

会计师事务所特殊普通合伙制会提高审计质量吗？

阚京华¹ 汪义祥²

(1. 南京财经大学 会计学院, 江苏 南京 210023; 2. 南京南瑞集团公司 财务部, 江苏 南京 210003)

摘要: 2010年,我国政府开始推动大中型事务所转为特殊普通合伙制,转制的效果如何?文章以国内“二十大”会计师事务所审计的2009—2013年沪深两市A股上市公司为研究对象,以可操控应计利润为被解释变量,以会计师事务所是否转制、转制方式、转制事务所性质为解释变量,实证研究了事务所转为特殊普通合伙制对审计质量的影响。研究结果表明:事务所转为特殊普通合伙制能够促进审计质量提升;事务所采用合并方式完成转制对审计质量的提升幅度大于独立转制;没有证据表明本土事务所转制对审计质量的提升幅度高于国际“四大”所。

关键词: 特殊普通合伙制; 审计质量; 合并转制; 国际“四大”

中图分类号: F810.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2016)01-0064-11

一、研究背景

1999年底,我国会计师事务所完成体制上的“脱钩改制”工作,事务所成为独立核算、自行收支、承担法律责任的法人实体。截至2010年7月1日,我国有会计师事务所6892家(不含分所),其中,有限责任组织形式的事务所为4428家,占全部事务所的64%;合伙制组织形式的会计师事务所为2464家,其比例为36%^①。此外,在2009年国内事务所100强中,合伙制事务所仅有3家。^[1]由此可以看出,我国事务所组织形式上的比例失衡问题十分严重。

有限责任组织体制的固有局限性降低了我国会计师事务所的执业质量,审计失败案件持续发生,在中国证监会2007年至2013年对证券资格会计师事务所及注册会计师进行的31次行政处罚中,涉案事务所全部为有限责任制事务所。

为解决我国会计师事务所在组织形式上的

弊端,财政部、工商行政管理总局联合制订了《关于推动大中型会计师事务所采用特殊普通合伙组织形式的暂行规定》(财会[2010]12号),并印发了实施细则。实施细则要求大型会计师事务所应当于2010年12月31日前转制为特殊普通合伙组织形式,鼓励中型会计师事务所于2011年12月31日前转制为特殊普通合伙组织形式。2012年1月,财政部、证监会进一步发布了《关于调整证券资格会计师事务所申请条件的通知》,规定只有合伙制或者特殊普通合伙制会计师事务所才具备申请从事证券、期货相关业务的资格。2012年5月2日,财政部、工商总局、商务部、外汇局、证监会制定了《中外合作会计师事务所本土化转制方案》,《方案》要求中外合作会计师事务所在合作到期日之后或自愿在合作到期日之前采用符合中国法律法规规定的组织形式,即特殊普通合伙组织形式。

收稿日期: 2015-12-25

作者简介: 阚京华(1969—),女,黑龙江建三江人,教授,南京大学会计学博士,硕士研究生导师,中国财政部企业内部控制标准委员会咨询专家,江苏省会计学会学术委员会委员,江苏省审计学会理事会常务理事,南京大学中国审计研究中心成员,南京市物价局成本监审专家库成员,中国会计学会财务成本分会理事会理事,研究方向为审计与内部控制。

^①见财政部网站 <http://www.mof.gov.cn/pub/kjs/zhengwuxinxi/zhengcejiadu/201007/t20100730-330718.html>。

随着会计师事务所转制工作的相关法律规范日趋完善,转制事务所的范围也扩大到中外合作事务所,转制工作进入全面发展阶段。截止到2013年底,国内前“二十大”会计师事务所均已完成转制。那么,我国大中型会计师事务所转为特殊普通合伙制的效果如何?审计质量是否有所改善呢?基于此,本文旨在研究会计师事务所转为特殊普通合伙制是否显著提高了审计质量,会计师事务所体制改革是否产生了预期的政策性效应。

本文以下内容安排如下:第二部分进行理论分析并提出本文的研究假设;第三部分是研究设计和模型,包括数据来源、样本选择、变量说明、模型设计;第四部分是描述性统计和实证检验;第五部分是结论和政策建议。

二、理论分析与研究假设

(一) 理论分析

DeAngelo(1981)将审计质量定义为“注册会计师发现错报并报告错报的联合概率”,进而又表现为注册会计师的独立性与专业胜任能力的共同作用。^[2]审计质量受审计主体、审计客体和审计环境三方面因素的影响,审计环境因素也是影响审计质量的重要因素,特别是注册会计师的法律责任。Palmrose(1988)采用实验经济学的研究方法,研究不同法律责任下审计质量的差异,发现加大事务所的法律责任有利于提高审计质量,但并不是越严格越有利于提升审计质量。^[3]国内学者也大多认为加大注册会计师面临的法律责任有助于提高审计质量,因为加大注册会计师的法律责任能够迫使其提高职业谨慎和努力程度,通过提高审计质量的方式避免可以预见的高法律责任。^[4]

法律风险会影响注册会计师的行为,较高的法律风险能够产生威慑作用,迫使注册会计师在审计工作中更加努力,提高自身的行业专长,并在执业活动中谨慎执业,避免因审计失败而承担严格的法律责任。不同的事务所组织形式在法律上承担不同的法律责任,带来不同的法律风险,西方学者普遍推崇事务所采取有限责任合伙制的组织形式,认为有限责任制的事务所会降低审计质量。^[5]在有限责任制事务所中,合伙人以出资额为限承担债务,降低了法律责任对注册会计师行为的约束,纵容注册会计师接受高风险的

审计业务,或者采取极端的审计行为,影响审计质量。Chan and Pae(1998)通过研究发现相比较无限责任,有限责任会降低注册会计师的努力程度,影响审计质量。^[6]Firth(2012)利用中国上市公司的数据进行实证研究,发现普通合伙事务所比有限责任制事务所更倾向于发表非标审计意见,普通合伙制事务所审计的公司客户的可操控应计利润更低,因此他们的报告更稳健。他们还发现在上市公司将事务所从合伙制更换为有限责任的事务所时,更不会收到非标意见的审计报告,这都说明有限责任的组织形式会降低稳健性。^[7]

(二) 研究假设

特殊普通合伙制的制度优势在于其责任承担的“二元性”:一方面,一个合伙人或者数个合伙人在执业活动中因故意或者重大过失造成合伙企业债务的,应当承担无限责任或者无限连带责任,其他合伙人以其在合伙企业中的财产份额为限承担责任;另一方面,合伙人在执业活动中非因故意或者重大过失造成的合伙企业债务以及合伙企业的其他债务,由全体合伙人承担无限连带责任。

会计师事务所转为特殊普通合伙制之所以有利于提高审计质量,很大程度上是由于转制提高了注册会计师和事务所面临的法律责任,执业和非执业的注册会计师都有可能承担无限责任或无限连带责任,这种转变,一方面促使执业注册会计师提高努力程度和职业谨慎,提高专业胜任能力和独立性;另一方面促使非执业的注册会计师加强内部监督与复核。

陈明远(2012)在建立以理性人假设为基础的博弈论模型进行分析的基础上,提出特殊普通合伙制可以提升审计质量,降低独立审计中事务所及合伙人与被审计单位串谋舞弊的概率,增加事务所质量控制的有效性。^[8]蒋奇辰(2013)以2010年完成转制的三家事务所审计的上市公司为研究对象,探究事务所组织形式由有限责任制转变为特殊普通合伙制的影响。结果显示,转制以后,审计客户的可操控应计利润显著降低,即转制提高了审计质量。^[9]故根据理论分析、国内外研究成果的支持,本文提出以下假设:

假设1:会计师事务所转制与审计质量之间存在正相关关系。

《暂行规定》及实施细则对事务所转制的条件做出了具体要求: 会计师事务所改制为特殊普通合伙组织形式, 应当有 25 名以上符合注册会计师执业资格的合伙人、50 名以上的注册会计师, 以及人民币 1000 万元以上的资本。根据《暂行规定》的要求, 只有符合条件, 事务所的资产规模、注册会计师人数达到一定要求的会计师事务所才有资格转为特殊普通合伙制。

对于一些中小型事务所而言, 在资产、注册会计师人数不符合要求的情况下, 想要快速完成改制, 只有通过与其他事务所合并的方式, 迅速扩大规模, 提升质量, 以满足改制的资格要求。对于这种类型的事务所, 一方面, 转为特殊普通合伙制以后, 组织形式的变化能够促进审计质量提升; 另一方面, 与其他事务所合并能够发生协同效应, 统一经营, 统一管理, 扩展行业专长, 提升注册会计师队伍的素养, 在相互交流中取长补短, 此外需要通过合并方式完成改制的事务所往往是一些中小型事务所, 合并改制后, 规模扩大, 声誉提高, 能够增加独立性。所以本文认为, 通过合并完成改制, 能够具有改制与合并的双重效应, 相比较独立完成改制的事务所, 更能促进审计质量的提升。因而, 本文提出第二个假设:

假设 2: 合并改制对审计质量的提升幅度大于独立改制。

2012 年 5 月, 财政部、证监会等五部委联合制定了《中外合作会计师事务所本土化改制方案》, 对中外合作的会计师事务所(即国际“四大”)根据合作设立时所作承诺实现本土化, 并在合作到期日之后或自愿在合作到期日之前采用符合中国法律法规规定的组织形式, 做出了要求。2013 年 3 月, 随着普华永道中天会计师事务所转为特殊普通合伙制, 在我国境内的四大中外合作会计师事务所全部提前完成改制^①。

国际“四大”所拥有高素质的审计团队, 健全的质量控制体系, 在审计活动中注意维护事务所声誉, 具有较高的审计技术水平; 另外, 国际“四大”资产规模较大, 业务广泛, 不会屈从客户的压力, 独立性较高, 这些都导致国际“四大”审计质量较高。^[10] 鉴于国际“四大”本身的操作规范, 审计质量较高, 因而事务所改制对其审计质

量的提升是有限的。由此, 本文提出第三个假设:

假设 3: 本土事务所改制对审计质量的提升幅度大于国际“四大”改制。

三、研究设计

(一) 数据来源与样本选择

本文以国内“二十大”会计师事务所审计的沪深两市 A 股上市公司为研究对象, 研究期间为 2009—2013 年(财务报告年度), 利用事务所改制前后两年的数据, 检验事务所改制前后审计质量是否有显著提升。“二十大”会计师事务所的信息来源于中注协发布的《2013 年会计师事务所综合评价前百强信息》, 上市公司数据来源与“CSMAR 经济金融数据库”。

对于会计师事务所是否完成改制(REFORM 变量), 本文以事务所当年是否以特殊普通合伙制身份出具审计报告为准。例如, 立信会计师事务所完成改制的时间为 2010 年 12 月, 在其出具的西山煤电(000983) 公司年度审计报告中, 2009 年和 2010 年(财务报告年度) 均以有限责任身份出具审计报告, 因此判定为改制前, 2011 年和 2012 年(财务报告年度) 均以特殊普通合伙制身份出具审计报告, 因此判定为改制后。另外, 虽然中瑞岳华和国富浩华事务所于 2013 年合并为瑞华会计师事务所, 但由于两家事务所均已于 2010 年底完成改制, 所以该合并不影响本文的研究, 文中仍将其作为两家独立的事务所。截止到 2012 年底完成特殊普通合伙制的事务所情况见表 1。

本文的研究样本剔除了 ST、* ST 公司(研究期间只要有一年 ST、* ST 便将此公司剔除), 还剔除了金融、保险、房地产行业的上市公司, 得到沪深两市 A 股上市公司样本 10039 个; 其次, 为了排除研究期间会计师事务所更换对本文研究产生的噪音, 剔除了研究期间更换事务所的样本; 另外, 由于本文需要比较事务所改制前后两年的数据, 因而剔除了 2012 年底尚未完成改制的“二十大”事务所审计的上市公司数据; 由于通过模型计算可操纵应计利润(Discretionary Accruals, DA) 还需要前一期数据, 因而本文剔除了

^① 毕马威华振、安永华明、德勤华永三大中外合作事务所分别在 2012 年 7 月和 9 月完成改制。

缺乏 DA 数据的上市公司样本; 为了排除不同审计意见对审计质量的影响, 本文剔除了研究期间被出具非标审计意见的上市公司样本(只要有一

年被出具非标审计意见便将此公司剔除) , 最终, 本文得到的样本数为 2672 个, 如表 2 所示:

表 1 会计师事务所转制情况

转制事务所名称	转制时间
德勤华永会计师事务所(特殊普通合伙)	2012 年 9 月
中瑞岳华会计师事务所(特殊普通合伙)	2010 年 11 月
国富浩华会计师事务所(特殊普通合伙)	2010 年 11 月
安永华明会计师事务所(特殊普通合伙)	2012 年 7 月
立信会计师事务所(特殊普通合伙)	2010 年 12 月
毕马威华振会计师事务所(特殊普通合伙)	2012 年 7 月
大信会计师事务所(特殊普通合伙)	2011 年 9 月
天健会计师事务所(特殊普通合伙)	2011 年 6 月
信永中和会计师事务所(特殊普通合伙)	2011 年 7 月
大华会计师事务所(特殊普通合伙)	2011 年 11 月
天职国际会计师事务所(特殊普通合伙)	2012 年 6 月
致同会计师事务所(特殊普通合伙)	2012 年 5 月
华寅五洲会计师事务所(特殊普通合伙)	2012 年 4 月

表 2 样本筛选

剔除原因:	样本数
2009 年—2013 年全部 A 股样本	10039
剔除:	
2012 年底未完成转制的事务所审计的样本	(3186)
非“二十大”事务所审计的样本	(2093)
更换事务所的样本	(1593)
缺乏 DA 数据的样本	(211)
被出具非标审计意见的样本	(200)
数据不全的样本	(84)
最后模型样本数	2672

(二) 模型设计和变量说明

本文设定模型一、模型二、模型三分别对假设 1、假设 2、假设 3 进行检验, 检验模型设定如下:

模型一:

$$ABSDA_t = \alpha_0 + \alpha_1 REFORM + \alpha_2 MERGE + \alpha_3 BIG4 + \alpha_4 LEV_t + \alpha_5 ROA_t + \alpha_6 TQ_t + \alpha_7 TAT_t + \alpha_8 SIZE_t + \alpha_9 CFO_t + \alpha_{10} LOSS + \alpha_{11} HLD1_t + \alpha_{12} STATE + \alpha_{13} INDUSTRY$$

模型二:

$$ABSDA_t = \beta_0 + \beta_1 REFORM + \beta_2 MERGE + \beta_3 REFORM * MERGE + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 TQ_t + \beta_7 TAT_t + \beta_8 SIZE_t + \beta_9 CFO_t + \beta_{10} LOSS + \beta_{11} HLD1_t +$$

$$\beta_{12} STATE + \beta_{13} INDUSTRY$$

模型三:

$$ABSDA_t = \lambda_0 + \lambda_1 REFORM + \lambda_2 BIG4 + \lambda_3 REFORM * BIG4 + \lambda_4 LEV_t + \lambda_5 ROA_t + \lambda_6 TQ_t + \lambda_7 TAT_t + \lambda_8 SIZE_t + \lambda_9 CFO_t + \lambda_{10} LOSS + \lambda_{11} HLD1_t + \lambda_{12} STATE + \lambda_{13} INDUSTRY$$

模型一、模型二和模型三涉及的变量见表 3。

是否转制(REFORM) , 是指上市公司的年报审计事务所是否完成转制, 以事务所当年是否以特殊普通合伙身份出具审计报告为准。事务所已经完成转制的, REFORM 定义为 1, 事务所尚未完成转制的, REFORM 定义为 0。

表3 变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义	预期系数
被解释变量	审计质量	ABSDA	可操纵应计利润绝对值	
	是否转制	REFORM	虚拟变量,若完成转制则取1,否则取0	-
解释变量	合并转制	REFORM* MERGE	虚拟变量,若通过合并方式完成转制则取1,否则取0	-
	“四大”转制	REFORM* BIG4	虚拟变量,若事务所为完成转制的国际“四大”则取1,否则取0	-
	是否合并	MERGE	虚拟变量,若事务所在转制前后发生合并则取1,否则取0	+ / -
	是否为“四大”	BIG4	虚拟变量,若事务所为国际“四大”则取1,否则取0	+ / -
控制变量	偿债能力	LEV	资产负债率 = 负债 / 总资产	+
	盈利能力	ROA	总资产净利率 = 净利润 / 总资产	+ / -
	成长性	TQ	托宾 Q 值 = 市场价值 / 重置成本	+
	营运能力	TAT	总资产周转率 = 应收账款 / 平均总资产	+
	资产规模	LnSIZE	总资产自然对数 = Ln(总资产)	-
	是否亏损	LOSS	虚拟变量,若净利润为负则取1,否则取0	+
	经营活动现金流量	CFO	CFO = 经营活动现金流量净额 / 上期总资产	-
	第一大股东持股比例	HLD1	HLD1 第一大股东持股比例	+
	企业性质	STATE	虚拟变量,若为国有企业则取1,否则取0	+ / -

合并转制(REFORM* MERGE) ,是指会计师事务所通过与其他事务所合并的方式完成转制,为虚拟变量,若事务所在转制的同时伴随有合并行为,REFORM × MERGE 取 1,否则去 0。我们认为,以合并的方式完成转制更能促进审计质量提升,因而我们预期 REFORM × MERGE 的系数为负且其绝对值大于 REFOEM 的系数。

“四大”转制(REFORM* BIG4) ,考察国际四大是否完成转制,为虚拟变量。若国际四大所完成转制则取 1,否则取 0。我们认为,转制对国际四大所审计质量的提升作用小于其他事务所,因而,我们预期 REFORM × BIG4 的系数为负,且其绝对值小于 REFOEM 的系数。

事务所合并(MERGE) ,表示事务所在转制期间是否发生了合并,为虚拟变量。若事务所在转制前后发生了合并则取 1,否则取 0。本文引入合并变量的目的在于控制合并对审计质量的影响。

是否为国际“四大”所(BIG4) ,表示上市公司的年报审计事务所是否为国际“四大”所,为虚拟变量,若是国际“四大”所则去 1,否则取 0。本文引入该变量的目的在于控制事务所规模与

声誉对审计质量的影响。

四、描述性统计与实证检验

(一) 描述性统计分析

表 4 列示了相关变量的描述性统计。从表中可以看出,作为审计质量的替代指标,被解释变量可操控性应计利润的绝对值最大为 1.427,最小值为 0.000092,虽然最大值和最小值之间相差很大,但均值为 0.059,标准差为 0.072,说明异常值数量很少,对数据总体影响不大,可操纵应计利润的绝对值整体上都在均值左右分布,差异不大。

解释变量中,REFORM、MERGE、BIG4、RE-FOEM* MERGE、REFOEM* BIG4 是本文为了构建模型而选取的虚拟变量,最小值和最大值分别为 0 和 1。

本文的控制变量,如盈利能力(ROA)、托宾 Q 值(TQ)、营运能力(TAT)、现金流(CFO) 从不同的角度反映上市公司的经营管理状况对审计质量的影响。在这些指标中,托宾 Q 值反映上市公司的成长性对审计质量的影响,最小值为 0.440,最大值为 15.051,并且标准差为 1.336,可见不同公司的成长性水平差异较大,可能会对

表4 描述性统计

变量	样本数	最小值	最大值	均值	标准差
ABSDA	2672	0.000092	1.427	0.059	0.072
REFORM	2672	0.000	1.000	0.500	0.500
MERGE	2672	0.000	1.000	0.120	0.329
BIG4	2672	0.000	1.000	0.060	0.232
REFORM* MERGE	2672	0.000	1.000	0.100	0.304
REFORM* BIG4	2672	0.000	1.000	0.030	0.166
LEV	2672	0.016	1.032	0.475	0.196
ROA	2672	-0.277	2.933	0.050	0.080
TQ	2672	0.440	15.051	1.978	1.336
TAT	2672	0.022	9.380	0.804	0.647
LnSIZE	2672	18.162	27.166	22.043	1.305
LOSS	2672	0.000	1.000	0.070	0.258
CFO	2672	-1.376	1.122	0.061	0.107
HLD1	2672	0.045	0.852	0.366	0.155
STATE	2672	0.000	1.000	0.570	0.495

审计质量产生影响。其他指标的最大值和最小值尽管也存在较大差异,但从标准差来看,除营运能力的标准差为 0.647 外,ROA 和 CFO 的标准差分别为 0.080 0.107,均未超过 0.3,可见这些控制指标的总差异不大,异常值对样本总体的影响较小。是否亏损(LOSS)是虚拟变量最大值和最小值分别为 1 和 0,最后一个控制变量为上市公司的资产规模,最小值为 18.162,最大值为 27.166,标准差为 1.305,说明不同上市公司的规模差异较大,可能对审计质量产生影响。

第一大股东持股比例(HLD1)和企业性质(STATE)反映了上市公司的股权特征,第一大股东持股比例(HLD1)的最大值和最小值分别为 0.852 和 0.045,说明不同的公司股权集中程度差异较大,可能对审计质量产生影响,但是标准差为 0.155,不超过 0.3,表明 HLD1 的数值总体上是在均值附近分布的。

为检验事务所转制对审计质量的影响,本文以是否完成转制为分组变量,将 2672 个样本分为两组,进行配对样本检验,结果见表 5。

表5 以 REFORM 为分组的配对样本检验

变量	REFORM = 0		REFORM = 1		T 值	显著性
	N = 1336		N = 1336			
	均值	标准差	均值	标准差		
ABSDA	0.067	0.087	0.052	0.052	5.793	.000
MERGE	0.040	0.197	0.210	0.405	-12.962	.000
LEV	0.469	0.197	0.482	0.196	-4.658	.000
ROA	0.059	0.098	0.042	0.054	6.349	.000
TQ	2.263	1.501	1.694	1.077	17.961	.000
TAT	0.822	0.644	0.785	0.650	4.869	.000
LnSIZE	21.905	1.297	22.182	1.299	-30.693	.000
LOSS	0.050	0.220	0.090	0.290	-4.546	.000
CFO	0.064	0.117	0.059	0.096	1.286	.199
HLD1	0.370	0.155	0.363	0.155	4.664	.000
STATE	0.580	0.494	0.570	0.495	1.733	.083

从表 5 可以看出,在事务所转制前后,反映审计质量的可操纵应计利润绝对值 ABSDA 的均

值由 0.067 下降到 0.052,并且在 95% 的置信区间内,其 T 值为 5.793,显著性水平 P 值小于

1% 因此我们可以认为事务所转制以后,其审计质量有所提升。对于上市公司的其他特征,在转制前后,除经营活动现金流量变化不显著,企业性质的变化在 10% 的水平上显著,其他指标的变化均在 1% 上显著。

为检验通过合并转制的方式对审计质量是否有显著影响,对事务所已经完成转制的年份的上市公司数据,以 MERGE 为分组变量,进行独立样本 T 检验,结果见表 6。

表 6 以 MERGE 为分组的独立样本 T 检验

变量	MERGE = 0		MERGE = 1		T 值	显著性
	N = 1060		N = 276			
	均值	标准差	均值	标准差		
ABSDA	0.051	0.051	0.056	0.055	-1.400	0.162
BIG4	0.070	0.258	0.000	0.000	9.044	0.000
LEV	0.486	0.194	0.464	0.205	1.695	0.090
ROA	0.041	0.055	0.047	0.053	-1.615	0.106
TQ	1.668	1.048	1.794	1.176	-1.617	0.107
TAT	0.803	0.691	0.716	0.453	2.531	0.012
LnSIZE	21.251	1.339	21.913	1.092	4.360	0.000
LOSS	0.100	0.298	0.070	0.260	1.416	0.157
CFO	0.058	0.094	0.064	0.101	-0.869	0.385
HLD1	0.363	0.156	0.361	0.154	0.258	0.796
STATE	0.600	0.491	0.480	0.500	3.474	0.001

从表 6 可以看出,在以是否通过合并方式完成事务所转制 MERGE 为分组变量时,审计质量并没有显著差异。

上有显著差异,其余变量没有显著差异。说明以 MERGE 分组的检验结果不太理想。

对于其他指标,只有总资产周转率 TAT、公司规模 LnSIZE 和企业性质 STATE 在 5% 的水平上有显著差异,资产负债率 LEV 在 10% 的水平

为检验国际“四大”与非“四大”事务所转制后审计质量是否有显著差异,我们针对事务所已经完成转制的年份的上市公司数据,以 BIG4 为分组变量,进行独立样本 T 检验,结果见表 7。

表 7 以 BIG4 为分组的独立样本 T 检验

变量	BIG4 = 0		BIG4 = 1		T 值	显著性
	N = 1260		N = 76			
	均值	标准差	均值	标准差		
ABSDA	0.052	0.052	0.044	0.042	1.371	0.170
LEV	0.478	0.196	0.535	0.189	-2.444	0.015
ROA	0.042	0.055	0.049	0.044	-1.222	0.222
TQ	1.724	1.095	1.196	0.478	8.386	0.000
TAT	0.785	0.664	0.793	0.361	-0.115	0.909
LnSIZE	22.066	1.191	24.097	1.505	-11.549	0.000
LOSS	0.090	0.293	0.070	0.250	0.836	0.404
CFO	0.058	0.097	0.079	0.066	-1.891	0.059
HLD1	0.355	0.152	0.484	0.158	-7.109	0.000
STATE	0.560	0.497	0.760	0.428	-3.989	0.000

从表 7 可以看出,转制后,本土事务所可操纵应计利润的均值为 0.052,国际“四大”可操纵应计利润的均值为 0.044,相比较本土事务所,“四大”的审计质量更高,但是两者之间没有显

著差异。有学者认为,在转制前,国际“四大”提供的审计质量高于非“四大”事务所,而转制后两者的审计质量没有显著差异,因此,这种情况可能支持了本文的假设,即转制对非“四大”事

务所审计质量的提升作用大于国际“四大”所。

(二) 相关性分析

本文对变量之间的相关性进行 Pearson 相关系数检验。相关系数检验表如下:

从总体上看,自变量之间不存在严重的多重共线性。REFORM 与 ABSDA 的 Pearson 相关系数为 -0.104,且在 1% 的水平上显著,说明改制与否对审计质量是有显著影响的。在其他的解释变量中,“四大”(BIG4)、合并改制(REFORM * MERGE)、“四大”改制(REFORM * BIG4)与可操纵应计利润之间存在负相关关系,能够促进审计质量提升,但是并不显著。

在反映公司财务特征的指标中,盈利能力(ROA)、托宾 Q 值(TQ)、周转能力(TAT)和现金流(CFO)与被解释变量之间存在正相关关系,公司规模(LnSIZE)、资产负债率(LEV)和是否亏损(LOSS)则与可操纵应计利润存在负相关关系,表明规模大的企业、偿债压力较小的企业和盈利的企业审计质量较高。

在公司的股权特征指标中,第一大股东持股比例可操纵应计利润正相关,且在 5% 的水平上显著,表明股权集中于大股东可能会损害审计质量;企业性质与可操纵应计利润显著负相关,表明国有企业的盈余管理水平较低,审计质量较高。

综上所述,被解释变量与解释变量和控制变量之间有一定关系,但是不是特别明显,具体的关系还要靠回归检验得出。

就其他指标的相关性而言,REFORM * MERGE 与 MERGE,REFORM * BIG4 与 BIG4 的系数超过了 0.5,且在 1% 的水平上显著,但是由于前一个变量由后一个变量和其他变量相乘得到,故相关性较高可以预计。其余变量中,LnSIZE 与 BIG4、HLD1 和 STATE 的变量超过了 0.3,且在 1% 的水平上显著,LnSIZE 与 LEV 以及 LnSIZE 与 TQ 的系数接近 0.5,且在 1% 的水平上显著,规模较大的公司有较高的财务杠杆,成长性较高,股权集中且大多数为国有企业等特征,并且规模较大的公司愿意聘请大型事务所审计。另外 ROA 与 CFO 的相关系数超过了 0.3,且在 1% 的水平上显著,说明盈利能力较强的公司有更多的现金流;TQ 与 LEV 和 TQ 与 ROA 的相关系数超过了 0.3,表明成长性较高的公司具

有高资产负债率和高盈利性的特征。其余变量之间相关系数均小于 0.5,不存在较强的相关关系,而对变量之间具体的多重共线性检验,将在下文中展开。

(三) 实证结果

为识别出各变量与解释变量之间的关系,本文使用 STATA 10.1,分别对各变量进行多元线性回归。

1. 假设一实证结果

模型一中调整的 R^2 为 13.07%,模型拟合程度满足要求。D-W 值为 1.719,接近 2,说明残差间相互独立,不存在自相关问题。F 统计量对应的 P 值为 0.000,说明模型一从整体上来看是显著的。所有变量的方差膨胀因子 VIF 均小于 3,均值为 1.32,说明各变量之间不存在严重的多重共线性。

在模型一的多元线性回归结果中(表 9),事务所改制(REFORM)的系数估计值为负并在 1% 的水平上显著,说明改制产生了明显的影响,使盈余管理水平降低了 0.009。验证了假设一,即事务所转为特殊普通合伙制能够促进审计质量提升。

2. 假设二实证结果

模型二中调整的 R^2 为 13.22%,相比较模型一中的 13.07%,有微弱上升,说明加入交互项后模型的拟合优度提高了,模型拟合程度满足要求。D-W 值为 1.720,接近于 2,说明残差间相互独立,不存在自相关问题。F 统计量值为 34.91,对应的 P 值为 0.000,说明模型二从整体上来看是显著的。所有变量的方差膨胀因子 VIF 均小于 6,均值为 2.07,值得注意的是,MERGE 和 REFORM * MERGE 的 VIF 值均接近 6,显著高于其他变量,可能是由于 REFORM * MERGE 为 REFORM 和 MERGE 的交互项,但总体来看,各变量之间不存在严重的多重共线性。

在模型二的多元线性回归结果中(表 10),REFORM 的系数为 -0.008 且在 1% 的水平上显著,说明改制仍然能够显著的改善审计质量;REFORM * MERGE 的系数为 -0.022,在 5% 的水平上显著,且其系数的绝对值大于 REFORM 的系数,说明通过合并的方式完成事务所改制更能促进审计质量提升,验证了假设二。

表 8 Pearson 相关系数矩阵

变量	ABSDA	REFORM	MERGE	BIG4	REFORM* MERGE	REFORM* BIG4	LEV	ROA	TQ	TAT	LnSIZE	LOSS	CFO	HLD1	STATE
ABSDA	1														
REFORM	-.104**	1													
MERGE	.012	.253**	1												
BIG4	-.026	.000	-.092**	1											
REFORM* MERGE	-.017	.339**	.904**	-.083**	1										
REFORM* BIG4	-.037	.171**	-.064**	.697**	-.058**	1									
LEV	-.003	.032	-.029	.067**	-.020	.052**	1								
ROA	.310**	-.104**	-.003	.016	-.015	-.002	-.293**	1							
TQ	.139**	-.213**	-.040*	-.121**	-.047*	-.100**	-.371**	.330**	1						
TAT	.083**	-.029	-.039*	.013	-.046*	-.003	.159**	.094**	-.018	1					
LnSIZE	-.067**	.106**	-.041*	.364**	-.034	.269**	.481**	-.061**	-.457**	.064**	1				
LOSS	-.028	.081**	-.008	-.012	.001	-.004	.162**	-.341**	-.308	-.036	-.003	1			
CFO	.033	-.021	.004	.015	.007	.029	-.157**	.325**	.158**	.034	.035	-.147**	1		
HLD1	.046*	-.022	-.014	.179**	-.012	.129**	.046*	.035	-.107**	.053**	.308**	.003	.118**	1	
STATE	-.042*	-.007	-.075**	.094**	-.066**	-.065**	.287**	-.122**	-.188**	.059**	.365**	.052**	-.005	-.218**	1

** . 相关系数在 1% 的水平上显著 (2 - tailed) .

* . 相关系数在 5% 的水平上显著 (2 - tailed)

表 9 模型一多元线性回归结果

ABSDA	Coef.	Std. Err.	t	P > t	95% Conf.	VIF
REFORM	-0.009	0.003	-3.44	0.001	-0.015	1.14
MERGE	0.007	0.004	1.69	0.091	-0.001	1.09
BIG4	-0.002	0.006	-0.30	0.766	-0.014	1.19
LEV	0.052	0.008	6.27	0.000	0.036	1.60
ROA	0.334	0.020	16.92	0.000	0.295	1.46
TQ	0.001	0.001	1.21	0.226	-0.001	1.52
TAT	0.004	0.002	1.83	0.068	0.000	1.06
LnSIZE	-0.006	0.001	-4.20	0.000	-0.009	2.04
LOSS	0.020	0.005	3.72	0.000	0.010	1.16
CFO	-0.044	0.013	-3.36	0.001	-0.070	1.16
HLD1	0.033	0.009	3.64	0.000	0.015	1.17
STATE	-0.002	0.003	-0.64	0.521	-0.008	1.21
_cons	0.137	0.030	4.63	0.000	0.079	
调整 R 方		0.1307			F 值 34.48	
VIF 均值		1.32			DW 值 1.719	

MERGE 的系数为 0.025 ,与可操纵利润正相关 ,且在 1% 的水平上显著 ,一方面 ,这一结果可能支持合并无法显著提升事务所审计质量的结论 ;另一方面 ,在考虑了转制因素以后 ,合并转制 (REFORM* MERGE) 的系数为负 ,说明转制与合并的协同效应能够有效地促进审计质量提升。

3. 模型三实证结果

在考虑了转制与国际 “四大” 的交互影响以后 ,模型三中调整的 R² 为 12.98% ,F 统计量为 34.21 ,对应的 P 值为 0.000 ,且在 1% 的置信水平上显著 ,说明模型整体通过了 F 检验。DW 值为 1.720 ,接近于 2 ,说明不存在自相关的问题。所有变量的方差膨胀因子 VIF 值都低于 3 ,均值

为 1.48 ,各变量之间不存在严重的多重共线性。

在模型三多元线性回归结果中 (表 11) , REFORM 的系数为 -0.008 且在 1% 的水平上显著 ,说明转制仍然能够显著的改善审计质量 ;BIG4 的系数为 -0.002 ,而 REFORM* BIG4 的系数为 -0.001 ,小于 REFORM 系数的绝对值 ,说明转制对于国际 “四大” 审计质量改变很小 ,在一定程度上验证了假设三 ,即转制对于国际 “四大” 所审计质量的改变小于本土事务所。但是 ,REFORM* BIG4 的相关系数并不显著 ,即没有充分的证据表明国际 “四大” 转制对审计质量的提升幅度小于本土事务所 ,因而不能验证假设三。

表 10 模型二多元线性回归结果

ABSDA	Coef.	Std. Err.	t	P > t	95% Conf.	VIF
REFORM	-0.008	0.003	-2.74	0.006	-0.014	1.23
MERGE	0.025	0.009	2.68	0.007	0.007	5.60
REFORM* MERGE	-0.022	0.010	-2.14	0.033	-0.043	5.93
LEV	0.053	0.008	6.41	0.000	0.037	1.58
ROA	0.333	0.020	16.92	0.000	0.295	1.46
TQ	0.002	0.001	1.26	0.207	-0.000	1.52
TAT	0.004	0.002	1.77	0.076	-0.000	1.06
LnSIZE	-0.006	0.001	-4.62	0.000	-0.009	1.81
LOSS	0.020	0.005	3.69	0.000	0.009	1.16
CFO	-0.043	0.013	-3.32	0.001	-0.069	1.16
HLD1	0.033	0.009	3.67	0.000	0.015	1.16
STATE	-0.002	0.003	-0.62	0.537	-0.007	1.21
_cons	0.141	0.028	5.03	0.000	0.086	
调整 R 方	0.1322		F 值	34.91		
VIF 均值	2.07		DW 值	1.720		

表 11 模型三多元线性回归结果

ABSDA	Coef.	Std. Err.	t	P > t	95% Conf.	VIF
REFORM	-0.008	0.003	-3.00	0.003	-0.014	1.13
BIG4	-0.002	0.008	-0.23	0.817	-0.018	2.19
REFORM* BIG4	-0.001	0.011	-0.13	0.899	-0.023	2.07
LEV	0.053	0.008	6.28	0.000	0.036	1.6
ROA	0.334	0.020	16.94	0.000	0.296	1.46
TQ	0.001	0.001	1.18	0.240	-0.001	1.52
TAT	0.004	0.002	1.77	0.076	-0.000	1.05
LnSIZE	-0.006	0.001	-4.24	0.000	-0.009	2.13
LOSS	0.0200	0.005	3.68	0.000	0.009	1.16
CFO	-0.044	0.013	-3.34	0.001	-0.069	1.16
HLD1	0.033	0.009	3.69	0.000	0.0156	1.17
STATE	-0.002	0.003	-0.74	0.460	-0.008	1.21
_cons	0.139	0.030	4.69	0.000	0.081	
调整 R 方	0.1298		F 值	34.21		
VIF 均值	1.48		DW 值	1.720		

造成这种状况的原因可能有两方面:从统计学角度而言,在最后选取的 2672 个样本中,“四大”审计的样本仅为 152 个,国际“四大”转制后的样本仅为 76 个,分别占样本总体和转制后样本总体的 5.69%,对样本总体可能难以产生有效的影响,导致模型无法通过;另外本文在研究中没有对盈余管理的方向进行区分,仅以可操纵应计利润的绝对值作为审计质量的替代变量,可能对结果产生了影响。

五、研究结论与启示展望

本文以国内“二十大”会计师事务所审计的 2009-2013 年沪深两市 A 股上市公司为研究对象,对如下三个问题进行了检验:(1)会计师事务所转制是否会提升审计质量?(2)不同的转

制方式对审计质量的提升是否有差异?(3)不同性质的事务所转制对审计质量会有不同的影响?研究发现:(1)会计师事务所转为特殊普通合伙制,其以可操纵应计利润表现的审计质量提高。(2)通过合并的方式完成转制能够显著提升审计质量,且对审计质量的提升幅度大于独立转制。(3)事务所是否为国际“四大”(BIG4)及国际“四大”转制(REFORM*BIG4)对审计质量的影响并不显著。

本文为理解事务所转制的效果以及如何改进提高转制的效果提供有益的理解,为了进一步提高事务所转制的效果,本文提出以下政策建议:

1. 健全民事赔偿机制。特殊普通合伙制主

要是通过影响注册会计师可能承担的民事责任来提高审计质量,要使事务所转制产生更好的效果,充分发挥特殊普通合伙制下无限责任的威慑作用,应当进一步建立健全民事赔偿机制。

2. 深化事务所转制。对已完成转制的大中型事务所,进一步完善内部治理。同时尽快推进小型事务所开展转制工作。

3. 建立注册会计师的责任认定机制。特殊普通合伙制实行中的一个重点和难点就是注册会计师个人责任的认定问题,判断注册会计师是否存在故意或重大过失,直接决定了相关责任的认定。

4. 健全配套制度。第一,要逐步建立个人财产登记制度和共有财产分割制度。第二,建立健全替代赔偿制度。通过建立、完善执业责任保险或执业责任风险基金,减轻无过失的注册会计师的赔偿负担。

参考文献:

[1]黄洁莉.英、美、中三国会计师事务所组织形式演变研究[J].会计研究,2010(7):65-72.
[2]DeAngelo L. Auditor Size and Auditor Quality [J].

Journal of Accounting Economic,1981(3):183-199.

[3]Palmrose Zoe-Vonna. An Analysis of Auditing Litigation and Auditor Service Quality [J]. The Accounting Review,1988(1):55-73.
[4]冯延超,梁莱歆.上市公司法律风险、审计收费及非标准审计意见[J].审计研究,2010(3):75-81.
[5]Dye R A. Incorporation and the Audit Market [J]. Journal Of Accounting And Economics,1995(19):75-114.
[6]Chan D K, S Pae. An Analysis of the Economic Consequences of the Proportionate Liability Rule [J]. Contemporary Accounting Research,1998,15(4):457-480.
[7]Firth M, P Mo, R Wong. Auditors' Organizational Form, Legal Liability, and Reporting Conservatism: Evidence from China [J]. Contemporary Accounting Research,2012,29(1):57-93.
[8]陈明远.基于博弈分析的会计师事务所转制前后审计质量对比[J].财会月刊,2012(24):64-66.
[9]蒋奇辰.会计师事务所转制的中美比较及实证分析[J].现代商业,2013(8):186-187.
[10]漆江娜,陈慧霖,张阳.事务所规模、品牌、价格与审计质量[J].审计研究,2004(3):59-65.

(责任编辑:黄明晴)

Does the Special General Partnership Organizational Form of Accounting Firms Promote Effect Audit Quality?

Kan Jinghua¹, Wang Yixiang²

(1. School of Accounting, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China;

2. Financial Department, Nanjing NanRui Group, Nanjing 210003, China)

Abstract: In 2010 our government started to push organizational form of Large and Medium-sized Accounting Firms into Special General Partnership, how about transformation effectiveness of accounting firms? In this paper, we study the listed companies of A shares in Shanghai and Shenzhen stock exchange from 2009 to 2013 which are audited by "TOP 20" accounting firms, We use the discretionary accruals as the dependent variable to replace the audit quality, and use the reform of organizational form, the way of reform, nature of reformed accounting firms as independent variable. The empirical results show that, the transformation of accounting firms would improve the audit quality, transformation with merge would improve the audit quality better than independent reforms, but there was no evidence that shows significant difference between impact of reforms in BIG4 and domestic accounting firms.

Key words: special general partnership; audit quality; transformation with merge; BIG4