《企业“主动”披露违规的短期溢出效应研究》附录

附录 1 主要变量定义及描述性统计

附表 1 变量定义

变量符号	变量定义
PEERDUM	行业内是否有“主动”披露违规的公司，如果行业内存在企业“主动”披露违规，则该行业为处理组行业，处理组行业内各企业 *PEERDUM* 赋值为 1，否则为 0
POST	时间虚拟变量，如果企业在第 t 年“主动”披露违规，则同行业其他企业在 t 年及之后取值为 1，否则为 0
KV	信息不对称程度，为交易量对收益率的影响系数
SIZE	公司规模，等于期末总资产（元）的自然对数
LEV	资产负债率，等于期末总负债与总资产的比值
ROA	盈利能力，等于净利润与期末总资产的比值
BM	账面市值比，等于期末总资产与市值的比值
PROFIT	净利润增长率，等于（净利润-上期净利润）/上期净利润
BOARD	董事会规模，董事会人数加 1 取自然对数
INDEP	独立董事占比，独立董事人数占董事会总人数的比例
SOE	产权性质，若企业为国有资本控股则为 1，否则为 0
DUAL	两职合一，若董事长和总经理若为同一人则为 1，否则为 0

附表 2 描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	下四分位数	中位数	上四分位数
KV	17205	0.1099	0.1415	0.0278	0.0593	0.1308
PEERDUM	17205	0.5049	0.5000	0.0000	1.0000	1.0000
PEERDUM×POST	17205	0.2418	0.4282	0.0000	0.0000	0.0000
SIZE	17205	22.3637	1.3109	21.4208	22.1716	23.1331
LEV	17205	0.4428	0.2013	0.2830	0.4417	0.5953
ROA	17205	0.0317	0.0602	0.0100	0.0327	0.0613
BM	17205	0.5809	0.2712	0.3689	0.5496	0.7748
PROFIT	17205	-0.3281	3.5727	-0.3691	0.0638	0.4322
BOARD	17205	2.2457	0.1805	2.0794	2.3026	2.3026
INDEP	17205	0.3753	0.0526	0.3333	0.3636	0.4286
SOE	17205	0.4219	0.4939	0.0000	0.0000	1.0000
DUAL	17205	0.2644	0.4410	0.0000	0.0000	1.0000

附录 2 稳健性检验结果

（一）基于同行企业具体信息披露改善行为的检验

附表 3 具体信息披露改善行为的检验结果

变量	（1） *SURE*	（2） *INFOR_RISK*	（3） *INFOR_FWD*
PEERDUM×POST	0.0074**	0.0054**	0.0028*
	(2.1970)	(2.3223)	(1.8561)
控制变量	Yes	Yes	Yes
公司、年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	17127	17205	17205
Adj. R^2	0.5328	0.6872	0.7318

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著；括号内为经行业层面聚类调整的 *t* 值。如无特殊说明，下表同。

（二）堆叠 DID

本文以行业内满足要求的上市公司“主动”披露违规的时点作为冲击时点，从行业层面识别出处理组和“干净”的控制组，并进一步在企业层面构建相应的队列数据。进一步地，本文将所有独立事件的队列数据汇总起来，并在将公司、年度固定效应调整为公司-队列和年度-队列固定效应的基础上对模型（1）重新进行回归。附表 4 的结果显示，在使用堆叠 DID 缓解异质性处理效应引致的估计误差后，本文的研究结论依然成立。

附表 4 堆叠 DID

变量	（1） *KV*	（2） *KV*
PEERDUM×POST	-0.0134**	-0.0113*
	(-2.1423)	(-1.9211)
控制变量	No	Yes
队列-年份固定效应	Yes	Yes
队列-公司固定效应	Yes	Yes
样本量	120215	120215
Adj. R^2	0.6211	0.6301

注：列（1）和列（2）的括号内为在行业-队列层面聚类调整的 *t* 值。

（三）排除共同影响因素的干扰

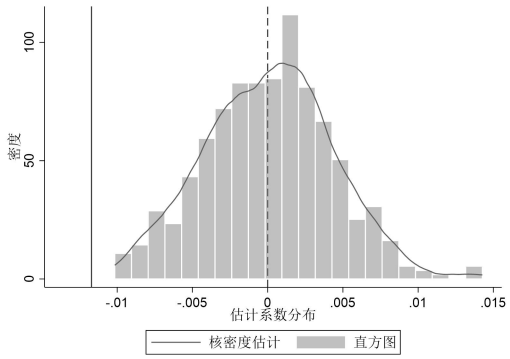
行业层面的共同冲击既可能驱动企业“主动”披露违规，也可能同时影响同行业其他企业的信息披露行为，进而对本文基准回归结果产生干扰。为此，本文在剔除受行业信息披露指引影响的样本后，对模型（1）重新进行回归，结果见附表 5 列（1）。其次，考虑到 2015 年股市异常波动及 2023 年全面注册制实施的特殊宏观背景，上述年份同行业企业信息披露的改善可能源于整体监管趋严，而非“主动”披露违规事件的溢出效应。基于此，本文剔除了 2015 年与 2023 年之后的处理组样本后重新回归，结果如附表 5 列（2）所示。以上结果表明，在排除潜在的行业层面监管变化这一同时影响解释变量和被解释变量的共同因素对本文研究结果的潜在影响后，本文的研究结果依然稳健成立。

附表 5 排除共同影响因素干扰的检验结果

变量	（1） *KV*	（2） *KV*
PEERDUM×POST	-0.0131**	-0.0209***
	(-2.4762)	(-2.8955)
控制变量	Yes	Yes
公司、年份固定效应	Yes	Yes
样本量	12936	10514
Adj. R^2	0.6203	0.6404

（四）安慰剂检验

为了排除不可观测因素对本文基准回归结果产生的潜在干扰，本文使用混合安慰剂检验。具体而言，本文在随机构建伪处理时间与伪处理组行业的情况下，对模型（1）重新进行回归，并重复上述过程 500 次。附图 1 汇报了重复 500 次上述随机抽取过程后解释变量估计系数的分布情况。从附图 1 可知，500 个回归系数的均值大多接近于 0。以上结果表明，基本回归的结果并没有因为遗漏变量而存在严重偏误。



附图 1 安慰剂检验

（五）Heckman 两阶段模型、熵平衡匹配、修改行业分类方式及 Oster 检验

第一，为了满足双重差分模型的基本条件，本文在研究设计中将部分行业予以剔除，但这一操作可能会带来潜在的样本选择偏差问题。本文采用 Heckman 两阶段模型回归以缓解上述内生性所引发的估计偏误。在第一阶段 Probit 回归中，本文以该企业所在行业是否因不满足模型要求被剔除（*IF*）为被解释变量，若企业所在行业被剔除取值为 0，否则为 1。进一步地，以行业内企业学术经历高管人数的平均数（*IV*3）与行业内企业注册地所在地级市书院数的平均数（*IV*4）作为工具变量，并将其与模型（1）中的所有控制变量一同进行回归。此外，本文将第一阶段估计所得的逆米尔斯系数（*IMR*）放入模型（1）中重新进行回归，具体结果如附表 6 的列（1）和列（2）所示。

第二，本文使用最高协变量调整阶数为 3 的熵平衡匹配法为处理组选取与之特征更加接近的控制组，并对模型（1）重新回归。结果如附表 6 的列（3）所示。

第三，为了验证本文的研究结论并非由某种特定的行业分类方式所导致，重新以申万行业分类的第三级行业分类界定是否属于同行业，在此基础上对模型（1）进行回归。附表 6 的列（4）结果表明，本文的研究结果不受限于某种特定的行业分类方式，具有较好的稳健性。

附表 6 Heckman 两阶段、熵平衡匹配、替换行业分类方式的检验结果

变量	第一阶段回归 （1） *IF*	第二阶段回归 （2） *KV*	熵平衡 （3） *KV*	申万三级行业分类 （4） *KV*
PEERDUM×POST		-0.0121**	-0.0101*	-0.0142**
		(-2.2705)	(-1.9362)	(-2.1248)
IV3	-0.8482***			
	(-37.2948)			
IV4	-0.0063***			
	(-31.9996)			
IMR		-0.0060		
		(-0.5964)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
公司、年份固定效应	No	Yes	Yes	Yes
样本量	43279	17205	17205	22417
Pseudo R^2/*Adj.* R^2	0.0581	0.6144	0.6268	0.6448

第四，为了判断研究结果是否受到较为严重的遗漏变量问题的干扰，本文参考 Oster（2019）的方法，分别计算δ取 1、$R_{max}=1.3R^2$ 时的β*以及 $R_{max}=1.3R^2$、β=0 时的δ。附表 7 结果显示 Oster 检验通过，本文的模型并不存在明显的遗漏变量问题。

附表 7　Oster 检验结果

被解释变量	检验路径	判断标准	实际估计结果	是否通过
KV	方法 1	β*∈[-0.0219, -0.0015]	β*= -0.0071	通过
	方法 2	δ>1	δ =2.5193	通过

附录 3 进一步分析

附表 8 基于事件公司特征的检验结果

变量	（1） *KV*	（2） *KV*	（3） *KV*	（4） *KV*	（5） *KV*
NoLeader×POST	-0.0071				
	(-1.1247)				
Leader×POST	-0.0260***				
	(-4.8538)				
Own×POST		-0.0224***			
		(-3.2947)			
Other×POST		-0.0063			
		(-0.9443)			
HighMon×POST			-0.0214***		
			(-4.1222)		
LowMon×POST			-0.0061		

			(-0.7667)		
Weekday×POST				-0.0151***	
				(-2.7600)	
Weekend×POST				-0.0000	
				(-0.0064)	
NoDelay×POST					-0.0204***
					(-3.4002)
Delay×POST					-0.0047
					(-0.7740)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
公司、年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	17205	17205	16754	17205	17205
Adj. R^2	0.6176	0.6173	0.6224	0.6172	0.6174
组内系数差异（p值）	0.0121	0.0782	0.0852	0.0179	0.0278

附表 9 基于同行企业融资约束和行业竞争程度的检验结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	KV	*KV*	*KV*	*KV*
*LowConstraints*1×*POST*	-0.0024			
	(-0.4854)			
*HighConstraints*1×*POST*	-0.0270***			
	(-3.9253)			
*LowConstraints*2×*POST*		-0.0028		
		(-0.5934)		
*HighConstraints*2×*POST*		-0.0221***		
		(-3.2482)		
*HighCom*1×*POST*			-0.0196***	
			(-4.6215)	
*LowCom*1×*POST*			0.0097	
			(1.0680)	
*HighCom*2×*POST*				-0.0185***
				(-3.7905)
*LowCom*2×*POST*				0.0032
				(0.4204)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
公司、年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	17205	17205	17205	17205
Adj. R^2	0.6183	0.6176	0.6182	0.6177
组内系数差异（p值）	0.0001	0.0008	0.0011	0.0028

参考文献

[1] Oster, E. , 2019, “Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2), pp.187~204.