

贸易便利化与企业出口产品质量升级

段文奇 徐邦栋 刘晨阳

摘要：本文基于2000—2006年制造业企业数据与海关数据，考察了贸易便利化对企业出口产品质量的影响。结果表明：贸易便利化通过中间品进口和企业研发促进了企业出口产品质量升级，该效应受到企业异质性与产品异质性的影响；较强的产业集聚更有利于增强贸易便利化对企业出口产品质量的积极作用。此外，地区—行业层面的出口产品质量分解结果表明，资源配置效应对地区—行业出口产品质量升级的贡献率达到了52%以上，其效应是贸易便利化提升地区—行业出口产品质量的重要途径。相关的稳健性检验证明了该结论的可靠性。

关键词：贸易便利化；出口产品质量；产业集聚；资源再配置

[中图分类号] F744 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670(2020)12-0033-18

一、引言与文献综述

中国当前正处于由制造大国向制造强国转型的关键时期，产品质量特别是出口产品质量作为企业竞争力与创新能力的集中体现，是转型期内制造业企业谋求持续发展的重点（苏丹妮等，2018）^[1]。聚焦中国出口产品质量，发现其与出口贸易规模相比不尽如人意。施炳展（2014）^[2]指出，消费者对国内产品质量信任度较低，中国虽然已成为奢侈品大国，但国内奢侈品品牌少有人问津；从国际看，“中国制造”仍然是低价格与低质量的代名词。因此，提升产品质量有助于改变中国在全球价值链中的不利地位，提高中国企业在国际市场的竞争力。关于企业出口产品质量的影响因素，已有研究主要关注政府补贴、产业集聚、贸易自由化、最低工资以及人民币汇率等对产品质量的影响（张杰等，2015^[3]；许家云等，2017^[4]；施炳展和张雅睿，2016^[5]；许和连和王海成，2016^[6]），鲜有文献考虑贸易便利化与企业出口产品质量升级的关系。作为“后关税时代”世界贸易组织（WTO）促进全球贸易发展的重要举措，大量的研究表明贸易便利化可以有效降低贸易成本，扩大贸易规模，提升出口多样性，带来贸易福利的提升（Wilson et al., 2003^[7]，2005^[8]；Moisé et al., 2013^[9]）。那么，贸易便利化在扩大出口“量”的同时，能

[收稿日期] 2019-09-04

[基金项目] 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“亚太区域经济一体化新趋势与中国的战略选择研究”（16JJD790027）

[作者信息] 段文奇：南开大学经济学院博士研究生，电子邮箱 duanwenqi1990@163.com；徐邦栋，南开大学经济学院博士研究生；刘晨阳：南开大学 APEC 研究中心教授，博士生导师

否也带来“质”的提高？如果可以，那贸易便利化又通过哪些途径促进企业出口产品质量的提升？回答这些问题有利于我们完善关于出口产品质量影响因素的研究，并且将贸易便利化的研究视角从宏观角度扩展到微观角度。基于此，本文尝试利用2000—2006年中国制造业企业数据与海关数据分析贸易便利化对企业出口产品质量的影响，探究其作用机制，为贸易便利化与企业出口产品质量的关系提供一个中国的经验证据。与本文研究相关的文献有：

首先是有关产品质量的研究。理论方面，Melitz等人建立的异质性企业模型仅考虑了企业生产率的异质性，忽略了产品垂直差异性，它无法解释全部的贸易行为，比如企业出口产品价格。基于此，部分学者将产品异质性考虑在内，建立垂直产品差异模型，产品质量问题的相关研究成为国际贸易领域的前沿（Baldwin and Harrigan, 2011^[10]；Crozet et al., 2011^[11]）。实证研究主要集中于出口产品质量的测算以及影响产品质量的因素分析方面。关于产品质量的测算，Schott（2004）^[12]率先将出口产品的价格作为质量的代理变量，但该方法存在缺陷，价格不仅包括质量信息，还包括成本因素，以产品价格估算产品质量并不准确。随后，Hallak和Schott（2011）^[13]等人突破价格等于质量的假设，使用事后推理的方法测算产品质量，其基本逻辑是对于价格相同的产品，市场绩效越好的一方产品质量越高。施炳展（2014）、樊海潮和郭光远（2015）^[14]等采用该方法进行了产品质量的相关研究，本文也使用该方法测算中国制造业企业的出口产品质量。有关产品质量的影响因素，许家云等（2017）深入考察了中间品进口对企业出口产品质量的影响，实证研究表明中间品进口通过质量效应、产品种类效应以及技术溢出效应促进了企业出口产品质量升级；施炳展和张雅睿（2016）以及余淼杰和李乐荣（2016）^[15]分别使用企业和产品层面的数据验证了贸易自由化对进口中间品质量的积极作用；另外，许和连和王海成（2016）发现最低工资标准的提高抑制了企业出口产品质量的提升。以上研究为本文测算企业出口产品质量以及分析出口产品质量的影响因素提供了广泛的文献基础。

其次是有关贸易便利化的研究。Wilson（2003、2005）以及Moisé等（2013）利用国家层面的贸易便利化指标，验证了贸易便利化与双边贸易的正向关系，但深入到企业层面、分析贸易便利化与企业出口关系的文献数量较少。Ferguson和Forslid（2011）^[16]将贸易便利化引入Melitz的模型，分析贸易便利化对于企业出口决策的影响，发现出口国贸易便利化水平的提高降低了企业进入出口市场的固定成本，使更多低生产率企业进入出口市场。Berthou和Fontagne（2016）^[17]利用法国企业层面的数据和OECD的TFIs指标实证分析了贸易便利化对企业出口额（企业层面集约边际）、产品平均出口额（产品层面集约边际）、产品出口种类（产品层面扩展边际）的影响。国内文献方面，李波和杨先明（2018）^[18]基于产业集聚视角构建了贸易便利化对企业生产率影响的框架，并结合中国2000—2007年制造业企业数据研究发现，贸易便利化显著促进企业生产率的提高，该促进作用随着所属行业产业集聚程度的提高而增强。以上文献为本文构建贸易便利化指标和分析贸易便利化对企业出口产品质量的影响机制提供了有益的参考。

与本文关系最为紧密的文献是杨逢珉和程凯(2018)^[19],他们使用跨国面板数据分析了进口国贸易便利化水平对行业出口产品质量的影响,发现贸易便利化对出口产品质量的提升产生抑制效应。与该文相比较,本文的边际贡献主要有以下几个方面:在研究方法上,使用企业层面的数据,并构建了企业所在地层面的贸易便利化指标,分析出口贸易便利化对企业出口产品质量的影响,越细化的指标构建越能捕捉地区贸易便利化水平的客观事实与中国出口产品质量的真实水平,提高估计结果的准确性。在研究角度上,本文对于企业出口产品质量的解释不仅仅停留在贸易便利化这一个维度,还考虑了产业集聚对其的影响。另外,本文还将企业出口产品质量加总到地区—行业层面并进行动态分解,从资源配置角度分析贸易便利化对地区—行业层面出口产品质量影响的途径。在作用机制上,总结相关文献得出提升企业出口产品质量的影响因素,包括中间品进口和企业研发,并以此为中介变量梳理出贸易便利化对企业出口产品质量的作用机理,在此基础上采用中介效应模型进行机制检验。在内生性问题上,分别使用企业到最近港口的距离和贸易便利化指标的滞后期作为工具变量,降低了内生性对研究结论可能产生的影响。

二、作用机制分析

通过对已有文献的梳理和总结,本文将贸易便利化对企业出口产品质量可能的影响途径概括为两个方面:

一是中间品进口途径。其基本的作用机制为:贸易便利化降低了进口贸易成本,增加企业对进口中间品的使用,进而促进企业生产率和出口产品质量的提升。首先,贸易便利化提高企业所使用中间品的质量,带来中间品质量效应。根据 Blalock 和 Veloso (2007)^[20]的研究,进口中间品特别是从发达国家进口的中间品质量比国内产品质量要好,考虑到高昂的研发成本,当国内中间品不能满足企业对高质量中间品的需求时,进口高质量中间品不失为企业促进产品质量升级的一条有效途径,而贸易便利化降低了企业进口高质量中间品的成本。其次,贸易便利化有利于企业通过进口中间品模仿、学习先进技术,带来技术溢出效应。一方面,使用高质量的进口中间品会直接促进企业产品质量的升级;另一方面,由于知识创新的非竞争性特征,企业可以学习中间品所包含的专业技术知识和研发成果,模仿借鉴相应的产品生产流程与制造工艺,这种技术溢出的正外部性间接促进了产品质量的提升,而贸易便利化带来的贸易成本的下降提高了技术溢出的可能性(许家云等,2017)。最后,贸易便利化增加企业所使用中间品的种类,带来产品种类效应。进口中间品与国内中间品具有不完全的替代性,加之企业对不同产品种类的偏好,这意味着增加中间品进口可以给企业带来“整体大于局部”的收益(Halpern et al., 2015^[21];陈勇兵等,2014^[22])。

二是企业研发途径。Mowery 和 Oxley (1995)^[23]、施炳展和邵文波(2014)^[24]以及张洋(2017)^[25]的研究表明企业研发可以促进企业出口产品质量的提升。贸易便利化通过影响企业研发来促进产品质量升级,其基本的作用机制为:贸易便利化减少了企业进口成本,降低了国外产品进入国内市场的门槛,这一方面增加了企业

利润,另一方面也加剧了国内企业与外国企业的竞争,两种效应共同促进企业加大研发投入,提升出口产品质量。首先,企业从事相关的研发活动需要高额的资金投入,上文提到贸易便利化降低了企业进口中间品的成本,这有助于企业增加利润,使企业拥有充足的资金开展研发创新活动,提高出口产品质量(Amiti and Konings, 2007)^[26]。其次,贸易便利化带来的进口成本的下降会增加企业购买核心技术与零部件的机会,增强企业的研发动力(田巍和余森杰, 2014)^[27]。除此之外,贸易便利化水平的提高会使大量外国同类型产品进入国内市场,由此带来的进口竞争可能会促使企业加大研发投入以保持原有的市场份额,这也会促进企业生产效率与出口产品质量的提升(Aghion et al., 2001^[28]; 毛其淋和许家云, 2019^[29])。

基于以上的分析,本文提出如下假设。

假设1: 贸易便利化有利于提高企业出口产品质量。

假设2: 贸易便利化通过增加中间品进口和企业研发两条途径促进了企业出口产品质量升级。

三、模型设定、变量与数据

(一) 计量模型

为完成本文的研究目标,本文设定如下的计量模型:

$$Qua_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TFI_{ct} + \alpha_2 X_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*、*c*、*t*分别表示企业,地区(企业所在地级市)与年份。 Qua_{it} 表示企业出口产品质量, TFI_{ct} 表示企业所在地级市层面的贸易便利化水平, v_i 和 v_t 分别代表企业和年份固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。控制变量 X_{it} 具体包括企业生产率(*tfp*)、企业规模(*size*)、企业利润率(*profit*)、平均工资(*wage*)、融资约束(*finance*)、政府补贴(*subsidy*)以及企业类型的虚拟变量(*foreign* = 1表示外资企业,*foreign* = 0表示内资企业)。

(二) 指标测度

1. 企业产品质量测算。本文参考Khandelwal (2010)^[30]、施炳展和邵文波(2014)以及许和连和王海成(2016)的研究,使用事后推理的方法估计企业产品质量。假设消费者的效用函数如下:

$$U = \left[\sum_{i=1}^{N_{mgt}} (q_{imgt}) \frac{1}{\sigma} (x_{imgt})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

其中, q_{imgt} 表示企业*i*在*t*年对*m*国出口产品*g*的质量, x_{imgt} 表示产品*g*的数量, σ 表示产品间的替代弹性,对应的需求函数如下:

$$x_{imgt} = q_{imgt} \left(\frac{p_{imgt}}{P_{mgt}} \right)^{-\sigma} \frac{E_{mgt}}{P_{mgt}} \quad (3)$$

其中, p_{imgt} 为产品的价格, P_{mgt} 为进口国的价格指数, E_{mgt} 为进口国的市场规模。对(3)式取对数整理可得:

$$\ln x_{imgt} = \theta_{imgt} - \sigma \ln p_{imgt} + \varepsilon_{imgt} \quad (4)$$

其中, $\theta_{imgt} = E_{imgt} + (\sigma - 1)P_{imgt}$, 表示进口国一年份虚拟变量, 用以控制包括仅随进口国变化的变量 (如距离), 仅随时间变化的变量 (如汇率), 以及同时随时间和进口国变化的变量 (如国内生产总值)。 $\varepsilon_{imgt} = \ln q_{imgt}$ 为包含产品质量信息的残差项。需要注意的是, 该式没有考虑产品多样化特征对产品需求量的影响, 对此, 本文加入出口企业所在地的国内生产总值控制企业的水平产品种类。另外, 由于产品质量与产品价格相关, 直接使用 OLS 回归会导致内生性问题。为解决该问题, 本文借鉴 Khandelwal (2010) 的方法, 把运输成本作为产品价格的工具变量, 用企业所在地级市到最近港口^①的距离来衡量。考虑内生性问题后对 (4) 式进行回归, 得到企业—进口国—年份—产品 (HS8 位码) 层面的质量数据。为了将其加总到企业层面, 本文首先对产品层面的质量数据进行标准化处理, 标准化质量指标 sq_{imgt} 为:

$$sq_{imgt} = \frac{q_{imgt} - \min(q_{imgt})}{\max(q_{imgt}) - \min(q_{imgt})} \quad (5)$$

其中, $\min(q_{imgt})$ 与 $\max(q_{imgt})$ 分别表示产品质量在企业一年份—进口国层面的最大值和最小值, sq_{imgt} 位于 0~1 之间。接下来对标准化产品质量进行企业层面的加总, 公式为:

$$q_{it} = \frac{v_{imgt}}{\sum_{imt \in \Omega} v_{imgt}} sq_{imgt} \quad (6)$$

其中, q_{it} 表示企业出口产品质量, Ω 为企业样本集合, v_{imgt} 表示某产品在进口国一年份层面的出口额。

2. 贸易便利化指标构建。本文借鉴 Wilson 等 (2003、2005) 的研究成果, 从法制环境、口岸效率、交通基础设施和电子商务四个方面构建贸易便利化指标。先采用计分和代理变量的形式测算出各个省份在贸易便利化相应领域的得分, 取平均值作为各省贸易便利化水平的综合得分。其中, 以《中国市场化指数》中的“市场中介组织的发育和法律制度环境”衡量各省份的法制环境, 以《中国口岸年鉴》中各省份通过口岸进出口总额与各省份进出口总额的比值测算口岸效率, 以每 1000 平方公里交通网络密度代表各省份的交通基础设施水平, 以信息化发展指数衡量各省份电子商务发展状况 (李波和杨先明, 2018)。本文计算了中国 31 个省 (自治区、直辖市) 的贸易便利化指数。进一步地, 考虑到企业所在地距离港口距离越远, 企业面临的贸易便利化水平越低, 本文以企业所在地 (地级市) 到最近港口的距离的倒数为权重, 将省份层面的贸易便利化指数细分至地级市层面并进行标准化^②处理, 以此指标作为贸易便利化的代理指标进行实证分析, 取对数进入回归方程。

^①参照黄玖立和徐曼鸿 (2012)^[31], 取年均吞吐量 100 万吨以上的 39 个港口作为本文考察的主要港口, 数据来源于《中国海洋年鉴》。

^②标准化的转换公式为 $TFI = \frac{TFI_{it} - \min(TFI_{it})}{\max(TFI_{it}) - \min(TFI_{it})} \times 10$ 。

3. 其他控制变量说明。(1) 企业生产率 (*tfp*)，使用以中间品投入为代理变量的LP法测算企业的全要素生产率 (Levinsohn and Petrin, 2003)^[32]。(2) 企业规模 (*size*)，使用销售额的对数衡量。(3) 企业利润率 (*profit*)，使用企业净利润与企业销售额的比值来衡量，其中企业净利润为利润总额与补贴收入的差值。(3) 企业平均工资 (*wage*)，使用工资总额与从业人员人数的比值取对数衡量。(4) 融资约束 (*finance*)，使用利息支出与固定资产净值的比值衡量。(5) 政府补贴 (*subsidy*)，使用补贴收入与企业销售额的比值衡量。(6) 企业是否为外资企业 (*foreign*)，若企业为外资企业则 *foreign* 为“1”，否则为“0”。主要变量的描述性统计如表1所示。

表1 主要变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>q</i>	184 711	0.603	0.150	0	1
<i>TFI</i>	184 711	-1.601	1.906	-13.967	2.197
<i>tfp</i>	184 711	3.022	1.123	-2.089	10.006
<i>size</i>	184 711	10.624	1.354	0.693	19.052
<i>profit</i>	184 711	0.024	0.149	-9.104	7.023
<i>wage</i>	184 711	-2.071	0.622	-11.983	2.250
<i>finance</i>	184 711	0.040	0.170	-10	9.212
<i>subsidy</i>	184 711	0.002	0.030	-1.446	8.520
<i>foreign</i>	184 711	0.298	0.458	0	1

(三) 数据说明

本文所使用的数据为2000—2006年工业企业数据库与中国海关数据库的匹配数据，先将海关月度数据加总成年度数据，分别使用企业名称、企业所在地的邮政编码与企业电话号码后七位、企业所在地邮政编码与企业联系人对两套数据进行匹配。为了达到研究目的，借鉴施炳展和邵文波(2014)的方法对匹配成功的数据进行如下处理：(1) 剔除具有如下特征的样本：主要变量和数据缺失；就业人数小于10；不符合会计准则，包括工业增加值、中间投入额、固定资产净值年平均余额、企业销售额、平均工资为零值或者负值；企业年龄为负值。(2) 剔除贸易中间商样本，主要为企业名称中带有“贸易”“进出口”“工资”“经贸”等字样的企业样本。(3) 剔除农产品和资源品样本。(4) 剔除以中国为进出口目的地的样本。另外，本文对国民经济行业代码、地区行政编码以及HS编码进行了口径统一。

四、实证结果及分析

(一) 基准估计结果及分析

表2显示基准估计结果。其中，第(1)列控制了企业层面的影响因素但没有控制其他固定效应，第(2)列控制了企业固定效应但没有考虑企业层面的影响因素，

第(3)列既控制了企业固定效应也控制了企业层面的影响因素,第(4)列在第(3)列的基础上进一步控制了年份的固定效应。由回归结果可知,贸易便利化对企业出口产品质量的估计结果在总体上较为稳定,下面以第(4)列的估计结果为准进行分析。在控制了其他因素的影响后,贸易便利化的估计系数显著为正,贸易便利化水平每提高1%,企业出口产品质量平均提升0.022%,通过了1%的显著性水平检验,说明贸易便利化有利于促进企业产品质量的提高,较好地验证了假设1。另外,企业生产率、企业规模、企业是否为外资企业对企业出口产品质量有正的影响,这与施炳展和邵文波(2014)、许家云等(2017)的研究结论一致。

表2 基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>quality</i>	<i>quality</i>	<i>quality</i>	<i>quality</i>
<i>TFI</i>	0.0044 *** (0.0002)	0.2126 *** (0.0081)	0.1863 *** (0.0091)	0.0221 *** (0.0081)
<i>tfp</i>	0.0033 *** (0.0004)		0.0084 *** (0.0005)	0.0079 *** (0.0004)
<i>size</i>	0.0200 *** (0.0004)		0.0227 *** (0.0008)	0.0219 *** (0.0008)
<i>profit</i>	0.0169 *** (0.0035)		0.0117 *** (0.0027)	0.0153 *** (0.0027)
<i>wage</i>	-0.0183 *** (0.0006)		0.0074 *** (0.0007)	0.0064 *** (0.0006)
<i>finance</i>	0.0021 (0.0020)		-0.0014 (0.0017)	0.0004 (0.0016)
<i>subsidy</i>	-0.0783 *** (0.0298)		0.0164 *** (0.0052)	0.0185 *** (0.0055)
<i>foreign</i>	0.0103 *** (0.0008)		0.0115 *** (0.0010)	0.0032 *** (0.0010)
常数项	0.4507 *** (0.0022)	0.9441 *** (0.0131)	0.7703 *** (0.0165)	0.4219 *** (0.0147)
企业固定效应	NO	YES	YES	YES
年份固定效应	NO	NO	NO	YES
观测值	184 711	184 711	184 711	184 711
R ²	0.037	0.776	0.771	0.779

注:括号内的值为稳健标准误;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著,下同。

(二) 稳健性检验

1. 样本选择偏误。考虑到贸易便利化会对企业出口决策产生影响,仅使用出口企业数据分析贸易便利化与企业出口产品质量的关系可能会产生样本选择偏误。对此,本文使用 Heckman (1979)^[33] 两步法对潜在的样本选择偏误问题进行处理。首先构建 Probit 出口决策模型,估计得到逆米尔斯比率 (Inverse Mills Ratio, IMR),然后将逆米尔斯比率纳入出口产品质量的影响因素模型,具体的模型设定如下:

$$\Pr(\text{export}_{it}) = \varphi(Z\beta) \quad (7)$$

$$\text{Qua}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{TFI}_{it} + \beta_2 \text{IMR}_{it} + \beta_3 X_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, $export_{it}$ 为企业是否选择出口的虚拟变量, 若企业选择出口, 则 $export_{it} = 1$; 否则 $export_{it} = 0$ 。Z 表示影响企业出口产品质量的因素的集合, 假设企业出口决策模型与企业出口产品质量模型中的随机扰动项服从联合正态分布且相关系数为 ρ 。当 $\rho \neq 0$ 时, 出口决策与出口产品质量模型相关。若忽略出口决策, 可能导致出口产品质量模型的估计系数产生偏误。

表3第(1)列显示 Heckman 两步法第一阶段的估计结果, 可以看到贸易便利化显著促进了企业的出口决策。表3第(2)列的估计结果显示, IMR 的估计系数显著为负, 说明存在样本选择偏误问题。在加入逆米尔斯比之后, 贸易便利化对企业出口产品质量的估计系数仍显著为正, 与基准结果相比, 系数绝对值变小但没有实质性变化, 说明样本选择问题对本文估计结果影响较小。

2. 贸易便利化的内生性问题。一方面, 企业出口产品质量与贸易便利化可能存在反向因果关系, 出口竞争力强的企业(表现为高出口产品质量)创造的利税额更多, 上缴的税收可能被政府用来加强基础设施建设, 提高当地贸易便利化水平。另一方面, 贸易便利化和企业出口产品质量会受到一些共同因素的影响, 这也会产生内生性问题。

为使估计结果更可靠, 本文使用两种方法处理内生性问题。第一种方法为使用企业所在地级市到最近港口的距离作为贸易便利化的工具变量, 港口的选取同上文。企业离港口距离越远, 其所面临的贸易便利化水平越低。本文使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计, 估计结果如表3第(3)列所示。在考虑了内生性问题后, 贸易便利化对企业出口产品质量的估计系数依然显著为正, 表明贸易便利化促进了企业出口产品质量升级。为了检验所选取工具变量的合理性, 本文还进行了多组检验。首先, 第一阶段的 F 统计量大于 10, 排除了弱工具变量问题。其次, 基于 Kleibergen 和 Paap (2006)^[34] 的 LM 统计量拒绝了“工具变量识别不足”的原假设。再次, Kleibergen 和 Paap (2006) 的 Wald rk F 统计量也拒绝了“工具变量是弱识别”的原假设, 由此表明本文所选取的工具变量是合理的。第二种处理方法为选择贸易便利化的滞后一期和滞后二期变量作为工具变量进行 2SLS 估计, 估计结果如表3第(4)列所示。贸易便利化的估计系数显著为正, 再次证明了本文的结论。综上, 在考虑了内生性问题后, 本文的结论依旧稳健, 贸易便利化促进了企业出口产品质量升级。

3. 根据 Wilson 等(2005)的研究, 贸易便利化有广义和狭义之分, 本文的基准回归采用广义贸易便利化的定义, 包括口岸效率、法治环境、基础设施建设以及电子商务环境四部分, 狭义的贸易便利化则主要强调口岸效率和法制环境(通关环境)两部分。对此, 本文将口岸效率与法治环境在贸易便利化指标中的权重分别增加到 30% 以验证结果是否稳健。如表3第(5)列所示, 调整各分指标权重以后结果依然显著且系数有所增加, 说明口岸效率与法治环境对企业产品质量的影响更大。

表3 稳健性检验

变量	Heckman 两步法		2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>export</i>	<i>quality</i>	<i>quality</i>	<i>quality</i>	<i>quality</i>
<i>TFI</i>	0.1460*** (0.0008)	0.0085*** (0.0006)	0.0032*** (0.0003)	0.0582*** (0.0055)	0.049** (0.0022)
<i>IMR</i>	0.0396*** (0.0058)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap rk LM 统计量			11.920***	12.000***	
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量			6530.336***	62000***	
第一阶段 F 统计量			590.07	101.88	
企业固定效应	NO	NO	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	NO	NO	NO
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	1 170 698	184 711	184 711	75 143	184 711
R ²					0.788

(三) 异质性分析

1. 企业生产率的异质性。为了考察贸易便利化对于不同生产率企业产品质量的影响有何差异，在（1）式的基础上加入贸易便利化与企业生产率的交互项，具体形式如下：

$$Qua_{it} = \beta_0 + \beta_1 TFI_{it} + \beta_2 tfp_{it} + \sum_d \beta_d tfpd_{it} \times TFI_{it} + \beta_3 X_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中，*tfpd* 为衡量企业生产率等级的虚拟变量，*tfpd1*、*tfpd2*、*tfpd3* 与 *tfpd4* 分别代表生产率在 0%~25%、25%~50%、50%~75% 和 75%~100% 之间的企业等级。在计量方程中只出现 *tfpd2*、*tfpd3* 与 *tfpd4*， β_d ($d=2, 3, 4$) 为交互项的系数，估计结果如表 4 第（1）列所示。发现随着企业生产率的提高，贸易便利化对于企业出口产品质量的促进作用越大。可能的解释是贸易便利化降低了企业的贸易成本，相比于低生产率企业，高生产率企业更有效地将贸易成本下降所带来的资本积累用于购买高质量的中间品和企业研发，进而提升产品质量。根据 Hall (2002)^[35]，企业研发活动需要大量的资金投入，其成功与否具有很大的不确定性，研发创新的高风险率给资金储备不足的低生产率企业带来的回报较低，所以其研发投入较少。另外，生产率较低的企业即使进口了高质量中间品，其对外溢技术的吸收能力也弱于高生产率企业。因此，贸易便利化对于高生产率企业出口产品质量的提升作用更大。

2. 区分不同的贸易方式。考虑到贸易便利化可能对采取不同贸易方式出口企业的产品质量影响不同，本文按照贸易方式将企业划分为一般贸易企业和加工贸易企业^①，分组进行回归，回归结果如表 4 第（2）和第（3）列所示。其中，第（2）列为一般贸易组企业回归结果，第（3）列为加工贸易组企业回归结果。由回

^①加工贸易主要包括来料加工装配贸易和进料加工贸易。对于采取混合贸易方式出口的企业，我们取贸易额占比最大的贸易方式作为该企业的出口贸易方式，其他贸易方式如补偿贸易、寄售、代销贸易等不在本文考虑范围内，在样本中予以剔除。

归结果可知，相比于加工贸易企业，贸易便利化对于采取一般贸易方式出口的企业产品质量的促进作用更大。可能的解释是：一方面，加工贸易企业多位于自贸区与保税区，地理位置优越，其所在地本身的贸易便利化水平较高，交通基础设施先进，行政审批等环节简捷，贸易便利化水平提升幅度小，其带来的企业出口产品质量升级效应也较小；另一方面，基于加工贸易“两头在外”的基本特征，加工贸易企业与一般贸易企业相比面临更小的出口成本，贸易便利化对其贸易成本的削减程度也有限。

表4 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>quality</i>	<i>quality</i>	<i>quality</i>	<i>quality</i>
<i>TFI</i>	0.0222*** (0.0081)	0.03384*** (0.005)	0.02020*** (0.00123)	0.0036*** (0.0011)
<i>tfp</i>	0.0059*** (0.0007)	0.0089*** (0.0007)	0.0067*** (0.0007)	0.0070*** (0.0002)
<i>TFI×tfpd2</i>	0.0026*** (0.0009)			
<i>TFI×tfpd3</i>	0.0049*** (0.0013)			
<i>TFI×tfpd4</i>	0.0070*** (0.0018)			
<i>rank</i>				-0.0937*** (0.0003)
<i>TFI×rank</i>				-0.0022*** (0.0002)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	YES	YES	YES	NO
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
产品固定效应	NO	NO	NO	YES
观测值	184 711	127 035	57 676	1 065 010
R ²	0.779	0.771	0.814	0.841

3. 考虑产品的异质性。多产品出口企业是出口行为的主体，钱学锋等（2013）^[36]与彭国华和夏帆（2013）^[37]的统计表明在制造业出口企业中，多产品出口企业的占比达到了75%以上。根据Mayer等（2014）^[38]，多产品企业可以任意确定自己所生产的产品范围，但边缘产品因偏离企业核心竞争力而具有较高的边际成本，核心产品的质量要高于边缘产品。那么考虑产品排序，贸易便利化对于核心产品和边缘产品的质量影响有何不同？为验证该问题，本文参考Chatterjee和Carneiro（2013）^[39]的研究，对企业出口的产品按照其出口额大小进行排序，出口额最多的产品 $rank = 1$ ，以此类推。其中，出口额最多的产品为核心产品，其余为边缘产品。在基准模型的基础上，加入产品排序和贸易便利化与产品排序的交互项，产品排序 $rank$ 取对数代入方程。具体的模型形式如下：

$$Qua_{it} = \beta_0 + \beta_1 TFI_{ct} + \beta_2 rank_{it} + \beta_3 TFI_{it} \times rank_{it} + \beta_4 X_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中,下标 h 表示企业出口的产品种类, $rank_{it}$ 表示企业出口产品排序, $TFI_{it} \times rank_{it}$ 为贸易便利化与产品排序的交互项。回归结果如表 4 第 (4) 列所示,产品排序的估计系数为负,说明边缘产品的产品质量低于核心产品,跟 Mayer 等 (2014) 的结论一致;交互项的系数为负,企业所生产的产品离核心技术越远,贸易便利化对其质量的提升作用越小。可能的解释是企业的核心竞争力与主要利润来源于核心产品,贸易便利化增加的中间品进口与企业研发多用于核心产品,因此其质量的提升幅度大于边缘产品。

(四) 影响机制检验

下面通过建立中介效应模型对贸易便利化与企业出口产品质量的影响机制进行检验,结合中介效应模型的思路,构建如下回归模型:

$$Qua_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TFI_{it} + \alpha_2 X_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$Input_{it} = b_0 + b_1 TFI_{it} + b_2 X_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$RD_{it} = d_0 + d_1 TFI_{it} + d_2 X_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$Qua_{it} = e_0 + e_1 TFI_{it} + e_2 Input_{it} + e_3 RD_{it} + e_4 X_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中, $Input_{it}$ 为企业是否进口中间品的虚拟变量。本文使用联合国 BEC 分类方法对企业进口中间品信息进行识别,本文研究的中间品主要包括 BEC 代码为“111”“121”“21”“22”“31”“322”“42”“53”的 8 类产品。识别后,将 BEC 码与 HS6 位码进行对应以确定企业是否进口中间品。 RD_{it} 为企业是否进行研发的虚拟变量。本文借鉴施炳展和邵文波 (2014) 的方法,采用企业是否有新产品销售额来衡量。

对贸易便利化与企业出口产品质量的影响机制的检验结果如表 5 所示。其中,第 (1) 列是对 (11) 式的估计结果;第 (2) 和第 (3) 列是分别将中间品进口和企业研发作为被解释变量的 (12) 式 (13) 式的回归结果,采用面板 probit 模型对 (12) 式和 (13) 式进行估计;第 (4) 列为 (14) 式中同时加入企业是否进口中间品和是否进行研发两个中介变量的回归结果。由 (12) 式的估计结果可知,贸易便利化对企业是否进口中间品的估计系数显著为正,说明了在控制其他影响因素后,贸易便利化显著促进了企业进口中间品。其主要原因为贸易便利化降低了企业的进口贸易成本,之前因不能承受高进口成本而使用国内中间品的企业开始进口中间品,原来少量进口中间品的企业也扩大了进口规模,贸易便利化带来了进口中间品种类的增加与质量的提升。由 (13) 式的估计结果可知,贸易便利化对企业是否进行研发的估计系数也显著为正,说明贸易便利化显著促进了企业研发。可能的解释为贸易便利化降低了贸易成本,使企业的利润增加,企业因此有更多的资金用于研发。由 (14) 式的估计结果可知,中介变量 $Input_{it}$ 和 RD_{it} 的估计系数显著为正,说明了在控制其他影响因素后,中间品进口和企业研发显著促进了企业出口产品质量升级。另外,本文还发现在加入中介变量后,贸易便利化的估计系数和显著性与基准回归结果相比都出现了一定程度的下降,验证了中间品进口和企业研发的确是贸易便利化促进企业出口产品质量升级的两个影响途径。

表5 影响机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>quality</i>	<i>input</i>	<i>RD</i>	<i>quality</i>
<i>TFI</i>	0.0221*** (0.0081)	0.2344*** (0.0051)	0.1230*** (0.0046)	0.0135* (0.0074)
<i>input</i>				0.0159*** (0.0007)
<i>RD</i>				0.0022** (0.0009)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
对数似然值		-78 374.777	-59 656.18	
观测值	184 711	184 711	184 711	184 711
R ²	0.779			0.780

五、贸易便利化与企业出口产品质量：产业集聚的作用

本文通过梳理文献发现一个重要的现象，即企业产品质量和贸易便利化都和产业集聚存在关系。苏丹妮等（2018）研究发现产业集聚通过提高企业生产率和固定成本投入效率显著促进了企业出口产品质量的提升；李波和杨先明（2018）的研究则表明贸易便利化对于产业集聚程度高的地区的企业生产率的促进作用更大，提高产业集聚程度有利于降低企业的搜寻成本和引致成本。那么，产业集聚在贸易便利化影响企业出口产品质量的过程中是否也起着调节作用？如果调节作用存在，可能的影响机制是什么？直观上看，产业集聚越高，贸易便利化对企业出口产品质量的促进作用应该越大。接下来将对这一问题进行分析和探讨，进一步深化产品质量的研究。

（一）产业集聚指标构建

本文参照 Rosenthal 和 Strange（2004）^[40] 和苏丹妮等（2018）的方法，采用区位熵测度产业集聚水平，其不受区域规模的影响，可以较好反映要素的空间分布，具体的公式如下：

$$agg_{ijct} = \frac{(L_{jkt} - L_{ijct})/L_{ct}}{L_{jt}/L_t} \quad (15)$$

其中， agg_{ijct} 为地区—产业—企业层面的产业集聚程度， L_{ijct} 为地区—产业—企业层面的就业人数， L_{jct} 为地区—产业层面的就业人数， L_{ct} 为地区层面制造业就业人数， L_{jt} 为产业层面的就业人数， L_t 为全国制造业的就业人数。在计算区位熵时，本文去除了企业本身的就业人数，在地级市三位数行业层面进行计算，取对数进入方程。

（二）模型设定

本文在基准模型的基础上加入产业集聚变量以及贸易便利化与产业集聚的交互

项,得到如下模型:

$$Qua_{it} = \beta_0 + \beta_1 TFI_{ct} + \beta_2 agg_{ijct} + \beta_3 TFI_{ct} \times agg_{ijct} + \beta_4 X_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中, agg_{ijct} 为企业所面临的产业集聚程度, $TFI_{ct} \times agg_{ijct}$ 为贸易便利化与产业集聚的交互项。表6第(1)列显示式(16)的回归结果。产业集聚的估计系数显著为正,说明了产业集聚显著提高了企业的出口产品质量,跟苏丹妮等(2018)的结论一致。同时,贸易便利化与产业集聚的交互项系数为正,说明产业集聚程度越高,贸易便利化对企业出口产品质量的提升作用越强。可能的解释是:一方面,产业集聚为企业构建了广阔的劳动力市场,提高了企业与劳动力的匹配概率;另一方面,产业集聚还有利于加强企业的交流与合作,产生集聚效应。产业集聚带来的影响提高了企业的生产率,生产率的提高使企业更有效的利用贸易便利化所增加的利润,进而通过中间品进口和企业研发等可能的途径促进出口产品质量升级。考虑到中国地区之间产业集聚的程度差异较大,本文按照经济发展水平的不同将样本分为东部地区和中西部地区,考察不同地区的产业集聚差异所带来的影响有何不同,回归结果如表6第(2)和第(3)列所示。第(2)列显示以位于东部地区的企业为样本的回归结果,产业集聚与贸易便利化和产业集聚交互项的估计系数为正,且系数值与全样本相比有了较明显的提高;第(3)列为以位于中西部地区的企业为样本的回归结果,估计系数为正,但没有通过显著性检验,说明东部地区带来的集聚效应更强,更有利贸易便利化降低贸易成本,提升企业产品质量。

表6 贸易便利化、产业集聚与企业出口产品质量

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>quality</i>	<i>quality</i>	<i>quality</i>
<i>TFI</i>	0.0219 *** (0.0078)	0.0402 *** (0.0108)	0.0063 (0.0075)
<i>agg</i>	0.1092 *** (0.0369)	0.1403 *** (0.0497)	0.0149 (0.0649)
<i>TFI</i> × <i>agg</i>	0.0179 *** (0.0053)	0.0190 ** (0.0095)	0.0044 (0.0094)
控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
观测值	184 711	165 491	19 220
R ²	0.779	0.778	0.779

六、进一步的研究:贸易便利化与地区—行业产品质量变动

上文从微观角度分析了贸易便利化对企业出口产品质量的影响、可能的作用机制以及产业集聚的作用,发现贸易便利化显著促进了企业出口产品质量升级,并且在产业集聚程度更高的地区积极作用更显著。为了保证研究的完整性,下面进一步

分析贸易便利化对地区—行业产品质量变动的影响，探究贸易便利化通过何种途径作用于地区—行业层面产品质量的变动。

地区—行业层面的出口产品质量变动可以拆分成以下四个部分：一是企业内效应，指在位企业市场份额不变的前提下，由于其自身出口产品质量变动引起的企业所在地区与行业产品质量的变动；二是企业间效应，指在位企业市场份额变化引起的其所在地区与行业产品质量的变化；三是进入效应，指新企业进入引起的所在地区与行业产品质量的变动；四是退出效应，指企业退出引起的所在地区与行业产品质量的变动。其中，企业间效应、进入效应与退出效应的综合为资源再配置效应。首先按照式（17）计算地区—行业层面的出口产品质量：

$$Qua_{cjt} = \sum_{i \in \varphi_{cj}} p_{i\varphi_{cj}} qua_{i\varphi_{cj}t} \quad (17)$$

其中，下标 i 、 c 、 j 、 t 分别表示企业、地区（地级市）、行业3位码和年份； φ_{cj} 表示地区—行业层面的企业集合； $p_{i\varphi_{cj}}$ 为权重，用企业出口额占其所在地区—行业的出口额的比重表示。地区—行业层面从 t 期到 $t-1$ 期的变动为：

$$\Delta Qua_{cjt} = \sum_{i \in (z, J)} p_{i\varphi_{cj}} qua_{i\varphi_{cj}t} - \sum_{i \in (z, L)} p_{i\varphi_{cj}} qua_{i\varphi_{cj}t-1} \quad (18)$$

其中， Z 、 J 、 L 分别代表在位企业、进入企业与退出企业的集合。本文借鉴 Griliches 和 Regev (1995)^[41] 对生产率的分解方法，建立以下分解式：

$$\begin{aligned} \Delta Qua_{cjt} = & \underbrace{\sum_{i \in Z} \bar{p}_i \Delta qua_{i\varphi_{cj}t}}_{\text{企业内效应}} + \underbrace{\sum_{i \in Z} \Delta p_{i\varphi_{cj}} (q\bar{u}a_{i\varphi_{cj}t} - Q\bar{u}a_{cJt})}_{\text{企业间效应}} + \underbrace{\sum_{i \in J} p_{i\varphi_{cj}} (qua_{i\varphi_{cj}t} - Q\bar{u}a_{cJt})}_{\text{进入效应}} \\ & - \underbrace{\sum_{i \in L} p_{i\varphi_{cj}} (qua_{i\varphi_{cj}t-1} - Q\bar{u}a_{cJt-1})}_{\text{退出效应}} \end{aligned} \quad (19)$$

其中，变量的上划线表示 t 期与 $t-1$ 期的平均值。（19）式包含上文提到的地区—行业出口产品质量变动的四个方面。需要注意的是，当新进入的企业出口产品质量高于其所在地区与行业的平均水平时，进入效应为正；当退出企业的出口产品质量低于其所在地区与行业的平均水平时，退出效应为正。

表7显示2000—2006年中国地区—行业出口产品质量的分解结果。样本期内地区—行业出口产品质量年平均增长率为0.0202。分解结果显示，企业内效应最大，为0.0096，对出口产品质量提高的贡献率达到了47.06%，说明在位企业在样本期内的出口产品质量得到了显著提高。其次为退出效应，其值为0.007，贡献率达到34.65%，生产低质量产品的企业退出市场使整个地区与行业的产品质量提高。贡献度排在第三位的是企业间效应，为0.0062，贡献率达到30.69%，反映出出口产品质量高的企业的市场份额得到了进一步扩大。进入效应对产品质量的贡献率为负，说明新进入的企业往往竞争力较差，产品质量低于平均水平。将企业间效应、进入效应与退出效应相加得到的资源再配置效应值为0.0106，其贡献率为52.47%，说明资源再配置效应是地区—行业产品质量提升的主要途径。

表7 地区—行业出口产品质量变动的分解结果

类别		分解	贡献
总变动	(1)	0.0202	
企业内效应	(2)	0.0096	0.4752
企业间效应	(3)	0.0062	0.3069
进入效应	(4)	-0.0026	-0.1287
退出效应	(5)	0.007	0.3465
资源再配置效应	(3) + (4) + (5)	0.0106	0.5247

为了进一步考察资源再配置效应是否是贸易便利化促进地区—行业出口产品质量升级的重要途径，建立如下计量模型：

$$Q_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 TFI_{ct} + v_c + v_j + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (20)$$

其中， Q_{ijt} 在不同的模型中分别表示地区—行业总的产品质量变动以及各个分解项，包括企业内效应、企业间效应、进入效应、退出效应以及资源再配置效应。表8显示式(20)的估计结果。第(1)列为以总变动为因变量的估计结果，贸易便利化的估计系数显著为正，说明贸易便利化显著促进了地区—行业产品质量的提升。第(2)至第(6)列为各个分解项的估计结果，发现贸易便利化对企业内效应和企业间效应的影响显著为正，且对企业间效应的影响大于企业内效应，说明其显著促进了在位企业出口产品质量的提升，优化了在位企业间的资源配置，提高了资源利用率，进而促进了地区—行业出口产品质量的提升。另外，贸易便利化对进入效应的影响显著为正，对退出效应的影响显著为负，表明贸易便利化降低了贸易成本，使更多新企业进入出口市场，同时延长了企业出口持续期。需要注意的是，贸易便利化加速新企业进入，延缓竞争力差的企业退出，这一一定程度上不利于地区—行业出口产品质量的提高。进一步地，第(6)列显示贸易便利化对资源再配置效应地估计结果，估计系数显著为正，表明贸易便利化通过资源再配置效应促进了地区—行业出口产品质量升级，其通过企业间效应对地区—行业出口产品质量产生的积极影响要大于其通过进入效应和退出效应产生的消极影响。因此，资源再配置效应是贸易便利化促进地区—行业出口产品质量升级的重要途径。

表8 贸易便利化与地区—行业出口产品质量变动

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总变动	企业内效应	企业间效应	进入效应	退出效应	资源再配置
<i>TFI</i>	0.0251 *** (0.0074)	0.0027 ** (0.0044)	0.0053 *** (0.0011)	0.0060 ** (0.0024)	-0.0141 * (0.0075)	0.0067 *** (0.0018)
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	30 245	30 804	30 804	30 507	30 459	30 245
R ²	0.123	0.123	0.155	0.127	0.137	0.167

七、结论与建议

中国正处于向高质量发展阶段转型的关键时期,如何提高中国企业出口产品质量以实现由贸易大国向贸易强国的转变显得尤为重要。正是基于以上背景,本文使用2000—2006年中国制造业企业的财务和贸易数据,探究了贸易便利化对企业出口产品质量的影响。研究发现,贸易便利化通过中间品进口途径和企业研发途径对企业出口产品质量升级产生了积极影响。考虑企业异质性,贸易便利化对企业出口产品质量的影响受到企业生产率、贸易方式等因素的制约;考虑产品排序,贸易便利化对企业核心产品和边缘产品质量的影响也存在差异。此外,本文不仅仅只停留在贸易便利化这一个角度,还将产业集聚引入贸易便利化与企业出口产品质量的研究框架。经验研究结果表明,较高的产业集聚程度有利于增强贸易便利化对企业出口产品质量的积极效应。最后,为保持研究的完整性,本文将企业出口产品质量加总到地区—行业层面。其分解结果表明,资源再配置效应对地区—行业出口产品质量的贡献度达到52%。另外,相应的检验表明资源再配置效应是贸易便利化促进地区—行业出口产品升级的重要途径。

本文不仅丰富了有关企业出口产品质量影响因素的研究,还从微观角度分析了贸易便利化对企业出口的影响,拓展了贸易便利化的研究视角,具有重要的政策含义。首先贸易便利化有利于促进企业出口产品质量升级,因此,推动贸易便利化改革是提高企业出口竞争力,实现企业由“量”取胜到由“质”取胜的一项重要政治举措。相比较而言,贸易便利化分指标中的港口效率与法制环境对企业出口产品质量的提升作用更明显,因此当地政府可以考虑优先改善。值得注意的是,贸易便利化对企业出口产品质量的影响受企业生产率等的影响,只有生产率高的企业才能充分利用贸易便利化带来的资本积累进行企业研发和进口高质量中间品,从而提高企业出口产品质量。所以,政府在改善贸易便利化水平的同时,也要鼓励企业进行自主研发和创新,提高生产率水平,更好地利用贸易便利化所带来的福利。本文另一个重要的发现为产业集聚在贸易便利化推动企业出口产品质量升级的过程中发挥了重要作用。因此,政府应该积极引导企业融入产业群,特别是增强中西部地区的产业集聚效应,使贸易便利化对出口产品质量升级的积极作用得到更有效的发挥。

[参考文献]

- [1] 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.
- [2] 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),2014,13(01):263-284.
- [3] 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,2015,32(04):71-87.
- [4] 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,2017,40(03):52-75.
- [5] 施炳展,张雅睿.贸易自由化与中国企业进口中间品质量升级[J].数量经济技术经济研究,2016,33(09):3-21.

- [6] 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, 39 (07): 73-96.
- [7] WILSON J S, MANN C L, OTSUKI T. Trade Facilitation and Economic Development: A New Approach to Quantifying the Impact [J]. World Bank Economic Review, 2003, 17 (3): 367-389.
- [8] WILSON J S, MANN C L, OTSUKI T. Assessing the Benefits of Trade Facilitation: A Global Perspective [J]. World Economy, 2005, 28 (6): 841-871.
- [9] MOÍSE E, SORESCU S. Trade Facilitation Indicators: the Potential Impact of Trade Facilitation on Developing Countries Trade [R]. Paris: Organization for Economic Co-operation and Development (OECD), Trade Policy Papers, 2013, No. 144.
- [10] BALDWIN R, HARRIGAN J. Zeros, Quality, and Space: Trade Theory and Trade Evidence [J]. American Economic Journal: Microeconomics, 2011, 3 (2): 60-88.
- [11] CROZET M, HEAD K, MAYER T. Quality Sorting and Trade: Firm-level Evidence for French Wine [J]. Review of Economic Studies, 2011, 79 (2): 609-644.
- [12] SCHOTT P K. Across-product versus Within-product Specialization in International Trade [J]. Quarterly Journal of Economics, 2004, 119 (2): 647-678.
- [13] HALLAK J C, SCHOTT P K. Estimating Cross-country Differences in Product Quality [J]. Quarterly journal of economics, 2011, 126 (1): 417-474.
- [14] 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, 38 (02): 58-85.
- [15] 余森杰, 李乐融. 贸易自由化与进口中间品质量升级——来自中国海关产品层面的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2016, 15 (03): 1011-1028.
- [16] FERGUSON S, FORSLID R. The Heterogeneous Effects of Trade Facilitation: Theory and Evidence [C]. European Trade Study Group Conference Paper (Copenhagen: 2011 ETSG conference), 2011.
- [17] BERTHOU A, FONTAGNE L. Variable Trade Costs, Composition Effects and the Intensive Margin of Trade [J]. World Economy, 2016, 39 (1): 272-295.
- [18] 李波, 杨先明. 贸易便利化与企业生产率: 基于产业集聚的视角 [J]. 世界经济, 2018, 41 (03): 54-79.
- [19] 杨逢珉, 程凯. 贸易便利化对出口产品质量的影响研究 [J]. 世界经济研究, 2019 (01): 93-104.
- [20] BLALOCK G, VELOSO F M. Imports, Productivity Growth, and Supply Chain Learning [J]. World Development, 2007, 35 (7): 1134-1151.
- [21] HALPERN L, KOREN M, SZEIDL A. Imported Inputs and Productivity [J]. American Economic Review, 2015, 105 (12): 3660-3703.
- [22] 陈勇兵, 康吉红, 李冬阳. 垄断竞争框架下来自进口的贸易利得: 一个文献综述 [J]. 国际贸易问题, 2014 (06): 164-176.
- [23] MOWERY D C, OXLEY J E. Inward Technology Transfer and Competitiveness: The Role of National Innovation Systems [J]. Cambridge journal of economics, 1995, 19 (1): 67-93.
- [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 (09): 90-106.
- [25] 张洋. 政府补贴提高了中国制造业企业出口产品质量吗 [J]. 国际贸易问题, 2017 (04): 27-37.
- [26] AMITI M, KONINGS J. Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia [J]. American Economic Review, 2007, 97 (5): 1611-1638.
- [27] 田巍, 余森杰. 中间品贸易自由化和企业研发: 基于中国数据的经验分析 [J]. 世界经济, 2014, 37 (06): 90-112.
- [28] AGHION P, HARRIS C, HOWITT P. Competition, Imitation and Growth with Step-by-step Innovation [J]. Review of Economic Studies, 2001, 68 (3): 467-492.
- [29] 毛其淋, 许家云. 贸易自由化与中国企业出口的国内附加值 [J]. 世界经济, 2019, 42 (01): 3-25.
- [30] KHANDELWAL A. The Long and Short of Quality Ladders [J]. Review of Economic Studies, 2010, 77 (4): 1450-1476.

- [31] 黄玖立, 徐旻鸿. 境内运输成本与中国的地区出口模式 [J]. 世界经济, 2012, 35 (01): 58-77.
- [32] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2): 317-341.
- [33] HECKMAN J. Sample Selection Bias as a Specification Error [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1979: 153-161.
- [34] KLEIBERGEN F, PAAP R. Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition [J]. *Journal of Econometrics*, 2006, 133 (1): 97-126.
- [35] HALL B H. The Financing of Research and Development [J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2002, 18 (1): 35-51.
- [36] 钱学锋, 王胜, 陈勇兵. 中国的多产品出口企业及其产品范围: 事实与解释 [J]. 管理世界, 2013 (01): 9-27.
- [37] 彭国华, 夏帆. 中国多产品出口企业的二元边际及核心产品研究 [J]. 世界经济, 2013, 36 (02): 42-63.
- [38] MAYER T, MELITZ M J, OTTAVIANO G I P. Market Size, Competition, and the Product Mix of Exporters [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (2): 495-536.
- [39] CHATTERJEE A, DIX-CARNEIRO R, VICHYANOND J. Multi-product Firms and Exchange Rate Fluctuations [J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2013, 5 (2): 77-110.
- [40] ROSENTHAL S, STRANGE W C. Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies [M]// HENDERSON J V, THISSE J. *Handbook of Regional and Urban Economics*, 2004: 2119-2171.
- [41] GRILICHES Z, REGEV H. Firm Productivity in Israeli Industry 1979-1988 [J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 65 (1): 175-203.

(责任编辑: 刘建昌)

Trade Facilitation and Firms' Export Product Quality Upgrading

DUAN Wenqi XU Bangdong LIU Chenyang

Abstract: Based on the data of manufacturing enterprise and customs from 2000 to 2006, this paper examined the impact of trade facilitation on the export products' quality of enterprises. The results show that trade facilitation promotes the quality upgrading of export products through the way of intermediate import and enterprise R&D, and this effect is influenced by the heterogeneity of enterprises and products. We also find that stronger industrial agglomeration is more conducive to enhancing the positive effect of trade facilitation on the quality of export products. In addition, the decomposition results of regional-industry level export product quality show that the contribution rate of resource allocation effect to the upgrading of regional-industry export product quality reach more than 52%. Its effect is an important way for trade facilitation to improve the quality of regional-industry export products. Relevant robustness tests proved the reliability of the conclusion.

Keywords: Trade facilitation; Export product quality; Industrial agglomeration; Resource reallocation