

国家审计治理与企业出口产品质量

韩峰^{1a,2}, 周纯^{1b}

(1. 南京审计大学 a. 经济学院, b. 政府审计学院, 江苏 南京 211815;
2. 中国社会科学院 生态文明研究所, 北京 100028)

[摘要] 国家审计服务于国家治理, 是国家治理现代化的重要保障, 其功能作用的发挥势必会对企业生产、出口行为以及出口产品质量产生重要影响。利用中国工业企业数据、中国海关进出口产品数据和城市面板数据, 实证检验了国家审计治理对企业出口产品质量的影响, 并对其内在机制进行了探讨。研究发现: 国家审计治理可通过促进企业技术创新、提高企业生产效率、纠正公共财政资金支出偏好等机制显著提高制造业企业出口产品质量。该结果在更换核心变量指标、消除异常值以及控制内生性问题后依然较为稳健。国家审计治理对企业出口产品质量升级的影响具有明显的异质性特征。基于微观企业视角探讨国家审计治理对企业出口产品质量的影响效应, 不仅可以为促进国家审计效能有效发挥提供更为可靠的微观证据, 而且对于提高企业出口贸易竞争力、推进企业转型升级具有重要的现实意义。

[关键词] 企业出口产品质量; 国家审计; 审计监督; 企业转型; 国家治理

[中图分类号] F239.44 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2021)04-0001-11

一、引言

党的十九大报告指出, 中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。而企业是中国特色社会主义经济的基本单元, 促进企业高质量发展既是遵循经济发展规律、不断提升市场竞争力和可持续发展能力的必然选择, 也是引领带动我国经济转变发展方式、转换增长动力的必然要求。然而, 目前我国外贸出口依然是依靠大量要素投入以获得更多产出的数量扩张型增长。我国出口产品的自主创新品牌偏少, 工业制成品出口中高新技术产品占比偏低, 产品技术含量和附加值依然滞后于国际领先水平^[1]。推进企业出口产品质量升级, 已成为决定我国外贸转型升级和经济发展路径的关键因素。党中央、国务院更加强调提高发展质量和效益, 做出了建设质量强国, 以质量提升促进经济转型升级的重要部署。党的十八届四中全会做出的《关于全面推进依法治国若干重大问题的决定》首次把审计监督列入国家治理的“八大”监督体系, 将国家审计工作上升到了治国理政、依法治国和建设法治政府的高度。党的十九届三中全会通过的《深化党和国家机构改革方案》提出组建中央审计委员会, 优化了审计署职责, 确保了审计监督的集中统一, 增强了审计监督的权威性, 充实了审计力量, 有助于统筹整合审计资源, 提高审计监督深度, 深层次揭示体制机制问题, 增强审计监督效能。我国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段是新时代的基本特征, 为助力经济高质量发展, 必须充分发挥国家审计监督的重要作用, 逐步构建起集中统一、全面覆盖、高效可行的国家审计监督体系。国家审计服务于国家治理, 是国家治理现代

[收稿日期] 2020-12-13

[基金项目] 国家自然科学基金项目(72073071, 71603124); 中国博士后科学基金资助项目(2019M650042); 江苏省“333工程”科研资助项目(BRA2020295)

[作者简介] 韩峰(1984—), 男, 山东邹平人, 南京审计大学经济学院副教授, 中国社会科学院生态文明研究所博士后, 硕士生导师, 主要研究方向为区域经济、城市经济和国家审计理论, 邮箱: hf8417@126.com; 周纯(1997—), 女, 江苏宿迁人, 南京审计大学政府审计学院硕士生, 主要研究方向为政府审计。

化的重要保障,而“立足宏观全局,坚持微观查处和揭露”则是我国国家审计运行的重要特征^[2]。国家审计功能发挥势必对企业生产、出口行为以及出口产品质量产生重要影响。

现有文献主要从经济高质量发展^[3-4]、经济发展方式转变^[5-6]、企业科技创新^[7]等方面对国家审计治理和国家审计效能发挥问题展开了大量有益探讨,但这些研究均基于宏观层面,尚未有文献从微观层面注意到中国经济转型过程中国家审计对企业出口产品质量升级的影响。基于微观企业视角探讨国家审计对企业出口产品质量的影响效应,不仅可以为促进国家审计效能有效发挥提供更为可靠的微观证据,而且对于提高企业出口贸易竞争力、推进企业转型升级具有重要的现实意义。与现有文献相比,本文可能的贡献在于:首先,聚焦新时代国家审计在国家治理中的重要作用,从技术创新、企业生产效率、财政支出偏好等方面深入探究国家审计对企业出口产品质量升级的影响机制和实现路径,为充分发挥国家审计的功能和提高企业出口产品质量提供一个崭新的视角。其次,基于中国海关贸易数据库来测算企业出口产品质量指标,并利用微观企业数据和城市面板数据的匹配数据对国家审计影响企业出口产品质量的机制进行实证检验。再次,综合运用面板计量模型、工具变量法、中介效应模型等进行实证分析,检验基本回归结果的稳健性和可靠性。最后,基于企业不同贸易类型、所在地区和所在城市等方面探讨国家审计对企业出口产品质量升级的异质性作用机制。

二、理论分析与研究假设

(一) 国家审计通过影响技术进步作用于企业出口产品质量

企业作为国家创新体系中的主体,担当着国家产业转型升级和经济社会发展的重要责任,其创新投入和产出决定着企业转型升级和持续发展能力。国家审计主要通过缓解地方政府对企业创新的不当干预,通过降低企业创新的信息不充分性和提升研发资金使用效益来影响企业创新投入^[7]。首先,国家审计治理对相关科技创新政策的落实及执行情况进行监督,从政策实施上对科技创新实际情况及机制进行完善总结,不仅能够为企业科技创新提供政策保障,而且能够建议完善和优化现有科技创新政策,激发企业创新活力。因而,最大化地发挥审计效能,挖掘科技人员个人潜能,有助于激发企业创新活力,促进科技成果的转化,提升企业创新能力^[8]。其次,国家审计过程中涉及大量真实有效的行业数据,企业家和创业者通过分析这些行业数据,能够获得市场需求信息和技术发展趋势,以进一步把握产品和服务的优化方向,确定创新和创业的切入点。因此,提高国家审计治理能力、深入开发和有效利用审计成果,有助于整合行业科技信息资源,提高综合信息服务能力,进而为企业发展提供高质量创新信息服务。孙颖指出,审计信息网络平台可发挥高新技术信息交流的作用,成为科技创新宣传的窗口^[9]。最后,国家审计可以通过开展财务审计和绩效审计建立政府补助审计鉴证和评价机制,规范和监督财政研发资金使用,有效发挥政府研发补贴的经济和创新效益。对企业改革中财政资金使用情况监督,就是要保障财政资金用在刀刃上,充分发挥资金使用效益。审计机关对财政资金使用过程中的违法违规行为进行查处、形成震慑,有助于保护财政资金安全,维护公共资金使用秩序,提升包括公共研发资金在内的公共财政资金使用效益。仵凤清和唐朝生认为财政科技资金是政府促进科技发展的重要途径,对其绩效的评价有利于政府认识和改进在财政科技资金投入和使用方面的不足^[10]。可见,国家审计的约束与监督作用,能够对国家创新体系进行系统性监督,护航科技创新政策的落实,确保科技研发资金有效利用,不断优化企业科技创新环境,提高企业技术创新水平。而研发投入和技术创新水平的提高则是影响企业产品质量提升的重要因素^[11-12],因而,国家审计通过推进企业科技创新,能够对企业出口产品质量提升产生促进作用。鉴于此,本文提出如下假设:

假设1:国家审计通过推动企业科技创新和技术进步,进而促进企业出口产品质量升级。

(二) 国家审计通过影响企业生产率作用于国有企业出口产品质量

相对于社会审计以及内部审计,国家审计具有更强的独立性、权威性以及针对性。国家审计能够通

过改善企业治理效率^[13],进而对企业生产率产生促进作用^[14],而企业生产率的提高则有助于产品质量的提升^[15],因而企业生产率可以作为国家审计推进企业出口产品质量提升的重要机制。审计机关对被审计单位执行国家经济政策和重大经济决策的审计,能够就资金使用、政策制定和执行以及项目实施的效率、效果和经济性等进行监督,有助于改善被审计单位的经营管理效率,提高企业生产率。首先,地方政府是影响企业生产经营行为的重要行政力量,国家审计有助于约束地方政府对企业的干预,提升企业生产率,促进国有企业产品质量升级。李江涛等指出国家审计的反腐功能在企业绩效提升过程中具有中介效应,它能够提升反腐效率,改善腐败治理效果,促进企业绩效提升^[16]。其次,我国国家审计治理特有的经济责任审计制度,对官员的考核和任免起到了重要的参考作用,有助于促进科学合理的官员晋升激励机制的建立^[17]。通常情况下,地方官员的晋升激励越强,其所在地区以全要素生产率衡量的经济增长绩效越低^[18]。而国家审计作为监督制约机制,能够通过弱化晋升激励机制,抑制官员对国有企业的过度干预,从而改善企业生存环境,优化资源配置,促进企业健康发展^[19]。因此,国家审计可通过提高企业绩效和生产效率,进而促进企业出口产品质量升级。基于上述分析,我们提出如下假设:

假设2:国家审计能够通过提高企业生产率水平提升企业出口产品质量。

(三) 国家审计通过影响公共财政资金支出偏好作用于企业出口产品质量升级

公共服务支出最终形成的纯公共物品和准公共物品是消除市场机制配置资源缺陷的有效手段,我国财政支出改革的基本方向就是要使公共服务支出与市场配置资源形成良性互动^[20]。地方政府为获得更多经济绩效,往往在招商引资中倾向于将财政资金偏向性地用于生产性基础设施建设和资本密集型工业领域,而用于科学研究、现代服务业发展和公共服务领域的资金却相对较少,从而降低各地区对企业发展中所需的技术环境、中间服务品及人力资本等高端要素的供给和支撑能力,不利于企业出口产品质量升级。而国家审计可通过发挥政府治理功能,规范地方政府支出和投资偏好,进而促进公共服务供给效率的提高。汤二子指出政府补贴企业从事研发创新时,应更多地将补贴资金用于内部研发支出经费投入较高的行业,在财政资金审计全覆盖战略指导下,政府管理部门对个体企业发放补贴的行为及其所取得的政策效果需要接受国家审计的全方位监督^[21]。韩峰进一步指出,国家审计治理通过保障和增加公共服务投资、提升公共服务投资效率以及提高公共服务社会效益等方式提高地方公共服务供给水平,从而补齐地方公共服务供给短板^[22]。此外,国家审计除作为财政支出安全、规范、效益的重要保障外,还是财政支出体制、机制改革的重要助推器^[20]。国家审计治理可以通过财政财务收支审计和财政支出绩效审计,规范政府财政财务收支行为,提高财政资金使用透明度,限制地方政府的资源滥用和资金挤占,从而纠正地方政府财政资金支出偏好,增强公共财政资金对现代服务业及教育、科技等公共服务领域的支持力度,提高各地区对企业发展中所需的技术环境、中间服务品及人力资本等高端要素的供给和支撑能力,进而促进企业出口产品质量升级。基于以上分析,本文提出如下假设:

假设3:国家审计治理通过监督政府公共财政资金的使用情况,纠正地方政府财政资金支出偏好,进而提升企业出口产品质量。

三、研究设计

(一) 计量模型设计

根据理论机制分析,国家审计可通过推动企业技术创新、提升企业生产率、纠正地方政府财政资金支出偏好等机制对企业出口产品质量产生影响。本文基本计量模型可设定为:

$$\ln quality_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln gjsj_{pt} + \sum_n \beta_k x_{in}^n + \sum_v \gamma_v X_{pt}^v + \xi_{it} \quad (1)$$

其中, i 、 p 、 t 分别代表企业、城市和年份, n 和 v 分别为企业控制变量和城市控制变量个数; $quality$ 为企业出口产品质量; $gjsj$ 表示国家审计; x 和 X 分别代表企业与城市层面的控制变量, β 与 γ 为相应的企业

与城市变量的参数估计; ξ 表示随机扰动项。

(二) 变量测度

1. 企业出口产品质量(*quality*)。本文借鉴 Khandelwal 等事后推理的做法来测算企业出口产品质量^[23],并借鉴施炳展和邵文波用产品需求函数构建计量模型的做法来测算企业出口产品质量^[24]。产品需求函数为:

$$q_{imgt} = \lambda_{imgt}^{\sigma-1} p_{imgt}^{-\sigma} P_{mt}^{\sigma-1} E_{mt} \quad (2)$$

其中, λ_{imgt} 和 p_{imgt} 分别为企业*i*在*t*年对*m*国出口产品*g*的质量和价格; P_{mt} 为*t*年出口目的国*m*的加总价格指数; E_{mt} 为出口目的国*m*的总收入或市场规模。本文对式(2)取对数并进一步加入国内市场需求规模变量来控制企业产品的多样化水平^[25]①,同时借鉴 Nevo、施炳展和邵文波的做法^[26,24],选取企业*i*对除目的国*m*以外的其他国家市场出口产品*g*的平均价格作为企业*i*出口产品*g*价格 p_{imgt} 的工具变量进行工具变量法估计,以降低内生性偏误。产品质量的表达式为:

$$quality_{imgt} = \ln \hat{\lambda}_{imgt} = \frac{\hat{\xi}_{imgt}}{\sigma - 1} \quad (3)$$

其中, ξ_{imgt} 为包含企业出口产品质量信息的残差项,即 $\xi_{imgt} = (\sigma - 1) \ln \lambda_{imgt}$; σ 借鉴 Broda 等的研究取值为 4^[27]。对式(3)表征的产品层面的质量指标进行标准化处理,并使用对某国出口的每种产品价值量占对该国总出口的比重将产品层面的出口产品质量加权至企业层面,得到:

$$quality_{it} = \frac{v_{imgt}}{\sum_{imgt \in \Theta} v_{imgt}} \times \frac{quality_{imgt} - \min quality_{imgt}}{\max quality_{imgt} - \min quality_{imgt}} = \frac{v_{imgt}}{\sum_{imgt \in \Theta} v_{imgt}} \times \overline{quality_{imgt}} \quad (4)$$

其中,*quality*代表企业出口产品质量, Θ 代表企业层面样本的集合, v_{imgt} 代表某一种产品*g*在*t*年对*m*国的出口价值量;*max*和*min*分别代表某产品所有企业在所有年度和所有进口国层面的最大值和最小值。本文根据施炳展和邵文波的方法对海关数据进行处理^[24],并按照 HS6 产品分类对式(2)的对数形式进行估计^②。

2. 国家审计治理(*gjsj*)。本文拟从审计执行能力、审计处理处罚能力、审计纠正能力和审计协作能力这四个方面综合衡量国家审计的治理能力。其中,本文采用审计机关查处的违规金额数量来衡量审计执行能力;使用审计机关做出的审计处理处罚金额与查处的违规金额的比值来表示审计处理处罚能力;采用违规违纪金额处理率来表示审计矫正能力,违规违纪金额处理率是指已上缴财政资金、已减少财政拨款或补贴的金额与已归还原渠道资金之和与审计机关查处的的问题金额比值;以审计机关提交的审计报告和审计信息被采纳的比率来测度审计协作能力。本文采用主成分分析法对以上四个指标进行降维处理,得到国家审计治理能力协方差矩阵的特征值,各指标的方差贡献率、累计贡献率,依据特征值大于 1 的原则选取国家审计指标系统中前两个因子作为主成分个数,最后利用方差贡献率对各主成分进行加权平均,得到地级及以上城市国家审计治理能力综合指数^③。

3. 相关控制变量。本文控制变量主要包含企业层面和城市层面两个方面。其中,企业层面的控制变量主要包括:(1) 企业规模(*lnsize*),用企业职工人数(取自然对数)来衡量;(2) 融资约束水平(*lnrzys*),以企业负债总额与固定资产净值的比值来表示;(3) 企业存续年限(*age*),使用当年年份与企业成立年份之差来衡量;(4) 竞争程度(*HHI*)采用赫芬达尔指数表示,具体由某特定市场上所有企业市场份额的平方和来测度, $HHI = \sum_{i=1}^N (S_i/S)^2$,其中*N*表示 3 位产业内的企业数量, S_i 表示第*i*个企业规模,*S*表示市

①国内市场需求规模以城市层面的市场潜力来表示。

②海关数据 HS8 分位编码与国际 HS6 分位编码转换文件见:http://wits.worldbank.org/product_concordance.html。

③本文测算了每年国家审计指标的均值、标准差、最小值和最大值,限于篇幅未能列出,详细数据结果备案。

场规模,本文选取出口值作为市场规模的度量。城市层面的控制变量主要包括:(1)城市劳动力就业数量(*labor*),用市辖区城镇单位从业人员数与个体从业人员数之和(万人)表示;(2)资本存量(*KStock*,万元),用市辖区每年固定资产投资和公式 $KStock_{i,t} = (1 - \rho)KStock_{i,t-1} + I_t/\omega_{i,t}$ 计算,式中 $KStock_{i,t}$ 是城市资本存量, ρ 是年折旧率,设为5%, I_t 是固定资产投资, $\omega_{i,t}$ 是各城市的累积资本价格指数;(3)FDI存量(*FDI*),依然采用永续盘存法来计算,且折旧率设定为5%;(4)人力资本水平(*edu*)以城市市辖区中学及以上学生数占总人口比重表示;(5)城市人口规模(*pop*)以市辖区非农业人口表示^①。

(三) 数据来源及处理

本文的数据来源主要有三个:一是2003—2013年城市面板数据,来自2004—2014年《中国城市统计年鉴》;二是企业层面的微观数据,来自2003—2013年中国工业企业数据库;三是相应年份产品层面的中国海关出口数据,来自中国海关数据库。通过将企业层面数据和城市层面面板数据进行匹配,得到2003—2013年372325个企业的非均衡面板数据。

城市样本为2003—2013年除巢湖、三沙、海东、拉萨、中卫、陇南等城市以外的283个地级及以上城市。由于拉萨、中卫、陇南等城市的数据不够齐全,故将其从本文样本中剔除。巢湖市在2011年并入合肥市,为统一口径,本文将2003—2010年巢湖市数据与合肥市数据合并,统一作为合肥市数据。三沙市和海东市由于设市较晚且数据较少,为保证前后数据一致性,本文将其从样本中删除。

企业出口 *quality* 的原始数据来自中国工业企业数据库和中国海关进出口数据库。由于中国工业企业数据库存在数据缺失和数据异常等信息,本文参照Cai和Liu的做法^[28],对原始数据进行处理:(1)删除从业人数少于8,流动资产、固定资产合计、固定资产净值大于总资产,当前累计折旧大于累计折旧,没有识别编号或成立时间无效的样本;(2)对主要变量进行了价格指数平减。此外,本文借鉴Brandt等和杨汝岱的方法对工业企业数据进行跨年份匹配,构建企业面板数据^[29-30]。为构造本文所使用的数据集,还需要将中国工业企业数据库与中国海关数据库进行匹配。本文首先对国民经济行业分类代码和地区行政代码的口径进行统一,其次参考田巍和余淼杰的做法采用两种方法进行匹配^[31]:(1)如果同一年内两个企业名称相同,那么则视这两个企业为同一企业;(2)作为上一种匹配方法的补充,使用邮政编码和企业电话号码后七位组合、企业联系人和企业电话号码后七位组合作为匹配媒介对接两个数据库。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

计量估计之前,计量模型检验结果发现面板固定效应模型与面板随机效应模型更优于混合效应估计,且豪斯曼检验更支持固定效应模型估计,因而本文通过控制年份、地区和企业固定效应,采用面板固定效应模型对式(1)进行估计,结果见表1。

表1第(1)列为未加入其他控制变量时的估计结果。结果显示,国家审计治理(*lngjsj*)对企业出口产品质量的影响在1%水平上显著为正,表明国家审计显著促进了企业出口产品质量升级。第(2)列和第(3)列分别是在第(1)列基础上加入企业层面控制变量和城市层面控制变量的回归结果。结果显示,国家审计系数依然在1%的水平上显著为正。第(4)列同时引入企业层面和城市层面控制变量后的回归结果显示,在控制固定效应以及企业和城市控制变量后,国家审计依然对企业出口产品质量升级具有显著促进作用。

从城市层面控制变量来看,劳动力(*lnL*)对出口产品质量的影响系数为负,说明在其他条件不变的情况下,更多倚重劳动力比较优势来推进出口贸易增长的发展战略并不能增强出口产品质量的竞争优

^①本文测算了国家审计、企业出口产品质量及相关变量的描述性统计结果,限于篇幅,相关统计结果备索。

势。外商直接投资 ($\ln FDI$)、人力资本水平 ($\ln edu$)、人口规模 ($\ln pop$) 对出口产品质量的影响均在 1% 的水平上显著为正,说明外商直接投资和人力资本水平提升产生的技术外溢效应以及城市人口规模扩张的规模经济效应均显著促进了企业出口产品质量升级。城市资本存量 ($\ln K$) 对出口产品质量的影响显著为负,说明在其他条件不变情况下,更大规模资本投资反而不利于实现企业出口产品质量升级。从企业层面控制变量来看,企业资产规模 ($\ln size$) 的参数估计显著为负,说明资产规模越大的企业,可能越倾向于从事资本密集型活动,从而不利于出口产品质量的提升。企业存续年限 ($\ln age$) 对出口产品质量影响为负,说明企业存续年限越长,越容易对原有的发展模式形成路径依赖,不利于生产工艺的更新和新技术的吸收、应用,进而抑制企业出口产品质量提升。融资约束 ($\ln rzys$) 影响为负,意味着融资困境会降低企业抗风险能力,从而减少企业对于高风险、长周期的创新投入,不利于出口产品质量提升。市场集中程度 ($\ln HHI$) 对企业出口产品质量影响为正,说明适当的市场集中有助于企业集中资源优势推进技术创新,从而不断提升出口产品质量。

(二) 稳健性检验

1. 更换企业出口产品质量和国家审计指标。首先,本文进一步借鉴许和连和王海成的方法^[12],采用运输成本作为产品价格的工具变量进行工具变量法估计。与之不同的是,本文使用出口企业到最近海路和陆路港口的最近距离作为运输成本的代理变量^①,而不仅仅是到几个主要大型港口的最近距离。更换新工具变量的企业出口产品质量指标后,估计结果如表 2 第(1)列所示。其次,国家审计机关查处违规违纪金额数量越多代表着国家审计的作用效果就越明显,很多文献利用该指标作为国家审计的代理变量进行实证分析^[5]。为与该类文献保持一致,本文使用城市审计机关查处的违规违纪金额与 GDP 的比重作为国家审计的替代变量进行稳健性检验,结果如表 2 第(2)列所示。估计结果显示,当更换企业出口产品质量和国家审计指标后,国家审计对企业出口产品质量的影响系数依然显著为正,结果与表 1 估计结果基本一致,说明国家审计对企业出口产品质量的影响具有较强的稳健性。

2. 双边缩尾、双边截尾结果分析。为了消除极端值对回归结果的影响,本文在对企业出口产品质量双边缩尾与双边截尾基础上进行回归分析。表 2 的第(3)列和第(4)列分别报告了对企业出口产品质量在 2.5% 的水平上进行双边缩尾和双边截尾处理之后的回归结果。结果显示,国家审计治理对企业出口产品质量的影响系数仍然在 1% 的水平上显著为正。这也再次印证了基准回归结果的稳健性,

表 1 基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln gsj$	0.2792 *** (151.18)	0.1545 *** (68.72)	0.1275 *** (50.73)	0.0266 *** (9.66)
$\ln size$		-0.1612 *** (-28.23)		-0.0863 *** (-15.32)
$\ln rzys$		0.0031 *** (5.77)		-0.0129 *** (-23.11)
$\ln age$		-0.1494 *** (-76.82)		-0.0603 *** (-28.96)
$\ln HHI$		0.0307 *** (45.50)		0.0288 *** (43.63)
$\ln L$			-0.0082 *** (-3.23)	-0.0045 (-1.61)
$\ln K$			-0.3003 *** (-103.12)	-0.3441 *** (-98.89)
$\ln FDI$			0.1491 *** (53.05)	0.1499 *** (47.35)
$\ln edu$			0.2560 *** (43.36)	0.2000 *** (31.13)
$\ln pop$			0.0951 *** (19.27)	0.1319 *** (24.53)
$cons$	-0.3775 *** (-145.96)	0.4634 *** (36.85)	1.2983 *** (32.41)	2.461231 *** (53.57)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	461385	372385	461385	372385
R ²	0.0658	0.1486	0.1054	0.1483

注:括号中为 t 统计值;***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

①中国的主要沿海港口城市有丹东、大连、营口、锦州、秦皇岛、唐山、天津、烟台、威海、青岛、连云港、镇江、南通、上海、宁波、福州、厦门、汕头、广州、中山、深圳、珠海、湛江、海口和三亚;主要陆路口岸有凭祥市、东兴市、喀什、阿拉山口、漠河和满洲里。

即国家审计治理促进了企业出口产品质量升级。

3. 内生性问题讨论。由于可能存在企业自选择问题,高出口产品质量企业可能会为确保企业长久发展而自动选择定位于国家审计监督程度较高的地区,这种逆向因果关系的存在可能会降低本文基本回归结果的稳健性。同时,测量误差、遗漏变量问题以及一些非观测因素也会引致内生性问题。为进一步消除模型可能存在的内生性问题,本文进一步采用工具变量法对模型进行估计,表2的第(5)列报告了以滞

表2 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	更换企业出口产品质量指标	国家审计指标为违规违纪金额与GDP比重	lnquality 双边缩尾2.5%	lnquality 双边截尾2.5%	工具变量法
lngsj	0.0315 *** (10.74)	0.0281 *** (8.65)	0.0267 *** (10.91)	0.0239 *** (10.32)	0.0813 ** (3.05)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Hausman 检验					10587.26 [0.0000]
N	372385	372385	372941	355060	250454
R ²	0.1386	0.1192	0.1726	0.1785	0.2397

注:括号中为t统计值;***表示在1%水平上显著,**表示在5%的水平上显著;*表示在10%的水平上显著。

后一阶的国家审计作为工具变量,采用工具变量法对计量模型进行估计的结果。结果显示,Hausman 检验结果拒绝了所有解释变量均为外生变量的原假设,因而使用工具变量法进行估计是合理的;国家审计参数估计仍然显著为正,说明国家审计治理促进企业出口产品质量升级的结论依然成立。

五、机制检验

为更深入地解释国家审计通过企业生产率和企业技术创新影响企业出口产品质量的作用机制,本文进一步在原计量模型的基础上引入企业全要素生产率、企业技术创新和地方政府支出偏好作为中介变量,并借鉴温忠麟和叶宝娟提出的中介效应检验方法进行机制检验^[32]。其中,企业全要素生产率(ln_{tfp})借鉴Head和Rise的方法^[33],依据 $\ln tfp = \ln(y/l) - s \times \ln(k/l)$ 进行测算,y为企业工业总产值,k为企业的固定资产总额,l代表企业职工人数,s代表资本在生产函数中的贡献程度,本文借鉴Hall和Jones的做法^[34],将s设为1/3。企业技术创新水平(Tech)采用2003—2013年工业企业专利授权数来表示。城市层面地方政府支出偏好(Pe)以地方一般公共预算支出中教育和科学技术支出占的比重来表示。若国家审计对该变量的影响为正,便意味着国家审计有助于纠正地方政府对于基础设施和工业等生产性支出的偏好,提升教育、科技等公共服务供给能力,反之则不利于地方政府支出结构的优化。检验结果如表3所示。

表3 国家审计对企业出口产品质量升级的中间机制检验

中介变量	企业全要素生产率			企业技术创新水平		地方政府支出偏好	
	基本方程	中介方程	总方程	中介方程	总方程	中介方程	总方程
ln _{tfp}			0.0469 *** (9.35)				
lnTech					0.0715 *** (10.91)		
lnPe							0.0919 ** (2.17)
lngsj	0.0266 *** (9.66)	0.0300 *** (27.90)	0.0252 *** (9.14)	0.0217 *** (9.83)	0.0394 *** (11.41)	0.0298 ** (2.30)	0.0215 * (1.91)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	372385	372914	372358	372914	372358	367492	372358
R ²	0.1483	0.1785	0.1486	0.1933	0.1592	0.1257	0.1528

表3估计结果显示,在不加入任何中介变量时国家审计治理对企业出口产品质量提升的影响在1%的水平上显著为正,说明国家审计治理显著促进了企业出口产品质量的升级。当中介变量为企业全要素

生产率时,中介方程中国家审计治理系数显著为正,说明国家审计治理显著促进了企业全要素生产率;总效应方程中企业全要素生产率系数同样显著,说明国家审计治理通过影响企业效率提升而作用于企业出口产品质量升级的间接效应显著。同时,中介效应方程中国家审计治理对企业出口产品质量升级的系数依然在1%的水平上显著为正,说明存在国家审计治理对企业出口产品质量升级的直接效应。中介方程中国家审计的系数和总方程中全要素生产率系数乘积的符号与总效应方程中国家审计系数的符号一致,说明国家审计通过全要素生产率促进企业出口产品质量升级的中介效应存在。当中介变量为企业技术创新时,中介方程中国家审计治理对企业技术创新的影响显著为正,总方程中企业技术创新水平提升对企业出口产品质量的影响显著为正,说明国家审计治理通过企业技术创新影响企业出口产品质量的间接效应存在。总效应方程中国家审计治理的参数估计显著为正,且中介方程中国家审计系数和总效应方程中企业技术创新系数乘积的符号与总效应方程中国家审计系数符号一致,意味着企业技术创新在国家审计治理影响企业出口产品质量升级中起到了部分中介效应的作用。当中介变量为城市层面地方政府支出偏好(教育和科学技术支出占地方一般公共预算支出的比重)时,中介方程显示国家审计对教育和科学支出占地方一般公共预算支出比值的系数显著为正,说明国家审计有助于提升地方政府对教育和科技等公共服务支出力度,纠正地方政府在生产性基础设施建设和工业领域的支出偏好。总效应方程中教育和科学支出占地方一般公共预算支出的比重对企业出口产品质量的影响显著为正,说明国家审计通过提升公共财政支出中教育、科技等公共服务支出份额(纠正地方政府支出偏好)影响企业出口产品质量升级的间接效应显著。总效应方程中国家审计的系数在10%水平上显著为正,且中介方程中国家审计系数和总效应方程中地方政府支出偏好系数乘积的符号与总效应方程中国家审计系数的符号均显著为正,说明教育和科学支出占地方一般公共预算支出比重(地方政府支出偏好)在国家审计治理推进企业出口产品质量升级中也发挥着部分中介效应的作用。可见,企业生产率、企业技术创新和地方政府支出偏好在国家审计影响企业出口产品质量升级中均起到了部分中介效应的作用。这充分验证了国家审计治理通过提高企业创新能力、促进生产率提升、纠正地方政府支出偏好等途径,进而推进企业出口产品质量升级的作用机制。

六、进一步分析

1. 基于不同地区的异质性分析。为考察国家审计治理对企业出口产品质量的区域异质性影响,本文将全国277个地级城市样本划分为东部、中部与西部三个地区进行估计,表4第(1)列至第(3)列报告了具体的回归结果。结果表明,国家审计对东部及西部地区企业出口产品质量的影响显著为正,对中部地区影响不显著,且从不同地区国家审计的影响效果来看,国家审计对西部地区企业出口产品质量升级的促进作用最强,然后是东部地区。其原因可能在于,与东部地区相比,西部地区经济发展相对滞后,无论是国家审计发展程度还是在科技创新和技术进步、企业生产率、公共研发和创新资金的利用效率等方面都具有明显劣势,其在经济转型、企业竞争优势培育等方面的问题更为明显,因而国家审计在西部地区更能够体现其揭示问题、抵御风险、预防突发事件的功能,从而使得西部地区国家审计监督对企业出口产品质量产生更为明显的影响。而东部地区国家审计治理能力和经济发展水平均高于中西部地区,尤其是其生产技术、产业结构调整、地方政府财政支出结构等均已较为完善,国家审计发现问题、解决问题的功效发挥较为有限。中部地区经济发展水平介于东西部之间,但其对外开放程度却不及东西部地区,因而国家审计对企业出口产品质量的影响也相对有限。可见,在经济发展水平越低的地区,国家审计功能发挥就越明显,其对企业出口产品质量升级的促进作用就越强。

2. 基于不同等级城市样本的异质性分析。为分析国家审计治理对不同等级城市企业出口产品质量升级可能存在的异质性影响,本文将样本期间全国277个样本城市按市辖区常住人口划分为Ⅱ型及

以上大城市(人口 100 万以上)、中小城市(人口 100 万以下)两类,划分标准参照 2014 年 11 月 21 日国务院颁布的《关于调整城市规模划分标准的通知》。表 4 第(4)列和第(5)列显示,Ⅱ型及以上大城市国家审计系数在 1% 的水平上显著为正,中小城市国家审计系数在 5% 的水平上显著为正。这意味着国家审计显著地促进了Ⅱ型及以上大城市、中小城市企业出口产品质量的提升,且对Ⅱ型及以上大城市的影响效果明显大于中小城市。本文对此给出的解释是,Ⅱ型及以上大城市不仅拥有更大的市场规模、更密集的经济活动分布,而且拥有较为完善的市场运行机制,对工业企业的吸引力较强,体现出大城市的集聚效应。同时,大城市的国家审计监督作用发挥较好,能有效促进城市创新能力、产业结构升级水平以及要素配置效率提升,从而对该类城市企业出口产品质量产生明显促进作用。而中小城市集聚效应不及大城市,且国家审计监督能力相对弱于大城市,因而中小城市国家审计促进企业技术创新、提高企业生产效率、纠正公共财政资金支出偏好的能力不及大城市明显,从而对企业出口产品质量提升的作用效果不及大城市。

表 4 基于企业贸易类型和区域异质性检验的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部	中部	西部	Ⅱ型及以上大城市	中小城市
lngsj	0.0231*** (7.99)	0.0149 (0.69)	0.1623*** (4.35)	0.0243*** (8.57)	0.0162** (2.54)
lnsize	-0.0771*** (-12.40)	-0.1316*** (-5.12)	-0.0755 (-1.61)	-0.0604*** (-9.79)	-0.0538*** (-9.13)
lnrzs	-0.0146*** (-23.79)	-0.0138*** (-4.71)	-0.0173** (-3.05)	-0.0136*** (-22.06)	-0.0352*** (-14.17)
lnage	-0.0512*** (-22.57)	-0.0512*** (-5.36)	0.0160 (0.82)	-0.0521*** (-22.00)	-0.0399*** (-10.28)
lnHHI	0.0308*** (42.68)	0.0327*** (8.72)	0.0289*** (4.85)	0.0256*** (36.16)	0.0582*** (21.04)
lnL	0.0050 (1.77)	-0.0482** (-2.60)	0.0624 (1.89)	-0.0090** (-3.03)	-0.0057 (-0.86)
lnK	-0.3745*** (-98.48)	-0.1918*** (-9.95)	-0.1838*** (-5.99)	-0.3470*** (-86.73)	-0.3382*** (-34.95)
lnFDI	0.1786*** (43.88)	-0.0159 (-1.35)	0.0076 (0.33)	0.1434*** (33.43)	0.1116*** (10.89)
lnedu	0.1806*** (22.99)	0.0971*** (3.78)	-0.0436 (-1.36)	0.2513*** (30.26)	0.0624*** (11.96)
lnpop	0.0849*** (13.62)	0.1469*** (4.40)	-0.0477 (-0.44)	0.1719*** (22.31)	0.0609*** (4.75)
_cons	2.7474*** (50.06)	2.5046*** (9.51)	2.8427*** (5.23)	2.2060*** (35.93)	2.8193*** (29.65)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	292486	23722	9778	296385	76000
R ²	0.1712	0.1037	0.0917	0.1453	0.1935

注:圆括号中为t统计值;***表示在1%水平上显著,**表示在5%的水平上显著;*表示在10%的水平上显著。

七、结论性评述

本文利用 2006—2013 年中国 277 个地级市面板数据、中国工业企业数据和海关数据探讨了国家审计对企业出口产品质量的影响。结果发现:(1)国家审计治理能够通过推动企业技术创新、提高企业生产率、优化地方政府财政支出结构等方面,促进企业出口产品质量升级,且该结论在进一步更换测度指标、考虑极端值与内生性问题之后依然成立。(2)进一步的异质性分析发现,国家审计对东、西部地区企业出口产品质量的升级均起到了促进作用,但对中部地区企业出口产品质量影响不显著;国家审计治理对Ⅱ型及以上大城市企业出口产品质量的促进作用大于中小城市。

本文通过实证研究证实了国家审计治理可以作为探究企业出口产品质量升级机制的切入点,这对于切实发挥新时代国家审计在国家治理中的重要作用,依托国家审计打造质量强国具有重要的政策含义:(1)国家审计治理显著地促进了企业出口产品质量,因此应稳步推进国家审计改革,充分发挥国家审计治理在促进企业合理配置资源方面的作用,建设统一完善、科学有序的审计机制和制度体系。与此同时,进一步优化现有的官员干部考核体系,降低单纯经济发展速度在地方官员晋升制度中的权重,扭转地方政府将官员仕途与经济捆绑,为追逐 GDP 以及相关经济指标排名而对企业资源配置过度干预的

短视行为,更加注重经济发展质量,做到短期优化发展与长期可持续发展相统一。通过发挥国家审计监督的重要作用,逐步构建起集中统一、全面覆盖、高效可行的国家审计监督体系,推进国有企业产品质量升级,助力经济高质量发展。(2)国家审计治理促进了东西部地区企业出口产品质量的提升,因而对于东西部地区,一方面应确保审计监督作用,保证辖区企业发展潜力与城市的发展能力相协同;另一方面要积极通过国家审计治理助力企业科技创新政策的制定,保障企业科技创新策略和创新政策的实施,推进公共财政资金(包括公共研发资金)的有效利用,不断优化企业科技创新环境,推进科技成果转化,促进企业科技创新水平提高,进而促进企业出口产品质量升级。对于中部地区,一方面应推进国家审计发展,充分利用国家审计约束地方政府对国有企业的干预,提升企业生产率,促进国有企业产品质量升级;另一方面要充分借鉴、吸收东西部地区的经验,探索出适合当地企业的创新发展模式。(3)由于国家审计治理对不同等级城市企业出口产品质量产生了明显的异质性影响,因而对于中小城市及Ⅱ型以上大城市来说,应继续推进改革,充分利用国家审计监控地方政府财政资金的使用情况,减少地方政府的非效率投资,护航科技创新政策的落实,帮助企业有效降低风险,不断优化企业科技创新环境,促进企业迈向高质量发展,实现企业出口产品质量升级。

参考文献:

- [1]唐宜红,王文晓,张艳. 金砖国家出口产品质量的测度及比较分析[J]. 国际商务研究,2017(3):32-42.
- [2]刘家义. 国家治理现代化进程中的国家审计:制度保障与实践逻辑[J]. 中国社会科学,2015(9):64-83.
- [3]王爱国,刘玉玉,张敏,等. 国家审计推动经济高质量发展的作用机理研究[J]. 会计之友,2019(18):147-154.
- [4]韩峰,胡玉珠,陈祖华. 国家审计推进经济高质量发展的作用研究——基于地级城市面板数据的空间计量分析[J]. 审计与经济研究,2020(1):29-40.
- [5]李明,聂召. 国家审计促进地方经济发展的作用研究——来自省级地方政府的经验证据[J]. 审计研究,2014(6):36-41.
- [6]张强. 国家审计促进经济发展方式转变研究[J]. 江汉学术,2015(6):36-45.
- [7]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.
- [8]王耘农,李歆,陈永康. 国家审计促进经济发展方式转变的实践与探索——基于重庆经济发展模式的思考[J]. 审计研究,2011(4):3-7.
- [9]孙颖. 国家审计推进企业创新对策研究[J]. 审计月刊,2014(4):4-6.
- [10]作风清,唐朝生. 财政科技资金绩效评价模型的构建及实证研究[J]. 中国科技论坛,2009(11):8-12.
- [11]Kugler M V. Prices, plant size, and product quality[J]. The Review of Economic Studies, 2012, 79(1): 307-339.
- [12]许和连,王海成. 最低工资标准对企业出口产品质量的影响研究[J]. 世界经济,2016(7):73-96.
- [13]蔡利,马可哪响. 政府审计与国企治理效率——基于央企控股上市公司的经验证据[J]. 审计研究,2014(6):48-56.
- [14]刘国常,郭慧. 内部审计特征的影响因素及其效果研究——来自中国中小企业板块的证据[J]. 审计研究,2008(2):86-91.
- [15]苏丹妮,盛斌,邵朝对. 产业集聚与企业出口产品质量升级[J]. 中国工业经济,2018(11):117-135.
- [16]李江涛,曾昌礼,徐慧. 国家审计与国有企业绩效——基于中国工业企业数据的经验证据[J]. 审计研究,2015(4):47-54.
- [17]邢维全. 经济责任审计促进经济增长的微观途径——基于“中国之谜”中政府官员的作用[J]. 天津商业大学学报,2016(3):61-67.
- [18]邢维全. 国家审计治理、晋升激励与经济增长绩效——基于2002—2013年我国省级面板数据的实证研究[J]. 江汉学术,2017(3):5-13.
- [19]张立民,邢春玉,温菊英. 国有企业政治关联、政府审计质量和企业绩效——基于我国A股市场的实证研究[J]. 审计与经济研究,2015(5):3-14.
- [20]刘西友,宫军. 财政支出结构的优化与财政审计[J]. 中国内部审计,2013(7):84-87.
- [21]汤二子. 中国企业财政补贴政策之国家审计监督研究[J]. 生产力研究,2019(5):44-52.
- [22]韩峰. 国家审计促进地方公共服务供给的影响机制——基于省级面板空间杜宾模型的实证分析[J]. 中南财经政法大学学报,2019(2):53-64.
- [23]Khandelwal A K, Schott P K, Wei S. Trade liberalization and embedded institutional reform: evidence from Chinese exporters[J].

- American Economic Review, 2013, 103(6): 2169 - 2195.
- [24]施炳展,邵文波. 中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角[J]. 管理世界, 2014(9): 90 - 106.
- [25]Khandelwal A. The long and short (of) quality ladders[J]. Review of Economic Studies, 2010, 77(4): 1450 - 1476.
- [26]Nevo A. Measuring market power in the Ready-to-Eat cereal industry[J]. Econometrica, 2001, 69(2): 307 - 342.
- [27]Broda C, Weinstein D E. Globalization and the gains from variety[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2006, 121(2): 541 - 585.
- [28]Cai H, Liu Q. Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms[J]. The Economic Journal, 2009, 119(537): 764 - 795.
- [29]Brandt L, Biesebroeck J V, Zhang Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2011, 97(2): 339 - 351.
- [30]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015(2): 61 - 74.
- [31]田巍,余森杰. 企业出口强度与进口中间品贸易自由化:来自中国企业的实证研究[J]. 管理世界, 2013(1): 28 - 44.
- [32]温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014(5): 731 - 745.
- [33]Head K, Rise J. Heterogeneity and the FDI versus export decision of Japanese manufactures[J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2003, 17(4): 448 - 467.
- [34]Hall R E, Jones C I. Why do some countries produce so much more output per worker than others[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1999, 114(1): 83 - 116.

[责任编辑:高 婷,李思远]

National Audit Governance and Export Product Quality of Enterprises

HAN Feng^{1a, 2}, ZHOU Chun^{1b}

(1a. School of Economics; 1b. School of Government Audit, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;
2. Research Institute for Eco-civilization, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100028, China)

Abstract: National audit serves national governance, which is an important guarantee for the modernization of national governance. Its function is bound to have an important impact on the production and export behavior of enterprises and the quality of export products. Using the data of Chinese industrial enterprises, the data of import and export products of China Customs and panel data of Chinese cities, this paper empirically tests the impact of national audit governance on the quality of enterprises' export products, and probes into its internal mechanism. The study finds that national audit governance can significantly improve the quality of export products of manufacturing enterprises by promoting technological innovation, improving production efficiency and correcting public financial expenditure preference. The results are still robust after replacing the core variables, eliminating the outliers and controlling the endogenous problems. The impact of national audit governance on the quality upgrading of export products has obvious heterogeneity. Based on the perspective of micro enterprises, this paper discusses the impact of national audit governance on the quality of enterprises' export products, which not only helps to provide more reliable micro evidence for promoting the effectiveness of national audit, but also has important practical significance for improving the competitiveness of enterprises' export trade and promoting the transformation and upgrading of enterprises.

Key Words: quality of export products; national audit; audit supervision; enterprise transformation; state governance