

审计师变更与审计意见购买的关系研究

石绍炳

(安徽财经大学 统计与应用数学学院, 安徽 蚌埠 233030)

摘要:上市公司通过变更审计师进行审计意见购买的行为一直受到监管部门和学术界的高度关注。本文利用 1995—2005 年间我国 A 股上市公司审计意见和审计师变更的宏观数据, 将非标准无保留审计意见细分, 并通过 ARMA 模型对上市公司通过变更审计师进行审计意见购买的潜在原因和实现情况进行 Granger 因果关系检验。研究结论表明: 只有收到带解释说明段的保留意见、无法表示意见及否定意见时才会引发上市公司通过变更审计师进行审计意见购买的行为。

关键词: 审计意见购买; 审计师变更; 宏观数据; ARMA 模型; Granger 因果关系检验

中图分类号: F239. 1; F224. 0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002 - 980X(2008)02 - 0120 - 08

自 20 世纪 90 年代初中国开始发展证券市场以来, 注册会计师作为证券市场的积极参与者和见证人, 其出具的审计意见不仅是监管部门监测上市公司信息披露质量的重要指标之一, 也是投资者判断公司价值、进行投资决策的重要依据。然而, 注册会计师出具审计意见的独立性一直受到公众的质疑, 质疑的焦点主要为“审计意见购买”。所谓“审计意见购买”是指公司管理当局在收到或可能收到对自己不利的审计意见时, 通过变更注册会计师、寻求其他注册会计师支持自己的会计处理, 以满足自身财务报告需要的目的。因此, 上市公司在收到什么样的审计意见时会变更审计师, 以及上市公司通过变更审计师是否能达到购买审计意见的目的, 一直是学术界研究的重要内容之一。但是, 由于以往研究在审计意见分类处理上的笼统性, 以及因果关系检验方向上的单一性, 使得已有的研究结论不够具体。鉴于此, 本文在改进研究方法、选择恰当模型的基础上来揭示审计意见与审计师变更这两者间更细致的关系。这对于揭示上市公司收到哪类审计意见会变更审计师, 以及变更审计师后上市公司收到的审计意见类型是否会发生明显变化具有直接意义, 同时, 也为监管部门进一步遴选监管对象、维护市场秩序、提高证券市场效率提供一些经验证据。

在变更审计师进行审计意见购买的相关研究中, 人们首先关注的是非标准审计意见是否是上市公司变更审计师的潜在原因。在国外, Chow 和 Rice^[1]、Krishnan 等^[2]的研究表明, 非标准审计意见会导致审计师变更, 然而 Fried 和 Schiff^[3]、Schwartz 和 Memon^[4]、Johnson 和 Lys^[5]的研究并未发现非标准审计意见与审计师变更之间存在显著的相关性。在国内, 耿建新和杨鹤^[6]、李东平等^[7]、李爽与吴溪^[8]、陈关亭^[9]、陈晓和陈武朝^[10]等学者的研究结论基本是, 非标准审计意见是审计师变更的显著原因。与探究变更审计师的潜在原因相比, 人们对上市公司变更审计师后能否实现审计意见购买更为关注。早期的一些研究通过比较上市公司变更主审会计师事务所前后所收到的审计意见认为, 上市公司通过变更审计师并没有达到审计意见购买的目的^[1,2]; 然而在 2000 年, Lennox^[11]设计了一个审计意见估计模型, 通过此模型来估计上市公司在不变更审计师时可能收到的审计意见, 并与变更审计师后的审计意见进行比较, 他发现英国的上市公司成功地实现了意见购买动机。国内的研究者, 如李爽与吴溪^[8]、杨鹤和徐鹏^[12]、吴联生与谭力^[13]等借鉴了这一研究方法对我国的证券市场进行研究, 结果表明, 上市公司变更审计师对审计师的独立性具有

收稿日期: 2007 - 09 - 02

基金项目: 2005—2006 年度安徽省哲学社会科学规划项目 (AHSKF05-06D37); 2006 年安徽省高校青年教师科研资助计划项目 (2006jqw062)

作者简介: 石绍炳 (1971—), 男, 湖南省花垣县人, 安徽财经大学统计与应用数学学院讲师, 统计学硕士, 主要从事数量经济分析方面的研究。

在本文中, 审计师是指为上市公司提供年度报告审计服务的主审会计师事务所; 审计师变更是指非监管诱导性的主审会计师事务所的变更。

一定程度的影响,但在统计意义上并不显著。

从以上文献回顾可以看出,目前关于审计师变更与审计意见购买的研究结论不尽一致。结论不一致的原因是多方面的,笔者认为其主要原因是:一是由研究样本中各类非标准无保留意见之间的数量差异引起。当上市公司和审计师对各类非标准无保留审计意见的反应存在显著差异时,把非标准无保留意见作为一类处理,研究结论将由非标准无保留审计意见中占主导作用的审计意见决定。二是由样本期间的不同造成的。因为在不同的样本期间,监管环境各有不同,不管是上市公司还是审计师,都会根据当时的环境做出理性的行为选择。

鉴于此,本文根据审计准则将非标准无保留意见进行细分,并尝试利用1995—2005年我国股票市场的宏观数据,从一个新的数据视角来考察审计师变更与审计意见购买的关系。其研究价值在于:学术上,本文在将审计意见作为离散的有序变量处理的基础上,初次运用宏观计量经济学方法,从双向的角度来研究各类审计意见与审计师变更之间的关系,这对丰富审计研究方法可以说是一次有益的探索;实践上,中国证券市场在经过近20年的风雨后,此时或许需要一个略有区别的监管环境,因此如果能细致准确地把握这两者的关系,将更有利于监管部门选择监管方法、遴选监管对象、降低监管成本、提高监管效率。

1 研究假设

根据审计准则,本文将非标准无保留审计意见分为带解释说明段的无保留意见、保留意见、带解释说明段的保留意见、无法表示意见和否定意见五类。由于在研究样本中收到否定意见的上市公司只有一例,而且否定意见与无法表示意见都被认为是比较严厉的审计意见,故而将否定意见归入无法表示意见中,最终得到以下四类非标准无保留审计意见:带解释说明段的无保留意见、保留意见、带解释说明段的保留意见与无法表示意见,本文中分别称为第2类、第3类、第4类、第5类审计意见。因此,审计意见类型的序数值越大,表示审计意见越严厉;作为对比,本文同时也将全部的非标准无保留审计意见作为一类,称其为2-5类。

由于审计意见购买这一事项包括两个因素,即收到非标准无保留审计意见是上市公司变更审计师的潜在原因;改善审计意见是上市公司变更审计师的直接动机,因此,本文从审计师变更的原因、变更

后果两方面建立研究假设。

A. 上市公司在上一会计期间收到非标准无保留意见是变更审计师的原因。审计师针对上市公司财务会计报表所发表的审计意见,不仅影响到公司的价值,还会对公司管理当局的个人利益产生一定的影响。所以,不管是从公司利益考虑,还是从个人利益出发,管理当局都不愿收到非标准无保留审计意见。当公司被审计师出具非标准无保留审计意见时,管理当局可能会变更审计师,利用后任审计师对公司业务的运作、流程和控制系统的了解,对审计人员施加影响,或者利用前后任审计师的级差,使审计师为其出具较为有利的审计意见,因此建立如下假设:

H_{0A2}:收到带解释说明段的无保留意见(第2类)是上市公司变更审计师的原因;

H_{0A3}:收到保留意见(第3类)是上市公司变更审计师的原因;

H_{0A4}:收到带解释说明段的保留意见(第4类)是上市公司变更审计师的原因;

H_{0A5}:收到无法表示意见(第5类)是上市公司变更审计师的原因;

H_{0A2-5}:收到非标准无保留审计意见(2-5类)是上市公司变更审计师的原因。

B. 上市公司变更审计师后审计意见的变化。上市公司在变更审计师后,由于后任审计师初次受聘于该公司,可能会因对公司的营运状况和特定产业知识缺乏了解,难以发现审计客户的错弊^[14],或为了弥补最初竞聘的低价进入和较高的初始审计成本,审计师可能为留住客户以获得后期的准租金而有损审计独立性^[15],于是建立以下假设:

H_{0B2}:收到带解释说明段的无保留审计意见(第2类)的上市公司,在变更审计师后能收到改善的审计意见;

H_{0B3}:收到保留意见(第3类)的上市公司变更审计师后能收到改善的审计意见;

H_{0B4}:收到带解释说明段的保留意见(第4类)的上市公司,在变更审计师后能收到改善的审计意见;

H_{0B5}:收到无法表示意见(第5类)的上市公司变更审计师后能收到改善的审计意见;

H_{0B2-5}:收到非标准无保留意见(2-5类)的上市公司变更审计师后能收到改善的审计意见。

然而,初次受聘的后任审计师也许清楚地知道自己缺乏识别客户特殊风险和存在问题的足够经

验,因此不仅会在审计过程中采取有效的审计程序、搜集适当的审计证据以提高审计质量,还可能考虑到上市公司变更审计师存在着潜在的不利影响,出于谨慎考虑而出具更严厉的审计意见,因此建立如下假设:

H_{0w2} :收到带解释说明段的无保留意见(第 2 类)的上市公司,在变更审计师后会收到更严厉的审计意见;

H_{0w3} :收到保留审计意见(第 3 类)的上市公司变更审计师后会收到更严厉的审计意见;

H_{0w2-5} :收到非标准无保留审计意见(2-5 类)的上市公司变更审计师后会收到更严厉的审计意见。

以上假设中, H_{0B2} 与 H_{0w2} 、 H_{0B3} 与 H_{0w3} 、 H_{0B2-5} 与 H_{0w2-5} 不可能同时成立。

2 研究方法

要分析上市公司在上一会计期间收到非标准无保留意见是否会引起审计师变更,以及上市公司变更审计师对审计意见的影响,可从变量间的因果关系进行判断。在经济分析中,由于不同的经济理论所依据的前提假设不同,单凭经济理论很难对变量间的因果关系做出合理的判断,甚至有时会做出与事实完全相反的判断。因此,根据现象本身所提供的数字规律,透过随机性来揭示经济变量间的因果关系,是人们了解经济现象本质的有效途径之一,其中以 Granger 因果关系检验最为常用。

2.1 Granger 因果关系检验

Granger 因果关系是指这样一种关系,即如果 X 先于 Y 发生,且加入 X 的过去值后能够提高对 Y 变化的解释能力,则称 X 是 Y 的 Granger 原因。由于 Granger 因果关系检验方法中的单侧分布检验法、双侧分布检验法以及 FPE 检验法均采用较多滞后变量的自回归模型,因此这些方法对于本文的小样本来说是不合适的。因此,本文利用 Hurvich 和 Tsai^[16]提出的 AICC(Corrected AIC)准则,来选择自回归移动平均模型(以下简称 ARMA 模型)的滞后期长度进行 Granger 因果关系检验。设要检验 X 是 Y 的 Granger 原因,则具体的检验步骤如下:

第一步,分别对 Y 与 X 序列的平稳性进行检

验,以确定变量的单整阶数。对于双变量来说,当它们的单整阶数相同时才有可能协整,进而才可能存在因果关系,否则就不可能存在因果关系。

第二步,若 Y 与 X 都是平稳序列,则以 Y 建立 ARMA 模型,滞后长度由 AICC 准则确定,这时最小的 AICC 记为 $AICC_a$ 。

第三步,引入 X 及其滞后期,仍以 AICC 准则确定 X 的滞后长度,此时最小的 AICC 记为 $AICC_b$ 。

第四步,比较 $AICC_a$ 与 $AICC_b$ 。若 $AICC_a > AICC_b$,说明 X 的引入有助于提高 Y 的预测能力, X 是 Y 的 Granger 原因;否则,说明 X 的加入并不能提高对 Y 的预测, X 不构成 Y 的 Granger 原因。

2.2 审计师变更前后的盈余管理程度差异检验

一般来说,上市公司被出具非标准无保留审计意见在很大程度上与公司的盈余管理有关。只有当盈余管理程度在变更审计师前后没有显著差异的情况下,若上市公司被出具的审计意见比变更前较缓和,方可认为审计意见的变化是由于公司变更审计师“购买”所造成。因此,上市公司变更审计师对审计意见所产生的影响,还须进一步对上市公司在变更审计师前后的盈余管理程度是否存在差异进行检验才能得出结论。

借鉴以往的大量研究,本文以操控性应计利润绝对值来衡量上市公司盈余管理程度。通过对操控性应计利润绝对值的增量(为变更审计师后的操控性应计利润绝对值减去变更前操控性应计利润绝对值,即 $abs daa_{i,t} = abs daa_{i,t} - abs daa_{i,t-1}$)进行检验,就可了解到公司在变更审计师前后的盈余管理是否存在差异。在检验之前,先对操控性应计利润进行估计,接着对其绝对值的增量进行正态性检验,根据正态检验结果选择采用 T 检验还是 Wilcoxon 符号秩检验方法,并据此来检验变更审计师前后盈余管理程度的变化。

操控性应计利润 DA_{it} 通过如下公式估算:

$$DA_{it}/A_{it} = TA_{it}/A_{it} - (\mu_{i+1} REV_{it}/A_{it} + 2 PPE_{it}/A_{it}) \quad (1)$$

收到带解释说明段的保留意见(第 4 类审计意见)的上市公司在变更审计师后收到更严厉的审计意见的只有“深中浩”(代码为 000015,其在 1997 年收到带解释说明段的保留审计,在 1998 年收到拒绝表示意见)一例,由于数据过小,代表性不足,因而不设立假设 H_{0w3} (即:收到带解释说明段的保留意见(第 4 类)的上市公司,在变更审计师后会收到更严厉的审计意见);因“无法表示意见”(即第 5 类审计意见)已经是最严厉的,不能变得更糟,因此也不建立假设 H_{0w5} (即收到无法表示意见的上市公司在变更审计师后会收到改善的审计意见)。

$AICC = -2 \log(l) + 2KN(N - K - 1)$,其中, $\log(l)$ 为对数似然函数值, K, N 分别为参数个数与有效样本容量。

在式(1)中: TA_{it} 为公司 i 在 t 年度的总应计利润; REV_{it} 为公司 i 在 t 年度主营业务收入的年增长率; PPE_{it} 是公司 i 在 t 年度末的固定资产原值; A_{it} 是公司 i 在 t 年度末的总资产; μ_{i-1} 和 μ_{i-2} 为公司的个体特征参数, 这些公司特征参数可根据以下方程估计:

$$GA_{it}/A_{it} = \mu_{i-1} REV_{it}/A_{it} + \mu_{i-2} PPE_{it}/A_{it} + e_{it} \quad (2)$$

在式(2)中: GA_{it} 为公司 i 在 t 年度线上项目的应计利润; e_{it} 为随机误差项。

3 实证检验

3.1 数据来源及处理

本文以 1994—2005 年我国 A 股市场为研究对象, 样本数据来自上市公司财务数据库 (CSMAR)。由于在此样本期间, 上市公司的主审会计师事务所曾发生过多次较大范围的拆分与合并, 本文将合并后的会计师事务所与合并前的会计师事务所作同一事务所处理, 对被拆分的会计师事务所在拆分前与拆分后的第一个年度也作同一事务所对待。这样在得出 12 年的上市公司数据后, 再做如下整理:

首先, 保留至少连续两年在市的上市公司, 共 9 434 家; 其次, 分别删除缺少本期和上期审计意见的上市公司 198 家; 接着, 删除强制性变更审计师的上市公司 236 家, 此时共得到 9 000 家上市公司, 以此组成用于估计上市公司操控性应计利润的样本; 再接着, 删除上期收到标准无保留审计意见的上市公司 7 815 家, 这时剩下 1 185 家上市公司; 然后, 分别根据上期的各类非标准无保留审计意见, 统计出在本期发生审计师变更的上市公司数 (lsw), 以及在本期变更审计师后审计意见较上期有所改善的上市公司数 (lbe) 和审计意见变得更严厉的上市公司数 (lwo)。这样, 最终得到从 1995—2005 年共 11 个年度的时序数据。

在下文中, 以 lop_i 代表上期收到第 i 类 ($i = 2, 3, 4, 5, 2-5$) 审计意见的上市公司数, lsw_i 代表上期收到第 i 类 ($i = 2, 3, 4, 5, 2-5$) 审计意见且在本期发生审计师变更的上市公司数, 以 $lbei$ 和 $lwoi$ 分别代表上期收到第 i 类 ($i = 2, 3, 4, 5, 2-5$) 审计意见并

在本期变更审计师后收到的审计意见较上期缓和和严厉的上市公司数。

3.2 Granger 因果关系检验

3.2.1 各变量序列的单位根检验

各变量的 ADF 单位根检验结果简述如下: $lop3$ 、 $lsw3$ 、 $lbe2$ 为 0 阶单整; $lop4$ 、 $lop5$ 、 $lop2-5$ 、 $lsw2$ 、 $lsw4$ 、 $lsw5$ 、 $lsw2-5$ 、 $lbe3$ 、 $lbe4$ 、 $lbe5$ 、 $lbe2-5$ 、 $lwo2$ 、 $lwo3$ 、 $lwo2-5$ 为 1 阶单整。 $lop2$ 为 2 阶单整。因此, 对于双变量来说, $lsw2$ 与 $lop2$ 、 $lbe2$ 与 $lsw2$ 、 $lbe3$ 与 $lsw3$ 、 $lwo3$ 与 $lsw3$ 之间由于单整阶数不同而不协整, 从而这五组变量间不会存在因果关系, 即收到第 2 类审计意见不是上市公司变更审计师的原因, 这类上市公司即使是变更审计师也不会使审计意见得到改善; 收到第 3 类意见而变更审计师与变更后审计意见的改善及变糟之间也不存在必然的因果关系。

3.2.2 Granger 因果关系检验

以上平稳性检验时发现: $lsw3$ 与 $lop3$ 为平稳序列; $lsw4$ 与 $lop4$ 、 $lsw5$ 与 $lop5$ 、 $lsw2-5$ 与 $lop2-5$ 、 $lbe4$ 与 $lsw4$ 、 $lbe5$ 与 $lsw5$ 、 $lbe2-5$ 与 $lsw2-5$ 、 $lwo2$ 与 $lsw2$ 、 $lwo2-5$ 与 $lsw2-5$ 为 1 阶单整。因此, 这几组变量可能协整, 于是分别对各组变量进行 Granger 因果关系检验, 结果如表 1 所示。

检验结果表明, $lsw4$ 与 $lop4$ 、 $lsw5$ 与 $lop5$ 、 $lbe4$ 与 $lsw4$ 、 $lbe5$ 与 $lsw5$ 、 $lbe2-5$ 与 $lsw2-5$ 、 $lwo2$ 与 $lsw2$ 存在因果关系, 而 $lsw3$ 与 $lop3$ 、 $lsw2-5$ 与 $lop2-5$ 、 $lwo2-5$ 与 $lsw2-5$ 不存在因果关系, 即: 上期收到第 3 类审计意见并不会引起上市公司在本期变更审计师, 而上期收到第 4 类、第 5 类的审计意见与本期的审计师变更之间却存在 Granger 因果关系; 而且, 上市公司在收到第 2 类审计意见后变更审计师, 审计意见比变更前更为严厉, 但若是收到第 4 类或第 5 类审计意见而变更审计师, 那么变更后的审计意见将比变更前有所缓和。把全部非标准无保留审计意见作为一类考察时, 并未发现上期收到非标准无保留审计意见会引起本期上市公司变更审计师的结果, 但在变更审计师后, 审计意见将会得到改善。

在进行以上平稳性及因果关系检验时发现:

1) 在上期的审计意见是否是本期审计师变更的

包含线下项目的总应计利润 = 净利润 - 经营活动现金流量净额。由于 1998 年之前未披露现金流量表, 因此 1998 年之前的经营活动现金流量净额以此式计算: 经营活动现金流量 = 营业利润 + 补贴收入 - 所得税 + 固定资产折旧额 (即: 累计折旧年末余额 - 累计折旧年初余额) + 无形资产摊销额 (即: 无形资产年初数 - 无形资产年末数) + 财务费用 + 递延税款变动数 - 流动资产增加额 + 流动负债增加额。

线下项目总应计利润 = 营业利润 - 经营活动现金流量净额。

ADF 检验的临界值是根据 Mackinnon^[17] 模拟所得到的临界值响应面函数计算而得。

原因方面,可进行如下总结:上期收到第 2 类与第 3 类审计意见不是本期上市公司变更审计师的原因,只有在收到第 4 类与第 5 类审计意见时才会引发上市公司变更审计师的行为;对于全部的非标准审计意见而言,收到非标准无保留审计意见并不是公司变更审计师的 Granger 原因,即拒绝假设 H_{0A2} 、 H_{0A3} 及 H_{0A2-5} ,接受假设 H_{0A4} 和 H_{0A5} 。

2)在上市公司变更审计师对审计意见的影响方面,可进行如下总结:由于上市公司的盈余管理程度直接影响到公司所收到的审计意见,因此还需结合公司在变更审计师前后的盈余管理程度的变化情况才能得出最终结论。

3.3 审计师变更前后的盈余管理程度的差异检验

以 9000 家上市公司为样本,将样本期间分为

表 2 盈余管理程度差异的 Wilcoxon 符号秩检验

变更前的审计意见	第 2 类	第 3 类	第 4 类	第 5 类	2-5 类
观测单位数	92	25	35	35	187
z 值	1.207 (Pr > z = 0.2274)	0.605 (Pr > z = 0.5449)	1.769 (Pr > z = 0.0769)	1.916 (Pr > z = 0.0553)	2.763 (Pr > z = 0.0057)
双侧检验结论	5 %	不拒绝 $H_{0双}$	不拒绝 $H_{0双}$	不拒绝 $H_{0双}$	拒绝 $H_{0双}$
	10 %	不拒绝 $H_{0双}$	不拒绝 $H_{0双}$	拒绝 $H_{0双}$	拒绝 $H_{0双}$
单侧检验结论			不拒绝 $H_{0单}$	不拒绝 $H_{0单}$	不拒绝 $H_{0单}$

注:双侧检验的原假设 $H_{0双}: abs daai = 0$;单侧检验的原假设 $H_{0单}: abs daai > 0$;括号中的数字为标准正态分布 z 值对应的双侧检验 P 值。

Wilcoxon 符号秩检验的结果表明:细分非标准无保留意见后,在 5% 的水平下,收到各类非标准无保留意见的上市公司的盈余操纵在变更审计师前后均无显著差异,但在 10% 的水平下,收到第 4 类和第 5 类审计意见的上市公司在变更审计师前后的盈余管理程度显著不同;在将全部非标准无保留意见作为一大类时,即使是在 10% 的水平下,审计师变更前后的盈余操纵程度存在着显著差异。因此,出于谨慎再对以下单侧假设进行检验:收到第 4 类、第 5 类及 2-5 类意见的公司在变更审计师后的盈余管理幅度大于变更前的盈余管理。根据双侧检验的 P 值,可算出的单侧检验 P 值。第 4 类、第 5 类及 2-5 类单侧检验的 P 值分别为:0.9616,0.9724 和 0.9972。因此,收到第 4 类、第 5 类及 2-5 类意见的公司在变更审计师后盈余管理程度要比变更前大。

结合变更审计师前后审计意见的变动及盈余管理程度的变化,可作出如下结论:在细分非标准无保

1995—1998 年与 1999—2005 年两个子期间,利用面板数据模型估计式(2)的公司特征参数 μ_i 、 γ_1 和 γ_2 ,并计算出相应的操控性应计利润。由于在当年发生审计师变更的上市公司中,有 26 家因缺少上一年的操控性应计利润而被删除,由剩下的观测单位组成盈余管理程度的检验样本,对变更前收到第 2 类、第 3 类、第 4 类、第 5 类和 2-5 类的上市公司的操控性应计利润绝对值的增量进行检验。

Shapiro-wilk 正态性检验结果发现,各类上市公司的操控性应计利润绝对值的增量都不服从正态分布,因此采用 Wilcoxon 符号秩方法来检验上市公司变更审计师前后盈余管理程度的差异,检验结果如表 2 所示。

留意意见后,在收到第 2 类审计意见而变更审计师的上市公司将会收到更严厉的审计意见;收到第 3 类意见而变更审计师的公司,审计意见不会更严厉也不会有所缓和;而收到第 4 类与第 5 类审计意见的公司,在变更审计师后会收到改善的审计意见,也就是说,收到第 4 类与第 5 类意见的上市公司可实现审计意见购买;若将所有非标准无保留意见作为一类处理,当变更审计师后,上市公司实际收到的审计意见与变更前相比没有显著的变化,但若不变更审计师,会因其盈余管理程度有所加大而可能被出具更为严厉的审计意见,因此可以说,上市公司收到非标准无保留意见后变更审计师可实现审计意见购买。因而,拒绝假设 H_{0B2} 、 H_{0B3} 、 H_{0w3} 、 H_{0w2-5} ,而接受 H_{0B4} 、 H_{0B5} 、 H_{0B2-5} 和 H_{0w2} 。

4 研究结论

上市公司通过变更审计师进行审计意见购买的

这是由于式(2)的斜率系数发生显著的结构变化,以 1998 年为结构突变点将样本期间分为 1995 - 1998 年、1999 - 2005 年两个子期间。限于篇幅,本文未将操控性应计利润估计过程列示于此,有兴趣者可向作者索取。

第 2 类、第 3 类、第 4 类、第 5 类和 2-5 类 Shapiro-wilk 正态性检验的 W 值及 P 值分别为 0.5680 (Pr = 0.0000), 0.2709 (Pr = 0.0000), 0.6128 (Pr = 0.0000), 0.4636 (Pr = 0.0000) 和 0.3388 (Pr = 0.0000)。

本文单侧检验的 P 值与双侧检验的 P 值的关系为: $P_{单} = 1 - P_{双} / 2$ 。

表 1 基于 ARMA 模型的小样本 Granger 因果关系检验

序号	配对变量	ARMA 模型	R ²	D.W.	Log (L)	AICC	结论
1	lsw3-lwp3	a $lsw3_t = 3.8903 - 0.3677lsw3_{t-1} - 0.9975ma(1)$ (4.1871) (-1.1142) (-9.4902)	0.7638	2.6763	-6.7689	22.9663	lwp3 不构成 lsw3 的 Granger 原因
		b $lsw3_t = 0.7106 + 0.2746lsw3_{t-1} + 0.0774lwp3_t - 0.9967ma(1)$ (0.2445) (0.4313) (0.8798) (-1.3490)	0.7093	2.9653	-7.8088	30.2842	
2	lsw4-lwp4	a $\Delta lsw4_t = 0.0490 - 0.8018\Delta lsw4_{t-1} + 0.9975ma(1)$ (0.0244) (-4.8842) (5.4866)	0.4770	1.1815	-20.8179	51.6358	lwp4 是 lsw4 的 Granger 原因
		b $\Delta lsw4_t = 0.2784 + 0.3257\Delta lsw4_{t-1} + 0.3033lwp4_t - 0.9974ma(1)$ (-1.1356) (1.3359) (3.5443) (-2.9337)	0.7870	2.7365	-16.7753	49.5506	
3	lsw5-lwp5	a $\Delta lsw5_t = 0.3130 - 0.4318\Delta lsw5_{t-1} - 3.8989ma(1)$ (1.4777) (-1.1554) (-2.3880)	0.9552	2.0471	-10.8839	31.7679	lwp5 是 lsw5 的 Granger 原因
		b $\Delta lsw5_t = 0.3085 - 0.8962\Delta lsw5_{t-1} + 0.7032lwp5_t + 4.3158ma(1)$ (1.8501) (-4.1564) (3.3685) (2.0153)	0.9849	1.1786	-5.9969	27.9938	
4	lsw(2-5)-lwp(2-5)	a $\Delta lsw(2-5)_t = 0.3670 - 0.8079\Delta lsw(2-5)_{t-1} - 0.9527ma(1)$ (0.5353) (-2.1950) (8.3220)	0.1305	1.7505	-20.3778	50.7556	lwp(2-5) 不构成 lsw(2-5) 的 Granger 原因
		b $\Delta lsw(2-5)_t = 1.6121 - 0.2525\Delta lsw(2-5)_{t-1} + 0.1530lwp(2-5)_{t-1} + 0.1361\Delta lwp(2-5)_{t-2} - 4.5278ma(1)$ (-0.3952) (0.5055) (1.8708) (0.8588) (-0.6328) (-1.1328)	0.9938	2.7179	-12.8918	65.7836	
5	lbe4-lsw4	a $\Delta lbe4_t = 0.1307 - 1.0306\Delta lbe4_{t-1} - 10.4927ma(2) - 21.466lma(3)$ (2.4089) (-68.7830) (-2.5245) (-2.1654)	0.9772	0.9347	2.6945	19.6109	lsw4 是 lbe4 的 Granger 原因
		b $\Delta lbe4_t = -0.0653 - 0.2129\Delta lbe4_{t-1} + 0.6113\Delta lsw_t - 4.8942ma(1)$ (-0.2999) (-0.9672) (4.3800) (-1.9253)	0.9886	2.5961	0.4341	15.1318	
6	lbe5-lsw5	a $\Delta lbe5_t = 0.4172 - 0.6502\Delta lbe5_{t-1} + 1.4572ma(1) - 10.263lma(2)$ (2.5944) (-1.6288) (3.2236) (-2.1758)	0.9937	1.8465	0.7785	14.4430	lsw5 是 lbe5 的 Granger 原因
		b $\Delta lbe5_t = 0.0155 + 0.0670\Delta lbe5_{t-1} + 0.6259\Delta lsw5_t - 6.3417ma(1) + 10.8505ma(2)$ (0.7573) (0.2235) (5.1249) (-1.0849) (1.6459)	0.9986	3.0197	7.5307	9.9386	
7	lbe(2-5)-lsw(2-5)	a $\Delta lbe(2-5)_t = 2.9463 + 0.0918\Delta lbe(2-5)_{t-1} - 0.9489\Delta lbe(2-5)_{t-2}$ (1.1624) (0.2628) (-1.7364)	0.3808	1.7465	-23.9781	57.9561	lsw(2-5) 是 lbe(2-5) 的 Granger 原因
		b $\Delta lbe(2-5)_t = 0.7871 + 0.2198\Delta lbe(2-5)_{t-1} - 0.0382\Delta lbe(2-5)_{t-2} + 0.6275\Delta lsw(2-5)_t$ (-0.8777) (2.1222) (-0.1892) (7.3859)	0.9577	1.410	-13.2436	42.4871	
8	lwo2-lsw2	a $\Delta lwo2_t = 0.2918 - 0.6074\Delta lwo2_{t-1} - 3.6262ma(1)$ (2.4078) (-1.7223) (-2.4232)	0.9587	2.0448	-1.6355	12.8670	lsw2 是 lwo2 的 Granger 原因
		b $\Delta lwo2_t = 0.2548 - 0.6801\Delta lwo2_{t-1} + 0.1979\Delta lsw2_t - 5.6630ma(1) + 6.8163ma(2)$ (5.0233) (-1.1705) (2.8413) (-1.2422) (1.1933)	0.9933	2.4561	6.7366	11.5267	
9	lwo(2-5)-lsw(2-5)	A $\Delta lwo(2-5)_t = 0.1337 - 0.7196\Delta lwo(2-5)_{t-1} - 3.5645ma(1)$ (0.4787) (-1.9240) (-2.2427)	0.9453	1.5465	-2.1578	14.3158	lsw(2-5) 不构成 lwo(2-5) 的 Granger 原因
		b $\Delta lwo(2-5)_t = 0.2459 - 0.9642\Delta lwo(2-5)_{t-1} + 0.0975\Delta lsw(2-5)_t - 4.458lma(1) + 1.1475ma(2)$ (1.1201) (-3.0339) (2.8772) (-1.9515) (0.5374)	0.9843	2.3488	3.4507	18.0986	

注: 模型a是结果变量的最优预测模型, 模型b是在模型a的基础上引入了原因变量的最优预测模型; 模型中括号内的数值为统计量; R²、D.W. 及 log(L) 分别为判定系数、杜宾-沃森统计量和似然函数的对数; AICC 为修正的 AIC (Corrected AIC); AICC = -2log(L) + 2KN(N-K-1), 其中, log(L) 为对数似然函数值, K、N 分别为参数个数与有效样本容量。

行为一直受到监管部门和学术界的高度关注。本文利用 1995—2005 年我国 A 股上市公司审计意见和审计师变更的宏观数据,借助于以 AICC 准则确定滞后期长度的 ARMA 模型,对上市公司变更审计师进行审计意见购买的潜在原因和实现情况进行 Granger 因果关系检验。

研究结果表明:

(1) 在将非标准无保留审计意见细分为 4 类后,带解释说明段的非标准无保留意见和保留意见并不会导致上市公司进行审计师变更,而带解释说明段的保留意见、无法表示(和否定)意见是上市公司变更审计师的潜在原因;而且,上市公司在收到带解释说明段的无保留审计意见而变更审计师后,会被出具更严厉的审计意见;若收到保留审计意见而变更审计师,那么变更审计师前后的审计意见不会有明显的变化,但若在收到带解释说明段的保留意见、无法表示(和否定)意见后变更审计师,则上市公司可以通过变更审计师实现审计意见购买。

(2) 将全部非标准无保留审计意见作为一个大类时,收到非标准无保留审计意见不是上市公司变更审计师的潜在原因,但在变更审计师后,审计意见虽无明显变化,但若不变更审计师,上市公司会因其盈余管理程度有所加大而可能被出具更为严厉的审计意见,即在一定程度上实现了审计意见购买。

(3) 通过比较将全部非标准无保留审计意见作为一个大类和将它进行分类所得到的研究结论可以发现,在研究上市公司变更审计师的原因及变更审计师后审计意见的变化时,宜将审计意见类型进行细分,这样不仅可以观察到被出具不同非标准无保留意见的上市公司在审计师变更决策上的差异,还可以了解到现任审计师对前任审计师出具的不同非标准无保留意见所持有的不同的谨慎态度。

本研究的政策意义在于:如果要根据审计意见与审计师变更提供的线索来进行监管,在监管资源约束有限的条件下,更加关注被出具带解释说明段的保留意见(第 4 类审计意见)的上市公司及更严重的审计意见引起的审计师变更也许能使监管更具效率。

参考文献

[1] CHOW C W, RICE S J. Qualified audit opinions and audi-

tor switching[J]. The Accounting Review, 1982, 57(4): 326-335.

[2] KRISHNAN J, KRISHNAN J, RAY G S. The simultaneous relation between auditor switching and audit opinion: an empirical analysis[J]. Accounting and Business Research, 1996, 26(3): 224-236.

[3] FRIDE D, SCHIFF A. CPA switches and associated market reactions[J]. The Accounting Review, 1981, 56(4): 326-341.

[4] SCHWARTZ K B, MENON K. Auditor switches by failing firms[J]. The Accounting Review, 1985, 60(4): 248-261.

[5] JOHNSON W B, LYS T. The Market for audit services: Evidence from voluntary auditor changes[J]. Journal of Accounting & Economics, 1990(1): 593-616.

[6] 耿建新, 杨鹤. 我国上市公司变更会计师事务所情况的分析[J]. 会计研究, 2001(4): 57-62.

[7] 李东平, 黄德华, 王振林. “清洁”审计意见、盈余管理与会计师事务所变更[J]. 会计研究, 2000(6): 51-57.

[8] 李爽, 吴溪. 审计师变更研究: 中国证券市场的初步证据[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2002: 35-63, 109-163.

[9] 陈关亭. 上市公司财务敏感区间与项目的审计意见[J]. 会计研究, 2005(7): 32-38.

[10] 陈晓, 陈武朝. 注册会计师独立性的再审视[J]. 会计研究, 2005(10): 76-81.

[11] LINNOX C. Do companies successfully engage in opinion shopping? Evidence from the UK[J]. Journal of Accounting & Economics, 2000, 29(3): 321-337.

[12] 杨鹤, 徐鹏. 审计师更换对审计独立性影响的实证研究[J]. 审计研究, 2004(1): 83-88.

[13] 吴联生, 谭力. 审计师变更决策与审计意见改善[J]. 审计研究, 2005(2): 34-40.

[14] PETTY R, CUGANESAN S. Auditor rotation: framing the debate[J]. Australian Accountant, 1996, 66(4): 40-41.

[15] DEANGELO L E. Auditor independence, ‘low balling’, and disclosure regulation[J]. Journal of Accounting & Economics, 1981, 3(2): 113-127.

[16] HURVICH C F, TSAI C L. Regression and time series model selection in small samples[J]. Biometrika, 1989, 76(2): 297-307.

[17] MACKINNON J G. Critical Values for Cointegration Tests[M]// ENGLE R F, GRANGER C W J. Long-Run Economic Relationship. Oxford: Oxford University Press, 1991: 267-276.

Research on the Relationship between Auditor Switching and Audit Opinion Shopping

Shi Shaobing

(School of Statistics & Applied Mathematics, Anhui University of Finance & Economics, Bengbu Anhui 233030, China)

Abstract: This paper, with the macrodata of the auditor switching as well as the audit opinions of 4 types on the A-share listed companies in Chinese stock market, with the help of corrected Akaike's information criteria (AIC) to select lag lengths of ARMA model, tests the Granger causality between auditor switching and audit opinion shopping. It concludes that audit opinion shopping by means of auditor switching results from the fact that listed companies receive a qualified opinion with emphasis on matter paragraph, a disclaimer of opinion or an adverse opinion.

Key words: audit opinion shopping; auditor switching; macrodata; ARMA model; Granger causality test

(上接第 119 页)

- of Finance, 1992(1):3-41.
- [7] LUC A, SOENEN, ELIZABETH S. An analysis of exchange rates and stock prices—the U. S experience between 1980 and 1986 [J]. Akron Business and Economic Review, 1988, 19(4):7-16.
- [8] CHRISTOPHER K M, KAO G. On exchange rate changes and stock price reactions[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 1990, 17(3):441-449.
- [9] BAHMANI O, SOHRABIAN A. Stock prices and the effective exchange rate of the dollar[J]. Applied Economics, 1992, 24(4):459-464.
- [10] ALOK K M. Stock market and foreign exchange market in india: are the related? [J]. South Asian Journal of Management, 2004, 11(2):12-31.
- [11] AJAYI R A, MOU GOU E M. On the dynamic relation between stock prices and exchange rates [J]. Journal of Financial Research, 1996, 19(2):193-207.
- [12] BODART V, REDING P. Do foreign exchange markets matter for industry stock returns? an empirical investigation. [2007-04-15]. <http://www.ires.ucl.ac.be/DP/IRESDP/2001-16.pdf>.
- [13] KANAS A. Volatility spillovers between stock returns and exchange rate changes: international evidence [J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2000, 27(3):447-467.
- [14] YANG S Y, DOONG S C. The dynamic relationship between stock prices and exchange rates and spillovers effect. [2007-04-13]. <http://www.fma.org/NewOrleans/Papers/7301987.pdf>.
- [15] 张碧琼, 李越. 汇率对中国股票市场的影响是否存在: 从自回归分布滞后模型 (ARDL2ecm) 得到的证明 [J]. 金融研究, 2002(7):26-35.
- [16] 克里斯·布鲁克斯. 金融计量经济学导论 [M]. 邹宏元, 译. 成都: 西南财经大学出版社, 2005:418-428.
- [17] GRANGER C, HUANG B N, YANG C W. A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asian flu [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2000(40):337-354.

Dynamic Relationship between RMB Exchange Rate and Stock Return

Shu Jiaxian^{1,2}, Xie Yuantao³

(1. School of Economics and Finance, Anhui University of Finance & Economics, Bengbu Anhui 233041, China;

2. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

3. School of Statistics, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Through the application of the multi-factor TGARCH model based on the generalize error distribution (GED) of stock returns, this paper empirically studies the dynamic relation between RMB exchange rate and stock returns in China from July 22, 2005 to May 25, 2007. The results show that stock return spillover effect is asymmetric and ARCH effect and GARCH effect are significant.

Key words: RMB exchange rate; stock return; TGARCH model