

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20220905.201

党组织“双向进入、交叉任职”能抑制企业信息 披露违规吗？

王梦凯¹，刘一霖¹，李良伟²，马德芳²

(1. 中国财政科学研究院, 北京 100142; 2. 首都师范大学 管理学院, 北京 100089)

摘要: 本文以2010—2020年我国A股非金融上市公司为研究样本, 分别从“双向进入”和“交叉任职”两个维度实证检验党组织参与治理对企业信息披露违规的影响。研究发现: (1) 党组织参与治理能够抑制企业信息披露违规, 具体表现为党组织“双向进入、交叉任职”能够抑制企业信息披露的违规倾向、违规次数, 在考虑遗漏变量偏差、自选择问题、互为因果等内生性问题后, 实证结果依然稳健。(2) 渠道检验发现, 党组织参与治理能够通过提高企业内部控制质量、降低经营风险发挥积极的治理作用, 进而抑制企业信息披露违规。(3) 进一步研究发现, 在国有企业中, 党组织参与治理对信息披露违规的抑制作用更为显著, 但是在不同政府行业管制的情境下, 党组织参与治理对企业信息披露违规的抑制作用不存在显著差异。本文不仅补充了党组织治理和企业信息披露的相关文献, 还为加强党组织建设、净化市场生态、维护资本市场经济秩序提供了一定的经验参考。

关键词: 党组织参与治理; 双向进入; 交叉任职; 信息披露违规; 内部控制质量; 经营风险

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2022)12-0019-16

一、引言

高质量的信息披露能够有效引导信息使用者的判断与决策, 为资本市场有效配置资源提供合理的依据(Healy和Palepu, 2001), 是维系资本市场稳定运行的重要手段。2020年国务院出台的《关于进一步提高上市公司质量的意见》强调“上市公司要提高治理水平, 最重要的就是规范公司治理及内部控制、提升信息披露质量”。出于对外部呈现良好运营状况、提升股价、市值管理、促进企业再融资等目的, 公司决策者可能会存在机会主义行为倾向, 策略性地对信息进行披露(Cheng和Lo, 2006; 蔡宁, 2012; 李欢和罗婷, 2016)。在非完全有效市场中, 上市公司延迟披露重大事项、披露虚假信息或严重误导性信息等违规行为会引发高管寻租行为, 给企业带

收稿日期: 2022-03-09

作者简介: 王梦凯(1998—), 男, 中国财政科学研究院硕士研究生;

刘一霖(1999—), 女, 中国财政科学研究院硕士研究生;

李良伟(1995—), 男, 首都师范大学管理学院硕士研究生;

马德芳(1978—), 男, 首都师范大学管理学院副教授, 硕士生导师(通讯作者, mdf2005@163.com)。

来较大的惩罚风险和声誉损失,同时会给外界市场传递异常信息,加剧市场信息不对称,导致投资者的判断偏误,侵犯广大投资者利益(张程睿和蹇静,2008)。近年来,国内外上市公司信息披露违规事件层出不穷,如康美药业、康得新、乐视网、瑞幸咖啡等,严重扰乱了资本市场的正常秩序,造成负面的资本市场外溢效应。资本市场数据显示,2010年至2020年我国A股上市公司共发生5968起违规行为,其中信息披露违规行为共4482起,占比达到75%,是上市公司违规的最主要形式。为此,新《证券法》中设专章规定了信息披露制度,包括扩大信息披露义务人的范围,完善信息披露的内容,强调上市公司应当进行充分信息披露、为投资者的投资决策提供完整信息。然而,2021年作为新《证券法》实施后的第一个完整会计年度,上市公司信息披露违规行为依然屡禁不止,全年被证监会处分的违规事项多达1000起。在外部监管的高压态势下,如何规范上市公司信息披露行为俨然成为一项重要的议题,而上市公司作为信息的掌控者以及披露的主导者,其内部又该如何发挥积极的治理作用呢?

自党的十八大以来,党组织在企业中的建设成效显著,国家对企业党组织建设的要求逐渐从国企扩展至非公有制企业。《中共中央、国务院关于深化国有企业改革的指导意见》明确提出党组织在企业中发挥政治核心作用以及董事会的决策导向作用。作为党的主张在微观企业主体中的集中体现,党组织参与治理会对企业的经营决策造成广泛重大的影响(佟岩等,2021)。现有研究发现党组织参与公司治理能够发挥积极作用,通过抑制管理层机会主义行为、改善公司治理,进而提升公司绩效(黄文锋等,2017)、抑制高管超额薪酬(马连福等,2013)、提高社会责任信息披露水平(张蕊和蒋煦涵,2019)以及抑制企业避税(李明辉和程海艳,2020)等。把党的领导融入公司治理各环节是我国特殊的现代企业制度,随着注册制改革深入推进,上市公司充分且真实的信息披露已然成为我国资本市场改革的核心要点,但鲜有研究将信息披露违规纳入党组织参与治理的研究框架。那么,党组织采取“双向进入、交叉任职”方式嵌入到公司治理当中,是否能够抑制企业信息披露违规行为?党组织参与又将通过何种路径发挥其积极的治理作用?另外,党组织参与作为一种典型的党政治理方式,进一步从政企关系维度考虑,在不同产权性质以及政府行业管制的情境下,党组织参与对企业信息披露违规的影响是否存在差异?鉴于此,本文基于我国“双向进入、交叉任职”这一特殊制度安排,系统检验党组织参与治理对企业信息披露违规的影响,并进一步检验具体的影响渠道以及不同情境下党组织参与治理的作用差异。

与现有文献相比,本文的研究贡献主要体现在如下三个方面:第一,从企业信息披露的角度拓展了党组织参与治理的研究范畴。现有关于党组织参与治理经济后果的文献大多集中在投资决策、内部治理、社会责任等企业行为,也有部分学者发现党组织参与治理能够抑制公司违规行为(郑登津等,2020;王元芳和马连福,2021)。不同于经营违规,信息披露违规是上市公司违规的最主要形式^①,信息披露质量直接关乎资本市场公平性、定价效率与资源配置能力,是资本市场深化改革的核心要素。本文从企业信息披露违规行为的角度研究党组织参与治理对公司治理决策以及企业行为的影响,对降低企业信息披露违规行为、提高信息披露质量、净化资本市场生态具有一定的促进作用,不仅细化了企业违规行为研究的颗粒度,还进一步验证了党组织参与治理在资本市场层面的信息披露治理效应,也为中国特色社会主义公司治理提供了补充性的经验证据。第二,从党政治理角度丰富并拓展了企业信息披露违规影响因素的相关文献。以往对企业信息披露违规行为的研究主要集中在独立董事薪酬(朱杰,2020)、大股东股权质押(张晨宇和武剑锋,2020)、客户集中度(陈西婵和刘星,2021)等方面,而极少涉足党政

^①根据企业违规行为是否与信息披露相关,可分为信息披露违规和公司经营违规两类。若公司存在披露不实、对相关信息虚假陈述、延迟披露相关信息、对重大信息隐瞒或遗漏等与信息披露相关的违规行为视为信息披露违规;其余如违规资金占用、违规担保、内幕交易等违规行为视为经营违规。

治理领域,本文研究党组织参与治理这一具有鲜明中国特色的公司治理机制对信息披露违规行为的影响,以及内部控制质量、经营风险在其中的机制效应,进一步丰富了公司治理、人物特征与信息披露违规领域的相关文献。第三,本文立足于我国特色制度背景,进一步从政府与企业关系的维度深入考察产权性质、政府行业管制的异质性,更全面地回答了党组织参与治理对企业信息披露违规的影响,研究结论有助于抑制企业信息披露违规行为,具有一定的现实意义,不仅为企业加强党组织建设、提升内控质量、降低经营风险、深入贯彻落实党的各项规章制度提供了新的经验证据,还为中共中央积极推动不同类型企业以及社会组织的党组织建设、维护资本市场秩序提供了一定的借鉴意义。

二、制度背景与文献综述

(一)党组织参与治理的制度背景及经济后果

党的十九大报告中,习近平总书记明确提出要加强基层党组织建设,扩大基层党组织的建设范围,注重非公有制企业和社会组织中的党员发展情况。据《中国共产党党内统计公报》数据显示,截至2021年6月5日,全国共建设企业基层党组织151.3万个,相比于2019年的147.7万个增长了2.4%左右,基层党组织建设成效显著。坚持党对国有企业的领导是重大政治原则,2016年10月,习近平总书记在全国国有企业党的建设工作会议中明确指出加强国有企业党的建设的实施方向。十九大党章修正案进一步明确了国有企业党组织功能定位。2019年12月30日,党中央印发的《中国共产党国有企业基层组织工作条例(试行)》明确提出国有企业党组织建设的具体要求。另外,非公有制企业的党建工作也逐渐受到国家的广泛关注,社会组织党组织也逐渐成为党在社会组织中的战斗堡垒,发挥着政治核心的作用。2012年3月,中央办公厅印发了《关于加强和改进非公有制企业党的建设工作的意见(试行)》,2016年9月中央办公厅印发的《关于加强社会组织党的建设工作的意见(试行)》也充分体现出国家对民营企业党组织建设在宏观环境中发挥关键作用的认可。

党组织通过“双向进入、交叉任职”的方式参与治理是中国企业治理的一种特殊制度安排^①。以往文献主要从政治关联和政企关系等角度出发,研究党政关系对企业的影响及其经济后果(Fisman, 2001; 陈德球等, 2012; 雷光勇和王文, 2014)。部分学者以企业党组织建设为出发点,研究党组织参与治理或党组织嵌入对雇佣关系和高管薪酬(马连福等, 2013; 陈红等, 2018)、代理成本(王元芳和马连福, 2014)、高管隐性腐败(严若森和吏林山, 2019)、风险承担(李明辉和程海艳, 2020)、企业违规(郑登津等, 2020)、企业创新(李明辉和程海艳, 2021)等的影响。也有部分学者从民营企业角度出发研究民营企业党组织对企业行为决策的影响,如慈善捐赠(梁建等, 2010)、职工福利水平(龙小宁和杨进, 2014)、环保投资(王舒扬等, 2019)等。随着我国资本市场改革的不断推进,越来越多的学者关注党组织参与治理对企业信息披露的影响,如企业环境信息披露(于连超等, 2019)、社会责任信息披露(张蕊等, 2019)、盈余管理(郑登津等, 2020)、信息透明度(毛志宏等, 2020)、财务舞弊(陈艳和张武洲, 2022)等。

(二)企业信息披露违规的制度背景及相关研究

现阶段,我国规定的企业信息披露违规行为主要包括历年年度报告存在虚假记载;隐瞒重大行政处罚或刑事立案事项;报送包含虚假财务数据的申请文件骗取证券发行核准,并未按规定披露年报审计机构变更事项和年度报告;未按照相关规定披露重大事项等。2007年4月4日,上海证券交易所发布的《上市公司信息披露事务管理制度指引》明确规定了董事会、监事会、

^①《中共中央关于国有企业改革和发展若干重大问题的决定》对“双向进入、交叉任职”作出了明确规定。“双向进入”指公司党委成员可以通过法定程序分别进入董事会、监事会和经理班子,董事会、监事会、经理班子中的党员可以依照有关规定进入党委会。“交叉任职”指符合条件的党委书记和董事长可由一人担任,董事长、总经理原则上分设。

企业各部门高管以及股东的具体责任,此外新《证券法》也对其具体行为责任进行了规定,如第六十三条“发行人、上市公司依法披露的信息,必须真实、准确、完整,不得有虚假记载、误导性陈述或者重大遗漏”、第六十八条“上市公司董事、监事、高级管理人员应当保证上市公司所披露的信息真实、准确、完整”等。

信息披露违规作为上市公司违规最为主要的形式,主要是由于董事长和实际控制人利用非法手段(如:制造虚假发票、合同;挪用募集资金;虚假报告等)造成的。企业信息披露违规不仅会受到证监会的查处,造成股价下跌、声誉损失等负面影响,还会加剧资本市场的的不稳定性。以往研究主要集中在企业信息披露违规的影响因素和经济后果分析。在影响因素方面,现有学者主要从公司治理、人物特征、行为激励以及非正式制度等角度探究其对信息披露违规的作用,如董事会治理(张晓岚等,2009)、大股东股权质押(张晨宇和武剑锋,2019)、独立董事薪酬(朱杰,2020)、高管激励(陈西蝉和周中胜,2020)和儒家文化(潘子成等,2022)等。在经济后果方面,部分学者研究企业信息披露违规对股票价格(陈工孟和高宁,2005)、市场反应(杨玉凤,2008;谢盛纹等,2014)、声誉损失(Johnson等,2014)、异常损失(Armour等,2017)和审计费用(黄灿和王妙媛,2021)等的影响。

总体而言,现有文献主要探究了党组织参与治理的积极成效,涵盖了投资决策、企业创新、盈余管理等方面,而对信息披露违规的研究主要集中在内部治理和人物特征等方面,却鲜有文献关注党组织参与治理对企业信息披露违规的影响。虽然有部分学者发现党组织参与能抑制企业违规行为(郑登津等,2020),但是并未区分违规行为的具体类型,研究颗粒度较粗。信息披露违规是上市公司违规最主要的形式,尤其在注册该改革深入推进的关键阶段,提升信息披露质量是稳定资本市场秩序的重要一环。因此,本文以企业信息披露这一视角切入,研究党组织“双向进入、交叉任职”这一特殊制度安排对企业信息披露违规的治理效应,进一步补充中国特色社会主义公司治理的影响机制和经济后果的相关研究。

三、理论分析与研究假设

中国特色现代企业制度“特”就特在把党的领导融入公司治理各环节,把企业党组织内嵌到公司治理结构之中,明确和落实党组织在公司法人治理结构中的法定地位。目前,越来越多的企业将“党管方向”“党管干部”“党管人才”作为企业发展、干部培养、队伍建设的重要手段。传统国有企业中的治理结构主要是党委会、职工代表大会、工会(老三会),在企业改革过程中逐渐形成以股东会、董事会、监事会(新三会)为主要治理机构的管理形式。党的十五届四中全会指出“党委书记和董事长可由一人担任,董事长、总经理原则上分设”,这指明了国有企业党组织建设的方向以及党组织“双向进入”的参与方式。同期,中共上海市委组织部也提出“交叉任职”的管理方式。此后,党的十八大中明确指出非公有制企业的党组织必须深入贯彻落实党的各项方针政策。目前,党组织参与治理主要体现在两个方面:一是通过“双向进入、交叉任职”的方式使党委会参与到公司的实际管理中,发挥监督和制衡的作用(柳学信等,2020),有效把握公司的发展和文化建设方向,防止违规行为的发生。二是通过参与公司的各项重大决策,保障公司良好稳定的运营,提高公司运营效率(雷海民等,2012),推动各项生产运营工作的开展,提升公司行为决策的合法性与合规性。

现有研究发现,代理问题和经营情况是影响企业信息披露的重要因素(Fan等,2002;滕飞等,2016)。其中,代理问题包括管理层代理问题和控股股东代理问题两类,在股权分散的情况下,管理者会做出损害股东利益而实现自身利益最大化的决策(Jensen,1986),如过度投资(杨兴全和江辉,2011)、企业避税(叶康涛和刘行,2014)等;在股权集中度高时,拥有较高控制权的

股东有动机做出损害小股东利益的决策,进而导致非效率投资、降低企业信息质量等不良后果(Shleifer等,1997;刘孟晖,2011)。另外,基于“理性经济人”假设,管理者为了提高经营业绩会强化盈余管理的动机,通过信息粉饰造假等手段追求更高报酬,并且公司经营业绩波动性较大时会向外部市场传递经营风险高的信号(朱杰,2020),这会提升股票特质性风险(吴昊旻等,2012),造成股价异常波动,进而强化公司平滑粉饰业绩的动机,提升信息披露违规风险。既然代理问题和经营风险是企业信息披露违规的重要原因,那么根据现有理论,党组织参与治理是如何通过这两个渠道发挥积极的治理作用,从而影响企业信息披露违规的呢?

首先,党组织参与治理能够通过提高内部控制质量,进而抑制企业信息披露违规。根据委托代理理论,管理者为提升自身业绩,有动机通过构造虚假合同、篡改财务数据、隐瞒披露不利信息等非正常手段以达到虚增利润等目的,导致信息披露质量低下。当政府直接任命管理人员以及党政干部参与企业管理时,企业党组织能够有效约束内部人的机会主义行为(马连福等,2012),从而缓解代理问题、提高管理效率、提升信息披露质量(Qian,2000;钟海燕,2010)。一方面,党组织通过“双向进入、交叉任职”的方式参与治理能够切实监督管理层的决策方向的行为动机,促使管理者抛弃利己想法,形成以大局为重的积极态度,尤其是“党建入章”以及重大事项的“讨论前置”等一系列制度设计,进一步强化了党组织的执行和监督职能(李继元等,2021;陈艳和张武洲,2022)。另一方面,党组织作为企业治理和决策的参与组织,能够在董事会之外对管理者提供更为严苛的监管环境,发挥积极的内部治理效应。在高压监管下,基于对职业声誉的考虑,管理层有动机更好地遵守公司的各项规章制度,以企业长期发展大局为目标,进而缓解代理问题,提高内部控制有效性,降低信息披露违规风险。

其次,党组织参与治理能够通过降低企业经营风险,进而抑制企业信息披露违规。“稳字当头”一直是我国追求高质量发展的前提,也是党和政府实现相关政治、社会目标的保证。党组织参与治理有助于将党的路线方针贯彻到微观企业中,通过参与企业战略选择和实施、经营风险管理和防控等行为决策促进企业稳健发展、避免承担过高的经营风险。一方面,党组织通过“双向进入、交叉任职”参与公司治理,不仅能通过建立良好的企业文化、提高管理层的思想政治觉悟、塑造正确的价值观,加强遵守资本市场法律规范的意识,而且能够帮助决策者了解国家政策导向,规避外部制度风险(Ang和Boyer,2007),还能通过优化内部控制与风险管理制度科学把控管理层权力、抑制高管过度自信、减少过度投资行为(程博等,2015),将企业经营风险维持在合理范围内。另一方面,根据“高阶梯队理论”,党组织严格的选拔培养过程和思想素质要求会对党员的管理风格、风险认知等造成潜移默化的影响,这种塑造与改变将持续影响党员的行为表现(Zheng等,2019)。王元芳和马连福(2021)研究发现党组织参与会使得企业行为更为自律,考虑到较高的声誉损失和惩戒风险,党员高管的行为决策更趋于稳健谨慎。企业党组织通过参与并监督各类重大经营决策,会更加审慎地权衡风险和收益,更加倾向于规避经营风险,避免信息披露违规行为的发生。

基于上述分析,本文认为党组织通过“双向进入、交叉任职”参与公司治理能够提高内部控制质量、降低经营风险,进而抑制企业信息披露违规行为。由此提出如下假设:

H1:在其他条件不变的情况下,党组织参与治理能够显著抑制企业信息披露违规。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取2010—2020年我国沪深两市A股上市公司为研究样本,并进行如下筛选过程:(1)剔除ST、*ST、PT类公司样本(考虑避免异常数据的干扰);(2)剔除金融行业、保险行业上市

公司样本；(3)剔除主要变量数据缺失的公司样本，最终得到19519个有效样本观测值。为消除极端值对实证结果的干扰，本文对样本中所有连续变量进行上下1%的缩尾处理。本文所需公司治理与财务数据主要来源于CSMAR数据库。

(二)主要变量选取

1.被解释变量

本文参照朱杰(2020)的做法，同时使用公司信息披露违规倾向(*Fraud_Trend*)与信息披露违规次数(*Fraud_Freq*)来衡量企业的信息披露违规行为。违规倾向变量表示若上市公司在某一年发生披露不实、虚假陈述(误导性陈述)、推迟披露以及对重大信息隐藏或遗漏等信息披露违规行为，且被证券监管部门通报，违规行为发生当年取1，否则取0。违规次数用上市公司当年信息披露违规行为发生总次数来衡量。

2.解释变量

本文参照李明辉等(2020)的做法，同时使用“双向进入、交叉任职”来衡量党组织参与治理。对于“双向进入”，本文使用虚拟变量(*Party_in*)度量，若党组织参与成员是董事会、监事会或高级管理层成员取1，否则取0。对于“交叉任职”，本文使用虚拟变量(*Party_cross*)衡量，若董事长兼任党委书记，或董事长兼任党委副书记同时党委书记兼任副董事长取1，否则取0。

3.控制变量

本文参考已有文献并综合考虑影响信息披露的主要因素，分别从公司特征、内部治理、外部监督、经济环境四方面考虑，选择企业规模(*Size*)、上市年限(*Age*)、财务杠杆(*Lev*)、企业成长性(*Growth*)、资产收益率(*ROA*)、是否亏损(*Loss*)、股票换手率(*Turnover*)、审计意见(*Opinion*)、高管持股比例(*Mhold*)、第一大股东持股比例(*Top1*)、董事会规模(*Board*)、独立董事比例(*INDEP*)、是否四大(*Big4*)、分析师关注度(*Analysis*)、地区经济增长(*Sgdp*)作为控制变量。此外，为消除不同行业和年度的影响，本文还加入了控制行业(*Industry*)和年度(*Year*)的虚拟变量，本文涉及的主要变量定义见表1。

(三)模型构建

为检验党组织参与治理对企业信息披露违规行为的影响，本文构建如下回归模型：

$$Fraud_{i,t} = \alpha + \beta_1 Party_{i,t} + \sum \beta_m Controls_{i,t} + a_j + b_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，*i*、*j*、*t*分别表示企业、行业和时间(年份)；被解释变量*Fraud*分别表示信息披露违规倾向(*Fraud_Trend*)和信息披露违规次数(*Fraud_Freq*)；核心解释变量*Party*分别表示党组织“双向进入”(*Party_in*)和“交叉任职”(*Party_cross*)。当被解释变量为违规倾向时，本文使用Logit回归进行估计分析。当被解释变量为违规次数时，使用泊松回归(*Poisson*)进行估计分析。*a_j*和*b_t*分别表示行业和年份固定效应， ε 为残差项。如果系数 β_1 显著为负，则说明党组织参与治理能显著抑制企业信息披露违规，H1得以验证。

五、实证结果分析

(一)描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表2所示(对数变量均取自然对数)。其中，信息披露违规倾向(*Fraud_Trend*)均值为0.1492，说明2010—2020年我国上市公司中出现信息披露违规行为且被监管部门通报的样本占14.92%。信息披露违规次数(*Fraud_Freq*)均值为0.2052，标准差为0.5495，说明我国上市公司每年平均违规次数约为0.2次，且不同公司间差异较大。双向进入

表 1 主要变量定义

| 变量性质 | 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|--------|-------------|--------------------|---|
| 被解释变量 | 违规倾向 | <i>Fraud_Trend</i> | 虚拟变量,若发生信息披露违规取1,否则取0 |
| | 违规次数 | <i>Fraud_Freq</i> | 证券监管部门通报的信息披露违规总次数 |
| 解释变量 | 双向进入 | <i>Party_in</i> | 虚拟变量,若有党组织成员参与公司董事会、监事会或高级管理层取1,否则取0 |
| | 交叉任职 | <i>Party_cross</i> | 虚拟变量,若党委书记兼任董事长或董事长兼任党委副书记同时党委书记兼任副董事长取1,否则取0 |
| 控制变量 | 企业规模 | <i>Size</i> | 期末总资产取自然对数 |
| | 上市年限 | <i>Age</i> | 上市公司上市年限加1取自然对数 |
| | 财务杠杆 | <i>Lev</i> | 期末负债总额/期末资产总额 |
| | 企业成长性 | <i>Growth</i> | 当年相比上年营业收入增长率 |
| | 资产收益率 | <i>ROA</i> | 税前利润/期初期末资产总额平均值 |
| | 是否亏损 | <i>Loss</i> | 虚拟变量,若年末净利润为负取1,否则取0 |
| | 股票换手率 | <i>Turnover</i> | 流通股换手率年平均均值 |
| | 审计意见 | <i>Opinion</i> | 虚拟变量,标准无保留意见取1,否则取0 |
| | 高管持股比例 | <i>Mhold</i> | 高管持股数量之和/总股数(%) |
| | 第一大股东持股比例 | <i>Top1</i> | 第一大股东持股数量之和/总股数(%) |
| | 董事会规模 | <i>Board</i> | 董事人数 |
| | 独立董事比例 | <i>INDEP</i> | 独立董事人数/董事人数(%) |
| | 是否四大 | <i>Big4</i> | 虚拟变量,审计师来自国际四大取1,否则取0 |
| | 分析师关注度 | <i>Analysis</i> | 分析师对公司的跟踪人数 |
| 地区经济增长 | <i>Sgdp</i> | 当年相比上年省份GDP增长率 | |

表 2 主要变量描述性统计

| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------------------|-------|---------|---------|----------|---------|
| <i>Fraud_Trend</i> | 19519 | 0.1492 | 0.3563 | 0 | 1 |
| <i>Fraud_Freq</i> | 19519 | 0.2052 | 0.5495 | 0 | 3 |
| <i>Party_in</i> | 19519 | 0.2387 | 0.4263 | 0 | 1 |
| <i>Party_cross</i> | 19519 | 0.1249 | 0.3307 | 0 | 1 |
| <i>Size</i> | 19519 | 22.4300 | 1.3227 | 20.1590 | 26.5020 |
| <i>Age</i> | 19519 | 2.1334 | 0.7546 | 0.6931 | 3.2958 |
| <i>Lev</i> | 19519 | 0.4302 | 0.2018 | 0.0575 | 0.8617 |
| <i>Growth</i> | 19519 | 0.1050 | 0.2344 | -0.8536 | 0.7513 |
| <i>ROA</i> | 19519 | 5.1536 | 5.4609 | -15.2940 | 22.2280 |
| <i>Loss</i> | 19519 | 0.0504 | 0.2187 | 0 | 1 |
| <i>Turnover</i> | 19519 | 2.5017 | 1.9753 | 0.2036 | 9.9336 |
| <i>Opinion</i> | 19519 | 0.9834 | 0.1278 | 0 | 1 |
| <i>Mhold</i> | 19519 | 9.6954 | 16.3640 | 0 | 63.8630 |
| <i>Top1</i> | 19519 | 35.3670 | 15.0980 | 8.8600 | 74.9800 |
| <i>Board</i> | 19519 | 8.7152 | 1.7365 | 5 | 15 |
| <i>INDEP</i> | 19519 | 37.4700 | 53.9000 | 33.3300 | 57.1400 |
| <i>Big4</i> | 19519 | 0.0743 | 0.2622 | 0 | 1 |
| <i>Analysis</i> | 19519 | 10.1730 | 10.2000 | 1 | 47 |
| <i>Sgdp</i> | 19519 | 2.5768 | 2.8503 | -0.9659 | 9.1064 |

(*Party_in*)均值为0.2387,说明双向进入的样本占23.87%。交叉任职(*Party_cross*)均值为0.1249,说明交叉任职的样本占12.49%。其他控制变量的描述性统计结果均分布在合理范围之内,与相关文献基本吻合,说明本文数据来源和处理过程真实可靠。

(二) 回归结果分析

模型(1)的回归结果如表3所示。第(1)(2)列表示党组织“双向进入”对信息披露违规的回归结果,结果显示 $Party_in$ 的系数分别为-0.043和-0.069,均在1%的水平上显著为负;第(3)(4)列表示党组织“交叉任职”对信息披露违规的回归结果,结果显示 $Party_cross$ 的系数分别为-0.036和-0.068,均在1%的水平上显著为负,这说明党组织通过“双向进入、交叉任职”参与公司治理能够发挥积极的治理作用,抑制企业信息披露的违规倾向、违规次数。另外,当被解释变量为违规次数($Fraud_Freq$)时,本文使用泊松回归中的IRR值进一步分析,发现 $Party_in$ 和 $Party_cross$ 的IRR系数均为0.72左右,表示存在党组织参与治理时的信息披露违规次数比没有党组织参与时下降约28%。以上结果说明党组织参与治理对企业信息披露违规行为具有显著的抑制作用,实证结果支持H1。

(三) 渠道检验:“内部控制质量”和“经营风险”

为检验内部控制质量和经营风险是否为党组织参与治理影响企业信息披露违规的路径,本文借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)的做法,在模型(1)的基础上构建如下中介效应模型:

$$MV_{i,t} = \alpha + \gamma_1 Party_{i,t} + \sum \gamma_m Controls_{i,t} + a_j + b_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Fraud_{i,t} = \alpha + \lambda_1 Party_{i,t} + \lambda_2 MV_{i,t} + \sum \lambda_m Controls_{i,t} + a_j + b_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, MV 为中介变量,分别代表内部控制质量(IC)和企业经营风险($Risk$)。借鉴现有研究,本文根据深圳迪博大数据研究中心发布的“内部控制指数”作为内部控制质量(IC)的代理变量,数值越大,表示上市公司内部控制质量越高。另外,参考John等(2008)和余明桂等(2013)的研究方法来衡量企业经营风险,具体做法如下:首先,使用息税折旧摊销前利润与总资产之比计算总资产收益率;其次,使用公司总资产收益率减去该公司所在行业的总资产收益率均值作为经行业调整的总资产收益率;最后,使用公司前后三年总资产收益率的标准差来衡量经营风险($Risk$),数值越大,表示经营风险越高。

表4报告了内部控制质量的中介效应检验结果。第(1)(4)列显示 $Party_in$ 和 $Party_cross$ 与内部控制质量(IC)显著正相关,说明党组织参与治理能够缓解代理问题,提高企业内部控制质量,这与李继元等(2021)的发现相一致。不管是从党组织“双向进入”还是“交叉任职”来看, IC 与 $Fraud_Trend$ 、 $Fraud_Freq$ 之间的系数均在1%的水平上显著为负,同时 $Party_in$ 和 $Party_cross$ 与 $Fraud_Trend$ 、 $Fraud_Freq$ 之间的系数在1%的水平上显著,说明内部控制质量发挥了部分中介效应,即党组织参与治理能够通过提高内部控制质量进而抑制企业信息披露违规。

表5报告了企业经营风险的中介效应检验结果。第(1)(4)列显示 $Party_in$ 和 $Party_cross$ 与经营风险($Risk$)显著负相关,说明党组织参与治理能够降低企业经营风险,这与王元芳和马连福(2021)的发现相一致。不管是从党组织“双向进入”还是“交叉任职”来看, $Risk$ 与 $Fraud_Trend$ 、 $Fraud_Freq$ 之间的系数均在1%的水平上显著为正,同时 $Party_in$ 和 $Party_cross$ 与 $Fraud_Trend$ 、 $Fraud_Freq$ 之间的系数在1%的水平上显著,说明经营风险发挥了部分中介效应,即党组织参与治理能够通过降低经营风险进而抑制企业信息披露违规。

综合来看,内部控制质量和经营风险在党组织参与治理与企业信息披露违规的负向关系中发挥了部分中介效应,党组织参与治理抑制企业信息披露违规的渠道路径得到了验证。

表3 党组织参与治理与企业信息披露违规

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 党组织“双向进入” | | 党组织“交叉任职” | |
| | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Freq</i> | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Freq</i> |
| <i>Party_in</i> | -0.043*** (-6.01) | -0.069*** (-6.01) | | |
| <i>Party_cross</i> | | | -0.036*** (-4.03) | -0.068*** (-4.73) |
| <i>Size</i> | -0.004 (-1.26) | -0.005 (-0.97) | -0.005 (-1.44) | -0.006 (-1.13) |
| <i>Age</i> | 0.015*** (3.00) | 0.029*** (3.79) | 0.012** (2.49) | 0.025*** (3.34) |
| <i>Lev</i> | 0.084*** (4.56) | 0.149*** (5.18) | 0.084*** (4.55) | 0.148*** (5.18) |
| <i>Growth</i> | 0.010 (0.87) | 0.014 (0.79) | 0.011 (0.93) | 0.015 (0.86) |
| <i>ROA</i> | -0.002*** (-3.63) | -0.004*** (-4.08) | -0.002*** (-3.61) | -0.004*** (-4.04) |
| <i>Loss</i> | 0.066*** (6.74) | 0.086*** (6.22) | 0.066*** (6.73) | 0.085*** (6.18) |
| <i>Turnover</i> | 0.002 (1.52) | 0.006** (2.42) | 0.002 (1.45) | 0.006** (2.34) |
| <i>Opinion</i> | -0.088*** (-5.61) | -0.122*** (-6.16) | -0.089*** (-5.70) | -0.124*** (-6.24) |
| <i>Mhold</i> | -0.000 (-0.22) | -0.000 (-0.16) | 0.000 (0.09) | 0.000 (0.12) |
| <i>Top1</i> | -0.002*** (-8.75) | -0.002*** (-7.82) | -0.002*** (-9.19) | -0.003*** (-8.22) |
| <i>Board</i> | 0.001 (0.27) | 0.000 (0.06) | -0.000 (-0.09) | -0.001 (-0.26) |
| <i>Big4</i> | -0.056 (-1.02) | -0.141 (-1.64) | -0.059 (-1.07) | -0.144* (-1.68) |
| <i>INDEP</i> | -0.060*** (-4.59) | -0.105*** (-4.88) | -0.058*** (-4.51) | -0.103*** (-4.83) |
| <i>Analysis</i> | -0.001** (-2.06) | -0.001* (-1.82) | -0.001* (-1.86) | -0.001 (-1.63) |
| <i>Sgdp</i> | -0.000 (-0.43) | -0.001 (-0.45) | -0.000 (-0.31) | -0.000 (-0.34) |
| <i>Constant</i> | -0.974 (-1.50) | -1.348** (-2.28) | -0.814 (-1.26) | -1.213** (-2.06) |
| <i>Industry/Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 19519 | 19519 | 19519 | 19519 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0586 | 0.0673 | 0.0574 | 0.0664 |

注：***、**、*分别表示1%、5%和10%的置信水平上显著，本表所列示的估计结果为经过换算的平均边际效应，下同。

(四)稳健性检验

1.内生性问题处理

(1)工具变量法

本文选取党组织参与治理的行业均值(M_Party_in 和 M_Party_cross)作为工具变量。采用两阶段回归法来缓解遗漏变量误差所产生的内生性问题。首先，政府对每个行业的监管力度不同，同行业中政府的监管强度和规章制度标准相同，对党组织参与的要求具有相似性，因此同

表4 内部控制质量的中介效应检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|--------------------|-----------------------|-----------------------|------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 党组织“双向进入” | | | 党组织“交叉任职” | | |
| | IC | Fraud Trend | Fraud Freq | IC | Fraud Trend | Fraud Freq |
| Party_in | 5.875*** (3.00) | -0.049*** (-7.67) | -0.078*** (-7.91) | | | |
| Party_cross | | | | 3.313* (1.71) | -0.039*** (-4.98) | -0.069*** (-5.73) |
| IC | | -0.006*** (-25.18) | -0.001*** (-29.20) | | -0.001*** (-25.91) | -0.001*** (-29.29) |
| Controls | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Industry/Year | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 19519 | 19519 | 19519 | 19519 | 19519 | 19519 |
| Adj.R ² /Pseudo R ² | 0.2614 | 0.0621 | 0.0752 | 0.2611 | 0.0605 | 0.0737 |

注:表中(1)(4)列报告Adj.R²,其余列报告Pseudo R²。

表5 经营风险的中介效应检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 党组织“双向进入” | | | 党组织“交叉任职” | | |
| | Risk | Fraud Trend | Fraud Freq | Risk | Fraud Trend | Fraud Freq |
| Party_in | -0.008*** (-5.75) | -0.052*** (-7.87) | -0.083*** (-8.15) | | | |
| Party_cross | | | | -0.008*** (-4.50) | -0.039*** (-4.97) | -0.070*** (-5.73) |
| Risk | | 0.172*** (5.34) | 0.246*** (4.98) | | 0.177*** (5.50) | 0.254*** (5.13) |
| Controls | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Industry/Year | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 19519 | 19519 | 19519 | 19519 | 19519 | 19519 |
| Adj.R ² /Pseudo R ² | 0.0440 | 0.0315 | 0.0360 | 0.0433 | 0.0297 | 0.0343 |

注:表中(1)(4)列报告Adj.R²,其余列报告Pseudo R²。

行业党组织参与水平与企业自身的党组织参与水平高度相关,满足相关性要求。其次,同行业党组织参与治理与企业自身信息披露违规行为无关,计算同行业党组织参与时剔除了企业自身党组织参与,克服了一定的噪音干扰,满足外生性要求。弱工具变量检验的F值分别为1100.902和749.153,通过了弱工具变量检验。工具变量法的回归结果如表6所示,表明党组织参与治理能抑制企业信息披露违规,与前文结论保持一致。

(2)倾向得分匹配

党组织通过“双向进入、交叉任职”的方式参与公司治理并不是一个随机选择的过程,可能会受到外部因素的影响,为了控制存在党组织参与治理和不存在党组织参与治理的企业之间的系统性差异,本文采用倾向得分匹配法(PSM)来解决样本自选择问题,按照企业规模、财务业绩、公司治理等指标进行1:1匹配,并在此基础上进行回归^①。倾向得分匹配的回归结果如表7所示,匹配后样本回归结果与主回归结果一致,说明通过PSM检验有效缓解样本自选择问题后,研究结论依然成立。

(3)使用滞后一期数据

考虑到党组织参与治理可能存在滞后效应,因此本文使用党组织“双向进入、交叉任职”滞后一期的数据重新进行回归,同时也可以降低反向因果产生的内生性问题对回归结果的影响。

^①由于篇幅限制,PSM匹配前后的核密度函数图与平衡性检验结果未呈现,留存备案。

检验结果如表8所示,核心解释变量的回归系数符号以及显著性水平与前文相一致,说明本文研究结论是稳健的。

表 6 工具变量法

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | 党组织“双向进入” | | | 党组织“交叉任职” | | |
| | <i>Party_in</i> | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Freq</i> | <i>Party_cross</i> | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Freq</i> |
| <i>M_Party_in</i> | 0.626*** (33.18) | | | | | |
| <i>M_Party_cross</i> | | | | 0.695*** (27.37) | | |
| <i>Party_in</i> | | -1.272*** (-9.21) | -0.404*** (-9.55) | | | |
| <i>Party_cross</i> | | | | | -1.585*** (-7.86) | -0.526*** (-8.38) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry/Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 19519 | 19519 | 19519 | 19519 | 19519 | 19519 |
| <i>Pseudo R²/Wald chi²</i> | 0.2419 | 543.73 | 0.1152 | 0.1377 | 515.74 | 0.0187 |
| <i>F value of Weak IV test</i> | 1100.902*** | | | 749.153*** | | |
| <i>Hansen J statistic</i> | 0.000 | | | 0.000 | | |

注:表中(2)(5)列报告Wald chi²,其余列报告Pseudo R²。

表 7 倾向得分匹配

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 党组织“双向进入” | | 党组织“交叉任职” | |
| | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Freq</i> | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Freq</i> |
| <i>Party_in</i> | -0.029*** (-3.23) | -0.043*** (-3.09) | | |
| <i>Party_cross</i> | | | -0.030*** (-2.84) | -0.049*** (-3.04) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry/Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 5930 | 5930 | 4112 | 4112 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0750 | 0.0879 | 0.0910 | 0.1046 |

表 8 使用滞后一期数据

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 党组织“双向进入” | | 党组织“交叉任职” | |
| | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Freq</i> | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Freq</i> |
| <i>Party_in</i> | -0.038*** (-4.52) | -0.066*** (-4.85) | | |
| <i>Party_cross</i> | | | -0.045*** (-4.28) | -0.082*** (-4.68) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry/Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 15082 | 15082 | 15082 | 15082 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0538 | 0.0612 | 0.0536 | 0.0611 |

2. 替换解释变量^①

使用具有党委身份的董事占董事会总人数的比例和具有党委身份的监事占监事会总人数

①由于篇幅限制,替换变量、改变样本区间、公司层面聚类调整的检验结果未呈现,留存备案。

的比例作为“双向进入”的替代变量,以党委书记兼任总经理作为“交叉任职”的替代变量进行稳健性检验。发现核心解释变量的回归系数依然显著为负,增强了研究结论的稳健性。

3. 替换被解释变量

信息披露违规是会计信息质量低下的一种直接外在表现,本文使用盈余质量作为信息披露违规的替代变量进行稳健性检验。其中,盈余质量使用修正Jones模型进行衡量,盈余管理数值越大,会计信息质量越低。检验发现Party_in和Party_cross的回归系数均显著为负,说明党组织参与治理能够提升会计信息质量,与前文研究结论保持一致。

4. 改变样本区间

现有研究指出反腐败能够增强法律威慑力,增加企业违规稽查概率(何轩等,2019),遏制信息披露违规动机。2012年党的十八大明确加强了全国反腐倡廉力度,2013年出台了“18号文件”,不仅对官员作风产生巨大影响,而且极大加强了党组织在企业中的积极作用,进而影响公司信息披露违规行为。为避免外部政策实施对实证结果的干扰,本文剔除2013年数据重新进行回归,发现回归结果并未发生实质性变化,本文研究结论依然成立。

5. 公司层面聚类调整

为控制可能存在的公司异质性对结论的影响,获取更为稳健的结果,本文在公司层面进行聚类(CLUSTER)调整,检验发现核心解释变量的回归系数符号以及显著性水平与前文相一致,增加了本文研究结论的稳健性。

六、进一步分析

党组织参与作为一种党政治理方式,是我国特色公司治理模式的典型制度安排。本文进一步从政企关系这一特色制度背景出发,深入考察产权性质、政府行业管制在党组织参与对信息披露违规影响中的异质性,为党组织参与的信息披露治理效应提供更全面的经验证据。

(一) 考虑产权性质的影响

目前,国有企业和非国有企业党组织参与治理都已经逐渐成熟。现有文献指出,国有企业和民营企业党组织参与均能够抑制盈余管理(程海艳等,2020;郑登津等,2020),但是国有产权能够抑制高管机会主义品行对信息披露质量的负面影响(朱朝晖等,2021)。根据“党管干部”原则,企业对干部的选拔和提拔都要考虑党委会的意见,党委会会综合考虑干部的思想道德素质、遵纪守法、行为责任等方面的表现,这使得高管会更加恪守律己、遵纪守法。因此,具有党委身份的国企高管更会迫于党委会、政府等相关部门的监管压力,审慎权衡违规行为的风险和收益,更倾向于进行合法合规的行为,选择保守稳健的投融资决策方式,避免违法违规行为的的发生。因此,本文预期相较于非国有企业,在国有企业中党组织参与治理对企业信息披露违规的抑制作用更为显著。

本文根据实际控制人性性质来衡量产权性质,对模型(1)进行分样本回归。回归结果如表9所示,其中Panel A和Panel B分别列示党组织“双向进入”和“交叉任职”对企业信息披露违规的影响。根据表(1)(2)列,当被解释变量为信息披露违规倾向(Fraud_Trend)时,党组织参与治理的系数在国有企业中显著为负,在非国有企业中不显著,但是组间系数差异不显著,说明党组织参与治理对企业信息披露违规倾向的抑制作用在不同产权性质的情境下没有明显差异。根据表(3)(4)列,当被解释变量为信息披露违规次数(Fraud_Freq)时,党组织参与治理的系数在国有企业中显著为负,在非国有企业中不显著,并且Suest检验显示组间系数差异显著,说明党组织参与治理对企业信息披露违规次数的抑制作用在国有企业中更为显著。

表9 党组织参与治理与企业信息披露违规:考虑产权性质的影响

| Panel A:党组织“双向进入” | | | | |
|-----------------------------|----------------------|--------------------|----------------------|-------------------|
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 国有企业 | 非国有企业 | 国有企业 | 非国有企业 |
| | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Freq</i> | <i>Fraud_Freq</i> |
| <i>Party_in</i> | -0.023*** (-2.88) | -0.016 (-1.17) | -0.044*** (-3.47) | -0.010 (-0.47) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry/Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Suest Test</i> | 0.45(0.5037) | | 2.80(0.0932) | |
| 卡方值(P值) | 0.45(0.5037) | | 2.80(0.0932) | |
| <i>N</i> | 6 890 | 12 629 | 6 890 | 12 629 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0738 | 0.0320 | 0.0833 | 0.0367 |
| Panel B:党组织“交叉任职” | | | | |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 国有企业 | 非国有企业 | 国有企业 | 非国有企业 |
| | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Freq</i> | <i>Fraud_Freq</i> |
| <i>Party_cross</i> | -0.021** (-2.30) | -0.004 (-0.19) | -0.047*** (-3.26) | 0.001 (0.04) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry/Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Suest Test</i> | 0.63(0.4258) | | 2.75(0.0973) | |
| 卡方值(P值) | 0.63(0.4258) | | 2.75(0.0973) | |
| <i>N</i> | 6 890 | 12 629 | 6 890 | 12 629 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0737 | 0.0398 | 0.0767 | 0.0388 |

(二)考虑政府行业管制的影响

在经济转轨的关键时期,我国政府干预广泛存在,行业管制将直接影响市场资源配置与企业的行为决策。管制行业通常能够获取垄断收益与投融资等政策性支持,企业规模较大、盈利能力强、资金实力雄厚,会进行积极的投资活动(田存志和余欢欢,2016),另外由于管制行业与政府的关联密切,还要积极参与到政治目标和社会目标的实现过程中,容易诱发过度投资行为(李延喜等,2013),面临较高的经营风险。党组织参与到管制行业企业中,能够显著降低其经营风险,进而抑制信息披露违规。当公司属于非管制行业时,进入壁垒低,面临着激烈的市场竞争,行业环境更为复杂多变,公司的投资与战略等决策就尤为重要,管理者拥有更大的权力与选择空间(Li和Tang,2010),这同时也为管理者的寻租行为提供了便利。党组织参与到非管制行业企业中,能够通过提高内部控制质量发挥有效的内部监督治理作用,进而抑制企业信息披露违规。因此,本文预期无论是否属于政府管制行业,党组织参与治理对企业信息披露违规都具有显著的抑制作用。

本文参考夏立军和陈信元(2007)的做法,按照行业分类指引代码将“采掘业,石油、化学、塑胶、塑料,金属、非金属,电力、煤气及水的生产和供应业,交通运输、仓储业,信息技术业”划分为政府管制行业,其他行业划分为非政府管制行业。对模型(1)分样本回归的结果如表10所示,结果显示无论是否存在行业管制,党组织“双向进入”和“交叉任职”的回归系数均显著为负。以上结果说明在不同政府行业管制的情境下,党组织参与治理对企业信息披露违规的抑制作用不存在显著差异。

表 10 党组织参与治理与企业信息披露违规: 考虑政府行业管制的影响

| Panel A: 党组织“双向进入” | | | | |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 不存在行业管制 | 存在行业管制 | 不存在行业管制 | 存在行业管制 |
| | <i>Fraud Trend</i> | <i>Fraud Trend</i> | <i>Fraud Freq</i> | <i>Fraud Freq</i> |
| <i>Party_in</i> | -0.044*** (-4.92) | -0.036*** (-3.05) | -0.073*** (-5.10) | -0.054*** (-2.82) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry/Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Suest Test</i> | 0.95(0.3303) | | 1.06(0.3020) | |
| 卡方值(P值) | 0.95(0.3303) | | 1.06(0.3020) | |
| <i>N</i> | 13 949 | 5 570 | 13 949 | 5 570 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0612 | 0.0597 | 0.0702 | 0.0667 |
| Panel B: 党组织“交叉任职” | | | | |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 不存在行业管制 | 存在行业管制 | 不存在行业管制 | 存在行业管制 |
| | <i>Fraud Trend</i> | <i>Fraud Trend</i> | <i>Fraud Freq</i> | <i>Fraud Freq</i> |
| <i>Party_cross</i> | -0.037*** (-3.23) | -0.030** (-2.18) | -0.073*** (-3.99) | -0.054** (-2.37) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry/Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Suest Test</i> | 0.47(0.4929) | | 0.65(0.4194) | |
| 卡方值(P值) | 0.47(0.4929) | | 0.65(0.4194) | |
| <i>N</i> | 13 949 | 5 570 | 13 949 | 5 570 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0601 | 0.0692 | 0.0692 | 0.0661 |

七、研究结论与启示

(一) 研究结论

把党的领导融入公司治理各环节是我国特殊的现代企业制度,随着注册制改革不断推进,上市公司完全、及时且准确的信息披露已经成为我国资本市场高质量发展的关键要素,但鲜有文献从企业信息披露违规的视角来考察党组织参与的经济后果。本文基于我国特殊的公司治理制度,采用2010—2020年我国A股非金融类上市公司为研究样本,分别从“双向进入”和“交叉任职”两个维度系统检验了党组织参与治理对企业信息披露违规的影响,主要得出以下结论:第一,党组织“双向进入、交叉任职”能够有效抑制企业信息披露违规倾向、违规次数,该研究结论在经过工具变量法、倾向得分匹配、使用滞后一期数据、替换变量衡量方式等稳健性检验后依然成立。第二,探究其影响渠道,发现党组织参与治理抑制企业信息披露违规主要是通过提高内部控制质量、降低经营风险实现的。第三,进一步研究发现,相较于非国有企业,党组织参与治理对国有企业信息披露违规的抑制作用更为显著,但是在不同政府行业管制的情境下,党组织参与治理对企业信息披露违规的抑制作用不存在显著差异。

(二) 管理启示

根据以上研究结论,本文提出如下管理启示:

第一,严格落实党组织“双向进入、交叉任职”的治理结构,充分发挥党组织参与治理的积极作用。在公司治理中要真正做到“党管干部”,必须坚持党在公司治理中的核心领导地位和政治地位,在把握企业未来整体规划和文化建设方向的同时,还要积极参与到公司的重大决策与实际业务中,切实发挥监督和制衡的关键作用,防范信息披露违规行为发生。

第二,明晰党组织参与治理的职能边界,进一步推动党组织与现代公司治理机制的有机融合。一方面,企业要从制度层面真正加强党组织建设工作,健全内部控制的制度设计,完善重大

决策的管理流程。另一方面,要加强对管理层政治觉悟、价值观念的引领塑造,保持正确的政治方向,贯彻落实党的路线方针,肩负起更多的社会责任,使经营风险把控在较低水平,实现稳定可持续发展。

第三,不断提高各类企业党组织建设效率与治理效率,助力营造良好的资本市场生态。我国在推进党组织建设的过程中,要充分考虑国有和非国有企业的发展情况和现实条件等特征差异,有的放矢地加强党组织建设工作,努力提高治理效率。另外,资本市场监管机构也要积极配合各类企业党组织的监管治理工作,切实提升企业内部治理能力,从“源头”提升信息披露质量,为资本市场全面改革保驾护航。

主要参考文献

- [1]陈艳,张武洲.国有企业党组织“把方向”能有效抑制财务舞弊吗?——基于“讨论前置”机制的准自然实验[J].*中国软科学*,2022,(1):182-192.
- [2]何轩,朱丽娜,马骏.中国上市公司违规行为:一项以制度环境为视角的经验性研究[J].*管理工程学报*,2019,33(4):61-73.
- [3]李继元,汪方军,赵红升,等.“党建入章”与企业成本粘性:基于党组织治理的解释[J].*外国经济与管理*,2021,43(10):21-34.
- [4]李明辉,程海艳.党组织参与治理对上市公司风险承担的影响[J].*经济评论*,2020,(5):17-31.
- [5]李延喜,陈克兢,刘伶,等.外部治理环境、行业管制与过度投资[J].*管理科学*,2013,26(1):14-25.
- [6]柳学信,孔晓旭,王凯.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[J].*管理世界*,2020,36(5):116-133.
- [7]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.
- [8]王元芳,马连福.党组织嵌入对企业行为自律的影响——基于企业风险的视角[J].*外国经济与管理*,2021,43(12):19-34.
- [9]张程睿,蹇静.我国上市公司违规信息披露的影响因素研究[J].*审计研究*,2008,(1):75-81,74.
- [10]郑登津,谢德仁,袁薇.民营企业党组织影响力与盈余管理[J].*会计研究*,2020,(5):62-79.
- [11]朱杰.独立董事薪酬激励与上市公司信息披露违规[J].*审计与经济研究*,2020,35(2):77-86.
- [12]Ang J, Boyer C. Finance and politics: The wealth effects of special interest group influence during the nationalisation and privatisation of Conrail[J]. *Cambridge Journal of Economics*,2007,31(2):193-215.
- [13]Armour J, Mayer C, Polo A. Regulatory sanctions and reputational damage in financial markets[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*,2017,52(4):1429-1448.
- [14]Cheng Q, Lo K. Insider trading and voluntary disclosures[J]. *Journal of Accounting Research*,2006,44(5):815-848.
- [15]Fan J P H, Wong T J. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia[J]. *Journal of Accounting and Economics*,2002,33(3):401-425.
- [16]John K, Litov L, Yeung B. Corporate governance and risk-taking[J]. *The Journal of Finance*,2008,63(4):1679-1728.
- [17]Johnson W C, Xie W J, Yi S. Corporate fraud and the value of reputations in the product market[J]. *Journal of Corporate Finance*,2014,25:16-39.
- [18]Li J T, Tang Y. CEO hubris and firm risk taking in China: The moderating role of managerial discretion[J]. *Academy of Management Journal*,2010,53(1):45-68.
- [19]Qian Y Y. Government control in corporate governance as a transitional institute: Lesson from China[R]. College Park: University of Maryland, 2000.
- [20]Zheng D J, Xie D R, Yuan W. The CPC party organization in privately controlled listed companies and earnings management[J]. *China Journal of Accounting Studies*,2019,7(2):270-291.

Can the “Two-way Entry and Cross-serving” of Party Organizations Restrain Corporate Information Disclosure Violations?

Wang Mengkai¹, Liu Yilin¹, Li Liangwei², Ma Defang²

- (1. *Chinese Academy of Fiscal Sciences, Beijing 100142, China*;
2. *School of Management, Capital Normal University, Beijing 100089, China*)

Summary: The participation of Party organizations in governance through “two-way entry and cross-serving” is a special institutional arrangement of Chinese corporate governance. As the concentrated expression of the Party’s proposition in micro-enterprises, the participation of Party organizations will have a significant impact on the business decision-making of enterprises. With the deepening of registration system reform, sufficient and authentic information disclosure of listed companies has become the core point of capital market reform, but few studies have included information disclosure violations into the research framework of Party organization participation in governance. Then, if Party organizations adopt “two-way entry and cross-serving” to participate in corporate governance, can it restrain corporate information disclosure violations?

This paper takes China’s A-share non-financial listed companies from 2010 to 2020 as the research sample, empirically tests the impact of Party organization participation in governance on corporate information disclosure violations from the two dimensions of “two-way entry and cross-serving”. The results show that: (1) The participation of Party organizations in governance can inhibit information disclosure violations. Specifically, “two-way entry and cross-serving” can inhibit the violation tendency and number of information disclosure. After considering omitted variable bias, self-selection problems, and mutual causality, the empirical results are still robust. (2) The participation of Party organizations in governance can play a positive governance role by improving the quality of internal control and reducing operational risks, thereby inhibiting information disclosure violations. (3) The participation of Party organizations in governance has a more significant inhibitory effect on information disclosure violations. However, in the context of different government industry regulations, there is no significant difference.

The contributions are as follows: (1) This paper expands the research scope of Party organization participation in governance from the perspective of corporate information disclosure. The quality of information disclosure is the core element of the deepening reform of the capital market, which is directly related to fairness, pricing efficiency and resource allocation capabilities. It verifies the information disclosure governance effect of Party organization participation in governance at the capital market level, and also provides supplementary evidence for socialist corporate governance with Chinese characteristics. (2) This paper enriches the relevant research on the influencing factors of information disclosure violations from the perspective of Party politics. It studies the mechanism of internal control quality and operational risks in the impact of Party organization participation in governance on information disclosure violations, enriching the relevant literature in the fields of corporate governance, personal characteristics and information disclosure violations. (3) This paper reveals the nature of property rights and the heterogeneity of government industry regulation from the dimension of the relationship between the government and enterprises, and more comprehensively answers the impact of Party organization participation in governance on information disclosure violations. It provides a certain experience reference for strengthening the construction of Party organizations, purifying the market ecology, and maintaining the economic order of the capital market.

Key words: participation of Party organizations in governance; two-way entry; cross-serving; information disclosure violations; internal control quality; business risk

(责任编辑:王 孜)