

贸易便利化对企业出口国内附加值率的影响

——来自中国制造业企业的证据

张营营¹, 白东北¹, 高煜^{1,2}

(1. 西北大学 经济管理学院, 陕西 西安 710127;

2. 西北大学 中国西部经济发展研究中心, 陕西 西安 710127)

摘要: 在构建贸易便利化影响企业附加值贸易的理论框架基础上, 文章采用中国制造业企业微观数据, 实证检验了贸易便利化对企业出口国内附加值率(DVAR)的影响及其作用机制。研究发现: 无论是采用贸易便利化综合指数, 还是贸易便利化分领域指标, 推进贸易便利化会显著提高企业出口DVAR。同时, 相对于中西部企业、中低技术行业企业和本土企业而言, 贸易便利化对东部企业、高技术行业企业和外资企业出口DVAR的促进作用更大。进一步机制检验发现, 贸易便利化的相对价格渠道降低了企业出口DVAR, 但通过成本加成渠道提高了企业出口DVAR, 贸易便利化总体上对企业出口DVAR的净效应为正。上述结论意味着, 推进贸易便利化改革对于提高企业出口DVAR和出口竞争力具有重要的现实意义。

关键词: 贸易便利化; 出口国内附加值率; 影响机制; 企业异质性

中图分类号: F420 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2019)10-0058-12

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2019.10.006

Effects of Trade Facilitation on Domestic Value-added Ratio of Firms' Export: Evidence from Chinese Manufacturing Firms

ZHANG Ying-ying¹, BAI Dong-bei¹, GAO Yu^{1,2}

(1. School of Economics & Management, Northwest University, Xi'an 710127, China;

2. Center for Studies of China Western Economic Development, Northwest University, Xi'an 710127, China)

Abstract: Based on the theoretical framework of trade facilitation affecting the value-added trade of Chinese enterprises this paper uses the micro data of Chinese manufacturing enterprises to empirically test the impact and its transmission mechanism of trade facilitation on domestic value-added ratio (DVAR). The results show that with both the trade facilitation comprehensive index and trade facilitation subfield indicators, the promotion of trade facilitation significantly promote firms' export DVAR. Meanwhile, trade facilitation has a greater role in promoting the export of DVAR in Eastern enterprises, high-tech enterprises and foreign-funded companies than in Midwestern, lower middle technology and native companies. Further tests on mechanisms show that, trade facilitation reduces firms' export DVAR through relative price effect, but it significantly improves firms' export DVAR through markup effect, and on the whole, the net effect of trade facilitation on firms' export DVAR is positive. The above conclusions mean that promoting trade facilitation reform has important practical significance for improving enterprises' DVAR and export competitiveness.

Key words: trade facilitation; export domestic value-added ratio; influencing mechanism; corporate heterogeneity

收稿日期: 2019-05-08

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“丝绸之路经济带战略背景下西部地区产业结构调整与升级研究”(16JJD790049)

作者简介: 张营营,男,博士研究生,主要从事产业经济学研究;白东北,男,博士研究生,主要从事世界经济研究;高煜,男,教授,博士生导师,经济学博士,主要从事产业经济学研究。

一、引言

自2001年加入世界贸易组织以来,中国与各国之间的贸易往来越来越密切,出口贸易额实现了年均10%以上的高速增长,现已成为全球贸易第一大国。然而,值得深思的是,对于拥有最大市场规模以及完整分工体系的中国贸易,总量越大是否意味着贸易利得越大?苹果手机(iPhone)的案例明确回答了这一问题,iPhone的生产为中国创造出口总价值达19亿美元,但中国零部件生产及最后组装环节的所得收益仅占总价值的3.84%左右(Xing和Detert,2010)^[1],显然,中国出口贸易存在“低附加值”和“只赚数字不赚钱”的现实问题。大量研究也表明,一个国家(地区)的出口竞争优势已不再取决于出口的规模和总量,而是依赖于其在全球价值链中的位置以及俘获产品附加价值的能力(Koopman等,2012;盛斌等,2015)^[2-3]。因此,在全球价值链分工背景下,不断提升中国企业出口国内附加值率(DVAR)无疑具有十分重要的意义。

出口DVAR由于可以准确衡量一个国家(或地区)国际贸易的利得大小和发展状况,并能充分反映其在全球价值链的参与程度(吕越等,2017)^[4],已逐渐成为国际贸易领域研究的热点。现有出口DVAR的文献中,学者们从指标测度和影响因素两个方面进行了诸多探索。就出口DVAR的测度而言,Wang等(2013)^[5]、Koopman等(2014)^[6]基于投入产出模型对国家或行业层面的出口DVAR进行了测算,而Upward等(2013)^[7]、张杰等(2013)^[8]则在区分一般贸易和加工贸易的基础上测算了微观企业的出口DVAR。在影响因素的研究中,学者们普遍认为外资进入程度(Kee和Tang,2016)^[9]、人民币汇率变动(余森杰和崔晓敏,2018)^[10]、进口中间品质量(诸竹君等,2018)^[11]以及服务业开放(姜悦和黄繁华,2018)^[12]等因素是推动中国企业出口DVAR变化的主要原因。应该说,当前学术界对开放经济下中国企业出口DVAR提升问题的研究不断增多,然而却鲜有文献基于贸易便利化视角对其展开深入探讨。

事实上,进入后关税时代,贸易自由化程度已达到较高水平,而技术壁垒、监管保护以及繁琐复杂的通关程序已然是制约国际贸易进一步发展的重要因素(Baldwin等,2000)^[13]。为此,贸易便利化的推进引起了学者们的高度关注。Wilson等(2003)^[14]采用世界经济论坛的贸易便利化数据,运用引力模型证实了贸易便利化对出口贸易的积极影响。在此基础上,Abe和Wilson(2008)^[15]采用一般均衡模型,也同样得出贸易便利化能够促进一国(地区)贸易增长的研究结论。此外,基于贸易便利化的基础设施视角来看,Portugal-Perez等(2012)^[16]指出交通基础设施的改善对欠发达国家出口贸易的促进作用更大,而现代信息技术的发展则对发达国家的出口贸易作用更为明显。陈勇兵等(2012)^[17]、刘斌和王乃嘉(2016)^[18]研究认为基础设施有助于降低贸易成本,加速货物的交换和流动,从而促进中国出口贸易的增长。不难看出,贸易便利化对出口贸易的影响已被许多学者证实,但目前关于贸易便利化影响企业出口DVAR的文献却极为匮乏。

为更好地理解贸易便利化作用于企业出口DVAR的理论机制与实际效应,本文在理论分析的基础上,运用中国工业企业-海关匹配数据,构建企业出口DVAR的测算指标,实证检验了贸易便利化对企业出口DVAR的影响效应及机制。与现有文献相比,本文的边际贡献可能在于:一是从理论和实证两个层面系统探究贸易便利化如何影响中国企业出口DVAR,这既丰富了企业出口DVAR的研究视角,又拓展了贸易便利化理论的研究领域,是对现有文献的有益补充;二是比较分析贸易便利化对不同地区、不同行业、不同类别企业出口DVAR影响的差异性,为政府通过进一步的贸易便利化改革以更有效地提升企业出口DVAR提供针对性的政策建议;三是采用递归模型检验贸易便利化如何通过成本加成效应、相对价格效应等传导机制影响中国企业出口DVAR,从而加深对贸易便利化影响企业出口DVAR内在规律的认识和理解。

二、贸易便利化影响企业出口DVAR的理论机制探讨

改革开放以来,中国政府不断推进贸易便利化改革。尤其是,自2001年“入世”后,各地区贸易便利化迎来了新一轮的发展浪潮。本部分将在已有文献研究的基础上,构建贸易便利化影响企业出口DVAR的

理论框架。首先,我们依据 Kee 和 Tang(2016)^[9]的做法,假设国内企业的生产函数为一个规模不变的 C-D 生产函数,满足如下表达:

$$Y_{it} = \omega_{it} K_{it}^{\chi_K} L_{it}^{\chi_L} M_{it}^{\chi_M} \quad (1)$$

$$M_{it} = \left(M_{it}^{D \frac{\sigma-1}{\sigma}} + M_{it}^{I \frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \chi_K + \chi_L + \chi_M = 1 \quad (2)$$

上式中, Y_{it} 表示企业 i 在 t 期的产出; ω_{it} 为企业的生产率; K, L 和 M 分别表示企业的资本、劳动力以及投入的中间产品,它们对应的平均价格分别可表示为 r_t, w_t 和 P_t^M ; M_{it}^D 和 M_{it}^I 分别表示国内中间产品总量和进口中间产品总量,对应的平均价格为 P_t^D 和 P_t^I 。 σ 表示国内中间品对进口中间品的替代弹性且 $\sigma > 1$ 。在(2)式给定的情况下,企业 i 的中间品价格指数可表达为 P_t^D 与 P_t^I 的常替代弹性函数:

$$P_t^M = \left[(P_t^D)^{1-\sigma} + (P_t^I)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3)$$

企业根据利润最大化或成本最小化原则进行生产,据此得到以下关系式:

$$C_{it}(r_t, w_t, P_t^D, P_t^I, Y_{it}) = \frac{Y_{it}}{\omega_{it}} \left(\frac{r_t}{\chi_K} \right)^{\chi_K} \left(\frac{w_t}{\chi_L} \right)^{\chi_L} \left(\frac{P_t^M}{\chi_M} \right)^{\chi_M} \quad (4)$$

$$\frac{P_t^M M_{it}}{C_{it}} = \chi_M \quad (5)$$

上式中 C_{it} 表示生产成本。依据(4)式可得到企业 i 生产最终品的边际成本 $c_{it} = \frac{\partial C_{it}(\cdot)}{\partial Y_{it}} = \frac{1}{\omega_{it}} \left(\frac{r_t}{\chi_K} \right)^{\chi_K}$

$\left(\frac{w_t}{\chi_L} \right)^{\chi_L} \left(\frac{P_t^M}{\chi_M} \right)^{\chi_M}$ 。参照 Kee 和 Tang(2016)^[9]的做法,将进口产品占企业总收入的比重表示为:

$$\vartheta_{it} = \frac{P_t^I M_{it}^I}{P_{it} Y_{it}} = \chi_M \frac{1}{\mu_{it}} \frac{P_t^I M_{it}^I}{P_t^M M_{it}} \quad (6)$$

其中 $\mu_{it} = P_{it}/c_{it}$ 表示企业 i 在 t 期的成本加成。此外,为了得到进口中间品成本占原材料总成本的比重 $P_t^I M_{it}^I / P_t^M M_{it}$, 可通过求解如下成本最小化问题:

$$\begin{aligned} & \min P_t^I M_{it}^I + P_t^D M_{it}^D \\ & \text{s. t. } M_{it} = \left(M_{it}^{D \frac{\sigma-1}{\sigma}} + M_{it}^{I \frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \end{aligned} \quad (7)$$

对(7)式进行求解,可以推导出进口中间品成本占原材料总成本的比重表达式:

$$\frac{P_t^I M_{it}^I}{P_t^M M_{it}} = \frac{1}{1 + (P_t^I / P_t^D)^{\sigma-1}} \quad (8)$$

将(8)式带入企业出口国内附加值率的定义式: $DVAR_{it} = 1 - P_t^I M_{it}^I / P_{it} Y_{it}$, 经过整理可得到企业出口 DVAR 的数学表达式:

$$DVAR_{it} = 1 - \chi_M \frac{1}{\mu_{it}} \frac{1}{1 + (P_t^I / P_t^D)^{\sigma-1}} \quad (9)$$

由(9)式可知,在中间要素产出弹性(χ_M)和替代弹性(σ)不变的条件下,企业出口 DVAR 的变动依赖于成本加成(μ_{it})以及国内外中间品相对价格(P_t^I / P_t^D),通过对(9)式求一阶导数可得:

$$\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial \mu_{it}} = \chi_M \frac{1}{\mu_{it}^2} \frac{1}{1 + (P_t^I / P_t^D)^{\sigma-1}} > 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial (P_t^I / P_t^D)} = (\sigma - 1) \chi_M \frac{1}{\mu_{it}} \frac{(P_t^I / P_t^D)^{\sigma-2}}{\left(1 + (P_t^I / P_t^D)^{\sigma-1} \right)^2} > 0 \quad (11)$$

从(10)和(11)式可得出如下结论:成本加成(μ_{it})、进口中间品与国内中间品相对价格(P_t^I / P_t^D)的提高均有利于企业出口 DVAR 的提升。其中的经济学逻辑是,成本加成的提高会增强企业在出口市场上价格加成的能力,使企业能够制定更高的价格水平,获取更多的出口价值,进而提高企业的出口 DVAR;同

时,如果相对价格(P_t^i/P_t^d)上升,依据成本最小化原则,企业会通过国内中间品替代进口中间品进行生产,从而也能提高企业出口 DVAR。

下面,本文将进一步分析贸易便利化如何通过成本加成(μ_{it})渠道以及相对价格(P_t^i/P_t^d)渠道影响企业的出口 DVAR。

成本加成(μ_{it})渠道。成本加成反映了产品价格对边际成本的偏离,一般使用产品定价与边际生产成本之比来表示。因此,本文探究贸易便利化对成本加成的影响,也就是分析贸易便利化对于边际生产成本和产品定价的影响。一方面,贸易便利化会导致大量的国外同类或相近产品进入国内市场,使国内企业面临的市场竞争加剧,而激烈的市场竞争则会激励国内企业不断更新生产设备、改进管理方式等,从而提升企业生产率水平(简泽等,2014)^[19]。在通常情况下,企业的边际生产成本与其生产率水平之间存在负相关关系。据此,贸易便利化的推进会降低企业的边际生产成本,从而提高企业的成本加成率。另一方面,贸易便利化有利于更快、更便捷地从国外获取高质量和高技术含量的进口产品,通过“干中学”与“技术外溢”效应,促进国内企业产品质量升级。既有研究表明,企业产品质量越高,消费者对该产品的需求价格弹性往往越低,进而企业可以制定较高的价格水平(祝树金等,2018)^[20]。由此可见,贸易便利化会通过产品质量效应,提高企业产品价格,进而促进成本加成率的提升。综上分析,我们认为贸易便利化会提高企业成本加成,即 $\frac{\partial \mu_{it}}{\partial facil_{kt}} > 0$,这里 $facil_{kt}$ 为贸易便利化水平。结合之前的分析 $\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial \mu_{it}} > 0$,容易得到 $\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial facil_{kt}} = \frac{\partial DVAR_{it}}{\partial \mu_{it}} \frac{\partial \mu_{it}}{\partial facil_{kt}} > 0$,这表明贸易便利化通过企业成本加成渠道提高了企业出口 DVAR,即存在正向的“成本加成效应”。

相对价格(P_t^i/P_t^d)渠道。贸易便利化的推进能有效降低对外贸易的交易成本,促进中间投入产品的跨境流动,因此,贸易便利化可通过作用于中间品进口贸易而影响进口中间品与本国中间品的相对价格。具体表现在:首先,贸易便利化涉及的规章环境、边境管理、信息技术以及运输基础设施等减少贸易成本的措施,能够直接降低企业进口中间投入品的平均价格(P_t^i),在其他条件不变的情况下,这会导致进口中间品与国内中间品相对价格(P_t^i/P_t^d)的下降;其次,贸易便利化的推进能够缩短进口中间产品的交易时间,增加交易机会,提高交易效率,有利于国内企业获得更多种类的进口中间品(李波等,2017)^[21],而国外进口中间产品种类的增加可以降低进口中间品与国内中间品的相对价格(P_t^i/P_t^d),这是因为,国外中间产品种类增多意味着市场对进口中间品的供应增多,其价格 P_t^i 会下降,在其他条件不变的情况下,这将进一步降低相对价格(P_t^i/P_t^d)。上述分析表明,贸易便利化可以降低国内外中间品的相对价格(P_t^i/P_t^d),即 $\frac{\partial (P_t^i/P_t^d)}{\partial facil_{kt}} < 0$ 。结合前文分析结论 $\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial (P_t^i/P_t^d)} > 0$,可进一步得到: $\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial facil_{kt}} = \frac{\partial DVAR_{it}}{\partial (P_t^i/P_t^d)} \frac{\partial (P_t^i/P_t^d)}{\partial facil_{kt}} < 0$,这说明贸易便利化通过相对价格渠道降低了企业出口 DVAR,即存在负向的“相对价格效应”。

基于上述分析,本文提出如下假设:

假设1:贸易便利化通过“成本加成效应”对企业出口 DVAR 产生正向影响。

假设2:贸易便利化通过“相对价格效应”对企业出口 DVAR 产生负向影响。

假设3-a:如果“成本加成效应”效应占主导,那么贸易便利化的推进会提高企业出口 DVAR。

假设3-b:如果“相对价格效应”效应占主导,那么贸易便利化的推进会降低企业出口 DVAR。

三、计量模型设定、变量与数据说明

(一) 计量模型设定

本文借鉴李胜旗和毛其淋(2017)^[22]关于制造业上游垄断与企业出口国内附加值率关系的实证模型,构建如下基准回归模型用以考察贸易便利化对企业出口 DVAR 的影响:

$$DVAR_{ijkt} = a_0 + a_1 facil_{kt} + \beta X_{ijkt} + \psi_j + \varphi_k + \mu_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (12)$$

其中, $DVAR_{ijkt}$ 衡量 t 年份 k 地区 j 行业的 i 企业出口国内附加值率, $facili_{kt}$ 表示 t 年份 k 地区的贸易便利化指数为核心解释变量, ψ_j 、 φ_k 、 μ_t 分别表示行业、地区、和年份的固定效应, ε_{ijkt} 为随机误差项。 X_{ijkt} 为其他影响企业出口 DVAR 的控制变量, 可表达为以下形式:

$$X_{ijkt} = \beta_1 tfp_{ijkt} + \beta_2 age_{ijkt} + \beta_3 scale_{ijkt} + \beta_4 klratio_{ijkt} + \beta_5 subsidy_{ijkt} \quad (13)$$

上式控制变量包括企业生产率 (tfp)、企业年龄 (age)、企业规模 ($scale$)、企业资本密集度 ($klratio$)、政府补贴 ($subsidy$)。

(二) 变量选取

1. 被解释变量。出口国内附加值率 (DVAR), 参照 Upward 等 (2013)^[7]、张杰等 (2013)^[8] 的做法, 使用如下表达式来测算企业层面的出口 DVAR:

$$DVAR_{it}^T = \begin{cases} 1 - \frac{imp_{it}^{R,O} |_{BEC} + imp_{it}^F}{Y_{it}}, T = O \\ 1 - \frac{imp_{it}^{R,P} + imp_{it}^F}{Y_{it}}, T = P \\ \Theta_O \left(1 - \frac{imp_{it}^{R,O} |_{BEC} + imp_{it}^F}{Y_{it}} \right) + \Theta_P \left(1 - \frac{imp_{it}^{R,P} + imp_{it}^F}{Y_{it}} \right), T = M \end{cases} \quad (14)$$

(14) 式中, T 为企业的贸易方式, O 、 P 、 M 分别表示一般贸易、加工贸易和混合贸易企业, $DVAR_{it}^T$ 表示某种贸易方式企业的出口 DVAR, 采用与前人相同的假定: 企业生产国内销售产品和出口产品所使用的各种原材料相同。 $imp_{it}^{R,O} |_{BEC}$ 、 $imp_{it}^{R,P}$ 分别代表一般贸易和加工贸易企业的实际中间品进口额; imp_{it}^F 表示企业所使用国内原材料所含的国外成分; Y_{it} 为企业的总产出, 用企业当年的工业总产值来衡量; Θ_O 和 Θ_P 分别表示从事混合贸易的企业以一般贸易方式和加工贸易方式进行出口的比例。

2. 核心解释变量。贸易便利化 ($facili$), 依据 Wilson 等 (2005)^[23] 的处理方法, 将各地区贸易便利化发展涉及的领域划分为口岸效率、法制环境、电子商务应用、交通基础设施等四个方面。然后, 参照李波和杨先明 (2018)^[24] 的研究, 以各地区口岸进出口商品总值与地区进出口总值的比值度量口岸效率; 使用《中国市场化指数》(樊纲等, 2011)^[25] 中的“市场中介组织的发育和法律制度环境”指数作为法制环境的代理度量; 电子商务应用采用宋周莺和刘卫东 (2013)^[26] 信息化发展指数代理; 借鉴刘秉镰和刘玉海 (2010)^[27] 的做法, 交通基础设施的测算公式表示为: (公路里程数 + 铁路里程数 + 内河航道里程数) / 国土面积。最后, 通过标准化处理并经主成分分析法, 构建贸易便利化综合指数。

3. 控制变量。参照吕越等 (2018)^[28] 的做法, 本文相关控制变量设定如下: (1) 企业生产率 (tfp), 采用 OP 方法计算的微观企业全要素生产率来表征企业生产率水平。(2) 企业年龄 (age), 用所在年份减去企业开业年份差值加 1 的对数值表示。(3) 企业规模 ($scale$), 以企业从业劳动力人数的对数表示。(4) 企业资本密集度 ($klratio$), 使用当年企业固定资产净值和企业平均员工数之比的对数值衡量。(5) 政府补贴 ($subsidy$), 用当年政府对企业补贴与企业销售总额的比值来测算。

(三) 数据来源

为了考察贸易便利化对企业出口 DVAR 的影响, 本文主要使用以下数据:

(1) 2000–2006 年中国规模以上工业企业数据, 该数据来源于国家统计局的中国工业企业数据库。对中国规模以上工业企业数据进行如下初步处理: (1) 剔除非营业状态的企业; (2) 剔除与本文相关的研究中变量值 (企业总资产、固定资产净值、销售额、工业总产值、工业增加值) 为负、缺失的观测值; (3) 对样本进行缩尾 1% 的 Winsorize 处理; (4) 剔除企业年平均从业人员数少于 8 人的观测值; (5) 剔除利润率低于 0.1% 或者高于 99% 的企业。

(2) 2000–2006 年的中国产品层面海关贸易数据, 数据来自中国海关总署, 并进行如下处理: (1) 将月度的海关数据合并为年度数据; (2) 由于中国企业在样本期内大多存在依靠中间商进出口的现象, 故而对贸易代理商进行识别, 参照已有文献, 将企业名称中包含“经贸”“贸易”“外经”“进出口”等字样的企

业界定为贸易中间商,对企业的实际进口中间品数量进行了调整;(3)对联合国 BEC 产品分类和中国海关数据 HS -6分类产品编码进行匹配,^①识别出进出口品中所包含的中间品、资本品和消费品;(4)中国企业使用国内中间投入含有5% -10%的国外成分(Koopman 等,2012)^[2],根据以往研究本文假定国内原材料含有5%的国外成分;^②(5)对样本进行缩尾1%的 Winsorize 处理。

此外,在对两类数据库进行合并时,本文借鉴 Yu(2015)^[29]的方法:第一步,将相同年份的工业企业数据和海关数据依照企业名称进行匹配;第二步,将未匹配成功的企业依照电话号码后7位与邮政编码进行匹配;第三步,将两次匹配的结果进行合并。最后,中国省级数据来源于《中国统计年鉴》(2001-2007年)。

四、计量结果与分析

(一) 基准回归分析

表1、表2分别汇报了基于公式(12)回归的贸易便利化综合指数、贸易便利化分领域指标对企业出口国内附加值率(DVAR)影响的初步估计结果。在表1的回归结果中,模型1仅考察了贸易便利化的影响,模型2控制了年份固定效应、行业固定效应和地区固定效应,模型3在模型1的基础上加入了各个控制变量,模型4则同时控制了年份固定效应、行业固定效应和地区固定效应以及相关控制变量。从模型1-模型4可以发现,虽然贸易便利化变量(*facili*)的系数估计值有所变化,但估计值的符号和显著性水平并未发生改变。接下来,我们以模型4的回归结果为基础进行具体分析。模型4的结果显示,贸易便利化对企业出口 DVAR 的影响系数为0.567,且在1%统计水平显著,表明在控制了相关因素的影响后,贸易便利化的推进能有效促进企业出口 DVAR 的提升。因此,上述检验结果较好地支持了前文假设3-a 的成立,即贸易便利化所带来的成本加成效应占主导地位,超过了相对价格效应。

在控制变量方面,表1模型4中企业生产率(*tfp*)的估计系数在1%的水平上显著为正,这表明生产率水平越高的企业,越有可能从出口贸易中获取更多的附加值。企业年龄(*age*)对出口 DVAR 的影响系数为正,且在统计上显著,意味着随企业存续年限的增加,企业的管理水平及生产技术逐步提升,从而强化了其在出口市场中的竞争优势。企业规

表1 贸易便利综合指数对企业出口 DVAR 影响的基准回归结果

	贸易便利化综合指数			
	模型1	模型2	模型3	模型4
<i>facili</i>	0.234*** (0.009)	0.516*** (0.011)	0.240*** (0.009)	0.567*** (0.014)
<i>tfp</i>			0.147*** (0.010)	0.113*** (0.011)
<i>age</i>			0.326*** (0.015)	0.149*** (0.024)
<i>scale</i>			0.003*** (0.001)	0.006*** (0.001)
<i>klratio</i>			-0.284*** (0.005)	-0.322*** (0.006)
<i>subsidy</i>			0.155*** (0.014)	0.074*** (0.020)
时间效应	否	是	否	是
行业效应	否	是	否	是
地区效应	否	是	否	是
常数项	0.810*** (0.001)	0.813*** (0.025)	1.036*** (0.007)	1.116*** (0.026)
样本数	66046	66046	66046	66046
R^2	0.056	0.057	0.115	0.129

注: *、**、***分别表示显著性概率为 $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$;括号内为回归系数的标准误

①分别使用 BEC-HS 编码1996、BEC-HS 编码2002进行匹配。

②需要说明的是,下文分析中,我们还尝试将国内原材料含有的国外成分设定为10%来重新测算企业出口 DVAR,以检验结果的稳健性。

模(*scale*)的估计系数显著为正,这可能由于企业规模越大越有利于发挥规模经济优势,从而可以通过一定的国内中间产品投入,生产出更多的出口产品。资本集中度(*klratio*)对企业出口 DVAR 的影响有抑制作用,这可能源于资本集中度较高的企业往往处于全球价值链的中低端环节,其出口的 DVAR 也较低。政府补贴(*subsidy*)的估计系数显著为正,可能的原因是,政府补贴有助于企业研发创新能力的提升,进而促进了企业出口 DVAR 的上升。

表2模型5-模型8报告了基于贸易便利化四个分领域指标影响企业出口 DVAR 的估计结果。从模型5-模型8的回归结果,不难发现,在加入一系列控制变量后,贸易便利化四个分领域指标对企业出口 DVAR 的影响系数均为正,系数估计数值依次为0.115、0.379、0.513、0.265,且至少在1%的水平下显著。回归结果充分表明,贸易便利化在口岸效率、法制环境、电子商务应用、交通基础设施4个方面的改善均能显著促进企业出口 DVAR 的提高,这与上文基于贸易便利化综合指数的回归结果相似,进一步证实了贸易便利化对企业出口 DVAR 的促进作用。

(二) 异质性影响分析

1. 地区异质性分析。由于中国区域经济非均衡发展战略的长期存在,致使中西部地区与东部地区经济发展状况存在较大不同,而且区域间的贸易便利化水平也具有明显差异。那么,贸易便利化对中国企业出口 DVAR 的影响效应是否也存在区域上的差异性?为了回答这一问题,本文试图对东、中、西部地区的企业样本分别进行计量回归分析,比较贸易便利化对三个地区企业出口 DVAR 的影响程度,具体回归结果如表3所示。从表3模型9-模型11可以看出,虽然贸易便利化的推进对东、中、西部地区企业出口 DVAR 的提升均表现出积极的促进作用,但影响程度却呈现出较大的差异性。相比较而言,贸易便利化对东部地区企业的促进作用明显强于中西部地区。对此可能的解释在于,东部地区要素市场配置效率较高,市场相对开放,拥有便捷的交通网络以及优质的人力资本,生产要素的规模效应促进了企业创新活动与企业生产率的提高,从而加速了贸易便利化对企业出口 DVAR 的影响。而中西部地区由于贸易便利化基础较差、经济发展相对闭塞,因而从贸易便利化进程中获取的边际效益相对有限。

2. 行业异质性分析。考虑到不同行业企业技术密集度的差异性,也会影响贸易便利化与企业出口 DVAR 的关系,本文依据傅元海等(2014)^[30]的做法,按技术水平将样本划分为高技术行业、中技术行业和低技术行业三大类型。通过表3模型12-模型14的结果可以发现,贸易便利化对不同技术密集度企业出口 DVAR 均产生了显著的正向影响,从回归系数上看,贸易便利化对高技术行业企业出口 DVAR 的正向影响最大,中技术行业企业次之,低技术行业企业最小。这可能是由于,高技术行业的产品价值链较长、国内附加值较高,而贸易便利化的推进能够有效减少其出口的交易成本、降低出口贸易过程中的不确定性,以促使其企业参与出口,并从出口贸易中获取更多的附加值。同时,由于高技术行业企业拥有较高的知识和技术投入特征,对高、尖、新技术的吸收能力较强,因此,贸易便利化所引致的“技术外溢”效应,将更有助其研发创新能力的提高,从而推动具有创新性和技术先进性的新产品发展,促进企业出口 DVAR 的大幅提升。与之相对应的是,中、低技术行业的产品价值链较短、国内附加值较低,对贸易便利化引致的“技术外

表2 贸易便利各领域对企业出口 DVAR 影响的回归结果

	口岸效率	法制环境	电子商务应用	交通基础设施
	模型5	模型6	模型7	模型8
<i>facili</i>	0.115*** (0.014)	0.379*** (0.011)	0.513*** (0.012)	0.265*** (0.010)
<i>tfp</i>	0.198*** (0.011)	0.142*** (0.011)	0.037*** (0.012)	0.204*** (0.011)
<i>age</i>	0.625*** (0.021)	0.221*** (0.024)	0.071*** (0.025)	0.403*** (0.022)
<i>scale</i>	0.012*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.009*** (0.001)
<i>klratio</i>	-0.296*** (0.006)	-0.312*** (0.006)	-0.324*** (0.006)	-0.308*** (0.006)
<i>subsidy</i>	0.073*** (0.020)	0.077*** (0.020)	0.079*** (0.020)	0.072*** (0.020)
时间效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
常数项	0.917*** (0.026)	1.067*** (0.026)	1.158*** (0.026)	0.996*** (0.026)
样本数	66046	66046	66046	66046
<i>R</i> ²	0.094	0.122	0.134	0.111

注: *、**、***分别表示显著性概率为 $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$;括号内为回归系数的标准误

溢”不够敏感,在短时间内对其技术进步产生的影响相对有限,因而贸易便利化对其企业出口 DVAR 的正向影响也较小。

3. 企业所有制异质性分析。已有文献研究表明,中国特色的体制设置使得企业所有制结构成为影响企业出口 DVAR 的重要因素(吕越等,2018)^[28]。为此,本文将区分外资企业、国有企业和民营企业,对贸易便利化影响企业出口 DVAR 的所有制差异进行探讨。在识别不同所有制类型企业时,我们借鉴聂辉华等(2012)^[31]的做法,以外商的实收资本比例是否超过25%、国有的实收资本比例是否超过50%作为划分企业所有制类型的方法。表3模型15-模型17汇报了相应的回归结果,从总体上来看,无论是用外资企业,还是用国有企业和民营企业组成的子样本进行回归,贸易便利化的估计系数均显著为正,表明贸易便利化程度的提升有利于外资企业、国有企业和民营企业出口 DVAR 的增加,与前文基准回归结果一致。而从具体影响效果来看,贸易便利化对外资企业出口 DVAR 的提升作用最大(贸易便利化的系数为0.716)。这可能源于,中国的各级政府长期给予外资企业在税收、行政审批等方面的“超国民”待遇,使外资企业在国内一直享有比本土企业更加自由、便利的贸易制度环境,从而推动贸易便利化对外资企业出口 DVAR 产生更大的促进作用。

表3 异质性影响的检验结果

	地区异质性分析			行业异质性分析			企业所有制异质性分析		
	东部地区	中部地区	西部地区	高技术行业	中技术行业	低技术行业	外资企业	国有企业	民营企业
	模型9	模型10	模型11	模型12	模型13	模型14	模型15	模型16	模型17
<i>facili</i>	0.572*** (0.015)	0.223** (0.100)	0.098 (0.090)	0.623*** (0.031)	0.547*** (0.026)	0.520*** (0.022)	0.716*** (0.026)	0.323*** (0.066)	0.201*** (0.028)
<i>tfp</i>	0.108*** (0.012)	0.156*** (0.042)	0.168*** (0.040)	0.154*** (0.027)	0.200*** (0.020)	0.045*** (0.015)	-0.012 (0.030)	0.166*** (0.047)	0.044* (0.025)
<i>age</i>	0.161*** (0.026)	0.137 (0.083)	0.002 (0.081)	0.203*** (0.055)	0.124*** (0.043)	0.138*** (0.036)	0.261*** (0.051)	0.032 (0.080)	-0.035 (0.038)
<i>scale</i>	0.006*** (0.001)	0.002 (0.003)	0.007*** (0.002)	0.001 (0.001)	0.007*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.002 (0.003)	0.006*** (0.002)
<i>klratio</i>	-0.327*** (0.006)	-0.243*** (0.031)	-0.135*** (0.029)	-0.361*** (0.012)	-0.322*** (0.011)	-0.315*** (0.010)	-0.364*** (0.009)	-0.403*** (0.033)	-0.217*** (0.014)
<i>subsidy</i>	0.074*** (0.021)	0.114 (0.155)	0.084 (0.081)	0.104*** (0.037)	0.054* (0.028)	0.115** (0.049)	0.057 (0.038)	0.127*** (0.040)	0.171* (0.094)
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	1.096*** (0.010)	1.136*** (0.056)	0.990*** (0.053)	1.186*** (0.050)	1.094*** (0.031)	1.025*** (0.054)	1.110*** (0.018)	1.360*** (0.055)	1.111*** (0.022)
样本数	62506	2015	1269	18493	21824	25729	36317	2276	10093
<i>R</i> ²	0.130	0.076	0.066	0.143	0.129	0.122	0.156	0.160	0.059

注: *、**、***分别表示显著性概率为 $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$; 括号内为回归系数的标准误

(三) 稳健性分析

前文分析中,在逐步加入控制变量、控制多维固定效应以及分样本回归后,实证结果均显示,贸易便利化对企业出口 DVAR 的提升产生了积极的促进作用,这表明本文研究结论具有良好的稳健性。不过,为了确保实证结果的有效性和可信性,本文还从以下两个方面进行了稳健性分析:

1. 测量误差的稳健性。为进一步检验回归结果的稳健性,本文通过改变贸易便利化以及企业出口 DVAR 的测算方法进行验证。首先,参照李波和杨先明(2018)^[24]的研究,使用权重加权方法重新测算贸易便利化综合指数并进行计量回归,其中,口岸效应、法制环境、电子商务应用、交通基础设施的权重分别赋

值为0.5、0.25、0.15和0.1。表4模型18报告了该方法测算的贸易便利化的回归结果,结果显示,贸易便利化程度越高,制造业企业出口 DVAR 越大,且核心解释变量的显著性与基准回归没有差异,从而验证了本文研究假说的稳健性。其次,前文基准模型回归中,对被解释变量企业出口 DVAR 的测算时,我们假定国内原材料含有5%的国外产品成分。而 Koopman 等(2012)^[2]的研究显示中国加工贸易企业所使用的国内原材料中会含有5%~10%的国外成分。为了检验实证回归结果是否会因这一假定的改变而变化,我们将企业使用国内原材料中含有国外产品的比重设定为10%,对企业出口 DVAR 进行重新计算,表4模型19汇报了相应的计量回归结果。不难看出,贸易便利化的推进显著促进了企业出口 DVAR 的提升。这说明,本文研究结论并未随变量测算方式的不同而改变。

2. 内生性问题分析。本文参照刘斌等(2018)^[32]的做法,选择地区降雨强度倒数与平原面积占比的交互项作为贸易便利化的工具变量,以考察潜在内生性问题带来的影响。一方面,各地区降雨量属于自然条件变量,地形状况则是地理变量,与企业出口国内附加值率不具有直接相关性,满足外生性要求;另一方面,较差的自然地理条件,使得地区基础设施建设的成本相对较高,从而导致地区贸易便利化的硬件建设相对滞后。而降雨强度高的地区,路面湿滑明显会降低货物运输效率,增加运输成本。此外,雨天也给货物安检带来诸多不便,增加货物倒箱、移箱的负担,从而延长进出口货物的报关清关时间,对推进地区贸易便利化水平产生不利影响。因此,在降雨越频繁,山地越多的地区,贸易就会越不便利,即地区降雨强度、平原面积与地区贸易便利化程度具有直接的相关性。

表4模型20汇报了以地区降雨强度倒数与平原面积占比的交互项作为贸易便利化为工具变量的2SLS 回归结果,工具变量 F 值大于10,拒绝了弱工具变量的原假设,说明本文所选工具变量是有效的。同时,在加入相关控制因素后,回归结果表明,贸易便利化对企业出口 DVAR 的影响依然显著为正,这表明考虑内生性问题后的回归结果仍然具有很好的稳健性。

五、影响渠道检验

虽然前文实证结果已验证,贸易便利化对提高企业出口 DVAR 具有积极的促进作用,但并没有对此问题的内在识别渠道进行深入的研究。鉴于此,本部分将通过中介效应的实证检验,试图提供进一步的经验证据,以期打开贸易便利化影响企业出口 DVAR 的“黑箱”。依据前文理论机制的分析,本文发现贸易便利化会通过成本加成和相对价格两个渠道来影响企业出口 DVAR,为了识别上述机制是否成立,这里借鉴中介效应的检验方法(Hayes, 2009;高翔等,2018)^[33-34],构建以下递归回归模型进行检验:

$$DVAR_{ijkt} = a_0 + a_1 \text{facili}_{kt} + \beta X_{ijkt} + \psi_j + \varphi_k + \mu_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (15)$$

$$\text{Markup}_{ijkt} = b_0 + b_1 \text{facili}_{kt} + \beta X_{ijkt} + \psi_j + \varphi_k + \mu_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (16)$$

$$\text{Inter-import}_{ijkt} = c_0 + c_1 \text{facili}_{kt} + \beta X_{ijkt} + \psi_j + \varphi_k + \mu_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (17)$$

$$DVAR_{ijkt} = d_0 + d_1 \text{facili}_{kt} + d_2 \text{Markup}_{ijkt} + d_3 \text{Inter-import}_{ijkt} + \beta X_{ijkt} + \psi_j + \varphi_k + \mu_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (18)$$

表4 稳健性检验结果

	改变 <i>facili</i>	改变 <i>DVAR</i>	内生性分析
	模型18	模型19	模型20
<i>facili</i>	0.547*** (0.017)	0.550*** (0.014)	0.728*** (0.121)
<i>tfp</i>	0.126*** (0.011)	0.110*** (0.011)	0.084*** (0.023)
<i>age</i>	0.202*** (0.023)	0.146*** (0.023)	0.010 (0.109)
<i>scale</i>	0.008*** (0.001)	0.007* (0.000)	0.005*** (0.001)
<i>k/ratio</i>	-0.316*** (0.006)	-0.260*** (0.006)	-0.331*** (0.009)
<i>subsidy</i>	0.072*** (0.020)	0.063*** (0.019)	0.074*** (0.020)
时间效应	是	是	是
行业效应	是	是	是
地区效应	是	是	是
常数项	1.061*** (0.026)	1.041*** (0.009)	1.160*** (0.044)
工具变量 <i>F</i> 值			266.266
样本数	66046	66043	66046
<i>R</i> ²	0.118	0.108	0.125

注: *、**、***分别表示显著性概率为 $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$; 括号内为回归系数的标准误

在递归回归模型中, $Markup_{ijkt}$ 为 t 年份 k 地区 j 行业的 i 企业成本加成率, 借鉴李胜旗(2017)^[22] 的测算方法, 将其表示为 $Markup_{ijkt} = \varphi_{ijkt}^{X^v} (\xi_{ijkt}^{X^v})^{-1}$ 。其中, $\varphi_{ijkt}^{X^v}$ 表示可变要素的产出弹性; $\xi_{ijkt}^{X^v}$ 为可变要素的支出占企业总销售收入的比重。 $Inter_import_{ijkt}$ 表示进口中间品与国内中间品的相对价格, 考虑到数据的可得性, 本文参照褚竹君(2018)^[11]、高翔(2018)^[34] 的做法, 选取国内中间产品的使用比重作为代理变量。其余变量含义与(12)式相同。

表5模型21-模型26汇报了贸易便利化对企业出口 DVAR 的影响渠道检验结果。其中, 模型21与表1模型4的估计结果相同, 是对基准模型的回归分析。模型22报告了以企业成本加成 ($Markup$) 为因变量的回归结果, 不难发现, 贸易便利化的估计系数在1%水平上为正显著, 说明贸易便利化的推进提升了企业的成本加成率。这可能是因为, 一方面, 贸易便利化会提升企业的生产率水平, 在其他条件不变的情况下, 企业的边际生产成本会下降, 进而提高了企业的成本加成率; 另一方面, 贸易便利化会通过“干中学”与“技术外溢”效应, 促进国内企业产品质量升级, 提高企业产品价格, 最终促进企业成本加成率的提升。模型23的估计结果显示, 贸易便利化对相对价格 ($Inter_import$) 的估计系数为 -0.075 , 且在1%水平上显著, 这表明在控制了其他因素的影响后, 贸易便利化明显降低了中国企业国内外中间品的相对价格。对其可能的解释是, 贸易便利化的推进通过降低企业进口中间品的价格及增加企业进口中间品的种类, 导致进口中间品与国内中间品相对价格的下降。

模型24和模型25汇报了被解释变量对核心解释变量和中介变量回归的结果, 不难看出, 在分别加入中介变量成本加成 ($Markup$) 和相对价格 ($Inter_import$) 之后, 核心解释变量 $facili$ 的系数估计值分别出现了下降和上升, 同时, 中介变量 $Markup$ 和 $Inter_import$ 的回归系数均在1%水平上显著为正, 初步证实了正向“成本加成效应”和负向“相对价格效应”的存在, 即证明了假设1和假设2是正确的。为进一步检验贸易便利化是否会通过“成本加成效应”和“相对价格效应”对企业出口 DVAR 产生影响, 我们参照 Hayes(2009)^[33] 的研究方法对回归结果进行 Sobel 检验。计算发现两个中介变量所对应的检验统计量 Z 值依次为 38.32、19.35 均大于临界值 1.96, 即 Sobel 检验的 Z 统计量通过了统计性检验, 因此, 可以认定成本加成和相对价格是贸易便利化影响企业出口 DVAR 的两个渠道。

模型26将两个中介变量同时纳入基准模型进行估计后发现, 贸易便利化的系数估计值依然显著为正, 且比基准模型21的系数明显减小, 表明总体上贸易便利化会通过提升成本加成和降低相对价格两个渠道对企业出口 DVAR 产生正向的净效应。此外, 我们还借鉴温忠麟等(2004)^[35] 的做法, 通过计算中介效应

表5 影响渠道的检验结果

	DVAR	Markup	Inter_import	DVAR	DVAR	DVAR
	模型21	模型22	模型23	模型24	模型25	模型26
<i>facili</i>	0.567*** (0.014)	0.156*** (0.003)	-0.075*** (0.002)	0.350*** (0.015)	0.634*** (0.015)	0.373*** (0.015)
<i>Markup</i>				1.390*** (0.028)		1.339*** (0.030)
<i>Inter_import</i>					0.898*** (0.041)	0.205*** (0.043)
<i>tfp</i>	0.113*** (0.011)	0.034*** (0.002)	0.002 (0.001)	0.065*** (0.011)	0.112*** (0.011)	0.067*** (0.011)
<i>age</i>	0.149*** (0.024)	0.006 (0.004)	0.045*** (0.003)	0.140*** (0.023)	0.109*** (0.024)	0.132*** (0.023)
<i>scale</i>	0.006*** (0.001)	0.002*** (0.000)	0.008*** (0.000)	0.004*** (0.001)	-0.001 (0.001)	0.002*** (0.001)
<i>klratio</i>	-0.322*** (0.006)	-0.062*** (0.001)	0.029*** (0.001)	-0.236*** (0.006)	-0.349*** (0.006)	-0.245*** (0.006)
<i>subsidy</i>	0.074*** (0.020)	0.016*** (0.004)	-0.012*** (0.003)	0.051*** (0.019)	0.085*** (0.020)	0.054*** (0.019)
时间效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
常数项	1.116*** (0.026)	0.180*** (0.005)	0.082*** (0.003)	0.865*** (0.026)	1.042*** (0.026)	0.858*** (0.026)
样本数	66046	66046	66046	66046	66046	66046
R^2	0.129	0.198	0.237	0.184	0.140	0.186

注: *、**、***分别表示显著性概率为 $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$; 括号内为回归系数的标准误

在总效应中的比重,对“成本加成效应”和“相对价格效应”的相对大小进行对比分析。根据模型26计算得到“成本加成效应”的效应值为0.56,“相对价格效应”的效应值为-0.04,两种中介效应无论是作用方向还是相对大小,都进一步支持了前文的研究结论:一方面,贸易便利化通过企业成本加成渠道提高了企业出口DVAR,即“成本加成效应”;另一方面,贸易便利化通过相对价格渠道降低了企业出口DVAR,即“相对价格效应”,且“成本加成效应”要远大于“相对价格效应”。整体而言,贸易便利化对企业出口DVAR的净效应为正。

六、结论和启示

本文首先在 Kee 和 Tang(2016)^[9]研究模型的基础上,构建了贸易便利化影响企业出口DVAR的理论框架,然后,采用2000-2006年中国制造业企业数据,实证检验了贸易便利化对企业出口DVAR的影响,以及影响的机制与效应。研究发现:(1)无论是贸易便利化采用综合指数,还是各分领域指标,推进贸易便利化都会显著促进企业出口DVAR的提升。同时,我们还从使用工具变量、替换贸易便利化综合指数测算方法、替换企业出口DVAR测算方法等方面进行了一系列稳健性测试,发现本文基本结论保持不变。(2)异质性分析结果显示,贸易便利化对东部地区企业出口DVAR的促进作用最大,对中部地区企业的影响次之,而对西部地区企业并没有显著的影响;贸易便利化对高技术行业企业出口DVAR的促进作用明显大于中、低技术行业;相比于国有企业和民营企业,贸易便利化的推进更有助于外资企业出口DVAR的提升。(3)进一步的机制检验表明,贸易便利化通过负向的“相对价格效应”与正向的“成本加成效应”对企业出口DVAR产生影响,且“成本加成效应”要远大于“相对价格效应”。

理论和实证的分析结果对全球价值链分工背景下,中国制造业企业突破“低端锁定”的困境以及地区加快贸易便利化水平的推进具有一定的启示意义。一方面,政府应当重视贸易便利化对提升企业出口DVAR水平的正外部性,不断推进各领域贸易便利化环境的建设,尤其要增加对交通、通信等硬件设施的投资,提高海关通关效率、深化商事制度改革,这无疑将是“后关税时代”提升中国企业附加值创造能力、增强中国企业出口竞争力的关键所在。另一方面,未来外贸政策应逐步实现由“奖出限入”向“优进优出”的转变,并通过贸易便利化环境的建设,积极引导国内企业来进口更多高质量、低成本和多样化的国外中间要素,不断提升企业生产效率和研发创新能力,以此推动具有创新理念的新技术、新工艺、新产品的发展,实现企业出口竞争力和全球价值链地位的不断攀升。

进一步地,在完善贸易便利化环境的进程中,还要有重点、有针对性地对关键地区、关键行业、关键企业进行调整和改革。从本文结论来看,贸易便利化对中西部、中低技术行业和本土资企业出口DVAR的促进作用明显小于东部、高技术行业 and 外资企业。因此,中西部地区要加快推进贸易便利化建设的步伐,为制造业价值链的攀升奠定良好基础,同时也要不断提升政府运行效率,促使贸易便利化正向外部性的有效发挥。此外,鉴于高技术行业企业从贸易便利化进程中的获益更大,建议发达地区可以利用其贸易便利化水平较高的优势,着力发展高端装备、信息技术等高端技术产业,进行产业结构优化和升级,以实现出口盈利能力的持续增长。对于不同所有制企业而言,在巩固贸易便利化对外资企业出口DVAR促进作用的同时,要集中攻破影响本土企业附加值提升的关键瓶颈,从而强化贸易便利化的总体作用效果。

参考文献:

- [1] XING Y, DETERT N. How the iPhone widens the United States trade deficit with the People's Republic of China[R]. Tokyo: ADBI Working Papers, 2010: 1-37.
- [2] KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Estimating domestic content in exports when processing trade is pervasive[J]. Journal of Development Economics, 2012, 99(1): 178-189.
- [3] 盛斌, 陈帅. 全球价值链如何改变了贸易政策: 对产业升级的影响和启示[J]. 国际经济评论, 2015(1): 85-97.
- [4] 吕越, 吕云龙, 包群. 融资约束与企业增加值贸易——基于全球价值链视角的微观证据[J]. 金融研究, 2017(5): 63-80.
- [5] WANG Z, WEI S J, ZHU K. Quantifying international production sharing at the bilateral and sector levels[R]. New York: NBER Working Paper, 2013: 1-75.

- [6] KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Tracing Value-Added and double counting in gross exports[J]. American Economic Review, 2014, 104(2):459-494.
- [7] UPWARD R, WANG Z, ZHENG J. Weighing China's export basket: the domestic content and technology intensity of Chinese exports[J]. Journal of Comparative Economics, 2013, 41(2):527-543.
- [8] 张杰, 陈志远, 刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制[J]. 经济研究, 2013(10):124-137.
- [9] KEE H L, TANG H. Domestic value added in exports: theory and firm evidence from China[J]. American Economic Review, 2016, 106(6):1402-1436.
- [10] 余淼杰, 崔晓敏. 人民币汇率和加工出口的国内附加值: 理论与实证研究[J]. 经济学(季刊), 2018(3):1207-1234.
- [11] 诸竹君, 黄先海, 余骁. 进口中间品质量、自主创新与企业出口国内增加值率[J]. 中国工业经济, 2018(8):116-134.
- [12] 姜悦, 黄繁华. 服务业开放提高了我国出口国内附加值吗——理论与经验证据[J]. 财贸研究, 2018(5):74-81.
- [13] BALDWIN R. Regulatory protectionism, developing nations and a two-tier world trade system[J]. Brookings Trade Forum, 2000, 2000(2574):237-293.
- [14] 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.
- [15] ABE K, WILSON J S. Government, corruption, and trade in the Asia Pacific region[R]. New York: APEC Discussion Paper, 2008:1-27.
- [16] PORTUGAL-PEREZ A, WILSON J S. Export performance and trade facilitation reform: hard and soft infrastructure[J]. World Development, 2012, 40(7):1295-1307.
- [17] 陈勇兵, 李燕, 周世民. 中国企业出口持续时间及其决定因素[J]. 经济研究, 2012(7):48-61.
- [18] 刘斌, 王乃嘉. 制造业投入服务化与企业出口的二元边际——基于中国微观企业数据的经验研究[J]. 中国工业经济, 2016(9):59-74.
- [19] 简泽, 张涛, 伏玉林. 进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率——基于中国加入 WTO 的一个自然实验[J]. 经济研究, 2014(8):120-132.
- [20] 祝树金, 钟腾龙, 李仁宇. 中间品贸易自由化与多产品出口企业的产品加成率[J]. 中国工业经济, 2018(1):41-59.
- [21] 李波, 赵鑫铖, 李艳芳. 贸易便利化、产业集聚与地区产业增长[J]. 财贸研究, 2017(6):1-16.
- [22] 李胜旗, 毛琪琳. 制造业上游垄断与企业出口国内附加值——来自中国的经验证据[J]. 中国工业经济, 2017(3):101-119.
- [23] WILSON J S, MANN C, OTSUKI T. Assessing the benefits of trade facilitation: a global perspective[J]. The World Economy, 2005, 28(6):841-871.
- [24] 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(3):54-79.
- [25] 樊刚, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011:1-14.
- [26] 宋周莺, 刘卫东. 中国信息化发展进程及其时空格局分析[J]. 地理科学, 2013(3):257-265.
- [27] 刘秉镰, 武鹏, 刘玉海. 交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析[J]. 中国工业经济, 2010(3):54-64.
- [28] 吕越, 盛斌, 吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗[J]. 中国工业经济, 2018(5):5-23.
- [29] YU M J. Processing trade, tariff reductions and firm productivity: evidence from Chinese firms[J]. Economic Journal, 2015, 125(585):943-988.
- [30] 傅元海, 叶祥松, 王展祥. 制造业结构优化的技术进步路径选择——基于动态面板的经验分析[J]. 中国工业经济, 2014(9):78-90.
- [31] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012(5):142-158.
- [32] 刘斌, 王乃嘉, 屠新泉. 贸易便利化是否提高了出口中的返回增加值[J]. 世界经济, 2018(8):103-128.
- [33] HAYES A F. Beyond Baron and Kenny: statistical mediation analysis in the new millennium[J]. Communication Monographs, 2009, 76(4):408-420.
- [34] 高翔, 刘啟仁, 黄建忠. 要素市场扭曲与中国企业出口国内附加值率: 事实与机制[J]. 世界经济, 2018(10):26-50.
- [35] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5):614-620.

