

审计与经济研究
Journal of Audit & Economics
ISSN 1004-4833, CN 32-1317/F

《审计与经济研究》网络首发论文

题目： 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
作者： 王文娜, 胡贝贝, 刘戒骄
收稿日期： 2019-12-16
网络首发日期： 2020-07-15
引用格式： 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/OL]. 审计与经济研究.
<https://kns.cnki.net/kcms/detail/32.1317.F.20200713.1635.008.html>



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

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

王文娜¹, 胡贝贝², 刘戒骄³

(1. 中国社会科学院大学 研究生院, 北京 102488; 2. 中国科学院 科技战略咨询研究院, 北京 100190;
3. 中国社会科学院 工业经济研究所, 北京 100044)

[摘要] 外部审计可软化融资约束、缓解委托代理问题, 进而正向影响企业技术创新。基于世界银行的调查数据, 考察了外部审计对企业技术创新的作用方向、强度和中介效应。经验研究结果显示: (1) 外部审计显著正向影响企业技术创新, 给定条件下, 有外部审计的企业比其他企业从事技术创新的概率增加 13.2%; (2) 融资约束和代理成本的中介效应均在统计水平上显著, 且为部分中介效应; (3) 在异质性的创新活动中, 外部审计均有显著的促进作用。从中介机制看, 外部审计通过软化融资约束促进企业开发产品或流程改善型的新技术、推出新的质量控制程序和增加产品新特色; 通过降低代理成本促进企业开展提升生产柔性的创新活动。研究结果延展了外部审计对企业行为的影响分析, 为强化外部审计监督机制以促进企业技术创新提供事实依据。

[关键词] 外部审计; 融资约束; 委托代理问题; 技术创新; 中介效应; 银行授信; 产能利用率

[中图分类号] F239.43 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2020)03-0034-11

一、引言

创新型国家建设是中国应对百年未有之变局的战略选择。企业作为创新型国家的建设主体, 其技术创新的质量直接影响创新型国家的建设进程。现有文献表明, 企业技术创新中严重的信息不对称易使企业陷入融资困境和遭受严重的委托代理问题^[1-2], 抑制企业的创新动机和能力。因此, 提高信息披露质量和强化监督机制以软化融资约束、降低代理成本成为推动企业技术创新所要解决的关键问题。

外部审计是企业重要的治理机制, 也是企业合规管理的监督部门, 兼具实现高质量信息披露和降低代理成本两项功能。一方面, 股东和投资者依据财务信息评估技术创新价值和公司治理能力, 财务信息的质量愈高, 股东和投资者获得的福利就愈多。不同于内部审计, 外部审计具有独立性高、专业优势强和公开责任担保的优势^[3-4], 其对财务报表的审计意见被视为高质量的信息披露, 因而能软化由于信息严重不对称导致的融资约束。另一方面, 外部审计扮演“监管者”的角色, 是企业强化内部治理能力和预防合规风险的重要手段, 能降低委托代理问题^[5]。那么, 外部审计是否能显著正向影响企业的技术创新? 如果是, 其中介机制是什么? 这一问题需要理论的诠释和事实的检验。

初步看, 鲜有文献从外部审计角度探讨其对技术创新的影响。尽管徐经长和汪猛在做内生性检验时, 指出高质量的审计报告有利于企业增加研发投入, 提升创新能力, 可并未进行系统阐释和事实检验^[6]; 褚剑等和胡志颖、余丽亦分析了国家或政府审计对国企、央企的创新行为影响^[7-8], 但却未将民营企业纳入分析框架。而民营企业是我国企业的重要组成部分, 占据我国企业总量的 95% 以上, 其创新发展对推动我国高质量发展转型、建设创新型国家具有重要意义。

因此, 本文利用世界银行的调查数据, 将非上市的民营企业纳入样本范畴, 阐述并检验了外部审计对企业技术创新的作用机理和其中介效应。研究发现: 外部审计可通过软化融资约束和降低代理成本促进企业开展技术创新; 外部审计对创新的积极影响在不同的创新活动中均得到检验, 融资约束的中介效应在产品或流程改善型

[收稿日期] 2019-12-16

[基金项目] 中国社会科学院国情调研重大项目(SKGQZD2019-09); 中国社会科学院创新工程项目(SKGJCX2017-03); 国家社会科学基金重大项目(19ZDA079)

[作者简介] 王文娜(1985—), 女, 山西临汾人, 中国社会科学院研究生院博士研究生, 从事产业组织与竞争政策研究; 胡贝贝(1984—), 女, 河南叶县人, 中国科学院科技战略咨询研究院助理研究员, 管理学博士, 从事创新创业研究; 刘戒骄(1963—), 男, 黑龙江塔河人, 中国社会科学院工业经济研究所研究员, 博士生导师, 博士, 从事产业组织与竞争政策研究, E-mail: jiejieliu@163.com。

的新技术、新的质量控制程序和增加产品新特色的创新活动中得到显著支持,而代理成本的中介效应在提升生产柔性的创新活动得到显著支持。

本文主要的增量贡献在于:(1)扩展了样本范围,延展了分析视角,将非上市民营企业的外部审计行为纳入分析框架,并将分析视角由外部审计对融资和代理成本的影响延伸至对企业技术创新的影响,从而拓展了外部审计对企业行为的影响分析;(2)选取税务管理员是否检查过该企业的0-1变量为工具变量,在解决内生性问题的基础上,检验了外部审计对企业技术创新的影响方向、强度和中介效应;(3)考察了异质性的创新活动中,外部审计对技术创新促进作用及其中介效应的显著性,对于强化外部监督机制以促进企业技术创新提供事实依据。

二、文献回顾

既有文献对外部审计的作用和影响的分析大体可归为以下四类:一是延续 Jensen 和 Meckling 的思路^[9],从“监管员”的角色出发,考察外部审计对企业代理问题的影响。如,Fan 和 Wong 以东亚新兴经济体为样本,发现聘请“五大”审计师事务所可缓解激励错位引致的代理问题,有效抑制控股股东实施损害普通股东和外部投资者利益的行为^[4];曾颖和叶康涛利用中国 A 股上市公司 2001—2002 年的数据也证实了外部审计可减少代理问题的观点^[5]。然而,外部审计对代理问题的影响具有情境差异,外部审计对公司治理的效应有赖于健全的法制环境,如在法制环境不完善、对审计失败的惩戒力度不足的情境差异中,外部审计并不能有效减少代理问题^[10]。二是从信息披露的视角切入,认为外部审计可实现高质量的信息披露,向相关利益人尤其是相关的投资者和债权人传递更客观、更真实的财务信息,降低或转移部分信息风险,保护投资者^[11],提升资本配置效率^[12],从而考察外部审计对融资、资本结构、资产价格错配和金融市场系统风险防范能力的影响。例如,陈骏认为银行会基于会计信息配置信贷资源,并基于中国 A 股上市公司的数据,发现上市企业聘请高声誉的外部审计会增加获取银行贷款的概率^[13];Chang 等和刘笑霞、李明辉发现审计质量会影响资本结构,高质量的审计会促使企业进行股权融资,而非债务融资^[12,14];王生年等利用中国上市企业的样本数据,发现外部审计的行业专长在降低资误定价方面发挥了显著作用^[15];Singh 的研究认为,外部审计机构在银行监管中可扮演“监督把关人”的角色^[16],其提供的信息能有效辅佐监管机构实施针对性的管控措施,从而增强对银行业系统风险的防范能力^[17]。三是侧重对外部审计公共监管者角色的分析,解析外部审计对腐败的影响。例如,Khalil 等利用世界银行 2009 年调查数据,发现外部审计会抑制企业贿赂官员^[18]。四是将研究视角由第三方事务所转向国家审计,探析国家审计对技术创新和环境等的影响。如,褚剑等认为,政府审计通过监督效应、激励效应和溢出效应正向影响国企创新^[7];张龙平等的研究显示,国家审计具有预防、揭示和抵御功能,其与低碳发展水平正相关^[19]。

总体来看,现有文献从不同视角解析了外部审计的作用和影响,但却依然存在以下不足之处:(1)缺少外部审计对非上市企业影响的分析,正如 Jensen 和 Meckling 开创性的文章并未将外部审计对代理问题的缓解局限于上市企业一样^[9],非上市企业自主聘请外部审计也会对其代理问题产生影响,且非上市企业由于信息不对称产生的融资约束更大,外部审计传递的高质量财务信息可软化非上市企业的融资约束。因此,单纯以上市企业为样本的研究不能在更宽的范围内揭示外部审计的影响。(2)大多数文献的分析止步于外部审计可软化融资约束和降低代理成本这一层次,并未将其延伸至对企业创新绩效影响这一层次。基于此,本研究将非上市民营企业纳入样本,揭示了外部审计对企业技术创新的影响机制,并选取世界银行 2012 年的调查数据,检验了外部审计影响企业技术创新的中介机制。

三、理论分析及研究假说

(一)信息严重不对称导致的融资困境和代理问题抑制技术创新

诚然,技术创新所带来的领先地位可令企业获得可观的利润,并吸引有利的资源聚合到创新环节,从而形成长久的竞争优势^[20]。然而,创新活动自身的特质使信息不对称导致的融资约束和代理问题表现突出,许多技术创新机会被放弃^[2]。

一方面,技术创新中严重的信息不对称导致的融资困境会产生抑制效应。从内部融资维度看,创新活动具有专有知识含量高、高风险、异质性和长周期的特质^[1-2],难以通过同一标准评估异质性的技术创新项目,缺乏特定技术知识的普通股东本就不易识别或筛选出“优质”项目。加之,创新活动的产出——知识和技术具有很

强的溢出效应和非竞争性^[21],技术创新资本化的价值并不能全部显化为股东的收益。因此,股东投资技术创新的动力不足。从外部融资维度看,技术创新活动的高技术含量意味着识别优质项目存在“进入门槛”,而深知技术价值的发明者或企业家却有强烈保护“创意”的动机^[1,22],技术价值难以通过公开信息有效传递给潜在的市场投资者。这些因素叠加造成外部投资者识别“优质项目”的难度加大^[23],创新活动的融资产生“柠檬市场”效应,好的投资项目反而易被“挤出”^[24],外部融资困难且要求的风险溢价高^[1,25]。

另一方面,技术创新中严重的信息不对称导致的代理问题会产生抑制效应^[26]。内部代理问题集中在两个层次:一是控股股东与普通股东之间存在代理问题,前者依托强大的信息优势和管理权力有能力侵占后者的利益^[27],导致在高不确定性的技术创新活动中,普通股东的投资意愿低^[28];二是控股股东与经理人间存在代理问题,从控股股东角度看,技术创新的产出与企业经理人(或代理人)的努力密切相关,但经理人的努力程度不易直接观测,技术创新的异质性也使得控股股东很难通过竞争性的技术开发项目间接“观测”经理人的努力程度。且创新产出具有随机性,控股股东并不能依据创新产出判断经理人的角色和努力程度^[2]。此外,经理人可能存在将创新资金挪作他用的主观动机。这意味着在技术创新活动中,信息严重不对称使得控股股东须承担高的监管成本,项目的筛选并非取决于其未来收益的净值,而是技术价值与代理成本权衡后的结果,监管成本高的技术创新项目可能被常规项目取代^[2]。相应地,从经理人角度看,雇佣风险和并购风险的存在使经理人对技术创新的风险偏好异于控股股东^[29]。若长期激励欠缺,经理人可能出于规避风险偏好获取短期利润,大概率选择风险较低的常规项目,并将原本属于价值高但风险大的技术开发项目的资金投入到常规项目中^[30]。相比内部代理问题,外部代理问题则主要表现在企业与债权人间潜在的利益冲突导致的投资过度问题和股权融资可能存在的资本错配和误定价问题^[9,31]。

(二) 外部审计可缓解信息不对称导致的融资困境和代理问题,促进技术创新

基于信号理论,信息不对称的程度决定了融资约束和代理问题的深度和广度^[32]。自然,高质量的信息披露能有效缓解融资约束和降低代理成本^[32-33],增进企业与其利益相关方及潜在利益相关方的信息传递,进而提升企业的技术创新概率^[34]。而与内部审计相比,外部审计具有以下优势:一是与企业的经济关联更弱,独立性更强;二是具有更强的行业专长和技术优势^[3];三是可公开为审计信息提供责任担保^[4]。因此,通常条件下,由相对独立的外部审计师出具的审计报告被投资者视为高质量的信息披露,可信用度更高。外部审计促进企业技术创新的逻辑如下。

1. 独立的外部审计意见被视为高质量的信息披露,能软化融资约束^[12-13,15,35],进而强化企业的创新意愿、提高创新投入能力^[6]。首先,高质量的信息披露可提升企业普通股的信息“地位”,便利其合理评估技术价值,行使决策权和监督权^[32],激励其投资于技术创新;高质量的信息披露亦可降低控股股东对经理人的监管成本,负向调节控股股东由于监管成本高而放弃技术创新的动机,提升控股股东投资技术创新的微观意愿。其次,外部审计提供了高质量的财务信息和有关企业有效管理风险承诺的客观评价^[36],可减少企业与资本市场间的摩擦,拉低外部投资者评估潜在技术价值的“进入门槛”,使投资者更好地辨识优质的创新项目,合理的评估风险,削减投资者异质信念^[15]和所要求的风险溢价,缓解资产错配和误定价,最终降低技术创新的外部融资难度和成本^[35]。最后,高质量的信息披露能降低诉讼成本,进一步缓解投资风险,激励投资者投资于技术创新。

2. 外部审计扮演“监管人”的角色^[4],可降低代理成本、保护投资者福利^[11],产生创新“激励效应”。首先,正如 Fan 和 Wong 指出,独立的外部审计作为“监管人”或约束机制可以有效地缓解传统公司控制机制所不能解决的代理问题,抑制控股股东侵占普通股股东利益和掏空企业的行为^[4]。其次,外部审计作为显性信号可度量企业财务地位和业绩能力,间接观测经理人的努力程度。控股股东也可依据反馈的财务信息优化激励机制,适当调整显性薪酬,降低经理人的机会主义行为^[37]。反过来,有效的信息披露能增进经理人与控股股东间的信任,并强化经理人在不同的技术创新活动间配置资金的能力^[38],从而降低经理人由于开展高风险的技术创新所带来的职业担忧^[39]而放弃高风险技术创新的概率。最后,外部审计能约束控股股东操纵财务信息和侵占外部投资者利益的行为,具有保护投资者的功能^[4]。在资金由市场配置到企业的这一阶段,外部审计提供的高质量财务信息既能丰富投资者的投资选择,也能便利投资者合理评估技术前景和价值,有助于投资者识别优质的技术创新项目,降低逆向选择风险;在资金由企业内部配置到技术创新的这一阶段,外部审计作为“监管者”,其目标之一就是侦查内部人(代理人)对外部人(委托方)的资金侵占和资金滥用等道德风险问题^[11]。

基于上述分析可知,外部审计能软化融资约束、降低代理成本,从而促进技术创新,其关系如下图 1 所示。有鉴于此,本文提出如下假设。

- H₁:外部审计可促进企业的技术创新;
- H₂:外部审计通过软化融资约束促进企业技术创新;
- H₃:外部审计通过降低代理成本促进企业技术创新。

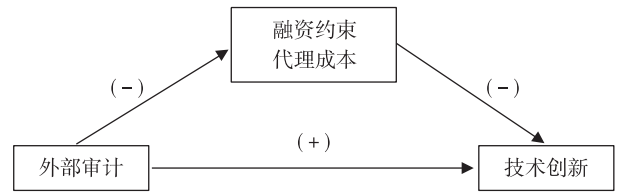


图 1 外部审计与技术创新关系图

四、研究设计

(一)数据来源

为检验上述假设,并将分析对象扩展至民营非上市企业,本文选取世界银行在中国开展的题为“China-Enterprise Survey 2012”的问卷调查和现场访谈^①数据。综合来看,该调查问卷中的 14 个单元可归为两大类:一是企业的基本信息及经营状况;二是企业所处的投资与营商环境。依据员工规模,世界银行将企业分为大、中、小三类,分别收集了涵盖东、中、西三大区域的中国 25 个主要城市的 2848 家包括国企(148 家)和民营企业(2700 家)的数据。这些企业分散在精密仪器、交通设备、机械与设备、造纸、电子、化工和塑胶等 20 个不同的制造业以及建筑服务、IT、机动车辆服务、批发和零售等 7 个不同的服务业之中。在剔除回答为不知道和数据缺失的样本后,剩余的 2010 份样本中,1131 份样本为制造业。不同于单纯从上市公司视角分析外部审计的影响,本文仅有 42 份样本为上市企业,其余的为非上市的股份公司(98 份)、独资企业(1035 份)、合伙公司(175 份)和有限合伙公司(637 份)。同时,从所有权属性看,按照国有股占比超过 50% 界定的国有企业样本仅 140 份,因此样本以民营企业为主。可见,该问卷调查是鲜有的同时包含非上市民营企业外部审计和创新行为的高质量调查数据。

(二)变量定义

变量设定见表 1。

1. 因变量。技术创新:遵循 Schumpeter 的思路^[40],本文以其创新分类中的第一种——新产品或新服务,从产出角度来刻画技术创新。该数据选取自“创新与技术”子单元中编码为 CNo1 的问题选项,为 0-1 离散变量,其中,1 是,0 否。

2. 核心解释变量。外部审计:采用企业的年度财务报表是否经过外部审计师的检查和认证度量。鉴于本文的样本以非上市企业为主,而现有中国法规并未强制要求非上市企业审计,非上市企业转向外部审计还要承担额外的审计费用,因此非上市企业由内部审计转向外部审计,或者由没有审计转向外部审计,具有质的差异,能体现出审计质量差异对技术创新的影响。该数据选取自“金融”子单元中编码为 k21 的问题选项,为 0-1 离散变量,其中 1 是,0 否。

3. 中介变量。中介变量有两个。(1)银行授信:为检验融资约束软化是否为外部审计促进企业技术创新的中介机制,本文采用企业是否获得金融机构的授信或贷款来度量^[41-42]。鉴于中国的金融市场发展相对滞后,而通过银行授信或贷款获得的资金具有灵活和稳定的特征,因此,本文选用银行授信度量融资约束是否软化比较合理。若企业获得银行授信或贷款,则企业的融资约束松绑,反之亦然。该数据选取自“金融”子单元中编码为 k8 的问题选项,为 0-1 离散变量,其中,1 是,0 否。(2)产能利用率:为检验代理成本是否为外部审计促进企业技术创新的中介机制,本文采用企业的产能利用率来度量。其原因在于,一是现有文献多采用经营费用率和总资产周转率分别从成本和产出角度测度股东和管理层之间的代理成本,采用其他应收账款占资产的比重来度量控股股东与其他股东之间的代理成本^[43],但本文选取的数据为调查数据,缺少管理费用、销售费用、其他应收账款和资产总额等数据,囿于数据,不能采用上述方式度量。二是产能利用率可度量总资产周转率,进而度量代理成本。产能利用率直接影响企业销售净利率和总资产周转率,产能利用率愈高,表征企业闲置资产愈少,企业的总资产周转率愈高^[44],股东与管理层间的代理成本愈低。且一部分文献用总资产周转率来度量产能利用率,如李雪松等将总资产周转率作为产能利用率的替代指标^[45],张曾莲和赵用雯直接使用总资产周转率度量产能利用率^[46]。三是鉴于独资企业的代理问题并不突出,本文在检验降低代理成本这一中介效应时,删除样本中的

^①数据来源及相关文件请见:<https://microdata.worldbank.org/index.php/catalog/1559>。

独资企业,进入回归方程的样本都分布在制造业行业。在控制行业、规模、企业所有权属性等因素的情况下,产能利用率能很好地反映制造业行业的管理效率。因此,基于数据和现有文献,本文选取产能利用率度量代理成本具有合理性。该数据选取自“产能”子单元编号为 F.1 的问题选项。考虑到产能利用率的高低需考虑其与平均产能利用率的对比,若企业的产能利用率高于平均值,反映其资产利用效率更高,代理成本低,反之亦然。于是,本文依据平均产能利用率,对产能利用率重新编码,若产能利用率高于或等于平均值则编码为 1,否则编码为 0。

4. 控制变量。已有文献对企业技术创新影响因素的分析多从以下几个角度展开:(1)企业层面,一是基于资源基础观,从创新知识或技术的生产角度,分析研发投入、互联网技术和出口的“学习效应”等对企业技术创新的影响^[47-48];二是基于高层梯队理论,分析高层管理人员特征如任期等对企业技术创新的影响^[49];三是基于委托代理问题,分析企业特征如年龄和产权性质等对技术创新的影响^[50-51]。(2)制度与环境层面,本文从政企关系或市场发育角度,分析政府采购的多重角色和金融市场发育程度等对企业技术创新的影响^[52-53]。基于现有文献的分析视角和本文的研究主题,在企业层面,本文选取:①研发投入,是否有研发支出的 0-1 变量(CNo3);②互联网,是否在新产品或新服务的开发中使用互联网的 0-1 变量(c24d);③产品出口,企业销售收入中直接出口的比重(d3c);④高管任期,高管工作年限的自然对数(b7);⑤企业年龄,企业存续期的自然对数(b6b);⑥企业性质,是否为国有企业的 0-1 变量(b2c)。在制度和环境层面,本文选取:①政府采购,是否获得政府合同的 0-1 变量(j6a);②融资渠道障碍,融资渠道是否对企业运营造成障碍的 0-1 变量(k30)。与此同时,本文引入企业规模(a6b)、城市(a3a)和行业(a4b)虚拟变量以控制其对企业技术创新的潜在影响。

表 1 变量定义及描述性统计

	变量名称	定义	观测值数量	均值	标准差
因变量	技术创新	企业是否推出了新产品或服务(1 是,0 否)	2010	0.469	0.499
核心解释变量	外部审计	企业的年度财务报表是否经过外部审计师的检查和认证(1 是,0 否)	2010	0.691	0.462
中介变量	银行授信	企业是否从金融机构获得授信或贷款(1 是,0 否)	1909	0.289	0.453
	产能利用率	产能利用率(1 高,若产能利用率高于或等于平均值;0 低,若产能利用率低于平均值)	542	0.622	0.485
企业控制变量	研发投入	企业是否有研发投入(1 是,0 否)	2010	0.217	0.413
	互联网	在新产品和新服务的研发中是否使用互联网(1 是,0 否)	1996	0.535	0.499
	产品出口	企业的销售收入中直接出口的比例	2010	0.066	0.201
	高管任期	ln(高级经理在该部门工作年限)	2010	2.685	0.477
	企业年龄	ln(2012 - 企业正式注册时间)	2010	2.916	0.305
	企业性质	企业是否为国有企业(1 是,国有股权占比 > 50%; 0 否,国有股权占比 ≤ 50%)	2010	0.042	0.200
制度与环境控	政府采购	企业是否获得一份政府合同(1 是,0 否)	2010	0.158	0.365
制变量	融资渠道障碍	融资渠道障碍是否给企业运营带来障碍(1 是,包括主要障碍和非常严重的障碍两类,0 否,包括无、小或合理障碍 3 类)	2010	0.045	0.208

注:本文剔除了数据缺失和回答为“不知道”的样本数据。

资料来源:本文整理

(三) 模型设定

基于数据特征和计量模型的适用性,本文选取二值选择模型并构建以下计量回归模型:

$$\text{logit}(\text{newproduct}_{kji} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{auditor}_{kji} + \alpha_2 X + \varepsilon_s + \varepsilon_k + \varepsilon_j \quad (1)$$

$$\text{logit}(me_{kji} = 1) = \beta_0 + \beta_1 \text{auditor}_{kji} + \beta_2 X + \varepsilon_s + \varepsilon_k + \varepsilon_j \quad (2)$$

$$\text{logit}(\text{newproduct}_{kji} = 1) = \gamma_0 + \gamma_1 \text{auditor}_{kji} + \gamma_2 me_{kji} + \gamma_3 X + \varepsilon_s + \varepsilon_k + \varepsilon_j \quad (3)$$

计量模型 1 考察外部审计是否能显著促进技术创新,检验假设 H₁; 计量模型 2 考察外部审计是否能软化融资约束或降低代理成本(提高产能利用率); 计量模型 3 在计量模型 1 的基础上加入中介变量银行授信或产能利用率,在综合计量模型 1 与 2 的基础上,考察外部审计能否通过软化融资约束或降低代理成本进而影响企业技术创新,即分别检验假设 H₂ 和 H₃。具体而言,因变量 newproduct_{kji} 表示 k 城市 j 行业 i 企业是否开展技术创新,核心解释变量 auditor_{kji} 表示 k 城市 j 行业 i 企业是否有外部审计,中介变量 me_{kji} 包括 line_{kji} 和 capacity_{kji} 两个变量,分别表示 k 城市 j 行业 i 企业是否获得银行授信和产能利用率的高低。 X 为控制变量, ε_s 、 ε_k 和 ε_j 分别表示规模、城市和行业效应。

五、结果分析

(一)外部审计与技术创新关系的基准回归结果

表2汇报了计量模型1外部审计对企业技术创新的影响。在控制规模、行业和城市效应并不断加入解释变量的基础上,Logit模型中解释变量的符号基本一致,表征模型具有一定的稳健性。且第2列至第5列的P值、Pseudo R²和Logit模型的准确预测比率均显示结果有效,印证模型设定合理。结果显示,外部审计在统计水平上显著地正向促进企业的技术创新。

控制变量方面:(1)研发投入在1%的统计水平上显著促进企业技术创新,与研发投入是技术创新的直接动力源的观点契合^[21]。(2)互联网对企业技术创新的促进效应在1%的统计水平上显著,表明互联网的使用可促进企业的技术创新能力^[47]。(3)产品出口的学习效应不显著,可能的原因在于,一方面经济增长目标约束和地方官员晋升锦标赛强化了对劳动和资本密集型产业的依赖,阻滞了出口产品的技术升级^[54-55],另一方面出口的“学习效应”更多的促进了流程和组织创新而非以新产品为代表的技术创新^[48]。尽管流程或组织创新会新生新的“学习效应”进而促进以新产品为代表的技术创新,但本文的数据是截面数据,不能反映这一长期动态趋势。(4)高管任期在1%的统计水平上显著为正,表明长期的稳定预期可抑制高管的短期机会主义行为,进而促进技术创新^[49]。(5)企业年龄在统计上未显示对技术创新有影响。(6)国企相对于民营企业存在创新效率损失^[51]的观点在本文中是有统计意义的。(7)政府采购可“创造性构建”创新机会进而促进技术创新^[52]的作用在本文得到支持。(8)融资渠道障碍对技术创新的影响与预期不符,可能源于内生性问题或遗漏变量导致,这一猜测也在本文的稳健性估计中得到证实。

鉴于Logit模型回归结果的系数只有符号意义,为进一步阐释外部审计对技术创新的影响强度,本文在表2同时报告了Logit几率比和Logit平均半弹性。几率比结果显示,给定条件下,相比于无外部审计的企业,有外部审计的企业从事技术创新的几率比是其1.28倍,开展技术创新的概率增加28%。平均半弹性结果显示,给定条件下,外部审计由无到有,则企业从事技术创新的意愿增加13.2%。总体而言,上述结论显著支持假设H₁,即外部审计可促进技术创新。

(二)外部审计与技术创新关系的稳健性估计

1. 增加解释变量。鉴于遗漏解释变量可能造成估计偏差,本文在借鉴现有文献的基础上,加入技术许可^[56]、劳动规制^[57]和人均资本变量^[42]3个变量。具体结果见表3中增加解释变量一栏^①。从结果看,增加解释变量并改变本文的基本结论,进一步佐证了外部审计可促进技术创新的假说H₁。

2. 工具变量法。外部审计与技术创新存在反向因果关系。一方面,外部审计可通过软化融资约束、减少代理问题促进企业技术创新;另一方面,为缓解由于信息严重不对称导致的融资困境和代理问题对技术创新的制约作用,企业也更愿意主动雇佣外部审计,以通过增强信息披露质量向潜在投资者释放积极信号。为解决反向因果或不可观测异质性产生的内生性问题,本文选取税务管理员是否检查过该企业的0-1变量作为工具变量,该数据选自问卷调查中“企业-政府关系”单元中的编号为J.3的问题选项。在剔除回答为“不知道”的样本

表2 基本回归结果、Logit几率比和平均半弹性

变量	Logit		Logit 几率比	Logit 平均半弹性(exdy)
	Logit1	Logit2	Logit3	Logit4
外部审计	0.2956 ** (0.1325)	0.2497 * (0.1380)	1.2836 * (1.81)	0.1320 * (0.0730)
研发投入		2.0939 *** (0.1692)	8.1166 *** (12.24)	1.1069 *** (0.0925)
互联网		0.9747 *** (0.1236)	2.6504 *** (8.01)	0.5153 *** (0.0649)
产品出口		-0.2338 (0.3200)	0.7915 (-0.81)	-0.1236 (0.1520)
高管任期		0.3916 *** (0.1462)	1.4793 ** (2.75)	0.2070 *** (0.0754)
企业年龄		0.0137 (0.2155)	1.0138 (0.07)	0.0072 (0.1093)
企业性质		-1.1708 *** (0.3377)	0.3101 *** (-3.36)	-0.6189 *** (0.1846)
政府采购		0.7236 *** (0.1710)	2.0619 *** (4.46)	0.3825 *** (0.0860)
融资渠道障碍		-0.4009 (0.3194)	0.6697 (-1.44)	-0.2120 (0.1471)
常数项	-0.0967 (0.3518)	-2.3479 *** (0.6915)	0.0956 *** (0.0655)	
规模、城市和行业效应	控制	控制	控制	控制
P值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R ²	0.1344	0.2543		
准确预测比率	68.66%	74.17%		
观测数	2004	1990	1990	1990

注:括号内数据为稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著。

资料来源:使用Stata15软件估计得

①本文未列示控制变量回归结果,留存备索。

数据后,若企业被税务管理员检查过,则编码为1,否则编码为0。之所以选取税务管理员是否检查过该企业为工具变量源于该变量满足选取工具变量的相关性和外生性要求。相关性维度来看,税务管理员检查会对该企业形成威慑,为防范由于经济业务不合理造成的风险,企业会倾向于雇佣审计质量较高的外部审计,因此,满足相关性要求。同时,税务管理员与外部审计的相关系数为0.1977,满足小于0.2的经验要求。外生性维度来看,税务管理员作为国家税收管理的执行者,更多承担的是监察纳税人的违规和违法行为、服务纳税人和促进税源增加的职责,并非像税率可以直接影响企业的创新决策。且从企业角度看,税务管理员是否检查该企业具有随机性,因此,满足外生性要求。具体操作上,本文将未被税务管理员检查的企业作为控制组。具体结果见表3中的工具变量一栏。工具变量一栏同时汇报了第一阶段的回归结果,可以看出,税务管理员与外部审计在1%的统计水平上显著正相关。第二阶段的回归结果显示,外部审计对企业技术创新的正向促进作用在5%的统计水平上显著。依据表3工具变量一栏汇报的Wald test of exogeneity值,表明外部审计为内生性变量;依据Kleibergen-Paap rk LM-P值,接受工具变量可识别的备择假设;依据Cragg-Donald Wald F statistic和Stock-Yogo weak ID test critical values (10% maximal IV size)强烈拒绝弱工具变量的原假设。与此同时,为检验工具变量的外生性^①,本文将企业技术创新对外部审计及控制变量做回归取得回归残差,然后利用回归残差对税务管理员进行线性回归。研究发现,税务管理员是否检查过该企业这一工具变量在统计上不能解释回归残差,即该工具变量未通过其他渠道影响因变量技术创新。总而言之,克服内生性问题后,假设H₁依然成立。

(三) 外部审计影响技术创新的中介机制检验

1. 软化融资约束

表4汇报了融资约束中介效应的回归结果。为规避外部审计的内生性对回归造成的偏差,表4中的3个模型均以税务管理员为工具变量进行回归。从结果看,在克服内生性的基础上,表4中的模型2显示,外部审计在1%的统计水平上显著与银行授信正相关;模型3显示,银行授信在10%的统计水平上显著正向促进技术创新,而加入银行授信变量后,外部审计对技术创新的促进作用依然在5%的统计水平上显著。对比模型1与模型3,加入银行授信后,外部审计对技术创新的回归系数降低,模型2中外部审计对银行授信与模型3中银行授信对技术创新这两个回归系数的乘积为正,且与模型3中外部审计对技术创新的回归系数符号相同,表征部分中介效应存在。同时,模型2中外部审计对银行授信与模型3中银行授信对技术创新和外部审计对技术创新这3个回归系数的乘积依然为正,表明还存在一个互补的中介机制,这与预期相符。

表3 稳健性估计

增加解释变量 logit		工具变量法 IV probit		
变量	技术创新	变量	第一阶段 外部审计	第二阶段 技术创新
外部审计	0.3533 * (0.2115)	外部审计		0.7334 ** (0.3143)
		税务管理员	0.2615 *** (0.0215)	
技术许可	1.0779 *** (0.2319)			
劳动规制	0.3173 (0.2171)	Wald test of exogeneity		4.30
		Kleibergen-Paap rk LM-P		0.0000
人均资本	0.1171 * (0.0639)	Cragg-Donald Wald F statistic		143.105
		Stock-Yogo weak ID test critical values (15% maximal IV size)		8.96
Pseudo R ²	0.3784	Adj R-squared		0.3298
P值	0.0000	P值		0.0000
观测数	1116	观测数		1891

注:括号内数据为稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著,回归中控制变量及规模、城市和行业效应均控制,下同。

表4 融资约束的中介效应回归结果

变量	IV probit		
	模型1 技术创新	模型2 银行授信	模型3 技术创新
外部审计	0.7334 ** (0.3143)	2.2456 *** (0.3920)	0.6527 * (0.3417)
银行授信			0.2015 * (0.1057)
Wald test of exogeneity	4.30	21.64	3.28
Kleibergen-Paap rk LM-P	0.0000	0.0000	0.0000
Cragg-Donald Wald F statistic	143.105	143.105	123.264
Stock-Yogo weak ID test critical values (15% maximal IV size)	8.96	8.96	8.96
观测数	1891	1896	1891

①本文未报告该回归结果,如有需要,可向作者索要。

中介效应在统计上的显著性有待进一步证实,但鉴于本文的中介变量银行授信为二元离散变量,而常用的 Bootstrap 法不能对此做出有效检验^[58],因此本文采用 Iacobucci 的方法^[59],依据表 4 中的第 2 列、第 3 列和第 4 列,分别计算出:

$$Z_a = \frac{\beta_1}{S_{\beta_1}} = 5.728571, Z_b = \frac{\gamma_2}{S_{\gamma_2}} = 1.90633869, Z_{ab} = Z_a \times Z_b = 10.9206, \sigma_{Z_{ab}} = \sqrt{(Z_a^2 + Z_b^2 + 1)} \approx 6.11197$$

$$Z_{mediation} = \frac{Z_{ab}}{\sigma_{ab}} = 1.786756$$

然后,依据 $Z_{mediation} > 1.65$ 可得出,在 10% 的统计水平上融资约束的中介效应显著,假设 H_2 得到支持。

2. 降低代理成本

表 5 汇报了代理成本中介效应的回归结果。考虑到独资企业的代理问题并不突出,本文剔除了独资企业样本。同样,为规避外部审计的内生性导致的回归偏误,表 5 中的 3 个模型亦采用税务管理员作为工具变量进行回归。需要注意的是,表 5 模型 1 的回归结果不同于表 3 中的工具变量回归结果,这是因为本部分的样本剔除了独资企业。为防止样本缩减导致的回归差异,便于在相同的样本中考察中介效应的显著性,因此模型 1 的回归结果是在删除独资企业样本基础上进行的回归。可以看出,假设 H_1 依然稳健。从机制检验结果看,在克服内生性的基础上,模型 2 显示外部审计可显著提高产能利用率、降低代理成本;模型 3 显示产能利用率在 5% 的统计水平上显著促进企业开展技术创新活动,且加入产能利用率后,外部审计对技术创新的积极影响在 10% 的统计水平上依然有意义。同时,对比表 5 中的模型 1 与模型 3,加入产能利用率后,外部审计对技术创新的回归系数下降,且模型 2 中外部审计对产能利用率与模型 3 中产能利用率对技术创新这两个回归系数的乘积为正,与模型 3 中外部审计对技术创新的回归系数符号相同,表明存在部分中介效应,与表 4 的回归结果相呼应。采用 Iacobucci^[59] 的方法计算的 $Z_{mediation}$ 值为 1.7195,即代理成本的中介效应在 10% 的统计水平上显著,假设 H_3 得到支持。

表 5 代理成本的中介效应回归结果

变量	IV probit		
	模型 1 技术创新	模型 2 产能利用率	模型 3 技术创新
外部审计	1.9114 ** (0.9178)	2.5551 *** (0.9437)	1.5572 * (0.8789)
产能利用率			0.3678 ** (0.1550)
Wald test of exogeneity	5.32	13.01	3.44
Kleibergen-Paap rk LM-P	0.0000	0.0000	0.0000
Cragg-Donald Wald F statistic	17.390	17.390	17.581
Stock-Yogo weak ID test critical values (15% maximal IV size)	8.96	8.96	8.96
观测数	525	527	525

从机制检验结果看,在克服内生性的基础上,模型 2 显示外部审计可显著提高产能利用率、降低代理成本;模型 3 显示产能利用率在 5% 的统计水平上显著促进企业开展技术创新活动,且加入产能利用率后,外部审计对技术创新的积极影响在 10% 的统计水平上依然有意义。同时,对比表 5 中的模型 1 与模型 3,加入产能利用率后,外部审计对技术创新的回归系数下降,且模型 2 中外部审计对产能利用率与模型 3 中产能利用率对技术创新这两个回归系数的乘积为正,与模型 3 中外部审计对技术创新的回归系数符号相同,表明存在部分中介效应,与表 4 的回归结果相呼应。采用 Iacobucci^[59] 的方法计算的 $Z_{mediation}$ 值为 1.7195,即代理成本的中介效应在 10% 的统计水平上显著,假设 H_3 得到支持。

六、分样本研究

为进一步检验外部审计对不同创新活动的异质性影响,并考察在不同创新活动中中介机制的差异,本文利用世界银行调查问卷中的“创新和技术”单元中的 CNo. 14 问题选项,选取与新产品或新服务代表的技术创新紧密相关的产品或流程改善型的新技术或新设备、新的质量控制程序、增加产品特色和提升生产柔性 4 类创新活动,进一步考察 H_1 、 H_2 与 H_3 。

(一) 异质性创新活动中外部审计、融资约束与创新

异质性创新活动中融资约束的中介效应回归结果如表 6 所示^①。在克服内生性问题后,假设 H_1 外部审计对技术创新的积极影响在 4 类创新活动中均得到支持;假设 H_2 外部审计通过软化融资约束促进技术创新的中介机制在“产品或流程改善型的新技术或新设备”“新的质量控制程序”和“增加新特征”的创新活动中得到支持,且均为部分中介效应。采用 Iacobucci^[59] 的方法计算的 $Z_{mediation}$ 值分别为 4.08、2 和 2.243,即融资约束的中介效应分别在 1%、5% 和 5% 的统计水平上显著。

(二) 异质性创新活动中外部审计、代理成本与创新

异质性创新活动中代理成本中介效应的回归结果如表 7 所示^②。从结果看,克服内生性问题后,在剔除掉独资企业的样本中,假设 H_1 外部审计积极影响技术创新的假设在不同创新活动得到检验;假设 H_3 外部审计降低

①限于篇幅,增加新特征与提升生产柔性的回归结果未列示,留存备案,其中“增加新特征”采用 Logit 回归,其余使用 IVprobit,下同。

②限于篇幅,产品或流程改善型的新技术和新的质量控制程序这两类创新活动的回归结果未报告,留存备案。

代理成本进而正向促进技术创新的假设在提升生产柔性的创新活动中得到检验^①。采用 Iacobucci^[59]的方法计算的 $Z_{mediation}$ 的值为 1.748,即中介效应在 10% 的统计水平上显著。

表 6 不同创新活动中融资约束中介效应的回归结果

变量	IV probit				
	模型 2 银行授信	模型 1 产品或流程改善型的新技术或新设备	模型 3 新的质量控制程序	模型 1	模型 3
外部审计	2.2456 *** (0.3920)	1.1503 *** (0.4142)	0.9078 ** (0.4448)	1.6793 *** (0.4339)	1.5142 *** (0.4642)
银行授信			0.5153 *** (0.1472)		0.2988 ** (0.1377)
Wald test of exogeneity	21.64	4.23	2.07	12.67	9.20
Kleibergen-Paap rk LM-P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Cragg-Donald Wald F statistic	143.105	83.998	72.834	83.998	72.834
Stock-Yogo weak ID test critical values (15% maximal IV size)	8.96	8.96	8.96	8.96	8.96
观测数	1896	1054	1054	1077	1077

表 7 不同创新活动中代理成本中介效应的回归结果

变量	模型 2	模型 1	模型 3	模型 1	模型 3
	产能利用率	增加新特征	提升生产柔性		
外部审计	1.9114 ** (0.9178)	0.5268 * (0.2917)	0.5263 * (0.2931)	3.7875 *** (1.1502)	3.2807 *** (1.0421)
产能利用率			0.0055 (0.2982)		0.6827 *** (0.1914)
Pseudo R ²		0.3318	0.3318		
准确预测比率		79.27%	79.27%		
Wald test of exogeneity	5.32	0.17	0.06	19.79	14.71
Kleibergen-Paap rk LM-P	0.0000			0.0002	0.0001
Cragg-Donald Wald F statistic	17.390			14.041	14.677
Stock-Yogo weak ID test critical values (15% maximal IV size)	8.96			8.96	8.96

七、结论及启示

本文旨在研究外部审计对企业技术创新的作用效果及其影响机制。经验研究结果表明:(1)外部审计对企业开展技术创新有显著的正向影响,克服内生性后,系数在 5% 的统计水平上显著,给定条件下,有外部审计的企业比其他企业从事技术创新的概率增加 13.2%;(2)融资约束和代理成本的中介效应均在 10% 的统计水平上显著,即外部审计可通过软化融资约束或降低代理成本正向促进技术创新;(3)在异质性的技术创新活动中,外部审计对不同类创新活动的正向影响几乎得到所有模型的支持,从中介机制看,外部审计通过软化融资约束促进企业开发产品或流程改善型的新技术、推出新的质量控制程序和增加产品新特色,通过降低代理成本促进企业开展提升生产柔性的创新活动。

以上结论意味着审计质量与企业技术创新能力之间存在互补关系。企业提升自身的审计质量能正向的促进自身的技术创新能力。尽管高的审计质量短期会增加企业的运营成本^[60],却可在长期内强化企业的竞争能力。本文的政策含义有三方面:一是国家应深化制度改革,强化外部审计的监督机制,破除外部审计执行中的障碍,以促进企业的技术创新;二是引导和提升企业开展外部审计的积极性,如加大对企业核心人物的培训力度,探索外部审计与政府创新项目评审的关联机制,从而提升上市企业配合外部审计机构的配合度,提高非上市企业自愿审计的意愿度;三是建设高质量的外部审计队伍和机构群体,营造便利的、良好的审计生态以满足企业对高质量审计的需求。

本文的不足与展望:一是本文未检验外部审计的质量异质性对企业技术创新的影响,未来可进一步检验外

^①在产品或流程改善型的新技术与新的质量控制程序这两类创新活动中,代理成本的中介效应并未通过显著性检验,其 $Z_{mediation}$ 的值分别为 1.535 和 1.462。

部审计质量异质性的影响;二是在异质性的创新活动中,融资约束的中介效应显示为部分中介,且存在另一条互补的中介,但代理成本的中介效应并没有与其对应,意味着可能存在另外的中介机制,未来可进一步研究;三是本文的样本包括上市与非上市企业样本,未来可在剔除上市企业和国有企业样本的基础上,考察非上市民营企业的自愿性外部审计需求对企业行为的影响。

参考文献:

- [1] Hall B H. The financing of research and development[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2002, 18(1): 35-51.
- [2] Holmstrom B. Agency costs and innovation[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 1989, 12(3): 305-327.
- [3] Abbott L J, Parker S, Peters G F, et al. Corporate Governance, audit quality, and the Sarbanes-Oxley Act: Evidence from internal audit outsourcing[J]. *Accounting Review*, 2007, 82(4): 803-835.
- [4] 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.
- [5] 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.
- [6] 徐经长,汪猛. 企业创新能够提高审计质量吗? [J]. *会计研究*, 2017(12): 80-86.
- [7] 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.
- [8] 胡志颖,余丽. 国家审计、高管隐性腐败和公司创新投入——基于国家审计报告的研究[J]. *审计与经济研究*, 2019(3): 1-12.
- [9] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(4): 305-360.
- [10] 张鸣,田野,陈全. 制度环境、审计供求与审计治理——基于我国证券市场中审计师变更问题的实证分析[J]. *会计研究*, 2012(5): 77-94.
- [11] Newman D P, Patterson E R, Smith J R. The role of auditing in investor protection[J]. *Accounting Review*, 2005, 80(1): 289-313.
- [12] Chang X, Dasgupta S, Hilary G. The effect of auditor quality on financing decisions[J]. *Accounting Review*, 2009, 84(4): 1085-1117.
- [13] 陈骏. 审计师声誉与银行信贷资源配置——基于银行信用借款决策的经验证据[J]. *审计研究*, 2011(5): 90-97.
- [14] 刘笑霞,李明辉,杨鑫. 审计师质量对资本结构的影响[J]. *科研管理*, 2016(11): 127-134.
- [15] 王生年,宋媛媛,徐亚飞. 审计师行业专长缓解了资产误定价吗[J]. *审计研究*, 2018(2): 96-103.
- [16] Singh D. The role of external auditors in bank supervision: A supervisory gatekeeper[J]. *International Lawyer*, 2013, 47(1): 65-97.
- [17] 蔡利,马可哪呐,周微,等. 外部审计功能与银行业系统性风险的监控——基于公允价值审计的视角[J]. *经济学家*, 2015(11): 70-80.
- [18] Khalil S, Saffar W, Trabelsi S. Disclosure standards, auditing infrastructure, and bribery mitigation[J]. *Journal of Business Ethics*, 2015, 132(2): 379-399.
- [19] 张龙平,李苗苗,陈丽红. 国家审计会影响低碳发展吗? ——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. *审计与经济研究*, 2019(5): 9-21.
- [20] Wernerfelt B. A resource-based view of the firm[J]. *Strategic Management Journal*, 1984, 5(2): 171-180.
- [21] Romer P M. Endogenous technological change[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5): 71-102.
- [22] Qiu J, Wan C. Technology spillovers and corporate cash holdings[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115(3): 558-573.
- [23] Stiglitz J E, Weiss A. Credit rationing: Reply[J]. *American Economic Review*, 1987, 77(1): 228-231.
- [24] Akerlof G A. The market for "Lemons": Quality uncertainty and the market mechanism[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1970, 84(3): 488-500.
- [25] Hall B H, Lerner J. The financing of R&D and innovation[J]. *Handbook of the Economics of Innovation*, 2010, 1: 609-639.
- [26] Jensen M C. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers[J]. *American Economic Review*, 1986, 76(2): 323-329.
- [27] La Porta R, Lopez-De-Silanes F, Shleifer A. Corporate ownership around the world[J]. *Journal of Finance*, 1999, 54(2): 471-518.
- [28] 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.
- [29] Low A. Managerial risk-taking behavior and equity-based compensation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 92(3): 470-490.
- [30] 袁东任,汪伟. 信息披露与企业研发投入[J]. *科研管理*, 2015(11): 80-89.
- [31] Myers S C, Majluf N S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have[J]. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13(2): 187-221.
- [32] Armstrong C S, Guay W R, Weber J P. The role of information and financial reporting in corporate governance and debt contracting[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50(2): 179-234.
- [33] 曾颖,陆正飞. 信息披露质量与股权融资成本[J]. *经济研究*, 2006(2): 69-91.
- [34] 韩美妮,王福胜. 信息披露质量、银行关系和技术创新[J]. *管理科学*, 2017(5): 136-146.
- [35] Deng M, Melumad N, Shibano T. Auditors' liability, investments, and capital markets: A potential unintended consequence of the Sarbanes-Oxley Act[J]. *Journal of Accounting Research*, 2012, 50(5): 1179-1215.
- [36] Wu J, Wu Z. Integrated risk management and product innovation in China: The moderating role of board of directors[J]. *Technovation*, 2014, 34(8): 466-476.
- [37] 孙彤,薛爽. 管理层自利行为与外部监督——基于信息披露的信号博弈[J]. *中国管理科学*, 2019(2): 187-196.
- [38] Ferracuti E, Stubben S R. The role of financial reporting in resolving uncertainty about corporate investment opportunities[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2019: 101248.

- [39] Fang V W, Tian X, Tice S. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation? [J]. *Journal of Finance*, 2014, 69(5): 2085 - 2125.
- [40] Schumpeter J. *Business cycles*[M]. New York: McGraw-Hill, 1939.
- [41] 周开国, 卢允之, 杨海生. 融资约束、创新能力与企业协同创新[J]. *经济研究*, 2017(7): 94 - 108.
- [42] 张璇, 刘贝贝, 汪婷, 等. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. *经济研究*, 2017(5): 161 - 174.
- [43] 陈克兢. 非控股大股东退出威胁能降低企业代理成本吗[J]. *南开管理评论*, 2019(4): 161 - 175.
- [44] 国务院发展研究中心《进一步化解产能过剩的政策研究》课题组, 赵昌文, 许召元, 等. 当前我国产能过剩的特征、风险及对策——基于实地调研及微观数据的分析[J]. *管理世界*, 2015(4): 1 - 10.
- [45] 李雪松, 赵宸宇, 聂菁. 对外投资与企业异质性能利用率[J]. *世界经济*, 2017(5): 73 - 97.
- [46] 张曾莲, 赵用雯. 政府审计能提升国企产能利用率吗? ——基于 2010—2016 年央企控股的上市公司面板数据的实证分析[J]. *审计与经济研究*, 2019(5): 22 - 31.
- [47] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. *中国工业经济*, 2019(8): 5 - 23.
- [48] 张杰, 李勇, 刘志彪. 出口促进中国企业生产率提高吗? ——来自中国本土制造业企业的经验证据: 1999—2003[J]. *管理世界*, 2009(12): 11 - 26.
- [49] 刘运国. 我国上市公司的高管任期与 R&D 支出[J]. *管理世界*, 2007(1): 128 - 136.
- [50] 李春涛, 宋敏. 中国制造业企业的创新活动: 所有制和 CEO 激励的作用[J]. *经济研究*, 2010(5): 55 - 67.
- [51] 吴延兵. 中国哪种所有制类型企业最具创新性[J]. *世界经济*, 2012(6): 3 - 27.
- [52] Uyarra E, Zabala-Iturriagoitia J M, Flanagan K, et al. Public procurement, innovation and industrial policy: Rationales, roles, capabilities and implementation[J]. *Research Policy*, 2020, 49(1): 103844.
- [53] Ayyagari M, Demirgüç Kunt A, Maksimovic V. Firm innovation in emerging markets: The role of finance, governance, and competition[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2011, 46(6): 1545 - 1580.
- [54] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. *经济研究*. 2007(7): 36 - 50.
- [55] 余泳泽, 张少辉, 杜运苏. 地方经济增长目标约束与制造业出口技术复杂度[J]. *世界经济*, 2019(10): 120 - 142.
- [56] Tsai K H, Wang J C. Inward technology licensing and firm performance: A longitudinal study[J]. *R&D Management*, 2007, 37(2): 151 - 160.
- [57] Garicano L, Lelarge C, Van Reenen J. Firm size distortions and the productivity distribution: Evidence from France[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(11): 3439 - 3479.
- [58] 陈瑞, 郑毓煌, 刘文静. 中介效应分析: 原理、程序、Bootstrap 方法及其应用[J]. *营销科学学报*, 2014(4): 120 - 135.
- [59] Iacobucci D. Mediation analysis and categorical variables: The final frontier[J]. *Journal of Consumer Psychology*, 2012, 22(4): 582 - 594.
- [60] Manita R, Elommal N, Baudier P, et al. The digital transformation of external audit and its impact on corporate governance[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2020, 150: 119751.

[责任编辑: 刘 茜]

Can External Audit Promote Enterprises' Technological Innovation? Empirical Evidence from Chinese Enterprises

WANG Wenna¹, HU Beibei², LIU Jiejiao³

- (1. Graduate School, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China;
2. Institute of Scientific and Strategic Advisory, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China;
3. Institute of Industrial Economics of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100044, China)

Abstract: External audit can soften financial constraints, alleviate the principal-agent problem and then positively affect the technological innovation of enterprises. Based on the survey data of the World Bank, the paper explores the internal mechanism of the external audit to the enterprises' technological innovation. The empirical results show that: (1) The external audit has significantly facilitated enterprises' technological innovation. Under the given conditions, the probability that an enterprise with external audit is engaged in technological innovation is 13.2% higher than that of any other enterprises. (2) The mediation effect of financial constraint and agency cost is significant at the statistical level, and both are partial mediating effects. (3) In heterogeneous technological innovation activities, external audit has a significant promoting effect on different types of innovation. From the perspective of intermediary mechanism, external audit promotes enterprises to develop new technology and equipment for product or process improvements, introduce new quality control procedures and add new features to existing products or services by softening financial constraints; while external audit promotes enterprises to improve production flexibility by reducing agency cost. The research results extend the analysis of the influence of external audit on enterprise behavior and provide practical foundation for strengthening external audit supervision mechanism to promote enterprises' technological innovation.

Key Words: external audit; financial constraints; principal-agent problem; technological innovation; mediation effect; bank line; capacity utilization