

# 营商环境优化如何提升企业 出口国内增加值率

戴翔 秦思佳

**摘要：**本文利用2006—2013年中国工业企业数据库和中国海关数据库，从企业微观层面对营商环境优化是否有助于提升企业出口国内增加值率进行了实证分析。结果表明：营商环境对企业出口国内增加值率具有显著影响，营商环境的优化能够显著提升企业出口国内增加值率，这一结论在各种稳健性检验下依然成立；从具体作用机制看，营商环境优化会通过价值链迁移以及创新激励提升企业出口国内增加值率；营商环境优化对于不同贸易类型、不同所有制类型、不同要素密集型行业以及不同地区的出口企业具有明显的异质性影响。本文研究结果不仅有助于深化认识影响企业出口国内增加值率的因素，而且对如何从营商环境优角度探寻提升企业出口国内增加值率的对策也有一定的启示作用。

**关键词：**营商环境；出口国内增加值率；价值链迁移

[中图分类号] F75 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 11-0015-15

## 一、引言及文献综述

中国在上一轮开放发展中取得的巨大成就不容置疑，不仅体现为产业规模和经济体量的迅猛增长，甚至在一定程度上反映为产业结构的调整和升级。但总体来看，“低端嵌入”全球价值链分工体系所能获得的贸易附加值十分有限。对此，许多案例研究已提供了充分的证据（邢予青等，2011）<sup>[1]</sup>。处于全球价值链中低端和低附加值创造环节，在特定发展阶段具有选择上的必然性和合理性，但任何发展战略都只适合于特定的发展阶段。面临国内国际环境的深刻变化，尤其是全球竞争的加剧和国内各种成本的上升，继续停留在低附加值创造的价值链分工位置，不仅会遭遇发展空间不断被压缩的窘境，还会面临可持续发展的困难，更无从谈高质量发展。正是基于对上述情形的判断，十九大报告提出了要加快“促进我

[收稿日期] 2019-12-27

[基金项目] 教育部人文社会科学项目“知识产权保护影响出口贸易高质量发展的机制、效应及政策研究：技术—结构视角”（19YJA790016）；国家社会科学基金项目“贸易摩擦对全球产业链转移的影响及对策研究”（20BJY002）

[作者信息] 戴翔：无锡太湖学院商学院教授、南京审计大学经济学院特聘教授，电子邮箱 naudaixiang@163.com；秦思佳：南京审计大学经济学院硕士研究生

国产业迈向全球价值链中高端”的战略目标。从微观经济主体角度看，主要是指从低附加值经济活动向高附加值经济活动的转型和升级，即提升企业出口国内增加值是微观层面上“迈向全球价值链中高端”的重要表征，也是体现中国实现新一轮“高水平开放”的重要标志。排除要素禀赋等客观因素的影响，实现攀升全球价值链中高端或者说提升出口国内增加值这一艰巨目标的关键，在于适时调整开放举措。

对外开放就政策举措而言通常有两层含义，一种是以降低和消除关税和非关税壁垒为表现的贸易和投资自由化发展，即所谓的“边境开放”；另一种是通过不断改革从而形成能与国际通行规则相衔接的体制和制度优化，即所谓的“境内开放”。前一意义上的开放，实际上正是第二次世界大战以来经济全球化发展的主要特征和表现，也是中国改革开放以来尤其是加入世界贸易组织（WTO）以来的主要开放举措。目前，经济全球化发展出现了一些新趋势和新特点，虽然短期内以贸易保护主义抬头、单边主义和霸凌主义等为表现的“逆全球化”思潮有兴起现象，从而使得外部环境呈现复杂、多变和严峻的局面，但作为科技进步和生产力发展必然结果和客观规律的经济全球化深入发展仍然是大势所趋。其中，从传统的“边境开放”不断向“境内开放”的拓展和深化，正是当前经济全球化发展所表现出的新趋势和新特点。这就提出了一个具有理论意义和实践价值的课题，作为规则等制度型开放重要内容的营商环境优化，是否能够推动以出口国内附加值提升等为表现的新一轮高水平开放？

关于营商环境的重要性，尤其是对企业经营活动的重要性，现有研究已经取得了较为一致的观点，认为良好的营商环境在降低企业交易成本、激发企业活力（Augier et al., 2012）<sup>[2]</sup>等方面均具有积极作用。从企业出口以及参与全球价值链分工角度看，现有理论和实证研究基本认为，营商环境同样发挥着重要作用，表现为诸如执行效率、知识产权保护力度等各种表征营商环境的指标，对企业出口能力和参与全球价值链分工的能力会产生重要影响（刘胜和申明浩，2019）<sup>[3]</sup>。但是在全价值链分工条件下，营商环境是否会对企业出口国内增加值产生影响尚没有定论。有关出口国内增加值的影响因素研究中，现有文献也已经取得了丰富成果，包括对中间产品内向化（马丹等，2019）<sup>[4]</sup>、出口企业的空间集聚（闫志俊和于津平，2019）<sup>[5]</sup>、产业集聚效应（邵朝对等，2019）<sup>[6]</sup>、价值链嵌入位置（高翔等，2019）<sup>[7]</sup>、中间产品进口质量和自主创新能力（诸竹君等，2018）<sup>[8]</sup>、外商直接投资（张杰等，2013）<sup>[9]</sup>等可能影响因素的探讨。综观现有研究企业出口国内增加值影响因素的文献，可以发现，目前鲜有关于营商环境可能影响企业出口国内增加值的直接研究。鉴于此，本文着重探讨营商环境优化是否提升了企业出口国内增加值。对上述问题的回答，不仅有助于深化认识影响企业出口国内增加值的关键因素，而且对于从优化营商环境角度探寻发展高质量和高水平开放型经济也有着重要启示。更为重要的是，能够为“继续推动商品和要素流动型开放，更加注重规则等制度型开放”的开放战略转型提供理论支撑和经验证据。本文可能的贡献和创新在于：第一，在研究视角上，本文着重从营商环境角度出发，探讨影响企业出口

国内增加值的因素；第二，在研究方法上，采用中介效应模型检验了营商环境优化影响出口国内增加值率的作用机制；第三，在研究结论上，作为影响企业出口国内增加值的因素之一，营商环境优化对不同贸易方式等具有异质性影响。

## 二、研究设计

虽然从理论逻辑上说，在全球价值链分工条件下，营商环境优化会提升企业出口国内增加值，但上述理论假说仍然停留在理论推演层面，所得结论是否正确与可靠，还需要有说服力的经验证据。

### (一) 变量选择

#### 1. 被解释变量的选取及其测度

本文着重探讨营商环境优化对企业出口国内增加值的影响，因此，企业出口国内增加值是被解释变量。针对企业出口国内增加值的测度和核算，目前学术界已经提出了诸多方法。基于本文的研究需要，借鉴张杰等（2013）的测算方法，从企业微观层面测算出口国内增加值率作为本文计量分析的被解释变量。具体测算公式如下：

$$dva_{ijk} = \begin{cases} 1 - \frac{IMP_{ijk} + D_{ijk}}{Y_{ijk}}, & k = 1 \\ 1 - \frac{IMP_{ijk|BEC} + D_{ijk|BEC}}{Y_{ijk}}, & k = 2 \\ \omega_1 \times \left(1 - \frac{IMP_{ij1} + D_{ij1}}{Y_{ij1}}\right) + \omega_2 \times \left(1 - \frac{IMP_{ij2|BEC} + D_{ij2|BEC}}{Y_{ij2}}\right), & k = 3 \end{cases} \quad (1)$$

其中， $dva$  表示企业出口国内增加值率， $Y$  表示企业的总产出， $D$  表示企业所使用的国内原材料中所包含的国外成分， $IMP$  表示实际中间产品进口额， $k = 1, 2, 3$  分别表示贸易企业属于一般贸易进出口企业、加工贸易进出口企业以及混合贸易进出口企业。

#### 2. 被解释变量的选取及其测度

基于本文研究需要，营商环境是最为核心的也是本文最为关注的解释变量（ $Be$ ）。与此同时，借鉴现有关于企业出口国内增加值影响因素的研究，考虑到估计结果的稳健性，在解释变量的选取上，本文不仅纳入了可能影响企业出口国内增加值的反映企业自身特征的变量，诸如企业规模变量（ $Size$ ）、企业年龄变量（ $Age$ ）、贸易方式变量（ $Tm$ ）等，同时还纳入了可能影响企业出口国内增加值的外部环境变量，包括贸易自由化变量（ $TL$ ）、所在行业竞争程度变量（ $HI$ ）以及所在地区的外资利用情况变量（ $FDI$ ）。其中，企业规模变量采用出口企业当年总销售额的对数表示；企业年龄变量采用企业成立的实际年限表示；贸易方式变量采用企业出口加工贸易额与企业出口总额之比表示；贸易自由化变量借鉴余淼杰（2010）<sup>[10]</sup>的做法，采用进口贸易渗透率表示；所在行业竞争程度变量采用4分

位行业计算的赫芬达尔—赫希曼指数表示；出口企业所在地区的外资利用情况变量，采用所在地区当年实际利用外资存量额与当期 GDP 的比值表示。

### (二) 模型设定

本文设定的计量模型如下：

$$dva_{ijt} = \alpha_0 + \beta_0 Be_t + \beta_1 Size_{ijt} + \beta_2 Age_{ijt} + \beta_3 Tm_{ijt} + \beta_4 Tl_t + \beta_5 HI_{jt} + \beta_6 FDI_t + \eta_i + \eta_j + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，下标  $i$ 、 $t$  分别表示企业、年份， $j$  表示企业所在行业， $dva$  表示企业出口国内增加值率，其他各变量的含义如前文所述。在后文的实证过程中，为降低数据的波动性，在不影响估计结果的情况下，本文对部分变量包括营商环境指数、企业规模变量以及企业年龄变量进行了自然对数处理，并且充分考虑了企业层面固定效应、行业层面固定效应以及年份固定效应。

### (三) 数据来源及说明

本文采用的微观数据主要包括两套数据库：一是中国工业企业数据库，二是中国海关数据库。样本涵盖年份区间为 2006—2013 年。这两套数据库为本文研究提供了基础数据。需要说明的是，中国工业企业数据库和中国海关数据库中的企业代码分属于两套完全不同的体系，因此无法直接采用企业代码对两套数据库进行变量匹配。由于中国工业企业数据库存在数据缺失和数据异常等问题，本文参照现有文献的普遍做法，在遵循会计准则的前提下，对原始数据进行清理，包括删除缺失重要经济指标的观测值、删除从业人数少于 8 人的企业、删除符合流动资产高于总资产、固定资产合计大于总资产、固定资产净值大于总资产、当前累计折旧大于累计折旧中任何一个条件的企业、删除没有识别编号的企业等。此外，本文借鉴田巍等（2013）<sup>[11]</sup>的做法对两套数据库进行数据匹配，并采用 Kee 和 Tang（2006）<sup>[12]</sup>的处理方法，解决企业过度出口和过度进口问题，据此测算企业出口国内增加值率。其他反映企业自身变量特征的数据均来自这两个数据库。营商环境指数来自于世界银行提供的世界各国历年营商环境，营商环境指数的构成是综合各维度的指标，是开办企业便利度、办理施工许可、获得电力、对少数投资者的保护、纳税的保证以及跨境贸易便利化等各指标的综合指数<sup>①</sup>。世界银行提供的中国营商环境指数的数据年份为 2004—2018 年，为了与上述两套微观数据库匹配，本文选取了其中 2006—2013 年的中国营商环境指数。测度贸易自由化变量所用到的基础数据来自于历年《中国统计年鉴》，即以 2006—2013 年《中国统计年鉴》提供的中国进口贸易额占同期 GDP 之比表示。测度出口企业所在地区的外资利用情况，所用到的基础数据来自省际层面的历年统计年鉴，即以 2006—2013 年省际层面上实际利用 FDI 存量额与 GDP 之比表示。

<sup>①</sup>营商环境指数的具体构建方法，参见世界银行营商环境数据库的有关说明。

## 三、实证结果

## (一) 基准回归结果

表1显示了基准模型的普通最小二乘法(OLS)回归结果。为避免可能的异方差等问题带来的不良影响,本文在估计过程中采用了企业层面的聚类稳健标准误。

表1 OLS回归估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Be</i>	0.0027*** (3.75)	0.0023*** (4.32)	0.0025*** (3.19)	0.0029*** (5.31)	0.0025*** (3.28)	0.0027*** (4.68)
<i>Size</i>	—	0.0171** (2.28)	—	0.0168** (2.92)	0.0159** (2.47)	0.0163** (2.58)
<i>Age</i>	—	0.0007* (1.98)	—	0.0004** (2.12)	0.0006* (1.93)	0.0005** (2.56)
<i>Tm</i>	—	-0.1901* (2.51)	—	-0.1873* (2.44)	-0.1755* (2.79)	-0.1824* (2.84)
<i>TL</i>	—	0.0861* (2.82)	—	0.0815* (2.47)	0.0835* (2.55)	0.0779* (2.36)
<i>HI</i>	—	-0.1207* (-2.59)	—	-0.1301* (-2.14)	-0.1108* (-2.28)	-0.1213* (-2.33)
<i>FDI</i>	—	0.0915*** (3.43)	—	0.0922*** (3.59)	0.0887*** (3.82)	0.0901*** (3.61)
常数项	—	0.0514*** (2.15)	—	0.0538*** (2.58)	0.0521*** (2.79)	0.0509*** (2.36)
企业固定效应	否	否	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	否	否	否	是
观测值	301 874	301 874	301 874	301 874	301 874	301 874
R <sup>2</sup>	0.235	0.218	0.194	0.207	0.312	0.219

注:估计系数下括号内的数字为系数估计值的t统计量;\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平;最后一列的估计结果在控制企业固定效应的同时,控制了行业固定效应,主要是考虑可能具有的群组效应。

表1第(1)列的回归结果,是在仅考虑营商环境这一关键解释变量而未纳入其他影响因素,并且没有控制其他固定效应的条件下进行估计所得;第(2)列是在同时纳入其他影响因素但未控制其他固定效应的条件下进行回归估计所得;第(3)列是在控制了企业固定效应并且仅考虑营商环境这一核心解释变量时所得的回归估计结果;第(4) — (6)列是在纳入其他影响因素并依次控制企业固定效应、时间固定效应以及行业固定效应的基础上进行回归估计所得。回归结果总体显示,营商环境指数在各列中的系数估计值均为正且均在1%的显著性水平下通过了统计检验,说明这一关键的核心解释变量在各列中的回归结果较为稳定。以第(6)列的回归结果为例,在考虑了其他可能的影响因素并控制了各种固定效应后,营商环境变量的系数估计值为0.0027并通过了显著性统计检验,说明一国营商环境的优化有助于提升企业出口国内增加值率。

(二) 系统广义矩 (GMM) 回归估计结果

从经济惯性角度看, 企业出口国内增加值率变动往往具有延续性特征, 即上一期的企业出口国内增加值率会对本期产生影响, 为此, 本文在计量模型 (2) 中纳入滞后一期的企业出口国内增加值率作为解释变量, 得到如下动态面板数据模型:

$$dva_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 dva_{ijt-1} + \beta_0 Be_t + \beta_1 Size_{ijt} + \beta_2 Age_{ijt} + \beta_3 Tm_{ijt} + \beta_4 TL_t + \beta_5 HI_{jt} + \beta_6 FDI_t + \eta_i + \eta_j + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

针对动态面板数据的 GMM 估计方法中, 系统 GMM (SGMM) 可以提高估计效率。据此, 本文采用 SGMM 估计方法对计量模型 (3) 进行回归估计, 所得估计结果见表 2。

表 2 系统 GMM 回归估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dva</i> (-1)	0.7351*** (3.18)	0.7296*** (3.64)	0.7539*** (3.77)	0.7644*** (3.82)	0.7823*** (3.56)	0.7537*** (3.27)
<i>Be</i>	0.0021*** (3.77)	0.0021*** (4.12)	0.0023*** (3.89)	0.0022*** (4.53)	0.0025*** (3.76)	0.0023*** (4.25)
<i>Size</i>	—	0.0160** (2.37)	—	0.0155** (2.58)	0.0158** (2.69)	0.0161** (2.51)
<i>Age</i>	—	0.0005* (1.92)	—	0.0005* (1.97)	0.0007* (1.95)	0.0005** (2.46)
<i>Tm</i>	—	-0.1876* (-2.37)	—	-0.1895* (-2.43)	-0.1921* (-2.28)	-0.1903* (-2.69)
<i>TL</i>	—	0.0685* (2.39)	—	0.0763* (2.47)	0.0782* (2.59)	0.00825* (2.33)
<i>HI</i>	—	-0.1015* (-2.64)	—	-0.0984* (-2.18)	-0.1023* (-2.52)	-0.0958* (-2.27)
<i>FDI</i>	—	0.0893*** (3.62)	—	0.0905*** (3.73)	0.0916*** (3.28)	0.0908*** (3.54)
常数项	—	0.0519*** (2.18)	—	0.0521*** (2.39)	0.0503*** (2.18)	0.0537*** (2.64)
企业固定效应	否	否	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	否	否	否	是
观测值	265 328	265 328	265 328	265 328	265 328	265 328
AR (1)	0.0219	0.0382	0.0277	0.0391	0.0653	0.0317
AR (2)	0.6017	0.5326	0.4821	0.4693	0.5132	0.3859
Sargan 检验统计量	0.9933	0.9885	0.9928	0.9962	0.9907	0.9924
Wald- $\chi^2$	2 351.37 (0.00)	5 836.92 (0.00)	3 518.35 (0.00)	4 127.56 (0.00)	4 355.29 (0.00)	4832.74 (0.00)

注: 估计系数下括号内的数字为系数估计值的 t 统计量; \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

从表 2 各栏显示的结果看, 基本可以得出如下几个方面的判断: 第一, 由于滞后一期的 *Dva* 系数估计值在各列中都显著为正, 并且在 1% 的显著性水平下通过了统计检验, 说明出口企业的出口国内增加值率确实存在惯性影响, 更确切地说, 出口企业的当期出口国内增加值率会对下一期产生影响。这一估计结果在某种程度上

也说明了以出口增加值率提升为表征的经济效应改善,需要立足现实,遵循于循序渐进的经济规律。第二,营商环境变量  $Be$  的系数估计值在各列的回归结果中依然显著为正,说明营商环境的优化对企业出口增加值率确实具有显著的提升作用。第三,其他解释变量,在不同列中也表现出较高的稳定性,即其对企业出口增加值率的影响并没有出现前后不一致的情形。总体来看,采用系统 GMM 回归估计所得结果,与前文的基准回归结果以及两阶段最小二乘法(TSLS)估计结果具有较高的一致性和稳定性,说明计量检验结果所揭示的营商环境对企业出口增加值率的影响效应,具有较高的稳定性和可靠性。

#### 四、机制检验

营商环境之所以能够对企业出口国内增加值率产生影响,可能源自于两个方面的作用机制:一是伴随营商环境优化所带来的价值链迁移效应(GVCL);二是营商环境优化有助于激活企业的创新行为和活动(IN)。为了检验上述两个作用机制是否真实存在并发挥作用,本文借鉴方杰等(2004)<sup>[13]</sup>使用的中介效应模型进行检验。一般而言,检验中介效应的作用机制分为三个步骤:第一步首先检验总效应,也就是说,计量检验核心解释变量对被解释变量是否具有显著影响;第二步是计量检验核心解释变量是否对中介变量具有显著影响,即构建以中介变量为被解释变量的计量模型并进行回归;第三步是进行显著性的联合检验,即同时将中介变化和本文最为关注的核心解释变量同时作为解释变量引入计量方程,然后对被解释变量进行回归。如果在上述各计量模型的回归结果中,核心解释变量始终显著且表现出影响方向的一致性,并且在联合性显著检验中,中介变量的系数估计值同样能够通过显著性检验的话,那么基本可以认为中介作用机制是存在的,即本文最为关注的核心解释变量确实通过中介变量对企业出口国内增加值率产生了影响。基于此,本文构建如下中介效应模型以实证分析营商环境对企业出口国内增加值率的中介作用机制:

$$dva_{iijt} = \alpha_0 + \alpha_1 Be_t + \alpha_2 Size_{ijt} + \alpha_3 Age_{ijt} + \alpha_4 Tm_{ijt} + \alpha_5 Tl_t + \alpha_6 HI_{jt} + \alpha_7 FDI_t + \eta_i + \eta_t + \eta_j + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$GVCL_{ht} = \beta_0 + \beta_1 Be_t + \beta_2 Size_{ijt} + \beta_3 Age_{ijt} + \beta_4 Tm_{ijt} + \beta_5 Tl_t + \beta_6 HI_{jt} + \beta_7 FDI_t + \eta_i + \eta_t + \eta_j + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$IN_{ht} = \gamma_0 + \gamma_1 Be_t + \gamma_2 Size_{ijt} + \gamma_3 Age_{ijt} + \gamma_4 Tm_{ijt} + \gamma_5 Tl_t + \gamma_6 HI_{jt} + \gamma_7 FDI_t + \eta_i + \eta_t + \eta_j + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$dva_{ijt} = \varphi_0 + \varphi_1 GVCL_{ht} + \varphi_2 IN_{ijt} + \varphi_3 Be_t + \varphi_4 Size_{ijt} + \varphi_5 Age_{ijt} + \varphi_6 Tm_{ijt} + \varphi_7 Tl_t + \varphi_8 Tl_t + \varphi_9 HI_{jt} + \varphi_{10} FDI_t + \eta_i + \eta_t + \eta_j + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中,模型(4)中的  $GVCL$  指全球价值链迁移指数,模型(4)中的  $IN$  代表企业的创新能力指数。关于  $GVCL$  变量指标的测度方法,本文借鉴 Wang 等(2017)<sup>[14]</sup>提出的全球价值链长度测算方法。本文认为,全球价值链向一国的依次梯度转移,实际上就是价值链不断延长即价值链长度不断延长的过程,因此一国全球价值链长度的变化能够在一定程度上说明价值链迁移状况。关于  $IN$  变量指标的测度方法,本文借鉴安同良和千慧雄(2014)的做法,采用企业新产品销售额占

企业销售总额的比重表示。据此,依据模型(3)、(4)、(5)、(6)进行的中介效应检验结果见表3。表3的检验结果显示,营商环境优化的确通过价值链迁移效应和企业创新效应影响着企业出口国内增加值率。

表3 中介作用机制的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>dva</i> (-1)	0.7832** (2.73)	—	—	0.7837*** (3.59)
<i>Be</i>	0.0026*** (4.58)	0.0824** (2.53)	0.0735** (2.09)	0.0009** (2.81)
<i>GVCL</i>	—	—	—	0.0284** (2.44)
<i>IN</i>	—	—	—	0.0679** (2.17)
<i>Size</i>	0.0160** (2.37)	0.0075** (2.08)	0.1029** (2.37)	0.0088** (2.51)
<i>Age</i>	0.0005* (1.92)	0.0017* (1.95)	0.0022** (2.19)	0.0003* (1.97)
<i>Tm</i>	-0.1876* (-2.37)	-0.1579** (-2.12)	-0.7454* (-1.98)	-0.1325* (-1.95)
<i>TL</i>	0.0685** (2.39)	0.0218* (1.93)	0.7361** (2.36)	0.0179* (1.96)
<i>HI</i>	-0.1015** (-2.64)	-0.2219** (-2.18)	-0.1885* (-1.93)	-0.0824* (-1.92)
<i>FDI</i>	0.0893*** (3.62)	0.0219** (2.75)	0.8863** (2.89)	0.0285*** (3.73)
常数项	0.0519*** (2.18)	0.0417** (2.59)	0.3669** (2.63)	0.0258** (2.85)
企业固定效应	否	否	是	是
行业固定效应	否	否	否	否
观测值	265 328	265 328	265 328	265 328
AR (1)	0.0219	0.0382	0.0277	0.0391
AR (2)	0.6017	0.5326	0.4821	0.4693
Sargan 检验统计量	0.9933	0.9885	0.9928	0.9962
Wald- $\chi^2$	2 351.37 (0.00)	5 836.92 (0.00)	3 518.35 (0.00)	4 127.56 (0.00)

注:估计系数下括号内的数字为系数估计值的t统计量;\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

## 五、拓展分析

为了进一步分析营商环境优化对企业出口国内增加值率的影响,并得出更为详细的结论,本文在前述研究的基础上,对全样本按照不同属性进行分类,然后进行分组回归,据此考察营商环境优化对企业出口国内增加值率的异质性影响,同时也是对前文分析的稳健性和可靠性在分样本层面上的进一步检验。对此,本文对全样本企业按照四种属性进行划分:一是按照出口企业所属贸易类型,将全样本分为一



般贸易型企业、加工贸易型企业以及混合贸易型企业；二是按照出口企业所有制类型，将全样本分为外资企业、民营企业以及国有企业；三是按照企业所属行业性质，将全样本分为劳动密集型企业、资本密集型企业以及技术密集型企业；四是按照企业所属地区，将全样本分为东部地区企业、中部地区企业以及西部地区企业。

表4 基于贸易类型的分样本回归结果

变量	(1) 一般贸易型	(2) 一般贸易型	(3) 加工贸易型	(4) 加工贸易型	(5) 混合贸易型	(6) 混合贸易型
<i>Dva</i> (-1)	0.7179*** (3.58)	0.7239*** (3.27)	0.7517*** (3.44)	0.7321*** (3.69)	0.7412*** (3.71)	0.7366*** (3.25)
<i>Be</i>	0.0019*** (3.25)	0.0018*** (3.67)	0.0029*** (3.54)	0.0028*** (4.11)	0.0022*** (3.17)	0.0024*** (3.67)
<i>Size</i>	—	0.0157** (2.58)	—	0.0129** (2.43)	—	0.0174** (2.35)
<i>Age</i>	—	0.0003* (1.95)	—	0.0006* (1.93)	—	0.0005* (1.97)
<i>Tm</i>	—	-0.1901* (-2.55)	—	-0.1736* (-2.19)	—	-0.1825* (-2.33)
<i>TL</i>	—	0.0629* (2.73)	—	0.0732* (2.68)	—	0.0698* (2.51)
<i>HI</i>	—	-0.0874* (-2.73)	—	-0.0728* (-2.62)	—	-0.0835* (-2.51)
<i>FDI</i>	—	0.0817*** (3.59)	—	0.0825*** (3.84)	—	0.0896*** (4.35)
常数项	0.0379*** (2.18)	0.0452*** (2.56)	0.0419*** (2.62)	0.0628*** (2.27)	0.0387*** (2.61)	0.0327*** (2.35)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	80 126	80 126	79 332	79 332	105 870	105 870
AR (1)	0.0518	0.0432	0.0329	0.0409	0.0528	0.0837
AR (2)	0.5658	0.6257	0.4359	0.4648	0.5327	0.4158
Sargan 检验统计量	0.9926	0.9873	0.9867	0.9931	0.9949	0.9896
Wald- $\chi^2$	3 526.31 (0.00)	4 321.86 (0.00)	3 687.29 (0.00)	4 028.67 (0.00)	3 531.29 (0.00)	4 137.98 (0.00)

注：估计系数下括号内的数字为系数估计值的t统计量；\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表4显示的是基于贸易类型的分样本回归估计结果，在对每种贸易类型企业的分样本进行估计时，与前文保持一致的做法，即首先只考虑营商环境单一因素作用时进行的回归估计，然后再同时考虑其他影响因素时进行的回归估计。以下基于其他方式进行的分样本估计，在报告回归估计结果时，也遵循同样的逻辑，后文不再赘述。从表4可以看出，营商环境对不同类型企业出口国内增加值率的影响或者说作用力有所差异。具体而言，营商环境优化对加工贸易型企业的出口国内增加值率的影响最大，其次是对混合贸易型企业的影响，最后是对一般贸易型企业的影响。因与全球价值链分工关系的密切程度有差别，从而受到营商环境影响的程度也有所

不同。一般而言，加工贸易作为融入全球价值链分工体系的最为典型的表现和方式之一，加工贸易型企业可能受到营商环境的影响要多于其他类型的贸易企业。从这一意义上来说，优化营商环境对于推动加工贸易企业转型升级具有更加重要和积极的意义。加工贸易是中国改革开放以来参与全球价值链的主要方式，在中国出口贸易的发展中一直占据着极为重要的地位，但长期以来由于其附加值相对较低从而成为被诟病的主要原因之一。在进一步扩大开放的过程中，依托营商环境优化，加快推动加工贸易型出口企业的转型升级，提升其出口国内增加值率和经济效益，不失为重要的路径选择之一。

表5 基于企业所有制类型的分样本回归结果

变量	(1) 外资企业	(2) 外资企业	(3) 民营企业	(4) 民营企业	(5) 国有企业	(6) 国有企业
<i>Dva</i> (-1)	0.7219*** (3.44)	0.7344*** (3.17)	0.7628*** (3.29)	0.7435*** (3.53)	0.7369*** (3.26)	0.7521*** (3.17)
<i>Be</i>	0.0027*** (3.14)	0.0029*** (3.51)	0.0035*** (3.62)	0.0033*** (3.18)	0.0019*** (4.25)	0.0019*** (3.16)
<i>Size</i>	—	0.0152** (2.24)	—	0.0139** (2.09)		0.0128** (2.43)
<i>Age</i>	—	0.0006* (1.97)	—	0.0008** (2.57)		0.0005** (2.37)
<i>Tm</i>	—	-0.1803* (-2.25)	—	-0.1627* (-2.64)		-0.1854* (-2.37)
<i>TL</i>	—	0.0639* (2.19)	—	0.0618* (2.33)		0.0721* (2.54)
<i>HI</i>	—	-0.0854* (-2.17)	—	-0.0935* (-2.53)		-0.0842* (-2.71)
<i>FDI</i>	—	0.0827*** (3.53)	—	0.0891*** (3.76)		0.0915*** (3.26)
常数项	—	0.0328*** (2.25)	—	0.0417*** (2.17)		0.0652*** (2.85)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	65 638	65 638	101 322	101 322	98 368	98 368
AR (1)	0.0219	0.0382	0.0277	0.0391	0.0653	0.0317
AR (2)	0.6017	0.5326	0.4821	0.4693	0.5132	0.3859
Sargan 检验统计量	0.9933	0.9885	0.9928	0.9962	0.9907	0.9924
Wald- $\chi^2$	2 351.37 (0.00)	5 836.92 (0.00)	3 518.35 (0.00)	4 127.56 (0.00)	4 355.29 (0.00)	4 832.74 (0.00)

注：估计系数下括号内的数字为系数估计值的t统计量；\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表5显示的是基于企业所有制类型的分样本回归估计结果，可以看出，营商环境对不同所有制类型企业出口国内增加值率的影响和作用力同样有所差别。具体来看，在民营企业的分样本估计结果中，只考虑营商环境一种因素时，其系数估计值为0.0035，在同时考虑其他可能的影响因素后，其系数估计值为0.0033，并且均具有显

著性影响。这一系数估计值均高于其他两种类型的分样本系数估计结果,说明营商环境优化对民营企业出口国内增加值率的影响最大,其次是对外资出口企业的影响,最后是对国有企业的影响。引致上述差异可能的原因在于不同所有制企业所处地位不同,从而对营商环境的敏感性不尽相同,比如长期以来,各地在引进外资上会出台很多的优惠政策,而这些优惠政策对于民营企业而言是不存在的。与国有企业相比,民营企业在融资等方面也是一直处于劣势。因此,营商环境优化对民营企业创新活动的促进作用更显著。由于外资企业进入所带来的不仅是资金,而是与资金一同进入的一揽子生产要素如技术、知识等,这些生产要素的层次和质量对营商环境的要求会比较敏感,或者说将何种生产环节和阶段通过外商直接投资(FDI)的方式转移至国内,其实在很大程度上受到营商环境的影响。营商环境越优越,越有助于跨国公司将更高端的生产环节和阶段配置到国内,从而也更加有助于知识和技术溢出效应的释放,有助于提升企业出口国内增加值率。

表6 基于企业所属行业性质的分样本回归结果

变量	(1) 劳动密集型	(2) 劳动密集型	(3) 资本密集型	(4) 资本密集型	(5) 技术密集型	(6) 技术密集型
<i>Dva</i> (-1)	0.7513 *** (3.69)	0.7266 *** (3.73)	0.7139 *** (3.88)	0.7528 *** (3.49)	0.7617 *** (3.48)	0.7427 *** (3.55)
<i>Be</i>	0.0015 *** (3.8)	0.0013 *** (3.25)	0.0019 *** (3.36)	0.0021 *** (4.19)	0.0028 *** (3.42)	0.0026 *** (4.31)
<i>Size</i>	—	0.0138 ** (2.82)	—	0.0141 ** (2.75)	—	0.0153 ** (2.66)
<i>Age</i>	—	0.0007 * (1.95)	—	0.0005 * (1.93)	—	0.0006 ** (2.31)
<i>Tm</i>	—	-0.1807 * (-2.41)	—	-0.1823 * (-2.28)	—	-0.1815 * (-2.14)
<i>TL</i>	—	0.0639 * (2.28)	—	0.0724 * (2.67)	—	0.00693 * (2.51)
<i>HI</i>	—	-0.1132 * (-2.53)	—	-0.0927 * (-2.24)	—	-0.0903 * (-2.67)
<i>FDI</i>	—	0.0852 *** (3.28)	—	0.0914 *** (3.69)	—	0.0921 *** (3.17)
常数项	0.0824 *** (2.27)	0.0657 *** (2.63)	0.0432 *** (2.56)	0.0619 *** (2.27)	0.0438 * (1.94)	0.0817 *** (2.35)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	90 362	90 362	105 102	105 102	69 864	69 864
AR (1)	0.1031	0.0854	0.0637	0.0425	0.0539	0.0671
AR (2)	0.5827	0.5074	0.4355	0.4284	0.5017	0.4329
Sargan 检验统计量	0.9826	0.9938	0.9859	0.9984	0.9876	0.9961
Wald- $\chi^2$	3 418.36 (0.00)	3 985.73 (0.00)	3 257.31 (0.00)	4 021.82 (0.00)	3 598.67 (0.00)	4 128.75 (0.00)

注:估计系数下括号内的数字为系数估计值的t统计量;\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表6显示的是基于企业所属行业性质的分样本回归估计结果,可以看出,企业所属行业性质不同,其出口国内增加值率对营商环境的敏感性也不尽相同。具体而言,技术密集型企业对营商环境最为敏感,或者说营商环境越优化,越有助于技术密集型企业提升其出口国内增加值率;其次是资本密集型企业,最后是劳动密集型企业。这一结果与前文分析外资企业时提出的高端生产要素对营商环境更为敏感的逻辑是一致的。因为越是知识和技术密集型企业,其发展所依赖的高端和先进生产要素就越多,依赖的程度也越高,而高端和先进生产要素与一般生产要素最根本的不同之处就在于,其创新特征比较明显,而能否激发出创新行为,则在很大程度上受到营商环境的影响,比如完善的知识产权保护制度等。从这一角度看,优化营商环境的意义其实不仅仅在于提升企业出口国内增加值率,而且对于推动产业转型升级,促进产业从传统的劳动密集型向资本和技术密集型的中高端攀升,也具有极为重要的意义。

表7 基于企业所属地区的分样本回归结果

变量	(1) 东部地区	(2) 东部地区	(3) 中部地区	(4) 中部地区	(5) 西部地区	(6) 西部地区
<i>Dva</i> (-1)	0.7359*** (3.53)	0.7137*** (3.64)	0.7251*** (3.37)	0.7408*** (3.95)	0.7523*** (3.27)	0.7264*** (3.68)
<i>Be</i>	0.0035*** (4.16)	0.0031*** (3.28)	0.0027*** (4.37)	0.0027*** (3.66)	0.0021*** (3.51)	0.0019*** (3.89)
<i>Size</i>	—	0.0131** (2.63)	—	0.0144** (2.37)	—	0.0157** (2.71)
<i>Age</i>	—	0.0004* (1.95)	—	0.0003* (1.93)	—	0.0006** (2.28)
<i>Tm</i>	—	-0.1921* (-2.59)	—	-0.1874* (-2.68)	—	-0.1926* (-2.37)
<i>TL</i>	—	0.0627* (2.28)	—	0.0712* (2.59)	—	0.0693* (2.42)
<i>HI</i>	—	-0.0879** (-2.82)	—	-0.0931** (-2.54)	—	-0.0916** (-2.33)
<i>FDI</i>	—	0.0867*** (3.57)	—	0.0859*** (3.82)	—	0.0836*** (3.17)
常数项	0.0391*** (2.43)	0.0531*** (2.18)	0.0521*** (2.75)	0.0584*** (2.83)	0.0529*** (2.62)	0.0507*** (2.37)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	198 638	198 638	54 862	54 862	11 828	11 828
AR (1)	0.0579	0.0431	0.0537	0.0691	0.1321	0.0985
AR (2)	0.6355	0.5027	0.5896	0.6913	0.5824	0.4638
Sargan 检验统计量	0.9902	0.9985	0.9874	0.9937	0.9893	0.9956
Wald- $\chi^2$	3 981.96 (0.00)	4 637.82 (0.00)	33 985.73 (0.00)	4 538.54 (0.00)	4 027.32 (0.00)	4 735.27 (0.00)

注:估计系数下括号内的数字为系数估计值的t统计量;\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表7显示的是基于企业所属地区的分样本回归估计结果,可以看出,分属不同地区的出口企业,其出口国内增加值率对营商环境的敏感性同样有差异。从营商环境这一变量在不同分样本中的具体估计结果看,东部地区的企业出口国内增加值率对营商环境的敏感性最强,也可以说,营商环境优化对于东部地区的出口企业来说,更有助于其提升出口国内增加值率,其次是中部地区的出口企业,最后是西部地区的出口企业。引致上述差异的可能原因在于区域发展的层次性和差异性。众所周知,国内不同地区尤其是东、中、西部地区发展存在巨大差异,而处于不同发展水平和阶段地区的出口企业,通常意味着其所处行业领域的要素密集度特征和技术水平等方面也是存在着巨大差异的。处于不同发展阶段地区的企业,对营商环境的要求显然不尽相同,比如东部地区处于转型升级和迈向全球价值链中高端的企业,显然对营商环境的要求更高,营商环境的优化对于其进一步发展以及提升出口国内增加值率显得更为重要。优化营商环境对于经济发展水平不同的地区而言其意义并非完全相同,要求和水准也不完全一致。因此,区域发展的梯度差异性,决定了即便从提升企业出口国内增加值率角度看,优化营商环境所起的作用也不可能完全相同。

## 六、结论及启示

经过改革开放40年的发展,中国已经成为贸易大国。但还不是贸易强国,出口贸易附加值较低甚至出口国内增加值率出现下降趋势的现象一直备受诟病。因此,面临国内环境的深刻变化,中国出口贸易转型升级的一个重要方向,从企业微观层面看,就是提升出口国内增加值率。影响企业出口国内增加值率的因素众多而复杂,其中,宏观层面的开放战略选择和政策设计,就是重要影响因素之一。目前,中国正在出台和落地一系列扩大开放的政策举措,包括优化营商环境。那么优化营商环境能否对提升中国出口贸易的经济效应产生积极影响?是否有助于提升企业出口国内增加值率?本文利用2006—2013年中国工业企业数据库和中国海关数据库的匹配数据,测算了企业层面的出口国内增加值率,在此基础上进一步计量检验了营商环境优化对提升出口国内增加值率的实际作用效果。计量检验结果表明:第一,营商环境优化的确对企业出口国内增加值率具有显著的积极作用,能够显著提升企业出口国内增加值率,上述结论在各种稳健性检验下依然成立;第二,从具体作用机制看,营商环境优化会通过价值链迁移和创新诱发的作用机制,提升企业出口国内增加值率;第三,营商环境优化对于不同贸易类型、不同所有制类型、不同要素密集型行业以及不同地区的出口企业,具有明显的异质性影响。

本文研究结果不仅有助于深化认识影响企业出口国内增加值率的因素,而且也为优化营商环境等扩大开放的政策举措提供了科学的经验证据,对于如何从营商环境优化角度探寻提升企业出口国内增加值率的对策,也有着较强的政策启示。对于已经深度融入全球价值链分工体系的中国而言,提升企业出口国内增加值率不能脱离全球分工体系,或者说,实现出口国内增加值率的提升需要在开放

条件下实现,而不是在封闭条件下实现。这就需要我国打造更加有利于吸引和集聚全球优质生产要素的营商环境,营造更加有助于创新驱动的营商环境,构建对全球价值链中高附加值生产环节更具吸引力的营商环境,打造对全球创新人才和要素更具吸引力的宜商宜居环境。当然,优化营商环境不可能脱离经济发展的具体阶段和具体情况,或者说营商环境的优化措施和具体政策必须能够与特定发展阶段相匹配,必须能够真正适应于企业转型升级的需要。因此,各地区还应根据自身情况作出更加符合发展实践和阶段的针对性安排。构建更加透明、公开、市场化、法制化和国际化的营商环境,必然会涉及到体制、机制等制度性方面的探索和完善,而诸如此类的制度设计、安排和完善,显然要与地方经济发展的实际阶段相结合,与地方企业参与国内价值链和全球价值链分工的具体活动相结合,与企业转型升级的实际需要相结合,如此才能更好地发挥营商环境优化在促进企业提升出口国内增加值率中的作用。

#### [参考文献]

- [1] 邢予青, NEAL D. 国际分工与中美贸易逆差:以 iPhone 为例 [J]. 金融研究, 2011 (3): 198-206.
- [2] AUGIER P, DOVIS M, GASIOREK M. The Business Environment and Moroccan Firm Productivity [J]. *Economics of Transition*, 2012, 20 (2): 369-399.
- [3] 刘胜, 申明浩. 行政审批制度改革与制造业企业全球价值链分工地位 [J]. 改革, 2019 (1): 150-158.
- [4] 马丹, 何雅兴, 张婧怡. 技术差距、中间产品内向化与出口国内增加值份额变动 [J]. 中国工业经济, 2019 (9): 117-135.
- [5] 闫志俊, 于津平. 出口企业的空间集聚如何影响出口国内附加值 [J]. 世界经济, 2019, 42 (5): 74-98.
- [6] 邵朝对, 苏丹妮. 产业集聚与企业出口国内附加值: GVC 升级的本地化路径 [J]. 管理世界, 2019, 35 (8): 9-29.
- [7] 高翔, 黄建忠, 袁凯华. 价值链嵌入位置与出口国内增加值率 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36 (6): 41-61.
- [8] 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.
- [9] 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, 48 (10): 124-137.
- [10] 余森杰. 中国的贸易自由化与制造业企业生产率 [J]. 经济研究, 2010, 45 (12): 97-110.
- [11] 田巍, 姚洋, 余森杰, 等. 人口结构与国际贸易 [J]. 经济研究, 2013, 48 (11): 87-99.
- [12] 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.
- [13] 方杰, 温忠麟, 张敏强. 类别变量的中介效应分析 [J]. 心理科学, 2017, 40 (2): 471-477.
- [14] WANG Z, WEI S J, YU X D, et al. Characterizing Global Value Chains: Production Length and Upstreamness [R]. NBER Working Paper, 2017, 23261.

(责任编辑 王 瀛)

## How Does Optimization of Business Environment Increase the Domestic Value-added of Enterprise's Export

DAI Xiang QIN Sijia

**Abstract:** Can the optimization of the business environment help to increase the domestic value-added rate of exporting enterprises? In this regard, this paper carried out empirical analysis by using firm level data from China Industrial Enterprise Database and China Customs Database covering 2006–2013. The results show that: firstly, the business environment positively affect domestic value-added rate for export of enterprises. That is to say, the optimization of the business environment can significantly increase the domestic value-added rate of export of enterprises, and the above conclusions are still robust under various robustness tests. Secondly, From the perspective of specific mechanism of action, the optimization of business environment affects domestic value-added rate of export to enterprises mainly through location transfer of value chain and innovation-inducing mechanism. Thirdly, optimization of business environment has heterogeneous effects on enterprises when classified by different trade types, different ownership types, different factor-intensive industry attributes, and different regions. The findings in this paper not only help us to deepen the understanding of the factors affecting the domestic value-added rate of enterprises' exports, but also have a strong policy implications.

**Keywords:** Business Environment; Export Domestic Value-added Rate; GVC Transferring