

# 审计委员会特征对信息披露质量的影响研究

## ——基于投资者保护视角

刘 彬

(天津财经大学 商学院,天津 300222)

**[摘要]**结合我国特殊制度背景,以深交所公布2008—2011年信息披露考核结果的主板上市公司为基本研究样本,实证检验投资者保护视角下审计委员会特征影响信息披露质量的方式。研究发现,选定的审计委员会特征均与上市公司信息披露质量呈正相关关系,但是回归结果并不显著。进一步研究发现,在引入投资者法律保护程度与审计委员会特征的交叉变量之后,审计委员会的独立性、专业性、职责与权力保障的落实程度均显著正相关于上市公司信息披露质量,同时随着投资者法律保护程度的提高,这种相关性在不同地区间的差异将更为显著。

**[关键词]**审计委员会;信息披露质量;投资者保护;公司治理结构;独立董事;公司内部治理;信息披露违规

**[中图分类号]**F239.43 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1004-4833(2014)01-0039-09

### 一、引言

近年来,国际、国内资本市场相继曝光了一系列会计舞弊案件和信息披露违规事件。作为公司内部治理机制中的重要环节,专司信息披露流程控制与监督职责的审计委员会制度,势必会对上市公司信息披露质量产生一定的影响。一直以来,审计委员会的有效性是监管机构、学术界及实务界关注的焦点问题之一。若审计委员会无法发挥其功能,上市公司将难以免疫于信息披露违规<sup>[1]</sup>。

审计委员会是董事会下设的、独立董事占多数的专业委员会,它分担了执行董事在内部控制和财务报告方面的部分工作,主要职责包括审查公司的财务信息及其披露、审查内部控制的执行情况等,有利于保证上市公司对外披露的信息客观公允。同时,外部治理机制中的投资者法律保护,通过发挥与上市公司内部治理机制的联动作用,也有利于上市公司信息披露质量的提高。但是,审计委员会制度的治理效率可能会随着上市公司所在地区投资者法律保护程度的不同而出现显著的差异。

理论分析显示,审计委员会履行职责的情况会影响信息披露质量。那么,在我国上市公司实际操作过程中,审计委员会的各项特征会对信息披露质量产生何种程度的影响?在引入投资者法律保护程度的影响后,审计委员会特征对信息披露质量的影响会发生哪些变化?本文将在对上述问题进行解释的基础上,为审计委员会制度的完善以及上市公司信息披露质量的提高,提供经验证据和建议。

### 二、文献述评与研究假设

我国一直大力推行审计委员会制度,并希望借助这一机制,促使企业规范、高效地运作,最大程度地规避风险,保护投资者利益。审计委员会特征及其治理效果也是学术研究中的重要论题。

#### (一) 文献述评

在审计委员会的独立性特征方面,Beasley指出,独立董事在审计委员会中所占比例的高低,与公

**[收稿日期]**2013-05-30

**[基金项目]**国家自然科学基金项目(71272189);教育部人文社会科学青年基金项目(10JYC630006);天津市财政局2013—2014年度重点会计科研项目(kjyxm130302)。

**[作者简介]**刘彬(1984—),女,天津人,天津财经大学商学院博士研究生,讲师,从事财务会计、内部控制与审计研究。

司是否发生会计舞弊并不相关<sup>[2]</sup>。Scarborough 等研究发现,拥有内部董事的审计委员会履行职责的效率比全部由独立董事组成的审计委员会的效率要低,这说明独立性是衡量审计委员会治理效率的重要因素<sup>[3]</sup>。Carcelle 和 Neal 研究发现,独立性强的审计委员会,更能在注册会计师出具非标准审计意见时,有效避免更换会计师事务所<sup>[4]</sup>。Abbott 等对比了 78 组违规公司和未违规公司的配对样本,发现全部由独立董事构成的审计委员会,能够降低信息披露违规情况发生的概率<sup>[5]</sup>。Archambeault 等指出,对于独立董事比例较低的审计委员会,其上市公司非正常更换外部审计师情况较为多见<sup>[6]</sup>。Beasley 等选取高新技术、医疗保健和金融服务这三大高风险行业的公司为研究样本,发现独立董事占审计委员会成员总数的比例越低,公司发生财务舞弊的可能性越大<sup>[7]</sup>。Klein 发现独立董事在审计委员会中的比例提高,能够使上市公司盈余管理水平降低<sup>[8]</sup>。在我国学者的相关研究中,翟华云发现审计委员会的独立性、专业性与会计盈余质量的提高不存在相关关系<sup>[9]</sup>。王斌等发现上市公司信息披露质量与独立董事在董事会中所占的比例、财务收益能力、资产规模等因素正相关<sup>[10]</sup>。蔡卫星发现,与未设置审计委员会的上市公司相比,设立审计委员会的上市公司具有更高的信息披露质量,且审计委员会独立性的加强,极大地促进了信息披露质量的提高<sup>[11]</sup>。

在审计委员会的专业性特征方面,Krishnan 研究发现,专业的审计委员会成员将使各种类型的内部控制缺陷更少地出现在其所在的上市公司<sup>[12]</sup>。Bedard 发现,具备财务会计、信息披露知识等专长的成员,能使审计委员会更好地履行其财务报告、信息披露监督者的职责<sup>[13]</sup>。Abbott 等发现,审计委员会成员的专业能力与上市公司发生财务报告重述的几率呈负相关关系<sup>[14]</sup>。王雄元发现,审计委员会专业性并不显著相关于信息披露质量,但审计委员会成员的学历水平与信息披露质量之间呈现显著的正相关关系<sup>[15]</sup>。郑新源研究后指出,审计委员会的专业性对盈余管理的抑制作用并不显著<sup>[16]</sup>。

综上,国内外学者在研究审计委员会特征对公司治理效果的影响时,多采用独立性、专业性等特征变量。由于模型和方法的选择、研究侧重点、测度变量、使用的数据的差异,使研究结论存在一定差异。且以往研究多单纯从内部治理或外部治理中的某一方面考察机制对信息披露质量的影响,较少同时考虑内、外部治理因素的影响。本文将利用我国深交所 2008—2011 年上市公司数据,通过引入投资者保护这一外部治理因素作为交叉变量,将内、外部治理机制结合,检验审计委员会独立性、专业性,以及职责与权力保障特征对信息披露质量的影响。

## (二) 研究假设

审计委员会在信息披露方面治理功能的发挥途径是:审阅上市公司披露资料的准确性、合规合法性,同时征求专业审计人员、财务顾问和法律顾问的意见,对上市公司信息披露质量进行实时、持续地监督。本文将从作为内部治理机制的审计委员会特征以及作为外部治理机制的投资者保护角度进行实证研究。

### 1. 独立性

基于委托代理理论,审计委员会作为有利于提高上市公司信息披露质量的重要内部治理机制,内部董事人数占审计委员会总人数的比重过高,有可能抑制审计委员会治理功能的发挥,从而为公司管理层进行利润操纵提供了机会,不利于信息披露质量的提高。为保证审计委员会工作的客观性,独立董事需在审计委员会中占多数并担任召集人。此外,独立董事的声誉机制使他们更加注重保证监督工作的质量。可见,独立性特征是对审计委员会成员最基本的资质要求,研究审计委员会的独立性与信息披露质量的关系有着重要意义。

假设一:审计委员会独立性越强,上市公司信息披露质量越高。

### 2. 专业性

实际上,仅有独立性这一特征水平的提高,并不能说明审计委员会的治理功能一定有助于提高上市公司信息披露质量。除了独立性这个首要的资质要求以外,公司治理、财务报告、内部控制、审计等

领域的知识、经验和专长的具备,将保证审计委员会成员更有能力去评估相关事项,实现预期的治理目标。此外,审计委员会成员的专业性,也将有助于其与外部审计师在专业问题上进行沟通与协调。

假设二:审计委员会专业性越强,上市公司信息披露质量越高。

### 3. 职责与权力保障

在要求审计委员会成员具备独立性和专业性的同时,明确审计委员会的权力和职责,清楚地以书面形式记录并获得批准,同样有着重要的意义。在年度财务报告中明确界定、披露审计委员会职责等的上市公司,盈余管理水平较低<sup>[13]</sup>。实现审计委员会治理效应的关键前提是具备明确的制度规范和权责约束控制机制。基于公司治理理论,审计委员会的职责是审计委员会及其成员需要履行的责任,权力是实现审计委员会治理目标的保证。明确的书面正式章程是界定审计委员会权力及职责的载体和保证。章程中应包括:审计委员会在组织中的地位、授权审计委员会接触与执行工作有关的记录、人员和实物资产、确定审计委员会的职责范围等。

假设三:审计委员会职责与权力落实程度越高,上市公司信息披露质量越高。

### 4. 投资者法律保护程度

随着《证券法》、《公司法》的修订和监管要求的提高,投资者法律保护尤其是中小投资者的利益保护问题已经引起了广泛关注。但是各地区经济发展现状及发展观念的不同,造成了各地区对投资者法律保护的立法和执行存在着较大的差异。本文选用樊纲对各省、市、自治区“中介组织发育和法律制度环境”项目评分结果来表示投资者法律保护程度<sup>[17]</sup>。该指数研究的是企业经营的环境,特别是制度环境和政策环境,而不是企业本身问题。相关研究发现,法律保护程度较高地区的上市公司信息披露质量要显著高于法律保护程度较低的地区,且上市公司所在地区法律保护环境的改善与信息披露质量的提高显著正相关<sup>[18]</sup>。那么,投资者保护指数作为外部治理环境的一种反映,在与上市公司的内部治理机制如审计委员会制度的作用叠加后,是否能够显著增强审计委员会特征对信息披露质量的影响呢?这正是本文要解决的问题。

投资者法律保护的一个重要经济后果就是对公司内部治理环境造成影响。基于法律与金融理论,投资者法律保护程度较高的地区,通过给上市公司的生产经营活动营造合法、合规的外部环境,将有助于规范公司内部治理机制,进而促进审计委员会制度功能的有效发挥。此外,投资者法律保护通过与上市公司内部治理机制联动作用的发挥,将有利于上市公司信息披露质量的提高。但是,审计委员会制度的治理效率,可能会随着上市公司所在地区投资者法律保护程度参差不齐而出现显著的差异:在投资者法律保护程度较高的地区,审计委员会实现其提高上市公司信息披露质量的目标较容易;反之,法律保护程度较低的地区,审计委员会可能难以发挥其监督并保证信息披露质量的作用。

假设四:投资者法律保护程度的提高显著增强了审计委员会特征与上市公司信息披露质量的正相关关系。

## 三、研究设计

### (一) 样本选择

本文选择深交所2008—2011年主板上市公司作为样本,其中2008年486家、2009年485家、2010年484家、2011年484家,合计1939家。由于行业特征差异较大,本文从上述上市公司中剔除7家金融保险类上市公司(包括平安银行、东北证券、广发证券、国元证券、国海证券、宏源证券、长江证券);剔除公司基本面数据、审计委员会制度披露缺失的37家上市公司。

### (二) 数据来源

本文被解释变量涉及的信息披露质量相关数据,由作者对深交所网站“信息披露考评”结果进行手工分类、统计和汇总分析得到。审计委员会特征数据、控制变量数据来自国泰安数据库以及作者对

上市公司年报的手工整理。投资者法律保护程度的相关数据,来源于樊刚等<sup>①</sup>对各省、市、自治区的法律制度环境项目的评分结果。

### (三) 研究变量

#### 1. 被解释变量

目前,学术界测度信息披露质量多采用以下两种方法:一是权威机构的评分。权威机构关注上市公司信息披露质量,并按照一定标准进行评级,具有较好的公正、客观性。如标准普尔的《信息披露质量排名》、我国深交所的《信息披露考评》等。二是学者研究中给予的评分。学者在研究过程中,根据搜集的相关变量数据,按照一定的权重计算后自行评分。此法与第一种方法相比,首先是完整性难以保证,容易遗漏部分上市公司;其次,不同学者对信息披露质量的影响因素及给予的权重存在差异,结论容易受到质疑,且研究结论之间的可比性较低。因此,本文采用权威机构——深交所的《上市公司信息披露考评》结果来测度信息披露质量,该评级同时兼顾了自愿性和强制性信息披露,在一定程度上保证了测评结果的全面、完整性。

#### 2. 解释变量

##### (1) 审计委员会的独立性

在测度审计委员会独立性的三类常用指标<sup>②</sup>中,本文以审计委员会中独立董事所占比重来测度独立性程度。本文将其定义为二分类变量,即该比重超过行业平均值,则赋值为1,否则赋值为0。

##### (2) 审计委员会的专业性

我国《上市公司治理准则》对审计委员会成员的资质要求中,除对独立性有较严格的界定外,其他素质并无明确规定。本文以审计委员会中具备财务、审计行业从业经验的人员比重作为指标,超过行业平均值取1,否则取0。

##### (3) 审计委员会的职责与权力保障

在公司章程等书面文件中明确界定审计委员会职责与权力落实程度是审计委员会规范运作的前提和关键。这不仅意味着审计委员会工作获得了董事会和管理层的支持,可以保证审计委员会的地位和权力不受影响,而且还可以最大限度地保证审计委员会的独立性,并可以作为董事会、高级管理层等评价审计委员会工作业绩以及审计委员会与其他有关单位、部门进行协调并消除分歧的依据。本文对明确界定职责与权力落实程度的样本解释变量赋值为1,否则取0。

##### (4) 投资者法律保护程度

鉴于后续实证分析模型中需要设立交叉项,本文根据樊刚对各省、市、自治区1997—2009“中介组织发育和法律制度环境”项目评分结果来表示投资者法律保护程度,这也是我国学术界较常用的替代指标<sup>[17]</sup>。具体来说,本文选择2009年指数作为变量的赋值数据,该评分显示出我国各地区的法律制度环境存在较大差异,具体见上页表1。上述省、市、自治区评分最高的是上海,得分为19.89;最低的是西藏,得分仅为0.18。

#### 3. 控制变量

立足于我国特殊的制度背景,同时结合国内外相关研究,本文为控制公司董事会特征、基本面情况的差异对研究结论的影响,选择的相关控制变量定义及具体取值解释如表2所示。

表1 2009年“中介组织发育和法律制度环境”项目评分结果

| 地区  | 指数    | 地区 | 指数    |
|-----|-------|----|-------|
| 北京  | 16.27 | 湖北 | 7.15  |
| 天津  | 11.57 | 湖南 | 6.02  |
| 河北  | 5.6   | 广东 | 13.99 |
| 山西  | 5.55  | 广西 | 4.88  |
| 内蒙古 | 5.32  | 海南 | 5.25  |
| 辽宁  | 8.46  | 重庆 | 7.6   |
| 吉林  | 6     | 四川 | 7.39  |
| 黑龙江 | 5.96  | 贵州 | 4.47  |
| 上海  | 19.89 | 云南 | 5.44  |
| 江苏  | 18.72 | 西藏 | 0.18  |
| 浙江  | 19.85 | 陕西 | 5.88  |
| 安徽  | 7.32  | 甘肃 | 4.86  |
| 福建  | 8.3   | 青海 | 3.51  |
| 江西  | 5.9   | 宁夏 | 4.66  |
| 山东  | 8.18  | 新疆 | 4.98  |
| 河南  | 6.07  |    |       |

①来自于樊刚《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2006年报告》。

②这三类常用指标为:独立董事人数比例、独立董事担任会议召集人、独立董事背景的审核。

(四) 模型设定

1. 审计委员会特征对信息披露质量的影响

为单纯检验审计委员会特征(暂不考虑投资者法律保护程度)对上市公司信息披露质量产生的影响,本文建立二分类变量模型(1)如下:

$$\text{Logistic}[IQ/(1 - IQ)] = \alpha_0 + \alpha_1 ACIND + \alpha_2 AFAFE + \alpha_3 ACDAP + \alpha_4 I + \alpha_5 D + \alpha_6 A + \alpha_7 R + \varepsilon \quad (1)$$

式中,  $\alpha_0$  为常数项,  $\alpha_i (i = 1, 2, \dots, 7)$  分别为各个自变量的回归系数,  $\varepsilon$  为模型误差项。

2. 投资者保护视角下审计委员会特征对信息披露质量的影响

在模型(1)的基础上,本文第二次回归分析修改了三个联合变量,目的是检验在引入投资者法律保护程度后,审计委员会特征对上市公司信息披露质量的影响。本文建立二分类变量模型(2)如下:

$$\text{Logistic}[IQ/(1 - IQ)] = \beta_0 + \beta_1 ACIND \times PROTECT + \beta_2 AFAFE \times PROTECT + \beta_3 ACDAP \times PROTECT + \beta_4 PROTECT + \beta_5 I + \beta_6 D + \beta_7 A + \beta_8 R + \varepsilon \quad (2)$$

式中,  $\beta_0$  为常数项,  $\beta_i (i = 1, 2, \dots, 8)$  分别为各个自变量的回归系数,  $\varepsilon$  为模型误差项。

模型(2)增加了投资者保护指数变量以及投资者法律保护程度和审计委员会特征的交叉项,分别是:投资者法律保护与审计委员会独立性的交叉项  $ACIND \times PROTECT$ 、投资者法律保护与审计委员会专业性的交叉项  $ACAFE \times PROTECT$ 、投资者法律保护与审计委员会职责与权力保障的交叉项  $ACDAP \times PROTECT$ 。

表2 变量定义说明表

| 类型   | 变量名称         | 变量代码    | 变量界定                            |
|------|--------------|---------|---------------------------------|
| 因变量  | 信息披露质量       | IQ      | 考评结果为“优秀”和“良好”取1,“及格”和“不及格”取0   |
|      | 审计委员会独立性     | ACIND   | 审计委员会中独立董事所占比重超过行业平均值取1,否则取0    |
| 自变量  | 审计委员会专业性     | ACAFE   | 审计委员会中会计和财务专家所占比重超过行业平均值取1,否则取0 |
|      | 审计委员会职责与权力保障 | ACDAP   | 章程或操作细则中明确界定职责范围与权力落实程度取1,否则取0  |
|      | 投资者法律保护程度    | PROTECT | 各省、市、自治区“中介组织发育和法律制度环境”指数       |
| 控制变量 | 独立董事比例       | I       | 董事会成员中独立董事所占的比例                 |
|      | 两职合一         | D       | 当公司董事长兼任总经理取值为1,否则取0            |
|      | 资产规模         | A       | 上年末企业总资产取对数                     |
|      | 盈利能力         | R       | 上年公司的净资产收益率                     |

四、实证结果及分析

(一) 描述性统计分析

深圳证券交易所主板上市公司2006—2011年信息披露考评结果如下页表3。从统计结果可以看出,2006—2011年,被深圳证券交易所信息披露考评为优秀的上市公司数量和所占比例均呈逐年上升趋势,说明随着《证券法》、《公司法》的修订和监管要求的提高,上市公司信息披露质量有所提高。但是需要注意的是,评级为优秀的公司比重仍然偏低,基本维持在10%左右,这说明我国上市公司的信息披露质量还处于较低的水平,仍然存在进一步提高信息披露质量的空间。因此,本文研究信息披露质量的影响因素对改善我国上市公司信息披露质量具有较强的实践意义。

(二) 审计委员会特征对信息披露质量的影响

1. 相关性分析

从表4的相关性分析中可以看出,因变量IQ与自变量ACIND、ACAFE、ACDAP正相关,与控制变量I、A、R在5%的水平上均显著相关。所有变量间的相关系数基本上都在0.2以下,回归模型不存在严重的多重共线性问题。由此,初步验证了建立第一个回归模型的可行性和科学性。

表 3 深市主板上市公司 2006—2011 年信息披露考评结果

| 年度<br>结果 | 2006 年<br>(490) |           | 2007 年<br>(488) |           | 2008 年<br>(486) |           | 2009 年<br>(485) |           | 2010 年<br>(484) |           | 2011 年<br>(484) |           |
|----------|-----------------|-----------|-----------------|-----------|-----------------|-----------|-----------------|-----------|-----------------|-----------|-----------------|-----------|
|          | 数量<br>(个)       | 比例<br>(%) | 数量<br>(个)       | 比例<br>(%) | 数量<br>(个)       | 比例<br>(%) | 数量<br>(个)       | 比例<br>(%) | 数量<br>(个)       | 比例<br>(%) | 数量<br>(个)       | 比例<br>(%) |
| 优秀       | 41              | 8.37      | 42              | 8.61      | 46              | 9.47      | 51              | 10.52     | 54              | 11.16     | 56              | 11.57     |
| 良好       | 248             | 50.61     | 232             | 47.54     | 258             | 53.09     | 319             | 65.77     | 324             | 66.94     | 324             | 66.94     |
| 合格       | 170             | 34.69     | 192             | 39.34     | 165             | 33.95     | 103             | 21.24     | 93              | 19.21     | 88              | 18.18     |
| 不合格      | 31              | 6.33      | 22              | 4.51      | 17              | 3.50      | 12              | 2.47      | 13              | 2.69      | 16              | 3.31      |

注:表 3 数据系作者手工整理得到。

表 4 各变量 Pearson 相关系数(1)

|       | IQ     | ACIND   | ACAFE   | ACDAP  | I       | D      | A      | R |
|-------|--------|---------|---------|--------|---------|--------|--------|---|
| IQ    | 1      |         |         |        |         |        |        |   |
| ACIND | 0.039  | 1       |         |        |         |        |        |   |
| ACAFE | 0.042  | -0.003  | 1       |        |         |        |        |   |
| ACDAP | 0.028  | 0.052   | -0.018* | 1      |         |        |        |   |
| I     | 0.063* | 0.227   | 0.048*  | 0.031  | 1       |        |        |   |
| D     | -0.046 | -0.098* | 0.001   | 0.057* | -0.011* | 1      |        |   |
| A     | 0.107* | 0.138*  | 0.078   | 0.079* | 0.072*  | -0.012 | 1      |   |
| R     | 0.041* | 0.007*  | 0.048   | -0.006 | 0.062*  | 0.018  | 0.059* | 1 |

注:\*\*、\* 分别表示在 1% 和 5% 的水平上显著(双尾检验)。

2. 回归结果

本文利用样本数据,对模型(1)进行实证回归分析,结果见表 5。自变量方面,审计委员会独立性(ACIND)的回归系数在四年混合数据的检验下为 0.463,与回归前的符号预测方向一致,相应的 P 值为 0.0274,说明审计委员会独立性与信息披露质量存在正相关关系,但是该影响并不显著,分年度的回归结果也有类似的发现。类似地,审计委员会的专业性(ACAFE)、职责与权力保障(ACDAP)这两个自变量的回归系数在四年混合数据的检验下分别为 0.331 和 0.266,均与回归前的符号预测方向

表 5 审计委员会特征与信息披露质量的回归结果

| 变量<br>代码 | 符号<br>预测 | 系数(P 值)             |                     |                     |                     |                     |
|----------|----------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|          |          | 2008 年              | 2009 年              | 2010 年              | 2011 年              | 2008—2011 年         |
| ACIND    | +        | 0.307<br>(0.0153)   | 0.194<br>(0.0046)   | 0.557<br>(0.0184)   | 0.361<br>(0.0121)   | 0.463<br>(0.0274)   |
| ACAFE    | +        | 0.284<br>(0.0289)   | 0.309<br>(0.0318)   | 0.362<br>(0.0372)   | 0.298<br>(0.0519)   | 0.331<br>(0.0382)   |
| ACDAP    | +        | 0.485<br>(0.1036)   | 0.164<br>(0.0372)   | 0.374<br>(0.0437)   | 0.382<br>(0.0206)   | 0.266<br>(0.1840)   |
| I        | +        | 0.427<br>(0.0099)   | 0.394<br>(0.0415)   | 0.338<br>(0.0916)   | 0.492<br>(0.0173)   | 0.265<br>(0.0264)   |
| D        | -        | -0.439*<br>(0.0254) | -0.328*<br>(0.0835) | -0.496*<br>(0.0026) | -0.553<br>(0.0164)  | -0.248*<br>(0.0638) |
| A        | +        | 0.305**<br>(0.0493) | 0.622*<br>(0.1845)  | 0.420*<br>(0.0875)  | 0.428**<br>(0.0089) | 0.572*<br>(0.1843)  |
| R        | +        | 0.552<br>(0.0001)   | 0.304<br>(0.0024)   | 0.395<br>(0.0105)   | 0.429<br>(0.0043)   | 0.209<br>(0.0115)   |

注:\*\*、\* 分别表示在 1% 和 5% 的显著性水平(双尾检验)。

一致,但是影响也不显著,分年度的回归结果也有类似的发现。这说明随着审计委员会独立性、专业性、职责与权力保障程度的提高,上市公司信息披露质量将会得到一定程度的提升,但这种提升作用没有通过显著性检验。也就是说,单纯地改善审计委员会主要特征并没有显著贡献于上市公司信息披露质量的提高。

控制变量方面,独立董事比例和盈利能力没有通过显著性检验,两职兼任与信息披露质量显著负相关,资产规模与信息披露质量显著正相关。这一结果说明董事长兼任总经理会对信息披露质量产生不利影响。另外,规模较大的上市公司为了拓宽融资渠道,更愿意进行高质量的信息披露。

(三) 投资者保护视角下,审计委员会特征对信息披露质量的影响

1. 相关性分析

从下页表 6 的相关性分析中可以看出,因变量 IQ 与交叉项 ACIND × PROTECT、ACAFE × PROTECT 在 5% 的水平上显著相关,与交叉项 ACDAP × PROTECT 在 1% 的水平上显著相关,与控制变量

A、R 在 1% 的水平上均显著相关。所有变量间的相关系数基本上都在 0.3 以下,从而说明回归模型不存在严重的多重共线性问题。由此,初步验证了建立模型(2)的可行性和科学性,尤其是验证了投资者保护指数( PROTECT)作为外部治理机制的反映,与因变量之间不存在显著的相关关系。

表 6 各变量 Pearson 相关系数(2)

|                 | IQ       | ACIND × PROTECT | ACAFE × PROTECT | ACDAP × PROTECT | PROTECT  | I      | D       | A      | R     |
|-----------------|----------|-----------------|-----------------|-----------------|----------|--------|---------|--------|-------|
| IQ              | 1.000    |                 |                 |                 |          |        |         |        |       |
| ACIND × PROTECT | 0.183 *  | 1.000           |                 |                 |          |        |         |        |       |
| ACAFE × PROTECT | 0.255 *  | 0.059 *         | 1.000           |                 |          |        |         |        |       |
| ACDAP × PROTECT | 0.197 ** | 0.048 *         | 0.082 *         | 1.000           |          |        |         |        |       |
| PROTECT         | 0.015    | 0.007           | 0.024           | 0.019           | 1.000    |        |         |        |       |
| I               | 0.035    | 0.284 *         | -0.001          | 0.014           | 0.084    | 1.000  |         |        |       |
| D               | -0.041   | -0.136 *        | 0.097 *         | -0.158          | -0.003 * | 0.010  | 1.000   |        |       |
| A               | 0.099 ** | 0.186 *         | -0.004          | 0.291 *         | 0.104 ** | 0.072  | 0.046 * | 1.000  |       |
| R               | 0.157 ** | 0.139 *         | 0.093           | -0.057 *        | 0.042    | -0.195 | -0.046  | -0.100 | 1.000 |

注: \*\*、\* 分别表示 1% 和 5% 的显著性水平(双尾检验)。

2. 回归结果

本文利用样本数据,对模型(2)进行实证回归分析,结果见表 7。自变量方面,审计委员会独立性交叉项 ACIND × PROTECT 的回归系数在四年混合数据的检验下为 0.523,与回归前的符号预测方向一致,相应的 P 值为 0.0482,且在 5% 的水平上显著,分年度的回归结果也有类似的发现。审计委员会专业性交叉项 ACAFE × PROTECT、职责与权力保障交叉项 ACDAP × PROTECT 这两个自变量的回归系数在四年混合数

表 7 投资者法律保护、审计委员会特征与信息披露质量的回归结果

| 变量代码            | 符号预测 | 系数(P 值)              |                       |                      |                      |                      |
|-----------------|------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                 |      | 2008 年               | 2009 年                | 2010 年               | 2011 年               | 2008—2011 年          |
| ACIND × PROTECT | +    | 0.610 *<br>(0.0519)  | 0.595 **<br>(0.0410)  | 0.543 *<br>(0.0321)  | 0.419 *<br>(0.0419)  | 0.523 **<br>(0.0482) |
| ACAFE × PROTECT | +    | 0.519 *<br>(0.0692)  | 0.494 *<br>(0.0521)   | 0.436 **<br>(0.0863) | 0.530 *<br>(0.1053)  | 0.489 *<br>(0.0913)  |
| ACDAP × PROTECT | +    | 0.368 **<br>(0.0825) | 0.264 *<br>(0.1153)   | 0.322 *<br>(0.1843)  | 0.539 **<br>(0.0979) | 0.426 *<br>(0.0833)  |
| PROTECT         | +    | 0.038<br>(0.0614)    | 0.002<br>(0.0267)     | 0.128<br>(0.0163)    | 0.041<br>(0.0009)    | 0.029<br>(0.0173)    |
| I               | +    | 1.028 **<br>(0.4182) | 1.521 *<br>(0.3792)   | 0.799 *<br>(0.5380)  | 0.827 **<br>(0.4701) | 1.079 *<br>(0.3709)  |
| D               | -    | -0.698 *<br>(0.1973) | -0.525 **<br>(0.0514) | -0.647 *<br>(0.1847) | -0.491 *<br>(0.0623) | -0.547 *<br>(0.1732) |
| A               | +    | 0.379 *<br>(0.1794)  | 0.280 *<br>(0.1791)   | 0.354 **<br>(0.2806) | 0.158 *<br>(0.1769)  | 0.269 *<br>(0.0999)  |
| R               | +    | 1.479 *<br>(0.1083)  | 1.598 *<br>(0.0589)   | 0.891 **<br>(0.1794) | 1.470 *<br>(0.1468)  | 1.007 *<br>(0.0947)  |

注:括号内为 P 值, \*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

据的检验下分别为 0.489 和 0.426,均与回归前的符号预测方向一致。投资者保护指数与信息披露质量之间不存在显著的相关关系。所以,结合模型(1)的回归结果看,虽然审计委员会独立性、专业性、职责与权力保障程度与上市公司信息披露质量的正相关关系不够显著,但在引入投资者法律保护程度与审计委员会特征的交叉变量后,回归结果发生了变化。即在法律保护程度较高的地区,审计委员会独立性、专业性以及职责与权力保障程度的提高,能够更有效地推动上市公司信息披露质量的提高。

控制变量方面,公司的信息披露质量与独立董事比例、两职合一、资产规模、盈利能力呈现出显著的相关关系。通过与模型(1)回归结果的对比,本文发现在引入投资者法律保护这一变量后,明显提高了实证研究结果的显著性。

(四) 稳健性检验

为保证以上研究结论的可靠性,我们分别进行了如下稳健性检验。

1. 重新定义审计委员会专业性

前文将具备财务、审计实务从业经验的人员定义为审计委员会专业性的样本标志。为了使研究结论不丧失一般性,现将审计委员会专业性重新定义为:毕业于会计、审计等相关专业,曾经或目前在高校相关专业任教的学者,具备中、高级会计专业技术职称或注册会计师资格认证的专业人员。之

后,本文重新进行了上述两个模型的回归分析,得出的结论保持不变。

### 2. 采用中位数调整法检验独立性和专业性的度量

本研究在测度审计委员会独立性和专业性时,将变量定义为二分类变量,即测度比重超过行业平均值,则赋值为1,否则赋值为0。为了进一步考察结果的稳健性,本文用行业中位数代替行业平均数,即采用表示集中趋势的统计量重新对上述两个模型进行回归分析,得出的结论基本保持不变。

### 3. 选取投资者法律保护程度的替代指标进行实证检验

为了进一步考察模型(2)实证结果的稳健性,本文调整了投资者法律保护程度的变量定义,选取投资者法律保护程度的替代指标。上文中选取的是最新的2011版中国市场化指数(1997—2009)中的2009年指数作为变量的赋值数据。

一方面,我们选取“中国上市公司会计投资者保护指数”来重新定义投资者法律保护程度。北京工商大学“会计与投资者保护”项目组自2011年1月首次推出基于会计角度的投资者保护排名——“2010年中国上市公司会计投资者保护指数”后,相继推出了“2011年中国上市公司会计投资者保护指数”、“2012年中国上市公司会计投资者保护指数”。这一指数从会计信息质量、内部控制、外部审计与财务运行等四个维度对2009—2011年度中国上市公司会计投资者保护状况进行了评价。另一方面,我们选取上市公司年报的审计意见类型来表示投资者法律保护程度。Francis认为,高质量的审计作为一种重要执行机制,可以为投资者提供保护,审计可以通过缓解代理冲突来维护投资者利益,进而降低中小投资者的信息不对称程度<sup>[19]</sup>。王克敏和陈井勇认为,审计意见类型反映了上市公司财务数据的真实性,年报数据越真实,外部中小股东获得的信息质量就越高,投资者保护作用就越大<sup>[20]</sup>。因此,本文选取上市公司年报的审计意见类型来表示投资者法律保护程度:标准无保留意见和带强调事项段的无保留意见赋值为1,保留意见、否定意见和无法表示意见赋值为0。

本文在分别采用上述两类替代指标重新进行两个模型的回归分析后发现,主要的研究结论基本与前文保持一致(限于篇幅,回归结果表未列出)。

## 五、结论与研究局限

### (一) 研究结论及意义

#### 1. 研究结论

本文以深交所2008—2011年信息披露考核结果的主板上市公司为研究样本,采用Logistic回归模型,实证检验了投资者法律保护视角下审计委员会特征对信息披露质量的影响。研究发现,审计委员会独立性、专业性、职责与权力保障的落实程度均与上市公司信息披露质量呈正相关关系,但是回归结果并不显著。进一步研究发现,在引入投资者法律保护程度与审计委员会特征的交叉变量以后,审计委员会的独立性、专业性、职责与权力保障的落实程度均显著正相关于上市公司的信息披露质量,同时随着投资者法律保护程度的提高,这种相关性在不同地区间的差异将更为显著。

#### 2. 理论意义

第一,本文在梳理国外成熟资本市场相关研究思路、结论的基础上,结合委托代理理论、公司治理理论、法律与金融理论,探讨审计委员会特征对信息披露质量的影响,这是对以往主要理论研究视角的补充。第二,本文在单纯检验审计委员会特征对上市公司信息披露质量影响程度的基础上,引入审计委员会“职责与权力保障”变量、投资者法律保护程度与审计委员会特征的交叉变量,并补充检验了交叉变量对信息披露质量的影响,在一定程度上拓宽了以往的审计委员会制度实证研究。

#### 3. 实践意义

为保障审计委员会制度作用的有效发挥,本文研究我国投资者法律保护背景下审计委员会特征对于提高信息披露质量的影响具有一定的实践意义,主要体现在以下三个方面:第一,本文检验了有



效的审计委员会制度应具有的三个主要特征,这对于指导上市公司审计委员会制度这一重要内部治理机制的规范运作具有一定的建设性意义;第二,本文实证分析了审计委员会的三大特征在提高上市公司信息披露质量这一问题上发挥作用的程度,该结论有助于信息披露监管部门从上市公司治理机制的缺陷和漏洞入手,因地制宜地指导上市公司更有针对性地完善自身的审计委员会制度;第三,本文将投资者法律保护程度与上市公司审计委员会制度结合起来考虑,有利于引导全社会提高对投资者法律保护环境的认知度、重视度,有利于全面加快我国投资环境的法制化建设步伐,从而为上市公司内部治理机制作用的高效发挥创造良好的外部法律环境。

## (二) 研究局限

本文仅以深交所公布信息披露考核结果的主板上市公司为研究样本,由于上海证券交易所并不存在信息披露质量的权威评级,所以上交所的上市公司样本未能包括在本文中。在今后的研究中,我们将选择其他方法,对上交所上市公司的信息披露质量进行衡量,使研究样本更加完整。

## 参考文献:

- [1] 鄢志娟,涂建明,吴青川. 审计委员会的功能缺失与公司财务报告违规——基于五粮液的案例研究[J]. 审计与经济研究,2012(6):49-56.
- [2] Beasley M S. An empirical analysis of the relation between the board of director composition and financial statement fraud. The Accounting Review [J],1996,71(10):443-465.
- [3] Scarborough P, Rama D V, Raghunandan K. Audit committee composition and interaction with internal auditing[J]. Accounting Horizons, 1998,12(1):51-62.
- [4] Carcelle J V, Neal T L. Audit committee characteristics and auditor dismissals following new going-concern reports[J]. The Accounting Review,2003,78(1):95-117.
- [5] Abbott L J, Park Y, Parker S. The effects of audit committee activity and independence on corporate fraud[J]. Managerial Finance,2000,26(11):55-67.
- [6] Archambeault D S, DeZoort F T. Auditor opinion shopping and the audit committee: An analysis of suspicious auditor switches[J]. International Journal of Auditing,2001,5(1):33-52.
- [7] Beasley M S, Carcello J V, Hermanson D R, et al. Fraudulent financial reporting: consideration of industry traits and corporate governance mechanisms[J]. Accounting Horizons,2000,14(4):441-454.
- [8] Klein A. Audit committee board of director characteristics and earnings management[J]. Journal of Accounting and Economics,2002,22(3):375-400.
- [9] 翟华云. 审计委员会和盈余质量——来自中国证券市场的经验证据[J]. 审计研究,2006(6):50-57.
- [10] 王斌,梁欣欣. 公司治理、财务状况与信息披露质量——来自深交所的经验证据[J]. 会计研究,2008(2):31-36.
- [11] 蔡卫星,高明华. 审计委员会与信息披露质量:来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论,2009(4):120-127.
- [12] Krishnan J. Audit committee quality and internal control: an empirical analysis[J]. The Accounting Review,2005,80(2):649-675.
- [13] Bedard J, Marrakchi C, Courteau L. The effect of audit committee expertise, independence, and activity on aggressive earnings management[J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory,2004,23(2):13-35.
- [14] Abbott L, Parker S, Peters G F. Audit committee characteristics and restatements[J]. Auditing: A Journal of Practice Theory,2004,23(1):69-87.
- [15] 王雄元,管考磊. 关于审计委员会特征与信息披露质量的实证研究[J]. 审计研究,2006(6):42-49.
- [16] 郑新源,刘国常. 审计委员会有效性研究——基于盈余管理的视角[J]. 财会通讯,2008(8):98-118.
- [17] 樊纲. 中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京:经济科学出版社,2011.
- [18] 魏志华,李常青. 家族控制、法律环境与上市公司信息披露质量来自深圳证券交易所的证据[J]. 经济与管理研究,2009(8):95-102.
- [19] Francis J R, Khurana I K, Pereira R. Investor protection laws, accounting and auditing around the world[J]. Asia Pacific Journal of Accounting and Economics,2003,25(10):26-49.
- [20] 王克敏,陈井勇. 股权结构、投资者保护与公司绩效[J]. 管理世界,2004(2):127-148.

[责任编辑:刘 茜,杨志辉]

(下转第94页)

- [40] 刘大志, 蔡玉胜. 地方政府竞争行为与资本形成机制分析[J]. 学术研究, 2005(3): 19-22.
- [41] Buchanan J M. Public principles of public debt: a defense and restatement[M]. Irwin Indianapolis IN: Liberty Fund Inc, 1999: 1-223.
- [42] 袁静. 举债的理论基础[J]. 财政研究, 2001(11): 30-32.
- [43] Akai N, Sato M. A simple dynamic decentralized leadership model with private savings and local borrowing regulation[J]. Journal of Urban Economics, 2011, 70(1): 15-24.
- [44] Hauner D. Explaining differences in public sector efficiency: evidence from Russia's regions[J]. World Development, 2008, 36(10): 1745-1765.
- [45] 雷新途, 熊德平. 企业融资交易的契约安排: 一个交易费用经济学的分析框架[J]. 审计与经济研究, 2012(2): 89-96.
- [46] 汤胜, 陈伟烽. 融资时机选择与资本结构变动——基于中国上市公司的研究[J]. 南京审计学院学报, 2012(1): 12-18.

[责任编辑: 杨志辉]

## A Review of Research on Local Government Debts Based on Government Competition

YANG Dakai<sup>1</sup>, WANG Ruojun<sup>1</sup>, XIA Youwei<sup>2</sup>

(1. School of Public Economy and Management, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;  
2. Da Hua Accounting Firm, Beijing 100039, China)

**Abstract:** Unlike most of the literature focusing on the local government debt from the view of tax reform, this paper, based on the theory of government competition, inquires the local government debt problem from the following four aspects: the provision of public goods, the local government's operation under debt, analysis of government competition and local government under game theory, debt risk prevention. This paper summarized the mechanism of government competition's effect on local government debt and elaborated the influence of from the top "yardstick competition", government's pursuit of financial resources and soft budget constrain on local government debt and looked forward to the future study of local government debt.

**Key Words:** local government debt; government competition; public goods supply; government liability financing; local finance; financial allocation of power; local government competition

(上接第47页)

## Influence of the Audit Committee Characteristics on the Information Disclosure Quality : Based on Perspective of Investor Protection

LIU Bin

(Center of Accounting and Finance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

**Abstract:** With China's special system background and by using companies' 2008-2011 information disclosure evaluation results and on the main board in Shenzhen stock exchange as the basic research samples, our empirical study tested the influence of the audit committee characteristics on the information disclosure quality from a perspective of investor protection. The study also found that the selected audit committee characteristics all showed a positive correlation between the information disclosure quality of listed companies, but the regression results are not significant. Our further study found that, after we introduced cross variable of the investors legal protection degree and the audit committee characteristics, audit committee's independence, professionalism, and the degree of implementation of responsibility and power guarantee all showed a significant positive correlation between the information disclosure quality of listed companies. In addition, as the level of investors legal protection awareness increases, this correlation differences in different regions will be more significant.

**Key Words:** Audit Committee; information disclosure quality; investor protection; corporate governance structure; independent director; company internal governance; information release breach