

国际四大、国内十大与国内非十大的审计质量

——来自 2003 年中国上市公司的经验证据

吴水澎, 李奇凤

(厦门大学 会计系, 福建 厦门 361005)

摘 要: 本文以可操控性应计作为公司盈余管理的表征变量, 以抑制盈余管理的能力定义审计质量, 以所审客户总资产划分国内十大与国内非十大, 考察了四大的合作所、国内十大、国内非十大的审计质量差异, 即考察三者抑制公司报告的可操控性应计方面有无显著差异。本文使用 2003 年所有 A 股上市公司的数据, 采用两步回归的方法, 通过加入 inverse Mills ratio 变量, 控制会计师事务所选择的自选择偏误。研究结果表明, 四大与国内十大、国内十大与国内非十大在抑制公司报告可操控性应计上存在显著差异。从而表明, 四大的审计质量高于国内十大, 国内十大的审计质量高于国内非十大。另外, 实证结果还表明, 公司在选择四大还是国内十大、国内十大还是国内非十大上有显著的选择倾向, 因此也表明了控制自选择偏误的必要。

关键词: 审计质量; 盈余管理; 四大; 国内十大; 国内非十大

中图分类号: F239.43 文献标识码: A 文章编号: 1005-0892 (2006) 02-0114-05

一、引言

四大以及国内事务所的审计质量一直备受关注, 也备受争议。从积极的方面讲, 四大由于其公认的执业水平、先进的管理方式以及享誉全球的声誉, 在我国审计市场上审计质量应该是最高的; 国内事务所经过 1998-1999 年的脱钩改制以及之后的合并等一系列改革, 大会计师事务所的审计质量会有所提高, 从而区别于小事务所。从消极的方面讲, 我国审计市场竞争激烈, 法律环境宽松, 事务所为了生存, 可能存在机会主义行为, 为了留住客户不惜牺牲其独立性, 导致四大、国内大事务所、小事务所审计质量没有差别。

本文定义的审计质量为事务所抑制公司管理当局盈余管理的能力; 研究的目的在于考察四大的合作所与国内十大、国内十大与非十大的审计质量, 即考察三者抑制公司盈余管理方面有无显著差异。

二、文献回顾

理论上, 盈余管理并不一定是坏事情。如盈余管理具有信号传递作用。然而, 盈余管理也可能被滥用, 从而导致报告盈余质量的下降。本文采用章永奎、刘峰对盈余管理的定义, 即指上市公司为特定目的而对盈利进行操纵的行为。^[1]

Watts and Zimmerman 和 DeAngelo 将审计质量定义为发现和报告财务报告错误的联合概率。^[2]高的审计质

量意味着审计师在发现错报时的能力高超, 并且报告所发现的错误和不正当做法的可能性更高。DeAngelo 的分析表明, 其他情况相同, 客户规模越大, 当事务所缺乏独立性或审计质量下降被外界所知时, 他们处于风险的承租越多; 因此, 大事务所越不可能有机会主义行为, 审计质量越高。^[3]类似地, Watts and Zimmerman 也认为, 大的事务所有更大的动机发现和揭露管理当局的错报。Dopuch and Smmunic 认为, 审计质量是审计程序数量和审计范围的函数, 而大的事务所有更多的资源可投入审计测试。^[4]

本文沿用国外文献中的做法, 将四大在国内的合作所定义为四大——BIG4(或四大合作所); 按客户规模排名, 前十大事务所定义为国内十大——TOP10, 其余定义为国内非十大——NON-TOP10。

一些实证研究表明, 我国上市公司为应付特殊的监管政策普遍进行盈余管理。如 Aharony、Lee & Wang 发现中国的上市公司在初次发行股票时(IPO), 存在做大盈余以提高发行价格的现象。^[5]Haw、Qi、Wu & Zhang 以 1994 年—1997 年的上市公司为研究对象, 发现在 ROE(净资产收益率) 10% 下限的配股政策出台后, 有边际 ROE (ROE 落在 [10%, 11%] 中) 的公司所占比例增加了 3 倍, 并证实这些有边际 ROE 的公司运用线下项目和应计项目进行盈余管理, 以达到配股下限。^[6]陆宇建提供了上市公司盈余管理行为随着配股政策的

收稿日期: 2005-10-25

作者简介: 吴水澎, 厦门大学会计学院教授, 博士生导师, 主要研究方向为会计审计理论; 李奇凤, 厦门大学会计系博士生, 主要研究方向为审计理论。

演进而改变的证据。^[7]

蔡春、黄益建、赵莎用 2002 年沪市制造业上市公司为研究对象，发现非双重审计公司的可操控性应计利润显著高于双重审计公司的可操控性应计利润；非十大会计师事务所审计的公司的可操控性应计利润显著高于十大会计师事务所所审计公司的可操控性应计利润。^[8]

三、研究假设

目前，我国审计市场还没有对国外事务所完全开放，市场上审计服务的供应者主要是国内事务所。依照 2003 年数据，按客户家数计算，四大所审计的公司家数约占总上市公司数的 8.1%，国内十大所审计的公司数约占 25.4%。尽管国内事务所的规模与四大无法相提并论，但国内所之间的规模差异也是相当显著的。

因此可以认为，在中国，事务所规模应该也是审计质量的有效替代变量，并且预计大的事务所比小的事务所能更有效地抑制管理当局的盈余管理。预计事务所规模与盈余管理之间存在负相关关系，因此，

H1：事务所规模假设。其他情况相同，国内十大所审计的公司比国内非十大所审计的公司报告的可操控性应计数更低。

由于其遍布全球的巨大的客户数量和客户规模，四大比国内事务所要大得多。尽管四大在我国所占的市场份额并没有其在美国市场那么高，四大的全球利润分享机制使得他们在全球的分支机构和实体紧密联系在一起。某个市场上的审计失败可能导致全球范围内其他分支机构的灾难性毁灭。由于其全球性声誉，一旦发生审计失败，它们将面临更大的损失。因此，四大的审计质量应该高于国内所的审计质量。而且，对于国内所与地方政府之间源于计划经济时期的密切联系，四大不存在这方面的问题，它们受到当地政府的影响较小。因此，

H2：四大合作所假设。其他方面相同，四大所审计的公司比国内十大所审计的公司报告的可操控性应计数更低。

四、研究方法

(一) 变量定义

1. 可操控性应计 (DA)。本文使用可操控性应计衡量盈余管理的水平。根据夏立军的讨论，针对我国的数据，使用基本琼斯模型更好。^[9]因此，本文使用横截面基本琼斯模型分行业分年估计正常应计和非正常应计 (可操控性应计)。行业分类依据为证监会 2001

年公布的 22 个行业代码。根据 Collins and Hribar，使用现金流量表法计算总应计项目 (total accruals- ACCR) 偏误更小。^[9]估计可操控性应计的琼斯模型为：

$$ACCR_{jt}/TA_{jt-1} = a_1(1/TA_{jt-1}) + a_2(REV_{jt}/TA_{jt-1}) + a_3(PPE_{jt}/TA_{jt-1}) + e_{jt}$$

第 j 公司第 t 年，REV 为销售净额的变动；PPE 代表不动产，厂房和设备；TA 代表总资产。由于我国对 PPE 在财务报表中没有明确的披露，所以用固定资产总值代替。E 为残余项，即要估计的可操控性应计。

2. 事务所规模 (TOP10)。构造虚拟变量 TOP10，按所审客户总资产排名，位于前十名的事务所 (不包括四大的合作所) 取 1，否则取 0。

3. 是否四大的合作所 (BIG4)。使用虚拟变量 BIG4，若为四大合作所，取 1；若为国内十大，取 0。

(二) 主要模型 (分假设列示)

H1 检验：事务所规模与盈余管理

根据 Heckman、Lee 及 Maddala，管理当局选择事务所时，可能存在内生性问题，存在自选择偏误，应该使用两步回归进行控制。Chaney、Jeter 和 Shivakumar (2004) 也证明了，如果不控制自选择偏误，使用标准最小二乘法回归的结果是有偏误的。因此，本文也采用两步回归的方法，控制自选择偏误。

第一步，估计事务所选择的概率模型，计算 Inverse Mills ratio，即模型 (2) 中的 LAMDA。因变量 Pr (TOP10) 是管理当局选择国内十大会计师事务所的概率。

$$Pr(TOP10)_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \times CYCLE_{jt} + \beta_2 \times CAPINT_{jt} + \beta_3 \times ANOI_{jt} + \beta_4 \times SIZE_{jt} + \beta_5 \times LEV_{jt} + \beta_6 \times GROWTH_{jt} + \beta_7 \times SHRINC_{jt} + \beta_8 \times LOSS_{jt} + e_{jt} \quad (1)$$

公司 j 在第 t 年：

CYCLE：经营周期 (月)；CAPINT：资本密度，总固定资产 / 销售收入净额；ANOI：异常的非经常性损益绝对值；SIZE：公司规模，总资产的自然对数；LEV：财务杠杆，总负债 / 总资产；GROWTH：主营业务收入的变化率，代表公司的成长机会；SHRINC：增发配股的虚拟变量，如果发行在外股票增加超过 10%，取 1，否则取 0；LOSS：代表财务困境的虚拟变量，亏损且绝对值超过 10%，取 1，否则取 0； e_{jt} ：未设定的随机因素 (误差项)。

第二步，加入通过模型 (1) 估计出来的 inverse Mills ratio (LAMDA)，将盈余管理衡量变量 (可操控性应计) 对事务所规模及其他变量作回归。

$$DA_{jt} = \beta_0 + \beta_1 TOP10_{jt} + \beta_2 SIZE_{jt} + \beta_3 LEV_{jt} + \beta_4 CFO_{jt} + e_{jt}$$

$$\begin{aligned} & {}_4\text{SHRINC}_{jt} + {}_5\text{NEWAUD}_{jt} + {}_6\text{OLDAUD}_{jt} + \\ & {}_1\text{CTRHOLD}_{jt} + {}_2\text{GOVHOLD}_{jt} + {}_7\text{DA}_{jt-1} + \\ & {}_{10}\text{LAMDA}_{jt} + {}_{11}\text{AGE}_{jt} + \varepsilon_{jt} \end{aligned} \quad (2)$$

公司 j 在第 t 年 (其他变量定义同前) :

DA : 用基本琼斯模型估计出来的可操控性应计 ; TOP10 : 国内十大虚拟变量, 按所审客户总资产排名, 若属于前十大, 则取 1, 否则取 0 ; CFO : 来自经营活动的现金流量 / 年初总资产 ; CTRHOLD : 第一大股东持股比例 ; GOVHOLD : 国有股比例 (理想的是地方政府持股比例, 由于数据限制, 只能使用国有股比例替代, 这可能会影响到回归的结果) ; NEWAUD : 虚拟变量, 若该样本年为事务所接受审计的第一年, 取 1, 否则取 0 ; OLDAUD : 虚拟变量, 若该样本年为在任事务所审计的最后一年, 取 1, 否则取 0 ; DA_{jt-1} : 前一期的可操控性应计 DA ; LAMDA : 通过模型 1) 估计得来的 inverse Mills ratio ; ε_{jt} : 未设定的随机因素。

模型中的多数变量是沿用前人文献模型。增加的三个变量是第一大股东持股比例 (CTRHOLD) 地方政府持股比例 (GOVHOLD) 和上市年限 (AGE)。

如果国内十大比非十大的审计质量更高, 则 top10 的系数 β₀ 会显著为负。

H2 检验: 四大的合作所与盈余管理。

H2 关注的是四大的合作所与国内十大所在抑制盈余管理效果上的差异。由于选择四大还是国内十大仍然在管理当局的控制范围以内, 仍可能存在内生性问题, 因为此假设的检验仍然要控制自选择偏误。第一步事务所选择模型, 因变量 Pr(BIG4) 是公司选择四大所审计的概率,

$$\begin{aligned} \text{Pr}(\text{BIG4})_{jt} = & \beta_0 \times \text{CYCLE}_{jt} + \beta_1 \times \text{CAPINT}_{jt} + \beta_2 \times \\ & \text{ANOI}_{jt} + \beta_3 \times \text{DUAL}_{jt} + \beta_4 \times \text{SIZE}_{jt} + \beta_5 \times \text{LEV}_{jt} + \\ & \beta_6 \times \text{GROWTH}_{jt} + \beta_7 \times \text{SHRINC}_{jt} + \beta_8 \times \text{LOSS}_{jt} + \varepsilon_{jt} \end{aligned} \quad (3)$$

BIG4 : 虚拟变量, 如果事务所为四大的合作所, 取 1, 为国内十大, 取 0 ;

DUAL : 虚拟变量, 如果公司同时发行内资股 (A 股) 和外资股 (B 股或 / 和 H 股), 取 1, 否则取 0 ;

其他变量定义同前。

根据现行的管制规定, 发行外资股的公司必须聘请国际性的会计师事务所对其按国际会计准则编制的财务报表进行审计。尽管并没有规定要求上市聘请国际性事务所对其按国内会计准则编制的报表进行审计, 但如果聘请不同的事务所势必会增加额外的审计成本。因此, 可以合理推断, 出于成本节约的考虑, 发行外

资股的公司很可能聘请同一家国际性的事务所对其按国际会计准则和国内会计准则编制的会计报表进行审计。因此, 模型 (3) 中加入了虚拟变量 DUAL 来控制同时发行外资股的公司选择事务所时的影响。

第二步要回归的模型是 :

$$\begin{aligned} \text{DA}_{jt} = & \beta_0 \text{BIG4}_{jt} + \beta_1 \text{SIZE}_{jt} + \beta_2 \text{LEV}_{jt} + \beta_3 \text{CFO}_{jt} + \\ & {}_4\text{SHRINC}_{jt} + {}_5\text{NEWAUD}_{jt} + {}_6\text{OLDAUD}_{jt} + \\ & {}_7\text{CTRHOLD}_{jt} + {}_8\text{GOVHOLD}_{jt} + {}_9\text{DA}_{jt-1} + \\ & {}_{10}\text{LAMDA}_{jt} + {}_{11}\text{AGE}_{jt} + \varepsilon_{jt} \end{aligned} \quad (4)$$

模型 (3) (4) 中的变量定义同前。如果四大比国内十大的审计质量更高, 则 (4) 中 BIG4 的系数 β₀, 会显著为负。

五、样本选择及描述性统计

(一) 样本选择

本文选取 2003 年所有 A 股上市公司作为研究对象, 由于金融行业的特殊性质, 剔除该类样本, 共得到 1246 个样本。根据假设对样本进行分类, 四大合作所审计的公司 101 家, 国内十大审计的公司 316 家, 国内非十大审计的公司 829 家。

上市公司财务数据取自中国上市公司财务数据库 (CSMAR) 和 wind 资讯, 并与相应的上市公司年度报告作了部分核对。

(二) 描述性统计

表一列示了国内十大审计的公司与国内非十大审计的公司的财务变量等。由此可以看出, 十大所审计的公司报告的可操控性应计更低, 或者说盈余管理水平较低, 规模较大, 负债率较低, 上市年限更长, 更少发生事务所变更, 增发配股较多, 第一大股东持股比例较高, 国有股比例较低。

表一 描述性统计: Top10 vs. non-top10

| variables | Top10=1 | | Top10=0 | | T test | | Z test | |
|-----------|---------|---------|---------|---------|-----------|--------|-----------|--------|
| | mean | median | mean | median | t | Sig. | z | Sig. |
| DA03 | -0.0019 | 0.0080 | 0.0001 | 0.0055 | 0.1900 | 0.8490 | -0.1910 | 0.8490 |
| DA02 | -0.0144 | -0.0010 | 0.0044 | 0.0007 | 1.5000 | 0.1340 | -0.1370 | 0.8910 |
| SIZE | 21.2189 | 21.1736 | 20.9812 | 20.9660 | -4.0800** | 0.0000 | -3.9990** | 0.0000 |
| LEV | 0.5257 | 0.4915 | 0.5590 | 0.4865 | 0.5870 | 0.5570 | -0.4120 | 0.6800 |
| CFO | 0.0411 | 0.0476 | 0.0461 | 0.0417 | 0.7470 | 0.4550 | -0.1990 | 0.8420 |
| SHRINC | 0.0253 | 0.0000 | 0.0084 | 0.0000 | -2.2470** | 0.0250 | -2.2440** | 0.0250 |
| AGE | 6.6696 | 6.7028 | 5.8319 | 6.4292 | -4.2510 | 0.0000 | -3.8580** | 0.0000 |
| NEWAUD | 0.0733 | 0.0000 | 0.0844 | 0.0000 | 0.6170 | 0.5370 | -0.6170 | 0.5370 |
| OLDAUD | 0.0348 | 0.0000 | 0.0857 | 0.0000 | 2.9910** | 0.0030 | -2.9810** | 0.0030 |
| CTRHOLD | 0.4247 | 0.4154 | 0.4218 | 0.4030 | -0.2560 | 0.7990 | -0.2360 | 0.8140 |
| GOVHOLD | 0.3654 | 0.4090 | 0.3807 | 0.4210 | 0.9020 | 0.3670 | -0.6640 | 0.5060 |

注: *** 表示在 1% 水平上显著; ** 表示在 5% 水平上显著; *

表示在 10%水平上显著(双尾检验)

t 检验为对平均值差异的双尾检验; z 统计量来自 Mann-Whitney 对中值差异的检验。

表一各项指标意义表述如下:

DA03: 2003 年的可操控性应计; DA02: 2002 年的可操控性应计; SIZE: 总资产的自然对数; LEV: 资产负债率; CFO: 来自经营活动的现金流量(用年初总资产平整); SHRINC: 虚拟变量, 样本期间是否有增发配股情况, 有, 取 1; 否则, 取 0; AGE: 公司上市年限; NEWAUD: 虚拟变量, 若该样本年为事务所接受审计的第一年, 取 1, 否则取 0; OLDAUD: 虚拟变量, 若该样本年为在任事务所审计的最后一年, 取 1, 否则取 0; CTRHOLD: 第一大股东持股比例; GOVHOLD: 地方政府持股比例(用国有股比例替代)。

表二列示了四大合作所审计的公司与国内十大所审计的公司的财务变量比较。结果显示: 四大所审计的公司相对于国内十大所审计的公司, 报告的可操控性应计更低, 规模更大, 负债率更低, 来自经营活动的现金流量更多, 更少发生增发配股交易, 上市年限更长, 第一大股东持股比例更高, 国有股比例更高。

表二: 描述性统计: big4 vs. top10

| variables | Big4=1 | | Top10=1 | | T test | | Z test | |
|-----------|---------|---------|---------|---------|------------|--------|------------|--------|
| | mean | median | mean | median | t | Sg | z | Sg |
| DA03 | 0.0004 | 0.0059 | -0.0019 | 0.0080 | -0.1210 | 0.9030 | -0.3220 | 0.7470 |
| DA02 | -0.0278 | -0.0225 | -0.0144 | -0.0010 | 0.6820 | 0.4960 | -2.7970** | 0.0050 |
| SIZE | 21.9869 | 21.8859 | 21.2189 | 21.1736 | -6.7160*** | 0.0000 | -5.8770*** | 0.0000 |
| LEV | 0.4114 | 0.4039 | 0.5257 | 0.4915 | 2.7940*** | 0.0050 | -3.5340*** | 0.0000 |
| CFO | 0.0724 | 0.0720 | 0.0411 | 0.0476 | -2.8060*** | 0.0050 | -2.8370** | 0.0050 |
| SHRINC | 0.0198 | 0.0000 | 0.0253 | 0.0000 | 0.3150 | 0.7530 | -0.3150 | 0.7530 |
| AGE | 6.9264 | 7.1556 | 6.6696 | 6.7028 | -0.6810 | 0.4960 | -0.8840 | 0.3760 |
| NEWAUD | 0.0297 | 0.0000 | 0.0733 | 0.0000 | 1.5720 | 0.1170 | -1.5690 | 0.1170 |
| OLDAUD | 0.1980 | 0.0000 | 0.0348 | 0.0000 | -5.6340*** | 0.0000 | -5.4370** | 0.0000 |
| CTRHOLD | 0.4844 | 0.4850 | 0.4247 | 0.4154 | -2.9640*** | 0.0030 | -2.8090** | 0.0050 |
| GOVHOLD | 0.4360 | 0.4957 | 0.3654 | 0.4090 | -2.3180** | 0.0210 | -1.9540** | 0.0510 |

注释同表一。

六、实证结果

(一) H1 实证结果及分析

此部分对样本进行多变量回归, 以期控制另外一些因素的影响, 单独考察解释变量的影响。

表三列示了 H1 检验的结果, 即可操控性应计对十大及一些控制变量的回归结果。Top10 的系数为 -0.5870, 在 1%水平上显著, 从而支持 H1; LAMDA 在 1%水平上显著, 说明了控制自选择偏误的必要性。另外, 控制变量的情况如下:

前一年可操控性应计(DA02)与当年可操控性应计(DA03)成负相关, 与 DeFond and Park(1997)的研究结论一致, 在 5%水平上显著; 规模(SIZE)系数显著为正, 负债率(LEV)系数显著为负, 来自经营活动现金流量(CFO)系数显著为负, 与 Becker 等人(1998)、Dechow 等人(1995)的研究一致; SHRINC、NEWAUD 和 OLDAUD 系数不显著; CTRHOLD 系数显著为正, 与我们的预期一致, 即第一大股东持股比例越高, 越能控制或者影响公司的决策, 从而公司报告的可操控性应计更高; GOVHOLD 系数不显著, 可能与使用国有股比例代替地方政府持股比例不准确有关。

$$DA_{it} = \beta_0 TOP10_{it} + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 CFO_{it} + \beta_4 SHRINC_{it} + \beta_5 NEWAUD_{it} + \beta_6 OLDAUD_{it} + \beta_7 CTRHOLD_{it} + \beta_8 GOVHOLD_{it} + \beta_9 DA_{it-1} + \beta_{10} LAMDA_{it} + \beta_{11} AGE_{it} + \epsilon_{it}$$

TOP10: 国内十大(按所审客户总资产); LAMDA: inverse Mills ratio[来自模型(1)]; 其他变量定义同前。

表三: Top-nontop 回归结果

| 自变量 | 预期符号 | 系数 | t | Sg |
|--------------------|------|---------|-------------|--------|
| 截距项 | | -0.2750 | -1.9780** | 0.0480 |
| DA02 | - | -0.0490 | 1.7860* | 0.0740 |
| TOP10 | - | -0.5870 | -3.1370*** | 0.0020 |
| LAMDA | ? | 0.5640 | 3.0450*** | 0.0020 |
| SIZE | + | 0.1080 | 2.3780** | 0.0180 |
| LEV | ? | -0.2390 | -8.3400*** | 0.0000 |
| CFO | - | -0.4750 | -17.0570*** | 0.0000 |
| SHRINC | + | 0.0590 | 1.8050* | 0.0710 |
| NEWAUD | ? | 0.0210 | 0.7750 | 0.4390 |
| OLDAUD | ? | -0.0180 | -0.6650 | 0.5060 |
| AGE | ? | 0.0300 | 1.0310 | 0.3030 |
| CTRHOLD | + | 0.0990 | 2.6290*** | 0.0090 |
| GOVHOLD | + | -0.0400 | -1.0680 | 0.2860 |
| F | | 29.847 | | 0.000 |
| Adj-R ² | | | 0.2560 | |

注: *** 表示在 1%水平上显著; ** 表示在 5%水平上显著; * 表示在 10%水平上显著(双尾检验)

(二) H2 实证结果及分析

表四列示了 H2 的回归结果, 即可操控性应计对四大等解释变量的回归结果。结果表明: 四大变量(BIG4)的系数显著为负, 说明四大相对于国内十大来说, 能明显抑制公司的盈余管理; 控制变量 LAMDA 显著, 说明了控制事务所自选择偏误的必要。

其他控制变量的情况: 前一年可操控性应计(DA02)显著为负, 与 DeFond and Park(1997)研究结果一致; 规模变量(SIZE)显著为正, 负债率变量

(LEV) 显著为负；来自经营活动的现金流量(CFO) 显著为负；均与前人研究结论一致。增发配股公司的可操控性应计显著为负，说明事务所意识到公司增发配股的盈余操纵动机，出于自我保护，可能会更加严格；第一年接受审计变量(NEWAUD) 显著为正，说明第一年接受审计的事务所容忍更多的可操控性应计；最后一年审计变量(OLDAUD) 显著为正，说明最后一年审计时事务所也能允许更多的可操控性应计，猜测事务所在最后一年审计时为了试图留住客户可能会有所让步。

$$DA_{it} = \beta_0 BIG4_{it} + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 CFO_{it} + \beta_4 SHRINC_{it} + \beta_5 NEWAUD_{it} + \beta_6 OLDAUD_{it} + \beta_7 CTRHOLD_{it} + \beta_8 GOVHOLD_{it} + \beta_9 DA_{it-1} + \beta_{10} LAMDA_{it} + \beta_{11} AGE_{it} + \epsilon_{it}$$

BIG4：四大合作所取1，国内十大取0；LAMDA：inverse Mills ratio(估计自模型3)；其他变量定义同前。

表四：H2(Big4- top10)回归结果

| 自变量 | 预期符号 | 系数 | t | Sg |
|--------------------|------|--------|------------|-------|
| 截距项 | ? | 0.172 | -3.759*** | 0.000 |
| DA02 | - | -0.205 | -4.343*** | 0.000 |
| BIG4 | - | -0.353 | -4.045*** | 0.000 |
| LAMDA | ? | 0.303 | 3.65*** | 0.000 |
| SIZE | + | 0.249 | 4.739*** | 0.000 |
| LEV | - | -0.563 | -10.732*** | 0.000 |
| CFO | - | -0.499 | -11.149*** | 0.000 |
| SHRINC | + | -0.073 | -1.692* | 0.092 |
| NEWAUD | ? | 0.133 | 3.075*** | 0.002 |
| OLDAUD | ? | 0.083 | 1.793* | 0.074 |
| AGE | ? | 0.036 | 0.781 | 0.435 |
| CTRHOLD | + | 0.002 | 0.034 | 0.973 |
| GOVHOLD | + | -0.086 | -1.467 | 0.143 |
| F | | | 19.311 | 0.000 |
| Adj.R ² | | | 0.39 | |

注：***表示在1%水平上显著；**表示在5%水平上显著；*表示在10%水平上显著(双尾检验)

七、研究结论

本文以事务所抑制公司管理当局盈余管理的能力定义审计质；以通过横截面基本琼斯模型估计的可操控性应计作为盈余管理的表征变量，考察了四大的合作所与国内十大、国内十大与非十大的审计质量，即考察三者抑制公司盈余管理方面有无显著差异。实证结果表明，四大所审计公司报告的可操控性应计显著低于国内十大所审计公司；国内十大所审公司报告的可操控性应计显著低于国内非十大所审公司，即四

大合作所的审计质量高于国内十大，国内十大的审计质量高于国内非十大。西方文献中已获得实证支持的事务所规模假设，即大事务所审计质量高于小事务所，在我国市场中似乎也存在。

另外，本文在方法上有所改进。在使用国内数据进行研究的文献中，本文首次控制公司选择事务所时的自选择偏误问题，并发现的确存在自选择偏误问题，从而说明了控制该偏误的必要。

注 释：

四大的合作所包括毕马威华振、普华永道中天、安永大华、安永华明、德勤华永。

按2003年所审客户的总资产排名，并且不包括四大在国内的合作所，依次为北京京都、深圳鹏城、上海立信长江、信永中和、浙江天健、上海众华沪银、河北华安、北京中洲光华、上海会上、湖南开元。

即行业 A、B、C0-C9、D.....M。

Inverse Mills ratio的具体计算方法可参考上述文献。大概说来，此值为一个相对概率，分子为一密度函数，分母为一累积分布函数。参见上述文献。

参考文献：

- [1]章永奎,刘峰. 盈余管理与审计意见相关性实证研究[J]. 中国会计与财务研究, 2002, (4).
- [2]Watts,R.L., Zimmerman, J.L., 1980. The Market for Independence and Independent Auditors. Working Paper, University of Rochester.
- [3]DeAngelo, L.E., 1981b. Auditor Size and Audit Quality. Journal of Accounting and Economics 3 (3):183-199.
- [4]Dopunch,N., Smonic,D.,1982. The Competition in Auditing an Assessment. Fourth Symposium on Auditing Research:401-450. Urbana University of Illinois.
- [5]Aharony ,J. , C. J. Lee and T. J. Wong. 2000. Financial Packaging of IPO Firms in China. Journal of Accounting Research 38(Spring) :103 - 126.
- [6]Haw , I. , D. Qi. , W. Wu. ,and W. Zhang. 19981.Earnings Management of Listed Firms in Response to Security Regulations in China' s Emerging Capital Market . Working paper. Hong Kong University of Science and Technology.
- [7]陆宇建. 从 ROE 与 ROA 的分布看我国上市公司的盈余管理行为[J]. 经济问题探索, 2002, (3).
- [8]蔡春,黄益建,赵莎. 关于审计质量对盈余管理影响的实证研究——来自沪市制造业的经验证据[J]. 审计研究, 2005(2).
- [9]夏立军. 盈余管理计量模型在中国股票市场的应用研究[J]. 中国会计与财务研究, 2003, (2).

责任编辑：朱星文