

内部控制质量对审计师变更影响的实证检验

陈丽蓉(教授) 周曙光

(重庆理工大学财会研究与开发中心 重庆 400050)

【摘要】 本文以 2008 年度我国发生审计师变更的上市公司为研究样本,将内部控制信息披露程度、内控部门提交监督报告和内部控制缺陷作为内部控制质量的替代变量,验证了内部控制质量对审计师变更的影响。研究发现,审计师变更与内部控制信息披露程度、内控部门是否定期提交监督报告显著负相关,与内部控制缺陷显著正相关。

【关键词】 内部控制质量 内部控制缺陷 审计师变更

审计师变更一直是政府监管部门和学术界关注的重点问题之一。由于数据的限制,有关内部控制质量对审计师变更影响的研究并不多见。根据证监会、上交所、深交所的要求,从 2007 年度起上市公司在年度报告中需要全面披露内部控制的建立健全情况。本文拟以 2008 年披露内部控制信息的上市公司为研究对象,实证检验内部控制质量对审计师变更的影响。

一、理论分析与研究假设

内部控制是公司内部治理机制的基石,外部审计治理作用的有效发挥有赖于内部控制的良好运作。内部控制和外部审计分别是影响组织效率的内在因素和外在因素之一,二者自身的产生、演进和彼此之间的互动、耦合,都是追求组织效率的必然结果(方红星,2002)。审计师利用被审计单位有效的内部控制,可以减少审计时间和成本,提高审计效率,降低审计风险。若被审计单位的内部控制存在缺陷,则会增加审计工作强度和审计成本,导致审计风险的提高。而审计风险的高低直接影响审计师诉讼风险的高低,针对诉讼风险,审计师会倾向于退出高风险的业务。因此,上市公司内部控制质量越低,越有可能导致审计师变更。

信号传递理论认为,投资者与经营者之间存在着信息不对称。自愿披露经过审计的信息,是解决信息不对称的主要手段。自愿披露是上市公司突出自己具有某方面优势的一种方法。高质量公司的管理层有动机将公司高品质的信号(如较好的业绩、较好的内部控制及风险防范信息)及时传递给投资者(林斌等,2009),高质量的内部控制信息能够显示出该公司具有良好的内部控制系统。即内部控制质量越高的上市公司,越倾向于披露详细的内部控制信息,而内部控制质量低的公司不愿意过多地披露内部控制信息。由于上市公司内部控制质量越低,越有可能导致审计师变更,故而提出假设 1:审计师变更与内部控制信息披露程度负相关。

完善的内部控制制度需要得到有效的执行才能体现出其效率。如果上市公司的内控监督部门定期向董事会或审计委员会提交监督报告,则可以认为该公司的内部控制制度得到

了有效的执行。相对于那些没有定期提交内控监督报告的公司来说,定期提交内控监督报告的公司,其内部控制质量相对较高。因此,笔者认为,内控监督部门是否定期提交监督报告,是衡量内部控制质量的重要指标。因此提出假设 2:审计师变更与内控监督部门定期提交监督报告负相关。

内部控制存在缺陷被认为是内部控制质量较低的标志。内部控制缺陷会导致财务报表中无意或有意的重大差错风险(Chan et al,2007)。如果企业存在一个或多个重大缺陷,内部控制应当被认定为无效。无效的内部控制意味着较高的内部控制风险,而较高的内部控制风险则预示着内部控制质量的降低,进而伴随着审计风险的增加,从而可能增加审计师变更的频率(Yan,2007)。Krishnan(2005)通过研究也发现,披露内部控制存在缺陷的公司,审计师变更比较频繁。故而提出假设 3:审计师变更与内部控制缺陷正相关。

二、研究设计与样本选择

(一)变量选择与界定

1. 被解释变量设计。本文把审计师变更(CPACHG)作为被解释变量。CPACHG 指上市公司审计师变更,即 2008 年度的主审会计师事务所与上一年度不同。如果该公司发生了审计师变更,则设定为 CPACHG =1;如果是控制样本,则设定为 CPACHG =0。

2. 解释变量设计。

(1)内部控制信息披露程度(ICID)。本文依据上交所和深交所发布的《上市公司内部控制指引》,结合财政部等五部委联合颁布的《企业内部控制基本规范》,以内部控制五要素为线索,并选取具体的内部控制活动环节或措施如关联方交易控制、对外担保控制、投资管理控制、募集资金控制,会计系统控制、业务控制等 6 个指标,加上内部环境、风险评估、信息与沟通、内部监督 4 个指标,总共设置 10 个指标。通过对上市公司 2008 年度财务报告中披露的内部控制信息进行查询,对内部控制信息披露程度进行评分。每披露一项与某一个指标相关的制度或者行为,则赋予 1 分,披露完整 10 个指标则获得 10 分。显然,ICID 得分越高,信息披露越详细。ICID 反映

了内部控制质量的总体水平。

(2)内控监督部门定期提交监督报告(IOR)。根据上市公司在年度报告中披露的内部控制信息,若公司的内控监督部门定期向董事会或审计委员会提交监督报告,则 IOR=1; 否则, IOR=0。IOR 从内部控制制度是否被执行的角度,反映了内部控制质量的高低。

(3)内部控制缺陷(ICW)。内部控制存在缺陷的公司,其内部控制质量往往比较低。根据年度报告中披露的内部控制信息,若公司披露内部控制存在缺陷,则 ICW=1; 否则, ICW=0。ICW 从内部控制制度是否完善的角度,反映了内部控制质量的高低。

3. 控制变量设计。根据已有研究文献,本文的研究纳入以下控制变量:

(1)上一年的审计意见(OP)。国内外研究普遍认为,审计师变更与审计意见显著相关。Chow 和 Rice(1982)发现,收到“不清洁”的审计意见的公司在随后的一个审计年度更有可能更换其审计师;李东平等(2001)认为,如果审计师出具了非标准无保留审计意见,则上市公司很可能在后一年度变更审计师。若上市公司上一年度被出具标准审计意见,则 OP=1; 否则, OP=0。

(2)盈余管理。盈余管理程度越高,审计风险越高,审计师变更的可能性也就越大。刘伟、刘星(2007)发现审计师变更与公司可操纵应计利润的增长具有显著正相关关系;刘旻等(2004)认为盈余管理是导致审计师变更的重要原因。收益平滑是指管理层通过会计手段调节利润的一种行为,是盈余管理的重要手段。本文借鉴李歆(2008)的研究,将 IS 表示为收益平滑,其计量公式为“(NI_t-NI_{t-1})/(CFO_t-CFO_{t-1})”。其中:NI_t代表 t 期的净利润;CFO_t代表 t 期的经营活动现金流量。当 IS 值小于 1 时,说明该公司存在收益平滑,IS 值越小,盈余管理程度越高。

(3)股权制衡(BALANCE)。《公司法》第一百七十条规定,公司聘用、解聘承办公司审计业务的会计师事务所,依照公司章程的规定,由股东会、股东大会或者董事会决定。股权结构会对审计师变更造成一定的影响,股权越分散,股东之间的制衡作用越强,越不容易发生审计师变更。张文杰等(2006)认为,出具“不清洁”审计意见的审计师发生变更行为的概率与第一大股东的持股比例显著正相关;王雄元等(2008)用第二大股东到第十大股东持股数占第一大股东的比例来衡量股权制衡。

(4)董事长变更(CHANGE)。审计师变更是管理当局与审计师相互博弈的结果,不同的管理者倾向于选择“听自己话”的审计师。李骏和薛祖云(2005)研究发现,董事长发生变更的上市公司较容易解聘会计师事务所。王雄元等(2008)认为,当上市公司董事长发生变更时,继任者倾向于选择自己中意的会计师事务所;或仅是为了与前任董事长划清界限而解聘原有的会计师事务所。若上市公司的董事长发生变更,则 CHANGE=1; 否则,

CHANGE=0。

(5)地域特征(ALIEN)。我国会计师事务所的审计业务存在着明显的地域性,审计师的异地特征是影响审计师变更是否发生的显著因素(李爽等,2002)。若上市公司上一年度聘请的审计师为外地审计师,则 ALIEN=1; 否则, ALIEN=0。

(6)财务状况(LOSS)。一般来说,上市公司财务状况越差,审计风险越大。Schwartz 和 Menon(1985)发现处于财务困境中的公司更倾向于更换审计师。若 2008 年度该公司亏损,则 LOSS=1; 否则, LOSS=0。

(7)资产规模(SIZE),以公司总资产的自然对数计量。李东平等(2001)认为,公司规模越大,可能意味着公司业务与管理更加复杂,公司变更会计师事务所的成本越高。在模型中,SIZE 表示 t 期末资产总额的自然对数。

在此基础上,为了检验前述假设,采用 Logist 回归模型进行验证,本文建立如下审计师变更回归模型:

$$CPACHG = \alpha + \beta_1 ICID_t + \beta_2 OP_{t-1} + \beta_3 IS_t + \beta_4 BALANCE_t + \beta_5 CHANGE_t + \beta_6 ALIEN_{t-1} + \beta_7 LOSS_t + \beta_8 SIZE_t + \xi \quad (1)$$

$$CPACHG = \alpha + \beta_1 IOR_t + \beta_2 ICW_t + \beta_3 OP_{t-1} + \beta_4 IS_t + \beta_5 BALANCE_t + \beta_6 CHANGE_t + \beta_7 ALIEN_{t-1} + \beta_8 LOSS_t + \beta_9 SIZE_t + \xi \quad (2)$$

有关研究变量的经济含义、计算方法和预期符号见表 1:

表 1 研究变量说明

变量名称	经济含义	计量方法	变量类型	预期符号
CPACHG	审计师变更	变更为 1, 未变更为 0	因变量	
ICID	内部控制信息披露程度	根据年报评估	自变量	-
IOR	内控监督部门定期提交监督报告	提交报告为 1, 未提交为 0	自变量	-
ICW	内部控制缺陷	披露缺陷为 1, 未披露为 0	自变量	+
OP	上一年的审计意见	标准审计意见为 1, 非标为 0	控制变量	-
IS	盈余管理	本期与上期净利润差额除以净现金流量差额	控制变量	+
BALANCE	股权制衡	第二至第十大股东占第一大股东的比例	控制变量	-
CHANGE	董事长变更	变更为 1, 未变更为 0	控制变量	+
ALIEN	地域特征	上一年度审计师为异地则为 1, 非异地为 0	控制变量	+
LOSS	财务状况	公司亏损取 1, 非亏损为 0	控制变量	+
SIZE	资产规模	取自然对数	控制变量	+

(二)样本与数据

本文选择 2008 年度在我国证券市场上发生审计师变更的 A 股上市公司作为样本,并按以下原则剔除样本:①由于金融类公司与非金融类公司差异较大,剔除金融保险类公司;②剔除距年度报告日上市时间不到一年的公司。共得到 128 家样本公司,其中上交所 74 家,深交所 54 家。为对照研究,我们选取了相同行业、类似规模但没有发生审计师变更的 128 家上市公司作为控制样本组,其中上交所 74 家,深交所 54 家。

本文所涉及的公司财务数据主要来源于国泰安数据库,并从巨潮资讯网、中国注册会计师协会发布的《2008 年报审计情况快

报》中获取了部分补充资料,涉及内部控制信息的数据由笔者手工整理而得。本文利用 Excel 软件和 SPSS16.0 软件完成计算和回归分析过程。

三、实证分析

1. 描述性统计结果。对全样本的描述性统计结果见表 2:

表 2 全样本描述性统计

变量名称	全部样本	最小值	最大值	中位数	平均值	标准差
CPACHG	256	0	1	0.500 0	0.5	0.500 98
ICID	256	0	10	7.000 0	6.549 0	0.166 30
IOR	256	0	1	0	0.386 7	0.487 95
ICW	256	0	1	0	0.214 8	0.411 52
OP	256	0	1	1	0.890 6	0.312 72
IS	256	-62.11	451.02	0.073 9	1.501 7	29.265 53
BALANCE	256	-0.89	5.55	0.399 2	0.619 1	0.714 03
CHANGE	256	0	1	0	0.238 3	0.426 87
ALIEN	256	0	1	1	0.597 7	0.491 33
LOSS	256	0	1	0	0.179 7	0.384 68
SIZE	256	14.11	25.48	21.5820	21.64 2	1.351 61

其中内部控制信息披露程度(ICID)最小值为 0,最大值为 10,平均值为 6.549 0,说明内部控制信息披露程度不高,内部控制质量普遍较低;内控监督部门定期向董事会或审计委员会提交监督报告(IOR)的公司为 99 家,占全样本的 38.67%,说明大多数公司的内控监督部门没有定期提交监督报告,没有有效地行使监督职能;披露内部控制存在缺陷(ICW)的公司为 55 家,占全样本的 21.48%,说明并不是只有个别公司存在内部控制缺陷,这是我国证券市场上的一个普遍现象。从总体上来说,上市公司内部控制制度还不健全,内部控制系统的有效性普遍较低,内部监督存在“缺位”现象。

表 3 比较了变更样本与控制样本在解释变量和控制变量方面的差异,反映了各变量之间的平均数、中位数及其是否具有显著的差异。单变量检测结果显示:两类公司在变量 ICID、IOR、ICW、OP、CHANGE、ALIEN 方面表现出显著差异。其中,控制样本的 ICID 和 IOR 相对较高,分别在 1%水平上显著高于变更样本,变更样本中 ICW 在 1%水平上显著高于控制样本。

表 3 表明内部控制信息披露程度越高,审计师发生变更的可能性越小;内控监督部门定期提交监督报告的公司,发生审计师变更的概率比较低;内部控制存在缺陷的公司,更容易发生审计师变更。总之,发生审计师变更的公司与未发生审计师变更的公司相比较,其内部控制质量是有显著差异的。当

表 3 变更样本与控制样本的特征比较

变量	平均数			中位数		
	变更样本	控制样本	T	变更样本	控制样本	Z
ICID	5.882 8	7.210 9	4.116***	6	8	-3.833***
IOR	0.296 9	0.476 6	2.992***	0	0	-2.946 5***
ICW	0.296 9	0.132 8	-3.249***	0	0	-3.189***
OP	0.835 9	0.945 3	2.836***	1	1	-2.798***
IS	3.770 9	-0.767 4	-1.236	0.046 8	0.866	-1.133
BALANCE	0.582 7	0.655 6	0.816	0.423 35	0.389 56	-0.577
CHANGE	0.320 3	0.156 3	-3.127***	0	0	-3.075***
ALIEN	0.718 8	0.476 6	-4.061***	1	0	-3.943***
LOSS	0.210 9	0.148 4	-1.302	0	0	-1.300
SIZE	21.555 8	21.728 1	1.020	21.361 5	21.616 1	-1.053

注:***代表在1%水平上显著。

然,严格的结论有待于下文统计检验的结果来证明。在变更样本组与控制样本组之间,变量 IS、BALANCE、LOSS 和 SIZE 都不存在显著差异。

2. 相关性分析。表 4 说明各变量之间的相关系数。结果表明,反映内部控制质量的三个变量中,内部控制信息披露程度(ICID)和内控监督部门定期提交监督报告(IOR)分别在 1%的水平上与审计师变更显著负相关,内部控制缺陷(ICW)与审计师变更在 1%的水平上显著正相关。控制变量中,OP、CHANGE、ALIEN 都与审计师变更在 1%水平上显著相关。

另外,内部控制信息披露程度(ICID)与内控监督部门定期提交监督报告(IOR)的相关系数为 0.474,不过由于这两个变量不会同时出现在同一模型中作为自变量进行回归,不会有共线性的问题。其他自变量之间的相关系数最高为 0.359,未超过 0.5,因此不会存在明显的多重共线性问题,不需要特别关注。

表 4 各变量间皮尔逊(Pearson)双尾检验(N=256)

	CPACHG	ICID	IOR	ICW	OP	IS	BALANCE	CHANGE	ALIEN	LOSS	SIZE
CPACHG	1										
ICID	-0.250**	1									
IOR	-0.184**	0.474**	1								
ICW	0.200**	-0.022	-0.201**	1							
OP	-0.175**	0.199	0.073	0.031	1						
IS	0.077	-0.072	-0.035	-0.025	-0.003	1					
BALANCE	-0.051	-0.051	-0.052	0	0.040	0.009	1				
CHANGE	0.193**	-0.150*	-0.086	0.109	-0.127*	0.087	-0.040	1			
ALIEN	0.247**	-0.020	-0.019	0.177**	-0.058	0.054	0.026	0.085	1		
LOSS	0.081	-0.123*	-0.100	0.003	-0.162**	-0.017	-0.043	0.144*	0.073	1	
SIZE	-0.064	0.227**	0.121	-0.007	0.359**	0.001	-0.069	-0.112	0.067	-0.234**	1

注:**代表在1%水平上显著,*代表在5%水平上显著(双尾检验)。

3. 回归分析结果。表 5 是 Logist 回归分析结果。模型(1)、(2)的差异在于自变量的不同,也就是以不同的方式衡量内部控制质量。模型(1)以内部控制信息披露程度(ICID)为自变

量,ICID反映了内部控制质量的总体水平;模型(2)以内控监督部门定期提交监督报告(IOR)和内部控制缺陷(ICW)为自变量,两者分别从制度是否被执行和制度是否完善的角度,反映了内部控制质量的高低。

表 5 模型的Logist回归结果

变量	模型(1)			模型(2)		
	预期符号	系数	WALD	预期符号	系数	WALD
(Constant)		0.741	0.093		0.504	0.044
ICID	-	-0.190	11.326***			
IOR				-	-0.634	4.841**
ICW				+	0.706	4.010**
OP	-	-0.865	2.694*	-	-1.075	4.236**
IS	+	0.021	1.163**	+	0.020	1.100
BALANCE	-	-0.191	0.951***	-	-0.178	0.827
CHANGE	+	0.724	4.603	+	0.711	4.435
ALIEN	+	1.044	13.512	+	0.930	10.702**
LOSS	+	0.058	0.024	+	0.038	0.011***
SIZE	+	0.028	0.059	+	-0.003	0.000
Chi-square		44.674			43.921	
-2loglikelihood		310.217			310.970	
Cox& Snell R ²		16.0%			15.8%	
Nagelkerke R ²		21.4%			21.0%	

注:***代表在1%水平上显著,**代表在5%水平上显著,*代表在10%水平上显著(双尾检验),表6同。

从表5可以看出:ICID的系数为负,与假设1一致;IOR的系数为负,与假设2一致;ICW的系数为正,与假设3一致。回归结果表明:在我国,上市公司内部控制质量的高低是影响审计师变更的重要因素。即审计师变更与内部控制信息披露程度(ICID)在1%水平上显著负相关,假设1得到验证;审计师变更与内控监督部门定期提交监督报告(IOR)在5%水平上显著负相关,假设2得到验证;审计师变更与内部控制缺陷(ICW)在5%水平上显著正相关,假设3得到验证。就控制变量而言,上一年度的“标准”审计意见与审计师变更显著负相关,说明“非标准”审计意见仍然是导致审计师变更的主要原因;审计师变更与董事长变更(CHANGE)显著正相关,验证了李弢等(2005)的研究结论:董事长发生变更的上市公司较容易解聘会计师事务所;审计师变更与地域特征(ALIEN)显著正相关,说明我国审计市场存在明显的地域性。盈余管理、股权制衡、财务状况和资产规模的系数符号与假设一致,但与审计师变更不存在显著相关性,即这些变量在回归中并未对审计师变更行为产生显著的影响。

4. 稳健性检验。审计师变更可以区分为自愿性变更和非自愿性变更。在我国,非自愿性变更主要表现为:①会计师事务所被撤销证券从业资格,或者由于合并重组等原因导致审计师变更;②根据政府部门或者证监会的相关要求所实施的强制性变更。2008年度,我国证券市场上发生非自愿性变更的公司为30家,其中:因会计师事务所合并重组而导致变更

的公司为10家;根据证监会要求变更审计师的公司为2家;根据国资委的相关要求,发生审计师变更的公司为18家。非自愿性变更是由上市公司不能控制的因素引起,而自愿性变更是上市公司根据自身需求所实施的变更。非自愿性变更公司和自愿性变更公司在变更前后的财务状况、审计师选择、审计意见等方面均存在着较大的差别(郑国坚等,2005)。

由于上述检验并没有区分自愿性变更和非自愿性变更,为了研究结果的严谨性,我们剔除了非自愿性变更的公司以及相应的配对样本,重新对模型(1)和模型(2)进行多元回归分析,以检验前文分析结论的稳健性。

表 6 剔除非自愿性变更样本后的Logist回归结果

变量	模型(1)			模型(2)		
	预期符号	系数	WALD	预期符号	系数	WALD
(Constant)		1.159	0.160		0.185	0.004
ICID	-	-0.229	11.049***			
IOR				-	-0.927	7.053***
ICW				+	0.889	4.215**
OP	-	-1.817	6.319*	-	-2.055	7.849**
IS	+	0.020	0.532	+	0.015	0.326
BALANCE	-	-0.248	1.047	-	-0.170	0.471
CHANGE	+	1.087	6.147**	+	1.014	5.301**
ALIEN	+	1.369	14.812***	+	1.184	10.908***
LOSS	+	-0.111	0.062	+	-0.152	0.107
SIZE	+	0.052	0.145	+	0.050	0.132
Chi-square		51.683			54.626	
-2loglikelihood		220.030			217.087	
Cox& Snell R ²		23.2%			24.3%	
Nagelkerke R ²		30.9%			32.4%	

表6中,回归结果基本保持不变,与基本结论保持一致,即审计师变更与内部控制信息披露程度(ICID)存在显著的负相关关系;审计师变更与内控监督部门定期提交监督报告(IOR)存在显著的负相关关系;审计师变更与内部控制缺陷(ICW)显著正相关。

主要参考文献

1. 陈武朝,张泓.盈余管理、审计师变更与审计师独立性.会计研究,2004;8
2. 方红星.内部控制、审计与组织效率.会计研究 2002;7
3. 李东平,黄德华,王原林.“不清洁”审计意见、盈余管理与会计师事务所变更.会计研究,2001;6
4. 李弢,薛祖云.董事会结构与会计师事务所解聘行为关系的实证研究.经济评论,2005;3
5. 李爽,吴溪.审计师变更研究:中国证券市场的初步证据.北京:中国财政经济出版社,2002
6. 林斌,饶静.上市公司为什么自愿披露内部控制鉴证报告?.会计研究,2009;2
7. 刘伟,刘星.审计师变更、盈余操纵与审计师独立性.管理世界,2007;9