

事务所转制效果存在差异吗？

——原因与后果

张 健

(香港理工大学 会计与金融学院, 中国 香港 999077)

[摘要]借助理论模型将会计师事务所转制对审计质量及审计收费的影响纳入一个整合的分析框架,推导出影响转制效果的关键因素:除审计师法律责任的增加程度以外,客户经营风险以及转制前审计质量水平也同样影响审计质量及审计收费的提高。基于2007—2015年中国A股上市公司数据,在控制了客户经营风险之后进行实证研究,结果表明审计质量及审计收费的提升确实在初始审计质量较低的中小型事务所样本中更加显著。进一步研究发现,在事务所转制的过程中及完成后,更多的审计客户从中小型事务所转换为前十大事务所,且这种客户流动趋势在异常审计收费较高的样本中更加显著。

[关键词]事务所转制;审计质量;审计收费;审计意见;审计市场;法律责任;事务所变更

[中图分类号]F239.43 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2018)01-0056-13

一、引言

为促进我国会计师事务所做大做强,财政部、国家工商总局于2010年联合发布了《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》,要求行业排名前十左右的大型会计师事务所从有限责任公司制转变为特殊普通合伙制。随后,财政部、证监会发布通知,要求所有从事证券期货相关业务的会计师事务所必须是合伙制或特殊普通合伙制。截至2013年底,具备证券期货业务资格的会计师事务所已基本完成转制工作,转制后均采用特殊普通合伙的组织形式。从法律责任的角度看,组织形式的转变扩大了审计师潜在的法律风险^[1]。基于这一自然实验,学界对法律责任变化所带来的转制效果展开了研究,主要包括对审计质量和审计收费两方面影响的研究。然而,研究结论不尽一致。例如,刘行健等并未发现审计质量在事务所转制前后的显著变化^[2-5],但刘启亮等发现事务所将组织形式转变为特殊普通合伙之后,审计质量显著提高^[6-10]。

现有文献往往将转制对审计质量以及审计收费的影响割裂开来分别进行研究,而这两者又是密切相关的,因此将其纳入统一的分析框架更有利于把握研究问题的全貌。基于Lu和Sapra的理论框架^[11],本文探讨法律责任的变化如何影响审计质量以及如何传导至审计定价。理论推导发现,除了法律责任增加的程度以外,客户经营风险以及转制前的审计质量也会对转制效果产生影响。这在一定程度上对先前不一致的研究结论提供了一个可能的解释,即转制的影响在不同事务所及其审计客户之间并不是同质的。本文基于2007—2015年我国A股上市公司数据对上述推断进行了检验。与以往研究不同,本文的关注点并不是转制效果本身,而是转制效果的异质性及其影响因素和经济后果。本文的主要贡献在于:第一,借助理论模型为转制效果的相关研究提供了一个整合分析的框架,识别出通常被以往文献所忽略的影响因素,并提供了经验证据支持;第二,基于客户流动的视角,首次

[收稿日期]2017-07-22

[作者简介]张健(1986—),男,重庆人,香港理工大学会计与金融学院博士研究生,中国注册会计师(非执业),从事审计与公司治理研究。

提供了事务所转制与审计市场结构变化之间联系的经验证据,从而进一步丰富了事务所组织形式转变的相关文献。

二、文献综述

法律责任是保证审计质量的重要途径^[12],法律风险的变化显著地影响审计师的行为,这一现象在西方发达资本市场尤为突出。Dopuch 和 King 指出,在不同的法制环境下会产生不同的审计需求及供给^[13]。Dye 揭示了法律责任与审计定价、审计质量以及市场竞争之间的逻辑关系^[14-15]。Chan 和 Pae 研究了从无限连带责任转变为按比例承担责任对审计师行为的影响,结果表明这种责任转变会导致审计质量和审计收费的下降^[16]。后续的实证研究也证实了法律责任对审计师行为的影响:与法律风险较低的国家相比,国际四大会计师事务所在法律风险较高的国家审计质量更高^[17];事务所由普通合伙转变为有限合伙之后审计质量下降^[18];当法制环境的变化使得审计师面临的法律风险降低后,审计质量显著下降^[19];相对于年报审计而言,审计师对法律风险更高的 IPO 审计收费更高,审计质量也更高^[20]。虽然也有文献指出,即使在法律风险较低的环境中审计师仍然可能保持较高的审计质量^[21],对审计师的私人财产进行法律保护并未导致负面的经济后果^[22],但总体而言,无论是理论分析还是实证证据,都证明了法律责任在审计市场中的重要作用。

审计市场制度环境的改善有助于审计质量的提高^[23-24],但不可否认的是,国内的法制环境与欧美发达国家存在着较大差别。事务所组织形式与审计质量的供给密切相关^[25],但国内关于事务所组织形式及其法律责任的研究结论并不完全一致。部分实证研究表明合伙制会计师事务所由于法律责任高于有限责任公司制,因此提供了更高的审计质量^[6-10],为上市公司股票注入了保险价值^[1],提升了 IPO 溢价水平^[26],收取了更高的审计收费^[27]。同时也有部分研究并未发现事务所转制对审计质量的显著影响^[2-5]。此外,李江涛等发现审计收费的提高与转制政策并无直接关系^[28];闫焕民等亦研究证实事务所转制并未普遍增加上市公司的审计费用^[29]。上述研究的关注点仅限于法律责任,只有少部分研究指出事务所转制的效果还受到其他因素的影响:转制对审计质量的提高受市场化程度的影响^[7],转制对项目主管合伙人审计质量的影响仅体现在小型事务所当中^[8],对审计收费的提高则受客户风险水平影响^[27]。上述不尽一致的研究结论,一方面可能与我国的制度环境和市场结构特点有关,另一方面也可能源于国内大所和国际四大对转制法律风险的提前应对^[2],或者是疏于对转制效果影响因素的系统考量,这正是本文的研究问题之一。

以往文献往往仅关注审计质量或审计收费,较少探讨事务所转制对审计市场结构的影响。Lennox 和 Li 研究发现,审计师法律责任的相对降低对审计师市场份额并无显著影响,但改变了事务所对客户组合的风险偏好,转变为有限责任合伙制之后,事务所更加倾向于发展风险相对更高的上市客户^[22]。基于此,本文拟从客户流动的视角来进一步剖析事务所转制对其上市客户市场份额的影响。

三、理论分析与研究假说

审计收费主要包括三方面:正常利润、风险补偿与审计成本^[29]。审计收费是供求双方谈判的结果,审计师并不能单方面决定,尤其是在当前这种买方市场环境^[28]。因此,本文暂且将审计收费当作是外生的。那么,审计师对审计质量的选择就是利润最大化或者说总成本最小化的过程。

Lu 和 Sapra 以美国萨班斯法案 201 条款的实施为研究背景,从理论上探讨了审计师如何在潜在的业务收益与法律责任之间进行权衡,从而对客户经营风险作出反应并决定审计服务的质量^[11]。他们的关注点在于审计师提供咨询业务机会的变化如何影响均衡结果,本文借鉴他们的模型,着重探讨审计师法律责任的变化所带来的影响。根据 Lu 和 Sapra 的理论模型,如图 1 所示,审计师并不能直接观测到审计客户是好公司(G)还是差公司(B),但根据风险评估程序可以大致了解其经营风险(r)。审计质量(q)定义为获得关于公司好坏之确切证据的概率,则审计师通过执行审计程序仍无法

获得确切证据的概率为 $(1 - q)$ 。激进的审计师在未获得确切证据时总是对客户出具好意见(G),而保守的审计师在此时总是出具坏意见(B)。本文只考虑审计师激进的情况,即对差公司(B)出具了好意见(G)所带来的法律责任(L),这是因为保守审计师对好公司出具坏意见不大可能引发法律诉讼。风险补偿定义为审计失败的期望赔偿金额,因此风险补偿部分可表示为 $r(1 - q)L$ 。

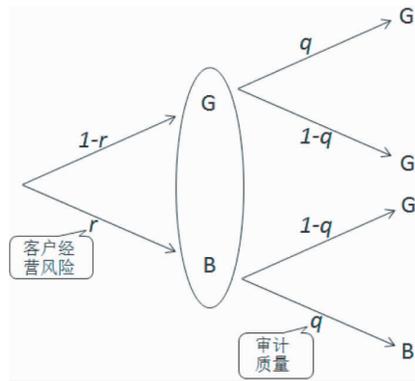


图1 审计师决策模型

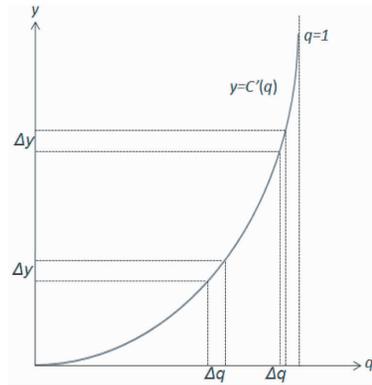


图2 审计成本函数

审计成本即审计师投入的人力物力,是关于审计质量的递增凸函数^[11,30],表示为 $C(q)$ 且满足: $C(0) = 0$; $C(1) = \infty$; $C'(0) = 0$; $C'(1) = \infty$ 。审计质量越高,审计师更可能发现财务报表的重大错报,审计质量提高的同时也会增加审计投入,从而增加审计成本;但即使无穷无尽地增加审计投入,也难以百分之百地保证不存在重大错报,因此审计成本上升的速度会随着审计质量水平的提高而加快,其一阶导数的图形如图2所示。因此,审计收费可以表示为: $F = \pi(q) + r(1 - q)L + C(q)$ 。其中,利润 $\pi(q) = F - [r(1 - q)L + C(q)]$ 。

利润最大化的一阶条件^①:由 $\pi'(q) = 0$ 可得 $C'(q) = rL$ 。由此可见,审计质量一方面取决于客户的经营风险(r),另一方面取决于审计师面临的法律责任(L)。对审计师而言,客户的经营风险可被认为是外生的(本文实证检验时会对其进行控制),在此主要探讨法律责任变化对审计质量的影响。本文将转制前的法律责任和审计质量分别表示为 L_0 和 q_0 ,转制后表示为 L_1 和 q_1 。转制会增加审计师法律责任^[1],即 $L_1 > L_0$,则有 $C'(q_1) = rL_1 > rL_0 = C'(q_0)$ 。由 $C'(q)$ 的性质(如图2)可知 $q_1 > q_0$,即转制后法律责任的增大从理论上而言的确会促使审计师提高审计质量。那么,为什么先前部分文献并未观测到转制前后的审计质量变化呢?下面进一步分析影响审计质量提高程度的因素。

审计质量的提高: $\Delta q = q_1 - q_0$,令 $y = C'(q)$,则有 $\Delta y = C'(q_1) - C'(q_0) = r(L_1 - L_0) = r\Delta L$ 。因此,影响审计质量提升程度的因素有三个:(1)法律责任增加的程度(ΔL);(2)客户经营风险的高低(r);(3)转制前审计质量水平(q_0)。第一个因素是显而易见的,也是现有事务所转制相关文献的理论基础,但后两个因素却并未引起太多的注意,尤其是第三个因素不太容易被察觉。如图2所示,保持 Δy 不变,转制前审计质量较低时,审计质量的提升更加明显;随着初始审计质量的提高(横轴向右移),相同 Δy 的变化对应的 Δq 逐渐变小。根据“深口袋”理论,大型事务所的赔偿责任更大^[14,31],因此在控制客户经营风险的情况下,中小所的审计质量往往低于大所^[32-33]。根据以上推论,相对于大型事务所而言,由于中小所初始审计质量较低,在保持其他条件不变的情况下,转制事件对中小所审计质量提高的促进效果应该更加明显。直观地讲,初始审计质量较低的中小所向上提升的空间更大,额外投入相对较低的成本就能获得与大所相同程度的质量提升,因此中小所更容易受转制所引起法律

①为简化表述,正文推导中未考虑审计师出具好意见(G)所带来的未来潜在收益(Φ),因为该收益在转制前后并不改变,所以可被视为一个常数,并不影响本文的推论;如果将该潜在收益考虑进来,则利润 $\pi(q) = \Phi(1 - rq) + F - [r(1 - q)L + C(q)]$ 最大化的一阶条件为 $C'(q) = r(L - \Phi)$,这便与Lu和Sapra关于审计师激进情形下的推导结果完全一致^[11]。

责任增加的影响而提升审计质量。鉴于此,本文提出第一个研究假说。

H₁:相对于大型事务所而言,中小型事务所在转制后审计质量有更大的提升。

下面开始探讨法律责任及审计质量的变化如何影响审计师的总成本,进而可能影响经谈判确定的审计收费。总成本是指风险补偿与审计成本之和,可表示为 $G(q, L) = r(1 - q)L + C(q)$,对总成本取全微分可得: $dG = \frac{\partial G}{\partial q}dq + \frac{\partial G}{\partial L}dL = [rL - C'(q)]dq + r(1 - q)dL = r(1 - q)dL$ 。因为审计质量的变化是利润最大化的过程,由利润最大化的一阶条件可知 $rL - C'(q) = 0$ 。转制前总成本函数所在的点可表示为 (q_0, L_0) ,转制事件引起法律责任提高即 $dL > 0$,由此可知 $dG(q_0, L_0) = r(1 - q_0)dL > 0$ 。因此,转制后由于法律责任的增加,即使审计师通过提高审计质量使得总成本达到最低,其总成本较转制前仍然是上升的,且上升程度同样取决于以下三个因素:(1)法律责任增加的程度(dL);(2)客户经营风险的高低(r);(3)转制前审计质量所在的水平(q_0)。由 $dG(q_0, L_0) = r(1 - q_0)dL$ 可知,成本冲击力度与初始审计质量负相关:初始审计质量 q_0 越小,则 $(1 - q_0)$ 越大,从而总成本的变化 dG 越大。据此可以推断,转制前审计质量较低的中小所在转制事件中面临的成本上升压力相对更大。

审计收费是由市场决定的,如果假设当前国内审计市场是一个完全竞争市场,那么审计收费就恰好反映总成本,利润为零。受成本冲击的影响,转制后审计收费会上升,且在高风险客户、中小型事务所(其初始审计质量较低)中表现更加明显。当然,完全竞争假设不尽合理,因为大型会计师事务所存在溢价收费^[34],因此享有更高的利润,而利润(或溢价)在转制过程中可以作为应对成本冲击的“缓冲垫”。但对中小型事务所而言,“缓冲垫”作用甚微,且中小型事务所受到的成本冲击力度更大,因此它们更加有压力与客户重新进行定价谈判并提高审计收费。而且直观而言,由于中小所的审计质量在转制过程中有更加明显的提升(基于 H₁),即与大所之间的审计质量差异进一步缩小,审计质量无疑是影响审计收费的最主要因素^①,因此中小所与大所之间的收费差异在转制后也应该缩小。鉴于此,本文提出第二个研究假说。

H₂:相对于大型事务所而言,中小型事务所在转制后审计收费有更大的提升。

上述基于模型推论的研究假说关注的是转制效果在大所和中小所之间的差异,那么这种效果差异会有什么样的经济后果呢?在国内审计市场,事务所之间的竞争异常激烈,多数情况下是客户选事务所而不是事务所选客户^[28]。在这种由上市公司占据主导地位的买方市场里,相对于大所而言,中小型事务所在谈判中更加处于劣势。而中小型事务所在转制后又面临更大的成本上升压力,一旦谈判失败则意味着客户流失。同时,法律责任的变化也可能会改变事务所本身的风险偏好^[22],中小型事务所抗风险能力较弱,对高风险客户(上市公司)的规避和转向低风险客户(非上市企业)的市场策略也会对整个审计市场结构产生影响。但从审计需求方面来说,客户是否选择大所或者从中小所转换为大所主要是基于边际成本和边际收益两方面的权衡:大所收费相对较高,但提供的审计质量也较高,高质量的信息披露会给上市公司带来收益,例如降低融资成本等。根据前述理论分析,事务所转制会缩小大所与中小所之间审计质量及收费的差异,但两者的缩小程度很可能存在显著差别,从而影响客户对审计师选择决策的成本收益权衡。极端地来说,假如转制后大所和中小所之间的审计质量差异缩小为 0,即提供相同的审计质量,但大所收取了较高的审计费用(审计收费的差异并未缩小为 0),则客户更可能选择中小所;同理,如果审计质量差异的缩小程度低于审计收费差异的缩小程度,则客户更可能选择大所而非中小所进行审计。通过以上分析可知,上市公司根据成本收益分析作出理性决策势必影响审计市场结构的调整,但具体是对中小所还是大所更加有利则取决于各自转制前后审计质量和审计收费的相对变化情况。换言之,转制对审计市场结构调整的影响方向是一个需要通过实证检验才能回答的问题。鉴于此,本文提出如下竞争性假说。

①在实证研究中审计收费通常也可以被当作审计质量的代理变量^[35]。

H_{3a}: 中小所相对于大所在上市公司审计市场的份额差距,在事务所转制后缩小;

H_{3b}: 中小所相对于大所在上市公司审计市场的份额差距,在事务所转制后增大。

四、研究设计

(一) 审计质量的衡量与模型构建

本文以操控性应计项的绝对值作为审计质量的代理变量,在估计模型中控制了盈利能力^[36],具体估计模型如下^①:

$$ACC/TA_{-1} = \beta_0 + \beta_1(1/TA_{-1}) + \beta_2(\Delta SALES - \Delta AR)/TA_{-1} + \beta_3(PPE/TA_{-1}) + \beta_4 ROA + \varepsilon \quad (1)$$

其中,ACC为当期总应计,即会计利润与经营现金净流量之差;TA₋₁为上年末总资产;ΔSALES为当期销售较上期的增长额;ΔAR为年末应收账款较上年末的增加额;PPE为年末固定资产总额;ROA为当期总资产收益率,即企业的盈利能力。本文通过模型(1)分年度、分行业回归估计出的残差即为操控性应计项DA,其大小和符号度量了审计客户的盈余管理程度和方向。为了同时衡量正向(DA > 0)和负向(DA < 0)盈余管理,本文取操控性应计项的绝对值(ADA)作为审计质量的代理变量,ADA越大表明盈余管理程度越高,审计质量越差。同时,本文还进一步将正向与负向盈余管理区分开来,分别在各自的子样本中进行回归分析。

为检验H₁,本文设计了如下OLS回归模型:

$$ADA = \beta_0 + \beta_1 LLP + \beta_2 LLP \times MSF + \beta_3 MSF + \sum \beta_i Control_i + YEAR + IND + AF + \varepsilon \quad (2)$$

本文主要关注模型中交叉项LLP × MSF的回归系数,LLP标记了事务所签发审计报告时的组织形式(转制后赋值为1,否则为0),MSF区分了事务所规模(中小所赋值为1,否则为0),预期交叉项回归系数β₂显著为负,即转制后中小所审计客户的操控性应计下降更多。控制变量包括客户规模、客户风险特征及审计师特征等^[2,6,9],具体变量定义见表1。

(二) 审计收费及市场份额的模型构建

为检验H₂,本文设计了如下OLS回归模型:

$$LAF = \beta_0 + \beta_1 LLP + \beta_2 LLP \times MSF + \beta_3 MSF + \sum \beta_i Control_i + YEAR + IND + AF + \varepsilon \quad (3)$$

被解释变量LAF为审计收费的自然对数^②,预期交叉项的回归系数β₂显著为正,即转制后中小型事务所审计收费提高更多。控制变量方面主要参照李江涛等和闫焕民等的研究进行设置^[28-29],具体变量定义见表1。本文回归模型还对年度、行业以及事务所固定效应进行了控制。

为检验H₃,本文设计了如下OLS回归模型^[22]:

$$Marketshare = \beta_0 + \beta_1 LLP + \beta_2 LLP \times MSF + \sum \beta_i Control_i + YEAR + AF + \varepsilon \quad (4)$$

被解释变量为事务所在上市公司审计市场中所占的份额,该模型是在事务所-年度观测的样本中进行回归的,并控制了事务所固定效应(AF)以及年度固定效应(YEAR)。本文对事务所市场份额采取了两种度量方式:MKS1为上市客户数量占A股市场上市公司总数的百分比;MKS2则衡量了按客户总资产进行加权的市场份额,取值为上市客户资产总额占整个A股市场资产总额的百分比。事务所层面的控制变量包括:用注册会计师人数衡量的事务所规模(Lncpa)、用师均业务收入衡量的执业效率(Lncparev)以及行业专长(Afexpert)。由于模型中加入了事务所固定效应,而标记事务所规模的变量MSF通常并不随时间变化而变化(剔除涉及事务所合并的样本),因此本文未将该变量加入回归模型。根据H_{3a}(H_{3b}),本文预期交叉项的回归系数β₂显著为正(负),即转制后中小型事务所的市场份额相对于大所而言差距缩小(增大)。

①在稳健性检验中本文还采用了琼斯及修正琼斯模型对操控性应计项的估计,结论一致。

②在稳健性检验中本文还采用了经通货膨胀调整的审计收费金额以及审计费率(收费与客户总资产的比值),结论一致。

表 1 变量定义

变量类型	名称	定义
被解释变量	<i>ADA</i>	操控性应计项(<i>DA</i>)取绝对值, <i>DA</i> 是根据模型(1)分年度、分行业进行回归得到的残差项
	<i>LAF</i>	审计收费(万元)取自然对数
关键解释变量	<i>MKS1</i>	事务所每年的上市客户数量占当年A股上市公司总数的百分比
	<i>MKS2</i>	事务所每年的上市客户资产总计占当年整个A股市场资产总额的百分比
控制变量	<i>LLP</i>	转制哑变量,出具审计报告时事务所的组织形式为特殊普通合伙则取值为1,否则为0
	<i>MSF</i>	中小型事务所哑变量,中国注册会计师协会每年百强事务所排名未进入前十则取值为1,否则为0
控制变量	<i>Lnta</i>	客户规模,取值为年末总资产(百万元)取自然对数
	<i>Lev</i>	资产负债率,等于总负债除以总资产
	<i>Zscore</i>	破产风险,为Altman(1983)的Z指数
	<i>Mao</i>	审计意见类型,若审计意见类型为非标准审计意见时取值为1,否则为0
	<i>Loss</i>	亏损哑变量,若当年亏损则取值为1,否则为0
	<i>Cfo</i>	经营活动现金流净额除以年末总资产
	<i>Inurec</i>	存货与应收账款之和除以总资产
	<i>Roa</i>	资产收益率,净利润除以总资产
	<i>Soe</i>	国有企业,中央和地方国企取值为1,其他取值为0
	<i>Crlst</i>	交叉上市,当存在B股或H股交叉上市时取值为1,否则为0
	<i>Initial</i>	哑变量,新承接客户的第一年及第二年取值为1,否则为0
	<i>Lag</i>	审计周期,取值为年报截止日至审计报告日之间的自然天数
	<i>Big4</i>	哑变量,当审计师为国际四大会计师事务所时取值为1,否则为0
	<i>Expert</i>	审计师行业专长,事务所当年在客户所在行业的审计客户资产总额排名第一则取值为1,否则为0
	<i>Temure</i>	审计任期,取值为事务所对当前客户的连续审计年限
	<i>Lncpa</i>	事务所规模,取值为注册会计师人数的自然对数
	<i>Lncparev</i>	事务所执业效率,取值为平均每个注册会计师的业务收入(万元)取自然对数
<i>Afexpert</i>	事务所层面的行业专长,取值为事务所在具有行业专长(<i>Expert</i> = 1)的所有行业之客户资产加总除以当年该事务所的客户资产总额	
<i>IND</i>	行业固定效应,基于证监会行业分类设置,制造业按二位代码分类,其他按一位代码分类	
<i>YEAR</i>	年度固定效应	
<i>AF</i>	事务所固定效应	

(三) 样本选择与数据来源

本文采用从新会计准则实施以来至2015年度,即2007—2015年的所有非金融类A股上市公司数据作为初始样本,审计报告及公司财务数据来自CSMAR数据库,事务所排名数据来自中国注册会计师协会网站。剔除相关变量缺失的观测值得到最终测试样本, H_1 和 H_2 的最终样本量分别为16041和16451个公司-年度观测。 H_3 是事务所层面的回归且需控制事务所固定效应,为剔除事务所合并对研究结论的影响,本文作如下处理:如果合并发生在转制之前,则剔除合并之前的样本;如果合并发生在转制之后,则剔除合并之后的样本。由于国际四大的市场竞争策略明显区别于本土事务所,在整个样本期间,国际四大的上市客户数量稳定在约6%的水平,但审计客户资产总额却稳定在85%左右。为重点关注本土大所与中小所之间的市场竞争,本文还进一步剔除了国际四大的观测值。 H_3 的最终样本量为226个事务所-年度观测。本文对所有连续变量在1%和99%分位上做Winsorize处理,并对回归系数的标准误在上市公司层面(H_1 和 H_2)或事务所层面 H_3 做Cluster处理。

五、实证结果及分析

(一) 描述性统计

各变量的描述性统计如表2所示。Panel A为上市公司层面的数据,从中可以看出:转制后(*LLP* = 1)的样本占比53.8%,因此测试样本在转制前后的分布是基本平衡的;中小型事务所(*MSF* = 1)在整个样本区间内的上市客户市场份额为51%,但如果分年来看(未予列示),该比例存在比较明显的逐年下降趋势,尤其是在转制期间(从2010年的61%逐渐下降至2013年的39%);其他变量的统计结果与近期文献基本一致^[9,29],例如估计的操控性应计项(*DA*)均值及中位数均接近于0,资产负债率(*Lev*)均值为48%,存货应收占总资产的比率(*Inurec*)约为27%,资产收益率(*Roa*)均值为4%,平均

审计周期(Lag)为3个月,国际四大(Big4)的市场份额约为6%。Panel B列示了事务所层面的数据,中小型事务所(MSF=1)占比约为80%,平均每家事务所审计的上市客户数量(MKS1)约为2%。但由于国际四大审计了约85%的A股市场客户资产,平均而言本土事务所的审计资产份额(MKS2)仅为0.4%。

(二) 多元回归分析

1. 对H₁的检验

模型(2)的回归结果如表3所示,各列的被解释变量均为操控性应计项的绝对值(ADA)。第1列是未加入控制变量及固定效应时的结果,第2列加入了控制变量及固定效应,交叉项的回归系数均显著为负,这说明相对于大型事务所而言,中小所在转制后对客户盈余管理的抑制作用更加明显。第3列和第4列为区分盈余管理方向的回归结果,

可见无论是在正向盈余管理(DA>0)还是负向盈余管理(DA<0)的子样本中,交叉项回归系数均显著为负,即中小所在转制后不仅更加显著地抑制了客户正向盈余管理,而且对负向盈余管理的抑制作用也更加有效。另外,本文分别在中小所(MSF=1)和所(MSF=0)子样本中进行回归(未予列示)的结果显示,转制变量LLP的回归系数在中小所样本中为负且绝对值更大。总体而言,上述证据支持了本文H₁,即转制对审计质量提高的效果在中小所中更加明显。本文关于客户特征方面的控制变量与刘启亮等的研究设计一致,盈余管理程度与客户规模(Lnta)负相关,与破产风险(Zscore)正相关^[6];资产负债率(Lev)、企业亏损(Loss)、资产收益率(Roa)回归系数显著为正,存货应收占比(Invrec)回归系数显著为负^[9]。审计师相关的控制变量方面,新承接客户(Initial)盈余管理程度更高,但审计师行业专长(Expert)有利于抑制客户盈余管理。有趣的是,相对于国内其他大型事务所,国际四大(Big4)并未有效地抑制客户盈余管理,这可能是由于国际四大在我国的执业风险极低的缘故^[37]。

2. 对H₂的检验

模型(3)的回归结果如表4所示,各列的被解释变量均为审计收费(万元)的自然对数(LAF)。第1列是未加入控制变量及固定效应时的结果,第2列加入了控制变量及固定效应,交叉项的回归系数均显著为正,这说明相对于大型事务所而言,中小所在转制后审计收费的提升更加明显。诚然,中小所审计收费较低(MSF的回归系数显著为负),但转制后这种收费差距正在缩小。第3列和第4列是分别在中小所(MSF=1)和大型事务所(MSF=0)子样本中进行回归的结果,转制变量LLP的回归系数在中小所样本中显著为正且绝对值更大,而在大型事务所子样本中回归系数并不显著。因此,上述证据支持了本文H₂,即转制对中小所审计收费提高的效果更加明显。控制变量方面的回归结果显示,客户规模(Lnta)、风险指标(Lev、Zscore、Mao、Loss、Cfo)、审计周期(Lag)显著为正,国有产权(Soe)显著为负^[28-29]。回归结果还显示交叉上市(Crlist)的公司审计定价更高,这是由监管风险和报表复杂

表2 描述性统计

Panel A: H ₁ 和 H ₂	观测数	均值	标准差	25分位数	中位数	75分位数
DA	16041	0.002	0.078	-0.022	0.002	0.028
ADA	16041	0.049	0.075	0.011	0.025	0.055
LAF	16451	4.182	0.610	3.807	4.094	4.500
LLP	17720	0.538	0.499	0	1	1
MSF	17720	0.510	0.500	0	1	1
Lnta	17720	8.008	1.297	7.116	7.873	8.749
Lev	17720	0.479	0.286	0.295	0.467	0.632
Zscore	17720	6.778	10.03	1.970	3.650	7.090
Mao	17720	0.051	0.220	0	0	0
Loss	17720	0.108	0.311	0	0	0
Cfo	17720	0.042	0.079	0.000	0.041	0.086
Invrec	17720	0.267	0.177	0.132	0.243	0.368
Roa	17720	0.040	0.068	0.012	0.037	0.070
Soe	17720	0.472	0.499	0	0	1
Crlist	17720	0.072	0.258	0	0	0
Initial	17720	0.250	0.433	0	0	1
Lag	17720	90.08	20.96	79	89	108
Big4	17720	0.056	0.230	0	0	0
Expert	17720	0.088	0.283	0	0	0
Tenure	17720	4.546	2.648	2	4	6
Panel B: H ₃	观测数	均值	标准差	25分位数	中位数	75分位数
MKS1	226	2.263	2.741	0.567	1.356	2.672
MKS2	226	0.368	0.542	0.064	0.145	0.357
LLP	226	0.410	0.493	0	0	1
MSF	226	0.815	0.389	1	1	1
Lncpa	226	5.881	0.700	5.361	5.771	6.380
Lncparev	226	4.251	0.499	3.862	4.260	4.616
Afexpert	226	0.045	0.103	0.000	0.000	0.020

度引起的;国际四大 (*Big4*) 获得了更高的审计收费溢价, 审计收费随着审计任期 (*Tenure*) 的延长而上升。本文的审计定价模型 (3) 在第 2 列全样本回归中的 R^2 为 65%, 拟合程度与以往文献相当。

表 3 H_1 的回归结果

因变量 = ADA	第 1 列		第 2 列		第 3 列 ($DA > 0$)		第 4 列 ($DA < 0$)	
	系数值	t 值	系数值	t 值	系数值	t 值	系数值	t 值
<i>LLP</i>	-0.008 ***	-4.30	0.002	0.58	0.002	0.62	-0.000	-0.03
<i>LLP</i> × <i>MSF</i>	-0.009 ***	-3.42	-0.006 **	-2.56	-0.006 *	-1.87	-0.006 *	-1.89
<i>MSF</i>	0.006 **	2.43	0.002	0.94	0.000	0.07	0.004	1.14
<i>Lnta</i>			-0.007 ***	-10.31	-0.007 ***	-8.57	-0.006 ***	-7.35
<i>Lev</i>			0.041 ***	8.83	0.040 ***	6.61	0.030 ***	5.50
<i>Zscore</i>			0.001 ***	5.54	0.000 *	1.78	0.000 ***	3.11
<i>Mao</i>			0.028 ***	7.17	0.018 ***	3.19	0.017 ***	4.03
<i>Loss</i>			0.061 ***	23.43	0.047 ***	7.36	0.018 ***	6.08
<i>Cfo</i>			-0.038 ***	-4.17	-0.081 ***	-6.73	-0.012	-0.96
<i>Invrec</i>			-0.022 ***	-4.53	-0.025 **	-4.01	-0.019 ***	-3.38
<i>Roa</i>			0.256 ***	12.19	0.587 ***	23.04	-0.276 ***	-8.43
<i>Soe</i>			-0.002 *	-1.69	0.001	0.52	-0.003 **	-1.97
<i>Crlist</i>			0.002	0.66	0.003	1.06	-0.001	-0.33
<i>Initial</i>			0.006 ***	3.67	0.006 ***	3.06	0.005 **	2.11
<i>Lag</i>			0.000 **	2.06	0.000	1.42	0.000	1.44
<i>Big4</i>			0.019 **	2.52	0.009	0.66	0.008	0.52
<i>Expert</i>			-0.003	-1.63	-0.004	-1.62	-0.002	-0.87
<i>Tenure</i>			0.000	0.24	0.000	0.47	-0.000	-0.01
<i>YEAR</i>		不控制		控制		控制		控制
<i>IND</i>		不控制		控制		控制		控制
<i>AF</i>		不控制		控制		控制		控制
<i>Intercept</i>	0.052 ***	28.85	0.016 *	1.75	0.009	0.57	0.066 ***	4.19
<i>N</i>		16041		16041		8376		7665
adj. R^2		0.009		0.195		0.267		0.278

注: ***, **, * 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著, 下同。

表 4 H_2 的回归结果

因变量 = LAF	第 1 列		第 2 列		第 3 列 ($MSF = 1$)		第 4 列 ($MSF = 0$)	
	系数值	t 值	系数值	t 值	系数值	t 值	系数值	t 值
<i>LLP</i>	0.058 **	2.30	0.037 ***	2.65	0.040 **	2.21	0.012	1.42
<i>LLP</i> × <i>MSF</i>	0.215 ***	7.65	0.062 ***	3.84				
<i>MSF</i>	-0.364 ***	-11.24	-0.095 ***	-5.64				
<i>Lnta</i>			0.321 ***	40.19	0.294 ***	29.60	0.347 ***	31.99
<i>Lev</i>			0.152 ***	4.38	0.127 ***	3.09	0.154 ***	2.98
<i>Zscore</i>			0.002 ***	2.64	0.001	1.00	0.003 ***	3.09
<i>Mao</i>			0.129 ***	5.50	0.162 ***	5.85	0.074 **	2.28
<i>Loss</i>			0.046 ***	2.88	0.051 ***	2.75	0.031	1.34
<i>Cfo</i>			0.087	1.62	0.132 **	2.01	0.040	0.50
<i>Invrec</i>			0.007	0.17	0.018	0.36	0.026	0.46
<i>Roa</i>			0.069	0.62	0.034	0.28	0.071	0.40
<i>Soe</i>			-0.105 ***	-7.07	-0.097 ***	-5.44	-0.111 ***	-5.29
<i>Crlist</i>			0.273 ***	7.80	0.269 ***	4.96	0.267 ***	6.48
<i>Initial</i>			-0.011	-1.30	0.001	0.09	-0.013	-1.12
<i>Lag</i>			0.001 ***	6.42	0.001 ***	4.49	0.001 ***	4.79
<i>Big4</i>			0.464 ***	3.78	0.893 ***	3.54	0.796 ***	6.77
<i>Expert</i>			0.026	1.15	0.095 *	1.66	-0.009	-0.38
<i>Tenure</i>			0.008 ***	3.07	0.002	0.61	0.014 ***	4.12
<i>YEAR</i>		不控制		控制		控制		控制
<i>IND</i>		不控制		控制		控制		控制
<i>AF</i>		不控制		控制		控制		控制
<i>Intercept</i>	4.292 ***	139.01	1.847 ***	19.90	1.138 ***	4.50	1.434 ***	7.04
<i>N</i>		16451		16451		8360		8091
adj. R^2		0.086		0.649		0.549		0.685

3. 对 H_3 的检验

模型 (4) 的回归结果如表 5 所示, 被解释变量分别是以上市客户数量为基础计算的审计市场份额

(MKS1)和以上市客户资产为基础计算的审计市场份额(MKS2)。第1列和第2列未加入事务所固定效应,亦未剔除事务所合并的影响,因此样本量会相对大一些。第3列和第4列是剔除了事务所合并影响之后的最终样本^①,且控制了事务所固定效应,回归结果显示交叉项均显著为负。因此,从上市公司审计市场份额的角度看,转制进一步削弱了中小型事务所相对于大所的市场竞争力,从而支持了本文H_{3b}。同时也暗示着,转制前后中小所与大所之间审计质量差异的缩小程度低于审计收费差异的缩小程度。控制变量方面,回归结果表明规模越大、效率越高、越具有行业专长的事务所,其审计市场份额也越高。下文还将进一步探讨中小型事务所客户流动及其对事务所整体发展的影响。

表5 H₃的回归结果

因变量	MKS1		MKS2		MKS1		MKS2	
	系数值	t值	系数值	t值	系数值	t值	系数值	t值
LLP	2.931***	5.56	0.428***	3.03	0.949***	3.40	0.143	1.26
LLP × MSF	-3.471***	-7.61	-0.519***	-4.25	-1.519***	-6.75	-0.188**	-2.05
MSF	-1.175***	-3.31	-0.166*	-1.74				
Lncpa	1.236***	8.01	0.254***	6.16	2.409***	8.06	0.351***	2.87
Lncparev	1.066***	5.19	0.168***	3.05	0.340	1.39	0.269***	2.69
Afexpert	4.583***	6.04	0.911***	4.48	1.795***	2.62	0.301	1.07
YEAR	控制		控制		控制		控制	
AF	不控制		不控制		控制		控制	
Intercept	-9.284***	-5.93	-1.838***	-4.40	-13.075***	-5.57	-2.177**	-2.27
N	409		409		226		226	
adj. R ²	0.705		0.493		0.939		0.738	

(三) 进一步讨论

至此,前文已经证实了转制对中小型事务所审计质量及审计收费的影响更大,其上市客户市场份额相对于大所的差距也明显变大。那么中小型事务所市场份额的相对变化与其审计质量、审计收费的变化之间是否有关系呢?或者说这种由转制引起的审计质量及审计收费的变化如何影响上市客户的审计师选择?本文以中小所客户的审计师变更为样本设计了如下 Logistic 回归模型:

$$SWUP = \beta_0 + \beta_1 LLP + \beta_2 ABF + \beta_3 LLP \times ABF + \beta_4 ADA + \beta_5 LLP \times ADA + \sum \beta_i Control_i + YEAR + IND + \varepsilon \quad (5)$$

被解释变量 SWUP 标记了中小型事务所客户流动的方向,流向大型事务所则赋值为 1,中小型事务所之间的流动则赋值为 0。ABF 是审计师变更前一年度的异常审计收费率,取值为审计定价模型^②分年回归的残差项与预测值之比,比值越大表示初始收费水平越高。在此本文着重关注变量 LLP 的回归系数 β_1 以及交叉项的回归系数 β_3 和 β_5 。控制变量亦为审计师变更前一年度的取值,主要包括客户规模、风险特征以及审计师特征,相关变量的定义同表 1。

该模型以中小所客户的审计师变更为测试样本,并剔除了因事务所合并、更名以及原审计团队携客户加入另一事务所而引起的非实质性的审计师变更,最终得到 729 个样本,其中转制前^③ 315 例(177 为中小所之间流动,138 例流向大型事务所),转制后 414 例(104 为中小所之间流动,310 例流向大型事务所)。从样本的分布亦可以看出转制后更多的中小所客户流向了大型会计师事务所。相关变量的描述性统计及均值 t 检验见表 6。转制前向上流动(从中小所流向大所)的是异常审计收费率较低、资产规模较大、较少出现亏损并拥有较高经营活动现金流的“好”公司,但转制后向上流动的

①如前所述,由于国际四大的客户主要为境外交叉上市的大型央企,其客户群体与国内事务所存在较大区别,因此本文在检验 H₃ 的最终样本中已剔除四大;但如果将四大的观测值包含进来,回归结果也相对稳健:控制了事务所固定效应之后,交叉项 LLP × MSF 的回归系数仍然为负,且对应于因变量为 MKS1(MKS2)时的 t 值为 -7.29(-1.58)。

②具体回归模型的设定与模型(3)保持一致,但此处旨在考察中小型事务所客户的审计师变更,因此将回归样本限定为中小型事务所审计客户;由于采用的是分年回归,因此无需加入年度固定效应 YEAR 以及事务所组织形式哑变量 LLP;年均 R 方约为 50%。

③此处以变更后第一年其原任审计师的组织形式来判断每一例审计师变更是属于转制前还是转制后。

公司异常审计收费率均值相对更高,且前一年度得到非标准审计意见的“差”公司更倾向于向上流动。

模型(5)的回归结果如表7所示,各列回归因变量均为客户流动方向的哑变量SWUP。第1列是未考虑控制变量及固定效应时的结果,第2列和第3列分别考虑了变更前一年度异常审计收费率和盈余管理程度(审计质量)

对客户流动方向的影响。由LLP的回归系数显著为正可以看出转制后中小所客户更多地流向大型事务所;由交叉项回归结果可知,审计异常收费率更高的客户在转制后更加倾向于流向大所,而盈余管理程度并不影响客户对审计师的选择。控制变量方面只有客户规模、审计意见类型与客户流动有微弱的正相关关系,说明客户规模越大、前一年度得到非标准审计意见的客户更加倾向于流向大所。第4列同时考虑了审计异常收费及盈余管理程度的影响,并未改变本文主要结论。

表6 中小所客户流动之描述性统计

	转制前(LLP=0)		均值差异(t值)	转制后(LLP=1)		均值差异(t值)
	SWUP=0SWUP=1			SWUP=0SWUP=1		
ABF	0.008	-0.014	0.022** (2.01)	-0.012	0.000	-0.012(-1.47)
ADA	0.135	0.077	0.058(0.73)	0.061	0.043	0.018(1.17)
Lnta	7.333	7.613	-0.281* (-1.94)	7.896	7.808	0.089(0.65)
Lev	0.733	0.850	-0.117(-0.46)	0.493	0.514	-0.021(-0.47)
Zscore	4.565	8.399	-3.835(-1.27)	6.158	5.865	0.293(0.13)
Mao	0.181	0.115	0.065(1.46)	0.036	0.094	-0.057** (-2.12)
Loss	0.254	0.154	0.100** (1.98)	0.123	0.119	0.004(0.11)
Cfo	0.029	0.065	-0.036** (2.45)	0.034	-0.000	0.034(0.68)
Invrec	0.262	0.292	-0.030(-1.32)	0.280	0.266	0.014(0.72)
Roa	0.020	0.007	0.013(0.46)	0.035	0.060	-0.025(-0.71)
Soe	0.638	0.692	-0.054(-0.92)	0.514	0.523	-0.008(-0.16)
Expert	0.006	0.019	-0.014(-1.07)	0.000	0.026	-0.026* (-1.91)
Tenure	3.503	3.808	-0.305(-1.46)	5.355	5.016	0.339(1.27)

表7 中小所客户流动之回归结果

因变量 = SWUP	第1列		第2列		第3列		第4列	
	系数值	z值	系数值	z值	系数值	z值	系数值	z值
LLP	1.378***	8.06	6.024***	4.70	6.015***	4.70	6.032***	4.69
ABF	-2.906**	-2.12	-2.994**	-2.02			-3.199**	-2.14
LLP × ABF	4.858***	2.64	4.830**	2.19			5.066**	2.28
ADA	-0.269	-1.14			-0.675	-0.75	-0.727	-0.79
LLP × ADA	-0.571	-1.07			0.291	0.28	0.273	0.26
Lnta			0.162*	1.78	0.158*	1.72	0.158*	1.71
Lev			0.090	1.18	0.121	1.47	0.128	1.36
Zscore			0.005	1.09	0.006	1.28	0.006	1.26
Mao			0.524	1.63	0.537*	1.66	0.540*	1.66
Loss			-0.274	-0.90	-0.243	-0.79	-0.243	-0.78
Cfo			-0.544	-1.02	-0.519	-0.96	-0.516	-0.94
Invrec			-0.157	-0.27	-0.051	-0.09	-0.051	-0.09
Roa			-0.197	-0.26	-0.114	-0.15	-0.114	-0.15
Soe			-0.072	-0.34	-0.085	-0.40	-0.087	-0.41
Expert			1.322	1.06	1.317	1.04	1.316	1.04
Tenure			0.042	1.01	0.041	0.97	0.041	0.98
YEAR		不控制		控制		控制		控制
IND		不控制		控制		控制		控制
Intercept	-0.515***	-3.89	-2.974***	-2.93	-2.852***	-2.72	-2.857***	-2.76
N		729		729		729		729
pseudoR ²		0.082		0.273		0.269		0.275

既然转制后异常审计收费更高的客户更加倾向于流向大所,而大所的收费往往比小所高^[34],那么大所对新承接客户的收费在转制前和转制后有何变化?类似地,本文以从中小所流向大所的审计师变更为样本,比较新任审计师(大所)与前任审计师(中小所)审计收费的差异。根据统计结果,转制前的向上流动审计收费平均上涨25%(平均收费从58万上涨到73万),转制后的向上流动审计收费平均上涨16%(平均收费从66万上涨到77万),可见上涨幅度在转制后已经明显缩小。更有甚者,大所对新承接客户的收费可能远低于原来中小所的审计收费,例如,武钢股份由2014年的中小所审计师变更为前十大之一的审计师,其2015年审计收费降幅超过50%。这种现象引起了监管机构的注意,中国注册会计师协会已对相关事务所进行了书面约谈及风险提示。

中小型事务所转制的效果更加显著,审计质量、审计收费提高更多,但同时也伴随着上市客户市场份额的相对变化。一方面,这种相对变化可能源于市场竞争或上市公司的需求偏好,另一方面也可能是事务所因为本身风险偏好的改变而调整客户组合。转制政策对事务所的影响最终会体现为事务所规模和审计业务收入的变化,收入来源既包括上市客户也包括非上市客户。本文根据中国注册会计师协会百强事务所排名提供的注册会计师人数以及师均业务收入,利用类似模型(4)在事务所层面的回归,将被解释变量更换为注册会计师人数或师均业务收入(万元)的自然对数,回归结果表明 *LLP* 及其与 *MSF* 的交叉项均不显著,因此中小型事务所转制后虽然在上市客户市场中竞争力下降,但总体而言对其发展并未产生显著的负面影响。这种效果一定程度上符合转制政策的初衷,一方面让大型事务所做大做强,另一方面让中小型事务所转变业务重心,从而提升整个审计市场的效率。

(四) 稳健性检验

1. 对内生性问题的讨论

客户对审计师的选择并非随机的,而可能与客户自身的财务报告质量相联系,因此本文 H_1 和 H_2 有可能受到这种自选择偏误的影响。本文采用了两种方法来修正或尽量消除这种偏误。方法一是采用 Heckman 的两阶段模型来修正自选择偏误^[38]:第一阶段为审计师选择模型,被解释变量为哑变量 *MSF*,解释变量为一系列客户特征,并额外加入了工具变量^[39],通过 Probit 回归估计出 Inverse Mill's Ratio (*IMR*);第二阶段将 *IMR* 作为控制变量加入模型(2)和模型(3)重新进行回归。具体地,本文选取的工具变量为行业内其他公司当年聘请中小型事务所作为其审计师的比例(*INDRATE*)。由表 8 第 1 列的回归结果可见,该变量的确与公司的审计师选择显著相关;此外,其他公司的审计师选择理论上不大可能直接影响当前审计客户的审计质量或审计收费,因此该变量满足作为工具变量的相关性以及外生性。方法二是在转制前后连续审计的子样本中进行回归也可以在一定程度上缓解自选择偏误,因为本文关注的是审计质量、审计收费在转制前后的变化,而非不同规模事务所之间的横向比较。上述两种方法的回归结果如表 8 所示,模型设定在控制变量和固定效应方面与表 3 及表 4 完全相同,为节省篇幅仅列示关键变量的回归结果。交叉项(*LLP* × *MSF*)的回归结果与表 3 及表 4 一致:在审计质量(*ADA*)的回归中显著为负,而在审计收费(*LAF*)的回归中显著为正。因此,在控制自选择偏误后本文原有结论仍然成立。

表 8 控制自选择偏误

因变量 =	Heckman 第 1 阶段		第 2 阶段回归结果				连续审计样本			
	<i>MSF</i>		<i>ADA</i>		<i>LAF</i>		<i>ADA</i>		<i>LAF</i>	
	系数值	z 值	系数值	t 值	系数值	t 值	系数值	t 值	系数值	t 值
<i>INDRATE</i>	2.902 ***	12.04								
<i>LLP</i>			0.002	0.59	0.038 ***	2.76	0.000	0.09	0.024 *	1.74
<i>LLP</i> * <i>MSF</i>			-0.006 **	-2.56	0.063 ***	3.88	-0.007 ***	-2.72	0.035 **	-2.05
<i>IMR</i>			-0.003	-0.81	0.133 ***	3.13				
控制变量	控制		控制		控制		控制		控制	
固定效应	控制		控制		控制		控制		控制	
N	17720		16041		16451		10403		10462	
adj. [pseudo] R^2	[0.167]		0.195		0.650		0.189		0.670	

在探讨中小所与大所的转制效果差异时,本文控制了客户经营风险,但另外一个影响因素(法律责任的变化程度)却无法控制,因为法律责任在转制前后增大的程度无法量化并且可能与事务所规模密切相关。“深口袋”理论认为大型事务所的法律责任更大^[14,31],对转制前后法律责任的变化而言,也很可能是大型事务所的变化程度更大。这种内生性会使得本文的研究假说更加难以被证实,但在本文中仍然获得了经验证据的支持,因此其结论应该是可信的。此外,本文在回归模型中控制了事务所固定效应,一定程度上缓解了该种内生性对本文结论的影响。

2. 关键变量的其他度量方式

针对模型(2),本文还采用琼斯模型及修正琼斯模型估计出的操控性应计项的绝对值作为审计

质量的替代变量;针对模型(3),本文对审计收费的度量还采用了经通货膨胀率调整的收费金额的自然对数以及审计费率(审计费用与客户总资产的比值);针对模型(5)中的异常审计收费率,本文还直接采用了经审计定价模型估计的残差项(异常收费额)来代替。在上述替代性度量方式下的回归结果(为节省篇幅,未予列示)均不改变原有结论。

六、研究结论与不足

本文首先借助理论模型识别出影响事务所转制效果的关键因素,然后基于我国2007—2015年A股上市公司数据验证了事务所转制效果在中小所与大所之间的差异以及转制对审计市场结构变化所产生的影响。证据表明,相对于大所而言,转制对中小所的影响更加明显,审计质量和审计收费均提升较多;从对上市客户市场份额的影响来看,转制增大了中小型事务所相对于大所的市场份额差距。进一步研究发现,这种转制效果差异与客户在中小所及大所之间的流动密切相关,具体表现为审计异常收费率更高的客户在其审计师转制后更加倾向于从中小所流向大所。这些结论有助于从审计市场的供给与需求两个方面来整体把握事务所转制的政策效果。

本文的不足之处也是显而易见的,由于所有具备证券期货业务资格的会计师事务所均已完成转制,导致本文的研究设计无法构建控制组,因而只能在转制前后进行纵向对比^[29]。另外,中小所上市客户市场份额相对变化的确切原因尚不清楚,而本文的转制哑变量可能捕捉的是时间上的先后,因此无法完全排除这只是时间上巧合的可能性。但这些不足之处并不影响对转制效果差异的判断以及对整个审计市场结构变化趋势的把握。

参考文献:

- [1]王春飞,陆正飞. 事务所“改制”、保险价值与投资者保护[J]. 会计研究,2014(5):81-87.
- [2]刘行健,王开田. 会计师事务所转制对审计质量有影响吗? [J]. 会计研究,2014(4):88-94.
- [3]陈永凤,吴青川. 事务所改制能提高审计质量吗? ——基于中国资本市场的经验证据[J]. 会计与经济研究,2014(3):65-79.
- [4]张俊生,张琳. 特殊普通合伙制让审计师更稳健了吗? ——来自中国会计师事务所转制的经验证据[J]. 会计与经济研究,2014(4):58-70.
- [5]陈丽红,张龙平,彭昱可. 本土事务所转制对审计质量有影响吗? ——基于双重差分模型的分析[J]. 投资研究,2015(7):65-81.
- [6]刘启亮,郭俊秀,汤雨颜. 会计事务所组织形式、法律责任与审计质量——基于签字审计师个体层面的研究[J]. 会计研究,2015(4):86-96.
- [7]孔宁宁,李雪. 制度环境、会计师事务所转制与审计质量[J]. 审计与经济研究,2016(2):33-41.
- [8]韩维芳. 会计师事务所特殊普通合伙转制的影响研究——合伙人层面的分析[J]. 审计研究,2016(2):90-97.
- [9]Wang C, Dou H. Does the transformation of accounting firms' organizational form improve audit quality? evidence from China[J]. China Journal of Accounting Research, 2015, 8(4):279-293.
- [10]Firth M, Mo P L, Wong R M. Auditors' organizational form, legal liability, and reporting conservatism: evidence from China[J]. Contemporary Accounting Research, 2012, 29(1):57-93.
- [11]Lu T, Sapa H. Auditor conservatism and investment efficiency[J]. The Accounting Review, 2009, 84(6):1933-1958.
- [12]王兵,李晶,苏文兵,唐逸凡. 行政处罚能改进审计质量吗? ——基于中国证监会处罚的证据[J]. 会计研究,2011(12):86-92.
- [13]Dopuch N, King R R. Negligence versus strict liability regimes in auditing: an experimental investigation[J]. The Accounting Review, 1992, 67(1):97-120.
- [14]Dye R A. Auditing standards, legal liability, and auditor wealth[J]. Journal of Political Economy, 1993, 101(5):887-914.
- [15]Dye R A. Incorporation and the audit market[J]. Journal of Accounting and Economics, 1995, 19(1):75-114.
- [16]Chan D K, Pae S. An analysis of the economic consequences of the proportionate liability rule[J]. Contemporary Accounting Research, 1998, 15(4):457-480.
- [17]Khurana I K, Raman K K. Litigation risk and the financial reporting credibility of big 4 versus non-big 4 audits: evidence from Anglo-American countries[J]. The Accounting Review, 2004, 79(2):473-495.
- [18]Muzatko S R, Johnstone K M, Mayhew B W, et al. An empirical investigation of IPO underpricing and the change to the LLP organization

- of audit firms[J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory,2004,23(1): 53 - 67.
- [19] Geiger M A., Raghunandan K, Rama D V. Auditor decision-making in different litigation environments: The private securities litigation reform act, audit reports and audit firm size[J]. Journal of Accounting and Public Policy,2006,25(3):332 - 353.
- [20] Venkataraman R, Weber J P, Willenborg M. Litigation risk, audit quality, and audit fees: evidence from initial public offerings[J]. The Accounting Review,2008,83(5):1315 - 1345.
- [21] Lam K C, Mensah Y M. Auditors' decision-making under going-concern uncertainties in low litigation-risk environments: evidence from Hong Kong[J]. Journal of Accounting and Public Policy,2006,25(6):706 - 739.
- [22] Lennox C S, Li B. The consequences of protecting audit partners' personal assets from the threat of liability[J]. Journal of Accounting and Economics,2012,54(2):154 - 173.
- [23] DeFond M, Wong T J, Li S. The impact of improved auditor independence on audit market concentration in China[J]. Journal of Accounting and Economics,2000,28(3):269 - 305.
- [24] Chen S, Sun S Y, Wu D. Client importance, institutional improvements, and audit quality in China: an office and individual auditor level analysis[J]. The Accounting Review,2010,85(1):127 - 158.
- [25] 逯颖. 会计师事务所组织形式对审计质量的影响[J]. 审计与经济研究,2008(6):47 - 50.
- [26] 李璐, 万怡, 杨敬静. 事务所转制、审计师声誉与 IPO 市场反应——基于审计需求方视角[J]. 审计与经济研究,2017(5):20 - 29.
- [27] 王晓, 高洁, 陆强. 会计师事务所组织形式的不同及变更会影响审计费用吗? [J]. 管理评论,2015(10):19 - 32.
- [28] 李江涛, 宋华杨, 邓迦予. 会计师事务所转制政策对审计定价的影响[J]. 审计研究,2013(2):99 - 105.
- [29] 闫焕民, 刘宁, 陈小林. 事务所转制是否影响审计定价策略——来自我国上市公司的经验证据[J]. 审计研究,2015(5):93 - 101.
- [30] Ye M, Simunic D A. The economics of setting auditing standards[J]. Contemporary Accounting Research,2013,30(3):1191 - 1215.
- [31] DeAngelo L E. Auditor Size and Audit Quality[J]. Journal of Accounting and Economics,1981,3(3):183 - 199.
- [32] 蔡春, 黄益建, 赵莎. 关于审计质量对盈余管理影响的实证研究——来自沪市制造业的经验证据[J]. 审计研究,2005(2):3 - 10.
- [33] 宋衍衡, 肖星. 监管风险、事务所规模与审计质量[J]. 审计研究,2012(3):83 - 89.
- [34] 漆江娜, 陈慧霖, 张阳. 事务所规模、品牌、价格与审计质量——国际“四大”中国审计市场收费与质量研究[J]. 审计研究,2004(3):59 - 65.
- [35] DeFond M, Zhang J. A review of archival auditing research[J]. Journal of Accounting and Economics,2014,58(2):275 - 326.
- [36] Kothari S P, Leone A J, Wasley C E. Performance Matched Discretionary Accrual Measures[J]. Journal of Accounting and Economics,2005,39(1):163 - 197.
- [37] 刘峰, 周福源. 国际四大意味着高审计质量吗——基于会计稳健性角度的检验[J]. 会计研究,2007(3):79 - 87.
- [38] Heckman J J. Sample selection bias as aspecification error[J]. Econometrica,1979,47(1):153 - 161.
- [39] Lennox C S, Francis J R, Wang Z. Selection models in accounting research[J]. The Accounting Review,2012,87(2):589 - 616.

[责任编辑:刘 茜]

Is There a Heterogeneous Effect of Accounting Firms' Organizational Transformation? Causes and Its Consequences

ZHANG Jian

(School of Accounting and Finance, Hong Kong Polytechnic University, Hong Kong 999077, China)

Abstract: Based on a theoretical framework, this paper identifies three factors determining the effect of accounting firms in changing their organization forms, from limited liability corporation (LLC) into limited liability partnership (LLP). Besides the increase of auditors' legal liability, the level of clients' business risk and auditors' initial audit quality before transforming also affects the magnitude of changes in audit quality and audit fees. Using Chinese A-share data from 2007 to 2015, after controlling for clients' business risk, evidence supports the prediction that the transformation of organization form has a more significant effect on median-small sized audit firms, which generally have lower initial audit quality. Further analysis shows that the transformation increases the market share differences between Big10 and those median-small sized audit firms and that the heterogeneous effect on audit fees can partially explain the relative changes of audit market share.

Key Words: transformation of CAP firms; audit quality; audit fees; audit opinion; audit market; legal liability; change of CAP firms