

企业上市对出口产品质量升级的影响

——基于中国制造业企业的实证研究

祝树金, 汤超

[摘要] 本文首次考察了企业上市对出口产品质量升级的影响效应及其作用机制。从管理质量、生产技术复杂性和中间投入品质量三个方面分析了企业上市影响出口产品质量升级的理论机制。在此基础上,使用2000—2013年中国上市公司数据、中国工业企业数据库和中国海关数据库的匹配数据进行了实证检验。结果发现,企业上市对出口产品质量升级具有显著的促进作用,从长期效果看,这种促进作用存在一年的滞后期,之后显著存在并呈现出持续性。在改变回归估计方法、改变关键变量的衡量指标以及控制潜在遗漏变量后,结果仍然稳健。进一步地,使用中介效应模型等方法,检验作用机制发现,管理质量提升、生产技术复杂性提高是企业上市促进出口产品质量升级的渠道,但中间投入品质量提高这一渠道并未通过检验。研究结论表明,企业进行股权融资有利于出口产品质量升级,长期机构投资者高比例持股带来的管理质量提升、生产技术的创新与改进以及多样化中间投入品的使用对出口产品质量升级具有重要作用,这对于当前中国深化金融供给侧结构性改革以及出口企业培育竞争新优势具有重要的政策启示。

[关键词] 企业上市; 出口产品质量; 长期机构投资者; 管理质量; 生产技术复杂性

[中图分类号] F424 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2020)02-0117-19

DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2020.02.007

一、引言

近年来,随着中国劳动力成本上升,中国出口的传统比较优势逐渐削弱,在这一背景下,提高产品质量成为培育出口竞争新优势的重要途径。当前,中国金融体系的现状是“不缺资金,缺资本”(徐忠,2018),社会融资体系以银行主导的间接融资模式为主,直接融资特别是股权融资占社会融资规模增量比例较低,2017年中国非金融企业境内股票社会融资规模占社会融资规模增量的比重仅为4.5%^①。过于依赖间接融资不但对实体经济投资造成了严重的融资约束,而且导致的企业杠杆率上

[收稿日期] 2019-08-10

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“我国融资约束、资源错配影响出口行为及绩效的机制、模型与实证研究”(批准号71573076);研究阐释党的十九大精神国家社会科学基金专项“促进我国制造业迈向全球价值链中高端研究”(批准号18VJ055)。

[作者简介] 祝树金,湖南大学经济与贸易学院教授,博士生导师,经济学博士;汤超,湖南大学经济与贸易学院博士研究生。通讯作者:汤超,电子邮箱:tangchaohu@126.com。感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

^① 数据来源于国家统计局网站(http://www.stats.gov.cn/zjtj/ztfx/ggkf40n/201809/t20180910_1621829.html)。

升业已成为潜在的重大金融风险,中国需要降低间接融资比重,提高以股权融资为代表的直接融资比重(马建堂等,2016)。因此,企业上市进行股权融资对出口产品质量升级会产生怎样的影响?其内在的影响机制又是什么?已有上市对企业行为影响的相关研究存在两种截然相反的观点。一类观点认为,企业进入公共股权市场能缓解企业投资所需资金,有利于企业的资本支出(Acharya and Xu, 2017);另一类观点认为企业上市后可能会引发更严重的股东—管理层之间的委托代理问题,从而会扭曲企业最优投资期限决定,造成企业管理层的短视(Stein, 1989),如企业管理层可能通过牺牲获得长期竞争力的研发投入来达到短期盈利目标(Bushee, 1998)。由此,企业上市既可能会促进出口产品质量升级,也可能会阻碍出口产品质量升级。对上述问题进行微观层面的实证分析无疑具有现实意义和指导作用,这既有助于深入理解中国出口企业进行产品质量升级、培育竞争新优势的内在机制,也为中国深化金融供给侧结构性改革、建设多层次资本市场提供经验依据。

本文关注的是企业首次进入公共股权市场对出口产品质量升级的影响,基于2000—2013年中国上市公司数据、中国工业企业数据库和中国海关数据库,构建了一个包含上市企业与非上市企业的样本,并且计算了企业—产品(HS6位码)—国家层面的出口产品质量用于回归。对企业上市影响出口产品质量升级进行实证分析的一个关键问题是如何克服内生性问题,一方面,由于上市企业与非上市企业之间可能存在本质的差异,回归样本可能存在自选择问题,故本文运用倾向得分匹配(PSM)法从未上市企业样本中筛选出各方面与上市企业相似的非上市企业进行匹配,以解决这一问题。另一方面,可能存在某些无法观测的因素,同时影响企业的出口产品质量和企业上市,从而产生遗漏变量问题,因此,本文进一步基于倾向得分匹配得到的非上市企业样本,运用双重差分(DID)法对这一内生性问题进行处理,回归结果表明企业上市促进了出口产品质量升级,同时动态效果检验显示,在经历上市第一年后,这种促进作用才开始显著存在,之后表现出持续性。在使用断点回归、改变出口产品质量数据、控制潜在遗漏变量等稳健性检验后,本文基本结论仍然成立。

进一步地,本文对企业上市促进出口产品质量升级的内在机制进行了考察,利用长期机构投资者持股比例的高低分样本检验管理质量渠道,使用中介效应模型检验生产技术复杂性渠道和中间投入品质量渠道。分样本回归结果表明,上市后长期机构投资者高比例持股企业比低比例持股企业的出口产品质量有更明显的提升,因此,长期机构投资者高比例持股带来的高管理质量是上市促进出口产品质量升级的一个内在机制;中介效应模型结果表明,生产技术复杂性是上市促进出口产品质量升级的中介渠道。

与本文相关的文献主要有两类:

(1)关于出口产品质量升级影响因素的文献。近年来,随着微观层面国际贸易数据的可利用,出口产品质量变得可测度,其影响因素已经成为国际经济学领域研究的热点和前沿问题。已有文献主要从出口目的国非正式制度(祝树金等,2019)、贸易自由化(Fan et al., 2015)、融资约束(Bernini et al., 2015; 许明, 2016a)、人民币升值(张明志和季克佳, 2018)、管理质量(Bloom et al., 2018)、劳动报酬(许明, 2016b)、产业集聚(苏丹妮等, 2018)以及国有企业改制(王海成等, 2019)等方面进行了研究。另外,施炳展和邵文波(2014)对政府补贴、外资竞争、融资约束、研发效率、生产率等影响出口产品质量的因素进行了考察和比较。但鲜有文献从企业上市的角度来考察出口产品质量升级问题,本文首次考察了企业上市对出口产品质量升级的影响及其内在作用机制,拓展了关于出口产品质量升级影响因素的相关研究。

(2)关于企业上市的经济效应研究的相关文献。由于上市会给企业带来正向和负向两种截然相反的影响效应,因此相关研究一直广受学者们的关注。国外代表性文献有,Jain and Kini(1994)使

用美国上市公司数据研究发现上市显著降低了企业利润率,他们认为上市后企业所有权与控制权分离导致的委托代理成本增加是重要原因。基于美国上市企业与非上市企业数据,Gao et al.(2013)发现上市企业持有现金的比例大约是非上市企业的2倍,由于上市企业的委托代理成本更高,导致了企业倾向于通过短视的投资和降低公司经营业绩的方式来花费多余的现金。同时,企业通过上市能获得低成本的资金,从而给企业带来各种收益。Derrien and Kecskés(2013)研究表明股票市场能通过分析师降低信息不对称,从而有利于企业获得低成本的资金、增加资本支出;Chemmanur et al.(2010)研究表明上市后企业的销售额、资本支出、雇佣劳动人数等方面都会显著增加。国内代表性文献有,孔东民等(2015)基于1999—2007年中国上市公司数据与中国工业企业数据库的匹配数据,以生产率来衡量企业创新行为,研究显示上市会抑制企业创新,无管理者激励、信息披露和人才流失解释了这种抑制作用;张劲帆等(2017)利用1998—2007年中国上市公司数据与中国工业企业数据库的匹配数据,以专利申请数量作为企业创新的指标,研究表明上市促进了企业的创新,并且缓解融资约束、人力资本积累、管理者激励是这一促进作用的内在机制。

可以发现,这类文献主要通过上市公司数据或者将上市公司数据与中国工业企业数据库进行合并构建上市企业与非上市企业样本,研究了上市对企业经营绩效、创新行为等方面的影响,但鲜有文献将中国上市公司数据、中国工业企业数据库以及中国海关数据库进行合并,进一步考察上市对企业出口竞争优势的作用。并且,既有研究中大多为国外文献,国内文献较少。孔东民等(2015)和张劲帆等(2017)虽然都研究了中国企业上市对技术创新这一竞争优势的影响,但二者的研究结论截然相反。本文结合2000—2013年中国上市公司数据、中国工业企业数据库与中国海关数据库,首次考察了企业上市对出口产品质量升级的影响,为上市对中国企业竞争优势影响的相关研究提供了新的经验证据;同时,本文从管理质量、生产技术复杂性和中间投入品质量三个角度探讨了企业上市影响出口产品质量升级的渠道,深化了对中国企业上市影响企业生产决策机制的理解与识别。

本文后续部分安排如下:第二部分为企业上市影响出口产品质量升级的机制分析;第三部分为数据来源、变量定义和描述性统计;第四部分为基准回归及稳健性检验;第五部分为影响机制检验;第六部分为结论与政策建议。

二、企业上市影响出口产品质量升级的机制分析

本文结合Kugler and Verhoogen(2012)、Bloom et al.(2018)的研究,主要从管理质量、生产技术复杂性和中间投入品质量三个方面来阐述企业上市影响出口产品质量升级的理论机制。Kugler and Verhoogen(2012)假设企业的生产技术外生给定,中间投入品质量与企业生产技术为互补关系,企业生产的产品质量是生产技术与中间投入品质量的函数。基于Kugler and Verhoogen(2012)、Bloom et al.(2018)进一步将管理质量引入了产品质量函数,并建立了一个局部均衡贸易模型。模型中假定企业管理质量以及产品的专业化水平外生给定,但企业可内生决定出口产品质量,在利润最大化条件下,企业出口到一国的某种产品的最优质量 $q=(\lambda\vartheta)^\zeta$, $\zeta>0$,生产一单位这种质量的产品所需要的边际成本 $c=(\lambda\vartheta)^{\zeta-\psi}$ 个单位劳动力(劳动力工资标准化为1作为计价单位)。其中, ϑ 为企业管理质量; λ 为产品的专业化水平; ζ 为高管理质量提升产品质量的程度; ψ 反映了在生产最终产品过程中,提升中间投入品使用效率的程度以及提高组装中间投入品效率的程度。根据最优出口产品质量表达式,可知出口产品质量受到了企业管理质量的影响;同时,边际成本表达式表明企业生产高质量产品需要更高的边际成本,这意味着企业生产高质量产品需要复杂程度较高的生产技术和

高质量的中间投入品(Bloom et al.,2018)。

1. 管理质量渠道

Bloom et al.(2018)研究表明,企业管理质量对于其生产的产品质量具有重要的影响。而企业股东—管理层之间的委托代理问题是影响企业管理质量的重要因素,企业上市既可能会加剧企业的委托代理问题,也可能会缓解企业的委托代理问题,进而影响企业管理质量。企业从进行质量升级投资到获得回报跨期时间较长(Shapiro,1983),需要持续投资,若企业高管存在追求短期盈利目标的短视行为,可能削减研发、广告等对产品质量升级至关重要的资本支出,则会阻碍出口产品质量的提升,因此,企业产品质量升级在一定程度上依赖于专注长期投资的高质量管理。

企业上市后,由于企业股权的流通和分散以及所有权和控制权的分离,可能会导致严重的委托代理问题,降低企业管理质量。具体表现为:①企业上市后,企业股权的流通有利于企业高管在股市中进行套现,从而使得他们会过度关注股价短期的波动,可能导致企业高管的短视(Stein,1989),降低企业进行长期投资的动力(Fang et al.,2014)。②来自资本市场的压力如分析师的预测可能会抑制企业高管进行创新和质量升级的意愿。He and Tian(2013)表明被更多分析师跟踪的企业,其管理层面临更大的短期盈利目标压力。③具有短期投资期限的股东可能会向企业高管施加压力,迫使他们通过牺牲企业长期竞争力以达到短期盈利目标。短期机构投资者在股市中追求短期收益,一旦企业业绩没有达到预期目标,就会立即抛售所持企业股票,这会加剧企业高管对于短期业绩的关注。Bushee(1998)表明短期机构投资者的高比例持股,会增加企业高管通过削减研发支出以逆转盈利下滑的可能性;Matsumoto(2002)发现如果企业中短期机构投资者持股比例较高,那么企业的季度业绩更有可能达到或超过分析师的预测。

同时,企业上市后,企业股权在股票市场上的流通便于长期机构投资者对企业进行持股,从而有利于上市企业克服短视行为、提升管理质量。Aghion et al.(2013)研究表明机构投资者持股比例越高对上市企业研发投入和研发效率的正向作用就越大,因为机构投资者持股降低了企业高管离职—业绩敏感度,减轻了企业高管对自身薪酬、业界声誉等职业发展的担忧。在机构投资者中,长期机构投资者对单只股票持仓比重较大,且他们关注的是企业的长期投资价值,因此,其有动机对企业高管的短视行为进行监督,从而有利于企业克服牺牲长期竞争力来达到短期业绩目标的短视行为,同时长期机构投资者会广泛且持续地搜集关于持股企业的相关信息,根据搜集的信息而非企业短期业绩对管理层能力作出评价(Porter,1992),因此降低了企业高管对自身职业生涯的担忧,有利于企业高管提升管理质量。

2. 生产技术复杂性渠道

借鉴 Bloom et al.(2018),生产技术复杂性是指企业拥有的在制造最终产品过程中能组装多少种类中间投入品的技术能力,企业能组装中间投入品种类越多,其最终产品质量就越高,因此,生产技术复杂性与企业获取多样化的中间投入品能力、生产技术的创新和改进有关。而上市对企业获取多样化的中间投入品能力、生产技术的创新和改进两方面都有影响,进而作用于生产技术复杂性。

上市有利于改善企业获取多样化中间投入品的能力。企业生产技术复杂性的提高需要多样化的中间投入品与之配套,企业对于多样化的中间投入品的获取能力不足可能会抑制企业提高生产技术复杂性的积极性。企业采购新中间投入品特别是从国外进口新中间投入品需要花费大量的成本,企业资金缺乏会显著抑制企业进口来源国数量和进口产品种类数量(魏浩等,2019)。上市后企业融资约束得到缓解(Acharya and Xu,2017),因此有利于企业获得多样化的中间投入品。同时,上市有利于企业开展兼并收购(Maksimovic et al.,2013),兼并收购后采购渠道的整合也有利于企业

获取更加多样化的中间投入品,进而提升企业提高生产技术复杂性的积极性。

上市有利于企业生产技术的发明和改进。一方面,技术的发明与改进具有高风险性与不确定性,由于学习新知识、管理新技术需要花费很大努力,管理层往往避免冒险(Jensen and Meckling, 1976),同时企业高管偏好平静生活而不愿进行具有风险性的投资(Bertrand and Mullianathan, 2003)。上市后,企业实施股权激励可以缓解委托代理问题、提升代理人的风险承担水平(Coles et al., 2006),进而促进企业进行生产技术的发明和改进。另一方面,上市为企业生产技术发明和改进补充了必需的资源。技术、知识等无形资产往往难以量化成为可抵押物,较难获得信贷部门资金支持(Hall and Lerner, 2010),股票市场允许投资者分享项目投资收益,且融资不需要抵押物,因此股权融资有利于缓解企业进行生产技术发明和改进所需的资金;上市后充足的资金有利于企业吸引和留住人才,股权激励能为员工提供工资外的额外收入(张劲帆等, 2017),从而能提升企业进行生产技术发明和改进的人力资本积累;同时,上市有利于企业通过兼并收购获取外部创新资源,并购后收购方与被收购方通过技术平台的共享、技术间的互补能带来研发规模经济、提升研发效率,获得技术协同效应(Bena and Li, 2014),进而促进企业生产技术的发明和改进。

3. 中间投入品质量渠道

企业上市可以通过缓解融资约束、兼并收购来影响企业获取高质量中间投入品的能力。①高质量的中间投入品意味着高价格与高成本,从而可能造成企业融资约束,尤其是当企业需要中间投入品进口时,融资约束问题更加严重。魏浩等(2019)发现,融资约束显著抑制了企业的进口规模、来源国数量和进口产品种类数量。上市可以补充企业的资本金,缓解企业的融资约束(Acharya and Xu, 2017),进而有利于提高企业进口高质量中间投入品的规模。②对于高杠杆率企业,供应商出于其财务状况考虑,为其提供中间投入品的意愿往往较低(Bernini et al., 2015),上市后企业杠杆率下降,有利于提升供应商对企业财务状况的信心,进而改善供应商为企业提供高质量中间投入品的意愿。③并购双方资产的共享、互补能给企业带来协同效应(Bena and Li, 2014),并购后企业对于采购渠道的整合有利于改善企业在特定进口国的市场准入条件,进而提升企业获取高质量进口中间投入品的能力。

三、数据来源、变量定义和描述性统计

1. 数据来源

本文使用 2000—2013 年中国制造业企业数据作为样本,主要来源于中国工业企业数据库、中国海关数据库、国泰安数据库(CSMAR)和 Wind 数据库。中国工业企业数据库涵盖了所有国有企业及规模以上的非国有工业企业,包含了这些企业的基本信息以及资产负债表、损益表和现金流量表中大部分的财务数据。中国海关数据库包含了企业—产品(HS8 位码)—国家层面的每一笔进出口记录,其中,出口贸易数量和出口单价是本文计算出口产品质量的关键。国泰安数据库提供了沪深两市 A 股上市企业的基本信息以及机构投资者持股比例等相关数据。Wind 数据库提供了测算机构投资者类型所需的机构投资者资产组合数据。

为了分析企业上市与出口产品质量的关系,需要将中国工业企业数据库、中国海关数据库和上市公司数据进行匹配。匹配之前,本文对中国工业企业数据库进行了清理,方法类似于 Cai and Liu (2009)。借鉴 Yu (2015),本文对中国工业企业数据库与中国海关数据库进行了匹配,分为两步:①使用企业名称和年份进行匹配。②按照邮政编码和电话号码的后七位数进行匹配,由这两步匹配的结果取并集得到匹配数据库。为了保证上市前后至少有一年的观测值,选择 2001—2012 年

上市的企业,将之与匹配数据库进行名称匹配,上市企业名称来源于国泰安数据库。因为本文旨在考察上市前后企业出口产品质量的差异,因此,只保留上市前后有相同企业—国家—产品(HS6位码)对的上市企业样本^①,获得共计166家企业,4284个企业—国家—产品对,24476个年份—企业—国家—产品层面观测值;保留匹配数据库中连续三年有相同企业—国家—产品(HS6位码)对的非上市企业样本,获得共计70877家企业,1024357个企业—国家—产品对,4965615个年份—企业—国家—产品层面观测值。

2. 变量定义

(1)出口产品质量(*quality*)。本文借鉴Khandelwal et al.(2013)基于需求端的推测法来测算出口产品质量,即根据产品的销量与价格推算产品的质量,其基本思想是在价格相同的情况下,销量越高的产品,质量就越高。Khandelwal et al.(2013)基于CES效用函数推导出包含质量的需求函数,这一需求函数在推算出口产品质量的过程中,遇到的主要挑战来自价格与质量相关引起的价格内生性问题,价格内生性问题可能会造成需求价格弹性的估计偏误,进而影响控制价格后需求残差(质量)的估计(Piveteau and Smagghue,2019)。Khandelwal et al.(2013)通过直接使用既有文献测算的价格替代弹性值避免了回归过程中的价格内生性问题(余森杰和张睿,2016),其测算过程具体如下:

基于CES效用函数,可得企业 f 在 t 年出口产品 h 到 c 国的数量:

$$x_{fthc} = q_{fthc}^{\sigma-1} \frac{p_{fthc}^{-\sigma}}{P_{ct}^{1-\sigma}} E_{ct} \quad (1)$$

其中, x_{fthc} 、 q_{fthc} 、 p_{fthc} 分别为企业 f 在 t 年出口到 c 国的HS6位码产品 h 的数量、质量与价格; P_{ct} 为进口国 c 在 t 年总的价格指数; E_{ct} 表示进口国 c 在 t 年总的消费支出; σ 为产品间的替代弹性,且有 $\sigma > 1$ 。对(1)式两边取自然对数,得:

$$\ln x_{fthc} + \sigma \ln p_{fthc} = \phi_h + \phi_{ct} + \nu_{fthc} \quad (2)$$

其中, ϕ_h 为产品固定效应; ϕ_{ct} 为国家—年份固定效应; $\nu_{fthc} = (\sigma-1) \ln q_{fthc}$ 为残差,包含了出口产品质量。通过对(2)式进行OLS估计,可得到残差估计值 $\hat{\nu}_{fthc}$,进而得到企业—产品—国家—年份层面的出口产品质量:

$$quality_{fthc} = \ln(\hat{q}_{fthc}) = \frac{\hat{\nu}_{fthc}}{\sigma-1} \quad (3)$$

借鉴Fan et al.(2015),使用Broda and Weinstein(2006)的HS2位码上的产品替代弹性数据估计出口产品质量,以使质量估计结果更加准确。

(2)控制变量。①企业生产率(*tfp*),借鉴Head and Ries(2003)、许和连和王海成(2016)方法测算。②资产收益率(*roa*),使用企业净利润除以企业总资产衡量。③企业规模(*size*),以总资产衡量。④企业存续年限(*age*),使用观测值所在年份减成立年份衡量。⑤竞争程度(*HHI*),使用赫芬达尔指数衡量,分年度分行业使用销售收入计算获得。⑥企业杠杆率(*leverage*),企业总负债除以企业总资产衡量。⑦资本劳动比(*capint*),企业固定资产除以企业雇佣人数衡量。⑧是否国有企业(*soe*),根据企业注册登记类型识别,国有企业为1,否则为0。为消除样本中异常值的影响,对所有连续变量在1%和99%分位上进行缩尾处理。

① 本文将不同版本的HS6位码统一匹配到1996版。

3. 描述性统计

表1报告了主要变量的描述性统计结果,其中,第(1)列为主要变量在全样本中的统计特征,第(2)、(3)列分别为主要变量在非上市企业、上市企业样本中的均值表现,第(4)列为各主要变量在非上市企业与上市企业样本中的均值差异。全样本中出口产品质量均值为0.1656,与王海成等(2019)接近。第(2)一(4)列显示,相对于非上市企业,上市企业的出口产品质量、生产率、资产收益率和国有企业占比都显著更高,杠杆率显著更低,同时资本劳动比对数、企业规模对数、存续年限对数显著更大^①。

表1 主要变量的描述性统计

变量	(1)					(2)	(3)	(4)
	全样本					非上市企业	上市企业	
	均值	标准差	P25	中位数	P75	均值	均值	
<i>quality</i>	0.1656	1.3733	-0.5962	0.0942	0.8433	0.1648	0.3143	-0.1494***
<i>tfp</i>	4.5085	0.8924	3.9009	4.4339	5.0451	4.5072	4.7654	-0.2582***
<i>leverage</i>	0.5873	0.2980	0.3789	0.5776	0.7572	0.5880	0.4529	0.1351***
<i>roa</i>	0.0662	0.1128	0.0085	0.0366	0.0940	0.0661	0.0848	-0.0187***
<i>lnicapint</i>	3.8141	1.3051	2.9547	3.8487	4.6813	3.8090	4.8394	-1.0303***
<i>lnsize</i>	11.4819	1.6656	10.2666	11.3218	12.5256	11.4699	13.9152	-2.4453***
<i>lnage</i>	2.1631	0.6424	1.7918	2.1972	2.5649	2.1616	2.4697	-0.3081***
<i>HHI</i>	0.0012	0.0020	0.0003	0.0005	0.0011	0.0012	0.0012	0.0000*
<i>soe</i>	0.0096	0.0974	0.0000	0.0000	0.0000	0.0096	0.0139	-0.0044***

注:P25、P75分别表示25%分位数和75%分位数。*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。以下各表同。

四、基准回归及稳健性检验

1. 企业上市影响出口产品质量:OLS估计

为了检验企业上市对出口产品质量升级的影响,借鉴Chemmanur et al.(2010),设立如下计量方程:

$$quality_{fthc} = \pi + \xi public_{ft} + \gamma Z + \varphi_{fthc} + \mu_t + \varepsilon_{fthc} \quad (4)$$

上式中,下标 f 表示企业, t 表示年份, h 表示HS6位码层面的产品, c 表示出口目的国。 $quality_{fthc}$ 表示企业 f 在 t 年出口到 c 国的产品 h 的质量。 $public_{ft}$ 为虚拟变量,如果企业 f 在 t 年上市,那么对于企业 f 在 t 年及 t 年以后的观测值,设 $public_{ft}=1$,否则为0。 Z 为控制变量集,其中各变量定义如前文所述。 φ_{fthc} 为企业—产品—国家固定效应; μ_t 为年份固定效应; ε_{fthc} 为误差项。

根据Bertrand and Mullianathan(2003)、Chemmanur et al.(2010)等研究,采用OLS方法估计基准回归方程(4)式,其中 ξ 为企业上市对出口产品质量的影响程度。表2报告了这一估计的回归结果。其中,第(1)列为企业上市的虚拟变量($public$)与出口产品质量($quality$)单独进行回归;第(2)列加入了企业生产率(tfp);第(3)列加入了企业财务变量:企业杠杆率($leverage$)、资产收益率(roa);第

① 本文还考察了企业上市前后经国家—产品和时间调整的出口产品质量的变化情况,结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

(4)列加入了其他企业特征变量:资本劳动比对数(*lnicapint*)、企业规模对数(*lnsize*)、企业存续年限对数(*lnage*)、竞争程度(*HHI*)、是否国有企业(*soe*)。通过逐步加入控制变量,第(1)—(4)列回归结果显示,企业上市对出口产品质量升级有显著的正向影响,且影响系数大小基本稳定。第(4)列的基准回归结果表明,相比于非上市企业,企业上市后其出口产品质量有显著提高。同时,回归结果还表明生产率更高的企业、规模更大的企业以及处于市场集中度较高的行业内企业,出口产品质量更高;企业杠杆率的提升,不利于企业进行产品质量升级,这与 Bernini et al.(2015)的结论一致。

表 2 企业上市对出口产品质量影响结果:OLS 估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>public</i>	0.1206*** (0.0454)	0.1183*** (0.0454)	0.1160** (0.0455)	0.1024** (0.0458)
<i>tfp</i>		0.0328*** (0.0029)	0.0335*** (0.0030)	0.0314*** (0.0031)
<i>leverage</i>			-0.0166** (0.0069)	-0.0231*** (0.0070)
<i>roa</i>			0.0065 (0.0136)	0.0072 (0.0136)
<i>lnicapint</i>				-0.0006 (0.0019)
<i>lnsize</i>				0.0326*** (0.0035)
<i>lnage</i>				-0.0028 (0.0044)
<i>HHI</i>				2.3538*** (0.6633)
<i>soe</i>				0.0248 (0.0227)
企业—产品—国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	4990091	4990091	4990091	4990091
R ²	0.7545	0.7546	0.7546	0.7546

注:括号内的为聚类稳健标准误,聚类在企业—年份层面。

2. 企业上市影响出口产品质量:PSM-DID 法估计

虽然(4)式对应的实证结果表明企业上市对出口产品质量有显著的正向影响,但其回归可能存在内生性问题。这是因为上市企业与非上市企业可能存在本质的不同,从而可能产生选择性偏误问题。由此,本文使用倾向得分匹配法,从未上市企业样本中筛选出各方面与上市企业相似的非上市企业进行匹配,来解决这一问题。在倾向得分匹配的过程中,本文选择的匹配方法是 k 近邻匹配法,匹配比例为 1:5,匹配变量集包括企业规模对数(*lnsize*)、企业资产收益率(*roa*)、企业生产率(*tfp*)、企业杠杆率(*leverage*)、竞争程度(*HHI*)、企业资本劳动比对数(*lnicapint*)、企业存续年限对数(*lnage*),同时还控制了年份固定效应、行业固定效应和地区(省、直辖市、自治区层面)固定效应。本文得到 830 个非上市企业匹配观测值,90723 个年份—企业—产品—国家匹配观测值。在后文中,将上市企

业作为处理组,匹配上的非上市企业作为对照组^①。

虽然 PSM 方法控制住了处理组与对照组之间可观测的企业特征差异,但处理组与对照组企业之间不可观测的恒定差异以及一些不可观测的同时决定出口产品质量和企业是否上市的遗漏变量仍然可能会导致估计偏误,因此本文进一步利用双重差分(DID)法建立企业上市影响出口产品质量升级的因果关系。设定如下回归方程:

$$quality_{fthc} = \alpha + \beta ptime_{ft} \times pfirm_f + \theta ptime_{ft} + \rho pfirm_f + \gamma Z + \varphi_{fthc} + \mu_t + v_{fthc} \quad (5)$$

(5)式中,如果观测值处于企业上市当年及以后年份,设 $ptime_{ft}=1$,否则为 0;如果观测值为上市企业,设 $pfirm_f=1$,否则为 0; v_{fthc} 为误差项。其他变量的定义如前文所述。借鉴 Heckman et al.(1997),使用自助(Bootstrap)法计算标准误。本文所关心的回归系数为 β ,它代表了企业上市影响出口产品质量的程度。表 3 报告了回归结果,结果显示 $ptime \times pfirm$ 的回归系数仍然为正,且在 1%的统计水平上显著,这意味着企业上市促进了出口产品质量升级。

表 3 企业上市对出口产品质量的影响结果:PSM-DID 回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$ptime \times pfirm$	0.0937*** (0.0148)	0.0925*** (0.0148)	0.0836*** (0.0150)	0.0689*** (0.0154)
控制变量	否	是	是	是
企业—产品—国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	115199	115199	115199	115199
R ²	0.7377	0.7380	0.7380	0.7387

注:括号内的为标准误,使用 Bootstrap 法重复运行 200 次获得。第(1)列为交互项($ptime \times pfirm$)与出口产品质量($quality$)单独进行回归;第(2)列加入了企业生产率(tfp);第(3)列进一步加入了企业财务变量:企业杠杆率($leverage$)、资产收益率(roa);第(4)列加入其他企业特征变量。

因为 DID 估计结果的有效性非常依赖于平行趋势假设,并且表 3 报告的结果仅反映了企业上市促进出口产品质量升级的总体效应,为进一步检验平行趋势假设以及随时间变化的企业上市对出口产品质量影响的动态效果,设立如下回归方程:

$$\begin{aligned} quality_{fthc} = & \alpha + \beta_1 ptime_{ft}^{-3} \times pfirm_f + \beta_2 ptime_{ft}^{-2} \times pfirm_f + \beta_3 ptime_{ft}^0 \times pfirm_f + \beta_4 ptime_{ft}^1 \times pfirm_f + \\ & \beta_5 ptime_{ft}^2 \times pfirm_f + \beta_6 ptime_{ft}^3 \times pfirm_f + \beta_7 ptime_{ft}^4 \times pfirm_f + \beta_8 ptime_{ft}^5 \times pfirm_f + \\ & \theta_1 ptime_{ft}^{-3} + \theta_2 ptime_{ft}^{-2} + \theta_3 ptime_{ft}^0 + \theta_4 ptime_{ft}^1 + \theta_5 ptime_{ft}^2 + \theta_6 ptime_{ft}^3 + \theta_7 ptime_{ft}^4 + \\ & \theta_8 ptime_{ft}^5 + \gamma Z + \varphi_{fthc} + \mu_t + v_{fthc} \end{aligned} \quad (6)$$

(6)式中, $ptime_{ft}^{+n}$ 为虚拟变量,如果观测值处于企业 f 上市前 n 年,则设 $ptime_{ft}^{-n}=1$,否则为 0;如果观测值处于企业 f 上市后 n 年,则设 $ptime_{ft}^{+n}=1$,否则为 0;如果观测值为上市企业,设 $pfirm_f=1$,否则为 0;其他变量的定义如前文所述。在回归中将早于上市前 3 年的观测值归并于 $n=-3$,晚于上市

① 倾向得分匹配的平衡性检验结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

后第 5 年的观测值归并于 $n=5$, 并以上市前 1 年的观测值作为参照组。

表 4 报告了估计结果。结果显示, $ptime^{-3} \times pfirm$ 、 $ptime^{-2} \times pfirm$ 和 $ptime^0 \times pfirm$ 的回归系数都不显著, 这表明在上市前和上市当年处理组与对照组企业间的出口产品质量变化趋势没有显著差异, 因此以上回归估计没有违反平行趋势假设。另外, 可以看到 $ptime^1 \times pfirm$ 的回归系数一直为正, 但在第 (4) 列不显著; $ptime^2 \times pfirm$ 、 $ptime^3 \times pfirm$ 、 $ptime^4 \times pfirm$ 和 $ptime^5 \times pfirm$ 的回归系数显著且稳健为正, 这表明上市后第二年、第三年、第四年、第五年及以后年份处理组的出口产品质量较同期对照组有显著的提升。第 (4) 列与第 (3) 列的区别在于第 (4) 列控制了资本劳动比对数 ($lncapint$)、企业规模对数 ($lnsize$)、企业存续年限对数 ($lnage$)、竞争程度 (HHI) 和是否国有企业 (soe), 而第 (4) 列的 $ptime^1 \times pfirm$ 的回归系数不显著, 且 $ptime^2 \times pfirm$ 、 $ptime^3 \times pfirm$ 、 $ptime^4 \times pfirm$ 和 $ptime^5 \times pfirm$ 的回归系数较第 (3) 列稍小, 从而意味着企业上市促进出口产品质量升级效应的发挥时间以及效应大小受到了这

表 4 平行趋势检验及动态效果估计结果				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$ptime^{-3} \times pfirm$	0.0210 (0.0237)	0.0253 (0.0236)	0.0255 (0.0235)	0.0024 (0.0229)
$ptime^{-2} \times pfirm$	-0.0041 (0.0247)	-0.0018 (0.0248)	-0.0009 (0.0248)	-0.0135 (0.0248)
$ptime^0 \times pfirm$	0.0224 (0.0212)	0.0219 (0.0212)	0.0156 (0.0212)	0.0015 (0.0217)
$ptime^1 \times pfirm$	0.0442** (0.0221)	0.0493** (0.0221)	0.0407* (0.0219)	0.0311 (0.0221)
$ptime^2 \times pfirm$	0.1602*** (0.0265)	0.1670*** (0.0266)	0.1610*** (0.0267)	0.1370*** (0.0270)
$ptime^3 \times pfirm$	0.2449*** (0.0304)	0.2437*** (0.0304)	0.2315*** (0.0308)	0.1999*** (0.0321)
$ptime^4 \times pfirm$	0.2577*** (0.0521)	0.2377*** (0.0521)	0.2261*** (0.0524)	0.1902*** (0.0525)
$ptime^5 \times pfirm$	0.3550*** (0.0459)	0.3371*** (0.0460)	0.3303*** (0.0465)	0.3027*** (0.0476)
控制变量	否	是	是	是
企业—产品—国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	115199	115199	115199	115199
R ²	0.7384	0.7386	0.7386	0.7393

注: 括号内的为标准误, 使用 Bootstrap 法重复运行 200 次获得。第 (1) 列为交互项 ($ptime^m \times pfirm$) 与出口产品质量 ($quality$) 单独进行回归; 第 (2) 列加入了企业生产率 (tfp); 第 (3) 列进一步加入了企业财务变量: 企业杠杆率 ($leverage$)、资产收益率 (roa); 第 (4) 列加入其他企业特征变量。

些变量的影响^①。综上所述,本文的 DID 回归符合平行趋势假设,从长期效果看,企业上市对出口产品质量升级的促进作用存在为期一年的滞后期,在经历上市第一年后这种促进作用开始显著存在并表现出持续性。

3. 稳健性检验

(1)断点回归。断点回归能较好的识别因果关系(Lee and Lemieux,2010),这里使用这种方法对前文的回归进行稳健性检验。按照 2006 年中国证券监督管理委员会颁布的《首次公开发行股票并上市管理办法》,企业上市必须要符合“最近 3 个会计年度营业收入累计超过人民币 3 亿元”(后文简称 3 亿元)的条件,即只有达到 3 亿元条件的企业才可能上市,没有达到此条件的企业不能上市,因此构成了企业是否上市是 3 亿元的非连续函数,3 亿元则是断点。断点回归可分为精确断点回归和模糊断点回归,因为没有达到 3 亿元条件的企业不能上市,但同时并非所有达到 3 亿元条件的企业都能上市,如企业上市还受到其他条件和自身意愿的影响,所以 3 亿元条件仅仅使得企业上市的概率发生一个外生跳跃,而不是完全由 0 直接到 1 的改变,这种特征符合模糊断点回归的要求。

由于《首次公开发行股票并上市管理办法》于 2006 年颁布,在这之前企业上市遵循的是 1993 年国务院颁布的《股票发行与交易管理暂行条例》,而后者并没有关于 3 亿元的规定,因此这里使用 2007—2012 年上市的企业作为样本,为了获得非上市企业连续三年累计营业收入,这里保留了至少连续 4 年存在的非上市企业,同时创业板上市对营业收入的要求与主板上市存在差异,因此删除在创业板上市的企业,并进一步将样本限制在上市前 3 个会计年度累计营业收入为人民币 3 亿元附近的企业。模糊断点回归可以通过 2SLS 估计来实现。使用 3 亿元条件作为外生工具变量,将小于或大于 3 亿元的企业分别视为对照组与处理组,利用 3 亿元条件对企业上市决定的外生冲击来估计企业上市对出口产品质量的影响。估计模型可表达为如下:

$$quality_{jthc} = \alpha_0 + \alpha_1 public_{jt} + f(R_f) + \mu_i + \kappa_n + \varpi_d + \omega_{jthc} \quad (7)$$

上式中, R_f 为驱动变量,是企业上市前 3 个会计年度累计营业收入与 3 亿元(断点)之差, $f(R_f)$ 为驱动变量的高阶项, μ_i 为年份固定效应, κ_n 为行业固定效应, ϖ_d 为地区(省、直辖市、自治区层面)固定效应,其他变量如前文所述。表 5 报告了断点回归的估计结果^②。结果显示,在 IK 法和 CCT 法确定的带宽下,企业上市的回归系数都稳健的显著为正,从而表明企业上市促进了出口产品质量升级。

(2)以出口产品价格衡量出口产品质量。这里使用出口产品价格来衡量出口产品质量,表 6 的第(1)列给出了结果,可以看到 $ptime \times pfirm$ 的回归系数仍然显著为正,因此表明企业上市促进了出口产品价格(质量)的提升。

(3)以企业—产品层面出口产品质量作为因变量。这里使用企业—产品层面出口产品质量为因变量作为进一步的稳健性检验。表 6 的第(2)列给出了回归结果,结果显示 $ptime \times pfirm$ 的回归系数仍然显著为正,进一步表明企业上市促进出口产品质量升级这一结论是稳健的。

(4)控制企业劳动力人均工资。劳动力成本是影响出口产品质量的重要因素,这里进一步控制了企业劳动力人均工资,企业劳动力人均工资以企业工资支出除以企业雇佣人数衡量。由于中国工

① 本文还将表 4 第(4)列的关键项系数描绘成了图形,请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

② 回归之前,本文检验了驱动变量在断点处的密度函数是否存在显著差异,同时描绘了驱动变量与结果变量的关系图,请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。第一阶段回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

表 5 稳健性检验:断点回归

变量	IK 法确定最优带宽			CCT 法确定最优带宽		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>public</i>	1.3634*** (0.4975)	1.9052*** (0.7025)	1.9413*** (0.7044)	1.3118*** (0.4768)	1.8461*** (0.6608)	1.8586*** (0.6602)
$f(R_f)$	二次方	三次方	四次方	二次方	三次方	四次方
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	12413	12413	12413	13026	13026	13026
R ²	0.1297	0.1332	0.1335	0.1279	0.1319	0.1322

注:括号内的为聚类稳健标准误,聚类在企业—年份层面。

表 6 稳健性检验:改变出口产品质量和控制潜在遗漏变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	出口产品价格	企业—产品层面 产品质量	控制企业劳动力 人均工资	控制出口目的国市场 规模和人均收入
<i>ptime×pfirm</i>	0.1155*** (0.0190)	0.1091*** (0.0315)	0.0864** (0.0404)	0.0603*** (0.0148)
控制变量	是	是	是	是
企业—产品—国家固定效应	是	否	是	是
企业—产品固定效应	否	是	否	否
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	115199	25804	30122	109406
R ²	0.8689	0.7693	0.7746	0.7358

注:括号内的为标准误,使用 Bootstrap 法重复运行 200 次获得。表中每列省略报告的是所有控制变量。

业企业数据库中 2008—2010 年的企业工资支出数据缺失、2011 年的企业雇佣人数数据缺失,且为了保证上市前后至少有一年的出口产品质量观测值,因此这里只利用 2001—2006 年上市的企业作为考察样本。表 6 第(3)列报告了的回归结果,结果显示 *ptime×pfirm* 的回归系数仍然在 5%的统计水平上显著为正,因此企业劳动力人均工资不会显著影响本文基本结论。

(5)控制出口目的国市场规模和人均收入。出口目的国市场规模和人均收入可能会影响出口产品质量,这里控制出口目的国人均收入 and 市场规模,以作为稳健性检验。其中,出口目的国的人均收入水平以国家人均 GDP 衡量,出口目的国的市场规模以国家 GDP 衡量。表 6 第(4)列报告了回归

结果,结果显示控制出口目的国人均收入水平和市场规模后, $ptime \times pfirm$ 的回归系数仍然显著为正。综上所述,本文的回归结果是稳健的^①。

五、影响机制检验

前文研究表明中国企业上市有利于促进出口产品质量升级,本节基于理论分析,对企业上市促进出口产品质量升级的内在机制进行检验。这里借鉴 Gao et al.(2018)等研究通过分样本考察管理质量渠道,使用中介效应模型检验生产技术复杂性渠道和中间投入品质量渠道。

1. 管理质量渠道

企业进行产品质量升级需要持续长期投资,因此企业需要有专注长期投资的高质量管理,这里采用企业长期机构投资者持股比例来衡量管理质量。不同类型的机构投资者对企业管理层进行长期投资的动力影响存在差异(Porter, 1992; Bushee, 1998)。Bushee(1998)将机构投资者划分为三类:短暂型(Transient)机构投资者、准指数型(Quasi-indexers)机构投资者和专注型(Dedicated)机构投资者,其中,短暂型机构投资者在股市中追求短期收益,会加剧企业高管的短视行为;准指数型机构投资者由于采取的是被动盯住指数战略,因此其对企业高管行为并没有很强的监督动机;而专注型机构投资者由于对单只股票持仓比重较大且关注企业长期投资价值,因此其有利于克服企业高管的短视行为、专注长期竞争力(Porter, 1992),缓解委托代理问题,激励企业提高管理质量。总体而言,不同类型机构投资者持股带来的管理质量差异可能是上市影响企业出口产品质量升级的一个内在机制,本文预期相比于上市后长期机构投资者持股比例低的企业,上市后长期机构投资者持股比例高的企业的出口产品质量可能提升的更多。

参照 Yan and Zhang(2009),本文使用交易换手率对机构投资者的类型进行划分。借鉴刘京军和徐浩萍(2012),以每个机构投资者在过去四个半年度的交易情况来计算其换手率,交易数据来源于 Wind 数据库中所有股票型基金和混合型基金披露的每半年度的股票资产组合数据,时间跨度为 2000 年 6 月至 2012 年 12 月^②。

为了考察上市通过长期机构投资者高比例持股带来的管理质量提升促进了出口产品质量升级,以企业上市当年长期机构投资者持股比例的中位数,将上市企业划分为长期机构投资者持股高比例组和长期机构投资者持股低比例组,并将倾向得分匹配得到的非上市企业样本划分到与其匹配的上市企业所在组别中。为了检验两组样本间回归系数差异的显著性,借鉴连玉君等(2010),使用 Bootstrap 法重复 1000 次计算检验统计量“经验 p 值”,检验 $H_0: d=0$ 即两组样本间回归系数不存在显著差异。

表 7 报告了回归结果。结果显示,在长期机构投资者持股高比例组中, $ptime \times pfirm$ 的回归系数一直显著为正;在长期机构投资者持股低比例组中,第(1)、(2)列的 $ptime \times pfirm$ 的回归系数为正但不显著,而第(3)、(4)列的 $ptime \times pfirm$ 的回归系数则显著为负,p 值显示两组样本间 $ptime \times pfirm$ 的回归系数的差异均在 1% 的统计水平上显著。因此,上市后长期机构投资者持股比例高的企业的出口产品质量有显著的提升;上市后长期机构投资者持股比例低的企业即短期机构投资者和准指数

① 本文还以 1:3 的配对比例、卡尺内最近邻匹配法进行倾向得分匹配用于稳健性检验,同时还以标准化处理后的出口产品质量、 $\sigma=5$ 和 $\sigma=10$ 测算的出口产品质量进行稳健性检验,回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

② 机构投资者类型具体计算步骤请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

型机构投资者持股比例高的企业的出口产品质量则有显著的下降。因此,上市后长期机构投资者对企业高比例持股带来的管理质量提升是上市促进企业出口产品质量升级的一个潜在机制。

表 7 机制检验:管理质量渠道				
样本	(1)	(2)	(3)	(4)
	$ptime \times pfirm$	$ptime \times pfirm$	$ptime \times pfirm$	$ptime \times pfirm$
长期机构投资者持股高比例组	0.1926*** (0.0267)	0.1950*** (0.0268)	0.2012*** (0.0270)	0.2017*** (0.0269)
长期机构投资者持股低比例组	0.0007 (0.0213)	0.0071 (0.0214)	-0.0453** (0.0214)	-0.0391* (0.0210)
控制变量	否	是	是	是
企业—产品—国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	85811	85811	85811	85811
经验 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000

注:第(1)列为交互项($ptime \times pfirm$)与出口产品质量($quality$)单独进行回归;第(2)列加入了企业生产率(yfp);第(3)列进一步加入了企业财务变量:企业杠杆率($leverage$)、资产收益率(roa);第(4)列加入其他企业特征变量。表(7)中仅列出了每组样本回归结果中关键变量($ptime \times pfirm$)的回归系数,其他控制变量省略。经验 p 值为检验两组样本回归结果中 $ptime \times pfirm$ 的回归系数是否存在显著差异的 p 值,借鉴连玉君等(2010),使用 Bootstrap 法重复 1000 次计算获得。

2. 生产技术复杂性渠道

由于无法直接观测到生产技术复杂性,借鉴 Bloom et al.(2018)使用企业进口中间投入品种类(HS6 位码)来代理生产技术复杂性,这是因为生产精密的高质量产品需要装配多种类的中间投入品以及需要完成多生产阶段(Hummels et al., 2001)。这里在前文第三部分获得的样本基础上保留有进口中间投入品的企业,获得 3242293 个观测值,其中包含上市企业 144 家、19521 个企业—产品—国家—年份观测值,非上市企业 45603 家、3222772 个企业—产品—国家—年份观测值。将生产技术复杂性作为中介变量,借鉴温忠麟等(2004)研究,构建中介效应模型如下:

$$quality_{fthc} = b_0 + b_1 public_{ft} + b_2 lnexpnum_{ft} + b_3 Z + \varphi_{fthc} + \mu_t + e_{fthc} \tag{8}$$

$$lnimppnum_{ft} = c_0 + c_1 public_{ft} + c_2 lnexpnum_{ft} + c_3 Z + \pi_f + \mu_t + h_{ft} \tag{9}$$

$$quality_{fthc} = d_0 + d_1 public_{ft} + d_2 lnimppnum_{ft} + d_3 lnexpnum_{ft} + d_4 Z + \varphi_{fthc} + \mu_t + k_{fthc} \tag{10}$$

其中, $lnimppnum_{ft}$ 表示企业 f 在 t 年进口中间投入品种类数量对数,即企业的生产技术复杂性。 $lnexpnum_{ft}$ 为企业 f 在 t 年出口产品种类(HS6 位码)数量对数,之所以控制它,是为了排除出口产品种类数量的干扰,以确保企业进口中间投入品种类数量能更好地反映生产技术复杂性(Bloom et al., 2018)。其他变量定义如前文所述。

表 8 第(1)—(3)列报告了上述模型的结果^①。第(1)列反映的是(8)式的结果,可以看到,与前文类似,企业上市对出口产品质量升级有显著的正向影响。第(2)列和第(3)列结果显示企业上市对企

① 借鉴 Bloom et al.(2018),本文还使用了企业进口中间投入产品—来源国家数量代理生产技术复杂性,结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

表 8 机制检验：生产技术复杂性渠道和中间投入品质量渠道

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>quality</i>	<i>lnimppnum</i>	<i>quality</i>	<i>impqua</i>	<i>quality</i>
<i>public</i>	0.1082** (0.0489)	0.1461** (0.0652)	0.1067** (0.0489)	-0.0228 (0.0188)	0.1116** (0.0480)
<i>lnimppnum</i>			0.0312*** (0.0034)		
<i>impqua</i>					0.1623*** (0.0093)
控制变量	是	是	是	是	是
企业—产品—国家固定效应	是	否	是	否	是
企业固定效应	否	是	否	是	否
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3242293	223761	3242293	223761	3242293
R ²	0.7556	0.8595	0.7557	0.7076	0.7559

注：括号内的为聚类稳健标准误，其中第(1)、(3)、(5)列聚类在企业—年份层面，第(2)、(4)列聚类到企业层面。表中每列省略报告的是所有控制变量。

业进口中间投入品种类数量有显著正向影响，且企业进口中间投入品种类数量对出口产品质量的影响也显著为正，同时与第(1)列中的 *public* 回归系数进行比较，控制企业进口中间投入品种类数量后的 *public* 回归系数稍有降低，从而表明生产技术复杂性是企业上市促进出口产品质量升级的渠道，这意味着上市有利于企业使用多样化的进口中间投入品、生产工艺的创新与改进来提升出口产品质量。

3. 中间投入品质量渠道

由于缺失企业国内中间投入品的相关数据，借鉴 Bloom et al.(2018)使用企业进口中间投入品质量来代理中间投入品质量。这里的进口中间投入品质量计算方法与前文测算出口产品质量的方法相同，为了得到企业层面进口中间投入品质量(*impqua*)，借鉴施炳展和邵文波(2014)进行了标准化处理并加总^①。将中间投入品质量作为中介变量，建立与第(8)——(10)式类似的中介效应模型，表8第(1)、(4)、(5)列报告了相应结果。其中，第(4)列显示了企业上市对企业进口中间投入品质量的影响，第(5)列显示了企业上市与中介变量(企业进口中间投入品质量)对出口产品质量的影响，结果表明进口中间投入品质量提升能显著提高出口产品质量，但企业上市对进口中间投入品质量的影响方向为负且不显著，因此，进口中间投入品质量不是企业上市促进出口产品质量的渠道。

六、结论与政策建议

出口产品质量升级已成为国际经济学领域研究关注的热点和前沿问题。在中国人口红利削减、低劳动力成本形成的价格竞争优势在国际市场中不可持续的背景下，研究如何提升出口产品质量

① 标准化处理及加总公式请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

升级、培育出口企业竞争新优势具有重要的现实意义。本文通过将中国上市公司数据、中国工业企业数据库和中国海关数据库进行合并,构造了一个包含上市企业与非上市企业的样本,并通过PSM-DID方法建立了企业上市影响出口产品质量升级的计量模型,实证结果表明,中国企业上市促进了出口产品质量升级。动态效应检验显示,这种促进作用有滞后期,大约为期一年,之后这种促进作用表现出持续性。进一步地,检验上市促进出口产品质量升级的内在机制发现,长期机构投资者高比例持股带来的高管理质量以及生产技术复杂性的提升能解释企业上市对出口产品质量升级的促进作用,而进口中间投入品质量这一机制未通过检验。本文研究结论对于中国金融供给侧结构性改革、出口产品质量升级和培育出口竞争新优势具有以下政策启示与建议:

(1)坚定深化金融供给侧结构性改革,提高直接融资在社会融资规模中的比重,便利企业利用股权资金来提升出口产品质量。相较于间接融资的信贷资金,直接融资的股权资金是解决出口产品质量升级过程中资金约束问题的更优来源。因此,加快企业首次公开发行的上市进度,便利企业利用上市股权资金,推动金融供给侧结构性改革,对于企业培育出口竞争新优势来说就变得非常重要。处于不同行业的企业面临的信贷约束程度不同,如医药、半导体等行业内企业对于外部资金依赖程度较高,但同时在国际市场中竞争力又较弱,应拓宽直接融资的渠道,有侧重的为这些企业提供上市便利。另外,不同地区的企业面临的信贷约束程度不同,因此,如何通过构建多层资本市场来优化金融地理结构进而缓解企业在塑造竞争优势过程中的资金问题,也应该是金融供给侧结构性改革过程中值得重视的内容。

(2)重视长期机构投资者在完善公司治理结构中的作用,助力企业克服短视行为,提高管理质量。企业管理层的管理质量是影响上市企业进行产品质量升级的重要方面,长期机构投资者有利于纠正企业高管的短视行为、提高管理质量。因此,要实现产品质量升级,应发挥长期机构投资者在规范和完善公司治理结构中的作用,利用长期机构投资者来倒逼企业克服短视行为,提高管理质量。当前,中国股票市场个人散户投资者众多、短期炒作投机风气浓厚,长期专业机构投资者比例较低,因此如何发展、吸引长期机构投资者进入股票市场是关键。对于长期机构投资者的发展,监管机构应改革当前过分注重短期收益的机构投资者的绩效评估机制,为长期机构投资者发展提供良好的环境。另外,不同的长期机构投资者的素质、专业化或成熟度存在差异,通常而言,境外长期机构投资者专业化水平和成熟度都会更高,因此可以适当引入境外长期机构投资者,从而有利于产生“鲶鱼效应”,提高国内机构投资者的专业化程度,提升长期机构投资者在完善公司治理结构中的整体作用。

(3)鼓励企业对制造工艺进行创新与改进、装配多样化的中间投入品,进而提升出口产品质量。集成更多专业投入品的高质量产品需要更为先进的制造工艺支撑,因此企业应更积极地进行制造工艺的改进与创新。观念上,企业应充分认识到制造工艺对产品质量和企业价值的重要性,日本中村末广发现,相对于零部件、销售和服务等环节,生产制造环节对企业利润的贡献可以更为突出,从而提出了与“微笑曲线”相反的“武藏曲线”,本文研究结论也表明生产制造工艺复杂性提升能显著提高出口产品质量。因此,企业要树立制造工艺持续创新与改进的理念,加大对制造工艺创新与改进的研发投入,建立科学、客观、公正的工艺创新评价体系以及能激励企业管理层承担创新风险的薪酬机制。

(4)推进和深化进口中间投入品贸易自由化改革,改善企业利用多样化进口中间投入品的贸易环境。多样化的进口中间投入品有利于促进出口产品质量升级,因此推进和深化进口中间投入品贸易自由化改革,对于上市企业利用多样化进口中间投入品来提升出口产品质量就具有重要的意义。

政府部门应进一步降低进口中间投入品关税,积极推进自由贸易试验区建设,便利企业从多国家进口多种类的中间投入品来提升企业出口产品质量。由于进口中间投入品的多样化不仅反映在产品种类同时也反映在进口来源国,且不同种类的中间投入品、不同国家的中间投入品并非完全可以替代,因此在推进贸易自由化改革、主动扩大进口时,应注意改善进口中间投入产品结构、优化进口来源国家结构。同时,在世界贸易组织框架之外,政府应与周边国家或地区开展双边或多边贸易合作,与更多国家或地区签订自由贸易协定,主导建立多层次的全球制造生产网络。

本研究尚有进一步拓展的空间,本文主要从管理质量、生产技术复杂性和中间投入品质量三个方面来检验企业上市影响出口产品质量升级的理论机制,企业上市是否通过其他渠道影响了企业出口产品质量升级,仍有待进一步深化。

〔参考文献〕

- [1]孔东民,王亚男,代昀昊.为何企业上市降低了生产效率?——基于制度激励视角的研究[J].金融研究,2015,(7):76-97.
- [2]连玉君,彭方平,苏治.融资约束与流动性管理行为[J].金融研究,2010,(10):158-171.
- [3]刘京军,徐浩萍.机构投资者:长期投资者还是短期机会主义者[J].金融研究,2012,(9):141-154.
- [4]马建堂,董小君,时红秀,徐杰,马小芳.中国的杠杆率与系统性金融风险防范[J].财贸经济,2016,(1):5-21.
- [5]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.
- [6]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.
- [7]王海成,许和连,邵小快.国有企业改制是否会提升出口产品质量[J].世界经济,2019,(3):94-117.
- [8]魏浩,白明浩,郭也.融资约束与中国企业的进口行为[J].金融研究,2019,(2):98-116.
- [9]温忠麟,张雷,侯杰泰,刘红云.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004,(5):614-620.
- [10]徐忠.新时代背景下中国金融体系与国家治理体系现代化[J].经济研究,2018,(7):4-20.
- [11]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.
- [12]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,2016a,(9):40-57.
- [13]许明.提高劳动报酬有利于企业出口产品质量提升吗[J].经济评论,2016b,(5):96-109.
- [14]余森杰,张睿.国际贸易中的产品质量研究:一个综述[J].宏观质量研究,2016,(3):23-31.
- [15]张劲帆,李汉涯,何晖.企业上市与企业创新——基于中国企业专利申请的研究[J].金融研究,2017,(5):160-175.
- [16]张明志,季克佳.人民币汇率变动对中国制造业企业出口产品质量的影响[J].中国工业经济,2018,(1):5-23.
- [17]祝树金,段凡,邵小快,钟腾龙.出口目的地非正式制度、普遍道德水平与出口产品质量[J].世界经济,2019,(8):121-145.
- [18]Acharya, V., and Z. Xu. Financial Dependence and Innovation: The Case of Public versus Private Firms[J]. Journal of Financial Economics, 2017,124(2):223-243.
- [19]Aghion, P., J. V. Reenen, and L. Zingales. Innovation and Institutional Ownership [J]. American Economic Review, 2013,103(1):277-304.
- [20]Bena, J., and K. Li. Corporate Innovations and Mergers and Acquisitions[J]. Journal of Finance, 2014,69(5):1923-1960.
- [21]Bernini, M., S. Guillou, and F. Bellone. Financial Leverage and Export Quality: Evidence from France[J]. Journal of Banking & Finance, 2015,(59):280-296.
- [22]Bertrand, M., and S. Mullianathan. Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences[J]. Journal of Political Economy, 2003,111(5):1043-1075.
- [23]Bloom, N., K. Manova, J. V. Reenen, S. T. Sun, and Z. Yu. Managing Trade: Evidence from China and

- the U.S. [R]. NBER Working Paper, 2018.
- [24]Broda, C., and D. E. Weinstein. Globalization and the Gains from Variety[J]. Quarterly Journal of Economics, 2006,121(2):541-585.
- [25]Bushee, B. J. The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior [J]. Accounting Review, 1998,73(3):305-333.
- [26]Cai, H., and Q. Liu. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms [J]. Economic Journal, 2009,119(537):764-795.
- [27]Chemmanur, T. J., S. He, and D. K. Nandy. The Going-Public Decision and the Product Market [J]. Review of Financial Studies, 2010,23(5):1855-1908.
- [28]Coles, J., N. Daniel, and L. Naveen. Managerial Incentives and Risk-Taking [J]. Journal of Financial Economics, 2006,79(2):431-468.
- [29]Derrien, F., and A. Kecskés. The Real Effects of Financial Shocks: Evidence from Exogenous Changes in Analyst Coverage[J]. Journal of Finance, 2013,68(4):1407-1440.
- [30]Fan, H., Y. A. Li, and S. R. Yeaple. Trade Liberalization, Quality, and Export Prices [J]. Review of Economics and Statistics, 2015,97(5):1033-1051.
- [31]Fang, V. W., X. Tian, and S. Tice. Does Stock Liquidity Enhance or Impede Firm Innovation [J]. Journal of Finance, 2014,5(10):2085-2125.
- [32]Gao, H., J. Harford, and K. Li. Determinants of Corporate Cash Policy: Insights from Private Firms[J]. Journal of Financial Economics, 2013,109(3):623-639.
- [33]Gao, H., P. H. Hsu, and K. Li. Innovation Strategy of Private Firms [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2018,53(1):1-32.
- [34]Hall, B. H., and J. Lerner. The Financing of R&D and Innovation [A]. Hall, B. H., and N. Rosenberg. Handbook of the Economics of Innovation[C]. Amsterdam: Elsevier, 2010.
- [35]He, J., and X. Tian. The Dark Side of Analyst Coverage: The Case of Innovation [J]. Journal of Financial Economics, 2013,109(3):856-878.
- [36]Head, K., and J. Ries. Heterogeneity and the FDI versus Export Decision of Japanese Manufacturers [J]. Journal of the Japanese and International Economics, 2003,17(4):448-467.
- [37]Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. E. Todd. Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence From Evaluating a Job Training Programme[J]. Review of Economic Studies, 1997,64(4):605-654.
- [38]Hummels, D., J. Ishii, and K.-M. Yi. The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade[J]. Journal of International Economics, 2001,54(1):75-96.
- [39]Jain, B. A., and O. Kini. The Post-Issue Operating Performance of IPO Firms [J]. Journal of Finance, 1994, 49(5):1699-1726.
- [40]Jensen, M. C., and W. H. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976,3(4):305-360.
- [41]Khandelwal, A. K., P. K. Schott, and S. J. Wei. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters[J]. American Economic Review, 2013,103(6):2169-2195.
- [42]Kugler, M., and E. Verhoogen. Prices, Plant Size, and Product Quality [J]. Review of Economic Studies, 2012,(79):307-339.
- [43]Lee, D. S., and T. Lemieux. Regression Discontinuity Designs in Economics [J]. Journal of Economic Literature, 2010,48(2):281-355.
- [44]Maksimovic, V., G. Phillips, and L. Yang. Private and Public Merger Waves [J]. Journal of Finance, 2013, 68(5):2177-2217.

- [45]Matsumoto, D. A. Management's Incentives to Avoid Negative Earnings Surprises [J]. Accounting Review, 2002,77(3):483-514.
- [46]Piveteau, P., and G. Smagghue. Estimating Firm Product Quality using Trade Data [J]. Journal of International Economics, 2019,(118):217-232.
- [47]Porter, M. E. Capital Disadvantage: America's Failing Capital Investment System[J]. Harvard Business Review, 1992,70(5):65-82.
- [48]Shapiro, C. Premiums for High Quality Products as Returns to Reputations [J]. Quarterly Journal of Economics, 1983,98(4):659-679.
- [49]Stein, J. C. Efficient Capital Markets, Inefficient Firms: A Model of Myopic Corporate Behavior [J]. Quarterly Journal of Economics, 1989,104(4):655-669.
- [50]Yan, X., and Z. Zhang. Institutional Investors and Equity Returns: Are Short-Term Institutions Better Informed[J]. Review of Financial Studies, 2009,22(2):893-924.
- [51]Yu, M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence From Chinese Firms[J]. Economic Journal, 2015,125(585):943-988.

The Impact of Going Public on Quality Upgrading of Export Products ——Evidence from China's Manufacturing Firms

ZHU Shu-jin, TANG Chao

(School of Economics and Trade of Hunan University, Changsha 410079, China)

Abstract: For the first time, this paper investigates the effect and mechanism of going public on the quality upgrading of export products. Based on the theoretical mechanism of the effect of going public on the quality upgrading of export products from management quality, complexity of assembly technology and quality of intermediate inputs, this paper uses the matched data of China's public firms database, China's industrial firms database and China's customs database from 2000—2013 to provide an empirical test. The results show that the going public has a significant promoting effect on the quality upgrading of export products, in the long run, the effect exists one-year lag period, and then shows sustainability. After changing the method of regression estimation, the measurement of key variables and controlling potential omitted variables, the results are robust. Furthermore, the mediation effect model is used to test the mechanism and the results show that the improvement of management quality and the complexity of assembly technology are the channels of promoting the quality upgrading of export products, but the channel of improving the quality of intermediate inputs is not available. The conclusion shows that the equity financing is beneficial to the quality upgrading of export products, and the management quality improvement arising from the high proportion of long-term institutional investors, assembly technology innovation and improvement, and the use of diversified intermediate inputs play an important role in the quality upgrading of export products. Therefore, this paper has important policy implications for China to deepen the structural reform of financial supply side and cultivate new competitive advantages for export firms.

Key Words: going public; export products quality; long-term institutional investors; management quality; complexity of assembly technology

JEL Classification: F13 G14 G32

〔责任编辑:许明〕

附录

正文未报告部分

附录 1 关于描述性统计

附表 1 考察了企业上市前后经国家—产品和时间调整的出口产品质量的变化情况。借鉴张劲帆等（2017）的思路，将出口产品质量进行国家—产品和时间调整，具体做法是将上市企业每年出口到一国的某一产品质量减去当年出口到该国家的这种产品的平均质量，再对上市前后的这种差值进行平均。

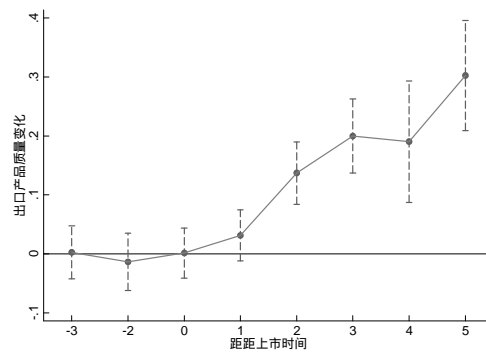
附表 1：上市前后企业出口产品质量（经国家—产品和时间调整）情况

(1)	(2)	(3)
上市前出口产品质量	上市后出口产品质量	(1)-(2) t 检验
0.1221	0.1844	-0.0622***

附录 2 关于 PSM-DID 模型

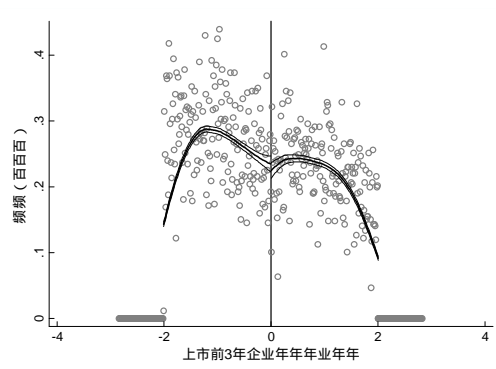
附表 2：PSM 的平衡性检验结果

变量	匹配前/匹配后	均值		处理组与对照组 差异 (%)	t 检验	
		处理组	对照组		t 值	p 值
lnsize	匹配前	13.208	10.417	240.7	26.05	0.000
	匹配后	13.208	13.194	1.2	0.11	0.916
roa	匹配前	0.135	0.065	65.6	7.27	0.000
	匹配后	0.135	0.140	-5.5	-0.40	0.692
tfp	匹配前	4.802	4.256	64.8	8.20	0.000
	匹配后	4.802	4.817	-1.7	-0.15	0.883
leverage	匹配前	0.529	0.571	-17.2	-1.96	0.050
	匹配后	0.529	0.512	7.1	0.69	0.491
HHI	匹配前	0.004	0.003	7	0.92	0.357
	匹配后	0.004	0.004	-0.7	-0.07	0.948
lnicapint	匹配前	4.898	3.720	96.1	11.12	0.000
	匹配后	4.898	4.945	-3.8	-0.37	0.711
lnage	匹配前	2.319	1.629	91.2	10.92	0.000
	匹配后	2.319	2.370	-6.7	-0.57	0.566

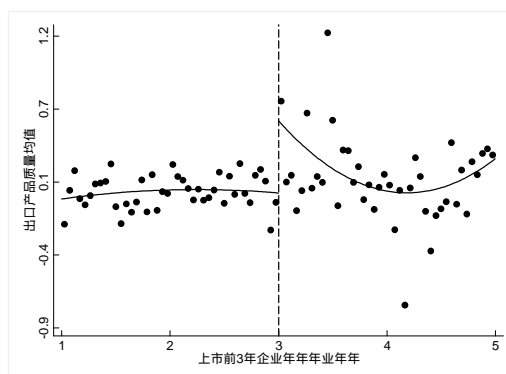


附图 1 平行趋势检验及动态效果

附录 3 关于断点回归



附图 2 近 3 年企业年年年年年的密度函数



附图 3 不同营业收入水平企业的出口产品质量变化

注：拟合线为出口产品质量对上市前 3 年企业年年年年年的二次项拟合。

附表 3：稳健性检验：断点回归（第一阶段回归结果）

变量	IK 法确定最优带宽			CCT 法确定最优带宽		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D	0.1421*** (0.0240)	0.1485*** (0.0370)	0.1471*** (0.0361)	0.1436*** (0.0235)	0.1516*** (0.0357)	0.1511*** (0.0352)
$f(R_f)$	二次方	三次方	四次方	二次方	三次方	四次方
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
F 检验值	35.20	16.13	16.59	37.11	17.99	18.38
观测值	12413	12413	12413	13026	13026	13026
R^2	0.6604	0.6605	0.6610	0.6547	0.6548	0.6553

注：括号内的为聚类稳健标准误，聚类在企业—年份层面。 D 为实验变量，驱动变量 R 大于 0 时， $D=1$ ；否则 $D=0$ 。 $f(R_f)$ 为驱动变量的高阶项。

附录 4 关于其他稳健性检验

(1) 标准化处理后的出口产品质量。这里，一方面借鉴施炳展和邵文波（2014）的质量标准化处理公式（ $r - quality_{fjhc} = \frac{quality_{fjhc} - \min quality_{fjhc}}{\max quality_{fjhc} - \min quality_{fjhc}}$ ），将 Khandelwal et al.（2013）方法（表中简称“KSW 方法”）测算的出口产品绝对质量转化为相对质量，然后用于回归；另一方面，借鉴施炳展和邵文波（2014）的方法，通过将企业其他国家（扣除 c 国）出口产品的平均价格或地区人均工资作为企业在 c 国出口产品价格的工具变量，同时加年企业国内市场需求规模来控制企业生产的水平种类产品，测算出口产品相对质量，然后用于回归。回归结果见附表 4。

附表 4：标准化处理后的出口产品质量的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	OLS 估年结果			PSM-DID 估年结果		
	KSW 方法	施炳展和邵文波（2014）方法		KSW 方法	施炳展和邵文波（2014）方法	
		出口到其他国家的 产品平均价格作为 IV	地区人均工 资作为 IV		出口到其他国家的 产品平均价格 作为 IV	地区人均工 资作为 IV
$public$	0.0095** (0.0043)	0.0122*** (0.0021)	0.0167*** (0.0041)			
$p_{time} \times p_{firm}$				0.0072*** (0.0024)	0.0075* (0.0042)	0.0112*** (0.0027)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业—产品— 国家固定效应	是	是	是	是	是	是

年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	4990091	4297553	4989595	115199	107411	115161
R ²	0.8920	0.9157	0.7346	0.9029	0.8069	0.7498

注：OLS 估年结果报告的是聚类稳健标准误，聚类在企业—年份层面。PSM-DID 模型报告的是 Bootstrap 法重复运行 200 次获得的标
准误。表中每列省略报告的是所有控制变量。

(2) 改变出口产品质量测算数据。借鉴 Fan et al. (2015)、Stiebale and Vencappa (2018), 使用 $\sigma=5$ 和 $\sigma=10$ 测算出口产品质量以作为稳健性检验, 附表 5 的第 (1) 列和第 (2) 列分别给出了回归结果。

(3) 改变配对百例和匹配方法。这里使用 1:3 的配对百例和卡尺内最近邻匹配法进行稳健性检验, 其中卡尺内最近邻匹配法的卡尺范围为 0.01、配对百例为 1:5。附表 5 第 (3) 列和第 (4) 列分别报告了回归结果, 附表 6 和附表 7 分别报告了 1:3 的配对百例以及卡尺内最近邻匹配法的平衡性检验结果。

附表 5：改变出口产品质量测算数据、配对比例和匹配方法的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	出口产品质量 ($\sigma=5$)	出口产品质量 ($\sigma=10$)	配对百例 (1:3)	卡尺内最近 邻匹配法
<i>ptime</i> × <i>pfirm</i>	0.0962*** (0.0158)	0.0949*** (0.0142)	0.0854*** (0.0152)	0.0659*** (0.0137)
控制变量	是	是	是	是
企业—产品—国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	115199	115199	78759	113081
R ²	0.7336	0.7494	0.7380	0.7400

注：括号内的为标准误，使用 Bootstrap 法重复运行 200 次获得。表中每列省略报告的是所有控制变量。

附表 6：PSM 的平衡性检验结果（配对比例为 1:3）

变量	匹配前/匹配后	均值		处理组与对照组差异 (%)	t 检验	
		处理组	对照组		t 值	p 值
<i>lnsize</i>	匹配前	13.208	10.417	240.7	26.05	0.000
	匹配后	13.208	13.205	0.3	0.02	0.982
<i>roa</i>	匹配前	0.135	0.065	65.6	7.27	0.000
	匹配后	0.135	0.134	0.1	0.01	0.993
<i>tfp</i>	匹配前	4.802	4.256	64.8	8.20	0.000
	匹配后	4.802	4.799	0.3	0.03	0.978
<i>leverage</i>	匹配前	0.529	0.571	-17.2	-1.96	0.050
	匹配后	0.529	0.513	6.6	0.64	0.526
<i>HHI</i>	匹配前	0.004	0.003	7.0	0.92	0.357
	匹配后	0.004	0.004	-1.5	-0.16	0.875

lncapint	匹配前	4.898	3.720	96.1	11.12	0.000
	匹配后	4.898	4.981	-6.8	-0.65	0.513
lnage	匹配前	2.319	1.629	91.2	10.92	0.000
	匹配后	2.319	2.380	-8	-0.67	0.500

附表 7：PSM 的平衡性检验结果（卡尺内最近邻匹配法）

变量	匹配前/匹配后	均值		处理组与对照组差异（%）	t 检验	
		处理组	对照组		t 值	p 值
lnsize	匹配前	13.208	10.417	240.7	26.05	0.000
	匹配后	13.172	13.150	1.9	0.17	0.868
roa	匹配前	0.135	0.065	65.6	7.27	0.000
	匹配后	0.136	0.141	-5.3	-0.38	0.707
tfp	匹配前	4.802	4.256	64.8	8.20	0.000
	匹配后	4.809	4.801	0.9	0.08	0.937
leverage	匹配前	0.529	0.571	-17.2	-1.96	0.050
	匹配后	0.529	0.514	6.2	0.60	0.551
HHI	匹配前	0.004	0.003	7.0	0.92	0.357
	匹配后	0.004	0.004	-0.8	-0.08	0.938
lncapint	匹配前	4.898	3.720	96.1	11.12	0.000
	匹配后	4.874	4.949	-6.1	-0.58	0.562
lnage	匹配前	2.319	1.629	91.2	10.92	0.000
	匹配后	2.303	2.355	-6.9	-0.59	0.555

附录 5 关于计算机构投资者类型的具体步骤

借鉴 Yan and Zhang（2009）刘京军和徐浩萍（2012），机构投资者类型具体年算步骤如下：

（1）年算每个机构投资者的总买年与总卖出：

$$CR_buy_{k,t} = \sum_{i=1}^{N_k} |S_{k,i,t} Pc_{i,t} - S_{k,i,t-1} Pc_{i,t-1} - S_{k,i,t-1} \Delta Pc_{i,t}| 1_{\{S_{k,i,t} > S_{k,i,t-1}\}} \quad (1)$$

$$CR_sell_{k,t} = \sum_{i=1}^{N_k} |S_{k,i,t} Pc_{i,t} - S_{k,i,t-1} Pc_{i,t-1} - S_{k,i,t-1} \Delta Pc_{i,t}| 1_{\{S_{k,i,t} \leq S_{k,i,t-1}\}} \quad (2)$$

其中， $CR_buy_{k,t}$ 和 $CR_sell_{k,t}$ 分别表示机构投资者 k 在 t 期的总买年和总卖出； $S_{k,i,t}$ 和 $S_{k,i,t-1}$ 分别表示机构投资者 k 在 t 期和 $t-1$ 期所持股票 i 的数量； $Pc_{i,t}$ 和 $Pc_{i,t-1}$ 分别表示股票 i 在 t 期和 $t-1$ 期的价格； $\Delta Pc_{i,t}$ 表示股票 i 在 t 期的价格相对于其在 $t-1$ 期的价格的变化。 $1_{\{S_{k,i,t} > S_{k,i,t-1}\}}$ 为示性函数，

如果 $1_{\{S_{k,i,t} > S_{k,i,t-1}\}} = 1$ ，则 $S_{k,i,t} > S_{k,i,t-1}$ 成立，代表机构投资者 k 对股票 i 进行了增持，那么将机构投资者 k 在 t 期的资金变化年年总买年；同理，如果 $1_{\{S_{k,i,t} \leq S_{k,i,t-1}\}} = 1$ ，则 $S_{k,i,t} \leq S_{k,i,t-1}$ 成立，代表机构投资者 k 对股票 i 进行了减持，那么将机构投资者 k 在 t 期的资金变化年年总卖出。

(2) 年算每个机构投资者的换手频：

$$CR_{k,t} = \frac{2 \min(CR_buy_{k,t}, CR_sell_{k,t})}{\sum_{i=1}^{N_k} S_{k,i,t} Pc_{i,t} + S_{k,i,t-1} Pc_{i,t-1}} \quad (3)$$

由此，可以得到过去两年（4 个半年度）每个机构投资者的平均换手频：

$$AVG_CR_{k,t} = \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 CR_{k,t-j} \quad (4)$$

根据机构投资者每期平均换手频 $AVG_CR_{k,t}$ 的大小，将机构投资者百成三组，换手频最小的一组为长期机构投资者，对应正文提到的专注型机构投资者；换手频最大的一组为短期机构投资者，对应正文提到的短暂型机构投资者；中间的一组对应正文提到的准指数型机构投资者。

(3) 将每只股票中的机构投资者持股百例按长期机构投资者、短期机构投资者、准指数型机构投资者百别进行加总，获得不同类型机构投资者在每只股票中的持股百例。上市企业机构投资者持股百例数据来自于国泰安数据库（CSMAR）。

附录 6 关于机制检验

(1) 使用企业进口中间投入产品—来源国家数量检验生产技术复杂性渠道。

附表 8：机制检验：生产技术复杂性渠道（企业进口中间投入产品—来源国家数量）

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>quality</i>	<i>lnimppcnum</i>	<i>quality</i>
<i>public</i>	0.1082** (0.0489)	0.1586** (0.0728)	0.1064** (0.0490)
<i>lnimppcnum</i>			0.0337*** (0.0032)
控制变量	是	是	是
企业—产品—国家固定效应	是	否	是
企业固定效应	否	是	否
年份固定效应	是	是	是
观测值	3242293	223761	3242293
R ²	0.7556	0.8607	0.7557

注：括号内的为聚类稳健标准误，其中第 (1) (3) 列聚类在企业—年份层面，第 (2) 列聚类到企业层面。

(2) 借鉴施炳展和邵文波(2014)将进口中间投年品质量进行标准处理并加总到企业层面。

进口中间投年品质量标准化公式：

$$squality_{fthc} = (quaimp_{fthc} - \min quaimp_{fthc}) / (\max quaimp_{fthc} - \min quaimp_{fthc}) \quad (5)$$

其中 $quaimp_{fthc}$ 为企业 f 在 t 年从 c 国进口中间投年品 h 的质量 $\max quaimp_{fthc}$ 和 $\min quaimp_{fthc}$ 分别代表某一产品 h 在所有企业、所有年份和所有进口国家层面上的质量最大值和最小值。

企业层面质量加总公式：

$$impqua_{ft} = \frac{sv_{fthc}}{\sum_{fthc \in \Omega} sv_{fthc}} \times squality_{fthc} \quad (6)$$

上式中, $impqua_{ft}$ 为企业 f 在 t 年的进口中间投年产品整体质量, sv_{fthc} 为企业 f 在 t 年从 c 国进口中间投年品 h 的价值量, Ω 代表企业层面的样本集合。

参考文献：

- [1] 刘京军,徐浩萍. 机构投资者: 长期投资者还是短期机会主义者[J]. 金融研究, 2012, (9): 141-154.
- [2] 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.
- [3] 张劲帆, 李汉涯, 何晖. 企业上市与企业创新——基于中国企业专利申请的研究[J]. 金融研究, 2017,(5):160-175.
- [4] Fan, H., Y. A. Li, and S. R. Yeaple. Trade Liberalization, Quality, and Export Prices [J]. Review of Economics and Statistics, 2015, 97(5):1033-1051.
- [5] Khandelwal, A. K., P. K. Schott, and S. J. Wei. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters [J]. American Economic Review, 2013, 103 (6) :2169-2195.
- [6] Stiebale, J., and D. Vencappa. Acquisitions, Markups, Efficiency, and Product Quality: Evidence from India [J]. Journal of International Economics, 2018,(112):70-87.
- [7] Yan, X., and Z. Zhang. Institutional Investors and Equity Returns: Are Short-Term Institutions Better Informed [J]. Review of Financial Studies, 2009,22(2):893-924.

注：该附录是期刊所发表论文的组成部百，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明引文和下载附件出处。

引用示例：

参考文献引用范例：

- [1] 朱军. 技术吸年、政府推动与中国全要素生产频提升[J]. 中国工业经济. 2017, (1) :5-24.

如果研究中使用了未在《中国工业经济》纸质版刊发、但在杂志网站上正式公开发表的数字内容

(包括数据、程序、附录文件), 请务必在研究成果正文中注明:
数据(及程序等附件)来自朱军(2017), 参见在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)
附件下载。