

经理自主权对企业出口产品质量的影响研究

许和连 金友森 王海成

摘要：本文基于2004—2013年中国制造业上市公司数据和中国海关数据库的匹配数据，考察了经理自主权对企业出口产品质量的影响。研究发现：经理自主权的扩大对企业出口产品质量产生了显著且稳健的促进作用；经理自主权对企业出口产品质量的影响在多个方面存在异质性，其对国有控股企业和高技术企业出口产品质量的促进作用更强，在质量差异幅度较大的产品和行业内经理自主权的产品质量提升效应更显著；影响机制检验表明，经理自主权通过提高全要素生产率、扩大资本投资和实施薪酬激励提升了企业出口产品质量。

关键词：经理自主权；出口产品质量；质量差异

[中图分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 08-0052-15

引言

出口产品质量决定了一国的专业化生产、国家间的贸易方向甚至一国的经济增长，也标志着一国产业和企业在国际市场上的竞争力（Feenstra and Romalis, 2014）^[1]。党的十九大报告明确指出：必须坚持质量第一、效益优先，瞄准国际标准提高水平，促进我国产业迈向全球价值链中高端。一方面，在全球产业链分工日益精细的背景下，生产要素的配置渐趋全球化，一个企业的国际竞争力不仅取决于其内生的资源获取能力，而且同时取决于其整合社会化和国际化资源的能力。另一方面，随着中国经济步入转型期，劳动力成本持续攀升，资源约束日益趋紧，如何将有限的资源以最佳方式进行高效配置进而提升产品质量，更是出口企业亟需解决的问题。而经理自主权（Managerial Discretion）正是一种决定企业资源配置效率的重要权力安排，表现为经理人对企业经营决策活动的实际控制和影响程度（Hambrick and Finkelstein, 1987）^[2]①。理论与实践也反复证明，经理自主权对企

[收稿日期] 2019-04-02

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’相关国家贸易竞争与互补关系研究”（16ZDA038）；湖南省研究生科研创新项目“贸易政策影响异质性企业出口绩效研究”（CX2018B158）。

[作者信息] 许和连：湖南大学经济与贸易学院院长、教授、博士生导师；金友森（通讯作者）：湖南大学经济与贸易学院博士研究生 410079 电子信箱 jyouesen@163.com；王海成：国家发展和改革委员会产业经济与技术经济研究所、中国宏观经济研究院助理研究员。

① 本文将具有“总经理、CEO（首席执行官）和总裁”头衔的管理者界定为经理人。

业经营绩效、创新能力和国际化战略等多个方面产生了重要影响 (Crossland and Hambrick, 2011^[3]; Chen et al., 2017^[4]; Sahaym et al., 2012^[5])。那么, 在开放经济和转型经济的双重背景下, 经理人作为对企业经营决策施以直接影响的重要神经中枢, 其自主权是否会对企业出口产品质量产生影响? 这一影响对不同性质的企业以及不同质量的产品而言是否具有异质性? 其中的作用机制又是如何? 对于以上问题的探讨, 既有助于从理论上回答长期以来关于经理人对企业产出而言是否重要、企业是否有必要提高经理自主权的各种争论, 也有助于为加快培育中国出口企业竞争新优势、实现开放型经济由规模速度型向质量效益型的转变提供启示。

就经理自主权的经济效应而言, 长期以来学者们基于委托代理理论、高阶梯队理论和战略选择理论等诸多视角, 围绕经理自主权与企业绩效的关系展开了广泛的讨论。研究主要见于经理自主权对企业盈利能力 (Crossland and Hambrick, 2011)、薪酬安排 (Finkelstein and Boyd, 1998^[6]; Boyd and Salamin, 2001^[7])、创新能力 (Chen et al., 2017) 和风险承担 (张三保和张志学, 2012)^[8]等方面的影响, 这些研究的多数结论认为扩大经理自主权增加了企业绩效。其中, 与本文研究主题最密切相关的一支文献是经理自主权对企业出口强度的影响。Sahaym 等 (2012) 将战略选择理论和环境决定理论与企业国际化进程纳入统一的研究框架, 发现经理自主权的扩大显著提升了行业出口强度。张三保和张志学 (2012) 则基于中国 30 个省份的经理自主权数据, 发现一个省份的经理自主权越大, 该省份企业的出口强度越大。不难发现, 既有的多数研究在封闭经济背景下重点关注了经理自主权对企业经营绩效的影响, 鲜有文献探讨经理自主权是否影响、如何影响企业出口产品质量的问题。尽管有极少数研究考察了经理自主权对企业出口强度的影响, 其分析却是建立在行业和省份宏观层面的基础之上, 忽略了同一行业、同一省份内微观企业经理自主权的差异及其对企业出口行为的异质性影响。

就企业出口产品质量的影响因素而言, 国内外的已有研究蔚为大观。通过梳理, 我们将影响企业出口产品质量的因素概括为三个方面。一是制度因素: 知识产权保护 (Glass and Wu, 2007)^[9]、政府补贴 (张杰等, 2015)^[10] 和最低工资标准 (许和连和王海成, 2016)^[11]; 二是要素禀赋: 信贷约束 (Fan et al., 2015a)^[12]、中间品进口 (许家云等, 2017)^[13] 和人力资本积累 (Henn et al., 2017)^[14]; 三是市场环境: 贸易自由化 (Fan et al., 2015b)^[15]、市场竞争 (张杰等, 2015) 和金融发展 (Crinò and Ogliaari, 2017)^[16]。可以看出, 既有的相关研究主要讨论了企业的要素禀赋或外部因素对出口产品质量的影响, 鲜有文献基于管理学的学科视角考察企业内部管理者权力或企业的治理结构对出口产品质量的影响。

基于以上情境, 本文基于企业内部治理的视角, 利用 2004—2013 年中国制造业上市公司数据和中国海关数据库的匹配数据, 考察经理自主权是否有助于企业出口产品质量升级。相比已有文献, 本文的边际贡献主要体现在以下两个方面: 第一, 本文率先探讨了经理自主权对企业出口产品质量的影响。本文首次将以管理者为核心的高阶梯队理论引入企业出口产品质量的研究框架中, 在尝试总结提出生产率效应、资本投资效应和薪酬激励效应三条理论机制的基础上, 利用高度细化的微

观数据实证检验了管理者权力与企业贸易表现的关系,为全面理解企业出口产品质量可能的影响因素和拓展高管权力结构对企业产出的影响机理提供了新的依据。第二,本文在企业异质性分析的基础上,进一步从产品质量差异化的角度考察了经理自主权对企业出口产品质量的异质性影响,拓展了该领域的研究广度。

一、理论机制分析

(一) 经理自主权、生产率效应与企业出口产品质量

扩大经理自主权,通过优化管理效率而提升企业全要素生产率,从而促进出口产品质量升级。扩大经理自主权最直接的影响便是提高了企业的管理效率。基于战略选择的理论视角,经理自主权反映了管理者在企业战略选择、制定和实施等方面的行为能力和自由度,赋予经理人更高的自主权有助于管理者在面对不同的环境下对企业战略不断作出调整以应对无法预期的变革,从而提高企业的管理效率(Crossland and Hambrick, 2011)。基于控制权激励的视角,具有较高自主权的经理人为追求战略目标往往愿意付出更多努力(Hagedoorn and Heslen, 2007)^[17],高自主权经理人对企业的非契约投资效应能够得到更大的发挥;在这种情况下,作为企业治理和企业管理的结合点,享有更高自主权的经理人将对企业管理效率产生更加积极的影响(Hambrick and Finkelstein, 1987)。

在转型经济背景下,优化企业管理效率是实现全要素生产率提升的重要途径。长期以来,技术进步被视为提高全要素生产率的主要渠道,但随着中国经济迈入中上等收入国家行列,通过后发优势而获得的技术进步空间正在逐渐缩小,管理效率对企业全要素生产率的提升越发重要和紧迫(程虹, 2018)^[18]。管理效率体现的是管理者的组织运营能力,高管理效率的企业可以通过雇佣高素质的劳动力、有效协调资源分配、引进先进设备等方式提高企业全要素生产率(Bender et al., 2018)^[19]。而已有大量研究证实,高生产率的企业出口了高质量的产品(Feenstra and Romalis, 2014; 樊海潮和郭光远, 2015^[20])。因此,经理自主权将通过生产率效应提升企业出口产品质量。

(二) 经理自主权、资本投资效应与企业出口产品质量

企业的投资行为最终取决于经理人的决策,而这种投资决策主要是受经理自主权的影响,经理自主权越大,经理人越倾向于扩大企业投资支出(王鲁平等, 2013)^[21]。一方面,经理人扩大企业投资的动机可能源自纯粹谋取私人利益。根据理性经济人的假设,经理人会利用手中的自主权来谋求个人利益,尤其是当经理人的报酬与企业规模关系密切时,经理人将更加倾向于扩大企业规模(Williamson, 1963)^[22];同时,具有较高自主权的经理人普遍存在过度自信的现象,此时经理人有动机通过扩大投资谋取个人利益(Bertero and Rondi, 2002)^[23]。另一方面,经理人扩大企业投资的动机也可能是出于发挥专用性才能以满足企业家自我实现的需要。更高的自主权拓宽了经理人施展企业家才能的空间,而企业家的自我实现无不依赖于在任企业绩效的提升。因此,为了实现企业绩效(事实上也是经理业绩)的长期提升,具有较高自主权的经理人更有可能将更多资金配置到物质资本或者无

形资本上 (Chen et al., 2017), 也更有可能做出开辟新市场的投资决策。

但是, 扩大资本投资对企业产品质量的影响是不确定的。一方面, 以购置生产设备、新建厂房等为主要形式的固定资产投资以及以扩大研发投入为代表的无形资产投资的增加, 能够充分发挥企业的规模经济和技术创新等优势, 提高企业出口产品质量。另一方面, 由于经理人谋取私利以及因过度自信所致的投资行为, 将降低企业投资效率并对企业绩效产生负面影响 (Yung, 2001)^[24], 从而可能不利于企业产品质量的提升。因此, 经理自主权将通过资本投资效应影响企业出口产品质量, 但其影响方向不确定。

(三) 经理自主权、薪酬激励效应与企业出口产品质量

对于经理自主权的薪酬激励效应, 现有研究基于不同的理论视角得出的一个较为主流的结论是, 具有较大自主权的经理人倾向于向员工支付更高的薪酬。一是基于企业控制权争夺的视角, Pagano 和 Volpin (2005)^[25]指出, 为了抵制企业被外部收购的风险以保全职位, 在位的经理人具有向员工支付高工资的倾向, 因此经理自主权的变化将调整经理人在员工薪酬安排上的决策。Cronqvist 等 (2009)^[26]基于瑞典的上市公司数据也得出了类似结论, 经理人的控制权越大, 员工的薪酬水平越高。随着中国市场经济体制的不断完善, 企业控制权市场的竞争日益激烈, 公司间收购兼并的行为已成为普遍现象, 再加上工会力量的逐渐壮大, 扩大经理自主权具有提高员工薪资水平的较大可能。二是基于战略管理理论的视角, Boyd 和 Salamin (2001) 认为经理自主权的扩大使得经理人在战略决策上更具灵活性, 而企业战略导向在一定意义上决定了员工薪资水平, 即相比保守战略, 灵活多变的战略能够为企业员工带来更高的基本薪酬和额外津贴。

然而, 薪酬提升对企业出口产品质量的影响是不确定的。一方面, 员工薪酬提升直接增加了企业用工成本, 导致企业可能削减生产人员数量, 从而不利于企业出口产品质量的提升 (许和连和王海成, 2016)。另一方面, 薪酬提升也可能对企业出口产生正的外部性, 即用工成本上升能够倒逼企业主动进行研发和创新, 刺激劳动生产率的提高, 因而可能对企业出口产品质量产生促进作用 (孙楚仁等, 2013)^[27]。因此, 经理自主权将通过薪酬激励效应影响企业出口产品质量, 但其影响方向不确定。

综上所述, 经理自主权可能通过生产率效应促进企业出口产品质量的提高, 通过资本投资效应和薪酬激励效应促进或抑制企业出口产品质量的提高。因此, 经理自主权对企业出口产品质量的总体作用方向并不明确, 需待本文后续严格的实证检验才能得出结论。

二、研究设计

(一) 数据来源与处理

本文使用的数据主要涵盖两个层面: 一是沪深 A 股制造业上市公司的数据, 来源于 2004—2013 年 CCER 经济金融数据库和 Wind 数据库; 二是相应年份产品层面的出口数据, 来源于中国海关数据库。对于上市公司数据, 本文做了如下处理:

(1) 剔除未披露上市公司高管薪酬、总经理和董事长两职设置状况的企业；(2) 剔除 ST、PT 上市公司；(3) 剔除报酬权指数小于 1 的上市公司，因为总经理作为高管中职权最重要的一员，其薪酬理应高于所有高管薪酬的平均水平；(4) 剔除总资产、固定资产、流动资产、流动负债、营业收入以及职工人数中任何一项存在缺失值、零值或负值的企业样本。

考虑到上市公司可能存在更改企业名称的情况，我们对于上述获得的数据，进行了如下匹配：首先，将 CCER 经济金融数据库和 Wind 数据库根据证券代码和年份进行匹配得到上市公司数据，并单独整理出上市公司曾用名数据。其次，将历年中国海关数据与上市公司曾用名按照企业名称进行匹配，得到包含上市公司名称的出口企业相关信息。最后，将上市公司数据与出口企业数据按照企业名称和年份进行匹配，得到本文的最终样本数据。

(二) 计量模型的设定

借鉴 Fan 等 (2015a) 关于企业出口产品质量决定方程的设定，为检验经理自主权对企业出口产品质量的影响，本文设立如下模型：

$$quality_{fhd} = \alpha_0 + \alpha_1 power_{fj} + \gamma X + \lambda_f + \rho_t + \varphi_{hd} + \varepsilon_{fhd} \quad (1)$$

其中， f 表示企业， h 表示 HS6 位码产品， d 表示出口目的国（地区）^①， t 表示年份。 $quality_{fhd}$ 为企业 f 在第 t 年出口 h 产品至 d 目的国的产品质量， $power_{fj}$ 为企业 f 在第 t 年的经理自主权。 X 为控制变量集， λ_f 为企业固定效应， ρ_t 为年份固定效应， φ_{hd} 为产品-目的国固定效应， ε_{fhd} 为随机扰动项。本文所有回归结果的标准误在企业层面聚类以缓解可能存在的组内相关问题。

控制变量集 X 包含以下变量：(1) 劳动生产率 (pro)，采用企业人均产出的自然对数进行衡量。(2) 研发投入强度 (rd)，采用研发费用与营业收入之比衡量。(3) 企业规模 ($size$)，采用企业职工人数的自然对数进行衡量。(4) 企业存续年限 (age)，采用当年年份与企业成立年份之差进行衡量，加 1 后取自然对数。(5) 资金约束 ($finance$)，采用应付账款占营业收入比例作为资金约束的代理变量，该值越大表明企业现有资金较为充足，资金约束越小。(6) 竞争程度 (hhi)，用行业的赫芬达尔指数（某一 CSRC2 位码行业内所有企业营业收入占比的平方和）表示，该指数越大，表明竞争程度越低。(7) 资本密集度 (cap)，用人均固定资产的自然对数衡量。(8) 外资企业虚拟变量 (fie)，属于外资控股的企业记为 1，否则为 0。

(三) 关键变量的测算

1. 经理自主权

本文借鉴王鲁平等 (2013)、Shin (2016)^[28] 的做法，采用职位权 (pos)、薪酬权 (pay) 和运作权 (ope) 三个代理变量正态标准化后的平均值来间接衡量经理自主权 ($power$)。具体测算方法如下：首先，分别对职位权、薪酬权和运作权进行正态标准化处理。由于三个变量的度量单位和经济含义不尽相同，在合成综

^①目的国（地区）文中简称目的国。

合指标之前有必要进行标准化处理,正态标准化的含义在于将变量的分布函数转换为正态分布,通过正态标准化处理后的变量具有横向可比性。其次,将三个标准化后的变量的算数平均值作为经理自主权的代理变量,即经理自主权 ($power$) = (pos 的标准化值 + pay 的标准化值 + ope 的标准化值) / 3。经理自主权的三个分项指标如下。

(1) 职位权 (pos)。经理人在董事会中是否任职反映了经理人法定权利的大小。若经理人兼任董事长则表明经理人拥有公司的所有法定权利,地位最高;经理人也有可能仅担任副董事长或普通董事甚至并没有在董事层任职,此时经理人的权利则相应递减。若总经理兼任董事长,则该变量取值为 1;若总经理兼任副董事长或普通董事,则该变量取值为 0.5;若总经理不兼任任何董事,则将该变量记为 0。

(2) 薪酬权 (pay)。薪酬权是经理人人力资本价值的体现,经理人相对其他高管的薪酬水平越高,表明经理人人力资本价值越大,经理人在企业中的影响力也越大。为了消除行业和企业规模的影响,本文采用经理相对薪酬衡量薪酬权,相对薪酬 = 经理薪酬 / 高管平均薪酬。其中,经理薪酬用公司前三名高管的平均薪酬近似替代。

(3) 运作权 (ope)。运作权是指经理人自由支配、运用公司资源的权力。经理人作为代理人,股东赋予了其使用和配置公司资源的权利,经理人支配与运用公司资源的自由度往往反映了股东和董事会对经理人权利的限制或宽容。本文采用年营运资金与年销售收入的比值来衡量资源运作权,该变量取值越大,表明经理可控制的资源越多。

2. 出口产品质量

本文借鉴 Fan 等 (2015b) 的方法,对产品出口价格进行控制后,采用需求函数来测算产品质量。目的国消费者的产品需求函数设定如下:

$$x_{fhd} = q_{fhd}^{-1} p_{fhd}^{-\sigma} P_{dt}^{\sigma-1} Y_{dt} \quad (2)$$

其中 x_{fhd} 和 p_{fhd} 分别表示 f 企业在第 t 年出口 HS6 位码的产品 h 至 d 目的国的产品数量和价格, P_{dt} 为出口目的国市场上产品的总体价格指数, Y_{dt} 为出口目的国市场的总支出, $\sigma > 1$ 表示产品间的替代弹性。对式 (2) 两边取对数,则可以通过 OLS 估计的残差项来估计每一个企业-产品-出口目的国-年份层面的出口产品质量:

$$\log x_{fhd} + \sigma \log p_{fhd} = \varphi_h + \varphi_{dt} + \varepsilon_{fhd} \quad (3)$$

其中 φ_h 为产品固定效应, φ_{dt} 为出口目的国-年份固定效应,用于控制出口目的国的总体价格水平 (P_{dt}) 和收入水平 (Y_{dt}); ε_{fhd} 为随机扰动项,被估计的出口产品质量为:

$$q_{fhd} = \frac{\varepsilon_{fhd}}{(\sigma - 1)} \quad (4)$$

使用该方法测算出口产品质量还有一个值得重视的问题便是替代弹性系数 σ 该如何取值,此处我们采用 Broda 和 Weinstein (2006)^[29] 估算的替代弹性数据。

三、实证结果与分析

(一) 基本回归

表1给出了基于全样本的回归结果。第(1)列没有控制任何因素,第(2)列则加入了所有控制变量,结果表明经理自主权(*power*)的影响系数在1%水平下显著为正。第(3)列和第(4)列则在第(1)列和第(2)列的基础上进一步控制了企业、年份和产品-目的国固定效应,*power*的影响系数仍在1%水平下显著为正。第(4)列的结果表明,企业经理自主权的扩大显著地促进了出口产品质量的提升,这也说明“生产率效应”“资本投资效应”和“薪酬激励效应”对企业出口产品质量产生的正向影响大于“资本投资效应”和“薪酬激励效应”所产生的负向影响。

表1 基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>power</i>	0.1830*** (0.0183)	0.1509*** (0.0203)	0.3030*** (0.1090)	0.3218*** (0.1173)
<i>pro</i>		0.0875*** (0.0079)		0.1111** (0.0554)
<i>rd</i>		2.4251*** (0.4272)		9.1342*** (2.3997)
<i>size</i>		-0.1154*** (0.0107)		0.0153 (0.0860)
<i>age</i>		-1.1884*** (0.0370)		0.0740 (0.3345)
<i>finance</i>		2.9414*** (0.1659)		4.3936*** (0.9918)
<i>hhi</i>		-0.2149** (0.0877)		0.2132 (0.4873)
<i>cap</i>		0.2347*** (0.0151)		0.3578*** (0.1102)
<i>fie</i>		0.5358*** (0.0706)		-0.0865 (0.2955)
企业固定效应	否	否	是	是
年份固定效应	否	否	是	是
产品-目的国固定效应	否	否	是	是
样本量	212 895	212 895	212 895	212 895
R ²	0.0005	0.0109	0.4671	0.4688

注:系数下括号内为在企业层面聚类的标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著;如无特别说明,下表同。

(二) 稳健性检验

1. 克服样本选择性偏差

由于基本回归的样本均是出口企业而未包含非出口企业，由此产生的样本自选择问题可能会导致基于该非随机样本对总体进行的推断存在偏误。解决这类问题较好的处理方法是采用 Heckman 两步法。按照 Heckman 两步法的基本思想，我们将第一步的样本选择方程设定如下：

$$\text{probit}(ex_{ift} = 1) = \beta_0 + \beta_1 ex_{ift-1} + \beta_2 X + \theta_i + \rho_t + \nu_{ift} \quad (5)$$

其中， i 、 f 和 t 分别表示行业、企业和年份； ex_{ift} 表示企业是否出口的虚拟变量，出口取值为 1，否则为 0。 ex_{ift-1} 为企业上一期的出口状态虚拟变量，由于企业进入国外市场需要支付一定数量的固定成本和沉淀成本，企业前期所支付的出口成本会使得下一期继续出口的概率变大（张杰等，2015）。 X 为控制变量集，其定义方式与基础计量模型式（1）一致，此处不再赘述。 θ_i 和 ρ_t 分别表示行业固定效应和年份固定效应， ν_{ift} 为随机扰动项。

第二步，将第一步选择方程获得的逆米尔斯比率代入质量决定方程式（1）进行回归，表 2 第（1）列报告了采用 Heckman 两步法纠正样本选择性偏差后的回归结果。从中可以看出，经理自主权的影响系数在 1% 水平下显著为正，说明考虑样本选择性偏差后，经理自主权促进企业出口产品质量的结论仍然成立。

2. 考虑内生性问题

本文可能面临由反向因果关系引致的内生性问题。已有研究表明产品差异化程度和产品需求等是影响经理自主权的重要因素（Finkelstein and Boyd, 1998），因此企业出口产品质量可能会影响经理自主权。对于这一问题，我们将采用以下两种工具变量法予以考虑。

第一，分组平均值工具变量法。借鉴 Fisman 和 Svensson（2007）^[30] 构建分组平均值作为工具变量的做法，我们选取经理自主权的行业-年份均值 $power_{it}^{avg}$ 作为 $power_{it}$ 的工具变量。理由在于：经理自主权可被分解成两部分： $power_{it} = power_{it}^{avg} + power_{it}^{spc}$ ，其中 $power_{it}^{avg}$ 表示企业所在行业-年份的经理自主权均值， $power_{it}^{spc}$ 表示企业经理自主权与行业-年份均值的差异；该分解方法使得由企业层面随机扰动项造成的影响只与 $power_{it}^{spc}$ 相关而与行业-年份层面的 $power_{it}^{avg}$ 无关， $power_{it}^{avg}$ 与 $power_{it}$ 相关而又与随机扰动项无关，可以看做是合适的工具变量。为了保证该工具变量的有效性，我们采用了“不可识别检验”（Kleibergen-Paap rk LM 统计量）和“弱工具变量检验”（Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量）对工具变量进行检验。表 2 第（2）列汇报了 2SLS 第二阶段的结果，可以看出经理自主权对企业出口产品质量的影响仍然在 1% 水平下显著为正，且通过了不可识别检验和弱工具变量检验，表明我们采用的工具变量是有效的。

第二，滞后一期工具变量法。按照通用做法，我们选用经理自主权的滞后一期 $power_{it-1}$ 作为 $power_{it}$ 的另一工具变量，既可以保证工具变量和经理自主权显著相关，又能确保工具变量相对企业出口产品质量的外生性。估计结果如表 2 第（3）列所示，经理自主权的影响系数在 10% 水平下显著为正，Kleibergen-Paap rk LM 统

计量和 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量也同样表明我们所选的工具变量是有效的。

3. 重新测算出口产品质量

此处，本文采用单位价值量（出口总价值量/数量）来重新衡量企业出口产品质量，尽管这一做法存在一些不足，但在关于出口产品质量经典的理论模型中，CES 函数设定与垄断竞争意味着每个企业的产品定价等于一个不变的成本加成率与边际成本的乘积，质量对边际成本的弹性为正，每个企业的价格都会随着产品质量的提高而提高（Kugler and Verhoogen, 2012^[31]；Fan et al., 2015b），因此，使用单位价值量衡量企业出口产品质量有一定的合理性。表 2 第（4）列给出了相应结果，经理自主权的影响系数仍在 1% 水平下显著为正。

表 2 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>power</i>	0.2826*** (0.0212)	1.7873*** (0.5754)	0.3827* (0.2071)	0.1418*** (0.0441)
<i>mills lambda</i>	1.0718*** (0.1432)			
Kleibergen-Paap rk LM 统计量		39.1410***	90.0890***	
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量		75.7750***	352.0210***	
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	否	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
产品-目的国固定效应	否	是	是	是
样本量	250 218	212 895	185 843	212 895

注：囿于 Heckman 命令控制固定效应的数量有限，第（1）列仅控制了行业、年份和目的国固定效应；限于篇幅，表中未报告各控制变量的回归结果，下表同。

四、进一步检验

（一）企业异质性、经理自主权与出口产品质量

为考察经理自主权对不同类型企业出口产品质量影响的异质性，本文分别从控股股东所有制类型和企业技术水平两个方面对样本进行分组回归，表 3 报告了回归结果。

1. 控股股东所有制类型

表 3 第（1）—（3）列报告了经理自主权对不同控股类型上市公司出口产品质量的影响。根据上市公司实际控制人的类别，本文将样本分为国有控股、民营控股和外资控股三类。结果表明，在国有控股企业中，经理自主权的影响系数在 1% 水平下显著为正，但对于民营和外资控股上市公司而言，经理自主权的影响系数虽然为正但未通过 10% 水平的显著性检验，意味着经理自主权对国有控股企业出口产品质量的促进作用更强。对于这一结论，可能的原因有：一是国有控股企业的管理

者除了维持企业正常运作外，往往还肩负着各种政治任务和社会职能，这使得国有控股企业经理自主权相对受限；反之，在民营控股企业或外资控股企业中，管理层和大股东身份重合的可能性较大，政府部门对这些企业的监督与约束也相对较少，使得这些企业的管理者通常具有较高的自主权；在这种情形下，释放经理自主权将促使国有控股企业把目标更多地聚集在企业经营上，出口产品质量将得到更大幅度提升，但对本身已经具有较高自主权和公司治理水平的民营和外资控股企业而言，进一步扩大经理自主权的边际作用可能不再明显。二是国有企业往往更容易获得各项优惠政策支持，如企业补贴、贷款扶持以及各类资源要素向国有部门的相对集中等，经理自主权的扩大将使得经理人有权对这些“便利资源”进行合理有效的配置或者以此扩大投资规模，并通过生产率效应和资本投资效应最终反映在出口产品质量的提升上。

2. 企业技术水平

一般而言，相比低技术企业，高技术企业的生产率往往更高；高技术企业经理自主权的发挥空间较大，经理人自我实现的欲望较为强烈，而低技术企业则相反。为此，我们根据国家统计局印发的《高技术产业（制造业）分类（2013）》，将企业按所处行业类型划分为高技术企业和低技术企业，以检验经理自主权对企业出口产品质量的影响是否在技术水平上存在差异。

表3第（4）列和第（5）列的结果表明，高技术企业中经理自主权的影响系数在5%水平下显著为正，低技术企业的系数则未通过10%水平的显著性检验，意味着经理自主权对高技术企业出口产品质量的促进作用更强。可能的解释在于两个方面：一是相比低技术企业，高技术企业往往更加注重经营者的创新意识、冒险意识和机会敏锐性（中国企业家调查系统，2009）^[32]，因而更有可能聘请富有创新精神和冒险精神的经理人，其自主权的扩大将更有可能增加经理人在提升企业产品质量方面的工作投入；此外，富有创新精神的经理人在企业创新方面往往具有更高的认知程度，经理自主权的扩大将强化这种高管认知对企业创新投入的促进作用，进而实现产品质量的提升。二是高技术企业的技术吸收能力和学习效率相对较高，经理人工作积极性和创新潜能发挥的空间较大，经理人为了实现自我价值也更有意愿去开发更多风险性项目，促使经理自主权扩大带来的资本投资效应得到了更大发挥。

表3 企业异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	国有控股	民营控股	外资控股	高技术	低技术
<i>power</i>	0.6418 *** (0.2330)	0.1436 (0.1390)	0.2881 (0.9762)	0.5996 ** (0.2652)	0.1530 (0.1120)
控制变量	是	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是
产品-目的国固定效应	是	是	是	是	是
样本量	80 634	113 039	4 631	28 531	179 365
R ²	0.5921	0.5311	0.6411	0.5769	0.4938

(二) 质量差异、经理自主权与出口产品质量

已有研究表明,产品质量差异是影响企业出口产品价格和质量的重要因素(Kugler and Verhoogen, 2012; Fan et al., 2015b)。为了检验经理自主权与企业出口产品质量之间的关系是否会随产品质量差异程度的不同而不同,本文首先借鉴了樊海潮和郭光远(2015)的做法,根据每种产品的质量标准化均值将样本分为同质化产品和异质化产品分别进行回归,结果见表4第(1)、(2)列;其次,借鉴Kugler和Verhoogen(2012)的做法,按照Gallop-Monhan行业指数的均值进行分组回归,结果见表4第(3)、(4)列^①。两种分组方法均表明,经理自主权对产品质量差异程度较大的企业的出口产品质量的促进作用大于质量差异较小的企业。基于战略选择理论,产品质量的差异化程度越大,扩大经理自主权越有利于经理人充分发挥自身人力资本价值,此时管理者将致力于制定“差异化战略”(提供高质量的差异化产品)以扩大国际市场需求空间,努力引领企业在质量阶梯中占据高端位置;反之,产品质量差异化程度较小,产品质量上升空间不足,因而经理人对企业市场份额的影响也相对受限,此时管理者更多的是致力于制定“成本领先战略”(利用成本优势扩大销量)以获取更多利润(Fan et al., 2015b),因而在提升出口产品质量方面的投入可能有所不足。

表4 质量差异程度异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	同质化产品	异质化产品	低 G-M 指数	高 G-M 指数
<i>power</i>	0.2246 *** (0.0714)	0.6662 *** (0.2569)	0.2482 (0.1569)	0.3273 ** (0.1385)
控制变量	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是
产品-目的国固定效应	是	是	是	是
样本量	148 779	64 008	101 414	90 395
R ²	0.5332	0.4758	0.4673	0.5203

(三) 影响机制检验

前文的影响机制分析认为,经理自主权主要通过生产率效应、资本投资效应和薪酬激励效应三条渠道影响企业出口产品质量。为了识别与检验其中的作用机制,本文选取了企业全要素生产率(*tfp*)、投资支出(*invest*)和员工平均工资(*wage*)作为中介变量^②,利用Baron和Kenny(1986)^[33]提出的“三步法”对影响机制进

^①Kugler和Verhoogen(2012)计算的Gallop-Monhan指数是基于ISIC4位码的行业分类,我们将HS6位码产品转换至ISIC4位码行业得到本文的G-M指数,指数越大表明产品质量差异越大。编码转换文件来自世界银行:http://wits.worldbank.org/product_concordance.html。

^②全要素生产率(*tfp*)采用索洛余值法进行估算;投资支出为新增投资支出,按照通行的做法,将新增投资支出(*invest*)定义为:(为构建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产而收回的现金)/年初总资产;员工平均工资进行了取自然对数处理。

行检验：(1) 检验核心解释变量对被解释变量的影响 [见前文基础计量模型式(1)]；(2) 检验核心解释变量对中介变量的影响；(3) 检验核心解释变量和中介变量对被解释变量的共同影响。如果第一步和第二步的核心解释变量以及第三步的中介变量的影响系数均显著，则表明中介效应存在；此时，若第三步核心解释变量的系数也显著，表明存在部分中介效应；若第三步核心解释变量的系数不显著，表明存在完全中介效应。

表5报告了本文影响机制的检验结果。第(1)—(3)列为中介效应第二步的回归结果，其中 *power* 的影响系数均在1%水平下显著为正，表明扩大经理自主权显著提高了企业全要素生产率、资本投资支出以及员工工资水平。第(4)—(6)列为中介效应第三步的回归结果，企业全要素生产率 (*tfp*)、投资支出 (*invest*) 和员工平均工资 (*wage*) 的影响系数均至少在5%水平下显著为正。这一结果表明全要素生产率、投资支出和员工平均工资是经理自主权影响企业出口产品质量的中介变量，此时经理自主权的系数仍然显著，说明是部分中介效应。当然，本文也进一步采用了 Sobel 检验来确保中介效应的存在，检验发现全要素生产率、投资支出和工资水平三条渠道的 Z 统计量分别是 5.2013、3.5143 和 2.1647，均至少在5%水平下显著。这些结果表明，提高企业全要素生产率、扩大资本投资以及实施薪酬激励是经理自主权促进企业出口产品质量的部分机制。

表5 影响机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>tfp</i>	<i>invest</i>	<i>wage</i>	<i>quality</i>	<i>quality</i>	<i>quality</i>
<i>power</i>	0.0093 *** (0.0008)	0.0017 *** (0.0003)	0.2029 *** (0.0046)	0.3201 *** (0.0396)	0.3147 *** (0.0402)	0.3130 *** (0.0397)
<i>tfp</i>				0.6351 *** (0.1092)		
<i>invest</i>					1.2024 *** (0.2684)	
<i>wage</i>						0.0583 ** (0.0269)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是
产品-目的国固定效应	否	否	否	是	是	是
样本量	212 895	209 773	212 895	212 895	209 387	212 895
R ²	0.4618	0.1720	0.7016	0.4689	0.4692	0.4688

五、结论与政策启示

随着中国经济步入转型期，传统的劳动力成本优势正在弱化，新的竞争优势尚未形成。在这一背景下，如何充分发挥企业管理者在优化资源配置中的关键作用，是出口企业在培育国际竞争新优势过程中需要重视的问题。为此，本文从企业内部治理的角度出发，基于2004—2013年中国制造业上市公司数据和中国海关数据库

的匹配数据,实证研究了经理自主权对企业出口产品质量的影响。研究发现:第一,经理自主权的扩大显著促进了企业出口产品质量的提升,这一结论在克服样本选择性偏差、考虑内生性问题和改变变量衡量方式后依然成立。第二,经理自主权对企业出口产品质量的促进作用在多个方面呈现异质性的特点,经理自主权对国有控股企业和高技术企业出口产品质量的促进作用更强,经理自主权的产品质量提升效应在质量差异幅度较大的产品或行业内更加显著。第三,影响渠道检验发现,提高企业全要素生产率、扩大资本投资以及实施薪酬激励是经理自主权促进企业出口产品质量的部分机制。

本文的研究结论对于进一步加强企业内部治理和提升出口产品质量以强化出口竞争力具有一定的政策启示:第一,本文的研究结论与国家全面深化改革的大方向不谋而合。党的十八届三中全会提出了全面深化改革的突破性决定:处理好政府和市场的关系,发挥好市场在资源配置中的决定性作用。这就要求政府在宏观顶层制度的设计上释放微观企业的自主权,减少对企业的直接干预,坚持通过“简政放权”手段转变政府职能,加快构建市场开放公平、企业自主决策、政府权责清晰的经济体制。在国有企业改革方面,政府应努力减少对企业高管的政治负担,逐渐弱化国企及其高管的行政级别,强化企业自主权,建立职业经理人制度,引导管理者将目标更多地集聚于企业经营上。第二,对于出口企业而言,要充分发挥企业管理者的专用性人力资本价值。出口企业应不断完善公司治理机制,适当释放部分经理自主权,充分发挥经理人的主观能动性和企业家才能,提高其参与企业生产、投资以及产品研发与创新等方面的工作积极性。第三,对于高技术企业而言,应适当加强组织架构的柔性建设。鼓励采用扁平化管理模式、高管薪酬激励以及高管股权激励等方式提高企业的经理自主权,在技术优势和企业内部治理效率上寻求最佳发力点,加速出口产品质量升级,强化出口竞争优势。

[参考文献]

- [1] FEENSTRA R C, ROMALIS J. International Prices and Endogenous Quality [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129 (2): 477-527.
- [2] HAMBRICK D C, FINKELSTEIN S. Managerial Discretion: A Bridge between Polar Views of Organizational Outcomes [J]. *Research in Organizational Behavior*, 1987, 9 (4): 369-406.
- [3] CROSSLAND C, HAMBRICK D C. Differences in Managerial Discretion across Countries: How Nation-level Institutions Affect the Degree to which CEOs Matter [J]. *Strategic Management Journal*, 2011, 32 (8): 797-819.
- [4] CHEN L, CHEN Y, YANG S. Managerial Incentives and R&D Investments: The Moderating Effect of the Directors' and Officers' Liability Insurance [J]. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2017, 39: 210-222.
- [5] SAHAYM A, TREVIÑO L J, STEENSMA H K. The Influence of Managerial Discretion, Innovation and Uncertainty on Export Intensity: A Real Options Perspective [J]. *International Business Review*, 2012, 21 (6): 1131-1147.
- [6] FINKELSTEIN S, BOYD B K. How Much Does the CEO Matter? The Role of Managerial Discretion in the Setting of CEO Compensation [J]. *Academy of Management Journal*, 1998, 41 (2): 179-199.

- [7] BOYD B K, SALAMIN A. Strategic Reward Systems: A Contingency Model of Pay System Design [J]. *Strategic Management Journal*, 2001, 22 (8): 777-792.
- [8] 张三保, 张志学. 区域制度差异, CEO 管理自主权与企业风险承担——中国 30 省高技术产业的证据 [J]. *管理世界*, 2012 (4): 101-114.
- [9] GLASS A J, WU X. Intellectual Property Rights and Quality Improvement [J]. *Journal of Development Economics*, 2007, 82 (2): 393-415.
- [10] 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): 71-87.
- [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] FAN H, LAI E L C, LI Y A. Credit Constraints, Quality, and Export Prices: Theory and Evidence from China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2015a, 43 (2): 390-416.
- [13] 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): 52-75.
- [14] HENN C, PAPAGEORGIOU C, ROMERO J M, SPATAFORA N. Export Quality in Advanced and Developing Economies: Evidence from a New Dataset [J]. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 8196, 2017.
- [15] FAN H, LI Y A, YEAPLE S R. Trade Liberalization, Quality, and Export Prices [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2015b, 97 (5): 1033-1051.
- [16] CRINÒ R, OGLIARI L. Financial Imperfections, Product Quality, and International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 104: 63-84.
- [17] HAGEDOORN J, HESEN G. Contract Law and the Governance of Inter-Firm Technology Partnerships - An Analysis of Different Modes of Partnering and their Contractual Implications [J]. *Journal of Management Studies*, 2007, 44 (3): 342-366.
- [18] 程虹. 管理提升了企业劳动生产率吗? ——来自中国企业——劳动力匹配调查的经验证据 [J]. *管理世界*, 2018 (2): 80-92.
- [19] BENDER S, BLOOM N, CARD D, VAN REENEN J, WOLTER S. Management Practices, Workforce Selection, and Productivity [J]. *Journal of Labor Economics*, 2018, 36 (S1): S371-S409.
- [20] 樊海潮, 郭光远. 出口价格、出口质量与生产率间的关系: 中国的证据 [J]. *世界经济*, 2015 (2): 58-85.
- [21] 王鲁平, 康华, 吴颖茵. 经理自主权、财务杠杆与投资的关系研究 [C]. *中国会计学会 2013 年学术年会论文集*.
- [22] WILLIAMSON O E. Managerial Discretion and Business Behavior [J]. *American Economic Review*, 1963, 53 (5): 1032-1057.
- [23] BERTERO E, RONDI L. Does A Switch of Budget Regimes Affect Investment and Managerial Discretion of State-owned Enterprises? Evidence from Italian Firms [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2002, 30 (4): 836-863.
- [24] YUNG K K. Foreign Acquisitions and Managerial Discretion [J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2001, 16 (1): 53-63.
- [25] PAGANO M, VOLPIN P F. Managers, Workers, and Corporate Control [J]. *Journal of Finance*, 2005, 60 (2): 841-868.
- [26] CRONQVIST H, HEYMAN F, NILSSON M, SVALERYD H, VLACHOS J. Do Entrenched Managers Pay their Workers More? [J]. *Journal of Finance*, 2009, 64 (1): 309-339.
- [27] 孙楚仁, 张卡, 章韬. 最低工资一定会减少企业的出口吗? [J]. *世界经济*, 2013 (8): 100-124.
- [28] SHIN T. Fair Pay or Power Play? Pay Equity, Managerial Power, and Compensation Adjustments for CEOs [J]. *Journal of Management*, 2016, 42 (2): 419-448.

- [29] BRODA C, WEINSTEIN DE. Globalization and the Gains from Variety [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121 (2): 541-585.
- [30] FISMAN R, SVENSSON J. Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence [J]. *Journal of Development Economics*, 2007, 83 (1): 63-75.
- [31] KUGLER M, VERHOOGEN E. Prices, Plant Size, and Product Quality [J]. *Review of Economic Studies*, 2012, 79 (1): 307-339.
- [32] 中国企业家调查系统. 企业经营者对企业家精神的认识与评价——2009年中国企业经营者成长与发展专题调查报告 [J]. *管理世界*, 2009 (6): 91-101.
- [33] BARON R M, KENNY D A. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51 (6): 1173-1182.

(责任编辑 武 齐)

The Impact of Managerial Discretion on the Quality of Export Products

XU Helian JIN Yousen WANG Haicheng

Abstract: Based on the data of Chinese manufacturing listed firms and data from Chinese Customs Trade Statistics from 2004 to 2013, this paper examined the impact of managerial discretion on the quality of export products. The results show that the impact is significantly positive and robust, especially strong for state-owned and high-tech firms and industries in which the scope for quality differentiation is higher. Improving total factor productivity, expanding capital investment and implementing salary incentives are the impact channels.

Keywords: Managerial Discretion; Quality of Export Products; Quality Differentiation