

欢迎按以下格式引用:陈芳,冯权伟.腐败对出口产品质量的影响研究[J].长江大学学报(社会科学版),2024,47(1):91-100.

腐败对出口产品质量的影响研究

陈芳^{1,2} 冯权伟¹

(1.安徽大学 经济学院,安徽 合肥 230601;2.安徽大学 创新发展战略研究院,安徽 合肥 230601)

摘要:出口产品质量是实现贸易强国的重要引擎,其升级需依托良好的制度环境。论文基于 2005~2015 年企业层面平衡面板数据,探究腐败如何影响出口产品质量。研究发现:腐败不利于出口产品质量升级,主要通过加剧融资约束程度和阻碍全要素生产率发展两个渠道对出口产品质量产生显著的抑制作用,且存在门槛效应。异质性分析结果表明,腐败对非国有企业、中西部地区企业以及技术密集型行业企业的出口产品质量抑制作用更加明显、程度更深。进一步分析结果表明,高水平对外开放有利于缓解腐败对企业出口产品质量的消极影响。因而,完善腐败治理体系、扩大地区对外开放水平,将有助于出口产品质量升级。

关键词:腐败;出口产品质量;融资约束;全要素生产率;对外开放

分类号:F273.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2024)01-0091-10

一、引言与文献综述

党的二十大强调推进高水平对外开放,加快建设贸易强国。出口产品质量不仅是企业出口竞争力的重要表现,还是实现高质量发展的关键要素,更是建设贸易强国的重要一环。提升出口产品质量,是实现中国由贸易大国向贸易强国转化的关键一步。入世以来,我国贸易大国地位明显加强,已连续多年成为全球货物贸易排名第一的经济体,但贸易强国目标任重道远。又由于我国经济社会处于转型期,管理体制尚不健全,腐败现象的影响仍不容忽视。腐败作为当今社会最受关注的问题之一,既会严重破坏社会体制的正常运转,也会影响到微观经济主体的经济效益。已有研究表明,腐败的政府和不健全的法制环境都不利于经济的发展,特别是在微观层面,腐败会禁锢经济发展的活力,增加企业的生产

成本,进而减少企业的潜在收益;企业借助吃喝腐败方式谋发展,会极大程度上破坏公平有序的市场竞争环境,出现资源误置的现象,不利于企业的发展升级^[1]。当地区面临的腐败程度较为严重时,企业更倾向于选择间接出口模式,过度依赖间接出口会扭曲企业出口行为^[2],而直接出口企业对产品质量的提升效应明显高于间接出口企业^[3]。在此基础上,本文基于微观企业角度考察腐败如何影响出口产品质量,试图从宏观环境层面回答如何推动出口产品质量升级这一研究命题。

关于产品质量的研究始于 Schott(2004)^[4],其首先通过单位出口产品价格测算了产品价值与跨产品专业化,结果发现一国出口产品质量与资本密集度和劳动技能丰裕度紧密相关。在此基础上,Hallak 等(2011)^[5]将产品质量、劳动与资本纳入成本模型,突破价格等于质量的假设。随后,进一步运用事后推

收稿日期:2023-06-19

基金项目:国家社会科学基金项目“长江经济带跨界污染协同治理及政策研究”(20BJL101);安徽省高校优秀拔尖人才培养资助项目(gxyqZD2021001)

第一作者简介:陈芳(1982-),女,河南永城人,副教授,博士,主要从事区域绿色发展与低碳经济研究。

通信作者:冯权伟(2000-),男,河南周口人,主要从事贸易经济研究,E-mail:1348003066@qq.com。

理的方法,综合考虑了产品的价格和数量,从产品差异化的角度完善出口产品质量的测算方法。施炳展等(2014)效仿该方法进行了中国企业出口产品质量的相关研究^[6],本文沿用该方法测算中国制造业企业的出口产品质量。已有研究发现:企业生产效率(施炳展等,2014)^[6]、融资约束(张杰,2015)^[7]、技术创新(曲如晓,2019;陈芳等,2022)^[8,9]、产业集聚(陈芳,2016;苏丹妮,2018)^[10,11]等是影响出口产品质量的重要因素。现有文献对于出口产品质量的研究主要强调经济因素,却忽略了腐败等制度因素的重要性。

从现有国内外文献来看,关于腐败与企业层面的相关研究未能形成一致结论。一些研究认为腐败会对企业发展造成消极影响,地区腐败导致了企业投资不足(张玮倩,2016)^[12],企业有限的资金用于腐败行贿抑制了技术创新(涂远博,2018)^[13],降低了企业投资效率和运营效率(池国华,2017;董斌,2020)^[14,15];且腐败会抑制企业出口强度,给企业出口带来效率损失(Feenstra,2014)^[16]。但也有学者发现腐败与企业成长之间存在正向关系(赵颖,2022)^[17],较低程度的腐败支出与吃喝腐败有助于提升企业的研发投入和缓解企业税负,从而促进企业成长(张璇,2016;陈芳等,2022)^[1,18]。而腐败究竟是企业出口产品质量的润滑剂还是绊脚石?厘清这一问题对推动中国经济转型具有重要的理论和现实意义,不仅有利于建立研究国际贸易问题的新范式,而且有利于从制度改革的视角探讨我国贸易结构的优化路径。

本文基于中国工企数据库和海关数据库匹配后的数据,并将省级层面的腐败数据结合起来,探究腐败如何影响出口产品质量。本文边际贡献可能有点如下几点:(1)本文基于宏观环境视角,将省级层面腐败数据与微观企业进行匹配,探讨其对微观主体的出口产品质量的影响。这将有利于厘清腐败的传导机制,进而巩固反腐败成果,防范新型腐败的发生。(2)在作用机制和调节效应方面,汇总相关文献探寻影响企业出口产品质量的因素。本文基于微观和宏观的视角,选取融资约束程度、企业全要素生产率和地区对外开放度三个指标,并以此作为切入点,研究其在腐败对企业出口产品质量的影响中存在的中介效应和调节作用。

二、理论分析及研究假说

腐败是危害经济持续健康发展的毒瘤,腐败行

为的产生会破坏公平、公正的市场秩序,不利于竞争有序的现代市场体系的完善和发展。企业作为市场的主体,腐败引发的一系列问题都不利于企业的发展。因为企业的资本是有限的,如果把有限的资金用于腐败支出而非企业生产效率提高上,必将阻碍企业创新性发展。此外,腐败行为不利于资源的整合,其会导致资源的错配,使得政策效果偏移。同时,腐败行为带来的负面影响是持久性的,其会无形中产生一定的壁垒;维系寻租关系需要支付大量的非生产性成本,将严重恶化企业的生存与发展环境,破坏优胜劣汰的市场机制。企业出口需要依托良好的营商环境,腐败行为会抑制企业出口强度,不利于企业凝聚力量提高其产品质量^[16]。鉴于此,本文提出假说:

H1:腐败对企业出口产品质量升级有抑制作用。

腐败对企业出口产品质量的影响会因企业的控股方式、所在地区和要素密集度呈现差异性。首先,在中国特色经济制度下,国有企业具备明显的“身份优势”,与管理部门存在着政治关联。因此管理部门倾向于对国有企业“绿灯放行”;而对于非国有企业来说,出口业务会遭遇一定的门槛限制和壁垒^[19]。其次,我国区域发展差距仍然存在,东部地区市场化程度较高,企业的资源配置较少受到政治腐败的干预,有利于企业的发展^[15]。而中西部地区,政府支配能力更强,会导致寻租行为泛滥,进而影响企业的发展^[20]。最后,相较于劳动和资本密集型行业,技术密集型行业需要投入更多的资本和人才要素。腐败导致的寻租成本会减少企业用于发展的投入,进而使得企业失去创新的动力和能力。因此,腐败对技术密集型产业的产品质量提升的阻碍作用会更大。鉴于此,本文提出假说:

H2:腐败对企业出口产品质量的抑制作用具有异质性。

对于企业而言,腐败水平越高,企业在获取融资支持时就需花费更多的行贿成本,这会使得企业外部融资的成本提高,从而增加企业融资约束程度^[21]。而融资约束程度较高将会导致企业在发展过程中获取资金支持变得更困难,这不利于企业的生产或创新性投入,制约企业的发展,从而不利于出口产品质量的提升^[22]。除此之外,由于腐败行为是社会失范的一种表现,这种现象的存在会促使企业被动或被迫参与外部寻租活动,无疑会增加企业的经营成本,成本的增加则会降低企业全要素生产率。而企业全要素生产率与其出口产品质量有显著的正

向联系,企业全要素生产率降低则会抑制出口产品质量的提升^[23]。鉴于此,本文提出假说:

H3:腐败通过加深融资约束程度和降低全要素生产率抑制企业出口产品质量升级。

根据上述分析,腐败能通过加深融资约束程度和降低全要素生产率发展进而抑制企业出口产品质量的提升,但是其可能存在门槛效应。资金是企业经营发展的持续推动力,是企业生存和发展的物质保障;融资约束则是制约企业发展的最大障碍。企业发展过程中,资金获取来源越多越广,越有利于企业的创新型发展,推动企业技术水平不断提高。当企业面临的融资约束程度较低时,腐败导致的成本不会从根本上制约该企业创新的发展,因而腐败对其企业产品质量升级的抑制作用较小。当企业面临的融资约束程度较高时,加之腐败引起的成本叠加,就会严重遏制企业的发展,不利于企业的高质量发展,进一步加深了腐败对企业出口产品质量升级的负面影响。因此,腐败的影响会随着企业面临的融资约束程度不同而不同,具有非线性特征^[7]。

企业全要素生产率体现了企业资源配置效率,是企业发展的内生动力。但腐败行为会导致非生产性的支出,大幅度降低了企业资源配置效率^[24]。当企业全要素生产率越低时,企业竞争能力越弱,为了争取市场,企业应不断提高资源配置效率。此时腐败行为导致非生产性的支出,对其破坏作用更强。因而,在企业全要素生产率较低时,腐败对企业产品质量升级的抑制作用更大。当企业全要素生产率较高时,此时该企业的竞争能力就会较强,市场占有率越高;腐败虽产生非生产性的支出,但因其自身发展实力强劲,使得产生的负面影响较弱。可见,腐败对企业出口产品质量的抑制作用会因企业全要素生产率不同而产生差异化影响,具有非线性特征。鉴于此,本文提出假说:

H4:腐败对企业出口产品质量的抑制作用存在融资约束、全要素生产率的门槛效应。

三、研究设计

(一)模型设定

本文构建如下基准回归模型:

$$qua_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 fb_{pt} + \alpha_2 Control_{jt} + \delta_j + \delta_t + \epsilon_{jt}$$

(1)

其中,下标 j 、 p 、 t 分别表示企业、地区及年份; qua 表示出口产品质量; fb 代表地区腐败程度; $Control$ 为一系列控制变量,包括固定资产比(Fix),企业年

龄($lnage$),资产负债率(lev),利润率(roe)以及企业规模($lnpop$)。 δ_j 和 δ_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应, ϵ_{jt} 为误差项。

(二)变量选取与数据说明

1.被解释变量

企业出口产品质量(qua)。该变量的测度,国内外已有文献中提出了大量测度方法。本文参考施炳展(2014)^[25]的做法来测算制造企业出口产品质量。具体测算模型如下所示:

$$q_{jht} = \lambda_{jht}^{\theta-1} p_{jht}^{-\theta} \frac{E_{ht}}{P_{ht}}$$

(2)

对式(2)进行取对数处理,得到关于制造业出口产品质量的有关回归方程:

$$\ln q_{jht} = \chi_{ht} - \theta \ln p_{jht} + \gamma_{jht}$$

(3)

其中 $X_{ht} = \ln E_{ht} - \ln P_{ht}$, $\ln p_{jht}$ 表示企业 t 年出口到 h 国产品的价格。 $\gamma_{jht} = (\sigma - 1) \ln \lambda_{jht}$ 表示企业出口产品质量。参照 Khandelwal 等(2010)的做法^[26],在式(3)中加入中国各省份实际 GDP 。然后估计制造企业 HS 出口产品替代弹性,依据方程(3)在产品层面进行回归,可以得到回归方程:

$$quality_{jht} = \frac{\hat{\gamma}_{jht}}{\theta - 1} = \frac{\ln q_{jht} - \ln \bar{q}_{jht}}{\theta - 1}$$

(4)

对式(4)的质量指标进行标准化处理得到:

$$r - quality_{jht} = \frac{quality_{jht} - \min quality_{jht}}{\max quality_{jht} - \min quality_{jht}}$$

(5)

其中, \max 和 \min 分别表示 t 年企业出口产品质量的最大值和最小值。基于(5)式,以出口价值为权重的企业出口产品质量可表示为:

$$qua_{jt} = \frac{value_{jht}}{\sum_{jht \in \Delta} value_{jht}} \times r - quality_{jht}$$

(6)

其中, $value$ 表示制造企业出口产品价值量, Δ 表示 t 年企业 j 出口产品的集合。

2.核心解释变量

腐败(fb)。本文通过整理《中国检察年鉴》《中国统计年鉴》,运用“每万名公职人员的贪污贿赂立案数”来衡量地区的腐败程度。考虑数据可获性,此类方法对腐败指标的度量只能具体到省级(自治区、直辖市)层面。

3.控制变量

借鉴张杰等(2015)^[27]和许家云等(2017)^[28]的研究,主要选择了能够反映制造业资历、资本和财务状况等方面的企业层面特征变量。控制变量具体如下:(1)固定资产比(Fix),采用固定资产与其总资

产的比值。固定投入越多,企业会利用更多的高端生产要素对低端生产要素进行替代,企业的出口产品质量就会越高。(2)企业年龄(*lnage*),采用企业当年减去创立年份取对数表示。一般来说,企业年龄越长,其生产规模或者市场份额越大,生产能力越强,该企业的出口产品质量会更高。(3)资产负债率(*lev*),采用总负债与总资产的比值。在分析资产负债率对企业出口产品质量影响时认为,除了贷款者贷款激励不足外,资产负债率也会影响企业出口产品质量战略^[29]。(4)利润率(*roe*),采用净利润与总资产的比值。企业利润率越高,将进一步促使企业加大产品研发投入,从而会促进该企业的出口产品质量的提升。(5)企业规模(*lnpop*),用企业从业人员数取对数表示。企业规模越大,表明该企业市场发展状况良好,利于产品质量提升。

本文所使用的数据库为中国工业企业数据库、中国海关数据库、中国检察年鉴以及中国统计年鉴。鉴于目前较为权威的中国工业企业数据库只更新到2015年,因此,本文采用2005~2015年工业企业与海关数据库匹配后的数据进行实证分析。为了减少异常值的影响,本文对数据进行了前后1%的缩尾。此外,借鉴苏丹妮等(2018)^[11]和施炳展(2014)^[25]的方法,对数据进行了以下处理:①仅保留企业每年的出口产品质量值和出口总额数;②剔除无法计算产品质量的数据;③仅保留了制造业企业数据;④剔除了企业名称、出口目的国名称和产品名称缺失的样本;⑤剔除了交易额在50美元以下或交易数量小于1的样本;⑥剔除了贸易过程中的中间代理商样本;⑦删除出口总额和销售总额中任意一项小于0或者缺失的样本。

四、实证结果分析

(一)基准回归分析

表1列(1)仅考虑腐败对出口产品质量的影响,列(2)为固定企业个体和年份的估计结果,列(3)进一步加入了控制变量,结果均表明:腐败显著抑制了出口产品质量升级,研究假说H1得以验证。控制变量的回归结果基本符合现有关于企业出口产品质量的研究结论,固定资产比(*Fix*)的系数显著为正,表明企业倾向于利用更多的高端生产要素对低端生产要素进行替代以提高出口产品质量。企业年龄(*lnage*)估计结果不显著,这与耿伟等(2021)^[30]的研究一致。资产负债率(*lev*)的估计系数显著为正,当负债率过高时,企业可能会运用出口产品质量升

级等相关手段进行倒逼发展。资产收益率(*roe*)的估计系数显著为正,说明企业收益状况越好,越有利于其提高产品质量。企业规模(*lnpop*)的估计系数显著为正,说明企业规模越大,越倾向于提高其产品质量。

表 1 基准回归结果

变量	(1) <i>qua</i>	(2) <i>qua</i>	(3) <i>qua</i>
<i>fb</i>	-0.00153 *** (-23.462)	-0.00018 *** (-2.843)	-0.00025 *** (-3.401)
<i>Fix</i>	—	—	0.00395 *** (12.858)
<i>lnage</i>	—	—	0.00158 (1.249)
<i>lev</i>	—	—	0.00125 * (1.734)
<i>roe</i>	—	—	0.01442 *** (8.415)
<i>lnpop</i>	—	—	0.00388 *** (9.681)
常数项	0.79761 *** (488.920)	0.76468 *** (486.115)	0.70575 *** (140.815)
个体	已控制	已控制	已控制
年份	已控制	已控制	已控制
观测数	78787	78787	71489
<i>R</i> ²	0.007	0.721	0.723

注:表中*、**、***分别表示在10%、5%、1%概率水平下显著。下同。

(二)稳健性检验

1. 替换核心解释变量

为了确保估计结果的稳健性,本文采用各省每万人腐败立案数来表示核心解释变量。表2第(1)列的估计结果显示,核心解释变量*wrfb*的估计系数与前文基本回归保持一致,方向未发生实质性改变。

2. 更换实证模型

本文被解释变量*qua*的取值范围在[0,1]之间,具有明显的截尾性质,Tobit模型可以有效处理受限因变量的问题。为了降低回归偏差,本文使用Tobit模型再次进行回归,回归结果见表2列(2),腐败的估计系数在1%水平上显著为负,再次验证本文核心结论,即腐败显著抑制企业出口产品质量提升。

3. 更换质量测度方法

为保证估计结果的稳健,本文将更换其他 θ 值

来测度出口产品质量。参考现有出口产品质量相关文献,有多种方法为产品替代弹性赋值,这里借鉴 Fan 等(2015)的方法^[31],将 θ 替换成 5。回归结果如表 2 所示,列(3)显示腐败估计系数的符号和显著性与基准回归一致,表明本文的核心结论较为稳健,并不会因为企业出口产品质量的测量方法的不同而发生改变。

表 2 稳健性检验			
变量	替换核心 解释变量 (1) <i>qua</i>	更换 实证模型 (2) <i>qua</i>	更换 测量方法 (3) <i>qua</i> 5
<i>wrfb</i>	-0.01283* (-1.721)	—	—
<i>fb</i>	—	-0.00209*** (-29.775)	-0.00025*** (-3.401)
控制变量	已控制	已控制	已控制
个体	已控制	已控制	已控制
年份	已控制	已控制	已控制
观测数	71489	71489	71489
R^2	0.724	—	0.723

(三)内生性检验

在基准回归模型中,为了减轻遗漏变量偏误,本

文加入了一系列企业层面控制变量以及个体、时间双固定效应,但仍然不能保证没有遗漏变量等内生性问题。本文通过以下三种方法克服可能存在的内生性问题:(1)采用动态面板估计方法,在基准模型中引入被解释变量的滞后项进行估计;(2)滞后一期进行检验。为了克服可能存在的反向因果问题,在此将腐败滞后一期进行回归;(3)选择合理的工具变量进行估计。借鉴董志强等(2012)^[32]及何轩等(2016)^[33]的做法,采用各地区开埠通商时间作为工具变量。原因在于,地区开埠通商历史越长,西方思想的影响对于该地区环境影响较大,进而可能会影响到该地区的腐败程度,但并不会直接影响到企业的出口产品质量。

表 3 报告了内生性检验结果。由列(1)动态面板估计结果可知,腐败在 1% 的显著水平上抑制企业出口产品质量升级。通过列(2)腐败滞后一期检验结果可知,上期腐败程度对出口产品质量的影响仍显著为负。由列(3)第一阶段的回归结果显示,开埠通商历史对腐败程度具有显著的负向影响,表明该工具变量的选取较为合适。第二阶段的估计结果表明,腐败程度抑制了出口产品质量提升。基于上述分析表明,考虑内生性问题后,腐败不利于出口产品质量升级。

表 3 内生性检验

变量	动态面板 (1) <i>qua</i>	滞后检验 (2) <i>qua</i>	工具变量法	
			(3) <i>first</i>	(4) <i>second</i>
$L.qua$	0.26705*** (65.987)	—	—	—
fb	-0.00020*** (-2.690)	—	—	-0.00508*** (-8.647)
IV	—	—	-0.31597*** (-32.529)	—
$L.fb$	—	-0.00036*** (-5.014)	—	—
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测数	64326	64326	71489	71489
Kleibergen-Paap rk LM statistic	—	—	—	0.0000
Cragg-Donald Wald F statistic	—	—	—	1785.467

(四)异质性分析

1.企业控股方式异质性

本文按照不同控股方式将出口企业分为非国有控股企业和国有控股企业两类,回归结果如表 4 第

(1)~(2)列所示。非国有控股方式样本下,核心解释变量腐败的估计系数在 1% 的水平上显著为负,但在国有控股企业样本中影响效应不显著,表明腐败对非国有控股企业的出口产品质量的抑制作用更

为显著。其原因可能在于:国有企业会凭借自身政治关联优势,其日常经营受到的约束较小。但非国有企业在融资活动中往往面临较高的寻租成本^[34],其腐败支出挤占了企业的创新研发支出,严重抑制其出口产品质量提升。

2.地域异质性

本文把省份按照地域划分成两大部分,即东部地区和中西部地区。回归结果如表 4 第(3)~(4)列所示。中西部地区的腐败估计系数在 1%的水平上显著为负,东部地区腐败的影响在 5%的水平上显著为负。其原因可能在于:中西部地区存在“重寻租,轻创新”的现象,东部地区表现为“重创新,轻寻租”^[35]。中西部地区企业可能会倾向于通过寻租行为赢取市场,这将对其创新产生较强的抑制作用,进而会影响到该地区企业产品质量升级;而东部地区,企业融资、创新环境良好,企业获取技术、资源等生

产要素的能力较强,从而有可能削弱了腐败对其出口产品质量的抑制作用。

3.行业异质性

参考谢建国等(2003)的行业划分方法^[36],本文把制造业企业按劳动密集型、资本密集型和技术密集型三类进行划分。回归结果如表 4 第(5)~(7)列所示。核心解释变量腐败的估计系数在技术密集型行业企业样本中在 1%的水平上显著为负,而在劳动密集型和资本密集型样本中核心解释变量的估计系数并不显著。其原因可能在于:技术密集型企业相较于劳动密集型企业 and 资本密集型企业,需要投入大量的财力和人力,其腐败支出就会抑制其在生产升级中的高端人才、高端设备投入,从而抑制其出口产品质量提升。反观其他两个行业的企业,尤其是劳动密集型企业,其需要的资金投入较少,腐败对其影响不显著。至此,验证了本文的研究假说 H2。

表 4 异质性检验

变量	(1)非国有 <i>qua</i>	(2)国有 <i>qua</i>	(3)中西部 <i>qua</i>	(4)东部 <i>qua</i>	(5)劳动 <i>qua</i>	(6)资本 <i>qua</i>	(7)技术 <i>qua</i>
<i>fb</i>	-0.00025 *** (-3.334)	-0.00041 (-0.937)	-0.00081 *** (-3.019)	-0.00018 ** (-2.280)	0.00004 (0.270)	-0.00015 (-1.254)	-0.00038 *** (-3.181)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测数	69646	1794	7006	64481	32505	16309	22368
<i>R</i> ²	0.728	0.767	0.702	0.726	0.770	0.803	0.808

(五)影响机制检验

本文将构建中介效应模型检验其机制机理,结合前文理论分析,选取融资约束和企业全要素生产率作为中介变量:一是借鉴 Hadlock 等(2010)的研究^[37],运用 SA 指数测度融资约束。其计算公式为 $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$, SA 指数的绝对值越大,表明受到融资约束越深;二是借鉴许和连(2017)的研究^[38],测算企业全要素生产率,其公式为 $tfp = \ln(y/l) - s \times \ln(k/l)$ 。其中,*y* 为企业增加值,*k* 为固定资产总额,*l* 代表员工人数,*s* 采用 1/3 进行测算。企业生产率越高,可以说明企业的技术水平高,生产能力强。具体的中介效应模型如下:

$$qua_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 fb_{pt} + \alpha_2 Control_{jt} + \delta_j + \delta_t + \epsilon_{jt}$$

(7)

$$M_{jt} = \beta_0 + \beta_1 fb_{pt} + \beta_2 Control_{jt} + \delta_j + \delta_t + \epsilon_{jt}$$

(8)

$$qua_{jt} = \theta_0 + \theta_1 fb_{pt} + \theta_2 M_{jt} + \theta_3 Control_{jt} + \delta_j + \delta_t + \epsilon_{jt}$$

(9)

其中,*M_{jt}* 分别表示企业 *j* 在 *t* 年的融资约束程度和全要素生产率。

表 5 汇报了腐败对企业出口产品质量中介机制的检验结果。第(1)列和第(3)列分别是将企业融资约束和全要素生产率作为被解释变量的回归结果,反映了腐败与融资约束和全要素生产率之间的影响关系。从回归结果可知,腐败对融资约束程度的估计系数显著为正,表明腐败会加剧融资约束程度,这与李后建(2018)^[39]的研究结论一致。可能的原因在于腐败水平越高,政府可能会设置更高的“费用”门槛,企业需要花费更多的贿赂成本来换取融资,这无疑增大企业融资约束难度。腐败对企业全要素生产率的估计系数显著为负,表明腐败会阻碍企业生产率的提升。可能的原因在于腐败支出会阻碍企业其他发展性的投入,从而不利于其提高自身的生产

水平。第 (2)~(4) 列结果表明融资约束程度的估计系数显著为负,说明融资约束阻碍了企业出口产品质量提升;企业全要素生产率的估计系数显著为

正,说明企业全要素生产率有助于企业出口产品质量的提升,与理论预期一致,验证了本文的研究假说 H3。

表 5 腐败的影响机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	SA	qua	tfp	qua	qua
<i>fb</i>	0.00061*** (3.894)	-0.00024*** (-3.241)	-0.00270*** (-4.403)	-0.00025*** (-3.059)	-0.00023*** (-2.883)
SA	—	-0.01981*** (-10.594)	—	—	-0.01866*** (-9.387)
<i>tfp</i>	—	—	—	0.00192*** (3.497)	0.00212*** (3.876)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测数	71489	71489	64461	64461	64461
<i>R</i> ²	0.939	0.724	0.753	0.723	0.723

(六) 门槛效应检验

为检验假设 H4,即融资约束程度和企业全要素生产率在腐败对企业出口产品质量影响中是否存在门槛效应,构建面板门槛回归模型如下:

$$\begin{aligned} qua_{jt} = & \mu_0 + \mu_1 fb_{pt} (M \leq \tau_1) \\ & + \mu_2 fb_{pt} (\tau_1 < M \leq \tau_2) \\ & + \mu_3 fb_{pt} (M > \tau_2) \\ & + \mu_3 Control_{jt} + \varepsilon_{jt} \end{aligned}$$

(10)

在进行回归之前,需要通过门槛效应来检验。表 6 为 BS300 次得到门槛检验结果。其中,融资约束程度(SA)的单一门槛值和双重门槛在 1%的水平上显著,三重门槛 *F* 值并不显著;企业全要素生产率(*tfp*)的单一门槛值和双重门槛在 1%的水平上显著,三重门槛 *F* 值并不显著。因此,本文选取双重门槛效应进行分析。

表 6 门槛效应检验与门槛值估计

门槛变量	门槛数	门槛值	95%置信区间	<i>F</i> 值	<i>P</i> 值	临界值		
						10%	5%	1%
SA	单门槛	3.1037	[3.0881,3.1255]	149.92	0.000	12.703	13.774	18.031
		3.1037	[3.0881,3.1255]	81.60	0.000	12.498	14.570	23.292
	双门槛	3.4503	[3.2711,3.4613]					
	三门槛	3.2711	[3.2586,3.2787]	73.15	0.633	113.344	127.935	158.229
<i>tfp</i>	单门槛	2.5654	[2.5336,2.5863]	170.03	0.000	10.738	14.074	18.632
		2.3851	[2.3316,2.4061]	68.35	0.000	10.842	13.020	16.461
	双门槛	3.1081	[3.0528,3.1364]					
	三门槛	4.5694	[4.3423,4.9188]	43.25	0.673	77.546	82.895	98.315

由表 7 列(1)可知,当门槛变量融资约束程度≤3.1037时,腐败对企业出口产品质量的影响系数为-0.00170,并具有 1%的显著性;当 3.1037<融资约束程度≤3.4503 时,腐败对企业出口产品质量的影响系数为-0.00224,并具有 1%的显著性;当融资约束程度>3.4503,腐败对企业出口产品质量的影响系数为-0.00252,并具有 1%的显著性。上述结

果验证了融资约束程度的门槛效应存在,表明当企业面临的融资约束程度较低时,腐败对企业出口产品质量升级的抑制作用较小;随着企业面临的融资约束程度不断加深,腐败的抑制作用越来越大。换言之,腐败行为对企业会成为一种更大的负担,不断恶化企业的发展环境。

由表 6 列(2)可知,当门槛变量企业全要素生产

率 ≤ 2.3851 时,腐败对企业出口产品质量的影响系数为 -0.00294 ,并具有1%的显著性;当 $2.3851 <$ 企业全要素生产率 ≤ 3.1081 时,腐败对企业出口产品质量的影响系数为 -0.00262 ,并具有1%的显著性;当企业全要素生产率 > 3.1081 ,腐败对企业出口产品质量的影响系数为 -0.00233 ,并具有1%的显著性。表明企业全要素生产率也存在门槛效应,当企

业全要素生产率较低时,通过腐败争夺市场份额而非技术,会导致该类企业出口“低端锁定”,严重制约其出口产品质量升级。当企业全要素生产率较高时,其发展更多地依靠产品质量的提升和生产效率的改善,在一定程度上会削弱腐败支出带来的负面影响,进而导致腐败对其出口产品质量升级的抑制作用较小。

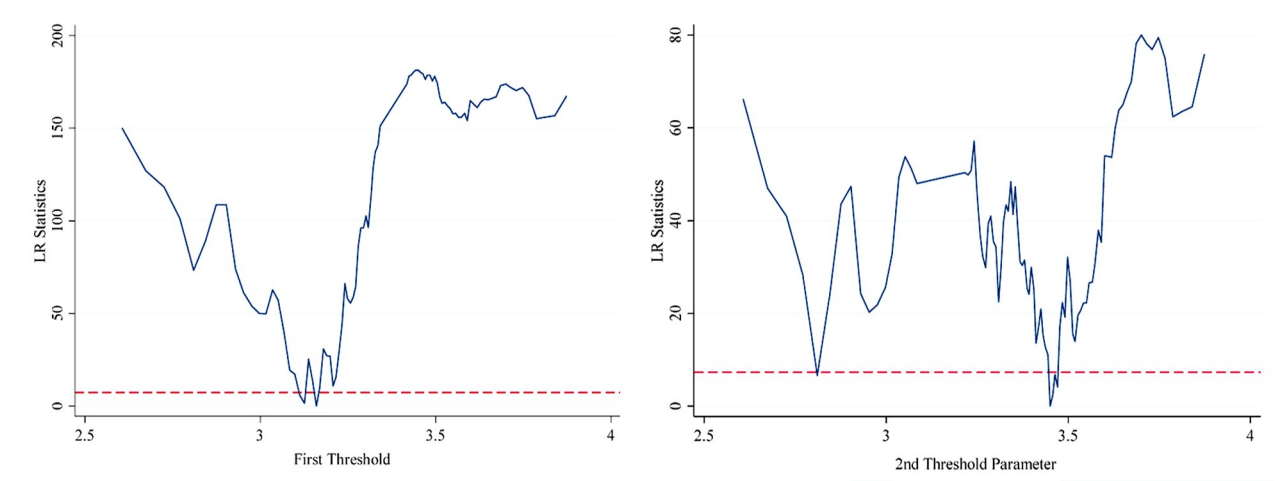


图 1 融资约束双门槛图

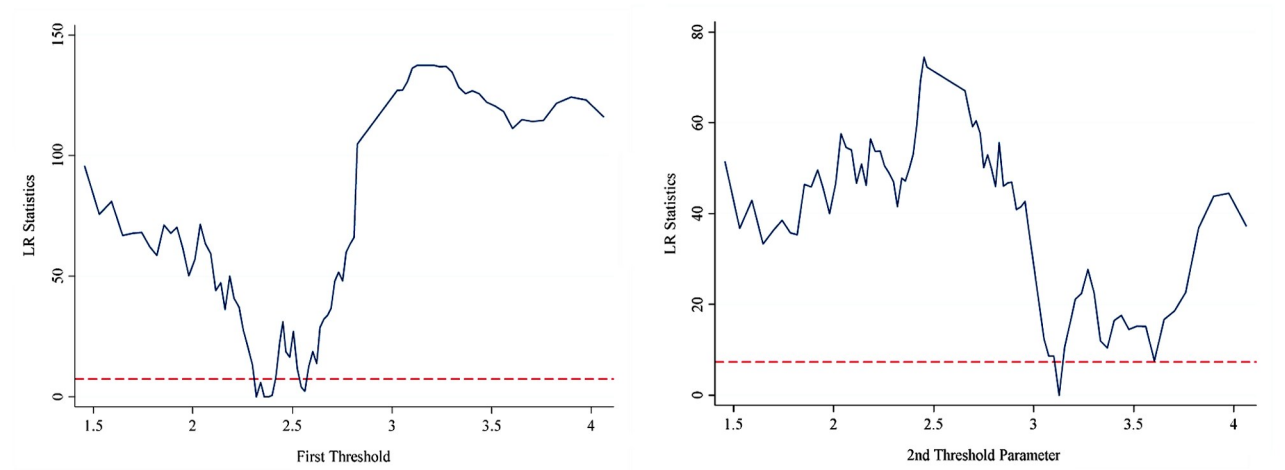


图 2 全要素生产率双门槛图

表 7 门槛回归结果

(1)门槛变量:融资约束程度		(2)门槛变量:企业全要素生产率	
解释变量	估计系数	解释变量	估计系数
$SA \leq 3.1037$	$-0.00170^{***}(-20.621)$	$tfp \leq 2.3851$	$-0.00294^{***}(-35.250)$
$3.1037 < SA \leq 3.4503$	$-0.00224^{***}(-29.561)$	$2.3851 < tfp \leq 3.1081$	$-0.00262^{***}(-32.214)$
$SA > 3.4503$	$-0.00252^{***}(-32.382)$	$tfp > 3.1081$	$-0.00233^{***}(-27.656)$
控制变量	已控制	控制变量	已控制
样本量	71489	样本量	64461
R^2	0.090	R^2	0.106

(六)地区对外开放度的调节作用

梳理现有文献发现,地区对外开放通过进出口贸易的变动能够显著降低腐败的负面影响,同时能作用于出口产品的质量阶梯,进而促进出口产品质量的提升。为此,本文在基准计量模型的基础上引入地区贸易开放度(*open*)指标,采用地区进出口总额或地区外商直接投资额与地区 GDP 总额的比值来衡量地区贸易开放度^[40]。计量模型构建如下:

$$qua_{jt} = \beta_0 + \beta_1 fb_{pt} + \beta_2 fb_{pt} * open_{pt} + \beta_3 open_{pt} + \beta_4 X_{jt} + \delta_j + \delta_t + \epsilon_{jt} \quad (11)$$

表 8 显示了腐败、对外开放对企业出口产品质

量的调节效应结果。表 8 第(1)~(2)列分别为双固定效应模型下的回归结果,交互项 $fb \times open$ 的估计系数为正,且存在显著性,表明腐败对企业出口产品质量的抑制作用会受到地区贸易开放度的影响。第(3)~(4)列为替换对外开放度衡量指标的回归结果,交互项 $fb \times open$ 的方向未发生改变,且在 1% 的水平上显著为正,检验结果同样表明腐败对企业出口产品质量的抑制作用会受到地区开放水平的影响。总体来看,开放程度越高的地区,腐败对企业出口产品质量的抑制作用就越小,即地区开放水平削弱了腐败对企业出口产品质量的抑制作用。

表 8 调节效应检验				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>qua</i>	<i>qua</i>	<i>qua</i>	<i>qua</i>
<i>fb</i>	-0.00053 ***	-0.00065 ***	-0.00068 ***	-0.00093 ***
	(-4.197)	(-4.623)	(-4.656)	(-5.612)
$fb \times open$	0.00984 ***	0.00423	0.11328 ***	0.19014 ***
	(2.742)	(0.941)	(3.684)	(4.710)
<i>open</i>	0.00039 ***	0.00063 ***	-0.65372	-3.04250 ***
	(3.425)	(4.096)	(-0.645)	(-2.615)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制
个体	已控制	已控制	已控制	已控制
年份	已控制	已控制	已控制	已控制
观测数	78787	71489	78787	71489
R^2	0.722	0.724	0.721	0.723

五、研究结论与政策建议

(一)研究结论

本文以 2005~2015 年我国工业企业为研究样本,实证检验了腐败对出口产品质量的影响。研究结论如下:

第一,腐败对企业出口产品质量有显著的抑制作用。基于 Tobit 模型、替换关键指标、滞后期检验等一系列稳健性检验进一步印证了这一结论。融资约束程度和企业全要素生产率是腐败抑制企业出口产品质量升级的中介机制,且存在门槛效应。融资约束程度越低,腐败的抑制作用越小;企业全要素生产率越高,腐败的抑制作用越弱。

第二,异质性分析结果表明,腐败对非国有企业、中西部地区企业以及技术密集型行业企业的出口产品质量抑制作用更强。

第三,对外开放水平在腐败对出口产品质量的抑制作用中具有调节作用,较高的对外开放水平有

利于缓解腐败对企业出口产品质量的消极影响。

(二)政策建议

第一,积极净化地区营商环境。作为市场监管者,政府应积极坚持和完善有效治理腐败的政策体系,从源头上净化腐败,防范新型腐败的发生。此外,改善企业出口面临的融资环境、助推企业全要素生产率提高,可以有效推动出口产品质量提升。

第二,分类精准施策,为企业持续健康发展添砖加瓦。国有企业可以积极采取行动提升出口产品质量,促使其长远发展;中西部地区可以对腐败行为加大监管和惩处力度,切实推进中西部地区企业贸易高质量发展,以此为契机切实缩小地区差距。同时,可为不同行业的企业发展提供差异化的支持方案,以尽可能摊薄企业在提升出口产品质量中的成本支出,在持续降成本中助推质量提升。

第三,政府应继续积极扩大开放领域、打造对外开放新高地,提高资源再配置效率,激发市场主体活力,实现以高水平对外开放推动高质量发展。

参考文献：

[1]张璇,刘贝贝,胡颖.吃喝腐败、税收寻租与企业成长——来自中国企业的经验证据[J].南方经济,2016(11).

[2]刘斌,王杰.地方官员腐败与企业出口模式——基于中国事实的经验研究[J].经济学报,2016(4).

[3]黎绍凯,朱文涛.企业出口模式与出口产品质量:微观理论与经验证据[J].南方经济,2020(11).

[4]Schott P. K. Across-product versus within-product specialization in international trade[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2004(2).

[5]Hallak J. C., Schott P. K., Estimating cross-country differences in product quality[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2011(1).

[6]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).

[7]张杰.金融抑制、融资约束与出口产品质量[J].金融研究,2015(6).

[8]曲如晓,臧睿.自主创新、外国技术溢出与制造业出口产品质量升级[J].中国软科学,2019(5).

[9]陈芳,曹晓芸.长三角差异化工业碳达峰路径研究[J].苏州大学学报(哲学社会科学版),2022(4).

[10]陈芳.产业集聚对我国能源消耗的影响——基于省级面板数据的研究[J].软科学,2016(2).

[11]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).

[12]张伟倩,方军雄,伍琼.地区腐败与企业投资效率:投资不足还是投资过度? [J].经济问题,2016(5).

[13]涂远博,王满仓,卢山冰.规制强度、腐败与创新抑制——基于贝叶斯博弈均衡的分析[J].当代经济科学,2018(1).

[14]池国华,杨金,邢昊.高管腐败对企业投资效率的影响——基于产权性质和高管政治背景视角[J].财经问题研究,2017(11).

[15]董斌,张兰兰.地区腐败对企业经营效率的影响研究[J].经济与管理评论,2020(3).

[16]Feenstra R. C., Ma H. Trade facilitation and the extensive margin of exports[J]. Japanese Economic Review, 2014(2).

[17]赵颖.腐败与企业成长:中国的经验证据[J].经济学动态,2015(7).

[18]陈芳,刘松涛.官员异地交流提升了长江经济带绿色发展水平吗? ——基于多期双重差分模型的实证考察[J].安徽大学学报(哲学社会科学版),2022(4).

[19]刘斌,王杰.地方官员腐败与企业出口模式——基于中国事实的经验研究[J].经济学报,2016(4).

[20]蒲阿丽,李平,邹松岐.扭曲对企业出口决策的影响:促进还是抑制? [J].商业研究,2022(3).

[21]李后建.政府质量、财务透明与企业融资约束——基于中国制造

业企业问卷调查数据的分析[J].商业研究,2018(3).

[22]许明.市场竞争、融资约束与中国企业出口产品质量提升[J].数量经济技术经济研究,2016(9).

[23]曹毅,陈虹.外商直接投资、全要素生产率与出口产品质量升级——基于中国企业层面微观数据的研究[J].宏观经济研究,2021(7).

[24]张中华,刘泽圻.政府创新补助提高了企业全要素生产率吗? ——基于创新和非创新补助影响的比较研究[J].产业经济研究,2022(3).

[25]施炳展.中国企业出口产品质量异质性:测度与事实[J].经济学(季刊),2014(1).

[26]Khandelwal A. The long and short of quality ladders[J]. The Review of Economic Studies, 2010(4).

[27]张杰,翟福昕,周晓艳.政府补贴、市场竞争与出口产品质量[J].数量经济技术经济研究,2015(4).

[28]许家云,毛其淋,胡鞍钢.中间品进口与企业出口产品质量升级:基于中国证据的研究[J].世界经济,2017(3).

[29]李小奕,左英姿.服务业“营改增”对制造业出口产品质量的影响[J].统计与决策,2022(5).

[30]耿伟,王筱依,李伟.数字金融是否提升了制造业企业出口产品质量——兼论金融脆弱度的调节效应[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2021(6).

[31]Fan H., Li Y., Yeaple S. R. Trade liberalization, quality, and export prices[J]. The Review of Economics and Statistics, 2015(5).

[32]董志强,魏下海,汤灿晴.制度软环境与经济发展——基于 30 个大城市营商环境的经验研究[J].管理世界,2012(4).

[33]何轩,马骏,朱丽娜,等.腐败对企业家活动配置的扭曲[J].中国工业经济,2016(12).

[34]李晓龙,冉光和,郑威.金融要素扭曲的创新效应及其地区差异[J].科学学研究,2018(3).

[35]徐晨,孙元欣.着眼长远还是急功近利:竞争压力下腐败对企业创新和寻租的影响研究[J].外国经济与管理,2018(11).

[36]谢建国.外商直接投资与中国的出口竞争力——一个中国的经验研究[J].世界经济研究,2003(7).

[37]Hadlock C. J., Pierce J. R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. The Review of Financial Studies, 2010(5).

[38]许和连,成丽红,孙天阳.制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究[J].中国工业经济,2017(10).

[39]李后建.政府质量、财务透明与企业融资约束——基于中国制造业企业问卷调查数据的分析[J].商业研究,2018(3).

[40]刘生龙,胡鞍钢.基础设施的外部性在中国的检验:1988—2007[J].经济研究,2010(3).

责任编辑 刘玉成 E-mail:770533213@qq.com