

审计师选择、信号传递和资本结构优化调整

——基于中国上市公司的实证分析

张娟¹,李虎²,王兵¹

(1. 南京大学中国审计研究中心,江苏南京 210093; 2. 南京大学管理学院,江苏南京 210093)

[摘要]我国上市公司的审计师选择行为是否具有信号传递作用?这对推动我国审计师行业发展和扩大独立审计的市场需求基础十分重要。通过2001年至2006年的面板数据分析发现,我国上市公司选择大规模审计师,能向市场传递利好信号,加快公司资本结构优化调整速度。国有上市公司和民营上市公司的审计师选择具有不同的边际效应,为促进资本结构优化调整,民营上市公司对国内“十大”审计师的需求更显著。

[关键词]审计师选择;信号传递;资本结构;优化调整;上市公司

[中图分类号]F239.43 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1004-4833(2010)05-0033-07

一、引言

资本结构的优化是关系到上市公司发展和资本市场运行的关键问题,也是公司治理和财务理论研究的焦点。尽管资本结构理论流派众多,但近期的动态权衡理论逐渐得到较一致的认可,即从长期来看,上市公司资本结构表现为向目标值趋近,以配合公司价值最大化目标^[1]。著名财务学家Myers指出,交易成本会阻碍公司资本结构向目标值优化调整的过程^[2]。信息不对称是产生交易成本的重要原因之一,选择代表高质量审计的大规模审计师能否通过信号传递功能降低信息不对称程度,进而促进上市公司的资本结构优化,这为检验我国资本市场中审计的功能和审计信号理论提供了新的视角。

具体来说,作为融资主体的上市公司和外部投资者之间存在大量信息不对称,由此引发的“柠檬问题”将最终导致市场平均融资交易成本很高,公司资本结

构难以优化。信息不对称的市场产生对信号机制的迫切需求。根据审计信号理论,审计师选择是一种信号机制。投资者会根据审计师选择行为筛选优质公司,为其提供较低成本的资金、便利的融资渠道和更多可供选择的融资方式,促进公司资本结构优化。但审计师选择的信号机制效果,依赖于审计市场和资本市场的成熟度。那么,在我国转型经济体中,审计师选择是否具有上述信号传递作用?这不仅关系到审计信号理论在我国的检验问题,也可以为了解我国审计师行业发展的市场需求基础提供参考。

现有关于审计师选择的信号传递研究主要集中在IPO市场或信贷市场中,观察审计师选择对股权或债务各自的融资成本影响。而从资本结构调整的角度考察,可以观察审计师选择对融资成本、融资便利度和融资渠道等因素的综合影响,这丰富和扩展了审计师选择的信号传递研究。本文结合审计信号理论和资本结构动态权衡理论,探讨聘用代表高质

[收稿日期]2010-03-10

[基金项目]国家社会科学基金项目(07CJY057)

[作者简介]张娟(1978—),女,湖北随州人,南京大学中国审计研究中心,会计学系副教授,博士,从事资本市场财务和审计研究;李虎(1974—),男,江苏南京人,南京大学管理学院工商管理系副教授,博士,从事数量经济和组织管理学研究;王兵(1978—),男,安徽和县人,南京大学中国审计研究中心,会计学系讲师,博士,从事审计与公司治理研究。

量审计的大规模审计师,能否向外界传递有效信号,进而促进资本结构的优化调整。并且,基于我国国有公司和民营企业融资待遇差异较大的背景,本文具体比较了这两类上市公司选择不同规模审计师的边际效应。

二、文献回顾和理论分析

20世纪80年代以来,国外文献大量研究了审计师规模与审计质量的关系。DeAngelo首先从理论上分析论证了审计师规模与审计质量的关系,提出大规模审计师如果因质量问题丧失声誉,将损失更多的获取未来租金的机会。因此,审计师规模可以作为审计质量的替代评价标准^[3]。Dye认为审计师规模越大或越富有,投资者越有可能获得投资损失的赔偿,“深口袋”效应迫使大事务所致力于提高审计质量^[4]。随后,大量的实证研究从不同角度得出规模较大的审计师平均审计质量更高的结论。虽然仍有少量研究有不同结论,认为大规模审计师的审计质量不一定高,但在西方市场中,越来越多的证据表明,投资者更认可大规模审计师提供的审计质量。市场认为大规模审计师通过执行高质量审计,不仅能降低控制性股东的资金侵占程度,减缓公司代理冲突,而且能促使公司提供真实、合法、完整的财务信息,提高市场交易理性和资源配置效率^[5-6]。Shockley和Holt的研究发现,银行和券商以及其他投资者都更希望公司由大规模审计师审计^[7-8]。

当审计师规模和审计质量关联到一起,上市公司对审计师的选择就成为一种信号。Titman和Trueman对审计师选择行为的信号成本进行了论述,指出审计师选择是难以模仿的,尽管低质量的公司也希望聘用大规模审计师来传递公司大有前途的信号,但这种虚假信号发生的可能性很小,因为大规模审计师为了保护声誉会拒绝提供此类服务^[9]。Datar提出外部投资者会对审计师选择分配一个正的概率,认为审计师选择在一定程度上揭示了企业的私有信息^[10]。因此,公司可以通过审计师的选择解决逆向选择问题。审计师选择的信号传递功能在股市和债务市场中都有所体现,Balvers等、Beatty和Simunic等的研究发现,投资者愿意为那些财务报表由著名审计师审计的公司支付股票溢价^[11-13];Teoh和Wong从市场盈余反应系数角度研究后发现市场更认可大规模审计师审计的财务报告^[14];Pittman和Fortin发现聘用大规模审计师能降低公司的债务融资利率^[15];Blackwell等发现公司在债务市场上能通

过选择大规模审计师传递有效信号,从而更容易获得贷款和取得较低的贷款利率^[16]。

我国学者对审计质量与审计师规模的关系进行了大量研究,但至今尚未得到一致的结论。从市场反应看,投资者更认可大规模审计师及其审计质量,如王咏梅和王鹏对年报发布前后三天的盈余反应系数进行研究后,认为我国股票市场中的投资者更认同国际“四大”的审计质量^[17]。审计师选择的信号传递影响,不仅仅表现在年报公布前后的短期股价波动上,更表现在中长期公司融资过程的交易成本上。融资市场是信息不对称和逆向选择问题表现较为突出的领域,这正是信号理论的用武之地。审计师选择若能发挥信号传递功能,将改变上市公司融资过程中的交易成本,其综合影响可以从资本结构的变化上进行观察。

Myers早在解释“资本结构之谜”时就指出,融资交易成本的存在导致实际资本结构不是理论上的理想目标值,以此为基础的资本结构动态权衡研究,形成了目前相关研究的主流^[2]。Fischer、Heinkel和Zechner进一步指出,资本结构的目标值基本能平衡各种融资方式给公司带来的收益和成本。但是由于融资过程中交易成本的存在,公司实际资本结构会表现为一个围绕目标值的波动区间。当实际资本结构偏离这一区间的上下限时,公司将逐渐使其恢复到目标区间,这就是资本结构调整的(S,s)模式^[18]。Leary和Roberts、Strebulaev、Lemmon等的研究也指出,若融资交易成本较高,上市公司偏离目标资本结构的程度较大,时间较长^[1,19-20]。上市公司向目标值优化和调整资本结构的速度,受融资交易成本的影响,Fama和French、Huang和Ritter、Flannery和Rangan等人分别得出资本结构调整速度从10%到30%不等的结论^[21-23]。Fama和French指出,现实中信息不对称导致的交易成本过高、融资方式受限和融资成本信息敏感度差异大,会迫使上市公司减缓资本结构调整的步伐和速度^[21]。我国学者也得出我国上市公司存在较明显的资本结构向目标值回归调整的现象,但尚未对资本结构调整速度的影响因素做进一步研究^[24-26]。

本文研究聘用代表高质量审计的大规模审计师,能否被我国投资者确认为是一种有利信号,进而降低公司融资交易成本,促进资本结构的优化调整,以此尝试进一步扩展我国资本结构动态权衡理论研究,同时检验我国资本市场中的审计信号传递功能。

三、研究假设和研究设计

(一) 研究假设

综上所述,我们基于资本结构动态权衡理论和审计信号理论,主要针对资本结构调整速度提出以下两个假设:

假设1:选择大规模审计师的上市公司,其资本结构向目标值调整的速度加快。

在融资市场中,为避免一些与逆向选择相关的问题,具有信息优势的公司会积极主动寻求“信号”,将信息可信地传递给处于信息劣势的外部投资者。根据审计信号理论,审计师选择可以成为一种有效的信号。这是因为大规模审计师更有可能提供高质量审计,并且选择大规模审计师的行为是难以模仿的,所以选择大规模审计师向外部市场投资者传递了公司利好信号。市场投资者接收到审计师选择的信号后,识别出优质的上市公司,为其提供较低的融资交易成本^[27]。根据资本结构动态权衡理论,这有助于公司的资本结构加快向目标值靠近的速度。相反,那些没有选择大规模审计师的上市公司,即使通过权衡成本收益得出资本结构目标值,但由于难以取得投资者的信任和认可,现实中就更可能遇到融资成本高和融资方式受限制等问题。这会导致公司实际资本结构难以接近目标值,表现为资本结构向目标值调整的速度较慢。

假设2:相对于国有上市公司,民营上市公司选择大规模审计师对资本结构调整速度的影响更为显著。

在我国,由于融资体制和制度等原因,国有上市公司较易获得便利的融资渠道和较低的融资成本,而长期以来,民营公司融资困难是非常突出和难以解决的问题。不仅在间接融资市场中,银行在贷款发放要求、贷款审批程序和效率、不良贷款处理、信贷人员责任承担等方面对民营公司的要求极为苛刻,远远超过国有上市公司,而且在证券市场上,民营公司的直接融资渠道也远远窄于国有上市公司。民营公司融资困难的主要原因之一就是公司和投资者之间的信息不对称。由于信息不对称问题对民营上市公司融资的制约程度远大于国有上市公司,故审计师选择通过信号传递机制解决信息不对称问题,对民营上市公司的边际影响更为显著。民营上市公司在选择大规模审计师后,资本结构调整速度更快。

(二) 研究设计

首先,对资本结构的衡量,在现有资本结构研究

中主要有账面价值和市场价格两种度量方法。Frank和Goyal通过实证分析认为两种度量的结果是基本一致的^[28]。但在我国,两种度量方法之间是否存在差异,尚未有确切结论,故本文仍采用两种度量方法。借鉴Flannery和Rangan的度量方法^[23],以 L_1 表示账面价值的资本结构, L_2 表示市场价值的资本结构,则有:

$$L_1 = \text{账面债务价值} / \text{账面资产价值}$$

$$L_2 = \text{债务价值} / (\text{债务价值} + \text{股权市价})$$

其次,对于调整速度,本文采用资本结构局部调整模型(Partial Adjustment Model)。在资本结构动态权衡理论框架下,调整过程中的交易成本不等于零,公司的资本结构不是立即回归到最优水平,而是局部渐进地缩小实际资本结构和最优资本结构之间的差距,用模型可表示为:

$$L_{i,t+1} - L_{i,t} = \lambda(L_{i,t}^* - L_{i,t}) + \delta_{i,t+1} \quad (1)$$

模型(1)中, λ 是资本结构的调整速度, $L_{i,t}^*$ 是公司的目标资本结构。 $L_{i,t}^*$ 是公司一系列经营特征变量 $X_{i,t}$ 的线性回归,如模型(2)所示:

$$L_{i,t}^* = \beta X_{i,t} \quad (2)$$

综合模型(1)和(2),我们得到模型(3):

$$L_{i,t+1} = (\lambda\beta)X_{i,t} + (1-\lambda)L_{i,t} + \delta_{i,t+1} \quad (3)$$

在模型(3)中, β 是系数矩阵, $X_{i,t}$ 代表公司经营特征的变量矩阵。根据现有资本结构理论的研究成果综述, $X_{i,t}$ 具体包括:(1)公司规模,用公司资产总额的自然对数来度量。大规模公司在发行债券或者同贷款者谈判中占据主动地位,公司债务融资的成本相对较低。(2)有形资产,用固定资产与总资产的比率进行度量。如果公司的有形资产较多,这些资产可以用作抵押,减少债务代理成本和债权人的风险。(3)非债务税盾,用折旧和总资产的比率来度量。非债务税盾越高,债务融资减少税务的优势就越低。(4)净资产收益率,取当年利润和净资产的比率。公司盈利能力越强,从外部融资的需求概率就越小。(5)息税前盈余,取税前利润和财务费用中利息费用的总和。公司息税前盈余业绩好的时候,公司会倾向于内部融资。(6)托宾Q值,取公司市场价值和重置价值之比。这是公司未来成长性的指标,一般认为,财务杠杆同公司的未来增长前景之间可能存在负相关关系。(7)主营业务增长率,取当年主营业务收入和去年主营业务收入的增长变化率。主营业务增长越快,负债越高,但也可能因营业利润增长快而导致公司外部融资需求降低,负债反而下降。(8)税收,用有效税率表示。国外文献大

都认为当公司面临高税收时,会倾向债务融资以避免税。但我国学者认为我国上市公司的债务避税效果并不是很显著,当非债务税盾起到主要作用的时候,债务比率甚至可能和税收负担相关^[29]。(9)行业平均负债率,取公司所在行业里全部样本公司资产负债率的平均值。因为资本结构带来的成本收益具有行业特点,故公司在做融资决策时,会考虑所处行业的平均水平^[30-31]。

四、样本数据和实证检验

本文所有数据来自 CCER 数据库,考虑到我国新会计准则于 2007 年实施,而会计准则影响报表数据进而影响资本结构的计算,故我们选取 2001 年至 2006 年财务数据完整的深市 A 股上市公司,剔除了金融行业样本以及净资产为负的上市公司,并且对资本结构变量两端 1% 的极值进行 Winsorize 处理,

最后得到 289 家上市公司 2001 年至 2006 年的面板数据。对样本公司选择的审计师规模类型,依据中国注册会计师协会的排名分为国际“四大”、国内“十大”和其他三种类型。选择不同规模审计师的上市公司资本结构描述性统计见表 1。

表 1 选择不同规模审计师的上市公司资本结构描述性统计

		资本结构			
		最小值	最大值	平均值	标准差
L ₁	国际“四大”	0.827	0.047	0.457	0.164
	国内“十大”	0.962	0.093	0.524	0.161
	其他	0.992	0.043	0.507	0.168
L ₂	国际“四大”	0.905	0.056	0.488	0.189
	国内“十大”	0.951	0.068	0.563	0.192
	其他	0.932	0.016	0.526	0.198

表 2 选择不同规模审计师的上市公司资本结构调整速度:面板数据估算结果

解释变量	L ₁			L ₂		
	国际“四大”	国内“十大”	其他	国际“四大”	国内“十大”	其他
调整速度 λ	0.3381	0.2806	0.2731	0.3678	0.2526	0.2158
资本结构一阶滞后算子(1- λ)	0.6619*** (0.000)	0.7194*** (0.000)	0.7269*** (0.000)	0.6322*** (0.000)	0.7474*** (0.000)	0.7842*** (0.000)
总资产	0.0552*** (0.04)	0.1122*** (0.00)	0.0748*** (0.000)	0.0051 (0.858)	0.0521*** (0.010)	0.766*** (0.000)
有形资产	0.0373 (0.480)	0.0545 (0.176)	0.0250 (0.122)	0.0786 (0.108)	0.0482 (0.164)	0.0217 (0.243)
折旧	-0.2790*** (0.002)	-0.2284*** (0.000)	-0.0843*** (0.000)	-0.3749*** (0.000)	-0.1916*** (0.001)	-0.0935*** (0.001)
净资产收益率	-0.3073*** (0.000)	-0.0228** (0.064)	-0.0152*** (0.000)	-0.3343*** (0.000)	-0.0175 (0.1460)	-0.0099*** (0.041)
息税前收益	-0.0101 (0.900)	-0.0258 (0.687)	1.21e-06*** (0.000)	-0.0832 (0.363)	-0.1123 (0.126)	0.00002 (0.647)
托宾 Q	-0.0135 (0.689)	0.0676*** (0.010)	0.0121 (0.109)	-0.2485*** (0.000)	-0.1406*** (0.000)	-0.1302*** (0.00)
主营业务增长率	0.0377 (0.351)	-0.1289*** (0.000)	-0.1286 (0.970)	0.1227*** (0.007)	-0.0300 (0.303)	-0.0622*** (0.000)
税收	-1.9296*** (0.013)	-1.7018*** (0.022)	-1.6894*** (0.000)	-2.3069*** (0.006)	-1.4536*** (0.035)	-2.4929*** (0.000)
行业平均资本结构	0.1730 (0.322)	0.0955 (0.588)	0.1599*** (0.000)	0.4998*** (0.027)	0.2190 (0.326)	0.3026*** (0.000)
年度哑变量	省略	省略	省略	省略	省略	省略
Arellano - BondAR(1) 检验	0.010	0.003	0.001	0.011	0.004	0.006
Arellano - BondAR(2) 检验	0.116	0.402	0.522	0.136	0.451	0.539
Sargan 检验	0.102	0.225	0.181	0.191	0.277	0.220

注:调整速度 λ 直接根据估计结果中资本结构一阶滞后算子(1- λ)计算得出;*表示在 10% 的置信度上显著,**表示在 5% 的置信度上显著,***表示在 1% 的置信度上显著,小括号中的数值为 p 值;Arellano - BondAR(1) 检验、Arellano - BondAR(2) 检验和 Sargan 检验报告的是 P 值。

对上述差异进行单因素方差分析, L_1 的P值为0.0081, L_2 的P值为0.0058,显示选择不同规模审计师的上市公司,资本结构调整区间的均值不相等。这说明选择不同规模审计师对上市公司资本结构调整区间是有影响的,进而有可能对资本结构调整速度产生影响。下面我们采用Stata10.0对局部调整模型即本文的模型(3)进行具体估计,以此得出调整速度 λ ;计量上采用了动态面板数据法。由于模型(3)解释变量中有因变量的滞后项,这有可能导致解释变量与随机扰动项相关,且模型具有横截面相依性,故应用标准的随机效应或固定效应模型进行估计,必将产生参数估计的非一致性。Arellano和Bond,Arellano和Bover,Blundell和Bond等针对这种情况提出了广义矩方法(Generalized Method of Moments,GMM)^[32]。本文根据系统广义矩估计法对资本结构的局部调整模型进行估计。我们重点关注的是选择不同规模审计师的上市公司调整速度 λ 之间的差异,采用的是分组统计,这种方法在Leary和Roberts的研究中有类似运用^[1],具体统计结果见表2。

由表2可知,资本结构局部调整模型适用于我国上市公司,调整速度的估计值都相当显著($P = 0.0000$)。选择不同规模审计师的三组公司,调整速度存在明显差异,选择国际“四大”审计师的上市公司,资本结构调整速度加快。对 L_1 而言,随着审计师规模的下降,调整速度从33.81%下降到27.31%;对 L_2 而言,调整速度从36.78%下降到21.58%。本文假设1得到验证。

再次,我们进一步分析国有和民营上市公司在选择不同规模审计师后,资本结构调整速度的差异。先详细报告 L_1 的结果(见表3)。由于选择国际“四大”审计师的民营公司数据量不够估算要求,故我们在国际“四大”部分只报告了国有上市公司的数据。

由表3可知,选择国内“十大”审计师的民营公司,资本结构调整速度为44.4%,显著快于选择非“十大”审计师的民营公司19.8%的速度,差距达到24.6%。故民营公司选择国内“十大”审计师具有显著的边际效应。国有上市公司选择国内审计师时,调整速度的差异不大,而选择国际“四大”审计师显著加快其资本结构调整速度,达到31.5%。但总体而言,选择国际“四大”审计师的边际效应不到10%,远低于民营公司选择大规模审计师的边际效应。而且对国有上市公司而言,从国内非“十大”换到国内“十大”的效应是降低的,审计师规模只有足够大才能带来融资的正效应,否则会被视为利用审

计师选择释放虚假信号,当然这需要后续具体研究来加以验证。 L_2 的估算结果正如Frank和Goyal所言,非常类似于 L_1 的估算结果^[28]。鉴于篇幅原因,我们不再对 L_2 单独列表,只给出 L_2 的调整速度 λ 的最终估算数据:选择国际“四大”、国内“十大”和其他审计师的国有上市公司,其资本结构 L_2 调整速度分别为36.4%、26.3%和28.6%;选择国内“十大”和其他审计师的民营上市公司,其资本结构 L_2 调整速度分别为34%和18.4%。民营上市公司选择大规模审计师对资本结构优化调整速度的边际效应大于国有上市公司,这基本证明了假设2。

五、基本结论

本文结合审计信号理论和资本结构调整理论,对我国上市公司的审计师选择是否具有信号传递效果进行了研究。研究结果显示,选择不同规模审计师的上市公司,其资本结构调整速度存在差异。首先,从整体上看,选择大规模审计师的上市公司向外部投资者传递了利好信号,降低了公司融资交易成本,公司资本结构波动的平均区间变小,向目标值调整的速度较快。这说明我国审计师选择的信号传递效果是存在的。其次,从国有上市公司数据看,若国有上市公司选择国内审计师,选择“十大”和非“十大”时资本结构调整速度的差异较小;而当选择国际“四大”审计师时,能较显著地加快国有上市公司资本结构调整速度。这可能是因为我国债务融资市场中中国银行占主体,同时股票融资市场中行政管理程度较高。而国有上市公司融资时具有国家的隐性担保,这种融资主体和投资主体同属于国有产权的背景,导致信息不对称的影响相对较小。故国有上市公司选择的审计师需要释放足够强大的信号,才会对公司的融资及其资本结构调整产生显著影响。再次,从民营上市公司的数据看,目前我国民营上市公司选择国际“四大”审计师的上市公司不多。当民营上市公司选择国内审计师时,选择国内“十大”能有效帮助公司降低融资交易成本,加快资本结构调整速度。这说明相对于国有上市公司,民营上市公司融资时信息不对称引发的逆向选择问题较大,故审计师选择的信号更敏感,国内“十大”已经能够释放足够的利好信号。从这一点来看,我国国内审计师做大做强市场需求基础更可能来自民营公司。

本文的贡献在于从资本结构优化调整的角度,综合考察了审计师选择对融资过程中交易成本的影响,丰富了我国有关审计师选择信号传递机制的理

解。本文也存在一些局限性,由于篇幅和资料有限,效应未能展开,这将是后续研究的重要内容。
对国有上市公司选择国内“十大”审计师带来的负面

表3 选择不同规模审计师的国有和民营上市公司资本结构 L_1 调整速度:面板数据估算结果

解释变量	国有上市公司		民营上市公司		
	国际“四大”	国内“十大”	其他	国内“十大”	其他
调整速度 λ	0.315	0.223	0.278	0.444	0.198
资本结构一阶滞后算子 ($1 - \lambda$)	0.685 *** (0.000)	0.777 *** (0.000)	0.722 *** (0.000)	0.556 *** (0.000)	0.802 *** (0.000)
总资产	0.0538 (0.103)	0.095 *** (0.000)	0.080 *** (0.000)	0.098 (0.116)	0.064 *** (0.000)
有形资产	0.241 (0.700)	0.085 ** (0.020)	0.027 (0.141)	-0.016 (0.880)	0.029 (0.442)
折旧	-0.227 ** (0.027)	-0.190 *** (0.001)	-0.102 *** (0.000)	-0.281 (0.244)	0.0372 (0.623)
净资产收益率	-0.314 *** (0.001)	-0.014 (0.766)	-0.016 *** (0.010)	0.0003 (0.988)	-0.018 *** (0.007)
息税前收益	-0.061 (0.509)	-0.042 (0.559)	-3.72e-08 (0.999)	-0.437 ** (0.072)	-0.059 (0.336)
托宾 Q	-0.027 (0.480)	0.0633 ** (0.018)	0.0099 (0.280)	0.152 (0.116)	0.0175 (0.243)
主营业务增长率	0.0533 (0.239)	-0.083 ** (0.010)	-0.140 *** (0.000)	-0.274 *** (0.000)	-0.122 *** (0.000)
税收	-1.994 ** (0.018)	-1.430 ** (0.039)	-1.351 *** (0.000)	-0.732 (0.807)	-2.570 *** (0.001)
行业平均资本结构	0.158 (0.425)	0.0974 (0.575)	0.120 ** (0.018)	0.159 (0.793)	0.289 *** (0.002)
年度哑变量	省略	省略	省略	省略	省略
Arellano - BondAR(1) 检验	0.017	0.008	0.001	0.009	0.011
Arellano - BondAR(2) 检验	0.132	0.330	0.311	0.389	0.429
Sargan 检验	0.189	0.225	0.151	0.260	0.209

注:同表2。

[参考文献]

- [1] Leary M T, Roberts M R. Do firms rebalance their capital structures? [J]. Journal of Finance, 2005(6): 2575 - 2619.
- [2] Myers S C. The capital structure puzzle [J]. Journal of Finance, 1984, 39: 75 - 92.
- [3] DeAngelo L E. Audit size and audit quality [J]. Journal of Accounting and Economics, 1981(3): 183 - 199.
- [4] Dye R. Auditing standards, legal liability and auditor wealth [J]. Journal of Political Economy, 1993(5): 887 - 914.
- [5] Wallace W A. The economic role of the audit in free and regulated markets: a review [J]. Research in Accounting Regulation, 1987(1): 7 - 34.
- [6] Tom Lee. Corporate Audit Theory [M]. New York: Chapman Hall Publishers, 1993: 36 - 59.
- [7] Shockley R A. Perceptions of auditors' independence: an empirical analysis [J]. The Accounting Review, 1981(4): 785 - 800.
- [8] Shockley R A, Holt R. A behavior investigation of supplier differentiation in the market for audit service [J]. Journal of Accounting Research, 1983(2): 545 - 564.
- [9] Titman S, Trueman B. Information quality and the valuation of new issues [J]. Journal of Accounting and Economics, 1986(2): 159 - 172.
- [10] Datar S, Feltham G A, Hughes J S. The role of audits and audit quality in valuing new issues [J]. Journal of Account-

ing and Economics, 1991(1):3-49.

- [11] Balvers R J, McDonald B, Miller R E. Underpricing of new issues and the choice of auditors as a signal of investment banker reputation[J]. The Accounting Review, 1988(4): 605-622.
- [12] Beatty R P. Auditor reputation and the pricing of initial public offerings[J]. The Accounting Review, 1989(4):693-709.
- [13] Simunic D, Stein M. Product differentiation in auditing: a study of auditor choice in the market for unseasoned new issues[M]. Vancouver: The Canadian Certified General Accounts' Research Foundation, 1987.
- [14] Teoh S, Wong T J. Perceived auditor quality and the earnings response coefficient[J]. The Accounting Review, 1993(4):346-366.
- [15] Pittman J A, Fortin S. Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms[J]. Journal of Accounting and Economics, 2004(1):113-136.
- [16] Blackwell D W, Noland T R, Winters D B. The value of auditor assurance: evidence from loan pricing[J]. Journal of Accounting Research, 1998, 36:57-70.
- [17] 王咏梅, 王鹏. “四大”与“非四大”审计质量市场认同度的差异性研究[J]. 审计研究, 2006(5): 49-56.
- [18] Fischer E O, Heinkel R, Zechner J. Dynamic capital structure choice: theory and tests[J]. Journal of Finance, 1989(1): 19-40.
- [19] Strebulaev I A. Do tests of capital structure theory mean what they say? [J]. Journal of Finance, 2007(4):1747-1787.
- [20] Lemmon M L, Roberts M R, Zender J F. Back to the beginning: persistence and the cross section of corporate capital structure[J]. Journal of Finance, 2008(4):1575-1608.
- [21] Fama E, French K. Testing tradeoff and pecking order pre-

dictions about dividends and debt[J]. Review of Financial Studies, 2002(1):1-37.

- [22] Huang Rongbing, Ritter J R. Testing theories of capital structure and estimating the speed of adjustment[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2009(2): 237-271.
- [23] Flannery M J, Rangan K P. Partial adjustment toward target capital structures[J]. Journal of Financial Economics, 2006(3):469-506.
- [24] 肖作平. 资本结构影响因素和双向效应动态模型——来自中国上市公司面板数据的证据[J]. 会计研究, 2004(2):26-41.
- [25] 连玉君, 钟经樊. 中国上市公司资本结构动态调整机制研究[J]. 南方经济, 2007(1): 23-37.
- [26] 张娟. 上市公司对资本结构优化调整的关注——基于我国制造业数据的实证研究[J]. 山西财经大学学报, 2007(11):80-83.
- [27] 何玉, 张天西. 信息披露、信息不对称和资本成本: 研究综述[J]. 会计研究, 2006(6): 80-86.
- [28] Frank M Z, Goyal V K. Testing the pecking order theory of capital structure[J]. Journal of Financial Economics, 2003(2):217-248.
- [29] 曹崇延, 丁晨. 中国上市公司资本结构影响因素之实证研究[J]. 运筹与管理, 2004(6):124-129.
- [30] 岳中刚. 资本结构决定因素的实证研究综述[J]. 审计与经济研究, 2006(1):92-95.
- [31] 徐腊平. 中国上市公司资本结构决定因素的实证检验[J]. 审计与经济研究, 2008(4):92-97.
- [32] 白仲林. 面板数据的计量经济分析[M]. 天津:南开大学出版社, 2009:92-99.

[责任编辑:马志娟]

Auditor Selection, Signal Transmission and Optimization of Capital Structure: An Empirical Research on the Listed Companies in China

ZHANG Juan¹, LI Hu², WANG Bing¹

(1. Cneter for China Audit Research, Nanjing University, Nanjing 210093, China;

2. School of Management, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Does the auditor selection have the function of transmitting signals on the Chinese capital market? The answer is important to the development of the auditing industry and the expansion of the market demanding basis for independent audit. After analyzing the panel data from the year 2001 to 2006, we find the listed companies can transfer different signals to the market by selecting different auditors of qualifications, hence affecting the optimization of the capital structures. And the auditor selection of state-owned enterprises and private-owned enterprises have different marginal effects on their capital structure, the demand for local large scale auditors by the private-owned enterprises is more significant.

Key Words: auditor selection; signal transmission; capital structure; optimization; listed companies