

股权集中度、股权制衡度 对高质量外部审计需求的影响

邱金平¹, 程飞龙²

(1.重庆财经职业学院, 重庆 402160; 2.重庆市双桥经开区投资评审中心, 重庆 409000)

【摘要】本文选取我国2011~2013年沪深两市A股上市公司的5 890个数据为样本进行实证研究,研究发现:公司的第一大股东持股比例和公司前五大股东持股比例的平方和与公司对国际“四大”需求呈显著的非线性正向关系,公司前五大股东持股比例之和与公司对国际“四大”需求之间显著且正相关。公司的第二大股东对第一大股东的股权制衡度和第二大至第五大股东对第一大股东的股权制衡度与公司对国际“四大”需求呈显著的正相关关系。

【关键词】股权集中度; 股权制衡度; 外部审计需求

一、引言

公司所有权与经营权的分离产生了代理问题(Jensen、Meckling, 1976),这也促使许多学者开始对公司治理进行研究。然而,与英、美等发达国家的股权相对分散的现象不同,我国的股权结构相对集中,因此在我国,相对于股东和管理层之间的代理冲突,大股东侵占中小股东的利益这一代理问题更为突出(王艳艳等,2006),这种代理冲突使得市场增加了聘请外部审计师进行审计的潜在需求。

中小股东为了抵御或减少大股东侵占其利益,有动机对大股东的行为进行监督,而审计师事务所作为独立的第三方可以客观公正地对公司的经营状况、投资决策等进行审计并出具审计报告,因此独立审计能满足中小股东对其的需求,并且这种需求会随着代理冲突的程度而发生变化。DeFond(1992)也指出,代理冲突的程度决定了对审计师审计的需求动力。代理冲突越突出,公司对高质量的审计需求越大。王焯(2009)指出,公司的控股股东与公司中小股东之间的冲突越突出,公司就越有意愿通过聘请声誉较高的“四大”事务所对公司进行审计,以期为公司传递高质量财务信息的信号。

由此,作为一种监督机制应运而生的外部审计成为公司治理机制的一个重要组成部分,外部审计能提高管理当局的效用,而又不减少公司的财富。不同审计师的规模、品牌、声誉等对审计质量也会产生影响(DeAngelo, 1981; Watts 和 Zimmerman, 1981; Palmrose, 1988),如此一来,公司对审计质量的需求就转化为对高信誉度的审计师事务所的需求。

二、文献回顾

国外对公司外部审计方面的研究起步较早,DeAnge-

lo(1981)将审计师事务所的规模大小作为指标来衡量事务所的审计质量,研究结论认为公司所聘请的事务所如果其规模越大,其提供的审计质量就越高,公司就越有可能得到更高的审计质量。Watts 和 Zimmerman(1981)等从代理成本方面考虑,也得出相同的结论。Palmrose(1988)将诉讼发生率作为指标替代解释审计质量进行研究,得出结论为“八大”事务所相对于“非八大”事务所而言具有更低的诉讼发生率,继而显示其审计质量更高。Richard B. Carter(1998)进行的经验研究把审计声誉作为衡量审计质量的指标,得出的研究结论为具有较高声誉的事务所更愿意提供高质量审计,分析认为其原因是如果审计质量不满足要求产生审计失败导致的审计声誉下降,事务所从而会失去客户或者致使其为未来承租付出更高代价。Teoh 和 Wong(1993)通过研究不同声誉的事务所的盈利,得出了“八大”事务所的客户相对于“非八大”事务所的客户具有更高的盈利反应系数。DeFond 和 Jiambalvo(1991, 1993)也研究了审计质量问题,他们选取了盈余管理作为反映审计质量的指标,通过对“非正常事件”及“差错”进行研究,结论是由“六大”事务所审计的公司发生差错和非正常事件可能性相对较小。Becker(1998)的研究也发现,通过聘请“八大”事务所审计的财务报告中,可操控性应计项目明显低于通过聘请“非八大”事务所审计的财务报告。以上的这些研究,都得出了通过聘请“八大”事务所或者聘请“六大”事务所进行审计,他们将具有更高的审计质量,证明了“八大”、“六大”事务所的审计监督能力更强。

从国内文献来看,王焯(2009)利用2002~2003年我国A股市场数据,考察了股权控制链、代理冲突与审计师选择之间的关系。研究发现,控制性股东的控制权结构所

产生的代理冲突越突出,则该上市公司就越有意愿聘请具有较高审计质量的“四大”事务所进行审计,期望通过聘请“四大”事务所减缓公司的代理冲突。杜兴强、周泽将(2010)依据民营上市公司2004~2007年高管的政治联系数据进行分析,结果表明:具有政治联系、政府官员类政治联系的民营上市公司倾向于选择“非十大”事务所进行审计。赵国宇、王善平(2013)选择2008~2010年A股上市公司数据研究关联交易、审计师选择与审计收费水平的关系,实证结果发现,上市公司的关联方交易程度越高,越倾向于选择非“四大”事务所或国内非“十大”事务所进行审计。

另外,国内还有一些学者从事务所组织形式(刘启亮、陈汉文,2012)、内部控制(刘婧、张双鹏,2011)、薪酬管制(王新、毛慧贞,2012)、制度环境(陈俊等,2010)、承销商声誉(于富生、王成方,2012)等角度研究了其与外部审计需求的关系。

综上所述,国内外学者对外部审计需求的研究,大多集中在外部治理机制、制度环境、政治关联、内部控制、薪酬管制以及事务所组织形式等方面。本文拟从公司治理角度出发,研究股权集中度、股权制衡度对外部审计需求的影响,期望能为外部审计需求研究提供新的思路和方法。

三、理论分析与研究假设

在研究股权集中度与外部审计需求的相互关系中,主要有两种趋势,第一种是股权集中度与审计质量需求之间呈现出正相关关系的激励效应,第二种是股权集中度与审计质量需求呈壕沟效应。综合起来看,在一个公司的发展过程中,激励效应和壕沟效应是同时存在和发生的,基于此,本文提出第一个假设:

H1:在其他条件不变的情况下,股权集中度越高,公司对外部审计的需求越高。

对于股权集中度,选取三种数据来进行衡量:第一种,以公司的“第一大股东持股数”占公司总股数比例来衡量,记为“H1a”;第二种,以公司的“第一至第五大股东持股数”占公司总股数比例来衡量,记为“H1b”;第三种,以公司的“第一至第五大股东持股数”占公司总股数比例的平方和来衡量,记为“H1c”。

公司股权制衡的实现通常是以公司的前几大股东持股比例相比较来确定的,如果一个公司只有一个大股东具有完全话语权,他就会实际掌控整个公司的运作,其他股东几乎难以对其施以制衡措施来保护公司及自身利益,公司的股权制衡度就非常低;反之,如果一个公司存在前几大股东共同决策控制公司重要事项的局面,那么各大股东之间就形成了权力制衡,任何一个大股东都无法单独决策,公司的股权安排相比较就更为合适,外部股东对于公司的监督的动机和能力也会提高。在一股独大

的公司股权形式下,大股东是不会愿意聘请高质量的外部审计机构来挑剔、揭露自己侵害中小股东和公司利益来中饱私囊的劣迹的,而在有着一定股权制衡度的状态下,其他股东为了能更好地披露和监督就越有愿望聘请高质量的外部审计机构来进行审计监督,即股权制衡度与高质量外部审计需求呈正相关关系。基于以上理论分析,本文提出第二个假设:

H2:在其他条件不变的情况下,公司的股权制衡程度高低与高质量外部审计需求呈正相关关系。

对于股权制衡度,选取两种数据来进行衡量:第一种,以公司的“第二大股东持股比例”和公司的“第一大股东持股比例”之比来衡量,记为“H2a”;第二种,以公司的“第二至第五大股东持股比例之和”和公司的“第一大股东持股比例”之比来衡量,记为“H2b”。

四、研究设计

(一)变量选择

1. 外部审计需求变量的选择。国内外学者衡量外部审计需求的指标主要有国际“四大”、国内“十大”和审计费用,并据此提出了高质量审计需求的两种模型:规模模型(陈俊等,2010;杜兴强、周泽将,2010;于富生、王成方,2012;龚启辉、吴联生、王亚平,2012;张雯、谢露、张敏,2013;刘婧、张双鹏,2011;洪金明、徐玉德、李亚茹,2011;王新、毛慧贞,2012)和声誉模型(曾颖、叶康涛,2005;李明辉、刘笑霞,2008;王焯,2009;陈德球、叶陈刚,2010;况学文、陈俊,2011;黄新建、严虹、唐良霞,2012;张雯、谢露、张敏,2013;赵国宇、王善平,2013)。另外,也有学者将审计费用作为高质量外部审计的替代指标,如韩洪灵、陈汉文(2008)和况学文、陈俊(2011)等。

基于前人的研究与经验,我们选用声誉模型,即国际“四大”(BIG4)作为被解释变量,一般来说,整合后的国际“四大”分别为普华永道中天、毕马威华振、安永华明、德勤华永。若被审计公司聘请的会计师事务所为普华永道中天、毕马威华振、安永华明与德勤华永中的一个,则赋值BIG4为1,否则赋值BIG4为0。

另外,为了检验模型的稳健性,我们以国内“十大”替代国际“四大”进行稳健性检验。国内“十大”为我国注册会计师协会的百家信息综合排名的前十位事务所。若当年度被审计公司聘请的事务所为当年度排名的前十位,则赋值为1,否则赋值为0。

2. 股权集中度和股权制衡度衡量指标的选择。衡量股权集中度指标的是CR1指数、CR5指数、H5指数。这三个指标都与股权集中度正相关,即指数值越大,股权集中度越大。衡量股权制衡度的指标是RSH21和RSH251。各变量定义见表1。

(二)模型设计

本文期望对公司的股权集中度、股权制衡度对高质

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量代码	定义及描述
被解释变量	国际“四大”	BIG4	若被审计公司聘请的会计师事务所为普华永道中天、毕马威华振、安永华明与德勤华永,则赋值为1,否则赋值为0
	第一大股东持股的比例	CR1	公司第一大股东持股数量同公司总股数之比的比值
解释变量	公司前五大股东持股的比例	CR5	公司前五大股东持股数量之和同公司总股数之比的比值
	公司的前五大股东持股比例的平方之和	H5	公司的第一大至第五大股东各自持股比例数值的平方之和
	公司第二大对第一大股东的制衡度	RSH21	公司第二大对第一大股东的持股比例之比
	公司第二大至第五大股东对第一大股东的制衡度	RSH251	公司第二大至第五大股东的持股比例之和同第一大对第一大股东的持股比例之比
控制变量	公司规模	SIZE	公司年末总资产取自然对数,即LN(期末总资产)
	负债水平	LEV	年末负债总额/年末资产总额
	管理层持股比例	MSHARE	管理层持股比例之和
	行业变量	IND _i	若某公司属于该行业,赋值为1,否则为0,共20个行业控制变量
	年度变量	YEAR _t	若属于该年度赋值1,否则赋值0,共两个年度控制变量

量外部审计需求之间的关系进行研究,为消除股权集中度与股权制衡度之间变量的相互影响,本文对其分别进行检验;为消除解释变量间可能出现的多重共线性问题,在回归时也将股权集中度的各解释变量分别放入模型进行检验。由于被解释变量为0~1变量,因此,我们建立LOGISTIC模型进行回归。

为检验假设1,我们构建模型如下:

$$\text{LOGISTIC}(\text{BIG4}) = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 \text{SIZE} + \beta_3 \text{LEV} + \beta_4 \text{MSHARE} + \beta_5 \sum \text{IND}_i + \beta_6 \sum \text{YEAR}_t + \varepsilon \quad (1)$$

其中X分别为CR1、CR5和H5,依次将其放入模型验证假设。

为检验股权集中度与外部审计需求的非线性关系,我们构建模型如下:

$$\text{LOGISTIC}(\text{BIG4}) = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \beta_3 \text{SIZE} + \beta_4 \text{LEV} + \beta_5 \text{MSHARE} + \beta_6 \sum \text{IND}_i + \beta_7 \sum \text{YEAR}_t + \varepsilon \quad (2)$$

为检验假设2,我们构建模型如下:

$$\text{LOGISTIC}(\text{BIG4}) = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 \text{SIZE} + \beta_3 \text{LEV} + \beta_4 \text{MSHARE} + \beta_5 \sum \text{IND}_i + \beta_6 \sum \text{YEAR}_t + \varepsilon \quad (3)$$

其中Y代表RSH21和RSH251,用统计软件回归时依次将其放入模型验证假设。

(三)样本数据来源与选择

本文的样本数据主要取自于国泰安数据库(CSMAR),其中数据缺失者通过巨潮资讯网(www.cninfo.com.cn)公布的年度报告查找而来。研究样本选取2011~

2013年在沪市和深市上市的A股数据,初选样本2011年2449个、2012年2577个、2013年2618个。在初选样本的基础上,对数据进行如下处理:①考虑到不同类别的股票衡量标准不同,为保持一致性,我们剔除B股、H股公司;②考虑金融行业的特殊性,与其他行业数据差别较大,可能影响回归结果的准确性,因此剔除金融类公司;③异常经营的上市公司可能引起数据的波动较大,为保持数据的相对稳健,剔除ST、*ST、S*ST公司;④剔除数据缺失公司;⑤对数据进行winsorize缩尾处理,剔除小于1%、大于99%区间的数据。经过上述处理,最终得到2011年1913个、2012年1979个、2013年1998个,三年共5890个有效数据。

研究基本数据处理和简单计算使用了Excel软件,数据回归分析使用SPSS19.0软件和stata10.0软件。

五、实证检验及结果分析

(一)描述性统计分析

1. 被解释变量的描述性统计分析。本文关于外部审计需求的替代变量是国际“四大”,即当被审计公司聘用的事务所是普华永道中天、毕马威华振、安永华明与德勤华永之一时,赋值为1,否则赋值为0。因此文中的被解释变量BIG4为0~1变量,对其进行频数统计,详见表2。

表 2 BIG4的频数分布

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 2011	0.0	1 799	94.0	94.0	94.0
	1.0	114	6.0	6.0	100.0
	Total	1 913	100.0	100.0	
2012	0.0	1 861	94.0	94.0	94.0
	1.0	118	6.0	6.0	100.0
	Total	1 979	100.0	100.0	
2013	0.0	1 882	94.2	94.2	94.2
	1.0	116	5.8	5.8	100.0
	Total	1 998	100.0	100.0	
2011~2013	0.0	5 542	93.1	94.1	94.1
	1.0	348	5.8	5.9	100.0
	Total	5 890	99.0	100.0	

从表2国际“四大”的频数分布可以看出,2011~2013年沪深A股5890家上市公司有348家选择国际“四大”事务所进行审计,仅占全部样本的5.9%,说明我国上市公司对高质量的审计需求不高,这主要有两个方面的原因:其一,我国的股权结构“一股独大”现象突出,使得公司没有足够的动力去聘请高质量审计机构进行审计,其二,外部审计作为一种监督机制并没有充分发挥其作用。

2. 解释变量的描述性统计分析。描述性统计分析结果见表3。

从表3解中的数据来看,第一大股东持股比例的最小

表3 解释变量的描述性统计

	CR1	CR5	H5	RSH21	RSH251
最小值	8.517 3	10.162 3	0.008 3	0.002 2	0.007 1
最大值	76.438 8	97.412 9	0.612 2	1	3.795 7
均值	36.618 8	53.159 9	0.175 5	0.307 8	0.588 7
中位数	35.104 8	53.349 6	0.150 7	0.205 7	0.423 4
标准离差	15.242 1	16.504 8	0.121 5	0.282 3	0.549 2
偏度	0.376 1	-0.048 2	0.957 7	0.910 1	1.527 6
峰度	-0.637 5	-0.728 3	0.449 3	-0.340 6	2.728 7
观测值	5 890	5 890	5 890	5 890	5 890

值为8.52%，最大值为76.44%，平均值为36.62%，说明第一大股东的持股比例相对较高，一股独大现象仍然严重。前五大股东持股比例的最大值为97.41%，平均值为53.16%，表明在我国大多数股权集中在极少数人手里，股权结构有待优化。前五大股东持股比例的平方和的最小值为0.009，最大值为0.612，平均值为0.176。

从股权制衡度的衡量指标来看，第二大股东对第一大股东的制衡的平均值为0.307 8，表明第二大股东在一定程度上起到了股权制衡作用。第二大至第五大股东持股比例与第一大股东持股比例的比值的最小值为0.007 1，最大值为3.795 7，均值为0.588 7。由同济大学—上海证券(联合)课题组黄渝祥、李军等在《我国上市公司股权制衡研究》一文中得出的结论认为，第二大至第五大股东持股比例与第一大股东持股比例的比值在1.18~3.09之间时，公司业绩与股权制衡度正相关，通过这些数据显示若能充分发挥其他股东对控股股东的监督作用，公司治理将得到很大的改善。从本文样本数据所得结果(表3)来看，中位数为0.423 4，均值为0.588 7，对达到1.18~3.09的最佳区间尚有很大的提升空间，说明股权制衡结构尚待进一步优化。

(二)相关系数

各变量之间的两两相关系数见表4。从表4中可以初

表4 相关系数表

	BIG4	CR1	CR5	H5	RSH21	RSH251	LEV	SIZE	MSHARE
BIG4	1	0.137**	0.178**	0.167**	0.033**	-0.004	0.085**	0.251**	-0.097**
CR1	0.141**	1	0.732**	0.971**	-0.538**	-0.626**	-0.001	0.239**	-0.179**
CR5	0.191**	0.731**	1	0.855**	0.098**	0.023	-0.140**	0.177**	0.027**
H5	0.178**	0.964**	0.807**	1	-0.363**	-0.466**	-0.032**	0.243**	-0.145**
RSH21	0.046**	-0.516**	0.115**	-0.334**	1	0.956**	-0.110**	-0.131**	0.243**
RSH251	-0.003	-0.6**	0.020	-0.430**	0.881**	1	-0.142**	-0.161**	0.306**
LEV	0.036**	-0.053**	-0.129**	-0.058**	-0.028*	-0.048**	1	0.433**	-0.254**
SIZE	0.275**	0.249**	0.203**	0.261**	-0.088**	-0.121**	0.090**	1	-0.118**
MSHARE	-0.085**	-0.072**	0.196**	-0.042**	0.225**	0.298**	-0.200**	-0.189**	1

注:表格左下方是Pearson相关系数,右上方是Spearman相关系数。**表示系数在0.01水平上显著(双尾检验);*表示系数在0.05水平上显著(双尾)。

步看出,在pearson相关系数和spearman相关系数中,不考虑其他因素的情况,国际“四大”与第一大股东持股比例、前五大股东持股比例之和、前五大股东持股比例的平方和及第二大股东对第一大股东的制衡显著正相关,国际“四大”与第二大至第五大股东对第一大股东的制衡度负相关但不显著。从控制变量来看,国际“四大”与上市公司的资产负债率、公司规模及管理层持股比例都是显著相关的,并且国际“四大”与资产负债率和公司规模正相关,与管理层持股比例负相关,说明国际“四大”受这些因素的影响,因此在模型检验时应将其考虑进去。

(三)多元回归结果及分析

1. 股权集中度与外部审计需求的实证检验结果及分析。由于被解释变量是0~1变量,因此使用LOGISTIC回归。股权集中度各指标的回归结果见表5。

表5 模型(1)回归结果

被解释变量:BIG4						
	系数	Z值	系数	Z值	系数	Z值
截距	-20.195	-19.49***	-19.198	-18.422***	-19.307	-18.322***
CR1	0.017	4.28***				
CR5			0.039	9.203***		
H5					2.646	5.921***
LEV	-0.922	-2.753***	-0.402	-1.191	-0.752	-2.236***
SIZE	0.767	15.616***	0.642	12.698***	0.729	14.622***
MSHARE	-1.606	-2.836***	-2.262	-3.976***	-1.578	-2.801***
行业变量	已控制		已控制		已控制	
年度变量	已控制		已控制		已控制	
LR statistic	460.271 5***		535.605***		476.028***	
McFadden R-squared	0.174		0.203		0.180	

注:*表示在0.1的水平上显著相关,**表示在0.05水平上显著相关,***表示在0.01水平上显著相关,下同。

从表5回归结果来看,第一大股东持股比例与国际“四大”在0.01水平上显著相关,并且符号为正,系数为

0.017。也就是说,第一大股东持股比例越高,公司对高质量的外部审计需求就越高。前五大股东持股比例之和与国际“四大”显著正相关,系数为0.039,即公司前五大股东持股比例和每增加1%,对外部的审计需求就增加3.9%。前五大股东持股比例的平方和国际“四大”显著正相关,并且系数明显比前五大股东持股比例之和大很多,这说明平方和具有“马太效应”,它使大的更大,小的更小。

由表3相关数据来看,第一大股东的持股比例均值为36.6%、前五大股东的持股比例均值为53.2%,从第一大增至前五大,持股比例均值增幅约为45.4%;而持股比例的系数由0.017%增至0.039%,增幅约为129.4%,进一步说明股权集中程度对外部高质量审计需求的影响在该样本条件下有着非常强烈的反应。

导致该结果出现的原因可能有两个:一是大股东的存在为了有效监督经理层代理行为而有意愿聘请高质量外部审计;二是股权集中度越高时,大股东们为了对市场里的投资者释放出本企业是具有相当实力的,体现出企业敢于聘请高质量审计,其财务信息及经营管理是非常科学、合理、合法的,财务信息是相对而言透明度更高、披露更充分的。市场上的投资者更愿意选择这类有“信心”的公司进行投资,从而公司获取有效融资的可能性更高,更能吸引到潜在投资者。从这个角度出发,企业应该具有聘请高质量审计的动力。

整体来看,模型(1)的三个子模型整体上都是显著的,调整后的R²分别为0.174、0.203、0.18。从统计学来看拟合优度不是很高,但是根据经济计量学理论,当样本数超过30时,可以认为是大样本,其拟合优度可以较低。

以往的研究发现股权集中度与外部审计需求存在非线性关系,因此为了进一步检验股权集中度与国际“四大”是否存在非线性关系,本文在模型(2)中加入股权集中度各指标的平方项进行回归检验,结果见表6。

从模型(2)回归结果来看,衡量股权集中度的三个指标中,第一大股东持股比例的平方项与国际“四大”在0.01水平上显著相关,且其符号为负,即在控制了其他因素的情况下,第一大股东持股比例与外部审计需求呈倒“U型”关系,当第一大股东持股比例没超过临界点时,第一大股东持股比例与外部审计需求呈正相关,当第一大股东持股比例超过该临界点时,其持股比例越高,公司对外部审计需求越小。前五大股东持股比例的平方和(H5)与第一大股东持股比例(CR1)的结论相似。对于股权集中度的另一个指标(CR5),我们看到,当加入其平方项后,该变量回归结果显示不论是CR5还是CR5²都不显著,而在模型(1)中CR5与国际“四大”是显著相关的,这说明CR5与国际“四大”仅存在线性相关关系。

所以综合来看,股权集中度与国际“四大”不存在倒

表6 模型(2)回归结果

被解释变量:BIG4						
	系数	Z值	系数	Z值	系数	Z值
截距	-21.300	-18.702***	-18.589	-14.349***	-19.936	-18.619***
CR1	0.065	3.185***				
CR1 ²	-0.0001	-2.427***				
CR5			0.02	0.828		
CR5 ²			0.001	0.786		
H5					8.731	5.277***
H5 ²					-11.222	-3.838***
LEV	-1.000	-2.965***	-0.381	-1.128	-0.831	-2.458***
SIZE	0.777	15.744***	0.638	12.523***	0.731	14.659***
MSHARE	-1.645	-2.921***	-2.239	-3.930***	-1.658	-2.979***
行业变量	已控制		已控制		已控制	
年度变量	已控制		已控制		已控制	
LR statistic	466.448***		536.211***		491.587***	
McFadden R-squared	0.176		0.203		0.186	

“U型”关系。但CR1和H5的二次方回归结果显示其存在非线性关系,这验证了在外部审计师选择下,大股东的激励效应和壕沟效应同时存在,即本文的H1得到验证。

2. 股权制衡度与外部审计需求的实证检验结果及分析。为验证股权制衡度与外部审计需求之间的关系,我们用构建的模型(3)进行回归分析,得出的回归结果见表7。

表7 模型(3)回归结果

被解释变量:BIG4				
	系数	Z值	系数	Z值
截距	-20.878	-20.514***	-20.913	-20.449***
RSH21	1.032	5.255***		
RSH251			0.313	2.853***
LEV	-1.100	-3.315***	-1.136	-3.420***
SIZE	0.817	17.490***	0.826	17.612***
MSHARE	-2.346	-3.939***	-2.241	-3.702***
行业变量	已控制		已控制	
年度变量	已控制		已控制	
LR statistic	468.248***		449.575***	
McFadden R-squared	0.177		0.170	

从模型(3)回归结果来看,模型整体是显著的,这说明研究具有一定的意义。

在控制了其他因素后,第二大股东对第一大股东的制衡度(RSH21)与国际“四大”正相关,且在1%水平上显著,即第二大股东对第一大股东的股权制衡度越高,公司越倾向于聘请国际“四大”进行外部审计。第二大至第五大股东对第一大股东的制衡度(RSH251)与国际“四大”显著正相关,即其他大股东对控股股东的股权制衡度越

高,公司聘请“四大”进行外部审计的动机越强烈,对外部审计的需求越高。H2得到验证。

从控制变量来看,资产负债率与国际“四大”显著负相关,这与李明辉(2008)、况学文(2011)、王焯(2009)等人的研究结论一致。管理层持股比例与国际“四大”显著负相关,管理层持股比例越高,其与股东的利益越趋向一致,投资者与管理者之间的代理冲突越不严重,越不倾向于聘请高质量的审计机构。公司规模与国际“四大”正相关且在1%水平上显著,说明公司规模能提高公司对外部审计的需求,激励其聘请高质量的审计机构进行审计。

(四)稳健性检验

为使实证结果更具有说服力,我们从以下两方面对其做了稳健性检验:其一,以国内“十大”替代国际“四大”,进行了股权集中度的稳定性检验,模型整体是显著的(篇幅有限,回归结果未列示);其二,股权制衡度指标的中位数替代连续变量进行检验,也是显著的(篇幅有限,回归结果未列示)。通过以上替换,结果除了显著性略有变化外,其他结果都和实证检验结果一致,所以本文的实证结果是稳健的。

六、研究结论

本文选取2011~2013年沪深两市A股上市公司数据为样本,研究了股权集中度、股权制衡度对外部审计需求的影响,通过理论与实证检验,得出以下结论:

结论一:在其他条件不变的情况下,股权集中度对高质量外部审计需求的影响存在显著的正相关关系。H1得到验证。

第一大股东持股比例与国际“四大”显著正相关,在其平方项回归结果中,第一大股东持股比例的平方项与国际“四大”显著负相关,其拐点为325,此数值显然远远大于1,而第一大股东持股比例最大值为1,因此,我们认为,股东持股比例与国际“四大”呈正相关关系,H1a得到验证。

前五大股东持股比例与国际“四大”在1%水平上显著相关,且符号为正,更进一步,我们发现当加入其平方项(CR5²)时,CR5与CR5²与国际“四大”(BIG4)都不显著,由此我们得出,前五大股东持股比例与国际“四大”存在线性正相关关系,即前五大股东持股比例与外部审计需求存在线性正相关关系,H1b得到验证。

前五大股东持股比例的平方和(H5)与国际“四大”(BIG4)正相关,股权集中度越高,公司对高质量的外部审计需求越强烈,该结论也揭示了我国特殊的高集中度的股权结构与外部审计需求之间的关系,H1c得到验证。

结论二:在其他条件不变的情况下,其他股东对控股股东的制衡度提高能提高公司对高质量外部审计的需求。H3得到验证。

第二大股东对第一大股东的制衡度(RSH21)与国际

“四大”呈显著的正相关关系,第二大股东对第一大股东的股权制衡度越大,公司对高质量的外部审计需求动机越大。这表明第二大股东能起到监督第一大股东的作用,通过聘请高质量的审计机构审计公司业务,使得公司控股股东侵占其他股东利益的动机和机会减小,进而降低了其他投资者的利益受损害的可能性。H2a得到验证。

第二至第五大股东对第一大股东的制衡度(RSH251)与国际“四大”(BIG4)在1%水平上显著相关且其符号为正,第二大至第五大股东对第一大股东的股权制衡度越高,公司越倾向于聘请国际“四大”进行审计,公司对外部审计需求越高,H2b得到验证。

主要参考文献

Jensen M. C., W. H. Meckling. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976(4).

DeAngelo L. E.. Auditor Size and audit quality [J]. Journal of Accounting & Economics, 1981(12).

Watts, Zimmerman. Agency problems, auditing, and the theory of the firm: some evidence [J]. Journal of law and Economics, 1983(3).

Shleifer A., Vishny R.. Large Shareholders and Corporate Control [J]. Journal of Political Economy, 1986(95).

DeFond M. L.. The Association between changes in client firm agency costs and auditor switching [J]. Auditing, 1992(11).

Shleifer A., R. Vishny. A Survey of Corporate Governance [J]. Journal of Finance, 1997(152).

王艳艳等.代理冲突与高质量审计需求——来自中国上市公司的经验数据 [J].经济科学, 2006(2).

李明辉.代理成本与审计师选择——基于中国IPO公司的研究 [J].财经研究, 2006(4).

王焯.股权控制链、代理冲突与审计师选择 [J].会计研究, 2009(6).

陈俊,陈汉文,吴东辉.不确定性风险、治理冲突与审计师选择——来自1998~2004年中国A股IPO市场的经验证据 [J].浙江大学学报, 2010(9).

杜兴强,周泽将.政治联系与审计师选择 [J].审计研究, 2010(2).

况学文,陈俊.董事会性别多元化、管理者权利与审计需求 [J].南开管理评论, 2011(14).

张磊.事务所轮换制与审计独立性 [J].审计月刊, 2014(6).

于富生,王成方.承销商声誉、审计独立性与审计师选择 [J].审计与经济研究, 2012(11).

龚启辉,吴联生,王亚平.政府控制与审计师选择 [J].审计研究, 2012(5).