

机会主义倾向、经营风险与审计质量

陈良华¹, 冯文滔², 陈吉凤¹

(1. 东南大学 经济管理学院, 江苏 南京 210096; 2. 厦门大学 会计学系, 福建 厦门 361005)

[摘要]以行为经济学“前景理论”分析审计行为中存在的机会主义倾向对于审计意见的作用机制,采用深交所数据进行实证检验后发现,经营风险越小的上市公司越容易获得清洁的审计意见。原本应该反映上市公司财务信息质量的审计意见似乎成了财务业绩评价的标准,这说明审计行为中存在着机会主义倾向。在方法上引入行为经济学的基本理论可以拓展审计研究的思路,并在理论上进一步升华我们对于审计行为的认识。

[关键词]审计质量;机会主义倾向;行为经济学;前景理论;经营风险;审计师变更

[中图分类号]F239.43 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1004-4833(2011)04-0021-08

一、引言

审计质量的实证研究分为两个阶段。第一阶段发端于 DeAngelo(迪安杰洛)等人相继提出的审计质量检验两步法,即先求出审计师有能力发现财务报告问题的概率,后求出审计师如实报告所发现问题的概率,再用二者的联合概率表示审计质量的高低^[1-2]。此后,关于审计质量的实证研究不约而同地遵循了“审计师变更-审计意见改善”的路径,也就是将公司企图购买审计意见的行为看做变更审计师的原因,进而成为评价审计质量的主要解释变量。遗憾的是,陆正飞等均没有发现显著的经验证据,理论和实务出现了第一次“脱线”^[3-7]。在第二阶段,学者们开始对研究思路和方法进行反思。一方面,Lennox(伦诺克斯)在方法上引入概率的思想,希望改良前人的研究思路。这在表面上似乎解决了估计方法的问题,但是理论上却仍然死守“审计师变更-审计意见改善”的路子不放^[8]。另一方面,Krishnan(克里舍南)提出了审计质量研究的一种新思路,即“审计稳健-审计师变更-审计意见改善”。人们此时才开始将研究主体从公司拓展到审计行为本身,并开始关注审计行为特征对审计意见质量的影响^[9]。令人惋惜的是,克里舍南的研究并没有进一步深入分析审计行为对审计意见的作用机制,他还是认为公司更换审计师的原因是公司希望遇上一个不那么稳健的审计师。以上思路会面对这样的矛盾:后一任审计师在面对前一任保守的审计意见时可能更加稳健,公司应该频繁地更换审计师,直到结果满意为止。但是这种情况在现实中并不常见,于是我们就陷入了一个理论无法解释现象的矛盾之中,理论和实务出现了第二次“脱线”。国内学者也开始涉及以上问题。吴联生和刘慧龙对国内审计实证研究进行了一次批判性的回顾,其中就审计师变更与审计意见改善在统计上不显著的原因提出了质疑,他们认为审计师变更的原因是不确定的^[10]。

[收稿日期]2010-11-14

[基金项目]国家自然科学基金资助项目(70872106);江苏省社科基金资助重点项目(09GLA001)

[作者简介]陈良华(1963—),男,浙江绍兴人,东南大学经济管理学院教授,博士生导师,从事管理会计及企业财务管理研究;冯文滔(1984—),男,四川泸州人,厦门大学会计学系博士研究生,从事资本市场会计与审计理论研究;陈吉凤(1970—),女,江苏海安人,东南大学经济管理学院博士研究生,从事资本市场会计与审计理论研究。

鉴于此,无论是“概率说”还是“稳健说”,都关注公司行为对审计稳健行为的反应,却没有进一步探讨审计行为本身,这导致理论与实务的两次“脱线”。为什么我们没有进一步研究审计行为本身呢?这是一个值得探讨的问题。我们认为以往的研究都忽略了审计行为对审计意见影响机制的分析,从而不能在审计行为和审计意见之间理出一条清晰的思路,进而不能对审计质量做出全面的评价,这导致理论和实务的脱节。本文力图解决一个长期被我们忽视的问题:市场中的审计行为对审计意见有什么影响?我们从一个崭新的视角出发,采用行为经济学的主要理论成果——“前景理论”,就审计行为对审计意见的影响机制进行探讨,以期在方法上拓展审计研究的思路,在理论上深化我们对审计行为的认识。

本文的研究结论表明,审计行为中存在机会主义倾向,经营风险较高的上市公司往往被出具保守的审计意见,经营风险较低的上市公司则更可能获得清洁的审计意见。本文的第二部分将分析审计行为对审计意见影响的作用机制,第三、四部分将进行研究设计和实证检验,第五部分将就本文的研究结论做一些探讨。

二、机会主义倾向与审计意见的关系分析

以往的审计研究文献或多或少地受到新古典经济学“理性经济人”假说的影响,人们追求绝对财富的原动力是相对财富的差异。针对这一问题,Tversky(特韦尔斯基)等在总结经验数据的基础上,开创性地提出了“前景理论”和新的价值函数,提出了关于一个人效用的衡量不是“最终财富”的多少,而是“财富变化的多少”的观点^[11]。

借鉴“前景理论”的基本观点,在分析投资者行为时,我们从成本视角(包括审计行为中的风险规避和投资者诉讼两个方面)入手,引入投资者作为“有限理性人”的效用函数:

$$U(x_1, p; x_2, q) = \pi(p) \cdot v(x_1) + \pi(q) \cdot v(x_2) \quad (1)$$

$$U(x_1, p; x_2, q) = p \cdot v(x_1) + q \cdot v(x_2) \quad (2)$$

为了对比,(2)式代表传统的不确定条件下的效用函数。(1)式这一效用函数的主要特点是纳入了投资者的“认知偏差”,即确定效应、镜像效应和隔离效应^①。假定在初始状态下, x_i 表示收益, $-x_i$ 表示损失, $v(0)=0, \pi(0)=0, \pi(1)=1, p+q=1$ 。其中, $v(x_i)$ 表示投资者的价值函数, $\pi(p)$ 表示权重函数。纳入“认知偏差”的投资者效用函数主要有两点新的变化。

第一,在传统效用函数中引入了权重函数 $\pi(p)$,这使得投资者会低估不确定事件的价值,高估确定事件的价值。

第二,投资者的价值函数发生了变化。在纳入投资者的认知偏差后,投资者的价值取向不再是“单域”的,而是呈现“双域”的,如下页图1所示。当股市出现“熊市”时,投资者面临投资损失,此时的效用函数是凸的,即投资者有较强的风险偏好,愿意投资那些经营风险大的公司;当股市出现“牛市”的时候,效用函数是凹的,即投资者抱有风险厌恶的态度,希望“稳中求胜”。这两点看似矛盾,其实反映了权变的思想,当环境条件发生变化时,人们往往会改变原来的偏好取向。实际投资决策中,投资者处于良好的投资环境时,投资反而显得很谨慎,并力求收益的实现;但是,当投资者已经面临损失时,他反而会冒险一搏,投资高风险的公司。也就是说,当面临损失时,价值函数呈现比较陡峭的曲线趋势,人们对损失的变化也更为敏感。

我们将上市公司的经营风险分为高(H)和低(L)两种情况,并假设两种情况等概率出现。为避免歧义,我们用高(H)经营风险表示公司价值的降低,用低(L)经营风险表示公司价值的上升。投资者的决策只有两种:投资(Y)和不投资(N)。审计意见分为清洁意见(C)和非清洁意见(U),清洁审

^①确定效应是指收益确定时,人们会高估其价值;镜像效应是指在正的收益时,人们呈现风险厌恶,在负的收益时,人们表现为风险偏好;隔离效应是指人们在多阶段处理问题的时候,往往忽略了前一阶段的影响,即条件概率失效。

计意见表示标准无保留审计意见,其他所有类型的审计意见归为非清洁审计意见。其中,投资者遭受损失的成本为 ΔV ,审计的诉讼成本为 Δv 。

由此可以得出投资者和审计意见之间存在一个 2×4 的得益矩阵,如图 2 所示, L 和 H 作为下标分别表示低经营风险和高经营风险的情况, A 代表审计师, T 代表投资者, C 表示清洁的审计意见, U 表示非清洁的审计意见, Y 表示投资者实施了投资行为, N 表示投资者没有实施投资行为。 a 、 b 、 c 、 d 表示投资者在不同的风险和审计意见下的得益情况。其中, a_L 表示出具了清洁意见,而投资者也做出了投资该公司的决策,此后公司价值确实上升,投资者获得收益,以此类推其他得益的经济含义。在 8 种得益中,我们需要关注的其实不是所有的得益,而是投资者可能起诉的情况。经过分析,我们可以发现 a_L 、 b_L 、 c_H 和 d_H 表示无论审计意见如何,投资者都做出了正确的决策,没有遭受损失,投资者起诉的概率是比较小的。 c_L 和 b_H 表示投资者做出了错误的决策,导致了损失或者没有获得预期的收益,但是投资者很难提起诉讼^①。最后, d_L 和 a_H 表示投资者有机会就自己的投资损失提起诉讼,因为 a_H 表明出具了清洁意见,投资者进行了投资,但是倘若公司未来的实际业绩呈现下降趋势,投资者就会遭受实际财富减少的损失;而 d_L 表示当公司被出具非清洁审计意见后,倘若公司未来业绩上升,投资者会因为没有投资而没有得到更多的财富。由此可见,无论是 d_L 还是 a_H 的情况,投资者都可以就此发难,审计师就会面对相应的诉讼成本 Δv (审计风险)。

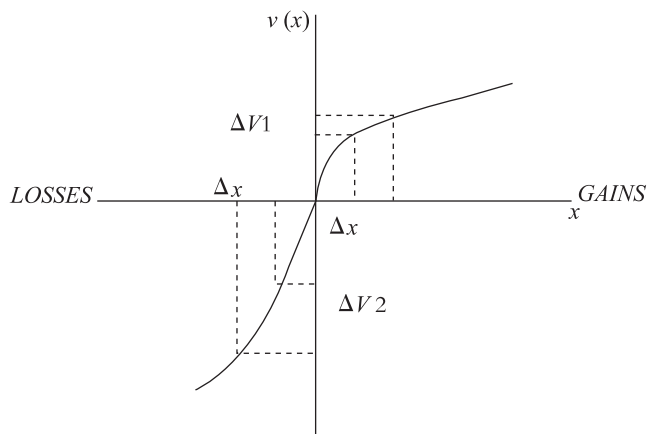


图 1 投资者价值函数

我们再比较 d_L 和 a_H 的大小。根据图 1 所示的投资者效用函数,同样增量的损失带来的效用降低会远远大于收益的减少,因此遭受损失的投资者更可能提起诉讼。那么,根据“前景理论”,前者的效用减少远远大于后者。如图 1 所示,当 Δx 相同时,显然 ΔV_2 大于 ΔV_1 ,并且投资者的损失必然需要进行补偿,因此审计师需要承担诉讼成本 Δv_i ,但是 ΔV_i 与 Δv_i 一般不相等, ΔV_i 大于 Δv_i 。投资者的损失并不全由审计师独自承担,二者应该是正比例关系,因而 $\Delta v_2 > \Delta v_1$ 。显然,审计师不愿意承担这样的诉讼成本,审计行为中必然体现为:对高经营风险的公司出具非清洁意见,对低经营风险的公司出具清洁意见。根据以上分析,我们提出本文的基本假设:在其他条件相同的情况下,经营风险越小的公司越有可能被出具清洁的审计意见。

		A			
		C_L	U_L	C_H	U_H
T	Y	a_L	b_L	a_H	b_H
	N	c_L	d_L	c_H	d_H

图 2 得益矩阵

三、样本筛选与实证研究设计

本文的观测样本为深交所 A 股上市公司,时间的选取为 1999 年至 2006 年。观测样本来自北京大学中国经济研究中心数据库 (CCER),我们对样本进行了再筛选:剔除了数据不全的观测值,例如公司行业类型未分类、最终控制人类别未分类、会计师事务所未分类等;剔除了当年交易状态异常的公司,例如 ST、PT 的公司;剔除了相关财务指标异常的观测值,例如速动比例、总资产周转率小于 0

^①这可以理解审计师出具了清洁意见,说明公司至少在财务报告信息质量上没有问题,投资者如果不去投资,公司的股价又上升了,投资者当然无法归罪于审计师;同样的,审计师出具了非清洁意见,说明公司至少在财务报告信息上是有问题的,投资者需要谨慎,投资者如果还是要投资,也无法归罪于审计师。

等;剔除了金融保险业的观测值。最终,我们筛选出 3386 个观测值。

(一) 样本行业特征

我们将所有样本按照 1998 年《中国上市公司分类指引》中的产业进行分类。从表 1 可以看出,被出具清洁审计意见比例最大的产业是采掘业,被出具清洁审计意见比例最小的产业是综合类产业,极值相差 12 个百分点。采掘业主要经营的是石油、矿石和煤炭等矿产资源,近年来由于此类资源的供求不均衡,这些企业的销售业绩呈现飙升的趋势,这说明清洁审计意见可能偏爱此类业绩好的企业。我们进一步发现样本中的采掘业全部是国有企业,清洁审计意见比例位列第二的水电煤产业也全是国有企业,由此可见国有上市公司被出具清洁审计意见的可能性较大。

表 1 产业特征分析

产业代码	产业名称	观测值数量(个)	样本比例(%)	清洁审计意见观测值(个)	产业比例(%)
A	农、林、牧、渔业	77	2.01	68	88.31
B	采掘业	61	1.74	59	96.72
C	制造业	2040	56.62	1917	93.97
D	电力、煤气及水的生产和供应业	139	3.93	133	95.68
E	建筑业	51	1.33	45	88.24
F	交通运输业	106	2.89	98	92.45
G	信息技术业	169	4.34	147	86.98
H	批发零售业	219	6.00	203	92.69
J	房地产业	142	3.96	134	94.37
K	社会服务业	134	3.63	123	91.79
L	传播与文化产业	28	0.74	25	89.29
M	综合类	220	5.46	185	84.09
合计	共计 12 个大类产业	3386	92.65	3137	-

注:“样本比例”指各个产业被出具了清洁审计意见的观测值占总体样本的比例;“产业比例”指各个产业被出具了清洁审计意见的观测值占本行业样本的比例。

(二) 经营风险的衡量与自变量设计

阿伦斯和洛贝克对于经营风险的定义:“企业由于经济或营业条件,如经济萧条、决策失误或同行业之间意想不到的竞争等,而无力归还借款或无法达到投资人期望的风险。”^[12] 秦荣生也指出,企业的经营风险与企业的持续经营基本假设存在密切的关系^[13]。可见,经营风险可以理解为企业将面临存量或流量破产的风险,无法满足会计的持续经营假设,而制度变迁、行业风险等经营风险都可以最终归结为企业持续经营能力的减弱。公司经营风险可以划分为市场的系统风险和公司自身的经营风险,前者是系统风险,后者是公司偶然风险。本文主要考察审计对公司自身经营风险与审计失败之间的权衡,我们主要以公司自身的经营风险作为研究的自变量。公司自身的经营风险一般可以将“会计持续经营”假设作为前提条件,即在持续经营假设下,倘若公司出现资不抵债或者现金流无法维系的问题,公司无法持续经营下去,这说明公司存在严重的经营风险。进一步而言,公司持续经营能力主要体现为公司的盈利能力、偿债能力和营运能力:盈利能力体现投资者的资产保值增值情况,利润很低甚至为负的公司竞争激烈的市场中必然面临被淘汰的危险;偿债能力主要体现债权人的权益,如果公司资不抵债,公司实际上便存在结构性破产的风险;营运能力是公司经营效率的体现,良好的经营效率往往可以抵消盈利能力弱、偿债能力不足的风险。上述能力可以通过公司的财务指标进行反映,也就是说倘若上市公司的财务指标显示该公司具有良好的盈利能力、偿债能力和营运能力,就说明该上市公司具有较好的持续经营能力,从而公司的经营风险较小。同时,为了控制系统风险的影响,我们引入时间和行业作为固定效应控制变量。

借鉴国内外相关研究,本文以财务指标作为经营风险的替代变量,从基本的盈利能力、偿债能力

和营运能力三大类财务指标入手设计变量(见表2)。

表2 变量定义

变量性质	变量	变量名	变量说明
因变量	Y	审计意见类型	凡出具“标准无保留审计意见”时, $Y = 1$; 出具其他审计意见类型时, $Y = 0$
	ROA	总资产报酬率 分类变量	息税前利润与当年平均总资产的比值, 分类以后指标对应三个分位区域, 分别取 $ROA = 1, 2, 3$
	ROE	权益报酬率分类变量	净利润与股东权益的比值, 分类以后指标对应三个分位区域, 分别取 $ROE = 1, 2, 3$
	QR	速动比率分类变量	流动资产扣除存货以后与流动负债的比值, 分类以后指标落在中间区域取 $QR = 1$, 其他取 0
	OCFR	经营现金流比率 分类变量	经营性现金流与流动负债的比值, 分类以后指标落在中间区域取 $OCFR = 1$, 其他取 0
自变量	DR	资产负债率分类变量	负债总计与资产总计的比值, 分类以后指标落在中间区域取 $DR = 1$, 其他取 0
	TAT	总资产周转率 分类变量	主营业务收入净额与平均总资产的比值, 分类以后指标对应三个分位区域, 分别取 $TAT = 1, 2, 3$
	IT	存货周转率分类变量	主营业务成本与当年平均存货的比值, 分类以后指标对应三个分位区域, 分别取 $IT = 1, 2, 3$
	ART	应收账款周转率 分类变量	主营业务收入净额与平均应收账款的比值, 分类以后指标对应三个分位区域, 分别取 $ART = 1, 2, 3$
	FAT	固定资产周转率 分类变量	主营业务收入净额与平均固定资产的比值, 分类以后指标对应三个分位区域, 分别取 $FAT = 1, 2, 3$
	SOE	是否国有企业	哑元变量, 国有企业 $SOE = 1$, 否则 $SOE = 0$
控制变量	BIG4	是否“四大”	哑元变量, “四大” $BIG4 = 1$, 否则 $BIG4 = 0$
	YEAR	时间效应	哑元变量, $YEAR_i = 1$ 或 $0, i = 1, 2, \dots, 8$
	IND	行业效应	哑元变量, $IND_i = 1$ 或 $0, i = 1, 2, \dots, 11$

以往的研究设计没有考虑自变量的类型设计, 因此对回归结果的解释仅仅停留在变量系数符号的讨论方面。根据本文的研究目的, 我们将连续变量财务指标构造为分类变量, 并假设指标各区段内的上市公司被出具清洁审计意见的概率是相同的。根据资本结构权衡理论, 最优负债水平应该是一个中间区域, 过高或者过低的负债都不是良好偿债能力的体现, 负债指标呈现“凹”性特点, 因此我们采用三分位将偿债能力指标构造为二元分类变量。根据盈利能力和营运能力指标的特点, 这些指标数值越高表示公司的经营状况越好, 我们将盈利能力和营运能力指标构造为三分类变量。同时, 我们对财务指标的好坏作一个简洁的定义, 偿债类指标取值为 1 的公司偿债能力强, 反之则弱; 盈利能力和营运能力指标按照分类, 从 1 到 3 分别表示差、一般、好。

四、机会主义倾向的实证检验与结果分析

目前, 美国和中国学者在进行此类回归分析时, 大多采用 Logit 和 Probit 两类回归模型。中国的社会环境、审计制度与美国不尽相同, 而且相关的监管措施也有较大差异, 因此财务指标对于审计意见的反应关系必然存在差异。鉴于以上因素以及研究样本的限制, 我们需要谨慎选择计量模型。我国上市公司被出具清洁审计意见的比例多在 95% 以上, 这与美国资本市场有较大差异。一般认为 Logit 模型在多数情况下对于极值有更好的拟合效果^[14], 因此本文采用 Logit 回归模型进行数据拟合, 同时以 Probit 模型作为稳健性检验的手段。本文的检验模型为:

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = f(\text{盈利能力; 偿债能力; 营运能力; control})$$

Logit 模型的基本形式主要表现在没有残差项以及自变量不要求为多元正态分布,但模型仍对多元共线性问题敏感,严重的共线性会导致变量的标准误膨胀,使得估计存在偏差。我们利用方差膨胀因子(VIF)判别共线性问题,检验结果显示自变量不存在多重共线性问题。本文又进行了拟合优度的 H&L 检验,计算得到 χ^2 值为 12.258 ($p = 0.14$),拒绝原假设,可以认为模型较好地拟合了样本数据。本文采用 Deviance 检验法分析样本数据结构,剔除了 93 个异常观测值,以剩余的 3293 个观测值为拟合样本。我们采用 Indicator(first) 方法将第一个分类变量作为参照系进行拟合。根据表 3 的拟合结果,模型的拟合效力指标 Nagelkerke 和 Cox&Snell 值均大于 0.15,说明模型的解释能力较好。

表 3 Indicator(first) 模型拟合结果

变量	预计符号	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
常数项	?	1.562 *	0.092	1.963 **	0.026	3.416 ***	0.000	3.152 ***	0.000
ROA									
ROA(1)	+	1.575 ***	0.000	1.793 ***	0.000				
ROA(2)	+	1.858 *	0.065	2.167 **	0.031				
ROE									
ROE(1)	+	2.384 ***	0.000	2.158 ***	0.000				
ROE(2)	+	2.434 **	0.015	2.487 **	0.013				
QR	+	-0.204	0.352			0.026	0.892		
OCFR	+	0.681 ***	0.005			0.761 ***	0.000		
DR	+	1.179 ***	0.000			1.067 ***	0.000		
TAT									
TAT(1)	+	0.465	0.118					0.929 ***	0.000
TAT(2)	+	1.194 **	0.010					1.853 ***	0.000
IT									
IT(1)	+	-0.843 ***	0.001					-0.382 *	0.09
IT(2)	+	-1.305 ***	0.000					-0.834 ***	0.002
ART									
ART(1)	+	0.981 ***	0.000					1.216 ***	0
ART(2)	+	1.148 ***	0.000					1.454 ***	0
FAT									
FAT(1)	+	0.285	0.293					0.256	0.285
FAT(2)	+	-0.404	0.227					-0.287	0.327
SOE	?	1.030 ***	0.000	1.175 ***	0.000	1.001 ***	0.000	0.802 ***	0.000
BIG4	?	0.086	0.884	0.573	0.338	0.631	0.239	-0.026	0.962
YEAR	?								
IND	?								
N									
-2Log likelihood		1255.996		763.859		997.182		922.515	
Cox&SnellR ²		0.158		0.139		0.076		0.096	
NagelkerkeR ²		0.500		0.438		0.238		0.304	

注:***、**和* 分别表示 Wald 卡方检验在 0.01、0.05 和 0.1 水平上显著。

Logit 模型的系数不能直接解释自变量与因变量的关系,我们可以采用发生比(Odds)和发生比率(OR)进行分析,比如出具清洁审计意见的概率为 p ,那么发生比为 $p/(1-p)$,发生比率就是指不同类型指标之间的发生比的比较值。在 95% 的置信水平下,我们发现盈利能力好的上市公司被出具清洁审计意见的可能性比盈利能力差的公司要大得多,ROA 和 ROE 的最大值分别达到 45 倍和 81 倍。这说明审计师出具审计意见受到上市公司盈利能力指标的影响十分明显。偿债能力指标中除了速动

比率不显著以外,其他指标均在 0.01 水平上显著,说明偿债能力好的公司被出具清洁审计意见的概率也大。QR 不显著的原因可能是速动指标中含有应收账款,这一指标受到审计的关注较多,因此速动指标可能不是判断上市公司持续经营情况的主要指标。营运指标在不同程度上显著,TAT(2)在 0.1 水平上边际显著,并且 TAT 和 ART 的 OR 值说明上市公司营运效率越高,其被出具清洁审计意见的可能性越大。FAT 与审计意见类型没有显著相关关系,IT 虽然显著但是对应的 OR 值呈现递减关系。我们认为这可能是由于我国 2006 年新会计准则出台以前对于固定资产折旧、存货计价存在较大的会计政策选择空间,审计师对于这几项指标还是比较谨慎的,可能不会将其作为反映上市公司持续经营能力的主要因素来考虑。总体而言,拟合结果说明审计意见确实与财务指标存在系统的相关关系。此外,模型的控制变量 SOE 的回归系数显著,这可能是由于国有上市公司一般比非国有上市公司有更好的投融资环境,且多为垄断性质的企业,经营风险相对较小,因而容易被出具清洁的审计意见。为了进一步确保实证结果的稳健性,本文将三种类型的财务指标分别进行 Logit 回归(见表 3)以及 Probit 回归(见表 4),显著性水平也是一致的。

表 4 Probit 模型回归结果

变量	系数	显著性	系数	显著性	系数	显著性	系数	显著性
常数项	-3.510	0.335	-3.955	0.231	-4.956 *	0.082	-5.401 *	0.075
ROA	0.634 ***	0.000	0.718 ***	0.000				
ROE	1.028 ***	0.000	0.918 ***	0.000				
QR	-0.104	0.381			-0.012	0.901		
OCFR	0.400 ***	0.002			0.358 ***	0.000		
DR	0.630 ***	0.000			0.549 ***	0.000		
TAT	0.265 **	0.023					0.454 ***	0.000
IT	-0.361 ***	0.000					-0.240 ***	0.000
ART	0.366 ***	0.000					0.424 ***	0.000
FAT	-0.047	0.600					-0.022	0.772
SOE	0.590 ***	0.000	0.646 ***	0.000	0.498 ***	0.000	0.437 ***	0.000
BIG4	0.078	0.806	0.333	0.304	0.335	0.189	-0.067	0.797
YEAR				Control				
IND				Control				
N				3293				
-2 Log likelihood	1220.550		794.677		765.907		1068.590	
Cox & Snell R ²	0.158		0.139		0.077		0.097	
Nagelkerke R ²	0.498		0.439		0.244		0.305	

注:***、**和*分别表示 Wald 卡方检验在 0.01、0.05 和 0.1 水平上显著。

五、进一步的讨论

经验数据验证了本文所提出的假说,这表明审计行为中确实存在机会主义倾向。那么,这一现象是合理的吗?人的本性是趋利避害,审计职业从其发端之初,时时、处处都在规避风险。我们回顾了西方审计方面实证研究的文献,从时间序列上看,财务指标与审计意见的相关性一直都十分显著,这说明西方“严刑峻法”下的审计市场存在同样的问题,不同的制度环境并不能作为区分这一问题的标准。跨越文化和制度环境的限制,无论人的行为是否完全理性,都会做出一个风险和收益的权衡,只是其程度不同而已。我们认为审计机会主义倾向的存在是客观的,有其历史合理性,但是我们不能任意夸大这种倾向。审计理论研究的学者尚德尔在其著作《审计理论》中阐述:审计是人类为了建立对某种标准的遵循性而进行的评价过程,其结果是得出一种意见(或结

论)^[15]。可见,审计意见本身针对的是上市公司财务报告信息的公允性、真实性和是否遵循了公认会计准则而做出的评价性意见,并不是对财务业绩本身的评价。我国财政部 1995 年出台的《中国注册会计师独立审计准则》基本准则和 2006 年新的审计准则第 1101 号均明确指出独立审计的目的是对被审计单位会计报表的合法性、公允性及会计处理方法的一贯性发表审计意见。如果审计师让自己的机会主义不断膨胀,超越了一个界限,将会导致审计的外部治理功能缺失,也就可能给投资者带来不可挽回的损失。

那么,我们如何防止如今不断出现的机会主义倾向呢?我们认为可以从审计的道德约束方面寻求答案,比如我国 2009 年最新的 CPA 资格考试分为专业和高级阶段,各个阶段都强调了对“职业道德”的考察。此外,诸如英国的 ACCA、美国的 AICPA 等资格考试中都设立了道德方面的考察内容。以上都是我们为了提升审计师道德品质不懈努力的体现,这说明审计师的道德建设一直都在受到重视。

最后,本文所探讨的内容是审计理论的一个崭新领域,鲜有学者涉足,因此很多理论尚待进一步完善。但是,这一尝试可以说是行为经济学与审计学的首次亲密接触,而不仅仅是局限于审计质量的探讨。在诸多审计理论不能自圆其说的今天,我们坚信引入行为经济学理论研究审计问题,将会使审计研究的生命力更加旺盛。

参考文献:

- [1] DeAngelo L E. Auditor independence, low balling and disclosure regulation[J]. Journal of Accounting and Economics, 1981, 3(2): 113 - 127.
- [2] Watts R L, Zimmerman J L. Agency problems, auditing and the theory of the firm: some evidence[J]. Journal of Law and Economics, 1983, 26(3): 613 - 633.
- [3] Chow C W. The demand for external auditing: size, debt and ownership influences[J]. The Accounting Review, 1982, 57(2): 272 - 291.
- [4] Simth D. Auditor subject to opinions, disclaimers and auditor changes[J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 1986, 11(6): 95 - 108.
- [5] Krishnan J, Stephens R. Evidence on opinion shopping from audit opinion conservatism[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 1995, 14(2): 179 - 201.
- [6] 陆正飞,童盼. 审计意见、审计师变更与监管政策——一项以 14 号规则为例的经验研究[J]. 审计研究, 2003(3): 30 - 35.
- [7] 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.
- [8] Lennox C. Do companies successfully engage in opinion-shopping? [J]. Journal of Accounting and Economics, 2000, 29(3): 321 - 337.
- [9] Krishnan J. Auditor switching and conservatism[J]. The Accounting Review, 1994, 69(2): 200 - 215.
- [10] 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.
- [11] Kahneman D, Tversky A. Prospect theory: an analysis of decision under risk[J]. Econometrica, 1979, 47(2): 263 - 291.
- [12] 朱小平,余谦. 上市公司的财务指标与审计意见类型相关性的实证研究[J]. 中国会计评论, 2003(1): 30 - 48.
- [13] 秦荣生. 对经营风险导向审计的反思[J]. 审计与经济研究, 2006(3): 3 - 7.
- [14] Amemiya T. Qualitative response models: a survey[J]. Journal of Economic Literature, 1981, 19(4): 1483 - 1536.
- [15] 尚德尔. 审计理论[M]. 汤云为,吴云飞,等,译,北京:中国财政经济出版社,1992:1 - 7.

[责任编辑:马志娟]

(下转第 76 页)