

文章编号:1002—1566(2004)05—0012—10

我国上市公司审计费用率模型研究

李补喜,王平心

(西安交通大学,西安,710061)

摘要:通过研究 2001 年、2002 年我国证券市场 A 股年度财务报告审计费用、审计费用率得出:年报审计费用与资产规模显著正相关,审计费用率与资产规模显著负相关;资产规模对审计费用率的解释度在 71% 以上。建立的审计费用率与资产规模的关系模型 $ROF = \alpha Asset^{-\beta}$,为物价部门制定审计服务价格提供了客观依据,也为证券监管部门、行业主管部门和学术界进行行业监管或审计独立性研究具有参考价值。

关键词:审计费用,审计费用率,资产规模,模型

中图分类号:0212

文献标识码:A

A Research on Model about the Ratio of Audit Fee to Asset Size for the Stock Market of China

LI Bu-xi, WANG Ping-xin

(Xi'an Jiao Tong University, Xi'an, 710061, China)

Abstract: This paper discusses the audit fee and ratio of auditor fee to asset (ROF) from annual reports about the listed companies in China A-share market. Our research shows a significant positive correlation between audit fee and asset and a significant negative correlation between ROF and asset. The established empirical model about ROF is $ROF = \alpha Asset^{-\beta}$, and its goodness-of-fit statistics R^2 is more than 71%. Based on this model, the government may formulate a new policy on audit service price.

Key words: auditor fee, ratio of auditor fee to asset, asset size, model

一、引言

审计费用是会计师事务所或注册会计师提供专业服务所取得的报酬,是会计师事务所与客户之间的最重要的经济联系。审计费用的确定世界各国不尽相同,美国注册会计师的审计费用一般由审计产品成本、预期损失成本以及事务所的正常利润所组成(廖洪、白华,2001)。在我国,审计费用的收取一般有两种:一是以客户的资产总额为基础,按照一定的标准加以确定。主要是指按国家物价局的有关规定执行,即会计事务所年度审计的收费标准为:企业资产负债表资产总计 1000 万元(含)以下的按千分之二点五收取,超过 1000 万元的部分按千分之一点五收取;二是以审计服务的时间为基础,按照一定标准加以确定。如《中国注册会计师职业道德规范指导意见》中的规定:“在确定收费时,会计事务所应当考虑以下因素,以客观反映为客户提供专业服务的价值:(一)专业服务所需的知识和技能;(二)所需要专业人员的水平和经验;(三)每一专业人员提供服务所需的时间;(四)提供专业服务所需承担的责任”。收费

标准的确定应考虑审计小组成员的专业层次的知识技能、水平、经验,以及提供专业服务所需要承担的责任等因素。实际执行中两种方法可能并存。

可见,无论哪种方法,都存在一个在数量基础上价值标准的确定问题。正是存在这个标准的确定问题,也才产生了职业界形形色色的与审计相关的独有词汇,“劣币驱逐良币”、“低价如揽客户”、“高价购买审计意见”也时有发生,上市公司也不断暴露出令人惊而又惊的丑闻。凡此种种,客观、公正的审计师的形象在公众的心目中受到怀疑,审计的独立性也受到严重的损害。

为了考察会计师事务所独立性和遵守职业道德的情况,为规范上市公司信息披露质量,保护相关利益各方的权利,中国证监会发布的新修订的年报内容和格式要求,上市公司应在年报中披露其聘任、解聘会计师事务所的情况,以及报告年度支付给会计事务所的报酬情况;2001年12月24日发布的《公开发行证券的公司信息披露规范问题第6号——支付会计师事务所报酬及其披露》对上市公司在年度报告中支付给会计事务所报酬的格式和形式做了具体的规定。

尽管如此,有关上市公司的年报审计费用仍然很不规范。我国证券市场和审计行业审计收费的现状究竟如何?它与上市公司的资产规模呈现什么样的关系?本文以2001年、2002年我国证券市场和审计行业的年度审计费用数据为依据,以上市公司的年度报告审计费用与资产总额的比率,即审计费用率作为指标,试图通过建立审计费用率模型,对这些问题进行实证考察。

二、相关文献回顾

目前,国内外学术界对审计费用率的研究很缺乏,至今尚未见到这方面的研究,但不少学者对审计独立性和审计费用的影响因素进行了研究。Simunic(1980)是最早运用多元线性回归模型对审计收费的可能影响因素进行研究的,他发现上市公司的资产规模是决定审计收费的最重要因素,其次为经济业务的复杂程度(控股子公司个数)等因素,而事务所规模等因素在回归方程中并不显著。Francis(1984)用修正过的Simunic回归模型分析了澳大利亚审计市场,同样发现上市公司的资产规模和反映上市公司经济交易或事项复杂程度的变量(控股子公司个数)与审计收费显著相关。Taylor和Baker(1981)通过研究英国审计市场发现:上市公司规模和复杂程度对审计收费的解释度为79%,并且在0.01的水平上显著。Firth(1985)对新西兰上市公司的研究表明:公司的总资产、应收款项与总资产的比率以及非系统风险是影响审计收费的最重要的三个变量,而事务所的规模对审计收费不具有重要影响。Anderson和Zeghal(1994)对加拿大审计市场的研究发现:审计收费与被审计单位规模和复杂程度呈显著相关。刘斌、叶建中、廖莹毅(2003)得用Simunic模型从理论上分析了可能影响我国上市公司审计收费的相关因素,然后采用多元线性回归的方法对2001年590家样本上市公司进行了实证分析,结果发现上市公司的规模、经济业务的复杂程度以及上市公司所在地是影响我国上市公司审计收费的主要因素。伍利娜(2003)对2000年、2001年我国上市公司审计费用的实证研究表明,审计费用的影响因素包括公司规模、是否由国际五大所审计以及被审计公司ROE是否处于“保资格”区间(即 $0 < ROE \leq 2\%$),且资产规模对审计费用的解释度在34%左右。上述有关审计费用模型归纳如下两种:

$$\ln(Fee) = \alpha + \beta_0 \ln(Asset) + \sum \beta_i X_i$$

$$\ln(Fee) = \alpha + \beta_0 \ln(Asset) + \sum \beta_i X_i \ln(Asset)$$

从上述研究可以看出,上市公司的规模,是影响审计费用的主要因素。就我国而言,会计师事务所按照上市公司的规模进行收费符合物价部门的规定,因此,上市公司的资产规模对审

计费用的影响也是自然的。我们认为,从绝对量上研究审计费用的影响因素、研究审计服务定价、进而研究对审计独立性的影响缺乏充分的理由,而且不易提示隐藏在资产规模中的影响审计费用的其他因素。而从相对量的角度,容易认识审计费用与资产规模之间的关系特征,更容易对与审计费用相关的问题进行研究。

三、研究方法

本文研究的总体思想是,以 2001 年、2002 年我国证券市场的数据为基础,借鉴前人的研究成果和方法,对审计收费情况与上市公司资产规模进行相关性分析;进一步采用图形分析法和统计分析方法,建立我国证券市场和审计行业的审计费用率模型。

(一) 研究样本

正如伍丽娜(2003)所称,尽管中国证监会发布了《信息披露规范问答 6 号——支付会计师事务所报酬及其披露》,但上市公司 2001 年、2002 年年度报告中有关报酬情况的披露质量仍然很不理想,披露报酬的方式千差万别:有的按年度汇总披露一个数字;有的按实际支付的报酬加以披露;有的按境内、外事务所的报酬合并披露;有的按非人民币货币披露等等。可见,虽然披露规范已经颁布一年多,但有关支付事务所报酬的披露仍然很不规范。鉴于上述情况。我们的研究样本按如下原则搜集与整理:1、按照权责发生制披露的年度财务报告审计费用;2、严格区分年度财务报告审计费用与中期报告审计费用、其他费用的区分;3、指明审计范围为年度财务报告或报表的审计费用;4、明确为年度财务报告或报表的审计费用或审计报酬;5、对于少数以外币表示的年度财务报告的审计费用,我们采用当年年末的汇率进行了换算;6、对于含有 A、B 股的年度财务报告审计费用不纳入样本的范畴。对于诸如“2002 年度财务审计费用”,由于我们发现部分上市公司包含了中期报告审计费用,故本文将予以全部剔除。

按照以上标准,我们共筛选出 2001 年 357 家、2002 年 306 家符合上述条件的上市公司披露了年度财务报告审计费用。

年度财务报告审计费用的数据根据中国证券报社编辑的《2003 年上市公司速查手册》及所附的光盘数据的公开年报、以及各公开网站披露的 2001 年、2002 年上市公司年度报告、年报补充公告和更正公告信息逐家整理取得;同时,也查阅了 2000 年年度财务报告和目前已公布的部分 2003 年年度财务报告的相关数据,对样本进行了补充。研究使用的上市公司总资产数据来自《中国股票市场研究(CSMAR)数据库存(2002)——财务数据库查询系统》。

数据分析软件为 SPSS。

(二) 研究方法

借鉴前人对审计费用的已有研究成果,首先采用相关系数分析法分析确定资产规模与审计费用、审计费用率的相关性,利用图形分析法初步确定资产规模与审计费用率曲线的基本形状,其次,在初步分析的基础上,建立资产规模对审计费用率的回归模型,利用回归分析方法进行模型的回归,并进行模型的检验和样本的正态性检验。最后得出结论。

(三) 指标的选取

本文选取的指标及变量说明如下:Fee,上市公司支付的年度财务报告的审计费用(万元);Asset,上市公司的年末资产总额(万元),以此代表上市公司的规模;ROF,审计费用率,即审计费用与资产总额的比率。

四、统计结果

(一) 数据的一般性统计描述

表1 上市公司年报审计费用、审计费用率的描述性统计

年份	变量	样本量	最小值	最大值	均值	标准差	方差
2001年	Fee	357	13.00	130.00	37.6537	17.8387	318.219
	ROF	357	0.00004998	.0019442	.0003426	.0002494	$6.2187 * 10^{-8}$
2002年	Fee	306	10.00	150.00	40.1808	19.33195	373.724
	ROF	306	0.00004737	.0018985	0.0003505	.0002775	$7.7028 * 10^{-8}$

2001年、2002年上市公司年度财务报告审计费用及审计费用率的描述性统计如表1。从表1可以看出,2001年及2002年样本中,上市公司年度报告审计费用均值分别为37.6537万元、40.1808万元,2002年比2001年增长6.71%。两年中,最高的年度报告审计费用分别为130万元和150万元,分别是三九医药(000999)及钢联股份(600010)支付给大华天诚会计师事务所和中天华正会计师事务所的审计费用,其审计费用率分别为0.197‰和0.1815‰,它们的审计费用率均低于当年的最高审计费用率。2001年年报审计费用最低的有三家上市公司,审计费用均为13万元,其审计费用率最低为0.1273‰;2002年年报审计费用最低为10万元,为深大通A(000038)支付给深圳鹏城会计师事务所的审计费用,其审计费用率为0.4736‰。两年中,审计费用最低的几家上市公司,其审计费用率均高于当年最低审计费用率。2001年和2002年,上市公司年度财务报告的审计费用率平均分别为0.3426‰和0.3505‰;最高审计费用率分别为1.9442‰和1.8985‰,乃是庆云(金德)发展(000639)及ST长控(600137)支付给湖南开元会计师事务所及四川华信(集团)会计师事务所的审计费用率,支付的审计费用额分别为35万元和20万元,均高于当年的审计费用;最低审计费用率分别为0.05‰和0.04737‰,均为东北高速(600003)支付给中鸿信建元会计师事务所的审计费用率,审计费用均为25万元,高于当年最低审计费用。两年中,最高审计费用率约为平均审计费用率的5.5倍,分别为最低审计费用率的38.9倍和40倍。这说明我国证券市场上,不同上市公司支付的年度报告审计费用不仅绝对差别较大,而且从相对量来看,也存在着严重的不平衡性。这其中是否存在影响独立性因素的影响,值得进一步深入研究。上述结果同时也表明,审计费用的多少与审计费用率的高低是不一致的。诚如文献回顾,尽管人们普遍认为资产规模是影响审计费用的主要因素,但我们认为,审计费用的高低不能说明审计收费的高低,而审计费用率的高低则是至关重要的因素。从2001年、2002年度的审计费用率看,虽然最高审计费用率比较接近物价部门的有关收费标准,但平均审计费用率与最低审计费用率远远低于物价部门的规定。这说明上市公司与会计师事务所就有关审计收费价格参差不齐,存在较大的可操作性空间或讨价还价的余地,不能排除存在影响独立性的“低价招揽顾客”等不正常竞争的可能,这种状况也不利于相关部门通过审计收费实行行业监管。

(二) 模型的初步分析:相关性分析

为了研究上市公司审计费用率与资产规模的关系模型,首先研究审计费用、审计费用率与资产规模的相关性。如果审计费用或审计费用率与资产规模之间不存在相关性,那么,上市公司的资产规模就不能解释审计费用或审计费用率;反之,如果审计费用或审计费用率与资产规

模之间存在显著的相关性,那么有必要在它们之间建立适当的数学模型,用资产规模解释审计费用率,借以揭示它们之间存在的内在规律。这无论在审计费用的价格制定,还是研究审计的独立性均有重要意义。Pearson 相关系数分析如下表:

表2 相关系数分析表

年份	变量	统计指标	Fee	ROF
2001年	Asset	相关系数	.571(**)	-.556(**)
		Sig. (1-tailed)	.000	.000
2002年	Asset	相关系数	.602(**)	-.551(**)
		Sig. (1-tailed)	.000	.000

注: ** 表示在水平为0.001下单侧检验是显著的。

可见,无论是2001年还是2002年,在水平为0.01下进行单侧检验,审计费用与资产规模呈现显著的正相关关系,审计费用率与资产规模呈现显著负相关关系。审计费用与资产规模的显著正相关关系表明:资产规模越大,审计费用越高;审计费用率与资产规模的显著负相关关系表明:上市公司资产规模越大,审计费用率越低。

初步分析表明,资产规模是影响审计费用和审计费用率的因素。这为我们建立资产规模与审计费用率关系的模型提供了理论依据。

(三)图形分析及模型的建立

相关性分析只表明资产规模对审计费用、审计费用率有显著影响,但并没有说明资产规模与审计费用或审计费用率呈现出什么样的关系。因此需要进一步进行图形分析。

为寻求资产规模影响审计收费或审计费用率的规律,对2001年、2002年审计费用与资产规模做散点图如下图1(a)、(b):

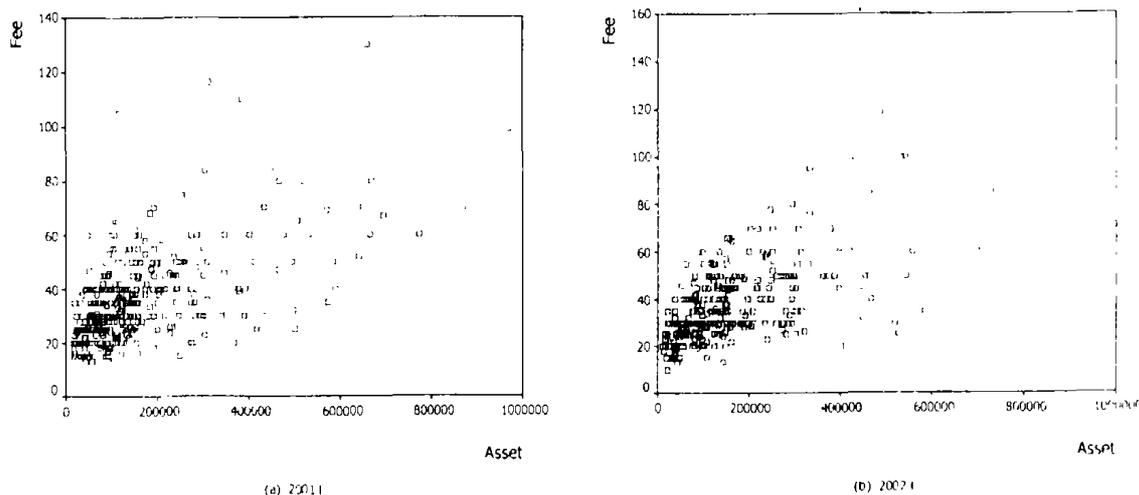


图1 审计费用与资产规模散点图

图1表明,直观上,审计费用与资产规模并没有呈现出较为明显的趋势和规律性,资产规模大的上市公司,其支付的审计费用不一定高,相反,资产规模小的上市公司,其支付的审计费用不一定低。进一步对2001年、2002年审计费用率与上市公司的资产规模做散点图(见图2(a)、(b))。

从图2可以看出,审计费用率与资产规模呈现较好的趋势和规律性,上市公司资产规模越大,审计费用率则越低;随着资产规模的增大,审计费用率呈现出下降趋势;且审计费用率与资产规模呈现非线性关系。审计费用率表现出的这种变化趋势是很难从审计费用与资产规模之间

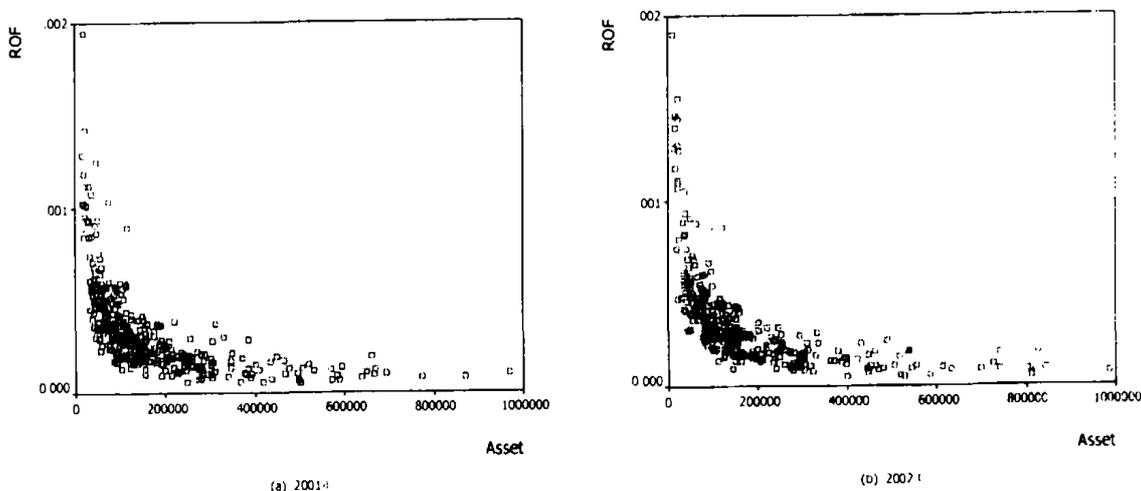


图2 审计费用率与资产规模散点图

的相关性看出的。从图形的基本形状,可以初步断定,审计费用率是资产规模的负幂次方。且指数小于1。即审计费用率的模型具有如下形式:

$$y = \alpha x^{-\beta}, \text{ 且 } x \neq 0, 0 < \beta < 1 \tag{1}$$

为了验证上述模型的正确性,对上述模型取对数,得:

$$\ln y = \ln \alpha - \beta \ln x, \text{ 且 } x \neq 0, 0 < \beta < 1 \tag{2}$$

再次对审计费用率的对数与资产总额的对数做散点图(见图3):

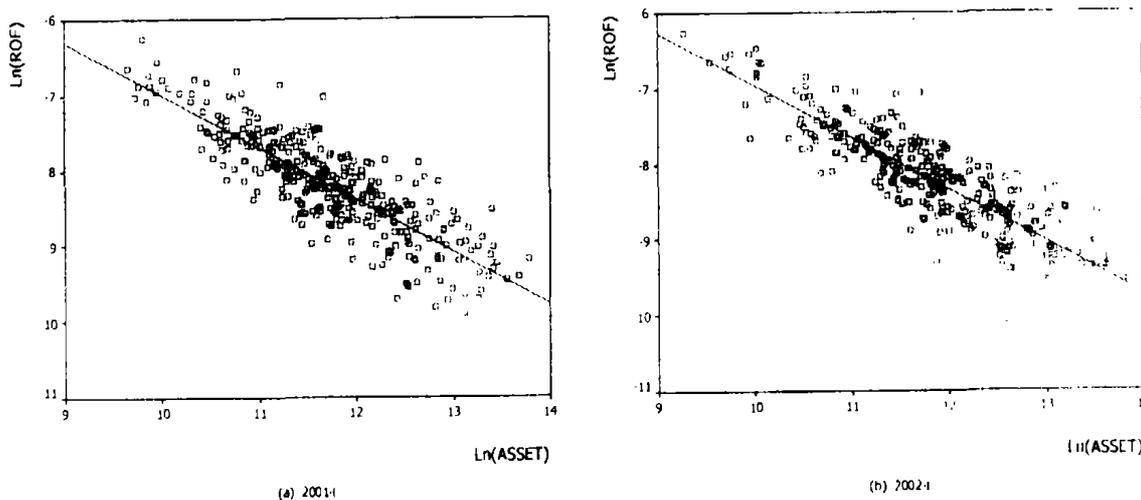


图3 对数变换后的散点图

可见,变换后的数据点基本落在一条直线的附近,模型(1)基本正确。

(四) 审计费用率模型的建立及审计费用率单变量回归模型的检验:

在上述初步分析基础上,我们提出的模型如下:

$$\begin{cases} \ln ROF_i = \alpha - \beta \ln Asset_i + \varepsilon_i \\ \varepsilon_i \sim N(0, \sigma_i^2) \end{cases} \tag{3}$$

首先,对模型进行回归,求其回归方程。利用2001年、2002年的样本数据,采用(3)的形式,对模型进行单变量线性回归,得到2001年、2002年的回归方程如下:

$$\ln ROF = -0.032 - 0.696 \ln Asset, \text{ 且 } Asset \neq 0, \tag{4a}$$

$$\ln ROF = -0.022 - 0.693 \ln Asset, \text{ 且 } Asset \neq 0, \quad (4b)$$

即

$$ROF = e^{-0.032} Asset^{-0.696}, \text{ 且 } Asset \neq 0, \quad (5a)$$

$$ROF = e^{-0.022} Asset^{-0.693}, \text{ 且 } Asset \neq 0, \quad (5b)$$

后续研究(表4)表明,模型中的常数项回归不显著,因此,将模型的常数项去掉,即令 $\alpha = 0$,得到 2001 年、2002 年不带常数项的回归方程分别如下:

$$\ln ROF = -0.699 \ln Asset, \text{ 且 } Asset \neq 0, \quad (6a)$$

$$\ln ROF = -0.695 \ln Asset, \text{ 且 } Asset \neq 0, \quad (6b)$$

即

$$ROF = Asset^{-0.699}, \text{ 且 } Asset \neq 0, \quad (7a)$$

$$ROF = Asset^{-0.695}, \text{ 且 } Asset \neq 0, \quad (7b)$$

可见,回归方程(5)和(7)表明,审计费用率是资产规模的单调递减函数,即资产规模越大。审计费用率越低;反之,资产规模越小,审计费用率越高。这与前面相关性分析结果(负相关性)一致。

其次,对因变量 $\ln(ROF)$ 及残差项进行正态性检验。正态性是进行模型回归系数检验以及模型检验所要求的最基本的前提条件。如果数据的正态性不满足,那么对回归系数的检验则不能采用相应的方法。因此,系数及模型检验之间,应首先对正态性进行检验。将上述回归方程(4)、(6)分别与模型(3)联合计算数据的残差。对因变量 $\ln(ROF)$ 及残差进行 Kolmogorov-Smirnov 正态分布检验,检验结果如下表 3:

表 3 误差项 Kolmogorov-Smirnov 正态性检验

年份	检验指标	$\ln(ROF)$	带常数项残差	不带常数项残差	
2001 年	正态分布参数	均值	-8.1866	.0000	-.0001
		标准差	.66171	.35364	.35365
	K-S Z 统计量	.629	.802	.788	
	Asymp. Sig. (2-tailed)	.824	.541	.564	
2002 年	正态分布参数	均值	-8.2014	.0000	.0001
		标准差	.79773	.33818	.33819
	K-S Z 统计量	.475	.504	.526	
	Asymp. Sig. (2-tailed)	.978	.959	.945	

显见,2001 年,因变量 $\ln(ROF)$ 的正态分布参数分别为:均值为 -8.1866,标准差为 0.66171,双侧渐进显著性概率为 0.814,大于水平 0.05,故 $\ln(ROF)$ 服从正态分布。同样,无论模型是否带常数项,残差的样本均值基本为 0,标准差为 0.354,双侧渐进显著性概率至少为 0.541,远远大于显著性水平 0.05,故可认为残差项服从均值为 0 的正态分布。对标准化残差检验的结果服从标准正态分布。

表 3 的下半部分为 2002 年样本 $\ln(ROF)$ 及残差的正态性检验结果,同理,2002 年, $\ln(ROF)$ 及残差检验的结果相同,均服从正态分布。

最后,对模型的回归系数和模型的拟合优度进行检验。回归结果如下表 4:

表4 单变量回归结果(因变量:Ln(ROF))

年份	模型类型	模型	B(系数)	Std. Error	t	Sig.
2001年	带常数项 ($\alpha \neq 0$)	(Constant)	-.032	.275	-.116	.908
		Ln(Asset)	-.696	.023	-29.798	.000
		模型总结	R ² = 0.714; 调整的 R ² = 0.714; 方差分析: F = 887.902, Sig. = 0.000			
	不带常数项 ($\alpha \neq 0$)	Ln(Asset)	-.699	.002	-438.939	.000
		模型总结	R ² = 0.998; 调整的 R ² = 0.998; 方差分析: F = 192667.3, Sig. = 0.000			
2002年	带常数项 ($\alpha \neq 0$)	(Constant)	-.022	.261	-.084	.933
		Ln(Asset)	-.693	.022	-31.465	.000
		模型总结	R ² = 0.765; 调整的 R ² = 0.764; 方差分析: F = 990.031, Sig. = 0.000			
	不带常数项 ($\alpha \neq 0$)	Ln(Asset)	-.695	.002	-425.391	.000
		模型总结	R ² = 0.998; 调整的 R ² = 0.998; 方差分析: F = 180957.8, Sig. = 0.000			

表4的上半部分为2001年样本数据带常数项和不带常数项模型的回归结果,检验结果表明,常数项不显著。两种模型回归系数的检验结果均表明,Ln(Asset)的系数不为0且为负数,这说明审计费用率与资产呈现显著负相关。采用方差分析法,对模型进行检验,结果表明模型有显著统计意义。从拟合度看,不带常数项的模型,其R²及调整R²至少为0.998,这说明资产规模对审计费用率的解释度高达99.8%,回归效果显著。带常数项的模型,其R²及调整的R²为0.714,即资产规模对审计费用率的解释度至少达到71.4%,这远远高于我们的另文及其伍利娜(2003)有关资产规模对审计费用的解释度达到34%的水平。同时也说明指标的选取与模型的建立是实证会计中关键的环节。表4的下半部分是对2002年样本数据回归及其检验的结果,模型同样有显著统计意义,此时,资产规模对审计费用的解释度在76.4%以上。

通过上述一系列统计分析与检验表明:2001年和2002年,我国上市公司年度报告审计费用率与资产规模的关系模型为:ROF = Asset^{-β},且指数β约为0.7。这表明,审计费用率与资产规模呈现显著负相关关系,即随着资产规模的增大,审计费用率表现出非线性递减趋势。从研究使用的样本公司看,其资产规模均在1000万元以上,即使不考虑1000万元以下部分按2.5‰的计算,仅就按1.5‰计算比较,随着资产规模的加大,审计费用率低于规定的收费标准的差距也越来越大。出现这种情况的可能原因,一是物价部门的审计收费标准已经不切合我国当前实际情况,二是当前审计行业存在不正常的低价竞争的可能。

本文模型为物价部门制定或修订审计收费标准提供了依据。物价部门可以利用本研究模型,对上市公司资产总额分段制定多个不同审计收费标准,缩小会计师事务所与上市公司之间有关审计收费的可操作性空间,为证券监管部门和行业主管部门通过审计费用进行行业监管提供合理的依据。会计师事务所考虑审计成本的基础上,严格按照物价部门制订的合理的收费标准收费,必将减少来自客户的压力,有利于审计独立性的提高。因此,本模型也有其现实意义。

四、结论与建议

总结上述研究,本文主要结论如下:

第一,采用相关系数分析法,我国证券市场和审计行业,审计费用与资产规模显著正相关。这说明,资产规模越大,越有可能发生较高的审计费用。这在一定程度上掩盖了影响审计费用

的其他因素,不利于分析和研究审计收费对审计独立性的影响。

第二,样本的描述性统计分析表明,不同规模的上市公司,其审计费用率差异较大,且大大低于物价部门审计收费的规定。这种现实情况说明上市公司与会计师事务所有关审计收费定价存在很大的随意性或可操作性空间和讨价还价的余地,不能排除审计行业存在低价招揽顾客等不正常竞争的可能。

第三,本文研究模型表明,审计费用率表现为资产规模的负幂次方,且指数小于1。资产规模对审计费用率的解释度在71%以上。这说明审计费用率与资产规模存在显著负相关关系,即上市公司规模越大,审计费用率越低;随着资产规模的增大,审计费用率呈现非线性下降趋势。这种趋势导致审计费用与物价部门的收费标准差距越来越大。造成这种状况的原因:一是物价部门的收费标准已经不切合目前现实情况,亟待修订或重新制订;二是当前审计行业存在不正常竞争。本文的模型为物价部门制订审计收费提供了现实依据,同时,也为相关部门进行证券市场监管和行业监管、对有关审计费用的研究有一定的参考价值。

根据本文的研究和结论,我们提出如下建议:

首先,物价部门应按照经济规律,结合当前我国审计收费的实际情况,制定或修订当前我国审计行业和证券市场上审计收费合理的价格,缩小会计师事务所与客户之间审计收费的随意性空间。同时,加强审计收费的监督,防止可能出现的超标准审计收费的发生。

其次,证券监管部门和行业主管部门应依据物价部门制订的合理的收费价格,加强证券市场的监督,制定相应的对策,遏止低价招揽顾客、高价购买审计意见等影响审计独立性的不合理的竞争,防止审计意见变通行为的发生。会计师事务所应严格按照相关部门的收费标准进行收费,减少审计收费的随意性,促进审计独立性的提高。

特别指出,利用本文研究的模型可以进行年度报告审计费用预测。但限于2003年上市公司资产资料我们尚未收集,且受篇幅所限。这部分研究没有进行。

五、局限性

1、由于我们的模型仅是为了建立审计费用率与资产规模之间的规律,所以在对模型进行检验时没有对误差项的稳定性,即方差齐性进行检验,这不影响我们的结论。

2、本文研究的目的在于研究资产规模与审计费用率的关系模型,因此,没有考虑事务所规模、非审计服务等因素对审计费用率的影响。在本文研究的基础上,可引进其他因素对审计意见的影响因素做进一步研究。

[参考文献]

- [1] 廖洪,白华. 美国注册会计师审计收费研究[J]. 中国注册会计师,2001(8),62-64.
- [2] 伍利娜. 审计定价影响因素研究——来自中国上市公司首次审计费用披露的证据[J]. 中国会计评论,2003(1),113-128.
- [3] 刘斌,叶建中,廖莹毅. 中国上市公司审计收费影响因素的实证研究——沪深市2001年报的经验证据[J]. 审计研究,2003(1),44-47.
- [4] Simunic, D. A. The pricing of audit services: Theory and Evidence[J]. Journal of Accounting Research, 1980(Spring), 161-190.
- [5] DeAngelo, L., Auditor Size and Auditor Quality[J]. Journal of Accounting and Economics, 1981(1), 113-127.

- [6] Taylor, M. E. and Baker, R. L., An analysis of the external audit fee [J]. Accounting and Business Research, 1981(Winter), 55 - 60.
- [7] Francis, J. R., The effect of audit firm size on audit prices: a study of the Australian market [J]. Journal of Accounting and Economics, 1984, 6, 133 - 51.
- [8] Anderson, T. and Zeghal, D., The pricing of audit services: further evidence from the Canadian market [J]. Accounting and Business Research, 1994, 24, 195 - 207.
- [9] Firth, M., An analysis of audit fees and their determinants in New Zealand [J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 1985, 4, Spring, 23 - 37.

(上接第 11 页)

三、实 例

孟生旺,袁卫(2001)考虑了我国一家保险公司 1996 年 35072 辆投保车辆第三者责任保险索赔次数的统计模型,具体数据如表 1 所示.

对于这组数据,经计算可得:

$$\hat{\Sigma} = \begin{pmatrix} 0.4892 & 1.3417 \\ 1.3417 & 4.9116 \end{pmatrix}$$

$$m = (0.3173, 0.5899), \hat{V} = 2.2039$$

$$\hat{D} = (-8.3746, 2.2527)$$

若显著性水 $\alpha = 5\%$, 则 $U_{\alpha/2} = 1.96$, 从而可得到 Karl Pearson 变异系数 V 的置信度为 95% 的置信区间: (2.1732, 2.2346). 鉴于得到的置信区间的区间长度只有 0.0614, 此结果对于进一步的统计分析是很有意义的。

[参考文献]

- [1] Aebi M., Embrechts, P. and Mikoschi, T. A large claim index, Bulletin of the association of Swiss Actuaries 2(1992): 143 - 56.
- [2] Arizner, p., Delbaen, F., Eber, J - M., and Heath D. A characterization of measures of risk, working paper, (1996).
- [3] Casella, G. and Berger, R. L. 统计推断(英文版)[M]. 机械工业出版社, 2002.
- [4] Dorfman, R. A formula for the Gini coefficient, [J]. Review of Economics and Statistics 61(1979): 146 - 149.
- [5] Wang, S. Premium calculation by transforming the layer premium density. ASTIN Bulletin 26(1996): 71 - 92.
- [6] Wang, S. An actuarial index of the right - tail risk [J]. North american Actuarial journal, 2(1998): 99 - 101.
- [7] Willmot, G. The Poisson - inverse Gaussian distribution as an alternative to the negative binomial. 1987.
- [8] 茆诗松等. 高等数理统计[M]. 北京: 高等教育出版社, Springer, 2000.
- [9] 孟生旺,袁卫. 汽车保险的精算模型及其应用[M]. 数理统计与管理, 20(2001): 60 - 65.
- [10] 吴大伟. 复合 Poisson 过程参数的检验[J]. 应用概率统计, 18(2002): 409 - 412.