

# 管理层认知偏差与内部控制信息披露行为选择

## ——基于存在内部控制重大缺陷上市公司的两阶段分析

许宁宁

(天津理工大学 管理学院,天津 300384)

**[摘要]**以2012—2015年沪深两市存在内部控制重大缺陷的上市公司为研究样本,在重大缺陷存在的前提下,采用局部可观察双变量Probit模型,从已存在缺陷的识别和披露两个方面,考察管理层过度自信和短视等认知偏差对内部控制信息披露行为选择的影响。研究发现:管理层过度自信程度越高,公司越可能降低对缺陷严重程度的认定,从而导致内部控制信息披露中的行为选择问题;管理层短视程度越高,公司越可能隐瞒所识别的重大缺陷,从而导致内部控制信息披露中的行为选择问题。进一步研究发现,我国上市公司内部控制信息披露行为选择的方式正在发生变化,即从隐瞒重大缺陷逐渐转变为降低重大缺陷的严重程度进行披露。在该情形下,管理层过度自信和短视等认知偏差对内部控制信息披露行为选择的影响仍然显著。研究结论对于有效治理公司内部控制信息披露行为选择具有一定的借鉴意义。

**[关键词]** 管理层认知偏差;内部控制信息披露行为选择;内部控制重大缺陷识别;内部控制重大缺陷披露;公司治理

**[中图分类号]** F239.43 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2019)05-0043-11

### 一、引言

信息所具有的决策价值以真实、可靠地披露为前提,然而,我国企业内部控制信息披露的质量并不乐观。崔志娟等指出,2010年沪深两市1618家披露内部控制自评报告的上市公司中仅有两家公司认为其内部控制存在重大缺陷<sup>[1]</sup>;赵息等的研究表明,2008—2011年深市主板如实对外报告所存在内部控制缺陷的上市公司平均比例仅为31.4%<sup>[2]</sup>;杨有红也指出,目前部分企业缺乏对诸如控制缺陷等实质性内容的披露,内部控制评价报告在一定程度上流于形式<sup>[3]</sup>。诚然,目前国内对于内部控制缺陷的认定和分类缺乏明确、统一的标准<sup>[4]</sup>,然而,我国内部控制重大缺陷披露比例偏低,公司在内部控制信息披露中存在行为选择却是一个不争的事实。

对于内部控制信息披露中的行为选择,较为普遍也容易理解的解释是上市公司高管层普遍缺乏对外披露缺陷的动机。内部控制重大缺陷的对外报告会给上市公司带来负的股票异常收益、较高的资本成本以及较低的投资效率<sup>[5-7]</sup>,信息所具有的决策价值使得高管层在利弊权衡下缺乏对外披露内部控制重大缺陷的动机<sup>[8-10]</sup>。然而,根据Leone的研究,缺陷的对外报告(report)须满足以下条件:(1)缺陷存在;(2)识别(detect)出所存在缺陷;(3)缺陷对外披露( disclose)<sup>[11]</sup>。对于已存在的内部控制缺陷而言,缺陷的识别和披露是单独并连续的两个过程,首先要发现上市公司内部控制所存在的缺陷并加以认定,然后再由高管层做出是否披露的决策。如果已存在的缺陷未能如实对外报告,则我们无法确定是因为未识别出该缺陷<sup>[12]</sup>,还是由于高管层缺乏披露的动机。显然上述解释仅是从高管层披露动机出发,缺乏对内部控制缺陷识别的关注。进一步地,信息质量取决于决策者的信息披露行为,行为主体特征和偏好亦会对实际决策行为产生重要影响。现实中,管理层是具有有限理性的异质行为人,真实经济社会条件下多种因素的干扰以及有限的认知能力会使得管理层存在过度自信、过度乐观和短视等多种认知偏差,从而可能影响企业内部控制缺陷的识别、严重程度认定及披露等系列决策。

鉴于此,本文以我国《企业内部控制审计指引》为依据,确定沪深两市2012—2015年存在内部控制重大缺陷的上市公司样本,建立局部可观察双变量Probit模型,区别缺陷的识别和披露两阶段,考察管理层过度自信、短视等认知偏差对内部控制信息披露决策的影响,以全面识别影响行为主体信息披露行为的相关因素,从而有助于提升上市公司内部控制信息披露质量,增强内部控制相关法规的实施效果。

与以往研究相比,本文主要贡献在于:第一,尽管多数学者一致认为,缺陷的披露是在缺陷存在的前提下,区

**[收稿日期]** 2018-10-22

**[基金项目]** 国家自然科学基金青年项目(71502127);天津市企业创新工程创新团队项目(TD13-5018)

**[作者简介]** 许宁宁(1980-),女,山东德州人,天津理工大学管理学院讲师,博士,从事内部控制与审计相关研究,E-mail:xnn1109@163.com。

分为缺陷识别和披露两阶段的连续过程,然而,现有研究却未明确区分上述两阶段对内部控制重大缺陷披露行为选择进行分析,因而存在误读估计结果的潜在风险。本文引入局部可观察双变量 Probit 模型,可以在一定程度上分离识别和披露效应,降低误读估计结果的潜在风险,提高计量模型的估计效率,有利于拓展内部控制缺陷披露研究的深度。第二,本文尝试性地把行为财务理论中“认知偏差-管理决策”的研究逻辑与信息披露行为分析中“动机-约束-权力”的三维分析框架相结合,将内部控制信息披露的分析视角从新古典经济学“理性经济人”拓展至行为经济学“行为经济人”层面,在内部控制缺陷披露的研究中尝试性地增加对上市公司行为主体认知偏差的分析,揭示管理层认知偏差对内部控制缺陷信息披露行为的影响机理,从而拓宽了理论研究的维度,可以更全面地解释管理层内部控制缺陷披露行为,并有利于引入偏差行为纠正技术,促进我国内部控制信息披露监管政策的技术创新。

## 二、文献评述

关于内部控制缺陷披露影响因素的研究,现有文献主要从企业特质、公司治理和外部审计等客观角度进行分析,并取得了丰富的研究成果<sup>[13-17]</sup>。然而,在确定披露内部控制缺陷的上市公司样本方面,上述研究大都依据上市公司对外披露的内部控制评价报告,基于“有缺陷的公司被充分披露,而未披露的公司则不存在内部控制缺陷”这一前提进行分析,因而在样本界定上可能存在自选择偏误<sup>[4,13]</sup>,影响研究结论的稳健性。基于此,张瑶等、田高良等、Rice 等在缺陷存在的前提下实证检验了影响内部控制缺陷对外披露的相关因素<sup>[18-21]</sup>,却也在一定程度上忽略了管理层在内部控制信息披露决策中的作用。事实上,两权分离下拥有控制权的管理层在一定程度上对企业行为及业绩有着决定性影响<sup>[22]</sup>。对于内部控制信息披露而言,随着美国 SOX 法案的修订以及我国内部控制规范体系的建立和逐步实施,对上市公司内部控制信息披露进行管制已成为国际通用做法。信息披露管制在解决信息不对称和市场失灵的同时,也不可避免地产生上市公司高管层对“如何披露”信息进行自由裁量以达到自利目的的机会主义行为,从而引发信息披露市场异象<sup>[23]</sup>。鉴于此,部分文献开始关注信息披露管制下高管层披露动机对内部控制缺陷披露的影响。崔志娟指出中国上市公司高管层普遍缺乏披露内部控制缺陷的动机<sup>[10]</sup>;Rice 等指出披露动机在决定已存在缺陷是否对外披露中发挥重要作用<sup>[20]</sup>;赵息等实证检验了管理层权力等因素对其缺陷披露动机的影响<sup>[2,24]</sup>;Kenichi Yazawa 则从管理层任期视角分析了影响日本上市公司管理层缺陷披露动机的相关因素<sup>[25]</sup>。

在上述为数不多的上市公司内部控制信息披露机会主义行为选择的研究中,大多基于理性经济人假设,从趋利避害和成本效益角度进行动因分析,认为内部控制缺陷披露是管理层利弊权衡下的结果。然而,依据行为财务理论,现实中的管理层是存在多种认知偏差的异质行为人<sup>[26]</sup>。过度自信、过度乐观和短视等各种管理层认知偏差亦会对公司投资、会计稳健性以及财务舞弊等多项决策和事项产生影响<sup>[27-29]</sup>。内部控制缺陷的对外披露是在缺陷存在的前提下进行的包括缺陷发现、严重程度评估与认定、报告等系列连续决策的过程<sup>[11,19-21]</sup>。发现缺陷在很大程度上属于技术层面的问题<sup>[30]</sup>,管理层过度自信等认知偏差的存在可能导致未对发现的缺陷加以认定;缺陷的披露则属于管理层面的问题,可能受到管理层短视等认知偏差的影响,低估未如实披露缺陷的未来成本,导致错误的披露决策<sup>[31]</sup>。显然,现有研究忽略了管理层异质行为人特征,未考虑管理层认知偏差对缺陷认定和披露决策等的影响。张瑶等在缺陷存在的前提下分析和实证检验了影响缺陷对外披露的相关因素<sup>[18]</sup>,但忽略了管理层主观披露动机的影响;考虑到管理层在缺陷披露中的机会主义动机,赵息等从“动机选择”的视角进行了实证研究<sup>[2]</sup>,但并未对内部控制缺陷的识别和披露两个环节加以区分,亦未考虑管理层认知偏差对缺陷对外披露决策的影响;田高良等通过建立概念模型将内部控制缺陷的对外披露过程分为存在和识别并披露两个环节<sup>[19]</sup>,但未对影响内部控制缺陷识别和披露过程的因素进行明确的区分。与此同时,在现有研究中,Bedard 等利用会计师事务所非公开数据分析了外部审计人员与公司管理层在缺陷发现和严重程度认定中的作用<sup>[32]</sup>;Stefaniak 等分析了外部审计和内部审计人员对公司内部控制缺陷严重程度评估和认定的差异<sup>[33]</sup>;Shu Lin 等则关注了内部审计人员专业胜任能力、客观性等特征在内部控制缺陷发现和严重程度认定中的作用<sup>[34]</sup>。上述文献为本文区分缺陷的识别和披露两个阶段研究内部控制重大缺陷对外披露行为提供了借鉴。

在研究方法上,已有研究主要采用单方程的 Logit 和 Probit 模型估计相关因素对上市公司内部控制缺陷披露的影响。在单方程中,因变量一般是“是否对外披露内部控制缺陷”。此类模型的最大问题在于其对内部控制缺



陷已被发现并合理认定的假定与现实脱节。实际上,由于管理层认知偏差等因素的存在,可能导致部分已存在的重大缺陷并未被发现或合理认定,而并非管理层缺乏披露动机。相比之下,局部可观察双变量 Probit 模型则放松了“所有存在的内部控制缺陷均予以识别”的假定,利用均衡结果所包含的信息进行估计和推断,能较好地解决有偏估计问题。局部可观察双变量 Probit 模型由 Poirier 提出,最初应用与劳动经济方面的研究<sup>[35]</sup>,Fargher 等、Heitzman 等将该模型的使用扩大到会计领域<sup>[36-37]</sup>。在国内会计领域,该模型主要被用于对上市公司违规行为的分析<sup>[38]</sup>。

基于以上分析,我们有必要在内部控制重大缺陷存在的前提下,引入局部可观察双变量 Probit 模型,区分缺陷对外报告的识别和披露阶段,考查管理层过度自信、短视等认知偏差对我国上市公司管理层重大缺陷披露行为选择的影响。

### 三、理论分析

内部控制是内嵌于企业日常经营管理过程中的一项管理活动。由于企业始终处于动态变化之中,企业发展过程中的某些特征会削弱其内部控制系统并形成缺陷。对于已存在缺陷的对外报告,上市公司面临着两个二项决策问题,即能否识别出已存在缺陷和是否对外披露识别出的缺陷。基于此,本文试图区分内部控制缺陷的识别和披露两阶段,分析管理层认知偏差对内部控制信息披露行为选择的影响,以进一步完善与丰富对内部控制信息披露的探索与认知。

#### (一) 管理层过度自信与内部控制信息披露行为选择

内部控制缺陷的识别阶段包括发现缺陷和对缺陷严重程度的认定。缺陷的发现在很大程度上属于技术层面的问题,颇具复杂性。复杂性的决策需要一定的能力和水平作支撑。在我国上市公司中,管理层和会计师事务所是发现内部控制重大缺陷的主体,其能力和水平可能会对内部控制重大缺陷的发现产生影响。

在缺陷识别阶段,上市公司需要评估已发现缺陷的严重程度并界定缺陷类型,对内部控制缺陷进行认定成为评价内部控制有效性的核心。然而,我国目前相关法规对于缺陷的认定和分类标准较为模糊,上市公司管理层可以自行确定内部控制缺陷的具体类型,这在一定程度上给了管理层一定的操纵空间<sup>[39]</sup>。对于内部控制缺陷的认定而言,其实质是当发现内部控制设计和运行中的问题时,管理层对该问题是否导致控制目标偏离以及偏离程度所做出的决策<sup>[40]</sup>。一旦发现内部控制在设计或运行中存在问题,上市公司管理层需要判断对存在的问题不采取任何行动可能导致的负面影响,从而决定是否将该问题认定为内部控制缺陷并采取适当的应对措施。按照行为财务理论,行为主体特征和偏好会对其实决策行为产生重要影响。现实中,上市公司管理层是存在过度自信等各种认知偏差的异质行为人。过度自信指高估自身成功概率的心理偏差,过高估计、过高定位以及过高精确是过度自信的三种主要表现方面。通常情况下,决策环境的复杂度以及决策地位的重要性使得公司管理层过度自信的程度通常高于一般大众<sup>[41]</sup>。过度自信的管理层对事务的判断往往过于乐观,对于内部控制设计或运行中所存在的问题,他们可能会低估其导致控制目标偏离的概率,或者低估其对控制目标实现所带来的负面影响。与此同时,他们往往认为自身的能力、控制力、行为和成功的可能性高于他人,过高地估计了自己对真实情形判断的精确度和把握程度<sup>[42]</sup>。他们相信自己有能力应对企业面临的各种风险,即使在企业所处环境不佳时,他们也自信能够应对。基于上述分析,本文提出如下研究假设  $H_1$ 。

$H_1$ : 管理层过度自信程度越高,上市公司隐瞒内部控制重大缺陷的行为选择倾向越大。

#### (二) 管理层短视与内部控制信息披露行为选择

对于已识别的内部控制缺陷,上市公司管理层需要做出披露的相关决策。社会学理论表明,信息对外披露的质量取决于决策者行为。上市公司隐瞒所识别内部控制缺陷的行为很大程度上是因为高管层经不住短期利益诱惑,在短期利益的驱动下放弃长期职业操守而出现的机会主义冲动。如果上市公司管理层隐瞒所识别并认定的重大缺陷,高管层可能会立即获得短期的不当收益或减少信息披露显性或隐性成本;但同时也存在未来期间被发现或受刑的风险,导致未来的成本。因此,上市公司高管层需要权衡发生于不同时期的收益与成本,进而做出跨期选择决策,对外披露内部控制重大缺陷的行为选择受到跨期的影响。跨期选择理论表明,行为主体在决策中存在时间偏好的跨期不一致性,且这种不一致对行为决策的影响依赖于决策者自我意识和理性的程度<sup>[43]</sup>。因此,作为现实中进行跨期决策的行为主体,管理层跨期选择的决策过程会受到自身各种心理因素的

影响<sup>[31]</sup>。

行为财务理论中普遍利用双曲线贴现模型来分析管理层财务决策行为中的时间不一致特征<sup>[44-45]</sup>,时间偏好率(贴现率)所呈现出的短期高、长期低的双曲线贴现模型结构反映出行为主体存在的“短视”认知偏差。在现实中,管理层存在不同程度的短视认知偏差。因此,即使他们制定了良好的长期职业规划,但在短期利益的诱惑下也有可能做出与其长期利益相违背的不当行为,使得上市公司行为主体的计划理性与实际内部控制重大缺陷披露机会主义行为之间出现时间不一致现象。由于认知程度的差异,现实中的管理层在内部控制信息披露决策中可能存在短视认知偏差,且对其自身认知偏差程度的严重性尚未充分意识和关注<sup>[31]</sup>,从而可能无法正确地估计和权衡跨期决策中的收益与成本,并做出错误的内部控制重大缺陷披露决策。因此,本文提出如下研究假设H<sub>2</sub>。

H<sub>2</sub>:管理层短视程度越高,上市公司隐瞒内部控制重大缺陷的行为选择倾向越大。

## 四、研究设计

### (一)研究方法

内部控制重大缺陷的对外报告存在两项选择:即是否识别出所存在的重大缺陷和是否愿意披露重大缺陷,产生以下四种结果,即“已识别,愿披露”“已识别,不愿披露”“未识别,愿披露”和“未识别,不愿披露”。虚拟变量 $y_{detect}$ 和 $y_{disclose}$ 分别表示缺陷识别和披露行为,设定 $y_{detect} = 1$ 表示所存在重大缺陷已识别, $y_{detect} = 0$ 表示未识别出已存在内部控制重大缺陷; $y_{disclose} = 1$ 表示公司管理层愿意披露已存在重大缺陷, $y_{disclose} = 0$ 表示管理层不愿披露。那么,以上四种可能结果可简单表示为(1,1)、(1,0)、(0,1)和(0,0)。在现实中,我们通常只能观察到(1,1)这种结果,即上市公司对外报告了已存在的内部控制重大缺陷,用 $P_{report}$ 表示,且设定 $P_{report} = 1$ 表示对外报告已存在重大缺陷, $P_{report} = 0$ 表示隐瞒已存在重大缺陷。在现实中,其余三种情况无法直接予以观察。

根据上述分析,我们将公司对外报告已存在内部控制重大缺陷(*Report*)分解为缺陷识别(*Detect*)和缺陷披露(*Disclose*),并有:

$$y_{detect}^* = X_{detect} \beta_{detect} + \varepsilon_{detect}$$

$$y_{disclose}^* = X_{disclose} \beta_{disclose} + \varepsilon_{disclose}$$

式中, $y_{detect}^*$ 表示公司存在的重大缺陷被识别的可能性, $y_{disclose}^*$ 表示公司已识别重大缺陷被披露的可能性, $X_{detect}$ 是已存在重大缺陷识别的外生变量, $X_{disclose}$ 是已存在重大缺陷披露的外生变量, $\beta_{detect}$ 和 $\beta_{disclose}$ 分别是 $X_{detect}$ 和 $X_{disclose}$ 的系数;假设误差项 $\varepsilon_{detect}$ 和 $\varepsilon_{disclose}$ 服从联合正态分布,记为 $\varepsilon_{detect}, \varepsilon_{disclose} \sim BVN(0, 0, 1, 1, \rho)$ ,其中 $\rho$ 是 $\varepsilon_{detect}$ 和 $\varepsilon_{disclose}$ 的相关系数。

对外报告内部控制重大缺陷的概率是缺陷识别和披露的联合概率分布,因此我们在研究中需要引入缺陷识别和缺陷披露两个潜变量。在具体操作中,需要将潜变量转化为虚拟变量。 $y_{detect}^*$ 和 $y_{disclose}^*$ 具有不可观察性,它们与 $y_{detect}$ 和 $y_{disclose}$ 的关系由以下规则确定:

$$y_{detect} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{detect}^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_{detect}^* \leq 0 \end{cases}, \quad y_{disclose} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{disclose}^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_{disclose}^* \leq 0 \end{cases}$$

在现实中,我们只能观察到 $P_{report} = 1$ 即(1,1)的情形,无法观察到 $y_{detect}$ 和 $y_{disclose}$ 其他三种组合((0,1)、(1,0)以及(0,0)。因此:

$$Report = y_{detect} \times y_{disclose}$$

$Report = 1$ 表示公司内部控制重大缺陷已被识别且披露, $Report = 0$ 表示公司存在重大缺陷未被识别或者已识别但未被披露。在这种情形下,借鉴Poirier的做法<sup>[35]</sup>,我们将已存在内部控制缺陷对外报告 $P_{report}$ 的概率分布用双变量联立方程表示,它与 $y_{detect}$ 和 $y_{disclose}$ 的可观察水平有关:

$$\begin{aligned} \Pr(P_{report} = 1) &= \Pr(y_{detect} = 1, y_{disclose} = 1) = \Pr(y_{detect}^* > 0, y_{disclose}^* > 0) \\ &= \Pr(X_{detect} \beta_{detect} + \varepsilon_{detect} > 0, X_{disclose} \beta_{disclose} + \varepsilon_{disclose} > 0) \\ &= \Pr(-X_{detect} \beta_{detect} < \varepsilon_{detect}, -X_{disclose} \beta_{disclose} < \varepsilon_{disclose}) \\ &= 1 - F(-X_{detect} \beta_{detect}, X_{disclose} \beta_{disclose}) = F(X_{detect} \beta_{detect}, X_{disclose} \beta_{disclose}, \rho) \end{aligned}$$

我们采用最大似然法对缺陷识别方程和披露方程进行估计,对数似然函数为:

$$\text{Ln}L(\beta_{\text{detect}}, \beta_{\text{disclose}}; \rho) = \sum_{i=1}^n (P \ln F(X_{\text{detect}} \beta_{\text{detect}}, X_{\text{disclose}} \beta_{\text{disclose}}; \rho) + (1 - P) \ln(1 - F(X_{\text{detect}} \beta_{\text{detect}}, X_{\text{disclose}} \beta_{\text{disclose}}; \rho)))$$

根据上述模型的对数似然函数,我们通过最大似然法进行模型的参数估计。其中, $F$ 是二元累计正态分布函数。

与单方程模型相比,局部可观察双变量 Probit 模型在解决分离已存在内部控制缺陷识别和披露效应问题上的适用性较高,且联立方程可以估计包括对外报告已存在缺陷和隐瞒缺陷在内所有样本的信息,从而避免了有偏估计。可以推断,当  $y_{\text{detect}}$  不全等于 1 时,使用单变量 Probit 或 Logit 模型和局部可观察双变量 Probit 模型得到的估计参数应有所差异。与单方程模型相比,局部可观察双变量 Probit 模型在解决分离已存在内部控制缺陷识别和披露效应问题上的适用性较高,且可以估计包括对外报告已存在缺陷和隐瞒缺陷在内所有样本的信息,从而避免了有偏估计。

## (二) 样本确定

本文在内部控制重大缺陷存在的基础上,将已存在缺陷的对外报告区分为识别和披露两个单独并连续的过程进行分析。众所周知,我国目前法规对于内部控制缺陷的认定和分类标准较为模糊,因此上市公司发生的客观事实就显得尤为重要。依据重大缺陷定义,以我国《企业内部控制审计指引》第 22 条列出的表明内部控制可能存在重大缺陷的迹象为基础,借鉴赵息等的做法<sup>[24]</sup>,本文对沪深两市 2012—2015 年存在以下迹象的上市公司进行逐一单独分析和合并讨论,即:(1)存在违规行为;(2)财务报表发生重述;(3)受到证监会等机构处罚;(4)公司财务报表收到非标准审计意见。通过分析上述迹象产生的原因,本文最终确定内部控制存在重大缺陷的上市公司样本 596 家。

## (三) 变量构造

### 1. 被解释变量:内部控制信息披露行为选择

我们用虚拟变量 *Report* 来表示上市公司在内部控制信息披露中是否存在隐瞒重大缺陷的行为选择。根据企业对外披露的内部控制评价报告,如果上市公司在当年的内部控制评价报告中已对外报告所存在的重大缺陷,则取值为 1,否则为 0。

### 2. 解释变量

(1)管理层过度自信(*Mconf*):虚拟变量,借鉴孙光国等的研究<sup>[28]</sup>,本文将样本期间非红股和业绩股原因增持本企业股票的管理层视为过度自信,取值为 1,否则为 0。

(2)管理者短视(*Myopia*):鉴于管理层短视认知偏差难以量化,本文借鉴刘端等用反映股东交易频繁程度的股数换手率指标来间接度量,具体为个股年交易总股数/个股年平均流通股股数<sup>[46]</sup>。考虑到研发支出削减亦可能是管理层短视行为的合适代理,借鉴 Chen 等的研究,本文在稳健性检验部分用上市公司研发支出的削减作为管理层短视的衡量指标<sup>[47]</sup>。具体而言,用上市公司  $t+1$  年的研发支出减去  $t$  年的研发支出并除以  $t$  年末的总资产再乘以 100 来表示。

### 3. 控制变量

#### (1) 缺陷识别阶段

管理层能力(*MgrAbility*):反映上市公司管理层对公司日常运营有效管理的能力,通过建立 DEA-Tobit 模型计算获得。在具体衡量时,本文借鉴 Demerjian 等的研究思路,以 2012—2015 年沪深两市 A 股上市公司为决策单元,运用 DEA 方法分行业估计上市公司效率<sup>[48]</sup>。将上述公司效率作为被解释变量,分行业建立 Tobit 模型分析公司特质等因素对上市公司效率的影响,并用 Tobit 模型的残差衡量管理层能力。

审计师行业专长(*Expert*):虚拟变量,当会计师事务所的行业市场份额大于或者等于 5% 时,取值为 1,否则为 0。具体而言,利用特定事务所在某一行业中的客户规模占全部事务所在该行业的客户规模来计算会计师事务所在该行业的行业市场份额。在本文中,我们用总资产的平方根之和来确定客户规模。

#### (2) 缺陷披露阶段

财务困境(*Distress*):虚拟变量,反映上市公司当年是否陷入财务困境,并将上市公司是否被特别处理作为公司陷入财务困境的标志,如果当年该公司被特别处理则取值为 1,否则为 0。

融资需求(*Finance*):虚拟变量,公司在当年或下一个会计年度存在增发、配股发行或可转换债券发行等融资行为时取值为 1,否则为 0。



诉讼风险(*Risk*):虚拟变量,公司在当年或次年发生法律诉讼事项时表示诉讼风险较高,取值为1,否则为0。

第二类代理问题(*Separation*):上市公司实际控制人的控制权和现金所有权分离度,用以反映上市公司的第二类代理问题,用控制权减去所有权再除以控制权来衡量。

媒体监督(*Media*):利用WIND数据库,用上市公司年度新闻报道次数的对数来衡量。

机构投资者(*INST*):反映机构投资者持股情况,具体用上市公司股东中所有机构投资者年末持股数量占年末流通股数的比例来衡量。

管理层权力(*Power*):从组织结构权力、个人能力权力和所有制权力3个维度进行衡量。组织结构权力维度选取CEO在董事会任职情况和董事会规模指标,个人能力权力选取CEO任职时间和CEO是否在外兼职两个指标,所有制权力选取CEO是否持有股权和机构投资者持股水平两个指标。对于上述六个测度指标,本文构造主成分得分作为管理层权力的综合衡量指标。

另外,我们对可能同时影响已存在内部控制缺陷识别和披露的表征上市公司特征的相关变量加以控制:*Lnsiz*e为公司规模,是公司期末总资产的自然对数;*EPS*为每股收益;*Growth*为年度营业收入增长率。

#### (四)模型设定

基于上述对研究方法的讨论以及对相关研究变量的选择和分析,本文分别将已存在内部控制缺陷识别和披露的模型具体设定如下:

$$y_{detect}^* = X_{detect} \beta_{detect} + \varepsilon_{detect} = \delta_0 + \delta_1 Mconf + \delta_2 MgrlAbility + \delta_3 Expert + \delta_4 Lnsiz + \delta_5 EPS + \delta_6 Growth + \varepsilon_{detect}$$

$$y_{disclose}^* = X_{disclose} \beta_{disclose} + \varepsilon_{disclose} = \xi_0 + \xi_1 Myopia + \xi_2 Distress + \xi_3 Finance + \xi_4 Risk + \xi_5 Separation + \xi_6 Media + \xi_7 INST + \xi_8 Power + \xi_9 Lnsiz + \xi_{10} EPS + \xi_{11} Growth + \varepsilon_{disclose}$$

另外,为了比较单变量与局部可观察双变量Probit两类模型的差异,我们进一步地采用单变量Probit和Logit回归模型,对影响缺陷识别和披露的相关因素进行检验,具体模型如下所示:

$$Report = \alpha_0 + \alpha_1 Mconf + \alpha_2 Myopia + \alpha_3 MgrlAbility + \alpha_4 Expert + \alpha_5 Distress + \alpha_6 Finance + \alpha_7 Risk + \alpha_8 Separation + \alpha_9 Media + \alpha_{10} INST + \alpha_{11} Power + \alpha_{12} Lnsiz + \alpha_{13} EPS + \alpha_{14} Growth + v$$

## 五、实证检验与分析

### (一)描述性统计和组间比较

按照已经存在的内部控制重大缺陷是否对外报告,我们将存在重大缺陷的上市公司样本分为两组,并对两组样本变量均值和中位数进行检验。

从表1可知,对外报告与未对外报告已存在重大缺陷公司管理层过度自信*Mconf*和管理层短视*Myopia*的程度,无论是在均值还是在中位数方面都存在显著差异。对于影响内部控制重大缺陷识别的各个控制变量而言,未对外报告已存在重大缺陷上市公司的管理层能力*MgrlAbility*的均值和中位数分别为-0.0047和-0.0015,而对外报告已存在缺陷公司*MgrlAbility*的均值和中位数分别为-0.0003和-0.0009,管理层能力*MgrlAbility*无论是在均值还是在中位数方面在两组样本中均存在显著的差异。未对外报告已存在缺陷上市公司其财务审计审计师行业专长*Expert*的均值为0.239,而对外报告已存在重大缺陷公司*Expert*的均值为0.388,存在显著差别。对于影响上市公司管理层内部控制缺陷披露的各个控制变量而言,除诉讼风险*Risk*之外,其余各个变量的均值或中位数在两组样本间均存在不同程度的显著差异。该检验结果初步显示,具有越高管理能力的上市公司管理层以及具有行业专长的会计师事务所能够识别出公司存在的内部控制重大缺陷,而管理层过度自信则不利于公司内部控制重大缺

表1 描述性统计和组间比较

变量	Report=0(N= 399)			Report=1(N= 197)			Difference of	
	Mean	Median	S.D	Mean	Median	S.D	Mean	Median
<i>Mconf</i>	0.302	0	0.253	0.146	0	0.263	2.18**	1.98**
<i>Myopia</i>	4.715	4.356	2.571	4.661	4.325	2.473	2.11**	2.02**
<i>MgrlAbility</i>	-0.0047	-0.0015	0.123	-0.0003	-0.0009	0.0979	-2.94***	-2.47**
<i>Expert</i>	0.239	0	0.561	0.388	0	0.401	-2.01**	-1.82**
<i>Distress</i>	0.344	0	0.486	0.277	0	0.422	2.04*	2.61***
<i>Finance</i>	0.368	0	0.449	0.074	0	0.301	3.96***	3.76***
<i>Risk</i>	0.156	0	0.358	0.163	0	0.563	-1.52	-1.51
<i>Separation</i>	0.045	0.046	9.583	0.034	0.034	7.104	4.79***	3.32***
<i>Media</i>	3.186	3.177	0.713	3.495	3.462	0.705	-2.23**	-1.78*
<i>INST</i>	0.151	0.149	17.152	0.173	0.171	15.317	-2.61**	-2.14**
<i>Power</i>	0.258	0.28	0.416	-0.413	-0.296	0.813	5.32***	3.74***
<i>Lnsiz</i>	9.338	9.303	0.781	9.304	9.31	0.603	-0.69	-0.19
<i>EPS</i>	0.159	0.144	0.189	-0.304	0.1	1.512	2.44**	2.62**
<i>Growth</i>	0.19	0.153	19.902	-0.081	-0.092	26.373	2.83***	3.61***

注:1. 均值差异采用T检验,中位数差异采用Mann-Whitney检验;2. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \*p<0.1。

陷的识别;短视认知偏差大的公司管理层倾向于隐瞒已经存在的缺陷,而媒体监督较强和机构投资者持股比例较高的公司更倾向于披露已存在的缺陷。

(二)局部可观察双变量Probit模型与单模型检验结果及分析

本文采用局部可观察双变量Probit技术,对上述上市公司管理层已存在内部控制重大缺陷对外报告行为实证模型进行估计,并将其估计结果与单方程Probit和Logit模型估计结果加以比较,如表2所示。为了防止模型存在多重共线性,本文在实证分析之前采用方差膨胀因子(VIF)进行了多重共线性诊断。结果显示,模型中绝大多数变量的方差膨胀因子(VIF)小于10,因而模型不存在严重的多重共线性问题。表2列示了局部可观察双变量Probit模型的估计结果。该模型rho值在统计上具有显著性,这表明,作为单独并连续的两个过程,上市公司已存在内部控制缺陷的识别和披露之间存在显著关联。

从已存在内部控制重大缺陷识别的局部可观察双变量Probit估计结果分析,管理层过度自信*Mconf*对内部控制重大缺陷的识别具有显著的负向影响(1%显著水平),即过度自信可能影响管理层对已发现重大缺陷严重程度的准确性评估,导致管理层低估已发现重大缺陷对实现控制目标的影响,未能对已发现的重大缺陷严重程度进行合理认定,影响信息披露质量。管理层能力*MgrlAbility*对已存在内部控制重大缺陷的识别具有显著的直接正影响,即较高的管理能力使得上市公司管理层识别已存在重大缺陷的可能性更高(5%显著水平)。另外,会计师事务所的行业专长*Expert*也对已存在内部控制重大缺陷的识别具有显著的直接正影响,即具有行业专长的会计师事务所发现上市公司已存在重大缺陷的可能性更高(1%显著水平)。作为上市公司缺陷的识别主体,管理层能力的高低和审计师行业专长会影响已存在内部控制重大缺陷的识别,从而对内部控制缺陷的对外报告产生影响。

从已存在内部控制重大缺陷披露的局部可观察双变量Probit估计结果分析,变量*Myopia*的系数符号在5%显著性水平上显著为负,说明管理层短视认知偏差越大,上市公司管理层越不能意识到自身在跨期行为决策中存在的时间偏好不一致性,从而未能正确权衡内部控制重大缺陷披露中的收益成本,做出错误的决策,隐瞒所发现并认定的重大缺陷。其他控制因素中,变量*Distress*的系数符号在5%的水平上显著为负,这意味着陷入财务困境的上市公司管理层存在机会主义动机,对内部控制存在重大缺陷这一“坏消息”予以隐瞒。变量*Finance*的系数符号在10%的水平上显著为负,变量*Risk*的系数符号在10%的水平上显著为正,变量*Separation*的系数符号在1%的水平上显著为负,变量*Power*的系数符号在5%显著性水平上显著为负,变量*Media*的系数符号在5%的水平上显著为正,这表明,媒体关注可以通过传统监督机制、声誉机制和市场压力机制等改变管理层的行为,从而在一定程度上制约管理层的机会主义动机。

表2还列示了单方程Probit和Logit模型的估计结果,如表中列(3)和列(4)所示。我们比较单变量Probit和Logit模型与局部可观察双变量Probit模型的估计结果可知,虽然变量管理层过度自信*Mconf*对内部控制重大缺陷的披露具有显著的影响,但其显著程度(10%)明显低于局部可观察双变量Probit模型的估计结果。另外,对于变量*Myopia*而言,其对重大缺陷披露的影响并不显著。另外,其他部分影响重大缺陷识别和披露的变量,如*MgrlAbility*和*Expert*等的影响也不具有统计意义上的显著性。这在一定程度上显示,在Probit和Logit模型中,对内部控制重大缺陷披露进行行为选择的公司样本数据具有部分可观测性。样本数据均为重大缺陷被识别且被披露的公司,存在的重大缺陷未被发现或者未被正确认定的公司不能被观测到,从而使得Probit和Logit模型的估计结果存在一定的偏差。因此,与Probit和Logit模型相比,局部可观察双变量Probit模型能更好地解释上市

表2 局部可观察双变量probit模型与单方程模型的估计结果

变量	(1)Detect		(2)Disclose		(3)Report		(4)Report	
	系数	T值	系数	T值	系数	T值	系数	T值
Constant	-0.502	-27	4.027**	2.11	0.181**	2.19	0.076**	2.4
Mconf	-0.267***	-3.06			-0.152*	-1.81	-0.098*	-1.77
Myopia			-0.328**	-2.27	-0.253	-1.31	-0.176	-0.82
MgrlAbility	0.511**	2.03			0.446	1.53	0.317	1.29
Expert	0.329***	2.79			0.237	1.26	0.155	1.48
Distress			-2.316**	-2.03	-1.359**	-2.08	-1.446**	-2.13
Finance			-1.402*	-1.75	-0.802*	-1.75	-0.937**	-2.11
Risk			0.603*	1.81	0.127	1.02	0.405	1.35
Separation			-1.421**	-2.95	-1.335*	-1.68	-1.276**	-2.08
Media			1.216**	2.18	0.826**	2.13	0.725*	1.73
INST			0.326	1.13	0.241	1.06	0.186	1.49
Power			-0.166**	-2.36	-1.301*	-1.95	-0.988**	-2.26
Lnsiz	-0.056*	-1.68	-0.227	-1.39	-0.062	-1.26	0.325	0.96
EPS	0.365	0.71	1.116*	1.66	0.611	0.59	0.553	1.04
Growth	0.073	1.29	0.021*	1.81	0.102	1.44	0.078	0.99
Observations	596							
Adj R <sup>2</sup>					0.1121		0.1193	
chi-square	160.53		171.68		312.13		323.56	

公司存在的内部控制重大缺陷对外报告的过程。

### (三)内生性检验

本文的实证结果可能会受到内生性问题的困扰,影响实证结果的稳健。为此,本文做了如下内生性检验:第一,为了减少遗漏变量带来的观测误差,本文新增了内部审计人员胜任能力等缺陷识别指标、审计师是否来自“四大”等缺陷披露指标,结果仍然支持本文研究结论;第二,本文加入公司固定效应模型进行内生性检验,结果显示,管理层过度自信和短视对内部控制信息披露行为选择的影响方向不变且仍然显著。

### (四)稳健性检验

#### 1. 缺陷被识别样本下的稳健性分析

在本部分,我们从前述596家存在内部控制重大缺陷的上市公司样本中分离出存在缺陷已被识别出的子样本,以检验上述实证结果的稳健性。如果所存在的内部控制缺陷已被识别,则 $y_{detect} = 1$ ,那么 $\Pr(P_{report} = 1) = \Pr(y_{disclose} = 1)$ 。在上述情况下, $disclose$ 等同于 $report$ ,我们可以用可观察的 $report$ 结果建立Logit模型来对 $disclose$ 模型进行估计。

$$Report = \gamma_0 + \gamma_1 Myopia + \gamma_2 Distress + \gamma_3 Finance + \gamma_4 Risk + \gamma_5 Separation + \gamma_6 Media + \gamma_7 INST + \gamma_8 Power + \gamma_9 Lsize + \gamma_{10} EPS + \gamma_{11} Growth + \eta$$

为确定所存在缺陷已被识别出的公司样本,本文进一步分析了由于重大缺陷而导致财务重述的公司,并将财务重述的发生归因于违规和错误<sup>[20]</sup>。违规代表上市公司对财务报表有意的错报,这意味着管理层可能已意识到公司内部控制所存在的缺陷<sup>[20]</sup>。因此,我们将由于存在违规行为而导致财务报表发生重述的上市公司认定为已经识别出存在内部控制缺陷的上市公司样本,并以此为基础对 $disclose$ 模型进行估计。

前述596家存在内部控制重大缺陷的上市公司中发生财务重述的公司279家。经过对该279家公司进行逐一审查,本文确定其中171家公司的报表重述是由于违规行为引起的,并认为其所存在的内部控制重大缺陷已被识别,所占比例为61.29%。上述结果也从一定程度上表明,未能识别或正确认定所存在的内部控制缺陷亦是导致我国上市公司较低内部控制缺陷对外报告比例的原因之一。表3是对171家已识别出存在内部控制重大缺陷上市公司 $disclose$ 模型的Logit回归结果。回归结果显示,管理层短视 $Myopia$ 在5%的水平上与已识别出的重大缺陷披露显著负相关。这表明,对于存在内部控制重大缺陷已被识别出的上市公司而言,该样本数据不再具有部分可观测性。通过Logit模型对所建立的披露模型进行回归,我们可以同样得到与局部可观察双变量Probit模型一致的无偏估计结果,这在一定程度上证明了局部可观察双变量Probit模型估计结果的稳健性。

#### 2. 变换部分变量衡量方法的分析

对于管理层过度自信,借鉴梁上坤的研究,本文采用公司层面全部管理层与其员工的相对薪酬进行衡量<sup>[49]</sup>。一般认为,相对薪酬越高的管理层在公司中的地位就越高,且控制力会越强,也就越容易产生过度自信。为了减轻多重共线性并尽可能消除变量衡量中行业的影响,本文将上述变量用虚拟变量进行表示。如果该值高于所处行业的中位数则取值为1,否则为0。

对于管理层短视,借鉴Chen等的研究,本文使用研发支出削减作为管理层短视行为的代理变量,用上市公司 $t+1$ 年的研发支出减去 $t$ 年的研发支出并除以 $t$ 年末的总资产再乘以100来衡量<sup>[47]</sup>。

对于审计师行业专长,原模型中使用行业市场份额法并确定阈值设置行业专长虚拟变量。考虑到行业市场份额法在中国审计市场的普适性,本文仍使用市场份额法,使用计算得出的数值衡量审计师行业专长。

将上述指标作为解释变量依次放入各个模型中重新进行回归,结果依然稳健。

### (五)进一步分析

随着我国内部控制规范体系的健全和逐步实施,上市公司内部控制缺陷披露行为选择的方式正在逐步发生变化,从隐瞒内部控制重大缺陷逐渐转变为降低缺陷的严重程度披露<sup>[50]</sup>,即上市公司将存在的内部控制重大缺陷对外报告为重要缺陷或者一般缺陷,并据此得出内部控制有效的结论。基于此,本部分从2012—2015年披露内部控制重要缺陷或者一般缺陷的上市公司样本入手,根据内部控制可能存在重大缺陷的迹象,对上述公司进行逐一审查。如果上市公司对外披露了内部控制重要缺陷或者一般缺陷,却发生了上述表明内部控制可能存在重大缺陷的某些行为,则表明该公司可能将存在的内部控制重大缺陷对外报告为重要缺陷或者一般缺陷,从而



降低了内部控制重大缺陷的披露比例,结果如表4所示。

如表4所示,通过对2012—2015年披露内部控制一般缺陷或重要缺陷的上市公司进行逐一分析,我们发现其中平均14.4%的公司实际内部控制存在重大缺陷。这说明,上市公司虽然发现了其存在的内部控制缺陷,却将其认定或者披露为一般缺陷或重要缺陷。上述结果也从一定程度上表明,未能对存在的缺陷严重程度进行合理认定、降低缺陷的严重程度披露也是导致我国上市公司内部控制缺陷对外报告比例较低的原因之一。

针对上述样本,本文建立Logit模型检验在公司内部控制信息披露行为选择的方式逐步变化的情况下,管理层认知偏差对内部控制信息披露行为选择的影响是否仍然稳健,建立模型如下:

$$MWC = \beta_0 + \beta_1 \times Mconf + \beta_2 \times Myopia + \beta_3 \times Distress + \beta_4 \times Finance + \beta_5 \times Risk + \beta_6 \times Separation + \beta_7 \times Media + \beta_8 \times INST + \beta_9 \times Power + \beta_{10} \times Lnsiz + \beta_{11} \times EPS + \beta_{12} \times Growth + \varepsilon$$

其中,变量MWC表示披露重要缺陷或者一般缺陷的上市公司是否存在内部控制重大缺陷,即上市公司是否存在降低缺陷严重程度披露的行为选择,将所存在的重大缺陷对外报告为一般缺陷或者重要缺陷,是时取值

为1,否则为0。由于样本中上市公司所存在的内部控制缺陷已被发现,故模型中的解释变量为影响缺陷认定和披露的相关变量。表5的模型回归结果显示,管理层过度自信程度越高,越可能使得上市公司在对外报告时降低缺陷的严重程度,存在行为选择。另外,影响缺陷披露的相关变量回归结果也与局部可观察双变量Probit模型中披露模型基本一致。该结果进一步验证,对于已经发现所存在内控缺陷的上市公司,过度自信可能使得管理层降低对缺陷的严重程度认定,将所存在的重大缺陷认定为重要缺陷甚至一般缺陷,而管理层短视认知偏差则可能使得管理层降低缺陷的严重程度后进行披露,而这些亦可能导致我国上市公司内部控制信息披露中的行为选择。

表3 重大缺陷已被识别样本的披露模型回归分析

变量名称	disclose模型		变量名称	disclose模型	
	系数	Z值		系数	Z值
Constant	0.528	0.976	Media	1.262**	2.66
Myopia	-0.317**	-2.38	INST	0.353**	2.71
Distress	-1.875**	-2.68	Power	-1.626***	-3.97
Finance	-1.217*	-1.95	Lnsiz	0.125	1.29
Risk	0.601	1.38	EPS	0.963	1.17
Separation	-1.502***	-3.07	Growth	0.017*	1.69
Observations	171				
Adj R <sup>2</sup>	0.1139				

表4 2012—2015年沪深两市A股公司降低内部控制重大缺陷严重程度披露样本分析

项目	2012	2013	2014	2015
披露内部控制重要缺陷或一般缺陷公司数量	229	254	388	712
其中:存在违规行为公司数量	2	3	3	6
财务报表发生重述公司数量	13	12	18	32
受到证监会等机构处罚公司数量	22	26	23	44
财务报表收到非标准审计意见公司数量	7	5	6	44
上述四类公司中重复数量	6	7	5	27
披露重要或一般缺陷的公司中存在重大缺陷的数量(比例)	38(16.6%)	39(15.4%)	45(11.6%)	99(13.9%)

表5 上市公司降低缺陷严重程度披露下的回归结果分析

变量名称	系数	Z值	变量名称	系数	Z值
Constant	0.375	1.36	Media	-0.987***	-3.28
Mconf	0.179**	2.58	INST	-0.227	-1.35
Myopia	0.317**	2.38	Power	1.273*	1.71
Distress	1.352**	2.91	Lnsiz	-0.103*	-1.66
Finance	0.935	1.22	EPS	-0.638	-1.21
Risk	-0.715*	-1.91	Growth	-0.052**	-2.76
Separation	1.036***	4.22			
Observations	1583				
Adj R <sup>2</sup>	0.1327				

## 六、结论与启示

内部控制评价报告所具有的决策价值是以真实、可靠地信息披露为前提的,然而,我国上市公司却普遍存在隐瞒内部控制重大缺陷或降低重大缺陷严重程度的行为选择,影响内部控制信息披露质量。本文先确定存在内部控制重大缺陷的公司样本,然后将缺陷的识别和披露视为单独并连续的两个过程,建立局部可观察双变量Probit模型,从缺陷识别能力和披露两个方面检验管理层认知偏差对公司内部控制信息披露行为选择的影响。结果表明,在缺陷识别阶段,过度自信的存在导致管理层未能正确评价所发现的缺陷对控制目标实现的影响,从而未能对发现缺陷的严重程度予以准确认定。在缺陷披露阶段,短视认知偏差的存在导致管理层未能正确权衡缺陷披露的成本收益,从而做出错误的披露决策。本文的研究从管理层认知偏差的视角为解释我国内部控制重大缺陷低披露比例的现象提供了直接的经验证据,并对改善内部控制规范体系的执行效果具有一定的启示。从长远来看,重视、培养和提高管理层管理和认知能力及审计师行业专长、增强管理层披露动机是提高内部控制信息披露质量的关键。

当然,本研究也存在一定的局限性。内部控制缺陷的对外报告是在缺陷存在的前提下,包括缺陷的识别、认

定和披露在内的系列连续过程。为了研究目的的实现,本文未严格区分缺陷的识别和认定过程。文中所提出的识别阶段既包括发现缺陷,也包括对缺陷严重程度的认定。另外,针对内部控制重大缺陷披露中的管理层机会主义行为,如何界定样本是一大难点。本研究依据我国《企业内部控制审计指引》,基于上市公司发生的既定事实确定存在重大缺陷的公司,并根据上市公司对外披露的内部控制评价报告对在内部控制重大缺陷信息披露中进行行为选择的样本公司进行界定,存在一定的局限性,未能覆盖整体公司样本,这是未来值得进一步探讨的方向。

#### 参考文献:

- [1] 崔志娟,刘源.上市公司内部控制报告的可靠性评价——基于2008—2010年沪市公司年报重述的分析[J].南开管理评论,2013(1):64-69.
- [2] 赵息,许宁宁.管理层内部控制缺陷信息披露行为的影响因素分析——基于内部控制信息披露“动机选择”的视角[J].经济经纬,2014,(3):85-89.
- [3] 杨有红,陈凌云.2007年沪市公司内部控制自我评价研究——数据分析与政策建议[J].会计研究,2009(6):58-64.
- [4] 梅丹.内部控制缺陷研究:文献综述与未来发展[C].中国会计学会2012年学术年会论文集.
- [5] 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[J].南开管理评论,2012(1):123-130.
- [6] Costello A, Wittenberg Moerman R. The impact of financial reporting quality on debt contracting: Evidence from internal control weakness reports[J]. Journal of Accounting Research, 2011, 49 (1): 97-136.
- [7] 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?[J].管理世界,2011(2):81-99.
- [8] Verrecchia, R. Essays on disclosure [J]. Journal of Accounting and Economics, 2001, 32(1-3):97-180.
- [9] 陈俊,张传明.操控性披露变更、信息环境与盈余管理[J].管理世界,2010(8):181-183.
- [10] 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[J].会计研究,2011(11):52-56.
- [11] Leone A. Factors relates to internal control disclosure: A discussion of Ashbaugh, Collins, and Kinney (2007) and Doyle, Ge and McVay (2007)[J]. Journal of Accounting and Economics. 2007, 44(1-2): 224-237.
- [12] Kinney W, Martin R, Shepardson L. Reflections on a decade of SOX 404(b) audit production and alternatives[J]. Accounting Horizons, 2013, 27(4): 799-813.
- [13] Doyle J, Ge W, McVay S. Determinants of weaknesses in internal control over financial reporting [J]. Journal of Accounting and Economics, 2007, 44 (1): 193-223.
- [14] Ashbaugh-Skaife H, Collins D, Kinney W. The discovery and reporting of internal control deficiencies prior to SOX-mandated audits [J]. Journal of Accounting and Economics, 2007, 44(1-2): 166-192.
- [15] 刘亚莉,马晓燕,胡志颖.上市公司内部控制缺陷的披露:基于治理特征的研究[J].审计与经济研究,2011(3):35-43.
- [16] DeFond, Mark L, Lennox, Clive S. The effect of SOX on small auditor exits and audit quality[J]. Journal of Accounting and Economics, 2011, 52(3):21-40.
- [17] Ettredge M, Heintz J, Li C, et al. Auditor realignments accompanying implementation of SOX 404 ICFR reporting requirements [J]. Accounting Horizon 2011, 25(1): 17-39.
- [18] 张瑶,郭雪萌.上市公司内部控制信息披露质量影响因素研究——基于缺陷信息披露的实证证据[J].经济问题,2014(7):94-100.
- [19] 田高良,齐保垒,李留闯.基于财务报告的内部控制缺陷披露影响因素研究[J].南开管理评论,2010(4):134-141.
- [20] Rice S, Weber D. How effective is internal control reporting under SOX 404? Determinants of the (non-) disclosure of existing material weaknesses [J]. Journal of Accounting Research, 2012, 50(3):811-843.
- [21] Rice S, Weber D, Biyu Wu. Does SOX 404 have teeth?. Consequences of the failure to report existing internal control weaknesses[R]. 2014, working paper.
- [22] Hackbart D. Managerial traits and capital structure decisions [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2008, 43(4):843-881.
- [23] 吴冬梅,刘运国.捆绑披露是隐藏坏消息吗——来自独立董事辞职公告的证据[J].会计研究,2012(12):19-25,94.
- [24] 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[J].审计研究,2012(4):101-109.
- [25] Kenichi Yazawa. The incentive factors for the (non-) disclosure of material weakness in internal control over financial reporting: Evidence from J-SOX mandated audits [J]. International Journal of Auditing, 2015, 19(2):103-116.
- [26] 姜浩.企业管理者认知偏差的概念模型与实证分析——基于企业家对银行贷款情况认知的研究[J].中国管理科学,2014(11):299-306.
- [27] 胡国柳,李少华.董事会勤勉、管理者过度自信与企业过度投资[J].科学决策. 2013(1):1-18.
- [28] 孙光国,赵建宇.产权性质差异、管理层过度自信与会计稳健性[J].会计研究,2014(5):52-58.
- [29] 陈艳,孔晨,于洪鉴.行为人的舞弊心理及舞弊倾向的实证研究[J].财经问题研究. 2014(9):92-99.
- [30] 杨有红,李宇立.内部控制缺陷的识别、认定与报告[J].会计研究,2011(3):76-80.
- [31] 蔡赞.短视认知偏差与财务舞弊行为——基于行为财务理论的视角[D].广州:暨南大学博士学位论文,2010.

- [32] Bedard J, Graham C L. Detection and severity classifications of Sarbanes-Oxley section 404 internal control deficiencies [J]. *The Accounting Review*, 2011, 86(3): 825 – 855.
- [33] Stefaniak C, Houston M, Cornell RM. The effects of employer and client identification on internal and external auditors' evaluations of internal control deficiencies. [J]. *Auditing A Journal of Practice & Theory*, 2012, 31(1): 39 – 56.
- [34] Shu Lin, Mina Pizzini, Mark Vargus, et al. The role of the internal audit function in the disclosure of material weaknesses [J]. *The Accounting Review*, 2010, 86(1): 287 – 323.
- [35] Dale J Poirier. Partial observability in bivariate probit models [J]. *Journal of Econometrics*, 1980, 12(1): 209– 217.
- [36] Fargher N, Jiang L. Changes in the audit environment and auditors' propensity to issue going-concern opinions [J]. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 2008, 27(1): 55 – 77.
- [37] Heitzman S, Wasley C, Zimmerman J. The joint effects of materiality thresholds and voluntary disclosure incentives on firms' disclosure decisions [J] *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 49(2): 109 – 132.
- [38] 滕飞, 辛宇, 顾小龙. 产品市场竞争与上市公司违规[J]. *会计研究*, 2016(9): 32 – 40.
- [39] 王慧芳. 内部控制缺陷认定: 现状、困境及基本框架重构[J]. *会计研究*, 2011(8): 61 – 67.
- [40] 李宇立. 内部控制缺陷识别与认定的技术路线——基于管理层视角的分析[J]. *中南财经政法大学学报*, 2012(3): 113 – 119.
- [41] Schrand M, Zechman L. Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting [J]. *Journal of Accounting and Economic*, 2012, 53(1): 311 – 329.
- [42] Sheng-Syan Chen, Shu-Miao Lai, Chih-Liang Liu, Sarah E , McVay. Overconfident managers and internal controls, 2014, working paper.
- [43] Miller K D. Knowledge inventories and managerial myopia [J]. *Strategic Management Journal*, 2002, 23(8): 689 – 706.
- [44] Ainslie G. *Picoeconomics* [M]. Camberidge: Cambridge University Press, 1992.
- [45] Laibson, David. Life-cycle consumption and hyperbolic discount functions [J]. *European Economic Review*, 1998, 42(2): 59 – 68.
- [46] 刘端, 陈收. 中国市场管理者短视、投资者情绪与公司投资行为扭曲研究 [J]. *中国管理科学*, 2006(2): 16 – 23.
- [47] Chen X, Cheng Q, Alvis K Lo, et al. CEO contractual protection and managerial short-termism [J]. *The Accounting Review* 2015, 90(5) : 1871 – 1906.
- [48] Demerjian P, Lev B, Lewis M, et al. Managerial ability and earnings quality [J]. *The Accounting Review*, 2013, 88(2): 463 – 498.
- [49] 梁上坤. 管理者过度自信、债务约束与成本粘性 [J]. *南开管理评论*, 2015(3): 122 – 131.
- [50] 石蕾, 邢程, 许宁宁. 上市公司内部控制披露重大缺陷的行为选择——基于内部控制缺陷严重程度的分析 [J]. *商业研究*, 2018(3): 102 – 106.

[责任编辑: 刘 茜]

## Management Cognitive Bias and Behavior Choice in Internal Control Information Disclosure: Two-stage Analysis of Listed Companies with ICMW

XU Ningning

(School of Business, Tianjin University of Science and Technology, Tianjin 300384)

**Abstract:** Based on the listed companies with internal control material weakness (ICMW) from 2012 to 2015, this paper attempts to investigate the effect of management cognitive bias on the behavior choice in internal control information disclosure using a local observation double variable probit model. The results show that the higher of management overconfidence, the more likely the company will reduce the identification of internal control weakness severity, leading to the behavior choice in internal control information disclosure. The more myopic the management is, the more likely the company is to conceal the identified internal control material weakness, leading to the behavioral choice in internal control information disclosure. Further research shows that the mode of behavior choice in internal control information disclosure is gradually changing from concealing internal control material weakness to gradually reducing the severity of material weakness. The above conclusions are still valid. The research conclusion of this paper has certain reference significance for the effective governance of behavior choice in internal control information disclosures.

**Keywords:** management cognitive bias; internal control information behavioral choice; material weakness detection; material weakness disclosure; corporate governance