

# 控制风险、风险溢价与审计收费

——来自深市上市公司2007年年报的经验证据

戴捷敏<sup>1</sup>, 方红星<sup>2</sup>

(1. 南京审计学院 金审学院, 江苏 南京 211815; 2. 东北财经大学 会计学院, 辽宁 大连 116025)

**[摘要]**理论上,内部控制质量是审计收费的决定因素之一,但是由于内部控制信息难以获得,因而鲜有这方面的经验证据。而2007年证监会要求上市公司提供内部控制自评报告的规定为评价内部控制质量提供了契机。根据审计价值理论,以2007年深市上市公司为研究样本,考察控制风险(内部控制质量)和诉讼风险对审计收费的影响。研究发现控制风险和审计收费之间的确存在正相关关系,且审计收费中包含了一定程度的风险溢价。

**[关键词]** 审计收费; 控制风险; 风险溢价; 审计风险; 上市公司; 内部控制

**[中图分类号]** F239.43 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2010)03-0046-08

## 一、引言

2007年新施行的《中国注册会计师执业准则》推出了风险导向模式下的审计风险模型:

审计风险 = 重大错报风险 × 检查风险

重大错报风险 = 固有风险 × 控制风险

根据审计风险模型理论,为维持审计风险于既定水平,审计人员应当根据客户的固有风险和控制风险水平相应调整实质性测试的工作量,即当固有风险和控制风险水平较高时,审计人员应相应增加实质性测试的工作量,以降低检查风险。新实施的审计风险模型在形式上虽然已经与国际接轨,但由于中国的市场环境与西方发达国家存在显著差异,新审计风险模型是否适用以及如何应用,有待理论研究和实证检验。理论研究者主要从市场供求关系、法律制度、审计理论技术和人力资源等方面研究新审计风险模型在实际应用中遇到的问题。而实证研究者试图应用审计收费模型检验审计风险理论的

适用性和实施效果,在研究中以审计收费为被解释变量,审计风险因素为解释变量,验证审计人员是否根据审计风险理论实施审计程序。目前的实证研究已经发现某些固有风险因素与审计收费关系的经验证据,但由于此前无法获取反映上市公司内部控制质量的数据,所以无法观察到内部控制质量(控制风险)对审计收费的影响。理论研究者虽然认为对内部控制风险的评估应是审计人员决定实质性测试程序的主要依据,但同时也认为对大多数国内中小会计师事务所而言,从账项导向审计到风险导向审计模式,技术操作上存在难度。所以,在当前中国制度背景下,审计人员是否关注公司的内部控制质量并相应调整实质性测试的工作量,是一个有待检验的课题。根据审计价值理论,本文将内部控制质量和诉讼风险纳入审计收费模型,以深圳股票交易所上市公司2007年年报为研究样本,考察内部控制质量对审计收费的影响以及审计人员是否会因承担了诉讼风险而要求在审计收费中予以补偿。研究发现内

[收稿日期] 2009-10-14

[基金项目] 国家自然科学基金项目(70872018);南京审计学院校级课题(NSK2009/C09)

[作者简介] 戴捷敏(1978—),女,江苏常熟人,南京审计学院金审学院讲师,从事财务审计研究;方红星(1972—),男,湖北黄冈人,东北财经大学会计学院教授,博士生导师,从事资本市场会计、审计和内部控制研究。

部控制质量和审计收费之间的确存在正相关关系,且审计收费中包含了对审计人员承担风险的补偿,即存在风险溢价。

## 二、文献综述

西方针对审计风险模型的应用效果情况做了大量实证研究,得到了不同的结论。Mock 和 Wright 利用从审计业务约定书中收集的数据,研究发现企业风险与审计计划之间没有关联,他们认为审计人员没有根据企业风险调整审计计划<sup>[1]</sup>。O'Keefe 等收集一家会计师事务所的内部资料,以验证其审计时间和人力资源投入对企业规模、复杂程度、财务杠杆以及固有风险的敏感程度。他们发现审计时间和人力资源的投入与企业固有风险相关而与控制风险无关,说明审计资源的投入量与企业的内部控制强弱无关<sup>[2]</sup>。Hackenbrack 等也没有发现审计工作量依赖于企业的内部控制状况的证据<sup>[3]</sup>。Hogan 和 Wilkins 认为由于安然和世通舞弊案,安达信的破产以及随后出台的《萨班斯——奥克斯利法案》中对内部控制的重视会增加审计人员对审计风险的敏感度,从而关注企业存在的内部控制缺陷。所以随着《萨班斯——奥克斯利法案》的实施,审计人员的工作量与内部控制质量高低的关系可能与以往的研究结论会有所不同。他们的研究发现在控制了公司规模、风险以及利润率因素后,存在内部控制缺陷的企业审计收费偏高,由此得到了审计人员在实践中依照审计风险模型调整审计资源和审计程序的经验证据<sup>[4]</sup>。

目前国内学者主要关注固有风险对审计收费的影响,得到的结果也并不一致。李爽、吴溪发现面对同样的盈余管理行为,后任注册会计师若接收到了强烈的监管信号,则倾向于发表严格的审计意见,因此对于审计客户的风险评价也显然高于自愿性变更<sup>[5]</sup>。张继勋等发现,对外担保额对审计收费影响显著,说明我国会计师事务所对上市公司对外担保额这一风险因素进行了较多的关注<sup>[6]</sup>。张铁铸发现 ST 和 PT 类上市公司支付的年报审计费用相对较高<sup>[7]</sup>。潘克勤发现,公司治理指数越高,审计定价越低<sup>[8]</sup>。李寿喜发现国内事务所比国际事务所承担了较多的潜在审计风险<sup>[9]</sup>。以上研究主要说明审计收费与固有风险的关系,可是鲜有内部控制质量对审计收费影响的经验证据。

《萨班斯——奥克斯利法案》法案公布之后,全球监管机构对内部控制重视程度普遍加大。深交所

2007 年 12 月 28 日发布的《关于做好上市公司 2007 年年度报告工作的通知》规定,公司应当按照《上市公司内部控制指引》的要求,对公司内部控制的有效性进行审议评估,并做出内部控制自我评价。公司监事会和独立董事应当对公司内部控制自我评估发表意见,同时鼓励有条件的公司聘请审计机构就公司财务报告内部控制情况出具鉴证意见。内部控制信息的公开披露为我们评价内部控制质量并研究内部控制风险对审计收费的影响创造了条件。

## 三、理论分析和研究假设

### (一) 对审计收费模型的修正

审计收费的基础在于事务所对信息使用者能提供价值,而对注册会计师审计价值的解释主要有信息理论、代理理论、保险理论。余玉苗认为审计具有改善信息质量和降低代理成本的功能。这是通过注册会计师具体的审计劳动实现的,如编制审计计划、执行审计程序、运用审计判断、得出审计结论、出具审计报告,即通过耗费各种审计资源来实现的。审计具有的保险功能是通过注册会计师在接受审计委托时就承担了潜在的民事赔偿责任风险来实现的<sup>[10]</sup>。因此审计收费中不仅包括审计过程中耗费的资源,也应该包含注册会计师对潜在赔偿责任风险的定价,即风险溢价。基于以上分析,审计定价模型可表示为:

$$\text{审计收费} = \text{各种资源投入量} + \text{风险溢价} \quad (1)$$

$$\text{风险溢价} = f(\text{诉讼风险}) \quad (2)$$

2007 年 1 月 1 日施行的《中国注册会计师职业道德规范指导意见》中规定:“在确定收费时,会计师事务所应当考虑以下因素:专业服务所需的知识和技能;所需专业人员的水平和经验;每一专业人员提供服务所需的时间;提供专业服务所需承担的责任”。由此可见,各种资源的投入量主要是指人力资源的投入量。余玉苗总结了相关实证研究的成果后认为人力资源的投入量主要由被审单位资产规模特征和会计师事务所的声誉所决定<sup>[10]</sup>。根据审计风险理论,审计人员应采用风险导向审计模式,依据其对固有风险和控制风险的判断来规划实质性测试的工作量。这可以降低资源的耗费,同时提高财务报表的可信赖程度和降低委托代理成本,所以固有风险和控制风险也是决定审计整个过程的人力资源投入量的重要因素,由此可以得出:

$$\text{各种资源投入} = f(\text{资产规模, 固有风险和控制风险, 会计师事务所声誉}) \quad (3)$$

综合分析,我们可以得出:

$$\text{审计收费} = f(\text{资产规模, 固有风险和控制风险, 会计师事务所声誉}) + f(\text{诉讼风险}) \quad (4)$$

国内实证研究主要验证了企业资产规模、会计师事务所声誉和固有风险因素对审计收费的影响,由于内部控制质量信息的难以获得以及诉讼风险的计量困难,所以在研究中一般将控制风险和诉讼风险变量归于残差项。根据计量经济学理论,遗漏重要变量可能存在模型误设,导致参数估计不再无偏,所以本文试图利用上市公司内部控制自评报告作为控制风险的代理变量,盈余管理程度作为诉讼风险的代理变量,验证两者对审计收费的影响。如果控制风险和诉讼风险与审计收费之间确有显著的相关关系,则实证研究中审计收费的计量模型将得到进一步完善,同时也为新审计风险模型在国内的适用性和应用效果提供了经验证据。

## (二) 研究假设

方红星认为在现代风险导向审计模式中,内部控制仍然起着不可替代的重要作用。在风险评估程序中,对内部控制的了解是掌握被审计单位及其环境的重要内容之一,也是决定下一步审计程序的直接依据<sup>[11]</sup>。郭莉认为对大多数中小会计师事务所而言,从账项导向审计到风险导向审计模式技术上存在难度<sup>[12]</sup>。所以,在当前中国的制度背景下,实务中审计人员是否认为有必要进行内部控制风险评估并根据评估结果相应调整实质性测试的工作量,仍然需要实证检验。2007年证监会要求上市公司提供内部控制自评报告的规定为我们评价内部控制质量提供了契机。根据信号显示理论和Akerlof著名的“柠檬市场”理论,声誉是一种信号显示机制,对声誉投资将带来“声誉租金”,所以优质的上市公司可以通过对内部控制质量信息的充分披露提高其“声誉”以降低资本市场中的信息不对称和逆向选择问题<sup>[13]</sup>。因此,本文基于上市公司对内部控制披露的程度来度量公司的内部控制质量(控制风险)水平,并检验其对审计收费的影响。借鉴张国清对内部控制质量的分组方法,首先根据深市2007年度(通过年报或独立公告)披露的内部控制信息状况,将公司的内部控制披露程度区分为高、中、低三组;再将内部控制披露程度低组作为观察组,而只将内部控制披露程度高组作为对照组,验证相对于控制风险低(内部控制披露程度高)的公司而言,审计师是否对控制风险高(披露程度低)的公司相应提高了审计收费水平<sup>[14]</sup>。

假设1:相对于控制风险低的公司而言,控制风险高的公司审计收费较高。

风险溢价的定价基础是审计具有的保险价值。注册会计师签发无保留审计意见,相当于对财务信息的真实公允性提供了合理保证。投资者对审计报告的信任是基于注册会计师的专业能力和其事后承担的潜在赔偿责任。余玉苗认为这种潜在赔偿责任意味着审计契约中三方关系人之间还存在这样一个隐性契约:一旦企业价值严重低于审计确认的价值,注册会计师就要分担经营者的责任,共同对投资人予以赔偿,而当企业价值高于审计确认的价值时,由于投资者或债权人利益没有被损害,所以审计人员也没有相应的赔偿责任<sup>[10]</sup>。因此,我们认为企业实际价值严重低于审计确认的价值是注册会计师面临诉讼风险的前提。正如国外先后发生的安然、世通等一系列的公司财务欺诈案以及国内的琼民源、红光实业等案件无一不和管理层虚构资产、调高盈余有关。可见当上市公司调高盈余时,审计人员的诉讼风险增加,所以我们可以用上市公司调高盈余的程度来度量这种诉讼风险。Hogan和Wilkins针对美国资本市场的研究虽然找到了内部控制风险与审计费用正相关的证据,但他们认为研究结果有替代性解释,即存在内部控制缺陷的企业其审计费用偏高的原因也可能是审计费用中包含了风险溢价<sup>[4]</sup>。所以将诉讼风险作为解释变量纳入审计收费模型,一方面验证了审计收费中包含的风险溢价程度;另一方面也验证了当诉讼风险不变时,控制风险对审计收费的影响。

假设2:相对于公司调减盈余的行为,当公司调增盈余时,其审计收费增加。

## 四、研究设计

### (一) 研究思路

本文根据审计价值理论推出:

$$\text{审计收费} = f(\text{资产规模, 固有风险和控制风险, 会计师事务所声誉}) + f(\text{诉讼风险})$$

其中,对资产规模、固有风险和会计师事务所声誉,我们将借鉴以往研究者们的一般方法,而与以往研究不同的是本文将内部控制披露程度作为控制风险的表征变量以及操控性应计利润作为诉讼风险的表征变量纳入模型,采用多元回归分析方法,验证控制风险对审计收费的影响以及审计收费是否包含了风险溢价因素,我们尤其关注控制风险对审计收费的影响。

## (二) 关键变量设计

### 1. 固有风险的构成因素

由于国内外市场化程度和法律制度环境的不同,中外研究者对固有风险的构成也不尽相同,我们根据《中国注册会计师执业准则》(2008)第1211号第5章第98条中列举的28条重大错报风险因素,选取目前中外研究中较为通用的因素作为构成固有风险的变量。如公司若进行横向多元化经营易进入多元化陷阱,固有风险增加;亏损型公司易出现持续经营和资产流动性问题,包括重要客户流失和供应链发生变化,关键人员变动等后果,固有风险增加;公司应收账款和存货占总资产的比率越高,资产的流动性越差,尤其是根据审计实务经验,应收账款和存货历来都是极易被会计造假和盈余管理的项目,所以固有风险越大;公司营业收入增长较快,说明公司成长较快,固有风险增加;上市公司参与对外担保,将降低企业的融资能力,增加企业的财务风险,特别是超过公司实力的巨额担保,不仅会使担保企业业绩下挫,还会引致大量的诉讼和或有负债,固有风险增加;速动比率越低、长期负债率越大、经营活动现金流占总资产比率越低,企业财务风险越大并且融资能力受到限制,固有风险增加。

### 2. 对控制风险(内部控制披露程度)的度量

根据2007年度A股公司披露的内部控制信息,我们对深市690家上市公司内部控制披露情况进行统计后发现,有44家公司没有披露自评报告,有199家披露了自评报告但独立董事或监事会未发表意见,有347家自评报告获得独立董事或监事会的赞同,有100家提供的自评报告经过审计机构核实。据此,我们将公司的内部控制披露程度分为高、中、低三类:将不提供自评报告和提供了自评报告但没有获得独立董事或监事会意见的公司(共计243家),归入内部控制披露程度低组;将提供正面的自评报告,并获得独立董事或监事会赞同意见的公司(共计347家),归入内部控制披露程度中等组;将自评报告获得外部审计师意见的公司(共计100家),归入内部控制披露程度高组。

### 3. 对诉讼风险(操控性应计利润)的度量

我们主要参考基本 Jones 模型和 Dechow 模型计算操控性应计利润<sup>[15-16]</sup>。

#### (1) 基本琼斯模型

$$TA_i/A_i = \alpha_1(1/A_i) + \alpha_2(\Delta REV_i/A_i) + \alpha_3(PPE_i/A_i) + \varepsilon_i \quad (5)$$

$A_i$  为期初总资产;  $TA_i$  为公司的总应计利润;  $\Delta REV_i$  为第  $t$  期主营业务收入和第  $t-1$  期主营业务收入的差额;  $PPE_i$  为期末厂房、设备等固定资产价值。根据模型(5)回归得到的残差(操控性应计利润)作为  $Em1$ 。

#### (2) DD 模型

$$TCA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i,t-1} + \alpha_2 CFO_{i,t} + \alpha_3 CFO_{i,t+1} + \alpha_4 \Delta REV_{i,t} + \alpha_5 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

TCA 表示流动性应计总额,计算公式为  $TCA = \Delta CA - \Delta CL - \Delta CASH - \Delta STDEBT$ ,  $\Delta CA$  为流动资产的年度变动额;  $\Delta CL$  为流动负债的年度变动额;  $\Delta CASH$  为货币资金的年度变动额;  $\Delta STDEBT$  为短期借款的年度变动额; CFO 为经营活动现金流量。根据模型(6)回归得到的残差(操控性应计利润)作为  $Em2$ 。

由于我们将利用操控性应计利润指标作为审计人员可能承担诉讼风险的指标。根据保险理论的分析,只有当管理层进行正向盈余管理时才可能承担诉讼风险,且操控性应计利润越大,诉讼风险越高。而当管理层进行负向盈余管理时,由于投资者或债权人经济利益没有被损害,审计人员诉讼风险为0。所以我们将操控性应计利润为正时取原值,操控性应计利润为负时取0值以度量这种诉讼风险,并检验其与审计收费的关系。

## (三) 模型设计

本文根据审计价值理论,将控制风险和诉讼风险作为两个重要的解释变量,考察其对审计收费的影响。其中,审计收费的对数  $\ln Fee$  为被解释变量,  $\ln Asset$ 、 $Big10$ 、 $Report$ 、 $\ln Vrec$ 、 $Quick$ 、 $Da$ 、 $Cfa$ 、 $Loss$ 、 $\ln Grnt$ 、 $\ln Seg$ 、 $ST$ 、 $Growth$  为控制变量;  $Em$ 、 $IC$  为观测变量。变量定义如表1所示:

$$\ln Fee = \beta_0 + \beta_1 \ln Asset + \beta_2 IC + \beta_3 Quick + \beta_4 Da + \beta_5 Cfa + \beta_6 Growth + \beta_7 Loss + \beta_8 Em + \beta_9 Invrec + \beta_{10} Big10 + \beta_{11} \ln Grnt + \beta_{12} ST + \beta_{13} report + \beta_{14} \ln Seg + \varepsilon \quad (7)$$

## 五、样本选取和分析

### (一) 样本选择过程

本文选取2007年深市690上市公司为研究总体,剔除13家B股,8家金融企业后为669家,剔除83家未披露审计收费的公司后,得到586家样本公司。本文数据包括上市公司审计收费、内部控制披露程度和财务数据,其中审计收费来自Wind资讯系统、财务数据来自锐思数据库、内部控制披露程度是根据

表1 指标选取及变量说明

变量	预测符号	定义及说明
lnFee		审计收费金额的对数
LnSeg	+	主营业务收入所跨行业分布数的对数,当主营业务收入的构成来自于一个行业时 Seg 取 1,若主营业务收入的构成来自于 5 个或 5 个行业以上时均取 5 ;
LnVrec	+	(存货 + 应收账款)/总资产的对数
Quick	-	速动比率
Da	+	长期负债/总资产
Cfa	-	经营活动现金流/期初总资产
Loss	+	哑变量;本年净利润小于 0 则取 1;大于或等于 0 则取 0
Em1	+	基本 Jones 模型估算的操控性应计利润;当操控性应计利润为负时取 0,操控性应计利润为正时取原值
Em2	+	DD 模型估算的操控性应计利润;当操控性应计利润为负时取 0,操控性应计利润为正时取原值
IC	-	哑变量;若公司内部控制自评报告有外部审计师的审核意见视为内部控制披露程度高组取 0,若公司没有披露内部控制自评报告或提供了自评报告但没有获得独立董事或监事会意见的公司视为内部控制披露程度低组取 1
LnGrnt	+	对外担保额的对数
Growth	+	营业收入年增长率
ST	+	哑变量;上市公司被特别处理取 1,其余取 0
LnAsset	+	资产总额的对数
Big10	+	哑变量;国际四大和国内前六大会计师事务所取 1,其余取 0;这十大事务所按照 2006 年度总收入排名:普华永道、安永华明、德勤华永、毕马威、立信、中瑞岳华、信永中和、中审、万隆、大信
Report	+	哑变量;标准意见审计报告取 0,非标审计报告取 1

巨潮资讯网上公布的公司年报手工收集而成。具体样本选择过程如下表 2。

表2 样本选择过程

	无自评 报告	有自评 报告	独董监 事意见	经审计 鉴证	合计
Panel A: 全样本					
全部样本	44	199	347	100	690
减: B 股和金融企业	2	2	14	3	(21)
减: 审计收费缺失	7	31	34	11	(83)
Panel B: 若使用基本 Jones 模型验证假设					
减: 缺失数据的公司	2	5	2	1	(14)
总计	33	161	293	85	572
Panel C: 若使用 DD 模型验证假设					
减: 缺失数据的公司	2	24	10	13	(49)
总计	31	137	283	72	523

## (二) 描述性统计分析

表 3 列示了内部控制披露程度高组和内部控制披露程度低组对应变量的均值和中位数,以及组间比较的统计结果。通过比较我们不但能了解两组公司在特征、固有风险和审计收费是否存在差异,而且可以验证我们按照公司内部控制披露程度的结果对内部控制质量进行分类的方法是否正确和有效。表 3A 组对两组的审计费用、审计费用/总资产(%) 和审计费用/总营业收入(%) 进行了单变量分析,发现内部控制披露程度低组其审计费用/总资产(%) 和审计费用/总营业收入(%) 均显著高于内部控制

披露程度高组(前者呈 T 值 10% 显著和 Z 值 5% 显著,后者呈 Z 值 5% 显著),假设 2 得到了支持。表 3B 组变量的比较我们发现:内部控制披露程度高组相对于内部控制披露程度低组资产规模更大(T 值和 Z 值 5% 显著)、主营业务销售收入分布的行业更多元化(T 值 10% 显著和 Z 值 5% 显著)、更少的亏损(T 值和 Z 值 10% 显著)、更少的非标准审计意见(T 值和 Z 值 10% 显著);存货和应收账款占总资产比率速动比率、长期负债占总资产比率、经营活动现金流占总资产比率、对外担保数额、是否委托前十大会计师事务所审计、特别处理的公司数两组间不存在显著差异。这在一定程度上能够反映内部控制披露程度高组相对于内部控制披露程度低组确实存在更好的盈利能力和较低固有风险,我们的分组有一定程度的合理性。

表 4 列示了操控性应计利润和审计收费在不同内部控制披露程度组以及审计报告意见类型之间的均值统计以及组间比较结果。为了保证结论的可靠,我们在描述性统计中分别采用基本 Jones 模型和 DD 模型估算操控性应计利润。统计结果显示:内部控制披露程度低组相对于高组操控性应计利润没有显著差异,并且两组均显著高于中等组,说明高组和低组一样存在强烈的盈余管理行为;低组的审计收费显著高于中等组(T 值和 Z 值均 1% 显著)和高组(T 值 5% 显著和 Z 值 1% 显著),这说明当公司内部

表3 分样本变量描述性统计结果

变量	内部控制披露程度低组(1)			内部控制披露程度高组(2)			Diff. (1) - (2)	
	N	mean	median	N	mean	median	t - test	Z - test
Panel A: 审计费用								
审计费用(千元)	194	492.69	400	85	568.79	400	-76.10	0.00
审计费用/总资产(%)	194	0.04	0.04	85	0.04	0.03	0.01*	0.01**
审计费用/总营业收入(%)	194	2.67	0.05	85	0.08	0.04	2.59	0.01**
Panel B: 其他变量								
总资产对数	194	20.91	20.76	85	21.16	20.95	-0.25**	-0.19**
主营业务销售收入分布行业	194	1.95	1.00	85	2.22	2.00	-1.49*	-1.86**
存货与应收账款/总资产	194	0.29	0.28	85	0.27	0.27	0.02	0.01
流动比率	194	1.51	0.97	85	1.44	1.12	0.07	-0.15
长期负债/总资产	194	0.04	0	85	0.05	0.01	-0.01	-0.01
经营活动现金流/总资产	194	0.05	0.05	85	0.07	0.05	-0.01	0.00
是否亏损	194	0.07	0	85	0.02	0	0.04*	0.00*
前10大事务所	194	0.21	0	85	0.22	0	-0.02	0.00
担保额对数	194	2.06	0	85	2.48	0	-0.42	0.00
审计意见	194	0.05	0	85	0.01	0	0.03*	0.00*
是否ST	194	0.02	0	85	0.05	0	-0.03	0.00

注:t检验和z检验均为单尾检验,\* p<0.1,\*\* p<0.05,\*\*\* p<0.01。

控制质量较差时审计收费较高,而高组和中等组之间审计收费是否有显著差异各统计量结论并不一致,但更倾向于两者之间无显著差异。由于财务报告的净盈余及其反映的盈余质量是公司管理层和审

计师的联合产品,统计显示低组和高组其财务报告的净盈余相对于中等组均存在显著的调增迹象,说明内部控制质量好的优质公司和内部控制质量差的劣质公司都没有控制管理层的盈余管理行为。而审

表4 操控性应计利润、审计收费在不同内部控制披露程度组之间的均值/中位数检验

Panel A: 分组描述性统计						
	内部控制披露程度低		内部控制披露程度高		内部控制披露程度中等	
	①标准意见	②非标准意见	③标准意见	④非标准意见	⑤标准意见	⑥非标准意见
Em1 均值	0.113	0.049	0.0964	0	0.0514	0.128
中位数	0.063	0	0.0503	0	0.0039	0
审计费用/总资产(%) 均值	0.042	0.080	0.037	0.039	0.032	0.141
中位数	0.03	0.040	0.031	0.039	0.02	0.098
公司家数	185	9	84	1	265	28
Em2 均值	0.124	0.085	0.115	0	0.097	0.140
中位数	0.055	0	0.0641	0	0.044	0.0085
审计费用/总资产(%) 均值	0.040	0.080	0.031	0.039	0.032	0.14
中位数	0.03	0.040	0.02	0.039	0.02	0.099
公司家数	159	9	71	1	255	28
Panel B: 分组检验						
	低组与高组(①-③)		低组与中等组(①-⑤)		高组与中等组(③-⑤)	
	T 值	Z 值	T 值	Z 值	T 值	Z 值
Em1	0.92	1.032	5.07***	6.973***	3.08***	4.07***
审计费用/总资产	1.20	0.029	3.37***	5.54***	1.24	2.00**
Em2	0.39	-0.20	1.60*	1.47*	0.89	1.44*
审计费用/总资产	2.20**	2.54***	2.66***	4.69***	-0.06	0.97

注:t检验和z检验均为单尾检验,\* p<0.1,\*\* p<0.05,\*\*\* p<0.01。

计人员同样放任了两组管理层的盈余管理行为,但审计人员对两组的态度并不一致,体现为低组的审计收费更高。我们推测由于低组一般内部控制质量

较差,如果管理层通过调增盈余来粉饰利润将增加审计人员的诉讼风险,所以低组审计收费最高,其中包含了风险溢价;而高组虽然也有同样程度调增盈

余的行为,但因其一般是内部控制比较完善的优质公司,破产风险小,审计人员的诉讼风险较低,所以高组的审计收费相对于中等组并没有显著增加。

## 六、实证结果分析

为了检验控制风险和诉讼风险对审计收费的影响程度,我们对模型(7)进行 OLS 回归。出于稳健性的考虑,我们分别采用基本 Jones 模型和 DD 模型两种方法估算操控性应计利润 Em1 和 Em2,表 5 列示了模型(7)回归分析的结果。回归模型调整 R<sup>2</sup> 达到 43% 以上,解释力度较强,各模型对主要观测变量内部控制质量和操控性应计利润的参数估计基本一致,结论比较稳健可靠。实证结果表明:代表了公司控制风险的变量其参数系数为 0.0286,与审计收费正相关呈 10% 的显著性,即与内部控制质量高的公司相比,内部控制质量差的公司其审计收费将显著增加 2.86%,说明审计人员关注公司的内部控制风险,对内部控制质量差的公司增加了实质性测试的工作量,假设 1 得到了支持;代表公司诉讼风险的操控性应计利润指标的参数系数为 0.303 和 0.613,与审计收费呈 10% 和 1% 相关关系,说明审计收费中包含了风险溢价,当操控性应计利润增加一个单位时,审计收费将增加 30.3% 和 61.3%,假设 2 得到了支持;资产规模与审计收费呈 1% 以上的显著正相关;前 10 大事务所与审计收费呈 1% 程度的正相关;非标准审计意见与审计收费正相关但不显著;在其他代表了公司固有风险的变量中,主营业务收入所跨行业数与审计收费正相关呈 5% 的显著性;而存货和应收账款占总资产比率、本年亏损的公司、对外担保数额、ST 公司虽然符号与预期一致但均不显著;速动比率和营业收入增长率其系数估计有正有负,均不显著;长期负债占总资产比率的系数、经营活动现金流占总资产比率其系数与我们估计的相反,也不显著。

## 七、结论

2007 年新施行的审计风险模型是否适用以及如何应用于中国审计的制度环境,需要理论研究和实证检验。本文试图检验新审计风险模型的实施效果并提供经验证据,即审计人员是否关注公司的内部控制风险,并根据内部控制风险相应调整实质性测试的工作量。本文的研究发现:公司的控制风险与审计收费正相关呈 10% 的显著性,说明审计人员关注公司的内部控制风险,对内部控制质量差的公司

表 5 控制风险与审计收费分样本回归结果

	(1)	(2)
	Infee	Infee
总资产对数	0.404 *** (10.00)	0.403 *** (9.72)
内部控制质量(IC)	0.0286 * (1.39)	0.0286 * (1.38)
存货与应收账款/总资产	0.0290 (0.62)	0.0360 (0.77)
速动比率	-0.00112 (-0.08)	0.000386 (0.03)
长期负债/总资产	-0.432 (-0.84)	-0.477 (-0.91)
经营活动现金流/总资产	0.268 (1.08)	0.120 (0.45)
营业收入增长率	-0.00227 (-0.07)	0.00379 (0.11)
是否亏损	0.122 (0.80)	0.0888 (0.59)
前 10 大事务所	0.184 *** (2.66)	0.178 *** (2.54)
担保额对数	0.00131 (0.25)	0.000978 (0.18)
所跨行业数的对数	0.0955 ** (2.03)	0.0884 ** (1.88)
是否 ST	0.216 (1.16)	0.203 (1.07)
审计意见	0.0983 (0.49)	0.0842 (0.42)
Em1	0.613 *** (3.24)	
Em2		0.303 * (1.39)
_cons	4.357 *** (5.21)	4.459 *** (5.23)
N	263	263
adj. R <sup>2</sup>	0.447	0.438

注:括号中为经过 Robust 处理的 T 值,均为单尾检验,\* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01。

增加了实质性测试的工作量;公司诉讼风险与审计收费正相关呈 1% - 10% 的显著性,说明审计收费中包含了一定程度的风险溢价;除此以外,资产规模与审计收费正相关呈 1% 以上的显著性;国内“十大”与审计收费正相关呈 1% 的显著性;主营业务收入所跨行业数与审计收费正相关呈 5% 的显著性。本文还发现,内部控制质量好的优质公司和内部控制质量差的劣质公司都没有控制管理层的盈余管理行为,而审计人员同样放任了两组管理层的盈余管理行为,审计人员对两组的处理并不一致,对内部控制

质量差的公司审计人员收取了更高的风险溢价。

本文的局限性在于我们的基础假设之一,即内部控制披露程度能够代表内部控制质量,可能还有待进一步检验。因为在收集上市公司披露的自评报告时我们发现,经过分组后代表了内部控制质量为中等的347家公司其内部控制质量具有很大的噪音,如000088盐田港等被证监会认定其涉嫌虚假信息,000755山西三维等被证监局建议对内部控制进行整改,002057中钢天源等被证监会认为未严格执行内部控制,000623吉林敖东等被监管局认为内部控制不规范,000661珠海中富等被证监会认为需进一步完善。可见,即使公司提供了内部控制自评报告并获得了独立董事或监事会的赞同意见也不代表其内部控制没有缺陷,所以依据内部控制自评报告披露的信息作为评价公司内部控制质量的方法可能具有一定的测量误差,由此导致部分结论不够稳健。

#### [参考文献]

- [1] Mock T A, Wright. Are audit program plans risk-adjusted? [J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 1999 (18): 55-74.
- [2] O'Keefe T B, Simunic D A, Stein M T. The production of audit services: evidence from a major public accounting firm [J]. Journal of Accounting Research, 1994, 32(2): 241-61.
- [3] Hackenbrack K E, Knechel W R. Resource allocation decisions in audit engagements [J]. Contemporary Accounting Research, 1997, 14(3): 481-500.
- [4] Hogan C E, Wilkins M S. Evidence on the audit risk model: do auditors increase audit fees in the presence of internal control deficiencies? [J]. Contemporary Accounting Re-

search, Spring, 2008, 25: 219-242.

- [5] 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.
- [6] 张继勋, 陈颖, 吴璇. 风险因素对我国上市公司审计收费影响的分析——沪市2003年报的数据 [J]. 审计研究, 2005(4): 35-38.
- [7] 张铁铸. 年报审计市场及会计师事务所收费行为研究 [J]. 审计与经济研究, 2003(5): 25-29.
- [8] 潘克勤. 公司治理、审计风险与审计定价——基于CCGINK的经验证据 [J]. 南开管理评论, 2008(1): 106-112.
- [9] 李寿喜. 我国上市公司年报审计费用及其影响因素分析 [J]. 审计与经济研究, 2004(4): 20-25.
- [10] 余玉苗. 注册会计师审计定价模型中的风险溢价及其内在化研究 [J]. 会计研究, 2005(3): 16-21.
- [11] 方红星. 内部控制、审计效率与审计有效性——以及据此对我国新审计准则体系的相关解读与评论 [J]. 中国注册会计师, 2006(3): 33-37.
- [12] 郭莉. 现代审计风险模型及其推行难点分析 [J]. 审计与经济研究, 2006(6): 46-48.
- [13] Akerlof G. The market for 'lemon': qualitative uncertainty and the market mechanism [J]. Quarterly Journal of Economics, 1970, 84(3): 488-500.
- [14] 张国清. 内部控制与盈余质量——基于2007年A股公司的经验证据 [J]. 经济管理, 2008(23): 112-119.
- [15] Jones J. Earnings management during import relief investigations [J]. Journal of Accounting Research, 1991(29): 193-228.
- [16] Dechow P, Dichev D. The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors [J]. Accounting Review, Supplement, 2002: 35-59.

[责任编辑:马志娟]

## Risk Control, Risk Premium and Auditing Fees:

### Empirical Evidence from the Reports of Listed Companies in Shenzhen in 2007

DAI Jie-min<sup>1</sup>, FANG Hong-xing<sup>2</sup>

(1. School of Jinshen, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2. School of Accounting, Northeast University of Finance and Economics, Dalian 116025, China)

**Abstract:** Quality of internal control is one of the decisive factors to influence the auditing fees in theory. Because no methods can be used to obtain the internal control information of listed companies, there is little empirical evidence in this field. That CSRC required listed companies to disclose internal control self-reports since 2007 gives us an opportunity to observe the quality of internal control. According to the theory of auditing valuation and the data of the listed companies in Shenzhen Stock Exchange of 2007, we focus on the question of how risk control affects auditing fees and whether risk premium is included in the auditing fees. We find that there is a positive relationship between risk control and auditing fees, and risk premium is included in the latter.

**Key Words:** auditing fees; risk control; risk premium; auditing risk; listed companies; internal control