

财务舞弊、供应链集中度与企业商业信用融资^{*}

修宗峰 刘 然 殷敬伟

(中南大学商学院 410083)

【摘要】企业商业信用是一种重要的非正式融资渠道,以我国证券市场2007至2019年A股上市公司为研究对象,本文系统地检验了财务舞弊如何作用于企业商业信用融资行为,并分别检验了客户(买方)与供应商(卖方)集中度对企业财务舞弊与商业信用融资之间关系的影响。实证研究发现:(1)被查处存在财务舞弊的企业,其商业信用融资额下降的可能性更大,并且这一监管处罚行为对企业商业信用融资变化额带来一定的负面影响;(2)上述理论关系只在客户(买方)集中度较高或供应商(卖方)集中度较高的情形下存在;(3)内部控制以及分析师关注是缓解企业财务舞弊与商业信用融资之间负相关关系的重要机制。上述研究结果表明,财务舞弊披露的信号机制能够促使供应商与客户合理地判断舞弊企业的信用风险,从而适时地减少商业信用供给以缓解各自的营运风险,但这一经济决策受到企业公司治理机制的影响。本研究丰富和拓展了企业财务舞弊经济后果与商业信用融资的影响机制研究,为供应链参与企业“共同治理”提供了崭新的经验证据。

【关键词】财务舞弊;供应链集中度;商业信用融资;客户与供应商

一、引言

在资本市场中,商业信用作为企业重要的非正式融资渠道,相比于传统正式融资渠道如银行贷款、股票融资,商业信用融资具有低成本、低信息不对称等比较优势(Jain, 2001; Schwartz, 1974),商业信用融资日益成为我国企业尤其是中小企业缓解融资约束的重要渠道。商业信用自20世纪60年代进入实证研究阶段以来,企业商业信用的发生动机和影响机制是两个主要研究领域。首先,企业商业信用的发生动机主要包括经营性动机和融资性动机:一方面,经营性动机认为企业对外提供商业信用可以达到短期内降低成本、扩大销售或平抑市场波动的目的,进而帮助企业实现利润最大化以及更长远的经营目标(刘民权等, 2004);另一方面,融资性动机则认为商业信用主要源自于信贷配给(Biais和Gollier, 1997),当企业出现信贷配给时,商业信用将会成为银行贷款的重要替代方式(Nilsen, 2002),我国货币政策紧缩时期的商业信用能够替代银行贷款融资(陆正飞和杨德明, 2011),当企业不

能通过传统的融资渠道(如银行、金融机构等)获得信贷支持时,商业信用将成为其缓解融资约束的重要渠道(Petersen和Rajan, 1997; Niskanen, 2006)。其次,企业商业信用影响机制研究则从宏观和微观视角展开:从宏观角度来看,货币政策(Meltzer, 1960)和金融发展水平(Fisman和Love, 2003; 余明桂和潘红波, 2010)均会影响企业商业信用的供给,商业信用融资规模在金融危机爆发后会经历急速增长,在金融危机爆发后的几个月甚至几年商业信用融资规模将持续收缩(Love等, 2007),企业商业信用对我国信贷调控政策的影响呈现出同步性反宏观经济周期规律的特点(石晓军等, 2009),银行体系对不同产权性质企业会实行不同的信用配置政策(余明桂和潘红波, 2009);从微观角度来看,银行贷款与商业信用融资之间具有替代关系(Fisman和Love, 2003; 陈胜蓝和马慧, 2018),企业会向有生产性投资机会但获得资金能力受到限制的客户提供商信用(Schwartz, 1974),规模较大的公司更有可能选择对外提供商业信用作为信贷手段(Ng

* 本文为国家自然科学基金重大项目“制度变革、非正式制度因素与会计审计行为研究”(71790602)、国家社科基金重大项目“一带一路沿线国中国企业审计治理研究”(20&ZD111)、国家自然科学基金青年项目“商帮文化、社会资本与高管经济行为”(71302068)的阶段性研究成果。通讯作者:殷敬伟, yinjwt@csu.edu.cn。

等, 1999), 此外, 企业产权性质 (Ge 和 Qiu, 2007)、管理者能力和专业背景 (何威风和刘巍, 2018)、企业非正式文化氛围 (周建波等, 2018)、企业战略 (方红星和楚有为, 2019) 等微观层面因素也会对企业获得商业信用产生一定的影响。

尽管关于企业商业信用影响机制的研究成果较为丰富, 但是, 一方面, 关于企业会计信息披露对商业信用融资影响的研究相对较少, 无论是正常的购销关系还是利用商业信用进行融资, 供应商都希望获得客户企业高质量的财务报告 (Hui 等, 2012), 然而, 目前仅有黎来芳等 (2018)、陈运森和王玉涛 (2010) 分别从盈余管理和审计质量的角度出发, 考察了会计信息质量对企业商业信用融资的影响; 另一方面, 在供应链重复博弈的合作关系中, 获取信任是当事人谋求长期利益最大化的有效手段 (Kreps 和 Wilson, 1982), 在上下游企业构成的供应商与客户之间的依存关系中, 其相互提供的商业信用是建立在互惠信任基础之上的, 任何环节出现的信任危机都有可能对供应链关系破裂, 进而对企业商业信用融资产生不利影响 (Fewings, 1992)。但不容忽视的是, 买卖双方的供应链集中度对企业商业信用融资具有重要影响, 供应链集中度高会导致商业信用对供求双方产生不同的经济后果 (Wilner, 2000; Wilson 和 Summers, 2003)。基于此, 本研究着重回答如下问题: (1) 企业财务舞弊行为是否以及如何对其商业信用融资产生影响? (2) 企业财务舞弊的信号机制是否因企业置身于供应商与客户间的强弱依存关系中而存在差异? 以我国证券市场 2007 至 2019 年 A 股上市公司为研究样本, 本文实证检验了企业被监管部门稽查出的财务舞弊信息披露如何影响商业信用融资行为, 并从舞弊企业的客户 (买方) 和供应商 (卖方) 角度分别考察了“供应商—企业—客户”之间的强弱依存关系对上述信号传导机制 (即财务舞弊—商业信用融资) 的影响, 并进一步立足于舞弊企业的公司治理水平进行相应的机制分析。

本文的潜在贡献体现在: (1) 目前关于会计信息披露信号机制对企业商业信用的影响研究相对较少, 财务舞弊信息披露作为损害企业声誉和投资者利益的负面资本市场信号, 供应链中舞弊企业的供应商及客户如何应对该企业因财务舞弊所带来的信用风险以及是否会改变企业的供应商及客户对企业商业信用的供给决策, 对上述问题的回答有助于丰富和拓展企业财务舞弊的经济后果以及企业商业信用融资作用机制的研究文献; (2) 已有研究发现供应商客户关系能够对企业商业信用融资产生直接影响, 客户越重要供应商提供的信用政策越宽松 (Barrot, 2016)、企业与供应商的联系越密切越容易获得商业信用融资 (余明桂和潘红波, 2010)。本文则基于供应链中的“供应商—企业—客户”关系, 从客户 (买方) 和供应商 (卖方) 两个视角首次考察了企业供应链集中度对上述财务舞弊与商业

信用融资这一信息传导机制的潜在影响, 具体检验了“供应商—企业—客户”依存关系对企业财务舞弊与商业信用融资之间关系的影响, 增进了有关“供应商—企业—客户”关系的经济后果研究文献; (3) 已有研究大多采用相对值指标衡量企业商业信用, 更多关注商业信用融资规模, 比如采用赊购额与总资产之比 (Petersen 和 Rajan, 1997)、应付账款与应收账款的差额与总销售收入之比 (Ge 和 Qiu, 2007)、应付账款和应付票据以及预收账款总额与总资产之比 (陆正飞和杨德明, 2011) 等, 这些衡量方法侧重于考察企业商业信用规模的影响因素, 本研究则基于财务舞弊信息披露这一资本市场负面信号事件, 考察其对企业商业信用融资变化方向以及变化额的潜在影响, 这有助于加深理解企业商业信用融资动态变化的影响机制。

本文其他部分的内容安排为: 第二部分为理论分析与研究假设; 第三部分为实证研究设计; 第四部分为实证结果分析; 第五部分为进一步分析与讨论; 最后为研究结论与启示。

二、理论分析与研究假设

(一) 财务舞弊与商业信用融资

企业财务舞弊的信息披露行为作为企业参与资本市场的重大负面事件, 必然影响到供应链中企业、供应商与客户之间的信任关系, 企业财务舞弊对商业信用融资的理论作用路径主要体现在以下三个方面。

首先, 从信息披露有用性的角度来看, 自 20 世纪 60 年代起, 西方学者以企业信息披露理论为基础, 开始转向对上市公司信息披露有用性的研究, 1973 年美国的 Objectives of Financial Statements 报告 (简称 TRUEBLOOD 报告) 改变以往信息供给研究角度, 转而从信息需求角度探讨了上市公司信息披露, 强调会计信息的决策有用性。毫无疑问, 会计信息具有决策有用性的前提是信息披露的真实可靠 (葛家澍, 1999), 财务舞弊是企业通过编制和传播严重失实的财务报表, 欺骗或误导财务报表使用者, 特别是股东和债权人的蓄意欺诈行为 (Rezaee, 2005)。财务舞弊作为与会计信息披露相生相伴且屡禁不止的违法行为, 不仅是管理当局编制虚假信息以谋取个人私利的主要途径, 更是影响会计信息如实反映性的主要手段 (Ball, 2009)。基于有效资本市场假说, 信息不对称现象在资本市场始终存在, 会计信息决策有用性成为投资者和债权人评价企业信息披露质量的首要标准, 会计信息的相关性 (relevance) 和如实反映 (faithful representation) 作为实现决策有用性目标的基本质量特征 (FASB, 2010; IASB, 2010), 是证券监管机构要求企业达到的会计信息披露标准。高质量的会计信息披露能够降低市场参与者的交易成本、促进履约效率 (Rogers, 2008), 而财务舞弊行为意味着企业对外披露的会计信息无法真实反映企业财务状况与经营成果, 这提高了信息获取成本、降低了会计信息决策有用性, 而

且打击了投资者信心、增加了市场交易的风险与不确定性 (Perols 等, 2017)。作为市场交易的重要参与者, 企业的供应商与客户由于无法获取到该企业高质量的会计信息, 会对企业持续经营能力以及管理层机会主义产生的合理怀疑, 为了规避经营风险、及时止损, 他们必然会选择降低对合作企业的信任程度, 从而提出更严苛的商业信用契约条款, 减少新交易的商业信用供给规模, 以降低因为客户企业财务舞弊导致的债权利益的违约风险和潜在损失。因此, 企业被监管部门查处存在财务舞弊并对外披露后, 因为企业的供应商与客户的择机信用政策的收紧策略^①, 将使得舞弊企业商业信用融资额下降的可能性更大、商业信用融资变化额呈下降趋势。

其次, 根据信号传递理论, 财务舞弊作为一种采用欺骗性手段蓄意错报财务事实的行为 (Ball, 2009), 将会释放有关企业财务风险高、代理冲突严重及会计信息透明度差的负面信号, 加剧供应链中企业与其供应商或客户之间的信息不对称程度, 对企业自身声誉、供应链关系中企业间信任关系产生负面影响 (Spence, 1973)。因此, 一旦监管部门对上市公司财务舞弊行为披露处理公告, 则意味着向资本市场传递了关于企业前期会计信息披露低质量的负面信号 (杨忠莲和谢香兵, 2010), 在整个相关联的利益链条中, 财务舞弊的经济后果可能会被无限放大, 导致企业的利益相关者 (比如股东、银行、供应商等) 对企业持续经营能力产生合理怀疑, 从而提高了市场交易中合同签订的成本和难度。若同一时期企业财务舞弊披露公告越多, 则意味着企业舞弊次数越多、舞弊情节越严重, 向外界传递的有关企业持续经营能力存在重大不确定性、公司治理机制存在重大缺陷的信号就会越清晰, 进而导致这种负面信号带来的市场反应越消极, 降低商业信用契约双方的信任度; 企业财务舞弊行为的发生将导致“供应商—企业—客户”之间的信任关系在短时期内难以修复, 这势必会使得舞弊企业的供应商及客户选择“用脚投票”, 提高对舞弊企业违约概率的初始判断, 企业的供应商及客户为了降低经营风险而执行更为严苛的购销合同, 比如增加还款成本、缩小融资额度和期限、停止供应商品等 (Cunat, 2007)。

最后, 从舞弊动因理论出发, 如果一个企业满足压力、机会和借口三方面的因素特征, 则该企业从事财务舞弊行为的概率更高 (Albrecht 等, 1995)。企业受到内外某种压力的影响, 借助于内外部公司治理机制的运行缺陷, 以IPO、再融资等理由为借口, 进而真正实施财务舞弊行为 (韦琳等, 2011)。财务舞弊的企业大多存在权力监督漏洞, 比如低层次且薄弱的内部控制机制 (Harrast 和 Mason-

Olsen, 2007)、管理层串通、操纵并掩盖舞弊行为导致外部审计失效 (Alleyne 和 Howard, 2005)、董事会监督职能不到位以及公司章程不健全 (朱锦余和高善生, 2007) 等。因此, 财务舞弊行为作为传递企业经营质量低下的负面市场信号, 预示着其治理结构存在严重缺陷、潜在的债务违约风险较高, 在被监管部门查处舞弊并公告后, 无疑会对其与供应商 (客户) 之间的商业信用契约条款产生消极影响。由于借款人存在的道德风险行为, 信贷配给将会长期存在, 防止恶意骗贷的最优选择是调整贷款规模 (Stiglitz 和 Weiss, 1981), 企业的供应商及客户作为企业商业信用的供给者, 为了保护自身利益、降低债务违约风险, 在获知合作企业被查处财务舞弊、存在违约风险时, 势必会重新评估该舞弊企业的持续经营与获利能力, 进而导致其选择相对保守的商业信用供给决策, 使得舞弊企业的商业信用融资降低的可能性更大、对商业信用变化额带来负面影响。

H1.1: 限定其他条件, 企业财务舞弊导致商业信用融资额下降的可能性更大。

H1.2: 限定其他条件, 企业财务舞弊会对商业信用融资变化额产生负面影响。

(二) 客户 (买方) 集中度的调节效应

从客户 (买方) 集中度角度来说, 客户集中度越大, 意味着企业销售的货物主要集中在几家重要客户企业, 供应商会优先满足重要客户企业的产品需求, 提高重要客户在企业销售中所占比重, 进而有利于最大化企业的销售收入和企业价值。

首先, 根据博弈竞争理论, 企业的客户集中度越低, 其作为买方的谈判能力就会越弱, 因而谈判能力较高的上游企业获得的商业信用越多, 客户所提供的商业信用政策就会越优惠 (Wilson 和 Summers, 2003)。这是因为, 当企业商品主要销售给少数几家下游客户 (买方) 企业, 出于提升绩效的考虑, 其会尽可能地保持与下游客户 (买方) 企业良好的市场合作关系, 同时为了最大化合作收益、降低合作成本与风险, 企业也会寻求将这种关系发展为长期稳定的合作契约。为了最大程度地获取超额利润, 企业更愿意与行业市场地位较强的下游客户 (买方) 企业签订稳定的购销合同, 而这类客户 (买方) 则凭自身的产品市场控制力, 占据了一定的市场份额, 甚至还可以通过威胁更换供应商等手段, 以最大化自身利益 (Fewings, 1992)。因此, 交易双方的博弈占优心理会导致供应链集中度高的客户 (买方) 在购销交易中更有话语权, 相反, 与其处于同一供应链中的上游企业在购销合同的订立谈判中则处于劣势地位, 并容易对苛刻的合同条款做出妥协。在这种情

^① 对“供应商—企业—客户”供应链关系中的“企业”而言, 其商业信用融资的表现形式包括: (1) 来自于“供应商”的“企业”应付账款; (2) 来自于“客户”的“企业”预收账款, 这两者均通过短期负债项目反映在“企业”资产负债表中。

形下,若“企业”因财务舞弊被监管部门稽查并披露,向“客户(买方)”传递了负面信号后,对供应链地位相对高的“客户(买方)”而言,由于其高产品竞争力和卓越品牌,导致舞弊“企业”在后续合同谈判中必然处于被动地位,如果供应链地位相对高的“客户(买方)”继续向舞弊“企业”提供商业信用,不仅会挤占其经营性现金流,而且显著增加了债权受偿风险,这就导致当“企业”因财务舞弊传递出其自身的潜在违约风险时,“客户(买方)”会主动选择降低其对舞弊“企业”的商业信用供给额度,以规避未来可能造成的经济损失。

其次,商业信用作为一种产品市场竞争的手段,当企业有较强的议价能力时,会获得更多的商业信用(Horen, 2005)。若企业的供应链地位相对较高,意味着企业自身的市场及品牌影响力较强,其销售的产品占据着较高市场份额,企业凭借其市场垄断能力,更容易获得商业信用融资(Fisman 和 Love, 2003)。供应链地位相对高的企业通过自身的产品市场垄断力量将自身利益与供应链利益捆绑在一起,通过垄断原材料需求市场封锁自身供应商寻找替代客户企业的渠道和可能,不断挤压同行业中小规模竞争对手的商业信用融资空间。但是,相对于供应链地位相对高的企业而言,那些没有形成市场力量和品牌影响力的企业就更容易受制于“融资难、融资贵”的客观现实,一旦这些企业向市场传递出财务舞弊的负面信号,这对于缓解企业的融资约束问题无疑是雪上加霜,同时,会向“供应商—企业—客户”供应链关系中的“客户(买方)”传递出“企业”商业信用融资的潜在违约风险,此时,供应链地位相对高的“客户(买方)”凭借其垄断市场地位和销售资源,更倾向于变更其原来的供应商,选择与诚信度高的上游企业建立崭新的合约关系,进而降低对舞弊“企业”的商业信用供给规模,以保证“客户(买方)”自身利益不受损。

最后,商业信用的存在与买方的强势市场地位有关,买方市场理论认为供应商倾向于向大型企业提供商业信用(Fabbri 和 Menichini, 2010),这些大型企业凭借其较高的市场占有率和竞争力,以获取商业信用为条件,在最大化企业利益的同时也最大化供应商利益。同时,这些市场信用相对较好、具有更高市场地位的大型企业可以获得供应商更大的提前支付折扣,进而通过利用商业信用,低成本地获取供应商的流动性(Giannetti 等, 2011)。买方市场理论同时强调强势市场地位和信誉状况,在获得商业信用融资时,尤其是在客户集中度较高的供应链中,供应链地位相对低的企业并不具备市场地位的优势条件,当其发生舞弊行为被监管部门查处公告后,“企业信誉不良、无法及时还款”等负面信息必将及时传递给下游客户。因此,供应链地位相对低的企业在被查处舞弊后,其下游客户可以借助自身集中度和供应链优势地位,及时调整商业信用融

资决策,使得舞弊企业的商业信用融资下降的可能性更大,商业信用融资变化额呈负向变化趋势。

H2: 限定其他条件,客户(买方)集中度能够增强企业财务舞弊与商业信用融资之间的负相关关系。

(三) 供应商(卖方)集中度的调节效应

首先,在购销合同中,商业信用已经成为购销双方谈判的重要筹码,至于是否提供商业信用以及提供多大规模的商业信用,是由购销双方的博弈力量对比决定的(马黎珺等, 2016)。若企业的供应商集中度较低,则意味着企业向主要供应商采购数量占企业总采购数量的比重较小,从而导致供应商的议价能力较弱,作为获得商业信用的下游企业就会利用延期付款等方式要求供应商为其提供更多的商业信用(Summers 和 Wilson, 2003)。此时,如果供应商(卖方)减少商业信用供给,那客户企业可能选择终止与该供应商的交易,转而寻找其他新供应商。相反,当企业的供应商集中度越大,企业向主要供应商采购数量占企业总采购数量的比重越大时,供应商(卖方)具有较强的谈判能力与话语权地位,供应商会要求客户企业及时还款,减少客户企业的应付款项、提高预付款项,从而导致企业商业信用融资的减少(李任斯和刘红霞, 2016)。因此,在“供应商—企业—客户”供应链关系中,若供应商(卖方)集中度相对较高,意味着其居于供应链的主导地位,“企业”被监管部门查处舞弊后,供应商(卖方)为了减少损失、避免承担违约风险,它们可以借助于交易关系的优势地位,执行更谨慎的商业信用供给决策,最大限度的缩短款项回收期,进一步缩小对舞弊企业的商业信用融资供给,从而导致舞弊企业在被监管部门查处后,其商业信用融资下降的可能性更大,商业信用融资变化额呈负向变化趋势。

其次,竞争市场假说认为商业信用可以作为在市场竞争环境比较激烈的条件下,供应商(卖方)面对更多的同行竞争对手时吸引和稳定主要客户的一种营销手段,一些不存在融资约束、信用好的大型企业,反而会提供更多的商业信用(Petersen 和 Rajan, 1997),这些企业通过利用商业信用低成本优势以加快其产品的销售,进而锁定目标客户(Fabbri 和 Menichini, 2010)。在“供应商—企业—客户”的契约关系中,供应商集中度越大,意味着企业的原材料供应集中在少数几个供应商手中,企业对主要供应商采购渠道的依赖性较强,从而导致上游供应商企业的谈判地位不断提高(李任斯和刘红霞, 2016)。因此,当市场中提供商业信用的供应商集中度较高时,供应商便掌握了交易关系的主动权,此时,企业对供应商的依赖程度自然会增加,供应商获得较强的谈判能力和话语权地位,当企业被监管部门查处舞弊后,供应商为了规避受偿风险会提出对自己更有利的付款条件,比如大幅减少供给额、缩短回收期等,这同样使得舞弊企业被查处后,其商业信用

融资下降的可能性更大,对商业信用融资额的变化产生负面影响。相反,当市场中提供商业信用的供应商集中度较低时,企业便可以通过威胁更换供应商等方式,要挟供应商不断提供商业信用,即使作为商业信用需求方的企业被监管部门查处舞弊,供应商由于无法轻易承担寻找以及更换客户的高昂成本(张新民等,2012),难以减少对被查处舞弊企业的商业信用供给(Wilner, 2000),由于这些供应商的供应链地位相对较低,对商业信用契约条款的制定与执行没有决定权,使得对企业舞弊行为公告年度后的商业信用融资影响不大。

最后,在“供应商—企业—客户”供应链关系中,供应商(卖方)愿意对外提供大量商业信用的前提是,企业的信用资本或声誉良好。作为一种产生信用额度的融资资源,企业信用资本作为企业社会资本的一部分,会反过来影响到企业的借贷行为(贺学会等,2008)。企业通过披露高质量财务报告信息给诸多市场参与者,借助于重复博弈积累一定的信用资本,通过对利益相关者承担责任、获得信任来赢取企业声誉与信用(Petersen 和 Rajan, 1997)。因此,当供应商(卖方)集中度高,占据谈判话语权并享有较高的供应链地位时,信用与声誉将是客户企业获得供应商商业信用资源的首要条件。此时,如若客户企业被监管部门稽查出财务舞弊,其通过产品与服务建立起来的企业声誉资本必然遭到破坏(Benjamin 和 Keith, 1981),导致供应商对客户企业的管理层诚信、经营质量甚至持续经营能力产生怀疑,上游供应商对下游企业的信任程度必定会大打折扣,从而收缩甚至关闭商业信用这一成本低廉的融资渠道(孙浦阳等,2014)。相反,若企业的供应商集中度较低,企业向主要供应商采购数量占企业总采购数量的比重较小时,企业对其供应商的赊购关系依赖性较低,不需要通过单一依赖性的供应商关系来获取商业信用融资,此时企业声誉对供应商商业信用供给水平的影响力将下降,即使企业发生舞弊行为被监管部门查处,这一负面事件对其商业信用融资的不利影响也将变小。

H3: 限定其他条件,供应商(卖方)集中度能够增强企业财务舞弊与商业信用融资之间的负相关关系。

三、研究设计

(一) 实证模型与变量定义

为验证假设 H1.1 和假设 H1.2, 本文构建如下回归模型(1):

$$TC_{t+1_D}/TC_{t+1_C} = \alpha_0 + \alpha_1 FD_t + \text{Control Variables} + \sum INDUSTRY + \sum YEAR + \varepsilon_t \quad (1)$$

在模型(1)中, TC_{t+1_D} 为被解释变量,是商业信用

变化额的哑变量形式。本文借鉴 Petersen 和 Rajan (1997)、陆正飞和杨德明(2011)的做法,将(应付账款+应付票据+预收账款)/总资产作为商业信用融资规模的替代变量,因此,第 $t+1$ 年商业信用的变化额 TC_{t+1_C} 为: $[t+1$ 年末(应付账款+应付票据+预收账款) - t 年末(应付账款+应付票据+预收账款)] / t 年末总资产;若第 $t+1$ 年商业信用的变化额 TC_{t+1_C} 大于 0, 则 TC_{t+1_D} 取值为 1, 否则为 0。当因变量为 TC_{t+1_D} 时采用 LOGIT 回归, 当因变量为 TC_{t+1_C} 时采用 OLS 回归。

模型的解释变量为公司财务舞弊 FD , 若上市公司在第 t 年被监管机构查处存在财务舞弊(实际涉案年度为第 t 年及以前年度), 则 FD 取值为 1, 否则为 0。财务舞弊行为具体包括虚构利润、虚列资产、虚假记载、重大遗漏、推迟披露、披露不实、一般会计处理不当等 7 种类型。

本文借鉴 Petersen 和 Rajan (1997)、Schwartz (1974) 以及陆正飞和杨德明(2011)等的做法, 选择如下控制变量: ROA 为当期净利润与年末总资产之比; $GROW$ 为企业当期主营业务收入和上期主营业务收入之差与上期主营业务收入之比; $SIZE$ 为企业年末总资产的自然对数; $FIXED$ 为企业的年末固定资产净额与年末总资产之比; $BANK$ 为企业的年末长短期借款之和与年末总资产之比; CFO 为企业当年经营活动现金净流量与年末总资产之比; $TURNOVER$ 为企业当年主营业务成本与平均存货之比; RPT 等于 \ln (企业销售商品、提供劳务和购买商品、接受劳务类的关联交易涉及金额+1)^②; Z_SCORE 为财务危机变量, 采用 Altman (1968) 计算破产指数 Z -Score^③; $LIST$ 为企业上市年限的自然对数; SOE 为企业的实际控制人类别。同时本文还控制了年度和行业效应。

为验证假设 H2 与 H3, 本文在模型(1)的基础上, 进一步区分下游客户商业信用融资 $CUSTC_{t+1}$ 和上游供应商商业信用融资 $SUPTC_{t+1}$, 并分别构建回归模型(2)和回归模型(3), 按照客户(买方)集中度与供应商(卖方)集中度对全样本进行分组后回归。

$$CUSTC_{t+1_D}/CUSTC_{t+1_C} = \beta_0 + \beta_1 FD_t + \text{Control Variables} + \sum INDUSTRY + \sum YEAR + \varepsilon_t \quad (2)$$

在模型(2)中, $CUSTC_{t+1_D}$ 为被解释变量, 是下游客户商业信用变化额哑变量。 $CUSTC_{t+1_C}$ 为下游客户商业信用变化额, 等于(第 $t+1$ 年末预收账款-第 t 年末预收账款) / t 年末总资产; 若 $CUSTC_{t+1_C} > 0$, 则 $CUSTC_{t+1_D}$ 取值为 1, 否则为 0。

$$SUPTC_{t+1_D}/SUPTC_{t+1_C} = \gamma_0 + \gamma_1 FD_t + \text{Control Variables} + \sum INDUSTRY + \sum YEAR + \varepsilon_t \quad (3)$$

② 在供应链关系中, 当供应商、企业与客户互为关联方时, 存在上(下)游企业与本企业同时发生财务舞弊并受到监管处罚的情形, 导致上(下)游企业对外提供商业信用的能力下降, 故本文控制了企业关联交易。

③ 财务舞弊的发生可能伴随着财务危机, 而财务危机能够对企业商业信用产生不利影响, 故本文控制了企业财务危机。

在模型(3)中, $SUPTC_{t+1-D}$ 为被解释变量, 是上游供应商商业信用变化额哑变量。 $SUPTC_{t+1-C}$ 为上游供应商商业信用变化额, 等于 [第 $t+1$ 年末 (应付账款+应付票据) - 第 t 年末 (应付账款+应付票据)] / t 年末总资产; 若 $SUPTC_{t+1-C} > 0$, 则 $SUPTC_{t+1-D}$ 取值为 1, 否则为 0。

在“供应商—企业—客户”供应链关系中, 客户 (买方) 集中度与供应商 (卖方) 集中度的衡量主要采用如下

方法: (1) 若企业年度内前五大客户销售总额与当年销售总额的比率高于行业样本中位数时, 则认为客户 (买方) 集中度较高, 客户 (买方) 集中度哑变量 $CUSHHI_t-D$ 取值为 1, 否则为 0; (2) 若企业年度内前五大供应商采购总额与当年采购总额的比率高于行业样本中位数时, 则认为供应商 (卖方) 集中度较高, 供应商 (卖方) 集中度哑变量 $SUPHHI_t-D$ 取值为 1, 否则为 0。具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量名称	定义与说明
TC_{t+1-C}	商业信用变化额, [第 $(t+1)$ 年末 (应付账款+应付票据+预收账款) - 第 t 年末 (应付账款+应付票据+预收账款)] / t 年末总资产
TC_{t+1-D}	商业信用变化额哑变量, 若 $TC_{t+1-C} > 0$, 则 TC_{t+1-D} 取值为 1, 否则为 0
$CUSTC_{t+1-C}$	下游客户商业信用变化额, (第 $t+1$ 年末预收账款-第 t 年末预收账款) / t 年末总资产
$CUSTC_{t+1-D}$	下游客户商业信用变化额哑变量, 若 $CUSTC_{t+1-C} > 0$, 则 $CUSTC_{t+1-D}$ 取值为 1, 否则为 0
$SUPTC_{t+1-C}$	上游供应商商业信用变化额, [第 $(t+1)$ 年末 (应付账款+应付票据) - 第 t 年末 (应付账款+应付票据)] / t 年末总资产
$SUPTC_{t+1-D}$	上游供应商商业信用变化额哑变量, 若 $SUPTC_{t+1-C} > 0$, 则 $SUPTC_{t+1-D}$ 取值为 1, 否则为 0
FD_t	财务舞弊哑变量, 若上市公司在第 t 年被监管机构查处存在财务舞弊则取值为 1, 否则为 0; 财务舞弊行为主要包括: 虚构利润、虚列资产、虚假记载、重大遗漏、推迟披露、披露不实、一般会计处理不当
ROA_t	盈利能力, 第 t 年净利润 / 第 t 年末总资产
$GROW_t$	成长性, (第 t 年主营业务收入-第 $t-1$ 年主营业务收入) / 第 $t-1$ 年主营业务收入
$SIZE_t$	公司规模, 第 t 年末总资产的自然对数
$FIXED_t$	抵押能力, 第 t 年末固定资产净额 / 第 t 年末总资产
$BANK_t$	银行借款, [第 t 年末 (短期借款+长期借款)] / 第 t 年末总资产
CFO_t	经营活动现金流, 第 t 年经营活动现金净流量 / 第 t 年末总资产
$TURNOVER_t$	存货周转率, 第 t 年主营业务成本 / 平均存货
RPT_t	关联交易, \ln (第 t 年企业销售商品、提供劳务和购买商品、接受劳务类的关联交易涉及金额+1)
Z_SCORE_t	财务危机, 采用 Altman (1968) 计算破产指数 Z-Score 进行替代
$LIST_t$	公司年龄, 公司上市年限的自然对数
SOE_t	企业实际控制人类别, 第 t 年末企业实际控制人为国有性质时则取值为 1, 否则为 0
$CUSHHI_t$	客户 (买方) 集中度, 第 t 年末前五大客户的销售总额 / 第 t 年销售总额
$CUSHHI_t-D$	客户 (买方) 集中度哑变量, 若 $CUSHHI_t$ 高于行业中位数, 则 $CUSHHI_t-D$ 取值为 1, 否则为 0
$SUPHHI_t$	供应商 (卖方) 集中度, 第 t 年末前五大供应商的采购总额 / 第 t 年采购总额
$SUPHHI_t-D$	供应商 (卖方) 集中度哑变量, 若 $SUPHHI_t$ 高于行业中位数, 则 $SUPHHI_t-D$ 取值为 1, 否则为 0
$YEAR$	年度哑变量, 共 13 个年度哑变量
$INDUST$	行业哑变量, 共 48 个行业哑变量 (根据 2012 年证监会行业分类, 制造业细分)

(二) 样本选择与数据来源

本文以我国证券市场 2007 至 2019 年 A 股上市公司为研究对象,按照以下标准进行筛选:(1)剔除行业分类为金融业的观测值;(2)剔除数据缺失严重的观测值。经过上述样本筛选程序,最终得到 26176 个样本观测值。为了消除极端值的不利影响,本文对所有连续变量进行了上下 1% 的 winsorize 处理。本文所有数据均来自 CSMAR 数据库。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

表 2 列示的是主要变量的描述性统计情况。 TC_{i+1-D} 的均值为 0.6544,标准差为 0.4756; TC_{i+1-C} 的均值为 0.0299,标准差为 0.0862,说明约有 65% 的上市公司获得

的商业信用年变化额大于 0,且年均商业信用融资额同比减少约 3%; $CUSTC_{i+1-D}$ 的均值为 0.5808 (标准差为 0.4934), $SUPTC_{i+1-D}$ 的均值为 0.6467 (标准差为 0.4780); $CUSTC_{i+1-C}$ 的均值为 0.0072 (标准差为 0.0383), $SUPTC_{i+1-C}$ 的均值为 0.0226 (标准差为 0.0649),这说明样本期间内来自供应商的商业信用变化幅度均大于来自客户的商业信用变化幅度;从客户(买方)集中度来看, $CUSHHI_i-D$ 的均值为 0.6734,这说明超过 67% 样本公司在一定程度上依赖大客户销售渠道;从供应商(卖方)集中度来看, $SUPHHI_i-D$ 的均值为 0.6659,这说明超过 65% 的样本公司较为依赖大供应商采购渠道。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本值	均值	标准差	最小值	1/4 分位	中位数	3/4 分位	最大值
TC_{i+1-D}	26176	0.6544	0.4756	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
TC_{i+1-C}	26176	0.0299	0.0862	-0.1683	-0.0083	0.0128	0.0507	0.4898
$CUSTC_{i+1-D}$	26176	0.5808	0.4934	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
$CUSTC_{i+1-C}$	26176	0.0072	0.0383	-0.0978	-0.0027	0.0008	0.0085	0.2260
$SUPTC_{i+1-D}$	26176	0.6467	0.4780	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
$SUPTC_{i+1-C}$	26176	0.0226	0.0649	-0.1302	-0.0068	0.0091	0.0382	0.3499
FD_i	26176	0.0711	0.2571	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
ROA_i	26176	0.0343	0.0660	-0.3413	0.0125	0.0345	0.0635	0.1988
$GROW_i$	26176	0.2129	0.5655	-0.7108	-0.0208	0.1186	0.2919	4.0909
$SIZE_i$	26176	21.9963	1.2994	19.0161	21.0757	21.8427	22.7517	25.7259
$FIXED_i$	26176	0.2326	0.1727	0.0022	0.0972	0.1976	0.3331	0.7453
$BANK_i$	26176	0.1600	0.1462	0.0000	0.0281	0.1340	0.2522	0.6445
CFO_i	26176	0.0419	0.0759	-0.2104	0.0022	0.0415	0.0850	0.2607
$TURNVER_i$	26176	3.2670	11.4609	0.0314	0.4953	0.9722	1.8837	99.3718
RPT_i	26176	13.2747	8.1152	0.0000	0.0000	16.6813	19.0311	23.7298
Z_SCORE_i	26176	2.6909	1.4457	-4.3107	1.7701	2.4810	3.3580	10.9956
$LIST_i$	26176	2.7548	0.3687	1.3863	2.5649	2.8332	2.9957	3.4012
SOE_i	26176	0.4373	0.4961	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
$CUSHHI_i-D$	26176	0.6734	0.4690	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
$SUPHHI_i-D$	26176	0.6659	0.4717	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000

(二) 相关性分析

主要变量 Pearson 相关系数如表 3 所示。从表中可以看

出 FD_i 与 TC_{i+1-D} 、 TC_{i+1-C} 的相关系数分别为 -0.0420、-0.0356,且均在 1% 的水平上显著,这说明企业财务舞弊与

商业信用变化额之间存在一定的负相关关系; FD_t 与 $CUSTC_{t+1-D}$ 、 $SUPTC_{t+1-D}$ 的相关系数分别为-0.0230、-0.0451, 且均在 1% 的水平上显著, 这说明企业财务舞弊会导致上(下)游供应商(客户)提供商业信用融资额下降的可能性较大; $CUSHHI_{t-D}$ ($SUPHHI_{t-D}$) 与 TC_{t+1-D} 的相关系数均为-0.0210, 且均在 1% 的水平上显著,

这说明随着企业的客户集中度(供应商集中度)提高, 企业从单一客户(供应商)那里获得的商业信用融资规模增加的可能性较小, 此外, $CUSHHI_{t-D}$ 与 $CUSTC_{t+1-D}$ 、 $SUPHHI_{t-D}$ 与 $SUPTC_{t+1-D}$ 的相关系数分别为-0.0194、-0.0280, 且均在 1% 的水平上显著, 进一步证明了这一点。

表 3 主要变量相关系数

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
TC_{t+1-D}	(1)	1.0000								
TC_{t+1-C}	(2)	0.5390*	1.0000							
$CUSTC_{t+1-D}$	(3)	0.3475*	0.3044*	1.0000						
$CUSTC_{t+1-C}$	(4)	0.3249*	0.6514*	0.4481*	1.0000					
$SUPTC_{t+1-D}$	(5)	0.7552*	0.4623*	0.1123*	0.1000*	1.0000				
$SUPTC_{t+1-C}$	(6)	0.5044*	0.8747*	0.1281*	0.2385*	0.5485*	1.0000			
FD_t	(7)	-0.0420*	-0.0356*	-0.0230*	-0.0234*	-0.0451*	-0.0351*	1.0000		
$CUSHHI_t-D$	(8)	-0.0210*	0.0077	-0.0194*	-0.0240*	-0.0202*	0.0218*	0.0146#	1.0000	
$SUPHHI_t-D$	(9)	-0.0210*	-0.0016	-0.0106+	0.0044	-0.0280*	-0.0052	0.0081	0.1572*	1.0000

注: *、#、+分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

(三) 多元回归分析

1. 财务舞弊与商业信用融资关系的检验

为了检验企业财务舞弊与商业信用融资之间的关系, 本文首先对模型(1)进行了回归检验, 相关回归结果如表4所示。

根据表4的第(1)列可以看出, 当因变量为商业信用变化额的哑变量 TC_{t+1-D} 时, 财务舞弊哑变量 FD 的回归系数为-0.1819 (Z 值为-3.6215) 且在 1% 的水平上显著, 这表明, 企业财务舞弊被监管部门查处披露后, 向企业的供应商及客户传递了负面信号, 引起企业商业信用供给方对企业会计信息质量和持续经营能力的关注和担忧, 从而促使它们在向企业提供商业信用时采取更加谨慎的资金支持方案, 为了规避未来收回现金的风险, 企业的供应商及客户会减少向舞弊企业提供的商业信用额度, 从而导致商业信用融资下降的可能性越大, 这与假设 H1.1 的理论预测相一致。根据表4的第(2)列可以看出, 当因变量为商业信用变化额 TC_{t+1-C} 时, 财务舞弊哑变量 FD 的回归系数为-0.0082 (T 值为-3.9622) 且在 1% 的水平上显著, 这表明, 当企业发生财务舞弊并被监管部门查处披露时, 会对商业信用的变化额产生显著负面影响, 因为企业财务舞弊的消极信号导致企业的供应商及客户在对舞弊企业进行商业信用供给决策时更加审慎, 表现为舞弊企业的商业信用变化额负向变化显著, 这与假设 H1.2 的理论预测相一致。

关于控制变量: (1) 当因变量为 TC_{t+1-D} 时, ROA 、 $SIZE$ 的系数均在 1% 水平上显著正, 说明盈利能力越强、规模越大的企业越容易获得商业信用融资, 从而导致商业信用融资增加的可能性更大; (2) 当因变量为 TC_{t+1-C} 时, $GROW$ 的系数在 1% 水平上显著正, 说明企业成长能力对商业信用变化额的正面影响越强; (3) 当因变量为 TC_{t+1-D} 与 TC_{t+1-C} 时, CFO 的系数在 1% 水平上显著负, 说明企业商业信用融资变化方向及变化额与经营活动现金流存在一定的替代关系。

表 4 财务舞弊与企业商业信用融资

变量	TC_{t+1-D}	TC_{t+1-C}
	(1)	(2)
FD	-0.1819*** (-3.6215)	-0.0082*** (-3.9622)
ROA	3.0343*** (11.4892)	0.0581*** (4.0555)
$GROW$	0.0219 (0.8458)	0.0060*** (4.6327)
$SIZE$	0.1134*** (7.3188)	-0.0013* (-1.8354)

续表

变量	TC_{t+1-D}	TC_{t+1-C}
	(1)	(2)
<i>FIXED</i>	-0.3492 *** (-3.2349)	-0.0109 ** (-2.4722)
<i>BANK</i>	0.2058 * (1.6864)	0.0087 (1.6265)
<i>CFO</i>	-0.8808 *** (-4.0254)	-0.0590 *** (-5.5232)
<i>TURNOVER</i>	-0.0015 (-1.1911)	-0.0001 (-0.1783)
<i>RPT</i>	-0.0004 (-0.1856)	0.0001 (1.4648)
<i>Z_SCORE</i>	0.1069 *** (7.5337)	0.0045 *** (6.3190)
<i>LIST</i>	-0.2388 *** (-5.4379)	-0.0053 *** (-2.8757)
<i>SOE</i>	-0.0709 ** (-2.1139)	0.0010 (0.6524)
<i>CONS</i>	0.1854 (0.3669)	0.1048 *** (3.9907)
行业与年度	YES	YES
R^2	0.0301	0.0393
Obs.	26176	26176

注：括号内为经过公司层面聚类调整的 Z 值（T 值）；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著（双尾）。

表 5 财务舞弊、客户（买方）集中度与商业信用融资

变量	$CUSTC_{t+1-D}$		$CUSTC_{t+1-C}$	
	$CUSHHI_{t-D=1}$	$CUSHHI_{t-D=0}$	$CUSHHI_{t-D=1}$	$CUSHHI_{t-D=0}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FD</i>	-0.1271 ** (-2.2053)	-0.0982 (-1.0918)	-0.0159 *** (-3.3365)	-0.3027 (-1.0462)
<i>ROA</i>	1.6028 *** (5.5777)	2.1088 *** (4.5965)	-0.1924 (-1.3623)	-9.4868 (-1.0148)
<i>GROW</i>	0.0076 (0.2751)	0.0027 (0.0636)	-0.0038 (-1.2160)	-0.0218 (-0.8078)
<i>SIZE</i>	0.0518 *** (2.9499)	0.0548 ** (2.2186)	-0.0060 ** (-2.0312)	-0.1153 (-1.1883)

2. 供应链集中度对企业财务舞弊与商业信用融资关系的调节效应

本文为了检验供应链集中度对企业财务舞弊与商业信用融资之间关系的影响，对样本观测值按照企业的客户（买方）或供应商（卖方）集中度分组后，根据模型（2）和模型（3）进行了回归检验。

（1）以客户（买方）集中度分组

以客户（买方）集中度分组，回归结果列示于表 5 中。当因变量为企业来自于客户（买方）的商业信用融资变化额哑变量 $CUSTC_{t+1-D}$ 时，如第（1）列所示，在客户（买方）集中度高（ $CUSHHI_{t-D=1}$ ）的组中，财务舞弊哑变量 FD 的系数为 -0.1271（Z 值为 -2.2053）且在 5% 的水平上显著；但如第（2）列所示，在客户（买方）集中度低（ $CUSHHI_{t-D=0}$ ）的组中，财务舞弊哑变量 FD 的系数为 -0.0982（Z 值为 -1.0918），不显著。当因变量为下游客户商业信用变化额 $CUSTC_{t+1-C}$ 时，如第（3）列所示，在客户（买方）集中度高（ $CUSHHI_{t-D=1}$ ）的组中，财务舞弊哑变量 FD 的系数为 -0.0159（T 值为 -3.3365）且在 1% 的水平上显著；但如第（4）列所示，在客户（买方）集中度低（ $CUSHHI_{t-D=0}$ ）的组中，财务舞弊哑变量 FD 的系数为 -0.3027（T 值为 -1.0462），不显著。

上述回归结果说明，下游客户（买方）的供应链集中度加剧了企业财务舞弊对其商业信用融资变化方向和变化额的负面影响，在“供应商—企业—客户”供应链关系中，若企业的下游客户集中度越高，则意味着企业对其产品市场中客户具有一定的依赖性，在双方购销合同的签订、履约过程中，企业对比于其客户的谈判能力则相对较弱，因此，企业财务舞弊对其来自于客户的商业信用融资额下降的可能性、融资变化额的负向影响就会越大。这与假设 H2 的理论预测相一致。

续表

变量	$CUSTC_{t+1_D}$		$CUSTC_{t+1_C}$	
	$CUSHHI_{t_D=1}$	$CUSHHI_{t_D=0}$	$CUSHHI_{t_D=1}$	$CUSHHI_{t_D=0}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FIXED</i>	0.3975 *** (3.4441)	-0.0554 (-0.3181)	-0.0035 (-0.1605)	-2.1767 (-0.9735)
<i>BANK</i>	-0.0076 (-0.0585)	0.4961 ** (2.4644)	-0.0046 (-0.1661)	-1.8553 (-1.0521)
<i>CFO</i>	-1.2140 *** (-5.2457)	-0.7973 ** (-2.2319)	0.0090 (0.2765)	7.5892 (1.0234)
<i>TURNOVER</i>	-0.0000 (-0.0153)	-0.0032 (-1.5323)	-0.0001 (-0.7402)	0.0024 (0.8382)
<i>RPT</i>	0.0028 (1.3119)	-0.0071 ** (-2.1270)	-0.0000 (-0.1281)	-0.0160 (-0.9516)
<i>Z_SCORE</i>	0.0325 ** (2.2368)	0.0427 * (1.8072)	0.0012 (0.2682)	-0.2646 (-1.0439)
<i>LIST</i>	-0.1521 *** (-3.3888)	-0.1816 ** (-2.4801)	0.0116 (1.6109)	0.1266 (1.1252)
<i>SOE</i>	-0.0820 ** (-2.2851)	0.0185 (0.3410)	-0.0013 (-0.2639)	0.2364 (0.9488)
<i>CONS</i>	1.1809 ** (2.4657)	-0.9400 (-1.6386)	0.1786 ** (2.4510)	4.6973 (1.1047)
行业与年度	YES	YES	YES	YES
R ²	0.0145	0.0229	0.0061	0.0156
Obs.	17627	8549	17627	8549
卡方检验 P 值	(0.7922)		(0.3199)	

注：括号内为经公司层面聚类调整的 Z 值（T 值）；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著（双尾）。

（2）以供应商（卖方）集中度分组

以供应商（卖方）集中度分组，回归结果如表 6 所示。当因变量为企业来自于上游供应商商业信用变化额哑变量（ $SUPTC_{t+1_D}$ ）时，如第（1）列所示，在供应商（卖方）集中度较高（ $SUPHHI_{t_D=1}$ ）的组中，财务舞弊哑变量（ FD ）的系数为-0.2549（Z 值为-4.1436）且在 1% 的水平上显著；但如第（2）列所示，在供应商（卖方）集中度较低（ $SUPHHI_{t_D=0}$ ）的组中，财务舞弊哑变量（ FD ）的系数为-0.1118（Z 值为-1.2753），不显著。当因变量为企业来自于上游供应商企业商业信用变化额 $SUPTC_{t+1_C}$ 时，如第（3）列所示，在供应商（卖方）集中度较高（ $SUPHHI_{t_D=1}$ ）的组中，财务舞弊哑变量 FD 的系数为-0.0615（T 值为-2.1213）且在

5% 的水平上显著；但如第（4）列所示，在供应商（卖方）集中度较低（ $SUPHHI_{t_D=0}$ ）的组中，财务舞弊哑变量 FD 的系数为-0.0147（T 值为-1.1083），不显著。

上述回归结果表明，供应商（卖方）集中度越高意味着企业向主要供应商采购比重较大，企业对少数供应商的依赖性使得这些供应商在供应链关系中的谈判地位相对较高，当企业发生舞弊行为被监管部门查处披露后，这会促使这些供应商出于损失规避而执行严苛的赊销条件，其较强的话语权地位使得舞弊企业面临必须及时或提前还款的情况，最终使得舞弊企业商业信用融资额下降的可能性更大，对商业信用融资变化额带来负面影响，这与假设 H3 的理论预测相一致。

表 6

财务舞弊、供应商（卖方）集中度与商业信用融资

变量	$SUPTC_{t+1-D}$		$SUPTC_{t+1-C}$	
	$SUPHHI_{t-D}=1$	$SUPHHI_{t-D}=0$	$SUPHHI_{t-D}=1$	$SUPHHI_{t-D}=0$
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FD</i>	-0.2549*** (-4.1436)	-0.1118 (-1.2753)	-0.0615** (-2.1213)	-0.0147 (-1.1083)
<i>ROA</i>	3.0188*** (8.8570)	2.3035*** (5.3308)	-1.3762 (-1.3104)	0.0509 (0.3243)
<i>GROW</i>	0.0622* (1.8389)	0.0653 (1.5471)	-0.0057 (-0.6898)	0.0104 (1.6142)
<i>SIZE</i>	0.1284*** (6.6874)	0.1014*** (3.8502)	-0.0238* (-1.7095)	-0.0230*** (-3.2498)
<i>FIXED</i>	-0.5896*** (-4.3784)	-0.5100*** (-2.8999)	-0.2064 (-0.7257)	-0.0130 (-0.3373)
<i>BANK</i>	0.1841 (1.2362)	0.0097 (0.0503)	-0.2435 (-1.2351)	0.0437 (1.1049)
<i>CFO</i>	-0.0159 (-0.0566)	-0.7125** (-2.2221)	0.7179 (0.8450)	0.0189 (0.2784)
<i>TURNOVER</i>	-0.0012 (-0.8645)	-0.0059*** (-2.7352)	-0.0001 (-0.2282)	0.0005 (0.7362)
<i>RPT</i>	0.0027 (1.0779)	0.0007 (0.2101)	-0.0020 (-0.9189)	0.0007* (1.7644)
<i>Z_SCORE</i>	0.1162*** (6.0617)	0.0883*** (4.1423)	-0.0090 (-0.2642)	-0.0080 (-1.1266)
<i>LIST</i>	-0.2750*** (-4.8518)	-0.1633** (-2.3802)	0.0341 (1.3983)	-0.0040 (-0.6018)
<i>SOE</i>	-0.0692* (-1.6856)	-0.0185 (-0.3336)	0.0173 (0.5331)	0.0172* (1.8826)
<i>CONS</i>	-1.8330*** (-3.0413)	-1.3348 (-1.4946)	0.4928 (1.2801)	0.4913*** (3.1681)
行业与年度	YES	YES	YES	YES
R^2	0.0375	0.0311	0.0074	0.0157
Obs.	17430	8746	17430	8746
卡方检验 P 值	(0.2959)		(0.2743)	

注：括号内为经公司层面聚类调整的 Z 值（T 值）；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著（双尾）。

(四) 内生性检验

在“供应商—企业—客户”供应链关系中, 供应商或客户可能会选择向会计信息质量较高的企业提供商业信用, 考虑到这一自选择问题, 本文采用 HECKMAN 和 PSM 方法解决内生性问题。本文选取如下两个工具变量: (1) 独立董事出席董事会会议的频率 IA , 为独立董事出席会议次数与应参加会议次数的比率, 舞弊公司独立董事出席董事会会议次数少于非舞弊公司 (Vafeas, 1999), 因为独立董事出席董事会会议次数越多, 则意味着其能够获取更加充分的信息, 有助于保证独立董事履职的独立性与公正性 (Beasley, 1996), 从而降低了企业财务舞弊概率。(2) 董事会通讯会议比率 $COMMT$, 为董事会以通讯会议形式召开董事会会议次数与董事会会议总次数的比值, 一方面, 以通讯形式召开董事会会议可能导致董事间

信息沟通不充分 (雪莲和朱玉杰, 2019), 进而导致公司董事在信息获取完整性和决策准确性方面受到影响; 另一方面, 内部董事由于具有信息优势而更容易与管理层合谋 (Harris 和 Raviv, 2010; Adams 等, 2010), 从而降低了董事会监督职能的发挥, 导致企业财务舞弊的可能性较高。

HECKMAN 和 PSM 的第一阶段回归模型如下所示:

$$FD_i = \delta_0 + \delta_1 IA_i + \delta_2 COMMT_i + \delta_3 ROA_i + \delta_4 GROW_i + \delta_5 SIZE_i + \delta_6 FIXED_i + \delta_7 BANK_i + \delta_8 CFO_i + \delta_9 TURNOVER_i + \delta_{10} RPT_i + \delta_{11} Z_SCORE_i + \delta_{12} LIST_i + \delta_{13} SOE_i + \Sigma INDUSTRY + \Sigma YEAR + \varepsilon_i \quad (4)$$

第一阶段的回归结果列示于表 7 中, 当因变量为 FD 时, IA 的系数显著为负; $COMMT$ 的系数显著为正, 与前文理论预测相一致。

表 7 HECKMAN 和 PSM 第一阶段结果

变量	IA	$COMMT$	控制变量	行业与年度	R^2	Obs.
系数	-5.3820 ***	0.0137 ***	YES	YES	0.0783	26176
Z 值	(-2.8756)	(3.2810)				

注: 括号内为经公司层面聚类调整的 Z 值 (T 值); ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著 (双尾)。

1. HECKMAN 第二阶段

HECKMAN 第二阶段回归结果列示于表 8 中, 根据

Panel A 和 Panel B 不难发现, 相关回归结果也同样支持了本文的研究假设。

表 8 HECKMAN 第二阶段结果

Panel A: 因变量为商业信用变化额哑变量时的 HECKMAN 第二阶段

变量	H1: 1	H2: $CUSTC_{i+1-D}$		H3: $SUPTC_{i+1-D}$	
	TC_{i+1-D}	$CUSHHI_{i-D}=1$	$CUSHHI_{i-D}=0$	$SUPHHI_{i-D}=1$	$SUPHHI_{i-D}=0$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FD	-0.1808 *** (-3.5979)	-0.1250 ** (-2.1678)	-0.0947 (-1.0553)	-0.2545 *** (-4.1352)	-0.1084 (-1.2334)
$LAMBDA$	0.0950 (1.0704)	0.1904* (1.8509)	0.3142 ** (1.9799)	0.0509 (0.4423)	0.2767* (1.8614)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
行业与年度	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.0300	0.0145	0.0232	0.0376	0.0314
Obs.	26176	17627	8549	17430	8746
卡方检验 P 值		(0.7826)		(0.2914)	

Panel B: 因变量为商业信用变化额时的 HECKMAN 第二阶段

变量	H1. 2	H2: $CUSTC_{t+1}-C$		H3: $SUPTC_{t+1}-C$	
	$TC_{t+1}-C$	$CUSHHI_{t-D}=1$	$CUSHHI_{t-D}=0$	$SUPHHI_{t-D}=1$	$SUPHHI_{t-D}=0$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>FD</i>	-0.0082*** (-3.9395)	-0.0159*** (-3.3197)	-0.3139 (-1.0461)	-0.0627** (-2.0850)	-0.0143 (-1.0956)
<i>LAMBDA</i>	0.0037 (0.8735)	0.0005 (0.0343)	-0.9703 (-1.0160)	-0.1003 (-1.0337)	0.0328 (1.0964)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
行业与年度	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.0392	0.0145	0.0232	0.0075	0.0160
Obs.	26176	17627	8549	17430	8746
卡方检验 P 值	(0.3191)		(0.1399)		

注: 括号内为经公司层面聚类调整的 Z 值 (T 值); ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著 (双尾)。

2. PSM 第二阶段

为了保证研究结论的稳健性, 本文采用倾向得分匹配法 (PSM), 选择 1:6 的样本匹配标准, 并对匹配后的样本进行了平衡性检验^④, 检验结果发现匹配后的处理组与控制组各变量不存在显著性差异, 匹配效果较为

理想 (Rosenbaum 和 Rubin, 1985)。本研究采用模型 (4) 作为倾向得分匹配法的第一阶段, 计算倾向性得分并对全样本进行 1:6 配对, 最终得到 9661 个样本观测值。表 9 中 PSM 第二阶段回归结果仍然支持本文研究假设。

表 9 PSM 第二阶段结果

Panel A: 因变量为商业信用变化额哑变量时的 PSM 第二阶段

变量	H1. 1	H2: $CUSTC_{t+1}-D$		H3: $SUPTC_{t+1}-D$	
	$TC_{t+1}-D$	$CUSHHI_{t-D}=1$	$CUSHHI_{t-D}=0$	$SUPHHI_{t-D}=1$	$SUPHHI_{t-D}=0$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>FD</i>	-0.1802*** (-3.3563)	-0.1168* (-1.8948)	-0.1254 (-1.2983)	-0.2525*** (-3.8216)	-0.0903 (-0.9599)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
行业与年度	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.0425	0.0237	0.0280	0.0555	0.0475
Obs.	9661	6614	3047	6366	3295
卡方检验 P 值	(0.9415)		(0.1269)		

④ 平衡性检验结果未列示, 需要者可向作者索取, yinjjw@csu.edu.cn。

Panel B: 因变量为商业信用变化额时的 PSM 第二阶段

变量	H1. 2	H2: $CUSTC_{t+1-C}$		H3: $SUPTC_{t+1-C}$	
	TC_{t+1-C}	$CUSHHI_{t-D=1}$	$CUSHHI_{t-D=0}$	$SUPHHI_{t-D=1}$	$SUPHHI_{t-D=0}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FD	-0.0086*** (-3.8215)	-0.0138** (-2.5053)	-0.4861 (-1.0192)	-0.0810* (-1.7797)	-0.0175 (-1.1263)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
行业与年度	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.0393	0.0068	0.0405	0.0165	0.0312
Obs.	9661	6614	3047	6366	3295
卡方检验 P 值	(0.3157)		(0.2032)		

注: 括号内为经公司层面聚类调整的 Z 值 (T 值); ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著 (双尾)。

(五) 稳健性检验

1. 企业财务舞弊的替代变量

采用财务舞弊次数 FN 作为财务舞弊的替代变量, 若上市公司年度内被监管机构查处多次财务舞弊, 则 FN 按

照第 t 年监管部门对上市公司财务舞弊行为的公告次数计算, 并据此重新对主要假设进行检验^⑤。表 10 的回归结果同样支持本文研究假设。

表 10 自变量为财务舞弊次数的稳健性检验

Panel A: 因变量为商业信用变化额哑变量

变量	H1. 1	H2: $CUSTC_{t+1-D}$		H3: $SUPTC_{t+1-D}$	
	TC_{t+1-D}	$CUSHHI_{t-D=1}$	$CUSHHI_{t-D=0}$	$SUPHHI_{t-D=1}$	$SUPHHI_{t-D=0}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FN	-0.0835*** (-3.3748)	-0.0406 (-1.4064)	-0.0553 (-1.2499)	-0.0973*** (-3.1423)	-0.0557 (-1.3571)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
行业与年度	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.0301	0.0144	0.0229	0.0373	0.0311
Obs.	26176	17627	8549	17430	8746
卡方检验 P 值	(0.7824)		(0.2805)		

Panel B: 因变量为商业信用变化额

变量	H1. 2	H2: $CUSTC_{t+1-C}$		H3: $SUPTC_{t+1-C}$	
	TC_{t+1-C}	$CUSHHI_{t-D=1}$	$CUSHHI_{t-D=0}$	$SUPHHI_{t-D=1}$	$SUPHHI_{t-D=0}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FN	-0.0034*** (-3.3474)	-0.0068*** (-3.3145)	-0.1137 (-1.0501)	-0.0270** (-2.0518)	-0.0099** (-2.3837)

⑤ 采用财务舞弊行为严重程度变量和舞弊处罚等级变量作为财务舞弊替代变量, 对主要假设重新进行检验, 研究结论保持不变, 相关检验结果未列示, 需要者可向作者索取。

续表

变量	H1. 2	H2: $CUSTC_{t+1}-C$		H3: $SUPTC_{t+1}-C$	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
行业与年度	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.0392	0.0061	0.0155	0.0073	0.0159
Obs.	26176	17627	8549	17430	8746
卡方检验 P 值		(0.3204)		(0.2765)	

注：括号内为经公司层面聚类调整的 Z 值（T 值）；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著（双尾）。

2. 企业商业信用融资的替代变量

考虑到企业商业信用融资变化可能会受到其原有商业信用融资规模的影响，采用商业信用增长率作为企业商业信用融资的替代变量。以商业信用增长率 $NEWTC_{t+1}-C$ 为例， $NEWTC_{t+1}-C = [第(t+1)年末(应付账款+应付票据+预收账款) - 第t年末(应付账款+应付票据+预收账$

款)] / t 年末 (应付账款+应付票据+预收账款)，并在此基础上，构建其哑变量 $NEWTC_{t+1}-D$ ，具体方法同上。上（下）游商业信用增长率的计算标准参考 $NEWTC_{t+1}-C$ ($NEWTC_{t+1}-D$)，不再赘述。具体回归结果见表 11，与前文的理论预测相一致，这些回归结果说明改变商业信用融资的度量方式不影响本文主要研究结论。

表 11 因变量为企业商业信用增长率的稳健性检验

Panel A: 因变量为商业信用增长率哑变量

变量	H1. 1	H2: $NEWCUSTC_{t+1}-D$		H3: $NEWSUPTC_{t+1}-D$	
	$NEWTC_{t+1}-D$	$CUSHHI_{t+1}-D=1$	$CUSHHI_{t+1}-D=0$	$SUPHHI_{t+1}-D=1$	$SUPHHI_{t+1}-D=0$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FD	-0.1751 *** (-3.4907)	-0.1313 ** (-2.2779)	-0.0656 (-0.7327)	-0.2816 *** (-2.8620)	0.1122 (0.7786)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
行业与年度	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.0300	0.0153	0.0239	0.0202	0.0379
Obs.	26176	17627	8549	17627	8549
卡方检验 P 值		(0.5504)		(0.0202 **)	

Panel B: 因变量为商业信用增长率

变量	H1. 2	H2: $NEWCUSTC_{t+1}-C$		H3: $NEWSUPTC_{t+1}-C$	
	$NEWTC_{t+1}-C$	$CUSHHI_{t+1}-D=1$	$CUSHHI_{t+1}-D=0$	$SUPHHI_{t+1}-D=1$	$SUPHHI_{t+1}-D=0$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FD	-0.0624 *** (-2.9204)	-0.2346 *** (-3.8064)	-0.0999 (-1.1385)	-0.0625 ** (-2.4617)	-0.0206 (-0.4135)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
行业与年度	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.0341	0.0370	0.0310	0.0339	0.0334
Obs.	26176	17430	8746	17430	8746
卡方检验 P 值		(0.3307)		(0.6619)	

注：括号内为经公司层面聚类调整的 Z 值（T 值）；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著（双尾）。

五、进一步分析与讨论

(一) 企业内部治理机制对财务舞弊与商业信用融资关系的调节效应

内部控制作为完善公司内部治理环境的重要制度安排,成熟的内部控制建设有助于实现企业高会计信息质量的目标,内控质量较高的企业其会计信息质量越高,发生财务舞弊的可能性越低(刘启亮等,2013);舞弊三角理论认为财务舞弊行为的发生需要压力、机会和借口,而董事会结构作为公司内部治理的重要组成部分,在CEO权力集中时,外部董事主导的董事会才能有效地发挥监督和制约作用,防止CEO采取机会主义行为(Frankforter和Berman,2000),进而避免因代理关系引发的利益冲突而导致财务舞弊。

因此,本文选择以下三个变量作为衡量企业内部公司治理水平的替代变量:(1)内部控制是否改善 *INTERNAL_CONTROL*,本文参考张国清等(2015)的做法,采用内

部控制审计意见作为内部控制质量的替代变量,具体赋值标准为:若企业*t*年度内控审计意见为非标审计意见、*t*+1年度内控审计意见为标准无保留审计意见,则 *INTERNAL_CONTROL* 取值为1,否则为0;(2)内部控制是否有效 *INCONTROL_EFFECT*,本文采用董事会出具的内部控制评价报告作为衡量企业内部控制是否有效的标准,若企业*t*年度内部控制有效则取值为1,否则为0;(3)CEO权力 *CEO_POWER*,本文参考权小锋等(2010)的做法,采用董事长和总经理是否两职合一作为判断CEO权力的主要指标, *CEO_POWER* 的具体赋值标准为:若CEO兼任公司董事长则取值为1,否则为0。回归结果见表12,第(1)列至第(4)列的交乘项 *FD*×*INTERNAL* 系数均显著为正,第(5)列至第(6)列的交乘项系数 *FD*×*INTERNAL* 不显著,这表明企业内部控制改善能够缓解财务舞弊对商业信用融资带来的消极影响,但舞弊企业董事会权力结构并未对财务舞弊与商业信用融资之间的关系产生影响。

表 12 财务舞弊、内部治理机制与商业信用融资

变量	<i>INTERNAL_CONTROL</i>		<i>INCONTROL_EFFECT</i>		<i>CEO_POWER</i>	
	<i>TC_{t+1}-D</i>	<i>TC_{t+1}-C</i>	<i>TC_{t+1}-D</i>	<i>TC_{t+1}-C</i>	<i>TC_{t+1}-D</i>	<i>TC_{t+1}-C</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FD</i>	-0.3719*** (-4.6344)	-0.0151*** (-3.8919)	-0.6441*** (-3.4806)	-0.0304*** (-3.7731)	-0.1872*** (-3.3500)	-0.0090*** (-3.8331)
<i>INTERNAL</i>	0.0645* (1.8820)	-0.0010 (-0.7293)	0.0531 (0.9200)	0.0006 (0.2187)	0.0774** (2.1286)	0.0011 (0.7805)
<i>FD</i> × <i>INTERNAL</i>	0.3029*** (3.0216)	0.0107** (2.3710)	0.4980*** (2.5869)	0.0240*** (2.8865)	0.0259 (0.2116)	0.0036 (0.7167)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业与年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.0306	0.0395	0.0304	0.0397	0.0303	0.0394
Obs.	26176	26176	26176	26176	26176	26176

注:括号内为经公司层面聚类调整的Z值(T值);***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著(双尾)。

(二) 企业外部治理机制对财务舞弊与商业信用融资关系的调节效应

外部审计是企业财务报告质量的重要担保机制,尤其是在企业被监管部门稽查出财务舞弊后,舞弊企业通过重新聘请审计师以表明重视外部审计在后续治理中的职能发挥(刘明辉和韩小芳,2011);证券分析师是联结上市公司和投资者的重要纽带,通过实地调研和研报发布对资本市场产生影响(Hirst等,1995);此外,分析师更能够发现管理层的盈余操纵行为,是企业重要的外部治理机制的体现(Bushman和Smith,2001),分析师通过对上市公司信息进行解读和传递,增加了公司私有信息含量

(Schipper,1989),进而提高了信息透明度(Arya和Mitendorf,2007),有效抑制了企业的财务舞弊动机。

因此,本文选择以下三个变量作为衡量企业外部公司治理水平的替代变量:(1)审计质量是否改善 *AUDITOR_BIG4*,本文采用国际四大会计师事务所作为外部审计质量的替代变量,若企业*t*年度未聘用国际四大会计师事务所、*t*+1年度聘用国际四大会计师事务所,则 *AUDITOR_BIG4* 取值为1,否则为0;(2)分析师关注度 *ANA_ATTENTION*,年度内对该企业进行跟踪分析的分析师个数;(3)研报关注度 *REP_ATTENTION*,年度内对该企业进行跟踪分析的研报个数。相关回归结果见表13,第(3)列至第(6)列的

交乘项 $FD \times EXTERNAL$ 系数均显著为正,第(1)列至第(2)列的交乘项 $FD \times INTERNAL$ 不显著,这表明分析师关注和研报披露能够缓解财务舞弊对商业信用融资的负面影

响,但舞弊企业外部审计质量的改善并不会影响财务舞弊与商业信用之间的关系,这可能是因为供应商或客户出于对新任审计师的外部监督效果持怀疑态度所致。

表 13 财务舞弊、外部治理机制与商业信用融资

变量	AUDITOR_BIG4		ANA_ATTENTION		REP_ATTENTION	
	TC_{i+1-D}	TC_{i+1-C}	TC_{i+1-D}	TC_{i+1-C}	TC_{i+1-D}	TC_{i+1-C}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
FD	-0.1755*** (-3.4411)	-0.0080*** (-3.7747)	-0.2691*** (-4.5113)	-0.0105*** (-4.1993)	-0.2455*** (-4.2670)	-0.0099*** (-4.1566)
$EXTERNAL$	0.0956 (1.4181)	0.0010 (0.4102)	0.0149*** (6.9805)	0.0006*** (7.1149)	0.0056*** (6.2073)	0.0002*** (6.6819)
$FD \times EXTERNAL$	-0.2100 (-0.7361)	-0.0079 (-0.7800)	0.0241*** (2.8672)	0.0006** (2.4052)	0.0085** (2.3012)	0.0002** (2.0407)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业与年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.0302	0.0393	0.0323	0.0418	0.0319	0.0415
Obs.	26176	26176	26176	26176	26176	26176

注: 括号内为经公司层面聚类调整的 Z 值 (T 值); ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著 (双尾)。

六、研究结论与启示

以我国证券市场 2007 至 2019 年 A 股上市公司为样本,本文实证检验了企业财务舞弊对商业信用融资的影响,并考察了供应链集中度对上述关系的潜在影响。研究结论如下:

(1) 财务舞弊与企业商业信用融资存在负相关关系。在“供应商—企业—客户”供应链关系中,企业被监管部门查处财务舞弊无疑是向市场释放了重要负面信号,它迫使供应商及客户重新调整商业信用供给决策,以此规避应收债权的潜在风险和损失,从而导致舞弊企业的商业信用融资下降的可能性更大,对商业信用融资变化额带来显著负面影响。

(2) 从客户 (买方) 角度来看,客户 (买方) 集中度增强了财务舞弊与商业信用融资之间的负向关系。在供应链“供应商—企业—客户”的关系中,客户 (买方) 集中度越高意味着其对企业的销售渠道管理越重要,进而导致客户 (买方) 凭借其市场影响力和产品销售渠道,在交易过程中占据主导地位,当谈判地位较弱的企业被查处舞弊行为,这会打击客户 (买方) 企业的信心,降低供应链关系信任,进而导致其商业信用融资下降的可能性更大,对商业信用融资变化额带来显著负面影响。

(3) 从供应商 (卖方) 角度来看,供应商 (卖方) 集中度加剧了财务舞弊与商业信用融资之间的负向关系。供应商集中度越高意味着企业更加依赖与供应商建立起来的市场交易关系,在被监管机构查处财务舞弊后,将会对这种以购销信任为基础建立起来的合作关系造成难以逆转的负面影响。为了降低市场交易风险,供应商势必会对舞弊企业的持续经营能力和诚信经营状况作出重新判断,并谨慎制定营运资本政策,从而导致舞弊企业商业信用融资降低的可能性更大,对商业信用融资变化额带来负面影响。

(4) 完善内外部公司治理结构依旧是解决财务舞弊问题的重要方法和途径。相关监管部门仍可通过健全内部控制制度、完善分析师关注和提升研报质量等治理手段,缓解舞弊事件释放的负面信号对整个供应链关系的不利影响,这对于缓解企业融资约束、保护中小投资者利益具有一定的积极影响。

根据本文研究结论,得到以下启示: 第一,企业财务舞弊行为作为一种欺诈现象,其产生的负面影响具有溢出效应,不仅会打击投资者信心,也会对行业供应链中的相关企业造成利益损害。因此,监管部门应继续完善证券市场中供应链关系信息披露制度以提高证券市场供应链关系

透明度,同时由于诚信是供应商及客户提供商业信用的决定性因素,一旦企业发生财务舞弊等违规行为,应记入企业诚信档案并可公开查询,与舞弊企业相关的诚信档案制度将有助于保护供应商、客户以及中小投资者利益,从而提高稀缺市场资源的配置效率。第二,传统信贷市场由于信息不对称导致了信贷配给,使得中小企业融资约束问题更加突出,而商业信用作为企业的非正式融资渠道对银行信贷具有替代作用,有利于缓解中小企业的融资约束问题,因此塑造社会形象、提升市场声誉、杜绝监管违规对于中小企业来说意义重大,上述行为有助于增强企业的供应商及客户对企业自身的信任程度,从而为中小企业提供更多的营运资金支持和资源保障。第三,财务舞弊是管理层机会主义在企业财务报告披露过程中的直接体现,企业应加强内部控制制度设计、运行以及维护有效性,同时,监管部门应继续改革和完善证券市场中分析师的外部治理效用,分析师关注和研报披露有助于提高资本市场信息透明度,从而缓解舞弊企业的信息不对称以及其自身面临的融资约束问题。

主要参考文献

- 陈胜蓝,马慧. 2018. 贷款可获得性与公司商业信用——中国利率市场化改革的准自然实验证据. 管理世界, 11: 108~149
- 葛家澍. 1999. 美国关于高质量会计准则的讨论及其对我们的启示. 会计研究, 5: 2~9
- 陆正飞,杨德明. 2011. 商业信用: 替代性融资还是买方市场? 管理世界, 4: 6~14
- 石晓军,张顺明. 2010. 商业信用,融资约束及效率影响. 经济研究, 1: 102~114
- 孙浦阳,李飞跃,顾凌骏. 2014. 商业信用能否成为企

业有效的融资渠道——基于投资视角的分析. 经济学(季刊), 4: 1637~1652

张新民,王钰,祝继高. 2012. 市场地位,商业信用与企业经营性融资. 会计研究, 8: 58~65

周建波,孙圣民,张博,周建涛. 2018. 佛教信仰,商业信用与制度变迁——中古时期寺院金融兴衰分析. 经济研究, 6: 186~198

Ball, R. 2009. Market and Political or Regulatory Perspectives on the Recent Accounting Scandals. Journal of Accounting Research, 47 (2): 277~323

Benjamin, K., B. L. Keith. 1981. The Role of Market Forces in Assuring Contractual Performance. Journal of Political Economy, 89 (4): 615~641

Fabbri, D., A. M. C. Menichini. 2010. Trade Credit, Collateral Liquidation, and Borrowing Constraints. Journal of Financial Economics, 96 (3): 413~432

Fisman, R., I. Love. 2003. Trade Credit, Financial Intermediary Development and Industry Growth. Journal of Finance, 58 (1): 353~374

Love, I., L. A. Preve, V. S. Allende. 2007. Trade Credit and Bank Credit: Evidence from Recent Financial Crises. Journal of Financial Economics, 83 (2): 453~469

Petersen, M. A., R. G. Rajan. 1997. Trade Credit: Theories and Evidence. Review of Financial Studies, 10 (3): 661~691

Schwartz, R. A. 1974. An Economic Model of Trade Credit. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 9 (4): 643~657

Spence, M. 1973. Job Market Signaling. Quarterly Journal of Economics, 87 (3): 355~374

Financial Fraud, Supply Chain Concentration, and Corporate Trade Credit Financing

Xiu Zongfeng et al.

Abstract: Corporate trade credit is an important informal financing channel. Using China's A-share listed firms from 2007 to 2019 as the research sample, this paper examines how financial fraud affects corporate trade credit financing, and further tests how the customer concentration or the supplier concentration moderates the relationship between financial fraud and corporate trade credit. The results show that: (1) fraud-firms are more likely to have a decline in their corporate trade credit financing, and this regulatory penalty also has a certain negative impact on the change of trade credit financing; (2) the above-mentioned theoretical relationship exists only in cases where the customer (buyer) concentration or the supplier (seller) concentration is higher; (3) corporate internal control and analysts' attention are two important mechanisms to alleviate the negative correlation between financial fraud and corporate trade credit. These results suggest that the signal mechanism of financial fraud disclosure can encourage suppliers and customers to judge the credit risk of fraud-firms reasonably and then reduce the supply of trade credit in time to mitigate their respective operating risks, but this economic decision is influenced by corporate governance mechanisms. This study enriches and expands the literature of the economic consequences of financial fraud and the influencing mechanisms of trade credit financing, and provides new empirical evidence for supply chain participants in "co-governance".

Key Words: Financial Fraud; Supply Chain Concentration; Trade Credit Financing; Customers and Suppliers