

# 共同审计师、审计行业专长与股价同步性

——来自我国A股资本市场的经验证据

田璇, 乔贵涛(副教授), 刘金芹

**【摘要】** 审计质量传染效应会对聘用共同审计师的上市公司会计信息质量产生系统性影响,进而系统影响财务报告中关于公司特质性信息的反映程度,最终影响聘用共同审计师的上市公司股价同步性。以2008~2015年我国A股上市公司为样本,分别从会计师事务所层面和签字注册会计师层面研究聘用共同审计师对上市公司股价同步性的影响。研究表明:与股价同步性高的上市公司聘用共同审计师的公司其股价同步性也系统性偏高,而且这种现象存在于会计师事务所层面和复核合伙人层面;会计师事务所的审计行业专长有助于抑制上述现象的发生。研究结论对于审计质量改进、注册会计师行业监管以及投资者投资决策具有重要的启示意义。

**【关键词】** 共同审计师; 审计质量传染效应; 股价同步性; 审计行业专长; 审计质量

**【中图分类号】** F273

**【文献标识码】** A

**【文章编号】** 1004-0994(2018)22-0139-10

## 一、引言

股票市场的主要功能是通过股价的信号机制实现社会资源的最优化配置<sup>[1][2]</sup>,而股价信号机制能否有效发挥作用则取决于股票价格的形成机制,即股价是否融入了更多的上市公司特质性信息。股价同步性能够在一定程度上度量股价的信息含量,从而成为理论界关注的研究热点。

基于信息效率观的解释,股价同步性的高低反映了公司特质性信息融入股价的程度。独立审计作为保证上市公司信息质量的重要制度设计,审计质量的高低也必然会影响公司特质性信息融入股价的程度,从而影响股价同步性。例如,国际“四大”作为高审计质量的代表,其专业化的胜任能力和对于客户业务的熟悉有助于将可靠的公司特质性信息传递给市场<sup>[3]</sup>,从而使得股价尽快融入公司的特质性信

息,最终降低了股价同步性。但Francis等<sup>[4]</sup>发现,在会计师事务所分所层面,由于审计师(本文所指审计师包括会计师事务所和签字注册会计师两个层面,签字注册会计师又分为复核合伙人和项目审计师,复核合伙人负责对审计项目进行三级质量复核,项目审计师具体负责审计项目的审计过程和二级质量复核)之间的相互模仿及受到可能存在缺陷的业务质量控制制度的影响,审计质量存在传染效应(审计质量传染效应指审计师提供的审计服务质量要么系统性偏高、要么系统性偏低的现象。审计质量传染效应本身是个中性概念,有可能审计师内部治理水平高,正确的审计经验得到传播,其审计服务质量普遍较高,从而出现高审计质量传染效应;反之,则出现低审计质量传染效应。但本文以及大多数文献中的审计质量传染效应概念更多的是指低审计质量传染效应,通过上下文的语境可以作出明确判断),即同

**【基金项目】** 山东省社会科学基金项目(项目编号:17CKJJ21); 山东省自然科学基金项目(项目编号:ZR2015GL004、ZR2017MG016); 山东省社会科学基金会会计专项(项目编号:15CKJJ07); 山东省高等学校人文社会科学研究项目(项目编号:J12WF85)

一个分所的审计质量存在系统性偏高或偏低的现象。刘明辉和乔贵涛<sup>[5]</sup>、冉明东等<sup>[6]</sup>、Li等<sup>[7]</sup>还分别从会计师事务所和签字注册会计师层面验证了审计质量传染效应的存在性。如果审计师的审计质量存在传染效应,那么聘用共同审计师的上市公司由于受到审计质量传染效应的影响,审计师协助公司层面特质性信息融入股价的程度必然也系统性偏低,从而导致股价同步性的系统性偏高现象。同时审计师的审计行业专长对审计质量传染效应具有一定的抑制作用<sup>[4][5]</sup>,也必然会对共同审计师与股价同步性之间的关系产生影响。本文即考察了聘用共同审计师的上市公司的股价同步性是否存在系统性偏低或偏高的现象,并进一步考察了审计行业专长是否对这种现象具有调节作用。

## 二、文献回顾、理论分析与研究假设

外部审计的作用在于发现和报告公司财务报告存在的缺陷,并对财务报告进行鉴证<sup>[8]</sup>,这使得报表使用者得到的会计信息更加真实、公允,从而降低了投资者面临的信息不对称,起到保护投资者利益的作用<sup>[9]</sup>。审计的上述功能能否实现,取决于审计质量的高低。然而,大量研究表明,审计师(会计师事务所层面、事务所分所层面和签字注册会计师层面)的审计质量存在系统性偏低的现象,即审计质量存在传染效应<sup>[4][5][6][7]</sup>。这是否会对聘用共同审计师的企业带来一定的经济影响?

股价同步性是度量个股与大盘同涨同跌程度的一个指标。Roll<sup>[10]</sup>、Morck等<sup>[11]</sup>从产权保护视角解释了产权保护程度的差异如何影响公司层面的特质信息融入股价中。Jin、Myres<sup>[12]</sup>则从信息透明度视角,阐明了信息透明度如何影响公司特质性信息融入股价的程度。上述文献从信息效率观角度解释了股价同步性程度不同的原因,后续的大量研究基于信息效率观,分别从公司治理<sup>[13]</sup>、制度环境<sup>[14]</sup>、证券分析师<sup>[15]</sup>等视角进行了实证检验,基本支持了信息效率观的逻辑推理。

那么,审计师作为提升信息可靠性的重要媒介,其审计过程中呈现出的审计质量传染效应,是否会导致所审计的客户其股价中融入公司特质性信息的程度也存在系统性偏低或偏高的现象,即拥有共同审计师的公司的股价同步性是否系统性偏高或偏低呢?本文的共同审计师从共同会计师事务所和共同签字注册会计师两个层面进行考察。

从共同会计师事务所层面来看。《会计师事务所质量控制准则第5101号——业务质量控制》规定,会计师事务所应当制定质量控制制度,以合理保证:①会计师事务所及其人员遵守法律法规、中国注册会计师职业道德规范以及中国注册会计师业务准则;②会计师事务所和项目负责人根据具体情况出具恰当的报告。然而,会计师事务所制定的业务质量控制制度并不是完美无缺的,类似于一般企业的内部控制制度,也存在影响产出质量的缺陷<sup>[16]</sup>,而这些缺陷将会对会计师事务所所有的审计业务产生系统性影响,必然会导致会计师事务所的审计质量系统性偏低,从而影响其所有客户特质性信息的披露质量,进而降低客户层面特质性信息融入股价的程度,最终提高其所有客户的股价同步性。

从会计师事务所内部成员来看,成员之间的审计行为存在相互模仿的现象,从而形成固定的审计模式,但这种固定的审计模式可能会存在有缺陷的审计程序实施方式,也可能形成重商业利益、轻审计质量的行为标准<sup>[5]</sup>,这种审计模式必然会系统影响会计师事务所的所有审计业务质量,降低公司层面特质性信息的披露质量,最终提升客户的股价同步性。然而上述分析是建立在所有会计师事务所均存在低审计质量传染效应的假设基础之上的,事实上有些会计师事务所可能其业务质量控制制度并不存在缺陷,或者其员工的固有审计模式不存在缺陷,那么这些会计师事务所就不存在低审计质量传染效应,或者说这些会计师事务所可能存在高审计质量传染效应,其提供的审计服务质量均较高。

根据上述作用机理,可以合理地反推,如果某家企业的股价同步性较高,那么为该家企业提供审计服务的会计师事务所的审计质量可能比较差,从而该会计师事务所可能存在低审计质量传染效应,聘用该会计师事务所的所有企业的股价同步性可能会系统性偏高。基于上述分析,本文提出以下研究假设:

H1:与股价同步性高的企业聘用共同会计师事务所的企业的股价同步性也高。

从签字注册会计师层面来看。在我国,每家上市公司的审计报告均由复核合伙人和项目审计师两名注册会计师签字。在审计工作中,项目审计师主要负责项目组的整个审计过程,更多地参与到日常的审计程序中并且直接作出审计判断和决策,还要对项目组其他成员的工作进行二级复核,因此会对审计

结果具有决定性影响。复核合伙人一般由会计师事务所合伙人担任,主要职责是进行三级复核,是整个审计质量的最终把关者,需要判断和决策审计中的重大问题和重要调整事项,经其复核后的审计工作底稿得到充分的补充和完善。而审计过程是会计师事务所专业人员职业素质发挥作用的过程,包括专业胜任能力、决策水平等<sup>[17]</sup>。在审计过程中,签字注册会计师从计划、执行、复核至最终出具公司审计报告的整个审计过程均需要作出各种决策和判断,这些决策和判断会直接影响审计结果<sup>[18]</sup>。审计决策与判断理论还认为,审计质量受个人特质的影响,如行业专长、认知程度、审计经验、风险态度等<sup>[19]</sup>。因此,签字注册会计师是影响审计质量的主要因素。

从共同项目审计师来看,其负责客户承接、风险评估、执行审计程序、形成审计报告的全过程。项目审计师的认知风格、努力水平、经验、风险偏好以及动机等均会对审计结果产生影响<sup>[7]</sup>,而且这种影响对该项目审计师所负责的全部审计项目是系统性的,即在项目审计师层面可能会存在审计质量传染效应。如果项目审计师层面上存在审计质量传染效应,则该项目审计师负责的所有审计业务的审计质量必然系统性偏低,那么这些客户财务报告中特质性信息的披露质量必然也系统性偏低,从而导致这些企业的股价同步性系统性偏高。从共同复核合伙人来看,其复核审计项目的过程中也存在固有的复核模式,如果其形成的复核模式存在缺陷,则会系统影响其所复核的所有业务的审计质量,即在复核合伙人层面也可能存在审计质量传染效应,从而降低了客户特质性信息的披露质量,最终导致其复核客户的股价同步性系统性偏高。同样,可以合理反推,如果由某项目审计师或复核合伙人签字的某家企业的股价同步性较高,则可以合理推测该项目审计师或复核合伙人审计质量较低,可能存在审计质量传染效应,那么由其审计的客户的股价同步性可能会较高。根据上述分析,本文提出以下研究假设:

H2a: 与股价同步性高的上市公司聘用共同复核合伙人的公司的股价同步性也高。

H2b: 与股价同步性高的上市公司聘用共同项目审计师的公司的股价同步性也高。

发展行业专长是会计师事务所实施市场差异化竞争战略的重要策略。理论界普遍认为,行业专长能够提升会计师事务所的审计质量<sup>[20][21]</sup>。行业专长是审计师在向特定客户提供服务的过程中形成的、

由审计师个人或团队拥有的知识,有助于审计师在独立性既定的条件下掌握客户所在行业的经营特点、交易流程、特殊会计政策等知识,能够帮助其搜集审计证据、提高专业判断能力和审计效率,从而更准确地评估客户财务报告的真实性和公允性。Solomon等<sup>[22]</sup>认为具有行业专长的审计师拥有更多的行业经验,能做出更准确的审计判断。Balsam等<sup>[20]</sup>认为具有行业专门知识的员工在解决与该行业有关的审计问题时更加熟练。Owhoso等<sup>[23]</sup>研究表明,行业经验丰富的审计师能够更容易地在其行业专长领域发现错误。O'Keefe等<sup>[24]</sup>则发现具有行业专长的审计师能够更加有效地遵守审计准则和更加稳健地出具审计报告<sup>[25]</sup>。因此,具有行业专长的会计师事务所的员工能够更加及时地发现审计业务流程中存在的缺陷并予以修正,从而降低审计质量的传染效应<sup>[4][5]</sup>。由此可以合理推断,审计行业专长对于共同审计师与股价同步性之间的关系发挥着调节作用。因此本文提出以下研究假设:

H3a: 具有审计行业专长的共同会计师事务所能够有效抑制由于共同会计师事务所导致的股价同步性系统性偏高现象。

H3b: 具有审计行业专长的共同会计师事务所能够抑制由于共同复核合伙人导致的股价同步性系统性偏高现象。

H3c: 具有审计行业专长的共同会计师事务所能够抑制由于共同项目审计师导致的股价同步性系统性偏高现象。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文选择2008~2015年我国A股上市公司为样本,并进行以下处理:①剔除金融行业上市公司;②剔除周收益数据中每年交易不足30周的观测值;③剔除签字审计师有缺失值的观测值。2008年作为分组的依据,不参与回归分析,2009~2015年企业年观测值为9034个。为剔除异常值的影响,本文对所有连续变量在样本1%和99%分位进行缩尾(Winsorize)处理。本文数据来源于国泰安(CSMAR)数据库。

需说明的是,之所以以2008年作为样本期间的开始年度,主要是考虑2007年开始执行现行企业会计准则,后续年度的会计信息与以前期间的可比性较低;而未包括2007年度的数据,主要是考虑到2007年作为执行现行会计准则的第一年,实务界对

准则的理解和执行可能存在偏差,不同企业间会计信息质量的可比性仍然存在一定问题。2008年度数据不参与回归分析,主要是因为根据2008年股价同步性的高低对审计师进行分组后,如果再让2008年数据参与回归,会提高结果的显著性,但这是对回归结果的误导。

## (二)变量定义与模型设定

**1. 被解释变量。**被解释变量为股价同步性(SYN),借鉴 Gul 等<sup>[3]</sup>、Morck 等<sup>[11]</sup>、伊志宏等<sup>[26]</sup>的研究,本文采用模型(1)和模型(2)两种方法衡量股价同步性。

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 MKTR_{i,t} + \alpha_2 INDR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MKTR_{i,t} + \beta_2 MKTR_{i,t-1} + \beta_3 INDR_{i,t} + \beta_4 INDR_{i,t-1} + \zeta_{i,t} \quad (2)$$

其中,模型(1)利用个股周收益率对市场周收益率和行业周收益率进行回归。 $R_{i,t}$ 表示第t周个股的周收益率;  $MKTR_{i,t}$ 表示第t周市场的周收益率;  $INDR_{i,t}$ 表示第t周行业的周收益率,是按照证监会行业分类标准,以公司流通市值为权重,对 $R_{i,t}$ 进行加权平均的指标。模型(2)在模型(1)的基础上,加入滞后一期的市场周收益率和行业周收益率作为解释变量,以减少潜在的非同步性交易带来的有偏性。

两组模型回归后的拟合优度 $R^2$ 反映个股收益率能被市场收益信息和行业收益信息解释的部分。由于 $R^2$ 取值区间为(0,1),为使数据正态化,利用模型(3)对 $R^2$ 进行对数化处理,所得SYN即为股价同步性的衡量指标。该指标值越大,说明个股波动被市场波动和行业波动所解释的比例越高,同涨同跌现象越明显,即公司的股价同步性程度越高。

$$SYN = \ln \frac{R^2}{1 - R^2} \quad (3)$$

用SYN1表示根据模型(1)得到的 $R^2$ 计算出来的股价同步性指标,用SYN2表示根据模型(2)得到的 $R^2$ 计算出来的股价同步性指标。

**2. 解释变量。**解释变量为共同审计师(Low)和审计行业专长(SPE)。本文将共同审计师分为共同会计师事务所和共同签字注册会计师两个层面。借鉴 Brown、Drake<sup>[27]</sup>的方法,本文选择2008年为基期,按照股价同步性的高低将样本划分为10组,标记出股价同步性最高组企业的会计师事务所和签字注册会计师,然后将后续年份中由上述会计师事务所和签字注册会计师审计的企业设为测试组,将其会计师事务所和签字注册会计师审计的企业设为

对照组,根据不同组别设置解释变量Low。在进行回归分析时,剔除2008年的数据,防止对回归结果产生误导。

共同会计师事务所标记为Low\_Firm,与股价同步性高的公司具有共同会计师事务所的企业取值为1,否则取0。按照SYN1分组的变量记为Low\_Firm1,按照SYN2分组的变量记为Low\_Firm2。

按照审计报告准则规定,每个公司的审计报告至少由复核合伙人和项目审计师两名注册会计师签字。因此,共同签字注册会计师又区分为共同复核合伙人和共同项目审计师两个解释变量。参照以往文献<sup>[28]</sup>和我国审计市场的一般做法,本文按照审计报告中的签名顺序,列首位的审计师为复核合伙人,列第二位的为项目审计师。

共同复核合伙人标记为Low\_REV,与股价同步性高的公司具有共同复核合伙人的企业取值为1,否则取0。共同项目审计师标记为Low\_ENG,与股价同步性高的公司具有共同项目审计师的企业取值为1,否则取0。按照SYN1分组的变量记为Low\_REV1、Low\_ENG1,按照SYN2分组的变量记为Low\_REV2、Low\_ENG2。

审计行业专长变量标记为SPE。本文借鉴 Zeff、Fossum<sup>[29]</sup>的计算方法,采用特定会计师事务所在某一行业中的客户总资产的平方根占全部会计师事务所在该行业的客户总资产来衡量审计行业专长。具体计算公式如下:

$$SPE_{ik} = \frac{\sum_{j=1}^{ijk} \sqrt{ASSETS_{ijk}}}{\sum_{i=1}^{ik} \sum_{j=1}^{jk} \sqrt{ASSETS_{ijk}}} \quad (4)$$

式(4)中, $SPE_{ik}$ 表示i会计师事务所在k行业中的市场份额,  $\sum_{j=1}^{ijk} \sqrt{ASSETS_{ijk}}$ 表示i会计师事务所在行业k中的客户公司总资产的平方根之和;  $\sum_{i=1}^{ik} \sum_{j=1}^{jk} \sqrt{ASSETS_{ijk}}$ 表示行业k中的全部客户公司总资产的平方根之和。借鉴蔡春、鲜文铎<sup>[30]</sup>的做法, $SPE_{ik}$ 值大于10%时, $SPE$ 取1,否则取0。

**3. 模型设定。**为检验H1,借鉴有关股价同步性的研究,本文建立了模型(5)进行回归分析:

$$SYN = \gamma_0 + \gamma_1 Low\_Firm + \gamma_2 SOE + \gamma_3 Size + \gamma_4 LEV + \gamma_5 ROA + \gamma_6 MB + \gamma_7 INST + \gamma_8 Turnover + \gamma_9 Central + \sum \gamma \times Year + \sum \gamma \times Industry + \varepsilon \quad (5)$$

为检验H2,在模型(4)的基础上加入共同复核审计师和共同项目审计师变量,建立模型(6)和(7)

进行回归分析:

$$\begin{aligned} \text{SYN} = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{Low\_Firm} + \gamma_2 \text{Low\_REV} + \gamma_3 \text{SOE} + \\ & \gamma_4 \text{Size} + \gamma_5 \text{LEV} + \gamma_6 \text{ROA} + \gamma_7 \text{MB} + \gamma_8 \text{INST} + \\ & \gamma_9 \text{Turnover} + \gamma_{10} \text{Central} + \sum \gamma \times \text{Year} + \\ & \sum \gamma \times \text{Industry} + \varepsilon \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{SYN} = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{Low\_Firm} + \gamma_2 \text{Low\_REV} + \\ & \gamma_3 \text{Low\_ENG} + \gamma_4 \text{SOE} + \gamma_5 \text{Size} + \gamma_6 \text{LEV} + \gamma_7 \text{ROA} + \\ & \gamma_8 \text{MB} + \gamma_9 \text{INST} + \gamma_{10} \text{Turnover} + \gamma_{11} \text{Central} + \\ & \sum \gamma \times \text{Year} + \sum \gamma \times \text{Industry} + \varepsilon \end{aligned} \quad (7)$$

为检验H3,在上述模型基础上加入审计行业专长变量和共同审计师与审计行业专长变量的交乘项,建立模型(8)进行回归分析:

$$\begin{aligned} \text{SYN} = & \gamma_1 + \gamma_1 \text{Low\_Firm} + \gamma_2 \text{Low\_REV} + \\ & \gamma_3 \text{Low\_ENG} + \gamma_4 \text{Low\_Firm} \times \text{SPE} + \gamma_5 \text{Low\_REV} \times \\ & \text{SPE} + \gamma_6 \text{Low\_ENG} \times \text{SPE} + \gamma_7 \text{SPE} + \gamma_8 \text{SOE} + \gamma_9 \text{Size} + \\ & \gamma_{10} \text{LEV} + \gamma_{11} \text{ROA} + \gamma_{12} \text{MB} + \gamma_{13} \text{INST} + \gamma_{14} \text{Turnover} + \\ & \gamma_{15} \text{Central} + \sum \gamma \times \text{Year} + \sum \gamma \times \text{Industry} + \varepsilon \end{aligned} \quad (8)$$

本文在模型中控制了可能影响公司股价同步性的其他因素作为控制变量,包括企业产权性质SOE、企业规模Size、资产负债率LEV、资产报酬率ROA、市账比MB、机构投资者持股比例INST、换手率Turnover、股权集中度Central、年度哑变量Year和行业哑变量Industry。具体变量定义如表1所示。

#### 四、实证检验结果与分析

##### (一)描述性统计与相关性分析

表2报告了回归模型中主要变量的描述性统计信息,其中R<sup>2</sup><sub>1</sub>和R<sup>2</sup><sub>2</sub>分别为利用模型(1)和(2)回归后的拟合优度,均值分别为0.45和0.47,中位数分别为0.45和0.48,中位数和均值比较接近,基本符合正态分布,与Morck等<sup>[11]</sup>、金智<sup>[31]</sup>、史永<sup>[32]</sup>等的研究结果基本一致。这表明我国上市公司45%左右的股价波动可以由市场信息和行业信息解释,远高于其他大多数国家的R<sup>2</sup>,说明我国股票市场股价同步性较高。SYN1、SYN2的最大值和最小值分别为2.07、2.08和-8.89、-4.04,标准差分别为0.82和0.75,说明不同公司之间股价同步性的差异较大。Low\_Firm1和Low\_Firm2的均值为0.63,说明样本中63%的公司由股价同步性较高组公司的会计师事务所进行审计。Low\_REV和Low\_ENG的均值分别为0.10和0.04,表明在签字注册会计师层面对共同审计师进行分组的结果是有偏的,只有10%和4%被划分到由股价同步性较高公司的签字注册会计师进

表1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	股价同步性	SYN	根据模型(1)、(2)、(3)计算
解释变量	共同审计师	Low	哑变量。2009~2015年度由2008年股价同步性最高组企业的审计师审计的企业分为一组,取值为1,其他企业划分为另一组,取值为0
	审计行业专长	SPE	哑变量。根据Zeff和Fossum <sup>[29]</sup> 的计算方法,其在市场份额大于10%时取1,否则取0
控制变量	产权性质	SOE	哑变量。终极控制人性质为国有时取1,否则取0
	企业规模	Size	公司总资产的自然对数
	资产负债率	LEV	总负债/总资产
	资产报酬率	ROA	净利润/总资产
	市账比	MB	所有者权益的市场价值/账面价值
	机构投资者持股比例	INST	机构投资者持有上市公司的股份比例
	换手率	Turnover	年度股票换手率
	股权集中度	Central	第一大股东持股比例

行审计的组别中,这与现实也是相符的,因为在同一年度,签字注册会计师能够同时审计的上市公司数量是有限的。产权性质SOE的均值为0.48,说明样本中48%的公司为国有企业,与我国上市公司产权性质分布情况基本相当。机构投资者持股比例INST的均值为0.16,远低于美国上市公司机构投资者平均持股比例(约为37%<sup>[33]</sup>),说明我国机构投资者持股规模有很大的发展空间。股权集中度Central的均值和中位数分别为0.36和0.34,说明我国上市公司中“一股独大”的现象依然比较普遍。其余控制变量的均值(中位数)以及其他描述性统计量均处于合理范围之内。

表3报告了SYN1以及根据SYN1分组后的共同审计师变量间的相关系数矩阵,其中SYN1与Low\_Firm1的Pearson相关系数为0.073,与Low\_REV1的Pearson相关系数为0.049,且均在1%的水平上显著,与Low\_ENG1的Pearson相关系数为0.034,并且在5%的水平上显著,初步验证了H1和H2。被解释变量与控制变量之间绝大部分都存在显著相关性,表明本文中控制变量的选取是比较合

表2 主要变量的描述性统计

变量	样本规模	均值	最小值	最大值	中位数	标准差
R <sup>2</sup> 1	9034	0.45	0	0.89	0.45	0.17
R <sup>2</sup> 2	9034	0.47	0.02	0.89	0.48	0.16
SYN1	9034	-0.27	-8.89	2.07	-0.19	0.82
SYN2	9034	-0.15	-4.04	2.08	-0.09	0.75
Low_Firm1	9034	0.63	0	1	1	0.48
Low_Firm2	9034	0.63	0	1	1	0.48
Low_REV1	9034	0.10	0	1	0	0.30
Low_REV2	9034	0.10	0	1	0	0.30
Low_ENG1	9034	0.04	0	1	0	0.20
Low_ENG2	9034	0.04	0	1	0	0.19
SOE	9034	0.48	0	1	0	0.50
Size	9034	21.78	19.08	24.94	21.67	1.13
LEV	9034	3.24	0.92	21.28	2.16	3.18
MB	9034	2.09	0.21	11.39	1.59	1.85
ROA	9034	0.04	-0.23	0.21	0.04	0.06
INST	9034	0.16	0	0.74	0.10	0.18
Turnover	9034	1.82	0.23	5.93	1.55	1.18
Central	9034	0.36	0.09	0.75	0.34	0.15

理的。解释变量与控制变量之间、控制变量与控制变量之间的相关系数除Size和MB之间超过0.5之外,均大大低于0.5,基本排除了多重共线性对回归结果的不利影响。SYN2以及根据SYN2分组后的共同审计师变量得出的相关系数矩阵(限于篇幅,此处略去)中,上述结论依然成立。

(二)单变量分析

为了考察不同组别审计师审计企业的股价同步性是否存在显著差异,本文对股价同步性在不同审计师审计的企业之间进行了均值T检验和中位数Mann-Whitney U检验,检验结果如表4所示。表4显示,共同会计师事务所、共同复核合伙人和共同项目审计师分组变量中,不同组之间的均值和中位数均存在显著差异,并且差异的方向均符合H1和H2的预期,表明由股价同步性较高企业的审计师审计的上市公司的股价同步性也高,证实了H1和H2,但其他因素也可能影响变量之间的相关性,因此,要得到更可靠的结果还需要在控制其他因素的情形下进行多元回归分析。

(三)多元回归分析

首先,为了验证H1和H2,本文按照模型(5)~(7)进行了回归分析,表5为回归结果。回归结果(1)

表3

相关系数矩阵

变量	SYN1	Low_Firm1	Low_REV1	Low_ENG1	SPE	SOE	Size	LEV	MB	ROA	INST	Turnover	Central
SYN1	1	0.073***	0.045***	0.028**	-0.0055	0.14***	0.150***	0.009	-0.210***	0.027**	-0.061***	-0.120***	0.061***
Low_Firm1	0.073***	1	0.083***	0.049***	0.25***	0.004	-0.015	0.022*	-0.006	0.016	-0.064***	0.010	0.027**
Low_REV1	0.049***	0.083***	1	0.19***	0.029**	-0.019	0.008	-0.005	-0.010	0.020*	-0.018	0.039***	-0.032**
Low_ENG1	0.034**	0.049***	0.190**	1	-0.0087	0.032**	0.017	-0.016	-0.011	-0.006	-0.008	0.022*	0.022*
SPE	-0.0052	0.25***	0.029**	-0.0087	1	-0.070***	0.053***	0.038***	-0.034***	0.045***	-0.0048	-0.059***	0.037***
SOE	0.140***	0.005	-0.019	0.032**	-0.070***	1	0.300***	-0.280***	-0.270***	-0.160***	0.036	0.003	0.170***
Size	0.160***	-0.018	0.000	0.014	0.063**	0.30***	1	-0.390***	-0.640***	-0.012	0.130***	-0.260***	0.230***
LEV	-0.008	0.009	-0.013	-0.001	0.034***	-0.22***	-0.290***	1	0.540***	0.470***	0.025*	-0.054***	0.016
MB	-0.210***	-0.026*	-0.015	-0.021*	-0.043***	-0.20***	-0.550***	0.300***	1	0.390***	0.084***	0.200***	-0.096***
ROA	0.049***	0.010	0.022*	-0.002	0.052***	-0.12***	0.075**	0.260***	0.200***	1	0.190***	-0.180***	0.120***
INST	-0.055***	-0.061***	-0.028**	-0.012	-0.0074	0.039***	0.094**	0.001	0.054***	0.140***	1	-0.160***	-0.086***
Turnover	-0.120***	0.002	0.042***	0.019	-0.053***	0.004	-0.240***	-0.056***	0.130***	-0.160***	-0.170***	1	-0.290***
Central	0.061***	0.024*	-0.030**	0.026**	0.037***	0.170***	0.270***	0.014	-0.098**	0.130***	0.004	-0.290***	1

注:右上三角区域为Spearman相关系数,左下三角区域为Pearson相关系数;\*,\*\*、\*\*\*分别表示系数检验在10%、5%、1%的水平上显著。

表 4

单变量分析

组别	样本规模	SYN1				SYN2			
		均值	均值差异	中位数	中位数差异	均值	均值差异	中位数	中位数差异
Low_Firm=1	5631	-0.228	0.124***	-0.152	0.111***	-0.109	-0.107***	-0.049	0.115***
Low_Firm=0	3403	-0.352		-0.263		-0.216		-0.164	
Low_REV=1	898	-0.155	0.132***	-0.116	0.087***	-0.040	-0.122***	0.010	0.093***
Low_REV=0	8136	-0.288		-0.203		-0.162		-0.103	
Low_ENG=1	364	-0.142	0.138***	-0.122	0.075*	-0.023	-0.132***	0.005	0.092*
Low_ENG=0	8670	-0.280		-0.197		-0.155		-0.097	

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示系数检验在10%、5%、1%的水平上显著；被解释变量为SYN1时，Low\_Firm指Low\_Firm1，被解释变量为SYN2时，Low\_Firm指Low\_Firm2，以此类推，其他分组变量亦如此。下同。

是以SYN1为被解释变量、对模型(5)进行回归分析的结果。结果显示，Low\_Firm的系数为正，且在1%的水平上显著，表明与股价同步性高的公司聘用共同会计师事务所的公司的股价同步性也高，这印证了理论分析中关于会计师事务所层面存在的审计质量传染效应导致了聘用共同会计师事务所的特质性信息反映能力不足，从而系统影响股价同步性的论据。进一步，回归结果(2)和回归结果(3)显示逐步加入共同复核合伙人和项目审计师变量后[模型(6)和(7)]，Low\_Firm的系数仍在1%的水平上显著为正，进一步证实了H1。回归结果(4)~(6)中，以SYN2为被解释变量的回归结果依然支持H1。

回归结果(2)和(3)主要是为了验证共同复核合伙人和项目审计师对股价同步性的影响。回归结果(2)显示，Low\_REV的系数为正，且在1%的水平上显著，表明与股价同步性高的公司聘用共同复核合伙人的公司其股价同步性也高，印证了复核合伙人层面审计质量传染效应带来的影响。回归结果(3)显示，在加入共同项目审计师变量后，Low\_REV的系数仍然在1%的水平上显著为正，进一步证实了H2a，这说明复核合伙人个人层面的复核能力、风险态度、认知等异质性对信息质量具有重要影响。如果复核合伙人个人的审计模式存在系统性问题，且其发现公司错报漏报的能力较差，或其风险态度更为激进、可接受风险水平较高等，则该系统性问题会对该复核合伙人的所有复核项目产生影响，并通过影响审计质量最终影响股价同步性。但回归结果(3)中Low\_ENG的系数虽然为正，符合H2b的预期，但不显著，表明共同项目审计师并未对股价同步性产生系统性影响，H2b未通过检验。可能的原因在于，项目审计师和复核合伙人在审计过程中担任的角色不同，复核合伙人往往要签署更多的审计报告，复核合

伙人审计模式中的系统性问题通过其签署较多的审计报告得到了系统反映，而项目审计师在同一年度签署的审计报告较少，可能项目审计师审计模式中的系统性问题还没有反映出来。以SYN2为被解释变量的回归结果(5)和(6)显示，上述研究结论依然成立。

其次，为检验H3，本文按照模型(8)进行了回归分析。回归结果如表6所示。回归结果(1)显示，Low\_Firm和SPE交乘项的系数为-0.040，且在10%的水平上显著，表明如果共同会计师事务所为行业专长会计师事务所的话，可以在一定程度上抑制共同会计师事务所对股价同步性的影响，上述结果证实了H3a。回归结果(2)显示，Low\_REV和SPE交乘项的系数为-0.204，且在10%的水平上显著，进一步表明如果是来自行业专长会计师事务所的共同复核合伙人进行审计的话，也可以在一定程度上抑制共同复核合伙人对股价同步性的影响，上述结果证实了H3b。回归结果(3)则显示，Low\_ENG和SPE的交乘项未通过显著性检验，这可能与Low\_ENG本身的显著性水平不高有关，H3c未通过检验。上述结果证实了H3a和H3b。除交乘项系数外，Low\_Firm、Low\_REV变量的系数方向和显著性水平未发生显著变化。值得注意的是，Low\_ENG的系数则在10%的水平上通过了显著性检验。回归结果(4)~(6)是以SYN2为被解释变量进行回归的，上述结论基本保持不变。综合上述研究结论，行业专长会计师事务所能够在一定程度上抑制共同会计师事务所和共同复核合伙人对股价同步性的不利影响，表明发展行业专长可以提升审计质量，降低会计师事务所和复核合伙人审计模式中的系统性问题对审计质量的不利影响，最终提高了企业财务报告中特质性信息的反映程度，从而降低了股价同步性。

表 5 H1和H2的多元回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	SYN1	SYN1	SYN1	SYN2	SYN2	SYN2
Low_Firm	0.076*** (4.58)	0.072*** (4.36)	0.072*** (4.34)	0.067*** (4.43)	0.063*** (4.19)	0.063*** (4.16)
Low_REV		0.075*** (2.97)	0.071*** (2.76)		0.073*** (3.07)	0.067*** (2.78)
Low_ENG			0.032 (0.84)			0.054 (1.43)
SOE	0.145*** (8.24)	0.147*** (8.30)	0.146*** (8.28)	0.133*** (8.18)	0.134*** (8.26)	0.134*** (8.22)
Size	0.018* (1.80)	0.018* (1.79)	0.018* (1.79)	0.020** (2.16)	0.019** (2.11)	0.019** (2.09)
LEV	0.018*** (6.35)	0.019*** (6.40)	0.019*** (6.39)	0.018*** (6.70)	0.018*** (6.75)	0.018*** (6.71)
MB	-0.116*** (-15.82)	-0.116*** (-15.78)	-0.116*** (-15.77)	-0.100*** (-16.75)	-0.100*** (-16.73)	-0.100*** (-16.72)
ROA	0.801*** (5.16)	0.788*** (5.08)	0.789*** (5.08)	0.600*** (4.28)	0.590*** (4.21)	0.591*** (4.21)
INST	-0.302*** (-6.29)	-0.299*** (-6.24)	-0.299*** (-6.24)	-0.275*** (-6.30)	-0.271*** (-6.19)	-0.270*** (-6.17)
Turnover	-0.112*** (-13.45)	-0.112*** (-13.53)	-0.112*** (-13.54)	-0.102*** (-13.97)	-0.103*** (-14.03)	-0.103*** (-14.03)
Central	-0.287*** (-4.88)	-0.284*** (-4.82)	-0.285*** (-4.85)	-0.266*** (-4.90)	-0.263*** (-4.86)	-0.265*** (-4.89)
截距	0.236 (1.04)	0.230 (1.02)	0.230 (1.01)	0.229 (1.10)	0.232 (1.11)	0.235 (1.13)
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本规模	9034	9034	9034	9034	9034	9034
调整R <sup>2</sup>	0.177	0.178	0.178	0.170	0.171	0.171

注:括号内为t值,下同。

#### (四)稳健性检验

为了保证研究结论的可靠性,本文还进行了以下稳健性检验。从稳健性检验的结果来看,本文的研究结论基本保持不变,表明本文的研究结果具有较高的可靠性。

**1. 内生性问题。**自选择问题可能导致内生性,即股价同步性高的公司很可能自身选择了审计质量低的会计师事务所进行审计。为此,本文利用Heckman两阶段回归进行了校正检验,以解决样本自选择偏误导致的内生性问题。回归结果(限于篇幅未列示)基本保持不变。

**2. 企业层面的聚类分析。**考虑到数据序列相关性可能导致回归系数偏误<sup>[34]</sup>,本文通过企业层面聚类回归的校正稳健性标准误对t值进行了调整。聚类回归结果(限于篇幅未列示)显示,本文的研究结

论基本保持不变。

**3. 根据审计行业专长的分组回归检验。**为了降低模型中加入交乘项可能带来的多重共线性影响,本文按照行业专长进行了分组回归,以验证H2结论的稳健性。回归结果(限于篇幅未列示)基本保持不变。

**4. 将样本分为5组的分类检验结果。**本文将样本按照2008年股价同步性的高低分为5组,取股价同步性最高组的审计师审计的企业作为测试组重新进行回归分析。回归结果(限于篇幅未列示)除共同项目审计师Low\_ENG与SYN1、SYN2的回归系数变成分别在1%和5%的水平上显著外,其他结论基本保持不变。上述变化可能是由于分组数量变少之后,共同项目审计师变量中的样本规模变化导致的。

### 五、研究结论及启示

本文以2008~2015年我国A股上市公司为样本,研究了上市公司聘用共同审计师对股价同步性的影响。研究发现,与股价同步性高的公司聘用共同会计师事务所的公司其股价同步性也高,这表明会计师事务所存在的审计质量传染效应对企业财务报告中公司层面特质性信息的反映程度产生了系统性影响,最终影响了公司的股价同步性;与股价同步性高的公司聘用共同复核合伙人的公司其股价同步性也高,表明在复核签字注册会计师层面也存在审计质量的传染效应,对股价同步性产生了影响;但本文未能发现一致的证据支持“与股价同步性高的公司聘用共同项目审计师的公司的股价同步性也高”的研究假设。本文研究还表明审计行业专长对共同会计师事务所、共同复核合伙人与股价同步性之间的关系起到一定的抑制作用,表明审计行业专长会降低审计质量的传染效应。

本文的研究结论对会计师事务所提高审计质量、注册会计师行业监管以及投资者进行投资决策具有重要的启示意义。会计师事务所审计质量的传染效应主要是由于其内部治理的系统性问题导致的,因此会计师事务所应加强内部治理,提高风险管理和业务质量控制能力,提升审计质量,从而实现做



表 6 H3的多元回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	SYN1	SYN1	SYN1	SYN2	SYN2	SYN2
Low_Firm	0.087*** (4.99)	0.074*** (4.47)	0.073*** (4.43)	0.077*** (4.82)	0.065*** (4.33)	0.064*** (4.27)
Low_Firm× SPE	-0.040* (-1.76)			-0.035* (-1.65)		
Low_REV		0.094*** (3.41)	0.075*** (2.95)		0.097*** (3.74)	0.071*** (2.94)
Low_REV× SPE		-0.204* (-1.83)			-0.100* (-1.77)	
Low_ENG			0.071* (1.80)			0.090** (2.28)
Low_ENG× SPE			-0.078 (-1.31)			-0.077 (-1.28)
SPE	-0.053 (-0.95)	-0.038* (-1.67)	-0.036 (-1.63)	-0.030 (-0.60)	-0.026 (-1.23)	-0.027 (-1.34)
SOE	0.148*** (8.36)	0.150*** (8.51)	0.150*** (8.50)	0.135*** (8.31)	0.137*** (8.43)	0.137*** (8.43)
Size	0.008 (0.77)	0.007 (0.68)	0.007 (0.65)	0.010 (1.07)	0.009 (0.94)	0.009 (0.87)
LEV	0.032*** (8.39)	0.032*** (8.39)	0.032*** (8.36)	0.031*** (8.86)	0.031*** (8.87)	0.030*** (8.80)
MB	-0.160*** (-18.90)	-0.160*** (-18.86)	-0.160*** (-18.88)	-0.141*** (-19.40)	-0.141*** (-19.40)	-0.141*** (-19.42)
ROA	1.199*** (6.14)	1.174*** (6.01)	1.181*** (6.05)	0.932*** (5.29)	0.910*** (5.17)	0.920*** (5.22)
INST	-0.293*** (-5.88)	-0.289*** (-5.81)	-0.287*** (-5.77)	-0.266*** (-5.89)	-0.260*** (-5.75)	-0.258*** (-5.71)
Turnover	-0.112*** (-12.77)	-0.112*** (-12.85)	-0.112*** (-12.86)	-0.103*** (-13.17)	-0.103*** (-13.23)	-0.103*** (-13.23)
Central	-0.278*** (-4.64)	-0.275*** (-4.59)	-0.274*** (-4.58)	-0.257*** (-4.66)	-0.255*** (-4.61)	-0.254*** (-4.60)
截距	0.475** (1.97)	0.492** (2.05)	0.498** (2.07)	0.459** (2.06)	0.482** (2.17)	0.494** (2.22)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本规模	9034	9034	9034	9034	9034	9034
调整R <sup>2</sup>	0.183	0.184	0.184	0.177	0.178	0.178

大做强的目标。签字注册会计师层面的审计质量传染效应主要是由其审计模式中存在的系统性问题导致的,因此,会计师事务所应当强化审计质量的内部检查,及时发现签字注册会计师审计模式中存在的问题并予以纠正,最终提供高质量的审计服务。对注册会计师行业监管部门而言,在发现某家会计师事务所或某个签字注册会计师的审计失败后,需要及时扩大对该会计师事务所或注册会计师审计业务的

检查范围,并实施相应的惩戒措施,以保证审计行业的健康发展。对投资者而言,其在进行投资决策时,可将共同审计师作为初步的判断标准,剔除为会计信息质量较差的企业提供审计服务的审计师,以避免可能产生的投资损失。

主要参考文献:

[1] 朱红军,何贤杰,陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J]. 金融研究,2007(2):110~121.

[2] 袁知柱,鞠晓峰. 制度环境、公司治理与股价信息含量[J]. 管理科学,2009(1):17~29.

[3] Gul F. A., Kim J., Qiu A. A.. Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity: Evidence From China[J]. Journal of Financial Economics, 2010(3):425~442.

[4] Francis J., P. N. Michas. The Contagion Effect of Low-Quality Audits[J]. The Accounting Review, 2013(2):521~552.

[5] 刘明辉,乔贵涛. 会计师事务所审计质量传染效应研究[J]. 审计与经济研究, 2014(6):23~31.

[6] 冉明东,王艳艳,杨海霞. 受罚审计师的传染效应研究[J]. 会计研究,2016(12):85~91.

[7] Li L., Qi B., Tian G., et al. The Contagion Effect of Low-Quality Audits at the Level of Individual Auditors[J]. The Accounting Review, 2016(1):137~163.

[8] Leftwich R. W., Watts R. L., Zimmerman J. L.. Voluntary Corporate Disclosure: The Case of Interim Reporting[J]. Journal of Accounting Research, 1981(19):50~77.

[9] 陈小林,王玉涛,陈运森. 事务所规模、审计行业专长与知情交易概率[J]. 会计研究,2013(2):69~77.

- [10] Roll R..  $R^2$  [J]. Journal of Finance, 1988(3): 541~566.
- [11] Morck R., Yeung B., Yu W.. The Information Content of Stock Markets: Why do Emerging Markets have Synchronous Stock Price Movements? [J]. Journal of Financial Economics, 2000(58): 215~260.
- [12] Jin L., Myers S. C..  $R^2$  Around the World: New Theory and New Tests [J]. Journal of Financial Economics, 2006(79): 257~292.
- [13] 李增泉. 所有权结构与股票价格的同步性——来自中国股票市场的证据[J]. 中国会计与财务研究, 2005(7): 57~82.
- [14] Fernandes N., Ferreira M. A.. Insider Trading Laws and Stock Price Informativeness [J]. Review of Financial Studies, 2009(22): 1845~1887.
- [15] Piotroski J., Roulstone D.. The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-Specific Information into Stock Prices [J]. The Accounting Review, 2004(79): 1119~1151.
- [16] 吴溪. 会计师事务所合并与质量控制: 基于中天勤合并案例的经验分析[J]. 会计研究, 2006(10): 79~85.
- [17] Prawitt D. F., Smith J. L., Wood D. A.. Internal Audit Quality and Earnings Management [J]. The Accounting Review, 2009(4): 1255~1280.
- [18] Knechel W. R., Rouse P., Schelleman C.. A Modified Audit Production Framework: Evaluating the Relative Efficiency of Audit Engagements [J]. The Accounting Review, 2009(5): 1607~1638.
- [19] Nelson M., Tan H.. Judgment and Decision Making Research in Auditing: A Task, Person, and Interpersonal Interaction Perspective [J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2005(24): 41~71.
- [20] Balsam S., Krishnan J., Yang J. S.. Auditor Industry Specialization and Earnings Quality [J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2003(2): 71~97.
- [21] Dunn K. A., Mayhew B. W.. Audit Firm Industry Specialization and Client Disclosure Quality [J]. Review of Accounting Studies, 2004(1): 35~58.
- [22] Solomon I., Shields M. D., Whittington O. R.. What do Industry-Specialist Auditors Know? [J]. Journal of Accounting Research, 1999(1): 191~208.
- [23] Owhoso V. E., Messier Jr W. F., Lynch Jr J. G.. Error Detection by Industry Specialized Teams During Sequential Audit Review [J]. Journal of Accounting Research, 2002(3): 883~900.
- [24] O'Keefe T. B. O., King R. D., Gaver K. M.. Audit Fees, Industry Specialization, and Compliance with GAAS Reporting Standards [J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 1994(2): 41~55.
- [25] 乔贵涛, 赵耀. 非标准审计意见、事务所特征与操控性应计——来自中国上市公司的经验证据[J]. 山西财经大学学报, 2014(10): 98~110.
- [26] 伊志宏, 李颖, 江轩宇. 女性分析师关注与股价同步性[J]. 金融研究, 2015(11): 175~189.
- [27] Brown J. L., Drake K. D.. Network Ties Among Low-Tax Firms [J]. The Accounting Review, 2014(2): 483~510.
- [28] 徐艳萍, 王琨. 审计师联结与财务报表重述的传染效应研究[J]. 审计研究, 2015(4): 97~104.
- [29] Zeff S. A., Fossum R. L.. An Analysis of Large Audit Clients [J]. The Accounting Review, 1967(2): 298~320.
- [30] 蔡春, 鲜文铎. 会计师事务所行业专长与审计质量相关性的检验——来自中国上市公司审计市场的经验证据[J]. 会计研究, 2007(6): 41~47.
- [31] 金智. 新会计准则、会计信息质量与股价同步性[J]. 会计研究, 2010(7): 19~26.
- [32] 史永. 信息披露质量、审计师选择与股价同步性[J]. 中南财经政法大学学报, 2013(6): 118~123.
- [33] Koh P. S.. Institutional Investor Type, Earnings Management and Benchmark Beaters [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2007(3): 267~299.
- [34] Petersen M. A.. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches [J]. The Review of Financial Studies, 2009(1): 435~480.
- 作者单位:** 山东理工大学管理学院, 山东淄博 255012