



# 负面偏好与上市企业披露 内部控制缺陷信息关系研究

余晓燕, 毕建琴  
云南财经大学 会计学院, 昆明 650221

**摘要:**上市企业披露的内部控制缺陷信息被很多新闻媒体当作负面报道广泛传播,与此同时,大量上市企业未披露实际存在的内部控制缺陷。在此背景下研究负面偏好对上市企业披露内部控制缺陷信息的影响具有重要意义。

以2012年至2017年中国A股主板市场上有内部控制重大缺陷迹象的企业为样本,从负面偏好的坏消息过度反应和事物类别诊断两个层面分别探究中国强制实施内部控制信息披露以来,上市企业披露内部控制缺陷信息与来自主要外部利益相关方负面后果之间的关系。采用Tobit、Probit和OLS回归估计方法,检验披露内部控制缺陷信息与来自监管机构、诉讼相关方、审计师和投资者4个外部利益相关方的负面后果之间的关系,并研究企业披露的内部控制缺陷信息数量与负面后果程度之间的关系。之后进一步探究内部控制质量对披露内部控制缺陷信息负面效应的调节作用。

研究结果表明,①对于有内部控制重大缺陷迹象的企业而言,披露内部控制缺陷信息更易引起负面后果,现阶段的内部控制监管机制对此没有构成有效的威慑;②外部利益相关方对内部控制缺陷信息的过度反应用于企业有实质性影响,披露内部控制缺陷信息显著引起监管处罚、诉讼仲裁、非正常审计变更和负面市场反应;③披露内部控制缺陷信息的充分程度与负面后果的严重程度之间存在倒U形关系,充分披露内部控制缺陷信息能够削弱与之相对应的负面后果;④内部控制质量能够正向调节充分披露内部控制缺陷信息对负面后果的削弱作用。

负面偏好的影响在一定程度上削弱了上市企业披露内部控制缺陷信息的内生动力,催生上市企业对内部控制缺陷信息的更多隐瞒和不充分披露,即“劣币驱逐良币”。研究结论为研究内部控制缺陷信息的真实性提供一个新视角,也为完善内部控制制度和相关部门开展监管工作提供相应的经验证据。

**关键词:**内部控制缺陷信息; 内部控制质量; 负面偏好; 负面后果

**中图分类号:**F275      **文献标识码:**A      **doi:**10.3969/j. issn. 1672 - 0334. 2018. 04. 004

**文章编号:**1672 - 0334(2018)04 - 0045 - 17

## 引言

已有研究多集中于探讨企业是否披露内部控制缺陷信息,较少关注上市企业披露内部控制缺陷信息的可靠性。美国公众公司会计监督委员会发现2012年近20%的公司未披露内部控制实质性缺陷信息,并指出隐瞒内部控制缺陷信息是近年来美国上市公司披露的内部控制缺陷信息数量逐年减少的主要原因。

从中国迪博内部控制白皮书的统计结果也发现,2012年以来虽然中国开展内部控制评价的上市企业总量逐年增多,但披露内部控制缺陷信息的企业数量占比却逐年下降。

披露内部控制缺陷信息的企业数量逐年下降很大程度上可能源于内生动力不足。虽说业内认为内部控制缺陷普遍存在,披露的目的在于整改缺陷并

**收稿日期:**2017-12-01    **修返日期:**2018-05-17

**基金项目:**国家自然科学基金(71262017);教育部人文社会科学研究项目(18YJA790067)

**作者简介:**余晓燕,管理学博士,云南财经大学会计学院教授,研究方向为公司治理和审计等,代表性学术成果为“财务报表重述公司审计质量研究”,发表在2011年第5期《财经理论与实践》,E-mail:selinashexy@126.com  
毕建琴,云南财经大学会计学院硕士研究生,研究方向为内部控制等,E-mail:Janlenebijq@126.com

不断完善企业内部控制<sup>[1]</sup>。然而内部控制缺陷信息对外部利益相关方而言,归根到底是负面信息,比正面信息更容易引起人们的关注和联想,这在心理学上被称为人脑特有的负面偏好机制<sup>[2]</sup>。公众对内部控制缺陷信息的误读给企业带来了困扰,存在内部控制缺陷的上市企业披露内部控制缺陷信息可能会付出更大的代价,尤其是当外部利益相关方对内部控制缺陷信息的过度反应给企业造成实质性后果时,将严重削弱企业披露内部控制缺陷信息的内生动力。因此,内部控制缺陷信息的真实披露有可能给企业造成实质性后果,从而制约企业披露内部控制缺陷信息<sup>[3]</sup>。本研究探讨上市企业管理层披露内部控制缺陷信息对外部利益相关方决策的影响,补充与内部控制缺陷信息可靠性相关的研究,结合心理学的负面偏好机制分析背后的动因,并为完善内部控制制度和监管上市企业披露的内部控制缺陷信息真实性提供相应的经验证据。

## 1 相关研究评述

随着中国实施企业内部控制评价,企业内部控制缺陷开始受到理论界和实务界的普遍重视。现实生活中不存在毫无瑕疵的内部控制体系,评价企业内部控制的目的在于找出并整改现存的内部控制缺陷,不断完善其内部控制体制<sup>[4]</sup>。由于内部控制缺陷会对企业经济活动产生重要影响,国内外研究都十分关注内部控制缺陷产生的后果。已有研究主要从企业是否存在内部控制缺陷或是否披露内部控制缺陷信息的角度进行研究。部分学者从审计师风险管理策略和债务资本成本角度检验企业存在内部控制缺陷的后果,发现企业为其存在的内部控制缺陷承担着很高的风险溢价;也有很多学者从盈余质量<sup>[5]</sup>、资产定价<sup>[6]</sup>、公司治理<sup>[7]</sup>等方面进行研究。近年来,国内外研究开始重视内部控制缺陷信息的真实性问题,多数学者发现企业对外披露的内部控制缺陷信息并不可靠。崔志娟<sup>[8]</sup>分析近年来中国企业内部控制报告的可靠性,发现报告披露时间随意且披露内容缺乏信息含量;RICE et al.<sup>[9-10]</sup>发现市场上存在大量有内部控制缺陷但未披露内部控制缺陷信息的上市企业,这部分企业粉饰甚至隐瞒内部控制缺陷信息。上市企业披露不真实的内部控制缺陷信息在很大程度上掩饰了企业真实的内部控制状况。企业隐瞒真实的内部控制缺陷信息不仅不利于相关部门的监管和内部控制制度的建设,也局限了当前开展内部控制的相关研究<sup>[4]</sup>。为了识别出真实存在内部控制重大缺陷的企业,部分学者开始探究企业存在内部控制重大缺陷的迹象,并取得一定的研究成果。李万福等<sup>[11]</sup>总结出15个识别企业存在内部控制重大缺陷的迹象,方红星等<sup>[12]</sup>也通过内部控制缺陷迹象的识别来判断企业的内部控制质量。相关研究从关注企业是否披露内部控制缺陷信息拓展到识别企业披露的内部控制缺陷信息是否属实。

企业隐瞒和虚假披露内部控制缺陷信息的自利

性动机很大程度上源于可能存在的负面经济后果,这种负面后果形成了隐性成本。RICE et al.<sup>[9]</sup>认为企业管理层和审计师不按照SOX法案404条款的要求披露内部控制缺陷的主要原因之一在于,SOX法案的处罚给隐瞒内部控制缺陷信息的企业带来的成本小于披露内部控制缺陷信息带来负面后果的成本,即企业没有足够动力按照SOX404的要求披露内部控制缺陷信息,外部利益相关方对内部控制缺陷信息的过分解读削弱了企业披露内部控制缺陷信息的内生动力<sup>[13]</sup>。探究企业披露动力不足的根源和权衡利弊的机会主义披露动机可以为规范企业披露内部控制缺陷信息提供经验证据。

研究企业披露内部控制缺陷信息现状背后的机理,需要深入探讨企业具体的披露情况和企业未披露实际存在的内部控制缺陷的原因。自中国强制施行企业内部控制评价后,很多学者从自愿披露和强制披露的视角分别研究企业披露内部控制缺陷信息,为内部控制缺陷相关研究贡献了丰富的成果<sup>[14]</sup>。王惠芳<sup>[4]</sup>认为已有研究主要关注企业强制披露内部控制缺陷信息前后的信息披露对比分析,今后的研究应更多从信息质量的角度研究企业的披露情况。探究企业未披露内部控制缺陷的原因也是规范企业披露的关键之一。在ASHBAUGH-SKAIFE et al.<sup>[5]</sup>构建的影响企业识别内部控制缺陷要素的理论模型框架基础上,后来学者认为企业披露内部控制缺陷信息是一个从识别内部控制缺陷到决定披露内部控制缺陷,最终对外披露的连续过程,企业未披露实际存在的内部控制缺陷有两种情况,即企业没有识别出内部控制缺陷和企业识别了内部控制缺陷但未披露<sup>[10]</sup>。

披露内部控制缺陷信息的目的在于降低信息不对称程度,对外部利益相关方有决策参考价值。但对企业来说,披露内部控制缺陷信息等同于对外报告企业内部控制存在的问题,内部控制缺陷信息本质上是一种负面信息。BAUMEISTER et al.<sup>[2]</sup>认为负面信息会诱发人们对负面信息传递主体更多的关注、联想和深层次的剖析,这种现象在心理学上被认定为是人脑特有的一种负面偏好机制。人脑之所以存在负面偏好机制,是因为人们在特定时间和空间范围内的认识能力有限,因此需要按照先后顺序去排列他们所要处理的信息,并将有限的认知资源集中于重要信息。重要信息通常是能够激起人们的兴趣或者担忧的信息,比如企业披露的内部控制缺陷信息。

人脑负面偏好机制的作用体现在人们对负面信息的反应和对发布负面信息主体的反应两个层次。首先,坏信息比好消息具有更大的信息含量,更容易引起人们的关注;其次,根据心理学家发现的事物类别诊断,人们对信息发布主体的定性很容易受到负面信息这一信号的干扰,并会赋予负面信息更高的权重,只依据少量负面信息就对其分类定性,即以偏概全而忽略其总体情况<sup>[15]</sup>。从企业披露内部控制缺

陷信息的角度看,披露内部控制缺陷信息更有可能使外部利益相关方过度聚焦于内部控制缺陷信息,而忽视了企业的总体内部控制情况。外部利益相关方对企业负面信息的偏好带来的往往是企业不愿意面对的负面后果,实际上,这种由企业外部利益相关方偏好内部控制缺陷信息导致的负面后果很可能就是企业披露内部控制缺陷信息的代价,也是未披露内部控制缺陷信息的企业的主要顾虑。

综上所述,已有研究在企业披露内部控制缺陷信息的后果方面取得了丰硕的成果。近年来国内外相关研究发现,当前资本市场上的内部控制缺陷信息并不是完全可靠的,存在大量上市企业未披露实际存在的内部控制缺陷信息。部分学者认为企业粉饰,甚至隐瞒内部控制缺陷信息很大程度上源于企业披露内部控制缺陷信息的内生动力不足。后有学者探究企业存在内部控制重大缺陷的迹象,进一步关注企业披露的内部控制缺陷信息的真实性。然而,鲜有研究探究背后的原因,即导致企业披露真实内部控制缺陷信息的内生动力被削弱的缘由。本研究以企业内部控制信息的主要使用者——监管部门、诉讼相关方、审计师和投资者作为研究对象,实证检验对于存在内部控制重大缺陷迹象的企业而言,披露内部控制缺陷信息是否更易引起负面后果。本研究为真实披露内部控制缺陷信息的研究提供一个新视角,也为完善内部控制制度和相关部门开展监管工作提供相应的经验证据。

## 2 理论分析和假设提出

### 2.1 监管处罚

监管机构是关注企业信息披露的重要主体。证监会作为全国证券市场统一监管的主体,法律法规赋予了其相应的执法和处罚权<sup>[16]</sup>。根据2014年修订后的《中华人民共和国证券法》规定,监管机构有权施行相应的监管职能来规范证券市场交易,保护投资者的合法权益。具体到《上市公司信息披露管理办法》中,证券监督管理委员会、沪深证券交易所及其领导下的监管机构有责任对未按照规定披露信息,或者披露信息有虚假记载、误导性陈述或者重大遗漏的发行人、上市企业或者其他信息披露义务人进行处罚。处罚通常包括罚款、警告、批评、谴责和没收违法所得等方式,通过对被处罚单位发布相应处罚公告来反映。无论企业是否披露内部控制缺陷,企业都将对其自身信息披露及披露的信息质量负责并承担相应后果。然而内部控制规范对企业应该披露什么样的内部控制缺陷信息只做了原则性的规定,也没有具体可行的保障措施。信息披露监管的模糊和违规披露惩罚机制的缺失给予了企业自主操控的空间。

企业披露内部控制缺陷信息无疑是为寻找处罚对象的监管机构点亮了一盏信号灯。FILES<sup>[17]</sup>发现美国证券交易监督委员会常通过对发布过财务重述或者公开披露过内部控制缺陷信息的企业进行追

踪,以确定监管处罚对象,这是截至目前证监会最快锁定对象的方法。由于内部控制缺陷通常与企业层面或者业务层面存在的问题相关,企业主动披露内部控制缺陷信息为证监会的处罚提供了有力证据。由于企业主动披露内部控制缺陷不仅使自己可能成为重点监管目标,还通过披露的内部控制缺陷信息为监管机构提供了追溯和调查其违规行为的线索。因此,本研究提出假设。

$H_{1a}$  对于同样有内部控制重大缺陷迹象的企业,披露内部控制缺陷信息更易引起监管处罚。

监管部门对企业的违规披露采取惩罚治理措施,通过规范上市企业的“因虚假记载、重大遗漏、披露不实、误导性陈述和虚构利润等”信息披露行为,降低企业与外部利益相关方之间的信息不对称程度。根据国泰安数据库的统计,2017年被处罚的上市企业共计616家,其中62.5%的企业都是因信息披露问题被处罚,并且其中还存在很多在一年内因信息披露问题被多次处罚的企业。因此,从因违规披露被处罚的角度看,当不同企业披露的内部控制缺陷信息的充分程度不同时,可能引起惩罚的严重程度也存在差异。因此,本研究提出假设。

$H_{1b}$  对于同样有内部控制重大缺陷迹象的企业,当企业披露内部控制缺陷信息时,监管处罚的力度因披露信息的充分程度不同而存在差异。

### 2.2 诉讼风险

在信息不对称背景下,上市企业出于自利动机,通过内幕交易、虚假陈述和信息误导等方式获取私利、侵害利益相关者的行为难以避免,各国由此立法对企业证券交易进行监管<sup>[18]</sup>。近年来诉讼风险大幅攀升成为影响企业生存的重要因素,并严重损害投资者利益。从风险管理角度看,控制和防范法律风险是内部控制的重要目标<sup>[19]</sup>。

企业与外部诉讼相关方出于自卫动机周旋于诉讼之中。BAUMEISTER et al.<sup>[20]</sup>和KIM et al.<sup>[21]</sup>认为披露内部控制缺陷信息的企业更有可能引起法律诉讼,这一观点也得到后来学者的认同,企业披露坏消息会引起更多而不是更少的法律诉讼。这是因为与未披露内部控制缺陷信息的企业相比,披露的企业预先向外部诉讼相关方暴露了自己的弱点。因而在企业有内部控制重大缺陷迹象的前提下,有理由认为披露内部控制缺陷信息的企业比未披露的企业更有可能引起法律诉讼。尤其是在当前中国法律诉讼水平不高的环境下,企业未披露内部控制缺陷信息更是一个可以躲避外部诉讼相关方关注的“明智”选择。因此,本研究提出假设。

$H_{2a}$  对于同样有内部控制重大缺陷迹象的企业,披露内部控制缺陷信息更易引起诉讼风险。

虽然企业披露内部控制缺陷信息比未披露更有可能引起诉讼,然而对于披露内部控制缺陷信息的企业,与诉讼相关的负面后果的程度也很可能因企业披露内部控制缺陷信息的充分程度不同而出现差异。FIELD et al.<sup>[21]</sup>的研究表明,充分披露信息能够降

低相关法律诉讼风险,预先披露内部控制缺陷信息可以防止遭遇外部诉讼相关方先发控诉,而充分披露企业内部控制缺陷信息能够有效降低企业遭遇诉讼时因操纵信息和隐瞒信息等事由而引起更严重的控告和产生更高的诉讼成本。对于披露内部控制缺陷信息的企业,充分披露内部控制缺陷信息可能会降低诉讼成本。因此,本研究提出假设。

$H_{2b}$  对于同样有内部控制重大缺陷迹象的企业,当企业披露内部控制缺陷信息时,诉讼风险因披露信息的充分程度不同而存在差异。

### 2.3 审计师变更

监管者对审计责任的认定倾向影响注册会计师的执业行为<sup>[22]</sup>,在上市企业虚假陈述的审计责任认定问题上,较为普遍的观点是注册会计师应当承担法律责任,甚至将注册会计师应承担法律责任的程度排在管理者之前<sup>[23]</sup>。《上市公司信息披露管理办法》要求注册会计师审慎注意被鉴证单位的错报风险,获取充分、适当的证据,合理发表鉴证结论,所发表意见要真实、准确和完整。上市企业董事、监事、高级管理人员应当对企业信息披露的真实性、准确性、完整性、及时性、公平性负责,但有充分证据表明已经履行勤勉尽责义务的除外。监管机构出台严管会计师事务所的措施旨在提高审计执业质量,却也加大了注册会计师的执业风险<sup>[24]</sup>。受审计成本、审计时间和地理距离等因素的限制<sup>[20]</sup>,注册会计师只能合理确定对会计报表有直接影响的重大违法、违规行为,而不可能发现全部错误。注册会计师提出不恰当审计意见很大程度上会带来审计失败的风险<sup>[25]</sup>。

在注册会计师介入企业内部控制审计的过程中,报告或者没有蓄意隐瞒内部控制缺陷信息的企业将更容易引起注册会计师的关注。内部控制缺陷导致的低质量内部控制直接影响企业财务报告的可靠性以及审计风险的高低,加大审计师变更的可能性。并且,当审计师意识到企业存在管理层凌驾于内部控制之上的风险时,为了避免沦为企业的转嫁风险的“保险人”,审计师会主动辞职。随着注册会计师法律责任制度的日臻完善,会计师事务所为规避审计风险、维护自身声誉,倾向于选择低风险的审计客户,远离高风险的审计客户<sup>[26]</sup>。因此,本研究提出假设。

$H_{3a}$  对于同样有内部控制重大缺陷迹象的企业,披露内部控制缺陷信息更易引起审计师变更。

当企业披露内部控制缺陷信息时,已经暴露因财务错报、漏报等原因给外部审计师带来的潜在风险。部分学者认为此时企业披露的内部控制缺陷数量越多、严重程度越高,审计师辞职的可能性也越高。然而,也有学者认为企业充分披露内部控制信息提高了外部审计师发现重大财务错报、漏报的可能性,降低了潜在的固有风险和控制风险,使审计师能够把审计风险控制在一个可以接受的范围内<sup>[27]</sup>。因此,企业披露的内部控制缺陷信息越充

分,外部审计师发表不恰当审计意见的风险就越低,出现审计师非正常变更的可能性也会降低。对于披露内部控制缺陷信息的企业,审计师非正常变更很可能因披露的内部控制缺陷信息充分程度不同而有差异。因此,本研究提出假设。

$H_{3b}$  对于同样有内部控制重大缺陷迹象的企业,当企业披露内部控制缺陷信息时,发生审计师变更的可能性因披露信息充分程度的不同而存在差异。

### 2.4 市场反应

披露内部控制缺陷信息时日股价的市场反应直接体现了投资者对企业未来盈利能力的预期和对企业风险的看法<sup>[6]</sup>。虽然投资者需要一定的时间在企业披露内部控制缺陷信息后去认识、了解内部控制缺陷,并对企业披露内部控制缺陷信息做出反应<sup>[28]</sup>,然而相当数量的研究发现企业披露内部控制缺陷信息会引起资本市场的负面反应<sup>[29]</sup>。杨清香等<sup>[29]</sup>区分披露与未披露内部控制缺陷信息的企业,研究2006年至2009年中国沪市A股上市企业在披露内部控制缺陷信息当天的市场反应,发现企业宣告内部控制有效会得到投资者的积极反应,投资者对企业的正向预期推动了股价上涨;投资者反向修正了对披露内部控制缺陷信息企业的原有预期,导致股价下跌。

企业披露内部控制缺陷信息给投资者带来了反向修正价值评估的负面消息,而披露内部控制有效的企业则给投资者带来了正面的消息<sup>[30]</sup>。尤其在中国制度环境较好的省市,股价信息含量更高<sup>[31]</sup>。因此,本研究认为即使投资者面对的是同样有内部控制重大缺陷迹象的企业,受制于投资者的有限理性认知<sup>[32]</sup>,在将内部控制缺陷认定为负面消息的前提下,投资者会对披露了内部控制缺陷信息的企业产生负面反应,而对未披露的企业产生相对积极的反应。因此,本研究提出假设。

$H_{4a}$  对于同样有内部控制重大缺陷迹象的企业,披露内部控制缺陷信息更易引起市场负面反应。

从是否披露的角度看,与未披露内部控制缺陷信息的企业相比,披露的企业更有可能引起披露内部控制缺陷信息当天负向的个股超额累计收益。对于同样披露内部控制缺陷信息的企业,披露内部控制缺陷信息当天附近的短期价值效应可能因内部控制缺陷信息充分程度的不同而出现差异。根据信号传递理论,企业提高信息披露透明度能够增加投资者的信心。充分披露内部控制缺陷信息能够降低信息不对称和内幕交易给外部投资者带来的损失,保护外部投资者利益<sup>[33]</sup>。从风险心理学理论看,企业披露的内部控制缺陷信息越少,投资者对风险的不可观测程度越高,可能出现更低的日个股超额累计收益。相反的,企业披露的内部控制缺陷信息充分和详细,企业在投资者印象中的风险不可观测程度就越低,负面市场反应也有可能得到减轻<sup>[8]</sup>。因此,本研究提出假设。

$H_{4b}$  对于同样有内部控制重大缺陷迹象的企业,

当企业披露内部控制缺陷信息时,市场负面反应的程度因披露信息充分程度的不同而存在差异。

### 3 研究设计

#### 3.1 样本选择和数据来源

##### 3.1.1 样本选择

本研究分析2012年至2016年沪深A股上市企业披露内部控制缺陷信息对其2013年至2017年产生的实质性影响,即企业发布了上1年度的内部控制评价报告以后,披露内部控制缺陷信息的数据滞后1期。按照内部控制评价要求,企业于当年会计年度终了之日起至下一年4月30日前对外报送内部控制评价报告。2012年1月1日《企业内部控制评价指引》和《企业内部控制审计指引》正式在沪深主板上市公司中实施,本研究旨在分析两个配套指引实施至今的效果,所以本研究数据起始于2012年。

不同于已有研究仅以企业披露的内部控制缺陷信息为依据,本研究的观测样本为存在内部控制重大缺陷迹象的企业,并将这些企业分为披露内部控制缺陷和未披露内部控制缺陷两组。

##### 3.1.2 内部控制重大缺陷迹象数据来源

本研究以发生财务重述的企业作为存在内部控制重大缺陷迹象的企业。一方面,依据《企业内部控制审计指引》的规定,企业更正已经公布的财务报表即表明其存在内部控制重大缺陷的迹象;另一方面,参考王惠芳<sup>[4]</sup>和RICE et al.<sup>[9]</sup>的研究,以发生财务重述的企业代替存在内部控制重大缺陷迹象的企业进行相关研究。

财务重述的数据来自DIB迪博内部控制与风险管理数据库的财务重述数据库,本研究涉及的财务重述样本严格限于年报重述,即发生过年度重大错报、漏报的企业,不包括季报、中报、资产评估报告、审计报告以及年度业绩快报的误述,共计得到3 783个样本。在此基础上进行以下处理:①剔除由非错报、漏报导致的年度重述样本977个;②剔除重述原因不明的样本82个;③一个样本企业在同一会计年度内多次公布重述公告的,剔除第1次公告以外的重述样本265个(涵盖多种不同缺陷内容的重述,以报告中出现的第1种缺陷定义与重述公告相关的缺陷);④剔除当期没有发布内部控制评价报告的样本629个;⑤剔除按照证监会行业分类属于金融保险业的样本219个;⑥剔除当年新上市的样本90个。通过上述筛选,最终得到1 521个有内部控制重大缺陷迹象的样本,其中,披露内部控制缺陷信息的样本193个,未披露内部控制缺陷信息的样本1 328个。

##### 3.1.3 内部控制缺陷数据来源

2012年至2017年沪深A股的内部控制缺陷数据来自DIB迪博内部控制与风险管理数据库的内部控制评价缺陷库,该数据库对内部控制缺陷信息的内容、严重程度、产生原因、内部控制事项、关键控制环节和内部控制五要素进行具体划分。最终得到193个披露内部控制缺陷信息的样本共披露647条内部

控制缺陷信息。

表1给出样本的描述性统计结果。①将财务重述分为技术问题重述、敏感问题重述、会计问题重述以及重大会计差错、会计舞弊或会计丑闻4种类型,对比披露内部控制缺陷信息组和未披露内部控制缺陷信息组4种不同类型重述的样本数量差异,并通过双尾检验统计两个样本组重述分类的均值差异t检验。统计结果表明,与披露样本组相比,未披露样本组有更多因敏感问题、会计问题以及重大会计差错、会计舞弊或会计丑闻导致的财务重述情形,并且两组的均值差均在10%及以上水平上显著;因技术问题导致重述的两组均值差不显著。由此可知,未披露样本组企业有更为严重的年报重述问题。②将647条内部控制缺陷信息按照数量和分类进行统计。

### 3.2 模型设计

本研究以监管处罚、诉讼风险、审计师变更和市场反应作为来自外部利益相关方的主要负面影响,选择有内部控制重大缺陷迹象的企业为样本。首先,检验与未披露内部控制缺陷信息的企业相比,企业披露内部控制缺陷信息是否更易引起负面影响。其次,进一步探究企业披露内部控制缺陷信息的充分程度与负面影响严重程度之间的关系。本研究引入3个基本模型对提出的研究假设进行回归检验。

模型(1)式检验企业披露内部控制缺陷信息是否比未披露更易引起负面影响,对应检验H<sub>1a</sub>、H<sub>2a</sub>、H<sub>3a</sub>和H<sub>4a</sub>。

$$\begin{aligned} Neg_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Icd\_D_{i,t-1} + \sum \alpha Con_{i,t} + \sum Yea + \\ & \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,i为企业,t为年度。Neg<sub>i,t</sub>为负面影响,替代Csr、Lit、Ac、Car,Csr为监管处罚,表示来自监管机构的负面影响;Lit为诉讼风险,表示来自诉讼相关方的负面影响;Ac为审计师变更,表示来自外部审计师的负面影响;Car为市场反应,表示来自投资者的负面影响。Icd\_D<sub>i,t-1</sub>为虚拟变量,表示滞后一期的企业是否披露内部控制缺陷信息。Con<sub>i,t</sub>为控制变量。Yea为年份固定效应。Ind为行业固定效应。α<sub>0</sub>为截距项,α<sub>1</sub>为解释变量的估计系数,α为控制变量的估计系数,ε<sub>i,t</sub>为随机扰动项。

模型(2)式检验企业披露内部控制缺陷信息的充分程度与负面影响之间可能存在的线性关系,模型(3)式检验企业披露的内部控制缺陷信息的充分程度与负面影响之间可能存在的非线性关系,对应检验H<sub>1b</sub>、H<sub>2b</sub>、H<sub>3b</sub>和H<sub>4b</sub>。

$$\begin{aligned} Neg_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Icd\_N_{i,t-1} + \sum \beta Con_{i,t} + \sum Yea + \\ & \sum Ind + \theta_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} Neg_{i,t} = & \omega_0 + \omega_1 Icd\_N_{i,t-1} + \omega_2 Icd\_N_{i,t-1}^2 + \\ & \sum \omega Con_{i,t} + \sum Yea + \sum Ind + \mu_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

其中,Icd\_N<sub>i,t-1</sub>为滞后一期的企业披露内部控制缺陷信息数量的连续变量,表示披露内部控制缺陷信息

**表1 样本的描述性统计结果**  
**Table 1 Results for Descriptive Statistics of Samples**

重述类型	样本量	披露组		未披露组		均值差
		样本量	均值	样本量	均值	
技术问题重述	671	86	0.347	585	0.384	0.037
敏感问题重述	357	35	0.023	322	0.211	0.188**
会计问题重述	457	66	0.043	391	0.257	0.214**
重大会计差错、会计舞弊或会计丑闻	36	6	0.003	30	0.019	0.016*
内部控制缺陷分类统计					缺陷数量(观测值为193)	
按缺陷严重程度分类:						
		一般缺陷				521
		重要缺陷				31
		重大缺陷				95
按缺陷内容分类:						
		控制活动				210
		信息与沟通				53
企业层面缺陷		风险评估				11
		内部监督				9
		内部环境				115
		资金活动				82
业务层面缺陷		固定资产、无形资产管理				51
		销售业务、采购业务、关联交易				60
		工程项目、研究开发				49

注:有7个观测值的内部控制缺陷内容信息缺失,不在统计范围内。<sup>\*</sup>为双尾检验在10%水平上显著,<sup>\*\*</sup>为双尾检验在5%水平上显著,下同。

的充分程度; $\beta_0$ 和 $\omega_0$ 为截距项; $\beta_1$ 、 $\omega_1$ 和 $\omega_2$ 为解释变量的估计系数; $\beta$ 和 $\omega$ 为控制变量的估计系数; $\theta_{i,t}$ 和 $\mu_{i,t}$ 为随机扰动项。

在监管处罚的研究中,参考FEROZ et al.<sup>[34]</sup>和RICE et al.<sup>[9]</sup>的研究,以包括上交所、深交所和证监会在内的监管机构针对企业信息披露进行处罚的次数作为监管处罚的替代变量。由于存在一定数量企业被证监会处罚的次数为0,为控制被解释变量为0时的规模效应,采用Tobit进行回归估计。

在诉讼风险的研究中,参考毛新述等<sup>[19]</sup>和KIM et al.<sup>[20]</sup>的研究,把上市企业在年度报告中披露的当年涉诉金额的自然对数作为测量诉讼风险的变量,表示在企业有内部控制重大缺陷迹象的前提下,披露内部控制缺陷信息可能引起的诉讼风险。由于诉讼金额存在部分为0的数据,同样采用Tobit回归估计控制规模效应。

在审计师变更的研究中,参考戴亦一等<sup>[35]</sup>的研究,本研究以是否发生审计师变更作为测量审计师变更的替代变量。选择剔除因合同期限满和国资委

要求定期轮换等正常轮换因素后的非正常审计师变更的样本,发生变更时取值为1,否则取值为0,采用Probit回归估计。

在市场反应的研究中,用*i*企业在第*t*年披露内部控制评价报告当天和之后1天的累计异常收益率之和表示来自外部投资者的负面反应,采用OLS回归分析。

解释变量的选择。根据表1的分类, $Clw_{i,t}$ 为披露企业层面内部控制缺陷信息的情况, $Asw_{i,t}$ 为披露业务层面内部控制缺陷信息的情况, $Cw_1$ 为披露一般内部控制缺陷信息的情况, $Cw_2$ 为披露重要内部控制缺陷信息的情况, $Cw_3$ 为披露重大内部控制缺陷信息的情况。本研究涉及的变量解释和定义详见表2。

### 3.3 市场反应Car值的计算

本研究采用事件研究法考察企业披露内部控制缺陷信息前后的市场反应,事件日为企业发布《企业内部控制评价报告》公告即披露内部控制缺陷信息当天。

参考罗进辉等<sup>[36]</sup>的研究,采用市场调整法,按照

**表2 变量定义**  
**Table 2 Definition of Variables**

变量名称	变量符号	变量描述
被解释变量:负面后果	<i>Neg</i>	
监管处罚	<i>Csr</i>	企业因违规披露信息在随后3个会计年度内被中国证监会、上海证券交易所和深圳证券交易所处罚的次数合计
诉讼风险	<i>Lit</i>	企业当年因诉讼仲裁发生的涉案金额加1取自然对数
审计师变更	<i>Ac</i>	企业发生了非正常轮换的审计师变更取值为1,否则取值为0
市场反应	<i>Car</i>	企业披露内部控制评价报告当天及后1天的日个股异常收益率累加值 $Car_{(0,+1)}$ ,采用市场调整模型计算
解释变量		
披露内部控制缺陷信息	<i>Icd_D</i>	企业披露内部控制缺陷信息取值为1,未披露取值为0
披露内部控制缺陷信息数量	<i>Icd_N</i>	企业披露内部控制缺陷信息总数
披露企业层面内部控制缺陷信息	<i>Clw</i>	披露企业层面内部控制缺陷信息取值为1,否则取值为0
披露业务层面内部控制缺陷信息	<i>Asw</i>	披露业务层面内部控制缺陷信息取值为1,否则取值为0
披露内部控制一般缺陷信息	<i>Cw<sub>1</sub></i>	披露内部控制一般缺陷信息取值为1,否则取值为0
披露内部控制重要缺陷信息	<i>Cw<sub>2</sub></i>	披露内部控制重要缺陷信息取值为1,否则取值为0
披露内部控制重大缺陷信息	<i>Cw<sub>3</sub></i>	披露内部控制重大缺陷信息取值为1,否则取值为0
控制变量:		
前期重述	<i>Rer</i>	( $t-2$ )年和( $t-3$ )年至少发生过1次财务重述取值为1,否则取值为0
收益相关重述	<i>Rre</i>	当年发生的财务重述与收益相关取值为1,否则取值为0
财务报表重述	<i>Fre</i>	当年发生的财务重述与财务报表相关取值为1,否则取值为0
会计信息质量	<i>Da</i>	采用修正的Jones模型计算得到
企业规模	<i>Siz</i>	企业年末总资产取自然对数
负债水平	<i>Lev</i>	企业年末资产负债率
盈利能力	<i>Roa</i>	企业年末总资产净利率
财务困境	<i>Los</i>	企业年末净利润小于0取值为1,否则取值为0
董事会独立性	<i>Inde</i>	独立董事占董事会人数的比例
监事会规模	<i>Ns</i>	包括监事长在内的监事会人数
股权集中度	<i>Msh</i>	前三大股东持股数与总股本的比值
国内十大	<i>Big10</i>	以2015年至2017年中国注册会计师协会发布的“全国会计师事务所百家排名”中排名维持在前15名内的前10个事务所为准
审计意见	<i>Opi</i>	审计师对企业财务报告出具非标准审计意见取值为1,否则取值为0
实际控制人性质	<i>Cg</i>	实际控制人为国有企业取值为1,否则取值为0
违规披露	<i>Vd</i>	( $t-3$ )年~( $t-1$ )年内至少发生过1次违规披露(披露不实、推迟披露和重大遗漏)取值为1,否则取值为0
财务造假	<i>Ff</i>	( $t-3$ )年~( $t-1$ )年内至少出现过1次财务造假(虚构利润、虚假记载和虚构资产)取值为1,否则取值为0
内部控制质量	<i>Ic_I</i>	数据来自DIB迪博内部控制风险管理数据库的内部控制指数,表示上市公司内部控制建设情况
年份虚拟变量	<i>Yea</i>	年度虚拟变量
行业虚拟变量	<i>Ind</i>	按照证监会2012年行业大类划分行业,其中制造业按照二级分类

模型(4)式计算异常收益率,按照模型(5)式计算累计异常收益率。

$$Ar_{i,n} = R_{i,n} - R_{m,n} \quad (4)$$

$$Car_{n_1, n_2} = \sum_{n_2}^{n_1} Ar_{i,n} \quad (5)$$

其中,  $n$  为天,  $m$  为市场;  $Ar_{i,n}$  为  $i$  企业在第  $n$  天的企业个股异常收益率;  $R_{i,n}$  为  $i$  企业在第  $n$  天考虑了现金红利和再投资的日个股实际收益率, 数据来自 CSMAR 中国股票市场交易数据库;  $R_{m,n}$  为第  $n$  天考虑了现金红利和再投资的市场期望收益率;  $Car_{n_1, n_2}$  为  $i$  企业在事件窗口期  $[n_1, n_2]$  中第  $n_1$  天到第  $n_2$  天内异常收益率的加总。

表3给出研究样本在事件日附近异常收益率和累计异常收益率的显著性检验结果。由表3可知,事件日当天( $j=0$ )个股异常收益率在1%水平上显著为负,事件日后1天( $j=1$ )个股异常收益率在5%水平上显著为负,事件日的前1天( $j=-1$ )和事件日后第2天( $j=2$ )的日个股异常收益率显著为正。事件日前后较为显著的4个区间的累计异常收益率的显著性检验与比对的结果表明,  $Car_{(0,+1)}$  的均值在1%水平上显著为负,  $Car_{(-1,+1)}$  的均值虽然也显著为负值,但累计异常收益率与统计量  $t$  值的绝对值都低于  $Car_{(0,+1)}$ 。在此基础上,本研究参考贾明等<sup>[37]</sup>的研究,以  $Car_{(0,+1)}$  为被解释变量,进一步采用多元回归检验企业披露内部控制缺陷信息对市场反应的影响。

## 4 实证分析

### 4.1 描述性统计

表4给出本研究涉及的主要变量的描述性统计结果,并将披露与未披露内部控制缺陷信息的样本

分组进行组间均值差异比较。对比披露与未披露两个样本组,  $Car$  的组间均值差为 0.193, 在 1% 水平上显著, 即与未披露组相比, 披露组的企业受到更多的监管处罚;  $Lit$  组间均值差为 1.002, 在 1% 水平上显著, 表明披露组的企业有更高的诉讼风险;  $Ac$  的组间均值差为 0.026, 在 5% 水平上显著, 表明两组样本在审计师变更的可能性上也有显著差异;  $Car$  的组间均值差为 -0.011, 在 10% 水平上显著。总的来说, 披露组企业比未披露组企业有更为显著的负面效应, 这与本研究提出的假设一致, 有待进一步回归分析检验其因果关系。由于原始数据缺失的问题, 导致  $Car$ 、 $Da$ 、 $Siz$ 、 $Lev$ 、 $Roa$ 、 $Los$ 、 $Inde$ 、 $Ns$ 、 $Big10$ 、 $Opi$ 、 $Cg$ 、 $Vd$  和  $Ic\_I$  等的样本量有不同程度的缺失。

此外, 本研究的所有变量都通过相关性分析, 结果表明研究数据总体符合客观实际, 并且不存在多重共线性问题, 限于篇幅, 分析过程在此省略。

### 4.2 回归分析

#### 4.2.1 监管处罚

表5给出企业披露内部控制缺陷信息与监管处罚关系的回归结果, 由于部分控制变量原始数据缺失, 最终纳入回归的样本量为 1 142。第2列中,  $Icd_D$  的回归系数在 10% 水平上显著正相关, 表明对于有内部控制重大缺陷的企业, 披露内部控制缺陷信息更易受到监管机构处罚,  $H_{la}$  得到验证。第3列中,  $Icd_N$  的回归系数不显著, 表明披露内部控制缺陷信息的充分程度与负面后果的程度之间不是线性关系。第4列中,  $Icd_N$  的一次项回归系数显著为正, 在 5% 水平上显著; 二次项回归系数显著为负, 在 10% 水平上显著。表明披露内部控制缺陷信息的充分程度与监管处罚力度之间存在显著的倒 U 形关系, 即监管处罚

**表3 内部控制缺陷披露公告事件的市场反应及其统计显著性检验结果**

**Table 3 Market Reaction and Statistical Significance**

**Test Results for Internal Control Deficiency Disclosure Announcement Events**

观测变量	均值	t 值	观测变量	均值	t 值	观测变量	均值	t 值
$Ar_{10}$	0.001	1.192	$Ar_0$	-0.007	-4.127 ***	$Car_{(-5,+5)}$	0.005	3.631 ***
$Ar_9$	0.001	1.028	$Ar_{-1}$	0.004	3.346 ***	$Car_{(-3,+3)}$	0.0001	0.033
$Ar_8$	0.001	0.471	$Ar_{-2}$	0.002	1.403 *	$Car_{(-1,+1)}$	-0.005	-3.129 ***
$Ar_7$	0.0002	0.200	$Ar_{-3}$	-0.001	-0.655	$Car_{(0,+1)}$	-0.009	-5.563 ***
$Ar_6$	0.001	1.028	$Ar_{-4}$	0.003	2.416 ***			
$Ar_5$	0.0004	0.392	$Ar_{-5}$	-0.001	-0.639			
$Ar_4$	0.002	2.098 **	$Ar_{-6}$	0.002	1.458 *			
$Ar_3$	0.001	1.068	$Ar_{-7}$	0.002	1.937			
$Ar_2$	0.002	1.932 **	$Ar_{-8}$	0.001	0.915			
$Ar_1$	-0.002	-1.699 **	$Ar_{-9}$	0.002	1.285 *			
			$Ar_{-10}$	0.0002	0.193			

注: 样本量为 459; \*\*\* 为双尾检验在 1% 水平上显著, 下同。

**表4 变量的描述性统计结果**  
**Table 4 Results for Descriptive Statistics of Variables**

变量	全样本					披露组		未披露组		均值差
	最大值	最小值	均值	标准差	样本量	均值	样本量	均值	样本量	
Csr	6	0	0.266	0.656	1 521	0.435	193	0.242	1 328	0.193 ***
Lit	12.675	0	1.188	2.969	1 521	2.063	193	1.061	1 328	1.002 ***
Ac	1	0	0.024	0.154	1 521	0.047	193	0.021	1 328	0.026 **
Car	0.196	-0.202	-0.009	0.049	459	-0.023	128	-0.012	331	-0.011 *
Icd_N	26	0	0.425	1.568	1 521	3.352	193	0	1 328	3.352 ***
Icd_D	1	0	0.127	0.333	1 521					
Clw	1	0	0.090	0.286	1 521	0.709	193	0	1 328	0.709 ***
Asw	1	0	0.124	0.330	1 521	0.977	193	0	1 328	0.977 ***
Cw <sub>1</sub>	26	0	0.343	1.686	1 521	2.699	193	0	1 328	2.699 ***
Cw <sub>2</sub>	4	0	0.020	0.203	1 521	0.161	193	0	1 328	0.161 ***
Cw <sub>3</sub>	7	0	0.062	0.472	1 521	0.492	193	0	1 328	0.492 ***
Da	19.039	9.210	13.635	0.759	1 486	13.691	192	13.627	1 294	0.064 ***
Rer	1	0	0.752	0.432	1 521	0.777	193	0.748	1 328	0.029 *
Rre	1	0	0.128	0.334	1 521	0.171	193	0.122	1 328	0.049 ***
Fre	1	0	0.367	0.482	1 521	0.383	193	0.364	1 328	0.019
Siz	28.455	19.027	21.949	1.558	1 508	21.912	193	21.955	1 315	-0.043
Lev	0.954	0.048	0.461	0.233	1 508	0.498	193	0.455	1 315	0.043
Roa	0.221	-0.349	0.031	0.074	1 508	0.003	193	0.035	1 315	-0.032
Los	1	0	0.137	0.344	1 507	0.244	193	0.122	1 314	0.122 ***
Inde	0.714	0.250	0.376	0.058	1 495	0.380	193	0.375	1 304	0.005
Ns	2.890	1.386	2.138	0.214	1 495	2.126	193	2.139	1 304	-0.013
Big10	1	0	0.406	0.491	1 505	0.373	193	0.411	1 312	-0.038 **
Opi	1	0	0.938	0.242	1 505	0.808	193	0.957	1 312	-0.149 ***
Cg	1	0	0.368	0.482	1 406	0.440	182	0.357	1 224	0.083 ***
Vd	1	0	0.274	0.446	1 476	0.241	187	0.279	1 289	-0.038 **
Ff	1	0	0.024	0.152	1 521	0.031	193	0.023	1 328	0.008
Ic_J	926.620	0	596.988	190.683	1 386	482.970	185	614.551	1 201	-131.580 ***

注:所有连续变量都进行1%和99%分位水平上的缩尾处理。

的严重程度先是随着披露数量的增加而提高,当企业披露内部控制缺陷信息的数量超过一定值时,监管处罚的严重程度随着披露内部控制缺陷信息数量的继续增加而减轻,  $H_{1b}$  得到验证。第5列的回归结果表明,  $Clw$  的回归系数显著为正, 披露企业层面内部控制缺陷信息更易引起监管处罚。由于披露业务层面内部控制缺陷信息的企业往往比披露企业层面内部控制缺陷信息的企业有更大的企业规模、更久的年限和更健康的财务状况, 正是迅速的成长和复杂的业务活动使他们容易出现业务层面的内部控制缺陷, 财务报告使用者们通常把企业层面的内部控制缺陷信息看得更为严重。第6列的回归结果表明,  $Cw_3$  的回归系数显著为正, 披露重大内部控制缺陷信

息的企业更易引起监管处罚。

#### 4.2.2 诉讼风险

表6给出企业披露内部控制缺陷信息与诉讼风险关系的回归结果, 由于部分控制变量原始数据缺失, 最终纳入回归的样本量为1 158。第2列中,  $Icd_D$  的估计系数在10%水平上显著正相关, 表明在企业有内部控制重大缺陷迹象的前提下, 披露内部控制缺陷信息有更高的诉讼风险。  $H_{2a}$  得到验证。第3列中,  $Icd_N$  的回归系数不显著, 表明披露的充分程度与诉讼风险之间没有显著的线性关系。第4列中,  $Icd_N$  的一次项回归系数显著为正, 在10%水平上显著; 二次项回归系数显著为负, 在10%水平上显著。表明披露的充分程度与诉讼风险间存在显著的倒U

表5 监管处罚回归结果

Table 5 Regression Results for the Regulatory Penalty

变量	<i>Csr</i>				
截距项	12.471 (1.390)	12.382 (1.392)	12.550 (1.402)	12.124 (1.360)	11.241 (1.270)
<i>Icd_D</i>	2.262* (2.143)				
<i>Icd_N</i>	0.150 (0.913)	1.646** (3.202)			
<i>Icd_N</i> <sup>2</sup>		-0.168* (-2.502)			
<i>Clw</i>			1.066* (1.714)		
<i>Asw</i>			0.668 (0.503)		
<i>Cw<sub>1</sub></i>				-0.085 (-0.532)	
<i>Cw<sub>2</sub></i>				-1.928 (-1.270)	
<i>Cw<sub>3</sub></i>				2.220** (3.171)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 142	1 142	1 142	1 142	1 142
调整的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.055	0.054	0.057	0.054	0.059

注:括号中数据为*t*值;各列回归都进行了VIF方差膨胀因子检验,不存在严重的多重共线性问题。下同。

形关系,即诉讼风险的严重程度先是随着披露的内部控制缺陷信息数量的增加而升高,当披露数量超过一定值时,诉讼风险的严重程度随着披露数量的继续增加而减少。 $H_{2b}$ 得到验证。第6列中,*Cw<sub>3</sub>*的系数显著为正,表明外部诉讼相关方对企业披露内部控制重大缺陷很敏感。

#### 4.2.3 审计师变更

表7给出企业披露内部控制缺陷信息与审计师非正常变更关系的回归结果,由于部分控制变量原始数据缺失,最终纳入回归的样本量为1 158。第2列中,*Icd\_D*的回归系数在1%水平上显著为正,即对于本身有内部控制重大缺陷迹象的企业,披露内部控制缺陷信息更易引起审计师的非正常变更。 $H_{3a}$ 得到验证。第3列中,*Icd\_N*的回归估计系数不显著,即企业披露内部控制缺陷信息的充分程度与发生审计师非正常变更之间没有显著的线性关系。第4列回归的结果表明,企业披露内部控制缺陷信息数量与发生审计师非正常变更的可能性之间存在倒U形关系,即发生审计师非正常变更的可能性先是随着披露数量的增加而提高,当披露数量超过一定值时,审计师非正常变更的可能性随着披露数量的继续增加而减小。 $H_{3b}$ 得到验证。第5列和第6列区分内部控

表6 诉讼风险回归结果

Table 6 Regression Results for Litigation

变量	<i>Lit</i>				
截距项	-2.535 (-0.181)	-2.556 (-0.184)	-2.515 (-0.170)	-2.744 (-0.194)	-2.928 (-0.202)
<i>Icd_D</i>	3.093* (1.810)				
<i>Icd_N</i>	0.134 (0.521)	1.390* (2.000)			
<i>Icd_N</i> <sup>2</sup>		-0.103* (-2.041)			
<i>Clw</i>			2.642 (1.261)		
<i>Asw</i>			1.469 (0.754)		
<i>Cw<sub>1</sub></i>				0.045 (0.160)	
<i>Cw<sub>2</sub></i>				0.967 (0.391)	
<i>Cw<sub>3</sub></i>				0.786* (1.970)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 158	1 158	1 158	1 158	1 158
调整的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.030	0.029	0.030	0.031	0.029

制缺陷信息类型和严重程度分别对审计师变更进行回归分析,结果表明,与监管机构和诉讼相关方对披露企业层面内部控制缺陷信息的负面反应不同的是,审计师变更在企业披露业务层面和一般的内部控制缺陷信息更为显著。

#### 4.2.4 市场反应

表8给出企业披露内部控制缺陷信息与市场反应关系的回归结果,由于因变量样本量限制以及部分原始数据缺失,最终纳入回归的样本量为451。第2列中,*Icd\_D*的回归系数为-0.015,在10%水平上显著。对于有内部控制重大缺陷迹象的企业发布内部控制评价报告时,披露内部控制缺陷信息更易引起显著为负的累计异常收益率, $H_{4a}$ 得到验证。第3列和第4列的回归结果表明,企业披露内部控制缺陷信息的充分程度与市场反应的严重程度之间不存在显著的线性关系,但存在显著的U形关系,即累计异常收益率先是随着披露数量的增加而降低,当披露数量超过一定值时,累计异常收益率随着披露数量的继续增加而升高。由于累计异常收益率随着企业披露内部控制缺陷信息的充分程度先降后升,因此来自市场的负面反应为先升后降, $H_{4b}$ 得到验证。由第5列回归结果可知,*Asw*和*Clw*均不会引起显著的负面市场反应。第6列中,*Cw<sub>1</sub>*和*Cw<sub>3</sub>*都与*Car*显著负相关,

表7 审计师变更回归结果

Table 7 Regression Results for Auditor Change

变量	<i>Ac</i>				
截距项	- 5. 064 *	- 5. 272 *	- 5. 329 *	- 5. 322 *	- 5. 276 *
	(-2.113)	(-2.341)	(-2.210)	(-2.301)	(-2.363)
<i>Icd_D</i>	0. 863 ***				
	(4.760)				
<i>Icd_N</i>	0. 036	0. 978 ***			
	(1.931)	(4.821)			
<i>Icd_N^2</i>		- 0. 208 ***			
		(-3.410)			
<i>Clw</i>		0. 072			
		(0.261)			
<i>Asw</i>		0. 569 *			
		(2.170)			
<i>Cw_1</i>		0. 035 *			
		(1.781)			
<i>Cw_2</i>		- 0. 011			
		(-0.040)			
<i>Cw_3</i>		0. 074			
		(0.801)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 158	1 158	1 158	1 158	1 158
调整的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.160	0.098	0.179	0.123	0.098

注:括号中数据为z值。

体现出投资者对负面信息风险程度的规避。

由表5~表8的回归结果可知,与未披露内部控制缺陷信息相比,披露的企业显著引起监管机构、诉讼相关方、审计师和投资者的负面反应,即企业披露内部控制缺陷信息有显著的负面后果。在其他条件不变的情况下,对企业披露内部控制缺陷信息的充分程度与负面后果严重程度之间的关系进行检验,发现披露内部控制缺陷信息数量与负面后果的程度之间存在倒U形关系,即负面后果先是随着披露数量的增加而提高,当披露数量超过一定值时,负面后果会随着披露数量的继续增加而减弱。

当企业披露内部控制缺陷信息时,负面后果严重程度较低的区间位于倒U形曲线两端的区域,即企业披露内部控制缺陷信息数量较少或披露内部控制缺陷信息非常充分时。当披露信息较少时,不容易引起外部利益相关方的关注。当披露信息足够充分时,其引起负面后果的程度会降低,可能是因为:对于有内部控制重大缺陷迹象的企业,披露内部控制缺陷信息足够充分时,企业因存在遗漏、隐瞒和虚假陈述等问题被监管机构处罚的可能性大大降低,企业被起诉的可能性和诉讼风险也会降低,并且使审计师出具不恰当审计意见的可能性降低,进一步降低了发生非正常审计师变更的可能性。随着不可估测风险的减少以及投资者对充分披露信息企业的

表8 市场反应回归结果

Table 8 Regression Results for Market Reaction

变量	<i>Car</i>				
截距项	0. 001	0. 011	0. 040	0. 002	0. 002
	(0.021)	(0.160)	(0.601)	(0.041)	(0.033)
<i>Icd_D</i>	- 0. 015 *				
	(-1.960)				
<i>Icd_N</i>	- 0. 003	- 0. 032 *			
	(-0.620)	(-2.231)			
<i>Icd_N^2</i>	0. 007 *				
	(1.981)				
<i>Clw</i>	- 0. 005				
	(-0.300)				
<i>Asw</i>	- 0. 010				
	(-0.844)				
<i>Cw_1</i>	- 0. 021 *				
	(-2.091)				
<i>Cw_2</i>	0. 009				
	(1.314)				
<i>Cw_3</i>	- 0. 040 *				
	(-2.330)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	451	451	451	451	451
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.045	0.045	0.073	0.046	0.041

信任度增加,负面市场反应也有可能减少。而当披露内部控制缺陷信息较少时,负面影响也较低。这一发现与本研究先前得到的结论“披露内部控制缺陷信息更易引起负面反应”一致,即外部利益相关方对企业披露内部控制缺陷信息存在负面偏好。

#### 4.3 进一步研究

自中国正式实施内部控制建设以来,企业的内部控制水平一直是理论界和实务界关注的问题。内部控制水平不仅是实施内部控制监督评价的主要根据,也为外部利益相关方的决策提供重要依据<sup>[38]</sup>。虽然中国大部分上市企业的内部控制评价结论为整体有效,但其内部控制水平实际上存在很大差异<sup>[39]</sup>。然而,鲜有研究探究企业内部控制质量在外部利益相关方决策过程中发挥着怎样的作用。

根据SKOWRONSKI et al.<sup>[15]</sup>从心理学范畴对负面偏好概念的界定,负面偏好不仅体现为人们对负面信息的偏好,还体现为人们对事物的类别诊断,即人们对信息发布主体的定性很容易受到负面信息这一信号的干扰,而忽略其总体情况。若外部利益相关方将企业披露内部控制缺陷信息视为一种坏消息,根据负面偏好的事物类别诊断原则,外部利益相关方很可能因过度偏好企业披露内部控制缺陷信息而忽视企业的总体内部控制情况,使内部控制好的企业也会因披露内部控制缺陷信息而引起与内部控制

不好的企业相似的负面后果。

本研究进一步检验企业内部控制质量的调节作用,探究外部利益相关方的负面反应是否会因企业内部控制水平的高低而有差异,还是说外部利益相关方是否会因过度偏好企业披露内部控制缺陷信息而忽视了企业总体的内部控制情况。已有研究表明,高质量的内部控制能够在很大程度上规范经理人行为,降低企业经营风险和保护投资者利益<sup>[40]</sup>。高质量的内部控制不仅能规范管理层在内部控制执行过程中的行为,也能有效监督企业后续的内部控制缺陷整改工作;而低质量的内部控制则难以合理地约束管理层权利,易导致管理层机会主义动机的滋生和操控性披露的产生<sup>[7]</sup>。

内部控制水平的量化问题至今尚未形成统一标准。常见的企业内部控制水平量化指标有基于内部控制缺陷的内部控制量化<sup>[39]</sup>和基于披露内部控制缺陷信息的内部控制量化<sup>[41]</sup>。考虑到中国上市企业普遍存在隐瞒缺陷或者避重就轻披露内部控制缺陷信

息的情况<sup>[42]</sup>,本研究选择基于目标实现的内部控制指标作为企业内部控制水平的变量做进一步检验,用内部控制指数测量调节变量内部控制质量  $Ic\_J$ 。

表9给出内部控制质量作为调节变量的回归结果,因引入新的调节变量存在数据缺失,导致样本量少于表5~表8的样本量。将企业的内部控制质量作为调节变量加入回归模型,检验较高的内部控制质量能否改善企业披露内部控制缺陷信息引起的负面效应。在披露信息对负面后果的调节作用回归结果中,第2列、第4列和第6列中,  $Ic\_J$ 的回归系数分别在10%及以上水平上显著负相关,这与毛新述等<sup>[19]</sup>的研究发现基本一致。将  $Icd\_D \cdot Ic\_J$ 代入模型检验内部控制质量的调节作用,结果表明,  $Icd\_D \cdot Ic\_J$ 对监管处罚、诉讼风险、审计师变更和市场反应的回归系数均不显著,即较高的内部控制质量不会显著减少企业披露内部控制缺陷信息引起负面后果的可能性,较低的内部控制质量也不会显著增加披露内部控制缺陷信息引起负面后果的可能性,即内部控制质量的

表9 内部控制质量调节作用的回归结果

Table 9 Regression Results for the Adjustment Function of Internal Control Quality

变量	Csr	Lit	Ac	Car				
内部控制质量对披露内部控制缺陷信息引起负面后果的调节作用								
截距项	11.750 (1.420)	5.869 (0.730)	0.390 (0.030)	-10.160 (-0.730)	-5.094* (-2.160)	-5.774* (-2.430)	-0.015 (-0.280)	0.003 (-0.050)
$Icd\_D$	1.660* (1.820)	1.110 (0.920)	1.850* (1.770)	2.310 (1.120)	0.825*** (4.390)	0.877*** (4.290)	-0.024* (-1.860)	-0.025 (-1.300)
$Ic\_J$	-0.009** (-2.950)	-0.009* (-2.530)	-0.016*** (-4.603)	-0.016*** (-4.640)	-0.001* (-2.280)	-0.001* (-2.390)	-0.0003 (1.080)	-0.0001 (1.070)
$Icd\_D \cdot Ic\_J$		-0.003 (-0.690)		0.002 (0.440)		0.001 (0.540)		-0.0001 (-0.230)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 081	1 081	1 081	1 081	1 081	1 081	411	411
$R^2$						0.033	0.033	
调整的 $R^2$	0.253	0.257	0.143	0.143	0.213	0.212		
内部控制质量对披露内部控制缺陷信息数量引起负面后果的调节作用								
截距项	12.150 (1.380)		2.777 (0.190)		-4.629 (-1.920)		-0.009 (-0.150)	
$Icd\_N$	1.468* (2.360)		0.965 (1.090)		0.997*** (4.820)		-0.051** (-2.750)	
$Icd\_N \cdot Ic\_J$	-0.230* (-2.040)		-0.083* (-1.910)		-0.209** (-3.200)		0.012** (2.970)	
$Icd\_N^2$	-0.002 (-1.610)		-0.001 (-1.000)		-0.0002 (0.270)		-0.0001 (1.740)	
控制变量	控制		控制		控制		控制	
观测值	1 081		1 081		1 081		411	
$R^2$						0.033		
调整的 $R^2$	0.257		0.143		0.206			

注:因变量为 Csr、Lit 和 Car 时,括号中数据为  $t$  值;因变量为 Ac 时,括号中数据为  $z$  值。

高低对企业披露内部控制缺陷信息的负面影响没有起显著的调节作用。

在企业披露内部控制缺陷信息的充分程度与负面影响严重程度呈倒U形关系的研究发现基础上,表9将内部控制质量作为调节变量加入模型进行检验。构建内部控制质量与披露内部控制缺陷信息数量的交互项,其回归系数在被解释变量为监管处罚、诉讼风险和审计师变更的回归中显著为负,在被解释变量为市场反应的回归中显著为正。表明随着企业披露内部控制缺陷信息充分程度的增加,内部控制质量的提高能够帮助企业减少来自监管机构、诉讼相关方和审计师的负面反应,并提高来自市场的日个股超额累计收益,即减少负面市场反应。

结果表明,较高的内部控制质量没能显著降低企业披露内部控制缺陷信息后引起负面影响的可能性,但能在一定程度上削弱其披露内部控制缺陷信息引起的负面影响严重程度。

## 5 稳健性检验

本研究通过重新选取样本的方式进行稳健性检验。本研究的观测样本为存在内部控制重大缺陷迹象的企业,前文以发生年报重述的企业为研究样本。为保证基于该样本的实证检验结果具有客观性和代表性,进一步以企业被违规处罚和被出具否定意见为条件选取研究样本,对前文的主要回归模型进行稳健性检验。2012年至2017年被监管机构处罚的沪深主板上市公司有2 567家,被出具内部控制否定审计意见的上市公司有81家。对样本进行以下处理:①剔除重复值;②剔除没有进行内部控制评价的企业样本;③剔除属于金融保险业的样本。最终得到2 440个样本观测值。

表10~表13为稳健性检验回归结果,因控制变量

**表 10 监管处罚稳健性检验回归结果**  
**Table 10 Robust Test Regression**  
**Results for the Regulatory Penalty**

变量	Csr		
截距项	19.180 (1.900)	19.291 (1.960)	19.752* (2.020)
<i>Icd_D</i>	0.811* (1.930)		
<i>Icd_N</i>		-0.208 (-0.760)	1.781** (2.550)
<i>Icd_N^2</i>			-0.406* (-1.791)
控制变量	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
观测值	2 314	2 314	2 314
调整的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.021	0.020	0.024

**表 11 诉讼风险稳健性检验回归结果**

**Table 11 Robust Test Regression**  
**Results for Litigation**

变量	Lit		
截距项	-6.055 (-0.780)	-4.098 (-0.521)	-4.183 (-0.530)
<i>Icd_D</i>	3.169*** (3.900)		
<i>Icd_N</i>		0.148* (1.840)	0.407* (2.220)
<i>Icd_N^2</i>			-0.004* (-1.695)
控制变量	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
观测值	2 314	2 314	2 314
调整的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.029	0.027	0.027

**表 12 审计师变更稳健性检验回归结果**

**Table 12 Robust Test Regression**  
**Results for Auditor Change**

变量	Ac		
截距项	-6.063*** (-5.470)	-6.113*** (-5.522)	-6.166*** (-5.531)
<i>Icd_D</i>	0.022* (1.794)		
<i>Icd_N</i>		-0.012 (-1.081)	0.056** (1.940)
<i>Icd_N^2</i>			-0.005** (-2.011)
控制变量	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
观测值	2 314	2 314	2 314
调整的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.050	0.051	0.053

注:括号中数据为z值。

数据缺失,导致回归时观测值有所减少。以企业披露内部控制缺陷信息存在违规情况和被审计师出具否定意见企业的合计样本进行的稳健性检验得到的结果总体上与财务重述样本得到的结论一致。上市公司披露内部控制缺陷信息更易引起负面影响,然而从企业披露内部控制缺陷信息的充分程度看,负面影响先是随着企业披露内部控制缺陷信息数量的增加而提高,当披露数量超过一定值后,负面影响随着披露数量的继续增加而减弱。

## 6 内生性控制

本研究主要考虑研究样本的自选择问题。研究

表13 市场反应稳健性检验回归结果

Table 13 Robust Test Regression  
Results for Market Reaction

变量	<i>Car</i>		
截距项	-0.062 (-1.390)	-0.048 (-1.190)	-0.047 (-1.170)
<i>Icd_D</i>	0.006 (0.520)		
<i>Icd_N</i>		0.006*** (4.513)	-0.006* (-1.980)
<i>Icd_N<sup>2</sup></i>			0.0002** (2.131)
控制变量	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
观测值	392	392	392
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.084	0.063	0.224

样本选自2012年至2017年A股市场上发生了与内部控制缺陷相关年报重述的上市企业,样本企业本身都具有“年报重述企业”的特征。在本研究中,*Siz*、*Lev*、*Roa*、*Los*、*Inde*和*Ns*等公司治理特征要素都是影响或导致企业进行年报重述的重要因素。并且,已有研究表明,以上公司治理要素也是影响企业披露内部控制缺陷信息的重要因素,即特征变量<sup>[5]</sup>。例如,发生亏损的企业(*Los*=1)进行报表粉饰和隐瞒重大信息的可能性高于盈利企业,所以发布重述公告的可能性提高,并且陷于财务困境的企业也更有可能存在并且披露内部控制缺陷信息。本研究以重述企业作为研究样本,可能导致样本自选择的估计偏差问题,因此从两个方面进行内生性问题的控制。一方面,在主要回归模型中加入*Rer*、*Rre*和*Fre*等控制年报重述严重程度的变量<sup>[34]</sup>。另一方面,通过PSM倾向得分匹配消除对照组与实验组之间的特征变量差异,进行内生性回归检验。先将所有变量合并,之后为每一个披露内部控制缺陷信息的观测值匹配一个通过*Siz*、*Lev*、*Roa*、*Los*、*Inde*和*Ns*变量的最邻近倾向打分后,得分差异最小的未披露内部控制缺陷信息的观测值作为回归样本,得到359个有效观测值。表14给出PSM内生性回归检验结果,结果表明企业披露内部控制缺陷信息比未披露更易引起负面后果,随着企业披露内部控制缺陷信息数量的增加,信息透明度的提高与负面后果之间倒U形的关系依然成立。本研究的实证检验结果通过内生性检验。

## 7 结论

本研究基于中国企业披露内部控制缺陷信息的现状,以2012年至2017年有内部控制重大缺陷迹象的企业为研究样本,从监管机构、诉讼相关方、审计

表14 PSM内生性回归检验结果

Table 14 Regression Test Results  
for PSM Endogenous

变量	<i>Csr</i>	<i>Lit</i>	<i>Ac</i>	<i>Car</i>
是否披露内部控制缺陷信息				
截距项	0.830 (0.094)	-1.143 (-0.061)	0.026 (0.011)	-0.003 (-0.030)
<i>Icd_D</i>	2.313* (2.191)	4.563* (2.141)	0.837** (3.082)	0.007 (0.200)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制
观测值	359	359	359	359
<i>R</i> <sup>2</sup>				0.048
调整的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.038	0.034	0.280	
披露内部控制缺陷信息数量				
截距项	0.734 (0.080)	0.887 (0.051)	-1.102 (-0.221)	0.011 (0.112)
<i>Icd_N</i>	2.001* (2.270)	2.168* (2.300)	1.359** (3.121)	-0.084*** (-6.761)
<i>Icd_N<sup>2</sup></i>	-0.312* (-1.681)	-0.131* (-1.831)	-0.377* (-2.522)	0.020*** (9.184)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
观测值	359	359	359	359
<i>R</i> <sup>2</sup>				0.052
调整的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.040	0.035	0.306	

注:因变量为*Csr*、*Lit*和*Car*时,括号中数据为*t*值;因变量为*Ac*时,括号中数据为*z*值。

师和投资者4个外部利益相关方的角度出发,研究企业披露内部控制缺陷信息的负面影响。

研究结果表明,对于存在内部控制重大缺陷迹象的企业而言,披露内部控制缺陷信息更易引起外部利益相关方的负面反应。从企业披露内部控制缺陷信息的充分程度看,企业披露内部控制缺陷信息的充分程度与负面后果的严重程度之间存在倒U形关系,具体体现为负面后果先是随着企业披露内部控制缺陷信息数量的增加而提高,当披露数量超过一定值时,负面后果随着披露数量的继续增加而减弱。此外,较高的内部控制质量没能显著降低企业披露内部控制缺陷信息后引起负面后果的可能性,但能够削弱负面后果严重程度。

本研究的启示在于,上市企业披露内部控制缺陷信息更易引起负面后果,现阶段的内部控制监管机制对此没有构成有效的威慑,负面偏好的影响在一定程度上削弱了促使企业披露内部控制缺陷信息

的内生动力,并且很可能使企业更倾向于隐瞒或者避重就轻地披露内部控制缺陷信息,出现“劣币驱逐良币”的现象。较高的内部控制水平能够有效改善披露内部控制缺陷信息带来的负面影响的严重程度,因此加强内部控制水平建设是减轻披露内部控制缺陷信息引起的负面影响的重要前提。充分地披露内部控制缺陷信息能够削弱负面影响的严重程度,因此在当前强制披露内部控制缺陷信息的背景下,有内部控制缺陷的企业更应该充分披露实际存在的内部控制缺陷信息。

本研究存在一定的局限性。首先,本研究样本主要针对主板上市且有内部控制重大缺陷迹象的上市公司,对于其他板块的上市公司,由于强制实施披露内部控制信息的时间要更晚,其披露内部控制缺陷信息的充分程度和内部控制质量可能有着不同于主板上市企业的特征。其次,本研究考察企业披露内部控制缺陷信息的市场反应,但由于与年报披露的时间相近,难以完全排除年报披露的干扰。未来研究可结合审计师专业胜任能力和管理层特征等考察负面偏好对企业披露内部控制缺陷信息的影响。此外,披露内部控制缺陷信息的企业是否在遭受负面影响后改变披露策略是值得进一步研究的问题。

#### 参考文献:

- [1] 田娟,余玉苗. 内部控制缺陷识别与认定中存在的问题与对策. *管理世界*, 2012(6):180-181.  
TIAN Juan, YU Yumiao. The identification of the drawbacks of the internal control, the existing problems and its countermeasures. *Management World*, 2012(6):180-181. (in Chinese)
- [2] BAUMEISTER R F, BRATSLAVSKY E, FINKENAUER C, et al. Bad is stronger than good. *Review of General Psychology*, 2001, 5(4):323-370.
- [3] AGYEI-MENSAH B K. Internal control information disclosure and corporate governance: evidence from an emerging market. *Corporate Governance : The International Journal of Business in Society*, 2016, 16(1):79-95.
- [4] 王惠芳. 信息强制披露与自愿披露的重新界定与监管. *宏观经济研究*, 2010(12):50-54.  
WANG Huifang. New definition of mandatory and voluntary disclosure of information and its supervision. *Macroeconomics*, 2010(12):50-54. (in Chinese)
- [5] ASHBAUGH-SKAIFE H, COLLINS D W, KINNEY W R, Jr, et al. The effect of SOX internal control deficiencies and their remediation on accrual quality. *The Accounting Review*, 2008, 83(1):217-250.
- [6] HAMMERSLEY J S, MYERS L A, SHAKESPEARE C. Market reactions to the disclosure of internal control weaknesses and to the characteristics of those weaknesses under section 302 of the Sarbanes Oxley Act of 2002. *Review of Accounting Studies*, 2008, 13(1):141-165.
- [7] 赵息,许宁宁. 管理层权力、机会主义动机与内部控制缺陷信息披露. *审计研究*, 2013(4):101-109.  
ZHAO Xi, XU Ningning. Managerial power, opportunism motivation and internal control deficiency information disclosure. *Auditing Research*, 2013(4):101-109. (in Chinese)
- [8] 崔志娟. 规范内部控制的思路与政策研究:基于内部控制信息披露“动机选择”视角的分析. *会计研究*, 2011(11):52-56.  
CUI Zhijuan. Research on the thought and policy of the regulation of internal control: based on the view of the selection from motivation to analyze the information disclosure of internal control. *Accounting Research*, 2011(11):52-56. (in Chinese)
- [9] RICE S C, WEBER D P, WU B Y. Does SOX 404 have teeth? Consequences of the failure to report existing internal control weaknesses. *The Accounting Review*, 2015, 90(3):1169-1200.
- [10] RICE S C, WEBER D P. How effective is internal control reporting under SOX 404? Determinants of the (non-) disclosure of existing material weaknesses. *Journal of Accounting Research*, 2012, 50(3):811-843.
- [11] 李万福,林斌,宋璐. 内部控制在公司投资中的角色:效率促进还是抑制?. *管理世界*, 2011(2):81-99.  
LI Wanfu, LIN Bin, SONG Lu. The role played by the internal control in companies' investment: is it a promotion of efficiency or a repression thereof?. *Management World*, 2011(2):81-99. (in Chinese)
- [12] 方红星,戴捷敏. 公司动机、审计师声誉和自愿性内部控制鉴证报告:基于A股公司2008-2009年年报的经验研究. *会计研究*, 2012(2):87-95,97.  
FANG Hongxing, DAI Jiemin. Companies' incentives, auditors' reputation and voluntary internal control audit reporting: an empirical study based on a share companies' annual reports from 2008 to 2009. *Accounting Research*, 2012(2):87-95,97. (in Chinese)
- [13] 王丹舟,李想,王文静. 内部控制、公司治理与处罚公告:基于中国证券市场的经验数据. *南京审计学院学报*, 2013, 10(1):68-76.  
WANH Danzhou, LI Xiang, WANG Wenjing. Internal control, corporate governance and penalties notice: evidence from listed firms in China. *Journal of Nanjing Audit University*, 2013, 10(1):68-76. (in Chinese)
- [14] 钟凯,程小可,姚立杰. 内部控制信息披露与控股股东掏空:中国版“萨班斯”法案的实施效果. *中国软科学*, 2014(9):103-116.  
ZHONG Kai, CHENG Xiaoke, YAO Lijie. The disclosure of internal control information and tunneling of controlling shareholders: consequences of the Chinese "SOX" act. *China Soft Science*, 2014(9):103-116. (in Chinese)
- [15] SKOWRONSKI J J, CARLSTON D E. Negativity and extremity biases in impression formation: a review of explanations. *Psychological Bulletin*, 1989, 105(1):131-142.
- [16] 财政部会计司,证监会会计部,证监会上市部,等. 我国上市公司2013年实施企业内部控制规范体系情况分析报告. *财务与会计*, 2014(12):19-25.  
Accounting Department of Ministry of Finance, Accounting Department of China Securities Regulatory Commission, Listing Department of China Securities Regulatory Commission, et al. An analysis report on the implementation of the internal control system of the listed companies in China in 2013. *Fi-*

- inance & Accounting*, 2014(12):19–25. (in Chinese)
- [17] FILES R. SEC enforcement: does forthright disclosure and cooperation really matter? *Journal of Accounting & Economics*, 2012, 53(1/2):353–374.
- [18] 王从容,李宁. 法学视角下的证券市场信息披露制度若干问题的分析. *金融研究*, 2009(3):178–190.  
WANG Congrong, LI Ning. The analysis of information disclosure system in view of law perspective. *Journal of Financial Research*, 2009(3):178–190. (in Chinese)
- [19] 毛新述,孟杰. 内部控制与诉讼风险. *管理世界*, 2013(11):155–165.  
MAO Xinshu, MENG Jie. The internal control and the risk of litigation. *Management World*, 2013(11):155–165. (in Chinese)
- [20] KIM I, SKINNER D J. Measuring securities litigation risk. *Journal of Accounting & Economics*, 2012, 53(1/2):290–310.
- [21] FIELD L, LOWRY M, SHU S. Does disclosure deter or trigger litigation? *Journal of Accounting & Economics*, 2005, 39(3):487–507.
- [22] 罗进辉,李雪,林芷如. 审计师—客户公司的地理邻近性与会计稳健性. *管理科学*, 2016, 29(6):145–160.  
LUO Jinhui, LI Xue, LIN Zhiru. Effects of geographic proximity between auditors and client firms on accounting conservatism. *Journal of Management Science*, 2016, 29(6):145–160. (in Chinese)
- [23] 吴溪. 审计失败中的审计责任认定与监管倾向:经验分析. *会计研究*, 2007(7):53–61.  
WU Xi. Regulatory propensity toward auditor liability in audit failures: an empirical analysis. *Accounting Research*, 2007(7):53–61. (in Chinese)
- [24] 李明辉,曲晓辉. 我国上市公司财务报告法律责任的问卷调查及分析. *会计研究*, 2005(5):47–53.  
LI Minghui, QU Xiaohui. A questionnaire survey of legal responsibility for fraudulent financial reporting. *Accounting Research*, 2005(5):47–53. (in Chinese)
- [25] 李爽,吴溪. 监管信号、风险评价与审计定价:来自审计师变更的证据. *审计研究*, 2004(1):13–18.  
LI Shuang, WU Xi. Regulatory signals, risk assessment and audit pricing: evidence from auditor changes. *Auditing Research*, 2004(1):13–18. (in Chinese)
- [26] TEPALAGUL N, LIN L. Auditor independence and audit quality: a literature review. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 2015, 30(1):101–121.
- [27] 廖义刚,孙俊奇,陈燕. 法律责任,审计风险与事务所客户选择:基于1996年–2006年我国会计师事务所客户风险的分析. *审计与经济研究*, 2009, 24(5):34–40.  
LIAO Yigang, SUN Junqi, CHEN Yan. Legal responsibility, audit risks and auditor's choice of clients: an analysis based on clients' risks of Chinese accountant firms between 1996 and 2006. *Journal of Audit & Economics*, 2009, 24(5):34–40. (in Chinese)
- [28] ETTREDGE M, JOHNSTONE K, STONE M, et al. The effects of firm size, corporate governance quality, and bad news on disclosure compliance. *Review of Accounting Studies*, 2011, 16(4):866–889.
- [29] 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. *南开管理评论*, 2012, 15(1):123–130.  
YANG Qingxiang, YU Lin, SONG Li. Research on market reactions to the disclosure of internal control: evidence from Chinese security market. *Nankai Business Review*, 2012, 15(1):123–130. (in Chinese)
- [30] KRISHNAN G V, VISVANATHAN G. Does the SOX definition of an accounting expert matter? The association between audit committee directors' accounting expertise and accounting conservatism. *Contemporary Accounting Research*, 2008, 25(3):827–857.
- [31] 袁知柱,鞠晓峰. 制度环境、公司治理与股价信息含量. *管理科学*, 2009, 22(1):17–29.  
YUAN Zhizhu, JU Xiaofeng. Institutional environment, corporate governance and stock price informativeness. *Journal of Management Science*, 2009, 22(1):17–29. (in Chinese)
- [32] 杨小凯. 不完全信息与有限理性的差别. *开放时代*, 2002(3):76–81.  
YANG Xiaokai. The difference between incomplete information and bounded rationality. *Open Times*, 2002(3):76–81. (in Chinese)
- [33] 曾颖,陆正飞. 信息披露质量与股权融资成本. *经济研究*, 2006, 41(2):69–79, 91.  
ZENG Ying, LU Zhengfei. The relationship between disclosure quality and cost of equity capital of listed companies in China. *Economic Research Journal*, 2006, 41(2):69–79, 91. (in Chinese)
- [34] FEROZ E H, PARK K, PASTENA V S. The financial and market effects of the SEC's accounting and auditing enforcement releases. *Journal of Accounting Research*, 1991, 29:107–142.
- [35] 戴亦一,潘越,陈芬. 媒体监督、政府质量与审计师变更. *会计研究*, 2013(10):89–95, 97.  
DAI Yiyi, PAN Yue, CHEN Fen. Media coverage, government governance and auditor switch. *Accounting Research*, 2013(10):89–95, 97. (in Chinese)
- [36] 罗进辉,谢达熙,陈华阳. 官员独董:“掠夺之手”抑或“扶持之手”. *管理科学*, 2017, 30(4):83–96.  
LUO Jinhui, XIE Daxi, CHEN Huayang. Politically connected independent directors: “grabbing hand” or “helping hand”. *Journal of Management Science*, 2017, 30(4):83–96. (in Chinese)
- [37] 贾明,阮宏飞,张喆. 上市公司澄清公告的辟谣效果研究. *管理科学*, 2014, 27(2):118–132.  
JIA Ming, RUAN Hongfei, ZHANG Zhe. A study on the denying rumor effects of listed companies' clarification announcements. *Journal of Management Science*, 2014, 27(2):118–132. (in Chinese)
- [38] GOODWIN J, AHMED K, HEANEY R. The effects of international financial reporting standards on the accounts and accounting quality of Australian firms: a retrospective study. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 2008, 4(2):89–119.
- [39] 林斌,林东杰,谢凡,等. 基于信息披露的内部控制指数研究. *会计研究*, 2016(12):12–20.  
LI Bin, LIN Dongjie, XIE Fan, et al. Research of internal

- control index based on information disclosure. *Accounting Research*, 2016(12):12-20. (in Chinese)
- [40] 齐保垒,田高良,李留闯.上市公司内部控制缺陷与财务报告信息质量. *管理科学*,2010,23(4):38-47.  
QI Baolei , TIAN Gaoliang , LI Liuchuang. Internal control deficiencies of listed companies and quality of financial information. *Journal of Management Science* , 2010, 23 ( 4 ) : 38 - 47. (in Chinese)
- [41] 戴文涛,李维安.企业内部控制综合评价模型与沪市上市公司内部控制质量研究. *管理评论*,2013,25(1):128-138,176.  
DAI Wentao , LI Weian. Study on comprehensive evaluation model of enterprise's internal control and internal control quality of Shanghai-listed companies. *Management Review* , 2013,25(1):128-138,176. (in Chinese)
- [42] WENG T C , CHI H Y , CHEN G Z. Internal control weakness and information quality. *Journal of Applied Finance & Banking* , 2015,5(5):135-169.

## A Study of Negative Bias and Disclosure of Internal Control Deficiency Information in Listed Companies

SHE Xiaoyan,BI Jianqin

Accounting School , Yunnan University of Finance and Economics , Kunming 650221 , China

**Abstract :**The internal control deficiencies disclosed by the listed companies are widely disseminated by many news media as negative reports. At the same time, a large number of listed companies conceal or avoid the important and dwell on the trivial to disclose the actual internal control deficiencies. Under this background, it is of great significance to study negative bias on listed companies' disclosure of internal control deficiency information.

Taking the companies with internal control deficiencies in the market of A-share main board in China from 2012 to 2017 as research samples , this study explored the relationship between the disclosure of internal control deficiency information and the negative consequences from the two aspects of the negative preference , namely , bad news overreaction and category diagnosis. We use the Tobit , OLS and Logit regression to explore the relationship between the disclosure of internal control deficiency information and negative consequences from regulators , litigants , auditors , then analyze the relationship between the number of internal control deficiency information disclosed by companies and the degree of negative consequences. Based on this , we further explore the regulatory effect of internal control quality on the negative effects of disclosure of internal control deficiency information.

The results show that: ①For companies with signs of internal control weakness , disclosure is more likely to result in negative consequences than concealing deficiencies. The internal control supervision mechanism at this stage does not constitute an effective deterrent to this; ②The overreactions of external stakeholders to internal control deficiencies information have a substantial impact on the enterprise , and disclosure of internal control deficiency information significantly incur regulatory penalties , litigation , abnormal auditor change and negative market reaction; ③There exists an inverted-U-shaped relationship between the degree of full disclosure of the company's deficiencies and the severity of negative consequences , and full disclosure of internal control deficiency information can weaken the corresponding negative consequences; ④Internal control quality and the quality of internal control information disclosure can positively regulate the weakening effect of adequate disclosure on negative consequences.

Negative Bias weakens the endogenous motivation of listed companies to disclose the information of internal control deficiency to some extent , and it is easy to lead to more concealment and inadequate disclosure , which was called "bad money drives out good". The conclusion of the study provides a new perspective for the research on the facticity of internal control deficiency information , and also provides relevant empirical evidence for the improvement of the internal control system and the supervision of relevant departments.

**Keywords:**internal control deficiency information;internal control quality;negative bias;negative consequences

**Received Date:**December 1<sup>st</sup> , 2017      **Accepted Date:**May 17<sup>th</sup> , 2018

**Funded Project:**Supported by the National Natural Science Foundation of China(71262017) and the Humanity and Social Sciences Research of Ministry of Education(18YJA790067)

**Biography:**SHE Xiaoyan, doctor in management , is a professor in the Accounting School at Yunnan University of Finance and Economics. Her research interests include corporate governance and auditing. Her representative paper titled "The audit quality of financial statement restatements" was published in the *The Theory and Practice of Finance and Economics* (Issue 5 , 2011). E-mail:selinashexy@126. com

BI Jianqin is a master degree candidate in the Accounting School at Yunnan University of Finance and Economics. Her research interest focuses on internal control. E-mail:Janlenebijq@126. com