双重差分模型							
变量	滞后解释变量		工具变量法				引入外生冲击
	CS	CS	CPCCG	CPCRCROSS	CS	CS	CS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>L_CPCCG</i>	-0.3201*** (-8.15)						
<i>L_CPCRCROSS</i>		-0.3617*** (-6.69)					
<i>CPCCG_IV</i>			0.4424*** (6.71)				
<i>CPCRCROSS_IV</i>				0.1819** (2.06)			
<i>CPCCG</i>					-1.8350*** (-4.33)		
<i>CPCRCROSS</i>						-4.2659* (-1.81)	
<i>SOE</i>							-0.6764*** (-12.46)
<i>POST</i>							-0.6397*** (-3.78)
<i>SOE×POST</i>							-0.3213*** (-5.23)
<i>CONTROLS</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5 036	5 036	7 354	7 354	7 354	7 354	7 378
Adjusted R^2	0.3472	0.3450	0.1424	0.0497	0.7732	0.6510	0.4149
F			44.97	14.28			
(P value)			(0.0000)	(0.0000)			
Anderson Canon. LM			25.60	8.68			
(P value)			(0.0000)	(0.0032)			

Panel B: 熵平衡匹配法、倾向得分匹配法、Heckman 两阶段回归

变量	熵平衡匹配法		倾向得分匹配法		Heckman 两阶段回归	
	CS	CS	CS	CS	CS	CS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CPCCG</i>	-0.1466*** (-4.78)		-0.0822* (-1.66)		-0.2901*** (-9.17)	
<i>CPCRCROSS</i>		-0.0972** (-2.36)		-0.1194* (-1.65)		-0.3347*** (-8.05)
<i>IMR</i>					0.4806*** (6.33)	0.6854*** (4.77)
<i>CONTROLS</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	7 378	7 378	2 543	1 250	7 159	7 159
Adjusted R^2 /Pseudo R^2	0.3580	0.3594	0.3865	0.3767	0.3611	0.3576

5. Heckman 两阶段回归

考虑到本文所使用的“双向进入、交叉任职”数据由手工收集所得,若上市公司党组织通过“双向进入、交叉任职”参与公司治理但未在公司年报或企业官方网站披露,可能会对本文

的结论产生干扰。基于此,本文通过使用 Heckman 两阶段回归的方法加以缓解。在第一阶段回归中,借鉴马连福(2013)、陈仕华和卢昌崇(2014)、李明辉和程海艳(2020)的方法,分别以 *CPCCG*(*CPCCROSS*)为被解释变量,以母公司是否为集团公司(*GROUP*)、终极控制人是否为国务院国有资产管理监督委员会(*CONTROLTYPE*)以及模型(1)中的一系列控制变量作为解释变量,通过构造 Probit 回归模型估计出逆米尔斯比率(*IMR*),将 *IMR* 作为控制变量带入第二阶段回归当中,检验主效应是否依然显著。表4 Panel B 的第(5)、(6)列报告了第二阶段结果,可以看到 *CPCCG*(*CPCCROSS*)的回归系数依然在1%的水平下显著为负,同时 *IMR* 的回归系数在1%的水平下显著,说明党组织参与公司治理对债券信用风险的负向作用依然存在。

六、机制检验

前已述及,党组织参与公司治理会通过降低代理成本、提高风险规避程度以及提高信息披露质量,进而降低债券信用风险。为此,本文使用较为常用的中介效应检验方法,考察上述三条作用路径是否成立。具体地,在模型(1)中 β_1 显著的前提下,使用模型(3)检验党组织参与治理(*PARTY_GOV*)对中介变量(*MEDIATION*)的影响。若系数 α_1 显著,则用模型(4)同时加入 *PARTY_GOV* 与 *MEDIATION* 对债券信用利差(*CS*)进行回归分析,若系数 μ_2 显著且 μ_1 不显著,则为完全中介效应,表明党组织参与治理对债券信用风险的影响仅依赖于该中介变量;若系数 μ_2 和 μ_1 都显著则为部分中介效应,表明党组织参与治理对债券信用风险的影响通过该中介变量发挥一定的中介作用。

$$MEDIATION_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PARTY_GOV_{i,t} + \alpha_2 CONTROLS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$CS_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 PARTY_GOV_{i,t} + \mu_2 MEDIATION_{i,t} + \mu_3 CONTROLS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

(一) 治理效应路径

为了检验党组织参与公司治理是否能够通过“治理效应”降低代理成本,进而缓解债券信用风险,本文选择管理费用率 *EXPENSE*(管理费用/营业收入)和总资产周转率 *TURNOVER*(营业收入/总资产)作为中介变量(*MEDIATION*)来衡量代理成本。表5列示了回归检验结果。

表5 党组织参与公司治理、治理效应与债券信用风险

变量	管理费用率				总资产周转率			
	<i>EXPENSE</i>	<i>CS</i>	<i>EXPENSE</i>	<i>CS</i>	<i>TURNOVER</i>	<i>CS</i>	<i>TURNOVER</i>	<i>CS</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>CPCCG</i>	-0.0038*** (-4.21)	-0.3186*** (-10.49)			0.0253*** (4.72)	-0.3120*** (-10.35)		
<i>CPCCROSS</i>			-0.0036*** (-3.27)	-0.3376*** (-8.18)			0.0577*** (7.97)	-0.3177*** (-7.77)
<i>EXPENSE</i>		1.1242** (2.45)		1.1965*** (2.61)				
<i>TURNOVER</i>						-0.4284*** (-5.76)		-0.4197*** (-5.64)
<i>CONTROLS</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378
Adjusted R ²	0.3978	0.3601	0.3972	0.3574	0.7946	0.3625	0.7956	0.3595

表5第(1)一(4)列以管理费用率作为衡量代理成本的代理变量,第(1)列结果显示 *CPCCG* 与 *EXPENSE* 在1%的水平下显著负相关,说明存在“双向进入”的公司管理层在职消费越少;第(2)列结果显示 *CPCCG* 与 *CS* 在1%的水平下显著负相关,且其绝对值显著小于表3第(3)列中 *CPCCG* 系数的绝对值(0.32),*EXPENSE* 的系数在5%的水平下显著为正,说明管理费用率在“双向进入”与债券信用风险之间存在部分中介效应。同理,从第(3)、(4)列结果可以看出,管理费用率在“交叉任职”与债券信用风险之间亦存在部分中介效应。本文同时还进行了 Sobel 检验,*Z* 统计量分别达到-2.12 和-1.89,分别在5%和10%的水平下显著。第(5)一(8)列则以总资产周转率衡量代理成本,所得结论不变。综合来看,上述结果说明党组织参与公司治理通过发挥治理效应,降低了公司代理成本,从而缓解了债券信用风险。

(二) 风险规避效应路径

为了检验党组织参与公司治理是否能够通过提高风险规避程度、减少高风险投资,进而降低债券信用风险,本文参考 Faccio 等(2011)的研究,使用经行业和年度均值调整后的 *ROA* 的波动性作为中介变量(*MEDIATION*)来衡量风险承担水平。具体地,分别以3年和5年作为一个观测时段进行滚动,构造 *CRT_3* 和 *CRT_5* 两个变量。表6列示了回归检验结果。第(1)一(4)列以三年 *ROA* 的波动性衡量风险承担,第(1)列结果显示 *CPCCG* 与 *CRT_3* 在5%的水平下显著负相关,说明存在“双向进入”的公司风险承担水平较低;第(2)列结果显示 *CPCCG* 与 *CS* 在1%的水平下显著负相关,且其绝对值显著小于表3第(3)列中 *CPCCG* 系数的绝对值(0.32),*CRT_3* 的系数在1%的水平下显著为正,说明风险承担在“双向进入”与债券信用风险之间存在部分中介效应。同理,从第(3)、(4)列结果可以看出,风险承担在“交叉任职”与债券信用风险之间亦存在部分中介效应。本文同时还进行了 Sobel 检验,*Z* 统计量分别达到-2.24 和-3.56,分别在5%和1%的水平下显著。第(5)一(8)列以五年 *ROA* 的波动性衡量风险承担,所得结论不变。综合来看,上述结果说明党组织参与公司治理通过发挥风险规避效应,降低了债券信用风险。

表 6 党组织参与公司治理、风险规避效应与债券信用风险

变量	三年 <i>ROA</i> 的波动性				五年 <i>ROA</i> 的波动性			
	<i>CRT_3</i>	<i>CS</i>	<i>CRT_3</i>	<i>CS</i>	<i>CRT_5</i>	<i>CS</i>	<i>CRT_5</i>	<i>CS</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>CPCCG</i>	-0.0019** (-2.54)	-0.3162*** (-10.45)			-0.0019*** (-2.63)	-0.3170*** (-10.47)		
<i>CPCCROSS</i>			-0.0047*** (-4.44)	-0.3258*** (-7.89)			-0.0039*** (-3.97)	-0.3299*** (-8.01)
<i>CRT_3</i>		3.5530*** (6.02)		3.5033*** (5.90)				
<i>CRT_5</i>						3.2184*** (5.43)		3.1948*** (5.37)
<i>CONTROLS</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378
Adjusted <i>R</i> ²	0.2412	0.3635	0.2426	0.3605	0.3152	0.3628	0.3159	0.3599

(三) 信息效应路径

为了检验党组织参与治理是否能够通过加强内部监督、降低公司内外部信息不对称,进而降低债券信用风险,本文参考朱松(2013)、曾颖和陆正飞(2006)的研究,分别使用会计稳健性(*CONSERV*)和深圳证券交易所信息披露质量评级(*GRADE*)作为中介变量(*MEDIATION*)来衡量公司信息披露质量。*CONSERV*由过去三年每年应计项的总和乘以-1所得,其中应计项=(净利润-经营活动现金流量)/期初总资产。*GRADE*是将深圳证券交易所信息披露质量评级中的“优秀”、“良好”、“及格”、“不及格”四个等级依次取值为4、3、2、1所得。表7列示了回归检验结果。第(1)—(4)列以会计稳健性(*CONSERV*)衡量信息披露质量,第(1)列结果显示*CPCCG*与*CONSERV*在1%的水平下显著正相关,说明存在“双向进入”的公司稳健程度越高,信息质量越好;第(2)列结果显示*CPCCG*与*CS*在1%的水平下显著负相关,且其绝对值显著小于表3第(3)列中*CPCCG*系数的绝对值(0.32),*CONSERV*的系数在1%的水平下显著为负,说明会计稳健性在“双向进入”与债券信用风险之间存在部分中介效应。同理,从第(3)、(4)列结果可以看出,会计稳健性在“交叉任职”与债券信用风险之间亦存在部分中介效应。本文同时还进行了Sobel检验,*Z*统计量分别达到-2.59和-2.10,分别在1%和5%的水平下显著。第(5)—(8)列以信息披露质量评级(*GRADE*)作为代理变量,所得结论不变。综合来看,上述结果说明党组织参与公司治理通过发挥信息效应,降低了债券信用风险。

表7 党组织参与治理、信息效应与债券信用风险

变量	会计稳健性				信息披露质量评级			
	<i>CONSERV</i>	<i>CS</i>	<i>CONSERV</i>	<i>CS</i>	<i>GRADE</i>	<i>CS</i>	<i>GRADE</i>	<i>CS</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>CPCCG</i>	0.0190*** (3.88)	-0.3159*** (-10.42)			0.0713** (2.43)	-0.4078*** (-7.07)		
<i>CPCCROSS</i>			0.0280*** (3.02)	-0.4398*** (-7.69)			0.2774*** (5.32)	-0.3293*** (-3.30)
<i>CONSERV</i>		-0.3627*** (-5.20)		-0.3705*** (-5.30)				
<i>GRADE</i>						-0.4205*** (-10.53)		-0.4209*** (-10.52)
<i>CONTROLS</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	7 378	7 378	7 378	7 378	3 084	3 084	3 084	3 084
Adjusted R ²	0.2729	0.3624	0.2726	0.3593	0.2452	0.3605	0.2495	0.3546

七、进一步检验

(一) 异质性检验

1. 基于产权性质的异质性检验

处于经济转轨时期的中国,对许多经济问题的探讨都离不开产权性质的影响。国有企业因承担着政策性任务而存在“预算软约束”,所发行的债券会使债券投资者形成强烈的“刚性兑付”预期,债券信用风险也相对较低,使得党组织参与公司治理降低债券信用风险的

作用可能会钝化。由于民营企业的债券信用风险取决于自身的经营状况和治理水平,党组织参与所带来的治理作用会使其债务偿还能力显著增强。基于此,本文通过模型(5)来检验产权性质对党组织参与公司治理与债券信用风险关系的影响。

$$CS_{i,t} = \omega_0 + \omega_1 PARTY_GOV_{i,t} + \omega_2 PARTY_GOV_{i,t} \times SOE_{i,t} + \omega_3 SOE_{i,t} + \omega_z CONTROLS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

从表8可以看到,交乘项($CPCCG \times SOE$ 和 $CPCCROSS \times SOE$)的系数至少在10%的水平下显著为正。这说明:相较于国有企业,“双向进入、交叉任职”降低债券信用风险的作用在民营企业中更为显著。本文的研究结论也与已有研究相一致(Zheng et al., 2019; 郑登津等, 2020),即民营企业党组织能够起到改善公司治理、维护各方利益的重要作用。

表8 基于产权性质的异质性检验回归结果

变量	CS	
	(1)	(2)
<i>CPCCG</i>	-0.6348 *** (-6.27)	
<i>CPCCROSS</i>		-0.3852 ** (-2.55)
<i>CPCCG</i> × <i>SOE</i>	0.5195 *** (4.93)	
<i>CPCCROSS</i> × <i>SOE</i>		0.2896 * (1.85)
<i>SOE</i>	-0.9271 *** (-24.06)	-0.9085 *** (-24.09)
<i>CONTROLS</i>	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES
N	7 378	7 378
Adjusted R ²	0.4164	0.4134

2. 基于外部监督的异质性检验

作为一种制度力量,当外部监督力量较为薄弱时,党组织参与公司治理既有动机也有能力加强对管理层行为的监督,提升决策制定和执行的效率,充分发挥抑制债券信用风险的重要作用。鉴于此,本文分别考虑了以下四种外部监督主体(*EXSUP*):(1)机构投资者监督:采用机构投资者持股比例(*INTOWN*)衡量;(2)审计监督:采用是否聘请“四大”会计师事务所进行外部审计(*BIG4*)衡量;(3)分析师监督:采用分析师跟踪人数加1并取自然对数(*ANALYST*)衡量;(4)媒体监督:采用报刊新闻内容当中出现公司的新闻总数加1并取自然对数(*MEDIA*)衡量。当机构投资者持股比例越高、聘请“四大”会计师事务所进行外部审计、分析师跟踪人数越多、媒体关注度越高时,上市公司受到的外部监督力度越强。本文通过如下模型进行检验:

$$CS_{i,t} = \omega_0 + \omega_1 PARTY_GOV_{i,t} + \omega_2 PARTY_GOV_{i,t} \times EXSUP_{i,t} + \omega_3 EXSUP_{i,t} + \omega_z CONTROLS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

从表9可以看到,交乘项($CPCCG \times EXSUP$ 和 $CPCCROSS \times EXSUP$)的系数至少在5%的水平下显著为正,说明外部监督力量较弱时,党组织参与治理更能够抑制债券信用风险。

表9 基于外部监督的异质性检验回归结果

变量	CS							
	机构投资者监督		审计监督		分析师监督		媒体监督	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>CPCCG</i>	-0.8164*** (-7.99)		-0.4051*** (-10.78)		-0.5893*** (-8.10)		-0.3639*** (-10.49)	
<i>CPCCROSS</i>		-0.8038*** (-5.60)		-0.4304*** (-8.10)		-0.5990*** (-6.00)		-0.3940*** (-7.49)
<i>CPCCG</i> × <i>EXSUP</i>	0.0078*** (5.39)		0.2724*** (4.64)		0.1255*** (4.52)		0.0014*** (2.62)	
<i>CPCCROSS</i> × <i>EXSUP</i>		0.0075*** (3.70)		0.3242*** (4.08)		0.1233*** (3.15)		0.0027** (2.14)
<i>EXSUP</i>	-0.0074*** (-7.34)	-0.0066*** (-6.90)	-0.2916*** (-7.38)	-0.2463*** (-6.81)	-0.1418*** (-7.82)	-0.1317*** (-7.67)	0.0007* (1.94)	0.0008** (2.49)
<i>CONTROLS</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>INDUSTRY</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378
Adjusted R ²	0.3653	0.3614	0.3635	0.3600	0.3655	0.3622	0.3605	0.3573

3. 基于党组织参与公司治理的不同方式的异质性检验

本文进一步考察了党组织参与公司治理的不同方式对债券信用风险的影响。一方面,关于“双向进入”的异质性,本文区分了党组织成员兼任董事会成员(*CPCCG_D*)、党组织成员兼任监事会成员(*CPCCG_S*)、党组织成员兼任管理层成员(*CPCCG_M*);另一方面,关于“交叉任职”的异质性,本文区分了党委书记兼任董事长(*CPCCROSS_D*)、党委书记兼任监事会主席(*CPCCROSS_S*)、党委书记兼任总经理(*CPCCROSS_M*)、党委书记兼任董事长及总经理(*CPCCROSS_DUAL*)。

从表10第(1)–(3)列可以看出,*CPCCG_D*、*CPCCG_S*、*CPCCG_M*的系数均在1%的水平下显著为负,说明党组织与董事会、监事会、管理层“双向进入”均能降低债券信用风险。其中党组织与董事会“双向进入”的解释度相对较高,这也说明作为政治核心的党组织和作为经营决策核心的董事会“双向进入”更有助于将党组织治理融入到公司治理结构当中(柳学信等,2020)。

从第(4)–(6)列可以看出,*CPCCROSS_D*的系数在1%的水平下显著为负,*CPCCROSS_S*、*CPCCROSS_M*的系数不显著。这说明党委书记与董事长“交叉任职”能够显著降低债券信用风险^①,但党委书记与监事会主席、总经理“交叉任职”对债券信用风险没有显著影响。因此,党委书记兼任董事长这种“一肩挑”的模式更有助于行使企业“把关定向”的职能(Chang and Wong, 2004;董志强、魏下海,2018),积极响应政府部门出台的防范和化解金融风险的相关政策,在最大程度上避免债券违约事件的发生。此外,还可以看出党委书记与董事长“交叉任职”对债券信用风险的解释度高于党组织与董事会、监事会、管理层“双向进入”,这也

①考虑到存在董事长与党委书记分设的情况,本文还将董事长兼任党委副书记且党委书记兼任副董事长也定义为党委书记与董事长“交叉任职”,对表10第(4)列重新进行回归,所得结果不变。

说明“交叉任职”要求党组织成员与公司关键职位交叉,是一种要求更高的“双向进入”(李明辉等,2020)。从第(7)列可以看出,CPCCROSS_DUAL的系数不显著,这说明党委书记、董事长、总经理“三合一”不仅会导致个人权力过大,不利于职责的划分、民主决策的形成以及公司治理水平的提高,还会造成政治资源冗余、降低企业运营效率(雷海民等,2012),不利于党组织发挥应有的监督职能。上述发现为2015年8月发布的《关于深化国有企业改革的指导意见》要求“董事长、总经理原则上分设,党组织书记、董事长一般由一人担任”提供了大样本经验支持。

表 10 基于党组织参与公司治理的不同方式的异质性检验回归结果

变量	CS						
	“双向进入”的不同方式			“交叉任职”的不同方式			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
CPCCG_D	-0.3202*** (-9.70)						
CPCCG_S		-0.1966*** (-5.30)					
CPCCG_M			-0.2394*** (-5.93)				
CPCCROSS_D				-0.4502*** (-7.83)			
CPCCROSS_S					-0.1918 (-1.23)		
CPCCROSS_M						-0.1458 (-1.55)	
CPCCROSS_DUAL							-0.1081 (-0.27)
CONTROLS	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
INDUSTRY	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378
Adjusted R ²	0.3582	0.3538	0.3542	0.3564	0.3524	0.3524	0.3522

(二) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

为检验前述基准回归结果是否由某些偶然因素驱动,本文借鉴Li等(2016)的处理办法,采用随机生成的虚拟解释变量来构造安慰剂检验。具体地,将总样本中的CPCCG(CPCCROSS)随机分配到每个观测样本当中并重复进行了1000次回归,发现回归所得虚拟变量CPCCG(CPCCROSS)的t值分布在0附近,且其绝对值均小于表3中真实回归所得CPCCG(CPCCROSS)t值的绝对值。^①由此,可以认为党组织参与公司治理的确发挥了降低债券信用风险的积极作用,而非某些偶然因素所引起的。

2. 改变党组织参与公司治理的衡量方式

首先,参考马连福等(2012,2013),本文使用连续变量的方式衡量党组织成员“双向进入”的程度,包括党组织成员与董事会、监事会、管理层成员重合的总人数除以董事会、监事会、

^①限于篇幅,本文未报告安慰剂检验的回归结果,留存备索。

管理层总人数(PARTY)、党组织成员与董事会成员重合人数除以董事会规模(PARTY_D)、党组织成员与监事会成员重合人数除以监事会规模(PARTY_S)、党组织成员与管理层成员重合人数除以管理层规模(PARTY_M)。从表 11 Panel A 第(1)—(4)列回归结果可以看出,“双向进入”程度越高,债券信用风险越低。

其次,参考严若森和吏林山(2019),将“交叉任职”重新定义为:当党委副书记兼任董事长、监事会主席或总经理时,CPCROSS_2取值为1,否则为0。从表 11 Panel A 第(5)列可以看出,“交叉任职”能够显著减低债券信用风险。

表 11 稳健性检验结果

Panel A:改变关键变量的衡量方式

变量	CS						CS_2		CS_3	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
PARTY	-0.7749*** (-6.74)									
PARTY_D		-0.7368*** (-7.95)								
PARTY_S			-0.4237*** (-4.55)							
PARTY_M				-0.3744*** (-4.21)						
CPCROSS_2					-0.3458*** (-4.67)					
PREDISCUSS						-0.8098*** (-21.28)				
CPCCG							-0.4307*** (-9.10)		-0.4307*** (-9.19)	
CPCROSS								-0.3765*** (-6.35)		-0.3802*** (-6.43)
CONTROLS	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
INDUSTRY	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378	7 378
Adjusted R ²	0.3548	0.3558	0.3534	0.3532	0.2258	0.3940	0.2240	0.2211	0.2295	0.2267

Panel B:其他稳健性检验

变量	CS									
	控制政治关联的影响		固定效应模型		剔除全球金融危机影响的影响		控制行业随时间变化的影响		在公司层面对标误差进行聚类调整	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
CPCCG	-0.3149*** (-10.34)		-0.3049*** (-7.31)		-0.3320*** (-10.78)		-0.2937*** (-9.44)		-0.3228*** (-5.54)	
CPCROSS		-0.3361*** (-8.20)		-0.2686*** (-5.76)		-0.3590*** (-8.58)		-0.3193*** (-7.51)		-0.3419*** (-4.29)
POLITICAL	0.1304*** (4.04)	0.1394*** (4.33)								
CONTROLS	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
INDUSTRY	YES	YES	NO	NO	YES	YES	YES	YES	YES	YES
FIRM	NO	NO	YES	YES	NO	NO	NO	NO	NO	NO
YEAR×INDUSTRY	NO	NO	NO	NO	NO	NO	YES	YES	NO	NO
N	7 378	7 378	7 378	7 378	7 221	7 221	7 378	7 378	7 378	7 378
Adjusted R ²	0.3610	0.3583	0.3373	0.3314	0.3591	0.3563	0.3682	0.3661	0.3596	0.3567

最后,柳学信等(2020)认为,将党组织研究讨论作为公司董事会、经理层在对重大问题进行决策时的前置程序(即“讨论前置”),有利于党组织发挥“把方向、管大局、保落实”的重要职能。表11 Panel A第(6)列将是否实施“讨论前置”(PREDISCUSS)作为党组织参与公司治理的代理变量^①,发现PREDISCUSS的系数显著为负,说明实施“讨论前置”能够降低债券信用风险。

3. 改变债券信用利差的衡量方式

借鉴陈超和李榕伊(2014)的研究,本文分别使用债券年末到期收益率与5年期定期存款利率的差额(CS_2)、债券年末到期收益率与1年期定期存款利率的差额(CS_3)作为债券信用利差的代理变量。回归结果如表11 Panel A中第(7)—(10)列所示,所得结论不变。

4. 其他稳健性检验

表11 Panel B报告了其他稳健性检验的测试结果,主要包括:(1)控制政治关联的影响。考虑到政治关联既可能会影响公司党组织参与治理的程度,亦会影响债券融资(Zheng et al., 2019; 林晚发等, 2018),本文将是否具有政治关联(POLITICAL)作为控制变量加入到模型(1)当中。若上市公司的董事长或总经理曾经或目前在政府部门任职、担任过人大代表或政协委员,POLITICAL取值为1,否则为0。回归结果由第(1)、(2)列所示。(2)使用固定效应模型,控制公司固定效应(FIRM)进行检验,回归结果由第(3)、(4)列所示。(3)考虑到全球金融危机的影响,剔除2008年、2009年的样本重新回归,结果由第(5)、(6)列所示。(4)控制行业随时间变化的影响,结果由第(7)、(8)列所示。(5)在公司层面对回归模型的标准误进行聚类调整,结果由第(9)、(10)列所示。综合来看,本文基本结论是较为稳健的。

八、结论与启示

在迎来中国共产党成立100周年华诞之际,探究党组织参与公司治理对于防范和化解金融风险、促进债券市场服务实体经济的作用机制具有重要意义。本文基于2008—2019年沪深两市上市公司的数据,实证检验了党组织通过“双向进入、交叉任职”参与公司治理对债券信用风险的影响,力图厘清党的领导政治优势对防范化解金融风险的微观机理。结果发现:“双向进入、交叉任职”这一制度安排能够有效降低债券信用风险。在缓解潜在的内生性问题后,本文对党组织参与公司治理影响债券信用风险的作用机制加以检验,发现党组织参与通过治理效应路径、风险规避效应路径、信息效应路径对债券信用风险产生影响。进一步研究显示,在民营企业或外部监督较为薄弱的公司中,党组织参与公司治理对债券信用风险的抑制作用更为明显,并且党组织参与公司治理的不同方式对债券信用风险也存在差异化影响。

本文的研究结论表明,党组织参与公司治理有利于抑制债券信用风险。这反映出加强基层党组织建设的积极效果,响应了党中央防范和化解重大金融风险的指导要求,对于促进中国债券市场的健康发展具有重要的实践意义。第一,上市公司应当把党的领导写入公司

^①参考柳学信等(2020)的研究,是否实施“讨论前置”(PREDISCUSS)的设置方法如下:将中央国有企业样本自2015年开始取值为1,地方国有企业样本自2016年开始取值为1,否则为0。

章程、将党的领导融入公司治理情况纳入监管评估,健全“双向进入、交叉任职”领导体制。同时,也要不断强化底线思维和风险意识,通过提高风险预判能力、完善公司内部治理、加强信息披露来严密防范债券信用风险,从而提高财务稳健性、增强债务偿还能力。特别是对于民营企业而言,由于其所发行债券的信用风险更多地取决于自身经营状况和公司治理水平,因而更应当促进党组织发挥更大的作用,降低信用风险、提高债券投资者的认可度。这为民营企业畅通融资渠道、解决“融资难”问题提供了一个新的解决思路。此外,本文相关结论发现:党组织治理效应的充分发挥应进一步考虑具体的参与途径和方式,这也为企业如何将党建与公司治理有机结合提供了科学的实践指导。具体地,企业可以通过采取党委书记兼任董事长这种“一肩挑”的模式,进而加强党组织“把关定向”的职能,将政府部门出台的各项防范化解金融风险的相关政策积极落实在企业重大生产经营决策当中。同时,应当厘清党组织与董事会、监事会、管理层等内部治理主体之间的权责边界,避免实行党委书记、董事长、总经理“三职合一”,以防止个人权力过大而引起的党组织监督职能弱化、企业运营效率下降。第二,对于债券投资者而言,应当将债券发行人的党组织参与公司治理的情况纳入投资决策框架。在资本市场中,无论是个人投资者还是机构投资者,追求收益的同时也在规避风险。尤其是对于交易所市场的债券投资者而言,由于自身缺乏相关的投资经验和能力,更需要从公司治理、风险承担水平、信息披露质量等多方面评估债券信用风险,作出合理的投资决策、避免投资损失。第三,对于监管部门而言,应当积极寻求防范和化解重大金融风险与支持实体经济之间的平衡,不但要加强机构投资者、审计师、分析师、媒体等传统外部主体对上市公司的监督力度,还要探索符合中国国情的公司治理机制。具体来讲,监管机构要以习近平新时代中国特色社会主义思想为指导,始终坚持党对金融工作的集中统一领导,将各级党组织建设成为披露和警示债券信用风险、完善投资者保护机制的坚强战斗堡垒,切实把党的政治优势转化为债券市场高质量发展优势。同时,监管机构还应当对债券投资者进行合理引导,建立健全更加市场化的债券价格形成机制,更好地发挥债券市场服务实体经济、优化资源配置的重要作用。

参考文献:

- 1.陈超、李榕伊,2014:《债券融资成本与债券契约条款设计》,《金融研究》第1期。
- 2.陈仕华、卢昌崇,2014:《国有企业党组织的治理参与能够有效抑制并购中的“国有资产流失”吗?》,《管理世界》第5期。
- 3.程海艳、李明辉、王宇,2020:《党组织参与治理对国有上市公司盈余管理的影响》,《中国经济问题》第2期。
- 4.董志强、魏下海,2018:《党组织在民营企业中的积极作用——以职工权益保护为例的经验研究》,《经济动态》第1期。
- 5.韩鹏飞、胡奕明、何玉、王海峰,2018:《企业集团运行机制研究:掏空、救助还是风险共担》,《管理世界》第5期。
- 6.雷海民、梁巧转、李家军,2012:《公司政治治理影响企业的运营效率吗——基于中国上市公司的非参数检验》,《中国工业经济》第9期。
- 7.李萌、王近,2020:《内部控制质量与企业债务违约风险》,《国际金融研究》第8期。
- 8.李明辉、程海艳,2020:《党组织参与治理对上市公司风险承担的影响》,《经济评论》第5期。

- 9.李明辉、刘笑霞、程海艳,2020:《党组织参与治理对上市公司避税行为的影响》,《财经研究》第3期。
- 10.李世刚、章卫东,2018:《民营企业党组织参与董事会治理的作用探讨》,《审计研究》第4期。
- 11.林晚发、钟辉勇、李青原,2018:《高管任职经历的得与失?——来自债券市场的经验证据》,《金融研究》第6期。
- 12.柳学信、孔晓旭、王凯,2020:《国有企业党组织治理与董事会异议——基于上市公司董事会决议投票的证据》,《管理世界》第5期。
- 13.马连福、王元芳、沈小秀,2012:《中国国有企业党组织治理效应研究——基于“内部人控制”的视角》,《中国工业经济》第8期。
- 14.马连福、王元芳、沈小秀,2013:《国有企业党组织治理、冗余雇员与高管薪酬契约》,《管理世界》第5期。
- 15.王雄元、高开娟,2017:《客户集中度与公司债二级市场信用利差》,《金融研究》第1期。
- 16.徐光伟、李剑桥、刘星,2020:《党组织嵌入与民营企业环保投入:私营企业调查数据的实证检验》,《珞珈管理评论》第3期。
- 17.严若森、吏林山,2019:《党组织参与公司治理对国企高管隐性腐败的影响》,《南开学报(哲学社会科学版)》第1期。
- 18.余怒涛、尹必超,2017:《党组织参与公司治理了吗?——来自中央企业监事会党组织治理的证据》,《中国会计评论》第1期。
- 19.曾颖、陆正飞,2006:《信息披露质量与股权融资成本》,《经济研究》第2期。
- 20.郑登津、袁薇、邓祎璐,2020:《党组织嵌入与民营企业财务违规》,《管理评论》第8期。
- 21.周宏、林晚发、李国平、王海妹,2012:《信息不对称与企业债券信用风险估价——基于2008-2011年中国企业债券数据》,《会计研究》第12期。
- 22.周宏、赵若瑜、李文洁、何剑波,2020:《大数据背景下市场竞争与债券信用风险——基于企业多元化发展的实证检验》,《会计研究》第12期。
- 23.周宏、周畅、林晚发、李国平,2018:《公司治理与企业债券信用利差——基于中国公司债券2008-2016年的经验证据》,《会计研究》第5期。
- 24.朱松,2013:《债券市场参与者关注会计信息质量吗》,《南开管理评论》第3期。
- 25.Altman, E. I. 1968. "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy." *Journal of Finance* 23(4):589-609.
- 26.Anderson, R. C., S. A. Mansi, and D. M. Reeb. 2002. "Founding Family Ownership and the Agency Cost of Debt." *Journal of Financial Economics* 68(2):263-285.
- 27.Bhojraj, S., and P. Sengupta. 2003. "Effect of Corporate Governance on Bond Ratings and Yields: The Role of Institutional Investors and Outside Directors." *Journal of Business* 76(3):455-476.
- 28.Chang, E. C., and S. M. L. Wong. 2004. "Political Control and Performance in China's Listed Firms." *Journal of Comparative Economics* 32(4):617-636.
- 29.Faccio, M., M. Marchica, and R. Mura. 2011. "Large Shareholder Diversification and Corporate Risk-Taking." *Review of Financial Studies* 24(11):3601-3641.
- 30.Gao, H., J. Wang, Y. Wang, C. Wu, and D. Xi. 2020. "Media Coverage and the Cost of Debt." *Journal of Financial & Quantitative Analysis* 55(2):429-471.
- 31.Hainmueller, J. 2012. "Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies." *Political Analysis* 20(1):25-46.
- 32.Hsu, P.-H., H.-H. Lee, A. Z. Liu, and Z. Zhang. 2015. "Corporate Innovation, Default Risk, and Bond Pricing." *Journal of Corporate Finance* 35:329-344.
- 33.Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure." *Journal of Financial Economics* 3(4):305-360.
- 34.Jin, J. D. 1992. "The Relationship between Accounting Earnings and Bond Returns." *Journal of Accounting and Public Policy* 11(3):245-267.

35. Kaviani, M. S., L. Kryzanowski, H. Maleki, and P. Savor, 2020. "Policy Uncertainty and Corporate Credit Spreads." *Journal of Financial Economics* 138(3):838-865.
36. Kuang, Y. F., and B. Qin, 2013. "Credit Ratings and CEO Risk-Taking Incentives." *Contemporary Accounting Research* 30(4):1524-1559.
37. Li, H., L. Meng, Q. Wang, and L. Zhou. 2008. "Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms." *Journal of Development Economics* 87(2):283-299.
38. Li, P., Y. Lu, and J. Wang. 2016. "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China." *Journal of Development Economics* 123:18-37.
39. Longstaff, F.A., and E. S. Schwartz. 1995. "A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt." *Journal of Finance* 50(3):789-819.
40. Opper, S., S. M. L. Wong, and R. Hu. 2002. "Party Power, Market and Private Power: Chinese Communist Party Persistence in China's Listed Companies." *Research in Social Stratification and Mobility* 19(2):105-138.
41. Zheng, D., D. Xie, and W. Yuan. 2019. "The CPC Party Organization in Privately Controlled Listed Companies and Earnings Management." *China Journal of Accounting Studies* 7(2):270-291.

Participation of Party Organizations in Corporate Governance and Bond Credit Risk Prevention

Tong Yan¹, Li Xin¹ and Zhong Kai²

(1: School of Management and Economics, Beijing Institute of Technology;

2: Business School, University of International Business and Economics)

Abstract: Preventing and defusing financial risks has been an important task of the Party and the state since the 19th National Congress of the Communist Party of China (thereafter CPC). Using the data of listed companies in Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2008 to 2019, this paper examines the important role played by Party organizations in the bond market by participating in corporate governance through "two-way entry, cross-appointment" from the perspective of credit risk. We find that: The institutional arrangement of "two-way entry, cross-appointment" can effectively reduce bond credit risk. After alleviating the endogeneity issues, this paper finds that the participation of Party organizations has an impact on bond credit risk through the governance effect path, the risk aversion effect path, and the information effect path. Further research shows that in private enterprises and companies with relatively weak external supervision, the Party organization's participation in corporate governance has a more obvious inhibitory effect on bond credit risk, and the different ways in which party organizations participate in corporate governance also have a differential impact on bond credit risk. The findings of this paper clarify the influence paths between Party organizations' participation in corporate governance and the bond credit risk, which has certain reference significance for advancing the construction of grassroots Party organizations, improving the corporate governance system with Chinese characteristics, and preventing and defusing financial risks.

Keywords: Party Organization, Corporate Governance, Bond Credit Risk, Risk Aversion, Information Asymmetry

JEL Classification: G12, G32, G34

(责任编辑:彭爽)