

# 股票风险警示对同城企业掏空行为的影响研究

孙 洁<sup>1</sup>, 孙明杨<sup>1,2</sup>

(1. 天津财经大学 会计学院, 天津 300222; 2. 阜阳师范大学 商学院, 安徽 阜阳 236041)

**[摘 要]**采用 2008—2019 年中国沪深 A 股被实施风险警示企业的同城企业样本, 考察城市新增风险警示信息对同城非警示企业大股东掏空的影响效应及作用机理。结果发现, 风险警示信息对于同城企业的大股东掏空行为具有治理效应, 即城市新增风险警示公告会显著抑制同城非警示企业的大股东掏空程度。这一结论经过稳健性检验、工具变量检验、安慰剂检验和倾向得分匹配检验后依然成立。作用渠道分析表明, 风险警示信息一方面通过城市内企业之间的基本面关联产生传染效应, 另一方面, 本地散户投资者群体内部的消极情绪进一步增加了其对同城非警示企业的风险预期, 从而对非警示企业大股东掏空形成威慑作用。异质性检验表明, 风险警示信息对同城非警示企业的大股东掏空行为的抑制作用在非警示企业基本面状况较差和本地偏好程度较高时更显著。

**[关键词]**股票风险警示; 同城企业; 大股东掏空; 股价联动性; 投资者情绪; 本地偏好

**[中图分类号]**F275 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2023)03-0072-10

## 一、引言

为维护资本市场的稳定健康, 优化市场资源配置和保护投资者的合法权益, 《证券法》对于可能退市的上市公司规定了三步法: 风险警示、暂停上市和终止上市。风险警示制度是指当上市公司财务状况异常或其他状况异常导致投资者无法判断其未来前景时, 交易所一般在次年的 4 月 30 日之前对其股票实施风险警示, 并对其股票名称冠以“ST”或“\*ST”字样。股票风险警示作为退市或其他风险的一种预警, 旨在为投资者提供有序处置公司股票的空间, 降低投资者的可能损失, 因此这一阶段的公司股价一般处于低位且波动性较之前有明显增加<sup>[1-4]</sup>。特别是 2020 年新《证券法》取消了暂停上市环节, 股票风险警示对于资本市场的影响将更为强烈。由于资本市场的信息通常具有外部性, 股票风险警示信息不仅对企业自身具有显著影响, 还可能对同群企业产生溢出效应。在定义同群企业时, 部分学者将同行业公司定义为同群企业<sup>[5-6]</sup>, 还有部分学者将同省企业或同城企业定义为同群企业<sup>[7-9]</sup>。已有研究探讨了股票风险警示对于同行业企业的溢出效应<sup>[10-12]</sup>。那么, 股票风险警示对于同城企业是否也具有资本市场的溢出效应, 且这种溢出效应是通过何种渠道作用于同城企业的, 这将是本文的核心问题。

有学者以债券违约为例探讨了具有负面性质的财务公告的地区传染效应。宁博等研究发现债券违约会通过信用风险传染增加同一城市的其他企业融资约束, 进而导致其进行更多向上的真实盈余管理<sup>[9]</sup>。与宁博等的研究不同, 本文除了探讨传染效应通常的企业基本面渠道, 还将基于投资者的本地偏好倾向探讨本地投资者群体内部的市场情绪渠道, 以更加全面地探讨负面财务公告的地区传染效应的作用渠道。张雪莹和刘茵伟研究发现债券违约通过加大债券流动性风险提高了同省其他债券的二级市场交易利差<sup>[13]</sup>。与张雪莹和刘茵伟的研究不同, 本文将从同城股票价格联动的视角探讨股票风险警

**[收稿日期]**2022-10-26

**[基金项目]**国家自然科学基金项目(72271174; 71771162); 安徽省高校人文社会科学研究重点项目(SK2021A0423)

**[作者简介]**孙洁(1979—), 女, 浙江瑞安人, 博士, 天津财经大学会计学院教授, 博士生导师, 主要研究方向为企业财务困境与资本市场、企业信用评估等; 孙明杨(1990—), 男, 安徽利辛人, 天津财经大学会计学院博士生, 阜阳师范大学商学院讲师, 主要研究方向为企业财务困境与资本市场, 通讯作者, 邮箱: sunmingyanghit@163.com。

示的同城传染渠道和表现,从而丰富负面财务公告的地区传染效应的机制检验。有关大股东掏空行为的研究表明,大股东掏空多采用关联交易这一间接方式<sup>[14]</sup>,并借助复杂的股权结构隐蔽<sup>[15]</sup>,且已有大量文献从内外部治理机制的角度研究大股东掏空行为的影响因素<sup>[16-19]</sup>,但鲜有研究关注外部信息尤其是同城企业的股票风险警示信息对企业大股东掏空的影响。本文将从风险警示信息的溢出效应视角探讨大股东掏空的影响因素,以拓展大股东掏空的相关研究。

本文将以2008—2019年沪深A股被实施风险警示企业的同城企业为样本,考察风险警示对于同城企业的风险传染效应及其反作用于同城企业大股东掏空政策的过程。本文的研究贡献在于:第一,基于同城企业股票风险警示信息的视角探讨大股东掏空的影响因素,从中观层面丰富和扩展对于大股东掏空治理的认识和理解。第二,丰富股票风险警示信息的经济后果研究,现有研究主要针对被警示企业自身或同行企业探讨风险警示信息的经济后果,却鲜有研究探讨股票风险警示信息对同城企业的溢出效应,事实上,同城企业由于地理位置接近,在经营和投融资上具有较强的相关性,且共同受到本地投资者的关注,因此可能出现信息的传染或溢出效应。基于此,本文试图从同城企业大股东掏空的视角入手进行分析,以弥补已有文献的不足。第三,拓展负面财务公告的地区传染效应机制研究。本文基于投资者的本地偏好理论,探讨风险警示信息通过同城散户投资者群体的市场情绪传染对同城企业产生风险溢出效应的可能渠道。

## 二、理论分析与研究假设

由于地缘关系,同一城市的企业在经营和投融资方面具有不可分割的紧密联系,公司被证券交易所实施风险警示,预示着上市公司的基本经营状况出现了困境,这一不良经营状况势必沿着不同的经济关系影响同城其他公司,进而引起投资者对其他本地公司风险的重新评价。此外,同一城市的股东社会网络会加速信息的传播,进而放大上述影响。

首先,在企业基本面传染方面,同一城市的企业在经营活动、投资活动、融资活动等方面具有相似性或相关性。在经营活动上,同一城市的公司由于地理位置相近和营商环境相似,彼此之间的业务往来可能较多,进而导致彼此间的经营绩效具有同步变化和相互传染的特征<sup>[20,13]</sup>。此外,城市集聚经济也会导致经营危机在同城企业之间蔓延<sup>[21]</sup>。在投资活动上,由于城市集聚经济和当地政府干预,同一城市企业之间的投资活动存在相互促进的同伴效应<sup>[22,7]</sup>,导致同城企业在投资回报和投资风险方面具有较高的相关性。在融资活动上,由于资本跨区域流动的限制和成本劣势,不同地区的资本市场呈现出明显的市场分割特征,不同地区的金融市场网络也为经营和财务风险的地区内传染提供了便利<sup>[9]</sup>。此外,非经济因素如当地文化和企业高管之间的社会互动也会导致同地区企业表现出相似的融资政策<sup>[23]</sup>,进而促使同地区企业财务风险的进一步趋同。因此,某一城市内新增的公司股票风险警示信息不仅与被警示股票自身的定价有关,而且与同城非警示企业的定价有关,投资者会据此提高对本地其他企业的风险预期。

其次,在市场情绪传染方面,同一城市的企业本地股东社会网络会加速投资者情绪的传播。出于对熟悉事物的偏好或地理接近带来的信息优势,个人投资者会表现出对本地投资的强烈偏好<sup>[24-25]</sup>。投资者的本地偏好产生了本地企业的本地散户投资者群体,由于较低的交易成本或信息优势,本地股票是这一投资者群体首选的目标证券组合<sup>[26]</sup>。同一城市的散户投资者之间的地理距离邻近能够促进社会互动,从而促进投资者情绪和信息在本地个人投资者之间的传播<sup>[27]</sup>。由于散户投资者易受市场环境和情绪的影响,因此当同一城市有公司被实施风险警示,悲观情绪会在本地散户投资者之间迅速蔓延,从而放大本地个人投资者对本地其他公司的风险预期<sup>[13]</sup>。

由上述分析可知,当同一城市有公司被实施风险警示,由于企业基本面传染和市场情绪传染,投资者尤其是本地个人投资者会提高对本地其他公司的风险预期,从而给本地其他公司的股票带来集体抛售的压力,抛售带来的股价下跌将会严重损害大股东的利益。而大股东掏空会损害企业价值,Cheunga 等研究

发现,上市公司在关联交易公告发布时及发布后一年内都表现出显著为负的股票收益率<sup>[14]</sup>,郑国坚等基于回归模型也得出了类似的结论<sup>[28]</sup>。因此,囿于中小股东“用脚投票”的威慑力量<sup>[18-19]</sup>,大股东也会主动降低掏空程度,减少对股价的损害,避免资本市场的进一步动荡。基于以上分析,本文提出如下假设:

H1:城市新增股票风险警示公告会抑制同城非警示企业的大股东掏空行为。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源

本文选取了2008—2019年A股上市公司的年度数据作为样本,由于行业的特殊性,剔除了金融类公司,在收集数据过程中剔除了数据缺失的公司,由于本文主要以被警示企业的同城市非警示企业作为样本,因此删除了交易状态为ST、\*ST或退市整理的公司年度数据,最后得到17841个公司年度数据。数据均来自国泰安数据库。为避免异常值对模型分析的影响,本文对所有公司财务特征变量进行了1分位以下和99分位以上的缩尾处理。

#### (二) 变量定义

1. 被解释变量:由于大股东掏空最常采用的手段是关联方交易<sup>[14]</sup>,因此借鉴杨侠和马忠的研究<sup>[16]</sup>,被解释变量大股东掏空程度( $Tun$ )以上市公司与其母公司或母公司控制的其他公司之间发生的关联交易总额与总资产比值的自然对数来度量。

2. 解释变量:由于风险警示公告的信息效用会随着时间的推移逐渐减弱<sup>[11]</sup>,因此解释变量采用同一城市新增的企业风险警示信息( $FD\_city$ )。借鉴孙洁等的方法<sup>[10]</sup>,如果当年同一城市有新的企业被证券交易所实施风险警示,说明同城市其他企业将受到风险警示信息的影响,则将同城市企业的 $FD\_city$ 变量赋值为1;如果当年同一城市没有企业被证券交易所实施风险警示,说明同城市企业没有受到风险警示信息的影响,则将同城市企业的 $FD\_city$ 变量赋值为0。为了更好地分离股票风险警示的信息效应,本文的解释变量同一城市新增的企业风险警示信息仅指从正常上市状态变更为“ST企业”或“\*ST企业”,不包括“ST企业”与“\*ST企业”之间的相互转换。

3. 控制变量:借鉴同类文献的做法<sup>[18-19]</sup>,本文在模型中加入了公司财务特征变量和公司治理特征变量,具体变量定义见表1。同时借鉴孙洁等的研究<sup>[10]</sup>,加入行业内新增风险警示信息虚拟变量( $FD\_ind$ )以控制行业层面的风险传染效应。

#### (三) 模型构建

为验证H1,本文构建如下模型(1):

$$Tun_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FD\_city_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, $i$ 代表企业个体, $t$ 代表年度, $Year$ 和 $Industry$ 分别代表年度和行业固定效应。

表1 变量定义

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	$Tun$	大股东掏空程度:上市公司与其母公司或母公司控制的其他公司之间发生的关联交易总额与总资产比值的自然对数
解释变量	$FD\_city$	若当年同一城市有新增风险警示企业,则取值为1;否则,取值为0
	$FD\_ind$	若当年同一行业有新增风险警示企业,则取值为1;否则,取值为0
控制变量	$Asset$	总资产的自然对数
	$Lever$	资产负债率 = 负债/总资产
	$Div\_dis$	股利分配率 = 每股派息税前/(净利润本期值/实收资本本期期末值)
	$ROA$	资产报酬率 = (利润总额 + 财务费用)/资产总额
	$A\_turn$	总资产周转率 = 营业收入/平均资产总额
	$R\_growth$	营业收入增长率 = (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)
	$Age$	上市年限:ln(年度 - 上市年度 + 1)
	$Equ\_con$	股权集中度指标,即公司第一大股东持股比例
	$Z\_index$	公司第一大股东与第二大股东持股比例的比值
	$S\_index$	公司第二大股东至第十大股东持股比例之和
	$Ind\_dir$	独立董事比例 = 独立董事人数/董事人数
	$CEO$	虚拟变量,如果董事长与总经理是一人,则 $CEO = 1$ ,否则为0
	$M\_share$	管理层持股比例 = 管理层持股数量/股本
	$State$	国有产权性质虚拟变量,若为国有企业则取1,否则为0
	$Ana$	分析师关注度 = ln(跟踪分析师人数 + 1)
	$Ins\_p$	机构投资者持股比例之和

#### 四、实证结果与分析

##### (一) 描述性统计分析

表2为主要变量的描述性统计结果,取对数后的大股东掏空程度(*Tun*)均值为-3.260,中位数为-2.809,均值与中位数接近,标准差为2.218,表明上市公司的大股东掏空行为存在较大差异。解释变量城市新增风险警示信息虚拟变量(*FD\_city*)的均值为0.371,标准差为0.483,表示受同一城市新增风险警示信息影响的样本占样本总量的37.1%,且分布较为分散。据统计,80%以上的城市当年新增股票风险警示企业不超过2个,96%以上的城市当年新增股票风险警示企业不超过4个,因此本文采用城市新增风险警示信息虚拟变量基本合理。行业新增风险警示信息虚拟变量(*FD\_ind*)的均值为0.602,标准差为0.489,与孙洁等的结果<sup>[10]</sup>接近,其他变量变化均在合理范围内。

##### (二) 实证结果分析

模型(1)的基准回归结果如表3所示。其中,列(1)为未控制年度和行业固定效应的回归结果,列(2)为仅控制行业固定效应的回归结果,列(3)为仅控制年度固定效应的回归结果,列(4)为控制年度和行业固定效应的回归结果。表3各列均显示城市新增风险警示信息(*FD\_city*)与同城市企业大股东掏空程度(*Tun*)的回归系数为负,且均在1%的水平上显著,表明城市内新增风险警示信息会抑制同城其他企业的大股东掏空行为,支持了假设1。而且值得注意的是,加入年度固定效应对于城市新增风险警示信息(*FD\_city*)的回归系数影响较小,但加入行业固定效应使得城市新增风险警示信息(*FD\_city*)的回归系数减少近50%,这说明不同行业的企业受同城市风险警示信息的风险溢出效应存在差别,进而导致不同行业的企业掏空行为受到同城市风险警示信息的影响不同。

##### (三) 作用渠道分析

由于受同一城市内企业之间基本面的传染效应以及本地散户投资者之间的市场情绪传染效应影响,同一城市的股票将因企业基本面的联动以及本地个人投资者的情绪变化而产生不同程度的价格联动现象<sup>[29-30]</sup>。如上文理论分析所述,城市新增风险警示信息不仅与被警示股票自身的定价有关,而且与同城其他企业的定价有关,因此这一共同信息的发布会加剧同城股票之间的相关性。此外,同一城市内的投资者之间的情绪传染会放大投资者的行为偏差及其交易相关性,进一步加剧同城股票之间的股价联动性<sup>[29-30]</sup>。参考Pirinsky和Wang的研究<sup>[27]</sup>,本文以测量的公司股票收益率的本地市场贝塔值来度量本地股票价格联动程度(*L\_beta*),即在控制整体市场和相应行业的股票收益波动的基础上,公司股票周收益率对注册所在地的股票周收益指数分公司分年度回归得到的回归系数。具体模型如下:

表2 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Tun</i>	17841	-3.260	2.128	-8.626	-2.809	0.519
<i>FD_city</i>	17841	0.371	0.483	0	0	1
<i>FD_ind</i>	17841	0.602	0.489	0	1	1
<i>Asset</i>	17841	22.334	1.278	19.931	22.175	26.206
<i>Lever</i>	17841	0.453	0.197	0.069	0.453	0.863
<i>Div_dis</i>	17841	0.282	0.313	0	0.226	1.940
<i>ROA</i>	17841	0.066	0.045	0.005	0.055	0.236
<i>A_turn</i>	17841	0.705	0.482	0.079	0.599	2.762
<i>R_growth</i>	17841	0.206	0.490	-0.469	0.114	3.558
<i>Age</i>	17841	2.259	0.757	0	2.485	3.258
<i>Equ_con</i>	17841	36.745	15.203	2.197	35.070	89.410
<i>State</i>	17841	0.469	0.499	0	0	1
<i>Z_index</i>	17841	12.867	28.225	1	4.542	1100
<i>S_index</i>	17841	21.811	13.107	0.390	20.270	67.810
<i>Ind_dir</i>	17841	0.371	0.055	0.091	0.333	0.800
<i>CEO</i>	17841	0.217	0.412	0	0	1
<i>M_share</i>	17841	0.095	0.307	0	0	22.568
<i>Ana</i>	17841	1.581	1.170	0	1.609	4.331
<i>Ins_p</i>	17841	49.355	23.072	0	51.862	98.903

表3 风险警示信息对同城市企业掏空行为的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Tun</i>	<i>Tun</i>	<i>Tun</i>	<i>Tun</i>
<i>FD_city</i>	-0.190*** (-6.218)	-0.110*** (-3.574)	-0.190*** (-6.082)	-0.108*** (-3.426)
<i>Constant</i>	0.043 (0.128)	0.359 (0.859)	0.016 (0.043)	0.333 (0.758)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	未控制	控制	未控制	控制
<i>Year</i>	未控制	未控制	控制	控制
N	17841	17841	17841	17841
R <sup>2</sup> <sub>a</sub>	0.160	0.198	0.160	0.198

注:括号内为以稳健标准误计算的t值,\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。下同。

$$R_{it} = \beta_i + \beta^{LOC} R_{it}^{LOC} + \beta^{MKT} R_{it}^{MKT} + \beta^{IND} R_{it}^{IND} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $R_{it}$  为特定股票的周回报率,  $R_{it}^{LOC}$  为去除特定股票的同一城市其他股票周回报率的等值加权平均值,  $R_{it}^{MKT}$  和  $R_{it}^{IND}$  分别为等权平均法计算的周市场回报率指数和周行业回报率指数。为保证该时间序列回归的有效性, 去除总股票数量小于 5 的城市样本, 去除周回报率观测个数小于 24 的公司年度样本, 去除地理位置变更的公司样本, 分公司分年度进行时间序列回归得到每个公司每个年度对应的  $\beta^{LOC}$  值即为  $L\_beta$ 。

本文构造如下回归模型来检验城市新增股票风险警示信息对于同城其他企业的本地股票价格联动程度的影响:

$$L\_beta_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 FD\_city_{it} + \gamma_2 Controls_{it} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

回归结果如表 4 列(1) 和列(2) 所示, 不论是否加入行业和年度固定效应, 城市新增股票风险警示信息 ( $FD\_city$ ) 与同城其他企业的本地股价联动程度 ( $L\_beta$ ) 的回归系数均为正, 且在 1% 的水平上显著, 这表明新增的股票风险警示信息会显著增加同城其他企业的股价联动性。股价联动作为风险传导的重要渠道和表现<sup>[31-32]</sup>, 说明散户投资者尤其是本地散户投资者会提高对同城其他企业后续投资的风险预期, 因此大股东为维持已有状况会主动降低掏空程度, 从而验证了假设 1。

为进一步检验作用渠道分析中市场情绪传染渠道的存在性, 本文借鉴何东良的研究方法<sup>[32]</sup>, 检验同城新增风险警示信息对非警示企业市场贝塔值 ( $M\_beta$ ) 的影响效应, 如果股票风险警示信息对同城企业本地股价联动程度的影响完全由同一城市内企业之间基本面的传染效应驱动, 那么在控制同城股票收益指数的基础上, 非警示企业与市场组合的价格联动程度不应受到同城新增风险警示信息的显著影响。因此, 本文接着考察了同城新增风险警示信息对模型(2) 中非警示企业与市场组合的股价联动程度  $M\_beta$  (即  $\beta^{MKT}$ ) 的影响效应, 回归结果如表 4 列(3) 所示, 城市新增股票风险警示信息 ( $FD\_city$ ) 与同城非警示企业的市场贝塔值 ( $M\_beta$ ) 的回归系数显著为负, 说明由于投资者的有限关注, 当某一公司被实施风险警示后, 同城企业的投资者会将注意力更多放在同城其他企业上, 而减少对非同城企业的关注。因此城市新增的股票风险警示信息对同城其他企业的风险传染不仅仅是由同一城市内企业之间基本面的传染效应驱动, 还存在市场情绪传染渠道。

表 4 作用渠道分析

	(1)	(2)	(3)
	$L\_beta$	$L\_beta$	$M\_beta$
$FD\_city$	0.092 *** (6.494)	0.074 *** (5.099)	-0.083 *** (-4.231)
Constant	0.699 *** (4.715)	0.851 *** (4.350)	-0.641 ** (-2.419)
Controls	控制	控制	控制
Industry/Year	未控制	控制	控制
N	15035	15035	15035
$R^2\_a$	0.010	0.020	0.035

#### (四) 稳健性检验和内生性检验

##### 1. 稳健性检验

为保证研究结果的可靠性, 本文分别进行如下稳健性检验: (1) 被解释变量采用上市公司与其母公司或母公司控制的其他公司之间发生的关联交易总额与总资产比值来度量。(2) 被解释变量借鉴杨侠和马忠的研究<sup>[16]</sup>, 分别以上市公司与其母公司或母公司控制的其他公司之间发生的商品、资产、劳务、资金、担保、股权以及债权债务类关联交易总额与总资产比值和其自然对数来度量。(3) 借鉴计方和刘星的研究<sup>[33]</sup>, 分别以上市公司与其母公司或母公司控制的其他公司之间发生的非公允关联交易额与总资产比值和其自然对数来度量大股东掏空行为。(4) 上文仅使用虚拟变量来度量城市内企业风险警示信息, 而不同城市不同年度新增风险警示企业个数可能存在差异, 以当年同城新增风险警示企业个数作为解释变量重新检验。(5) 股票风险警示公告一般在每年的 4 月 30 日之前公布, 但也有个别风险警示公告在 4 月 30 日以后发布, 为获得更清洁的影响效应, 本文去除 4 月 30 日以后发布的风 险警示公告, 重新度量同城内风险警示信息虚拟变量。(6) 由于同一城市内的非警示企业受到同一个风险警示信息源的影响, 相互之间可能具有相关性, 为消除这种相关性的影响, 本文利用城市层面的聚类标准误重新估计回归系数显著性。(7)

由于被警示企业的规模越大,同城非警示企业受到的风险传染效应越大,因此采用城市每年新增风险警示企业的规模与各非警示企业的规模比值作为解释变量重新检验,如果城市当年新增风险警示企业不止一个,则取规模最大的被警示企业作为计算基础。以上稳健性检验结果均显示解释变量符号和显著性仍符合预期。此外,本文还分别采用未来一期、未来两期的大股东掏空程度作为被解释变量重新检验,检验结果显示:当被解释变量采用未来一期的大股东掏空程度时,解释变量符号和显著性仍符合预期;当被解释变量采用未来两期的大股东掏空程度时,解释变量符号依然为负,但不再显著。

## 2. 内生性检验

为缓解遗漏变量导致的内生性问题,本文分别进行如下内生性检验:(1)借鉴孙洁等的方法<sup>[10]</sup>,选择上一年度同一城市是否出现首次亏损企业(*Loss*)作为城市风险警示信息(*FD\_city*)的工具变量。据统计,样本期内有79%的企业被风险警示的原因是连续两年亏损,且同一城市内的企业的经营绩效具有同步变化和相互传染的特征<sup>[20,13]</sup>。因此城市风险警示信息与上一年度同一城市是否出现首次亏损企业有关。此外,首次亏损企业由于并不会被实施风险警示,因此就不具有本文所探讨的信息公告溢出效应,同城企业的大股东掏空行为也就不会受上一年度同一城市是否出现首次亏损企业的影响。弱工具变量检验结果也显示本文选取的工具变量是合理的。回归结果表明,在控制了遗漏变量的潜在影响后,城市风险警示信息降低同城企业掏空程度的效应依然存在,进一步支持了假设H1。(2)由于城市经济下滑既可能导致城市内企业被实施风险警示,又可能导致非警示企业大股东掏空上市公司、转移中小股东财富,因此本文的研究结果可能反映遗漏城市整体经济状况变量导致的虚假相关。为缓解此种遗漏变量情境的混淆效应,本文分别计算城市每年新增风险警示企业占城市内上市公司总数的比例和每年风险警示企业存量总数占城市内上市公司总数的比例,用来代表城市经济下滑程度。删除城市每年新增风险警示企业占比大于等于0.01或每年风险警示企业存量总数占比大于等于0.01的样本后,重新检验模型(1),回归结果依然符合预期。(3)本文的研究结论也可能受到某些遗漏的随机因素的干扰,为此,借鉴刘瑞明等的方法<sup>[34]</sup>进行安慰剂检验,在公司层面随机生成处理组,并重复回归500次,结果显示以此构造的虚拟处理效应并不存在。(4)添加城市层面GDP规模和GDP增速控制变量,重新检验模型(1),回归结果依然符合预期。(5)受到城市风险警示信息影响的企业与未受到城市风险警示信息影响的企业之间可能存在系统性的差异,为缓解这一问题导致的样本选择偏误,本文采用倾向得分匹配法进行内生性检验。具体选择控制变量和行业虚拟变量作为匹配变量,采用1:1、最大距离为0.05的最近邻匹配方法,由于跨期匹配可能导致匹配的样本既有非同城样本又有跨期的同城样本,因此本文采用逐年从当年非同城样本中匹配最邻近公司的方法,并通过logit模型计算倾向得分。结果表明在消除了由协变量的系统性差异导致的研究结果偏误后,本文的研究结论依然稳健。

## 五、异质性检验

### (一) 基本面状况分组检验

由表3的基准回归结果可知,在加入行业固定效应后,城市风险警示信息(*FD\_city*)的回归系数减少近50%,调整 $R^2$ 提高近25%,这表明不同行业的企业受到风险警示信息的同城传染程度具有明显差异。而由上文理论分析可知,风险警示信息的一个重要的同城传染渠道是企业基本面传染效应,因此,本文推测行业整体绩效越好,所属行业企业受到同城风险警示信息的影响越弱,反之,行业绩效越差,所属行业企业越容易受到同城被警示企业基本面的传染。孙洁等发现市场竞争地位越低的企业由于获利能力较差,越容易受到同行企业风险警示的传染<sup>[10]</sup>。参考孙洁等的方法<sup>[10]</sup>,本文采用行业勒纳指数来度量行业整体绩效,行业勒纳指数是对个股勒纳指数按照行业营业收入占比加权计算而来,其中个股勒纳指数=(营业收入-营业成本-销售费用-管理费用)/营业收入,因此行业勒纳指数越高,代表行业整体绩效越好,反之亦然。按照行业勒纳指数的分年度均值将样本划分为行业勒纳指数较高组(即行

业绩效较好组)和行业勒纳指数较低组(即行业绩效较差组),分别对模型(1)进行回归检验,回归结果如表5所示。在行业勒纳指数较高组,城市风险警示信息( $FD\_city$ )的回归系数绝对值很小,且未通过显著性检验,在行业勒纳指数较低组,城市风险警示信息( $FD\_city$ )的回归系数绝对值与全样本情景相比有明显增加,且在1%的水平上显著,似无相关性检验表明城市风险警示信息( $FD\_city$ )的系数组间差异在10%的水平上显著。这表明行业绩效越差,越容易受到同城风险警示企业的基本面传染,从而进一步验证了上述理论机制分析中的企业基本面传染效应。

此外,同一城市内的企业之间的基本面状况也存在差异,自身基本面状况越好的企业越不容易受到同城其他企业风险传染的影响,反之亦然<sup>[9,13]</sup>。在检验同行业公司资本结构的同群效应时,陆蓉等也发现行业内跟随者会受到行业领先公司资本结构的显著影响,反之则不然<sup>[35]</sup>。参考陆蓉等的方法<sup>[35]</sup>,本文基于城市层面将城市内公司分为领先公司和非领先公司,具体而言,分城市分年度按照城市营业收入占比(公司营业收入占城市内所有公司营业收入

表5 行业勒纳指数分组检验

	$Tun$	
	行业勒纳指数较高	行业勒纳指数较低
$FD\_city$	-0.032 (-0.60)	-0.142 *** (-3.66)
Constant	1.346 (1.58)	0.548 (1.04)
Industry/Year/Controls	控制	控制
N	5938	11903
$R^2\_a$	0.192	0.205

入总和的比例)和公司规模将上市公司排序,排名前20%的公司视为城市领先公司,其余作为非领先公司。城市内领先公司由于城市营业收入占比较高或资产规模较大,自身抗风险能力较强,较少受到同城风险警示企业的影响,反之,非领先公司由于自身市场地位较低,更容易受到同城风险警示企业的传染。将样本分别按照城市营业收入占比和规模分为城市领先公司组和非领先公司组,分别对模型(1)进行回归检验,回归结果如表6所示,其中列(1)和列(2)为按照城市营业收入占比分组的检验结果,列(3)和列(4)为按照公司规模分组的检验结果。由列(1)和列(3)可知,在城市领先公司组,城市风险警示信息( $FD\_city$ )的回归系数变为正数,绝对值较小且不显著,由列(2)和列(4)可知,在城市非领先公司组,城市风险警示信息( $FD\_city$ )的回归系数均在1%的水平上显著,似无相关性检验也表明 $FD\_city$ 的组间系数差异均在10%的水平上显著。这表明城市内的领先公司由于本身基本面状况较好,较少受到同城风险警示企业的风险传染,反之,非领先公司更容易受到同城风险警示企业的基本面传染,进而更主动地降低大股东掏空程度,间接验证了上述同城风险警示企业的基本面传染渠道。

表6 城市领先公司与非领先公司分组检验

	城市营业收入占比		公司规模	
	(1) 城市领先公司	(2) 城市非领先公司	(3) 城市领先公司	(4) 城市非领先公司
$FD\_city$	0.003 (0.04)	-0.125 *** (-3.48)	0.034 (0.43)	-0.121 *** (-3.53)
Constant	3.810 *** (3.68)	-0.770 (-1.40)	5.698 *** (4.77)	-0.627 (-1.20)
Industry/Year/Controls	控制	控制	控制	控制
N	3854	13987	2584	15257
$R^2\_a$	0.217	0.203	0.235	0.202

(二) 本地偏好程度分组检验

由上文理论分析可知,散户投资者的本地偏好产生了以本地企业为目标投资组合的本地投资者群体,市场情绪传染加速了风险警示信息在本地散户投资者之间的传播,从而更大程度提升了本地散户投资者对本地企业的风险预期。但是,投资者的本地偏好程度在不同类型公司之间是有差别的,由于本地

投资者的信息优势在股票能见度较低的公司更能体现,因此投资者的本地偏好对于能见度较低的股票更为强烈,如 Ivkovic 等发现个人投资者本地投资的溢价随着信息不对称程度的增加而增加<sup>[24]</sup>。Huang 等也发现个人投资者的本地偏好更倾向于低换手率的股票<sup>[25]</sup>。因此,股票能见度较低的公司由于受到本地散户投资者的更多青睐,更容易受到同城风险警示信息的市场情绪传染,从而其大股东掏空更易受到同城散户投资者抛售压力的抑制,反之亦然。参考 Huang 等的研究<sup>[25]</sup>,本文选取以流通股为基数计算的日均换手率来衡量股票能见度,股票换手率越低,则股票能见度越低,反之则越高。按照日均换手率的分年度均值将样本划分为低能见度组(即日均换手率较低组)和高能见度组(即日均换手率较高组),分组对模型(1)进行回归,回归结果如表 7 列(1)和列(2)所示。在日均换手率较低组,城市风险警示信息(*FD\_city*)的回归系数在 1% 的水平上显著为负,而在日均换手率较高组,*FD\_city* 的回归系数绝对值明显变小,且不再显著,似无相关性检验也表明 *FD\_city* 的系数组间差异在 10% 的水平上显著。这表明本地偏好程度较高的股票更易受到同城风险警示信息的市场情绪传染,进而提高本地投资者对其的风险预期,从而间接验证了上述理论机制分析中的市场情绪传染渠道。

此外,散户投资者的本地偏好程度还受到不同地区信息环境的影响,在信息不对称较严重的地区,本地投资者的信息优势更能体现出来,因此本地偏好的程度更甚,反之,在信息不对称程度较低的地区,资本市场信息环境较好,本地投资者相对于非本地投资者并不具有明显的信息优势,且丰富的信息也分散了投资者的注意力<sup>[25]</sup>,使得其投资者的本地偏好程度较轻。影响地区信息环境的一个重要因素是市场中介组织的发育程度和法治环境,因此本文参照王小鲁等编制的“中介组织的发育与法律制度环境”指数<sup>[36]</sup>来衡量企业所在省份的信息环境,由于引用的法治环境指数只到 2014 年,因此参考惯例,2015—2019 年的数据直接使用 2014 年的数据近似表示。按照省份层面法治环境指数的分年度均值将样本划分为信息环境较差组(即法治环境评分较低组)和信息环境较好组(即法治环境评分较高组),分组对模型(1)进行回归,回归结果如表 7 列(3)和列(4)所示。在法治环境评分较低组,城市风险警示信息(*FD\_city*)的回归系数在 5% 的水平上显著为负,而在法治环境评分较高组,*FD\_city* 的回归系数不再显著,且绝对值明显变小,似无相关性检验表明 *FD\_city* 的系数组间差异在 10% 的水平上显著。这表明在信息不对称较严重的地区,由于较高的本地偏好程度,企业更容易受到同城风险警示信息的市场情绪传染,从而使得被抬高的资本市场风险预期抑制了企业大股东掏空程度,进一步验证了上述机制分析中的本地投资者市场情绪传染渠道。

表 7 本地偏好程度分组检验

	<i>Tun</i>			
	(1) 日均换手率较高	(2) 日均换手率较低	(3) 法治环境评分较高	(4) 法治环境评分较低
<i>FD_city</i>	-0.023 (-0.43)	-0.135*** (-3.38)	-0.008 (-0.18)	-0.119** (-2.42)
<i>Constant</i>	-1.773** (-2.12)	1.202** (2.23)	0.990 (1.03)	-1.392** (-2.32)
<i>Industry/Year/Controls</i>	控制	控制	控制	控制
N	6252	11589	9165	8280
R <sup>2</sup> <sub>a</sub>	0.192	0.194	0.166	0.239

## 六、结论性评述

由于信息具有显著的外部性,因此上市公司风险警示信息不仅对其自身资本市场具有直接影响,而且对同城其他企业的资本市场也具有溢出效应,从而反作用于同城企业的各项财务政策。本文以 2008—2019 年被实施风险警示企业的同城企业为样本,实证检验了风险警示信息对同城其他企业大股



东掏空行为的影响效应及作用机理。研究表明,城市新增股票风险警示公告信息会抑制同城其他企业的大股东掏空程度。作用渠道分析表明,风险警示信息会通过同一城市企业之间的基本面传染效应和本地散户投资者的市场情绪传染效应对同城其他企业的资本市场风险预期产生不利影响,大股东为减轻来自高风险预期的抛售压力会降低掏空程度,以维护资本市场的相对平稳。异质性检验表明,当所在行业整体绩效越好时或企业在所属城市为领先公司时,企业受到风险警示企业基本面的风险传染越小,因而风险警示信息对同城企业的大股东掏空程度影响越弱,反之则越强。此外,对于本地偏好程度较高的股票类别和地区,当同一城市有新增风险警示信息时,其他企业更易受到本地投资者的市场情绪传染影响,因而风险警示信息对同城企业的大股东掏空程度影响更强,反之则更弱。

本文研究结论的启示如下:首先,由于同一城市内的企业之间基本面的相关性或相似性,公司不良财务状况的信息披露不仅对于企业自身是有用的定价信息,而且有利于提升同城其他企业的信息透明度,从而有利于中小股东对于大股东掏空进行监督。证券交易所针对财务异常企业发布的风险警示公告无疑会强化这一效应,因此交易所未来应继续发挥好资本市场信息披露的补充和辅助功能,为投资者降低风险提供更多信息来源。其次,风险警示信息除了通过基本面传染产生信息溢出效应,还可能通过投资者情绪产生传染效应,由于投资者情绪对于资本市场是一把双刃剑,因此证券监管机构应注意适当地引导投资者情绪,避免股票风险警示信息发布引起资本市场的过度波动。

#### 参考文献:

- [1]王震,刘力,陈超.上市公司被特别处理(ST)公告的信息含量与影响因素[J].金融研究,2002(9):61-71.
- [2]黄云洲,赵喜仓.股票退市风险警示制度的效应分析[J].统计与决策,2004(11):39-41.
- [3]张海燕,陈晓.投资者是理性的吗?——基于ST公司交易特性和价值的分析[J].金融研究,2008(1):119-131.
- [4]贾天明,雷良海.中国特殊性退市制度达到政策性效果了吗?——基于中国1998—2013年209家ST上市公司的实证分析[J].预测,2016(1):62-67.
- [5]万良勇,梁婵娟,饶静.上市公司并购决策的行业同群效应研究[J].南开管理评论,2016(3):40-50.
- [6]Fairhurst D D, Nam Y. Corporate governance and financial peer effects[J]. Financial Management, 2018, 49(1):235-263.
- [7]石桂峰.地方政府干预与企业投资的同伴效应[J].财经研究,2015(12):84-94.
- [8]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.
- [9]宁博,潘越,陈秋平,等.信用风险传染与企业盈余管理:基于信用债违约的视角[J].会计研究,2020(3):66-77.
- [10]孙洁,殷方圆.股票风险警示对同行企业盈余管理行为的影响研究[J].财经理论与实践,2020(5):77-82.
- [11]Sun J, Yin F, Altman E, et al. Effects of corporate financial distress on peer firms: Do intra-industry non-distressed firms become more conditionally conservative? [J]. Accounting & Business Research, 2022(5):1-25.
- [12]孙洁,殷方圆,刘建梅.财务危机对同行企业权益资本成本的溢出效应——基于投资者情绪的中介效应分析[J].管理科学,2022(1):140-151.
- [13]张雪莹,刘茵伟.债券违约的地区传染效应研究——基于债券二级市场数据[J].财务研究,2021(3):22-31.
- [14]Cheunga Y L, Raub 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.
- [15]Almeida H V, Wolfenzon D. A theory of pyramidal ownership and family business groups[J]. Journal of Finance, 2006, 61(6):2637-2680.
- [16]杨侠,马忠.机构投资者调研与大股东掏空行为抑制[J].中央财经大学学报,2020(4):42-64.
- [17]Chen Y, Wang Y, Lin L. Independent directors' board networks and controlling shareholders' tunneling behavior[J]. China Journal of Accounting Research, 2014, 7(2):101-118.
- [18]李明,叶勇.媒体负面报道对控股股东掏空行为影响的实证研究[J].管理评论,2016(1):73-82.
- [19]孙泽宇,齐保盛,崔晓玉.资本市场开放与大股东掏空——基于沪深港通交易制度的经验证据[J].金融经济研究,2020(4):94-107.
- [20]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.

- [21] Benmelech E, Bergman N, Milanez A, et al. The agglomeration of bankruptcy[J]. *Review of Financial Studies*, 2019, 32(7): 2541 - 2586.
- [22] Dougal C, Parsons C A, Titman S. Urban vibrancy and corporate growth[J]. *Journal of Finance*, 2015, 70(1):163 - 210.
- [23] Gao W, Ng L, Wang Q. Does corporate headquarters location matter for firm capital structure[J]. *Financial Management*, 2011, 40(1):113 - 138.
- [24] Ivkovic Z, Weisbenner S. Local does as local is: Information content of the geography of individual investors' common stock investments[J]. *Journal of Finance*, 2005, 60(1):267 - 306.
- [25] Huang Y, Qiu H, Wu Z. Local bias in investor attention evidence from China's internet stock message board[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2016, 38: 338 - 354.
- [26] Barberis N, Shleifer A, Wurgler J. Comovement[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 75(2): 283 - 317.
- [27] Pirinsky C, Wang P Q. Does corporate headquarters location matter for stock returns? [J]. *Journal of Finance*, 2006, 61(4):1991 - 2015.
- [28] 郑国坚,林东杰,林斌. 大股东股权质押、占款与企业价值[J]. *管理科学学报*,2014(9):72 - 87.
- [29] Kumar A, Lee C M C. Retail investor sentiment and return comovements[J]. *Journal of Finance*, 2006, 61(5): 2451 - 2486.
- [30] Kumar A, Page J K, Spalt O G. Investor sentiment and return comovements: Evidence from stock splits and headquarters changes [J]. *Review of Finance*, 2013, 17(3): 921 - 953.
- [31] 张兵,范致镇,李心丹. 中美股票市场的联动性研究[J]. *经济研究*,2010(11):141 - 151.
- [32] 何东良. 股权质押违约事件的风险传导——基于股票价格联动的分析[J]. *现代经济探讨*,2022(5):43 - 52.
- [33] 计方,刘星. 交叉上市、绑定假说与大股东利益侵占——基于关联交易视角的实证研究[J]. *当代经济科学*,2011(4):105 - 114.
- [34] 刘瑞明,毛宇,亢延锬. 制度松绑、市场活力激发与旅游经济发展——来自中国文化体制改革的证据[J]. *经济研究*,2020(1):115 - 131.
- [35] 陆蓉,王策,邓鸣茂. 我国上市公司资本结构“同群效应”研究[J]. *经济管理*,2017(1):181 - 194.
- [36] 王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告[M]. 北京:社会科学文献出版社,2017.

[责任编辑:黄 燕]

## The Impact of Stock Risk Warning on the Tunneling Behavior of Local Firms

SUN Jie<sup>1</sup>, SUN Mingyang<sup>1, 2</sup>

(1. School of Accounting, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China;

2. Business School, Fuyang Normal University, Fuyang 236041, China)

**Abstract:** This paper investigates the effect and mechanism of the new risk warning information on the tunneling of major shareholders of non-warned enterprises in the same city based on the sample of non-warned A-share public companies listed in China's Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2008 to 2019. The results show that risk warning information has governance effect on tunneling behavior of major shareholders of enterprises in the same city, that is, new risk warning announcement will significantly inhibit tunneling of major shareholders of other local enterprises. This conclusion is still valid after robustness test, instrumental variable test, placebo test and propensity score matching test. The analysis of the function channel shows that the risk warning information has an infectious effect through the fundamental correlation between enterprises in the city, on the other hand, the negative sentiment within the local retail investor group further increases its risk expectations for non-warned enterprises in the city, thus forming a deterrent effect on the tunneling of major shareholders of non-warned enterprises. The heterogeneity test shows that the inhibition of risk warning information on tunneling of major shareholders of other enterprises in the same city is more significant when the basic situation of non-warned enterprises is poorer and the local preference is higher.

**Key Words:** stock risk warning; local enterprises; tunneling of major shareholders; stock price correlation; investor sentiment; local preference