

《企业声誉与违规行为》附录

附录 1 “宽带中国”战略的试点城市名单

附表 1 “宽带中国”战略的试点城市名单

年份	城市
2014	北京市、天津市、上海市、长株潭城市群、石家庄市、大连市、本溪市、延边朝鲜族自治州、哈尔滨市、大庆市、南京市、苏州市、镇江市、昆山市、金华市、芜湖市、安庆市、福州市(含平潭)、厦门市、泉州市、南昌市、上饶市、青岛市、淄博市、威海市、临沂市、郑州市、洛阳市、武汉市、广州市、深圳市、中山市、成都市、攀枝花市、阿坝藏族羌族自治州、贵阳市、银川市、吴忠市、阿拉尔市
2015	太原市、呼和浩特市、鄂尔多斯市、鞍山市、盘锦市、白山市、扬州市、嘉兴市、合肥市、铜陵市、莆田市、新余市、赣州市、东营市、济宁市、德州市、新乡市、永城市、黄石市、襄阳市、宜昌市、十堰市、随州市、岳阳市、汕头市、梅州市、东莞市、重庆市江津区、重庆市荣昌区、绵阳市、内江市、宜宾市、达州市、玉溪市、兰州市、张掖市、固原市、中卫市、克拉玛依市
2016	阳泉市、晋中市、乌海市、包头市、通辽市、沈阳市、牡丹江市、无锡市、泰州市、南通市、杭州市、宿州市、黄山市、马鞍山市、吉安市、烟台市、枣庄市、商丘市、焦作市、南阳市、鄂州市、衡阳市、益阳市、玉林市、海口市、重庆市九龙坡区、重庆市北碚区、雅安市、泸州市、南充市、遵义市、文山壮族苗族自治州、拉萨市、林芝市、渭南市、武威市、酒泉市、天水市、西宁市

注：试点城市名单信息来自工业和信息化部。

附录 2 主要变量的描述性统计结果

附表 2 主要变量的描述性统计结果

变量	N	Mean	SD	Median	Min	Max
<i>Violation</i>	18809	0.1174	0.3219	0.0000	0.0000	1.0000
<i>CR</i>	18809	0.0075	0.2989	0.0578	-0.9863	0.5210
<i>Treat</i>	18809	0.7094	0.4540	1.0000	0.0000	1.0000
<i>Post</i>	18809	0.4372	0.4961	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Size</i>	18809	22.5679	1.4367	22.4303	18.8481	26.7964
<i>Lev</i>	18809	0.4916	0.2058	0.4984	0.0536	1.1233
<i>Growth</i>	18809	0.1670	0.5512	0.0852	-0.9533	4.2098
<i>Roa</i>	18809	0.0303	0.0637	0.0297	-0.3638	0.2127
<i>Inst</i>	18809	0.5059	0.2100	0.5181	0.0000	0.9252
<i>Top1</i>	18809	0.3482	0.1521	0.3279	0.0852	0.7525
<i>Board</i>	18809	2.2721	0.1791	2.3026	1.7918	2.7726
<i>Indr</i>	18809	0.3736	0.0559	0.3333	0.0000	0.5714
<i>Analyst</i>	18809	0.0700	0.0944	0.0300	0.0000	0.3900
<i>Age</i>	18809	2.9610	0.3367	2.9957	1.3863	3.5264
<i>Big4</i>	18809	0.0853	0.2794	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Dual</i>	18809	0.1886	0.3912	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Soe</i>	18809	0.5658	0.4957	1.0000	0.0000	1.0000

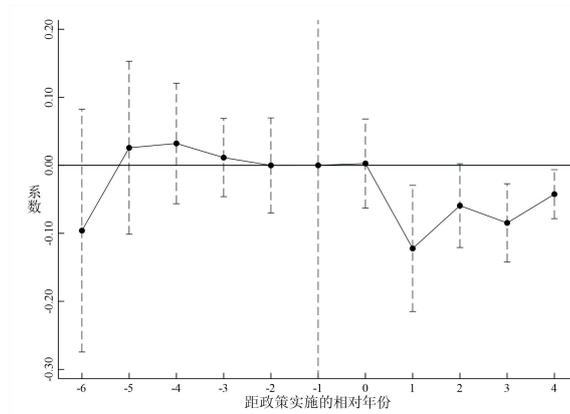
附录 3 稳健性检验

(一) 平行趋势假设评估

与双重差分模型一致，三重差分模型在应用时应该满足平行趋势假设。本文采用事件研究法来验证这一关键假设，构建了以下回归模型：

$$Violation_{i,t+1} = \varphi_0 + \sum_{m=-6}^4 \varphi_m Treat_c \times u_m \times CR_{i,t} + \varphi_k Controls_{i,t} + \mu_i + \sigma_{ct} + \gamma_{jt} + \tau_{cj} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (A1)$$

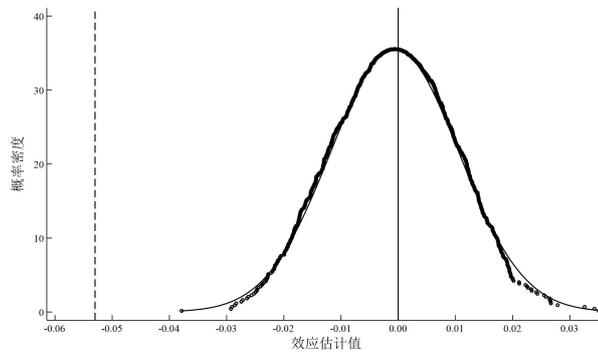
其中， u_m 是时间虚拟变量，下标 m 表示当年与“宽带中国”试点政策实施年份相差的时期数。参考黄卓等（2023）的做法，本文将 $m > 4$ 的样本全部归入 $m = 4$ ，将 $m < -6$ 的样本全部归入 $m = -6$ 。 φ 捕捉了政策试点前后处理组与控制组企业在此期间的差异变动。本文选取“宽带中国”试点政策实施的前一期（即“-1”期）为基期。附图 1 为检验结果，并展示 90% 的置信区间。结果表明，在“宽带中国”政策实施前的各时期中，企业声誉对违规行为的影响在处理组与控制组样本中不存在显著差异，不能拒绝事前趋势平行的原假设。



附图 1 平行趋势假设评估

(二) 安慰剂检验

某些不可观测因素或是遗漏变量问题可能影响基准回归结果，本文借鉴 La Ferrara et al. (2012) 的做法，通过随机抽取“宽带中国”战略的试点城市与试点时间，进行虚假政策冲击的安慰剂检验。在随机化处理政策冲击影响后对模型参数进行再估计，如果此时政策效应依然存在，则意味着基准回归模型中可能出现了严重的遗漏变量问题。附图 2 汇报了随机 1000 次抽样的安慰剂检验结果，安慰剂处理变量的估计系数均值分布在 0 附近，近似服从正态分布，且基准回归估计系数与安慰剂检验的估计系数分布完全不重合，符合安慰剂检验预期。这些结果表明本文的基准回归估计结果不存在严重偏误，证明了研究结论的可靠性。



附图 2 安慰剂检验结果

（三）替换解释变量

本文采用以下几种方式来替换解释变量以增强结论的稳健性。第一，本文剔除了负面媒体报道以避免包含企业违规的信息，并参考 Fang and Peress (2009)的研究，选择《中国证券报》、《上海证券报》、《证券日报》、《证券时报》、《中国经营报》、《经济观察报》、《21 世纪经济报道》和《第一财经日报》作为媒体报道来源，这类全国性权威媒体不易受到企业操纵。经过上述操作后再次按照正文中所述方法计算企业声誉指标，并将新指标命名为 *CR8*。第二，参考管考磊和张蕊（2019）的做法，基于资产、收入等财务指标计算企业声誉水平，并将新指标命名为 *CR2019*。第三，本文根据企业是否上榜《财富》杂志“中国 500 强”榜单衡量企业声誉，该榜单自发布以来，已成为政府、媒体和投资者评估企业综合实力的参考，对企业声誉塑造有较大影响。为了排除经济或行业周期等偶然因素对上榜结果的干扰，本文将样本期内上榜次数大于等于 5 次的企业定义为高声誉企业，*CRFortune* 取值为 1，其余情况下取值为 0。附表 3 的回归结果证明了本文研究结论的稳健性。

附表 3 稳健性检验：替换解释变量

变量	(1) <i>Violation</i>	(2) <i>Violation</i>	(3) <i>Violation</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>CR8</i>	-0.0719** (-2.18)		
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>CR2019</i>		-0.0108*** (-4.10)	
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>CRFortune</i>			-0.0251* (-1.73)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes
样本量	18809	16625	18809
<i>R</i> ²	0.3261	0.3377	0.3259

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著，括号里为经行业×年份层面聚类调整（Cluster）的*t*值。*Fixed Effects*包括企业、年份×城市、年份×行业以及城市×行业固定效应。回归中均包含核心变量的两两交互项和单独项。如无特殊说明，下表同。

（四）替换被解释变量

除了考察企业是否存在违规行为，本文还统计了企业在各个年度内的违规总次数（*Vionum*）、信息披露违规次数（*Infovionum*）和经营违规次数（*Opervionum*），其中信息披露违规与经营违规的具体分类标准依照中国证监会的相关规定。进一步地，参考黄卓等（2023）的研究，本文依据处罚类型判断企业违规的严重程度（*Viodegree*），其取值规则如下：若企业当年未发生违规行为，取值为0；若仅高管受罚或处罚类型为“其他”，取值为1；若处罚类型为“批评”或“谴责”，取值为2；若处罚类型为“警告”、“罚款”或“没收非法所得”，取值为3；若企业同时受到多种处罚，则按其中最严重的处罚类型取值。以违规频次和违规程度作为被解释变量的回归结果见附表4，*Treat*×*Post*×*CR*的回归系数仍然显著为负，与基准回归结果一致。

附表 4 稳健性检验：替换被解释变量

变量	(1) <i>Vionum</i>	(2) <i>Infovionum</i>	(3) <i>Opervionum</i>	(4) <i>Viodegree</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>CR</i>	-0.0742**	-0.0618**	-0.0645***	-0.1037***

	(-2.52)	(-2.23)	(-3.10)	(-3.24)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	18809	18809	18809	18809
R^2	0.3292	0.3226	0.3041	0.3307

(五) 调整聚类层级

本文将聚类层级调整为个体层级、城市层级、城市×年份层级以及城市×行业层级，回归结果见附表 5。在采用不同的聚类层级后， $Treat \times Post \times CR$ 的回归系数仍然显著为负，表明本文的主要研究结论不受聚类层级的影响。

附表 5 稳健性检验：调整聚类层级

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Violation</i>	<i>Violation</i>	<i>Violation</i>	<i>Violation</i>
$Treat \times Post \times CR$	-0.0530**	-0.0530**	-0.0530**	-0.0530**
	(-2.12)	(-2.32)	(-2.08)	(-2.16)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Cluster</i>	Firm	City	City×Year	City×Industry
样本量	18809	18809	18809	18809
R^2	0.3272	0.3272	0.3272	0.3272

(六) 工具变量法

本文采用工具变量法来减轻对于违规行为与企业声誉之间可能存在反向因果问题的担忧。具体而言，本文选择企业每年发放现金股利的数量 (*Div*) 作为企业声誉 (*CR*) 的工具变量，若企业当年发放的现金股利大于行业中位数，*Div* 取值为 1，否则取值为 0。通常情况下，企业发放的现金股利越多，越可能获得好的社会评价，工具变量满足相关性要求。但企业发放现金股利的多少与违规行为之间并不存在直接关系，工具变量满足排他性要求。此外，内生变量的交乘项也应视为内生变量并加以处理。因此，本文将 $Treat \times Post \times Div$ 作为 $Treat \times Post \times CR$ 的工具变量，将 $Treat \times Div$ 作为 $Treat \times CR$ 的工具变量。

考虑到可能存在的“弱工具变量”问题，本文使用更为稳健的有限信息最大似然法 (LIML) 对工具变量进行估计，回归结果见附表 6。结果显示工具变量通过了相关统计检验且在第二阶段中 $Treat \times Post \times CR$ 的回归系数仍然显著为负，表明本文的研究结论稳健。

附表 6 稳健性检验：工具变量法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>CR</i>	第一阶段		第二阶段
		$Treat \times CR$	$Treat \times Post \times CR$	<i>Violation</i>
$Treat \times Post \times CR$				-0.4107**
				(-2.53)
$Treat \times Post \times Div$	0.0304***	0.0336***	0.1179***	
	(3.13)	(3.35)	(13.08)	
$Treat \times Div$	-0.0302**	0.0373***	-0.0294***	
	(-2.06)	(4.36)	(-4.01)	
<i>Div</i>	0.0365***	-0.0226***	-0.0174***	

	(3.22)	(-8.75)	(-6.65)	
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	18809	18809	18809	18809
<i>Sanderson-Windmeijer F</i>	23.38	125.90	52.13	
<i>Kleibergen-paap rk LM</i>		22.188***		
<i>Kleibergen-Paap rk Wald F</i>		7.166 [6.46]		
<i>Anderson-Rubin Wald test</i>		21.52***		
<i>Stock-Wright LM S statistic</i>		20.10***		

注：方括号中为 *Stock-Yogo* 弱工具变量检验在 10%水平上的临界值。

(七) Heckman 两步法

在第一阶段回归中，本文构建了企业声誉的虚拟变量 (*CRD*)。当企业的声誉水平高于年度行业中位数时，*CRD* 取值为 1，否则取值为 0。此外，本文将企业发放现金股利的数量 (*Div*) 作为工具变量加入第一阶段回归模型，回归结果见附表 7。结果显示，逆米尔斯比率 *IMR* 的回归系数不显著，表明样本自选择问题在本文中并不严重。*Treat*×*Post*×*CR* 的回归系数仍然显著为负，与基准回归结果一致，再次证明了本文研究结论的稳健性。

附表 7 稳健性检验：Heckman 两步法

变量	(1) <i>CRD</i>	(2) <i>Violation</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>CR</i>		-0.0532** (-2.50)
<i>Div</i>	0.2570*** (11.01)	
<i>IMR</i>		0.0698 (1.63)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	No
<i>Industry FE</i>	Yes	No
<i>Fixed Effects</i>	No	Yes
样本量	18809	18809
<i>R</i> ² / <i>Pseudo R</i> ²	0.0457	0.3273

附录 4 分组回归部分的补充内容

(一) 数字经济发展、市场关注度与企业经营绩效

数字经济发展提升了市场关注度的经济转化效率。本文以总资产收益率 (*RoA*) 衡量企业的经营绩效，附表 8 的结果表明，当声誉水平一定时，数字经济发展显著提升了市场关注度对企业经营绩效的促进作用，进而增强企业的合规激励。

附表 8 数字经济发展、市场关注度与企业经营绩效

变量	(1) <i>RoA_{t+1}</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Att</i>	0.0061*** (3.21)
<i>CR</i>	0.0066***

	(3.53)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Fixed Effects</i>	Yes
样本量	18765
R^2	0.5682

注：被解释变量提前一期。*Controls* 中不包括第 t 期的总资产收益率，其余与正文一致。

（二）经验品企业与搜寻品企业的划分

严格划分经验品企业与搜寻品企业比较困难，尚缺乏权威标准。参考已有文献并结合生活常识，本文将所属行业或主营业务范围涉及以下行业的企业划分为搜寻品企业，包括家具制造业，印刷和记录媒介复制业，纺织服装、服饰业，皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业，文教、工美、体育和娱乐用品制造业，新闻和出版业，有色金属冶炼和压延加工业，木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业，橡胶和塑料制品业，电力、热力生产和供应业，电气机械和器材制造业，石油、煤炭及其他燃料加工业，造纸和纸制品业，金属制品业，通用设备制造业，计算机、通信和其他电子设备制造业，零售业，非金属矿物制品业，黑色金属冶炼和压延加工业，水的生产和供应业，化学纤维制造业，燃气生产和供应业。其余行业内的企业被划分为经验品企业。

（三）受政策管制较强或产品类型模糊的行业

受政策管制较强或产品类型模糊的行业包括其他制造业，其他服务业，研究和试验发展，科技推广和应用服务业，开采专业及辅助性活动，石油和天然气开采业，非金属矿采选业，黑色金属矿采选业，有色金属矿采选业，煤炭开采和洗选业，生态保护和环境治理业，铁路运输业，公共设施管理业，文化艺术业，广播、电视、电影和录音制作业，电信、广播电视和卫星传输服务，新闻和出版业。

参考文献

- [1] 管考磊和张蕊,2019,《企业声誉与盈余管理:有效契约观还是寻租观》,《会计研究》第1期,第59~64页。
- [2] 黄卓、陶云清和王帅,2023,《社会信用环境改善降低了企业违规吗?——来自“中国社会信用体系建设”的证据》,《金融研究》第5期,第96~114页。
- [3] Fang, L., and Peress, J., 2009. “Media Coverage and the Cross-section of Stock Returns”, *Journal of Finance*, 64(5), 2023~2052.
- [4] La Ferrara, E., Chong, A., and Duryea, S., 2012. “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4), 1~31.