

行政处罚对独立董事的间接威慑效应*

朱晓荞^{1,2} 刘馨茗^{1,2} 陈少华^{1,2}

(1. 厦门大学管理学院, 福建 厦门 361005;

2. 厦门大学会计发展研究中心, 福建 厦门 361005)



内容提要:如何促使独立董事有效履职一直都是研究热点,但对于我国广泛采取的独立董事行政监管举措,鲜有研究验证其真实效力。本文以独立董事被行政处罚为契机,基于2005—2020年中国A股上市公司数据,探究了行政处罚对独立董事公司治理的间接威慑效应。研究发现,独立董事被处以行政处罚后,同行业独立董事发表异议意见的可能性及数量显著提高,且这一间接威慑效应在地区维度也存在。进一步研究表明,当同行业企业独立董事声誉质量或薪酬水平更高时,间接威慑效应更强;但是,由于独立董事对风险较为敏感,间接威慑效应不受行政处罚力度影响。此外,行政处罚并不会对同行业自身违规风险较低的企业独立董事离职产生间接威慑影响,即不会有损这类企业的人才供给,但违规风险较高的企业却不然;行政处罚有利于同行业企业短期市场表现,这从投资者角度再度验证了处罚的价值。研究证明了行政处罚是我国独立董事履职重要影响因素,这为《中华人民共和国证券法》进一步加强独立董事行政监管举措提供了直接经验证据支持。

关键词: 独立董事 行政处罚 间接威慑效应 异议意见 溢出效应 传染效应

中图分类号: F272 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2022)06—0133—20

一、引言

作为现代公司治理制度的重要组成部分,独立董事在缓解代理问题等方面担负着重要责任(Jiang等,2016^[1];周泽将和王浩然,2021^[2])。但由于制度本身的局限性,中国上市公司独立董事能否发挥内部治理作用被不断质疑(褚剑和方军雄,2021)^[3],如何激励独立董事有效履职一直都是学术界与监管部门关注的热点话题。在2019年修订的《中华人民共和国证券法》施行后,企业信息披露违规成本进一步加大,尤其对于独立董事而言,若企业存在信息披露违规,负有责任的独立董事将可能承担高达500万元的罚款,远高于过去独立董事所承受的行政罚款力度^①。此外,康美药业(600518)事件反映了独立董事被接连行政处罚及诉讼,使市场愈发重视独立董事法律责任。实际上,行政处罚一直都是我国重要的独立董事履职监管方式(Firth等,2016^[4];Ke和Zhang,

收稿日期:2021-12-19

* 基金项目:国家自然科学基金青年项目“审计师职业晋升、审计行为及会计师事务所发展:基于社会关系视角”(72002183);国家自然科学基金重大项目“制度变革、非正式制度因素与会计审计行为”(71790602);教育部人文社科重点基地重大项目“原则导向会计准则,会计职业判断与会计信息质量:理论与实证”(BJJD790028)。

作者简介:朱晓荞,女,博士研究生,研究领域是公司治理与审计,电子邮箱:zhuxiaoqiao90@163.com;刘馨茗,女,助理教授,管理学博士,研究领域是公司治理与审计,电子邮箱:xmliu@xmu.edu.cn;陈少华,男,教授,管理学博士,研究领域是公司治理与财务报告分析,电子邮箱:shchen@xmu.edu.cn。通讯作者:刘馨茗。

①具体法条详见《中华人民共和国证券法》第一百九十七条。据本文统计,2019年以前大部分独立董事行政处罚不涉及罚款,而在罚款案件中,罚款金额均值为3万元。

2021^[5]),近年来独立董事行政处罚年均约175例,不亚于审计师和高管等其他主体的处罚数量^①。但是,法律风险能否切实可行地改善独立董事履职行为在当前尚未形成定论。例如,信息传输、软件和信息技术服务业中有企业在2016年及之前就出现了独立董事被行政处罚,但2017年广西慧球科技(600556)仍在董事会中审议了诸如“建立健全员工恋爱审批制度”等荒诞不经的董事会议案,也被独立董事签字同意,这不禁让人怀疑行政处罚能否发挥预期效果。

现有研究探讨了行政处罚对独立董事的影响,但是,行政处罚是否以及能在多大程度影响独立董事异议行为仍是一个值得系统探究的问题(黄海杰等,2016)^[8]。早期研究将重心放在行政处罚直接威慑效应上,发现处罚将导致受罚企业独立董事辞职而非有效履职,故不利于公司治理(Firth等,2016)^[4]。近年来,考虑到行政处罚目的并不仅限于受罚主体本身,监管机构更希望通过单次惩戒来警示其他未受罚主体,即“惩一儆百”(刘文军等,2019^[6];王云等,2020^[9];陈晓艳等,2021^[10]),褚剑和方军雄(2021)^[3]探究了行政处罚对联结公司独立董事异议行为的间接威慑效应,但发现联结企业独立董事并未积极履职。由于威慑效应产生的前提在于受罚与威慑主体具有一定相似度和可比性,而相同行业或地理位置企业是所有企业中具备较多类似特征的一类,是重要的威慑效应研究对象(Kedia等,2015^[11];梅蓓蕾等,2021^[12])。因此,未对同行业、同地区企业间接威慑效应进行探究的研究现状可能会低估独立董事行政处罚间接威慑效应的真实作用,也难以以为《中华人民共和国证券法》的实施提供直接且系统全面的证据支持。一方面,较强监管力度将导致同行业或同地区企业独立董事感知到更高的违规成本,故独立董事将可能积极发表异议意见,即间接威慑效应;但另一方面,正如当前研究表明,违规行为也可能导致传染效应发生(冉明东等,2016^[13];陆蓉和常维,2018^[14]),更多处罚案件可能意味着独立董事有效履行监督职责的概率更低,而过高风险也可能导致独立董事离职。

基于2005—2020年中国A股非金融上市公司数据,本文系统检验了独立董事被行政处罚对异议行为等公司治理的间接威慑效应。本文学术贡献主要包括以下三方面:(1)不同于当前研究更多探讨人才市场声誉(Jiang等,2016)^[1]、薪酬差距(李世刚等,2019)^[15]、股东大会投票(周泽将和王浩然,2021)^[2]等非强制性因素对独立董事异议行为的影响,本文聚焦于行政处罚这一法律强制性因素,进一步拓宽了独立董事异议行为影响因素。(2)已有关于间接威慑效应研究主要集中于公司高管(薛健等,2017)^[7]、审计师(Acito等,2018^[16];杨金凤等,2018^[17];刘文军等,2019^[6])等,对独立董事的探究相对鲜见(褚剑和方军雄,2021)^[3]。通过探究同行业和同地区的间接威慑效应,本文有益于更为全面地估计独立董事行政处罚的间接威慑影响。(3)对于独立董事变更间接威慑效应,由于同时引入公司违规风险情境变量,本文有助于加深对法律风险与独立董事变更之间关系情境性的理解(Firth等,2016^[4];褚剑和方军雄,2021^[3])。

二、文献回顾、理论分析与假设提出

1. 文献回顾

(1)独立董事异议行为的影响因素。自独立董事为缓解代理问题而被引入董事会后,如何激励独立董事更好地发挥公司治理作用备受学术界关注。由于数据缺乏,大量国外研究虽然探究了独立董事变更、参会率的影响因素(Masulis和Mobbs,2014^[18];Naaraayanan和Nielsen,2021^[19]),但却始终难以打开独立董事具体履职行为“黑箱”。在中国证券监督管理委员会(以下简称“证监会”)要求上市公司披露独立董事意见后,学者得以直接探究影响独立董事意见这一具体履职行为

① 上述独立董事受罚数据是基于本文实证研究数据统计而得。据刘文军等(2019)^[6]的统计,2001—2017年平均每年最多会发生5起会计师事务所处罚事件;据薛健等(2017)^[7]的统计,2008—2015年平均每年国企高管腐败被曝光的事件有53起。

的收益与成本。具体地,现有独立董事异议行为影响因素研究可分为以下两大类:第一,收益激励独立董事有效履职。现有研究表明声誉是独立董事有效履职的重要诱因,故当独立董事更为关注未来职业机会(Tang等,2013^[20];Jiang等,2016^[1]),或面对有损声誉情况时(Tang等,2013^[20];叶康涛等,2011^[21];周泽将和王浩然,2021^[2]),独立董事更可能发表异议意见以树立并保护自身声誉。同时,企业内部薪酬与职位晋升激励也将显著影响独立董事履职行为(李世刚等,2019^[15];柳学信等,2020^[22])。第二,履职成本影响独立董事异议行为。首先,社会文化能发挥隐形成本作用,如受论资排辈文化影响较大的独立董事更难发表异议意见(杜兴强等,2017^[23];陈仕华和张瑞彬,2020^[24])。其次,独立董事与企业的关系也属于履职成本之一。具体地,当独立董事与企业处于同一个地区(周泽将等,2021)^[25],或独立董事希望通过与企业保持良好关系以取得当前任职机会时(唐雪松等,2010^[26];Tang等,2013^[20];Juan和Tarun,2013^[27]),其更可能选择保持“沉默”。最后,独立董事特征将能够通过影响独立董事判断、识别等履职成本而影响其异议行为(Tang等,2013)^[20]。

(2)行政监管的间接威慑效应。近年来,行政监管研究重心逐渐由直接威慑效应转移至间接威慑效应,即探究行政监管能否通过单个案件来影响其他公司。按照研究对象不同,行政监管间接威慑效应研究可划分为以下三类:第一,以审计机构为行政监管对象的研究发现,受罚的审计师其他客户公司(Acito等,2018)^[16]、受罚审计师同事(杨金凤等,2018)^[17]以及同行业审计师(刘文军等,2019)^[6]的审计质量在行政监管后有所改善。第二,部分文献以公司高管为研究对象,发现在高管被行政处罚后,存在高管联结的未受罚企业更可能辞退涉事高管(褚剑和方军雄,2021)^[3],同行业与同地区企业高管在职消费行为将受到威慑(薛健等,2017)^[7]。第三,对于企业层面的行政监管,当前研究不仅关注了事后惩处,也探究了事前监管问询函制度。具体地,王云等(2020)^[9]、陈晓艳等(2021)^[10]发现,同行业企业环保投资等环境治理情况将在环境处罚后有所改善。梅蓓蕾等(2021)^[12]发现,监管问询函将对同行业与同地区企业盈余管理行为产生威慑影响。然而,行政监管的间接威慑效应可能失效,与之截然相反的传染效应或同群效应也可能发生。对于审计行为,褚剑和方军雄(2021)^[3]发现,虽然与违规企业有高管联结的企业也存在较高执业风险,审计师却未能有效调整审计决策。同时,低质量审计行为在审计团队及事务所等层面将由于学习效应的存在而发生传染(Francis和Michas,2013^[28];冉明东等,2016^[13];Li等,2017^[29])。此外,相关研究表明,盈余操纵、信息披露违规、期权回溯等违规行为将通过行业、地区或高管联结渠道产生传染(Bizjak等,2009)^[30]。

综上,已有研究更多在探究声誉、关系等非强制性因素对独立董事异议行为的影响,对法律强制性因素的探讨尚较为缺乏。相较于审计师、公司高管等其他主体,独立董事行政处罚案例不在少数,法律风险对独立董事履职在现实中的影响难以小觑。虽然已有研究探讨了法律风险对独立董事的影响(辛清泉等,2013)^[31],但这类研究或是基于辞职行为等相对间接的指标,或是尚未刻画出行政处罚的真实效力,即处罚对更广泛群体的间接威慑作用。本研究将同行业和同地区企业作为对象,探讨独立董事意见这一具体履职行为的决策成本与收益,能够更为全面且深刻地揭示出法律风险对独立董事履职的影响。

2. 理论分析与假设提出

作为社会学习理论研究开创者,Bandura(1988)^[32]提出人可以在通过观察别人的行为及其后果而形成的间接经验基础上,培养和塑造自身行为,即观察学习的基本观点。此现象在被观察者和观察者存在较高相似度、更近关系时更可能发生。一方面,观察者在观察学习后可能减少实施类似行为以规避不利后果,即威慑效应,现有研究发现,行政处罚公司高管、审计师或公司的案件,由于能提高观察者违规风险认知,将可以达到“杀一儆百”的效果(薛健等,2017)^[7];另一方面,当观察

到违规行为所带来的成本和代价较低时,观察者也可能模仿学习相关行为,传染效应由此产生(Kedia等,2015)^[11],例如,研究表明审计团队或事务所层面存在低质量审计传染效应(Francis和Michas,2013^[28];Li等,2017^[29]),而相同地区或相同行业间也存在盈余操纵、信息披露违规等行为传染(Bizjak等,2009)^[30]。

独立董事是公司治理的重要行为主体,需调查了解公司生产经营状况、管理和内部控制等,并通过参与董事会、对相关议案发表独立意见履行监督职责。鉴于独立董事异议行为能够监督约束公司日常运营(唐雪松等,2010)^[26],已有大量文献探究声誉、关系等因素如何促使其发表更多异议意见以优化公司治理(叶康涛等,2011^[21];杜兴强等,2017^[23])。与非强制性因素不同,证监会、交易所等行政监管机构对独立董事日常履职行为进行了法律强制性监管。如果独立董事未对存在虚假记载、误导性陈述或重大遗漏的董事会议案发表异议意见,监管机构将认为独立董事未勤勉履职,并对之施以批评、警告、罚款甚至市场禁入的行政处罚(钱如锦,2017)^[33]。基于行政处罚同时存在威慑效应与传染效应(Acito等,2018)^[16]这一基本假设,对独立董事采取行政处罚的监管举措能否促使未受罚独立董事积极履职将有待系统探究。

基于社会学习理论,未受罚独立董事可能在独立董事行政处罚公开后对之展开观察学习。其中,同行业独立董事将因如下两方面因素深度影响。一方面,由于产品类型、业务结构等各方面类似,同行业企业经常互相参考诸如监管问询函、高管履职方式、盈余管理等信息(Kedia等,2015^[11];Johnson,2020^[34]),故独立董事行政处罚消息也更可能被同行业企业用以作为独立董事履职的信息参考。另一方面,现实中监管机构通常采用同行业比较的法律监管模式(梅蓓蕾等,2021)^[12]。当一家企业违规行为被监管机构注意并处罚时,同行业企业如有类似行为被发现的概率更高,其任职独立董事也更可能被一并惩处。例如,嘉寓股份(300117)与中毅达(600610)同属于建筑行业,两家公司先后于2017年10月和12月因跨期结转成本调节利润等信息披露虚假问题被行政处罚,独立董事也由于未勤勉履职被处罚,而在此之前,在两家公司任职的独立董事从未受到惩处。即便此案例可能并非是由监管机构主动采取同行业比较所致,但由于同行业企业之间存在较多相似特征,单个企业违规行为的曝光往往能够提醒投资者、审计师等各方注意同行业企业类似行为(Kedia等,2015^[11];Li,2016^[35];刘文军等,2019^[6]),故监管机构很可能因外界施加的影响而更为关注相同行业企业并最终导致同行业企业行政处罚案件接连出现。因此,为降低自身法律风险,独立董事对同行业企业独立董事行政处罚案件更为敏感。

对于同行业企业独立董事,即便并未受罚,其由于更为关注行政处罚案件而将感知到更高违规成本,这些预期事后成本将能发挥事前激励作用(Fama和Jensen,1983)^[36],使独立董事调整自身履职方式。具体来说,预期事后违规成本将至少包括以下三方面:第一,作为社会知名人士,如高校教授与行业专家,独立董事更容易因被点名批评而产生丢脸、尴尬等不适感(唐清泉等,2006)^[37]。第二,行政处罚独立董事的方式也包括罚款与市场禁入,这将造成直接经济损失。第三,当企业希望通过聘请“严厉”的独立董事向市场传递信号时,这些曾被行政处罚的独立董事将难以再获得此类公司任职机会(Fich和Shivdasani,2007)^[38]。因此,为避免事后成本成为现实,同行业独立董事将在观察到独立董事行政处罚案件后,更主动地对董事会议案中存在的问题发表异议意见,即行政处罚间接威慑效应。

行政处罚也可能导致传染效应发生。现有研究表明,行政处罚详细描述了违规过程与惩处结果,可能导致观察者逐渐习得相关行为并为了利益违规操作(Kedia等,2015^[11];陆蓉和常维,2018^[14])。类似地,独立董事行政处罚也可能导致同行业企业独立董事模仿违规履职方式,以获得相关利益。当预期到公司违规行为的行政处罚对其造成的负面影响可控时,独立董事更可能为了配合管理层以避免“逆淘汰”(陈睿等,2015)^[39]、保持与企业人情关系(周泽将等,2021)^[25]等,进

而选择不发表异议意见。并且,由于独立董事经常身兼数职,一般会按照工作重要性安排时间与精力(Masulis 和 Mobbs,2014)^[18],其也可能在不重要岗位中照搬受罚独立董事行径以节约自身精力。特别是由于监管机构资源有限,难以做到事无巨细的管控(段宇波和刘佳敏,2018^[40];周泽将等,2021^[25]),独立董事很可能会心存侥幸,而此侥幸心理将进一步加大独立董事为了相关利益而实施上述行为的可能。

基于上述论述,构建本文逻辑框架如图 1 所示,同时提出如下竞争性假设:

H_{1a}: 独立董事被行政处罚后,同行业独立董事发表异议意见的可能性提高。

H_{1b}: 独立董事被行政处罚后,同行业独立董事发表异议意见的可能性降低。

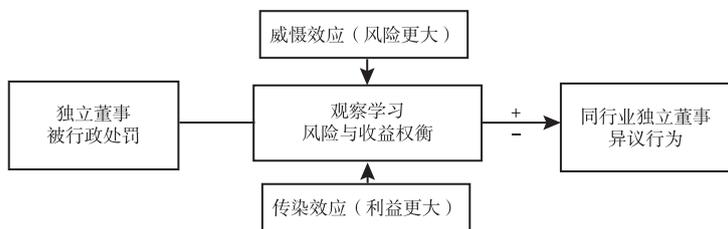


图 1 逻辑框架

资料来源:作者整理

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文选取 2005—2020 年中国 A 股上市公司^①为研究对象。2005 年是独立董事异议意见出现的首个年度,故本文删除了独立董事制度相对不完善且数据存在偏差的之前年度(Tang 等,2013^[20];杜兴强等,2017^[23])。由于本文希望探讨行政处罚对未受罚企业独立董事异议意见的间接影响,本文剔除了独立董事曾被处罚的公司。参照相关研究,本文进一步剔除了金融保险行业、被特殊处理(ST、*ST)的样本,最终得到 26184 个观测值。独立董事行政处罚数据是以国泰安(CSMAR)和万得(WIND)数据库为基础,并通过手工核对证监会及证券交易所网站披露的处罚决定书和监管关注函等文件来验证。独立董事意见源于国泰安研究系列的高管动态栏目,其他数据来自国泰安、锐思(RESSET)和中国研究数据服务平台(CNRDS)。为避免极端值影响,本文对所有连续性变量进行了上下 1% 缩尾处理。

2. 模型设计

为检验假设,本文设定模型:

$$Disagree_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Sanction_{i,t} + \sum \gamma Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,Disagree 表示独立董事有效履职情况,以独立董事异议行为度量;Sanction 表示同行业独立董事行政处罚情况;Controls 代表一系列控制变量。此外,本文还控制了年份和行业固定效应(Li,2016)^[35]。由于被解释变量为虚拟变量或有序变量,本文回归分析将分别使用 Logistic 和 Ordered Logistic 回归。

3. 变量说明

(1)被解释变量(Disagree):本文以独立董事异议行为进行度量。具体地,参考唐雪松等(2010)^[26]、李世刚等(2019)^[15]、周泽将和王浩然(2021)^[2],本文将“保留意见”“反对意见”“无法

① 包括主板、中小板及创业板上市公司。

发表意见”“弃权”“提出异议”“其他”定义为异议意见。本文同时选取公司是否被独立董事出具异议意见虚拟变量(*Dissent*)以及异议意见数量(*DissentNum*)两个指标。

(2)解释变量(*Sanction*):由于独立董事主要通过参与董事会并发表独立意见履职,而其受罚多是因为对信息披露违规议案未发表异议意见,故本文参照辛清泉等(2013)^[31]、Firth等(2016)^[4]以独立董事因企业信息披露违规而被处罚的案件定义,即信息披露虚假、遗漏、未按时披露重要信息三类^①。具体地,若公司*i*所处行业在*t-2*至*t-1*年中存在独立董事行政处罚则解释变量*Sanction_{i,t}*赋值为1,否则为0(Li,2016^[35];薛健等,2017^[7];刘文军等,2019^[6])。其中,行业划分是以证监会2012年行业分类标准为基础,除制造业取两位代码外,其他行业均取一位代码。例如,若A公司独立董事于2011年被行政处罚,则A公司所处行业的所有公司2012—2013年*Sanction*均取值为1。需要说明的是,为确保独立董事能够观察到同行业行政处罚事件,且存在充足时间调整自身行为,本文以多年期处罚情况定义解释变量,且将其值取滞后1年(刘文军等,2019)^[6]。

(3)控制变量。第一,现有研究表明公司基本特征与独立董事异议行为相关,故本文从盈利能力(*ROE*)、财务杠杆(*LEV*)、公司规模(*Size*)、产权性质(*SOE*)、上市年限(*Agelist*)维度对公司基本特征加以控制(Tang等,2013^[20];杜兴强等,2017^[23];周泽将和王浩然,2021^[2])。第二,良好的公司治理状况能减少“一言堂”的可能,有利于独立董事发挥监督作用(杜兴强等,2017^[23];李世刚等,2019^[15];周泽将和王浩然,2021^[2]),故本文进一步控制第二至十大股东持股状况(*Top2to10*)、两权分离(*Seperation*)、CEO变更(*CEO_CHG*)、董事长持股比例(*BChairShare*)、董事会规模(*Bsize*)。第三,Jiang等(2016)^[1]发现独立董事特征能够影响其异议行为,故本文也控制了独立董事比例(*Indboardpct*)、独立董事忙碌程度(*IndBusy*)。第四,现有研究表明早期独立董事异议意见状况会影响未来异议行为(杜兴强等,2017)^[23],故为缓解异议意见的一致性影响,本文控制了滞后一期异议意见(*LagDissent*和*LagDissentNum*)。

具体变量定义详如表1所示。

表1 主要变量测度与数据来源

变量名称	变量符号	测度方法
独立董事异议行为	<i>Dissent</i>	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年中,存在独立董事发表意见为“保留意见”“反对意见”“无法发表意见”“弃权”“提出异议”及“其他”则赋值为1,否则为0
	<i>DissentNum</i>	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年中,独立董事发表意见为“保留意见”“反对意见”“无法发表意见”“弃权”“提出异议”及“其他”的数量
行业独立董事行政处罚情况	<i>Sanction</i>	公司 <i>i</i> 所在行业在 <i>t-2</i> 至 <i>t-1</i> 年中,若存在独立董事被处罚的情况,则赋值为1,否则为0
盈利能力	<i>ROE</i>	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年的净资产收益率(单位为1)
财务杠杆	<i>LEV</i>	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年总负债占总资产的比例(单位为1)
企业规模	<i>Size</i>	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年的市值。为使回归结果可读,数值再除以1000000000

① 若包含所有处罚案件,实证结果基本不变(留存备案)。

续表 1

变量名称	变量符号	测度方法
产权性质	<i>SOE</i>	若公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年最终控制人为国有性质则赋值为 1, 否则为 0
上市年限	<i>Agelist</i>	截止 <i>t</i> 年, 公司 <i>i</i> 上市的年份数量
第二至十大股东持股	<i>Top2to10</i>	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年第二至第十大股东持有公司股份比例之和(单位为%)
两权分离	<i>Seperation</i>	参考田利辉等(2016) ^[41] , 实际控制人控制权与现金流权的差值(单位为%)
CEO 变更	<i>CEO_CHG</i>	若 <i>t</i> 年 CEO 发生变更则赋值为 1, 否则为 0
董事长持股	<i>BChairShare</i>	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年董事长持有公司 <i>i</i> 的股份比例(单位为%)
董事会规模	<i>Bsize</i>	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年董事会总席位自然对数值
独立董事比例	<i>Indboardpct</i>	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年的独立董事占董事会总人数比例(单位为 1)
独立董事忙碌程度	<i>IndBusy</i>	公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年任职的所有独立董事, 兼任独立董事的上市公司总数量
异议意见滞后值	<i>LagDissent</i>	滞后一期的 <i>Dissent</i>
	<i>LagDissentNum</i>	滞后一期的 <i>DissentNum</i>

四、实证结果与分析

1. 描述性统计与相关性分析

表 2 列示了本文主要变量的描述性统计。*Dissent* 均值为 0.02, 标准差为 0.14, 说明独立董事发表异议意见情况较少, 与现有研究相符(杜兴强等, 2017^[23]; 李世刚等, 2019^[15])。但 *DissentNum* 均值为 0.107, 最大值为 31, 说明部分公司当年存在较多异议意见, 但 75 分位数也为 0, 说明绝大多数公司未出现异议意见, 不同公司独立董事异议意见差异较大(周泽将和王浩然, 2021)^[2]。*Sanction* 均值为 0.742, 反映了行业独立董事行政处罚情况较为常见。

表 2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	最小值	25 分位数	中位数	75 分位数	最大值	标准差
<i>Dissent</i>	26184	0.0200	0	0	0	0	1	0.1400
<i>DissentNum</i>	26184	0.1070	0	0	0	0	31	0.9150
<i>Sanction</i>	26184	0.7420	0	0	1	1	1	0.4380
<i>ROE</i>	26184	0.0538	-0.8760	0.0279	0.0675	0.1130	0.3230	0.1470
<i>LEV</i>	26184	0.4390	0.0574	0.2780	0.4360	0.5930	0.8900	0.2030
<i>Size</i>	26184	12.3500	0.6630	2.9650	5.5300	11.3700	163.7000	22.5800
<i>SOE</i>	26184	0.3970	0	0	0	1	1	0.4890
<i>Agelist</i>	26184	9.8860	1	4	9	15	26	6.8230
<i>TOP2t10</i>	26184	22.6500	1.2400	12.1100	21.7200	31.9000	53.9600	12.9400

续表 2

变量	观测值	均值	最小值	25 分位数	中位数	75 分位数	最大值	标准差
<i>Seperation</i>	26184	6.1010	0	0	0.1580	11.8100	30.6600	8.2980
<i>CEO_CHG</i>	26184	0.1820	0	0	0	0	1	0.3860
<i>BChairShare</i>	26184	7.5340	0	0	0	10.7200	53.5100	13.3200
<i>Bsize</i>	26184	2.2540	1.7920	2.0790	2.3030	2.3030	2.7730	0.1800
<i>Indboardpct</i>	26184	0.3730	0.3000	0.3330	0.3330	0.4290	0.5710	0.0527
<i>IndBusy</i>	26184	2.8110	0	1	3	4	9	2.2180
<i>LagDissent</i>	26184	0.0183	0	0	0	0	1	0.1340
<i>LagDissentNum</i>	26184	0.0918	0	0	0	0	21	0.8000

主要变量相关系数显示(留存备案),*Sanction* 与 *Dissent*、*DissentNum* 的 Spearman 相关系数均在 1% 水平上显著为正,初步验证了假设 H_{1a} 。此外,*Sanction* 与其他控制变量相关系数绝对值均不超过 0.1,且本文计算发现主回归相关变量 VIF 值最大为 1.66,平均为 1.27,远小于 10,说明相关变量之间不存在严重共线性问题。

2. 多元回归结果与分析

表 3 列示了行业间接威慑效应实证回归结果,第(1)列和第(3)列未将控制变量纳入,第(2)列和第(4)列则包括所有控制变量,*Sanction* 系数均显著为正,支持假设 H_{1a} 。具体来说,在独立董事被行政处罚后,同行业独立董事更可能发表异议意见,且异议意见数量更多。同时,解释变量的系数大小也具有一定经济意义。以表 3 第(2)列为例,相较于行业内无独立董事行政处罚,当行业内存在行政处罚时,独立董事发表异议意见的几率将增大 71.5%^①。总之,实证结果表明对独立董事采取行政处罚的监管措施能够发挥间接威慑效应。

表 3 独立董事被行政处罚的同行业间接威慑效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Dissent</i>	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>	<i>DissentNum</i>
<i>Sanction</i>	0.5941*** (3.85)	0.5538*** (3.59)	0.5893*** (3.85)	0.5433*** (3.55)
<i>ROE</i>		-1.1699*** (-4.78)		-1.1379*** (-4.58)
<i>LEV</i>		0.2208 (0.71)		0.1896 (0.61)
<i>Size</i>		0.0021 (0.86)		0.0021 (0.84)

① 参照 Jiang 等(2016)^[1]的方法,解释变量的系数为 0.5538,当解释变量从 0 变为最大值 1 时,优势比将改变 1.7399 倍($= \exp(0.5538 \times 1)$)。本文数据的无条件概率为 0.0200,优势比为 0.02($= 0.02/(1 - 0.02)$)。当解释变量从 0 变为 1 时,优势比将增大到 0.0355($= 1.7399 \times 0.02$),即新的概率约为 0.0343($= 0.0355/(1 + 0.0355)$),即增长了 71.5% ($(0.0343 - 0.02)/0.02$)。

续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Dissent</i>	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>	<i>DissentNum</i>
<i>SOE</i>		-0.3101 ** (- 2.40)		-0.2900 ** (- 2.30)
<i>Agelist</i>		0.0290 *** (3.08)		0.0282 *** (2.96)
<i>TOP2t10</i>		0.0087 ** (2.13)		0.0089 ** (2.22)
<i>Seperation</i>		-0.0099 (- 1.43)		-0.0098 (- 1.45)
<i>CEO_CHG</i>		0.4100 *** (3.84)		0.4386 *** (4.27)
<i>BChairShare</i>		-0.0114 * (- 1.89)		-0.0111 * (- 1.81)
<i>Bsize</i>		-0.0004 (- 0.00)		0.0058 (0.02)
<i>Indboardpct</i>		-0.4264 (- 0.37)		-0.4251 (- 0.38)
<i>IndBusy</i>		-0.0562 ** (- 2.41)		-0.0548 ** (- 2.37)
<i>LagDissent</i>		1.6266 *** (7.74)		
<i>LagDissentNum</i>				0.2240 *** (7.94)
常数项①	-3.2355 *** (- 9.23)	-3.3603 *** (- 3.45)		
行业/年度固定效应	是	是	是	是
观测值	26184	26184	26184	26184
伪 R ²	0.149	0.182	0.0949	0.115

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号中是经过公司聚类调整后的稳健性标准误计算的z值，下同

① 由于第(3)列与第(4)列 Ordered Logistic 回归截距项过多,本文未列示,备索。下文表格做类似处理,不再赘述。

此外,本文控制变量系数也与相关文献保持一致(杜兴强等,2017^[23];李世刚等2019^[15];周泽将和王浩然,2021^[2])。具体来说:(1)ROE系数显著为负,说明盈利能力越强的公司被出具异议意见的可能性越小;(2)SOE系数显著为负,说明国有企业独立董事异议行为相对更少;(3)Agelist系数显著为正,说明上市越早的公司越可能存在独立董事异议行为;(4)Top2to10系数显著为正,而BChairShare系数显著为负,说明第二至十大股东持股比例越高、董事长持股比例越小的公司,独立董事越可能发表异议意见;(5)CEO_CHG系数显著为正,说明独立董事更可能在CEO变更当年出具异议意见;(6)IndBusy系数显著为负,说明独立董事越忙碌越难发表异议意见;(7)LagDissent和LagDissentNum系数显著为正,说明滞后一期独立董事异议行为将正向影响当期状况。

3. 稳健性检验

(1)内生性问题缓解。由于本文解释变量度量是基于行业水平而非公司自身状况,本文内生性问题影响较小。但本文仍采用以下两种方式以缓解潜在内生性问题影响。首先,为缓解因遗漏不随时间变化的变量而造成内生性问题影响,本文进一步控制公司固定效应,并参照Masuli和Zhang(2019)^[42]采用OLS回归。从表4第(1)列和第(2)列可知,Sanction系数仍显著为正。其次,为同时控制公司层面和时间序列层面的相关性影响,本文进一步采用公司与年份双重聚类调整。重新回归的实证结果列示于表4第(3)列和第(4)列,结果显示解释变量仍显著为正。

表4 内生性问题缓解

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>
<i>Sanction</i>	0.0073*** (2.72)	0.0359* (1.86)	0.5538*** (3.64)	0.5433*** (3.61)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制		
行业固定效应			控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
聚类调整	公司	公司	公司+年份	公司+年份
观测值	26184	26184	26184	26184
调整R ² /伪R ²	0.0832	0.0490	0.182	0.115

注:第(1)列和第(2)列括号中是经过聚类调整后的稳健性标准误计算的t值;第(3)列和第(4)列括号中是经过聚类调整后的稳健性标准误计算的z值

(2)更换关键变量。首先,本文使用以下四种方式更换解释变量,以保证实证结果的稳健:其一,更换解释变量的时间窗口期,若公司*i*所处行业在*t*-3至*t*-1年中存在独立董事被处罚,*Sanction*_{2,*i,t*}赋值为1,否则为0;若公司*i*所处行业在*t*-1年中存在独立董事被处罚,*Sanction*_{3,*i,t*}赋值为1,否则为0。回归结果如表5第(1)~第(4)列所示,实证结果与主回归保持一致。其二,本文使用证监会2012年行业分类标准(细类)重新度量解释变量(*Sanction_SEC*),重新回归的实证结果列示于表5第(5)列和第(6)列,解释变量在1%水平上显著为正。其三,本文使用万得行业分类标准重新度量解释变量(*Sanction_WIND*)。表5第(7)列和第(8)列结果显示,*Sanction_WIND*与主回

归保持一致。其四,本文使用连续变量($Sanction_pct_{i,t}$)定义解释变量,即公司*i*所处行业于*t*-2至*t*-1年存在独立董事行政处罚的公司数占行业总公司数比例。重新回归的实证结果列示于表5第(9)列和第(10)列,解释变量在1%水平上显著为正。再者,对于被解释变量的度量,前文主要考虑异议意见数量状况,本文进一步度量异议意见严重程度。具体的,参照唐雪松(2010)^[26],“同意”或“其他”独立董事意见被看作1级,“保留意见”或“异议意见”是2级,“无法表示意见”“弃权”以及“反对意见”是3级。 $DissentSer$ 赋值为公司当年独立董事意见最高级别。据表5第(11)列结果显示,解释变量仍显著为正。

表 5 更换关键变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>	<i>DissentSer</i>
<i>Sanction2</i>	0.3729 ** (2.33)	0.3572 ** (2.23)									
<i>Sanction3</i>			0.2811 ** (2.14)	0.2605 ** (2.05)							
<i>Sanction_SEC</i>					0.3640 *** (2.59)	0.3485 *** (2.51)					
<i>Sanction_WIND</i>							1.0120 ** (2.15)	1.0464 ** (2.19)			
<i>Sanction_pct</i>									0.3259 *** (3.05)	0.3189 *** (3.02)	
<i>Sanction</i>											0.6673 *** (3.67)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	26184	26184	26184	26184	26172	26172	25911	25911	26184	26184	26184
伪 R ²	0.181	0.114	0.181	0.114	0.181	0.114	0.179	0.113	0.182	0.115	0.115

注:第(5)~(8)列回归观测数与主回归不一致的原因是解释变量较*Sanction*存在一定缺失

(3)其他稳健性检验。在本文间接威慑效应研究对象中,既包括与受罚公司毫无关联的同行业公司,又包括受罚独立董事兼职的同行业公司。本文进一步剔除同行业中与受罚独立董事存在联结的观测(438个),以更细致探讨行政处罚对同行业未受罚公司独立董事的间接威慑效应。重新回归的实证结果如表6所示,*Sanction*仍在1%水平上显著为正。此外,更换控制变量定义的实证结果与主回归仍保持一致(留存备索)。

表 6 调整样本筛选条件

变量	(1)	(2)
	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>
<i>Sanction</i>	0.5640 *** (3.60)	0.5541 *** (3.56)
控制变量	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是
观测值	25746	25746

续表 6

变量	(1)	(2)
	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>
伪 R ²	0.185	0.117

五、进一步分析

上文研究表明,未受罚独立董事在其他企业独立董事被行政处罚后由于感知到更高的违规成本,将更积极发表异议意见。进一步,本文将进行异质性检验与拓展性分析,以进一步深化研究主题并验证主检验机理。具体来说,首先检验被威慑者与威慑源头的调节影响,即被威慑企业独立董事特征及行政处罚力度;之后将从地区维度对行政处罚间接威慑效应进行再次验证;最后探究处罚对独立董事变更的间接威慑影响。值得说明的是,调节效应、地区维度间接威慑效应及变更行为间接威慑效应检验能够验证主检验机理,即未受罚独立董事在其他企业独立董事被行政处罚后感知到更高违规成本。此外,本部分还将检验同行业未受罚企业在行政处罚后的投资者短期市场反应,这与主检验较为长期的影响形成有益补充。最后将探究独立董事行政处罚的直接威慑效应。

1. 独立董事特征对威慑效应的调节

独立董事感知到更高违规风险并积极调整履职行为是间接威慑效应产生的关键,而由于不同特征的独立董事对风险的感知以及调整学习能力存在一定差异,行政处罚间接威慑效应可能因此不同,本文进一步对此加以检验。第一,声誉更高的独立董事更为爱惜自身声誉,更在意自身未来职业发展(Jiang等,2016)^[1],故其也对行政处罚风险更为敏感。为探究独立董事声誉对间接威慑效应的影响,本文在模型(1)的基础上加入公司独立董事声誉(*IndMedia*)及其与*Sanction*的交乘项。具体来说,本文以我国8家主流财经媒体^①*t*-3至*t*年提及独立董事的非负面新闻次数衡量独立董事个人在*t*年的声誉质量(Jiang等,2016)^[1],再对公司所有独立董事声誉质量取平均值以衡量公司*i*于*t*年独立董事声誉整体状况(*IndMedia_{i,t}*),数据源于中国研究数据服务平台。表7第(1)列和第(2)列结果表明,*Sanction* × *IndMedia*系数显著为正,说明在独立董事声誉质量较高的公司中,间接威慑效应更强。第二,能够获得较高薪酬水平的高管往往能力更强(Nancy和Andrea,1997^[43];Graham等,2012^[44];刘绍妮和万大艳,2013^[45]),故薪酬较高的独立董事由于具备较强能力,更可能在观察到行政处罚事件后对自身履职行为进行相应调整。为探究此假说,本文在模型(1)中加入公司当年独立董事平均薪酬(*IndComp*)及其与*Sanction*的交乘项,重新回归的实证结果列示如表7第(3)列和第(4)列。独立董事薪酬数据源于国泰安数据库。结果显示,*Sanction* × *IndComp*显著为正,说明行政处罚的间接威慑效应在独立董事薪酬更高的公司中更强。

表7 独立董事特征对威慑效应的调节影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>
<i>Sanction</i>	0.6000*** (3.50)	0.6031*** (3.53)	0.1779 (0.71)	0.1658 (0.70)

① 即证券日报、中国证券报、上海证券报、证券时报、中国经营报、21世纪经济报道、经济观察报和第一财经日报。

续表 7

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>
<i>IndMedia</i>	0.9226 (0.52)	1.1537 (0.66)		
<i>Sanction × IndMedia</i>	3.7821 ** (2.00)	3.4933 * (1.86)		
<i>IndComp</i>			-0.0836 ** (-2.36)	-0.0807 ** (-2.40)
<i>Sanction × IndComp</i>			0.0703 * (1.82)	0.0708 * (1.91)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
观测值	23027	23027	26184	26184
伪 R ²	0.204	0.130	0.184	0.116

注:由于 *IndMedia* 存在部分缺失,故回归观测值少于主回归

2. 独立董事行政处罚力度的影响

现有研究表明,间接威慑效应发挥作用将受到被观察者(行政处罚)特征的影响(Bandura, 1988)^[32]。一方面,力度更强的行政处罚由于具有更广泛的影响力而能发挥更强的间接威慑效应(薛健等,2017^[7];刘文军等,2019^[6]);另一方面,作为社会知名人士的独立董事与企业一般高管不同,由于其更加爱惜自身名誉,故对行政处罚风险更为敏感(唐清泉等,2006)^[37]。因此,即便是“小惩”也足以令同行业独立董事感受到较高违规成本,并使之调整改善自身行为。鉴于行政处罚具体流程以及判罚方式,出现较多违规案件或存在较严重的处罚举措均可代表行政处罚力度更强。因此,为检验上述假说,本文将 *Sanction* 依据处罚广泛与严厉程度分别拆分为两个子变量再进行模型(1)的回归。具体地,对于处罚广泛情况,若公司 *i* 所处行业于 *t*-2 至 *t*-1 年存在独立董事被行政处罚,且处罚公司数占行业的比例在中位数以上(下)则 *SanctionNumL_{i,t}* (*SanctionNumS_{i,t}*) 赋值为 1, 否则为 0; 对于处罚严厉程度,若公司 *i* 所处行业于 *t*-2 至 *t*-1 年存在独立董事行政处罚,且处罚方式(不)包括罚款、市场禁入,则 *SanctionMoneyL_{i,t}* (*SanctionMoneyS_{i,t}*) 赋值为 1, 否则为 0。数据源于国泰安数据库并经过手工核对。表 8 列示了将解释变量替换为两个子变量的实证回归结果, *SanctionNumL*、*SanctionNumS*、*SanctionMoneyL*、*SanctionMoneyS* 均显著为正,且四列系数差异检验均不显著(*p* 值分别为 0.78、0.80、0.24、0.20)。这说明独立董事对风险较为敏感,即便是力度较小的行政处罚也能发挥间接威慑效应。同时,这也在一定程度上解释了假说 H_{1b}, 独立董事违规履职方式难以发生传染的原因之一是其对风险存在较高敏感度。

表 8 独立董事行政处罚严重程度的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>
<i>SanctionNumL</i>	0.5516 *** (3.57)	0.5414 *** (3.53)		

续表 8

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>
<i>SanctionNumS</i>	0.5060 ** (2.13)	0.5003 ** (2.13)		
<i>SanctionMoneyL</i>			0.6820 *** (3.48)	0.6803 *** (3.50)
<i>SanctionMoneyS</i>			0.5065 *** (3.19)	0.4930 *** (3.15)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
观测值	26184	26184	26184	26184
伪 R ²	0.182	0.115	0.183	0.115

3. 行政处罚的地区间接威慑效应

相关研究发现,地理位置临近是信息传播的重要渠道,故行政处罚也可能对同地区企业独立董事产生间接威慑效应(Kedia等,2015^[11];梅蓓蕾等,2021^[12])。具体来说,证监会在部分省份设立了派出机构,故同处一个地区的企业由于受到同一派出机构的监管而面临类似的法律环境。并且,借助于地理位置的邻近,处于同一地区的企业日常能够通过商会、企业家联谊会等方式交流学习,近距离共享信息(陆蓉和常维,2018)^[14]。因此,与主检验机理类似,同处一个地区的独立董事能更容易获知当地企业独立董事行政处罚情况,并将由于类似的法律环境而更能切身感知到自身法律风险增加。为探究此假说,本文根据公司注册地所在省份重新定义解释变量,若公司*i*所处省份在*t-2*至*t-1*年中存在独立董事因未有效履职而被行政处罚则*SanctionPlace_{i,t}*赋值为1,否则为0,数据源于国泰安数据库。重新回归的实证结果如表9所示,*SanctionPlace*显著为正,说明独立董事行政处罚也能产生地区间接威慑效应,进一步佐证了主检验的关键机理。

表 9 独立董事行政处罚同地区间接威慑效应

变量	(1)	(2)
	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>
<i>SanctionPlace</i>	0.3023 ** (2.15)	0.2972 ** (2.16)
控制变量	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是
观测值	26185	26185
伪 R ²	0.181	0.114

注:由于*SanctionPlace*与*Sanction*定义存在差异,故回归观测值与主回归不同

4. 行政处罚能否导致同行业独立董事“用脚投票”

较高法律风险整体能促进独立董事有效履职,但过高风险也可能导致独立董事离职而不利于其积极履职(辛清泉等,2013^[31];褚剑和方军雄,2021^[3])。本文进一步探究行政处罚对于独立董事离职的间接威慑效应,以深入理解独立董事行政处罚对同行业企业公司治理的影响。虽然法

律风险会加剧独立董事继续任职成本从而导致其离职,但是独立董事离职也存在一定成本。具体来说,独立董事突然离职将不利于企业正常运营与股价稳定 (Nguyen 和 Nielsen, 2010^[46]; 叶青等, 2016^[47]), 有损独立董事声誉, 并可能影响独立董事未来职业机会 (Dou, 2017)^[48]。此外, 独立董事之职能带来一定经济收入, 这对部分独立董事可能是较为重要的经济来源。由于独立董事受罚的前提是公司存在违法违规行爲且被监管机构惩处, 因此当企业独立董事受罚可能性较小时, 上述离职成本将对独立董事最终决策起到重要影响。在综合考虑相关成本与收益后, 本文预期, 在独立董事行政处罚公告后, 在违规风险较小的同行业企业中任职的独立董事不会轻易“用脚投票”, 但在违规风险较大的同行业企业中任职的独立董事更可能发生变更。

为探究此假说, 本文以独立董事是否发生非正常变更 (*Change*) 及变更严重程度 (*ChangeSer*) 为被解释变量, 以 *Sanction* 为解释变量, 独立董事变更源于锐思数据库。具体地, 非正常变更是指除 6 年任期届满或死亡以外的其他原因导致的变更。若当年存在独立董事非正常变更则 *Change* 赋值为 1, 否则为 0。企业当年独立董事非正常变更人数占年末独立董事总人数的比例在 33.3% (样本中位数) 以上则 *ChangeSer* 赋值为 2, 未发生独立董事非正常变更则 *ChangeSer* 赋值为 0, 否则为 1。为度量间接威慑效应是否随企业自身违规风险状况而异, 模型再加入企业自身违规风险 (*VioRisk*) 及其与 *Sanction* 的交乘项。*VioRisk_{i,t}* 是通过回归计算得出, 即匹配样本、回归估计变量系数值、据估计系数与变量计算^①, 其值越大则风险越高 (Shu, 2000^[49]; 马晨和张俊瑞, 2011^[50])。需要说明的是, 虽然 *Sanction* 与 *VioRisk* 都代表法律风险, 但两者存在一定差异。前者代表外部法律监管力度, 后者代表企业自身违规风险, 本文预期独立董事被行政处罚的可能性在两个指标均较大时较高。并且, 本文进一步控制模型 (1) 的控制变量 (Rüdiger 等, 2017^[51]; 褚剑和方军雄, 2021^[3]; Naaraayanan 和 Nielsen, 2021^[19])。实证结果如表 10 所示, *Sanction* × *VioRisk* 显著为正, 与预期一致。据系数计算可知, 当企业自身违规风险较小时, 行业行政处罚案件并不会显著加大独立董事变更的可能, 而只有在企业自身违规风险较高时, 独立董事才更可能“用脚投票”。

表 10 行政处罚与同行业独立董事变更

变量	(1)	(2)
	<i>Change</i>	<i>ChangeSer</i>
<i>Sanction</i>	-0.1614* (-1.74)	-0.1772* (-1.95)
<i>VioRisk</i>	-0.2629 (-0.70)	-0.2344 (-0.64)
<i>Sanction</i> × <i>VioRisk</i>	0.9275*** (2.45)	1.0343*** (2.79)
控制变量	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是
观测值	28984	28984
伪 R ²	0.0456	0.0362

① 具体步骤如下: (1) 以被行政处罚的独立董事的公司观测为实验组, 按同年度与行业、资产最接近原则匹配未受罚公司观测。(2) 基于匹配后的样本, 进行模型回归并估计出变量系数。其中, 被解释变量为公司发生违规虚拟变量, 解释变量包括资产回报率、资产负债率、资产周转率、应收账款周转率、应计利润率、资产增长率、审计意见、股票周回报率年度总和、第一大股东持股、公司规模、董事会规模。(3) 根据回归估计的系数以及模型中相关变量值, 计算出每家公司的违规风险。

5. 行政处罚间接威慑效应的市场反应

本文进一步探究处罚的短期反应,从市场投资者角度验证独立董事被行政处罚对于同行业企业的影响。一方面,由于行政处罚事件与未受罚企业无关,且由于独立董事“逆淘汰”效应的存在(陈睿等,2015)^[39],投资者可能预期处罚难以影响同行业企业。但另一方面,在行业独立董事违规成本因行政处罚增加后,独立董事不得不更加勤勉履职,故投资者可能认为处罚举措有益于未受罚企业公司治理。并且,企业也可能在法律风险增加后更加宽容独立董事异议行为。为验证上述假说,本文参照 Brown 和 Warner(1985)^[52]、Nguyen 和 Nielsen(2010)^[46]同时利用指数调整法、市场模型法计算事件日前后累计超额收益率(CAR)。其中,事件日($t=0$)是指独立董事行政处罚公告后的同行业未受罚企业首个交易日。指数调整法是以市值加权的综合市场回报率为预期收益率,而市场模型法利用冲击前 $[-240, -11]$ 的数据估计单因素市场模型相关参数,并据此计算企业预期收益率。同时,为避免其他事件干扰,本文删除了在 $[-5, +5]$ 窗口期间同时存在违规违纪、诉讼仲裁、股权质押冻结、借贷担保、政策影响、CEO变更、监事及独立董事辞职观测。表11列示了相关结果,指数调整法和市场模型法计算的CAR均显著为正,这说明在独立董事行政处罚后,投资者认为同行业企业公司治理将得到改善。

表 11 行业间接威慑效应的市场反应

	窗口期	观测值	CAR(%)	t 值	p 值
指数调整法	$[-3, +3]$	12797	0.174***	2.610	0.00
	$[-5, +5]$	12784	0.357***	4.351	0.00
市场模型法	$[-3, +3]$	12442	0.128**	2.014	0.04
	$[-5, +5]$	12435	0.253***	3.098	0.00

注:由于市场模型法进一步删除了估计期样本量不足40天的观测,故市场模型法观测值较指数调整法更少

6. 独立董事行政处罚的直接威慑效应

本文进一步探讨行政处罚对受罚企业的直接威慑效应,这不仅能够体现处罚的直接影响,而且能够作为间接威慑效应研究的基础与前文形成有益补充。与解释变量定义类似,直接威慑效应 *DirectSanction* 被定义为,若公司 i 在 $t-2$ 至 $t-1$ 年存在独立董事行政处罚则赋值为1,否则为0。为探究直接威慑效应,本文在模型(1)的基础上进一步加入 *DirectSanction*,数据包括了独立董事曾被处罚公司观测。数据源于国泰安数据库并经过手工核对。实证结果如表12所示,在 *Sanction* 显著的基础上, *DirectSanction* 在5%水平上显著为正。这说明在控制间接威慑效应后,独立董事行政处罚将导致受罚企业出现独立董事异议行为的可能性更高,即验证了直接威慑效应的存在。

表 12 独立董事行政处罚的直接威慑效应

变量	(1)	(2)
	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>
<i>DirectSanction</i>	0.7851** (2.33)	0.7517** (2.20)
<i>Sanction</i>	0.5458*** (3.57)	0.5403*** (3.56)
控制变量	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是

续表 12

变量	(1)	(2)
	<i>Dissent</i>	<i>DissentNum</i>
观测值	26416	26416
伪 R ²	0.184	0.116

六、结论与讨论

1. 研究结论

近年来,独立董事法律风险不断增加,但如何有效监管独立董事以促使其积极履职并切实优化公司治理尚有待探究。本文基于 Bandura(1988)^[32]的社会学习理论,结合间接威慑效应与传染效应假说,探讨了独立董事行政处罚对于未受罚独立董事履职行为的影响;并在此基础上,以 2005—2020 年中国 A 股上市公司为研究样本进行实证分析,得到如下主要结论。第一,在独立董事被行政处罚后,与受罚者具备共性的同行业独立董事将产生观察学习现象,感知到较潜在利益更高的违规风险,这些预期事后成本将发挥事前激励作用,使其发表异议意见的可能性及数量提高,即验证了行政处罚的间接威慑效应而非传染效应,此结论在一系列稳健性检验后仍保持不变。第二,行政处罚能够发挥间接威慑效应的关键在于能够影响观察者风险认知,声誉或薪酬更高的独立董事风险感知更强,间接威慑效应现象更显著,但即便较轻的行政处罚也能让独立董事感知到风险并产生威慑作用,行政处罚也能影响同地区企业独立董事的风险认知。第三,独立董事由行政处罚而产生的更高风险认知也将有其他行为表现,行政处罚将导致同行业高违规风险企业独立董事“用脚投票”概率增加,但低违规风险企业却不然,这验证行政处罚对独立董事变更也存在间接威慑效应,但仅适用于高受罚概率企业。第四,同行业未受罚企业在行政处罚后的短期市场反应显著为正,独立董事行政处罚存在直接威慑效应。值得说明的是,虽然褚剑和方军雄(2021)^[3]也探究了行政处罚对独立董事异议行为的间接威慑效应,但其仅关注了存在违规高管联结企业的间接威慑效应,且将同行业、同地区企业作为对照组,这样的实证处理可能低估了行政处罚间接威慑效应的真实作用,而本文的研究设计却能有效识别其低估的影响。

2. 启示与建议

本文具有以下两方面现实启示。第一,独立董事应不断优化、提升,以更好发挥监督作用,应对不断提高的法律风险。具体来说,独立董事可通过学习同行业典型企业的业务状况以更快、更好地熟悉本企业业务,更有效展开监督。并且,由于同行业、同地域企业法律监管风险类似,独立董事可对同行业、同地域企业独立董事履职方式、行政处罚予以更多关注,以更快识别本企业风险点,及时调整自身履职方式,减少被行政处罚的可能。第二,企业应尽可能选聘高质量独立董事,并管控自身风险以减少其非正常离职。由于间接威慑效应随企业独立董事特征而异,因此为进一步提高公司治理水平,企业可更多聘请能力更强、声誉更高的独立董事。并且,为减少这类高质量人才的流失以及新人的找寻与磨合,企业也应对自身风险水平进行有效管控。

本研究的政策建议主要包括以下两方面。第一,有必要进一步强化独立董事行政处罚,以提升独立董事公司治理作用。本文发现独立董事法律风险会对其履职产生重要影响,这能够为《中华人民共和国证券法》进一步加强独立董事法律风险的合理有效性提供直接经验证据支持。并且,本文发现资本市场认为行政处罚是行业法律监管环境优化的利好消息、行政处罚风险不会有损自身违规风险较低的企业独立董事人才供给,这能够在一定程度上缓解实务界对较高独立董事法律风险不利影响的担忧,为今后进一步完善独立董事法律风险制度提供政策依据。第二,应有效利用

间接威慑效应,在行政处罚时积极实施并辅以恰当宣传,以提高行政处罚对改善公司治理的作用。虽然监管机构由于资源约束、精力有限而难以对所有上市公司进行事无巨细的监督,但其可根据公司特征差异划分监督对象类别,并通过“抓大放小”的方式树立典型。具体来说,相较于将所有上市公司一视同仁,对细分类别(如同行业或同地区公司)分别进行监督并挑选出代表性违规行为进行惩处将使监管更为高效。此外,本文发现由于作为社会知名人士的独立董事对风险较为敏感,较轻的处罚举措也能产生“惩一儆百”的作用,故监管机构可对违规事项小惩大戒。

3. 研究局限

本文存在以下研究不足。在现实中,为保障企业公司治理机制有效运行,监管机构还可通过约谈等非正式方式警告未积极履职的独立董事。例如,创新医疗(002173)在2020年11月18日发布公告称,浙江证监局约谈公司全体董事等人员。事实上,这类非正式监管举措在我国应用也较为普遍。并且,由于同行业或同地区企业信息交流更为密切、更可能获知这类隐秘的约谈信息,故这类非正式监管举措也可能产生间接威慑。但是,约谈等非正式监管举措因实施方式灵活、难以全部公告披露,本文难以对之直接量化研究。此外,随着投资者集体诉讼制度的完善,独立董事诉讼法律风险也正在加大。但由于当前独立董事诉讼案件数目较少,难以对其进行大样本检验,未来研究可进一步对之探讨。

参考文献

- [1] Jiang W., H. Wan, and S. Zhao. Reputation Concerns of Independent Directors: Evidence from Individual Director Voting [J]. *Review of Financial Studies*, 2016, 29, (3): 655 - 696.
- [2] 周泽将,王浩然. 股东大会投票与独立董事异议行为:声誉效应 VS 压力效应[J]. 北京:经济管理,2021,(2):157 - 174.
- [3] 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.
- [4] Firth M., S. Wong, Q. Xin, and H. Yick. Regulatory Sanctions on Independent Directors and Their Consequences to the Director Labor Market: Evidence from China [J]. *Journal of Business Ethics*, 2016, 134, (4): 693 - 708.
- [5] Ke B., and X. Zhang. Does Public Enforcement Work in Weak Investor Protection Countries? Evidence from China [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2021, 38, (2): 1231 - 1273.
- [6] 刘文军,刘婷,李秀珠. 审计师处罚在行业内的溢出效应研究[J]. 北京:审计研究,2019,(4):83 - 91.
- [7] 薛健,汝毅,窦超.“惩一”能否“儆百”?——曝光机制对高管超额在职消费的威慑效应探究[J]. 北京:会计研究,2017,(5):68 - 74,97.
- [8] 黄海杰,吕长江,丁慧. 独立董事声誉与盈余质量——会计专业独董的视角[J]. 北京:管理世界,2016,(3):128 - 143,188.
- [9] 王云,李延喜,马壮,宋金波. 环境行政处罚能以儆效尤吗?——同伴影响视角下环境规制的威慑效应研究[J]. 天津:管理科学学报,2020,(1):77 - 95.
- [10] 陈晓艳,肖华,张国清. 环境处罚促进企业环境治理了吗?——基于过程和结果双重维度的分析[J]. 北京:经济管理,2021,(6):136 - 155.
- [11] Kedia S., K. Koh, and S. Rajgopal. Evidence on Contagion in Earnings Management [J]. *Accounting Review*, 2015, 90, (6): 2337 - 2373.
- [12] 梅蓓蕾,郭雪寒,叶建芳. 问询函的溢出效应——基于盈余管理视角[J]. 北京:会计研究,2021,(6):30 - 41.
- [13] 冉明东,王艳艳,杨海霞. 受罚审计师的传染效应研究[J]. 北京:会计研究,2016,(12):85 - 91,96.
- [14] 陆蓉,常维. 近墨者黑:上市公司违规行为的“同群效应”[J]. 北京:金融研究,2018,(8):172 - 189.
- [15] 李世刚,蒋照涵,蒋尧明. 独立董事内部薪酬差距与异议行为[J]. 北京:经济管理,2019,(3):124 - 140.
- [16] Acito A. A., C. E. Hogan, and R. D. Mergenthaler. The Effects of PCAOB Inspections on Auditor-Client Relationships [J]. *The Accounting Review*, 2018, 93, (2): 1 - 35.
- [17] 杨金凤,陈智,吴霞,孙维章. 注册会计师惩戒的溢出效应研究——以与受罚签字注册会计师合作的密切关系为视角[J]. 北京:会计研究,2018,(8):65 - 71.
- [18] 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.
- [19] Naaraayanan S. L., and K. M. Nielsen. Does Personal Liability Deter Individuals from Serving as Independent Directors? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 140, (2): 621 - 643.

- [20] Tang X. , J. Du, and Q. Hou. The Effectiveness of the Mandatory Disclosure of Independent Directors' Opinions: Empirical Evidence from China[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2013, 32, (3) :89 - 125.
- [21] 叶康涛, 祝继高, 陆正飞, 张然. 独立董事的独立性: 基于董事会投票的证据[J]. 北京: 经济研究, 2011, (1) :126 - 139.
- [22] 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]. 北京: 管理世界, 2020, (5) :116 - 133, 113.
- [23] 杜兴强, 殷敬伟, 赖少娟. 论资排辈、CEO 任期与独立董事的异议行为[J]. 北京: 中国工业经济, 2017, (12) :151 - 169.
- [24] 陈仕华, 张瑞彬. 董事会非正式层级对董事异议的影响[J]. 北京: 管理世界, 2020, (10) :95 - 111.
- [25] 周泽将, 雷玲, 杜兴强. 本地任职与独立董事异议行为: 监督效应 VS. 关系效应[J]. 天津: 南开管理评论, 2021, (2) :83 - 95.
- [26] 唐雪松, 申慧, 杜军. 独立董事监督中的动机——基于独立意见的经验证据[J]. 北京: 管理世界, 2010, (9) :138 - 149.
- [27] Juan M. , and K. Tarun. Independent Directors' Dissent on Boards: Evidence from Listed Companies in China [J]. *Strategic Management Journal*, 2013, 37, (8) :1547 - 1557.
- [28] Francis J. R. , and P. N. Michas. The Contagion Effect of Low-Quality Audits[J]. *Accounting Review*, 2013, 88, (2) :521 - 552.
- [29] Li L. , B. Qi, G. Tian, and G. Zhang. The Contagion Effect of Low-Quality Audits at the Level of Individual Auditors [J]. *Accounting Review*, 2017, 92, (1) :137 - 163.
- [30] Bizjak J. , M. Lemmon, and R. Whithy. Option Backdating and Board Interlocks[J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22, (11) : 4821 - 4847.
- [31] 辛清泉, 黄曼丽, 易浩然. 上市公司虚假陈述与独立董事监管处罚——基于独立董事个体视角的分析[J]. 北京: 管理世界, 2013, (5) :131 - 143, 175, 188.
- [32] Bandura. 社会学习心理学[M]. 长春: 吉林教育出版社, 1988.
- [33] 钱如锦. 论独立董事行政责任之豁免——以证监会处罚决定为视角[J]. 上海: 证券法苑, 2017, (3) :328 - 343.
- [34] Johnson M. S. Regulation by Shaming: Deterrence Effects of Publicizing Violations of Workplace Safety and Health Laws [J]. *American Economic Review*, 2020, 110, (6) :1866 - 1904.
- [35] Li V. Do False Financial Statements Distort Peer Firms' Decisions? [J]. *Accounting Review*, 2016, 91, (1) :251 - 278.
- [36] Fama E. F. , and M. C. Jensen. Separation of Ownership and Control[J]. *The Journal of Law and Economics*, 1983, 26, (2) :301 - 325.
- [37] 唐清泉, 罗党论, 王莉. 上市公司独立董事辞职行为研究——基于前景理论的分析[J]. 天津: 南开管理评论, 2006, (1) : 74 - 83.
- [38] Fich E. M. , and A. Shivdasani. Financial Fraud, Director Reputation, and Shareholder Wealth [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 86, (2) :306 - 336.
- [39] 陈睿, 王治, 段从清. 独立董事“逆淘汰”效应研究——基于独立意见的经验证据[J]. 北京: 中国工业经济, 2015, (8) :145 - 160.
- [40] 段宇波, 刘佳敏. 地方政府事中事后监管的困境与路径[J]. 太原: 经济问题, 2018, (6) :104 - 109.
- [41] 田利辉, 叶瑶, 张伟. 两权分离与上市公司长期回报: 利益侵占还是简政释权[J]. 北京: 世界经济, 2016, (7) :49 - 72.
- [42] Masulis R. W. , and E. J. Zhang. How Valuable Are Independent Directors? Evidence from External Distractions [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 132, (3) :226 - 256.
- [43] Nancy L. R. , and S. Andrea. Firm Diversification and Ceo Compensation: Managerial Ability or Executive Entrenchment? [J]. *The RAND Journal of Economics*, 1997, 28, (3) :489 - 514.
- [44] Graham J. R. , S. Li, and J. Qiu. Managerial Attributes and Executive Compensation [J]. *Review of Financial Studies*, 2012, 25, (1) :144 - 186.
- [45] 刘绍妮, 王大艳. 高管薪酬与公司绩效: 国有与非国有上市公司的实证比较研究[J]. 北京: 中国软科学, 2013, (2) :90 - 101.
- [46] Nguyen B. D. , and K. M. Nielsen. The Value of Independent Directors: Evidence from Sudden Deaths ☆ [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 98, (3) :550 - 567.
- [47] 叶青, 赵良玉, 刘思辰. 独立董事“政商旋转门”之考察: 一项基于自然实验的研究[J]. 北京: 经济研究, 2016, (6) :98 - 113.
- [48] Dou Y. Leaving before Bad Times: Does the Labor Market Penalize Preemptive Director Resignations? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2017, 63, (2 - 3) :161 - 178.
- [49] Shu S. Auditor Resignations: Clientele Effects and Legal Liability [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2000, 29, (2) :173 - 205.
- [50] 马晨, 张俊瑞. 基于舞弊三因素的上市公司违规判别研究[J]. 北京: 科研管理, 2011, (9) :131 - 139.
- [51] Rüdiger F. , L. Angie, and M. S. René. Do Independent Director Departures Predict Future Bad Events? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30, (7) :2313 - 2358.
- [52] Brown S. J. , and J. B. Warner. Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies [J]. *Journal of Financial Economics*, 1985, 14, (1) :3 - 31.

The Indirect Deterrent Effects of Administrative Penalties on Independent Directors

ZHU Xiao-qiao^{1,2}, LIU Xin-ming^{1,2}, CHEN Shao-hua^{1,2}

(1. School of Management, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China;

2. Center for Accounting Studies, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

Abstract: Independent directors have long been thought to play an essential role in reducing firms' agency problems. However, there are independent directors who do not give dissenting opinions to board meeting proposals with problems, which means independent director system cannot play an efficient supervisory function in reality. In order to rectify the condition, China has tried many methods and the most important are administrative penalties imposed by SEC and Stock Exchange. Unlike USA who do not use legal risk on independent directors too much, China has relied mainly on it to constraint them to perform duties effectively. In particular, after the new edition of *Securities Law* was promulgated, the legal risks of independent directors have further increased. Therefore, the risk of administrative penalties on independent directors cannot be ignored and is worthy of systematic studying.

By imposing sanctions, administrative regulatory agencies not only want to penalize violators, but also want to use sanctions as a signal to warn others not to violate law again, the latter is known as indirect deterrent effects. However, there are few papers can verify indirect deterrent effects of administrative penalties on independent directors, and it is hard to tell whether penalties could help improve independent director system effectively. On the one hand, more administrative penalties on independent directors will make them feel higher legal risk. Therefore, they may actively express dissent to avoid the expected cost of punishment from becoming a reality, that is, indirect deterrent effects. On the other hand, as the literatures about contagious effects show, more punishment cases may help independent directors learn the "lazy" way of performing their duties, so administrative punishments could also make them perform duties less diligently. Therefore, it is essential to empirically test which of the above two effects is dominant in reality.

Using a sample of non-financial A-share listed firms in China from 2005 to 2020, we investigate whether public enforcement can make indirect deterrent effects, by examining the relation between administrative penalties and dissenting behaviors of independent directors. Our empirical results show that the likelihood and number of independent directors' dissenting behaviors improve when there are administrative penalties on other independent directors within an industry, which verify the indirect deterrent effects of public enforcement. Besides, we also find the existence of indirect deterrent effects in the same province. In addition, further tests show that, the characteristics of independent directors in same industry can play moderating effects, i. e. indirect deterrent effects will be stronger when independent directors own higher reputation quality, or are paid more, but the severity of administrative penalties cannot play moderating effects as independent directors are very sensitive to risk. Furthermore, administrative penalties are conducive to firms' short-term market performance in the same industry, which is consistent with the logic that penalties can help improve corporate governance. Administrative penalties will also make risk firms' independent directors, who are in the same industry with punished ones, vote with feet more, but this indirect deterrent effects are not obvious in less risk firms.

Our findings could make some contributions. Firstly, we contribute to the literature investigating impact factors of independent directors dissenting behaviors. Legal risk is an important factor in reality because China has been using administrative penalties to constraint independent directors' behaviors. Secondly, our results add to recent studies about indirect deterrent effects of administrative penalties. By examining how penalties change behaviors of independent directors, we find that administrative penalties can improve corporate governance, which is more direct evidence compared with other papers. It is worth mentioning that, because our research objects of indirect deterrence effects are different from other studies, our conclusion is completely opposite form them. However, the indirect deterrence effects can be identified more comprehensively with all related studies. Thirdly, as we also investigate indirect deterrent effects of administrative penalties on independent directors' turnovers, we contribute to related research. All in all, we find administrative penalty risk is an important factor influencing duties performing by Chinese independent directors, which can provide some enlightenment for related administrative supervision and firms' daily operation in reality.

Key Words: independent directors; administrative penalties; indirect deterrent effects; dissenting opinions; spillover effects; contagion effects

JEL Classification: G34, K23, K00

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.06.008

(责任编辑:李先军)