

企业创新的外溢效应

——来自共同审计师的证据

雷倩华,许曦芸,许锐

(华南理工大学 工商管理学院,广东 广州 510641)

[摘要]如何提高企业创新水平是理论界和实务界共同关注的重点问题。以 2007—2019 年中国 A 股上市公司为样本,考察共同审计师是否有助于企业创新。研究发现,与创新水平较高的企业拥有共同审计师的企业也表现出较高的创新水平,说明聘请相同审计师个人的上市公司在创新行为上具有外溢效应。进一步检验发现,共同审计师通过缓解代理问题以及提高企业信息质量来影响企业创新,而且不同企业性质和不同融资约束程度对企业创新通过共同审计师的外溢效应存在显著的异质性。研究结果不但拓展了企业创新影响因素的研究,而且有助于我们认识共同审计师的角色,对于提升企业创新水平、引导资本市场健康发展具有重要意义。

[关键词]共同审计师;企业创新;外溢效应;代理问题;信息质量;融资约束;审计意见;审计质量

[中图分类号]F239.43 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2022)03-0040-12

一、引言

作为国家经济和企业发展的动力源泉之一,创新在党的十九大被上升至国家战略层面,“创新驱动发展”已经成为推动经济增长模式转型的关键。作为推动创新的最小单位,企业是我国科技创新最为活跃的群体之一。因此,从微观企业层面探究创新中遇到的阻碍十分必要。如何高效提升我国企业创新能力、稳步提升国家整体的创新能力是理论界和实务界共同关注的热点与重点问题。由于创新具有高风险性、高度不确定性和长期性等特点^[1],如何降低企业创新的监督成本,成为保障企业创新活动顺利进行的基本要求。同时,降低企业创新的监督成本也可以理解为降低企业在创新活动中决策的信息不对称水平。

在参与市场活动的各利益相关方中,审计师是股东和管理层重要的信息来源,其通过对财务报表进行审计并以此向股东提供信息,有助于缓解投资者与公司之间的信息不对称,进而减缓代理问题^[2-4]。同时,审计师在审计过程中也可以通过审计沟通向管理层提供信息,降低管理层信息不确定性,从而改善其面临的信息环境^[5-7]。代理成本的降低和管理层信息环境的改善均有利于企业开展创新活动^[8-9],因此审计师也会影响企业创新行为。已有研究发现审计质量和审计师行业专长能够显著影响企业创新^[10-11],而审计师积累的创新活动知识经验是否影响创新活动以及通过何种作用途径尚待研究。

审计师积累的创新活动知识经验作为审计师对创新投资审计的重要依据^[12],既是形成审计结论的直接依据,也是审计沟通的重要组成部分。如果审计师能够积累丰富且适当的创新活动知识经验,将对准确评估创新活动的确认和披露、通过审计沟通改善管理层信息环境具有积极的意义。特别地,当与高创新活动企业共享审计师时,为了降低自身可能面临的声誉风险和诉讼风险,审计师将会加大与高创新企业管理层审计沟通的频率,由此可以从高创新企业获取更多的创新活动知识经验。这种积累一方面会反映在审计活动中,进而缓解股东与管理层间信息不对称问题,最终提高企业创新投入;另一方面会使得管理层有机会从审计沟通中学习有价值的信息,改善管理层的创新信息环境,最终提高企业创新投入。

本文选用 2007—2019 年 A 股上市公司为样本,研究发现共同审计师与企业创新投入显著正相关,表明共同

[收稿日期]2021-10-28

[基金项目]国家自然科学基金项目(72072060、71602059);中央高校基本科研业务费项目(XYMS202104);广东省自然科学基金项目(2021A1515011362);广东省软科学研究项目(2020A1010020004);广州市哲学社会科学发展“十三五”规划 2020 年度共建课题(2020GZGJ11)

[作者简介]雷倩华(1983—),女,广东清远人,华南理工大学工商管理学院副教授,硕士生导师,从事公司治理、审计与盈余质量研究;许曦芸(1999—),女,广东揭阳人,华南理工大学工商管理学院硕士研究生,从事公司治理、审计与盈余质量研究;许锐(1990—),女,安徽安庆人,通讯作者,华南理工大学工商管理学院助理研究员,从事审计、信息披露研究,E-mail:xurniava@foxmail.com。

审计师对企业创新具有提振作用。在替换因变量和控制了内生性问题后,该结论依然成立。进一步作用机制检验发现,一方面,共同审计师对创新的提振作用主要体现在代理成本较高的子样本中,这是因为代理成本越高,共同审计师的创新活动知识经验越能降低股东和企业之间的信息不对称,从而带来创新投入的增加;另一方面,共同审计师对创新的提振作用主要体现在会计信息质量较低和管理层信息环境较差的子样本中,这是因为企业信息质量越差,共同审计师的创新活动知识经验越能降低其信息不对称程度和管理层面临的创新信息不确定性,从而提高企业决策信息质量,增加创新投入。

本文可能的贡献如下:第一,本文从审计师积累的创新活动知识经验角度丰富了现有创新影响因素的相关研究。现有关于创新影响因素的研究鲜少关注审计师这一重要信息中介,仅有少数研究关注了审计质量和审计专业性对企业创新的影响。区别于已有文献,本文提供了审计师创新活动知识经验影响创新的直接证据。通过比较与高创新企业共享审计师和未与高创新企业共享审计师,发现与高创新企业共享审计师能够显著提高创新投入。第二,本文从创新投资的视角拓宽了现有关于审计师实体经济效应的研究。已有研究发现,审计师专业性和经验能够改善企业的投资效率^[7]。而本文的研究表明,审计师积累的创新活动知识经验能够显著提升企业的创新投入,且这种提振作用在代理成本更高和企业信息质量更差的子样本更显著。本文的研究打开了审计师影响企业创新这一“黑箱”,从代理成本和企业信息质量这两个角度探究了审计师积累的创新活动知识经验对企业创新投入的影响机制,深化了研究者对审计师实体经济效应、创新投入等领域的理解和认识。

二、文献回顾

(一)共同审计师相关文献回顾

“共同审计师”是指两家以上企业聘请了相同的会计师事务所或者相同签字注册会计师的现象,其中共同聘请的会计师事务所或签字注册会计师被称为“共同审计师”,因此“共同审计师”这个概念分为会计师事务所和签字注册会计师两个维度。

由于共同审计师的现象是近几年才被较多学者关注到,故国内外相关的文献还很少。根据对“共同审计师”作用的不同理解,国内外现有文献可以分为两部分。一部分研究认为共同审计师的作用主要是信息效应,包括缓解聘请共同审计师的企业双方之间的信息不对称和利用信息优势提高审计质量两方面。另一部分学者认为共同审计师的作用主要是传染效应(或称为外溢效应),既有由于审计监督的系统性问题导致的低审计质量传染效应,也有由于审计师的审计经验、审计态度等溢出导致的高审计质量外溢效应。

早期关于共同审计师的研究大多基于信息会影响企业行为的观点,先是聚焦并购关系,发现共同审计师具有缓解并购方与目标方之间信息不对称的作用,已有实证研究的结果涵盖了共同审计师发生作用的渠道、并购实现概率的提升、并购绩效的提高、并购商誉泡沫的减少、并购目标的选择等^[5,14-16],甚至拓展至跨国情景下的共同审计师效应^[17]以及共同审计师所提高的并购绩效更有利于并购方而非目标方^[6]。接着有部分学者将焦点转向供应链关系中的共同审计师现象,发现供应链关系中共同审计师缓解信息不对称的作用依然存在,主要是通过获取更多被审计单位的特定信息形成信息优势,更好地执行供销方面的审计工作,提高审计效率和审计质量^[18-19]。在集团统一审计的特殊情形下,共同审计师既可能利用信息优势进行协同审计,在关联交易方面掌握更准确的信息,提高审计质量,也可能出于招揽集团客户的目的,牺牲独立性而满足客户的审计意见购买需求^[20-21]。存在明显竞争关系的企业会尽量避免聘用同一审计师,而具有共同审计师的同行企业表现出相似的决策行为^[22-23]。上述研究均表明共同审计师具有信息传递效应。

还有学者的研究从审计质量传染效应的角度切入,实证检验了共同审计师由于审计监督的系统性差异,对审计质量产生系统性影响,从而影响企业行为。基于低审计质量传染效应,田璇等研究发现,较高的股价同步性会通过共同审计师“传染”给其他企业,使其他企业的股价同步性显著提高^[24]。曾姝和李青原的实证结果表明,与税收激进的企业聘用同一审计师的企业,也具有税收激进行为^[25]。徐艳萍等研究发现,财务重述在拥有共同审计师的企业之间具有传染效应,同时,与财务报告质量相对较高的公司聘用同一审计师显著降低了公司发生财务重述的可能性,说明共同审计师也会导致高审计质量传染效应^[26]。鄢翔等将关键事项审计报告准则作为外生冲击,发现与率先实行新准则的A+H股上市公司聘请相同审计师的A股上市公司,在大陆地区新准则颁布后审计质量显著提高,这种高审计质量传染效应主要是由签字注册会计师层面的共同审计师导致的^[27]。耀

友福等研究发现,年报问询对公司的治理作用会“外溢”到聘用同一审计师的其他公司,这是审计师的执业谨慎行为发生外溢的结果^[28]。

现有文献对共同审计师信息效应的研究主要集中于并购关系和供应链关系的企业,对传染效应(或称为外溢效应)的实证研究大多局限于共同审计师对审计质量的影响,进一步关注其对企业行为影响的研究还很少,而且鲜有研究对共同审计师的作用机制进行实证检验。此外,上述文献对共同审计师的研究大多停留在会计师事务所层面,鲜有文献将研究重点放在签字注册会计师层面。因此,本文所检验的“共同审计师”是指审计师个体层面,即共同签字注册会计师。

(二) 审计对企业创新影响的文献回顾

在众多企业创新影响因素的研究中,考虑审计因素对企业创新影响的文献不多。国内文献将样本聚焦于国有企业,重点研究了政府审计的作用,实证结果均表明政府审计可以显著促进国企创新^[29-30],提高其创新投入和创新产出^[31-33]。国内外从社会审计角度探讨企业创新的文献都相对较少,王嘉鑫利用2012年主板市场强制推行内部控制审计制度的外生事件,实证发现强制性内部控制审计可以促进企业创新^[34];杨以文等发现无论是内部审计质量还是外部审计质量都能提高企业创新绩效,且两者对创新绩效的提升存在互补效应^[35];李姝等聚焦于审计师特征,发现审计师行业专长有助于提高企业的创新投资水平^[11]。影响机制研究表明,外部审计通过缓解融资约束、降低信息不对称、缓解代理问题以及改善管理层信息环境来提高企业创新水平^[10-11,34,36],审计质量提高带来的财务报告质量提高有利于企业将创新投入转化为更高的创新绩效和企业价值^[37]。然而国外研究发现,较高的审计质量也可能给企业创新造成负面影响,具有高审计质量的公司会吸引更多的非专业机构投资者和财务分析师,这些压力引起了管理层的短视,导致他们放弃创新投资^[38]。

综上,现有文献大多表明高质量审计有利于提高企业创新,但从共同审计师视角进行切入的研究几乎没有,这为本文提供了在现有研究基础上进行拓展的机会。

(三) 企业创新外溢效应的文献回顾

现有关于企业创新外溢效应的研究认为企业创新的关键在于技术知识,技术知识外溢到其他企业会影响其创新能力、创新效率和创新绩效等。国外早期研究就提出地理距离会导致技术外溢的问题,一个地区较高的技术水平会外溢到周边地区,提高周边地区的技术水平^[39],并且该技术外溢效应随着地理距离的增加而减弱^[40-41]。人力资本是技术知识传播的重要载体,人力资本等投入要素也存在创新的空间外溢效应^[42],在技术和知识密集的外包服务情景中,外包企业将业务外包给劳动力成本较低的国家的企业时,往往需要对该国家企业的员工进行培训,说明企业之间的技术外溢是通过提高人力资本质量实现的^[43]。国内早期对企业创新外溢效应展开研究的主要背景是随着我国对外开放程度的加深,外国企业直接投资本国企业给我国企业创新带来了何种影响,研究均表明外国直接投资存在技术外溢效应。赵国庆等研究发现FDI技术外溢效应促进了中国高科技产业的技术进步,但是对不同产权性质的企业存在不同影响,对国有企业的技术进步不利,而对三资企业的技术进步非常重要^[44]。涂涛涛发现外国企业与东道国企业存在垂直联系时技术溢出效应更为显著^[45]。郑慕强研究发现外资企业通过竞争、示范和员工流动的横向外溢效应,提高本地企业的技术创新绩效^[46]。常玉春则关注我国国有大型企业对外投资所带来的逆向技术外溢,发现对外投资能够显著提高企业创新绩效^[47]。关于技术外溢的途径,任志成等发现本地企业承接国际软件外包服务获得的技术外溢可以提高企业的人力资本水平,进而提高企业创新能力^[48];莫长炜等发现在产业集群程度较高的地区,同行业企业的研发具有显著的外溢效应,说明产业集群是促进技术外溢的重要机制^[49]。总体而言,目前关于企业创新外溢效应途径的研究还很少,该领域研究有待进一步丰富。

三、理论分析与假设发展

作为企业重要的投资决策,创新能够影响企业生存和未来发展,但是企业创新具有高度不确定性的特征^[1]。审计师作为财务报告的鉴证者,对企业创新相关项目的确认和披露进行评估,因而审计师能够对企业创新活动产生间接影响。

已有关于共同审计师的研究表明,共同审计师发挥信息效应和传染效应。在并购、供应链、集团内部、竞争等关系中,共同审计师可以充当信息中介,并掌握信息优势;在股价同步性、税收激进行为、财务重述等方面,共

同审计师主要发挥审计质量传染效应。因此,共同审计师在执行创新相关审计时,可能通过提高审计质量和传递创新信息两个渠道影响企业的创新行为,具体逻辑如下:

(一)共同审计师利用积累的知识经验,准确评估创新活动,提高信息披露质量,进而缓解代理问题和信息不对称,促进企业创新

当审计师对创新水平较高的企业进行审计时,会面对大量复杂的研发投入的会计处理,因此,审计师对研发相关项目进行评估时往往面临更高的审计风险^[50-51],具体体现在三个方面:第一,企业在实践中对现行准则“有条件资本化”的理解和对研发投入的会计处理方法存在较大差异,审计师需要具备较高的专业胜任能力对其进行评估;第二,创新具有信息不对称的特点,创新活动的专有信息含量高且具有异质性,加上企业内部人员对创新信息有较强的保护动机^[52-53],优质项目的技术价值难以传递给内部股东和外部投资者^[54],因此股东和投资者对高质量信息披露的需求更加强烈;第三,由于国家对企业的创新扶持政策在研发投入、研发产出等方面规定了“门槛”,故企业有较强的动机通过修饰财务报表或进行审计意见购买来达到优惠政策所需的条件。

为了控制上述审计风险,审计师将会加大与高创新企业管理层审计沟通的频率,进而加深审计师对创新活动的理解^[13]。当同一审计师在审计其他客户时,之前积累的丰富的创新活动经验和知识储备反映在审计活动中。由于创新活动存在信息不透明和不易传达的特点,大股东相对于中小股东拥有信息优势,容易导致大股东侵蚀中小股东利益,因此中小股东对创新活动的投资意愿降低^[55];管理层相对于股东也拥有信息优势,股东需要承担更多的监管成本来防止管理层挪用创新活动的资金、不努力控制项目风险等^[1],管理层也倾向于拒绝高风险的项目^[56],导致部分有价值的创新活动无法开展。共同审计师利用其积累的知识经验提高创新活动的信息披露质量,可以缓解投资者与企业间以及股东与管理层间的信息不对称问题,代理问题的缓解有利于优化企业创新投资决策,提高了企业的创新投入水平。

(二)共同审计师通过频繁的审计沟通,使得管理层有机会学习到有价值的信息,进而改善管理层的信息环境,促进企业创新

为了做出良好的创新投资,企业管理层不可避免地需要搜寻可靠的外部信息从而降低创新活动本身的高度不确定性。作为重要的信息中介,审计师是管理层信息环境的重要组成部分。面对创新水平高的企业时,长期频繁的审计沟通使得审计师更加深入了解被审计单位的非公开信息^[5-7]。当同一审计师在审计其他客户时,之前积累的丰富的创新活动经验和知识储备使得管理层有机会从审计沟通中学习到有价值的信息,进而做出正确的创新投资决策。通过降低创新活动的信息不确定性,审计师优化了管理层信息环境,提高了企业创新投入。

基于此,本文提出如下假说 H。

H:相较于非共同审计师,与创新水平高的企业存在共同审计师的企业表现出更高的创新水平。

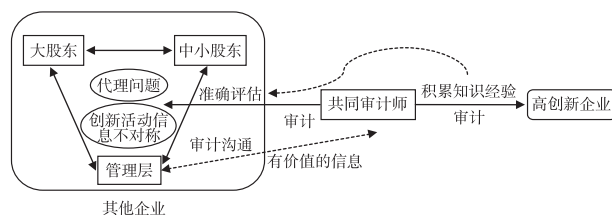


图1 共同审计师影响企业创新的外溢效应的路径图

四、研究设计

(一)样本选择和数据来源

本文的研究样本取自国泰安数据库,由于2007年之前的研发投入数据大量缺失,而且2006年2月15日财政部发布的《企业会计准则第6号——无形资产》修改了原准则中企业研发费用统一计入当期损益的会计处理方法,因此,本文全部公司样本取自2007—2019年,以保持变量衡量的前后一致性。其中,我们剔除了某年度标识ST、金融行业以及数据缺失的样本,然后参考已有文献的做法,剔除了同一年度同一行业样本数量少于15的数据。经过以上处理后,最终我们得到14316个样本观测值。此外,我们对非哑变量进行1%和99%水平上的缩尾处理。

本文所有财务数据均来源于CSMAR数据库。其中,为了确保后续共同审计师数据的准确性,共同审计师数据经过手工整理与核对。我们从“CSMAR数据库-公司研究系列-财务报告审计意见”下载企业各年度的会计师事务所和审计师数据,通过Excel对数据进行检查、修正并对审计师进行编号。针对审计师姓名疑似有误的数据,我们通过巨潮资讯网等获取企业当年的财务报告进行人工核查并手动修正;针对审计师姓名疑似重

复的数据,我们通过中注协等网站获取事务所合并、拆分和变更情况,并结合审计日期进行判断:对于审计日期明显出现重叠而审计师在不同事务所对不同企业执行审计工作的数据,我们对审计师进行手动标记区分;对于无确凿证据表明审计师重名的数据,我们保留原始数据,即默认姓名相同的审计师为同一位审计师。经过上述人工核查和判断修正之后,我们对审计师进行编号,得到最终的审计师数据。

(二) 变量设计和研究模型

本文构建以下多元回归模型,检验假设 H 中共同审计师与企业创新水平之间的关系。

$$rdsale = \beta_1 + \beta_2 ComAud + \beta_3 Roa + \beta_4 Top1 + \beta_5 Loan + \beta_6 Size + \beta_7 MB + \beta_8 Lnincentive + \beta_9 Subsidy + Year + Ind + \varepsilon$$

1. 被解释变量——企业创新

参考已有文献,本文采用企业当年研发费用/主营业务收入(*rdsale*)来衡量企业创新。

2. 解释变量——与高创新水平的企业具有共同审计师

在使用创新投资水平 *rdsale* (每年研发费用与主营业务收入之比)衡量企业的创新水平时,本文借鉴曾姝和李青原的实证分析框架^[25],将每个年度每个行业的样本按照 *rdsale* 高低分为五组,提取每年度每行业 *rdsale* 属于最高一组的样本(即各年度各行业中创新投资水平属于最高 20% 的样本)。

根据各年度各行业 *rdsale* 最高组样本的数据,设置哑变量 *ComAud*,当负责这些企业审计工作的注册会计师对同一年度同一行业的其他企业执行审计时,*ComAud* 标记为 1,否则标记为 0。本文使用 *lnrd* (企业当年研发投入的自然对数)衡量企业创新的样本,通过相同的方法对共同审计师 *ComAud* 进行赋值。

进行多元回归时,本文剔除了企业创新水平属于每年度每行业最高组的样本。本文采用证监会的分类方法(2012 年)对数据处理过程中涉及的行业进行分类,同时参考已有文献,对于制造业,本文保留两位行业代码,其余行业保留一位代码。

3. 控制变量

参考黎文靖等和刘行等人的研究^[57-58],本文选取以下变量作为控制变量:盈利能力 *Roa*、第一大股东持股比例 *Top1*、负债水平 *Loan*、公司规模 *Size*、成长性 *MB*、高管激励 *Lnincentive*、政府补助 *Subsidy*、行业哑变量 *Ind* 和年度哑变量 *Year*。变量定义详见表 1。

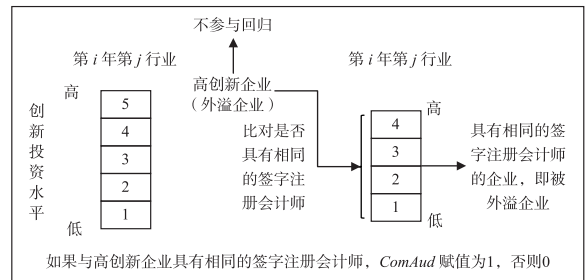


图 2 解释变量 *ComAud* 的赋值过程

表 1 相关变量定义和说明

变量性质	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业创新	<i>rdsale</i>	当年研发投入/主营业务收入
解释变量	与创新投入高的企业具有共同审计师	<i>ComAud</i> <i>ComAud_1</i>	与创新投入高的企业具有至少 1 名共同签字注册会计师的企业 <i>ComAud</i> 赋值为 1, 否则为 0 与创新投入高的企业有且仅有 1 名共同签字注册会计师的企业 <i>ComAud</i> 赋值为 1, 否则为 0
	控制变量	盈利能力	<i>Roa</i>
	第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例
	负债水平	<i>Loan</i>	负债水平 = (短期借款 + 一年内到期的非流动负债 + 长期借款 + 应付债券)/总资产
	企业规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	成长性	<i>MB</i>	市账比 = 年个股总市值/所有者权益合计
	高管激励	<i>Lnincentive</i>	ln(高管前三名薪酬总额)
	政府补助	<i>Subsidy</i>	企业当期所获政府补助总额/总资产
	年份哑变量	<i>Year</i>	哑变量, 样本年报对应的年份
	行业哑变量	<i>Ind</i>	哑变量, 参照证监会 2012 年颁布的《上市公司行业分类指引》的行业代码

五、实证结果与研究分析

(一) 描述性统计

表 2 列示了除年度哑变量和行业哑变量以外所有变量的分组描述性统计结果。在 14316 个有效观测值中, 有 2053 (14.34%) 个观测值与高创新企业拥有至少 1 名共同审计师。与高创新企业拥有共同审计师的样本中, *rdsale* 的均值大于不拥有共同审计师的样本, 且均值检验存在显著差异, 这与假设 H 的预测一致。除了总资产净利润率 *Roa* 和市场账面价值比 *MB* 两个变量外, 其余控制变量的均值检验都存在显著差异, 说明了控制变量的选取必要且适当。

(二)多元回归分析

表3列示了共同审计师对企业创新影响的单变量以及多变量回归情况。从表3的列(1)和列(2)可看出, *ComAud* 和 *ComAud_1* 的系数均在1%的水平上显著为正。根据第(3)列,在控制其他因素后, *ComAud* 的系数为0.0013,与创新投资水平 *rdsale* 在1%的水平上显著正相关,符合本文预期。也就是说,与同行业创新投资水平处于最高20%的企业具有至少1名共同审计师的其他企业,其研发投入占主营业务收入的比例提高了0.13%,显著高于同行业聘请其他审计师的企业,说明与高创新企业具有共同审计师显著提高了企业的创新投资水平。表3第(4)列表明,与高创新企业只具有1名共同审计师的企业的 *rdsale* 同样在1%水平上显著为正,假设H得到验证。

(三)稳健性检验

1. 替换被解释变量

为了确保稳健性,我们将被解释变量替换为企业当年研发投入的自然对数(*lnrd*),对本文的核心结论进行重新检验。

从表4列(1)和列(2)可以看出, *ComAud*和 *ComAud_1* 的系数均在1%的水平上显著为正。表4的第(3)列加入了控制变量, *ComAud* 的系数为0.0764,与创新投资水平 *lnrd* 在1%的水平上显著正相关,符合本文预期。表4第(4)列表明,与高创新企业只具有1名共同审计师的企业的 *lnrd* 同样在1%水平上显著为正,因此,假设H得到验证。

我们还采用 $\ln(rdsale + 1)$,即对 *rdsale* 进行对数化处理,同时采用人均研发投入 *rdperson* 即研发投入与员工总人数的比值,从创新投入的角度替换被解释变量企业创新。同时,从创新产出的角度,我们使用滞后两期和滞后三期的专利申请总数加一取自然对数 $\ln Patents1t + 2$ 和 $\ln Patents1t + 3$,以及滞后两期和滞后三期的发明专利申请数与实用新型申请数之和加一取自然对数 $\ln Patents2t + 2$ 和 $\ln Patents2t + 3$,作为企业创新的替代变量。实证结果依然支持本文的假设,表5和表6是相应的回归分析结果,共同审计师变量依然能显著提高企业创新。

2. 内生性检验

为了确保本文核心结论的稳健性,我们进行内生性检验。创新投资水平高的企业很可能主动选择曾经为高创新企业执行审计工作的审计师,因此本文利用倾向得分匹配法获得新的回归样本进行回归。根据现有文献,我们采用第一大股东持股比例 *Top1*、盈利能力 *Roa*、负债水平 *Loan*、高管激励 *Lnincentive*、公司规模 *Size*、成长性 *MB*、政府补助 *Subsidy*、是否四大 *InternationalBig4*、审计师个人行业专长 *PIMS_q*、资产负债率 *Lev* 作为匹配变量,并且控制了行业和年度固定效应,采用Logit模型估计公司与高创新企业具有共同审计师的概率。接着我们利用1:1不放回的最近邻匹配法进行配对,结果有2502家在2007—2019年间与高创新企业不具有共同审计师的

表2 分组描述性统计:被解释变量为 *rdsale*

变量	<i>ComAud</i> = 0			<i>ComAud</i> = 1			均值检验
	<i>N</i>	均值	中位数	<i>N</i>	均值	中位数	
<i>rdsale</i>	12263	0.0322	0.0313	2053	0.0362	0.0363	-0.0040***
<i>Roa</i>	12263	0.0416	0.0416	2053	0.0430	0.0418	-0.0014
<i>Top1</i>	12263	0.3505	0.3334	2053	0.3412	0.3257	0.0093***
<i>Loan</i>	12263	0.1630	0.1306	2053	0.1491	0.1146	0.0140***
<i>Size</i>	12263	22.1156	21.9005	2053	21.9040	21.7816	0.2116***
<i>MB</i>	12263	3.6058	2.7277	2053	3.6761	2.8934	-0.0703
<i>Lnincentive</i>	12263	14.3309	14.3065	2053	14.2904	14.2538	0.0405**
<i>Subsidy</i>	12263	0.0059	0.0037	2053	0.0066	0.0042	-0.0007***

注:星号标注了显著性水平。

表3 多元回归分析结果:被解释变量为 *rdsale*

变量	<i>rdsale</i>			
	至少1位共同审计师 (1)	只有1位共同审计师 (2)	至少1位共同审计师 (3)	只有1位共同审计师 (4)
<i>ComAud</i>	0.0040*** (6.62)		0.0013*** (3.10)	
<i>ComAud_1</i>		0.0040*** (5.97)		0.0012*** (2.76)
<i>Roa</i>			0.0046 (1.45)	0.0045 (1.43)
<i>Top1</i>			-0.0070*** (-6.80)	-0.0070*** (-6.78)
<i>Loan</i>			-0.0174*** (-14.21)	-0.0174*** (-14.21)
<i>Size</i>			-0.0028*** (-16.25)	-0.0028*** (-16.29)
<i>MB</i>			0.0001 (1.34)	0.0001 (1.35)
<i>Lnincentive</i>			0.0023*** (9.01)	0.0023*** (9.02)
<i>Subsidy</i>			0.4194*** (17.70)	0.4197*** (17.71)
<i>Year&Ind</i>	No	No	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.0322*** (141.24)	0.0324*** (144.11)	0.0247*** (5.24)	0.0247*** (5.25)
<i>N</i>	14316	14316	14316	14316
<i>Adj. R²</i>	0.00298	0.00241	0.531	0.531

注:表中列示的数字是解释变量和控制变量的回归系数,括号内的数字为回归系数的 *t* 值,下同。

企业,与2502家具有共同审计师的企业匹配成功。为了保证结果的稳健性,我们还采用一对多匹配和核匹配,一对一匹配、一对多匹配和核匹配均满足平衡性假设条件。我们对三种匹配方法的控制组与处理组形成的新样本进行多元回归分析,结果如表7所示,ComAud的系数均显著,与主回归的研究结论一致。当因变量替换为企业当年研发投入的自然对数(lnrd)时,PSM匹配后的样本回归结果显示ComAud的系数均显著,支持本文的研究结论。

表4 多元回归分析结果:被解释变量为lnrd

变量	lnrd			
	至少1位 共同审计师 (1)	只有1位 共同审计师 (2)	至少1位 共同审计师 (3)	只有1位 共同审计师 (4)
ComAud	0.2323*** (8.61)		0.0764*** (3.54)	
ComAud_1		0.2112*** (7.29)		0.0714*** (3.10)
Controls	No	No	Yes	Yes
Year&Ind	No	No	Yes	Yes
Constant	17.2384*** (1744.04)	17.2455*** (1763.72)	1.6220*** (5.76)	1.6142*** (5.74)
N	14297	14297	14297	14297
Adj. R ²	0.00509	0.00364	0.393	0.392

注:Controls是指控制变量,包括Roa、Top1、Loan、Size、MB、Lnincentive、Subsidy。

表5 多元回归分析结果:创新投入的角度

变量	ln(rdsale + 1)		rdperson	
	至少1位 共同审计师 (1)	只有1位 共同审计师 (2)	至少1位 共同审计师 (3)	只有1位 共同审计师 (4)
ComAud	0.0012*** (3.15)		1212.0226*** (3.52)	
ComAud_1		0.0012*** (3.01)		1223.2179*** (3.56)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year&Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.0246*** (5.59)	0.0246*** (5.59)	-37887.6148*** (-9.82)	-37891.4834*** (-9.82)
N	14395	14395	15236	15236
Adj. R ²	0.532	0.532	0.421	0.421

注:Controls是指控制变量,包括Roa、Top1、Loan、Size、MB、Lnincentive、Subsidy。

表6 多元回归分析结果:创新产出的角度

变量	lnPatents1 _{t+2}		lnPatents1 _{t+3}		lnPatents2 _{t+2}		lnPatents2 _{t+3}	
	至少1位 共同审计师 (1)	只有1位 共同审计师 (2)	至少1位 共同审计师 (3)	只有1位 共同审计师 (4)	至少1位 共同审计师 (5)	只有1位 共同审计师 (6)	至少1位 共同审计师 (7)	只有1位 共同审计师 (8)
ComAud	0.0525* (1.79)		0.0631** (1.96)		0.0738** (2.42)		0.0586* (1.78)	
ComAud_1		0.0503* (1.72)		0.0625* (1.95)		0.0716** (2.35)		0.0581* (1.77)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year&Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-5.3367*** (-13.92)	-5.3360*** (-13.92)	-4.4448*** (-11.91)	-4.4451*** (-11.91)	-5.3749*** (-13.35)	-5.3748*** (-13.35)	-4.1524*** (-10.81)	-4.1526*** (-10.81)
N	7912	7912	6471	6471	7747	7747	6446	6446
Adj. R ²	0.234	0.234	0.225	0.225	0.248	0.248	0.243	0.243

注:Controls是指控制变量,包括Roa、Top1、Loan、Size、MB、Lnincentive、Subsidy。

六、影响机制分析

前文检验了共同审计师与企业创新之间的正相关关系,下面我们再检验企业创新投资水平通过共同审计师实现“外溢”的具体作用机制。

创新活动通常具有较高的不确定性,由此带来较高的风险,而创新信息不对称是其风险较高的原因之一。如前所述,当管理层和股东在进行研发决策时,创新活动信息不透明和不易传达的情况会造成代理冲突。共同审计师可以促进信息共享,信息不对称的降低可以减少创新活动的不确定性,提高企业的创新投资水平。Ye等研究发现共同审计师可以促进目标公司和收购方之间的信息流动,降低并购的不确定性^[5]。李姝等研究发现审计师个体行业专长通过缓解管理层信息环境的不确定性,显著提高被审计单位的创新投资水

表7 PSM匹配后的回归分析结果

变量	rdsale	rdsale	rdsale	lnrd	lnrd	lnrd
	最近邻匹配 (1)	一对多匹配 (2)	核匹配 (3)	最近邻匹配 (4)	一对多匹配 (5)	核匹配 (6)
ComAud	0.0014*** (2.97)	0.0013*** (3.31)	0.0014*** (3.70)	0.0905*** (3.31)	0.0996*** (4.32)	0.0879*** (4.17)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year&Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.0306*** (3.49)	0.0293*** (4.52)	0.0291*** (4.93)	0.7557 (1.49)	0.5602 (0.98)	0.7673 (1.45)
N	4104	8197	14069	3666	7889	14006
Adj. R ²	0.3400	0.3460	0.3430	0.3480	0.3420	0.3450

注:Controls是指控制变量,包括Roa、Top1、Loan、Size、MB、Lnincentive、Subsidy。

平^[11]。此外,共同审计师通过执行审计工作,掌握企业的创新专有信息,在研发投入、研发产出、创新绩效、创新环境等方面具备信息优势,能够对研发相关项目进行较为准确的评估,由此提高创新信息的披露质量,帮助股东和其他外部投资者更好地了解企业创新活动的开展情况。因此,我们推测,共同审计师通过缓解企业的代理问题和提高企业信息质量,从而增进企业的创新水平。此外,如前文所述,审计师通过与高创新企业的管理层进行频繁的审计沟通形成知识经验积累,使得其他被审计单位的管理层有机会从审计沟通中学习到有价值的信息,由此改善管理层的信息环境,从而提升创新水平。为了检验上述作用机制,我们按照代理问题严重程度和企业信息质量进行分组检验。

我们对样本按照两类代理问题的严重程度进行分组检验,分别采用管理层持股比例和股权制衡度来衡量第一类代理问题和第二类代理问题,其中,股权制衡度用第*t*年第二位到第五位大股东持股比例之和/第一大股东持股比例来衡量^[59-60]。较高的管理层持股比例和股权制衡度有利于缓解代理问题。我们分别按照上述两个衡量指标是否大于年度行业中位数进行分组,大于年度行业中位数时,表明该公司的代理问题严重程度较低,否则表明代理问题严重程度较高。

表8列示了两类代理问题的分组检验结果。我们发现,无论是管理层持股比例还是股权制衡度的分组回归结果,较低组中 *ComAud* 的系数都至少在5%的水平上显著,而在较高组中都不显著。这表明两类代理问题较严重组的共同审计师效应更显著,说明共同审计师可以缓解企业的两类代理问题,由此促进企业创新。

同样地,我们按照企业信息质量对样本进行分组检验,企业信息质量的替代变量采用了会计信息质量和管理层信息环境。

本文采用从国泰安数据库下载的修正的 Jones 模型计算的操纵性应计利润作为会计信息质量的替代变量,该变量也反映了信息不对称的程度,按照是否大于年度行业中位数,我们将样本分为会计信息质量高与低两组。表9是按照操纵性应计利润的绝对值高低进行分组检验的结果,列(1)和列(2)回归结果显示,会计信息质量较低的组 *ComAud* 的系数在1%水平上显著,而较高组不显著。这表明共同审计师会通过提高会计信息质量、缓解信息不对称来影响企业的创新投资水平。

参照李姝等的研究^[11],我们采用管理层提及“创新”的次数来衡量管理层信息环境。因为管理层讨论与分析中的信息并非强制披露的,其中包含创新信息的多寡体现了管理层进行创新活动的积极性,所以可以反映管理层所处的信息环境。我们按照管理层讨论与分析中提及“创新”次数是否大于中位数进行分组检验,结果如表10所示,提及“创新”次数较少的组 *ComAud* 的系数在1%水平上显著,而提及“创新”次数较多的组 *ComAud* 的系数均不显著,说明管理层信息环境较差的组共同审计师效应更为显著,这表明共同审计师通过改善管理层信息环境来影响企业的创新投资水平。

七、异质性分析

我们进一步研究了企业性质和融资约束对企业创新中共同审计师效应的影响。如表11所示,我们将样本按照“是否高新技术企业^①”进行分组回归的结果表明,在高新技术企业组,*ComAud* 的系数在5%水平上显著为正,而在非高新技术组并不显著。该结果与预期相符,高新技术企业的创新活动往往较多,因此共同审计师缓解

表8 影响机制分析:代理问题严重程度分组回归结果

变量	<i>rdsale</i>			
	第一类代理问题		第二类代理问题	
	管理层持股比例较高组	管理层持股比例较低组	股权制衡度较高组	股权制衡度较低组
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ComAud</i>	0.0003 (0.59)	0.0017** (2.53)	0.0004 (0.66)	0.0023*** (3.63)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year&Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.0107 (1.54)	0.0163** (2.47)	0.0086 (1.32)	0.0467*** (7.00)
N	7123	7193	7124	7192
Adj. R ²	0.600	0.448	0.558	0.480

注:*Controls* 是指控制变量,包括 *Roa*、*Top1*、*Loan*、*Size*、*MB*、*Lnincentive*、*Subsidy*。

①通过从 CSMAR 数据库中下载上市公司资质认定信息,筛选出“高新技术企业”,同时结合“认定时间”和“有效期限”字段,得到各年度上市公司是否高新技术企业的数据库(由于有效期限一般为3年,故有效期限数据缺失时默认为3年)。

信息不对称的作用更大。

国有企业通常融资约束较低,因此,我们用产权性质和 SA 指数两个指标来替代企业融资约束情况。借鉴鞠晓生等的研究^[61],我们按照 SA 指数绝对值是否大于行业年度中位数将样本分为融资约束强和弱两组进行研究。如表 12 列(1)和列(2)所示,按照产权性质的分组回归结果表明,在国有企业组中,ComAud 系数在 5% 水平上显著,但是在非国有企业中并不显著。表 12 列(3)和列(4)显示 ComAud 系数仅在融资约束弱组显著,这都说明共同审计师效应在面临融资约束较少的公司中发挥了更明显的作用。我们推测原因是融资约束较弱的企业进行创新活动时拥有更充裕的资金,该类公司更具有动机利用共同审计师的作用来促进企业创新。

表 9 影响机制分析:信息不对称程度分组回归分析结果

变量	rdsale	
	会计信息质量较低的组	会计信息质量较高的组
	(1)	(2)
ComAud	0.0018 *** (2.74)	0.0008 (1.19)
Controls	Yes	Yes
Year&Ind	Yes	Yes
Constant	0.0261 *** (3.76)	0.0330 *** (4.81)
N	6504	6580
Adj. R ²	0.494	0.537

注:Controls 是指控制变量,包括 Roa、Top1、Loan、Size、MB、Lnincentive、Subsidy。

表 10 影响机制分析:管理层信息环境分组回归结果

变量	rdsale	
	提及创新次数较多	提及创新次数较少
	(1)	(2)
ComAud	0.0003 (0.46)	0.0021 *** (3.59)
Controls	Yes	Yes
Year&Ind	Yes	Yes
Constant	0.0296 *** (4.48)	0.0326 *** (4.95)
N	6462	7827
Adj. R ²	0.540	0.502

注:Controls 是指控制变量,包括 Roa、Top1、Loan、Size、MB、Lnincentive、Subsidy。

表 11 异质性分析:企业性质分组回归结果

变量	rdsale	
	高新技术企业	非高新技术企业
	(1)	(2)
ComAud	0.0012 ** (2.48)	0.0004 (0.32)
Controls	Yes	Yes
Year&Ind	Yes	Yes
Constant	0.0372 *** (3.22)	0.0110 (1.07)
N	10461	2388
Adj. R ²	0.469	0.541

表 12 异质性分析:融资约束分组回归结果

变量	rdsale		rdsale	
	国有组	非国有组	融资约束强	融资约束弱
	(1)	(2)	(3)	(4)
ComAud	0.0017 ** (2.18)	0.0007 (1.31)	0.0001 (0.17)	0.0018 *** (3.22)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year&Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.0040 (0.60)	0.0233 *** (3.50)	0.0448 *** (6.12)	0.0170 *** (2.74)
N	4397	9919	7124	7192
Adj. R ²	0.452	0.521	0.481	0.558

注:Controls 是指控制变量,包括 Roa、Top1、Loan、Size、MB、Lnincentive、Subsidy。

八、进一步分析

由于共同审计师分为注册会计师层面和会计师事务所层面,而本文的主检验只考虑了注册会计师层面,所以我们进一步研究共同会计师事务所是否会影响本文的核心结论。此外,创新的外溢效应可能夹杂了同行效应的噪音,而非共同审计师的作用,因此我们进一步控制了行业效应的影响,以提高本文结论的可靠性。

我们把共同会计师事务所变量(ComAud_Firm)作为控制变量加入主回归模型,表 13 的回归结果表明,在控制了共同会计师事务所之后,共同审计师变量(签字注册会计师层面)ComAud 和 ComAud_1 的系数仍然显著,说明企业创新外溢效应中共同审计师的作用主要存在于审计师个人层面,而非会计师事务所层面。

表 13 控制共同会计师事务所的回归结果

变量	rdsale		lnrd	
	至少 1 位 共同审计师	只有 1 位 共同审计师	至少 1 位 共同审计师	只有 1 位 共同审计师
	(1)	(2)	(3)	(4)
ComAud	0.0012 *** (2.81)		0.0641 *** (2.94)	
ComAud_1		0.0012 ** (2.46)		0.0592 ** (2.55)
ComAud_Firm	-0.0001 (-0.16)	-0.0000 (-0.10)	0.0876 *** (4.24)	0.0893 *** (4.33)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year&Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.0291 *** (6.25)	0.0292 *** (6.26)	1.6741 *** (5.95)	1.6686 *** (5.93)
N	14316	14316	14297	14297
Adj. R ²	0.5170	0.5170	0.3930	0.3930

注:Controls 是指控制变量,包括 Roa、Top1、Loan、Size、MB、Lnincentive、Subsidy。

我们通过如下两种方法消除“同行效应”的噪音:

(1)我们在原有控制变量的基础上进一步控制了审计师个人行业专长。参考李姝等的研究^[11],我们采用客户营业收入的市场占有率(*PIMS*)作为审计师个人行业专长的替代变量。*PIMS*为每年度审计师个体所审计的上市公司客户的营业收入合计占该客户所属行业全部上市公司的营业收入合计的比值。表14的回归结果显示,控制审计师个人行业专长后,*ComAud*的系数依然在1%的水平上显著为正,说明共同审计师的作用是显著的。

(2)我们将每个年度的样本按照*rdsale*高低分为五组,提取每年度*rdsale*属于最高一组的样本(即各年度中创新投资水平属于最高20%的样本)。根据各年度*rdsale*最高组样本的数据,本文设置哑变量*ComAud*。本文使用*lnrd*(企业当年研发投入的自然对数)衡量企业创新的样本,通过相同的方法对共同审计师*ComAud*进行赋值。最终的回归结果如表15所示,与同年度创新水平高的企业具有共同审计师和企业的创新水平同样具有显著的正相关关系,说明创新的外溢效应不只存在于同行业的企业之间,因此本文的外溢效应是“共同审计师”的作用而非“同行效应”的结果。

表14 控制审计师个人行业专长的多元回归结果

变量	<i>rdsale</i> (1)	<i>lnrd</i> (2)
<i>ComAud</i>	0.0014 *** (3.13)	0.0948 *** (4.02)
<i>PIMS</i>	-0.2777 *** (-6.32)	-17.1730 *** (-5.42)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Year&Ind</i>	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.0246 *** (5.23)	1.7231 *** (6.02)
N	14316	14297
Adj. R ²	0.5180	0.3600

注:*Controls*是指控制变量,包括*Roa*、*Top1*、*Loan*、*Size*、*MB*、*Lnincentive*、*Subsidy*。

表15 与同年度创新最高组共同审计师的多元回归结果

变量	<i>rdsale</i>		<i>lnrd</i>	
	至少1位共同审计师 (1)	只有1位共同审计师 (2)	至少1位共同审计师 (3)	只有1位共同审计师 (4)
<i>ComAud</i>	0.0009 *** (3.89)		0.0811 *** (5.01)	
<i>ComAud_1</i>		0.0009 *** (3.74)		0.0811 *** (5.02)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year&Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.0376 *** (10.30)	0.0376 *** (10.30)	2.8620 *** (10.10)	2.8622 *** (10.10)
N	14172	14172	14449	14449
Adj. R ²	0.377	0.376	0.308	0.308

注:*Controls*是指控制变量,包括*Roa*、*Top1*、*Loan*、*Size*、*MB*、*Lnincentive*、*Subsidy*。

九、结论及启示

本文以2007—2019年A股上市公司为样本,研究了聘请相同注册会计师的上市公司在创新行为上是否具有外溢效应。研究发现:共同审计师与企业创新之间存在显著的正相关关系,在进行替换被解释变量和内生性检验等稳健性检验后,该结论依然成立。进一步研究发现,当企业的信息不对称程度较高、两类代理问题都较严重以及管理层信息环境较差时,共同审计师与企业创新之间存在的正相关关系更为显著,说明共同审计师对创新外溢效应的主要机制是提高信息质量和减缓企业代理问题。此外,在不同企业性质和融资约束程度下共同审计师对企业创新的外溢效应存在异质性。

本文的研究意义包括理论和现实两方面。在理论上,本文从审计师积累的创新活动知识经验的角度探讨了共同审计师个人在企业创新中的作用,拓展了企业创新影响因素的相关研究。同时,本文进一步分析了共同审计师效应的作用机制和异质性,丰富了共同审计师的相关文献。在现实意义上,本研究表明,共同审计师对于企业提高创新水平具有积极作用,这对企业自身发展以及相关部门激发企业创新、引导资本市场健康发展,都具有重要的参考意义。对于企业而言,可以充分利用审计师的知识经验积累,提高创新活动的信息披露质量,减少股东和潜在投资者面临的不确定性,同时管理层可以利用审计沟通改善所处的信息环境,进而帮助企业更好地识别和开展有价值的创新活动。对于国家有关部门来说,可以多关注审计在促进企业创新中的作用,例如在知识技术含量较高的同行企业中建立共享审计师的制度,使得审计师个人的知识经验积累充分发挥作用,这既有利于降低企业创新的信息不对称,提高资本市场的有效性,又有利于推动企业创新活动的开展。

本文的不足与未来研究展望:第一,本文研究样本仅包括上市公司样本,未来可进一步考察非上市公司的共享审计师对企业创新的影响;第二,本文根据企业创新情况按顺序把每年每个行业分成五个组,考察了创新比较

低的四个组与创新最高组具有共同审计师对企业创新的影响,未来可分别考察创新比较低的几个组与创新最高组具有共同审计师对企业创新的影响是否存在差异;第三,异质性分析中,本文只考察了企业性质和融资约束的影响,未来可继续探讨法律环境、股权结构和公司治理等的影响。

参考文献:

- [1] Holmstrom B. Agency costs and innovation[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 1989, 12(3): 305-327.
- [2] Michaely R, Shaw W H. Does the choice of auditor convey quality in an initial public offering? [J]. Financial Management, 1995, 24(4): 15-30.
- [3] Fan J P H, Wong T J. Do external auditors perform a corporate governance role in emerging markets evidence from East Asia[J]. Journal of Accounting Research, 2005, 43(1): 35-72.
- [4] 曾颖,叶康涛. 股权结构代理成本与外部审计需求[J]. 会计研究, 2005(10): 63-70+97.
- [5] Ye Cai, Yongtae K, Jong C P, et al. Common auditors in M&A transactions[J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 61(1): 77-99.
- [6] Dan S. Dhaliwal, Phillip T, et al. Shared auditors in mergers and acquisitions[J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 61(1): 49-76.
- [7] Bae G S, Choi S U, Dhaliwal D S, et al. Auditors and client investment efficiency[J]. The Accounting Review, 2017, 92(2): 19-40.
- [8] Rong(Irene)Zhong. Transparency and firm innovation[J]. Journal of Accounting and Economics, 2018, 66(1): 67-93.
- [9] Friesen M P H. Innovation in conservative and entrepreneurial firms: Two models of strategic momentum[J]. Strategic Management Journal, 1982, 3(1): 1-25.
- [10] 许建伟,陈彦斌,刘琨. 外部审计质量对企业创新活动的作用机制研究[J]. 科研管理, 2020, 41(10): 11-20.
- [11] 李姝,杜亚光,张晓哲. 审计师行业专长与企业创新——基于管理层信息环境视角的分析[J]. 审计研究, 2021(1): 106-115.
- [12] Chy M, Hope O K. Real effects of auditor conservatism[J]. Review of Accounting Studies, 2021(1): 730-771.
- [13] Chahine S, Hasan I, Mazboudi M. The role of auditors in merger and acquisition completion time[J]. International Journal of Auditing, 2018, 22(3): 568-582.
- [14] 姚海鑫,李璐. 共享审计可以提高并购绩效吗? ——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2018(3): 29-39.
- [15] 李璐,姚海鑫. 共享审计能抑制并购商誉泡沫吗? ——来自中国上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2019(5): 32-42.
- [16] 李璐,姚海鑫. 并购双方共享审计对并购目标选择的影响[J]. 财会月刊, 2018(12): 148-153.
- [17] Chircop J, Johan S, Tarsalewska M. Common auditors and cross-country M&A transactions[J]. Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 2018, 54(5): 43-58.
- [18] 杨清香,姚静怡,张晋. 与客户共享审计师能降低公司的财务重述吗? ——来自中国上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2015(6): 72-79+97.
- [19] Chun Cai, Qianwen Zheng, Lei Zhu. The effect of shared auditors in the supply chain on cost stickiness[J]. China Journal of Accounting Research, 2019, 12(4): 337-355.
- [20] 伍利娜,王春飞,陆正飞. 企业集团统一审计能降低审计收费吗[J]. 审计研究, 2012(1): 69-77.
- [21] Jinghui Sun, Jianling Wang, Kent P, et al. Does sharing the same network auditor in group affiliated firms affect audit quality? [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2020, 39(1): 106711.
- [22] 陈丽英,李婉丽. 企业会选择与竞争对手共享审计师吗? ——基于经营范围相似度的分析[J]. 审计与经济研究, 2020(6): 41-50.
- [23] Daniel Aobdia. Proprietary information spillovers and supplier choice: Evidence from auditors[J]. Review of Accounting Studies, 2015, 20(4): 1504-1539.
- [24] 田璇,乔贵涛,刘金芹. 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[J]. 财会月刊, 2018(22): 139-148.
- [25] 曾姝,李青原. 税收激进行为的外溢效应——来自共同审计师的证据[J]. 会计研究, 2016(6): 70-76+95.
- [26] 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+112.
- [27] 鄢翔,张人方,黄俊. 关键事项审计报告准则的溢出效应研究[J]. 审计研究, 2018(6): 73-80.
- [28] 耀友福,薛爽. 年报问询压力与内部控制意见购买[J]. 会计研究, 2020(5): 147-165.
- [29] 胡志颖,余丽. 国家审计、高管隐性腐败和公司创新投入——基于国家审计公告的研究[J]. 审计与经济研究, 2019(3): 1-12.
- [30] 程军,刘玉玉. 国家审计与地方国有企业创新——基于经济责任审计的视角[J]. 研究与发展管理, 2018(2): 82-92.
- [31] 郭檬楠,吴秋生,郭金花. 国家审计、社会监督与国有企业创新[J]. 审计研究, 2021(2): 25-34.
- [32] 刘西国,赵莹,李丽华. 政府审计、内部控制与企业创新[J]. 南京审计大学学报, 2020(5): 20-28.
- [33] 褚剑,方军雄,秦璇. 政府审计能促进国有企业创新吗? [J]. 审计与经济研究, 2018(6): 10-21.
- [34] 王嘉鑫. 强制性内部控制审计、企业创新与经济增长[J]. 会计研究, 2020(5): 166-177.
- [35] 杨以文,周勤,李卫红,等. 审计质量、组织学习与创新绩效——非上市高新技术企业数据分析[J]. 科技进步与对策, 2018(6): 106-112.
- [36] 王文娜,胡贝贝,刘戒骄. 外部审计能促进企业技术创新吗? ——来自中国企业的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2020(3): 34-44.
- [37] KoEun P. Financial reporting quality and corporate innovation[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2018, 45(5): 871-894.
- [38] Nguyen L, Vu L, X Yin. The undesirable effect of audit quality: Evidence from firm innovation[J]. The British Accounting Review, 2020, 52(6): 100938.
- [39] Coe D T, Helpman E. International R&D spillovers[J]. European Economic Review, 1995, 39(5): 859-887.

- [40] Krugman P. Increasing returns and economic geography[J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3):483-499.
- [41] Jaffe A B, Henderson T R. Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108(3):577-598.
- [42] Cantos P, Gumbau-Albert M, Maudos J. Transport infrastructures, spillover effects and regional growth: Evidence of the Spanish case[J]. *Mpra Paper*, 2005, 25(1):25-50.
- [43] Ngo Van Long. Outsourcing and technology spillovers[J]. *International Review of Economics and Finance*, 2005, 14(3):297-304.
- [44] 赵国庆, 张中元. FDI 溢出效应、创新活动与技术进步——基于中国高技术产业的实证分析[J]. *经济理论与经济管理*, 2008(11):25-30.
- [45] 涂涛涛. 外商直接投资对中国企业创新的外溢效应研究: 基于垂直联系的视角[J]. *南方经济*, 2009(7):16-25+71.
- [46] 郑慕强. FDI 技术外溢与本地企业技术创新: 吸收能力的影响[J]. *科研管理*, 2011(3):1-8.
- [47] 常玉春. 我国对外直接投资的逆向技术外溢——以国有大型企业为例的实证[J]. *经济管理*, 2011(1):9-15.
- [48] 任志成, 张二震. 承接国际服务外包、技术溢出与本土企业创新能力提升[J]. *南京社会科学*, 2012(2):26-33.
- [49] 莫长炜, 龙小宁. 产业集群、技术外溢与企业创新绩效[J]. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, 2018(1):44-54.
- [50] Cheng J C, Lu C C, Kuo N T. R&D capitalization and audit fees: Evidence from China[J]. *Advances in Accounting*, 2016, 35:39-48.
- [51] Krishnan G V, Wang C. Are capitalized software development costs informative about audit risk? [J]. *Accounting Horizons*, 2013, 28(1):39-57.
- [52] Hall B H. The financing of research and development[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2002, 18(1):35-51.
- [53] Qiu J, Wan C. Technology spillovers and corporate cash holdings[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115(3):558-573.
- [54] Stiglitz J E, Weiss A. Credit rationing: Reply[J]. *American Economic Review*, 1987, 77(1):228-231.
- [55] 周春梅. 盈余质量对资本配置效率的影响及作用机理[J]. *南开管理评论*, 2009(5):109-117.
- [56] 袁东任, 汪炜. 信息披露与企业研发投入[J]. *科研管理*, 2015(11):80-89.
- [57] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. *经济研究*, 2016(4):60-73.
- [58] 刘行, 赵健宇. 税收激励与企业创新——基于增值税转型改革的“准自然实验”[J]. *会计研究*, 2019(9):43-49.
- [59] 陈德萍, 陈永圣. 股权集中度、股权制衡度与公司绩效关系研究——2007~2009年中小企业板块的实证检验[J]. *会计研究*, 2011(1):38-43.
- [60] 洪剑峭, 薛皓. 股权制衡对关联交易和关联销售的持续性影响[J]. *南开管理评论*, 2008(1):24-30.
- [61] 鞠晓生, 卢荻, 虞兴华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. *经济研究*, 2013(1):4-16.

[责任编辑:刘 茜]

Spillover Effect of Corporate Innovation: Evidence from Common Auditor in China

LEI Qianhua, XU Xiyun, XU Rui

(School of Business Administration, South China University of Technology, Guangzhou 510641, China)

Abstract: How to raise the level of corporate innovation has become a key issue of common concern in theoretical and practical circles. Using a sample of China's A-share listed companies from 2007 to 2019, we examine whether common auditors contribute to corporate innovation. We find that companies employing the same auditors as companies with high innovation level have a higher level of innovation than companies employing different auditors. This indicates that the spillover effect on innovation behavior exists in companies employing the same auditor. Further, we find that common auditors promote corporate innovation by relieving agency problems and improving information quality. In addition, there is significant heterogeneity in the spillover effect due to different enterprise nature and different degrees of financing constraints. We not only add to prior literature about the examination of the factors affecting corporate innovation, but also help to understand the role of common auditors, which is of great significance to raise the level of corporate innovation and guide the healthy development of capital market.

Key Words: common auditors; corporate innovation; spillover effect; agency problem; information quality; financial constraints; audit opinion; audit quality