

双康事件溢出效应对社会信任的影响及内因探究

冯 莉

(新疆财经大学 会计学院, 乌鲁木齐 830012)

摘 要:本文以“双康”事件(康美药业和康得新)为契机,研究重大违规事件的溢出效应,利用事件同行业和同地区上市公司为实验样本进行检验,结果表明:①当公司发生了重大违规行为后,导致同行业的上市公司股价会显著下降,而同地区上市公司受到的影响并不显著;②通过检验溢出效应的内在机制,本文验证了上市公司盈余质量是造成行业溢出效应的影响因素,盈余质量越低的上市公司受到的波动越显著;③在分组检验的结果中,本文证明股权集中度高和国有所有权的上市公司受到违规事件的影响更加显著。由此,意味着投资者在面对负面市场消息时可能会以会计信息为依据进行投资决策。所以,本文建议上市公司应该通过提升自身的会计信息质量从而降低负面事件的波动。

关键词:违规事件;溢出效应;社会信任

中图分类号:F830 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)01—0138—07

一、引言

近年来,为了更好地保障投资者权益,中国证券监督管理委员会持续加大了对重大违规上市公司的打击力度。然而,仍有不少上市公司“火中取栗”敢于顶风作案。2019年8月9日央视“焦点访谈”节目,就曾经的白马股—康美药业和康得新等上市公司重大财务舞弊案进行了点名批评。上市公司这种扎堆违规行为,一方面会产生负向的“社会乘数”效应,降低公司市值,提高资本成本,甚至加大诉讼风险(高锦萍等,2017)。另一方面,降低了投资者对上市公司的预期及监管层的期望,造成一定的信任损伤(陆蓉和常维,2018)。

目前,关于违规事件效应主要集中在以下几个方面:同地区上市公司会通过学习模仿和观察式学习机制增加了其发生违规的概率(陆蓉等,2018);在同一个集团内子公司会出现违规行为的传染效应(刘丽华等,2019);会计舞弊行为会影响同行业中其他上市公司发生违规行为的概率(Beatty et al, 2013)。

综上所述,违规公司增加了同行业、同集团和同地区发生违规事件的概率,已经得到了认可。但是,本文试图从违规行为的溢出效应在地区和行业的特征来进行验证,并分析溢出效应的内在机制。

基于此,本文选取“康美药业”和“康得新”两个典型重大违规事件,将与事发公司同行业和同地区的上市公司作为实验组样本进行论证分析,并进一步检验这些受到影响上市公司的内在机制如何。本文通过实证检验发现:①重大违规事件的溢出效应在同行业中的确存在,而且同行业的负向市场效应显著高于同地区和对照组的上市公司;②检验其内在机制发现,盈余质量低的上市公司在违规事件中的溢出效应更加显著;③通过分组比较,实证结果表明,股权集中度高和国有所有权的上市公司受到违规事件的溢出效应更加显著。稳健性的结果表明,违规公司同行业的溢出效应非常稳健。

通过研究违规公司同行业和同地区的溢出效应,本文贡献如下:①关注重大违规事件对“同行业或同地区”所带来的风险,并将两者进行对比分析,找出溢出效应中的主要影响对象,丰富了关于违规事件的文献;②检测溢出效应所产生的内在机制,从而使得上市公司可以找到某种方法有效降低外部负面信息的影响。

二、理论分析

溢出效应是指信息通过间接途径影响信念的现象(Ahluwalia 和 Unnava, 2001)。重大违规事件会造成负面情绪,使得股价波动,融资成本增加,生产经营受到进一步的影响。如果这种负面效应在地区中进行传播,其会通过“社会乘数”效应对投资者造成利益的侵害(陆蓉等,2018)。对投资者而言,事件会传递出公司成本

收稿日期:2020—01—20

基金项目:国家自然科学基金“基于溢出效应的社会资本损伤、修复及效果的研究”(71762027),“被担保企业的盈余特征与担保企业的债务契约”(71662028)

作者简介:冯莉,博士,新疆财经大学会计学院副教授,硕士研究生导师,研究方向:资本市场与财务会计。

增加和现金流恶化的负面信号,产生不信任情绪,增加公司的融资成本,甚至有些人会依据其信号做出抛售企业股票的决策(Davidson 和 Worrell,1992)。例如,“三鹿”奶粉事件,就引起了消费者恐慌,并引发不信任情绪蔓延,消费者不仅拒买问题企业的产品,而且会拒买或减少购买“同产地”“同行业”或“其他企业的同类产品”(屈耀辉等,2014),伊利公司就受到该事件的负面冲击(吕红丹,2012)。究其原因在于,事件的溢出效应会滋生“大众不信任情绪”,从而造成社会信任的损伤。

现有国内文献大多关注的是重大违规事件对事发公司所带来的影响,却较少涉及事件所造成其同行业或同地区的负向影响。众所周知,重大违规事件存在一定的溢出效应,可能对相关行业和区域均产生一定的影响。因此,本文以重大违规事件的溢出效应为研究主线,探讨对“同行业或同地区”的影响及其内在机制。

三、自然事件与研究假说

(一)自然事件

1. 康美事件

2018年12月28日,中国证券监督管理委员会以“涉嫌信息披露违法违规”对康美药业立案调查;2019年4月30日,康美药业披露2018年年报,广东正中珠江会计师事务所出具了保留意见的审计报告;同日,康美药业进行差错更正,将前期的多个项目予以调整;2019年5月20日康美药业变更为ST康美;2019年8月16日,证监会对康美药业进行行政处罚。经中国证券监督管理委员会查明,康美药业曾连续3年(2016—2018年)虚增货币资金累计达887亿元,违规金额创历史之最。证监会责令康美药业进行改正,并予以警告和60万元的罚款,将相关责任人移送司法机关追究刑事责任。

2. 康得新事件

2019年1月22日,康得新因“短期债务”无法兑付被证监会立案调查,同日,康得新股票触发其他风险警示情形变更为ST康得;2019年5月6日,瑞华会计师事务所出具无法表示意见的审计报告,ST康得变更为*ST康得;2019年7月5日,康得新收到证监会行政处罚,并予以停牌处理。经证监会查明,在2015—2018年4年期间,康得新共虚增利润总额达119亿元。此外,康得新还涉嫌未在相关年度报告中披露控股股东非经营性占用资金的关联交易和为控股股东提供担保,以及未如实披露募集资金使用情况等违法行为。上述行为导致康得新披露的相关年度报告存在虚假记载和重大遗漏。中国证监会对康得新及相关责任人进行顶格处罚,并采取终身市场禁入措施。

以上两个事件均为重大违规事件,且被央视焦点访谈点名批评,具有一定的代表性,故本文以此两者为契机研究违规事件的溢出效应。

(二)违规事件与股价反应

现有文献表明重大违规事件会导致短期的负面市场反应(Johnson et al,2000;杨忠莲和谢香兵,2008),增加资本市场的波动性。此外,重大违规事件具有一定的溢出效应,不仅会影响违规上市公司自身,还会对与其相关联的其他公司产生影响。一方面,从同行业来看,重大违规行为会影响同行业其他企业的投资行为(Beatty et al,2013)。当一家上市公司发生了财务重述行为后,同行业内其他公司的股票价格会显著下跌(Gleason et al,2008)。Aharony 和 Swary (1983)发现单个银行破产可能会导致整个银行体系失去公众信任,进而影响到其他银行。Yu et al(2015)则发现公司治理与政治关联两个变量会显著影响到公司受同行业违规事件的传染效应程度。另一方面,陆蓉和常维(2018)发现,某个地区的违规行为会通过交流式学习和观察式学习的两种模仿作用机制,增加该地区公司发生违规行为的概率。因此,本文预期重大违规事件的溢出效应会影响“同行业或同地区”上市公司的股价,产生负面影响。据此,提出如下研究假设:

违规事件导致“同行业”上市公司股价下跌(H1a);

违规事件导致“同地区”上市公司股价下跌(H1b)。

(三)违规事件与治理结构

违规行为具有一定的溢出效应,当公司在组织结构和公司治理等方面存在类似特征时,就增加了集团内部公司成员发生违规行为的概率(张程睿和赛静,2008)。此外,公司的财务特征(Agrawal 和 Chadha,2005;蔡志岳和吴世农,2007;冯旭南和陈工孟,2011)也会对公司是否违规造成显著影响。因此,本文预期违规事件

会在类似治理结构特征公司中蔓延。据此,提出如下研究假设:

受违规事件溢出效应影响的上市公司在治理结构上存在一定的共性(H2)。

四、数据与方法

(一)事件及样本分组

本文的样本为“双康”违规事件日前后存在交易记录的2192(同行业全样本)/2778(同地区全样本)个A股上市公司,其中实验组1(同行业组)有196^②个与“康美药业”和“康得新”行业相同的上市公司;实验组2(同地区组)有782^③个与“康美药业”和“康得新”注册地在同一个省份的上市公司;对照组1996^④个上市公司。在分析的样本中需要剔除同期出现其他负面事件会造成影响的样本,从而只观察“双康”事件的溢出效应对“同行业或同地区”上市公司的影响。如果事件期不存在交易数据的样本,以事件日之后发生的第一个交易日数据来进行衡量。所有股票交易数据均来自国泰安数据库(China Stock Market & Accounting Research Database, CSMAR)。为了避免特殊行业样本对研究结论的影响,本文剔除了金融行业、保险行业、ST公司和具有缺失值的上市公司;为了避免异常值对检验结果的影响,对所有连续变量在1%的水平上进行了Winsorize处理。

(二)变量与模型

1. CAR值

本文依据市场调整模型计算股票的超额收益,主要是通过将市场收益作为基准收益进行计算,则超额收益AR具体公式为

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt} \quad (1)$$

再据此计算事件日^⑤(t_1, t_2)的短期超额收益,用 $CAR[t_1, t_2]$ 表示事件日后第 $t_1 \sim$ 第 t_2 日的累计超额收益。

$$CAR[t_1, t_2] = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_{it} \quad (2)$$

本文对事件日各样本公司的CAR进行T检验,以验证事件是否造成实验组的累计超额收益显著异于零(大于零或小于零)。另外,采用差值T检验,将不同行业或地区的实验组与对照组样本进行对比分析,从而检验违规事件是否在不同行业或地区上市公司中产生差异。

另一方面,本文通过多元线性回归再次检验违规事件的溢出效应对同行业和同地区上市公司的影响,将控制变量均滞后一期。借鉴相关事件研究的文献,本文加入了财务杠杆(lev),企业成长性($growth$),总资产收益率(roa)和企业规模($size$)作为控制变量。

$$CAR[t_1, t_2] = Is_ind_{i,t-1}/Is_reg_{i,t-1} + lev_{i,t-1} + growth_{i,t-1} + roa_{i,t-1} + size_{i,t-1} + Region/Ind + \varepsilon \quad (3)$$

其中: Is_ind/Is_reg 表示是否同行业(同地区),如果与“康美药业”和“康得新”是同行业(同地区)则赋值为1,否则为0; lev 表示公司资产负债率,等于总资产/总负债; $growth$ 表示企业成长性,等于(营业收入本年本期金额-营业收入上年同期金额)/营业收入上年同期金额; roa 表示总资产收益率,等于净利润/总资产; $size$ 表示公司的资产规模,等于资产的自然对数。此外,本文在同行业样本中回归时,模型控制了地区变量($Region$);在同地区回归时,模型控制了行业变量(Ind)。由于自变量和控制变量取值的时间均在2018年,所以,本文不控制年度变量。

2. 内部机制验证

公司治理的变量较多,很难去通过一个指数去认定公司治理情况的优劣。所以,借鉴刘丽华等(2019)、吴溪和张俊生(2014)采用公司治理的结果变量(盈余质量)来衡量公司治理情况。

$$CAR[t_1, t_2] = DA_{i,t-1} + lev_{i,t-1} + growth_{i,t-1} + roa_{i,t-1} + size_{i,t-1} + Region/Ind + \varepsilon \quad (4)$$

其中: DA 表示盈余质量,等于分年度、分行业的修正琼斯模型计算残差的绝对值。

② 行业样本说明:实验组196个(“康美药业”行业为“医药行业”,“康得新”行业为“橡胶和塑料制品”),并排除与“双康”同地区的上市公司。

③ 地区样本说明:实验组782个(“康美药业”注册地为“广东省”,“康得新”注册地为“江苏省”),并排除与“双康”同行业的上市公司。

④ 对照组样本说明:选择与“双康”非同行业非同地区,并在两个事件中均有交易数据的1996家上市公司。

⑤ 本文所指事件日主要以两个事件的首次被关注日为主(证监会立案调查日)。

五、实证结果与分析

(一)单变量检验

由本文分析可知,如果资本市场受到“双康事件”的影响,那么在事件日附近,市场会对相关公司的价值予以重新评估,即同行业(同地区)的上市公司在事件日会有负向的超额市场收益。由此,表1的A栏列示了实验组(同行业/同地区)和对照组在事件期间的平均累计市场反应,并提供了单变量是否异于零的双尾 T 值检验的结果;B栏提供了实验组与对照组事件期间累计超额收益的差异检验。

表1的A栏显示,同行业组在事件期间平均累计超额收益为负,不同窗口期的差异均统计显著($[0,1]$ 、 $[0,2]$ 、 $[-1,1]$ 窗口期在1%水平上显著; $[-2,2]$ 窗口期在5%水平上显著);对照组在整个窗口期均不显著;同地区组仅在 $[0,2]$ 窗口期的累计超额收益小于零,在5%水平上显著。表1的B栏表明,同行业组的累计超额收益显著低于对照组,不同窗口期的差异均统计显著($[0,1]$ 、 $[0,2]$ 和 $[-1,1]$ 窗口期在1%水平上显著; $[-2,2]$ 窗口期在5%水平上显著);同地区组与对照组仅在 $[0,2]$ 窗口期的累计超额收益小于零,在5%水平上显著;且同行业组的累计超额收益亦显著小于同地区组,各窗口差异在1%的水平上显著。

表1 超额累计收益及差异检验

变量		CAR $[0,1]$	CAR $[0,2]$	CAR $[-1,1]$	CAR $[-2,2]$
A栏:各组事件日累计超额收益	同行业组(196)	-0.0098***(-5.12)	-0.0132***(-5.2)	-0.0097***(-4.36)	-0.0081**(-2.56)
	对照组(1996)	0.0000(-0.11)	0.0001(0.11)	0.0001(0.22)	-0.0007(-0.98)
	同地区组(782)	-0.0001(-0.1)	-0.0031**(-2.47)	0.0006(0.47)	-0.0002(-0.14)
B栏:各组差异检验	同行业组与对照组	-0.0098***(-5.02)	-0.0132***(-5.40)	-0.0098***(-4.33)	-0.0075**(-2.40)
	同地区组与对照组	-0.0001(-0.08)	-0.0032**(-2.34)	0.0004(0.37)	0.0004(0.25)
	同行业组与同地区组	-0.0100***(-4.34)	-0.0100***(-3.56)	-0.0100***(-3.90)	-0.0080***(-2.22)

注:*, **, ***分别表示10%、5%、1%的显著水平;括号内显示的为对应的 t 统计值。

可见,市场在经历了“双康事件”后,对相关上市公司的价值进行了重新的估计,其中同行业上市公司的价值明显被低估,而同地区的上市公司则没有受到过多的影响,实证结果与本文H1a预期一致,H1b并未得到验证。

(二)多元回归分析

为进一步验证相关的研究假设,接下来进行全样本多变量回归检验。由于之前验证已经表明,“双康”事件对同行业样本的影响更为显著,而同地区样本并无影响,所以此后仅验证对同行业上市公司溢出效应的影响。

表2显示了模型(3)的结果,代表与事件同行业的相关变量 Is_ind 系数在窗口期 $[0,1]$ 、 $[0,2]$ 、 $[-1,1]$ 和 $[-2,2]$ 分别为-0.0101、-0.0138、-0.0103和-0.0101,均在1%水平上显著小于零,这意味着受双康事件“溢出效应”的影响,同行业上市公司呈现负的市场反应,即市场下调了与违规公司同行业上市公司价值的判断,再次验证了H1a。

表2 模型(3):“双康事件”的溢出效应检验

变量	CAR $[0,1]$	CAR $[0,2]$	CAR $[-1,1]$	CAR $[-2,2]$
Intercept	0.0439*** (6.00)	0.047*** (5.06)	0.0122 (1.41)	0.0006 (0.05)
Is_ind_{t-1}	-0.0101*** (-7.12)	-0.0138*** (-7.71)	-0.0103*** (-6.22)	-0.0101*** (-4.38)
lev_{t-1}	0.0071*** (3.02)	0.0047 (1.57)	0.0015 (0.53)	-0.0131*** (-3.4)
$growth_{t-1}$	-0.0018 (-1.57)	-0.0048*** (-3.23)	-0.0006 (-0.45)	-0.0046*** (-2.4)
roa_{t-1}	-0.0018 (-0.30)	-0.0039 (-0.52)	0.005 (0.71)	0.0269*** (2.74)
$size_{t-1}$	-0.0025*** (-7.47)	-0.0026*** (-6.07)	-0.0009*** (-2.39)	-0.0005 (-0.97)
地区	控制	控制	控制	控制
Adj- R^2	0.0238	0.0254	0.0151	0.0225

注:*, **, ***分别表示10%、5%、1%的显著水平;括号内显示的为对应的 t 统计值。

(三)受违规事件溢出效应影响的内在机制检验

进一步,本文将探析同行业样本中,受影响上市公司与违规上市公司存在哪些共性,从而导致溢出效应的蔓延。借鉴刘丽华等(2019)、吴溪和张俊生(2014)将盈余质量作为公司治理的结果变量,本文验证被违规事件影响的上市公司是否在盈余质量上存在共性。

表3的A栏显示,在全样本中,盈余质量与累计超额收益的回归系数在整个窗口期均不显著;B栏显示,在同行业样本中,盈余质量与累计超额收益的回归系数在窗口期 $[0,1]$ 、 $[0,2]$ 、 $[-1,1]$ 和 $[-2,2]$ 的分别为-0.0663、-0.1042、-0.0747和-0.0612,不同窗口期差异显著(窗口期 $[0,1]$ 和 $[0,2]$ 在1%水平上显著,窗口期

$[-1, 1]$ 在 5% 水平上显著,窗口期 $[-2, 2]$ 在 10% 水平上显著)。结果证明,同行业中盈余质量差的上市公司受到负面事件溢出效应的影响更加严重,这与 Beatty et al(2013)发现的结论相同,H2得到了验证。

表 3 模型(4):违规事件的内在机制检验

变量		CAR[0,1]	CAR[0,2]	CAR[-1,1]	CAR[-2,2]
A 栏:全样本	<i>Intercept</i>	0.0423*** (5.48)	0.0438*** (4.47)	0.0104 (1.15)	0.003 (0.24)
	DA_{t-1}	-0.0037 (-0.88)	-0.0082 (-1.52)	0.0007 (0.14)	-0.0128 (-1.65)
	lev_{t-1}	0.0098*** (4.06)	0.0077*** (2.51)	0.004 (1.4)	-0.0108*** (-2.76)
	$growth_{t-1}$	-0.0019 (-1.6)	-0.0049*** (-3.16)	-0.0008 (-0.55)	-0.0033 (-1.65)
	roa_{t-1}	-0.0047 (-0.76)	-0.0108 (-1.38)	0.0031 (0.44)	0.0208*** (2.08)
	$size_{t-1}$	-0.0025*** (-7.24)	-0.0025*** (-5.68)	-0.0010*** (-2.40)	0.0006 (-1.12)
	地区	控制	控制	控制	控制
Adj-R ²		0.0121	0.0117	0.0064	0.0186
B 栏:同行业样本	<i>Intercept</i>	0.1395*** (3.89)	0.2459*** (5.46)	0.0912* (1.86)	0.1772*** (2.79)
	DA_{t-1}	-0.0663*** (-2.18)	-0.1042*** (-2.73)	-0.0747*** (-1.94)	-0.0612* (-1.85)
	lev_{t-1}	0.0137 (1.49)	0.0089 (0.77)	0.0009 (0.08)	-0.0405*** (-2.49)
	$growth_{t-1}$	-0.0058 (-1.12)	-0.0037 (-0.56)	-0.0084 (-1.3)	-0.0122 (-1.32)
	roa_{t-1}	-0.0467* (-1.89)	-0.0729*** (-2.36)	-0.0499 (-1.64)	-0.0335 (-0.77)
	$size_{t-1}$	-0.0075*** (-5.16)	-0.0119*** (-6.50)	-0.0038** (-2.12)	-0.0084*** (-3.26)
	地区	控制	控制	控制	控制
Adj-R ²		0.1890	0.2288	0.1952	0.1857

注:*, **, ***分别表示 10%、5%、1% 的显著水平;括号内显示的为对应的 t 统计值。

(四)不同治理机制的分组检验

此外,Gul et al(2010)提出股权集中度是影响市场中股价同步的主要原因。其中,股权集中度较高的企业中,控股股东会牺牲小股东的利益来满足私利(Johnson et al, 2000)。因此,本文通过股权集中度的中位数将全样本组分为股权集中度高组和股权集中度低组进行比较分析。

表 4 显示,无论是股权集中度高还是股权集中度低的样本中,同行业的溢出效应都存在。其中,股权集中度高的同行业变量(Is_ind)与累计超额收益的回归系数在窗口期 $[0, 1]$ 、 $[0, 2]$ 、 $[-1, 1]$ 和 $[-2, 2]$ 分别为-0.0177、-0.0282、-0.0161 和-0.0220,均在 1% 水平显著;股权集中度低的同行业变量(Is_ind)与累计超额收益的回归系数在窗口期 $[0, 1]$ 、 $[0, 2]$ 、 $[-1, 1]$ 和 $[-2, 2]$ 分别为-0.0097、-0.0126、-0.0101 和-0.0093,亦均在 1% 水平显著。基于此,比较同期窗口的系数可以看出,同行业的溢出效应主要反映在股权集中度高度的公司中。

表 4 违规事件在不同股权集中度的溢出效应检验

变量		CAR[0,1]	CAR[0,2]	CAR[-1,1]	CAR[-2,2]
A 栏:股权集中度高	<i>Intercept</i>	0.0782*** (5.50)	0.0297*** (6.58)	0.0540*** (3.25)	0.0194 (0.78)
	Is_ind_{t-1}	-0.0177*** (-5.32)	-0.0282*** (-6.4)	-0.0161*** (-4.14)	-0.0220*** (-3.81)
	<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
	地区	控制	控制	控制	控制
	Adj-R ²	0.0809	0.0944	0.0392	0.0481
B 栏:股权集中度低	<i>Intercept</i>	0.0482*** (9.24)	0.0590*** (9.36)	0.0391*** (6.26)	-0.0052* (-1.72)
	Is_ind_{t-1}	-0.0097*** (-10.99)	-0.0126*** (-11.75)	-0.0101*** (-9.54)	-0.0093*** (-6.85)
	<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
	地区	控制	控制	控制	控制
	Adj-R ²	0.0342	0.0409	0.0329	0.0390

注:*, **, ***分别表示 10%、5%、1% 的显著水平;括号内显示的为对应的 t 统计值。

在我国,股权结构除了集中度比较高的特征外,更为重要的是企业产权性质。经验证据表明,国有企业中大股东与中小股东的代理问题更为严重,所以小股东会寻求价格上的保护(蒋琰和陆正飞, 2009)。所以,本文再次进行股权性质的相关检验。

表 5 显示,无论是国有企业还是非国有企业的样本中,同行业的溢出效应都存在。其中,国有企业的同行业变量(Is_ind)与累计超额收益在窗口期 $[0, 1]$ 、 $[0, 2]$ 、 $[-1, 1]$ 和 $[-2, 2]$ 的回归系数分别为-0.0128、-0.0174、-0.0107 和-0.0122,均在 1% 水平上显著;非国有企业的同行业变量(Is_ind)与累计超额收益在窗口期 $[0, 1]$ 、 $[0, 2]$ 、 $[-1, 1]$ 和 $[-2, 2]$ 的回归系数分别为-0.0095、-0.0124、-0.0103 和-0.0099,亦均在 1% 水平上显著。基于此,比较同期窗口的系数可以看出,同行业的溢出效应主要集中在国有企业的上市公司。

表5 违规事件在不同股权性质的溢出效应检验

变量		CAR[0,1]	CAR[0,2]	CAR[-1,1]	CAR[-2,2]
A 栏:国有企业	Intercept	0.0601*** (6.15)	0.0749*** (5.85)	0.0351*** (2.96)	0.0171 (1.03)
	Is_ind _{t-1}	-0.0128*** (-4.64)	-0.0174*** (-4.83)	-0.0107*** (-3.21)	-0.0122*** (-2.59)
	Controls	控制	控制	控制	控制
	地区	控制	控制	控制	控制
	Adj-R ²	0.0424	0.0545	0.0153	0.0201
B 栏:非国有企业	Intercept	0.0322** (2.77)	0.0282** (1.95)	-0.0046 (-0.34)	-0.0110 (-0.59)
	Is_ind _{t-1}	-0.0095*** (-5.50)	-0.0124*** (-5.76)	-0.0103*** (-5.16)	-0.0099*** (-3.59)
	Controls	控制	控制	控制	控制
	地区	控制	控制	控制	控制
	Adj-R ²	0.0158	0.0167	0.0182	0.0261

注: *、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著水平;括号内显示的为对应的 *t* 统计值。

六、稳健性检验

(一)改变核心变量方法

为保证结论的可靠性,本文借鉴吴溪和张俊生(2014)的方法,通过均值调整模型重新计算违规公司同行业样本公司期间的累计超额收益,进行稳健性测试。此处仅列示了单变量检验和回归方程的结果,具体如下表所示。从表 6 和表 7 所有变量的系数与显著性之前分析保持一致,证明了本文结论的稳健性。

表6 均值调整 CAR-超额累计收益检验

	Mean_CAR[0,1]	Mean_CAR[0,2]	Mean_CAR[-1,1]	Mean_CAR[-2,2]
同行业组(196)	-0.0059*** (-2.72)	-0.0103*** (-3.54)	-0.0155*** (-6.23)	-0.0101*** (-3.47)

注: *、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著水平;括号内显示的为对应的 *t* 统计值。

表7 均值调整 CAR-违规事件的溢出效应检验

变量	Mean_CAR[0,1]	Mean_CAR[0,2]	Mean_CAR[-1,1]	Mean_CAR[-2,2]
Intercept	0.0484*** (5.86)	0.0513*** (4.75)	0.0144 (1.66)	0.0469*** (4.32)
Is_ind _{t-1}	-0.0087*** (-5.44)	-0.0134*** (-6.41)	-0.0131*** (-7.84)	-0.0147*** (-7.02)
Controls	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制
Adj-R ²	0.0231	0.0300	0.0332	0.0292

注: *、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著水平;括号内显示的为对应的 *t* 统计值。

(二)PSM 处理

此外,本文采用倾向性匹配得分(propensity score matching,PSM)降低内生性问题,从而减少因模型的遗漏变量导致的分析偏差。本文选择财务杠杆(*Lev*)、成长性(*Growth*)、资产规模(*Size*)、第一大股东持股比例(*Hold1*),董事长和总经理是否两只合一(*Dual*)为特征变量对上市公司配对并进行分组估计。表 8 是采用 PSM 方法处理后的结果,此处主要采用最近邻匹配方法,结果都显示行业溢出效应的回归系数显著小于零,与之前保持一致。

表8 PSM-违规事件的溢出效应检验

变量	CAR[0,1]	CAR[0,2]	CAR[-1,1]	CAR[-2,2]
Intercept	-0.0393 (-0.48)	0.1684*** (5.3)	0.0693*** (2.46)	0.1295*** (3.25)
Is_ind _{t-1}	-0.0174*** (-2.36)	-0.0166*** (-4.71)	-0.0105*** (-3.44)	-0.0126*** (-2.68)
Lev	-0.0547*** (-2.49)	0.0335*** (3.51)	0.0157** (2.06)	0.0025 (0.22)
Growth	0.007 (0.43)	-0.0204*** (-2.91)	-0.0092 (-1.52)	-0.0253*** (-3.27)
Size	0.0026 (0.61)	-0.0077*** (-5.29)	-0.0034*** (-2.66)	-0.0056*** (-3.00)
Hold1	0.0153 (0.5)	-0.0116 (-1.08)	0.0094 (0.9)	0.0031 (0.22)
Dual	-0.025*** (-3.13)	0.0005 (0.15)	-0.0005 (-0.14)	-0.0078 (-1.65)
地区	控制	控制	控制	控制
Adj-R ²	0.3377	0.1775	0.0666	0.0813

注: *、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著水平;括号内显示的为对应的 *t* 统计值。

七、结论

本文分析了重大违规事件的溢出效应对同行业和同地区上市公司的影响。以“康美药业”和“康得新”重大违规事件为准自然实验,将两个上市公司的同行业和同地区样本作为实验组,本文主要进行了两个问题的

验证。第一,重大违规事件是否存在同行业或同地区的溢出效应;第二,重大违规事件溢出效应的内在机制。

通过研究发现,违规事件的坏消息在同行业的上市公司中存在一定的溢出效应影响,而在同地区中的影响并不显著。这表明,当市场出现了负面消息时投资者出于规避风险的判断,会做出出售股票的决策,从而导致市场下调了同行业上市公司的价值。其次,本文发现在同行业中盈余质量低的上市公司更容易在“违规事件”中受到负向影响。最后,通过股权集中度和产权性质的分组检验,结论表明股权集中度越高和国有上市公司受到的影响更加显著。由此,本文认为为了避免不利消息的影响,上市公司应该更好地提升公司的信息质量标准,从而传达出有效的信息降低投资者的外在风险。

参考文献

- [1] 蔡志岳,吴世农,2007.董事会特征影响上市公司违规行为的实证研究[J].南开管理评论,13(6):62-68.
- [2] 冯旭南,陈工孟,2011.什么样的上市公司更容易出现信息披露违规——来自中国的证据和启示[J].财贸经济,188(8):51-58.
- [3] 高锦萍,袁畅,万岩,2017.财务重述、信任损害与投资意向研究[J].财经问题研究,406(9):82-89.
- [4] 蒋琰,陆正飞,2009.公司治理与股权融资成本——单一与综合机制的治理效应研究[J].数量经济技术经济研究(2):60-75.
- [5] 刘丽华,徐艳萍,饶品贵,等,2019.一损俱损:违规事件在企业集团内的传染效应研究[J].金融研究(6):113-131.
- [6] 陆蓉,常维,2018.近墨者黑:上市公司违规行为的“同群效应”[J].金融研究(8):172-189.
- [7] 陆蓉,王策,邓鸣茂,2018.我国上市公司资本结构“同群效应”研究[J].经济管理(1):181-194.
- [8] 吕红丹,2012.产品负面冲击对产品品牌绩效的影响研究[D].长春:吉林大学.
- [9] 屈耀辉,杜亚斌,傅元略,2014.产品负面报道的金融加速器效应实证分析——以三鹿毒奶粉事件溢出效应为例[J].华东经济管理(1):164-171.
- [10] 吴溪,张俊生,2014.上市公司立案公告的市场反应及其含义[J].会计研究(4):10-18.
- [11] 杨忠莲,谢香兵,2008.违规公司财务舞弊的经济后果——来自证监会和财政部正式处罚的实证研究[J].审计研究,7(1):67-74.
- [12] 张程睿,蹇静,2008.我国上市公司违规信息披露的影响因素研究[J].审计研究,6(1):75-81.
- [13] AGRAWAL A, CHADHA S. Corporate governance and accounting scandals[J]. The Journal of Law and Economics, 2005, 48(2): 371-406.
- [14] AHARONY J, SWARY I, 1983. Contagion effects of bank failures: Evidence from capital market[J]. Journal of Business, 56(3): 305-322.
- [15] AHLUWALIA R, UNNAVA H R, 2001. The moderating role of commitment on the spillover effect of marketing communication[J]. Journal of Marketing Research, 38(4): 458-470.
- [16] BEATTY A, LIAO S, YU J J, 2013. The spillover effect of fraudulent financial reporting on peer firms' investments [J]. Journal of Accounting and Economics, 55(2): 183-205.
- [17] DAVIDSON W, WORRELL, D, 1992. The effect of product recall announcements on shareholder wealth [J]. Strategic Management Journal, 25(13): 467-473.
- [18] GLEASON C A, JENKINS N T, JOHNSON W B, 2008. The contagion effects of accounting restatements [J]. The Accounting Review, 83(1): 83-110.
- [19] Gul F A, KIM J B, QIU A A, 2010. Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: Evidence from China[J]. Journal of Financial Economics, 95(3): 425-442.
- [20] JOHNSON S, PORTA R L, SHLEIFER A, 2000. Tunneling[J]. American Economic Review, 90(2): 22-27.
- [21] YU X, ZHANG P, YING Z, 2015. Corporate governance, political connections, and intra-industry effects: Evidence from corporate scandals in China[J]. Financial Management, 4(1): 49-80.

Spillover Effect of Shuangkang Fraud Event on Social Trust and Causes

Feng Li

(School of Accountancy, Xinjiang University of Finance and Economic, Urumqi 830012)

Abstract: Focusing on shuangkang fraud event, is the spillover effect of fraud analyzed, and the same industry and the same region listed companies are used as the experimental samples. The results show as follows. First, the price of the listed companies in the same industry would decline significantly after fraud of the company, while this declination was not significant in the same province. Second, the low earning quality of listed companies could explain the decline in the stock prices. Third, group test indicated that a company's internal governance could affect the spillover effect. Specifically, higher ownership concentration and state-owned enterprises were greatly influenced by the spillover effect of fraud. Therefore, it could be inferred that investors may make decision according to accounting information in the face of negative market news. The paper suggested that listed companies should improve the quality of their earning quality to reduce the volatility of negative information.

Keywords: fraud event; spillover effect; social trust