

特殊普通合伙制、签字合伙人身份与审计质量

肖作平¹ 张雪华¹ 陈小林²

(1.西南交通大学经济管理学院, 四川 成都 610031; 2.九江学院会计学院, 江西 九江 332005)

摘要: 会计师事务所的特殊普通合伙制改制, 重点是提高了审计报告签字合伙人的法律责任和潜在诉讼风险, 当审计报告签字人为非合伙人时, 发生审计失败的法律风险仍无法真正落实, 因此本文拟探索签字注册会计师身份是否为合伙人, 对事务所转制的效果是否有影响。研究发现: 事务所转为特殊普通合伙制后, 签字注册会计师为合伙人时, 对其所审计客户公司盈余操控行为的抑制作用更加明显, 客户公司的会计稳健性也提高更多, 这说明, 事务所转制对签字合伙人和签字非合伙人的审计行为影响存在显著差异, 事务所转制对签字合伙人的影响更大。

关键词: 特殊普通合伙制; 签字合伙人; 会计稳健性; 审计质量

Abstract: The transformation from limited liability to the special general partnership has a significant effect on partner auditors' reporting behavior. In particular, the transformation mainly increases partner auditors' legal liability and potential litigation risk, but for non-partner auditors, the legal liability may not really implement after the transformation. Therefore, this paper examines whether audit quality varies across partners and non-partner auditors. We find that clients' discretionary accruals of partner auditors are significantly reduced, as well as clients' accounting conservatism of partner auditors is significantly improved after the transformation. This indicates that there is a significant variation in audit quality across partners and non-partner auditors after the transformation. The effects that the transformation has on partner auditors' audit quality are both statistically significant and stronger than corresponding effects on non-partner auditors.

Key words: special general partnership, partner auditors, accounting conservatism, audit quality

作者简介: 肖作平, 管理学博士后, 西南交通大学经济管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 公司财务、公司治理。张雪华, 西南交通大学经济管理学院博士生, 研究方向: 公司财务与会计。陈小林, 九江学院会计学院教授, 研究方向: 审计理论与方法。

中图分类号: F239.4 **文献标识码:** A

引言

2009年10月3日, 国务院办公厅转发了财政部《关于加快发展我国注册会计师行业的若干意见》(国办发[2009]56号), 这体现了国家对注册会计师行业的高度重视, 也成为新时期、新阶段指导我国注册会计师行业持续发展的纲领性文件, 为我国注册会计师行业做大做强提供了强有力的政策支持。为贯彻该文件精神, 财政部、工商总局于2010年1月27日制定并发布了《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暂行规

定》(下文简称《规定》), 大力推行特殊普通合伙制。截至2013年底, 40家具有证券资格的会计师事务所均已完成特殊普通合伙转制, 开启了中国注册会计师行业的全新时代。

根据我国《合伙企业法》, 特殊普通合伙制事务所克服了有限责任制事务所在决策机制、质量管控、税收政策等方面的弊端, 有利于充分发挥事务所“人合”与“资合”有机统一的优势, 从而有助于事务所执业质量的提高和进一步做大做强。同时, 《规定》指出: 采用特殊普通合伙组织形式的会计师事务所, 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;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。因此,相比有限责任制,特殊普通合伙制下的连带责任追究机制,使得签字会计师尤其是签字合伙人会计师在审计失败时可能要承担相对更多的法律责任。

Gul et al.(2013)^[1]研究发现,审计师个人特征会显著影响审计判断和决策,相对于审计报告中的非合伙人签字会计师,合伙人签字注册会计师的审计报告行为更加谨慎,审计质量更高。而从特殊普通合伙制的本质来看,此次事务所转制提高了审计师的法律责任,意在增强签字会计师且主要是签字合伙人会计师的法律诉讼风险,而对非合伙人审计师,转制前后的法律责任并没有明显变化。那么,事务所组织形式由有限责任制转换为特殊普通合伙制之后¹,法律责任的提升是否增强了注册会计师尤其是合伙人签字注册会计师的谨慎性?采取特殊普通合伙制的组织形式能否激励注册会计师提高审计质量,抑制客户公司盈余操控行为?表现在签字合伙人与签字非合伙人²方面,转制带来的效应是否因签字注册会计师身份的不同而存在显著差异?这些重要的现实问题直接关乎《规定》的具体实施成效。本文欲通过实证研究的方法尝试解答上述问题。

本文在已有文献研究的基础上,可能在以下方面拓展和丰富了关于会计师事务所转制效应的进一步研究成果。首先,本文在过去研究事务所转制基本效应的基础上,进一步考虑事务所转制对签字合伙人与签字非合伙人带来的不同法律风险变化时,二者的审计行为差异。本文的实证结果发现,事务所转为特殊普通合伙制,签字合伙人所审计客户公司的可操控应计额显著下降,会计稳健性显著提高,而对签字非合伙人所审计的客户公司,转制带来的这些积极作用并不明显,这说明,转制显著提高了签字合伙人的执业谨慎性和审计质量,而对非合伙人的审计行为,转制带来的影响并不明显。造成这一结果的原因,我们认为是此次事务所转制重点提高了审计报告签字合伙人的法律责任和潜在诉讼风险,当

审计报告签字人为非合伙人时,发生审计失败的法律风险仍无法真正落实。本文的发现进一步深化了事务所组织形式对审计质量影响机制的研究,丰富了审计师个体特征对审计质量的相关研究文献,为基于我国制度环境下分析法律责任与审计质量关系的研究提供了一定的经验证据。

其次,过去的文献研究事务所转制时,采用的是DID的方法,将转制事务所与未转制事务所审计的公司作为共同的研究对象,是混合样本。但由于事务所转制是陆续开展的,规模较大的事务所一般先转制,所以在同一个年度,转制的一般为大所,而未转制的多为中小所,因此,此时DID模型的研究结果很可能是事务所规模差异造成的,而非事务所转制带来的影响。而本文是在具有证券资格的事务所全部完成转制之后,从纵向研究事务所转制前后所审计的同一批客户公司的审计质量变化,在这种情况下,我们研究的是同一客户公司在事务所转制前后的变化,避免了“事务所自身选择组织形式或客户选择事务所组织形式”的内生性问题。

文献综述

关注会计师事务所组织形式的实证研究相对较少。原红旗和李海建(2003)^[26]是国内最早涉及会计师事务所组织形式的实证研究文献,他们在控制公司规模、盈利能力、偿债能力和盈余管理水平的基础上,研究了事务所组织形式与审计意见的关系,他们的实证结果发现,事务所组织形式对审计意见没有显著影响。Firth et al.(2012)^[2]同样对我国审计市场事务所组织形式进行了研究,与原红旗和李海建(2003)^[26]不同,他们发现,普通合伙事务所比有限责任公司制事务所发表非标准审计意见的概率更高,发表持续经营审计意见的可能性也更大,审计报告行为更加谨慎,他们还进一步研究发现,普通合伙事务所审计的公司的可操控应计额也更低。Muzatko et al.(2004)^[3]研究了1994年美国审计市场事务所组织形式由普通合伙事务所转变为有限合伙所对美国IPO市场股票折价的影响,他们研究发现,高诉讼风险IPO公司在事务所组织形式转变后,IPO折价显著更高,说明由普通合伙所转为有限合伙所,法律责任下降,投资者的“深口袋”保障程度降低,IPO折价提

高了。Lennox和Li(2012)^[4]采用英国审计市场的样本分析发现, 尽管事务所从无限责任的普通合伙转变为有限责任的有限责任合伙后, 法律责任减轻了, 但并没有证据表明事务所提供的审计质量有所下降, 或者是市场份额或审计费用降低, 但他们也发现, 转变为有限责任合伙后, 事务所的客户组合中高风险的上市公司有所增加。

理论研究方面, 吕鹏和陈小悦(2005)^[27]通过建立序贯博弈模型, 比较有限责任和无限责任两种情况下的博弈均衡, 他们分析发现, 基于买方市场的审计市场, 注册会计师法律责任从有限责任制转为无限责任, 其审计质量并未提高。而刘斌等(2008)^[28]通过建立审计质量二次函数模型的研究发现, 有限责任合伙制组织形式下, 随着客户公司数量的增加, 如果赔偿机制健全, 审计失败率下降, 审计质量将上升, 因此, 他们认为有限责任合伙制是一种较好的组织形式。此外, 孙鹏(2010)^[29]的博士论文以实验研究的方法研究了事务所组织形式与审计谈判之间的关系, 他的实验结果表明, 由于不同组织形式的事务所的法律责任不同, 导致了事务所组织形式不仅影响审计人员与客户的谈判策略, 也影响其谈判结果和谈判达成一致的可能性, 他们的最终实验结果显示, 特殊普通合伙制是会计师事务所的最佳组织形式。

自2010年财政部颁布《规定》推动事务所转制以来, 国内一些学者通过实证检验的方法研究了此次转制的基本效应。聂曼曼等(2014)^[30]发现事务所转为特殊普通合伙制后更容易出具非标准审计意见, 审计质量显著提高, 但张俊生和张琳(2014)^[31]则发现会计师事务所转制为特殊普通合伙制后, 审计师出具的审计意见类型、客户企业的会计稳健性均未发生显著变化, 李江涛等(2013)^[32]发现事务所转制后审计定价有所提高, 但在控制影响审计定价的系统性因素后, 发现二者并没有直接联系。刘行健和王开田(2014)^[33]发现在转制政策出台当年审计客户的正向盈余管理幅度有系统性显著下降, 而在转制的前后两年客户的正向盈余管理幅度并不存在显著差异, 耿红娟(2014)^[34]却认为在控制了影响审计质量的审计主体、审计客体及审计环境等相关因素的情况下, 会计师事务所转制与盈余管理程度显著负相关, 二者研究结果并不一致。张雪华和陈小林(2015)^[35]则在研究事务所转制基本效应的基础上, 发现事务所转型为特

殊普通合伙制之后, 对高风险客户的盈余操控容忍度明显下降, 高风险客户盈余管理程度显著下降。

综上所述, 一方面, 关于事务所组织形式与审计质量关系研究的实证文献相对匮乏, 而此次我国政府推动事务所转制为检验二者的关系提供了“自然实验”, 以此为契机, 国内部分学者研究了事务所转制对审计质量的基本影响效应, 尽管尚未取得一致的研究结论, 但丰富了事务所组织形式与审计质量关系的研究。另一方面, 事务所转为特殊普通合伙制, 审计师面临的最大改变就是法律责任的增加, 而从特殊普通合伙制组织形式的内涵看, 这一改变主要是对签字合伙人而言, 因此, 法律责任的增加会使得不同审计师的审计行为发生何种变化, 这一变化是否会因合伙人的不同身份而存在显著差异, 关于这一问题尚无实证文献研究涉及, 而这正是本文拟检验的主旨问题与创新所在。

理论分析与研究假设

此次事务所组织形式由有限责任公司制转向特殊普通合伙制, 对审计师带来的最大冲击就是法律责任的改变, 而与事务所组织形式相关的法律责任对审计质量的影响, 国内外许多文献都对此进行了研究。Schwartz(1997)^[5]、Liu和Wang(2006)^[6]都认为在严厉的法律制度下, 审计师的努力水平能够达到社会期望的最优, 刘更新和蔡利(2010)^[38]指出, 审计准则规定的审计质量水平越接近法律规定的标准, 审计师提供的审计质量水平越高, 可见他们也主张实行严厉的审计准则。另外一些文献从法律诉讼风险的角度, 研究发现法律制度的强化提高了审计师的谨慎性, 在审计定价、审计意见发表、客户选择方面都表现的更加谨慎, 且投资者也认为强化法律责任可以提高审计质量。比如, Shu(2000)^[7]发现, 随着客户公司法律诉讼风险的增加, 审计师辞聘的概率提高, 二者呈显著正相关关系, Seetharaman et al.(2002)^[8]发现, 基于不同国家法律制度背景下的诉讼风险差异, 英国的审计师对在美国上市的公司收取了更高的审计费用, Blay(2005)^[9]通过实验研究发现, 审计师在面临高诉讼风险的情况下更可能出具非标准审计意见。此外, Choi et al.(2008)^[10]发现, 法律制度严厉时的审计费用将增加, 法律制度影响审计定价。Choi和Wong(2007)^[11]

分析了法律制度对审计师选择的影响,他们的研究发现,发行债券或权益证券的公司与选聘“五大”呈正相关,且随着法律制度的强化这种相关关系逐渐减弱。Khurana和Raman(2004)^[12]检验了不同法律诉讼风险背景下“四大”和“非四大”审计公司的权益资本成本的差异,他们发现在美国“四大”审计的公司的权益资本成本更低,但在其他诉讼风险更低的澳大利亚、加拿大和英国,“四大”审计的公司与“非四大”审计的公司的权益资本成本没有显著差异。

Dye(1993)^[13]、Dye(1995)^[14]都认为增加责任赔偿的力度有利于提高审计质量。Dye(1995)^[14]还指出,如果事务所从无限赔偿责任转为有限赔偿责任状态,对在事务所没有投资或者投入资本很少的审计师而言,由于其在公司的投入与提高审计质量的激励绑定在一起,因此他们将缺乏提供高质量审计服务的动力。Yu(2011)^[15]通过实验研究的方法得出的结论显示,严厉的法律制度能够提高审计师的独立性,而按责任比例承担损失赔偿的规则有助于敦促审计师提高努力水平。Smith(2012)^[16]还通过实验研究进一步发现,降低审计失败所应承担的法律赔偿责任,会给投资者传递审计质量下降的信号,甚至引起管理层旨在减少内部控制资源的投资。此外,宋衍蘅和肖星(2012)^[36]研究发现,审计师面临的法律风险增加时审计质量将提高,刘彬和韩传模(2011)^[37]通过博弈模型分析认为,特殊普通合伙制的无限责任赔偿机制更能促使事务所提高审计服务质量。

根据前文所述,事务所转制会导致审计师法律责任的变化,转制之后,会计师事务所以及注册会计师个体的法律风险提升,这不可避免地会使其调低审计风险的容忍度,促使其审计报告的行为更加谨慎。注册会计师会通过强化项目组人员配备、增加审计程序、加大项目质量控制复核力度等手段,将审计风险控制在适当的水平。特别地,对于签字合伙人,其本身就是事务所的所有者和管理者,与签字非合伙人相比,签字合伙人与事务所的利益目标更具一致性,审计行为往往更加稳健和保守(Gul et al., 2013)^[1],且在转为特殊普通合伙制之后,合伙人的法律责任和潜在诉讼风险大大增加,因此,相对于签字会计师中的非合伙人,具有合伙人身份的注册会计师可能会实施更加充分的审计程序,降低重要性水

平,降低其检查风险,规避由于可能的审计失败导致的法律风险。从而在转换为特殊普通合伙制之后,相较于签字非合伙人,签字合伙人对上市公司的盈余操控的容忍度可能会显著下调;而且基于自我保护、降低风险的考虑,提高对客户公司的会计稳健性要求。基于上述分析,本文提出如下基本研究假设:

事务所转为特殊普通合伙制,对签字合伙人的审计行为与审计质量的影响更加显著,相对于签字非合伙人,对其所审计客户公司的盈余管理行为的抑制作用更加明显、会计稳健性的提高程度也更大。

实证研究设计

一、模型构建与变量定义

本文采用盈余管理与会计稳健性作为审计质量的度量指标,为完成所提出的研究假说的检验,拟建立如下两个计量模型。

1. 盈余管理

借鉴Caramanis和Lennox(2008)^[17]、Gunny和Zhang(2013)^[18]、原红旗和韩维芳(2012)^[39]、Wang和Dou(2015)^[19]等人的研究,采用“可操控应计额”作为盈余管理程度的度量指标,所建立的模型如下:

$$DA = \alpha_0 + \alpha_1 LLP + \alpha_2 PARTNER + \alpha_3 LLP * PARTNER + \alpha_4 LNTA + \alpha_5 ROE + \alpha_6 LEV + \alpha_7 LOSS + \alpha_8 AGE + \alpha_9 ARINT + \alpha_{10} CURRENT + \alpha_{11} CATA + \alpha_{12} CFO + \alpha_{13} GROWTH + \alpha_{14} OP + \alpha_{15} BIG + \alpha_{16} Z_score + \varepsilon \quad (1)$$

模型(1)中,DA为可操控应计额,根据Kothari et al.(2005)^[20]提出的ROA-matched模型,DA的计算过程如下:

$$TA_t/A_{t-1} = \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(\Delta REV_t/A_{t-1}) + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \beta_4 ROA_t + \sigma$$

其中,TA_t是总应计利润(Total Accruals, TA),为经营利润减去经营活动产生的净现金流之差,A_{t-1}为上期期末总资产,ΔREV_t为本期销售收入与上期销售收入的差额,PPE_t为本期固定资产原值,ROA_t为本期总资产收益率,σ表示残差。通过分行业、分年度回归以上方程,计算其残差项作为可操控应计额DA,将DA的值代入检验模型(1)分析。

LLP是虚拟变量,如果事务所转为了特殊普通合伙制则设为1,其他为0。PARTNER表示签字注册会计师的合伙人身份,当两名³签字注册会计师中至少有一名为签

字合伙人时取值为1, 否则为0, 模型(1)中要检验的是交互项LLP*PARTNER的系数 α_3 , 如果 α_3 显著为负, 表明在其他条件不变的情况下, 事务所转为特殊普通合伙制, 对签字合伙人所审计客户公司盈余管理程度的抑制作用更加明显。模型(1)中控制变量的选择是根据Kothari et al.(2005)^[20]、罗党论和黄旸杨(2007)^[40]进行的, 各变量的符号和定义见表1。

2. 会计稳健性

会计稳健性作为审计质量的度量指标时, 其计量模型众多, 其中, Basu(1997)^[21]的盈余-股票报酬计量法被认为具有比较优势, 被广泛采用(张兆国等, 2012)^[41]。因此, 本文拟在Basu(1997)^[21]模型基础上, 建立如下计量模型:

$$E/P = \gamma_0 + \gamma_1 R + \gamma_2 DR + \gamma_3 R * DR + \gamma_4 LLP + \gamma_5 LLP * R + \gamma_6 LLP * DR + \gamma_7 LLP * R * DR + \gamma_8 LNTA + \gamma_9 LNTA * R + \gamma_{10} LNTA * DR + \gamma_{11} LNTA * R * DR + \gamma_{12} MB + \gamma_{13} MB * R + \gamma_{14} MB * DR + \gamma_{15} MB * R * DR + \gamma_{16} LEV + \gamma_{17} LEV * R + \gamma_{18} LEV * DR + \gamma_{19} LEV * R * DR + \delta \quad (2)$$

模型(2)中, E/P表示每股收益与期初的股票开盘价的比值, R表示公司当年5月1日到下一年度4月30日的个股年回报率, DR是个股年回报率的虚拟变量, 如果R小

于零则设为1。根据Basu(1997)^[21]采用股票回报的正负作为好消息或坏消息的指征, DR小于0表示坏消息, 大于0则表示好消息, 如果会计盈余对坏消息反映更快则认为更稳健, 因此, 如果事务所转制之后客户公司的会计稳健性提高, 那么估计LLP*R*DR的系数 γ_7 应显著为正。需要特别说明的是, 在研究事务所转制对不同审计师合伙人特征的审计客户会计稳健性可能带来的影响时, 考虑到模型(2)中已经涉及到了三个变量的交互项, 因此, 我们在研究设计上采用对样本分组回归, 比较两组回归结果的系数是否有显著差异的思路, 来判断面对事务所转制带来的法律风险变化时, 签字合伙人与签字非合伙人所审计客户公司会计稳健性的提高程度是否存在显著差异。为此, 我们首先设定表示注册会计师合伙人身份的变量PARTNER, 如果审计报告中的两名签字审计师中至少有一位是签字合伙人, 则PARTNER取值1, 否则为0, 然后, 按照分组之后的签字合伙人组(PARTNER=1)和签字非合伙人组(PARTNER=0)分别对模型(2)回归, 最后, 通过比较两组回归结果中待检验交互项的系数 γ_7 来判断事务所转制对签字合伙人与签字非合伙人审计质量的影响是否存在显著差异。另外, 参考Khan和Watts(2009)^[22]、Chen et al.(2010)^[23]以及Gul et al.(2013)^[1]的建议, 模型(2)中还控制了客户公司特征变量: 资产规模LNTA、资产负债率LEV、公司市场价值与账面价值的比值MB。模型(2)中所有变量的具体定义见表1。

二、样本选择与数据来源

本文以2009~2013年期间沪深两市A股非金融、保险业上市公司为初始样本, 选取已转制事务所在转制当年和转制前一年所审计同一批客户公司为样本, 根据样本公司年度财务报告中披露的签字注册会计师姓名, 我们从中国注册会计师协会网站上手工搜集了签字审计师个人信息的样本, 为确保转制前后对照样本完整有效, 剔除了注册会计师个人特征信息不完整的观测值, 我们按照“姓名——所属会计师事务所——注册会计师编号”三者唯一对应的原则交叉核对签字审计师的相关信息, 对异常和可能的错误信息, 反复查证后予以更正或删除, 最终我们获得了事务所转制当年的样本总数为1288个, 对应的转制前一年所审计同一批客户样本也为1288个, 因此, 共有2576个符合条件的样本观测数。样本研

表1 变量符号与定义

符号	定义
DA	可操控应计额
E/P	公司每股收益除以期初股票开盘价
LLP	事务所转制为了特殊普通合伙制等于1, 其他等于0
PARTNER	审计报告中至少有一位审计师为签字合伙人则取值1, 否则为0
R	从当年5月1日至下年4月30日的个股年回报率
DR	如果个股年回报率小于0则等于1, 其他等于0
LNTA	资产总额的自然对数
MB	股东权益的市值和账面价值之比
LEV	负债总额除以资产总额
ROE	净资产报酬率(股东权益回报率)
LOSS	连续两年亏损等于1, 其他等于0
AGE	公司上市年限
ARINT	应收账款加上存货除以资产总额
CURRENT	流动资产除以流动负债
CATA	流动资产除以净资产
CFO	来自经营活动的净现金流量除以总资产
GROWTH	营业收入增长率
OP	如果公司收到非标意见等于1, 其他等于0
BIG4	事务所为国际四大则取值1, 否则为0
Z_score	根据Altman(1968)计算的公司财务困境指数

究中的其他财务数据来自CSMAR国泰安数据库，为消除极端值可能对研究结果造成的影响，对所有连续变量在1%和99%水平上进行了winsorize处理，所有模型的回归分析均使用stata.13处理。

实证结果与分析

一、描述性统计

各变量的描述性统计如表2所示。从表2的统计结果可以看出，样本公司的可操控应计额DA的均值为0.002，而DA的最大值和最小值分别为0.417和-0.286，中位数为-0.002，这说明所观测样本公司中普遍存在盈余操控现象，且样本公司之间利用可操控应计进行盈余管理的程度差异较大。约有55%的样本公司个股年回报率为负，7.5%的公司连续两年亏损，样本公司的平均资产负债率为46.8%，平均净资产报酬率为7.1%，平均营业收入增长率为19.3%，财务困境指数(Z_score)的均值为1.293。所有样本公司中收到非标准审计意见的概率约为2.6%，约有6.4%的样本公司为“四大”的审计客户。此外，PARTNER的平均值为0.924，说明所有审计报告的两名签字审计师中，至少有一名为签字合伙人的比率约为

表2 描述性统计								
变量	Number	Mean	Sd	Min	P25	Median	P75	Max
DA	2576	0.002	0.087	-0.286	-0.045	-0.002	0.041	0.417
E/P	2576	0.025	0.043	-0.409	0.009	0.022	0.042	0.307
LLP	2576	0.500	0.500	0.000	0.000	0.500	1.000	1.000
PARTNER	2576	0.924	0.262	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
R	2576	0.045	0.383	-0.627	-0.207	-0.040	0.196	4.131
DR	2576	0.550	0.498	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
LNTA	2576	21.939	1.283	19.003	21.014	21.763	22.658	27.229
MB	2576	3.378	2.866	0.350	1.681	2.532	4.037	20.244
LEV	2576	0.468	0.213	0.041	0.305	0.485	0.632	0.992
ROE	2576	0.071	0.119	-0.646	0.033	0.075	0.123	0.402
LOSS	2576	0.075	0.264	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
AGE	2576	10.311	5.870	1.000	4.250	11.083	15.083	23.333
ARINT	2576	0.272	0.178	0.000	0.136	0.246	0.380	0.772
CURRENT	2576	2.301	2.938	0.203	1.007	1.442	2.286	22.699
CATA	2576	0.561	0.219	0.043	0.399	0.581	0.732	0.977
CFO	2576	0.047	0.098	-0.296	-0.003	0.046	0.099	0.383
GROWTH	2576	0.193	0.385	-0.299	0.027	0.115	0.237	3.258
OP	2576	0.026	0.160	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
BIG4	2576	0.064	0.265	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Z_score	2576	1.293	0.880	-6.542	0.842	1.269	1.714	8.935

92.4%，这意味着约占样本总数的7.6%、即196个观测值(或者说98个样本公司)的审计报告签字会计师为签字非合伙人。

二、回归结果分析

表3报告了模型(1)的回归结果。从表中第(1)列的结果看，交互项LLP*PARTNER的系数为-0.005，且在10%水平上显著为负，说明事务所转制对签字合伙人所审计客户公司的盈余操控抑制作用更加明显，表现为其所审计的客户公司在事务所转制后的可操控应计额下降更加明显。进一步地，由于客户公司正向或者负向的盈余操控可能造成的审计失败和风险往往不同，而会计师事务所转为特殊普通合伙制后，审计师的法律诉讼风险增加，通常会更加关注调高盈余的正向盈余操

表3 模型(1)回归结果			
变量	(1)	(2)	(3)
	DA	DA>0	DA<0
截距	0.014 (0.48)	0.149*** (4.50)	-0.074** (-2.30)
LLP	-0.008*** (-5.10)	-0.006*** (-2.97)	-0.006*** (-3.44)
PARTNER	-0.002 (-0.49)	-0.011 (-1.49)	-0.001 (-0.14)
LLP*PARTNER	-0.005* (-1.68)	-0.007** (-2.29)	-0.002 (-0.43)
LNTA	0.003** (2.31)	-0.004** (-2.39)	0.006*** (3.84)
ROE	0.001 (0.80)	0.002 (0.71)	-0.001 (-0.19)
LEV	-0.046*** (-4.78)	-0.003 (-0.31)	-0.053*** (-5.31)
LOSS	-0.022*** (-5.87)	-0.008* (-1.91)	-0.023*** (-5.66)
AGE	-0.001 (-0.78)	0.001 (1.47)	-0.001*** (-2.65)
ARINT	0.008 (0.61)	0.009 (0.57)	-0.006 (-0.40)
CURRENT	-0.001 (-0.70)	-0.001 (-0.71)	0.001 (0.03)
CATA	-0.082*** (-8.61)	-0.064*** (-5.70)	-0.054*** (-5.59)
CFO	-0.795*** (-37.22)	-0.616*** (-14.77)	-0.564*** (-16.43)
GROWTH	0.072*** (7.02)	0.096*** (9.94)	0.005 (0.75)
OP	-0.005 (-0.86)	-0.004 (-0.74)	-0.009 (-1.21)
BIG4	-0.009** (-2.06)	0.008 (1.51)	-0.010** (-2.31)
Z_score	0.009*** (3.73)	0.011*** (4.10)	0.004* (1.74)
R ²	0.728	0.660	0.596
N	2576	1236	1340

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著水平上显著；所有回归结果是处理异方差和序列相关误差后的结果。

纵,从而对高估盈余的操控行为严格抑制,因此,本文参考Kim et al.(2003)^[24]、原红旗和韩维芳(2012)^[39]等人的做法,按照可操控应计DA的方向将全部观测样本分为DA>0与DA<0,分组后的样本分别对模型(1)进一步回归,表3第(2)列和第(3)列的结果显示,在DA>0组,交互项LLP*PARTNER的系数为-0.007,且在5%水平上显著,这说明事务所转制对签字合伙人所审计客户公司的正向盈余操控行为的抑制作用明显,在DA<0组,交互项

LLP*PARTNER的系数依然为负,但不显著,说明在负向盈余操控组,事务所转制对客户公司的盈余操控行为的抑制效果并不明显,由此可见,区分可操控应计DA的方向后的回归结果与已有研究结果是一致的。

表4报告了模型(2)的回归结果,从表中第(1)列的基本模型回归结果可见,待检验交互项LLP*R*DR的系数在签字合伙人(PARTNER=1)样本组为0.063(5%水平显著),第(3)列的结果显示控制公司特征回归后的这一系数为0.057(1%水平显著),这说明事务所转为特殊普通合伙制显著提高了签字合伙人所审计客户公司的会计稳健性。从表中第(2)列的基本模型回归结果可知,待检验交互项LLP*R*DR的系数在签字非合伙人(PARTNER=0)样本组为0.042(不显著),第(4)列控制了公司特征回归后的结果显示这一系数仍不显著,这说明事务所转制对签字非合伙人所审计客户公司的会计稳健性并未产生显著影响。此外,不论是基本模型回归还是控制公司特征的回归,其分组后回归的组间回归系数的Chow检验结果都是十分显著的。这些都一致说明,事务所转制对签字合伙人与签字非合伙人的会计稳健性影响是不同的,签字合伙人在面临事务所转制带来的法律责任和潜在诉讼风险增加时,审计报告行为变化更大,所审计客户公司的会计稳健性显著提高,而签字非合伙人由于转制给他们带来的法律责任和风险的变化并未真正落实,其所审计客户公司的会计稳健性并未得到显著提高。

综合以上两个模型的回归结果可见,事务所转制对签字合伙人与签字非合伙人的审计行为的影响是不同的,具体表现在:事务所转制对签字合伙人所审计客户公司的盈余操控行为抑制作用更加明显,并且显著提高了签字合伙人所审计客户公司的会计稳健性,而对签字非合伙人,无论是从盈余管理还是会计稳健性的角度,其检验结果都证明转制对他们的积极作用并不明显。造成这一差异的原因,正如前文中所分析,是在于此次事务所转制给签字合伙人与签字非合伙人带来的法律责任和风险的变化是不同的。显然,事务所组织形式向特殊普通合伙制的转变,使得签字合伙人的法律责任和潜在诉讼风险大大增加,为规避可能的审计失败和损失,签字合伙人势必采取更为审慎的审计方法和程序,努力控制审计风险,提高审计服务的质量,而对签字非合伙

表4 模型(2)回归结果

变量	基本模型回归结果		控制公司特征的回归结果	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	PARTNER=1	PARTNER=0	PARTNER=1	PARTNER=0
截距	0.027*** (12.78)	0.030* (1.96)	-0.272*** (-5.91)	-0.339* (-1.74)
R	0.010* (1.93)	0.018 (0.97)	-0.018 (-0.19)	-0.106 (-0.29)
DR	0.004 (1.23)	-0.005 (-0.31)	0.122** (2.03)	0.206 (0.81)
R*DR	0.037*** (2.67)	0.004 (0.12)	0.334 (1.51)	-0.265 (-0.41)
LLP	0.002 (0.72)	0.011 (0.67)	0.001 (0.02)	0.016 (1.01)
LLP*R	-0.015** (-2.32)	-0.025 (-1.07)	-0.017*** (-3.02)	-0.055* (-1.79)
LLP*DR	0.002 (0.30)	-0.009 (-0.44)	0.005 (0.99)	-0.026 (-1.32)
LLP*R*DR	0.063** (2.25)	0.042 (1.37)	0.057*** (2.69)	0.044 (1.05)
LNTA			0.015*** (6.57)	0.018* (1.95)
LNTA*R			0.002 (0.49)	0.005 (0.29)
LNTA*DR			-0.006** (-2.09)	-0.010 (-0.82)
LNTA*DR*R			-0.018* (-1.74)	0.017 (0.55)
MB			0.001 (0.63)	0.001 (0.19)
MB*R			-0.002** (-2.03)	0.001 (0.03)
MB*DR			-0.002* (-1.86)	-0.009 (-1.39)
MB*DR*R			-0.008** (-2.55)	-0.025 (-1.64)
LEV			-0.042*** (-3.33)	-0.076 (-1.43)
LEV*R			-0.012 (-0.47)	0.061 (0.79)
LEV*DR			0.034** (2.10)	0.087 (1.52)
LEV*DR*R			0.244*** (3.97)	-0.004 (-0.03)
Chow检验	(F=7.79***, P=0.000)		(F=3.84***, p=0.000)	
R ²	0.030	0.059	0.169	0.202
N	2380	196	2380	196

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著水平上显著;所有回归结果是处理异方差和序列相关误差后的结果。

人, 由于其在事务所转制前后所承担的法律责任和面临的诉讼风险并未产生是实质上的改变, 或者说转制给他们带来的潜在审计失败风险并未真正落实, 所以, 其所审计客户公司的可操控应计额和会计稳健性在转制后均未发生显著变化, 审计服务质量并未得到提高, 这与本文的理论分析是一致的, 两个检验模型的结果均支持了我们的研究假说。

三、稳健性检验

为进一步增强本文研究结果的稳健性, 我们继续从以下几个方面对文中的两个模型做了稳健性检验。

1. 剔除“四大”样本

考虑到在此次事务所向特殊普通合伙制的转制过程中, “四大”还同时进行了本土化的转制, 从而导致可能很难区分两种“转制”对审计质量的影响, 因此, 将“四大”样本剔除, 在剩余样本中重新对模型(1)和模型(2)分别回归, 表5中Panel A结果显示: 剔除“四大”后的样本回归结果与前文中全样本下的各模型检验结果是一致的。

2. 剔除“换师”样本

在我们的研究样本中, 部分样本本公司在事务所转制前后更换了签字审计师⁴, 为避免由于更换签字审计师给本文的研究结果带来的“噪音”, 将审计客户公司在转制前后所聘事务所中存在“换师不换所”的样本删除, 净化后的样本再次分别按照我们建立的两个模型回归, 表5中Panel B结果说明, 剔除“换师”样本后的检验结果与前文的研究结果吻合。

3. 控制行业固定效应

考虑到行业固定效应可能对研究结果造成一定的影响, 分别在模型(1)和模型(2)的基础上做了以下处理: 第一, 模型(1)中直接引入行业控制变量, 控制行业固定效应后的结果报告于表5Panel C。第二, 参考Ramalingegowda和Yu(2012)^[25]对行业控制变量的处理, 在模型(2)的基础上, 引入行业虚拟变量INDU, 并与模型(2)中的R、DR、R*DR生成交互项INDU*R、INDU*DR、INDU*R*DR, 然后将行业虚拟变量INDU和新生成的交互项全部代入原模型(2)重新回归。表5中Panel C结果说明控制行业固定效应后的结果与前文中两模型的回归结果一致。

4. 样本配对

考虑到分组后的签字非合伙人样本个数(PARTNER=0)

表5 稳健性检验结果

Panel A 剔除“四大”样本				
模型(1)回归结果				
变量	DA	DA>0	DA<0	
LLP*PARTNER	-0.006* (-1.86)	-0.007*** (-3.18)	-0.002 (-0.36)	
R ²	0.729	0.663	0.601	
N	2412	1182	1230	
模型(2)回归结果				
变量	基本模型回归结果		控制公司特征的回归结果	
	PARTNER=1	PARTNER=0	PARTNER=1	PARTNER=0
LLP*R*DR	0.034* (1.75)	0.029 (0.67)	0.040** (2.33)	0.034 (0.60)
Chow检验	(F=16.87***, P=0.000)		(F=11.44***, P=0.000)	
R ²	0.028	0.058	0.160	0.183
N	2224	188	2224	188
Panel B 剔除“换师”样本				
模型(1)回归结果				
变量	DA	DA>0	DA<0	
LLP*PARTNER	-0.007** (-2.13)	-0.009** (-2.20)	-0.005 (-1.35)	
R ²	0.709	0.650	0.583	
N	2176	1036	1140	
模型(2)回归结果				
变量	基本模型回归结果		控制公司特征的回归结果	
	PARTNER=1	PARTNER=0	PARTNER=1	PARTNER=0
LLP*R*DR	0.101*** (2.79)	0.053** (2.15)	0.090*** (3.14)	0.055 (1.63)
Chow检验	(F=15.37***, P=0.000)		(11.58***, P=0.000)	
R ²	0.030	0.051	0.163	0.180
N	2022	154	2022	154
Panel C 控制行业固定效应				
模型(1)回归结果				
变量	DA	DA>0	DA<0	
LLP*PARTNER	-0.005* (-1.72)	-0.007*** (-3.30)	-0.005 (-1.51)	
R ²	0.732	0.667	0.616	
N	2576	1236	1340	
模型(2)回归结果				
变量	基本模型回归结果		控制公司特征的回归结果	
	PARTNER=1	PARTNER=0	PARTNER=1	PARTNER=0
LLP*R*DR	0.033* (1.70)	0.017 (0.40)	0.040** (2.37)	0.018 (0.31)
Chow检验	(F=8.37***, P=0.000)		(11.58***, P=0.000)	
R ²	0.046	0.104	0.180	0.210
N	2380	196	2380	196
Panel D 样本配对				
模型(1)回归结果				
变量	DA	DA>0	DA<0	
LLP*PARTNER	-0.016* (-1.88)	-0.011* (-1.85)	-0.009 (-0.95)	
R ²	0.731	0.708	0.593	
N	392	176	216	
模型(2)回归结果				
变量	基本模型回归结果		控制公司特征的回归结果	
	PARTNER=1	PARTNER=0	PARTNER=1	PARTNER=0
LLP*R*DR	0.053** (2.31)	0.042 (1.37)	0.062** (2.53)	0.044 (1.05)
Chow检验	(F=9.73**, P=0.000)		(F=3.20***, P=0.000)	
R ²	0.056	0.059	0.189	0.202
N	196	196	196	196

注: 限于篇幅, 本表只报告了待检验变量的回归结果以及Chow检验结果; **、*、*分别表示在1%、5%和10%的显著水平上显著; 所有回归结果是处理异方差和序列相关误差后的结果。

相对于签字合伙人(PARTNER=1)偏少,我们继续按照同年度、同行业、业绩(ROE)最接近的原则,将196个PARTNER=0的样本同时配对196个PARTNER=1的样本,将完成配对后的392个样本在原模型(1)和模型(2)中重新回归。表5中Panel D的结果证明,进行样本配对后的结果仍与前文所报告的全样本下的研究结果是一致的。

以上稳健性检验的结果再次证明,事务所转制对签字合伙人与签字非合伙人的审计行为和审计质量的影响是不同的,事务所转制后,签字合伙人的审计行为发生显著变化,所审计客户公司的盈余操控程度下降更加明显,会计稳健性得到显著提高;而签字非合伙人受事务所转制的影响并不明显,稳健性检验的结果与我们的研究结论一致。

研究结论

本文以事务所转制前后所审计同一批客户公司为研究样本,在现有文献研究事务所转制对审计质量影响的基本效应基础上,进一步考虑转制对签字合伙人和签字非合伙人带来的不同法律风险变化时,转制对二者审计行为影响的差异。研究发现:事务所转制对签字合伙人与签字非合伙人的审计行为和审计质量的影响是不同

的,转制后签字合伙人所审计客户公司的盈余操控行为得到明显抑制,会计稳健性显著提高;而对于签字非合伙人,转制带来的这些积极作用并不明显。造成这一结果的原因是事务所转制给签字合伙人与签字非合伙人所带来的法律责任和风险的变化是不同的,转制更大程度上提高了签字合伙人的法律责任和潜在诉讼风险。本文基于事务所转制的自然实验展开研究,这种动态环境的变化有利于更好地检验审计师个人特征对审计质量的影响机制,本文的发现丰富了审计师个人层面对审计质量研究的相关文献,深化了事务所组织形式对审计质量影响机制的研究。

此外,本文从纵向研究事务所转制前后所审计的同一批客户公司的审计师质量的变化,这是研究政策效果的纵列数据模型法,有别于过去的DID模型要求样本的独立同分布,同时克服了DID模型下可能存在的内生性问题(徐晋涛等, 2004)^[42],为将来的同类研究提供了新的计量模型参考。

[本研究得到国家自然科学基金“终极控制股东,社会资本与银行贷款契约”(项目编号:71472157),国家自然科学基金“终极控制股东,投资者法律保护与会计稳健性”(项目编号:71272140),国家自然科学基金“终极控制股东,制度环境与权益资本成本”(项目编号:71002062)和国家自然科学基金项目“会计师事务所组织形式变迁、法律责任与审计质量”(项目编号:71262013)的资助]

注释

1. 在《规定》实施之前,具备证券资格的普通合伙制事务所仅广东大华德律师事务所和五洲松德事务所,其审计的上市公司数量相对较少且后来均被其他事务所合并,也即转制之前大多数事务所均为有限责任公司。故而,本文重点考察有限责任公司转换为特殊普通合伙制,下文若未做特殊说明,均指该种形式的转制。

2. 后文简称为“签字合伙人”与“签字非合伙人”。

3. 极个别事务所出具的审计报告也可能是由3名审计师共同签名的,对于这种情况,我们选取前2名签字审计师作为研究对象。

4. 尽管我们选取同一公司在转制前后的观测值为样本,但即使是同一事务所审计的同一公司,也可能存在“换师不换所”的情况。

参考文献:

[1] Gul F. A., Wu D., and Yang Z. Do Individual Auditors Affect Quality? Evidence from archival data[J]. The Accounting Review, 2013, 88(6): 1993-2023.

[2] Firth M., Mo P. L. L., and Wong R. M. K. Auditor's Organizational Form, Legal Liability, and Reporting Conservatism: Evidence from China[J]. Contemporary Accounting Research, 2012, 29(1): 57-93.

[3] Muzatko S. R., Johnstone K. M., Mayhew B. W., and Rittenberg L. E. An Empirical Investigation of IPO Underpricing and the Change to the LLP Organization of Audit Firms[J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2004, 23(1): 53-67.

[4] Lennox C., and Li B. The Consequences of Protecting Audit

Partners' Personal Assets from the Threat of Liability[J]. Journal of Accounting and Economics, 2012, 54(2-3): 154-173.

[5] Schwartz R. Legal Regimes, Audit Quality and Investment[J]. The Accounting Review, 1997, 72(3): 385-406.

[6] Liu C., and Wang T. Auditor Liability and Business Investment[J]. Contemporary Accounting Research, 2006, 23(4): 1051-1071.

[7] Shu S. Z. Auditor Resignations: Clientele Effects and Legal Liability[J]. Journal of Accounting and Economics, 2000, 29(2): 173-205.

[8] Seetharaman A., Gul F. A., and Lynn S. G. Litigation Risk and Audit Fees: Evidence from UK Firms Cross-listed on US Markets[J]. Journal of Accounting and Economics, 2002, 33(1): 91-115.

(下转第45页)