

# 一损俱损:内控重大缺陷在企业集团内部的传染效应研究

石青梅,孙梦娜

(河南财经政法大学 会计学院,河南 郑州 450016)

**[摘要]**以2009—2018年深沪两市A股主板上市企业为样本,实证检验内控重大缺陷在集团内部的传染效应。研究发现:当集团内有成员企业披露内控重大缺陷时,“被传染企业”的股票价格会显著下降,即内控重大缺陷会在企业集团内产生传染效应;影响路径检验发现,“被传染企业”的行业一致性、内部控制质量及盈余质量能够解释该传染效应;进一步的异质性检验发现,在市场化程度较高、“传染源”由“十大”审计、“掏空”效应较大、规模较小的企业中,内控重大缺陷在集团内的传染效应更强;“被传染企业”盈余质量的动态调整检验发现,在市场监管下,基于声誉恢复动机,在传染效应发生后,“被传染企业”能够及时提升盈余质量,但后续年度的提升力度较弱。这不仅拓展了内控重大缺陷传染效应的研究视角,还为企业集团整体防范内控风险、国家推进经济高质量发展提供了内控重要性的经验证据。

**[关键词]**企业集团;内控重大缺陷;传染效应;盈余质量;审计意见;审计质量;公司治理;盈余管理

**[中图分类号]**F239.43 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2020)05-0051-12

## 一、引言

党的十九大报告指出“要坚决破除一切不合时宜的思想观念和体制机制弊端,构建系统完备、科学规范、运行有效的制度体系。”内部控制作为组织治理体系中“沉底盖边”的基础性和保障性环节,不仅是企业风险防控、高质量发展的支撑和保障,还是实现国家治理善治目标的微观制度基础<sup>[1]</sup>。早在2008年5月和2010年4月,中央五部委就联合发布了《企业内部控制基本规范》《企业内部控制配套指引》,这标志着以控制标准和评价标准为主体的中国企业内部控制规范体系在法律法规层面上基本建成。我国企业内部控制信息披露由自愿披露进入到强制披露阶段,内控信息披露成为投资者了解和判断企业会计信息质量、经营风险大小的重要渠道。然而,从2001年安然事件到2019年两康事件,国内外一系列财务造假丑闻引发投资者对企业内部控制重大缺陷(下文简称“内控重大缺陷”)问题的普遍关注。

已有文献从企业绩效、融资成本、审计收费、自身市场反应、审计收费、管理层预期准确度、会计谨慎性、盈余持续性、投资效率等个体角度探讨内部控制缺陷的经济后果<sup>[2-14]</sup>,有关其传染效应的研究较少且主要集中在行业维度<sup>[15-16]</sup>。然而,一旦企业出现负面事件,释放出的风险信息会迅速通过行业、集团、地区、高管连锁等渠道进行“传染”<sup>[17-20]</sup>,不仅对企业个体,还将对相关企业造成一定程度的负面影响,尤其是有“经营关联性、管理同质性”特点的同集团企业。

企业集团是现代经济组织中最重要形式之一,在新兴市场中广泛存在<sup>[21]</sup>。2019世界500强企业中,中国有129家企业上榜,上榜数首次实现对美国的超越,其中92家是企业集团。在我国经济高质量发展的过程中,企业集团发挥了示范引领作用,已成为市场经济的中坚力量。现有研究主要从金融投资水平、信用风险、财务风险、财务重述行为等角度研究其在企业集团内部的传染效应<sup>[22-25]</sup>,但较少探索并检验其影响机制。然而,由于企业集团“经营关联性、管理同质性”的特点,其内控重大缺陷的危害性更为严重。2019年10月,航天通信因子公司财务造假,导致股价8天跌近40%且可能面临退市风险;宁波东力因子公司财务造假,导致前三季亏损31.9

**[收稿日期]**2020-04-27

**[基金项目]**国家社会科学基金重点项目(19AGL011);教育部人文社会科学研究青年基金(18YJC790136);河南省哲学社会科学规划项目(2017CJJ086);河南省哲学社会科学规划项目(2017BJJ010)

**[作者简介]**石青梅(1980—),女,河南兰考人,河南财经政法大学会计学院讲师,博士,从事内部控制与审计研究,E-mail:sqmonline80@126.com;孙梦娜(1996—),女,河南兰考人,河南财经政法大学会计学院硕士研究生,从事内部控制与审计研究。

亿,同比下降 4797%,可见公司负面事件显然对集团内的关联公司产生了不利影响。同理,内控重大缺陷负面事件可能会在企业集团内产生严重的传染效应,那么其传染效应的机理是什么?在不同的内外部环境,内控重大缺陷的传染效应是否存在差异?针对该传染效应,集团内部不存在内控重大缺陷的关联企业(以下简称“被传染企业”)是否会对其盈余质量进行及时调整?

对此,本文基于资本市场视角和集团维度,利用 2009—2018 年深沪两市 A 股主板上市企业样本,检验内控重大缺陷在集团内的传染效应,即“被传染企业”的股价是否会受到影响。本文实证检验发现:当集团内有成员企业披露内控重大缺陷时,“被传染企业”的股票价格会显著下降,即内控重大缺陷会在企业集团内产生传染效应;影响路径检验发现,“被传染企业”的行业一致性、内部控制质量(下文简称“内控质量”)及盈余质量能够解释该传染效应;进一步异质性检验发现,在市场化程度较高、“传染源”由“十大”审计、“掏空”效应较大、规模较小的企业中,内控重大缺陷在集团内的传染效应更强;“被传染企业”盈余质量的动态调整检验发现,在市场监管下,“被传染企业”在发生传染效应后能够及时提升盈余质量,但后续年度的提升力度较弱。

本文可能的研究贡献主要体现在如下方面:(1)本文拓展了企业内部控制重大缺陷的研究视角。以往有关内部控制重大缺陷市场反应的研究主要关注个体效应<sup>[2-5]</sup>或行业维度间的传染效应以及横截面差异下的传染效应强弱<sup>[15-16]</sup>,较少考察内部控制重大缺陷在集团内部的传染效应、传染机理以及进一步经济后果的研究。(2)本文拓展了内控重大缺陷的衡量指标,以往文献在研究内控重大缺陷的行业传染效应时,通常以内控重大缺陷迹象的非标准内部控制审计意见这一单一指标去考察<sup>[26]</sup>,而本文则参照内控重大缺陷五种迹象——财务重述、违规处罚、非标准财务报表审计意见、非标准内部控制审计意见、内控重大缺陷自评披露<sup>[27]</sup>,以同披露期的“内控重大缺陷自评披露、非标财务审计意见、非标内控审计意见”三个指标多维度地衡量内控重大缺陷,更有助于捕捉内控重大缺陷的传染效果。(3)本文研究结论不仅为企业集团制定防范措施、化解重大风险提供了理论依据,还有助于完善集团内部治理机制,建立外部市场监管制度,最终提高上市公司质量,保障投资者的权益。

## 二、理论分析与假设提出

从经济学角度来说,企业集团内成员企业具有共同的管理者或者财务控制者,且相互持股,存在融资担保、商品劳务供应、技术共享等密切的经济联系,其经营业务的关联性促使集团内部成员休戚与共,命运紧密相连。从社会学角度来说,企业集团是一种基于信任、相同的商业背景、社会关系所联系起来的企业联合组织,集团内成员企业以资本为联结纽带、以集团章程为共同行为规范,其竞争优势在于他们能够依赖集团内部产业网络关系和资本网络关系相互学习并进行资源互换。基于上述两个角度,企业集团具有“经营业务的关联性、管理制度的同质性”的特点,该特点在给企业集团带来协同效应的同时,还会带来一损俱损的传染效应。

一方面,基于交易费用理论,集团成员企业间往往存在资产销售、产品买卖、人力技术交换、信贷担保等商业往来<sup>[28]</sup>,他们通过频繁高效的关联交易把外部交易内部化,进而降低交易成本。基于资源获取理论,对外,企业集团可以通过相互担保增强成员企业的谈判能力,有利于获取外部资源;对内,集团成员企业间则会进行内部资源整合和风险共享,利用关联交易进行投融资和风险分担,促使内部成员间产生互保效应<sup>[29]</sup>。以上理论均体现了企业集团经营业务的关联性,而这种经营业务、财务状况的紧密关联性在提升企业集团业务协同效应的同时,还会衍生出成员企业间经营风险和财务风险的传染效应。另外,企业集团具有规模大、业务链条多、股权架构层级复杂等特征,导致其对成员企业管控难度大,难以发挥治理功能,进而加剧企业集团负面信息的传染效应。

另一方面,集团内各成员受母公司集中管控,以集团章程为共同行为规范,其管理风格、制度设计有高度的相似性,即出现“同构性”现象<sup>[30]</sup>。有研究发现企业会学习模仿其他对标企业的政策<sup>[31]</sup>,集团内部产业网络关系和资本网络关系密切,成员企业间也可能存在这种学习效应,建立相似的内部控制制度。然而,这种学习效应导致的管理制度同质性可能造成集团成员企业间在内控制度设计缺陷和运行缺陷层面上的“传染”,引发投资者对集团内其他成员企业内控制度的质疑,进而导致关联企业股价下跌。

综上所述,企业集团“经营业务的关联性、管理制度的同质性”,决定了企业集团内一旦有企业披露内控重大缺陷,就会产生传染效应,殃及集团内无内控重大缺陷的企业,导致其遭受负面市场反应。对此,本文提出假设 H<sub>1</sub>。

H<sub>1</sub>:在其他条件相同的情况下,内控重大缺陷会在企业集团内产生传染效应,即当集团内有成员企业披露内控重大缺陷时,“被传染企业”的股票价格会下降。

基于协同效应理论,企业集团会选择沿产业链进行垂直整合,处于同一行业的成员企业间将产生更为密切的商业往来,形成新的利益集合体。该协同效应在降低企业交易成本、获取外部融资资源的同时,还会增加其风险的关联性。对于投资者来说,内控重大缺陷是企业存在经营风险的信号,如果集团内“被传染企业”与发生内控重大缺陷的“传染源”企业处于同一行业,那么其业务的相似性和密切的商业往来,可能使得内控重大缺陷的传染效应更强。由此,本文提出假设 H<sub>2</sub>。

H<sub>2</sub>:在其他条件相同的情况下,与“传染源”处于同一行业的“被传染企业”会受到更严重的传染效应。

基于前景理论(Prospect Theory),人们对损失的敏感度要大于等量获得的敏感度,表现为投资者的“损失规避”行为。因此,相对于与“传染源”无关联的集团外企业,鉴于集团内成员企业受母公司的集中管控,其管理风格、内控制度的同质性,当集团内“传染源”出现内控重大缺陷时,投资者通常会认为“被传染企业”的内控制度也可能存在问题,甚至质疑整个集团的内控质量,进而选择“损失规避”决策,引发关联企业股价下跌。由此,本文提出假设 H<sub>3</sub>。

H<sub>3</sub>:在其他条件相同的情况下,内控质量是内控重大缺陷会在企业集团内产生传染效应的主要影响因素。

基于共同利益理论,集团由具有共同利益的成员企业组成,他们会为共同的经营目标、财务目标做出战略安排。第一,由于企业集团经营业务的关联性,成员企业模式相近、目标一致,会做出相似的经营决策,关联企业自身很可能存在与“传染源”相同的风险,在既定的经营目标、财务目标的压力下,其盈余操纵的动机增强。第二,由于企业集团管理制度的同质性,当集团内“传染源”企业出现内控重大缺陷时,“被传染企业”内控制度很可能存在一定问题,基于舞弊三角理论,内控制度失效会导致企业盈余操纵的机会增加,会计信息质量降低。对于投资者来说,内控重大缺陷是企业存在重大错报风险的信号,该信号会降低其对企业盈余质量的信任和依赖度<sup>[32]</sup>。因此,投资者会因“传染源”企业内控重大缺陷而对“被传染企业”的会计信息质量产生怀疑,从而降低对集团内关联企业的收益预期,产生负面市场反应。由此,本文提出假设 H<sub>4</sub>。

H<sub>4</sub>:在其他条件相同的情况下,盈余质量是内控重大缺陷会在企业集团内产生传染效应的主要影响因素。

基于上述理论推导,本文共分为以下四部分内容:一是内控重大缺陷在企业集团内的传染效应;二是该传染效应影响机制的检验;三是不同内外环境下,该传染效应的差异性检验;四是声誉恢复动机下“被传染企业”盈余质量的动态调整。具体逻辑框架如图 1 所示。

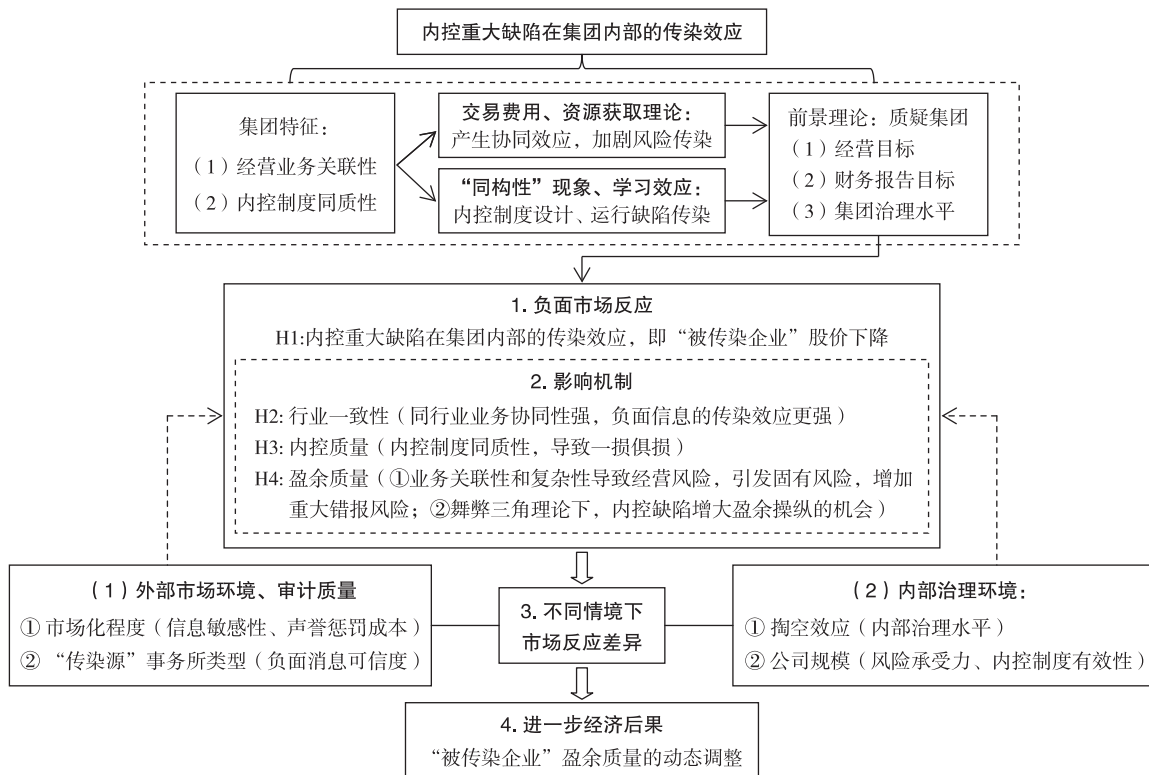


图 1 本文的逻辑框架

### 三、研究设计

#### (一) 样本选取和数据来源

本文以 2009—2018 年深沪两市 A 股主板上市企业为初始样本,由于主板上市企业被强制要求执行内控审计政策,因此,为了保证结果的准确性,本文仅保留主板上市企业。本文采用最终控制人的界定方式<sup>[33]</sup>,查阅 CSMAR 数据库中上市企业实际控制人文件,并根据“天眼查”股权穿透图手工收集和整理出拥有两家及以上由集团控股的上市企业作为最终集团样本,其中对于以国资委为最终控股人的企业,最终控制人追溯到其直属管理控制的企业。本文查阅迪博数据库中的内部控制与审计数据,将满足财务报表、内部控制审计意见为非标准无保留意见以及内控评价缺陷等级为重大缺陷这三条件中至少一项的集团内上市企业界定为内控重大缺陷企业,即“传染源”;将与“传染源”存在集团关系、且自身不满足内控重大缺陷三条件中任何一条的企业界定为关联企业,即“被传染企业”。本文的内控指数来自于迪博数据库,其他企业财务及治理数据均来源于 CSMAR 数据库和 Wind 金融资讯终端。所有回归均控制了年度和行业效应,且标准误经过异方差调整。

我们对集团内有关联企业的“传染源”按照如下标准进行筛选:(1)剔除所有金融类企业;(2)剔除 ST 和 \*ST 的研究样本;(3)剔除资产负债率大于 1 的样本;(4)剔除在估计窗、事件窗内长期停牌或数据缺失的样本;(5)对所有连续变量在 1% 和 99% 的水平上进行 Winsorize 处理。按照上述标准,我们对与“传染源”有关联的“被传染企业”进行样本筛选。我们对“被传染企业”匹配控制组企业,具体匹配原则如下:不存在集团关系、当年不存在内控重大缺陷且与“被传染企业”处于同一行业且资产规模最接近<sup>[18]</sup>。经筛选,本文最终得到“传染源”企业 157 家,“被传染企业”544 家,控制组企业 520 家(由于样本筛选导致部分“被传染企业”没有匹配上控制组企业)。同时,由于新增变量、更换变量衡量方式等原因,部分回归模型中的有效样本量略有增减。

#### (二) 变量定义

##### 1. 被解释变量

被解释变量为采用市场模型计算的累计超额收益率(CAR)。本文以“传染源”企业财务报告披露日为事件日<sup>①</sup>(若当天为节假日,则定义节假日结束后的第一个交易日为事件日),分别选取事件日前后九个及十个交易日作为事件窗口<sup>②</sup>,定义为 $[-9, +9]$ 、 $[-10, +10]$ ,估计期定义为 $[-110, -11]$ ,计算“被传染企业”和控制组企业在多个窗口期的 CAR 值,并分析其是否显著异于 0,以检验内控重大缺陷披露的信息含量,即“传染源”内控重大缺陷是否引起“被传染企业”、控制组企业股票价格的显著变化。

##### 2. 解释变量

解释变量为虚拟变量  $S\_Group$ ,即是否为“被传染企业”,如果与“传染源”同属一个集团则为 1,否则为 0。

##### 3. 控制变量

根据已有文献<sup>[18,25,34]</sup>,本文在回归模型中加入“被传染企业”和控制组企业事件日前一年度的企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、净资产收益率(ROE)、企业是否亏损(Loss)、营业收入增长率(Sales\_g)、固定资产比率(Fixed)以及“传染源”事件日前一年度的企业规模(Size\_SAN)、对应窗口累计超额收益率(CAR\_SAN)作为控制变量,并控制了行业(Ind)和年度变量(Year)。具体变量定义见表 1。

#### (三) 模型设计

为了检验内控重大缺陷在企业集团内的传染效应,我们参照以往文献<sup>[18]</sup>建立如下模型:

$$CAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 S\_GROUP_{i,t-1} + \alpha_2 Size_{i,t-1} + \alpha_3 Lev_{i,t-1} + \alpha_4 ROE_{i,t-1} + \alpha_5 Loss_{i,t-1} + \alpha_6 Sales\_g_{i,t-1} + \alpha_7 Fixed_{i,t-1} + \alpha_8 Size\_SAN_{-i,t-1} + \alpha_9 CAR\_SAN_{-i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $i$  为企业, $t$  为年份, $\varepsilon$  为残差项。我们分别将“被传染企业”、控制组企业在事件窗 $[-9, +9]$ 、 $[-10, +10]$ 的累计超额收益率代入模型,检验内控重大缺陷在企业集团内的传染效应。其中  $\alpha_1$  为重点关注的回归系

<sup>①</sup>由于财务审计报告、内控审计报告、内控自评报告一般是随同已审财务报表一同报出,因此,文中事件日是按照 Wind 金融资讯终端“定期报告实际披露日期”来确定的。

<sup>②</sup>之所以选择该窗口期,是因为内控重大缺陷是基于期末同披露期的“内控重大缺陷披露、内控审计报告非标审计意见、财务审计报告非标审计意见”至少三条件之一来衡量的,而期末这三种情况可能有叠加,所以传染效应可能会在较大的窗口期更显著。

数,基于理论分析,本研究预测  $\alpha_1$  显著为负,即在其他条件不变的情况下,当集团内有成员企业披露内控重大缺陷时,与控制组企业相比,与“传染源”企业有集团关系的“被传染企业”的股价负向波动更大。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	$CAR[-9, +9]_{i,t}$	“被传染企业”、控制组企业在事件窗[-9, +9]的累计超额收益率
	$CAR[-10, +10]_{i,t}$	“被传染企业”、控制组企业在事件窗[-10, +10]的累计超额收益率
解释变量	$S\_GROUP_{i,t-1}$	与“传染源”企业同属于一个集团赋值为1,否则为0
控制变量	$CAR\_SAN[-9, +9]_{-i,t}$	“传染源”企业在事件窗[-9, +9]的累计超额收益率
	$CAR\_SAN[-10, +10]_{-i,t}$	“传染源”企业在事件窗[-10, +10]的累计超额收益率
	$Size\_SAN_{-i,t-1}$	“传染源”年末总资产的自然对数
	$Size_{i,t-1}$	企业年末总资产的自然对数
	$Lev_{i,t-1}$	年末总负债除以总资产
	$ROE_{i,t-1}$	当年净利润除以年末净资产
	$Loss_{i,t-1}$	当年净利润小于0赋值为1,否则为0
	$Sales\_g_{i,t-1}$	营业收入增长率
	$Fixed_{i,t-1}$	企业的固定资产净额与年末总资产的比值
	$Ind$	行业虚拟变量,根据2012年证监会颁布的行业分类,制造业到二级,其他行业到一级

#### 四、实证结果分析

##### (一)描述性统计

表2列示了回归中主要变量的描述性统计结果,其中事件窗[-9, +9]的累计超额收益率均值为-0.002,事件窗[-10, +10]的累计超额收益率均值为-0.003。是否为“被传染企业”(S\_GROUP)均值为0.511,即“被传染企业”的占比是51.1%,这主要是由于对“被传染企业”进行1:1匹配后,部分控制组企业的CAR值在计算过程中缺失,导致控制组企业样本比“被传染企业”相对少一些。

表 2 主要变量描述性统计结果

VarName	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
$CAR[-9, +9]$	1064	-0.002	0.126	-0.554	-0.009	0.986
$CAR[-10, +10]$	1064	-0.003	0.131	-0.627	-0.009	1.055
S_GROUP	1064	0.511	0.500	0.000	1.000	1.000
$CAR\_SAN[-9, +9]$	1064	-0.008	0.170	-0.388	-0.029	0.826
$CAR\_SAN[-10, +10]$	1064	-0.008	0.180	-0.438	-0.023	0.810
Size_SAN	1064	22.504	1.239	19.723	22.517	25.141
Size	1064	22.970	1.273	20.637	22.900	25.876
Lev	1064	0.514	0.194	0.069	0.526	0.868
ROE	1064	0.065	0.092	-0.260	0.067	0.265
Loss	1064	0.090	0.287	0.000	0.000	1.000
Sales_g	1064	0.188	0.464	-0.562	0.104	2.744
Fixed	1064	0.242	0.189	0.002	0.199	0.789

##### (二)单变量检验

我们对“被传染企业”在事件日及其前后十个交易日的日平均超额收益率(AAR)、累计平均超额收益率(CAR)进行了分析。从图2可以看出,“被传染企业”AAR在整个窗口期共有13个交易日为负,其中8个在事件日后。总体来看,内部控制重大缺陷披露引起了“被传染企业”负面的市场反应。CAR在事件日前第二个交易日  $t_{-2}$  为正,之后呈下滑趋势,且在事件日后下滑更加急剧,这可能是由于市场提前获取了企业集团内存在内部控制重大缺陷的相关信息。CAR在  $t_2$  到  $t_3$  这一时段虽有小幅回升但波动不大且仍为负值,在  $t_9$  达到峰值,可能是因为内控重大缺陷是基于期末同披露期的“内控重大缺陷披露、内控审计报告非标审计意见、财务审计报告非标审计意见”至少三条件之一来衡量的,期末这三种情况存在叠加效应,导致“被传染企业”在事件窗口后期受到的传染效应更显著,因此在后续的回归中我们主要选取窗口期[-9, +9]和[-10, +10]展开分析。

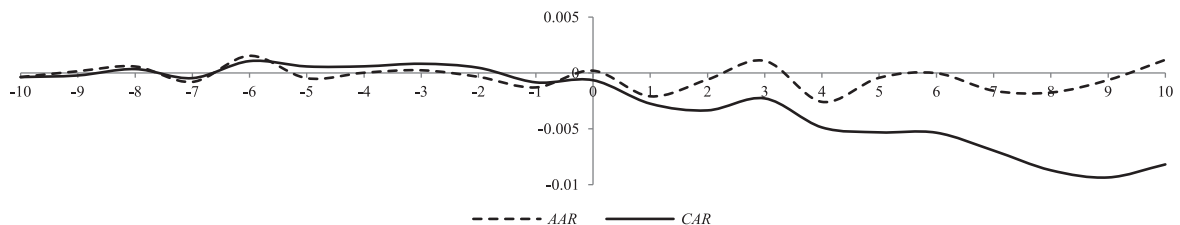


图 2 “被传染企业”的 AAR 及 CAR

表3列示了“被传染企业”和控制组企业不同事件窗内累计超额收益率的差值比较。其中,“被传染企业”CAR均值都为负值且在大部分事件窗内显著,控制组企业CAR均值都为正值且均不显著,两组组间差异除在事件窗[-3,+3]内不显著之外,其他事件窗均显著。综合分析图2和表3可知,“传染源”企业内控重大缺陷会导致“被传染企业”股价负向波动。这初步表明内控重大缺陷会在企业集团内产生传染效应。

(三) 回归结果

1. 主假设实证结果分析

表4列出了“传染源”企业内控重大缺陷对“被传染企业”CAR值影响的回归结果。其中,因变量分别用不同事件窗内的累计超额收益率来衡量。在列(1)至列(10)十个不同窗口期内,S\_GROUP的系数总体在5%以上的水平上显著为负。该结果与H<sub>1</sub>的预期一致,表明当集团内“传染源”企业出现内控重大缺陷时,集团内“被传染企业”的股票价格会显著下降,即内控重大缺陷会在企业集团内产生传染效应。

表4 内控重大缺陷在企业集团内的传染效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	CAR[-1,+1]	CAR[-2,+2]	CAR[-3,+3]	CAR[-4,+4]	CAR[-5,+5]	CAR[-6,+6]	CAR[-7,+7]	CAR[-8,+8]	CAR[-9,+9]	CAR[-10,+10]
S_GROUP	-0.008** (-2.40)	-0.009** (-2.26)	-0.008* (-1.65)	-0.012** (-2.25)	-0.015** (-2.51)	-0.014** (-2.30)	-0.016** (-2.32)	-0.017** (-2.39)	-0.016** (-2.14)	-0.015* (-1.85)
CAR_SAN	0.053** (2.10)	0.047* (1.73)	0.053* (1.95)	0.058** (2.15)	0.067*** (2.70)	0.051** (2.06)	0.036 (1.63)	0.043** (1.98)	0.051** (2.11)	0.058** (2.40)
Size_SAN	0.002 (1.40)	0.003* (1.89)	0.005** (2.19)	0.007*** (2.81)	0.008*** (3.12)	0.006** (2.10)	0.004 (1.40)	0.005 (1.42)	0.004 (1.18)	0.006* (1.66)
Size	-0.002 (-0.81)	-0.003 (-1.17)	-0.003 (-1.20)	-0.002 (-0.76)	-0.004 (-1.10)	-0.004 (-1.13)	-0.003 (-0.82)	-0.002 (-0.52)	-0.000 (-0.11)	-0.000 (-0.04)
Lev	0.005 (0.47)	0.011 (0.75)	0.005 (0.31)	0.000 (0.02)	-0.002 (-0.10)	0.000 (0.00)	-0.007 (-0.28)	-0.023 (-0.87)	-0.023 (-0.84)	-0.027 (-0.98)
ROE	-0.025 (-1.03)	-0.040 (-1.24)	-0.069* (-1.84)	-0.107** (-2.42)	-0.102** (-2.21)	-0.095* (-1.93)	-0.109** (-2.07)	-0.099* (-1.76)	-0.093 (-1.54)	-0.114* (-1.87)
Loss	-0.012 (-1.61)	-0.015 (-1.41)	-0.020* (-1.70)	-0.020 (-1.44)	-0.019 (-1.28)	-0.012 (-0.83)	-0.020 (-1.28)	-0.015 (-0.88)	-0.014 (-0.83)	-0.015 (-0.86)
Sales_g	-0.002 (-0.38)	-0.001 (-0.18)	-0.002 (-0.34)	0.000 (0.06)	-0.001 (-0.21)	0.001 (0.07)	0.002 (0.26)	0.002 (0.19)	-0.004 (-0.44)	-0.003 (-0.24)
Fixed	0.015 (1.40)	0.016 (1.13)	0.022 (1.32)	0.022 (1.17)	0.024 (1.19)	0.024 (1.16)	0.029 (1.28)	0.026 (1.13)	0.015 (0.62)	0.013 (0.52)
_cons	-0.029 (-0.61)	-0.036 (-0.60)	-0.022 (-0.33)	-0.102 (-1.32)	-0.094 (-1.15)	-0.025 (-0.28)	-0.013 (-0.14)	-0.033 (-0.35)	-0.061 (-0.61)	-0.114 (-1.11)
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1064	1064	1064	1064	1064	1064	1064	1064	1064	1064
Adj. R <sup>2</sup>	0.050	0.040	0.035	0.025	0.037	0.053	0.047	0.070	0.080	0.083

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在1%、5%、10%的水平上显著,括号中的数字为t值。

2. 集团内传染效应的影响机制检验

上述实证结果表明,内控重大缺陷会在企业集团内产生传染效应。基于理论分析,行业一致性、内控质量、盈余质量是内控重大缺陷在企业集团内产生传染效应的主要影响因素。

(1) 行业一致性机制检验

本文将“被传染企业”作为研究样本,以“被传染企业”与“传染源”企业所处的行业是否一致分为行业一致组(Dind=1)和行业不同组(Dind=0),被解释变量为“被传染企业”在事件窗[-9,+9]、[-10,+10]的累计超额收益率,解释变量为“传染源”企业在事件窗[-9,+9]、[-10,+10]的累计超额收益率,检验行业不同组下“传染源”企业与“被传染企业”之间超额累计收益的同步性差异。理论预期CAR\_SAN的系数在行业一致组会更显著。

表 5 列出了行业一致性机制检验结果。在“被传染企业”与“传染源”企业行业一致组中,  $CAR\_SAN$  的系数为 0.254、0.196, 且均在 1% 的水平上显著为正, 即“传染源”企业与“被传染企业”之间存在股价同步性。而在“被传染企业”与“传染源”企业行业不一致组中,  $CAR\_SAN$  的系数和显著性均有所下降, 且存在显著的组间系数差异, 以上结果与  $H_2$  的预期一致。

(2) 内控质量机制检验

借鉴以往文献<sup>[35]</sup>, 本文以迪博内部控制信息披露指数的对数( $ICQ\_SAN$ 、 $ICQ$ )衡量“传染源”企业、“被传染企业”的内控质量, 该数值越高, 表示企业内控质量越好。鉴于“被传染企业”的内控质量是对自身股价产生直接影响的重要指标, 很难说明传染效应是通过影响“被传染企业”的内控质量而产生负面市场反应。故我们先检验集团内“被传染企业”内控质量与“传染源”企业内控质量的关联性, 再进一步检验内控质量是否是集团内传染效应的影响路径。

第一, 检验集团内“被传染企业”内控质量与“传染源”企业的关联性。本文以“被传染企业”作为研究样本, 将“传染源”企业内控质量与“被传染企业”内控质量进行回归, 结果如表 6 第(1)列所示。其中,  $ICQ\_SAN$  的系数为 0.096, 在 5% 的水平上显著为正。这表明“被传染企业”内控质量与“传染源”企业内控质量显著正相关, 这种关联性为解释内控重大缺陷在集团内的传染效应提供了可能的影响路径。

表 6 内控质量与盈余质量机制检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$ICQ$	$CAR[-9, +9]$	$CAR[-10, +10]$	$RM$	$CAR[-9, +9]$	$CAR[-10, +10]$
$ICQ\_SAN$	0.096** (2.06)			$RM\_SAN$	0.148** (2.20)	
$ICQ$		0.033* (1.90)	0.031* (1.79)	$RM$	-0.027*** (-3.34)	-0.020** (-2.49)
$CAR\_SAN$		0.098*** (3.34)	0.089*** (3.13)	$CAR\_SAN$	0.090*** (3.00)	0.086*** (2.98)
Controls	Yes	Yes	Yes	Controls	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Ind	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Year	Yes	Yes
N	544	544	544	N	504	504
Adj. R <sup>2</sup>	0.529	0.126	0.136	Adj. R <sup>2</sup>	0.365	0.152

第二, 我们将  $ICQ$  与“被传染企业”窗口期为  $[-9, +9]$ 、 $[-10, +10]$  的  $CAR$  值进行回归, 结果如表 6 列(2)、列(3)所示。其中, “传染源”  $CAR(CAR\_SAN)$  与“被传染企业”的  $CAR$  在 1% 的水平上显著正相关, 而且  $ICQ$  的系数为 0.033、0.031, 在 10% 的水平上显著为正。这不仅再次验证了内控重大缺陷在集团内的传染效应, 支持了  $H_1$ , 还验证了“传染源”可以通过影响“被传染企业”的内控质量而导致“被传染企业”的负面市场反应, 支持了  $H_3$ 。

(3) 盈余质量机制检验

会计信息质量是投资者衡量“被传染企业”投资价值的重要指标, 本文试图探讨盈余质量是否能够解释“被传染企业”的市场反应。然而, 鉴于“被传染企业”的盈余质量是对自身股价产生直接影响的重要指标, 很难说明传染效应是通过影响“被传染企业”的盈余质量而产生负面市场反应。对此, 不同于以往研究在“被传染企业”样本中将盈余质量与“被传染企业”  $CAR$  值进行回归的做法<sup>[18]</sup>, 我们先检验集团内“被传染企业”盈余质量与“传染源”企业盈余质量的关联性, 再检验盈余质量是否是集团内传染效应的影响路径。

第一, 检验集团内“被传染企业”盈余质量与“传染源”企业的关联性。借鉴以往文献<sup>[36]</sup>, 本文分别采用扣除不可操控的正常部分后的异常经营活动现金流净额( $EM\_CFO$ )、异常产品成本( $EM\_Prod$ )和异常酌量性费用( $EM\_Disexp$ )来代表销售操控、生产操控、酌量性费用操控等三类真实盈余管理活动, 考虑到企业可能同时采用

上述三种操控方式,本文进一步计算出真实盈余管理综合指标  $RM$  ( $RM = EM\_Prod - EM\_CFO - EM\_Disexp$ ), 分别以“传染源”企业、“被传染企业”的真实盈余管理( $RM\_SAN$ 、 $RM$ )衡量“传染源”企业、“被传染企业”真实交易的盈余管理活动, $RM\_SAN$ 、 $RM$  越大,表示企业盈余质量越差。之所以采用真实盈余管理作为盈余质量的衡量指标,主要是因为我们把集团内无内控重大缺陷的企业定义为“被传染企业”,这些关联企业的应计盈余管理可能不明显,而手段隐蔽的真实盈余管理会更为明显。本文以“被传染企业”作为研究样本,将“传染源”企业的盈余质量与“被传染企业”的盈余质量进行回归,结果如表6第(4)列所示。其中, $RM\_SAN$ 的系数为0.148,在5%的水平上显著为正。这表明“被传染企业”的盈余质量与“传染源”企业的盈余质量显著正相关,这种关联性为解释内控重大缺陷在集团内的传染效应提供了可能的影响路径。

第二,本文将  $RM$  与“被传染企业”窗口期为  $[-9, +9]$ 、 $[-10, +10]$  的  $CAR$  值进行回归,结果如表6列(5)、列(6)所示。其中,“传染源”企业的  $CAR$  ( $CAR\_SAN$ ) 与“被传染企业”的  $CAR$  在1%的水平上显著正相关,而且  $RM$  的系数为  $-0.027$ 、 $-0.020$ ,且分别在1%和5%的水平上显著为负。这不仅再次验证了内控重大缺陷在集团内的传染效应,支持了  $H_1$ ,还验证了“传染源”企业可以通过影响“被传染企业”的盈余质量而导致“被传染企业”的负面市场反应,支持了  $H_4$ 。

## 五、进一步研究:异质性检验与经济后果

### (一) 内外部治理因素的异质性检验

为了验证企业内控重大缺陷在企业集团内部的传染效应是否会受企业内外部环境的影响,我们将样本(“被传染企业”与控制组企业)按照不同的环境情况进行分组检验。

#### 1. 外部环境因素的调节作用

##### (1) 市场化程度

在宏观市场层面,当“被传染企业”处于市场化程度较高地区时,内控重大缺陷在集团传染效应更强。一方面,在市场化程度高的地区,由于信息更加公开透明、传递速度更快,投资者对负面信息的敏感性更强,这种负面情绪将更加及时准确地反应在股价波动上。另一方面,基于互补效应,信任、声誉等非正式制度对投资者的影响与金融市场、法制等正式制度的影响相辅相成、相互促进<sup>[34]</sup>,即在市场化程度高的地区,经济发展水平更高,信誉对投资者投资决策的影响力更大<sup>[37]</sup>。相对于市场化程度较低地区,在市场化程度高的地区,信誉受损将招致更高的声誉惩罚成本,“被传染企业”受到的负面市场反应更加严重,即一旦集团企业出现负面事件,会极大地破坏投资者原有信任和企业声誉<sup>[34]</sup>,且原有声誉和信任程度越高,投资者心理预期落差越大,负面市场反应越强烈。因此,本文预期与市场化程度较低的地区相比,市场化程度较高地区的“被传染企业”受到传染效应的影响更大。

本文根据同行业、同年度市场化指数( $Market$ )的均值将样本分为市场化程度高( $Market = 1$ )和市场化程度低( $Market = 0$ )两组,预计  $S\_GROUP$  的系数在市场化程度较高组会更显著。表7 Panel A 中列(1)至列(4)检验结果显示,在市场化程度较高组中, $S\_GROUP$  的系数为  $-0.023$ 、 $-0.021$ ,且均在5%的水平上显著为负,而在市场化程度较低组中不显著,存在显著的组间系数差异。这表明在市场化程度较高的地区,内控重大缺陷传染效应的影响更大。

##### (2) “传染源”企业聘用的事务所类型

审计报告是缓解信息不对称的重要工具,投资者通常会依据会计师事务所的声誉对相应审计结果的可信度做出进一步判断<sup>[38]</sup>。相较于小型事务所,大型事务所的审计质量更容易得到投资者信赖。具体而言,规模效应理论认为,大型事务所往往具有更强的专业能力,其客户的准租金占比更小,议价能力更强,独立性更强,审计质量更高<sup>[39]</sup>。声誉理论认为,一旦审计失败,大型事务所和审计师将面临更高的声誉损失成本,提高审计质量的动机更强。“深口袋”理论认为,大型事务所的审计市场份额占比大,面临的诉讼风险更高,有更强的动机提高审计服务质量来降低预期诉讼成本。综上,相较于小型事务所,大型事务所审计出来的“传染源”企业内控重大缺陷结果更易得到信赖,投资者对“被传染企业”产生的市场反应更强。当前,我国会计师事务所尤其是“十大”会计师事务所的规模和发展速度在一定程度上已经达到“规模-质量”的前提<sup>[40]</sup>,基于此,本文预期与“传染源”企业由非“十大”审计的“被传染企业”相比,“传染源”企业由“十大”审计的“被传染企业”受到传染效应的影响更大。



借鉴以往文献<sup>[41]</sup>,本文以“传染源”企业是否由“十大”会计师事务所进行年度审计,将样本分为“十大”审计(*Big10* = 1)和非“十大”审计(*Big10* = 0)两组,预计 *S\_GROUP* 的系数在“十大”审计组会更显著。表7 Panel A中列(5)至列(8)检验结果显示,在“十大”审计组中,*S\_GROUP* 的系数为-0.023、-0.024,且均在5%的水平上显著为负,而在非“十大”审计组中不显著,存在显著的组间系数差异。这表明在“传染源”企业由“十大”会计师事务所进行年度审计的“被传染企业”中,内控重大缺陷传染效应的影响更大。

## 2. 内部治理因素的调节作用

### (1)“掏空”效应

“掏空”行为会降低企业会计信息质量,导致投资者难以对其财务经营状况进行评价<sup>[42]</sup>,且企业“掏空”效应越大,表示其内部治理水平越差,陷入困境的可能性就越大。因此,当集团内出现内控重大缺陷时,投资者更容易对“掏空”效应大的“被传染企业”产生不信任,出现负面市场反应。股权分散情况下,一方面,两职合一使CEO权力较大,可能会出现内部人控制的“经理人帝国”;另一方面,两权分离度较大,可以使实际控制人以较小的现金流权取得较大的控制权,进而产生“掏空”效应。本文综合考虑这两种情况的影响,定义第一大股东持股比例小且两职合一或第一大股东持股比例小且两权分离度高时,企业“掏空”效应大,预期在这两种“掏空”效应作用下,“被传染企业”受到传染效应的影响更大。

我们根据同行业、同年度的均值进行设置,第一大股东持股比例低于均值且两职合一或第一大股东持股比例低于均值且两权分离度高于均值为“掏空”效应大,赋值为1(*SR* = 1),否则为0(*SR* = 0),预期 *S\_GROUP* 的系数在“掏空”效应大的组会更显著。表7 Panel B中列(1)至列(4)检验结果显示,在“掏空”效应大的组中,*S\_GROUP* 的系数均为-0.041,在5%的水平上显著为负,而在“掏空”效应小的组中不显著,且存在显著的组间系数差异。这表明在“掏空”效应较大的企业中,内控重大缺陷传染效应的影响更大。

### (2)企业规模

一方面,规模小的“被传染企业”自身经营风险较大,且实力弱、风险承受能力差,受到的风险负面冲击较大<sup>[43]</sup>,当集团内出现内控重大缺陷企业时,更易产生负面市场反应。另一方面,规模小的“被传染企业”对内控投入较少、手段落后、专业能力缺乏,往往会直接复制集团内控制度,不能有效发挥内控的监督职能。当集团内出现内控重大缺陷企业时,投资者更易对小规模“被传染企业”的治理水平产生怀疑,进而产生负面市场反应。因此,本文预期与规模较大的企业相比,规模较小的“被传染企业”受到传染效应的影响更大。

我们根据同行业、同年度企业规模(*Size*)的均值将样本分为规模大(*Size* = 1)和规模小(*Size* = 0)两组,预期 *S\_GROUP* 的系数在规模较小的组会更显著。表7 Panel B中列(5)至列(8)检验结果显示,在规模较小的组中,*S\_GROUP*的系数分别为-0.033、-0.030,且均在5%及以上的水平上显著为负,而在规模较大的组中不显著,且存在显著的组间系数差异。这表明在规模较小的企业中,内控重大缺陷传染效应的影响更大。

### (二)“被传染企业”盈余质量的动态调整检验

集团“经营业务的关联性、管理制度的同质性”特点引发投资者质疑集团整体的盈余质量,进而导致集团内控重大缺陷的传染效应,在市场监管下,“被传染企业”发生传染效应后是否能够及时对盈余质量进行整改?后续年度的整改情况如何?对此,我们分别检验集团内“被传染企业”和控制组发生传染效应前一年和发生传染

表7 内控重大缺陷在不同外部环境和不同内部治理情况下的传染效应

Panel A 内控重大缺陷在不同市场化进程地区和不同“传染源”事务所类型中的传染效应								
	CAR[-9, +9]		CAR[-10, +10]		CAR[-9, +9]		CAR[-10, +10]	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Market = 0	Market = 1	Market = 0	Market = 1	Big10 = 0	Big10 = 1	Big10 = 0	Big10 = 1
<i>S_GROUP</i>	-0.011 (-0.82)	-0.023** (-2.33)	-0.010 (-0.69)	-0.021** (-2.03)	-0.011 (-1.00)	-0.023** (-2.11)	-0.006 (-0.56)	-0.024** (-2.10)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	464	600	464	600	469	595	469	595
Adj. R <sup>2</sup>	0.028	0.125	0.031	0.133	0.092	0.062	0.063	0.081
经验 <i>p</i> 值	0.000***		0.000***		0.000***		0.000***	
Panel B 内控重大缺陷在不同“掏空”效应和不同规模的企业中的传染效应								
	CAR[-9, +9]		CAR[-10, +10]		CAR[-9, +9]		CAR[-10, +10]	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	SR = 0	SR = 1	SR = 0	SR = 1	Size = 0	Size = 1	Size = 0	Size = 1
<i>S_GROUP</i>	-0.007 (-0.77)	-0.041** (-2.16)	-0.005 (-0.54)	-0.041** (-2.08)	-0.033*** (-2.94)	0.006 (0.56)	-0.030** (-2.49)	0.006 (0.55)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	760	304	760	304	559	505	559	505
Adj. R <sup>2</sup>	0.045	0.158	0.058	0.151	0.116	0.078	0.103	0.085
经验 <i>p</i> 值	0.000***		0.000***		0.000***		0.000***	

效应后续两个年度盈余质量变化的差异。

本部分因变量为盈余质量变化( $\Delta RM$ ),分别用企业发生传染效应的  $T$  年与  $T-1$  年的盈余质量变化值( $\Delta RM1$ )、企业发生传染效应  $T+1$  年与  $T$  年的盈余质量变化值( $\Delta RM2$ )和企业发生传染效应前后两年的盈余质量变化值( $\Delta RM3$ )来衡量(其中,前后两年的盈余质量变化采用发生传染效应后  $T+2$  年与  $T+1$  两年的盈余质量平均值减去发生传染效应的  $T$  年与  $T-1$  两年的盈余质量平均值)。表 8 列出了“被传染企业”盈余质量动态调整的检验结果。第(1)列  $S\_GROUP$  的系数为 0.082,在 5%的水平上显著为正,这表明集团内“传染源”企业

出现内控重大缺陷的同时,集团内“被传染企业”进行了更多的真实盈余管理活动,致使盈余质量下降,即“传染源”企业内控重大缺陷对集团内“被传染企业”盈余质量有一定的信息揭示作用。第(2)列  $S\_GROUP$  的系数为 -0.056,在 5%的水平上显著为负,这表明内控重大缺陷在企业集团内发生传染效应后的第一年,集团内“被传染企业”减少了真实盈余管理活动,盈余质量上升,即在市场监督作用下,“被传染企业”能够及时整改。第(3)列  $S\_GROUP$  的系数为 -0.040,但不显著,表明“被传染企业”在后续年度继续整改,但整改力度减弱,盈余质量提升幅度减缓。

表 8 “被传染企业”盈余质量的动态调整检验

	(1)	(2)	(3)
	$\Delta RM1$	$\Delta RM2$	$\Delta RM3$
$S\_GROUP$	0.082 **	-0.056 **	-0.040
	(2.33)	(-2.06)	(-0.89)
Controls	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	951	886	726
Adj. R <sup>2</sup>	0.147	0.193	0.144

注:备注同表 4。

## 六、稳健性检验

为了进一步验证前述结论的有效性,本文采用以下六种稳健性检验,检验结果与上文一致,限于篇幅,检验结果不再列示,留存被索。

### (一)改变事件窗

为了使结果更稳健,除了选取窗口期 $[-9, +9]$ 和 $[-10, +10]$ 进行估计之外,我们还分别检验了窗口期从 $[-1, +1]$ 到 $[-8, +8]$ 时内控重大缺陷的传染效应,与本文研究结论均一致。检验结果已在表 4 中列示。

### (二)以不同方式衡量市场反应

我们除了利用市场模型计算  $CAR$  值,还利用市场调整模型即“日个股收益率与日市场收益率的差”来衡量  $CAR$  值,分别检验了窗口期从 $[-1, +1]$ 到 $[-10, +10]$ 时内控重大缺陷的传染效应。该回归结果仍然支持主假设,这表明本研究结果具有稳健性。

### (三)排除金融危机的影响

金融危机后,股票市场低迷、投资者整体情绪较为低落,内控重大缺陷的发生可能引发投资者对股市的恐慌、不信任,进而造成股市价格整体下跌。因此,为排除金融危机对研究结论的影响,本文剔除 2009—2010 年的样本,分别重新检验了窗口期从 $[-1, +1]$ 到 $[-10, +10]$ 时内控重大缺陷的传染效应。该结果仍然支持主假设,这表明排除金融危机的影响后,内控重大缺陷在集团内的传染效应仍然存在。

### (四)排除其他重大公告的影响

为排除事件窗口内其他事件对研究结论的影响,本文剔除“被传染企业”和控制组企业窗口期内存在财务重述、会计差错更正、违规等重大事件公告的观测值,分别重新检验了窗口期从 $[-1, +1]$ 到 $[-10, +10]$ 时内控重大缺陷的传染效应。该结果仍然支持主假设,这表明排除其他重大公告的影响后,内控重大缺陷在集团内的传染效应仍然存在。

### (五)控制年报盈余信息的影响

鉴于“被传染企业”或控制组企业在相应窗口期内可能存在年报披露事项,本文采用匹配控制组企业以剔除会计盈余对股价的信息干扰。参照以往文献<sup>[44]</sup>,本文按照以下标准重新匹配控制组企业样本:(1)不存在集团关系;(2)当年不存在内控重大缺陷;(3)与“被传染企业”处于同一年度;(4)与“被传染企业”处于同一行业;(5)与“被传染企业”净资产收益率最接近;(6)与“被传染企业”资产规模最接近。我们重新进行检验了窗口期 $[-9, +9]$ 和 $[-10, +10]$ 内控重大缺陷的传染效应,该回归结果仍然支持主假设,这表明本研究结果具有稳健性。

### (六) 股价同步性检验

除了通过匹配控制组检验传染效应,本文还采用“传染源”企业的CAR值,分别检验该企业与“被传染企业”(S\_GROUP=1)、该企业与控制组企业(S\_GROUP=0)之间超额累计收益的同步性。我们重新检验了窗口期[-9,+9]和[-10,+10]内控重大缺陷的传染效应,该回归结果仍然支持主假设,这表明本研究结果具有稳健性。

## 七、研究结论

内部控制是企业风险防控、高质量发展的支撑和保障,是实现国家治理善治目标的微观制度基础,内控质量直接影响上市公司质量,尤其对已成为我国市场经济中坚力量的企业集团来说更为重要。对此,基于资本市场视角和集团维度,本文利用2009—2018年深沪两市A股主板上市公司样本,实证检验了内控重大缺陷在集团内的传染效应。研究表明:当集团内有成员企业披露内控重大缺陷时,“被传染企业”的股票价格会显著下降,即内控重大缺陷会在企业集团内产生传染效应;影响路径检验发现,“被传染企业”的行业一致性、内部控制质量及盈余质量能够解释该传染效应;进一步异质性检验发现,在市场化程度较高、“传染源”企业由“十大”审计、“掏空”效应较大、规模较小的企业中,内控重大缺陷在集团内的传染效应更强;“被传染企业”盈余质量的动态调整检验发现,在市场监督下,基于声誉恢复动机,在传染效应发生后,“被传染企业”能够及时提升盈余质量,但后续年度的提升力度较弱。

本文丰富和拓展了内控重大缺陷经济后果与集团企业传染效应的相关研究,研究结论具有如下政策启示:(1)集团企业一方面应完善内部治理机制,确保内控制度在设计、运行上的有效性,从源头阻断内控重大缺陷的发生;另一方面要提高企业会计信息质量和透明度,及时防范、科学应对内控重大缺陷企业对整个集团造成的负面影响。(2)政府要完善外部市场监管制度,加快出台相关惩处措施,严格把控企业内控制度的执行效果。

### 参考文献:

- [1] 池国华,王会金. 内部控制现代国家治理中的角色定位与作用机制[J]. 财经问题研究,2019(1):99-104.
- [2] Ashbaugh-Skaife H, Collins D W, Kinney W R, et al. The effect of SOX internal control deficiencies on firm risk and cost of equity[J]. Journal of Accounting Research,2009,47(1):1-43.
- [3] Doyle J, Ge W, Mcvay S. Determinants of weaknesses in internal control over financial reporting[J]. Journal of Accounting & Economics,2007,44(1-2):193-223.
- [4] 邓春梅,高然,晏雨薇,等. 内部控制质量对企业运营目标的影响:来自应收账款内部控制缺陷的证据[J]. 中央财经大学学报,2019(4):60-75.
- [5] 李越冬,张冬,刘伟伟. 内部控制重大缺陷、产权性质与审计定价[J]. 审计研究,2014(2):45-52.
- [6] 王艺霖,王爱群. 内控缺陷披露、内控审计对权益资本成本的影响——来自沪市A股上市公司的经验证据[J]. 宏观经济研究,2014(2):123-130.
- [7] 王艺霖,王爱群. 内控缺陷披露、内控审计与债务资本成本——来自沪市A股上市公司的经验证据[J]. 中国软科学,2014(2):150-160.
- [8] 杨清香,俞麟,宋丽. 内部控制信息披露与市场反应研究——来自中国沪市上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论,2012(1):123-130.
- [9] Cheng M, Dhaliwal D, Zhang Y. Does investment efficiency improve after the disclosure of material weaknesses in internal control over financial reporting? [J]. Journal of Accounting & Economics,2013,56(1):1-18.
- [10] Feng M, Li C, Mcvay S. Internal control and management guidance[J]. Journal of Accounting & Economics,2009,48(2-3):190-209.
- [11] Goh B W, Li D. Internal controls and conditional conservatism[J]. Accounting Review,2011,86(3):975-1005.
- [12] Raghunandan K, Rama D V. SOX section 404 material weakness disclosures and audit fees[J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory,2006,25(1):99-114.
- [13] 盖地,盛常艳. 内部控制缺陷及其修正对审计收费的影响——来自中国A股上市公司的数据[J]. 审计与经济研究,2013(3):21-27.
- [14] 官义飞,谢元芳. 内部控制缺陷及整改对盈余持续性的影响研究——来自A股上市公司的经验证据[J]. 会计研究,2018(5):75-82.
- [15] Bolton B, Lian Q, Rupley K, et al. Industry contagion effects of internal control material weakness disclosures[J]. Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting,2016,34:27-40.
- [16] 王加灿,王嫣婷,张琴琴. 企业内部控制缺陷的资本市场传染效应研究[J]. 金融经济研究,2019(4):45-57.
- [17] 徐飞,花冯涛,李强谊. 投资者理性预期、流动性约束与股价崩盘传染研究[J]. 金融研究,2019(6):169-187.
- [18] 刘丽华,徐艳萍,饶品贵,等. 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,2019(6):113-131.
- [19] 陆蓉,常维. 近墨者黑:上市公司违规行为的“同群效应”[J]. 金融研究,2018(8):172-189.
- [20] 王建琼,曹世蛟. 基于高管连锁的上市公司违规行为传染性研究[J]. 当代财经,2019(3):70-80.

- [21] Khanna T, Yafeh Y. Business groups in emerging markets: Paragons or parasites? [J]. *Review of Economics & Institutions*, 2015, 6(1): 1-60.
- [22] 李馨子, 牛煜皓, 张修平. 公司的金融投资行为会传染其他企业吗? ——来自企业集团的经验证据[J]. *中国软科学*, 2019(7): 102-110.
- [23] 周利国, 何卓静, 蒙天成. 基于动态 Copula 的企业集团信用风险传染效应研究[J]. *中国管理科学*, 2019(2): 71-82.
- [24] 李秉成, 余浪, 王志涛. 企业集团财务危机传染与治理效应研究[J]. *软科学*, 2019(3): 65-69.
- [25] 赵艳秉, 李青原. 企业财务重述在集团内部传染效应的实证研究[J]. *审计与经济研究*, 2016(5): 72-80.
- [26] 王加灿, 王嫣婷, 张琴琴. 企业内部控制缺陷的资本市场传染效应研究[J]. *金融经济研究*, 2019(4): 45-57.
- [27] 方红星, 池国华. 内部控制[M]. 大连: 东北财经大学出版社, 2019.
- [28] Cheung Y, Rau P R, Stouraitis A. Tunneling, propping, and expropriation: Evidence from connected party transactions in Hong Kong [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 82(2): 343-386.
- [29] He J, Mao X, Rui O M, et al. Business groups in China [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2013, 22: 166-192.
- [30] 杨阳, 王凤彬, 戴鹏杰. 集团化企业制度同构性与决策权配置关系研究[J]. *中国工业经济*, 2016(1): 114-129.
- [31] Kaustia M, Rantala V. Social learning and corporate peer effects [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 117(3): 653-669.
- [32] 芦雅婷, 张俊民. 非财务报告内部控制缺陷披露具有盈余信息含量吗? ——基于投资者信任视角的理论分析[J]. *华东经济管理*, 2019(1): 137-144.
- [33] 黄俊, 陈信元, 张天舒. 公司经营绩效传染效应的研究[J]. *管理世界*, 2013(3): 111-118.
- [34] 潘红波, 周颖. 企业集团成员声誉受损的“连坐”效应研究——来自银行贷款成本的经验证据[J]. *厦门大学学报: 哲学社会科学版*, 2018(5): 53-64.
- [35] 周美华, 林斌, 林东杰. 管理层权力、内部控制与腐败治理[J]. *会计研究*, 2016(3): 56-63.
- [36] Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation [J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2006, 42(3): 335-370.
- [37] 张维迎, 柯荣住. 信任及其解释: 来自中国的跨省调查分析[J]. *经济研究*, 2002(10): 59-70.
- [38] Magnis C, Iatridis G E. The relation between auditor reputation, earnings and capital management in the banking sector: An international investigation [J]. *Research in International Business & Finance*, 2017, 39(3): 338-357.
- [39] Deangelo L E. Auditor size and audit quality [J]. *Journal of Accounting & Economics*, 1981, 3(3): 183-199.
- [40] 丁方飞, 刘敏, 乔紫薇. 事务所规模、制度环境与企业税收激进 [J]. *审计与经济研究*, 2019(1): 14-23.
- [41] 张曾莲, 赵用雯. 政府审计能提升国企产能利用率吗? ——基于 2010—2016 年央企控股的上市公司面板数据的实证分析 [J]. *审计与经济研究*, 2019(5): 22-31.
- [42] Bertrand M, Mehta P, Mullainathan S. Ferreting out tunneling: An application to Indian business groups [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117(1): 121-148.
- [43] 欧阳宗书, 王海瑛, 万文翔, 等. 我国小企业内控规范体系建设若干问题的思考 [J]. *会计研究*, 2015(8): 3-10.
- [44] 郭志勇, 陈龙春. 上市公司非标准审计意见市场反应的差异性研究 [J]. *审计与经济研究*, 2008(3): 38-43.

[责任编辑: 刘 茜]

## The Contagion Effects of Major Internal Control Defects within Business Groups

SHI Qingmei, SUN Mengna

(School of Accounting, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou 450016, China)

**Abstract:** Based on the perspective of the capital market and the dimension of the group, this paper takes the Shenzhen and Shanghai A-share listed companies from 2009 to 2018 as a sample to empirically test the contagion effects of major internal control defects in the group. The study shows that: a company's major internal control defect can result in investor reassessment of other companies in the group and a significant decline in their stock prices; the impact path test shows that industry consistency, internal control quality and the earnings quality of the "infected company" can explain the contagious effect; The heterogeneity test in further research indicates that contagion effects are stronger for companies with "the source of contagion" audited by big-ten accounting firms, greater "tunnelling" effect, smaller scale, and operating in more-developed areas; The dynamic adjustment inspection of the "infected company" earnings quality finds that, under the supervision of the market, based on the motivation of reputation restoration, the "infected company" can improve the earning quality in a timely manner after the infectious effect occurs, but the rectification in subsequent years is weak. This article not only expands the research on the contagion effects of major internal control defects from the perspective of the market and the enterprise group, but also provides empirical evidence for the importance of internal control for enterprise groups as a whole to prevent internal control risks and the country to promote high-quality development.

**Key Words:** business group; major internal control defects; contagion effects; earnings quality; audit opinion; audit quality; corporate governance; earnings management