

电子商务平台应用与企业出口 国内增加值率

——基于 B2B 商业模式的经验分析

李泽鑫 赵忠秀 薛 瑞

摘要：本文利用 2000—2013 年中国海关进出口数据、工业企业数据以及阿里巴巴实名供应商的匹配数据，考察了 B2B 商业模式下电子商务平台应用与出口国内增加值率（DVAR）的关系。经验分析发现，企业参与并使用 B2B 电子商务平台显著提高了出口 DVAR。渠道分析表明，采购成本降低引致的成本变动效应、市场竞争引致的中间产品进口替代效应和交易匹配效率提升导致的订单效应，是电子商务平台推动企业国内价值增值的重要途径。异质性分析显示，电子商务的 DVAR 促进效应因企业所有制、贸易方式和区域特征的不同而异，其对于非国有企业、东部省份和一般贸易企业的促进作用更明显。

关键词：全球价值链；出口国内增加值；电子商务平台；大数据

[中图分类号] F724.6 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 05-0049-15

一、引言与文献综述

随着对外开放的不断深入，我国一方面凭借生产资料低成本优势快速融入全球价值链（GVC），另一方面面临被低端锁定的不利局面，企业在全球价值链中实际创造的增加值和获得的贸易利益十分有限（Schmitz, 2004^[1]；Gereffi, 2010^[2]；邵朝对和苏丹妮, 2019^[3]）。新冠肺炎疫情改变了世界经济发展的轨迹，给我国企业带来巨大挑战的同时，也意味着难得的发展机遇。后疫情时代如何快速恢复和提升我国企业竞争力，提高企业的真实贸易利得和国际分工地位，将成为我国破除“升级悖论”，实现关键中间产品进口替代的核心。近年来，企业间（B2B）电子商务往来已成为移动互联网时代的典型业态，它以电子商务平台为基础为供应商之

[收稿日期] 2020-09-08

[基金项目] 国家社会科学基金重大研究专项“新冠肺炎疫情下全球价值链与中美全面‘脱钩’风险评估研究”（20VMG080）；山东省社会科学基金数字山东研究专项项目“数据要素市场化配置体制机制研究”（20CSDJ30）

[作者信息] 李泽鑫（通讯作者）：山东财经大学国际经贸学院博士研究生，电子信箱 lizexin0011@163.com；赵忠秀：山东财经大学国际经贸学院教授、博士生导师；薛瑞：澳大利亚麦考瑞大学商学院助理教授、博士生导师

间搭建了一条快捷通道,有效地提高了企业间交易匹配效率,减少信息摩擦和加强存货与物流管理(Fort, 2017^[4]; Brynjolfsson 等, 2019^[5]; Antràs, 2019^[6]),为“中国制造”的内涵转变提供了契机。在数字经济发展和全球价值链重构的互动过程中,企业既处于电子商务平台的供销网络中,也处于错综交织的全球价值链生产体系中。那么,已在全球生产分工体系中“扎根”的中国企业,其参与B2B电子商务平台与其在全球价值链中实际创造的增加值和获得的贸易利益之间存在何种互动关系?这已然成为GVC视角下电子商务与企业贸易利得的重要议题。

梳理电子商务与全球价值链相关研究不难发现,既有研究主要集中在以下两个方面:第一类文献主要以微观视角、从数量和质量两个维度剖析电子商务对企业出口绩效的异质性影响。Abebe (2014)^[7]发现电子商务对中小企业的平均销售增长率有显著的正向影响。经验数据证实电子商务显著提升了企业进入出口市场的概率,促进了企业出口密集度的提升(茹玉聪和李燕, 2014)^[8]。从质量维度出发研究电子商务对企业出口绩效影响的文献相对较少,前期研究探讨了互联网化对企业出口国内增加值率的影响和其对出口技术水平、企业创新的影响,实证结果验证了在企业规模、贸易方式和区域特征等方面有显著的异质性影响(耿伟和杨晓亮, 2019^[9]; 卓乘风和邓峰, 2019^[10]; 沈国兵和袁征宇, 2020^[11])。第二类文献则是以宏观视角、从全球价值链出发,围绕贸易成本理论展开。针对我国跨境电商综合试验区建设问题,温珺等(2015)^[12]利用双边贸易数据发现,电子商务削弱了地理因素对贸易的限制,对我国外贸起到了积极作用。此外,赵明亮和臧旭恒(2018)^[13]从增加值贸易角度剖析了电子商务对全球价值链重构的推动作用,认为跨境电商是塑造外贸新动能的关键。理论和实证研究均表明,以电子商务为代表的数字技术有助于提高交易效率,削减贸易成本并省略贸易中介环节(马述忠和陈奥杰, 2017)^[14],是全球价值链关联升级的重要驱动力。

可见,现有微观层面的研究主要集中于电子商务对企业贸易绩效的影响上,鲜有从全球价值链角度考察电子商务平台与企业出口贸易利得;而宏观层面的研究缺乏对微观企业异质性的考量,无法更为全面地剖析我国企业全球价值链升级的内在作用机理。近年来平台经济发展迅速,研究B2B电子商务与出口国内增加值的互动关系具有理论和现实意义。鉴于此,本文在对相关文献进行理论分析的基础上,提出企业使用电子商务平台影响企业出口国内增加值率的内在机理,将国际生产体系下的全球价值链升级和电子商务平台上的企业行为置于统一的分析框架,利用企业普查数据与阿里巴巴采购批发网实名供应商数据,从全球价值链视角对如下问题进行细致分析:电子商务平台应用是否有助于提高企业的出口国内增加值率?其作用机制是什么?不同企业间异质性特征是否表现出显著差异?

本文创新点主要有:一方面,使用阿里巴巴采购批发网的实名供应商数据,精准地识别了企业B2B电子商务平台参与,并从全球价值链视角讨论了电子商务平台应用对我国企业出口DVAR的促进作用。这为我国亟待探索的通过平台经济实现本土企业国内增值能力升级提供了理论支持。另一方面,理论建模与实证检验发

现企业成本降低引致的成本变动效应,市场竞争引致的中间产品进口替代效应和交易匹配效率提升导致的订单激增,是电子商务平台促进企业出口中国内价值增值的重要作用路径,这是已有研究较少涉及的。本文研究结论具有较强的现实意义与政策启示,不仅从电子商务的视角诠释了我国企业出口国内增加值率逐年提升的事实和路径,而且为后疫情时代企业探索商业模式创新,实现关键中间产品进口替代,突破全球价值链低端锁定提供了经验证据与有益启示。

二、机制分析与研究假设

借鉴 Kee 和 Tang (2016)^[15]的研究框架,本文构建理论模型分析电子商务平台应用对企业 DVAR 的影响,推导得到 DVAR 的数学表达式^①,并进一步提出研究假设,为后续实证分析提供理论依据。

$$DVAR_{it} = \frac{P_{it}^I Y_{it} - P_{it}^I M_{it}^I}{P_{it}^I Y_{it}} = 1 - \frac{1}{1 + (P_{it}^I / P_{it}^D)^{\sigma-1} \alpha_M} \frac{c_{it}}{P_{it}^I} \quad (1)$$

式(1)中, σ 表示进口中间产品(或原材料)与国内中间产品的替代弹性,由于二者之间的不完全替代关系,因此 $\sigma > 1$,进口和国内中间产品价格分别用 P^I 和 P^D 表示。

1. 成本降低效应

由于订货、运输装卸与存货管理等相关成本的存在,企业在采购原材料或中间产品的过程中需要额外负担一定的采购费用。与其他行业不同的是,制造业企业对原材料或中间产品供应的质量与时间要求更高,采购成本通常高达企业总销售额的60%以上(周驹华和万国华,2017)^[16]。从影响渠道来看,B2B电子商务平台为企业提供了公平竞争环境,使得整个采购过程可以在线上进行。采购方式的转变不仅大大提高了企业的采购效率,也有助于企业实现精确的存货控制与物流管理,节省了传统制造业企业采购原材料或中间产品过程中产生的额外费用,从而提高了全球价值链制造部门的参与度(Fort, 2017)。据此,本文将采购成本与存货成本统一记为企业成本 c_{it} ,认为企业成本与电子商务平台应用之间存在负相关关系,即:

$$c = c(B2B), \frac{\partial c_{it}}{\partial B2B} < 0 \quad (2)$$

结合式(1)和式(2)可以推导出B2B电子商务平台应用和DVAR的一阶导数,即:

$$\frac{\partial DVAR}{\partial B2B} = \frac{\partial DVAR}{\partial c} \times \frac{\partial c}{\partial B2B} > 0 \quad (3)$$

已知 $c_{it} > 0$,由式(1)可知 $\frac{\partial DVAR}{\partial c} < 0$,结合式(2)得式(3)。换言之,电

^①由于篇幅限制,理论模型的具体推导过程留存备索。凡备索资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

子商务平台应用会提高企业出口国内增加值率，其影响是通过降低采购与存货成本引致的。

2. 市场竞争效应

当前，促进我国制造业快速发展和价值链攀升的关键是解决中间产品供给瓶颈和开拓新市场（赵忠秀和杨军，2020）^[17]。从要素集聚角度出发，平台上大量同行业供应商的有机关联有助于形成线上集聚效应，扩展个人与生产企业的国内原材料或中间产品选择范围，增强买方企业的自主权和主动权。与此同时，市场竞争效应推动国内中间产品相对价格下降，企业决策者基于成本最小化原则和便利性原则会倾向于作出使用更多国内同质中间产品进行替代生产的决策（Ellison et al., 2010）^[18]，显著提高企业使用的中间投入品本土化程度，进而提高企业产品中隐含的国内增加值。

因此，本文假定国内中间产品价格与电子商务平台应用之间具有负相关性，这种关系是通过降低进口中间产品与国内中间产品相对价格反映的。结合式（1），可以得出电子商务平台应用与DVAR之间的关系，即：

$$\frac{\partial DVAR}{\partial B2B} = \frac{\partial DVAR}{\partial P_i^D} \times \frac{\partial P_i^D}{\partial B2B} > 0 \quad (4)$$

通过式（4）可以发现，电子商务平台应用导致国内中间产品相对价格下降，而DVAR与 P^D 呈负相关关系，因此，电子商务平台的应用可以促成产品价格的透明化，放大市场竞争效应，进而提高企业出口中的国内增值部分。

3. 交易匹配效率

在参与全球价值链的过程中，作为“链上主体”的企业之间面临诸如交易机会有限、信息不对称、市场开拓困难之类的问题，制造商与供应商之间的相互匹配并非一帆风顺。错综交织的全球生产分工网络中，企业通常会进行大量针对特定关系的固定投资（例如购买专用设备或定制生产线），这自然会在全球价值链参与企业间造成“黏性”（Antràs, 2019），如果该特定联系被打破，这些投资将获得非常低的回报。出于对专有零部件的特定要求以及对产品质量与规格的考虑，当产品需求量激增时，从市场中采购大量专有原材料或中间产品颇为困难，生产企业不易扩大生产规模以满足需求量；与此相反，部分企业改进了生产技术，导致产量大增，却无法在短时间内迅速寻找到更多的新客户，这使得买卖双方之间的交易匹配变得尤为重要。

随着数字技术的不断发展，企业间交易匹配正在迅速发生变化。一方面，数字平台可以减少企业参与全球价值链时面临的诸多障碍。例如，B2B电子商务平台（如亚马逊、阿里巴巴与敦煌网等）提供了更廉价和高效的宣传方式，减少了供需双方搜寻匹配的中间环节。企业可以利用平台发布或收集产品与服务信息，完成最初的伙伴寻找和询盘行为，提升买卖双方交易匹配效率，为供应链上下游企业间的战略合作提供基础。另一方面，B2B电子商务平台打破了时间与地域的限制，为企业提供前所未有的发展机遇。例如，平台方为用户开发的电子商务沟通（如阿里旺旺）与在线支付工具，可以帮助买家及时与卖家交流，通过即时通信、在线签单、在线支付等方式促成交易，无须考虑时间与交易地点的制约。此外，第三方电子商务平台通过信用评级和分布式记账功能保障企业隐私和交易公平，从而降低信

息摩擦与违约风险，有效缓解信息不对称与违约风险对买卖双方交易匹配的限制。综上所述，本文提出如下假说：

假说1：B2B 电子商务平台的应用有利于提高企业出口国内增加值率。

假说2：B2B 电子商务平台主要通过成本降低效应、市场竞争效应和提升交易匹配效率三个渠道促进企业出口国内增加值率的提升。

三、变量、数据与模型

(一) 核心指标测度

1. 企业出口国内增加值率

当前，全球贸易中大约有 70% 以上是原材料、零部件等中间产品贸易，我国企业出口的产品中亦有很大部分在国外生产，但这部分国外增加值却被统计在我国企业贸易总额中。因此，诸如企业进口额与出口额等传统贸易总量指标已经不能准确衡量企业真实贸易利得（王直等，2015）^[19]。Upward 等（2013）^[20] 开创性地使用企业普查数据和海关数据的匹配数据，测算企业出口 DVAR，衡量企业在全生产分工中的竞争力与地位，其研究假设较为严苛，没有考虑进口产品类型、贸易代理商和国内中间投入的海外成分等问题，测算方法存在一定缺陷。本文借鉴张杰等（2013）^[21] 和吕越等（2015）^[22] 的处理方式，在识别企业贸易品类型、修正贸易代理商问题的基础上，假定企业国内中间投入中含有 5% 为国外增加值（Koopman et al., 2012）^[23]，测算方法如下：

$$DVAR = \begin{cases} DVAR^p = 1 - \frac{M_A^p + 0.05 \times (M^T - M_A^p)}{X} \\ DVAR^o = 1 - \frac{X^o [M_{A,BEC}^o / (D + X^o)] + 0.05 \times (M^T - M_{A,BEC}^o)}{X} \\ DVAR^m = 1 - \frac{M_{BEC}^p + M_{A,BEC}^o [X^o / (D + X^o)] + 0.05 \times \{M^T - M_A^p - M_{A,BEC}^o [X^o / (D + X^o)]\}}{X} \end{cases} \quad (5)$$

式（5）中， M 、 X 和 D 分别表示企业的进口额、出口额和国内销售额； M^T 表示企业中间投入总额； p 表示纯加工贸易、 o 表示纯一般贸易、 m 表示混合贸易； A 与 BEC 分别表示经过贸易代理商间接调整和 BEC-4 编码识别的中间产品。

2. 电子商务平台

考虑到当下 B2B 电子商务应用场景，以及现有微观企业层面电子商务衡量指标的缺失，本文使用阿里巴巴采购批发网（以下简称阿里巴巴）诚信通会员表示企业参与 B2B 电子商务。通过诚信通的开通年份上溯至企业经营起始年，构建虚拟变量：当企业在 t 年时是阿里巴巴诚信通会员取“1”，反之则取“0”。阿里巴巴是国内最大的 B2B 电子商务平台，2018 年阿里巴巴的 B2B 电子商务市场总营收规模为 198.8 亿元，市场收入份额高达 37%。此外，平台上近 95% 的业务由诚信通会员达成^①，是否是诚信通会员能很大程度反映企业是否参与 B2B 电子商务，在

^①数据来源于中国电子商务研究中心：www.100ec.cn。

无法获得更详尽 B2B 电子商务应用信息的情况下,使用阿里巴巴实名供应商付费诚信通会员信息表示企业参与 B2B 电子商务平台是合理的(岳云嵩和李兵,2018)^[24]。

(二) 数据说明

文章所用企业层面数据从中国海关进出口数据库以及工业企业数据库中获取,电商平台信息来源于阿里巴巴^①的实名供应商相关数据,数据的时间跨度为 2000—2013 年。在此数据基础上,本文参照 Brandt 等(2012)^[25]的方法匹配企业层面数据,形成面板数据结构。详细步骤为:①数据匹配。在不剔除任何数据的情况下,清洗企业名称字段,去除不符合企业名称登记管理规定的字符,随后采用企业名称分年度匹配企业数据,以尽可能获得更加准确的匹配样本。②指标处理。对于匹配成功的样本,识别并剔除贸易中间商或代理商^②、剔除不符合企业会计准则的指标;参照余森杰等(2018)^[26]的做法补齐部分年份企业中间投入缺失值。③识别中间产品。根据联合国贸易统计局提供的 HS-1996^③与 BEC-4 编码转化表,将 BEC-4 三位数编码中 21、22、31、42、53、111、121、322 的商品认定为中间产品。本文最终选取的样本共计 701498 个观测值,样本中包含 171436 个企业,变量说明与统计描述详见表 1。

表 1 变量说明与描述性统计

变量	变量说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
DVAR	吕越等(2015)	701 498	0.652	0.366	0	1
DVAR _{BEC}	Upward 等(2013)	701 498	0.825	0.309	0	1
DVAR _{inter}	张杰等(2013)	701 498	0.805	0.331	0	1
B2B	是否应用电子商务平台	701 498	0.055	0.229	0	1
B2Btime	电子商务平台应用年限	701 498	0.321	1.504	0	14
Scale	企业规模	701 498	11.041	1.408	0	19.31
Period	企业经营年限	701 498	2.078	0.676	0	7.604
Expint	企业出口强度	701 498	0.401	0.407	0	1
FC	企业外部融资约束	701 498	0.099	8.513	-287.3	5 090
HHI	行业集中度	701 498	0.009	0.030	0.0004	1
lnorderex	出口订单量	701 498	2.240	1.333	0	8.920
Cost	企业成本	698 264	11.018	1.373	0	19.20
Imratio	进口中间产品占比	701 498	0.140	0.263	0	1

(三) 计量模型设定

本文的研究变量——企业出口 DVAR 在正值上连续分布,取值范围在 0 到 1 之内,存在明确的左右侧归并,属于典型的受限被解释变量,直接使用 OLS 法估计模型会导致估计量不一致等问题,需要采用 Tobin 在 1958 年提出的最大似然法估计模型参数。因此,借鉴杨继军等(2020)^[27],本文采用双侧受限 Tobit 模型处理

①阿里巴巴采购批发网: <https://www.1688.com/>。其中,共获取 770375 家制造业实名供应商信息。

②将企业名称中包含“进出口”“经贸”“贸易”“科贸”“外经”等字样的企业识别为贸易中间商或代理商。

③由于 HS6 分类标准在 1996 年、2002 年、2007 年和 2012 年发生改变,本文将样本期内数据分别根据联合国贸易统计局提供的 HS 各年度对照表调整为 HS1996 标准对应的产品代码,如此可实现产品在 HS6 层面的一致。

被解释变量零值问题。本文的研究主旨在于考察 B2B 电子商务对企业出口 DVAR 的影响及其作用机制,基于已有文献和前述理论分析设定如下计量模型:

$$DVAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 B2B_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \eta_j + \gamma_p + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中,被解释变量 $DVAR_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的出口国内增加值率; $B2B_{it}$ 表示企业 i 是否参与 B2B 电子商务平台。此外,为剔除企业层面与行业层面因素对核心因果关系的干扰,本文在模型中加入企业与行业层面控制变量 X_{it} ,其中,在模型中纳入时间、地区与行业固定效应,分别以 μ_i 、 η_j 和 γ_p 表示^①。本文在模型中纳入的控制变量有:①企业规模 (*Scale*),采用企业总资产的对数值衡量;②企业经营年限 (*Period*),自企业开工时间(年)起至所处年份计数,取对数表示;③企业出口强度 (*Expint*),采用企业出口额占企业工业销售总产值的比重衡量;④企业外部融资约束 (*FC*),与黄先海等(2016)^[29]一致,采用利息率指标衡量,其数值越大意味着企业外部融资约束越大;⑤行业集中度 (*HHI*),采用四位码行业赫芬达尔—赫希曼指数,表示企业所在行业的市场集中程度。

四、实证分析

(一) 基准回归结果

理论模型与研究假设部分提出,在其他条件一定时,B2B 电商平台应用对企业出口 DVAR 有正向作用,表2第(1)至第(3)列依次汇报了针对这一理论假说的基准回归结果。从表2可以看出,核心解释变量 $B2B_{it}$ 的估计系数在1%的水平上显著为正,这意味着企业 B2B 电子商务平台应用可以显著提升企业在全价值链中的真实贸易利得,促进企业出口 DVAR 的提升。其中,在未纳入控制变量的情况下,模型第(1)列仅关注企业 B2B 电子商务平台应用对出口 DVAR 的影响,回归结果初步验证了研究假说1。

在此基础之上,第(2)列和(3)列逐步纳入了控制变量与年份、地区和行业固定效应,双侧受限 Tobit 模型估计结果显示,控制变量系数均在1%的水平上显著。其中,企业规模的估计系数为负值而企业经营年限估计系数为正,这意味着企业规模是参与全球价值链的关键因素。原因是,产能充裕的企业更有能力承接国外较大业务订单,并摊销与全球价值链相关的固定成本。与此相反,企业经营年限是企业全球价值链分工地位的影响因素,经营时间相对较长的企业在管理能力和工业经验等方面更具有吸引力,进而能够转化为全球生产链条中的比较优势。可见,在控制了企业与行业层面影响因素、各个非观测的固定效应和受限被解释变量问题后,回归结果依旧稳健,这证实了电子商务所具有的企业出口 DVAR 促进效应。

①对于面板固定效应的 Tobit 模型而言,由于找不到个体效应的充分统计量,无法通过条件 MLE 得到估计结果(陈强,2013)^[28],因此,本文并未控制企业固定效应,而是通过引入企业层面控制变量并控制时间、行业、地区固定效应,聚类到企业层面之后得到基准模型估计结果。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Tobit	Tobit	Tobit	DVAR _{BEC}	DVAR _{inter}	DVAR	PPML
<i>B2B</i>	0.1603*** (42.39)	0.1462*** (39.16)	0.0727*** (19.62)	0.2027*** (34.48)	0.2202*** (33.60)		0.0681*** (31.34)
<i>B2Btime</i>						0.0094*** (17.30)	
<i>Scale</i>		-0.0538*** (-59.22)	-0.0620*** (-67.70)	-0.0771*** (-72.95)	-0.0846*** (-72.82)	-0.0621*** (-67.87)	-0.0799*** (-135.97)
<i>Period</i>		0.0200*** (13.16)	0.0115*** (7.71)	0.0352*** (19.55)	0.0349*** (17.42)	0.0114*** (7.61)	0.0124*** (11.97)
<i>Expint</i>		-0.0265*** (-10.03)	0.0099*** (3.76)	-0.2115*** (-68.08)	-0.2473*** (-71.45)	0.0094*** (3.55)	0.1154*** (65.94)
<i>FC</i>		0.0002*** (2.58)	0.0001*** (3.39)	0.0018* (1.72)	0.0020* (1.72)	0.0001*** (3.40)	0.0001*** (4.16)
<i>HHI</i>		0.2102*** (6.52)	0.1876*** (6.03)	0.1894*** (5.62)	0.2057*** (5.55)	0.1872*** (6.02)	0.1801*** (9.21)
时间固定	否	否	是	是	是	是	是
地区固定	否	否	是	是	是	是	是
行业固定	否	否	是	是	是	是	是
N	701 498	701 498	701 498	701 498	701 498	701 498	701 497
R ²	0.0028	0.0140	0.0597	0.1370	0.1314	0.0595	0.1216

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著；括号内为企业层面聚类标准误的t统计量；双侧受限Tobit回归结果中汇报Pseudo R²；后文表格如无特殊说明，均与此表格设定相同。

(二) 稳健性检验

1. 改变 DVAR 的衡量方法

为了从不同视角衡量企业出口 DVAR，本文依次采用 Upward 等（2013）与张杰等（2013）的处理方法重新测算，记为 DVAR_{BEC} 与 DVAR_{inter}，以考察基准回归结果是否会随变量计算方法的调整而改变。估计结果列于表 2 的第（4）和第（5）列，核心解释变量和其他控制变量的系数符号和显著性均未发生改变，说明电子商务平台应用对企业 DVAR 的促进作用不会随变量计算方法的调整而改变。

2. 改变 B2B 的衡量方法

出于稳健性考虑，本文采用企业 B2B 电子商务平台应用时间（*B2Btime*）作为核心解释变量的替代变量^①，检验企业参与电子商务平台的时长与企业出口 DVAR 的关系。表 2 第（6）列结果显示，被解释变量估计系数显著为正，说明企业使用电子商务平台对企业 DVAR 的促进作用随着平台应用时间的延长而增加。

3. 估计方法替换

由于本文的被解释变量存在明确的左右侧删失情况，在选择替代估计方法时，借鉴毛其淋和许家云（2019）^[30]的处理方式，采用泊松伪最大似然估计（PPML）法处理受限被解释变量及其零值问题，检验结果列于表 2 第（7）列，通过上述检验发现，本文的核心结论依然成立。

^①本文通过工具变量法与引入替代变量 *B2Btime* 和控制变量的滞后一阶项控制 *B2Btime* 潜在的内生性问题，限于篇幅，估计结果留存备索。

(三) 内生性分析

样本选择偏误、遗漏变量和逆向因果关系有可能导致内生性，本文使用 Heckman 两步法控制因样本选择偏误而引致的内生性偏差，并且采用 IV-Tobit 模型与双重差分法控制因逆向因果或遗漏变量引致的内生性问题。

1. Heckman 两步法

企业出口决策行为是基于自身条件内生选择的，通常只有生产率高的企业才会“自我选择”进入出口市场 (Melitz, 2003)^[31]，样本选择可能会导致潜在的样本选择偏误。基于此，本文采用企业规模、年龄、企业性质和融资约束等变量构造企业出口概率的 Probit 模型，计算逆米尔比率 (Inverse of Mill's Ratio, IMR)，并将其作为解释变量引入基准回归模型中以控制样本选择性偏误。表 3 第 (1) 列中核心解释变量与逆米尔比率均在 1% 的水平上显著，表明在控制样本选择偏误问题后，本文的核心结论依然成立。

表 3 内生性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Heckman	IVTobit	PSM-DID
<i>B2B</i>	0.0932 *** (25.13)	3.5265 *** (6.76)	
<i>Treat</i> × <i>Post</i>			0.0353 *** (8.80)
<i>IMR</i>	-0.2194 *** (-83.95)		
控制变量	是	是	是
<i>Wald</i>		150.04 ***	
<i>F</i>		363.42 ***	
<i>N</i>	701 473	641 803	97 111
<i>R</i> ²	0.0893		0.0444

注：所有回归都控制了时间、行业和地区效应，后文表格均与此相同。

2. 工具变量法

虽然样本自选择偏误不会对研究结论产生实质性影响，但考虑到遗漏变量和逆向因果可能对本文的估计结果产生影响，仍然有潜在的内生性担忧。因此，借鉴韩雷和张磊 (2016)^[32]的方法，使用企业所在地区人均快递业务量作为企业电子商务应用的工具变量，并使用 IV-Tobit 两步法进行估计。估计结果列于表 3 第 (2) 列，与基准回归研究结论一致，核心解释变量系数显著为正。此外，回归结果通过了识别不足检验与弱识别检验，说明本文选取的工具变量具有其合理性，IV-Tobit 两步法估计结果是可信的。

3. 双重差分法

由于样本数据在每一年均有相当数量的企业开始使用 B2B 电子商务平台，为本文构造准自然实验提供了数据基础，本文参考 Lu 和 Yu (2015)^[33]的做法，采用 PSM-DID 来处理可能存在的内生性问题。具体步骤为：①将在样本期内使用过

B2B 电商平台的企业视作处理组，将样本期内从未使用过 B2B 电商平台的企业视为控制组；②对样本进行 1:1 倾向得分最近邻匹配^①，选用企业规模、企业经营年限、人均资本存量、企业财务状况和企业所有制类型等作为匹配变量，最后，将匹配后的样本纳入回归，设计方程如下：

$$DVAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat \times Post + \beta_2 X_{it} + \mu_t + \eta_j + \gamma_p + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式 (7) 中， $Treat$ 表示企业分组变量，处理组企业 $Treat = 1$ ，控制组企业 $Treat = 0$ ；同时，令 $Post = 0$ 表示企业使用电子商务平台前的时间， $Post = 1$ 企业使用电子商务平台后的时间，其他符号与基准回归一致。本文关注的是核心解释变量 $Treat \times Post$ 的系数：若该系数显著大于 0，则意味着企业参与 B2B 电子商务平台显著地提高了企业出口 $DVAR$ 。由表 3 第 (3) 列可知，交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数均显著为正，估计结果与基准回归结论一致。

(四) 异质性分析

进一步地，本文将从企业性质、贸易方式和地域特征对基准模型进行再分析，考察企业参与 B2B 电子商务平台对出口 $DVAR$ 的异质性影响。

1. 区分企业所有制

由于所有制形式是企业参与国际生产分工的重要因素，本文按企业经济类型将样本划分为国有企业和非国有企业（包括民营企业 and 外资企业）。表 4 前两列报告了子样本回归结果，其中，非国有企业分类中， $B2B$ 变量估计系数在 1% 的水平上显著，而国有企业不显著，这意味着电子商务平台对企业出口 $DVAR$ 的提升体现在非国有企业中。原因在于，虽然民营企业和外资企业等非国有企业面临的融资约束较高（张盼盼等，2020）^[34]，但其研发创新能力与市场化程度更高。非国有企业依据利润最大化原则执行生产与销售活动，能充分利用电子商务平台功能以优化企业供应链布局，降低企业成本、提高交易效率，进而提升企业全球价值链分工地位、重塑企业出口竞争力。

2. 区分企业贸易方式

改革开放至今，加工贸易逐渐成为我国对外贸易的重要模式。与一般贸易相比，加工贸易在政策层面有其特殊性，具有“两端在外”的特点。从事加工贸易的企业更多依附于以发达国家跨国公司为主导的全球生产网络，来料加工使得企业缺乏生产所需原材料或中间产品的采购自主性，并且容易遭受供应链上游主导公司的控制，获益十分有限，无法发挥电子商务平台对加工贸易企业出口 $DVAR$ 的促进作用。为检验这一点，本文将企业样本区分为从事加工贸易的企业与从事一般贸易的企业。异质性分析结果表明，电子商务平台的应用显著提升了一般贸易企业的出口 $DVAR$ ，但在加工贸易企业中上述促进作用并不明显，这说明电子商务平台对于企业出口 $DVAR$ 的促进作用受到了企业贸易方式的制约。

^①文章中使用的双重差分法倾向值最近邻匹配均通过了平行性趋势检验、平衡性假设和共同支撑假设检验。限于篇幅，结果备索。

表4 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	国有企业	非国有企业	加工贸易	一般贸易	东部省份	中部省份	西部省份
<i>B2B</i>	-0.0174 (-0.43)	0.0733*** (19.80)	0.0449 (1.10)	0.0570*** (16.29)	0.0698*** (17.91)	0.0846*** (4.75)	0.0664** (2.16)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
N	21 879	679 619	69 824	631 674	606 078	42 918	24 196
R ²	0.0407	0.0615	0.0795	0.0492	0.0650	0.0266	0.0332

3. 区分企业区域特征

我国区域经济存在典型的发展不平衡特征，不同企业所在地在基础设施、交通便利程度和要素资源禀赋等方面存在巨大差异，不同地域的企业参与 B2B 电子商务平台可能会对企业出口 DVAR 产生异质性影响。鉴于此，本文按照企业所在省份将样本划分为东部、中部和西部企业^①，分样本估计结果列于表 4 后三列。据此可知，在不同地域分布的企业中，电子商务平台应用估计系数均显著为正，这说明本文研究结论并不因企业区域特征的不同而有所改变，西部省份企业同样可以在电子商务平台应用中提高企业获得的真实贸易利得。原因是：贸易成本和营商环境是影响企业全球价值链参与程度的重要因素，西部地区电信发展水平和贸易便利化程度较低，企业使用 B2B 电子商务的成本较高，在全球生产分工过程中难以形成竞争优势。这也在一定程度上反映了完善的电信基础设施与优越的地理位置是充分发挥电子商务平台对企业出口 DVAR 促进作用的先决条件。

五、影响渠道分析

(一) 中介效应模型构建

正确认识影响渠道有助于理解电子商务平台与企业国内增值能力之间的内部联系。依据理论分析和研究假设，本文将企业成本 (*Cost*)、国内中间产品相对价格 (*imratio*) 和交易匹配效率 (*Match*) 作为中介变量，构建中介效应模型检验 B2B 电商平台应用促进企业出口 DVAR 的影响渠道。

首先，参考刘斌和王乃嘉(2016)^[35]的处理方式，使用企业会计准则下总成本的对数表示企业成本，其中，企业总成本是指企业在生产经营过程中所发生的费用总额，包括采购、筹资、产品销售、经营管理、员工工资与职工福利费等。其次，与诸竹君等(2018)^[36]一致，用进口中间产品占使用的总中间投入之比作为国内中间产品相对价格的代理指标。最后，与岳云嵩和李兵(2019)相同，选取企业出口订单数量的对数作为企业交易匹配效率的代理变量。据此，本文设定中介效应模型如下：

$$Cost = b_0 + b_1 B2B_{it} + b_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

①将北京、天津、河北、辽宁、上海、山东、江苏、浙江、福建、广东和海南 11 个省、直辖市划分为东部地区，山西、黑龙江、吉林、安徽、江西、河南、湖北和湖南 8 个省划分为中部地区，其他省、自治区、直辖市为西部地区。

$$imratio = c_0 + c_1 B2B_{it} + c_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$Match = d_0 + d_1 B2B_{it} + d_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$DVAR_{it} = e_0 + e_1 B2B_{it} + e_2 Cost + e_3 imratio + e_4 Match + e_5 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中，式（8）至式（10）分别考察了核心解释变量对三个传导机制的影响。

（二）中介效应检验结果

对中介效应模型的估计结果汇报见表5。从企业成本与采购价格角度看，表5前五列意味着，电子商务平台应用会降低企业成本和国内中间产品相对价格，此时企业做出的应变是通过提高国内原材料或中间产品采购比例来应对因成本降低而导致的的企业采购水平提高，进而提高了企业出口中隐含的国内增加值比重。从交易匹配效率角度看，B2B电子商务平台依靠同样的声誉机制验证卖方和买方企业经营资质，有助于降低平台上企业间的信息不对称程度，进而提升制造商与供应商之间的相互匹配概率。企业在获得国外较大业务订单的同时，获得了规模经济效应，进而显著提高了企业出口中隐含的国外增加值比重。此外，相较于基准回归结果，引入三个中介变量后，表5第（8）列中模型核心解释变量系数的绝对值有所下降，这意味着存在中介效应，即企业成本降低引致的成本变动效应、市场竞争引致的中间产品进口替代效应和交易匹配效率提升导致的订单激增，是B2B电子商务平台应用促进企业出口国内增加值率的重要中介途径，从而验证了研究假设2。

表5 中介检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	基准回归	成本降低效应		进口替代效应		交易匹配效率		总效应
	DVAR	Cost	DVAR	imratio	DVAR	Match	DVAR	DVAR
B2B	0.0727*** (19.62)	-0.0117*** (-14.60)	0.0707*** (19.04)	-0.1649*** (-36.77)	0.0324*** (10.10)	0.4087*** (36.45)	0.0779*** (20.88)	0.0367*** (11.35)
Cost			-0.1264*** (-20.05)					-0.0629*** (-11.46)
imratio					-0.7365*** (-168.83)			-0.7372*** (-169.01)
Match							-0.0125*** (-13.25)	-0.0136*** (-16.03)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
N	701 498	698 264	698 264	701 498	701 498	701 498	701 498	698 264
R ²	0.0597	0.9890	0.0606	0.1832	0.1406	0.2813	0.0602	0.1422

进一步地，为了确定成本变动、进口替代和出口订单效应在影响过程中的贡献比例。根据上述检验结果，本文将式（8）至式（10）代入式（11）整理得到：

$$DVAR_{it} = (e_0 + b_0 e_2 + c_0 e_3 + d_0 e_4) + (e_1 + b_1 e_2 + c_1 e_3 + d_1 e_4) B2B_{it} + e_5 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

本文根据表5的回归结果分别计算了不同中介效应在影响过程中的贡献比例。以成本变动效应为例，计算方法为： $effect_{cost} = b_1 e_2 / (e_1 + b_1 e_2 + c_1 e_3 + d_1 e_4)$ 。据此可知，成本变动效应对主效应的贡献为0.48%，进口替代效应的贡献为79.22%，出

口订单效应的贡献为-3.62%。上述结果意味着,市场竞争引致的进口替代效应是电子商务提高我国企业出口DVAR的关键中介途径。

六、结论与启示

本文利用高度细化的微观企业数据,与阿里巴巴实名供应商数据进行匹配,测算了2000—2013年中国企业出口国内增加值率,并基于全球价值链视角考察了B2B商业模式下电子商务平台对企业出口国内增加值率的影响与机制。本文主要结论有:(1)从总体来看,电子商务平台应用有助于促进企业出口DVAR,提高企业在全价值链中的真实贸易利得;(2)影响渠道分析表明,企业成本降低引致的成本变动效应、市场竞争引致的中间产品进口替代效应和交易匹配效率提升导致的订单激增,是电子商务平台促进企业出口国内价值增值的重要作用机制;(3)企业所有制、贸易方式和区域特征三个不同维度的异质性分析发现,对于非国有经济、一般贸易和中东部地区的企业而言,电子商务的DVAR促进效应更明显,企业更易从B2B商业模式中获益。

本文的研究结论表明,电子商务通过减少企业生产经营面临的诸多障碍来鼓励全球价值链参与,对企业从价值链低端环节向高端跃升有积极影响。这一结论不但有助于解释我国企业出口国内增加值率逐年提升的事实和路径,同时也具有较强的现实意义与政策启示:

第一,新型冠状病毒肺炎疫情导致的全球需求乏力与人流物流阻隔等环境正加速倒逼企业探索企业间电子商务等数字化商业模式。应积极鼓励企业借助电子商务参与全球生产分工,不断提升企业国内增值能力与国际竞争力。

第二,应加快我国非沿海城市等基础设施薄弱地区新基建进度,降低企业参与电子商务的固定成本。完备的网络信息基础设施是发展电子商务的基石,能有效促进当地企业参与全球价值链。政府应尽快解决部分偏远地区“用电贵”“入网难”等难题,满足当地企业的正常生产需求。

第三,疫情期间凸显了企业供应链的脆弱性。平台方应积极完善服务功能,主动签约第三方保险、信贷和运输公司,有效解决物流配送等多环节“最后一公里”问题,充分发挥电子商务平台在助力企业全球价值链的恢复与提升方面的积极作用。

[参考文献]

- [1] SCHMITZ H. Local Upgrading in Global Chains: Recent Findings [R]. Paper to Be Presented at the DRUID Summer Conference, 2004.
- [2] GEREFFI G. Global Value Chains in a Postcrisis World: A Development Perspective [M]. World Bank, 2010.
- [3] 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(08): 9-29.
- [4] FORT T C. Technology and Production Fragmentation: Domestic Versus Foreign Sourcing [J]. The Review of Economic Studies, 2017, 84(2): 65-87.
- [5] BRYNJOLFSSON E, HUI X, LIU M. Does Machine Translation Affect International Trade? Evidence from a Large Digital Platform [J]. Management Science, 2019, 65(12): 5449-5956.

- [6] ANTRÀS P. Conceptual Aspects of Global Value Chains [R]. NBER Working Papers, 2019, No. 26539.
- [7] ABEBE M. Electronic Commerce Adoption, Entrepreneurial Orientation and Small-and Medium-sized Enterprise (SME) Performance [J]. Journal of Small Business & Enterprise Development, 2014, 21 (1): 100-116.
- [8] 茹玉骢, 李燕. 电子商务与中国企业出口行为: 基于世界银行微观数据的分析 [J]. 国际贸易问题, 2014 (12): 3-13.
- [9] 耿伟, 杨晓亮. 互联网与企业出口国内增加值率: 理论和来自中国的经验证据 [J]. 国际经贸探索, 2019, 35 (10): 16-35.
- [10] 卓乘风, 邓峰. 互联网发展如何助推中国制造业高水平“走出去”——基于出口技术升级的视角 [J]. 产业经济研究, 2019, 6: 102-114.
- [11] 沈国兵, 袁征宇. 企业互联网化对中国企业创新及出口的影响 [J]. 经济研究, 2020, 55 (1): 33-48.
- [12] 温珺, 王健, 尤宏兵. 电子商务能否促进外贸增长——来自我国的证据 [J]. 国际贸易问题, 2015 (06): 43-52.
- [13] 赵明亮, 臧旭恒. 国际贸易新动能塑造与全球价值链重构 [J]. 改革, 2018 (07): 148-158.
- [14] 马述忠, 陈奥杰. 跨境电商: B2B 抑或 B2C——基于销售渠道视角 [J]. 国际贸易问题, 2017 (03): 75-86.
- [15] KEE H L, TANG H. Domestic Value Added in Exports; Theory and Firm Evidence from China [J]. American Economic Review, 2016, 106: 1402-1436.
- [16] 周骊华, 万国华. 电子商务对制造企业供应链绩效的影响: 基于信息整合视角的实证研究 [J]. 管理评论, 2017, 29 (01): 199-210.
- [17] 赵忠秀, 杨军. 全球新冠肺炎疫情对山东经济与产业链的影响及对策 [J]. 经济与管理评论, 2020, 36 (03): 5-10.
- [18] ELLISON G, EDWARD L G, KERR W R. What Causes Industry Agglomeration? Evidence from Coagglomeration Patterns [J]. American Economic Review, 2010, 100 (3): 1195-1213.
- [19] 王直, 魏尚进, 祝坤福. 总贸易核算法: 官方贸易统计与全球价值链的度量 [J]. 中国社会科学, 2015 (09): 108-127+205-206
- [20] 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.
- [21] 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.
- [22] 吕越, 罗伟, 刘斌. 异质性企业与全球价值链嵌入: 基于效率和融资的视角 [J]. 世界经济, 2015, 38 (8): 29-55.
- [23] 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.
- [24] 岳云嵩, 李兵. 电子商务平台应用与中国制造业企业出口绩效——基于“阿里巴巴”大数据的经验研究 [J]. 中国工业经济, 2018 (8): 97-115.
- [25] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 339-351.
- [26] 余森杰, 金洋, 张睿. 工业企业产能利用率衡量与生产率估算 [J]. 经济研究, 2018, 53 (05): 56-71.
- [27] 杨继军, 刘依凡, 李宏亮. 贸易便利化、中间品进口与企业出口增加值 [J]. 财贸经济, 2020, 41 (04): 115-128.
- [28] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用 (第二版) [M]. 北京: 高等教育出版社, 2014, 325-326.
- [29] 黄先海, 诸竹君, 宋学印. 中国中间品进口企业“低加成率之谜” [J]. 管理世界, 2016 (07): 23-35.
- [30] 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.
- [31] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [32] 韩雷, 张磊. 电商经济是效率和公平的完美结合吗 [J]. 当代经济科学, 2016, 38 (03): 80-90+127.

- [33] LU Y, YU L. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2015, 7 (4): 221-253.
- [34] 张盼盼, 张胜利, 陈建国. 融资约束、金融市场化与制造业企业出口国内增加值率 [J]. 金融研究, 2020 (04): 48-69.
- [35] 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 (09): 59-74.
- [36] 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 (08): 116-134.

(责任编辑 刘建昌)

E-commerce Platform Application and DVAR of Export Firms —Evidence from B2B Businesses

LI Zexin ZHAO Zhongxiu XUE Rui

Abstract: Using China Customs data, industrial enterprises data and Alibaba supplier information over the period of 2000—2013, this paper examined the impact of B2B e-commerce platform participation on firms' export domestic value added ratio (DVAR). We find that participation in B2B e-commerce platform significantly increases firms' export DVAR. Results for empirical analysis show that such positive impact is mediated by lower procurement costs induced cost change effect, higher market competition induced substitution effect of intermediate goods imports, and greater transaction matching effectiveness induced order effect. In addition, the positive nexus between B2B e-commerce platform participation and firms' export DVAR varies with firm ownership, trade type and geographic location. It is more significant for enterprises that are non-state-owned, making general processing trade and located in eastern regions.

Keywords: GVC; DVAR; E-commerce Platform; Big Data