第 38 卷 第 3 期　　财经研究　　Vol. 38 No. 3
2012 年 3 月　　Journal of Finance and Economics　　Mar. 2012

审计师变更、时机选择与投资者评价

张　鸣[1]，田　野[2]，陈　全[3]

(1. 上海财经大学 会计与财务研究院，上海 200233；2. 中国人民大学 博士后流动站，北京 100872；3. 兴业证券 投资银行部，上海 200135)

摘　要：文章从投资者评价的角度对我国证券市场中审计师变更事件的经济后果进行考察。研究发现，在我国证券审计市场中，审计师变更事件具有显著为正的市场反应；市场总体正的累计超额回报主要是由晚变更样本的公告信息引起，晚变更公司在变更公告日附近的累计超额回报为正，并且显著大于早变更的公司；总体来看，审计师变更会显著降低公司的财务盈利可信度，并且在审计师变更以后，晚变更公司盈利可信度的下降程度显著大于早变更的公司。

关键词：审计师变更；时机选择；市场反应；盈利可信度

中图分类号：F239　**文献标识码：**A　**文章编号：**1001-9952(2012)03-0059-11

一、引　言

信息披露制度是资本市场中最基本的运行机制，审计是资本市场信息披露供给链上的重要一环，经由注册会计师审计的财务信息是资本市场正常运行与健康发展的重要因素之一，审计服务的重要意义无可厚非。但由于审计本身具有一些特殊属性(公共产品性、间接付费性和信任品性)使得审计领域的研究往往缺乏直接的可供观察的特征变量，因此，审计服务的利益相关方无法直接获知与审计服务质量相关的信息。利益相关主体都希望能够藉由证券审计市场中出现的特殊现象，研究和探索审计契约供求双方的行为动机以及相应的经济后果等问题。审计师变更现象便成为外部研究者考察审计契约行为的一个最为显见和重要的窗口。在我国资本市场中上市公司频繁更换审计师的现象已经引起市场监管者、学术界乃至社会公众的高度重视。

因此，作为应公开披露的重大事项之一，我国上市公司的审计师变更是否

收稿日期：2011-12-15

基金项目：教育部人文社会科学重点研究基地重大研究项目(2009JJD790031)

作者简介：张　鸣(1958－)，男，上海人，上海财经大学会计与财务研究院教授，博士生导师；

田　野(1985－)，女，黑龙江鹤岗人，中国人民大学博士后流动站研究人员、交通银行博士后工作站研究人员，博士；

陈　全(1985－)，男，湖北天门人，兴业证券投资银行部，博士。

会产生市场反应？特别是对于审计师变更决策过程中较为直接的特征变量——时机选择会对该问题产生怎样的影响，即不同时机选择下审计师变更事件产生的市场反应是否存在差异？同时，投资者对于发生审计师变更公司的财务信息如何评价，以及不同时机选择对该评价的影响如何。出于对上述问题的关注，本文试图对我国证券市场中的审计师变更、时机选择与投资者评价问题进行检验，以发现审计师变更事件对投资者产生的经济后果及其潜在含义。

二、文献回顾、理论分析与假说提出

作为市场经济活动中的一个重要领域，注册会计师审计是提供关于受托责任履行情况的信息及其可靠性的鉴证服务，注册会计师执业的服务质量直接影响投资者、债权人等相关方利益。注册会计师的审计工作就是一个缓解委托人与受托人之间信息不对称状态，从而降低代理成本的社会装置。

我国在法律和监管执行效率、政府与市场的关系、市场发展程度、公司治理效率以及公司审计质量等各方面与成熟的资本市场仍然存在着较大的差距。在我国目前的证券审计市场中，对审计服务的有效需求以及对审计质量的关注程度不足，而审计在资本市场中又被赋予了较为重要的角色，因此审计市场中利益相关方更多地关注审计结果，审计结果对公司产生的暂时性价值提高更可能得到利益相关方的认可。

审计师变更一直是国际会计学界关注的重要问题。现有研究大多将审计师变更事件作为分割线，把变更前公司或者审计师若干维度的特征与变更后相应特征进行比较，由此推断出变更事件涉及的相关问题，对于审计师变更决策中更为直接的特征变量——审计师变更的时机选择问题，则鲜有研究。

审计师变更的内在动机是不可观察的特征变量，但是一般来讲，不同的内在动机导致的审计师变更，在时机选择上会存在一定的差异（Chen 和 Zhou，2007）。因此，通过分析审计师变更时机的选择，可以透析或推断审计师变更的潜在动机。审计师变更时机不仅能够在一定程度上反映公司变更审计师的内在动机，而且与审计师变更涉及的利益相关方表现直接有关。其中，投资者对审计师变更事件的反应和评价是审计师变更问题的重要方面。Fried 和 Schiff（1981）的研究发现，市场对审计师变更事件具有明显的负面反应。Johnson 和 lys（1990）则并未发现审计师变更会在短窗口内引起显著的市场反应，并指出造成这一结果的原因可能来自两方面：一方面，市场的正负反应相互抵消；另一方面，审计师的变更决策可能被市场提前预期。Toeh（1992）则通过模型论证了审计师变更的市场反应主要取决于变更前的审计意见类型、影响变更成本与变更收益的因素等，而且投资者能够甄别不同类型的审计师变更，并予以区别对待。Shu（2000）的研究结果表明，如果公司发生审计师辞聘，那么公司股价会有重大的负面反应，而且当较小规模的会计师事务所发

生辞聘时,市场的负面反应程度更大。国内关于审计师变更经济后果的研究相对较少,同时受限于研究样本量较小、难以克服信息聚群问题,目前的研究结论仅能作为初步的经验证据。

审计师变更公告的市场反应取决于审计师变更事件的信息含量。1993年6月中国证监会在《公开发行股票公司信息披露实施细则(试行)》中规定:上市公司更换为其审计的会计师事务所,应当编制重大事件公告书向社会披露。尽管在以后的几年间,相关部门又陆续发布了一些与审计师变更有关的指导意见和信息披露规则,但是,我国上市公司对于审计师变更事件的信息披露仍然存在缺乏实质性内容、信息披露时间滞后等问题。[①] 在这种情况下,审计师变更以及在不同变更时机下的市场反应成为有待检验的经验问题。为此,本文提出市场反应的研究假说。

假说1a:审计师变更具有显著的市场反应。

假说1b:审计师变更的市场反应不显著。

假说2a:早变更公司与晚变更公司的市场反应存在显著差异。

假说2b:早变更公司与晚变更公司的市场反应不存在显著差异。

会计师事务所提供的审计服务是对公司财务报告的合法性、公允性、一致性等发表的意见,经过独立审计验证的财务信息已经成为投资者资产定价的重要信息来源;同时作为一种监督和担保机制,高质量的审计服务能够增加公司财务报告的可信度。投资者在评估企业市场价值时,对公司盈利信息的依赖程度能够在一定程度上反映投资者对上市公司的财务信息质量,乃至主审事务所审计质量的评价。这同时也反映了与审计师变更相关的公司财务报告质量变化对信息使用者的影响,即审计师变更的经济后果问题。因此,本文除了考察审计师变更公告的直接市场反应外,还检验了审计师变更以及不同的变更时机对公司财务报告可信度的影响。

在我国目前的制度环境下,审计师变更可能会成为上市公司规避非标准审计意见、掩盖财务困境、进行盈余操纵的手段。这不仅会影响独立审计外部公司治理作用的发挥,还会损害投资者利益,影响审计市场和资本市场的正常发展。因此,对于具有较强机会主义动机变更审计师的公司,投资者会持谨慎态度,在进行投资决策时会适当调整对公司盈利信息的依赖程度,进而影响对公司财务信息的可靠性评价。基于此,本文提出研究假说3。

假说3:发生审计师变更的上市公司的盈利可信度显著低于未变更的公司,在财政年度结束后发生变更的公司盈利可信度显著低于在财政年度结束以前发生变更的公司。

三、样本选择与研究设计

(一)样本选择

为检验审计师变更及不同变更时机选择下的投资者评价问题，本文选取2001－2008年我国证券市场中发生审计师变更的A股上市公司为研究对象。为上市公司担任年报审计工作的主审会计师事务所在连续年度发生实质性变化时，即定义为本文的审计师变更样本。根据已经确定的发生审计师变更的样本公司，本文进一步手工收集了相应年度的、具体的审计师变更决议公告，以确定上市公司审计师变更决策的时机选择，通过这一步骤也可以对审计师变更的初始样本进行再次核对。

通过上述步骤我们初步获得了本文研究所需要的审计师变更样本以及对应的变更时间。在此基础上，我们又依次剔除了下列样本：审计师变更公告缺失的样本、金融保险行业公司样本、因会计师事务所被撤销或事务所年检未通过被取消证券从业资格而导致的强制性审计师变更样本、因会计师事务所达到审计服务年限要求或母公司统一调整审计师安排而导致的非自愿性审计师变更样本、[②]当年新上市的公司样本、[③]财务数据缺失的样本。经过上述程序，本文最终得到817个发生审计师变更的样本观测值。本文使用的审计师变更公告来自巨潮资讯网，其他数据来自CSMAR数据库。

（二）研究设计

1．审计师变更短窗口内的投资者反应

审计师变更的直接市场反应是以上市公司变更审计师的董事会决议公告发布日作为事件日，考察在事件日附近短窗口内的累计超额市场回报。关于累计超额回报的计算方法，本文分别考虑了原始个股累计超额日收益率、等权平均市场收益率调整后的个股累计超额收益率、总市值加权平均的市场收益率调整后的个股累计超额收益率和市场模型估算的累计超额收益率这四个指标，分别用CAR_1、CAR_2、CAR_3和CAR_4表示。各指标的计算公式如下：

（1）原始个股累计超额收益率$CAR_1=\prod_{t=-n}^{n}(1+R_{it})-1$。其中，$R_{it}$代表公司i在第t个交易日的股票收益率，－n和n分别表示事件日之前和之后的交易日天数，下同。

（2）等权平均市场收益率调整后的个股累计超额收益率$CAR_2=[\prod_{t=-n}^{n}(1+R_{it})-1]-[\prod_{t=-n}^{n}(1+R_{emt})-1]$。其中，$R_{emt}$代表第t个交易日深圳和上海A股市场综合计算的等权平均市场收益率。

（3）总市值加权平均的市场收益率调整后的个股累计超额收益率$CAR_3=[\prod_{t=-n}^{n}(1+R_{it})-1]-[\prod_{t=-n}^{n}(1+R_{vmt})-1]$。其中，$R_{vmt}$代表第t个交易日深圳和上海A股市场综合计算的总市值加权平均市场收益率。

（4）市场模型估算的个股累计超额收益率CAR_4，具体的估算市场模型为$R_{it}=\alpha_i+\beta_i R_{mt}+\varepsilon_{it}$，其中$R_{mt}$代表第t个交易日深圳和上海A股市场综合计

算的总市值加权平均市场收益率，$AR_{it}=R_{it}-\hat{R}_{it}$，$CAR_4=\sum_{t=-n}^{n}AR_{it}$。

2. 审计师变更长窗口内的投资者评价

与短窗口内的市场反应相对应，审计师变更事件还会对公司的财务信息质量产生影响，本文采用投资者对上市公司财务盈利信息的依赖程度(简称为盈利可信度)作为研究对象，考察审计师变更长窗口内的投资者评价。为检验审计师变更及不同的变更时机对公司盈利可信度的影响，我们借鉴张奇峰(2005)的研究方法，构建如下回归模型对这一问题进行检验：

$$Value=\alpha_0+\alpha_1 Roa+\alpha_2 AC\times Roa+\alpha_3 Late\times Roa+\alpha_4 Size+\alpha_5 Growth+\alpha_6 Age+\sum_{i=1}^{6}\beta_i Year_i+\sum_{i=1}^{20}\gamma_i Industry_i+\varepsilon$$

公式中因变量 Value 代表公司的市场价值，以 Tobin’s Q表示，Tobin’sQ=(每股股价×流通股股数＋每股净资产×非流通股股数＋负债的账面价值)/总资产。

解释变量包括：Roa 代表公司的盈利能力，等于净利润除以总资产；AC 代表审计师变更的虚拟变量，当上市公司年报的审计单位与前一会计年度的审计单位不同时，AC 取 1，否则取 0；Late 代表公司发生审计师变更时机的虚拟变量，公司在财政年度结束日之前变更审计师定义为“早变更”，Late 取 0，反之 Late 取 1；AC×Roa 交互项表示审计师变更对上市公司盈利可信度的影响，如果投资者对变更审计师公司的盈利信息的信赖程度降低，那么根据本文的预期，交互项 AC×Roa 的系数应显著为负；Late×Roa 交互项表示审计师变更时机对上市公司盈利可信度的影响。如果公司在财政年度结束以后较晚变更审计师，投资者对其盈利信息的信赖程度降低，那么根据本文的预期，交互项 Late×Roa 的系数应显著为负。

控制变量包括：Size 代表公司规模，等于期末账面总资产的自然对数；Growth 代表公司的成长性，等于销售收入的年度增长率；Age 代表公司的上市年限，等于公司本期的年份减去公司上市的年份；Year 表示 2001－2007 年的 6 个年度哑变量；Industy 表示按照证监会行业分类的 20 个行业哑变量。

四、实证结果和分析

(一)审计师变更短窗口内的投资者反应

表 1 是投资者对审计师变更公告直接市场反应的检验结果，因文章篇幅的限制，对于每日的超额收益率我们只报告了采用市场模型估算的平均累计超额收益率 CAR_4 的结果。从表 1 可以看出，总体上我国上市公司的审计师变更公告具有显著的正向市场反应，审计师变更公告发布当天的市场累计超额收益率为 0.3％，并在 5％的水平上显著。

表1 审计师变更公告的市场反应

	DAY	Mean	Median	t值	P值	N
市场模型 CAR_4	−5	0.000	0.000	0.439	0.661	817
	−4	0.000	−0.002	−0.332	0.740	817
	−3	0.002**	0.000	2.027	0.043	817
	−2	0.000	−0.001	0.360	0.719	817
	−1	0.000	−0.002	−0.053	0.958	817
	0	0.003**	−0.001	2.509	0.012	817
	1	0.001	−0.001	0.585	0.559	817
	2	0.000	−0.002	−0.269	0.788	817
	3	0.001	−0.001	1.378	0.169	817
	4	0.001	−0.002	0.589	0.556	817
	5	0.000	−0.001	0.350	0.726	817
原始个股	(−1,1)	0.014***	0.004	2.984	0.003	817
	(−2,2)	0.016***	0.004	3.233	0.001	817
	(−3,3)	0.024***	0.005	4.464	0.000	817
	(−5,5)	0.031***	0.010	4.654	0.000	817
等权平均	(−1,1)	0.011**	−0.001	2.514	0.012	817
	(−2,2)	0.010**	−0.005	2.361	0.018	817
	(−3,3)	0.014***	−0.004	2.861	0.004	817
	(−5,5)	0.016***	−0.005	2.741	0.006	817
价值加权	(−1,1)	0.010**	−0.002	2.222	0.027	817
	(−2,2)	0.009*	−0.003	1.941	0.053	817
	(−3,3)	0.012**	−0.007	2.395	0.017	817
	(−5,5)	0.014**	−0.007	2.217	0.027	817
市场模型	(−1,1)	0.004*	0.001	1.658	0.098	817
	(−2,2)	0.004	0.000	1.343	0.180	817
	(−3,3)	0.007**	0.002	2.195	0.028	817
	(−5,5)	0.008**	0.002	2.034	0.042	817

注：*、** 和 *** 分别表示在0.10、0.05和0.01水平上统计显著，下表同。

表1的结果表明，我国证券市场对审计师变更事件具有显著的正向反应，这与国外相关的研究发现并不一致。为了解释基于我国证券审计市场的这一研究发现，下面我们将进一步分析不同时机审计师变更公告市场反应的差异。

按照审计师变更公告的发布日与财政年度结束日的相对早晚关系，我们将审计师变更样本划分为早变更组（Late=0）和晚变更组（Late=1），进行组间差异检验。从表2可以看出，在审计师变更公告的发布日早变更组和晚变更组的累计超额回报均显著为正，并且两组样本累计超额收益率的均值无显著差异，仅在变更公告发布前2天时（即−2天），早变更组公司的累计超额收益率显著小于晚变更组公司。进一步地，在审计师变更公告发布日附近的短窗口内，不同变更时机下的累计超额收益率却存在显著差异。

首先，我们发现仅以原始的和等权平均市场收益率调整后的个股累计超额收益率表示的市场反应，对早变更组公司在相应的短窗口内显著为正，其他两种指标计算的对早变更组公司的市场反应均不显著，而对晚变更组公司无论以何种方法计算，其在短窗口内的累计超额收益率均显著为正。其次，四种计算方法下，晚变更组公司的累计超额收益率均显著高于早变更组公司。这表明表1中发现的审计师变更公告总体显著为正的累计超额回报主要是由晚

变更组样本引起的,并且在财政年度结束以后发生的审计师变更受到投资者显著正向的评价,其超额回报水平显著高于早变更组。

表 2　不同变更时机下审计师变更公告的市场反应

	窗口	Late=0				Late=1				差值	t 值	P 值
		Mean	t 值	P 值	N	Mean	t 值	P 值	N			
市场模型	－5	0.000	－0.13	0.90	567	0.002	0.96	0.34	250	－0.002	－0.88	0.38
	－4	－0.001	－1.02	0.31	567	0.001	0.90	0.37	250	－0.003	－1.32	0.19
	－3	0.001	1.27	0.21	567	0.003*	1.73	0.09	250	－0.002	－0.79	0.43
	－2	－0.001	－0.75	0.46	567	0.003*	1.72	0.09	250	－0.004*	－1.88	0.06
	－1	－0.001	－0.64	0.52	567	0.002	0.81	0.42	250	－0.002	－1.05	0.30
	0	0.003*	1.92	0.06	567	0.003*	1.66	0.10	250	－0.001	－0.24	0.81
	1	0.000	－0.19	0.85	567	0.003	1.28	0.20	250	－0.003	－1.22	0.22
	2	－0.001	－0.98	0.33	567	0.002	0.87	0.39	250	－0.003	－1.30	0.19
	3	0.000	0.26	0.80	567	0.004*	1.93	0.06	250	－0.004	－1.64	0.10
	4	0.000	－0.12	0.90	567	0.002	1.32	0.19	250	－0.002	－1.11	0.27
	5	0.000	－0.37	0.71	567	0.002	1.20	0.23	250	－0.003	－1.20	0.23
原始个股	(－1,1)	0.006**	1.94	0.05	567	0.032**	2.37	0.02	250	－0.027***	－2.66	0.01
	(－2,2)	0.006*	1.70	0.09	567	0.037***	2.77	0.01	250	－0.031***	－2.99	0.00
	(－3,3)	0.012***	2.93	0.00	567	0.050***	3.44	0.00	250	－0.038***	－3.28	0.00
	(－5,5)	0.013**	2.30	0.02	567	0.075***	4.15	0.00	250	－0.062***	－4.24	0.00
等权平均	(－1,1)	0.006**	2.23	0.03	567	0.023*	1.76	0.08	250	－0.018*	－1.87	0.06
	(－2,2)	0.005*	1.66	0.10	567	0.023*	1.80	0.07	250	－0.019*	－1.94	0.05
	(－3,3)	0.007**	2.05	0.04	567	0.029**	2.13	0.03	250	－0.022**	－2.16	0.03
	(－5,5)	0.007	1.60	0.11	567	0.038**	2.24	0.03	250	－0.031**	－2.40	0.02
价值加权	(－1,1)	0.003	1.28	0.20	567	0.025*	1.86	0.06	250	－0.021**	－2.24	0.03
	(－2,2)	0.001	0.35	0.73	567	0.027**	2.03	0.04	250	－0.026***	－2.61	0.01
	(－3,3)	0.002	0.67	0.51	567	0.034**	2.41	0.02	250	－0.031***	－2.94	0.00
	(－5,5)	0.000	0.08	0.94	567	0.045**	2.60	0.01	250	－0.044***	－3.35	0.00
市场模型	(－1,1)	0.002	0.72	0.47	567	0.008*	1.83	0.07	250	－0.006	－1.24	0.22
	(－2,2)	0.000	－0.04	0.97	567	0.012**	2.21	0.03	250	－0.012**	－2.09	0.04
	(－3,3)	0.002	0.47	0.64	567	0.019***	2.78	0.01	250	－0.018**	－2.55	0.01
	(－5,5)	0.000	－0.05	0.96	567	0.027***	3.18	0.00	250	－0.027***	－3.15	0.00

对此我们认为,在我国目前的证券审计市场环境下,出于机会主义动机发生的审计师变更的可能性较高,并且很可能会使公司暂时性地达到规避某些监管要求或者改善审计意见等目的,从而能够在短期内从形式上暂时性地提高企业的价值,同时上市公司的这种短期行为也得到了外部投资者的认可。所以我们发现,晚变更公司审计师变更公告的市场反应显著为正。尽管早变更组样本公司出于“效率观”的动机更强,但是外部投资者对其变更审计师的评价较不显著,从而在早变更组样本中未得到市场的正向反应,市场对于早变更审计师公司的内在动机或者变更后的经济后果识别不足。

(二)审计师变更长窗口内的投资者评价

表 3 报告了审计师变更(时机)对公司财务盈利可信度影响的检验结果。从中可以看出,Roa 的系数显著为正,表明总资产收益率越高,公司的价值越大;交互项 AC×Roa 的系数显著为负,这表明上市公司变更审计师总体上会降低投资者对其盈利信息的评价,从而削弱投资者在定价决策时对公司财务信息的依赖程度。交互项 Late×Roa 的系数在 5%的水平上显著为负,这表明晚变更审计师的公司其盈利信息的可信度显著低于早变更审计师的公司。

由于在财政年度结束后发生审计师变更具有较强的机会主义动机,因此投资者在投资决策时会降低对其盈利信息的信赖程度。尽管早变更公司出于效率观的动机较强,但是投资者对其财务盈利的信赖程度仍有所下降。

上述实证结果验证了本文的研究假说3,即发生审计师变更的上市公司的盈利可信度显著低于未发生审计师变更的公司,在财务年度结束以后发生变更公司的盈利可信度显著低于在财政年度结束以前发生变更的公司。其他控制变量方面的回归结果显示,总资产规模与公司的市场价值显著负相关,公司成长性以及上市年限与公司的市场价值显著正相关,这些结果与已有文献的研究发现基本一致。

表3 审计师变更(时机)对公司盈利可信度的影响

	系数	t值	P值	系数	t值	P值
Constant	8.43***	60.16	0.00	8.42***	56.28	0.00
Roa	0.79***	9.85	0.00	0.80***	9.90	0.00
AC×Roa	−1.69***	−9.97	0.00	−1.36***	−6.12	0.00
Late×Roa				−0.71**	−2.31	0.02
Size	−0.33***	−53.47	0.00	−0.33***	−53.50	0.00
Growth	0.02**	2.18	0.03	0.02**	2.21	0.03
Age	0.25***	11.97	0.00	0.25***	12.03	0.00
Year	控制			控制		
Industry	控制			控制		
Adj_R^2	0.41			0.41		
F值	308.62***			295.57***		
N	9885			9885		

(三)稳健性检验

为保证本文研究结论的稳健性,我们将对审计师变更短窗口内的投资者反应进行敏感性分析。我们进一步以事件日附近(−2,2)窗口内共计5天的累计超额收益率作为因变量,以审计师变更时机选择(Late)作为自变量,通过构造回归模型考察审计师变更时机的相对早晚对市场累计超额收益率的影响。回归模型如下:

$$\begin{aligned}CAR(-2,2)=&\alpha_0+\alpha_1 Late+\alpha_2 Size+\alpha_3 LagMAO+\alpha_4 So\_Top1\\&+\alpha_5 ShrMgt+\alpha_6 Z\_Score+\sum_{i=1}^{6}\beta_i Year_i+\sum_{i=1}^{20}\gamma_i Industry_i+\varepsilon\end{aligned}$$

其中,因变量CAR(−2,2)代表在审计师变更公告发布日附近的(−2,2)天窗口内,按总市值加权平均的市场收益率调整后的公司个股累计超额收益率;自变量LagMAO代表公司上一年度获得的审计意见类型,上一年度公司被出具非标准无保留审计意见,LagMAO取1,否则取0。So_Top1代表实际控制人性质的虚拟变量,如果本期公司为国有控股,So_Top1取1,否则取0。ShrMgt代表公司高管人员的持股比例。Z_Score等于公司本期期末第一大

股东持股比例除以第二大股东的持股比例。其他变量定义与前文相同。

表 4 报告了该敏感性检验的结果。从中可以看出,Late 的系数显著为正。这表明在控制了其他影响因素以后,晚变更公司的累计超额收益率仍然显著高于早变更公司,变更时机的差异对变更事件的总体市场反应有显著影响,该结果进一步印证了本文的结论,这也对内生性问题进行了一定的控制,此外,我们还采用两阶段回归以进一步控制内生性问题,研究结论不变。限于篇幅,文中未报告两阶段的结果。

表 4　审计师变更时机对变更公告市场反应的影响

因变量:CAR(−2,2)	系数	t 值	P 值
Constant	−0.12**	−2.16	0.03
Late	0.01**	2.08	0.04
Size	0.01**	2.21	0.03
LagMAO	0.01*	1.88	0.06
So_Top1	−0.01*	−1.68	0.09
ShrMgt	−0.24	−0.63	0.53
Z_Score	0.00	0.34	0.73
Adj_R^2	0.03		
F 值	2.24***		
N	817		

五、研究结论

本文从两个维度对审计师变更事件的直接经济后果进行了检验,包括审计师变更公告的直接市场反应,以及审计师变更(时机)对公司盈利可信度的影响,前者主要考察审计师变更事件在短窗口内的投资者反应,后者则主要考察审计师变更在相对长窗口内的投资者评价。本文研究发现:首先,公司的审计师变更事件具有显著为正的市场反应,总体正的累计超额回报主要是由晚变更样本引起的,晚变更公司在变更公告发布日附近短窗口内的超额回报显著大于早变更公司。其次,审计师变更事件会显著降低公司的财务盈利可信度,审计师变更的时机选择也会对变更公司的盈利可信度产生显著影响,晚变更公司的盈利可信度的下降程度显著大于早变更公司。

综上分析,晚变更审计师的公司出于机会主义动机的可能性较大,使这类公司可以暂时性地达到某些监管要求,或者改善审计意见等,从而能够在短期内从形式上提高企业的价值,并且这种行为得到了外部投资者的认可。但是出于“机会主义”的变更动机会影响公司的财务信息质量以及信息使用成本和风险,从而相应降低了投资者对出于机会主义变更动机公司的财务盈利信息的信赖程度,晚变更公司的财务盈利可信度显著低于早变更公司。

* 本文还得到中国博士后科学基金第五十批面上项目(2011M500465)的资助。感谢匿名审稿人的建设性意见,当然文责自负。

注释:

①我国审计师变更的信息披露制度与美国证券市场存在较大差异:首先,SEC要求上市公司变更审计师需要提交8-K的格式报告,而我国无此类披露要求;其次,我国上市公司的审计师变更公告缺乏实质性信息披露(李爽和吴溪,2002、2006),关于审计师变更事件的发起方、变更实质原因等少有呈列。

②因会计师事务所自身原因导致的审计师变更,变更时机由事务所被撤销或年检未过的时间而定;因国资委规定同一会计师事务所连续承办企业年度财务决算的审计业务不应超过5年,或者集团母公司统一强制性调整上市公司的会计师事务所而导致的审计师变更,这两类变更同样不属于自愿性选择,因此将其剔除。

③在本文样本中有6例IPO公司上市当年便更换了会计师事务所,由于政府管制和制度环境的影响,当年新上市公司的审计师选择和变更动机与其他公司存在显著差异(朱红军等,2004),而且新获得上市资格的公司在IPO当年面对的监管要求和融资对象等均发生了重大改变,所以将其剔除。

参考文献:

[1]李爽,吴溪.审计意见的市场反应:可避性假设下的模型解析与启示[J].会计研究,2001,(6):58-63.

[2]李爽,吴溪.审计意见变通及其监管:经验证据[J].中国会计与财务研究,2002,(4):1-57.

[3]李爽,吴溪.改聘审计师与上市公司治理:1995-2003年间的经验证据[J].审计研究,2006,(3):52-60.

[4]田野,陈全.审计师变更时机、年报审计意见分歧与审计质量——来自中国证券市场的经验证据[J].中国会计与财务研究,2011,(4):45-107.

[5]吴联生,刘慧龙.中国审计实证研究:1999-2007[J].审计研究,2008,(2):36-46.

[6]张奇峰.政府管制提高会计师事务所声誉吗?——来自中国证券市场的经验证据[J].管理世界,2005,(12):14-23.

[7]朱红军,夏立军,陈信元.转型经济中审计市场的需求特征研究[J].审计研究,2004,(5):53-62.

[8]Barton J. Who cares about auditor reputation? [J]. Contemporary Accounting Research,2005,22(3): 549-586.

[9]Chaney P K,Philipich K L. Shredded reputation: The cost of audit failure[J]. Journal of Accounting Research,2002,40(4): 1221-1245.

[10]Chang C,Chi W,Liu C. Client characteristics and auditor switch in an audit failure [D]. Working Paper,National Cheng-Chi University,2003.

[11]Chen Ken Y,J Zhou. Audit committee,board characteristics and auditor switch decision by Andersen's clients[J]. Contemporary Accounting Research,2007,24(4):1085-1117.

[12]Chen C J P,Su X,Wu X. Auditor changes following a big 4 merger with a local Chinese firm: A case study[J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory,2010,29(1):41-72.

[13]FrancisJ R,Wilson E R. Auditor change: A joint test of theories relating to agency costs and auditor differentiation[J]. The Accounting Review,1988,63(4):663-682.

[14]Fried D, Schiff A. CPA switches and associated market reactions[J]. The Accounting Review, 1981, 56(2): 326－341.

[15]Johnson W B, Lys T. The market for audit service: Evidence from voluntary auditor change[J]. Journal of Accounting and Economics, 1990, 12(1－3): 281－308.

[16]Shu S Z. Auditor resignations: Clientele effects and legal liability[J]. Journal of Accounting and Economics, 2000, 29(2): 173－205.

[17]Simunic D A. The pricing of audit services: Theory and evidence[J]. Journal of Accounting Research, 1980, 18(1): 161－190.

[18]Teoh S H, Wong T J. Perceived auditor quality and the earnings response coefficient[J]. The Accounting Review, 1993, 68(2): 346－366.

[19]Teoh S H. Auditor independence, dismissal threats, and the market reaction to auditor switches[J]. Journal of Accounting Research, 1992, 30(1): 1－23.

[20]Weber J, Willenborg M, Zhang J. Does auditor reputation matter? The case of KPMG Germany and ComROAD AG[J]. Journal of Accounting Research, 2008, 46(4): 941－972.

Auditor Switches, Timing and Investor Evaluation

ZHANG Ming[1], TIAN Ye[2], CHEN Quan[3]

(1. *Institute of Accounting and Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai* 200433, *China*;

2. *Postdoctoral station, Renmin University of China, Beijing* 100872, *China*;

3. *Investment Bank Department, Industrial Securities, Shanghai* 200135, *China*)

Abstract: This paper studies the economic consequences of auditor switches from the angle of investor evaluation in China's securities market. It arrives at the conclusions as follows: firstly, auditor switches have a positive effect on the securities market and the overall positive cumulative excess returns are mainly caused by the announcements of later auditor switches, namely the cumulative excess returns of firms with later auditor switches are positive and are significantly greater than the ones with earlier auditor switches; secondly, auditor switches reduce obviously the earnings credibility, and the reduction in earnings credibility of firms with later auditor switches is significantly greater than the reduction in earnings credibility of firms with earlier auditor switches.

Key words: auditor switch; timing; market response; earnings credibility

(责任编辑　金　澜)