

董事高管责任保险与独立董事辞职*

——基于康美药业集体诉讼案冲击的视角

罗进辉 巫奕龙 吴 滢

(厦门大学管理学院, 福建 厦门 361005)



内容提要:董事高管责任保险(简称“董责险”)是公司的“治理利器”还是管理者的“自利工具”,是学术界长期争议的问题。随着特别代表人诉讼制度常态化开展,保险市场中董责险的需求将迎来爆发式增长,董责险的治理效应亟需更为细致和丰富的经验证据。本文基于中国版集体诉讼第一案——康美药业集体诉讼案冲击的视角,从独立董事对履职风险感知后的主动辞职行为出发,考察了董责险的治理效应。研究发现:(1)在康美药业集体诉讼案引起的独立董事辞职潮中,董责险显著提高了独立董事的辞职概率。该结论在经过配对样本回归、工具变量法、Heckman 两阶段回归以及 Placebo 安慰剂检验等方法对内生性问题进行测试后仍然成立;(2)当公司外部审计质量较低、所处地区金融发展水平较低时,独立董事更可能从投保董责险的公司中主动提出辞职;(3)董责险对信息劣势更大、监督能力更弱的独董辞职的正向影响关系更强,支持了本文关于独立董事辞职行为是对董责险负面治理效应的风险感知逻辑;(4)董责险对独立董事辞职的正向影响主要存在于康美药业集体诉讼案之后,凸显了中国版集体诉讼第一案的示范效应;(5)本文最后利用事件研究法发现,投保董责险的公司康美药业集体诉讼案事件窗口内得到了显著为正的超额收益。这些结果表明,现阶段我国的董责险主要是管理者的“自利工具”而非公司的“治理利器”。本文不仅丰富和拓展了董责险治理效应和独立董事辞职等领域的研究文献,而且对于完善新发展阶段特别代表人诉讼制度和董责险制度具有重要的政策启示。

关键词:董事高管责任保险 独立董事辞职 集体诉讼 公司治理

中图分类号:F272 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)07—0112—23

一、引言

长期以来,监管部门对上市公司违规行为的“罚酒三杯”式处罚饱受诟病。为了提高上市公司治理质量,2020年3月1日起施行的新《证券法》,结合我国资本市场多年的实践改革经验,完善资本市场法律体系,提高上市公司违规成本,创新地提出特别代表人诉讼制度。2021年11月12日,我国首例特别代表人诉讼案即康美药业集体诉讼案在一审中获胜诉判决,成为中国版集体诉讼第

收稿日期:2022-12-05

* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“新时代构建亲清政商关系研究”(22ZDA045)。

作者简介:罗进辉,男,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域为资本市场财务会计与公司治理以及民营企业创新创业,电子邮箱:jinhui@xmu.edu.cn;巫奕龙,男,博士研究生,研究领域为公司治理与创新创业,电子邮箱:wuyilong@stu.xmu.edu.cn;吴滢,女,研究助理,研究领域为公司治理与资本市场财务会计,电子邮箱:wuying0904@163.com。通讯作者:巫奕龙。

一案。康美药业被判决赔偿投资者 24.59 亿元,同时公司原实际控制人、董监高、签字审计师等相关责任人承担连带赔偿责任。证监会有关部门强调,该案示范意义重大,不仅是落实新《证券法》的有力举措,也是资本市场史上具有开创意义的标志性案件^①。在一定程度上,康美药业集体诉讼案判决的落地,宣告了“罚酒三杯”式处罚时代的终结和董监高履职高风险时代的开启。

特别地,长期被讥讽为“花瓶”角色的独立董事在这次诉讼案中成为舆论的焦点。在该案中,康美药业的五位独立董事被判决承担连带赔偿责任 3.69 亿元^②,一时之间独立董事从供人欣赏的“花瓶”转变为随时有爆炸隐患的“煤气罐”,随后资本市场掀起了一波独立董事辞职潮。在 2021 年 11 月 12 日至 11 月 19 日的短短一周时间内,辽宁成大(600739.SH)、ST 华鼎(601113.SH)、富春环保(002479.SZ)、真视通(002771.SZ)等近 20 家 A 股上市公司的独立董事相继辞职。伴随 2021 年上市公司年报的集中披露,康美药业案引发的独立董事辞职潮愈演愈烈。与此同时,激增的诉讼风险和违规成本导致上市公司对董责险的投保需求飙升。图 1 显示了“董责险”(董事高管责任保险,简称“董责险”)和“独立董事”这两个词在康美药业集体诉讼案判决前后的百度资讯指数的时间趋势。可以直观看到,康美药业集体诉讼案在掀起独立董事辞职潮的同时,也催热了我国的董责险市场,该现象吸引了社会各界特别是资本市场的广泛关注与热议。面对这一现象,本文思考的一个问题是:在康美药业集体诉讼案冲击下,董责险在独立董事辞职潮中扮演了怎样的角色?

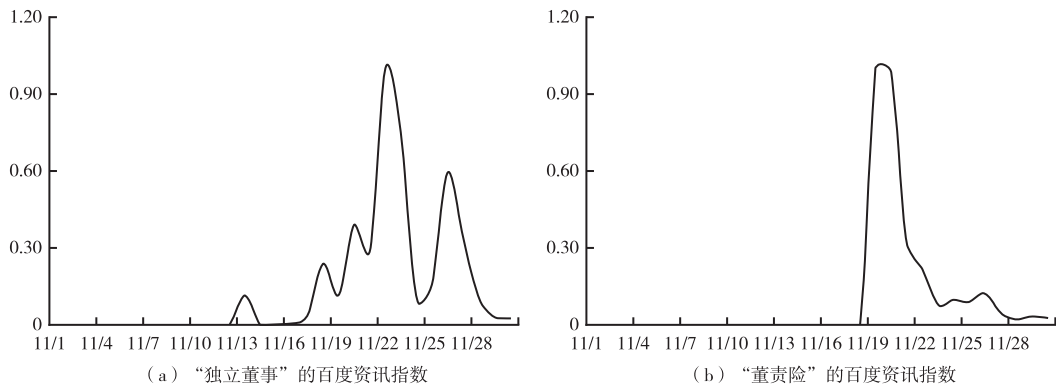


图 1 “独立董事”和“董责险”的百度资讯指数日度趋势

董责险实际上是保险公司为迎合上市公司董事高管执业风险缓解需求而推出的一种风险管理工具。当董事高管在履职过程中因工作疏忽或不当行为被追究个人赔偿责任时,保险公司需要向投保公司赔付相应额度的法律诉讼费用和民事赔偿。董责险的初衷是建立容错免责机制,提高相关责任人的履职积极性,促进公司健康发展。然而,由于保险公司与投保公司之间存在信息不对称,董责险引发的道德风险难以规避,其实际作用可能与其初衷相违背。许多主流媒体对康美药业天价赔偿催热的董责险表示担忧,例如,《证券日报》提醒,“险企承保董责险切莫重蹈 P2P 履约险覆辙”^③;《环球网》也提醒,“高管购买董责险不能高枕无忧”^④。

董责险的治理效应在学术界亦长期争论不休,现有理论存在两种相互冲突的观点:一方面,积

① “证监会有关部门负责人就康美药业特别代表人诉讼案作出判决答记者问”,<http://www.csrc.gov.cn/csrc/c100028/c1556048/content.shtml>。

② 江镇平、李定安、张弘三人因在康美药业 2016、2017 年年报以及 2018 年半年报签字,被判承担 10% 的连带赔偿责任,对应金额 2.46 亿元;郭崇慧、张平两人只在 2018 年半年报中签字,被判承担 5% 的连带赔偿责任,对应金额 1.23 亿元。

③ “险企承保董责险切莫重蹈 P2P 履约险覆辙”,《证券日报》(2021-11-26),<http://www.zqrb.cn/review/chanjingpinglun/2021-11-26/A1637854645178.html>。

④ “康美药业天价赔偿催热“董责险”,投保能否高枕无忧?”,《环球网》(2021-11-26),<https://finance.huanqiu.com/article/45k8y4rgL2B>。

极的监督激励观点认为,董责险不仅能够吸引和留住有能力的管理人才,还可以通过引入保险公司的外部监督,约束管理者的机会主义行为,促使管理者的风险决策与股东利益保持一致(O'Sullivan, 1997^[1]; 胡国柳等, 2019^[2])。已有研究发现,董责险有利于抑制公司违规倾向(李从刚和许荣, 2020)^[3]、减少财务重述(袁蓉丽等, 2018)^[4]、降低股价崩盘风险(Yuan 等, 2016)^[5]、提高管理者风险承担水平,激发其促进公司创新发展的动机(胡国柳等, 2019^[2]; Wang 等, 2020^[6])。另一方面,消极的机会主义假说认为,董责险的兜底保护会诱发管理者实施机会主义行为,获取私人收益,对公司治理产生负面影响(Lin 等, 2011^[7]; 贾宁和梁楚楚, 2013^[8]; 赖黎等, 2019^[9])。现有文献从不同利益相关者的视角提供了经验证据,对于投保董责险的公司,股东和债权人要求更高的风险溢价补偿(Lin 等, 2011^[7]; Lin 等, 2013^[10]; 冯来强等, 2017^[11])、审计师披露更多关键审计事项和提高审计费用(Lin 等, 2020^[12]; 袁蓉丽等, 2018^[13])、分析师对公司的预测更加悲观(Boubakri 和 Bouslimi, 2016)^[14]。因此,面对相互矛盾的研究结论,董责险的治理效应仍然有待更为细致和丰富的实证检验。

在康美药业集体诉讼案的巨大冲击下,独立董事对履职风险的感知变得敏感,将更为审慎地考量任职公司存在的各方面风险因素并做出去留决定。特别地,无论董责险发挥了有效的监督效应抑或助长了管理者的自利动机,都将与独立董事的履职风险和成本直接相关,从而成为独立董事是否提出辞职的重要影响因素。因此,康美药业集体诉讼案冲击下,独立董事的辞职潮为本文提供了一个很好的研究情境。在这个研究情景下,考察董责险对独立董事辞职行为的影响,可以更加直观地判断董责险的治理效应。为此,本文收集整理康美药业集体诉讼案后中国 A 股上市公司独立董事的辞职数据,实证检验了董责险对独立董事辞职的影响。

具体地,本文发现:(1)在此次独立董事辞职潮中,董责险显著提高了独立董事的辞职概率。从经济显著性来看,相比于未投保董责险的公司,投保董责险的公司的独立董事提出辞职的概率高出 33.33%,表明独立董事作为董责险的直接利益相关者预期董责险给管理者提供了额外的保护,有可能诱发管理者损害股东利益的行为,使得公司未来存在更高的诉讼风险,其在进行利弊权衡后选择主动提出辞职。(2)异质性检验发现,当公司的外部审计质量较低、所处地区金融发展水平较低时,董责险对独立董事辞职概率的正向影响表现得更强。(3)董责险对异地独立董事辞职的正向影响强于对本地独立董事辞职的影响,对能力较低的独立董事辞职的正向影响强于对能力较高的独立董事辞职的影响。(4)董责险对独立董事辞职的正向影响主要存在于康美药业集体诉讼案后,这意味着强化独立董事的履职责任和风险会促使其将董责险的治理效应纳入到辞职决策考量因素中,凸显了中国版集体诉讼第一案的示范效应和威慑效应。(5)利用事件研究法,本文还发现投保董责险的公司在康美药业集体诉讼案事件窗口内得到了显著为负的超额收益。总之,本文研究结论表明,现阶段我国的董责险主要是管理者的“自利工具”而非公司的“治理利器”。

本文的贡献主要体现在以下几个方面:首先,拓展了董责险治理效应的研究视角。已有研究主要从股东(冯来强等, 2017)^[11]、债权人(Lin 等, 2013)^[10]、审计师(袁蓉丽等, 2018)^[13]、分析师(Boubakri 和 Bouslimi, 2016)^[14]等董责险的外部利益相关者的视角检验了董责险的治理效应,并且尚未得出一致的结论。独立董事作为董责险直接的内部利益相关者,其行为表现能够提供更为直接和可信的经验证据。本文借助康美药业集体诉讼案的冲击引发的独立董事辞职潮,从独立董事辞职的视角考察了董责险对公司治理的作用,提供了新的董责险治理效应检验的途径和范式。其次,丰富和补充了独立董事辞职影响因素的相关研究。国内外学者对独立董事辞职的影响因素的研究较少,主要观点认为独立董事辞职是基于对公司基本面风险的判断和对其个人声誉的维护(Fahlenbrach 等, 2017^[15]; 唐清泉和罗党论, 2007^[16]; 李焰和秦义虎, 2011^[17]),但是缺乏从公司基本面风险背后的宏微观制度因素的角度探索独立董事的辞职选择问题。本文切入公司外部治理机制——董责险视角,实证检验了董责险所产生的治理效应对独立董事基于履职风险的辞职行为的

影响,深化了独立董事辞职影响因素的研究链条。第三,本文研究结论具有重要的政策启示和实践意义。受到康美药业集体诉讼案的冲击,我国资本市场的董责险市场需求飙升,部分社会舆论观点对该现象表示出一定程度的担忧。本文从独立董事辞职的视角,实证检验发现了董责险的实际负面治理效应,而高水平的数字金融和高质量的审计服务能够抑制这种负面效应。因此,市场监管部门应该加强对开展董责险业务的保险公司的资质审查,防止保险公司在当前董责险风口盲目承保和无序扩张;在数字化浪潮下,保险公司需要推动自身的数字化转型,充分利用数字技术减小与客户的信息鸿沟,规避投保人的道德风险;已投保或计划投保董责险的上市公司应该完善其他外部治理机制,如提高审计质量,从而抑制当前阶段董责险的负面治理效应。

二、制度背景和文献回顾

1. 制度背景

无论是在西方成熟的资本市场,还是在中国新兴的资本市场,董责险制度都是股东民事诉讼制度发展的副产物。20 世纪 30 年代初,为了加强大萧条时期的证券市场监管,美国国会颁布的《证券法》确立了处理证券纠纷的民事赔偿制度,赋予了股东诉讼的法律工具。自此,美国上市公司董事高管的执业风险陡增,风险规避的需求促使董责险在美国资本市场发端,随后在欧美等发达资本市场盛行。在欧美等西方国家,董责险投保率普遍超过 80%。

中国的资本市场建立于 20 世纪 90 年代初,由于发展滞后和制度的不完善,股东民事诉讼制度在中国证券法中长期处于严重缺位的状态,上市公司侵害投资者利益的违规行为时有发生。2002 年,最高人民法院发布的《关于受理证券市场因虚假陈述引发的民事诉讼侵权纠纷案件有关问题的通知》首次明确了我国上市公司的民事赔偿责任制度,为股东民事诉讼制度提供了合法性地位。2005 年,全国人民代表大会通过第一次修订的《证券法》,规定上市公司的民事赔偿责任和董监高等相关责任人员的民事连带赔偿责任。我国股东民事诉讼制度的确立客观上催生了上市公司董监高投保董责险的需求,中国平安、中国人保、华泰保险、美亚保险等保险公司相继推出董责险的业务。与欧美国家相比,尽管我国对股东民事诉讼制度进行了法律规定,但是董责险市场并没有出现欣欣向荣的景象。统计数据显示,截至 2020 年,在中国 A 股资本市场中投保董责险的上市公司数量为 501 家,投保率仅为 12%^①。

究其原因,我国股东民事诉讼制度在设计和落实方面存在的诸多问题,削弱了上市公司投保董责险的动机。首先,有关法律对上市公司董监高的具体民事责任划分较为模糊,弱化了股东向公司管理者追溯责任的法律依据(冯来强等,2017)^[11]。其次,我国资本市场主要以中小投资者为主,在行使股东权利时有较强的搭便车倾向。最后,股东诉讼存在诉讼周期长、诉讼门槛和成本高、获赔预期低等问题,降低了中小投资者主动维权的意愿,并且相关法规明确要求各级人民法院不宜以集团诉讼的形式受理股东诉讼案件,例如,在大庆联谊虚假陈述的民事赔偿诉讼案件中,哈尔滨中级人民法院将 600 多名投资者原告的起诉拆分为 145 个案件受理,集体诉讼变相成为股东与公司“单打独斗”的较量,导致股东诉讼的程序、时间和成本显著增加。在这样的制度背景下,股东集体诉讼难以成为中小投资者维权的主要选择。因此,上市公司董监高实际面临的诉讼风险和违规成本非常有限,对董责险的投保需求也就相对较低。

2019 年 12 月 28 日,全国人民代表大会通过第二次修订的《证券法》(2020 年 3 月 1 日起施行),将违规行为责任进一步追责至董监高等直接责任人,显著提高了上市公司和相关责任人的违规成本,同时结合我国资本市场的实践改革经验创新性地提出特别代表人诉讼制度。特别代表人诉讼制度规

① 数据来源:CNRDS 数据库。

定投资者保护机构受 50 名以上投资者委托, 可以作为代表人参加诉讼, 并且遵循“明示退出、默示加入”的原则, 有利于将更多的中小投资者纳入到集体诉讼的程序中, 起到更好的法律威慑效果。此外, 与普通代表人诉讼相比, 特别代表人诉讼不仅由代表人委托律师参加诉讼, 而且具有优先受理权, 明显降低了普通投资者的诉讼费用和时间成本, 为我国资本市场中小投资者集体诉讼扫除了主要障碍。康美药业集体诉讼案实现了新《证券法》从立法到落地实施的重要飞跃, 是中国中小投资者维权史的一个重要里程碑, 被称为中国版集体诉讼第一案。在康美药业集体诉讼案中, 中正中小投资者服务中心作为康美药业的 55326 名投资者的特别代表人对康美药业提起全国首例特别代表人诉讼, 并于 2021 年 11 月 12 日获胜诉判决, 为中小投资者获得了 24.59 亿元的民事赔偿, 其中时任公司董监高的 13 名个人按过错程度分别承担 20%、10%、5% 的连带赔偿责任。康美药业集体诉讼案牵出的巨额连带赔偿责任, 提高了上市公司董事高管的执业风险, 使得他们对董责险的投保需求激增。

2. 董责险的治理效应

作为公司管理者与保险机构在非对称信息环境下缔结的不完备契约, 董责险产生的经济后果与公司治理密切相关, 对此, 学术界存在两种截然相反的观点: 积极的监督激励假说和消极的机会主义假说。积极的监督激励假说认为, 董责险不仅有助于公司吸引和留住有能力的管理人才, 提高管理者的风险承担水平, 同时通过引入保险公司的外部监督, 促使管理者的风险决策与公司股东利益目标保持一致, 因而发挥着“治理利器”的积极作用 (O'Sullivan, 1997^[1]; Chang 等, 2018^[18]; 凌士显等, 2020^[19])。胡国柳等 (2019)^[2] 和 Wang 等 (2020)^[6] 发现董责险能够提高管理者对风险的容忍程度, 推动企业的自主创新活动。此外, 已有研究指出, 董责险的购买有助于减少公司财务重述 (袁蓉丽等, 2018)^[4], 降低公司违规概率 (李从刚和许荣, 2020)^[3]、股价崩盘风险 (Yuan 等, 2016)^[5] 和债务成本 (Bradley 和 Chen, 2011)^[20] 等, 说明保险公司通过董责险参与投保公司的治理活动, 能够充当有效的外部治理角色。然而, 消极的机会主义假说认为, 由于管理者拥有更多内部的私人信息, 保险公司难以发挥监督作用, 反过来董责险的兜底保护作用降低了管理者实施高风险行为和自利行为的机会成本, 使得董责险成为管理者的“自利工具” (Lin 等, 2013^[10]; Gillan 和 Panasian, 2015^[21]; 贾宁和梁楚楚, 2013^[8])。赖黎等 (2019)^[9] 研究表明公司在购买董责险之后会偏离最优风险承担水平, 进行更多的短贷长投, 导致公司的经营风险显著增加; 类似地, 邢斐和周泰云 (2020)^[22] 发现投保董责险的公司战略激进程度更高, 并且这种激进战略背后主要是由自利效应驱动而非激励效应驱动。基于不同利益相关者的视角, 学者们发现对于投保董责险的公司, 股东和债权人会要求更高的风险溢价补偿 (Lin 等, 2011^[7], 2013^[10]; Chen 等, 2016^[23]; 冯来强等, 2017^[11]), 审计师会披露更多的关键审计事项和收取更高的审计收费 (Chung 等, 2015^[24]; Lin 等, 2020^[12]; 袁蓉丽等, 2018^[13]), 分析师的预测相对更为悲观 (Boubakri 和 Bouslimi, 2016)^[14]。换言之, 这些利益相关者预期到了董责险的不良治理效应, 从而对投保董责险的公司给出更加负面的评价和做出更加谨慎的决策。

3. 独立董事辞职的影响因素

独立董事的辞职行为是其基于风险感知进行成本和收益权衡的结果 (唐清泉和罗党论, 2007)^[16], 独立董事承担的风险可能来自声誉损失、法律诉讼、制度压力等。首先, 由于声誉会直接影响到独立董事在人力资本市场中的价值, 独立董事有动机为了维护自身声誉不受损害而做出辞职决定。李焰和秦义虎 (2011)^[17] 研究发现, 媒体的负面报道会显著提高独立董事的辞职概率, 并且越重视自己声誉的独立董事辞职概率越大。Masulis 和 Mobbs (2014)^[25] 根据公司市值对董事职位声望进行排名, 发现当公司业绩受到影响时, 董事会迅速放弃声望排名较低的董事职位。其次, 法律诉讼不仅会损害独立董事声誉, 还会导致潜在的民事处罚损失。因此, 当公司面临较高的诉讼风险时, 独立董事倾向于选择退出董事会。例如, 学者研究发现, 对诉讼或财务重述等负面事件的预期会促使独立董事辞职 (Fahlenbrach 等, 2017)^[15], 独立董事更有可能放弃其投资组合中风险最

大的董事职位(Ormazabal,2018)^[26]。最后,出于合法性问题的考量,制度压力也是独立董事辞职的重要影响因素。辛宇等(2016)^[27]和罗进辉等(2017)^[28]基于中组部18号文件的制度背景,发现行政级别越高的官员独立董事对制度压力感知更加深刻和敏锐,从而更为迅速地主动提出辞职。

纵观相关领域的已有文献,本文发现:一方面,虽然学者们对董责险的治理效应进行了广泛的研究,但是没有达成一致的结论。这些文献大多聚焦于董责险对公司行为及外部利益相关者行为决策的影响,鲜有文献涉及到董责险对独立董事行为的直接影响。另一方面,独立董事辞职的影响因素研究停留在企业基本面风险的直接分析,缺乏从深层次的宏微观制度因素视角的考察。鉴于此,本文基于独立董事辞职的视角,分析和检验董责险所产生的治理效应对独立董事履职风险感知下的辞职倾向的影响。

三、理论分析和假设提出

根据 Bandura 和 Walters(1977)^[29]的社会学习理论,个体的行为既可以通过直接经验习得,也可以通过观察示范者的间接行为习得。在观察学习过程中,个体会受到观察行为结果预期的影响而相应培养和塑造自身行为。在违规行为方面,当观察到违规行为收益大于成本时,个体会理性地选择仿效他人的行为策略,即仿效效应;而当违规行为的成本和代价很高时,个体在观察学习后会减少实施相关行为以避免不利后果,即威慑效应(Kedia等,2015^[30];褚剑和方军雄,2021^[31];朱晓养等2022^[32])。康美药业集体诉讼案作为我国首例特别代表人诉讼案,能够发挥良好的示范效应和威慑效应。特别地,在该案中康美药业的五名独立董事被人民法院以“未勤勉尽责,存在较大过失”为由,被判承担3.69亿元的巨额赔偿^①。资本市场上其他独立董事作为观察个体会预期到自身在履职过程中由于疏忽和不尽责而被处罚的可能性和严重程度将大幅增加。为了避免被外部股东以“未勤勉尽责”为由提起集体诉讼,独立董事在未来需要投入更多的时间和精力对管理者进行有效监督。此时,独立董事必然会更加审慎地权衡履职带来的各种成本和收益,若成本大于收益则会提出辞职。结合现有理论两种互异的观点,董责险既可能降低独立董事的履职风险,也可能提高独立董事的履职风险。因此,在康美药业集体诉讼案引发的独立董事辞职潮中,本文认为董责险对独立董事的辞职行为的影响效应存在以下两种情况:

一方面,董责险可能发挥积极有效的外部监督作用,降低独立董事的辞职概率。保险公司作为董责险的承保人直接承担公司治理缺陷可能导致的民事赔偿责任和相关法律费用(李从刚和许荣,2020)^[3],同时作为专业的独立金融实体能够准确评估投保公司的治理风险(袁蓉丽等,2018)^[4],因而有动机和能力监督管理者危害股东利益的代理行为,规范企业经营行为,尽可能地降低投保公司被起诉的概率。也就是说,董责险对公司外部治理机制进行了有益补充(Yuan等,2016)^[5],有助于减弱管理者与股东的代理冲突,从而降低独立董事的履职风险和成本。即使发生股东诉讼的意外,独立董事也可以通过董责险转移事后经济损失。因此,董责险在公司中扮演的“治理利器”角色,不仅有助于对独立董事的监督作用产生替代作用,减少独立董事监督管理者的时间和精力投入成本,而且能够补偿独立董事潜在的诉讼损失。面临康美药业集体诉讼案的冲击,独立董事将会付出更大的努力承担自身的诚信和勤勉义务,但是,如果成本与收益不匹配,则其会理性选择退出。而董责险的事前监督替代和事后损失补偿作用,能够缓解康美药业案给独立董事带来的风险感知,从而减弱其辞职倾向。

① 在康美药业集体诉讼案中,五名独立董事均以“无法发现虚假陈述、已勤勉尽责、不知情、无动机、监管处罚与投资者损失无因果”等作为抗辩理由,而人民法院最终以“虽未参与造假、但未勤勉尽责、存在较大过失、且已签字、应承担责任”对独立董事进行判决。

另一方面,董责险也可能诱发管理者的机会主义行为,提高独立董事的辞职概率。保险公司通过与管理者缔结董责险契约,对管理者履职过程中的不当行为或工作疏忽进行监督和兜底保护。然而,由于管理者作为内部人具有天然的信息优势,保险公司的外部监督可能难以发挥作用,产生董责险的道德风险问题。董责险的兜底效应和风险转嫁弱化了法律对管理者的约束和威慑作用,强化了管理者利用信息优势获取私利的动机(赖黎等,2019)^[9],导致独立董事需要投入更多时间和精力监督管理者。特别地,管理者和独立董事从机会主义行为中获取的收益具有非对称特征,管理者一般能够从中获得可观的私人收益,而独立董事既不能索取公司剩余收益,也不能获得高额的薪酬补偿。例如,康美药业 2016—2018 年累计虚增营收近 300 亿元,累计向原控股股东及其关联方提供非经营性资金 116 亿元,原控股股东马兴田从中获益颇丰,而对应时期五名独立董事的平均税前薪酬仅为 7.2 万元。即使独立董事没有直接参与违规行为,也可能会因消极工作而承担违规行为东窗事发后高昂的声誉成本和诉讼成本。董责险虽然可以转嫁部分诉讼成本,但是也难以弥补独立董事在遭受股东集体诉讼后在资本市场的人力资本价值的永久性损失。因此,受到康美药业集体诉讼案的威慑,独立董事对继续履职的利弊权衡更加敏感和审慎,如果其预期董责险将会成为管理者独有的“自利工具”,那么在非对称的收益和成本驱动下,更可能从投保董责险的公司中退出。

综上,在康美药业集体诉讼案的冲击下,董责险对独立董事辞职概率的影响存在竞争性的理论观点,逻辑框架如图 2 所示。因此,本文提出如下假设:

H_{1a}:如果董责险是公司的治理利器,降低了独立董事面临的履职风险,那么康美药业集体诉讼案后,独立董事更不可能从投保董责险的公司提出辞职。

H_{1b}:如果董责险是管理者的自利工具,提高了独立董事面临的履职风险,那么康美药业集体诉讼案后,独立董事更可能从投保董责险的公司中提出辞职。

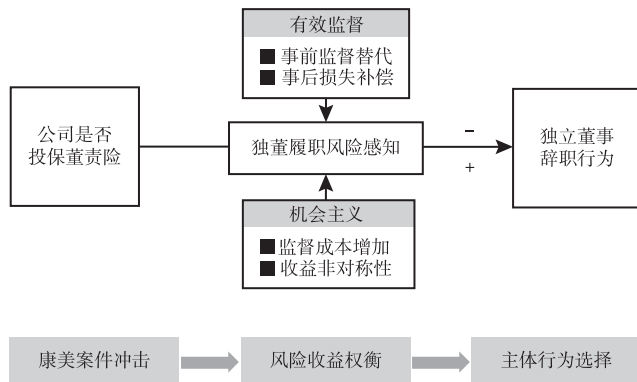


图 2 逻辑框架

四、实证研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文选取 2021 年中国 A 股上市公司作为初始研究样本,收集整理了样本公司在康美药业集体诉讼案一审诉讼判决日后 6 个月的独立董事辞职数据,即在 2021 年 11 月 12 日—2022 年 5 月 11 日期间辞职的独立董事及其相关信息。选择康美药业案发生后的 6 个月作为观察独立董事辞职的时间窗口原因在于:本文关注的研究问题是,董责险的治理效应在康美药业集体诉讼案引发的独立董事辞职潮中所发挥的作用,因此应该将时间窗口限制在康美药业案与独立董事辞职高度相关的时间段。根据 Wind 资讯数据显示,自 2021 年 11 月 12 日案发以来,同时与 ST 康美(600518.SH)以及独立董事相关的新闻媒体报道数量分别为 159 篇(2021 年 11 月)、30 篇(2021 年 12 月)、

4 篇(2022 年 1 月)、3 篇(2022 年 2 月)、6 篇(2022 年 3 月)、4 篇(2022 年 4 月)、9 篇(2022 年 5 月),2022 年 6 月则没有相关的媒体报道,说明在大概 6 个月之后康美药业案对独立董事辞职的冲击已经变得相对平缓。此外,ST 康美(600518.SH)在 2022 年 5 月 18 日发布的公告显示,公司进入破产重整程序以来通过多种方式偿还债务,非经营性资金占用款全部清偿完毕,“退市风险警示”的情形已经消除,表明公司通过新控股股东获得广药集团的加持之后,逐步走上了盘活资产之路。综上,这 6 个月较短的观察时间窗口受其他政策或事件的干扰相对较小,有助于更加有效地观察康美药业案给独立董事带来的巨大冲击。

为了保持市场监管环境的一致性,本文剔除了同时在 B 股和 H 股上市的公司样本。此外,本文同时剔除了资不抵债、金融行业,以及数据缺失的公司样本。最终,本文得到了 3524 个公司层面的观测样本。董责险数据来自 CNRDS 数据库,独立董事辞职数据及其相关信息来自 CNRDS 数据库和东方财富 Choice 数据库,公司财务数据和治理数据来自 CSMAR 数据库,市场化指数来自中国分省份市场化指数数据库。

2. 模型设定与变量定义

为了检验董责险对上市公司独立董事辞职行为的影响,本文构建了如下 Logit 计量回归模型:

$$\begin{aligned}
 RESIGN = & \beta_0 + \beta_1 INS + \beta_2 SIZE + \beta_3 LEV + \beta_4 ROA + \beta_5 CFO + \beta_6 PPE \\
 & + \beta_7 INVENT + \beta_8 INTANG + \beta_9 AGE + \beta_{10} BIG10 + \beta_{11} TOP1 \\
 & + \beta_{12} STATE + \beta_{13} BSIZE + \beta_{14} INDEP + \beta_{15} DUAL + \beta_{16} MSHARE \\
 & + \beta_{17} MAPY + \beta_{18} HERFD + \beta_{19} DIVO + \beta_{20} MKT + \sum IND + \varepsilon \quad (1)
 \end{aligned}$$

其中,被解释变量 *RESIGN* 为独立董事辞职的虚拟变量。参考尚兆燕和扈唤(2016)^[33]、李娜等(2022)^[34]的研究,本文将独立董事辞职分为主动性辞职和被动性辞职两类,其中被动性辞职是指独立董事因六年任期届满和其他相关规定的辞职,主动性辞职是指独立董事因个人原因、工作原因等非规定性原因的辞职。本文主要关注独立董事主观意愿的辞职行为,因此若观察时间窗口内公司发生独立董事主动辞职事件,*RESIGN* 取值为 1,否则为 0。在稳健性检验中,本文还使用公司在相应观察时间窗口内独立董事主动辞职人数衡量公司的独立董事辞职情况。

解释变量 *INS* 为公司是否投保董责险的虚拟变量。本文主要检验董责险的事后治理效应对独立董事辞职的影响,应该尽量避免董责险的事前选择效应的干扰(李从刚和许荣,2020)^[3],特别是当面临康美药业集体诉讼案这种重大案件的冲击和威慑时,上市公司和保险公司之间可能存在更为复杂的选择效应,例如诉讼风险较大或代理冲突较为严重的公司有更加强烈的动机寻求董责险的保护(Core,1997^[35];Park,2018^[36]),而独立董事也更可能从这些公司中辞职退出,进而导致估计结果有偏。同时,考虑到董责险的治理效应具有时间滞后性,参考 Chen 等(2016)^[23]以及邢斐和周泰云(2020)^[22]的做法,本文将解释变量 *INS* 定义为若公司在康美药业集体诉讼案前一年投保了董责险则取值为 1,否则取值为 0,从而缓解董责险的事前选择效应对研究结果的干扰影响,更准确地考察董责险的事后治理效应在独立董事辞职潮中所扮演的角色^①。

控制变量方面,借鉴现有研究(罗进辉等,2017^[28];胡国柳等,2019^[2];赖黎等,2019^[9]),本文选取了公司规模(*SIZE*)、资产负债率(*LEV*)、资产收益率(*ROA*)、现金流(*CFO*)、固定资产密集度(*PPE*)、存货密集度(*INVENT*)、无形资产密集度(*INTANG*)、存续时间(*AGE*)、审计质量(*BIG10*)、第一大股东持股(*TOP1*)、产权性质(*STATE*)、董事会规模(*BSIZE*)、董事会独立性(*INDEP*)、两职

① 这里存在的潜在问题是,公司之前投保董责险可能会在后续年度放弃投保董责险。一般情况下,一家上市公司决议投保董责险之后如未明确决议终止投保,则会持续进行投保(凌士显和白锐锋,2017)^[37]。根据 CNRDS 数据库的统计数据,没有 2020 年投保董责险而在 2021 年终止投保的公司样本,因此不存在董责险终止投保的问题。

兼任情况 (*DUAL*)、管理层持股比例 (*MSHARE*)、管理层薪酬 (*MPAY*)、股权制衡度 (*HERFD*)、诉讼风险 (*DIVO*)、地区市场化水平 (*MKT*) 作为控制变量。同时, 本文还在模型中加入了行业哑变量, 以控制行业之间的特征差异。

考虑到董责险治理效应的时间滞后性和同期变量产生的反向因果问题, 对解释变量和控制变量进行滞后一期的处理。此外, 为了缓解离群值造成的不利影响, 本文对所有连续型变量进行 1% 和 99% 水平的缩尾处理。所有变量的定义与度量如表 1 所示。

表 1 变量定义与度量

变量符号	度量方法
<i>RESIGN</i>	独立董事辞职, 若公司发生独立董事辞职取值为 1, 否则为 0
<i>INS</i>	董责险, 若公司投保董责险取值为 1, 否则为 0
<i>SIZE</i>	公司规模, 等于公司资产总额的自然对数值
<i>LEV</i>	资产负债率, 等于公司总负债/总资产
<i>ROA</i>	资产收益率, 等于公司净利润/总资产
<i>CFO</i>	现金流, 等于公司经营活动净现金流/总资产
<i>PPE</i>	固定资产密集度, 等于公司固定资产净额/总资产
<i>INVENT</i>	存货密集度, 等于公司存货净额/总资产
<i>INTANG</i>	无形资产密集度, 等于公司无形资产净额/总资产
<i>AGE</i>	存续时间, 等于公司成立年限与 1 之和的自然对数值
<i>BIG10</i>	审计质量, 若公司聘请的会计事务所为前“十大”事务所取值为 1, 否则为 0
<i>TOP1</i>	第一大股东持股, 等于公司第一大股东持股数/总股数
<i>STATE</i>	产权性质, 若控股股东为国有单位或国有法人取值为 1, 否则为 0
<i>BSIZE</i>	董事会规模, 等于董事会总席位的自然对数值
<i>INDEP</i>	董事会独立性, 等于独立董事席位/董事会总席位
<i>DUAL</i>	两职兼任情况, 若董事长和总经理两职由同一人担任取值为 1, 否则为 0
<i>MSHARE</i>	管理层持股比例, 等于公司管理层持股数/总股数
<i>MPAY</i>	管理层薪酬, 等于公司管理层前三名薪酬总额的自然对数值
<i>HERFD</i>	股权制衡度, 等于公司前十大股东持股比例的平方和
<i>DIVO</i>	诉讼风险, 若公司过去三年发生过违规取值为 1, 否则为 0
<i>MKT</i>	地区市场化水平, 来自中国分省份市场化指数数据库
<i>IND</i>	行业哑变量, 根据中国证监会 2001 年关于上市公司的行业分类标准, 本文构建了 21 个行业哑变量, 包括制造业细分的 9 个子行业

五、实证结果分析与讨论

1. 描述性统计分析结果

由表 2 的描述性统计结果可知: (1) 独立董事辞职 (*RESIGN*) 的均值为 0.132, 表明在观察时间窗口内发生独立董事辞职的公司样本占比约为 13.3%; (2) 董责险 (*INS*) 的均值为 0.095, 表明样本中投保董责险的公司占比约为 9.5%, 表明我国资本市场董责险投保率偏低; (3) 董事会独立董事占比 (*INDEP*) 的最小值和中位数分别为 0.333 和 0.364, 说明大部分公司很好地迎合了《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》的要求; (4) 样本公司中, 国有企业 (*STATE*) 占比 25.4%, 第一大股东持股比例 (*TOP1*) 均值为 32.1%, 达到相对控股程度; 股权制衡度 (*HERDF*) 的均值为 0.146, 60% 的样本公司聘请了前十大会计师事务所进行财务报表审计 (*BIG10*), 这些结果说明, 样本公司存在一定程度的内外部制衡和监督机制; 然而, 42.4% 的样本公司在过去三年发生过违规事

件(DIVO),表明我国资本市场上公司的违规现象较为普遍。其他控制变量的取值分布与我国资本市场的实际情况基本一致,未发现异常情况。

表 2 描述性统计分析结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
RESIGN	3524	0.132	0.338	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
INS	3524	0.095	0.293	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
SIZE	3524	22.188	1.201	19.996	21.306	22.003	22.889	25.927
LEV	3524	0.407	0.203	0.056	0.242	0.397	0.550	0.907
ROA	3524	0.032	0.082	-0.360	0.013	0.040	0.072	0.213
CFO	3524	0.058	0.066	-0.140	0.021	0.056	0.095	0.252
PPE	3524	0.189	0.143	0.002	0.077	0.159	0.269	0.638
INVENT	3524	0.122	0.110	0.000	0.049	0.098	0.159	0.631
INTANG	3524	0.043	0.046	0.000	0.017	0.032	0.054	0.306
AGE	3524	3.011	0.284	2.197	2.833	3.045	3.219	3.555
BIG10	3524	0.600	0.490	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
TOP1	3524	0.321	0.143	0.085	0.211	0.299	0.407	0.721
STATE	3524	0.254	0.435	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
BSIZE	3524	2.094	0.192	1.609	1.946	2.197	2.197	2.565
INDEP	3524	0.379	0.053	0.333	0.333	0.364	0.429	0.571
DUAL	3524	0.344	0.475	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
MSHARE	3524	0.089	0.147	0.000	0.000	0.006	0.126	0.611
MPAY	3524	15.198	0.723	13.451	14.705	15.181	15.652	17.139
HERFD	3524	0.146	0.106	0.015	0.067	0.115	0.192	0.529
DIVO	3524	0.424	0.494	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
MKT	3524	10.326	1.534	5.718	9.519	10.467	11.659	11.916

2. 多元回归分析结果

表 3 列示了董责险影响独立董事辞职的 Logit 多元回归分析结果。模型 1 为只包含控制变量的基础模型,模型 2 为董责险(INS)的单变量回归模型,模型 3 为在模型 2 的基础上引入全部控制变量的完整回归模型。结果显示,无论是否引入控制变量,董责险哑变量(INS)均得到了 1% 统计显著的正回归系数,意味着在康美药业集体诉讼案冲击下,独立董事更可能从投保董责险的公司提出辞职。与此同时,限定其他条件,与未投保董责险的公司相比,在投保董责险的公司中独立董事主动辞职的概率高出 33.33%^①。这些结果表明,无论是统计显著性还是经济显著性,本文的假设 H_{1b} 的理论预期均得到了经验证据的支持,意味着在康美药业集体诉讼案冲击引起的独立董事辞职潮中,公司是否投保董责险是独立董事主动辞职的重要影响因素,为董责险的负面治理效应提供了直接的经验证据支撑。此外,本文的实证结果支持了贾宁和梁楚楚(2013)^[8]、冯来强等(2017)^[11]、赖黎等(2019)^[9]、胡国柳等(2019)^[2]等的研究结论,即在中国的制度环境下,董责险主要是管理者的“自利工具”,而非公司的“治理利器”。

① 参考 Jiang 等(2016)^[38]的计算方法,本文表 3 模型 3 的解释变量(INS)的回归系数为 0.338,当解释变量(INS)从 0 变为 1 时,新的优势比是原优势比的 1.402 倍($\exp(0.338 \times 1) \approx 1.402$)。被解释变量(RESIGN)的均值为 0.132,说明独立董事辞职的无条件概率为 0.132,优势比为 0.152($0.132 / (1 - 0.132)$)。当解释变量(INS)从 0 变为 1 时,优势比将增加到 0.213(1.402×0.152),即新的概率约为 0.176($0.213 / (1 + 0.213)$),意味着独立董事辞职的概率增长了 33.33% ($(0.176 - 0.132) / 0.132$)。

表 3 Logit 多元回归分析结果

变量	因变量: RESIGN					
	模型 1		模型 2		模型 3	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
INS			0.359***	(3.131)	0.338***	(2.859)
SIZE	-0.023	(-0.321)			-0.031	(-0.417)
LEV	0.146	(0.560)			0.147	(0.560)
ROA	-1.023*	(-1.773)			-0.992*	(-1.700)
CFO	-1.090	(-0.975)			-1.108	(-0.987)
PPE	-1.176***	(-3.147)			-1.165***	(-3.163)
INVENT	0.356	(0.857)			0.381	(0.958)
INTANG	1.491*	(1.885)			1.443*	(1.870)
AGE	-0.084	(-0.346)			-0.101	(-0.420)
BIG10	-0.053	(-0.884)			-0.054	(-0.897)
TOP1	0.777	(0.553)			0.825	(0.585)
STATE	-0.065	(-0.450)			-0.089	(-0.646)
BSIZE	0.640*	(1.772)			0.655*	(1.781)
INDEP	2.012	(1.627)			2.020	(1.617)
DUAL	-0.062	(-0.528)			-0.052	(-0.442)
MSHARE	-0.184	(-0.275)			-0.156	(-0.230)
MPAY	0.076	(0.736)			0.060	(0.594)
HERFD	-0.981	(-0.538)			-0.984	(-0.537)
DIVO	0.262**	(2.414)			0.248**	(2.350)
MKT	0.001	(0.023)			-0.003	(-0.117)
截距	-4.002***	(-2.825)	-1.590***	(-114.173)	-3.593**	(-2.442)
行业固定效应	是		是		是	
样本量	3524		3524		3524	
伪 R ²	0.019		0.009		0.021	
对数似然值	-1348.196		-1361.628		-1346.149	

注:***、**、* 分别表示双尾检验的统计显著水平为 1%、5%、10%;括号内数字为经过异方差调整的 Z 检验值,下同

3. 稳健性检验

(1) 配对样本检验。本文上述得到的回归分析结果既可能来自董责险的事后治理效应,也可能由董责险的事前选择效应驱动,即可能存在样本选择偏差导致的内生性问题。为了缓解样本选择性偏差,本文采用配对样本的方式进行稳健性检验。首先,本文使用倾向得分匹配方法(P propensity Score Matching, PSM)进行样本配对。具体地,第一步,构建 Logit 模型估计各样本的倾向得分,因变量为董责险虚拟变量(INS),自变量为计量回归模型(1)中所有的控制变量;第二步,基于 Logit 模型估计的每个观察样本的倾向得分,采用 1:1 近邻匹配原则构建与投保董责险公司相近特征的企业作为控制样本。其次,考虑到倾向得分匹配法在消除样本特征差异的同时也使得样本数量大幅减少,不利于研究结论的推广(Shipman 等,2016)^[39],本文还采用更适合高维度数据的熵平衡方法进行样本匹配。熵平衡匹配能够在不剔除样本的前提下,对实验组和控制组施加平衡约束,使得两组样本的特征变量在一阶矩、二阶交叉矩和三阶矩实现平衡。表 4 列示了基于配对样本的回归分析结果,其中模型 1 为 1:1 倾向得分匹配后的回归结果,模型 2 为熵平衡匹配后的回归结果。结果显示,无论是倾向得分匹配还是熵平衡匹配,董责险(INS)的回归系数均在 5% 的统计水平下显著为正,表明在缓解可能存在的样本选择偏差问题后,董责险促进独立董事辞职的结论仍然稳健成立。

表 4 基于配对样本的稳健性检验结果

变量	因变量:RESIGN			
	1:1PSM 匹配		熵平衡匹配	
	模型 1		模型 2	
	系数	Z 值	系数	Z 值
INS	0.530 **	(2.179)	0.374 **	(2.457)
控制变量	控制		控制	
行业固定效应	是		是	
样本量	602		3524	
伪 R ²	0.070		0.049	
对数似然值	-234.535		-269.281	

(2)工具变量法。本文还采用了工具变量法解决内生性问题,借鉴赵涛等(2020)^[40]、周冬华等(2022)^[41]的做法,选取上市公司所在城市在1996年的人均保险业承保额的自然对数值(INSURANCE)作为公司投保董责险的工具变量^①。一方面,董责险作为保险公司的业务之一,当地历史上的保险业发展水平会通过保险工具创新和风险管理需求等因素影响到后续阶段地区董责险的业务发展;另一方面,历史上的保险业发展很难对现阶段的独立董事辞职行为产生直接影响,满足排他性约束。考虑到被解释变量为二值变量,参考李从刚和许荣(2020)^[3],本文采用IVprobit模型的回归估计策略,进一步识别董责险对独立董事辞职的因果关系,回归结果如表5所示。第一阶段回归中,INSURANCE的回归系数在1%的统计水平下显著为正,并且第一阶段F检验统计量为10.791,表明不存在弱工具变量的问题。在此基础上,第二阶段董责险(INS)的回归系数依然显著为正。该结果缓解了董责险投保与独立董事辞职之间的互为因果内生性,支持了假设H_{1b}的理论推断。

表 5 基于工具变量法的稳健性检验结果

变量	因变量:RESIGN			
	第一阶段		第二阶段	
	模型 1		模型 2	
	系数	Z 值	系数	Z 值
INS			2.062 *	(1.673)
INSURANCE	0.012 ***	(3.304)		
控制变量	控制		控制	
行业固定效应	是		是	
样本量	3439		3439	
第一阶段 F 值	10.791			
Wald(χ ² 值)			15053.65	

(3)Heckman 两阶段回归模型。为了控制可能存在的样本自选择问题对研究结论产生不利影响,本文还采用 Heckman 两阶段模型进行稳健性检验。具体而言,第一阶段的 Probit 回归模型中,因变量为董责险虚拟变量(INS),选取各城市在1996年的人均保险业承保额的自然对数值(INSURANCE)作为第一阶段外生工具变量,以捕捉不可观察的因素导致的样本自选择偏差,同时控制所有控制变量和行业固定效应。利用此阶段回归后的结果计算得到逆米尔斯比率(IMR),然后将逆米尔斯比率(IMR)作为控制变量引入第二阶段回归模型。表6列示了基于Heckman两阶段

① 人均保险业承保额数据来自《中国城市统计年鉴》,选择1996年的人均保险业承保额历史数据是因为,新中国第一部保险基本法于1995年10月1日正式实施,保险法的实施提升了保险业法治水平,有利于保险业快速且健康的发展。

回归模型的稳健性检验结果。模型 1 为第一阶段 Probit 的回归结果,外生工具变量 (*INSURANCE*) 的回归系数显著为正,说明地区的保险业发展水平越高,公司投保董责险的概率就越大。模型 2 为第二阶段的回归结果,模型 2 中董责险 (*INS*) 依然得到了 1% 统计显著的正回归系数。上述回归结果与表 3 保持高度一致,说明在使用 Heckman 两阶段回归模型控制样本自选择问题之后,假设 H_{1b} 仍然得到了经验证据的支持,即董责险难以发挥有效的外部监督作用,反而通过兜底效应诱发管理者的道德风险和投机行为,增加独立董事的履职风险和成本,提高独立董事的辞职概率。

表 6 基于 Heckman 两阶段回归模型的稳健性检验结果

变量	因变量:RESIGN			
	第一阶段		第二阶段	
	模型 1		模型 2	
	系数	Z 值	系数	Z 值
<i>INS</i>			0.372 ***	(3.141)
<i>INSURANCE</i>	0.076 ***	(3.485)		
<i>IMR</i>			-0.685	(-1.062)
控制变量	控制		控制	
行业固定效应	是		是	
样本量	3399		3399	
伪 R ²	0.109		0.020	
对数似然值	-961.481		-1294.260	

(4) Placebo 安慰剂检验。董责险对独立董事辞职概率的正向影响可能是由其他未观测到的随机因素导致的,即存在伪相关的可能,本文通过构建 Placebo 安慰剂检验进行排除。在 Placebo 安慰剂检验中,本文通过按既定比例随机指定投保董责险的公司,在此假定设置基础上进行回归分析并重复 1000 次,得到模拟解释变量的回归系数的 Z 统计值的密度分布如图 3 所示。可以看到,随机指定的董责险虚拟变量得到的回归系数的 Z 统计值都集中在 0 附近,同时表 3 模型 3 真实解释变量回归系数的 Z 统计值(图 3 中的竖线)在这 1000 次随机估计结果的 99% 以外。这些结果说明,董责险促进独立董事辞职行为的研究结论未受到其他无法观测的随机因素的影响,从而稳健地排除了伪相关的可能。

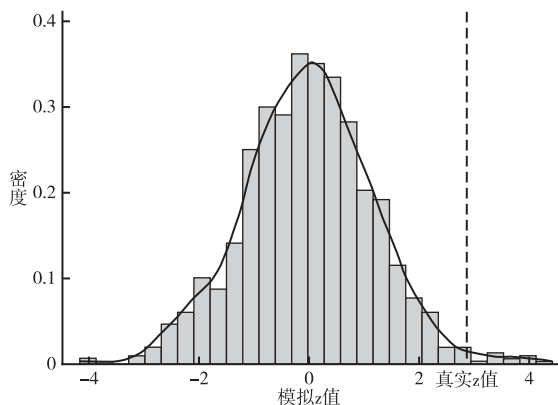


图 3 安慰剂检验得到的解释变量回归系数的 Z 值分布情况

(5) 其他稳健性检验。为了进一步保证结果的稳健性,本文还进行了以下稳健性检验:1) 控制地理特征因素。不同地区之间的制度环境存在差异性,公司所在地区的制度因素可能会对董责险和独立董事辞职行为同时产生影响。因此,本文在计量回归模型(1)中引入了省份固定效应,以控制地理特征因素。表 7 模型 1 结果显示,在控制地区固定效应后,本文的研究结论依然保持不变。

2)调整观察时间窗口。为了捕捉康美药业集体诉讼案的短期冲击,本文将观察时间窗口调整为2021年11月12日—2021年12月31日,以此定义独立董事辞职(*RESIGN*)。表7模型2的回归结果显示,董责险(*INS*)的回归系数依然在5%统计水平下显著为正,且数值有所提高。3)采用泊松计数模型处理多位独立董事辞职的问题。康美药业集体诉讼案掀起了上市公司独立董事的辞职潮,不少公司在短时间内发生多起独立董事辞职事件,仅以是否发生独立董事辞职度量公司独立董事辞职事件可能不能全面地反映董责险对独立董事辞职的正向影响。因此,本文以公司在相应观察时间窗口独立董事辞职人数(*RESIGNNUM*)作为被解释变量,重新进行相关回归分析。表7模型3的回归结果进一步验证了本文结论的稳健性。

表7 其他稳健性检验结果

变量	因变量: <i>RESIGN</i>		因变量: <i>RESIGN</i>		因变量: <i>RESNUM</i>	
	地区固定效应		观察时间窗口		泊松计数模型	
	模型1		模型2		模型3	
	系数	Z值	系数	Z值	系数	Z值
<i>INS</i>	0.379***	(3.130)	0.706**	(2.569)	0.300***	(2.644)
控制变量	控制		控制		控制	
行业固定效应	是		是		是	
地区固定效应	是		否		否	
样本量	3524		3452		3524	
伪R ²	0.034		0.026		0.030	
对数似然值	-1328.577		-573.655		-1787.685	

六、进一步分析

1. 异质性分析

前文理论分析指出,董责险之所以不能发挥积极有效的外部监督,是因为保险公司与管理者之间存在信息不对称,管理者拥有天然的信息优势,其倾向于借助董责险的兜底效应实施机会主义行为谋取私利。因此,虽然保险公司有动机监督董责险投保公司,但是监督效果取决于上市公司的信息环境和保险公司的信息获取能力。为了深化关于董责险治理效应对独立董事辞职行为影响的认识,本文将从公司外部审计质量和所处地区的金融发展水平进行异质性分析。

(1)公司外部审计质量。外部审计作为上市公司重要的微观监督治理机制,其价值在于提高公司会计信息的公允性和可靠性,有助于缓解企业内外部信息的不对称程度(Fan和Wong, 2005)^[42]。当保险公司的监督作用难以发挥时,高质量的外部审计将发挥一定的替代性监督作用,抑制管理者运用董责险的兜底保护效应实施机会主义行为。换言之,高质量的外部审计对董责险的负面治理效应可以起到抑制作用,降低独立董事的履职风险和成本。相比之下,低质量的审计事务所在人员配置和审计经验等方面存在许多劣势,并且由于声誉成本较低,其更容易与公司管理者合谋,降低审计质量和恶化公司信息环境,导致保险公司更难监督管理者的自利行为。基于上述分析,可以推测:董责险对独立董事辞职行为的正向影响在外部审计质量低的公司中会表现得更强。

为了检验上述推测,本文借鉴古朴和翟士运(2020)^[43]的方法,以前“十大”事务所提供的审计服务界定为高质量的外部审计,根据公司聘请的会计事务所是否为前“十大”将样本划分为外部审计质量低组和外部审计质量高组,进行分组回归。表8的分组检验结果显示,外部审计质量低组中董责险(*INS*)的回归系数在1%统计水平下显著为正,外部审计质量高组中董责险(*INS*)的回归系数为负但不显著,组间系数差异检验结果显示,两组间董责险(*INS*)的回归系数在1%统计水平下

存在显著差异。这意味着,缺乏高质量的外部审计,管理者更可能运用董责险实施机会主义行为,导致公司未来诉讼风险增加,对独立董事产生更大的刺激作用,促使其提出辞职。

表 8 公司外部审计质量的异质性分析结果

变量	因变量:RESIGN			
	外部审计质量低		外部审计质量高	
	模型 1		模型 2	
	系数	Z 值	系数	Z 值
INS	0.985***	(5.323)	-0.230	(-1.216)
控制变量	控制		控制	
行业固定效应	是		是	
样本量	1395		2115	
伪 R ²	0.048		0.023	
对数似然值	-540.871		-785.028	
系数差异(p 值)	0.000			

注:组间系数差异检验结果是通过费舍尔组合检验(Fisher's Permutation test)重复抽样 1000 次得到,下同;分组回归的样本量之和少于 3524,是因为分组回归后部分行业的公司样本在观测时间窗口内 RESIGN 全部取值为 0,此时在 Logit 模型中对应行业虚拟变量的估计系数表现为无穷小,无法进行估计,Stata 会自动剔除该部分样本

(2)地区金融发展水平。在数字化时代,由于人工智能、大数据、区块链等新兴数字技术的应用和普及,地区的金融发展水平与创新型数字金融显示出很强的关联性(郭峰等,2020)^[44]。数字金融能够驱动传统金融体系的重塑,有利于传统金融公司运用数字技术拓宽信息获取渠道和丰富信息获取类型,压缩与客户的信息鸿沟。因此,在数字金融发展水平较高的地区,保险公司可以在一定程度上运用数字技术降低与董责险投保公司的信息不对称,更好地对投保公司进行事前、事中和事后的风险识别,发挥有效的监督激励职能。相比之下,在数字金融发展水平较低的地区,保险公司信息获取和风险识别能力有限,这为管理者滥用董责险的保护协议创造了有利条件。基于上述分析,可以推测:董责险对独立董事辞职行为的正向影响在数字金融发展水平较低的地区会表现得更加明显。

为了检验上述推测,参考唐松等(2020)^[45]的研究,本文使用北京大学互联网金融研究中心编制的《数字金融普惠金融指数》的城市数字金融发展指数衡量地区的金融发展水平。本文根据数字金融发展指数的中位数将样本划分为数字金融发展水平低组和数字金融发展水平高组,进行分组回归。表 9 的分组检验结果显示,数字金融发展水平低组中董责险(INS)的回归系数在 1% 统计水平下显著为正,数字金融发展水平高组中董责险(INS)的回归系数为正但不显著,组间系数差异检验结果显示,两组间董责险(INS)的回归系数在 1% 统计水平下存在显著差异。上述结果表明,当公司所处的金融发展水平较低时,董责险更可能成为管理者的保护伞,其对独立董事辞职行为的正向影响更加明显,支持了本文的推测。

表 9 地区金融发展水平的异质性分析结果

变量	因变量:RESIGN			
	数字金融发展水平低		数字金融发展水平高	
	模型 1		模型 2	
	系数	Z 值	系数	Z 值
INS	0.554***	(2.904)	0.108	(0.558)
控制变量	控制		控制	
行业固定效应	是		是	
样本量	1793		1712	
伪 R ²	0.045		0.027	

续表 9

变量	因变量: RESIGN			
	数字金融发展水平低		数字金融发展水平高	
	模型 1		模型 2	
	系数	Z 值	系数	Z 值
对数似然值	-670.521		-651.824	
系数差异(p 值)	0.004			

注:模型 1 和模型 2 合计样本量少于 3524,是因为分组回归后部分行业的公司样本在观测时间窗口内 RESIGN 全部取值为 0,此时在 Logit 模型中对对应行业虚拟变量的估计系数表现为无穷小,无法进行估计,Stata 会自动剔除该部分样本

2. 董责险对不同类型独立董事辞职行为的影响

根据前文的理论逻辑,在康美药业集体诉讼案冲击下,独立董事之所以更可能从投保董责险的公司提出辞职,是因为其预期到董责险会诱发管理者实施机会主义行为的动机,提高公司未来面临的诉讼风险。对于投保董责险的公司而言,独立董事的履职风险感知更强,导致其不得不投入更多的时间和精力对管理者进行监督,当预期的成本大于收益时,辞职将会成为独立董事理性的选择。需要指出的是,独立董事履行监督职能所投入的成本在不同类型的独立董事之间可能存在差异,这主要体现在信息获取成本和个体监督能力方面。为此,本文以独立董事地理距离来衡量独立董事的信息获取成本,以独立董事个人能力水平和网络关系来衡量独立董事的监督能力,分析和检验了董责险对这些类型的独立董事辞职行为的差异性影响,具体如下:

(1) 独立董事地理距离。地理距离是影响独立董事信息获取成本的重要外部客观因素(罗进辉等,2017)^[46]。由于地理距离上较远,异地独立董事获取公司信息成本和公司治理过程中的参与成本明显更高,而本地独立董事则可以低成本地对公司进行实地访查,与公司管理者和员工进行面对面的交谈,更加有效地获取公司经营活动的“软信息”,从而发挥良好的监督作用。换言之,董责险负面治理效应所带来的增量履职成本对于存在天然信息劣势的异地独立董事更大。因此,本文预期,董责险对异地独立董事辞职行为的影响会强于对本地独立董事辞职行为的影响。

为了检验上述预期,本文将基准回归结果中所使用的独立董事辞职指标拆分为两个指标:1)异地独董辞职(CROSS),若公司发生异地独立董事辞职取值为 1,否则为 0;2)本地独董辞职(LOCAL),若公司发生本地独立董事辞职取值为 1,否则为 0。表 10 列示了董责险对异地和本地独立董事辞职行为的影响的回归结果。可以看到,模型 1 中董责险(INS)的回归系数在 1% 统计水平下显著为正,模型 2 中董责险(INS)的回归系数为负但不显著,组间系数差异在 1% 统计水平下显著。这些结果说明,董责险对异地独立董事辞职行为的影响要显著强于对本地独立董事辞职行为的影响,支持了本文的预期。

表 10 董责险对异地和本地独立董事辞职行为的影响

变量	因变量: CROSS		因变量: LOCAL	
	异地独董		本地独董	
	模型 1		模型 2	
	系数	Z 值	系数	Z 值
INS	0.506***	(3.255)	-0.095	(-0.720)
控制变量	控制		控制	
行业固定效应	是		是	
样本量	3512		3512	
伪 R ²	0.029		0.036	
对数似然值	-939.232		-839.355	
系数差异(p 值)	0.002			

(2) 独立董事能力水平。除了客观的地理距离因素, 独立董事自身的能力和水平也是影响其监督效率的重要内部因素。董责险的负面治理效应可能给监督能力较低的独立董事带来的增量履职成本更大。因此, 本文预期, 董责险对能力较低的独立董事辞职行为的影响会强于能力较高的独立董事辞职行为的影响。Fama 和 Jensen(1983)^[47] 认为获得其他公司兼职是独立董事个人能力和专业水平的结果体现, 因为只有发挥了良好监督作用的独立董事才会受到市场认可和选择。例如, 郑志刚等(2017)^[48] 研究发现独董兼职可以通过提高公司治理的参与程度和广泛的社会联系来提升公司的管理效率和财务绩效。江新峰等(2020)^[49] 发现多家兼职的独立董事能够显著降低企业违规行为发生的概率及频率。

为了检验上述预期, 本文利用独立董事的兼职数量作为独立董事个人能力和专业水平的结果代理变量, 进而构建两个指标: 1) 能力较低独董辞职 (*LOW*), 当公司发生独立董事辞职且其仅在该公司任职时取值为 1, 否则为 0; 2) 能力较高独董辞职 (*HIGH*), 当公司发生独立董事辞职且其同时兼任其他公司独董时取值为 1, 否则为 0。表 11 列示了董责险对不同能力水平独立董事辞职行为的影响的回归结果。结果显示, 对于能力较低的独立董事而言, 董责险 (*INS*) 得到了 1% 统计显著的正回归系数, 对于能力较高的独立董事而言, 董责险 (*INS*) 得到了正回归系数但未达到显著水平, 两次回归结果中董责险 (*INS*) 的回归系数差异在 5% 统计水平下显著。这些结果意味着, 董责险更能够提高个人能力较低的独立董事辞职倾向, 因为这些独立董事的监督能力较低, 更加难以规避董责险所带来的负面后果, 表现出更高的辞职倾向。上述结果很好地支持了本文关于独立董事辞职行为对董责险负面治理效应的风险感知逻辑。

表 11 董责险对不同能力水平的独立董事辞职行为的影响

变量	因变量: <i>LOW</i>		因变量: <i>HIGH</i>	
	能力低独董		能力高独董	
	模型 1		模型 2	
	系数	Z 值	系数	Z 值
<i>INS</i>	0.526 **	(2.422)	0.071	(0.411)
控制变量	控制		控制	
行业固定效应	是		是	
样本量	3512		3512	
伪 R ²	0.032		0.039	
对数似然值	-957.417		-826.650	
系数差异 (<i>p</i> 值)	0.025			

3. 康美药业诉讼案的示范效应分析

本文分析发现, 在康美药业集体诉讼案巨大冲击下, 董责险的负面治理效应在此次独立董事辞职潮中发挥了重要的驱动作用。那么, 一个潜在的问题是, 在康美药业集体诉讼案之前, 董责险是否同样会对独立董事辞职行为产生影响? 顺延本文的理论逻辑, 根据 Bandura 和 Walters(1977)^[29] 开创的社会学习理论, 当观察到违规行为成本很低时, 个体会产生仿效效应。由于制度建设的不完善和执行不到位, 独立董事作为一项兼职工作, 在获得丰厚报酬的同时, 并不会承担与之匹配的工作压力和负担(戴亦一等, 2014)^[50]。在这样的制度背景下, 独立董事因公司违规行为承担的风险和成本微乎其微^①, 对风险感知的敏感度较低。在康美药业集体诉讼案之前, 无论董责险是发挥了

① 根据 CNRDS 统计数据显示, 2002—2020 年我国独立董事因公司违规被公开处罚或公开批评合计 1231 人次, 其中公开批评占比高达 74%, 鲜有实质的民事处罚。

有效的监督效应抑或是助长了管理者的自利动机,独立董事都会理性地选择仿效其他独立董事,不会投入太多时间和精力监督管理者,董责险的治理效应不足以影响其履职的偏好。而在康美药业集体诉讼案判决中,独立董事承担巨额的连带责任赔偿,扭转了我国独立董事“钱多事少”的困局。康美药业诉讼案的示范和威慑效应会促使独立董事预期自己因工作疏忽和不尽责表现被处罚的可能性和程度大幅增加,他们会更加勤勉尽责以规避不利后果。如果董责险的负面治理效应给独立董事带来过多的监督成本,他们则会理性地选择提出辞职,规避履职风险。因此,本文预期,由于康美药业集体诉讼案的示范效应,董责险对独立董事辞职的正向影响主要发生在康美药业集体诉讼案之后。

为此,本文收集整理了康美药业集体诉讼案之前的上市公司独立董事辞职数据,相关回归结果如表 12 所示。首先,资本市场的独立董事辞职情况通常具有周期性,在不同季度上可能存在波动。因此,在模型 1 中,本文检验董责险对上一年度相同周期窗口(2020 年 11 月 12 日—2021 年 5 月 11 日)内的独立董事辞职的影响,有助于缓解周期性问题对研究结果的影响^①。结果显示,董责险(*INS*)的回归系数为负但不显著。其次,邻近时间窗口的监管制度环境可能更加具有可比性。因此,在模型 2 中,本文将观察时间窗口调整为康美药业集体诉讼案的相邻窗口(2021 年 5 月 12 日—2021 年 11 月 11 日),董责险(*INS*)依然没有得到统计显著的回归系数。这些结果说明,在康美药业集体诉讼案之前,独立董事的辞职行为不会受到董责险的实质影响。此外,在模型 3,本文将三个观察时间窗口的样本进行整体回归,并且引入董责险和康美药业集体诉讼案发生时点的交乘项(*INS* × *KM*)。可以看到,交乘项(*INS* × *KM*)得到了 5% 统计显著的正回归系数,表明康美药业集体诉讼案的威慑效应是董责险提高独立董事辞职概率的重要制度环境,凸显了中国版集体诉讼第一案的示范效应。

表 12 康美药业诉讼案示范效应分析结果

变量	因变量: <i>RESIGN</i>					
	[2020. 11. 12—2021. 5. 11]		[2021. 5. 12—2021. 11. 11]		[2020. 11. 12—2022. 5. 11]	
	模型 1		模型 2		模型 3	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
<i>INS</i>	-0.311	(-1.463)	-0.014	(-0.101)	-0.097	(-0.671)
<i>INS</i> × <i>KM</i>					0.414**	(2.194)
<i>KM</i>					-0.116	(-1.167)
控制变量	控制		控制		控制	
行业固定效应	是		是		是	
年度固定效应	—		—		是	
样本量	3200		3512		10236	
伪 R ²	0.025		0.024		0.014	
对数似然值	-1264.035		-1391.010		-4039.718	

4. 基于事件研究法的康美药业诉讼案市场反应分析

本文前述基于康美药业集体诉讼案冲击的独立董事辞职视角,分析表明董责险的治理效应更

^① 为了排除 2021 年 3 月 1 日起实施的新《证券法》可能会在该窗口内产生混淆作用,本文进行了如下检验:首先,检验董责险对 2019 年 11 月 12 日—2020 年 5 月 11 日时间窗口内独立董事辞职的影响,该窗口与康美药业案具有相同周期且不会受到新《证券法》的影响,未发现统计显著的结果;其次,检验新《证券法》颁布以来 6 个月董责险对独立董事辞职的影响,同样未发现统计显著的结果,说明新《证券法》在中国版集体诉讼第一案之前,尚未得到独立董事的足够重视。这些结果意味着新《证券法》的实施不会在本文的观测时间窗口内具有实质影响,同时也凸显了康美药业案助力新《证券法》从立法到落地实施的重要作用。受篇幅限制,未汇报上述回归结果,作者留存备案。

多地表现为管理者的自利工具, 从而诱发管理者的道德风险和自利行为。那么, 基于康美药业集体诉讼案的冲击, 投资者是否同样能够辨识董责险的负面治理效应呢? 为此, 本文利用事件研究法进一步检验在诉讼案冲击下投资者对投保董责险和未投保董责险公司的市场反应的差异。首先, 参考李娜等(2022)^[34]研究, 本文以 2021 年 11 月 15 日作为事件日($t=0$)^①, 设置 $[-1, 1]$ 、 $[-2, 2]$ 、 $[-5, 5]$ 共三个事件窗口计算累计超额收益率, 以便更为全面和稳健地考察投资者的市场反应。此外, 为了避免相同事件窗口内其他影响股价的重要事项对结果产生混淆作用, 本文参考 McWilliams 和 Siegel(1997)^[51]、邓晓飞等(2016)^[52]、杨国超和芮萌(2020)^[53]的做法, 对事件窗口 $[-1, 1]$ 内发生其他重大事项的观测样本予以剔除^②。进一步地, 参考罗进辉等(2016)^[54]的研究, 本文采用市场调整法计算事件窗口内的累计超额收益率, 计算方法如式(2)所示, 其中, $AR_{i,t}$ 表示股票 i 在第 t 日的超额收益率, $R_{i,t}$ 表示股票 i 在第 t 日考虑现金红利再投资的收益率, $R_{m,t}$ 表示 A 股分市场 m 在第 t 日考虑现金红利再投资的收益率。然后, 以康美药业集体诉讼案窗口期内的累计超额收益率(CAR)作为被解释变量, 董责险(INS)作为解释变量, 除了计量回归模型(1)的控制变量, 本文还控制了上市公司股票市场特征因素, 包括股票换手率($TURNOVER$)、市值账面比(MTB)、股票价格($PRICE$)、股票系统风险($BETA$)和股票月度收益波动率(STD), 构建计量回归模型(3)进行回归分析。

$$CAR_{[t_1, t_2]} = \sum_{t_1}^{t_2} AR_{i,t} = \sum_{t_1}^{t_2} (R_{i,t} - R_{m,t}) \quad (2)$$

$$CAR_{[t_1, t_2]} = \beta_0 + \beta_1 INS_i + \beta_2 SIZE + \beta_3 LEV + \beta_4 ROA + \beta_5 CFO + \beta_6 PPE + \beta_7 INVENT + \beta_8 INTANG + \beta_9 AGE + \beta_{10} BIG10 + \beta_{11} TOP1 + \beta_{12} STATE + \beta_{13} BSIZE + \beta_{14} INDEP + \beta_{15} DUAL + \beta_{16} MSHARE + \beta_{17} MAPY + \beta_{18} HERFD + \beta_{19} DIVO + \beta_{20} MKT + \beta_{21} TURNOVER + \beta_{22} MTB + \beta_{23} PRICE + \beta_{24} BETA + \beta_{25} STD + \sum IND + \varepsilon \quad (3)$$

表 13 列示了投资者对董责险治理效应的市场反应的回归结果。可以看到, 以三个事件窗口内的累计超额收益率作为被解释变量, 董责险(INS)的回归系数至少在 5% 统计水平下显著为负, 且随着事件窗口的延长, 回归系数的绝对值不断增大, 说明在同等条件下, 康美药业集体诉讼案冲击下, 投资者会对投保董责险的公司产生显著更差的市场反应。

表 13 基于投资者市场反应的回归分析结果

变量	$CAR[-1, 1]$		$CAR[-2, 2]$		$CAR[-5, 5]$	
	模型 1		模型 2		模型 3	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
INS	-0.005 **	(-2.210)	-0.007 **	(-2.432)	-0.017 ***	(-4.089)
控制变量	控制		控制		控制	
行业固定效应	是		是		是	
样本量	2914		2914		2914	
调整 R ²	0.075		0.066		0.113	

注: 括号内数字为经过异方差调整的 T 检验值

① 因为康美药业集体诉讼案一审胜诉判决书是在 2021 年 11 月 12 日周五股市闭市之后才发布的, 所以使用下一个交易日, 即 2021 年 11 月 15 日作为市场反应的事件基准日。

② 其他重大事项包括: 并购重组、增发、配股、股权回购、股权质押冻结、法律诉讼、违规违纪、重大损失等。

上述回归结果表明,投资者的市场反应与独立董事的辞职行为是逻辑一致的,即在中国,董责险主要成为了公司管理者实施投机行为的护身符,特别是在康美药业集体诉讼案之后,投保董责险的公司可能在未来更容易陷入集体诉讼风波。同时,由于新《证券法》对涉诉公司的惩罚更为严厉,而法律诉讼可能会影响公司未来的正常运营,从而损害公司价值。总之,投资者对投保董责险公司的消极反应为董责险的负面治理效应提供了进一步的经验证据,很好地与独立董事的辞职行为形成了相互验证。

七、结论与启示

1. 研究结论与讨论

康美药业集体诉讼案实现了我国新《证券法》从立法到落地实施的重要飞跃,成为中国版集体诉讼的第一案,催热了我国董责险市场的投保需求。然而,社会舆论对火爆的董责险表示出一定程度的担忧,并且董责险的治理效应在学术界也长期备受争议。那么,特别代表人诉讼制度常态化开展后,董责险是否会降低特别代表人诉讼制度的落实效果呢?本文基于康美药业集体诉讼案冲击的视角,实证检验了董责险对独立董事辞职的影响。研究发现,在独立董事辞职潮中,相比于未投保董责险的公司,独立董事更可能从投保董责险的公司提出辞职,这意味着独立董事感知到了董责险的负面治理效应,在进行利弊权衡后选择主动提出辞职,该结论在经过一系列内生性检验和稳健性测试后仍然成立。异质性检验分析发现,董责险对独立董事辞职概率的正向影响在外部审计质量低、地区金融发展水平低的样本中表现得更强。这些结果说明,当公司信息环境较差以及保险公司信息获取能力较低时,董责险更容易成为管理者机会主义行为的保护伞,加剧董责险的负面治理效应。进一步,本文考察了董责险对不同类型独立董事辞职行为的影响,发现董责险更能够促使异地独立董事和能力声誉水平较低的独立董事辞职,因为这些独立董事信息获取劣势较大、监督能力较低,难以发挥有效的监督职能,对董责险的负面治理效应更加敏感,有力地支持了本文的逻辑。此外,通过康美药业集体诉讼案前后的对比,本文发现董责险对独立董事辞职概率的正向影响主要存在于康美药业集体诉讼案之后,凸显了中国版集体诉讼第一案对独立董事的威慑效应。最后,本文还利用事件研究法,在康美药业集体诉讼案事件窗口内投保董责险的公司得到了显著更消极的短期市场反应,说明市场投资者认为董责险弱化了中国版集体诉讼案的威慑作用,导致公司陷入诉讼纠纷。上述研究结论主要从董责险的内部利益相关者即独立董事的辞职视角,为董责险对公司治理的影响提供了直接且可信的经验证据,拓展了董责险治理效应的研究视角,同时深化了独立董事辞职影响因素的研究文献。

2. 管理启示

本文的研究结论具有三个方面的实践启示。首先,伴随新《证券法》的落地和特别代表人诉讼制度的常态化开展,上市公司对董责险的投保需求日益高涨。然而,本文的研究结果表明,在现阶段董责险发挥了负面的兜底效应和治理效应,这可能会导致新《证券法》对管理者的约束和威慑作用大打折扣,印证了目前社会舆论对董责险作用的担忧。这意味着,董责险作为一种“舶来品”,可能尚未与我国实际情况相契合,其很可能会成为公司管理者“上有政策、下有对策”的自利工具。因此,监管部门应该限制董责险市场的非理性发展,防止保险公司在当前的董责险风口盲目承保董责险,以便保障特别代表人诉讼制度的执行效果。其次,保险公司应该进一步完善董责险合约中对被投保董事高管的权利义务的规定。同时,本文发现数字金融可以抑制董责险的负面治理效应。因此,保险公司需要推动数字化转型,在董责险相关的核保、投保、风控和理赔等环节中,充分利用数字技术减小与客户公司的信息鸿沟,更有效地规避投保人的道德风险,使董责险真正成为公司外部治理机制的有益补充。最后,本文研究发现,在外部审计质量高的公司样本中,董责险对独立董

事辞职倾向的正向影响较弱,说明高质量的外部审计发挥了替代性的监督作用。因此,当前对于已投保或者计划投保的公司,应该聘请高质量的外审服务或者完善其他的外部治理机制,以抑制董责险的负面治理效应。

参考文献

- [1] O'Sullivan N. Insuring the Agents: The Role of Directors' and Officers' Insurance in Corporate Governance[J]. *The Journal of Risk and Insurance*, 1997, 64, (3): 545 - 556.
- [2] 胡国柳, 赵阳, 胡珺. D&O 保险、风险容忍与企业自主创新[J]. *北京: 管理世界*, 2019, (8): 121 - 135.
- [3] 李从刚, 许荣. 保险治理与公司违规——董事高管责任保险的治理效应研究[J]. *北京: 金融研究*, 2020, (6): 188 - 206.
- [4] 袁蓉丽, 文雯, 谢志华. 董事高管责任保险和财务报表重述[J]. *北京: 会计研究*, 2018, (5): 21 - 27.
- [5] Yuan R, J. Sun, and F. Cao. Directors' and Officers' Liability Insurance and Stock Price Crash Risk [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 37: 173 - 192.
- [6] Wang J. , J. Zhang, H. Huang, and F. Zhang. Directors' and Officers' Liability Insurance and Firm Innovation [J]. *Economic Modelling*, 2020, 89: 414 - 426.
- [7] Lin C. , M. S. Officer, and H. Zou. Directors' and Officers' Liability Insurance and Acquisition Outcomes [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 102, (3): 507 - 525.
- [8] 贾宁, 梁楚楚. 董事高管责任保险、制度环境与公司治理——基于中国上市公司盈余管理的视角[J]. *北京: 保险研究*, 2013, (7): 57 - 67.
- [9] 赖黎, 唐芸茜, 夏晓兰, 马永强. 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]. *北京: 管理世界*, 2019, (10): 160 - 171.
- [10] Lin C. , M. S. Officer, R. Wang, and H. Zou. Directors' and Officers' Liability Insurance and Loan Spreads [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, (1): 37 - 60.
- [11] 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]. *北京: 会计研究*, 2017, (11): 65 - 71, 97.
- [12] Lin C. , S. Hsu, P. L. Chou, Y. Y. Chao, and C. W. Li. The Effects of Directors' and Officers' Liability Insurance on Key Auditing Matters [J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2020, 56, (5): 977 - 1002.
- [13] 袁蓉丽, 李瑞敬, 李百兴. 董事高管责任保险与审计费用[J]. *北京: 审计研究*, 2018, (2): 55 - 63.
- [14] Boubakri N. , and L. Bouslimi. Directors' and Officers' Liability Insurance and Analyst Forecast Properties [J]. *Finance Research Letters*, 2016, 19: 22 - 32.
- [15] Fahlenbrach R. , A. Low, and R. M. Stulz. Do Independent Director Departures Predict Future Bad Events? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30, (7): 2313 - 2358.
- [16] 唐清泉, 罗觉论. 风险感知力与独立董事辞职行为研究——来自中国上市公司的经验[J]. *广州: 中山大学学报(社会科学版)*, 2007, (1): 91 - 98, 127.
- [17] 李焰, 秦义虎. 媒体监督、声誉机制与独立董事辞职行为[J]. *北京: 财贸经济*, 2011, (3): 36 - 41, 60, 136.
- [18] Chang S. C. , Y. Ren, and J. Yeh. The Role of Information: When is Directors' and Officers' Insurance Value-Added? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2018, 97: 189 - 197.
- [19] 凌士显, 凌鸿程, 郭建强. 董事高管责任保险与上市公司关联交易——基于我国上市公司经验数据的检验[J]. *深圳: 证券市场导报*, 2020, (3): 40 - 48.
- [20] Bradley M. , and D. Chen. Corporate Governance and The Cost of Debt: Evidence from Director Limited Liability and Indemnification Provisions [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17, (1): 83 - 107.
- [21] Gillan S. L. , and C. A. Panasian. On Lawsuits, Corporate Governance, and Directors' and Officers' Liability Insurance [J]. *Journal of Risk and Insurance*, 2015, 82, (4): 793 - 822.
- [22] 邢斐, 周泰云. 董事高管责任保险与企业战略[J]. *北京: 保险研究*, 2020, (11): 32 - 46.
- [23] Chen Z. , O. Z. Li, and H. Zou. Directors' and Officers' Liability Insurance and The Cost Of Equity [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2016, 61, (1): 100 - 120.
- [24] Chung H. S. H. , S. A. Hillegeist, and J. P. Wynn. Directors' and Officers' Legal Liability Insurance and Audit Pricing [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2015, 34, (6): 551 - 577.
- [25] Masulis R. W. , and S. Mobbs. Independent Director Incentives: Where Do Talented Directors Spend Their Limited Time and

Energy? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 111, (2): 406 - 429.

[26] Ormazabal G. Are Directors More Likely to Relinquish Their Riskiest Directorships After The Financial Crisis? [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 53: 1 - 20.

[27] 辛宇, 邓晓飞, 滕飞. 制度压力感知与官员独董辞职——基于“中组部 18 号文”的实证研究[J]. *上海: 财经研究*, 2016, (8): 121 - 132.

[28] 罗进辉, 王笑竹, 陈华阳. 官员独董的辞职时机选择: 动机与后果[J]. *北京: 投资研究*, 2017, (7): 46 - 65.

[29] Bandura A., and R. H. Walters. *Social learning theory*[M]. Upper Saddle River, Englewood Cliffs Prentice Hall, 1977.

[30] Kedia S., K. Koh, and S. Rajgopal. Evidence on Contagion in Earnings Management[J]. *The Accounting Review*, 2015, 90, (6): 2337 - 2373.

[31] 褚剑, 方军雄. “惩一”必然“儆百”吗? ——监管处罚间接威慑失效研究[J]. *北京: 会计研究*, 2021, (1): 44 - 54.

[32] 朱晓莽, 刘馨茗, 陈少华. 行政处罚对独立董事的间接威慑效应[J]. *北京: 经济管理*, 2022, (6): 133 - 152.

[33] 尚兆燕, 扈唤. 独立董事主动辞职、内部控制重大缺陷及非标审计意见——来自中国上市公司的经验证据[J]. *北京: 审计研究*, 2016, (1): 94 - 100.

[34] 李娜, 张括, 石柱峰. 中国特色证券特别代表人诉讼的溢出效应——基于康美药业的事件研究[J]. *上海: 财经研究*, 2022, (8): 139 - 153.

[35] Core J. E. On the Corporate Demand for Directors' and Officers' Insurance[J]. *Journal of Risk and Insurance*, 1997, 64, (1): 63 - 87.

[36] Park M. What Drives Corporate Insurance Demand? Evidence from Directors' and Officers' Liability Insurance in Korea[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 51: 235 - 257.

[37] 凌士显, 白锐锋. 董事高管责任保险的公司治理作用——基于双重代理成本的视角[J]. *北京: 财贸经济*, 2017, (12): 95 - 110.

[38] Jiang W., H. Wan, and S. Zhao. Reputation Concerns of Independent Directors: Evidence from Individual Director Voting[J]. *The Review of Financial Studies*, 2016, 29, (3): 655 - 696.

[39] Shipman J. E., Q. T. Swanquist, and R. L. Whited. Propensity Score Matching in Accounting Research[J]. *The Accounting Review*, 2016, 92, (1): 213 - 244.

[40] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. *北京: 管理世界*, 2020, (10): 65 - 76.

[41] 周冬华, 罗晟哲, 赵玉洁. 董事高管责任保险与企业创新[J]. *北京: 科研管理*, 2022, (4): 201 - 208.

[42] Fan J. P. H., and T. J. Wong. Do External Auditors Perform a Corporate Governance Role in Emerging Markets? Evidence from East Asia[J]. *Journal of Accounting Research*, 2005, 43, (1): 35 - 72.

[43] 古朴, 翟士运. 监管不确定性与企业盈余质量——基于证监会换届的准自然实验[J]. *北京: 管理世界*, 2020, (12): 186 - 202.

[44] 郭峰, 王靖一, 王芳, 孔涛, 张勋, 程志云. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. *北京: 经济学(季刊)*, 2020, (4): 1401 - 1418.

[45] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. *北京: 管理世界*, 2020, (5): 52 - 66, 9.

[46] 罗进辉, 黄泽悦, 朱军. 独立董事地理距离对公司代理成本的影响[J]. *北京: 中国工业经济*, 2017, (8): 100 - 119.

[47] Fama E. F., and M. C. Jensen. Separation of Ownership and Control[J]. *The Journal of Law and Economics*, The University of Chicago Press, 1983, 26, (2): 301 - 325.

[48] 郑志刚, 顾钰, 黄继承. 独立董事兼职: 是能者多劳还是疲于奔命[J]. *北京: 世界经济*, 2017, (2): 153 - 178.

[49] 江新峰, 张敦力, 李欢. “忙碌”独董与企业违规[J]. *北京: 会计研究*, 2020, (9): 85 - 104.

[50] 戴亦一, 陈冠霖, 潘健平. 独立董事辞职、政治关系与公司治理缺陷[J]. *北京: 会计研究*, 2014, (11): 16 - 23, 96.

[51] McWilliams A., and D. Siegel. Event Studies in Management Research: Theoretical and Empirical Issues[J]. *Academy of Management Journal*, 1997, 40(3): 626 - 657.

[52] 邓晓飞, 辛宇, 滕飞. 官员独立董事强制辞职与政治关联丧失[J]. *北京: 中国工业经济*, 2016, (2): 130 - 145.

[53] 杨国超, 芮荫. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J]. *北京: 经济研究*, 2020, (9): 174 - 191.

[54] 罗进辉, 李雪, 黄泽悦. 关键高管的人力资本价值评估——基于关键高管突然去世事件的经验研究[J]. *北京: 中国工业经济*, 2016, (5): 127 - 143.

Directors' and Officers' Liability Insurance and Resignation of Independent Directors: Based on the Shock of Class Action Case of KANGMEI Co. ,Ltd.

LUO Jin-hui, WU Yi-long, WU Ying

(School of Management, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

Abstract: The question of whether directors' and officers' liability insurance (referred to "D&O insurance" hereinafter) functions as a corporate governance tool or a management self-interest tool has been a subject of ongoing debate and controversy among scholars. With the normalization of the special representative litigation system, the demand for D&O insurance in the insurance market will see explosive growth. The governance effect of D&O insurance needs to be fully tested by empirical evidence. This study examines the governance effect of D&O insurance on the proactive resignation behavior of independent directors in light of the impactful class action case involving KANGMEI Co. ,Ltd, which marks the first instance of a class action lawsuit in China.

This study finds that D&O insurance significantly increases the probability of independent directors resigning in the wave of independent directors' resignations triggered by the class action lawsuit against KANGMEI Co. ,Ltd. The conclusion is still valid after alleviating endogeneity issues by paired-sample tests, instrumental variable method, Heckman two-stage selection model, or placebo tests. The positive effect of D&O insurance on the resignation of independent directors is more pronounced for firms with higher external audit quality and those located in regions with higher financial development levels. These findings indicate that when firms have poor information environments and insurance firms have limited information acquisition capabilities, D&O insurance is more likely to serve as a shield for managerial opportunistic behavior. The influence of D&O insurance on the resignation behavior of independent directors varies based on their geographical location and ability levels. Specifically, the impact is more pronounced for cross-location independent directors and independent directors with lower abilities compared to their counterparts, namely local independent directors and independent directors with higher abilities. This finding provides support for the notion that risk perception plays a crucial role in the negative governance effect of D&O insurance on independent directors' resignation behavior. The positive effect of D&O insurance on the resignation of independent directors mainly exists after the class action lawsuit of KANGMEI Co. ,Ltd, highlighting the deterrent effect of this class action lawsuit. Finally, this study employs the event study method and finds that firms that purchased D&O insurance obtain significant and negative abnormal returns. The findings suggest that D&O insurance in China is mainly a management self-interest tool rather than a corporate governance tool at present.

Our study could make some contributions. First, we expand the existing literature on the governance effects of D&O insurance. Our results provide more direct and reliable empirical evidence for the governance effects of D&O insurance based on the perspective of independent director resignations. Second, this study enriches the literature on the determinants of independent director resignations, thereby deepening the research chain of factors affecting independent director resignations. Finally, this study provides valuable implications for enhancing the institutional frameworks of the special representative litigation system and the D&O insurance system.

Key Words: directors' and officers' liability insurance; the resignation of independent director; class action; corporate governance

JEL Classification: G32, G38, G22

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2023.07.007

(责任编辑:张任之)