## 审计师工作量压力与盈余质量

### ——基于门槛模型的研究

闫焕民1,王子佳1,王浩宇1,严泽浩2

(1. 南昌大学 经济管理学院, 江西 南昌 330031; 2. 厦门大学 财务管理与会计研究院, 福建 厦门 361005)

[摘 要]采用2012—2016年我国上市公司及其签字审计师为样本,引入门槛回归模型,实证分析不同事务所组织机制支持下审计师个人工作量压力如何影响审计行为决策及盈余质量。研究结果表明:会计师事务所行业专长存在门槛效应,行业专长水平越高,事务所组织支持力度越大,审计师工作量压力对公司盈余质量的负面影响越小;会计师事务所综合评价存在门槛效应,事务所综合评价水平越低,事务所组织支持力度越小,审计师工作量压力对公司盈余质量的负面影响越大;会计师事务所人力资本存在门槛效应,人力资本质量越高,审计师工作效率越高,审计师工作量压力对公司盈余质量的负面影响越小。

[关键词]签字审计师;工作量压力;盈余质量;审计质量;组织支持机制;门槛效应

[中图分类号] F239; F275 [文献标志码] A [文章编号] 2096-3114(2020)01-0013-12

#### 一、引言

当今社会,任何职业都面临着不同程度的工作压力,注册会计师审计职业亦不例外,尤其在每年一月至四月的公司年报审计忙季,审计师平均每日工作时间达十几小时,工作量聚集,压力感知尤为显著。美国公众公司会计监督委员会(PCAOB)曾表示担忧,审计师工作量负荷可能会影响审计师专业胜任能力的发挥,进而影响审计工作效率。在我国,审计市场竞争激烈,审计行业高端人才短缺,而且审计师肩负着资本市场"看门人"的重要职责,出具合理公正的审计报告是其工作的基本职责,也是投资者、债权人以及监管部门对审计职业者的期望。因此,在审计忙季,时间紧、任务重、期望高以及审计师人力资源缺乏加剧了审计师个体的工作量压力感知。那么,置于公司年报审计工作中,一个现实问题是审计师工作量压力是否会影响执业质量?更重要的是,事务所组织支持机制如何调节这一压力传导机制?遗憾的是,中外学界针对上述问题的研究尚且不多,仅有少量的问卷调查或实验研究但结论不一[1-2],这主要囿于大样本数据的可获取性。然而幸运的是,我国证监会要求上市公司必须披露年报签字审计师信息,这为学者们进行相关研究提供了基础数据支持。鉴于此,本文拟以2012年至2016年我国A股上市公司及其签字审计师为样本,采用大样本数据实证分析审计师工作量压力如何影响盈余质量,以厘清个人工作量压力影响审计行为的作用机理,并探讨这一压力反应的应对机制。

#### 二、文献综述

20世纪以来,随着心理学和社会学研究的不断推进,工作压力问题逐渐成为一个重要议题,诸多学者

<sup>[</sup>收稿日期]2019-06-26

<sup>[</sup>基金项目]国家自然科学基金项目(71662021);江西省高校人文社会科学研究青年项目(JJ19217)

<sup>[</sup>作者简介] 闫焕民(1986—),男,山东阳信人,南昌大学经济管理学院副教授,博士,主要研究方向为审计理论与方法,邮箱: yhmjx-ufe@163.com;王子佳(1997—),女,吉林白城人,南昌大学经济管理学院硕士生,主要研究方向为注册会计师审计;王浩宇(1994—),男,山东潍坊人,南昌大学经济管理学院硕士生,主要研究方向为公司治理;严泽浩(1994—),男,江西南昌人,厦门大学财务管理与会计研究院博士生,主要研究方向为公司财务。

针对这一问题展开了讨论,有学者认为工作压力有利于刺激工作绩效,亦有学者认为工作压力会对工作绩效产生负面影响<sup>[3]</sup>, Karasek 综合两种观点提出了"交互作用"理论<sup>[4]</sup>,这一系列研究成果奠定了个人工作压力的理论基础。然而,在审计研究领域,审计师工作量是构成工作压力的主要因素之一,其如何影响审计工作效率及质量,关于此方面的文献甚少。为保证研究问题的明晰性,本文主要从盈余质量的影响因素、审计师工作量压力的经济后果两个方面进行文献梳理。

#### (一) 关于盈余质量的影响因素研究

盈余质量的影响因素主要涵盖公司自身财务状况、治理机制、外部监管等方面。(1)基于公司财务状 况的研究。胥朝阳和刘睿智研究发现,会计信息可比性的提高能够抑制应计盈余管理,提高盈余质量[5]; 闫绪奇和高雨通过研究资产质量与盈余质量之间的关系发现,高虚拟资产组公司有明显的盈余操纵迹 象,降低了盈余质量[6]。(2)基于公司治理机制的研究。从公司内部治理角度来看,高质量内部控制能够抑 制公司的会计选择盈余管理和真实活动盈余管理,提高盈余质量[7];从公司管理层角度来看,家族成员担 任高管的家族企业能够显著提高盈余质量[8];另外,胡奕明和唐松莲研究发现,具有财务或会计背景的独 立董事在董事会中占比越高,上市公司的盈余质量越高<sup>⑤</sup>。(3)基于公司外部监管机制的研究。一方面,媒 体监督可以有效制约上市公司的盈余管理行为,法治水平的提高可以降低上市公司的盈余管理程度[10]。 另一方面,作为公司外部监管制度安排中的重要一环,审计必然会对公司盈余质量产生重要影响,而审计 师特征在其中起着重要作用,具体表现在:其一,审计师人口特征。与男性审计师相比,女性审计师会更 加谨慎,被审计公司的盈余质量更高[11];年龄越大的审计师越谨慎,被审计单位的盈余质量亦会越 高[12-13];审计师的教育背景、是否具有大规模事务所工作经历、职位级别均会影响盈余质量[14-15]。其二,审 计师执业特征。审计师的工作经验能够帮助其做出正确的审计判断,丰富的行业经验能够抑制被审计公 司的盈余操纵行为,提高盈余质量[16-17];审计师的执业年限越长,越有利于审计经验积累,从而对盈余质 量的正向作用越明显[18]。其三,审计师任期。关于审计师任期对盈余质量的影响,目前学界观点不一。 Carey 和 Simnett、江伟和李斌认为,审计师任期的延长使得审计师与被审计公司之间的关系更为密切,这 破坏了审计师的独立性,影响了被审计公司的盈余质量[19-20]; Myers 等则认为,审计师任期的延长有助于 审计师加深对被审计公司的了解,更熟悉客户公司的财务状况和以往年度存在审计调整的关键事项等, 有利于提高被审计公司的盈余质量[21];Chi和Huang、吴伟荣和郑宝红研究发现,审计师任期与公司盈余质 量之间并非线性关系,而是呈U型关系[22-23]。

#### (二)关于审计师工作量压力的经济后果研究

在实验研究中,Coram、Soobaroyen和 Chengabroyan、Agoglia等采用调查分析的方法研究发现,审计师工作量等方面的压力会降低审计效率,影响审计师决策及工作质量<sup>[24-26]</sup>;刘成立采用案例研究发现,审计师在审计活动中的时间过短会使得审计程序无法有效进行,进而降低盈余质量<sup>[27]</sup>;Margheim等也研究发现,年报的时间期限会增加审计师个体层面的压力感知<sup>[28]</sup>。在实证研究中,López和Peters从事务所层面人手研究发现,超负荷的工作量会损害盈余质量<sup>[29]</sup>。此外,针对审计师审计活动中的忙碌程度,学者们的研究结论产生了分歧,Sundgren和 Svanström、Gul等研究发现,审计师过度忙碌不利于审计质量的提高<sup>[30-31]</sup>;Goodwin和Wu研究发现,个体能否承受压力决定审计师的忙碌程度是否处于均衡状态<sup>[32]</sup>;Choo则认为工作压力与审计判断绩效之间呈倒U型关系<sup>[33]</sup>,黄海艳和柏培文对南京、苏州等地区几家事务所的问卷调查分析结果亦如此<sup>[34]</sup>,但囿于调查样本的代表性,这一研究结论的普适性有待商榷。

综上,现有研究大都采用实验研究或调查分析方法来探讨审计师工作量对审计判断绩效或盈余质量的影响<sup>11</sup>,虽然此类研究方法亦有局限性,但为后续研究提供了很好的理论启示。本文拟基于审计师个体感知视角展开系统研究,以弥补该方面研究的不足,预期有助于解答审计师工作压力实践问题,为完善审计行为监管政策提供科学依据。本文可能的贡献在于:其一,基于心理学理论刻画我国审计师工作量压力现状并检验其影响结果,为公司盈余质量决定机制提供新视角下的理论解释与经验证据;其二,采用门

槛回归模型探究事务所组织支持机制的门槛效应,从而有效区分审计师工作量压力在不同情境下对公司 盈余质量的影响,为事务所合理配置审计资源并有效控制工作压力反应提供科学依据与决策参考。

#### 三、理论分析

通常,人们对工作量压力的认知是:某一组织中的个体成员承担相应的工作负荷而表现在生理、心理和行为等方面的综合反应特征。Karasek提出了经典的JD-C工作压力模型,他认为工作压力主要包括工作需求和工作控制,其中工作需求表示工作的数量和难度,工作控制表示个人对工作需求的反作用,工作压力水平与工作需求强度正相关,与工作控制能力负相关<sup>[4]</sup>。在审计实务工作中,审计师工作量压力体现为审计师工作量负荷、时间限制与审计师可支配资源有限性之间的"冲突",那么在这一"冲突"作用的链条中,审计师个体工作量压力如何影响客户公司的盈余质量?

为厘清这一作用机理,本文从时间资源有限性、个人精力资源有限性以及"成本-收益原则"三个方面 展开分析。第一,时间资源有限性。已有学者研究发现,时间资源有限性是影响审计策略与行为的主要 原因[28,35]。具体来说:一方面,我国证监会明确规定上市公司应于每年的4月30日前披露年度财务报告, 这表明审计师的工作存在明确的时间限制,其必须在规定时间内完成审计工作并且出具审计报告。在这 种情况下,客户公司规模越大,业务就越复杂,审计工作量便会随之增加,从而必然导致审计时间增加,个 体时间压力越明显。另一方面,根据近五年的统计数据,我国签字审计师平均每年的签字客户公司达到 三个以上,因此他们必须根据每个审计项目的实际情况合理分配审计时间,包括项目成员安排、工时分配 等。同一审计师在某一年度的签字客户公司数量越多,则超过其可控范围的可能性越大,这些都将直接 影响审计程序的实施效率与效果。第二,个人精力资源有限性。审计是一项工作精力投入很大的特殊服 务工作,但行业的整体满意度仍然较低[36]。在每年的审计"忙季",审计师承担的审计项目会更多,业务复 杂度会更大,个人工作精力消耗会更加严重。针对这种特殊的工作环境,审计团队采取的应对措施通常 是延长工作时间,这种超强度的工作形式通常会持续数月,这无疑会影响审计效率和效果。更值得一提 的是,由于审计师长期处于高强度工作压力之下,因此一旦超过个人精力承受范围,就不可避免地会产生 职业倦怠,这可能会导致审计师的审计效率下降,接受值得怀疑的审计证据,较少进行重复执行或重复计 算,从而增加审计失误的可能性,无法准确识别公司的盈余管理行为,进而降低公司盈余质量。第三,"成 本-收益原则"。虽然审计师有"经济警察"的美名,但是事实上会计师事务所却是有限理性、自负盈亏的, 其能够为审计师提供的人力、物力、智力资源等组织支持是有限的,这表明审计师在既定的审计资源条件 下,在执行审计工作时必须要遵守"成本-收益原则"。具体来说,公正合理地出具审计报告、保证审计质 量是审计师工作的基本职责,但置于审计工作现实状况下,审计师通常为审计项目分配的各种时间资源、 精力资源以及其他成本都是有限的。审计师负责的审计项目难度越大、数量越多,其控制审计成本的压 力越大,而面对公司股东、投资者与债权人等利益相关者的高审计质量期望与事务所对审计质量的严格 控制和要求,两者之间就会产生冲突。这种高审计质量期望与有限成本投入之间的冲突会导致违背审计 准则等不道德行为的发生,从而增加审计失败的可能性,降低审计师识别并抑制公司盈余管理行为的 概率。

基于上述三个方面的理论分析,我们可以推断审计师个人工作量压力对公司盈余质量具有负面影响。无论是时间资源、个人精力资源有限条件下的可投入资源不足,还是"成本-收益原则"下的道德背离,审计师工作量压力均有可能引发职业倦怠等不良情绪,影响审计师的心理活动和行为决策,进而影响审计程序效率及审计监督效果发挥。然而,不容忽视的是,个人工作行为必须依赖于团队组织,组织特征也是影响个人工作行为与绩效的重要因素,其中组织内部支持机制直接影响组内成员的利益分配和委托契约的执行情况,从而影响组内个体的工作绩效。一方面,我国正在推进资本市场健康稳定发展,事务所

面临快发展与高风险并存的竞争环境,在这样的背景下,良好的内部治理机制有助于缓解审计师个体对工作量压力的感知。另一方面,审计师从事审计业务活动不是"单兵作战",而是"团队作业",那么事务所的组织支持机制尤为重要,这包括事务所在客户公司所属行业的审计工作经验积累以及逐渐形成的行业专长,事务所的行业综合评价情况以及人力资本构成情况等多个方面。总之,在不同的事务所组织支持机制下,审计师个人的工作量压力反应及其影响可能不同,即事务所组织支持机制存在门槛效应,由此本文提出如下假设:

H.: 限定其他条件, 审计师个人的工作量压力越大, 公司盈余质量越差。

 $H_2$ :限定其他条件,在不同的事务所组织支持机制下,审计师工作量压力对盈余质量的负面影响存在门槛效应。

#### 四、研究设计

#### (一)样本选择

本文采用 2012年至 2016年我国上市公司及其年度财务报告签字审计师为初始样本,并根据研究需要进行如下筛选:(1)剔除金融保险行业的公司;(2)剔除审计师个人信息缺失的公司;(3)由于门槛回归模型要求样本数据为平衡面板,因此剔除相关财务数据缺失的公司。经筛选,本文最终收集到 1253 家上市公司的面板数据。此外,本文对连续变量均进行首尾 1%的 Winsorize 处理。数据来源于 WIND 数据库和 CSMAR 数据库。

#### (二)变量选取

#### 1.解释变量

本文的解释变量为审计师个人工作量压力。借鉴 Yan 和 Xie、施先旺等的研究,我们以签字审计师审计的上市公司客户为基础来衡量个人工作量,既要考虑个人审计的客户公司数量,又要考虑每家公司的业务复杂度差异[37-38]。因此,本文对审计师个人工作量压力(WS)的计算方法如下:

$$WS = \frac{\sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{n} TA_{ij}}{m} \tag{1}$$

在式(1)中, $TA_{ij}$ 表示审计师i审计的客户公司j的总资产的自然对数,n表示签字审计师i当年审计的客户公司总数,m表示客户公司年报的签字审计师数量。WS反映了特定公司审计报告的签字审计师组合平均担负的个人工作量水平。

#### 2.被解释变量

本文的被解释变量为盈余质量,我们采用修正的琼斯模型来估计公司操纵性应计并取其绝对值,以 此来度量公司盈余质量。

#### 3.门槛变量

事务所组织支持可能会影响审计师个人工作量压力与盈余管理之间的关系,本文设定三个门槛变量来反映事务所的组织支持机制:一是行业专长,采用事务所累计审计的某行业客户资产(取自然对数)来衡量;二是综合评价,采用各事务所的年度综合评价得分来衡量;三是人力资本,采用事务所的签字审计师人均审计的客户资产(取自然对数)来衡量。

#### 4.控制变量

本文借鉴刘笑霞和李明辉<sup>[13]</sup>、Yan和Xie<sup>[37]</sup>、闫焕民<sup>[17]</sup>的研究结果,控制其他可能影响盈余质量的变量:公司财务指标,如资产负债率(SIZE)、经营现金流(CF)、盈利状况(EPS);公司个体特征指标,如股权结构(ES)、公司年龄(AGE)、产权性质(SOE)、董事长与总经理两职合一(DUAL);事务所特征指标,如事务所为公司审计累计任期年数(TENURE)、事务所改聘(CHG);审计师特征指标,如审计师性别(GEN)、审

计师年龄(AUD AGE)。同时, 本文控制年度(YEAR)和公司

(FIRM)层面的固定效应。

#### 变量的具体说明见表1。 (三)模型构建

1. 门槛模型的一般形式

本文认为在不同的门槛值 区间内,审计师工作量压力与 盈余质量之间的相关关系会发 生变化,即二者之间并非呈单 一线性关系。因此,本文借鉴 闫焕民等[39]、孔东民[40]、孙戈兵 等[41]的研究,考察在不同事务 所组织支持机制下,引入门槛 面板回归模型对审计师工作量 压力与盈余质量之间的关系进

#### 表1变量定义

变量类别	变量名称	变量符号	变量说明
解释变量	工作量压力	WS	见上文公式(1)
被解释变量	盈余质量	DA	操纵性应计额的绝对值
	行业专长	SPE	事务所累计审计的某行业客户资产(取自然对数)
门槛变量	综合评价	SCORE	中注协公布的事务所年度综合得分
	人力资本	AVRCPA	事务所的审计师人均审计的客户资产(取自然对数)
	财务状况	DEBT	资产负债比率
	公司规模	SIZE	总资产的自然对数
	现金流状况	CF	每股经营活动现金净流量
	盈利状况	EPS	每股盈利
	股权结构	ES	第二至第十大股东持股数量之和与第一大股东持股数量
	八人人人 5日 个时	ES	比值
	公司年龄	AGE	公司成立年数
控制变量	产权性质	SOE	国企取1,否则取0
	两职合一	DUAL	董事长与总经理两职合一取1,否则取0
	事务所任期	TENURE	事务所为公司审计累计任期年数
	事务所改聘	CHG	发生改聘取1,否则取0
	审计师性别	GEN	至少存在一名女性审计师取1,否则取0
	审计师年龄	$AUD\_AGE$	取两位审计师中年龄较大者
	年度固定效应	YEAR	虚拟变量
	公司固定效应	FIRM	虚拟变量

行研究,并构建固定效应面板门槛模型如下:

$$\begin{cases} y_{ii} = \mu_i + \beta_1 x_{ii} + \varepsilon_{ii} (q_{ii} \leq \gamma) \\ y_{ii} = \mu_i + \beta_2 x_{ii} + \varepsilon_{ii} (q_{ii} \leq \gamma) \end{cases}$$
(2)

其中, $\gamma_a$ 为被解释变量, $x_a$ 为解释变量, $q_a$ 为门槛变量(可以是解释变量的一部分), $\gamma$ 为待估计的门限 值, $\varepsilon_{ii}$ 为扰动项。使用示性函数 $I(\cdot)$ 表示如下:

$$y_{ii} = \mu_i + \beta_1 x_{ii} I(q_{ii} \le \gamma) + \beta_2 x_{ii} I(q_{ii} > \gamma) + \varepsilon_{ii}$$
(3)

对于任意的门槛值,对其进行最小二乘估计,可以获得残差平方和:

$$S_{1}(\gamma) = \hat{e} (\gamma)^{T} \hat{e} (\gamma)$$
(4)

那么门槛估计值应为:

$$\hat{\gamma} = \operatorname{argmin} S_1(\gamma) \tag{5}$$

即最小残差平方和 $S_{i}(\gamma)$ 对应的 $\gamma$ 为门槛估计值 $\gamma$ ,根据 $\gamma$ 可以求出斜率系数的估计值 $\beta = \beta (\gamma)$ 及 残差方差的估计值:

$$\hat{\sigma} = \frac{\hat{e} (\gamma)^T \hat{e} (\gamma)}{T} = \frac{S_1(\gamma)}{T}$$
(6)

基于此,本文检验门槛效应是否确实存在以及门槛值是否为真实值。

2.模型的估计和检验

首先,在检验门槛效应是否存在时,原假设为 $H_0:\beta_1=\beta_2$ ,备择假设为 $H_1:\beta_1\neq\beta_2$ 。同时,我们构造LM统 计量:

$$L = n \frac{S_0 - S_n(\gamma)}{S_n(\gamma)} \tag{7}$$

其中,残差平方和为 $S_0$ ,通过"自举法"(Bootstrap)获得渐进分布,每次自抽样可以获得一个样本值,计 算对应的模拟 LM统计量,将该过程重复300次,模拟 LM统计量大于式(7)的次数占模拟总次数的比值就 是 Bootstrap 估计获得的 P值。

其次,检验门槛估计值与真实值是否相等,确定门槛效应置信区间可以检验原假设 $H_0:\beta_1=\beta_2$ ,似然比统计量可以表示为:

$$LR_{n}(\gamma) = n \frac{S_{1}(\gamma) - S_{n}(\gamma)}{S_{n}(\gamma)}$$
(8)

当  $LR_n(\gamma) \le c(a) = -2 \ln(1 - \sqrt{a})$ 时,不能拒绝原假设,a表示显著水平,在95% 置信水平下c(a) = 7.35。同理,若存在双门槛值或多重门槛,模型转化如下:

$$y_{ii} = \beta_0 + \beta_1 x_{ii} I(q_{ii} \leqslant \gamma_1) + \beta_2 x_{ii} I(\gamma_1 < q_{ii} \leqslant \gamma_2) + \beta_3 x_{ii} I(q_{ii} > \gamma_2) + \theta X_{ii} + \varepsilon_{ii}$$

$$(9)$$

门槛估计中,变量按照门槛值进行排序,接着对各个数值进行判别,残差平方和(SSR)最小的门槛变量为门槛值,首先假设单一门槛估计 $\gamma_{I}$ ,再进行 $\gamma_{2}$ 搜索。依照相同方法,可以确认多重门槛情况,这里不再赘述。

最后,本文构建多重门槛模型(10),其中TRE表示门槛变量,分别为会计师事务所行业专长(SPE)、综合评价(SCORE)、人力资本(AVRCAP)。

 $|DA|_{ii} = \beta_0 + \beta_1 W S_{ii} I \left( q_{ii} \leq TRE_1 \right) + \beta_2 W S_{ii} I \left( TRE_1 < q_{ii} \leq TRE_2 \right) + \beta_3 W S_{ii} I \left( q_{ii} > SPE_2 \right) + \theta_1 DEBT_{ii} + \theta_2 SIZE_{ii} + \theta_3 EPS_{ii} + \theta_4 ES_{ii} + \theta_5 CF_{ii} + \theta_6 AGE_{ii} + \theta_7 SOE_{ii} + \theta_8 DUAL_{ii} + \theta_9 TENURE_{ii} + \theta_{10} CHG_{ii} + \theta_{11} GEN_{ii} + \theta_{12} AUD_AGE_{ii} + YEAR_{ii} + FIRM_{ii} + \varepsilon_{ii}$  (10)

#### 五、实证结果与分析

#### (一)描述性统计和相关性分析

从表 2 中可以看出,签字审计师个人工作量压力 \_ 水平的异质性较为明显,适合进行个人层次的分析。 \_ 公司操纵性应计绝对值的均值为 0.063,最大值与最小值的差距较大,表明样本公司的盈余质量存在异质性。

表 3 报告了主要变量的相关性分析结果, 左下侧为 Pearson 相关系数矩阵, 右上侧为 Spearman 相关性系数。审计师工作量压力与盈余质量的相关系数分别为 0.076 和 0.088, 并且在 1% 的水平下显著为正, 说明在不考虑其他因素的情况下, 审计师个人工作量压力越大, 客户公司盈余质量越差, 相关性分析结果初步支持了  $H_{10}$  除了公司规模 (SIZE) 与审计师工作量压力 (WS) 之间相关系数的绝对值高于 0.5 外, 其他变量间的相关系数均较小, 说明回归模型不存在严重的多重共线性问题。

表2 变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中值	最大值
WS	6265	23.384	1.151	20.384	23.377	26.359
DA	6265	0.063	0.066	0.008	0.043	0.380
SPE	6265	27.019	1.641	19.977	27.245	30.637
SCORE	6265	209.575	477.349	-625.280	180.697	2332.540
AVRCPA	6265	20.941	1.157	17.304	20.906	24.918
DEBT	6265	0.526	0.854	-0.195	0.511	63.971
SIZE	6265	22.434	1.414	16.161	22.277	28.509
EPS	6265	0.294	0.812	-6.860	0.196	42.432
ES	6265	0.746	0.733	0.005	0.515	6.774
CF	6265	0.434	1.141	-16.345	0.308	16.312
AGE	6265	18.657	4.588	6	18	39
SOE	6265	0.573	0.495	0	1	1
DUAL	6265	0.183	0.387	0	0	1
TENURE	6265	8.720	5.702	1	8	24
CHG	6265	0.083	0.276	0	0	1
GEN	6265	0.495	0.500	0	0	1
AUD_AGE	6265	45.415	5.638	30	45	75

#### (二)事务所行业专长的门槛效应分析

#### 1. 门槛效应检验

Hansen提出采用 Bootstrap 方法进行门槛效应检验,原假设分别为不存在门槛、存在单一门槛、存在双重门槛,对模型进行估计后获得检验统计量<sup>[39]</sup>。我们分别设立单一、双重、三重门槛对门槛变量样本进行300次随机抽样,检验结果如表4和表5所示。从表4中可以看出,在原假设为不存在门槛的条件下,F统计值为7.358,p值为0.017,说明在5%的显著水平下拒绝原假设,即存在一个门槛;随后进行双重门槛检验,F统计值为5.157,p值为0.050,表明在5%的显著水平下拒绝原假设,即可能存在双重门槛;三重门槛检验的p值为0.143,表示接受原假设。但是,我们对表5给出的行业专长门槛估计值和置信区间进行判

断发现,双重门槛下的第二个门槛值 27.117在 95% 置信区间[24.514,28.966]中已包含第一个门槛值 25.621,即第一个门槛值与第二个门槛值之间不存在显著差异。因此,当以会计师事务所行业专长作为门 槛变量时,审计师工作量压力对盈余质量的影响存在单一门槛效应。

变量	DA	WS	DEBT	SIZE	EPS	ES	CF	AGE	SOE	DUAL	TENURE	CHG	GEN	$AUD\_AGE$
DA	1	0.076***	0.078***	-0.081***	-0.044***	-0.009	-0.050***	0.039**	-0.072***	0.034***	-0.025*	0.046***	0.011	0.014
WS	$0.088^{***}$	1	0.275***	0.724***	0.223***	-0.059***	0.221***	0.049***	0.176***	-0.075***	0.044***	-0.017	$0.025^{*}$	0.000
DEBT	0.101***	0.025	1	0.406***	0.005	-0.079***	0.007	0.089***	0.170***	-0.046****	-0.077***	0.041***	0.029**	-0.001
SIZE	-0.111***	$0.760^{***}$	$0.032^{*}$	1	0.299***	$-0.081^{***}$	0.298***	$0.066^{***}$	0.236***	-0.116***	0.021	-0.002	$-0.022^*$	-0.04***
EPS	-0.081***	0.175***	-0.117***	0.221***	1	0.028**	0.434***	-0.014	0.031**	-0.027**	0.009	0.003	-0.058***	-0.05***
ES	0.029**	-0.034***	-0.017	-0.070***	0.007	1	-0.027**	0.043***	-0.264***	0.103***	-0.016	0.000	0.007	0.038***
CF	-0.080***	0.156***	-0.013	$0.194^{***}$	0.211***	0.007	1	-0.068***	$0.090^{***}$	-0.045***	0.020	0.004	-0.040***	-0.069***
AGE	0.064***	0.027**	0.023	$0.030^{*}$	0.014	0.020	$0.031^{*}$	1	0.047***	-0.037***	0.161***	0.016	-0.014	0.103***
SOE	-0.082***	$0.186^{***}$	$0.025^{*}$	$0.250^{***}$	0.012	-0.233***	0.062***	0.049***	1	-0.231***	-0.039***	0.053***	-0.018	-0.029**
DUAL	0.040***	-0.080***	-0.008	-0.123***	-0.014	0.079***	-0.032**	-0.041***	-0.231***	1	0.007	-0.008	0.002	$0.023^{*}$
TENURE	-0.040***	0.038***	-0.036***	0.009	0.001	-0.017	0.004	0.213***	-0.017	0.002	1	-0.442***	-0.054***	0.051***
CHG	0.084***	-0.014	0.050***	-0.001	0.026**	-0.000	0.006	$0.023^{*}$	0.053***	-0.008	-0.376***	1	0.037***	-0.018
GEN	$0.024^{*}$	0.010	$0.022^{*}$	-0.036***	-0.043***	0.002	-0.026**	-0.016	-0.018	0.002	-0.046***	0.037***	1	0.031**
$AUD\_AGE$	0.018	$-0.024^{*}$	-0.010	-0.051***	-0.029**	0.057***	-0.071***	0.093***	-0.046***	0.019	0.062***	-0.015	0.029**	1

表3变量的相关性分析结果

在对门槛值进行估计后,我们需要对其真实性进行检验,置信区间和最大似然比如图1所示。双门槛估计值的似然比(*LR*)统计量均低于显著性水平为5%的*LR*统计量临界值7.35,由此可知,会计师事务所行业专长的单一门槛与原门槛是一致的。

#### 2. 门槛回归估计结果

在控制变量方面,财务状况变量的系数在1%水平下显著为正,说明上市公司的财务状况越差,公司操纵性应计额的绝对值越大,经审计的盈余质量越差。公司盈利状况、成立年限的系数

#### 表 4 行业专长的门槛效果自抽样检验

模型	F值	D店	BS次数	ı	6界值	
医至	ГЩ	PIE	DS伙奴	1%	5%	10%
单一门槛	7.358**	0.017	300	9.722	5.092	3.579
双重门槛	5.157**	0.050	300	8.402	5.441	3.417
三重门槛	2.915	0.143	300	12.484	5.160	3.429

表 5 行业专长的门槛估计值和置信区间

模型	门槛估计值	95%置信区间
单一门槛	25.621	[24.514, 29.042]
双重门槛	27.117	[24.514,28.966]
	25.621	[24.514,28.268]
三重门槛	24.808	[24.514,28.966]

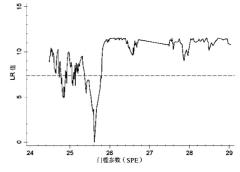


图1 行业专长单一门槛下门槛估计值和置信区间

至少在5%水平下显著,且均为负,说明上市公司盈利状况越好、成立年限越长,公司操纵性应计额的绝对值越小,经审计的盈余质量越高。

#### (三)事务所综合评价的门槛效应分析

#### 1. 门槛效应检验

从表7中我们可以看出,在原假设为不存在门槛的条件下,F统计值为5.857,p值为0.043,说明在5%的显著水平下拒绝原假设,即存在一个门槛;随后进行双重门槛检验,F统计值为3.096,p值为0.120,表示接受原假设,即不存在双重门槛;同理不存在三重门槛。因此,当以会计师事务所年度综合得分作为门槛变量时,审计师工作量压力对盈余质量的影响存在单一门槛效应。按照前文所述方法,我们得出门槛估计值和置信区间,结果如表8所示。

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。下同。

在对门槛值进行估计后,我们需要对其真实性进行检验,置信区 间和最大似然比如图2所示。单一门槛估计值的似然比(LR)统计量 均低于显著性水平为5%的LR统计量临界值7.35,说明综合得分单 一门槛与原门槛是一致的。

#### 2. 门槛回归估计结果

门槛模型检验结果表明事务所综合得分存在单一门槛,门槛值 为368.686。我们根据估计门槛值对本文模型进行回归分析,结果如 表9所示。在不同门槛区间,审计师个人工作量压力与公司操纵性应 计额绝对值的关系均为正相关,即审计师个人工作量压力与盈余质 量负相关,这与H,相符。当事务所年度综合得分小于368.686分时, 估计系数为0.028且显著;当综合得分大于368.686分时,估计系数不 显著。由此可知,会计师事务所年度综合得分存在门槛效应,综合得 分越低,事务所组织支持力度越小,审计师个人工作量压力对盈余质 量的负面影响越大。我们加入 robust 选项进行稳健性检验, 回归结果 不变,这支持了本文的H,。

#### (四)事务所的人力资本门槛效应分析

#### 1.门槛效应检验

由于国际四大会计师事务所的组织模式与国内其他会计师事务 所存在差异,因此本节在实证分析中剔除国际四大会计师事务所。 由表 10 结果可知,在原假设为不存在门槛的条件下,F统计值为 19.011,p值为0.000,说明在1%的显著水平下拒绝原假设,即存在一 个门槛;随后进行双重门槛与三重门槛检验,结果均至少在10%的显 著水平下拒绝原假设,即存在双重门槛和三重门槛。但是,我们通过 对表11给出的人力资源门槛估计值和置信区间进行判断发现,双重 门槛和三重门槛下的门槛值在95%置信区间中已包含第一个门槛值 19.195,即第二、三个门槛值与第一门槛值之间不存在显著差异,因此 当以会计师事务所人力资本作为门槛变量时,审计师个人工作量压 力对盈余质量的影响存在单一门槛效应。

在对门槛值进行估计后,我们需要对其真实性进行检验,置信区 间和最大似然比如图 3 所示。双门槛估计值的似然比(LR)统计量均 别表示在10%、5%、1%的水平下显著。为便于数据 低于显著性水平为5%的LR统计量临界值7.35,说明人力资本单一系数放大100倍列示,其他不变。下同。 门槛与原门槛是一致的。

#### 2. 门槛回归估计 结果

门槛模型检验结果 表明事务所人力资本存 在单一门槛,门槛值为 19.195。我们根据估计 门槛值对本文模型进行 回归分析,结果如表12 所示。控制变量回归结

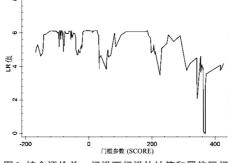


图 2 综合评价单一门槛下门槛估计值和置信区间

表 6 行业专长的门槛回归结果

W 0 11 T 4 1					
变量	DA	DA -robust			
DEBT	0.401***	0.401**			
DEBI	(4.04)	(2.20)			
CIZE	1.327***	1.327***			
SIZE	(5.68)	(3.27)			
ED?	-0.381***	-0.381*			
EPS	(-3.06)	(-1.85)			
EQ.	0.288	0.288			
ES	(1.32)	(0.95)			
0.7	0.026	0.026			
CF	(0.26)	(0.12)			
4.07	-0.109*	-0.109			
AGE	(-2.19)	(-1.48)			
	-0.292	-0.292			
SOE	(-0.38)	(-0.27)			
	0.287	0.287			
DUAL	(0.84)	(0.69)			
	1.129***	1.129***			
CHG	(3.29)	(2.68)			
	-0.052	-0.052			
TENURE	(-1.33)	(-1.12)			
ar.v.	0.322	0.322			
GEN	(1.46)	(1.47)			
1115 105	0.026	0.026			
$AUD\_AGE$	(1.17)	(1.05)			
	0.044***	0.044***			
$WS(SPE \leq 25.621)$	(2.42)	(2.32)			
	0.019	0.019			
WS(SPE>25.621)	(0.13)	(0.11)			
_	-22.534***	-22.534***			
Constant	(-4.60)	(-2.67)			
年份固定效应	Yes	Yes			
公司固定效应	Yes	Yes			
Adj_R <sup>2</sup>	0.020	0.020			
F	6.867	3.006			
··					

列示,本文将主要解释变量WS及其交互项的回归

#### 表7 综合评价的门槛效果自抽样检验

模型	F.佑 D.佑		DC % **hr	临界值 1% 5% 10%			
医至	r (1 <u>1</u> 1,	F但 P但 BS 次数		1%	5%	10%	
单一门槛	5.857**	0.043	300	8.878	5.619	3.675	
双重门槛	3.096	0.120	300	7.268	4.788	3.289	
三重门槛	3.451	0.103	300	7.666	5.757	3.532	

#### 表8综合评价的门槛估计值和置信区间

模型	门槛估计值	95%置信区间
单一门槛	368.686	[-167.402,416.818]
双重门槛	33.706	[-167.402,354.238]
	363.017	[-167.402,416.338]
三重门槛	-56.344	[-167.402,343.328]

果与行业专长门槛模 型估计结果一致。在 \_ 不同门槛区间,审计 师个人工作量与公司 操纵性应计额绝对值 的关系均为正相关, 即审计师个人工作量 压力与盈余质量负相 关,这与H<sub>1</sub>相符。当 事务所审计师人均审 计的客户资产的自然 对数小于 19.195 时, 估计系数为0.104且 显著;当事务所审计 师人均审计的客户资 产的自然对数大于 19.195时,估计系数为 0.008但不显著。这说 明事务所签字审计师 的人均工作量越小, 为其配备的团队工作 人员越少,单个签字 审计师的人力资本资 源越不充沛,而且签字 审计师相比"本所同 事"承载的"超额工作 量"相对值越大,在这 种组织环境下,签字审 计师的工作量压力感 知越大,对客户公司盈 余质量产生的负面影 响也越显著。换言之, 会计师事务所人力资

~~	-M 10 77 H 31	ブーロスコス	
变量		DA	DA -r

表 9 综合得分的门槛同归结果

变量	DA	DA -robust
DERT	0.413***	0.413**
DEBI	(4.14)	(2.25)
SIZE	1.376***	1.376***
SIZE	(5.87)	(3.32)
EPS	-0.398***	-0.398**
EPS	(-3.18)	(-2.02)
EC	0.282	0.282
ES	(1.29)	(0.92)
O.F.	-0.035	-0.035
CF	(-0.35)	(-0.17)
ACE	-0.131**	-0.131*
AGE	(-1.99)	(-1.79)
COE	-0.259	-0.259
SOE	(-0.34)	(-0.24)
DUAL	0.282	0.282
DUAL	(0.82)	(0.68)
CHG	1.129***	1.129***
CHG	(3.28)	(2.65)
TENURE	-0.058	-0.058
IENURE	(-1.49)	(-1.23)
GEN	0.315	0.315
GEIV	(1.43)	(1.43)
$AUD\ AGE$	0.028	0.028
Nob_Nob	(1.29)	(1.15)
<i>WS</i> ( <i>SCORE</i> ≤368.686)	0.028***	0.028***
WB(BGOILE (300.000)	(2.48)	(2.76)
WS(SCORE>368.686)	0.038	0.038
WB(BG011127 300.000)	(0.25)	(0.21)
Constant	-23.143***	-23.143***
	(-4.73)	(-2.72)
年份固定效应	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes

- 8				
5-	1	Mrander	M	
A D D				
ю -				
18	19	20 门槛参数 (AVRCPA)	21	

图3 人力资本单一门槛下门槛估计值和置信区间 表12 人力资本的门槛回归结果

变量	DA	DA -robust
DERT	0.384***	0.384**
DEDI	(3.78)	(2.16)
CLZE	1.129***	1.129***
SIZE	(4.56)	(2.58)
EDC	-0.389***	$-0.389^*$
EPS	(-3.00)	(-1.87)
TC.	0.170	0.170
ES	(0.74)	(0.55)
O.F.	-0.105	-0.105
CF	(-1.00)	(-0.48)
1.00	-0.077	-0.077
AGE	(-1.08)	(-0.97)
COL	-0.280	-0.280
SOE	(-0.34)	(-0.24)
DUAL	0.079	0.079
DUAL	(0.22)	(0.18)
CHG	1.236***	1.236***
CHG	(3.25)	(2.59)
TENI/RE	-0.045	-0.045

表10 人力资本的门槛效果自抽样检验

0.021

0.021

Adj\_R2

模型	F值	p.估	DC 水水	临界值 1% 5% 10%		
医至	r 1 <u>11</u> .	P III.	DS代数	1%	5%	10%
单一门槛	19.011***					
双重门槛	3.625*	0.100	300	9.850	5.734	3.614
三重门槛	6.644**	0.013	300	7.282	4.806	3.487

表11 人力资本的门槛估计值和置信区间

模型	门槛估计值	95% 置信区间
单一门槛	19.195	[19.185,19.231]
双重门槛	19.077	[18.580,21.580]
	19.185	[19.183,19.195]
三重门槛	18.622	[18.580,21.511]

	(3.25)	(2.59)	
TENURE	-0.045	-0.045	
IENUKE	(-1.02)	(-0.83)	
GEN	0.294	0.294	
GEN	(1.25)	(1.26)	
AUD ACE	0.019	0.019	
$AUD\_AGE$	(0.79)	(0.71)	
$WS(AVRCPA \le 19.195)$	0.104***	$0.104^{***}$	
WS(AVKCPA\\\19.195)	(4.04)	(2.61)	
W(C(AUDCD4: 10.105)	0.008	0.008	
<i>WS</i> ( <i>AVRCPA</i> >19.195)	(0.05)	(0.04)	
	-18.500***	-18.500***	
Constant	(-3.57)	(-2.05)	
年份固定效应	Yes	Yes	
公司固定效应	Yes	Yes	
Adj_R <sup>2</sup>	0.019	0.019	
F	6.063	2.636	

本存在门槛效应,人力资本质量越高,审计师工作压力感知越小,这有助于降低审计师个人工作量压力对盈余质量的负面影响。我们加入robust选项进行稳健性检验,回归结果不变,这一结论支持了本文的 $H_2$ 。

#### 六、稳健性测试

为保证研究结论的可靠性,本文进行如下稳健性测试:

(一)"单一门槛效应"的存在性验证

前文研究发现,会计师事务所层面特征存在"单一门槛效应",主要表现为事务所行业专长越强(门槛

值为25.621)、综合评价水平越高(门槛 — 值为368.686)、人力资本越充分(门槛值 — 为19.195),事务所组织支持机制越好,能够显著缓解审计师工作量压力对盈余质量的负面影响。为保证研究结论的稳 年 健性,本文依据会计师事务所层面特征的单一门槛值,进一步进行分组回归检 —

表 13 依据门槛值进行分组的回归检验

变量	SPE		SCORE		AVRCPA	
	低于门槛值	高于门槛值	低于门槛值	高于门槛值	低于门槛值	高于门槛值
WS	0.927**	0.203	0.298*	0.203	2.224*	0.024
	(2.35)	(1.18)	(1.82)	(0.53)	(1.92)	(0.14)
Constant	-29.692**	-29.558***	-28.562***	-18.344	-61.704**	-21.065***
	(-2.37)	(-5.21)	(-5.36)	(-1.29)	(-2.22)	(-3.99)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj_R <sup>2</sup>	0.093	0.063	0.068	0.128	0.350	0.062
F	4.962	6.933	7.863	65.146	4.64	7.80

验,结果见表13。(未列示控制变量的回归结果,备索。)无论以事务所行业专长、综合评价水平还是以事务所人力资本作为事务所特征进行分组,在低于门槛值的情况下,审计师个人工作量与公司操纵性应计额绝对值的关系均为显著正相关,即审计师工作量压力与盈余质量负相关;在高于门槛值的情况下,事务所层面特征所体现出的组织支持机制能够缓解审计师工作量压力对盈余质量的负面影响,这与前文结论保持一致。

#### (二)盈余质量的替代测试

本文分别采用业绩(ROA)配比的操纵性应计额绝对值(记为 DA ROA)、经审计的财务报告质量(记为FRO)作为盈余质量的替代变量进

表14 盈余质量的替代测度

变量	$DA\_ROA$	FRQ
WS(SPE≤25.621)	0.065**	-0.003**
W5(5PE≥23.021)	(2.50)	(-1.96)
WS(SPE≤25.621)	0.325	-0.015
WS(SPE≤25.621)	(1.48)	(-1.31)
G	-63.583***	3.435***
Constant	(-8.79)	(9.30)
年份固定效应	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes
$Adj_R^2$	0.194	0.205
F	13.772	11.256
	•	

行稳健性测试,结果见表 14。(未列示控制变量的回归结果,备索。)以事务所行业专长(SPE)的门槛效应为例,无论以  $DA_ROA$ 还是以 FRQ作为盈余质量的替代变量,门槛数仍为单一门槛,而且行业专长门槛值未发生变化;同时,随着事务所行业专长水平的提高,盈余质量( $DA_ROA$ )与财务报告质量(FRQ)均有所提高,说明事务所行业专长能够缓解审计师工作量压力对盈余质量的负面影响,这与前文结论保持一致。

#### 七、结论性评述

本文借助我国证券市场要求披露审计报告签字审计师个人信息这一有利条件,采用2012—2016年我国上市公司及其签字审计师为样本,引入门槛回归模型,实证分析不同事务所组织机制支持下,审计师个人工作量压力如何影响审计行为决策及盈余质量。研究结果表明:(1)会计师事务所行业专长存在门槛效应,行业专长水平越高,事务所组织支持力度越大,审计师工作量压力对公司盈余质量的负面影响越小;(2)会计师事务所综合评价存在门槛效应,事务所综合评价水平越低,事务所组织支持力度越小,审计师工作量压力对公司盈余质量的负面影响越大;(3)会计师事务所人力资本存在门槛效应,人力资本质量越高,审计师工作效率越高,审计师工作量压力对公司盈余质量的负面影响越小。

本文立足于事务所组织支持机制这一视角,对审计师个人工作量压力与盈余质量之间的关系进行了研究,厘清了个人工作量压力影响审计行为决策的作用机理,这既弥补了审计工作压力方面实证研究的不足,又为该领域研究提供了来自中国证券市场的逻辑思路与经验证据。本研究具有一定的政策启示意义:其一,会计师事务所应强化质量控制机制,重视审计师执业经验和专长人才培育机制建设,形成良好的事务所组织支持机制;同时,事务所应合理配置审计师人力资源,平衡审计师工作量压力,缓解审计师因个人工作量压力过大而对执业质量产生的负面效应。其二,证监会以及中注协等监管部门应加强对事务所及审计师执业行为的监管,有必要考虑建立审计师工作量"上限"制度,保障审计执业质量,引导审计行业健康稳步发展。

当然,还存在有待后续深入研究与探讨的问题:第一,关于审计师个人工作量压力的度量,本文采取签字审计师的上市公司客户资产合计作为基础标准,若能获取事务所内部数据资料(如审计项目工作小时数等),可进行更加合理的量化测度;第二,对于事务所组织支持机制,本文从行业专长、综合评价和人

力资本三个角度进行了分析,在后续研究中还可以考虑从事务所内部质量控制机制、员工后续教育等其他组织特征方面展开分析,以期厘清审计师工作压力对审计行为决策的影响,保障审计业务质量。

#### 参考文献:

- [1] 刘成立, 张继勋. 时间压力、责任与审计判断绩效: 一项实验研究[J]. 中国会计评论, 2008(4): 405-424.
- [2] Jones I A, Norman C S, Wier B. Healthy lifestyle as a coping mechanism for role stress in public accounting [J]. Behavioral Research in Accounting, 2010, 22(1):21-41.
- [3] Selye H. The stress of life[M]. New York: McGraw-Hill Book Company, 1976.
- [4] Karasek R A. Job demands, job decision latitude, and mental strain: Implications for job redesign[J]. Administrative Science Quarterly, 1979, 24(2):285 307.
- [5] 胥朝阳,刘睿智.提高会计信息可比性能抑制盈余管理吗?[J].会计研究,2014(7):50-57.
- [6] 闫绪奇,高雨.中国上市公司资产质量对盈余质量影响的实证分析[J].宏观经济研究,2018(5):84-93.
- [7] 方红星,金玉娜.高质量内部控制能抑制盈余管理吗?——基于自愿性内部控制鉴证报告的经验研究[J].会计研究,2011(8):53-60.
- [8] 许静静, 吕长江. 家族企业高管性质与盈余质量——来自中国上市公司的证据[J]. 管理世界, 2011(1): 112-120.
- [9] 胡奕明,唐松莲.独立董事与上市公司盈余信息质量[J].管理世界,2008(9):149-160.
- [10] 陈克兢.媒体监督、法治水平与上市公司盈余管理[J].管理评论,2017(7):3-18.
- [11] 郭春林.基于签字注册会计师特征与独立审计质量的实证研究[J].经济问题,2014(1):102-109.
- [12] 丁利,李明辉,吕伟.签字注册会计师个人特征与审计质量——基于2010年上市公司数据的经验研究[J].山西财经大学学报,2012(8):108-116.
- [13] 刘笑霞,李明辉.会计师事务所人力资本特征与审计质量——来自中国资本市场的经验证据[J].审计研究,2012(2):82-89.
- [14] Gul F A, WuD, YangZ. Do individual auditors affect audit quality? Evidence from archival data[J]. The Accounting Review, 2013, 88 (6):1993 2023.
- [15] 吴伟荣,李晶晶,包晓岚.制度背景、审计师特征与审计质量研究[J].科学决策,2017(7):68-84.
- [16] Ye K, Yuan R, Cheng Y. Auditor experiences, accounting firm size, and client ownership[J]. Frontiers of Business Research in China, 2014,8(2): 206-226.
- [17] 闫焕民,王浩宇,张文.审计师任期交错与审计意见决策——基于项目团队与业务团队的双维视角[J].审计研究,2019(5): 112-119.
- [18] 原红旗,韩维芳.签字会计师的执业特征与审计质量[J].中国会计评论,2012(3):275-302.
- [19] Carey P, Simnett R. Audit partner tenure and audit quality [J]. The Accounting Review, 2006, 81(3):653-676.
- [20] 江伟,李斌.审计任期与审计独立性——持续经营审计意见的经验研究[J].审计与经济研究,2011(2):47-55.
- [21] Myers J N, Myers L A, Omer T C. Exploring the term of the auditor-client relationship and the quality of earnings: A case for mandatory auditor rotation [J]. The Accounting Review, 2003, 78(3):779 799.
- [22] Chi W, Huang H. Discretionary accruals, audit-firm tenure and audit-partner tenure: Empirical evidence from Taiwan[J]. Journal of Contemporary Accounting and Economics, 2005, 1(1):65-92.
- [23] 吴伟荣,郑宝红.签字注册会计师任期、媒体监督与审计质量研究[J].中国软科学,2015(3):93-104.
- [24] Coram P, Ng J, Woodliff D R. The effect of risk of misstatement on the propensity to commit reduced audit quality acts under time budget pressure[J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 2004, 23(2): 159-167.
- [25] Soobaroyen T, Chengabroyan C. Auditors' perceptions of time budget pressure, premature sign offs and under-reporting of charge able time: Evidence from a developing country [J]. International Journal of Auditing, 2006, 10(3):201-218.
- [26] Agoglia C P, Brazel J F, Hatfield R C, et al. How do audit workpaper reviewers cope with the conflicting pressures of detecting mis statements and balancing client workloads?[J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 2010, 29(2):27 43.
- [27] 刘成立. 时间压力下的注册会计师行为——来自一个全国性事务所的调查证据[J]. 审计研究, 2008(2):79-85.
- [28] Margheim L, Kelley T, Pattison D. An empirical analysis of the effects of auditor time budget pressure and time deadline pressure [J]. Journal of Applied Business Research, 2011, 21(1):23 27.

- [29] López D M, Peters G F. The effect of workload compression on audit quality [J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 2012, 31(4):139-165.
- [30] Sundgren S, Svanström T. Auditor-in-charge characteristics and going-concern reporting [J]. Contemporary Accounting Research, 2014,31(2):531-550.
- [31] Gul F A, Ma S M, Lai K. Busy auditors, partner-client tenure, and audit quality: Evidence from an emerging market [J]. Journal of International Accounting Research, 2017, 16(1): 83 105.
- [32] Goodwin J, Wu D. What is the relationship between audit partner busyness and audit quality?[J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33(1):341 377.
- [33] Choo F. Auditors' judgment performance under stress: A test of the predicted relationship by three theoretical models [J]. Journal of Accounting Auditing and Finance, 1995, 10(3): 611-641.
- [34] 黄海艳,柏培文.注册会计师的工作压力、组织支持感与工作绩效研究[J]. 审计研究,2014(2);89-94.
- [35] Rhode J G. Survey on the influence of selected aspects of the auditor's work environment on professional performance of certified public accountants. summarized in the commission on auditors' responsibilities: Report of tentative conclusions [M]. New York, NY: AICPA, 1978.
- [36] 崔宏.工作压力、学习负担对注册会计师职业倦怠影响的实证研究[J].审计与经济研究,2010(7):37-43.
- [37] Yan H, Xie S. How does auditors' work stress affect audit quality? Empirical evidence from the chinese stock market [J]. China Journal of Accounting Research, 2016, 9(4):305-319.
- [38] 施先旺,刘拯,朱敏.注册会计师忙碌会影响审计意见吗?——来自A股上市公司签字注册会计师有限注意力的证据[J].审计与经济研究,2018(1):34-43.
- [39] 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.
- [40] 孔东民.通货膨胀阻碍了金融发展与经济增长吗?——基于一个门槛回归模型的新检验[J].数量经济技术经济研究,2007 (10):56-66.
- [41] 孙戈兵,连玉君,胡培.不同成长机会下多元化与公司绩效的门槛效应[J].预测,2012(4):69-74.

「责任编辑:王丽爱]

# **Auditors' Workload Pressures and Earnings Quality: A Study Based on Threshold Model**

YAN Huanmin<sup>1</sup>, WANG Zijia<sup>1</sup>, WANG Haoyu<sup>1</sup>, YAN Zehao<sup>2</sup>

- (1. School of Economics & Management, Nanchang University, Nanchang 330031, China;
- 2. The Institute for Financial & Accounting Studies, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: Taking Chinese listed companies and their signature auditors from 2012 to 2016 as samples, the threshold regression model is introduced to empirically analyze how auditor's personal workload pressure affects audit behavior and decision making and earnings quality under the support of different organizational mechanisms of firms. The results show that: The threshold effect exists in the industry expertise of accounting firms. The higher the level of industry expertise, the greater the firm's organizational support, and the smaller the negative impact of auditor workload pressure on the earnings quality of a company. The threshold effect also exists in the comprehensive evaluation of accounting firms. The lower the level of comprehensive evaluation of accounting firms, the less the firm's organizational support, and the greater the negative impact of auditor workload pressure on the earnings quality of a company. In addition , the threshold effect exists in the human capital of accounting firms. The higher the level of human capital, the higher the auditor's work efficiency, the less the negative impact of auditor workload on the earnings quality of a company.

**Key Words:** signature auditor; workload pressure; earnings quality; auditing quality; organizational support mechanism; threshold effect