

董事高管责任保险、党组织治理与企业内部控制缺陷

胡国柳,常启国

(浙江工商大学 会计学院,浙江 杭州 310018)

摘要:以 2009—2019 年 A 股上市公司为样本,利用多期 DID 模型考察董事高管责任保险(简称“董责险”)对企业内部控制缺陷的影响及其作用机制,并探讨党组织治理在其中的调节作用。研究发现,董责险加剧了企业内部控制缺陷产生,使得内控缺陷发生率增加约 26.91%,而党组织治理下“双向进入”和“交叉任职”能显著抑制董责险的不利影响。机制检验表明,董责险通过损害内部环境、风险评估、控制活动以及内部监督四大内控要素导致企业内部控制缺陷加剧,而“双向进入”和“交叉任职”明显抑制了董责险对这四大要素的不利影响。

关键词:董事高管责任保险;内部控制缺陷;党组织治理;内在控制五要素

中图分类号:F270

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2022)05-0098-14

D&O Insurance, Governance of Party Organization and Internal Control Deficiencies

HU Guoliu, CHANG Qiguo

(School of accounting, Zhejiang GongShang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Based on the sample of A-share non-financial listed companies from 2009 to 2019, this paper uses a difference-in-difference model to investigate the impact of D&O insurance on the internal control deficiencies and its mechanism, and tests the regulatory role of Party governance on the relationship both it. We find that D&O insurance have a significantly positive effects on the internal control deficiencies. Specifically, it increases the ratio of whether internal control deficiencies by 26.91%, while the party organization can significantly alleviate the adverse effects. Mechanism shows that D&O insurance plays a negative roles in the internal control by damaging the internal environment, risk assessment, control activities and internal supervision. And party organization has a negative effects on the relationship between D&O insurance and these four elements.

Key words: D&O insurance; internal control deficiencies; governance of party organization; five elements of internal control

董事高管责任保险(简称“董责险”)能提升管理层风险承担能力,在激励高管积极执业、提升企业价值上具有积极意义^[1-2]。但董责险是基于欧美发达国家资本市场环境而设计出来的一项外在

制度,其治理效果最终要依靠强制性法律手段来执行,且我国与其相适应的法律体系与诉讼制度还在完善中,这可能导致管理层面临的实际诉讼风险十分有限^[3],并诱发其道德风险和机会主义

收稿日期:2022-01-06 修回日期:2022-04-29

基金项目:国家社会科学基金重点项目“减税降费对企业高质量发展的影响和传导机制研究”(20AJY002);财政部 2019 年“会计名家培养工程”项目。

作者简介:胡国柳(1968—),男,湖南邵阳人,博士后,浙江工商大学会计学院教授,研究方向为财务管理与资本运作。

行为^[4]。因此,董责险在激励管理层积极执业的同时,也可能为其机会主义行为进行风险兜底。董责险旨在激励高管积极执业,其直接作用对象是企业管理层,而企业内部控制是一项以管理层为核心的制度建设行为,且管理层承担着内部控制建设和保持其有效性的主要责任,对企业内控缺陷存在着直接影响^[5]。因此,董责险这一外在制度的引入不可避免地会对企业内部控制体系建设产生影响,但究竟董责险是激励管理层积极执业以构建良好的内部控制体系,还是兜底了其机会主义行为并损害了企业内控体系的建设,还有待进一步验证。

大量文献对企业内部控制的影响因素进行了探讨,主要集中于以下两个方面:一是企业内部特征因素,如内部审计特征^[6-7]、董事和董事会特征^[8-9]以及管理层特征^[10]等;二是外部制度性因素,如法律制度^[11]、国家文化^[12-13]以及市场化程度^[14]等。但无论是企业内部特征因素还是外部制度性因素均是人为设计出来的外在制度性因素,只有在强有力的外部监督机制下才能确保其在内部控制体系构建中的有效性^[15]。但事实上,即使是随着监管体系的不断完善,信息不对称和利己主义自利观的存在依旧会使得这些外在制度性因素在公司治理中存在着缺陷,并对内部控制体系构建产生不利影响。总之,信息不对称和利己主义行为的存在使得外在制度性因素(如董责险)在公司治理中存在着一定的缺陷。

目前,我国政党制度早已深入到不同类型企业内部,成为影响企业经营决策的重要治理机制^[16-17]。尤其在上市公司中,近年来基本上都已成立了党组织(党章规定公司党员人数大于和等于三人则必须成立党组织),并定期合法地开展相关工作与活动,如开展组织活动、召开组织会议以及进行慰问与表彰活动等,使得企业自觉或不自觉地把党的非自利主义基本价值观与理念内化到经营决策过程中^[18],这会对管理层的自利性行为形成一定的制衡。那么,党组织治理在我国企业内部控制体系构建中究竟起到何种角色和作用,以及能否弥补外在制度性因素(如董责险)在内部

控制有效性上可能存在的不足,也是本文的关注重点之一。

本文以内部控制缺陷作为切入口来探讨董责险和党组织治理在构建我国完善的企业内部控制体系中的角色和作用。理由如下:一方面,从2007年颁发的《企业内部控制规范——基本规范》到2008年发布的《企业内部控制基本规范》,再到2010年五部委出台的《企业内部控制配套指引》,标志着我国企业内部控制规范体系的基本成形。在此体系下,内部控制有效性是衡量我国企业内部控制体系有效性的重要指标。另一方面,管理层承担着内部控制设计和保持其有效性的主要责任^[19]。而无论是董责险还是党组织治理,其直接作用对象均是董事、监事以及高级管理人员在内的企业管理层,这会直接影响到企业内部控制体系建设的有效性。因此,内部控制有效性是探讨董责险和党组织治理这两类制度因素影响我国企业内部控制体系建设的一个绝佳视角。

一、理论分析与研究假设

(一)董责险与企业内部控制缺陷

上市公司应建立有效的内部控制体系,具体包括:内部环境、风险评估、控制活动、信息与沟通以及内部监督五大基本要素。我们将从这5个方面探讨董责险的引入对企业内部控制的影响。

第一,作为企业实施内部控制的基础,内部环境包括治理结构、机构设置及权责分配、内部审计、人力资源政策以及企业文化等。而从当前国内制度环境来看,董责险可能诱发其道德风险和机会主义行为,从而损害企业内部控制环境建设。一方面,我国内控基本规范指出,企业应当加强法制教育,增强董监事及其他高级管理人员法制观念,建立健全法律顾问制度,使管理层严格依法进行企业的决策和经营。董责险会使得管理层的风险偏向增强、私有化收益动机加剧,如在职消费^[20]等,导致企业经营决策合规性不足,内部环境有效性下降。另一方面,根据内控基本规范及配套指引规定,企业应该建立起规范的治理结构和议事规则,形成科学有效的职责分工和制衡机制。董事会负责内部控制的建立健全和有效实施,监事

会对董事会建立与实施内部控制进行监督,而经理层则负责组织领导企业内部控制的日常运行。

第二,作为企业内部控制的重要环节,风险评估能确保企业及时识别和分析经营决策中的内外部风险,并按照风险发生的可能性及影响程度确定优先控制的哪类或具体风险。我国内控基本规范指出,上市公司应组成专业的风险分析团队,以合理分析并准确掌握管理者的风险偏好和决策行为,对内部控制中存在的风险进行有效控制,避免因个人风险偏好给企业经营带来重大损失。但是,这些及时准确地评估出来的风险必然会对管理者的自利行为形成制约,甚至可能迫使其放弃或中止某些激进或自利性决策。因此,我们认为董责险的风险兜底作用会降低管理层风险评估及确定风险应对策略的动机,导致企业风险评估有效性下降。

第三,作为企业内部控制体系的关键环节,控制活动是企业风险评估基础上运用某些控制措施将风险控制在可承受度之内,是确保内部控制有效性的关键。我国内控基本规范指出,控制活动的基本措施应包括不相容职务分离控制和会计系统控制等重要机制,但董责险的引入将不利于上述两类机制的实施,从而降低内部控制活动的效率。

第四,作为内部控制的传导环节,信息与沟通要求企业及时准确地收集并传递与内控相关的信息,以确保重要信息在企业内外部进行有效沟通。我国内控基本规范指出,上市公司应将内部控制相关信息在企业内与各管理层次间进行沟通和反馈,且发现问题应及时报告并加以解决,以确保重要内控信息及时传递给董事会、监事会和经理层。此外,企业应利用信息技术促进信息的集成与共享,充分发挥信息技术在信息与沟通中的作用。因而,无论董责险的引入是否能激发管理层自利性动机,他们对于企业内控信息的获取需求基本上是不会变化的,甚至可能为了进行机会主义操作反而进一步加强对信息与沟通环节的构建。因此,董责险的引入可能并不会对信息与沟通要素产生显著影响,甚至可能会促进企业内部控制信息的有效沟通。

第五,作为内部控制的核心环节,内部监督要求企业对内控的建立与实施情况进行全面监督检查并及时评价内部控制有效性,做到对内部控制中存在的缺陷进行及时改进。我国内控基本规范指出,上市公司不仅要内部控制实施情况进行常规持续的日常监督,还要对内部控制某些重点方面进行有针对性的专项监督,对监督过程中发现的内部控制缺陷也要及时向董事会、监事会或经理层报告,并提出整改方案。然而,董责险的引入会导致内监督有效性明显下降:一方面,内部控制监督制度的实施本就是对管理层的约束,尽管他们有道德良知和实现有效控制的外在压力,但从理性经济人角度看,他们并没有作茧自缚的动机来进行自我约束^[21]。而董责险引入则会放大管理层的逐利动机,诱使其弱化或仅仅践行浮于表面的内部监督机制,如干预内部审计委员任命或直接阻止其发挥作用^[22],为其机会主义决策“松绑”。另一方面,内部控制缺陷的整改需要花费大量人力、物力,往往还会追究相关负责人的责任。那么,在董责险的风险兜底作用下,管理层进行内控缺陷整改的动机也会下降,导致内部监督有效性不足。基于此,本文提出研究假设 H1:在其他条件不变的情况下,董责险的引入会导致企业内部控制缺陷加剧;假设 H2:董责险主要通过损害内部环境、风险评估、控制活动以及内部监督四大要素导致企业内部控制缺陷的产生。

(二)董责险、党组织治理与企业内部控制缺陷

由于资本市场的市场属性极强、规范要求极高,健全资本市场风险监管体系必须有一套公开透明、连续稳定及可预期的制度体系才能行稳致远。黄文锋等(2017)^[23]认为,党组织参与公司治理可以超越一般治理主体追求短期利益或单一主体利益的局限性,成为董事会内部各方利益与关系的重要平衡力量。因此,本文认为中国的政党制度嵌入到公司治理中,能有效抑制董责险对企业内部控制缺陷的不利影响。

首先,从内部控制环境来看,党组织参与董事会治理可以形成良好的企业文化,通过管理层党

员身份将利他主义文化观念深入到管理者的认知和决策中^[24],在潜移默化中影响着他们的经营决策行为^[25],这不仅能塑造董事、监事以及高级管理人员的法制观念,还能降低管理者操纵内部控制体系的动机,从而确保内部环境的有效性。其次,从风险评估来看,党组织成员在兼任董事会成员能激励其更有效评估企业内部控制中存在的各种风险,以服务于企业的长远发展。党组织参与重大经营事项的决策,更能保证企业重大问题的决策符合党和国家方针政策、法律法规以及公司章程,弥补外部监督机制的不足,有效制衡管理层的自利性行为^[26]。而党组织参与能对企业主要负责人的选拔从政治上予以把关,防止企业选人用人中可能出现的不正之风,有效降低内部人控制产生的代理成本^[27],强化内部控制活动的有效性。最后,从内部监督来看,党组织治理能有效贯彻执行党和国家的方针,对企业内部控制活动进行更有效内在监督:一方面,党组织嵌入在公司治理机制内部且拥有参与重大事项决策权,能产生比法律法规等外在制度更为有效内在约束作用;另一方面,相比于企业自己设立的内部审计等外在制度,中国政党制度是无数共产党人在经验探索过程中逐渐演变成一套高效的内在制度,其清晰严明的党纪能产生比审计委员会等内部机制更有效的监督作用。综上所述,本文认为在党组织参与公司治理的作用下,董责险对企业内部控制缺陷的不利影响将得到明显缓解。基于此,本文提出研究假设 H3:党组织治理能有效缓解董责险对企业内部控制缺陷的不利影响

二、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取 2009—2019 年沪深 A 股上市公司为初始样本,并按以下原则进行了筛选:①考虑到金融行业上市公司财务报表的特殊性,故予以剔除;②剔除了首年上市的公司以保证回归结果具有稳健性;③因 ST、PT 类上市公司财务数据经过了一定处理后才得以披露,故予以剔除;④剔除财务数据披露存在缺失的上市公司样本;⑤为控制极端值对回归结果的影响,对连续变量进行双侧

1% 的 winsorize 处理。经过处理,本文最终得到包含 3096 个上市公司的 22362 个非平衡面板数据进行实证分析。其中,内部控制缺陷和董责险相关数据来自 CNRDS 数据库,其余控制变量数据均来源于 CSMAR 数据库。党组织治理初始数据也来源于 CSMAR 数据库,同时结合手工查阅上市公司年报中董事、监事以及高级管理人员任职和简历等信息,整理出党组织成员名单并与董事、监事与高管成员名单进行匹配,计算得到“双向进入”和“交叉任职”的指标数据。

(二)模型构建与变量定义

本文选择多期 DID 模型来验证董责险的引入对我国企业内部控制缺陷的影响,其理由如下:首先,我国各上市公司认购董责险的时间存在差异,这与准自然实验中多期政策试点名单存在先后顺序的多期性特征一致;其次,国内资本市场上同时存在认购和未认购董责险的样本,这符合多期 DID 模型中的控制组和处理组设定,可将未认购董责险上市公司设置为控制组,已认购董责险的企业设置为处理组。最后,我国上市公司董责险续购比率高达 96% 以上,自 2002 年初次引入以来,仅 10 家上市公司中途弃购,符合多期 DID 模型构建中政策颁布的持续性设定,故在将中途弃购公司样本剔除后,可认为已认购董责险上市公司具有多期 DID 中政策实施的持续性。因此,本文在借鉴 Beck 等(2010)^[28]的研究基础上,构建多期双重差分模型探讨董责险对企业内部控制缺陷的影响,但考虑到企业内部控制缺陷及其类型分别是二元离散变量和有序离散的因变量,我们选择 Logit 回归和 Ordered Logit 回归模型来进行具体验证。具体模型构建如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 \sum Controls_{it} + \beta_3 \sum Year_{it} + \beta_4 \sum Industry_{it} + \beta_5 \sum province_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y 为被解释变量,以是否存在内部控制缺陷(ICD)和内部控制缺陷的类型(ICD_type)来衡量,若上市公司当年存在内部控制缺陷则 ICD 赋值为 1,否则为 0。而内部控制缺陷类型以有序离散变量来衡量,ICD_type=0 时表示上市公司当

年不存在内部控制缺陷, $ICD_type = 1$ 时表示存在一般性内部控制缺陷, $ICD_type = 2$ 时表示存在重要内部控制缺陷, $ICD_type = 3$ 则表示存在重大内部控制缺陷, 分别对应着企业内部控制缺陷的四种类型。 DID 为上市公司是否认购董责险的政策虚拟变量, 即若上市公司 i 在 t 年认购了董责险, 则赋值为 1, 否则为 0。 $Controls$ 表示控制变量, 包括资产收益率 (ROA)、股权集中度 ($Top10$)、财务杠杆 (LEV)、成长性 ($Growth$)、公司规模 ($SIZE$)、董事会规模 (DBN)、管理层持股比例 ($Mshare$)、两职合一 (CEO)、管理层薪酬 ($Salary$) 以及年份 ($Year$)、行业 ($Industry$) 和省份 ($Province$) 虚拟变量, ε 表示残差项。本研究样本涵盖各行业和地区且跨越 13 个年度, 为控制行业、地区差异与不同年份宏观经济走势对企业内部控制缺陷的影响, 我们对行业、年份与省份变量加以控制。

此外, 借鉴李明辉等 (2020)^[29] 和柳学信等 (2020)^[30] 的研究, 我们选择“双向进入、交叉任职”来度量党组织参与我国上市公司治理的情况, 以进一步考察党组织治理在董责险与企业内部控制缺陷关系中的作用。“双向进入”采用虚拟变量 ($Enter$) 来度量, 即企业党组织成员是否兼任董事会、监事会或管理层成员, 则 $Enter$ 取值为 1, 否则为 0。“交叉任职”采用虚拟变量 ($Cross$) 来度量, 如果党委书记兼任董事长, 或在董事长、党委书记分设情况下, 董事长兼任党委副书记且党委书记

兼任副董事长, 则 $Cross$ 取值为 1, 否则为 0。

三、实证结果分析

(一) 描述性统计和单变量结果分析

主要变量描述性统计结果显示, 企业内部控制缺陷 (ICD) 样本均值为 0.2727, 表明样本中有 27.27% 的上市公司存在着内部控制缺陷; 董责险政策变量 (DID) 的样本均值为 0.0593, 表明样本中约有 5.93% 的上市公司认购了董责险。双向进入 ($Enter$) 和交叉任职 ($Cross$) 的样本均值分比为 0.2674 和 0.0543, 表明有 26.74% 的样本企业实行了“双向进入”制度, 5.43% 的样本企业实行了“交叉任职”制度。控制变量方面, 资产收益率 (ROA) 均值为 3.58%、前十大股东持股比例为 ($Top10$) 58.19%、资产负债率 (LEV) 为 42.93%、企业成长性 ($Growth$) 均值为 17.86% 以及公司规模 ($Size$) 均值为 22.1450, 以上指标与现有研究基本保持一致。其他变量的描述性统计也列示在表 1 中。此外, 单变量检验结果显示, 未认购董责险样本的企业内部控制缺陷 (类型) 均值为 0.2672 (0.7642), 而认购董责险样本组的企业内部控制缺陷 (类型) 均值为 0.3602 (1.0475), 即认购董责险组的企业内部控制缺陷 (类型) 均值要明显大于未认购董责险组的企业内部控制缺陷 (类型) 均值, 且在 1% 的水平上显著, 表明董责险引入会加剧上市公司内部控制缺陷的产生, 初步支持了研究假设 H1。

表 1 主要变量描述性统计和单变量结果分析

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	未认购样本	认购样本	T 检验
							N = 21035	N = 1327	
ICD	22362	0.2727	0.4454	0	0	1	0.2672	0.3602	-0.0930 ***
ICD_type	22362	0.7810	1.2978	0	0	3	0.7642	1.0475	-0.2833 ***
DID	22362	0.0593	0.2363	0	0	1	—	—	—
$Enter$	22362	0.2674	0.4435	0	0	1	0.2736	0.2418	0.0318 **
$Cross$	22362	0.0543	0.2258	0	0	1	0.0501	0.0813	-0.0312 ***
ROA	22362	0.0358	0.0626	-0.2934	0.0348	0.1905	0.0362	0.0294	0.0068 ***
$Top10$	22362	0.5819	0.1502	0.2310	0.5919	0.8982	0.5805	0.6039	-0.0234 ***
LEV	22362	0.4293	0.2079	0.0546	0.4213	0.9856	0.4237	0.5379	-0.1142 ***
$Growth$	22362	0.1786	0.4075	-0.5862	0.1114	2.4992	0.1799	0.1576	0.0223 ***
$Size$	22362	22.1450	1.2714	19.8115	21.9758	26.0936	22.0738	23.2740	-1.2003 ***
DBN	22362	8.6184	1.7220	3	9	18	8.5822	9.1922	-0.6100 ***
$Mshare$	22362	12.9132	19.4429	0	0.3604	67.5150	13.5675	2.5410	11.0265 ***
CEO	22362	0.2693	0.4436	0	0	1	0.2784	0.1236	0.1549 **
$Salary$	22362	14.4606	0.7078	12.7367	14.4327	16.4655	14.3810	14.8386	-0.4576 ***

注: **, *** 分别表示 5%, 1% 水平上显著。

(二)基本回归结果分析

1. 董责险对企业内部控制缺陷的影响

表2报告了董责险与企业内部控制缺陷的回归结果。从表2的列(1)—列(4)可以发现,董责险引入政策变量(*DID*)与企业内部控制缺陷(*ICD*)的回归系数均在1%水平上显著为正,即董责险引入显著加剧了企业内部控制缺陷的产生。通过计算得出列(4)中董责险引入政策变量(*DID*)与企业内部控制缺陷(*ICD*)回归系数对应的风险比,发现与未认购董责险企业样本相比,认购董责险会使得上市公司内部控制缺陷的发生率增加约26.91%。从表2的列(5)—列(8)可以看出,董责险引入政策变量

(*DID*)与内部控制缺陷类型(*ICD_type*)的回归系数也均在1%水平上显著为正,即董责险引入同样加剧了不同类型内部控制缺陷的产生。上述结果表明董责险引入会显著促进我国企业内部控制缺陷的产生,验证了本文研究假设H1。此外,大量研究表明宏观层面因素(如法律制度、文化以及市场化程度等)也能影响到企业内部控制的有效性。而在我们对检验模型控制省份效应后发现,相比于未控制省份效应的回归结果而言,控制了省份效应后模型的*Pseudo. R²*明显变大,即控制了省份效应后模型拥有更大的解释力度,故本文将在后续检验中均对省份效应予以控制。

表2 董责险对企业内部控制缺陷的影响

变量	内部控制缺陷(<i>ICD</i>)				内部控制缺陷类型(<i>ICD_type</i>)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>DID</i>	0.6872 *** (7.29)	0.5289 *** (4.84)	0.6126 *** (5.59)	0.2383 ** (2.13)	0.6879 *** (7.31)	0.5251 *** (4.85)	0.6050 *** (5.54)	0.2417 ** (2.19)
<i>ROA</i>				-2.0527 *** (-6.56)				-1.0495 *** (-3.78)
<i>Top10</i>				-0.1211 (-0.61)				-0.1396 (-0.71)
<i>LEV</i>				0.5535 *** (3.35)				0.4848 *** (3.03)
<i>Growth</i>				-0.1817 *** (-5.52)				-0.1740 *** (-5.48)
<i>Size</i>				0.1857 *** (6.14)				0.1921 *** (6.48)
<i>DBN</i>				0.0198 *** (2.67)				0.0161 ** (2.24)
<i>Mshare</i>				-0.0157 *** (-7.50)				-0.0163 *** (-7.74)
<i>CEO</i>				-0.2235 *** (-3.54)				-0.2220 *** (-3.55)
<i>Salary</i>				-0.0147 (-0.31)				-0.0170 (-0.36)
行业	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes
年度	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes
省份	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
<i>N</i>	22362	22347	22347	22347	22362	22347	22347	22347
<i>Pseudo. R²</i>	0.0050	0.1132	0.1355	0.1704	0.0043	0.1316	0.1492	0.1751

注:按公司年度聚类的稳健标准误调整,括号中报告值为Z统计量,**、***分别代表在5%和1%的水平上显著。Order Logit模型并不报告常数项,故表格中统一未予以汇报常数项(下同)。

2. 董责险、党组织治理与企业内部控制缺陷

表3报告了党组织治理对董责险与企业内部控制缺陷关系的调节效应检验结果,分组检验结果显示:在内部控制缺陷(*ICD*)的检验结果下,双向进入(*Enter* = 1)与交叉任职(*Cross* = 1)均会使得董责险引入政策变量(*DID*)与企业内部控制缺陷的回归系数不显著,检验结果也通过了组间系数差异的Chow检验,表明党组织参与到上市公司

治理中能有效董责险与企业内部控制缺陷(*ICD*)的不利影响。而在内部控制缺陷类型(*ICD_type*)检验结果下,双向进入(*Enter* = 1)与交叉任职(*Cross* = 1)也会使得董责险政策变量(*DID*)与企业内部控制缺陷类型的回归系数也不显著,检验结果也通过了Chow检验。本文认为党组织治理能有效降低董责险对企业内部控制缺陷(类型)的不利影响,研究假设H3得到了支持。

表 3 董责险、党组织治理与企业内部控制缺陷

变量	内部控制缺陷 (ICD)				内部控制缺陷类型 (ICD_type)			
	Enter = 0	Enter = 1	Cross = 0	Cross = 1	Enter = 0	Enter = 1	Cross = 0	Cross = 1
DID	0.2257 *** (2.76)	0.2176 (1.10)	0.2201 ** (1.98)	0.1917 (0.43)	0.2269 * (1.79)	0.2312 (1.18)	0.2233 ** (1.97)	-0.1414 (-0.40)
	-1.9535 *** (-5.28)	-2.5333 *** (-4.44)	-2.1150 *** (-6.65)	-0.8354 (-0.54)	-0.9206 *** (-2.83)	-1.5248 *** (-2.97)	-1.1138 *** (-3.93)	-3.0733 ** (-2.43)
Top10	-0.1099 (-0.49)	-0.2353 (-0.66)	-0.1689 (-0.84)	1.3284 (1.60)	-0.1132 (-0.51)	-0.2825 (-0.78)	-0.1796 (-0.90)	0.7087 (0.98)
LEV	0.6084 *** (3.18)	0.5275 * (1.78)	0.5192 *** (3.07)	0.9384 (1.51)	0.5519 *** (3.00)	0.4057 (1.40)	0.4560 *** (2.78)	-0.7888 (-1.36)
Growth	-0.1848 *** (-4.68)	-0.1873 *** (-2.84)	-0.1692 *** (-5.04)	-0.4300 *** (-3.20)	-0.1773 *** (-4.68)	-0.1766 *** (-2.76)	-0.1620 *** (-5.00)	-0.5552 *** (-2.85)
Size	0.1786 *** (5.23)	0.2067 *** (3.66)	0.1820 *** (5.85)	0.1276 (0.99)	0.1852 *** (5.56)	0.2142 *** (3.81)	0.1870 *** (6.16)	0.3623 *** (3.15)
DBN	0.0257 *** (3.03)	0.0195 (1.40)	0.0196 ** (2.56)	0.0139 (0.47)	0.0212 *** (2.59)	0.0170 (1.27)	0.0157 ** (2.11)	-0.0027 (-0.09)
Mshare	-0.0164 *** (-7.03)	-0.0138 *** (-3.29)	-0.0154 *** (-7.34)	-0.0412 (-1.26)	-0.0169 *** (-7.17)	-0.0148 *** (-3.54)	-0.0159 *** (-7.58)	-0.0269 (-0.80)
CEO	-0.1864 ** (-2.56)	-0.3167 *** (-2.73)	-0.1966 *** (-3.07)	-0.7511 ** (-2.51)	-0.1869 *** (-2.59)	-0.3043 *** (-2.64)	-0.1966 *** (-3.09)	-0.3911 (-1.35)
Salary	-0.0674 (-1.22)	0.1295 (1.54)	-0.0167 (-0.34)	0.0549 (0.29)	-0.0688 (-1.26)	0.1296 (1.58)	-0.0182 (-0.38)	0.6762 *** (4.20)
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	16371	5976	21133	1214	16371	5976	21133	1214
Pseudo. R ²	0.1768	0.1681	0.1648	0.2668	0.1819	0.1863	0.1687	0.1543
Chow 检验	2.83 ***		21.07 ***		2.67 ***		22.31 ***	

注:按公司年度聚类的稳健标准误调整,括号中报告值为 Z 统计量,*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

四、进一步分析

(一)作用机制检验:内部控制五要素

1. 董责险影响企业内部控制缺陷的作用机制检验

董责险引入会损害企业内部控制五要素中的内部环境、风险评估、控制活动以及内部监督四大要素,从而导致企业内部控制缺陷加剧。因此,我们在模型(1)的基础上利用 OLS 回归来检验董责险对企业内部五要素影响,以探讨董责险影响企业内部控制缺陷的作用路径,其中内部控制五要素数据来源于深圳迪博内控数据库。表 4 报告了作用机制的检验结果,可以看出,董责险引入政策变量(DID)与内部环境、风险评估、控制活动以及内部监督的回归系数均至少在 10% 水平上显著为负,而和信息与沟通要素的回归系数并不显著,表明董责险引入的确是通过对损害内部控制五要素中的内部环境、风险评估、控制活动以及内部监督四大要素,加剧了内部控制缺陷的产生,而并非通过信息与沟通要素来加剧内部控制缺陷的产生,支持了本文研究假设 H2。

表 4 董责险影响企业内部控制缺陷的作用机制检验

变量	内部环境	风险评估	控制活动	信息与沟通	内部监督
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DID	-0.4091 ** (-2.11)	-0.5336 *** (-4.71)	-0.3046 * (-1.93)	0.0323 (0.46)	-0.9106 *** (-5.21)
ROA	-0.1338 (-0.42)	-0.0745 (-0.50)	-0.2900 (-1.14)	0.1302 (1.19)	1.5357 *** (4.55)
Top10	2.7971 *** (9.34)	0.7408 *** (4.82)	1.1319 *** (5.02)	0.2541 ** (2.44)	0.9094 *** (3.53)
LEV	-0.7457 *** (-3.76)	-0.0804 (-0.82)	-0.9508 *** (-5.95)	0.0438 (0.61)	-0.4370 ** (-2.27)
Growth	-0.0388 (-1.12)	-0.0325 ** (-2.01)	-0.01751 (-0.61)	0.03171 *** (2.83)	-0.2156 *** (-5.49)
Size	-0.2349 *** (-4.33)	0.1100 *** (4.25)	-0.0541 (-1.33)	0.1243 *** (6.52)	0.0280 (0.55)
DBN	-0.0029 (-0.37)	-0.0058 (-1.45)	-0.0073 (-1.10)	0.0103 *** (3.79)	-0.0058 (-0.65)
Mshare	0.0131 *** (7.00)	0.0058 *** (5.59)	0.0016 (1.02)	0.0040 *** (5.54)	0.0037 ** (1.98)
CEO	-0.2552 *** (-3.55)	0.0387 (1.05)	-0.0826 (-1.36)	0.0463 * (1.86)	0.0153 (0.23)
Salary	0.1119 * (1.71)	0.0586 * (1.80)	0.2127 *** (4.21)	0.0228 (1.00)	0.2953 *** (4.87)
Constant	6.7046 *** (5.57)	-3.2487 *** (-5.25)	1.4975 * (1.66)	-2.0069 *** (-4.72)	-3.8773 *** (-3.51)
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	22362	22362	22362	22362	22362
Adj. R ²	0.4541	0.4389	0.1774	0.2471	0.4134

注:按公司年度聚类的稳健标准误调整,括号中报告值为 T 统计量,*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

2. 党组织治理下董责险影响企业内部控制缺陷的作用机制检验

党组织参与公司治理主要从内部环境、风险评估、控制活动以及内部监督四个方面缓解董责险对企业内部控制缺陷的不利影响。基于此,我们模型(1)的基础上,检验了双向进入(*Enter*)和交叉任职(*Cross*)对内部控制四个要素的影响。表5报告了相关回归结果,可以发现,在Panel A的检验中,不存在双向进入(*Enter* = 0)组别董责险引入的政策变量与内部环境、风险评估、控制活动以及内部监督的回归系数依旧至少在5%水平上显著为负,而存在双

向进入(*Enter* = 0)组别董责险引入的政策变量与该4个要素的回归系数均不在显著,且回归结果均通过了组间系数差异的Chow检验,这表明双向进入有效抑制了董责险对内部控制四大要素的不利影响,从而降低董责险对内部控制缺陷的不利影响。同样,在Panel B的交叉任职检验中,也支持了交叉任职能有效抑制董责险对内部控制四大要素不利影响的结论。上述结果验证了党组织治理能抑制董责险对内部控制四大要素的不利影响,从而弱化董责险这一外在制度对企业内部控制体系构建的不利影响,也支持了研究假设H2。

表5 党组织治理下董责险影响企业内部控制缺陷的作用机制检验

Panel A 双向进入(<i>Enter</i>)								
变量	内部环境		风险评估		控制活动		内部监督	
	<i>Enter</i> = 0	<i>Enter</i> = 1	<i>Enter</i> = 0	<i>Enter</i> = 1	<i>Enter</i> = 0	<i>Enter</i> = 1	<i>Enter</i> = 0	<i>Enter</i> = 1
<i>DID</i>	-0.5355 **	-0.1995	-0.6876 ***	-0.2205	-0.4693 **	0.2401	-1.1653 ***	0.1544
	(-2.30)	(-0.49)	(-4.94)	(-1.10)	(-2.57)	(0.59)	(-6.05)	(0.28)
<i>ROA</i>	-0.2049	-0.4614	-0.1622	0.0165	-0.2096	-0.9087 *	1.3701 ***	1.3704 **
	(-0.55)	(-0.72)	(-0.94)	(0.05)	(-0.70)	(-1.66)	(3.43)	(1.99)
<i>Top10</i>	2.7745 ***	3.2665 ***	0.5635 ***	1.2299 ***	1.2307 ***	1.1333 **	0.9834 ***	0.5518
	(7.79)	(5.29)	(3.12)	(3.53)	(4.68)	(2.16)	(3.14)	(1.01)
<i>LEV</i>	-0.6707 ***	-0.7850 *	-0.0086	-0.0668	-0.7092 ***	-1.6285 ***	-0.4732 **	-0.3443
	(-2.79)	(-1.92)	(-0.07)	(-0.36)	(-3.72)	(-4.69)	(-2.05)	(-0.81)
<i>Growth</i>	-0.0270	-0.0712	-0.03581 *	-0.0063	-0.0261	-0.0084	-0.2325 ***	-0.1711 **
	(-0.69)	(-0.94)	(-1.85)	(-0.21)	(-0.78)	(-0.14)	(-4.93)	(-2.24)
<i>Size</i>	-0.2805 ***	-0.1432	0.1025 ***	0.1672 ***	-0.05739	-0.03676	-0.01225	0.1275
	(-4.38)	(-1.26)	(3.20)	(3.20)	(-1.18)	(-0.43)	(-0.21)	(1.04)
<i>DBN</i>	-0.0029	-0.0087	-0.0067	-0.0055	-0.0119	-0.0043	-0.0118	-0.0069
	(-0.30)	(-0.59)	(-1.41)	(-0.74)	(-1.52)	(-0.33)	(-1.13)	(-0.41)
<i>Mshare</i>	0.0128 ***	0.0095 **	0.0065 ***	0.0035	0.0014	0.0005	0.0052 **	-0.0007
	(5.75)	(2.36)	(5.53)	(1.46)	(0.81)	(0.13)	(2.34)	(-0.19)
<i>CEO</i>	-0.2469 ***	-0.2395 *	-0.0084	0.1284 *	-0.0907	-0.0135	-0.0782	0.1623
	(-2.75)	(-1.81)	(-0.19)	(1.95)	(-1.25)	(-0.11)	(-0.95)	(1.22)
<i>Salary</i>	0.1480 *	0.0352	0.0665 *	0.0166	0.2508 ***	0.2286 **	0.3223 ***	0.2302 *
	(1.91)	(0.27)	(1.65)	(0.29)	(4.05)	(2.29)	(4.44)	(1.83)
<i>Constants</i>	7.0679 ***	6.2415 **	-3.1442 ***	-4.1831 ***	0.7996	1.4112	-3.0125 **	-4.9860 **
	(4.79)	(2.46)	(-4.12)	(-3.35)	(0.72)	(0.73)	(-2.29)	(-1.98)
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	16382	5980	16382	5980	16382	5980	16382	5980
<i>Adj. R</i> ²	0.4531	0.4451	0.7329	0.7015	0.1876	0.1334	0.7047	0.6655
<i>Chow</i> 检验	5.44 ***		7.79 ***		14.38 ***		20.12 ***	

续表

Panel B 交叉任职(Cross)								
变量	内部环境		风险评估		控制活动		内部监督	
	Cross = 0	Cross = 1	Cross = 0	Cross = 1	Cross = 0	Cross = 1	Cross = 0	Cross = 1
DID	-2.5298 **	-0.2800	-0.5377 ***	-1.0119	-0.3682 **	-0.0344	-1.0142 ***	1.3288
	(-2.22)	(-1.40)	(-4.57)	(-1.46)	(-2.27)	(-0.05)	(-5.74)	(1.34)
ROA	0.6346	-0.2332	-0.06721	-0.8996	-0.2879	-1.8520	1.4218 ***	3.5690
	(0.36)	(-0.73)	(-0.44)	(-1.45)	(-1.12)	(-1.10)	(4.17)	(1.60)
Top10	2.6990	2.8033 ***	0.6663 ***	0.9654	1.0857 ***	3.0898 *	1.0131 ***	-0.1025
	(1.34)	(9.14)	(4.21)	(0.99)	(4.70)	(1.78)	(3.85)	(-0.06)
LEV	-0.7866	-0.7094 ***	-0.07521	-0.5881	-0.8851 ***	-1.3067	-0.4267 **	0.8126
	(-0.60)	(-3.50)	(-0.74)	(-1.21)	(-5.41)	(-1.29)	(-2.20)	(0.64)
Growth	0.0185	-0.0515	-0.0303 *	-0.0924	-0.0224	-0.0668	-0.2122 ***	-0.3457
	(0.11)	(-1.45)	(-1.82)	(-1.24)	(-0.77)	(-0.48)	(-5.31)	(-1.49)
Size	-0.1076	-0.2359 ***	0.1082 ***	0.2303	-0.06512	0.1744	0.02319	-0.2224
	(-0.28)	(-4.21)	(4.07)	(1.48)	(-1.57)	(0.66)	(0.45)	(-0.61)
DBN	-0.0271	-0.0005	-0.0064	-0.0103	-0.0085	0.0143	-0.0135	0.0774
	(-0.72)	(-0.06)	(-1.56)	(-0.64)	(-1.25)	(0.41)	(-1.53)	(1.62)
Mshare	-0.0082	0.0131 ***	0.0059 ***	0.0037	0.0021	-0.0160	0.0043 **	-0.0183
	(-0.13)	(6.93)	(5.63)	(0.33)	(1.29)	(-0.37)	(2.26)	(-0.36)
CEO	-0.1078	-0.2471 ***	0.0336	0.2524	-0.0729	0.1934	0.0267	-0.5587
	(-0.25)	(-3.34)	(0.89)	(1.54)	(-1.17)	(0.51)	(0.40)	(-1.05)
Salary	-0.3748	0.1225 *	0.0616 *	0.0678	0.2126 ***	0.0556	0.2745 ***	0.4191
	(-1.11)	(1.83)	(1.81)	(0.53)	(4.01)	(0.28)	(4.42)	(1.39)
Constants	10.7591	6.4698 ***	-3.2435 ***	-5.9244 *	1.6745 *	-2.3602	-3.5811 ***	0.0312
	(1.22)	(5.25)	(-5.08)	(-1.94)	(1.81)	(-0.48)	(-3.20)	(0.03)
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21148	1214	21148	1214	21148	1214	21148	1214
Adj. R ²	0.3837	0.4610	0.7346	0.7293	0.1775	0.1397	0.7139	0.6493
Chow 检验	16.47 ***		29.60 ***		63.19 ***		27.49 ***	

注:按公司年度聚类的稳健标准误调整,括号中报告值为T统计量,*、**、*** 分别代表在10%、5%和1%的水平上显著。

(二)管理层异质性分析:党员董事、党员监事与党员高管

管理层特征是影响企业内部控制有效性的的重要因素^[31-32],但鲜有文献探讨管理层的党员身份特征对内部控制有效性的影响。党组织治理能有效约束管理层的机会主义行为,缓解董责险对企业内部控制缺陷的不利影响。那么,是否不同类型管理层的党员身份均能抑制董责险负向作用呢?这还有待进一步的验证。因此,我们在模型(1)的基础上,进一步探讨了不同管理层党员身份对董责险与企业内部控制缺陷关系的影响差异,以深入理解董责险影响企业内部控制缺陷的内在逻辑。我们将党组织治理中“双向进入”变量细分为3种情形:①是否存在党组织成员兼任董事会成员,是则取值为1,否则为0,变量符号为Enter_D;②是否存在党组织成员兼任监事会成员,是则取值为1,否则为0,变量符号为Enter_J;③是否存在

党组织成员兼任高级管理人员,是则取值为1,否则为0,变量符号为Enter_G。

表6报告了相关回归结果,从Panel A和Panel B可以看出,对于存在党员董事(Enter_D=1)、党员监事(Enter_J=1)以及党员高管(Enter_G=1)上市公司中,董责险的引入政策变量与企业内部控制缺陷(类型)回归系数均不显著,而对于不存在党员董事(Enter_D=0)、党员监事(Enter_J=0)以及党员高管(Enter_G=0)上市公司中,董责险的引入政策变量与企业内部控制缺陷(类型)回归系数均至少在10%水平上显著为正,上述回归结果均通过了组间系数差异的Chow检验,这表明党员董事、党员监事以及党员高管均能有效抑制董责险依然对企业内部控制缺陷(类型)的不利影响,即3种类型的党组织治理均能有效地抑制管理层机会主义行为,降低董责险引入对我国上市公司内部控制的不利影响,同样也支持了本文的研究假设H3。

表6 管理层异质性分析:党员董事、监事与
高管的调节效应检验

Panel A 内部控制缺陷(ICD)						
变量	党员董事		党员监事		党员高管	
	Enter_D = 0	Enter_D = 1	Enter_J = 0	Enter_J = 0	Enter_G = 0	Enter_G = 1
DID	0.2413 ***	0.1559	0.3018 **	-0.2361	0.2355 *	0.2723
	(2.93)	(0.68)	(2.49)	(-0.94)	(1.92)	(1.15)
ROA	-1.9382 ***	-2.6028 ***	-1.7978 ***	-3.8744 ***	-1.8807 ***	-3.0272 ***
	(-5.43)	(-4.08)	(-5.37)	(-4.65)	(-5.41)	(-4.30)
Top10	-0.0785	-0.3026	-0.1468	-0.1266	-0.0837	-0.5186
	(-0.36)	(-0.77)	(-0.69)	(-0.26)	(-0.39)	(-1.20)
LEV	0.6319 ***	0.4194	0.6155 ***	0.4513	0.5675 ***	0.5982 *
	(3.41)	(1.28)	(3.53)	(1.08)	(3.11)	(1.68)
Growth	-0.1998 ***	-0.1476 **	-0.1907 ***	-0.1784 *	-0.2000 ***	-0.1156
	(-5.27)	(-1.97)	(-5.26)	(-1.88)	(-5.38)	(-1.48)
Size	0.1861 ***	0.1741 ***	0.1815 ***	0.2139 **	0.1729 ***	0.2550 ***
	(5.56)	(2.83)	(5.72)	(2.50)	(5.28)	(3.70)
DBN	0.0243 ***	0.0304 *	0.0252 ***	0.0149	0.0249 ***	0.0191
	(2.80)	(1.90)	(3.03)	(0.74)	(2.88)	(1.10)
Mshare	-0.0162 ***	-0.0137 ***	-0.0161 ***	-0.0153 **	-0.0164 ***	-0.0144 **
	(-7.12)	(-2.96)	(-7.47)	(-2.15)	(-7.40)	(-2.49)
CEO	-0.1848 ***	-0.3395 ***	-0.2143 ***	-0.3436 *	-0.1950 ***	-0.3368 **
	(-2.60)	(-2.67)	(-3.19)	(-1.96)	(-2.81)	(-2.37)
Salary	-0.0630	0.1600 *	-0.0608	0.2840 **	-0.0408	0.1014
	(-1.17)	(1.73)	(-1.20)	(2.30)	(-0.77)	(1.02)
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17622	4725	19374	2973	18302	4045
Pseudo. R ²	0.1773	0.1439	0.1725	0.1845	0.1706	0.1837
Chow 检验	2.56 ***		5.61 ***		4.29 ***	

Panel B 内部控制缺陷类型(ICD_type)						
变量	党员董事		党员监事		党员高管	
	Enter_D = 0	Enter_D = 1	Enter_J = 0	Enter_J = 0	Enter_G = 0	Enter_G = 1
DID	0.2460 **	0.1349	0.2945 **	-0.1993	0.2356 *	0.1220
	(2.00)	(0.59)	(2.47)	(-0.71)	(1.95)	(0.52)
ROA	-0.9020 ***	-3.5602 ***	-0.8482 ***	-4.6034 ***	-0.8879 ***	-3.8890 ***
	(-2.86)	(-6.57)	(-2.86)	(-6.62)	(-2.87)	(-6.80)
Top10	-0.0856	-0.3667	-0.1619	-0.1125	-0.0923	-0.4187
	(-0.40)	(-1.00)	(-0.77)	(-0.25)	(-0.44)	(-1.06)
LEV	0.5757 ***	-0.5917 *	0.5335 ***	-0.5070	0.4968 ***	-0.4197
	(3.22)	(-1.96)	(3.17)	(-1.32)	(2.83)	(-1.29)
Growth	-0.1899 ***	-0.1423 *	-0.1813 ***	-0.1889 *	-0.1931 ***	-0.1388
	(-5.24)	(-1.76)	(-5.22)	(-1.92)	(-5.43)	(-1.63)
Size	0.1913 ***	0.2783 ***	0.1913 ***	0.3401 ***	0.1822 ***	0.3522 ***
	(5.84)	(4.64)	(6.18)	(4.07)	(5.70)	(5.17)
DBN	0.0200 **	0.0192	0.0214 ***	0.0037	0.0203 **	0.0132
	(2.37)	(1.29)	(2.64)	(0.20)	(2.42)	(0.83)
Mshare	-0.0167 ***	-0.0090 **	-0.0166 ***	-0.0124 *	-0.0169 ***	-0.0107 **
	(-7.30)	(-2.18)	(-7.62)	(-1.90)	(-7.56)	(-2.05)
CEO	-0.1834 ***	-0.1673	-0.2172 ***	-0.1206	-0.1938 ***	-0.1177
	(-2.60)	(-1.37)	(-3.27)	(-0.68)	(-2.82)	(-0.84)
Salary	-0.0631	0.4874 ***	-0.0641	0.5997 ***	-0.0444	0.4850 ***
	(-1.19)	(6.25)	(-1.28)	(5.82)	(-0.85)	(5.84)
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17622	4725	19374	2973	18302	4045
Pseudo. R ²	0.1825	0.0958	0.1774	0.1122	0.1753	0.1052
Chow 检验	2.57 ***		4.63 ***		4.25 ***	

注:按公司年度聚类的稳健标准误调整,括号中报告值为Z统计量,*、**、***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著。

五、稳健性检验

(一)平行趋势检验

运用多期双重差分模型的一个重要前提就是处理组和对照组在干预之前存在共同的趋势,即要满足平行趋势(CT)假设。借鉴 Beck 等(2010)^[28]的做法,利用事件分析法研究董责险引入对企业内部控制缺陷的动态效应。我们在模型(1)基础上加入企业董责险认购前后各6期的虚拟变量进行平行趋势检验。表7报告了平行趋势检验结果,可以发现,在企业认购董责险之前,政策变量与内部控制缺陷(类型)的估计系数在统计意义上均不显著,即平行趋势假设成立,表明本文研究结论在考虑平行趋势后依然具有稳健性。

表7 平行趋势检验

变量	内部控制缺陷 (ICD)		内部控制缺陷类型 (ICD_type)	
	系数	z 值	系数	z 值
DID_6	0.3779	(1.08)	0.3902	(1.12)
DID_5	0.3324	(1.04)	0.3294	(1.07)
DID_4	0.1885	(0.68)	0.1809	(0.67)
DID_3	0.2571	(1.03)	0.2577	(1.04)
DID_2	0.1552	(0.72)	0.1287	(0.62)
DID_1	0.2305	(1.16)	0.2515	(1.29)
DID1	0.4287 **	(2.28)	0.3512 **	(1.97)
DID2	0.6027 ***	(2.90)	0.5378 ***	(2.64)
DID3	0.3962 *	(1.68)	0.3214	(1.42)
DID4	0.7116 ***	(3.32)	0.7935 ***	(3.61)
DID5	-0.0487	(-0.22)	0.0027	(0.01)
DID6	0.0522	(0.24)	0.0601	(0.28)
ROA	-2.0513 ***	(-6.55)	-1.0478 ***	(-3.77)
Top10	-0.1263	(-0.64)	-0.1441	(-0.73)
LEV	0.5540 ***	(3.35)	0.4829 ***	(3.02)
Growth	-0.1805 ***	(-5.49)	-0.1730 ***	(-5.45)
Size	0.1871 ***	(6.18)	0.1931 ***	(6.50)
DBN	0.0201 ***	(2.71)	0.0164 **	(2.29)
Mshare	-0.0157 ***	(-7.52)	-0.0162 ***	(-7.75)
CEO	-0.2232 ***	(-3.54)	-0.2215 ***	(-3.54)
Salary	-0.0176	(-0.37)	-0.0188	(-0.40)
行业	Yes	Yes	Yes	Yes
年度	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes
N	22347		22347	
Pseudo. R ²	0.1711		0.1756	

注:按公司年度聚类的稳健标准误调整,括号中报告值为T统计量,*、**、***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著。

(二)安慰剂检验

尽管本文在模型(1)中加入了大量影响内部控制缺陷产生的控制变量,也对行业、年度以及省份效应进行了控制,但本文研究结论仍可能受到

一些非观测变量的影响。因此,本文通过随机生成董责险认购企业名单进行安慰剂检验,以识别其他不可观测变量对实证结果的可能干扰。为提高安慰剂检验的可识别性,本文将这个随机过程重复 500 次,以产生 500 个回归系数的估计值。图

1 报告了估计系数的概率密度分布图,回归系数的随机估计值分布在零的附近且服从正态分布,这表明随机生成的董责险认购企业名单并不具备政策效应,表明相对于实验组企业而言,董责险认购企业对内部控制缺陷的不利影响是真实存在的。

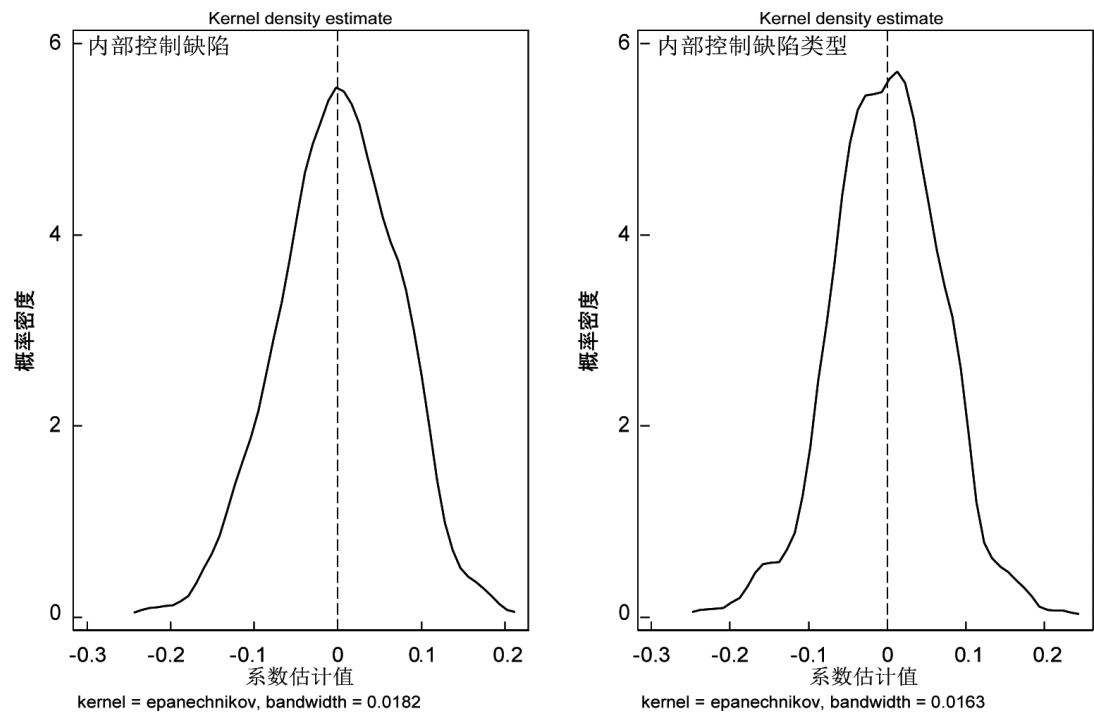


图 1 安慰剂检验结果

(三)PSM - DID 方法

考虑到我国 A 股非金融类上市公司中认购董责险的样本比例比较有限,可能导致回归结果受样本选择性偏差干扰。我们在模型(1)的基础上,采用 PSM - DID 方法再次进行回归(见表 8)。具体而言,我们在保证购买董责险样本不变的前提下,按照不放回近邻匹配方式挑选对照组后重新匹配样本再次回归。研究发现,在对样本经过 1:1、1:2 以及 1:4 近邻匹配筛选之后,检验发现董责险引入政策变量(DID)与企业内部控制缺陷(类型)回归系数均至少在 10% 水平上显著为正,与上文实证结果基本相一致。因此,在进行 PSM - DID 检验后,董责险引入依旧显著加剧了企业内部控制缺陷的产生。

(四)指标替换

考虑到指标设定可能会影响到研究结论稳健性,我们对企业内部控制缺陷指标进行敏感性分析。

表 8 PSM - DID 检验

变量	内部控制缺陷(ICD)		内部控制缺陷类型(ICD_type)			
	1:1 匹配	1:2 匹配	1:4 匹配	1:1 匹配	1:2 匹配	1:4 匹配
DID	0.2463 *** (2.77)	0.2011 * (1.73)	0.1948 * (1.74)	0.2533 *** (2.96)	0.2166 * (1.90)	0.2060 * (1.87)
ROA	-2.2118 *** (-2.81)	-4.4244 *** (-7.07)	-2.4268 *** (-4.48)	-2.7785 *** (-4.25)	-3.1971 *** (-6.00)	-3.1639 *** (-7.10)
Top10	0.0998 (0.22)	0.0199 (0.06)	-0.1010 (-0.33)	-0.1233 (-0.30)	-0.01541 (-0.05)	-0.0995 (-0.35)
LEV	0.09139 (0.24)	-0.8080 *** (-2.65)	0.3676 (1.42)	-0.6652 * (-1.85)	-0.7175 ** (-2.46)	-0.5208 ** (-2.14)
Growth	-0.1751 * (-1.70)	-0.2188 ** (-2.35)	-0.1582 ** (-2.13)	-0.2134 ** (-2.00)	-0.1983 ** (-2.18)	-0.2370 *** (-2.99)
Size	0.2149 *** (3.65)	0.2586 *** (5.45)	0.2083 *** (4.96)	0.2445 *** (4.37)	0.2585 *** (5.56)	0.2660 *** (6.77)
DBN	0.0383 ** (2.14)	0.0261 * (1.80)	0.0187 (1.57)	0.0381 ** (2.25)	0.0280 ** (2.02)	0.0176 (1.55)
Mshare	-0.0247 ** (-2.40)	-0.0112 (-1.55)	-0.0252 *** (-3.78)	-0.0197 * (-1.93)	-0.0131 * (-1.78)	-0.0174 *** (-2.76)
CEO	-0.4240 ** (-2.39)	0.0225 (0.16)	-0.2183 * (-1.88)	-0.1566 (-0.89)	0.0247 (0.18)	0.0645 (0.57)
Salary	0.0964 (0.91)	0.5112 *** (7.08)	0.0942 (1.30)	0.5054 *** (5.72)	0.4662 *** (6.59)	0.5002 *** (8.39)
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2570	4465	5730	3057	4466	6849
Pseudo- R ²	0.1777	0.1163	0.1699	0.1015	0.0923	0.0935

注:按公司年度聚类的稳健标准误调整,括号中报告值为 Z 统计量,*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

基于此,我们在模型(1)的基础上,选择内部控制质量(*Index*)作为企业内部控制缺陷的替代指标再次进行 OLS 估计,其中,内部控制质量以深圳迪博内部控制数据库披露的内部控制指数除以 100 来衡量。表 9 报告了相关回归结果,可以看出,列(4)中董责险引入政策变量与企业内部控制质量回归系数在 5% 水平上显著为负,表明董责险引入的确显著降低了企业内部控制质量,也支持了本文研究结论。

表 9 指标敏感性检验

变量	内部控制质量(<i>Index</i>)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	-0.7967 *** (-6.22)	-0.2209 * (-1.70)	-0.2303 * (-1.81)	-0.2402 ** (-2.13)
				5.4124 *** (20.08)
<i>ROA</i>				-0.4030 ** (-2.56)
<i>Top10</i>				-1.6022 *** (-10.93)
<i>LEV</i>				0.0829 *** (3.59)
<i>Growth</i>				0.4938 *** (13.97)
<i>Size</i>				-0.0286 *** (-5.83)
<i>DBN</i>				0.0024 ** (2.04)
<i>Mshare</i>				0.0559 (1.45)
<i>CEO</i>				0.1695 *** (4.53)
<i>Salary</i>				6.3458 *** (871.92)
<i>Constants</i>	6.8900 *** (185.67)	7.3120 *** (34.81)	-5.1277 *** (-6.13)	
行业	No	Yes	Yes	Yes
年度	No	Yes	Yes	Yes
省份	No	No	Yes	Yes
<i>N</i>	22362	22362	22362	22362
<i>Adj. R²</i>	0.0039	0.0630	0.0687	0.2054

注:按公司年度聚类的稳健标准误调整,括号中报告值为 T 统计量,*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

(五)排除其他政策干扰

为确保新内部控制体系在我国资本市场上平稳有效地实施,财政部等五部门对实施时间进行了规定:①2011 年 1 月 1 日,对在境内外同时上市的公司正式施行新的内部控制体系;②2012 年 1 月 1 日,将新内部控制体系的施行标准扩大到在上交所、深交所主板上市的公司;③在上述基础上,择机在中小板和创业板上市公司施行新内控体

系,同时也鼓励非上市大中型企业提前执行新内控体系。并规定自新内控体系实施之日起,上市公司就必须对内部控制有效性进行自我评价并披露年度自我评价报告,同时聘请事务所对内部控制有效性进行审计、出具审计报告。那么,从 2012 年 1 月上交所、深交所主板上市公司执行新内控体系起,内部控制缺陷信息便成为其强制性披露内容,且要被会计师事务所审计,上市公司的内部控制缺陷信息必将会更为全面准确。因此,本文分别选择 2012 年后三期作为样本起始点,再次考察董责险引入对我国企业内部控制缺陷的影响。研究发现,在剔除 2012 年、2013 年以及 2014 年以前样本后,董责险引入政策变量与企业内部控制缺陷(类型)依然至少在 10% 的水平显著为正,即董责险引入依旧会加剧企业控制缺陷的产生(见表 10)。

表 10 排除其它政策干扰

变量	内部控制缺陷(<i>ICD</i>)		内部控制缺陷类型(<i>ICD_type</i>)			
	剔除 2012 年以前样本	剔除 2013 年以前样本	剔除 2014 年以前样本	剔除 2012 年以前样本	剔除 2013 年以前样本	剔除 2014 年以前样本
<i>DID</i>	0.2354 ** (2.05)	0.2116 * (1.71)	0.2011 * (1.68)	0.2382 ** (2.11)	0.2141 * (1.77)	0.2059 * (1.65)
	-2.0558 *** (-6.49)	-2.2445 *** (-6.84)	-2.2337 *** (-6.56)	-1.0259 *** (-3.66)	-1.1455 *** (-3.95)	-1.1038 *** (-3.69)
<i>ROA</i>	-0.1802 (-0.90)	-0.0966 (-0.45)	-0.0841 (-0.37)	-0.1970 (-0.99)	-0.1103 (-0.51)	-0.0952 (-0.42)
<i>Top10</i>	0.6027 *** (3.56)	0.5947 *** (3.30)	0.5887 *** (3.15)	0.5258 *** (3.22)	0.5065 *** (2.92)	0.4871 *** (2.72)
<i>LEV</i>	-0.1792 *** (-5.39)	-0.1878 *** (-5.38)	-0.1997 *** (-5.48)	-0.1712 *** (-5.34)	-0.1793 *** (-5.35)	-0.1897 *** (-5.41)
<i>Growth</i>	0.1786 *** (5.78)	0.1831 *** (5.51)	0.1894 *** (5.46)	0.1856 *** (6.14)	0.1899 *** (5.87)	0.1971 *** (5.85)
<i>Size</i>	0.0200 *** (2.65)	0.0215 *** (2.77)	0.0229 *** (2.86)	0.0163 ** (2.23)	0.0175 ** (2.33)	0.0182 ** (2.36)
<i>DBN</i>	-0.0157 *** (-7.51)	-0.0145 *** (-6.71)	-0.0158 *** (-7.03)	-0.0164 *** (-7.75)	-0.0152 *** (-6.97)	-0.0165 *** (-7.29)
<i>Mshare</i>	-0.2342 *** (-3.65)	-0.2271 *** (-3.38)	-0.2095 *** (-3.06)	-0.2320 *** (-3.65)	-0.2251 *** (-3.39)	-0.2071 *** (-3.06)
<i>CEO</i>	-0.0378 (-0.78)	-0.0759 (-1.45)	-0.0825 (-1.49)	-0.0386 (-0.81)	-0.0741 (-1.44)	-0.0782 (-1.45)
<i>Salary</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17524	15448	13333	17524	15448	13333
<i>Pseudo. R²</i>	0.1029	0.1022	0.1025	0.0825	0.0812	0.0810

注:按公司年度聚类的稳健标准误调整,括号中报告值为 Z 统计量,*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

六、结论与对策建议

(一)研究总结

董责险引入加剧了我国上市公司企业内部控制缺陷的产生,而党组织参与公司治理能显著抑制该不利影响。机制检验表明,董责险引入主要是损害了内部环境、风险评估、控制活动以及内部监督四大内部控制要素,从而导致内部控制缺陷

加剧。而党组织治理则有效抑制董责险对这四大要素的不利影响。在进一步分析中,我们发现党组织成员兼任董事、监事以及高管成员均能有效董责险引入对内部控制缺陷的不利影响。

(二)政策建议

第一,推动董责险相关制度和条款的“本土化”,使其成为激励高管积极执业和完善公司管理机制的有力工具。当前我国的董责险相关条款和制度仍是在国外经验上而来,使得这一外在制度难以成为提升我国企业风险防范能力的有效工具。因而,相关监管部门可结合我国具体制度环境来制定董责险“本土化”的规章制度,在满足投保企业需求的同时最大限度地降低管理层机会主义行为,使其有效激励高管积极执业。

第二,中国政党制度作为一种以利他主义为基本价值观的内在制度,在有效抑制董责险这类外在制度不利影响上具有明显的积极作用,有利于构建我国良好的风险管理体系。因此,我国监管部门可以考虑进一步健全和完善党组织制度在微观企业中运用机制,以提升党组织制度在我国资本市场风险管理监督中的效果,监管部门可进一步地完善党组织制度在我国企业风险监督管理体系中监督效果。

第三,资本市场风险防范和监管是一个需要长期关注和深入研究的话题,关乎着我国企业和资本市场的高质量发展,但仅依靠强制性法律实行的外在制度并不足以构建完善的企业风险管理体系,还需以内在制度来弥补其不足。因而,监管部门应该从内在和外在制度的双重视角来对探讨企业风险监管体系的规范和构建。

参考文献:

- [1] WANG J, ZHANG J, HUANG H, et al. Directors' and officers' liability insurance and firm innovation[J]. *Economic modelling*, 2020, 89: 414-426.
- [2] 胡国柳, 赵阳, 胡珺. D&O 保险、风险容忍与企业自主创新[J]. *管理世界*, 2019, 35(8): 121-135.
- [3] 冯来强, 孔祥婷, 曹慧娟. 董事高管责任保险与权益资本成本——来自信息质量渠道的实证研究证据[J]. *会计研究*, 2017(11): 65-71, 97.
- [4] 赖黎, 唐芸茜, 夏晓兰, 等. 董事高管责任保险降低了企业风险吗? ——基于短贷长投和信贷获取的视角[J]. *管理世界*, 2019, 35(10): 160-171.
- [5] 朱彩婕, 刘长翠. 公司治理与内部控制缺陷修复的相关性研究——来自于国有上市公司 2010—2014 年的经验数据[J]. *审计研究*, 2017(4): 97-105.
- [6] MUNSIF V, RAGHUNANDAN K, RAMA D V. Early warnings of internal control problems: additional evidence [J]. *Auditing: a journal of practice and theory*, 2013, 32(2): 171-188.
- [7] CHALMERS K, HAY D, KHLIF H. Internal control in accounting research: a review [J]. *Journal of accounting literature*, 2019, 42: 80-103.
- [8] CHEN Y, KNECHEL R, MARISSETTY V, et al. Board independence and internal control weakness: evidence from SOX 404 Disclosures [J]. *Auditing: a journal of practice & theory*, 2017, 36: 45-62.
- [9] 池国华, 王钰. 董事会特征与内部控制缺陷信息披露——基于制度变迁视角的实证研究[J]. *财经理论与实践*, 2018, 39(6): 83-89.
- [10] LIN Y C, WANG Y C, CHIOU J R, et al. CEO characteristics and internal control quality [J]. *Corporate governance: an international review*, 2014, 22: 24-42.
- [11] 赵渊贤, 吴伟荣. 企业外部规制影响内部控制有效性研究——来自中国上市公司的经验证据[J]. *中国软科学*, 2014(4): 126-137.
- [12] KANAGARETNAM K, LOBO G, MA C, et al. National culture and internal control material weaknesses around the world [J]. *Journal of accounting, auditing & finance*, 2016, 31: 28-50.
- [13] 尹律, 徐光华, 易朝晖. 环境敏感性、产品市场竞争和内部控制缺陷认定标准披露质量[J]. *会计研究*, 2017(2): 69-75, 97, 32.
- [14] 刘启亮, 罗乐, 何威风, 等. 产权性质、制度环境与内部控制[J]. *会计研究*, 2012(3): 52-61, 95.
- [15] KASPER W, STREIT M E, BOETTKE P J. Institutional economics: property, competition, policies [M]. Edward elgar, 2013.
- [16] 戴亦一, 余威, 宁博, 等. 民营企业董事长的党员身份与公司财务违规[J]. *会计研究*, 2017(6): 75-81, 97.
- [17] 马连福, 王元芳, 沈小秀. 国有企业党组织治理、冗余雇员与高管薪酬契约[J]. *管理世界*, 2013(5): 100-115, 130.
- [18] 郑登津, 谢德仁. 非公有制企业党组织与企业捐赠[J]. *金融研究*, 2019(9): 151-168.

- [19] 逯东,王运陈,付鹏. CEO 激励提高了内部控制有效性吗? ——来自国有上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2014(6):66-72,97.
- [20] 郝照辉,胡国柳. 董事高管责任保险、私有收益与公司并购行为的研究[J]. 保险研究,2014(12):78-89.
- [21] 杨有红,胡燕. 试论公司治理与内部控制的对接[J]. 会计研究,2004(10):14-18.
- [22] 刘焱,姚海鑫. 高管权力、审计委员会专业性与内部控制缺陷[J]. 南开管理评论,2014,17(2):4-12.
- [23] 黄文锋,张建琦,黄亮. 国有企业董事会党组织治理、董事会非正式等级与公司绩效[J]. 经济管理,2017,39(3):6-20.
- [24] WALLACE A. Culture and cognition[M]. Waveland Press, 2013.
- [25] LIU X. Corruption culture and corporate misconduct[J]. Journal of financial economics, 2016,122(2):307-327.
- [26] 周婷婷. 国企高管腐败、风险信息与责任承担——基于党组织甄别免责动机的视角[J]. 财贸研究,2016,27(6):122-130.
- [27] 王元芳,马连福. 国有企业党组织能降低代理成本吗? ——基于“内部人控制”的视角[J]. 管理评论,2014, 26(10):138-151.
- [28] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? the winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. The journal of finance, 2010, 65(5):1637-1667.
- [29] 李明辉,刘笑霞,程海艳. 党组织参与治理对上市公司避税行为的影响[J]. 财经研究,2020,46(3):49-64.
- [30] 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):116-133,13.
- [31] HARRIS M, RAVIV A. A theory of board control and size [J]. Review of financial studies, 2008, 21(4): 1797-1832.
- [32] COHEN L, FRAZZINI A, MALLOY C J. Hiring cheerleaders: board appointments of “independent” directors [J]. Management science, 2012, 58(6): 1039-1058.
- (本文责编:海 洋)