

DOI:10.19322/j.cnki.issn.1006-4710.2020.03.017

# 信息披露质量对公司业绩的影响研究

## ——兼论独立董事的治理效应

扈文秀, 杜金柱, 章伟果

(西安理工大学 经济与管理学院, 陕西 西安 710054)

**摘要:** 本文以 2010—2015 年我国沪深两市 A 股非金融类上市公司为研究样本, 使用应计盈余管理调整公司业绩, 通过建立多元回归分析模型重新审视信息披露质量与公司业绩的关系, 并进一步分析独立董事治理对信息披露质量和公司业绩关系的调节作用。研究结果表明: 存在一个最优信息披露点, 使信息披露质量与公司业绩之间呈倒 U 型关系, 同时独立董事治理作用的有效发挥能够显著影响信息披露质量与公司业绩之间的关系, 并降低最优信息披露点。

**关键词:** 信息披露质量; 公司业绩; 最优披露点; 独立董事

中图分类号: F270

文献标志码: A

文章编号: 1006-4710(2020)03-0383-09

### Research on the influence of information disclosure quality on corporate performance: the governance effect of independent director

HU Wenxiu, DU Jinzhu, ZHANG Weiguo

(School of Economics and Management, Xi'an University of Technology, Xi'an 710054, China)

**Abstract:** Taking the listed companies in China's A-shares from 2010 to 2015 as the research object, this paper uses the accrual earnings management to adjust corporate performance, and adopts the model for multiple regression analysis to reexamine the relationship between the quality of information disclosure and corporate performance. In addition, the article further analyzes the moderating effect of independent director governance on the relationship between the quality of information disclosure and corporate performance. The research results show that there is an optimal information disclosure point, leading to the fact that the information disclosure and the company's performance have an inverted U-shaped relationship. At the same time, the effective role of independent directors' governance can significantly affect the relationship between the quality of information disclosure and the company's performance, reducing the optimal information disclosure point.

**Key words:** information disclosure quality; corporate performance; optimal disclosure point; independent directors

近年来, 中国资本市场公司信息披露违规事件屡禁不止, 如杭萧钢构和恒康医疗事件等, 而这些信息披露违规事件发生的根源在于混乱的公司治理<sup>[1]</sup>, 这不仅损害了中小股东和投资者利益, 而且严重阻碍了资本市场健康发展。信息披露质量的提高是资本市场有效运行的关键, 也是降低公司信息不对称的重要治理机制<sup>[2]</sup>, 然而, 信息披露同样也会诱发管理者短视行为, 产生信息成本, 并可能影响公司

业绩<sup>[3]</sup>。独立董事治理可以有效缓解股东和经理人之间产生的利益冲突, 但是独立董事治理的现实效力却不断受到质疑, 并认为这一机制难以对公司业绩产生稳定、积极的正向影响, 加上我国“一股独大”的股权结构, 造成控股股东利用其对股东大会裁决权的垄断地位直接选择自己心仪的独立董事。那么, 信息披露质量对公司业绩将产生怎样的影响? 独立董事治理将会如何影响两者之间的关系?

收稿日期: 2019-04-20; 网络出版日期: 2020-05-18

网络出版地址: <http://kns.cnki.net/kcms/detail/61.1294.N.20200518.0917.002.html>

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71603203, 71971169)

第一作者: 扈文秀, 男, 博士, 教授, 博导, 研究方向为公司治理和金融工程。E-mail: 273947066@qq.com

目前,已有文献侧重于研究信息披露质量对公司业绩波动性的影响,忽略了当高管面临不断增加的职业关注和声誉风险时应计盈余管理项目对公司业绩所产生的影响,也没有考虑到独立董事治理对信息披露质量和公司业绩关系的调节作用。由于上市公司高管和外部股东对信息披露水平的提高存在相反的偏好,而这也使面临职业关注风险的高管获得更多薪酬<sup>[4]</sup>。盈余管理作为一种暂时提高或降低业绩收入的机制,既可以增加高管的薪酬,反过来也会影响公司业绩<sup>[5]</sup>。为此,本研究选取2010—2015年我国沪深A股上市公司1147家总计5682个样本作为研究对象,以应计盈余管理调整的公司业绩作为切入点,研究信息披露质量对公司业绩的影响以及独立董事治理对两者关系的调节作用,丰富了信息披露、独立董事治理和公司业绩关系的研究,并试图为监管机构规范上市公司信息披露提供理论支撑。

## 1 理论分析与研究假设

### 1.1 信息披露与公司业绩

信息披露不仅可以降低企业和投资者之间的信息不对称,提高市场流动性,而且还可以降低交易成本,降低上市公司的资本成本<sup>[6]</sup>。尽管信息披露质量较高的公司大都具有良好的市场表现和财务绩效<sup>[7,8]</sup>,然而,信息披露质量提高所产生的直接成本可能会抵消其所带来的收益,尽管这些因素有可能解释公司所有者抵制信息披露的原因,但是高管做出决策时面临的多重风险成本也会影响公司业绩。相对于没有信息优势的高管来说,拥有公司特质信息的高管更有动机通过披露信息来获得较好的职业声誉,而声誉关注潜在影响了高管通过降低公司价值使业绩报告更充分的动机<sup>[9]</sup>。因此,高管声誉关注可能会产生额外的信息不对称成本和代理成本,这将会破坏已经建立的信任环境。尽管信息披露降低了公司的信息风险,但是一旦公司的信息披露达到了一个较高水平,这一作用将会降低,对资本成本和公司业绩产生较大的影响。

盈余管理是指管理者通过蓄意改变财务信息来误导投资者以获得更多契约性收益,而应计盈余管理则是管理者增加或降低报告收入的一个重要工具,这是因为现金流并不能真实反映企业盈余项目,而且大量的管理者裁量权会改变它的组成。Cornett等<sup>[10]</sup>发现公司治理机制能够有效限制管理者的自由裁量权,且当应计盈余管理从公司业绩中剔除之后,公司治理变量对真实业绩的影响会更加显

著。事实上,Peng等<sup>[11]</sup>指出,上市公司实施股权激励机制也会对盈余管理产生影响,表现在股权激励可能会造成管理层通过盈余管理行为影响公司经营业绩。因此,如果考虑到盈余管理对公司业绩的调整作用,那么信息披露质量对公司业绩的影响就可能会出现较为显著的变化。

如果公司高管不披露任何公司信息,那么投资者将会降低公司价值的预期,因此,高管有动机披露更多信息以获得较好的职业声誉。同时,信息披露也可以提高股东和董事会对高管的监督能力,但也有可能造成高管离职,那么,为了获得稳定的职业关注和声誉,高管必须努力工作以提高公司股价<sup>[12]</sup>。因此,信息披露质量的提高将会不断提高公司股价,从而带来公司业绩的不断提升。不可忽视的是,信息披露质量越高,公司由此将产生额外的风险和成本,且业绩较差的公司更容易出现盈余管理,信息披露质量的提高可能会恶化或者产生新的代理问题,也有可能就会导致公司业绩出现一定程度的下降。虽然信息披露质量的提高可以有效降低资本成本,但由于信息披露成本的存在,上市公司总是理性地进行信息披露。因此,即便忽略信息披露带来的直接成本和风险,这些因素也会促使公司做出最优化而非最大化的信息披露决策,而且在达到一定程度时,信息披露质量的增加反而会造成公司业绩下降。基于以上理论分析,我们预期,在使用应计盈余管理对公司业绩进行调整之后,存在一个最优信息披露点,使信息披露质量与公司业绩之间呈现非线性关系,由此提出假设:

假设1:存在一个最优信息披露点,使信息披露质量与公司业绩呈相反方向变化。

### 1.2 独立董事治理、信息披露质量与公司业绩

在公司治理机制中,董事会被认为是监督公司业绩报告的一种有效机制,而独立董事在协调管理者和股东利益方面起着重要作用,他们大都具有丰富的经验和特长,为了保有较好的声誉,他们通常会监督管理者的行为从而最大化公司价值。独立董事治理的引入则是为了保护投资者利益,并改善公司业绩,但已有研究并未得出一致的结论。Peng<sup>[13]</sup>和王跃堂等<sup>[14]</sup>发现,独立董事在董事会中所占比例与公司业绩呈显著正相关,而Adams和Ferreira<sup>[15]</sup>、李常青和赖建清<sup>[16]</sup>却认为独立董事比例与公司业绩不存在正相关关系。Bazrafshan等<sup>[5]</sup>指出,外部董事在监督高管行为中起着重要作用,外部董事比例越高,其对管理者的监督作用越好,越有利于提高公司业绩。独立董事治理可以有效缓解股东和经理

人的利益冲突,确保高管行为与股东利益保持一致,其作用主要体现在监督和咨询方面。当独立董事对公司高管实施有效监督时,他们需要获得高管工作状况和业绩的相关信息,而当独立董事发挥咨询职能时,他们也需要了解高管的经营情况和公司运营状况,因此,信息披露对独立董事治理机制的发挥有重要影响<sup>[12]</sup>。较高比例的外部董事较少参与企业应计盈余管理,因而可以有效地监督和控制管理者行为。由于外部董事更可能独立于公司管理者,他们不仅可以提供更多经验,而且也有助于提高公司股票收益和业绩,因此,如果外部董事能够不断强化其监督能力,那么这就可能会在一定程度上降低公司应计盈余管理。而随着独立董事比例不断提高,董事会的角色逐渐从“咨询”转向“监督”,因此,独立董事治理好的公司可以有效限制高管权利,并增加高管的职业关注。

事实上,独立董事比例越高,信息披露质量越有助于外部董事使用公司业绩来监督高管行为<sup>[16]</sup>。因此,高管对信息披露的控制可能会限制外部董事的监督有效性。如前所述,信息披露可以有效监督高管行为并降低代理成本,那么独立董事是起到监督作用还是与公司高管达成“权利平衡”?如果独立董事能够发挥监督作用,那么这将会提高信息披露的有效性,进而增强信息披露对公司业绩的影响;如果独立董事与公司高管达成“权利平衡”,这将会破坏与其他董事会成员共享战略信息的信任环境,从而减弱信息披露对公司业绩的影响。因此,基于职业风险所带来的成本效益原则,高管会谨慎地选择披露公司相关信息。由此提出假设:

假设 2:在使用应计盈余管理调整公司业绩后,独立董事比例的提高会显著降低最优信息披露点。

## 2 样本选取与研究设计

### 2.1 样本选取

深圳证券交易所于 2006 年 9 月发布了《深圳证券交易所上市公司社会责任指引》,此后,上海证券交易所也于 2008 年 5 月发布了《上海证券交易所上市公司环境信息披露指引》,而 2009 年是中国企业社会责任信息披露制度发生效力的第一年,因此本研究以 2010 年作为研究期间的起始点。此外,我国证监会于 2016 年 12 月 9 日对《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 2 号——年度报告的内容与格式》进行了修订,考虑到这一修订方案可能会对上市公司信息披露规范产生影响,本研究选取 2010—2015 年上证和深证 A 股上市公司为研究对

象,同时根据以下标准对样本进行整理:①由于金融类上市公司特有的财务特性和会计制度,从样本总体中剔除了金融类公司;②剔除年度区间内 IPO、复牌以及退市的上市公司;③剔除数据缺失和异常的上市公司;④剔除 ST 和 ST\* 类公司;⑤剔除上市时间不足 6 年的公司;⑥为消除极端值影响,对所有变量进行上下 1% 的 Winsorize 处理。最后,整理得到 2010—2015 年期间 1 147 家上市公司总计 5 682 个观测样本。信息披露数据主要根据样本公司对外公布的年度报告进行手工整理,其他解释变量和控制变量数据来自国泰安(CSMAR)和 WIND 资讯数据库。

### 2.2 变量设定

#### 2.2.1 盈余管理

本研究使用修正的 Jones 模型计算可操纵性应计利润(DA),并使用年度行业数据对总应计利润进行回归分析。根据修正的 Jones 模型可知,非可操纵性应计利润是主营业务收入变动额、应收账款变动额和固定资产的函数:

$$DA_{i,t} = TA_{i,t} - (1 + \Delta Sales_{i,t} + \Delta Receivable_{i,t} + PPE_{i,t}) \quad (1)$$

式中:TA<sub>i,t</sub>是*i*公司第*t*年的总应计利润额,其等于*i*公司第*t*年的净利润减去当年的经营活动现金流量;ΔSales<sub>i,t</sub>为*i*公司第*t*年主营业务收入总额的变化额;ΔReceivable<sub>i,t</sub>为*i*公司第*t*年应收账款的变化额;PPE<sub>i,t</sub>为*i*公司第*t*年年末的财产、厂房和设备。

#### 2.2.2 信息披露质量

参考已有文献<sup>[17]</sup>,采用 KV 指数度量信息披露质量(DISC)。KV 指数反映的是市场信息,相当于投资者对信息不对称程度的客观评价,因而能够真正反映上市公司信息披露的实际效果,且包含了强制性信息披露和自愿性信息披露,同时也包含了财务分析和非财务信息,是一个能够全面度量上市公司信息披露质量的变量。

$$\ln |(P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}| = \alpha + \beta(Vol_t - Vol_0) + \epsilon \quad (2)$$

$$KV = 10000 \times \beta \quad (3)$$

式中:P<sub>t</sub>是第*t*日的股票收盘价;Vol<sub>t</sub>是第*t*日的股票交易量;Vol<sub>0</sub>是研究期间所有交易日的平均股票交易量;α表示截距,ε表示残差值。本文以 2010 年 1 月 1 日至 2015 年 12 月 31 日为研究期间,剔除 P<sub>t</sub> - P<sub>t-1</sub> = 0 以及 KV 值为负的样本,并利用最小二乘法计算得到 β(不考虑 β 小于 0 的情况),β 值越小,说明上市公司信息披露越充分,信息披露质量就越高。

#### 2.2.3 公司业绩

本研究参照 Cornett 等<sup>[10]</sup>、林大庞和苏冬蔚<sup>[18]</sup>

等的研究,将总资产收益率( $ROA$ )和净资产收益率( $ROE$ )通过应计盈余管理进行调整,得到调整后的总资产收益率( $ADROA$ )和净资产收益率( $ADROE$ ),用以衡量上市公司真实业绩。

$ADROA = (\text{利润总额} + \text{财务费用}) / \text{平均资产总额} - DA$ 。

$ADROE = \text{净利润总额} / \text{平均股东权益总额} - DA$ 。

#### 2.2.4 控制变量

为考察信息披露质量对公司真实业绩的影响,我们同时控制其他可能会影响公司业绩的变量。公司规模( $Size$ ),用年末总资产的自然对数来衡量;公

司年龄( $Ages$ ), Black 和 Kim<sup>[19]</sup>认为上市公司年龄与公司业绩存在显著相关性,等于上市公司自上市之日起到本年度末经历的时间;上市公司资产负债率( $Lev$ )与公司业绩也存在显著相关性;产权性质( $State$ ),本研究利用控股股东类型度量上市公司产权性质,如果上市公司为国有控股,则  $State = 1$ , 否则等于 0。同时,以所有样本赋值后的总和除以样本数量得到总样本均值,并以此计算对应的标准差和方差。此外,本研究还控制年份( $Year$ )和行业( $Industry$ )虚拟变量的影响。模型中的变量具体定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

Tab. 1 Variable definitions

| 变量符号       | 变量名称       | 变量释义   |
|------------|------------|--|
| $ROA$      | 调整前的 $ROA$ | $(\text{利润总额} + \text{财务费用}) / \text{平均资产总额}$      |
| $ROE$      | 调整前的 $ROE$ | $\text{净利润} / \text{平均资产总额}$                       |
| $ADROA$    | 调整后的 $ROA$ | $(\text{利润总额} + \text{财务费用}) / \text{平均资产总额} - DA$ |
| $ADROE$    | 调整后的 $ROE$ | $\text{净利润总额} / \text{平均股东权益总额} - DA$              |
| $DISC$     | 信息披露质量     | $KV$ 指数计算,如式(2)和(3)                                |
| $IB$       | 独立董事比例     | 公司独立董事人数/所有董事人数                                    |
| $Size$     | 公司规模       | 年末总资产的自然对数   |
| $Ages$     | 公司年龄       | 公司自上市之日起到该年年末的时间                                   |
| $Lev$      | 资产负债率      | 负债总额/资产总额  |
| $State$    | 产权性质       | 若上市公司为国有控股,则取值 1, 否则为 0                            |
| $Year$     | 年份效应       | 年度虚拟变量   |
| $Industry$ | 行业效应       | 行业虚拟变量   |

#### 2.3 模型设计

参考 Bazrafshan 等<sup>[5]</sup>的研究方法,构建如下多元回归模型用于检验信息披露质量对经过应计盈余管理调整之后的公司业绩的影响。

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DISC_{i,t} + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Ages_{i,t} + \alpha_4 Lev_{i,t} + \alpha_5 State_{i,t} + \epsilon_t \quad (4)$$

同时,为检验信息披露质量对公司业绩影响中是否存在一个最优信息披露点,在式(4)的基础上加入  $DISC^2$  项,基于分析得到式(5):

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DISC_{i,t} + \alpha_2 DISC^2_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \alpha_4 Ages_{i,t} + \alpha_5 Lev_{i,t} + \alpha_6 State_{i,t} + \epsilon_t \quad (5)$$

在式(5)中,公司业绩是信息披露质量的二元回归结果,最优信息披露点可以通过信息披露质量系数  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  来分析。

求出式(5)中  $TFP$  关于  $DISC$  的一阶导数,令

$$\frac{\partial TFP}{\partial DISC} = 0$$

可以得到  $\alpha_1 + 2\alpha_2 \times DISC = 0$ , 因此,信息披露最优优点为:

$$DISC^* = -\frac{\alpha_1}{2\alpha_2} \quad (6)$$

由于信息披露变量不可能取负值,因此,最优信息披露点必须大于等于 0,这将会导致  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  的符号相反。

为检验独立董事是否影响信息披露质量和公司真实业绩之间的关系,加入独立董事比例  $IB$ 、独立董事比例与信息披露质量的交叉项  $IB \times DISC$  和  $IB \times DISC^2$ ,得到式(7):

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DISC_{i,t} + \alpha_2 DISC^2_{i,t} + \alpha_3 IB_{i,t} + \alpha_4 IB \times DISC_{i,t} + \alpha_5 IB \times DISC^2_{i,t} + \alpha_6 Size_{i,t} + \alpha_7 Ages_{i,t} + \alpha_8 Lev_{i,t} + \alpha_9 State_{i,t} + \epsilon_t \quad (7)$$

同样,求出式(7)中  $TFP$  关于  $DISC$  的一阶导数,可以得到:

$$\alpha_1 + 2\alpha_2 DISC + \alpha_4 IB + \alpha_5 IB \times DISC = 0$$

因此,信息披露最优点为:

$$DISC^* = \frac{-(\alpha_1 + \alpha_4 \times IB)}{2 \times (\alpha_2 + \alpha_5 \times IB)} \quad (8)$$

上述公式中,TFP用经过应计盈余管理调整后的ADROA和ADROE来衡量。*i*为第*i*家公司,*t*为年份, $\alpha_0$ 为截距项, $\alpha_1 \sim \alpha_9$ 为对应系数, $\epsilon_t$ 为残差项,其他变量如表1所示。

同时,我国《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》中指出,上市公司董事会成员中应当至少包括1/3比例的独立董事,因此,本文将在后面考察独立董事比例发生变化时,信息披露最优点将会如何变化。

### 3 实证结果及分析

#### 3.1 描述性统计

表2给出了主要变量的描述性统计结果,公司业绩ROA的均值为0.0329,标准差为0.0645,

ROE的均值为0.0674,标准差为0.1348,经应计盈余管理调整后的ADROA均值为0.2241,标准差为0.4087,ADROE的均值为0.2586,标准差为0.4356。从均值可以看出,在使用应计盈余管理调整公司业绩之后,公司真实业绩要好于调整之前的均值。信息披露质量DISC的均值为0.5934,表明我国上证和深证A股上市公司中有一半以上的公司披露其相关信息,信息披露质量总体上仍处于较低水平,仍有待提高。独立董事比例IB的均值为0.3696,说明我国上市公司董事会中独立董事比例虽然达到了2003年6月30日之前的强制要求,有所改善,但独立董事制度的执行并非完全有效。同时,Pearson相关系数检验结果表明,各个变量的相关系数绝对值均小于0.5,意味着本研究所选变量之间不存在多重共线性问题。

表2 描述性统计

Tab.2 Descriptive statistics

| 变量    | 样本数 N/个 | 均值       | 极小值      | 极大值      | 标准差     | 方差      |
|-------|---------|----------|----------|----------|---------|---------|
| ROA   | 5 682   | 0.032 9  | -0.994 4 | 0.836 6  | 0.064 5 | 0.004 0 |
| ROE   | 5 682   | 0.067 4  | -0.999 1 | 0.930 8  | 0.134 8 | 0.018 0 |
| ADROA | 5 682   | 0.224 1  | -5.189 9 | 1.004 2  | 0.408 7 | 0.167 0 |
| ADROE | 5 682   | 0.258 6  | -5.183 0 | 1.495 3  | 0.435 6 | 0.190 0 |
| DISC  | 5 682   | 0.593 4  | 0.055 6  | 0.959 7  | 0.195 7 | 0.038 0 |
| IB    | 5 682   | 0.369 6  | 0.125 0  | 0.666 7  | 0.054 7 | 0.003 0 |
| Lev   | 5 682   | 0.464 1  | 0.000 1  | 0.998 5  | 0.219 1 | 0.048 0 |
| State | 5 682   | 0.660 0  | 0.000 0  | 1.000 0  | 0.474 0 | 0.225 0 |
| Ages  | 5 682   | 2.570 1  | -4.801 3 | 3.405 7  | 0.457 6 | 0.209 0 |
| Size  | 5 682   | 22.088 7 | 14.133 5 | 28.457 6 | 1.377 4 | 1.897 0 |

#### 3.2 实证结果分析

##### 3.2.1 信息披露质量与公司业绩影响结果分析

表3列示了信息披露质量对公司业绩和真实业绩的影响结果。其中,基于式(4)构建模型1用于检验信息披露质量对公司业绩(ROA和ROE)的影响,基于式(5)构建模型2用于检验信息披露质量对公司真实业绩(ADROA和ADROE)的影响;AR(1)和AR(2)分别表示一阶和二阶自回归系数,Hansen-J test表示Hansen检验值,VIF表示共线性系数。

从表3中模型1的回归结果来看,在使用应计盈余管理对公司业绩进行调整之前,ROA和ROE均与信息披露质量之间存在显著正相关关系。从模型2的回归结果来看,在加入DISC<sup>2</sup>之后,ADROA和ADROE均与信息披露质量存在负相关关系,其

中ADROA与DISC<sup>2</sup>在1%水平上显著负相关,ADROE虽与DISC<sup>2</sup>负相关但却不显著。这一结果表明,在使用应计盈余管理对公司业绩进行调整后,DISC和DISC<sup>2</sup>的系数符号相反,说明信息披露质量与公司业绩之间并非呈现线性相关性,从而初步验证了假设1的成立。在资本市场上,当投资者不完全理性的情况下,存在最优而非最大信息披露质量,导致信息披露质量的提高不一定带来公司业绩的不断提升。

同时,从回归结果中还发现,DISC和DISC<sup>2</sup>的回归系数分别为1.4483和-0.8251,因此根据式(8)可以计算出最优信息披露点DISC\* = - $\alpha_1/2\alpha_2$  = -1.4483/[-2 × (-0.8251)] = 87.77%。这一结果则表明,信息披露质量的提高并非总是带来公司业绩的不断提升,在使用应计盈余管理对公司业绩

进行调整后,存在一个最优信息披露点为 87.77%, 在最优点左边,信息披露质量的提高会带来公司业绩的不断提升,而在达到这一最优信息披露点之后,信息披露质量的提高反而会造成公司业绩下降。造成这一现象的原因在于,尽管信息披露制度要求的改变对公司所有者是有利的,但是同样会带来信息披露成本和其他间接成本的上升,而这些成本必然会影响到所有者的投资收益。同时,由于高管更多关注职业声誉,因此较高水平的企业信息披露不仅会

促使他们通过盈余管理获得一定的信息披露收益,而且随着信息披露边际成本的上升,信息披露质量反而表现出不断下降的趋势。综上所述,本研究的假设 1 得以验证,即在使用应计盈余管理对公司业绩调整后,信息披露质量与公司业绩之间存在非线性相关关系,且存在一个最优点,使其左右两侧公司真实业绩分别以相反方向变化。图 1 和图 2 给出了经过应计盈余管理调整前后的信息披露质量与公司业绩之间的影响关系。

表 3 信息披露质量与公司业绩和公司真实业绩的回归结果

Tab. 3 Regression results for information disclosure quality, corporate performance and corporate true performance

| 变量                       | 模型 1       |         |            |         | 模型 2        |         |            |         |
|--------------------------|------------|---------|------------|---------|-------------|---------|------------|---------|
|                          | ROA        |         | ROE        |         | ADROA       |         | ADROE      |         |
| <i>TFP</i>               | 2.652 4**  | 0.043 5 | 3.569 7*** | 0.000 0 | 1.862 6**   | 0.040 8 | 2.261 5*** | 0.000 0 |
| <i>DISC</i>              | 5.120 3*** | 0.003 0 | 2.132 4**  | 0.031 1 | 1.448 3**   | 0.033 0 | 2.544 1**  | 0.032 6 |
| <i>DISC</i> <sup>2</sup> |            |         |            |         | -0.825 1*** | 0.000 0 | -0.411 0   | 0.103 5 |
| <i>Lev</i>               | -7.023 5   | 0.111 2 | 12.350 6*  | 0.751 2 | -9.626 5    | 0.126 2 | -0.390 6** | 0.038 2 |
| <i>State</i>             | -0.231 5   | 0.121 0 | -0.015 6*  | 0.042 6 | -0.321 7    | 0.126 8 | -0.023 6** | 0.038 9 |
| <i>Ages</i>              | 0.956 1*   | 0.060 5 | 0.116 2**  | 0.048 6 | 0.897 1**   | 0.048 3 | 0.201 2*   | 0.065 2 |
| <i>Size</i>              | -0.031 5   | 0.005 0 | 3.852 3*   | 0.068 4 | 6.032 1**   | 0.0335  | 0.852 3*** | 0.008 4 |
| <i>AR</i> (1)            |            | 0.120 2 |            | 0.041 5 |             | 0.106 2 |            | 0.013 5 |
| <i>AR</i> (2)            |            | 0.841 5 |            | 1.321 0 |             | 0.251 5 |            | 0.846 9 |
| <i>Hansen-J test</i>     |            | 0.756 1 |            | 1.023 6 |             | 0.771 2 |            | 0.364 5 |
| <i>VIF</i>               | 1.356      |         | 1.551      |         | 1.368       |         | 1.469      |         |
| <i>N</i> /个              | 5 682      | 5 682   | 5 682      | 5 682   | 5 682       | 5 682   | 5 682      | 5 682   |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

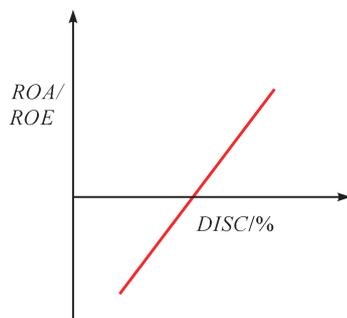


图 1 *DISC* 与公司业绩(*ROA/ROE*)

Fig. 1 *DISC* and corporate performance

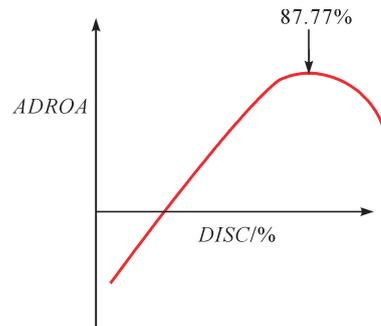


图 2 *DISC* 与公司真实业绩(*ADROA*)

Fig. 2 *DISC* and corporate true performance

### 3.2.2 独立董事治理、信息披露质量与公司业绩

为进一步考察独立董事治理对信息披露质量和公司业绩之间关系的影响,本文在式(4)的基础上构建模型 3 用于检验在未加入 *IB* 和交叉项时独立董事治理对信息披露质量和公司业绩之间关系的影响

结果,在式(7)的基础上构建模型 4 用于检验在加入独立董事比例 *IB* 以及交叉项 *IB* × *DISC* 和 *IB* × *DISC*<sup>2</sup> 后独立董事治理对信息披露质量和公司业绩之间关系的影响结果。

回归结果如表 4 所示。

表4 信息披露质量、独立董事与公司业绩回归结果

Tab.4 Regression results for information disclosure quality, independent director and corporate performance

| 变量                   | 模型 3        |         |            |         | 模型 4        |         |            |         |
|----------------------|-------------|---------|------------|---------|-------------|---------|------------|---------|
|                      | ADROA       |         | ADROE      |         | ADROA       |         | ADROE      |         |
| TFP                  | 1.792 6**   | 0.039 9 | 2.164 9*** | 0.000 0 | 2.563 4**   | 0.040 5 | 3.012 5*** | 0.000 3 |
| DISC                 | 1.680 1**   | 0.032 0 | 2.490 6**  | 0.039 6 | 1.536 5***  | 0.000 0 | 2.042 3*** | 0.035 6 |
| DISC <sup>2</sup>    | -0.885 9*** | 0.000 0 | -6.598 3   | 0.103 8 | -0.833 6**  | 0.014 6 | -4.398 4   | 0.121 3 |
| IB                   |             |         |            |         | -0.035 2*** | 0.002 1 | -0.356 9** | 0.031 5 |
| IB×DISC              |             |         |            |         | 2.021 9***  | 0.000 0 | 1.568 1    | 0.120 4 |
| IB×DISC <sup>2</sup> |             |         |            |         | -1.898 1*** | 0.000 0 | -1.663 5   | 0.156 1 |
| Lev                  | -9.626 5    | 0.131 2 | -0.378 9** | 0.031 9 | -10.321 0*  | 0.061 5 | -0.321 5** | 0.021 7 |
| State                | -0.321 7    | 0.154 6 | -0.021 9** | 0.032 9 | -0.381 5    | 0.163 5 | -0.031 2** | 0.039 1 |
| Ages                 | 0.832 8**   | 0.041 6 | 0.301 2*   | 0.075 3 | 0.356 1     | 0.100 6 | 0.348 9    | 0.132 4 |
| Size                 | 7.169 7**   | 0.023 6 | 0.496 7*** | 0.000 0 | 5.389 1***  | 0.000 0 | 0.312 1*** | 0.000 0 |
| AR(1)                |             | 0.116 4 |            | 0.016 4 |             | 0.056 8 |            | 0.000 3 |
| AR(2)                |             | 0.264 9 |            | 0.796 1 |             | 0.221 6 |            | 0.162 9 |
| Hansen-J test        |             | 0.639 1 |            | 0.315 6 |             | 0.826 1 |            | 0.426 2 |
| VIF                  |             | 1.259   |            | 1.387   |             | 1.498   |            | 1.514   |
| N/个                  |             | 5 682   |            | 5 682   |             | 5 682   |            | 5 682   |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

从表 4 回归结果可以看出,在加入独立董事比例之前,模型 3 中 ADROA 与 DISC<sup>2</sup>之间在 1%水平上显著负相关,而在加入独立董事比例之后,模型 4 中 ADROA 与 DISC<sup>2</sup>之间在 5%水平上显著负相关,结果表明,独立董事能够显著影响信息披露质量与公司业绩之间的关系,且随着独立董事比例的不断 提高,两者之间的关系会不断减弱。另外,独立董事比例与信息 披露质量的交叉项 IB×DISC<sup>2</sup>的系数为负,且在 1%水平上显著,表明随着独立董事比例的不 断提高,独立董事对高管行为的监督作用得到加强,信息披露质量与公司业绩之间的相关性得以减弱。因为独立董事比例的提高会使高管的决策行为受到独立董事的直接有效监督,高管在制定决策行为时更加谨慎,为了减少其面临的职业风险,他们会及时披露更多公司信息从而达到最优信息披露质量进而提高公司业绩。这一结果验证了假设 2 的成立,即在使用应计盈余管理调整公司业绩后,独立董事比例的提高会显著影响信息披露质量与公司业绩之间的相关性。

此外,ADROA 和 DISC<sup>2</sup>、IB×DISC<sup>2</sup>的系数分别为-0.792 5 和-1.534 1,这一结果验证了信息披露质量 和公司业绩之间存在非线性关系假设的成立。同时,《关于在上市公司建立独立董事制度的

指导意见》中指出,上市公司董事会成员中应当至少包括 1/3 比例的独立董事,因此,本文分别考察独立董事比例发生变化时,最优信息披露点将会呈现何种变化趋势。这里分别对 IB 取值为 0、1/3 和 1,并根据式(7)计算出所对应的最优信息披露点。

当 IB=0 时,DISC\* = 92.16%;当 IB=1/3 时,DISC\* = 75.38%;当 IB=1 时,DISC\* = 65.13%。将以上三种计算结果绘制成图 3。

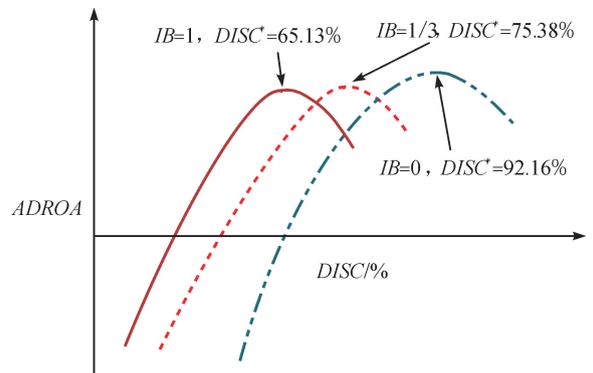


图3 IB对DISC和ADROA的影响  
Fig.3 Effect of IB on DISC and ADROA

从表 4 和图 3 的结果可以看出,在使用应计盈余管理对公司业绩进行调整后,当公司独立董事比例 为 0(假定值)时,意味着独立董事完全没有发挥监督作用,他们可能与高管达成“权力平衡”,造成公

司高管可以完全自由裁定信息披露数量,在这一无效监督机制下,独立董事和信息披露的交互作用使得高管只能不断地披露更多公司信息,以较高水平(92.16%)才能满足投资者对信息的最优化需求;而当独立董事比例为1(假定值)时,公司高管的任何行为都会受到独立董事的严密监督,这将增加高管的职业关注和风险,由于他们没有任何权力自由决定信息披露数量,而在这种完全有效的监督机制下,独立董事和信息披露的交互作用使得上市公司可以较低水平达到最优程度(65.13%),从而满足股东和投资者的信息需求;当独立董事比例为1/3时,上市公司高管可以在独立董事的监督作用下,合理使用自己的权力发布公司信息,由于在这种监督机制下,独立董事的作用可能并没有充分发挥,因此最优化信息披露取决于高管的决策行为和董事会的监督效力。

因此,随着独立董事比例的不断增多,最优信息披露点将会不断降低,从而以较低的信息披露水平满足投资者的信息需求。这意味着独立董事的角色定位不是“权利均衡”,而是真正起到监督作用,这与之前的推测一致,假设2得以验证。原因在于,上市公司高管在披露信息时,由于受到董事会的监督,不仅要权衡信息披露的效益和成本,而且还要考虑到自己的职业关注和风险,同时由于投资者大都是有限理性的,他们会根据自己的需求能力来匹配信息需求量,因此,上市公司信息披露总是存在一个最优点,在其左侧,信息披露质量的提高会显著带来公司业绩提升,而一旦达到最优点,信息披露的增加不仅会造成披露成本上升,而且会带来公司业绩降低。

### 3.3 稳健性检验

为验证研究假设的稳健性,本文进行如下稳健性检验。

1) 信息披露质量替代变量。本研究选取样本中的深市A股上市公司作为研究对象,共计361家公司1805个样本,以深交所《上市公司信息披露工作考核办法》为依据,从及时性、准确性、完整性、合法性四个方面来考察上市公司的信息披露质量,将信息披露结果分为四个等级:优秀、良好、及格和不及格,如果考评结果为良好和优秀,则 $DISC=1$ ,否则 $DISC=0$ 。

2) 内生性问题。已有研究认为,较高价值的企业更有动机参与下年度的自愿性信息披露,这样做可以降低资金成本,并避免资本市场中“柠檬问题”带来的价格折扣。为了减少此类内生性问题对研究结论可能产生的影响,本研究首先对解释变量进行

滞后一期的处理,以减少可能存在的内生性问题。此外,崔学刚<sup>[20]</sup>以自愿性信息披露水平作为信息透明度的替代变量,认为流通股比例越高,信息透明度越高;而杜莹和刘立国<sup>[21]</sup>研究认为,流通股比例与公司绩效无相关关系。可以看出,流通股比例与公司真实业绩不相关,而与信息披露相关,从而能够满足工具变量法对工具变量选取的条件。因此,本研究使用工具变量法选取流通股比例作为工具变量,并使用两阶段最小二乘法对原模型进行估计。以上稳健性结果与前面的结果基本相似,进一步支持了研究结果的稳健性。

## 4 研究结论

本研究以2010—2015年沪深A股上市公司为研究样本,在考虑应计盈余管理对公司业绩影响作用的基础上,分析信息披露质量对公司业绩的影响关系,并进一步探讨独立董事治理对两者关系的影响。研究结果表明:①在使用应计盈余管理对公司业绩进行调整后,存在一个最优信息披露点,在其左侧信息披露质量的增加会带来公司业绩的提高,而在其右侧信息披露质量的增加却会导致公司业绩的下降;②在使用应计盈余管理对公司业绩进行调整后,独立董事会显著影响信息披露质量与公司业绩之间的相关性,独立董事比例的提高会显著降低最优信息披露点。

本研究的结论不仅丰富了现有信息披露文献的内容,而且对上市公司信息披露制度的制定和执行也具有一定的启示意义。一方面要不断完善上市公司信息披露规范和制度要求,另一方面也要防范由于上市公司信息披露混乱造成的市场机制紊乱现象。因此,上市公司应该建立健全信息披露机制,充分发挥独立董事的监督作用,在保护投资者权益的同时提高公司市场价值。

### 参考文献:

- [1] 伊志宏,姜付秀,秦义虎. 产品市场竞争、公司治理与信息披露质量[J]. 管理世界,2010(1):133-141,161.  
YI Zhihong, JIANG Fuxiu, QIN Yihu. The market competition in products, the corporate governance and the quality of information disclosure[J]. Management World, 2010(1): 133-141,161.
- [2] HEALY P M, PALEPU K G. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: a review of the empirical disclosure literature[J]. Journal of Accounting and Economics, 2001, 31(1/3): 405-440.
- [3] ALBRING S M, XU Xiaolu. Management earnings

- forecasts, managerial incentives, and risk-taking [J]. *Advances in Accounting*, 2018(42): 48-69.
- [4] GOLDMAN E, SLEZAK S L. An equilibrium model of incentive contracts in the presence of information manipulation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 80 (3): 603-626.
- [5] BAZRAFSHAN E, KANDELOUSI A S, HOOY C W. The impact of earnings management on the extent of disclosure and true financial performance: evidence from listed firms in Hong Kong [J]. *British Accounting Review*, 2016, 48(2): 206-219.
- [6] BOTOSAN C A. Discussion of a framework for the analysis of firm risk communication [J]. *The International Journal of Accounting*, 2004, 39(3): 289-295.
- [7] 张宗新,杨飞,袁庆海. 上市公司信息披露质量提升能否改进公司绩效:基于2002—2005年深市上市公司的经验证据 [J]. *会计研究*, 2007(10):16-23.  
ZHANG Zongxin, YANG Fei, YUAN Qinghai. Enhancing disclosure quality of listed companies could improve corporate performance? [J]. *Accounting Research*, 2007(10): 16-23.
- [8] 张兵,范致镇,潘军昌. 信息透明度与公司绩效:基于内生性视角的研究 [J]. *金融研究*, 2009(2):169-184.  
ZHANG Bing, FAN Zhizhen, PAN Junchang. Information transparency and corporate performance: a study based on the endogenous perspective [J]. *Journal of Financial Research*, 2009(2):169-184.
- [9] BEYER A, COHEN D A, LYS T Z, et al. The financial reporting environment: review of the recent literature [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50 (2-3): 296-343.
- [10] CORNETT M M, MARCUS A J, TEHRANIAN H. Corporate governance and pay-for performance: the impact of earnings management [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 87(2):357-373.
- [11] PENG Lin, ROELL A. Executive pay and shareholder litigation [J]. *Review of Finance*, 2008, 12 (1): 141-184.
- [12] HERMALIN B E, WEISBACH M S. Information disclosure and corporate governance [J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67(1): 195-234.
- [13] PENG M W. Outside directors and firm performance during institutional transitions [J]. *Strategic Management Journal*, 2004(25): 453-471.
- [14] 王跃堂,赵子夜,魏晓雁. 董事会的独立性是否影响公司绩效? [J]. *经济研究*, 2006 (5):62-73.  
WANG Yuetang, ZHAO Ziye, WEI Xiaoyan. Does independence of the board affect firm performance? [J]. *Economic Research Journal*, 2006 (5):62-73.
- [15] ADAMS R B, FERREIRA D. A theory of friendly boards [J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62 (1): 217-250.
- [16] 李常青,赖建清. 董事会特征影响公司绩效吗? [J]. *金融研究*, 2004 (5):64-77.  
LI Changqing, LAI Jianqing. Does the characteristics of the board of directors affect corporate performance? [J]. *Journal of Financial Research*, 2004(5):64-77.
- [17] 周开国,李涛,张燕. 董事会秘书与信息披露质量 [J]. *金融研究*, 2011(7):167-181.  
ZHOU Kaiguo, LI Tao, ZHANG Yan. Secretary of the board of directors and quality of information disclosure [J]. *Journal of Financial Research*, 2011(7): 167-181.
- [18] 林大庞,苏冬蔚. 股权激励与公司业绩:基于盈余管理视角的新研究 [J]. *金融研究*, 2011(9):162-177.  
LIN Dapang, SU Dongwei. Equity incentive and corporate performance: a new study from the perspective of earnings management [J]. *Journal of Financial Research*, 2011(9):162-177.
- [19] BLACK B, KIM W. The effect of board structure on firm value: a multiple identification strategies approach using Korean data [J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 104: 203-226.
- [20] 崔学刚. 公司治理机制对公司透明度的影响:来自中国上市公司的经验数据 [J]. *会计研究*, 2004 (8): 72-80.  
CUI Xuegang. The effects of corporate governance on corporate transparency experience from China listed companies [J]. *Accounting Research*, 2004(8): 72-80.
- [21] 杜莹,刘立国. 股权结构与公司治理效率:中国上市公司的实证分析 [J]. *管理世界*, 2002(11):124-133.  
DU Ying, LIU Ligu. Equity structure and corporate governance efficiency: an empirical analysis of Chinese listed companies [J]. *Management World*, 2002(11): 124-133.

(责任编辑 周 蓓)