

审计委员会、独立董事监管效果研究：来自财务舞弊的证据

杨忠莲,殷姿

(上海财经大学 会计与财务研究院,上海市国定路 777 号 200433)

摘要: 本文是对我国监管部门 2001 年以来提出的在上市公司建立独立董事和审计委员会的执行效果研究。本文通过对沪深两市 2002-2004 年 51 家舞弊公司进行配对研究发现: 非舞弊公司成立审计委员会的可能性显著大于舞弊公司; 非舞弊公司的独立董事比例与舞弊公司的独立董事比例在水平上有显著差异, 但与舞弊发生的关联性并不显著; 发生舞弊公司的董事会会议次数显著大于没有发生舞弊的公司, 但与舞弊发生的关联性也不显著。我们研究还发现: 非舞弊公司第一大股东是国有股的显著大于舞弊公司, 而且越是第一大股东是国有股的公司舞弊的可能性越小; 然而, 舞弊公司国有股的持股比例与非舞弊公司国有股的持股比例有显著差异, 而且与舞弊显著相关, 即国有股持股比例越大, 发生舞弊的可能性也越大, 为此, 我们得出的结论是审计委员会在我国自 2002 年 - 2004 年的执行效果显著于独立董事。

关键词: 审计委员会; 独立董事; 财务舞弊

中国图书分类号: F2 **文献标识码:** A

1 问题提出

近年来, 高频率的上市公司财务舞弊事件的爆发, 引起了社会和政府部门的广泛注意, 一系列法律法规也随之出台。2001 年, 中国证监会发布了《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》要求凡在中国境内上市的公司均应按照有关要求聘任独立董事, 并且 2002 年 6 月 30 日前, 董事会成员中, 至少要包括 2 名独立董事; 2003 年 6 月 30 日前, 上市公司董事会成员中至少要包括 1/3 独立董事。此外, 证监会还发布的《上市公司治理准则》和《股东大会规范意见》等法律法规, 要求在董事会下设立审计委员会等专门委员会, 从而规范上市公司治理。这些措施的出台, 矛头指向了上市公司董事会目前的监督管理作用。本文试图对这些政策的有效性进行研究, 以促进审计委员会与独立董事的监管职责, 完善政府政策监管, 为进一步的学术研究奠定基础。

根据 Lee, Ingram 和 Howard (1999) 对财务报告舞弊的定义, 他们认为, 财务报告舞弊就是系统性的操纵; 财务报告舞弊还可以是管理当局故意错报财务报告附注, 比如故意漏报已经知晓的或有负债、债务合同和关联交易。根据这个定义, 同时结合证监会对违规类型的分类, 本文将财务报告舞弊分为两类: 一类是信息披露虚假或严重误导性陈述, 另一类是未及时披露公司重大事项。

本文通过对沪深两市 2002-2004 年 51 家舞弊公司进行配对研究发现: 非舞弊公司成立审计委员会的可能性显著大于舞弊公司; 非舞弊公司与舞弊公司的独立董事比例在水平上有显著差异, 但与舞弊的关联性并不显著; 发生舞弊公司的董事会会议次数显著大于没有发生舞弊的公司, 但与舞弊发生的关联性也不显著。我们研究还发现: 非舞弊公司第一大股东是

国有股的显著大于舞弊公司,而且越是国有股为第一大股东的公司舞弊的可能性越小。然而,舞弊公司国有股的持股比例与非舞弊公司国有股的持股比例存在有显著差异,而且与舞弊的关联性显著相关,即国有股持股比例越大,发生舞弊的可能性也越大。

本文主要由四部分组成:第一部分为问题的提出,阐述了我们研究的目的和研究结果;第二部分回顾了相关文献,并根据这些已有的研究成果和中国的特殊情况提出基本假设;第三部分为研究设计,包括样本筛选和模型设计;第四部分为研究结论。

2 文献回顾与基本假设

Dechow (1996) 研究发现:与非舞弊公司相比,舞弊公司拥有审计委员会的可能性更小,舞弊公司 CEO 兼任董事会主席的可能性更大。Beasley (1996)对董事会的构成与财务报告舞弊是否存在相关性做了检验。他对 75 家舞弊公司与 75 家非舞弊公司进行配对并采用 LOGIT 回归分析发现:非舞弊公司拥有外部董事的比例显著地高于舞弊公司,但是审计委员会的存在并不能显著地降低财务报告舞弊的可能性。Abbot et al. (2000) 研究发现:审计委员会中外部董事的人数和审计委员会开会次数与财务舞弊的发生存在相关性,但是审计委员会的存在并不能显著降低舞弊的可能性。

2002 年证监会颁布《上市公司治理准则》,建议上市公司在董事会下设审计委员会。审计委员会的职责之一为检查公司的财务报表和披露情况。杨忠莲和徐政旦(2004)对 2002 年设立审计委员会的 382 家上市公司进行研究,发现审计委员会的设立并没有提高财务报表质量的动机。为了检验审计委员会在 2002 年以后的执行效果,我们提出如下假设:

假设 1: 舞弊公司成立审计委员会的可能性要小于非舞弊公司。

根据证监会发布的《关于在上市公司建立董事制度的指导意见》要求在 2003 年 6 月 30 日前,上市公司董事会成员中至少要包括 1/3 独立董事。同时规定独立董事与上市公司之间不得存在任何影响其独立发表意见的关系。国外有学者建议董事会中外部董事和内部董事应该同时存在,一方面可以利用内部董事提高董事会的监督效力,另一方面可以依靠外部董事的存在避免经理层在董事会中的人数过多,造成经理层控制董事会(Fama (1980) 和 Fama 和 Jensen (1983))。外部董事分为两种,一为灰色董事,即与公司有着相当利益关系的人在董事会中任职,例如债权人选派的代表;另外一种为独立董事,即与公司不存在重大利益关系的董事。在我国的上市公司中,几乎不存在灰色董事。Caining and Lizhen Liang (2003)对中国的董事会,以及股东的构成和财务舞弊情况做了研究分析。研究发现,舞弊公司和非舞弊公司在外部董事比例上并没有显著差异。Weidong He (2003)通过对在深圳证券交易所

上市的公司进行分析，发现拥有较大比重独立董事的上市公司，其董事会的监督效力更强。为了进一步验证独立董事的有效性，我们提出如下假设：

假设 2：舞弊公司独立董事比例要小于非舞弊公司。

西方许多学者研究表明，董事会开会次数是反映董事会工作效率的一个重要指标。Lipton 和 Lorsch 和 Byrne (1996) ,Vafeas (1999)). Beasley et al. (1996) 检验了董事会开会次数和财务报告舞弊之间的相关性，他们发现舞弊公司的董事会开会次数显著少于非舞弊公司。而我国《上市公司治理准则》也明确要求董事会要定期召开董事会议，每年度至少要召开两次。我们认为独立董事与审计委员会的监管效果应与其参与董事会的开会次数相关，因此，我们提出如下假设：

假设 3：舞弊公司董事会的开会次数少于非舞弊公司的开会次数。

3 研究设计

3.1 样本筛选

根据第二部分的研究假设，本文选择沪深两市 2002-2004 年上市的公司作为数据来源，样本为 2002—2004 年出现财务报告舞弊的 51 家上市公司与非舞弊的 51 家配对公司。

3.2 舞弊公司筛选

本文研究了沪深两市 2002—2004 年出现财务舞弊的公司，其中，如果违规公司连续数年违规，以最后一年为其违规当年。在这 51 家舞弊公司中，按行业分类，其中制造业为 35 家，比例高达 69%；综合类 4 家，占违规总数的 8%；农林牧渔业和批发和零售贸易各 3 家，分占违规总数的 6%；采掘业，传播与文化产业，建筑业，交通运输、仓储业，社会服务业，和信息技术业各 1 家，分占违规总数的 2%。

3.3 配对样本

本文选择配对样本时考虑 4 个因素：公司规模（总资产），行业，证券交易所（深交所或者上交所），和违规当年。具体配对程序如下：

- 1) 证券交易所：舞弊公司与其配对样本在同一家交易所上市（沪市和深市）。
- 2) 行业和公司规模（总资产）：本文参照中国证券监督管理委员会在 2001 年颁布的《上市公司行业分类指引》，这一分类主要是借鉴了国家标准 GB/T 4754-2002，为 3 位代码制。筛选时先选出同行业的公司，一般以 3 位代码相同为标准，然后考虑资产配比，选择总资产规模在舞弊公司同期（舞弊上一年年末） $1 \pm 30\%$ 范围内的公司。如果无资产在此范围内匹配的公司，则考虑 2 位代码标准作为行业类别标准，再进行资产规模配比。如

果仍然没有，再考虑 1 位代码作为行业类别配对，继而进行资产配对。如果仍然没有，则剔除该舞弊公司。

图 1
舞弊公司与非舞弊公司配对

	(单位：人民币)	
	舞弊公司 均值 <中位数> (标准差)	非舞弊公司 均值 <中位数> (标准差)
总资产	2.12E+09 <1.29E+09> (2.17E+09) n=51	2.03E+09 <1.22E+09> (2.02E+09) n=51
交易所：		
上市	25	25
深市	26	26
	51	51
行业配对：		
3 位行业代码	40	
2 位行业代码	4	
1 位行业代码	7	
	51	
舞弊当年：		
2002 28 家	2003 12 家	2004 11 家

图 1 为舞弊公司与其配对样本的描述性统计

3.4 回归模型和变量选择

为检测本文设立的假设，建立如下模型：

$$\begin{aligned}
 \text{FRAUD}_i = & \alpha + \beta_1 \text{AUDCOMM} + \beta_2 \% \text{INDEP} + \beta_3 \text{MEETFRE} + \beta_4 \text{BODSE} + \beta_5 \% \text{EXEOFF} + \beta_6 \text{CEOCHAIR} \\
 & + \beta_7 \% \text{STASH} + \beta_8 \text{STAHL} + \beta_9 \text{SUPVMEET} + \beta_{10} \text{LEVERAGE} + \beta_{11} \text{TROUBLE} + \beta_{12} \text{GROWTH} + \beta_{13} \text{ROE} \\
 & + \beta_{14} \text{AGELIST} + \varepsilon_i
 \end{aligned}$$

这里：

i 代表 1-102 家公司；

α 代表固定变量；

FRAUD 是哑变量，舞弊公司为 1，非舞弊公司为 0；

AUDCOMM 代表审计委员会，为哑变量，成立审计委员会的为 1，否则为 0；

%INDEP 代表独立董事人数在董事会成员中所占的比例；

MEETFRE 代表董事会的开会次数；

BODSE 代表董事会的规模；

%EXEOFF 代表执行董事人数在董事会成员中所占的比例；

CEOCHAIR 代表董事长是否同时兼任总经理，同时兼任总经理的设为 1，否则为 0；

STAHL 代表国有控股股东，为哑变量，国有控股股东的为 1，否则为 0；

%STASH 代表国有股东的持股比例；

SUPVMEET 代表监事会的开会次数；

LEVERAGE 代表财务杠杆；

TROUBLE 代表企业的财务困境，为哑变量，如果公司在舞弊前三年（含舞弊当年），至少有一年亏损就认为该公司具有财务困难并设为 1，否则为 0；

GROWTH 代表舞弊公司的成长性。是公司舞弊前三年总资产的平均变化率。

ROE 代表净资产报酬率；

AGELIST 代表公司股票在上交所或深交所的上市年数；

ε 代表残差。

在模型中，AUDCOMM，%INDEP，MEETFRE 为独立变量，它们代表了研究架设的主要变量。根据 Dechow et al. 1996 : Carcello and Nagy 2003, Vineeta D. Sharma 2004, Beasley 1996, Loebbecke et al. 1989 等的研究，本文把 BODSE, CEOCHAIR, STAHL, %STASH, SUPVMEET LEVERAGE TROUBLE, GROWTH, SIZE 和 AGELIST 作为控制变量放入模型中。变量的选择主要是基于一些学者的研究成果，并考虑了中国的特殊背景，在这里我们特别强调 TROUBLE 在选择上的不同。前期一些学者对困境的定义往往是当一家公司在舞弊第一年的前 6 年有三次为净利润为负，那么认定该公司出现财务困境，但是在我们这个模型中，考虑到我国证券市场的发展时间还不是很长，对舞弊当年前 3 年中（含舞弊当年）有 1 年利润为负，就将其包括在 TROUBLE 中。

4 回归结果和结论

4.1 描述性统计与方差分析

表 1

Variable	Fraud Firms (n=51)			No-Fraud Firms (n=51)	
	Mean	Median	Std. Dev.	Mean	Median
Std. dev.	Wilcoxon				
(z value)					
Independent Variables					
AUDCOMM	0.215686	0.000000	0.41539	0.470588	0.000000
0.50410		-2.6939***	%INDEP	0.296591	0.11333
0.274096	0.272727	0.09511		1.0514*	MEETFRE
9.607843	9.000000	8.000000	7.627451	7.000000	3.01967
2.5681***	Control Variables				
BODSE	9.078431	9.000000	2.13395	10.11765	9.00000
2.43842		-2.5134***	%EXEOFF	0.177186	0.11860
0.225646	0.222222	0.14742		-1.6221*	CEOCHAIR
0.000000	0.30033		0.156863	0.000000	0.36729
-0.8806		STAHL	0.549020	1.000000	0.50254
0.843137	1.000000	0.36729		-3.2090***	%STASH
0.398900	0.25558		0.449604	0.503200	0.23399

-2.2531**	SUPVMEET	3.860000	4.000000	1.95886		3.705882
3.000000	1.93178	0.6425	LEVERAGE	1.052957	0.654609	1.63447
0.462677	0.486279	0.16773		4.0892***	TROUBLE	0.462677
0.486279	0.16773			0.156863	0.000000	0.36729
6.5040***	GROWTH	0.195810	0.134859	0.28827		0.132249
0.129416	0.14357	0.7094	ROE		-1.03178	-0.11516
5.31256		0.047202	0.061811	0.08390		-6.1110***
AGELIST	6.823529	6.500000	2.19049		5.000000	4.500000
2.61916	3.4999***					

* Statistically significant at less than the 0.1 level based on one-side tests.

** Statistically significant at less than the 0.05 level based on two-side tests.

*** Statistically significant at less than the 0.01 level based on two-side tests

从表 1 单变量统计结果可以看出，在研究变量中，舞弊公司与非舞弊公司审计委员会成立与否（AUDCOMM）与董事会开会次数（MEETFRE）的均值与方差都在 0.01 水平上存在显著差异，而独立董事的比例（%INDEP）则在 0.1 水平上存在显著差异。在控制变量中，舞弊公司与非舞弊公司的董事会规模（BODSE）、国有大股东（STAHL D）、财务杠杆（LEVERAGE）、财务困境（TROUBLE）、净资产报酬率（ROE）和上市时间（AGELIST）的均值与方差在 0.01 水平上存在显著差异；国有股东的持股比例（%STASH）在 0.05 水平上显著；执行董事的比例在 0.1 水平上显著。

4.2 多元回归分析

表 2

Logit Regression Results for test of Hypotheses for a sample of 51 Fraud Firms Matched with 51 No-Fraud Firm

$$\text{FRAUD}_i = \alpha + \beta_1 \text{AUDCOMM} + \beta_2 \% \text{INDEP} + \beta_3 \text{MEETFRE} + \beta_4 \text{BODSE} + \beta_5 \% \text{EXEOFF} + \beta_6 \text{CEOCHAIR} + \beta_7 \% \text{STASH} + \beta_8 \text{STAHL D} + \beta_9 \text{SUPVMEET} + \beta_{10} \text{LEVERAGE} + \beta_{11} \text{TROUBLE} + \beta_{12} \text{GROWTH} + \beta_{13} \text{ROE} + \beta_{14} \text{AGELIST} + \varepsilon_i$$

Variables	Hypotheses	Predicted Sign	Estimated Coefficients	Standard Errors
Chi-square Independent Variables				
AUDCOMM	H1	-	-1.7898	0.9495
3.5533**				

%INDEP	H2	—	3.8245	4.0734
0.8815				

MEETFRE	H3	—	0.1136	0.1073
1.1205				

Control Variables

BODSE	Control	none	0.0473	0.1744
0.0737				

%EXEOFF	Control	none	-5.0542	3.4932
2.0935				

CEOCHAIR	Control	none	1.8989	1.4989
1.6048				

STAHL	Control	none	-4.1655	1.6679
6.2371***				

%STASH	Control	none	8.7726	3.2777
7.1636***				

SUPVMEET	Control	none	0.0142	0.1900
0.0056				

LEVERAGE	Control	none	2.5140	1.8002
1.9503				

TROUBLE	Control	none	2.8578	1.1510
6.1647***				

GROWTH	Control	none	5.9139	3.2610
3.2890				

ROE	Control	none	-7.3420	3.1251
5.5197**				

AGELIST	Control	none	0.0494	
0.1663				

0.0882 Model Statistics: -2Log Likelihood=141.40; R²=0.5690 (14 degree of freedom); Somers' D = 0.910

** Statistically significant at less than the 0.05 level based on two-side tests.

*** Statistically significant at less than the 0.01 level based on two-side tests.

从表2多变量回归结果可以看出，独立变量审计委员会（AUDCOMM）与舞弊呈负相关，而且在0.05水平上显著；其它两个独立变量，即独立董事比例（%INDEP）和董事会开会次数（MEETFRE）与舞弊呈正相关，但都不显著。控制变量中，国有大股东与舞弊呈负相关，而且在0.01水平上显著；国有股东的持股比例（%STASH）和企业财务困境（TROUBLE）与舞弊呈正相关，而且在0.01水平上显著；此外，净资产报酬率与舞弊呈负相关，而且在0.05水平上显著。

4.3 研究结论

从上述统计结果可知，假设1通过了检验，也就是说舞弊公司成立审计委员会的可能性比非舞弊公司成立审计委员会的可能性要小，说明我国公司审计委员会在监管财务报告方面已初见成效，即审计委员会有能减少财务舞弊的可能性。假设2没有通过检验。舞弊公司与非舞弊公司独立董事的比例还是有显著差异，但与舞弊关系不明显，说明我国独立董事在监督公司财务报告质量方面起到了一定的作用，不过作用不显著。这就需要我国监管机构能进一步加强对独立董事的管理，使其能真正地既独立又“懂事”，并发挥其对上市公司财务报告质量的监督作用。假设3也未能通过检验。舞弊公司与非舞弊公司的董事会开会次数差异非常显著，但与舞弊关系不明显。说明舞弊公司为了度过某种难关，董事会经常“碰头”商议，但是可能由于审计委员会和独立董事的会议参与，使这种“碰头”没有导致最终舞弊，即说明公司管理层之间没有勾结舞弊之嫌。我们还发现，公司舞弊可能是其他原因所致，如大股东的指使。我们的研究结果也确实显示，国有股东是大股东，不一定导致舞弊，但国有大股东持股比例越高，越有可能导致舞弊，这也为我国股权改制提供了证据。

我们从研究结果中还发现，公司舞弊也可能与公司的某种财务困境有关，如净资产报酬率较低、或舞弊前三年，至少有一年亏损这些都可能是公司舞弊的诱因，但如果审计委员会或独立董事能充分发挥作用，这类舞弊还是可以避免的。

总之，我们通过研究发现审计委员会在我国2002年—2004年的执行效果显著于独立董事。但我们的研究只是对公司是否成立审计委员会进行检验，这种研究还处在初级阶段，只能进行初步测试。目前，基于上市公司的信息披露，我们无法了解到审计委员会构成，审计委员会开会次数等信息，从而不能对审计委员会的独立性和执行力做进一步的测试，这就限制了本研究的进一步深入。所以建议我国监管机构能向上市公司进一步提出要求，要求他

们能在年报中披露审计委员会的报告，在此报告中应详细披露审计委员会的独立性、审计委员会的构成以及审计委员会的监管活动等信息，使我国的审计委员会以及独立董事不再成为“装饰门面”的工具，最大程度地发挥其监管效益。

参考文献

[1] Mark S. Beasley. An empirical analysis of the relation between the board of director composition and financial atatement fraud [J].The accounting review 71:443-465,1996

[2] Lawrence J.Abbott, Susan Parker, and Gary F.Peters. Audit Committee Charateristics and Restatements[J], Auditing: A Journal of Practice &Theory 23:66-87,2003.

[3] 蔡宁、梁丽珍 公司治理与财务舞弊的关系的经验分析 《财务理论与实践》2003 年 11 月

Research on Supervision Effect of Audit Committee and Independent Director: Evidence from Financial Fraud

Yang Zhonglian, Yin Zi

(Institute of Accounting & Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: This article mainly discusses about the supervision effect of independent director and audit committee that have been proposed by Chinese Securities Regulatory Commission since 2001. We empirically examine and match 51 financial fraud companies using data gathered from shanghai and shenzhen stock exchange markets in the period 2002-2004. Our findings show that the supervision effect of Audit committee is more significant than that of independent director. Thus, we give policies makers some recommendations for reference in this article.

Key words: Audit committee, Independent director, financial fraud

作者简介:

杨忠莲 女 (1965-) 上海财经大学会计学院副教授

殷姿 女 (1981-) 上海财经大学会计学院硕士研究生

联系电话: 65903852/13564173370