

稳健外交关系如何影响企业出口国内增加值率

程 凯¹ 杨逢珉²

(1. 重庆社会科学院(重庆市人民政府发展研究中心), 重庆 400020;

2. 华东理工大学, 上海 200237)

摘 要: 本文利用 2000 ~ 2013 年中国工业企业数据库与海关贸易数据库的合并数据测度了企业出口国内增加值率, 在此基础上研究双边外交关系发展对中国企业出口国内增加值率的影响。研究发现, 双边外交关系发展会提高企业出口国内增加值率, 该结果经过变量替换、更换回归方法等稳健性检验后依旧成立。机制检验表明, 双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的影响主要通过降低国内外中间品相对价格和提高企业加成率两条途径实现。异质性分析发现, 双边外交关系发展会显著提高低技术企业出口国内增加值率, 但对高技术企业出口国内增加值率却表现为抑制作用; 与“一带一路”沿线国家相比, 双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的提升作用在非“一带一路”沿线国家更大。进一步分析表明, 金融危机、加征关税和经济政策不确定性会削弱双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的提升作用。

关键词: 双边外交关系; 企业出口国内增加值率; 企业加成率; 国内外中间品相对价格

中图分类号: F742

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2024) 03-0030-15

一、引言

改革开放以来, 中国凭借廉价劳动力和丰裕资源禀赋迅速融入全球价值链, 成为“世界工厂”和贸易大国。同时, 中国制造也被贴上“低附加值”“低技术”“低创新度”等标签, 阻碍了中国制造业向全球价值链高端环节攀升。因此, 改变中国低质量、低附加值、低创新程度的出口状况, 推动“中国制造”向“中国创造”转变迫在眉睫。2019 年 11 月国务院出台的《关于推进贸易高质量发展的指导意见》指出“逐步从加工制造环节向研发设计、营销服务、品牌经营等环节攀升, 稳步提高出口附加值”; 中共十九大报告提出“支持传统产业优化升级”“促进我国产业迈向全球价值链中高端”。为此, 在新常态下如何有效提升中国制造业的全球价值链地位, 完成产业结构转型升级便成为当前国际贸易研究的命题。

随着 2008 年国际金融危机将世界经济带入以增长疲软和新动力缺乏为主要特征的深度调整期, 逆全球化思潮开始在世界范围内蔓延, 中国作为“世界工厂”和贸易大国最先受到冲击。针对该现象, 有学者提出发展双边外交关系会增进国家间的了

作者简介: 程凯, 重庆社会科学院(重庆市人民政府发展研究中心)产业经济研究所副研究员, 研究方向: 产业经济与国际贸易; 杨逢珉, 华东理工大学商学院教授, 研究方向: 国际贸易理论与政策。

基金项目: 国家社会科学基金西部项目“‘产业—价值—环境’三链耦合协调视角下数字金融促进制造业转型升级研究”(项目编号: 22XJY011); 重庆市社会科学规划“中特理论”重点项目“坚持全市域融入全方位推进成渝地区双城经济圈建设走深走实研究”(项目编号: 2023ZTZD11)。

解,缓解国际政治不确定性,进而为两国间经贸活动创造良好的政治环境(Keohane, 2005; 王珏等, 2019)。Zhang 和 Nathan (2018)、韩永辉等(2021)以中国为例进行研究,也得到了相同的结论。然而,我们不禁会问,双边外交关系发展除了能够减少中国制造业攀升全球价值链面临的不确定性,还能否提高企业出口国内增加值率?为此,本文选择中国制造业企业为研究样本,利用 2000~2013 年企业数据实证研究双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的影响,为新时期经济高质量发展和构建全面开放新体制提供理论支持和经验证据。

二、文献综述

近年来,针对国家间关系的量化研究比较丰富,主要包含 3 种量化方法。第一,通过对双边外交、政治等重大事件进行评分来量化双边外交关系。阎学通和周方银(2004)利用该方法和清华大学当代国际关系研究院中外关系数据库的数据量化了中国与 12 个大国的双边外交关系;在此基础上,杜映昕(2015)也利用这个数据库研究了国家间冲突对贸易的影响。第二,以联合国大会投票数据来量化双边外交关系。早期学者们直接以联合国大会中投赞成票次数或投反对票次数与总投票次数之比衡量双边外交关系亲疏程度(Dixon and Moon, 1993)。Mityakov 等(2013)利用空间模型处理联合国投票数据,得到反映国家间相似程度的指标,用以间接衡量双边外交关系。然而,它们均未考虑大会议题可能会对投票结果产生影响,从而导致量化的双边外交关系衡量指标存在偏差。为此, Bailey 等(2017)与 Davis 等(2019)提出以考虑议题之后的国家间联合国投票理想点距离衡量双边外交关系。该方法是目前学术界使用范围最广的一种方法,比如刘建和方荷琴(2019)、韩永辉等(2021)。第三,以其他方式量化双边外交关系。比如民意调查结果(Fouka and Voth, 2013)、中国与他国的高层互访(姜建刚和张建红, 2020)、伙伴国外交关系定位(刘敏等, 2018)等。

在双边外交关系对出口贸易影响的研究方面,王珏等(2019)发现缩短双边政治关系距离会通过建立区域自由贸易合作机制、构建文化互信和加强顶层政治合作的途径促进中国开展出口贸易。Davis 等(2019)也发现双边外交关系改善会促进中国出口贸易。孙俊成和程凯(2020)发现双边关系改善会通过扩大贸易规模和促进对外直接投资提高出口产品质量。Sharma 等(2019)发现双边关系改善会促使企业选择进入出口市场以及提高企业出口绩效。还有学者考察双边外交关系改善对企业出口方式(Zhang et al., 2020)、贸易转移效应和贸易破坏效应(邝艳湘和向洪金, 2017)、大国间贸易往来(杜映昕, 2015)等的影响。但是,目前尚无学者考察双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的影响。随着中国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段,如何提高企业出口国内增加值率,促进产业结构转型升级成为亟需解决的重要问题。对于中国企业出口国内增加值率的经济效应研究,学者们主要考察了 FDI(张鹏杨和唐宜红, 2018)、互联网化(沈国兵和袁征宇, 2020)、

金融业开放（李宏亮等，2021）、营商环境优化（戴翔和秦思佳，2020）、经济功能区设立（李启航等，2020）等对其的影响，鲜有文献直接将双边外交关系与其结合起来研究。

综合上述文献可以发现：双边外交关系的3种量化方法中第2种方法被学者们普遍接受；双边外交关系影响出口贸易的诸多方面，但尚不能确定其对企业出口国内增加值率是否存在影响；中国企业出口国内增加值率的影响因素较多，但鲜有文献从双边外交关系视角考察其决定因素。与现有文献相比，本文的边际贡献可能体现在3个方面：采用学术界普遍认可的联合国投票数据量化双边外交关系，使得研究可信度更高；从双边外交关系角度出发，揭示其对企业出口国内增加值率的影响，拓展现有文献对企业出口国内增加值率影响因素的研究，对影响中国企业攀升全球价值链的新因素进行了理论探索；构建相应的理论模型，提出双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的作用机制，并从实证上加以验证。

三、理论模型

本文基于Kee和Tang（2016）、程凯和杨逢珉（2020）的理论模型，构建了双边外交关系发展影响企业出口国内增加值率的理论模型。假设企业生产产品需要3种投入品：劳动投入、资本投入和中间品投入，且劳动力完全由国内市场提供，中间品投入包含国内中间品和国外中间品。此时，将企业生产函数设定为：

$$Y = A l^{\alpha} k^{\beta} [m_d^{\frac{\theta-1}{\theta}} + m_f^{\frac{\theta-1}{\theta}}]^{\frac{\theta(1-\alpha-\beta)}{\theta-1}} \quad (1)$$

其中， Y 代表企业产出， A 代表企业生产率， l 代表劳动力投入， k 代表资本投入； m_d 代表国内中间投入， m_f 代表国外中间投入， θ 代表国内中间品与国外中间品之间的替代弹性（ $\theta > 1$ ）； α 代表劳动力的产出弹性， β 代表资本的产出弹性， $1-\alpha-\beta$ 代表中间品的产出弹性。根据利润最大化原则，得出企业总成本函数为：

$$C = \frac{Y}{A} \left(\frac{w_l}{\alpha} \right)^{\alpha} \left(\frac{r_k}{\beta} \right)^{\beta} \left(\frac{p_m}{1-\alpha-\beta} \right)^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

其中， w_l 代表人工工资， r_k 代表资本利率， p_m 代表中间品价格。 $\alpha = \frac{w_l l}{C}$ ， $\beta = \frac{r_k k}{C}$ ， $1-\alpha-\beta = \frac{p_m [m_d^{\frac{\theta-1}{\theta}} + m_f^{\frac{\theta-1}{\theta}}]^{\frac{\theta}{\theta-1}}}{C}$ 。由于中间品包含国内和国外两部分，因此本文将中间品价格设定为如下形式：

$$p_m = [(p_d^m)^{1-\theta} + (p_f^{*m})^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (3)$$

其中， p_d^m 代表国内中间品价格， p_f^{*m} 代表国外中间品价格。

此外，根据Kee和Tang（2016）的研究，企业出口国内增加值率可以表示为：

$$DVAR = 1 - \frac{p_f^{*m} m_f}{pY} = 1 - \frac{p_f^{*m} m_f}{p_m m} \frac{p_m m}{C} \frac{C}{pY} \quad (4)$$

其中, p 代表产品市场价格。根据企业中间品投入成本最小化原则, 可以得出:

$$\text{Min} p_d^m m_d + p_f^* m_f \quad (5)$$

$$m = [m_d^{\frac{\theta-1}{\theta}} + m_f^{\frac{\theta-1}{\theta}}]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (6)$$

由式 (5) 和式 (6) 构建拉格朗日乘式可以解出企业进口中间品投入比例为:

$$\frac{p_f^* m_f}{p_m m} = \frac{1}{1 + (p_f^* / p_d^m)^{\theta-1}} \quad (7)$$

结合式 (7) 和式 (4) 可以得出企业出口国内增加值率为:

$$DVAR = 1 - (1 - \alpha - \beta) m k p^{-1} \frac{1}{1 + (p_f^* / p_d^m)^{\theta-1}} \quad (8)$$

其中, $m k p = \frac{C}{pY}$ 代表企业加成率, $1 - \alpha - \beta$ 代表中间品的产出弹性。可知企业出口国内增加值率仅与企业加成率、国内外中间品相对价格和中间品的产出弹性有关。考虑到中间品的产出弹性仅由企业特征 (如企业基础设施、员工技术水平等) 决定, 因此双边外交关系发展不会对其产生影响。基于此, 笔者认为, 双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的影响主要通过成本加成率和国内外中间品相对价格来实现。本文的国内外中间品相对价格均指国外中间品价格与国内中间品价格的比值。

双边外交关系发展可以促进国家间互利互通, 为企业参与国际贸易提供稳定的外部环境, 降低双边贸易成本, 进而方便两国企业开展国际贸易 (Nitsch, 2007; Davis et al., 2019)。Davis 等 (2019) 发现双边外交关系改善会通过降低贸易成本促进一国开展国际贸易。Du 等 (2017) 指出负面关系会通过提高国际贸易不确定性成本抑制国际贸易。因此, 本文认为双边外交关系发展会降低国内外中间品的相对价格 $\frac{\partial(p_f^* / p_d^m)}{\partial \psi} < 0$ 以及提高企业加成率 $\frac{\partial m k p}{\partial \psi} > 0$ 。为了尽可能地计算简单, 本文将双边外交关系与国内外中间品相对价格、企业加成率的关系分别设定为如下形式:

$$p_f^* / p_d^m = \frac{p_{0f}^* / p_{0d}^m}{\psi} \quad (9)$$

$$m k p = \psi m k p_0 \quad (10)$$

其中, ψ 代表双边外交关系发展水平, p_{0f}^* / p_{0d}^m 代表未考虑双边外交关系的国内外中间品相对价格, $m k p_0$ 代表未考虑双边外交关系的企业成本加成率。将式 (9) 和式 (10) 代入式 (8), 可以得到引入双边外交关系后的企业出口国内增加值率为:

$$DVAR = 1 - (1 - \alpha - \beta)(\psi m k p_0)^{-1} \frac{1}{1 + (\frac{p_{0f}^* / p_{0d}^m}{\psi})^{\theta-1}} \quad (11)$$

对式 (11) 求双边外交关系 ψ 的偏导, 得到式 (12):

$$\frac{\partial DVAR}{\partial \psi} = (\psi m k p_0)^{-1} \frac{1}{1 + (\frac{p_{0f}^* / p_{0d}^m}{\psi})^{\theta-1}} (1 - \alpha - \beta) \psi^{-1} [1 - \frac{(\theta-1)(\frac{p_{0f}^* / p_{0d}^m}{\psi})^{\theta-1}}{1 + (\frac{p_{0f}^* / p_{0d}^m}{\psi})^{\theta-1}}] \quad (12)$$

由式(12)可知,双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的影响方向还不确定,作用方向会随着替代弹性 θ 的不同而改变。分别对式(8)国内外中间品相对价格(p_r^m/p_d^m)和企业加成率(mkp)求偏导,可以得出式(13)和式(14)。

$$\frac{\partial DVAR}{\partial(p_r^m/p_d^m)} = (\theta-1)(1-\alpha-\beta)mkp^{-1} \frac{(p_r^m/p_d^m)^{\theta-2}}{[1+(p_r^m/p_d^m)^{\theta-1}]^2} > 0 \quad (13)$$

$$\frac{\partial DVAR}{\partial mkp} = (1-\alpha-\beta)mkp^{-2} \frac{1}{1+(p_r^m/p_d^m)^{\theta-1}} > 0 \quad (14)$$

由式(13)可知,国内外中间品相对价格越高,企业出口国内增加值率就越高;由式(14)可知,企业加成率越高,其出口国内增加值率会越高。结合式(9)和式(10)的双边外交关系与国内外中间品相对价格、企业加成率的关系,可以得出以下两个结论:双边外交关系发展会通过降低国内外中间品相对价格来抑制企业出口国内增加值率的提高 $\frac{\partial DVAR}{\partial(p_r^m/p_d^m)} \frac{\partial(p_r^m/p_d^m)}{\partial \psi} < 0$;双边外交关系发展会通过提高企业加成率来促进企业出口国内增加值率的提高 $\frac{\partial DVAR}{\partial mkp} \frac{\partial mkp}{\partial \psi} > 0$ 。

综上,本文提出如下研究假说。

假说1:双边外交关系发展,一方面会通过降低国内外中间品相对价格来抑制企业出口国内增加值率的提高;另一方面会通过提高企业加成率来促进企业出口国内增加值率的提高。假说2:双边外交关系发展对企业出口国内增加值率同时存在负向和正向影响,但最终的影响效应取决于两种影响大小的比较。

四、研究设计

(一) 模型设定

本文设定计量模型式(15)来实证考察双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的影响:

$$DVAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln policy_{nt} + \Sigma control_{int} + \mu_t + \mu_{in} + \varepsilon_{int} \quad (15)$$

其中, i 代表企业, n 代表国家, t 代表年份。 $\ln policy_{nt}$ 代表中国在 t 年与 n 国的双边外交关系, $DVAR_{it}$ 代表企业 i 在 t 年的出口国内增加值率, $\Sigma control_{int}$ 是一系列控制变量。 μ_t 代表年份固定效应, μ_{in} 代表企业—国家固定效应, ε_{int} 代表残差项。

(二) 变量说明

1. 被解释变量:企业出口国内增加值率($DVAR$)。本文参考Kee和Tang(2016)、张杰等(2013)的研究,从企业层面测算中国企业出口国内增加值率。利用张杰等(2013)的方法,修正贸易代理商问题,将海关数据库中企业名称包含“贸易”“经贸”“进出口”“科贸”“外经”的样本设定为中间贸易商,在HS6分位层面测算中间贸易商进口额占总进口额的比重,同时将该比重设定为其余企业进口额中由中间品贸易商进口的比重。综上,企业出口国内增加值率可以由式(16)测算得到:

$$DVAR = 1 - \frac{V_F}{X} = 1 - \frac{M^{pt} + X^{ot} \left[\frac{M_m^{ot}}{S_D + X^{ot}} \right]}{X} \quad (16)$$

其中, m 代表中间投入, ot 代表一般贸易, pt 代表加工贸易, M 代表进口额, X 代表出口额, V_F 代表国外增加值, S_D 代表国内销售额。

将加工贸易 (M^{pt}) 和一般贸易 (M_m^{ot}) 的进口分别修正表示为: $M^{pt} = \sum_a \frac{M_a^{pt}}{1-r_a}$, $M_m^{ot} = \sum_b \frac{M_{mb}^{ot}}{1-r_b}$ 。其中, a 和 b 分别代表 HS6 分位层面以加工贸易和一般贸易进口的产品种类, r_a 和 r_b 分别代表 a 类和 b 类产品下中间贸易商进口额占总进口额的比重。

在此基础上, 本文测算了 2000~2013 年中国制造业分行业出口国内增加值率水平, 并绘制二分位行业层面中国企业出口国内增加值率的平均值 (图 1), 图中的行业分类代码与《国民经济行业分类》(2017) 的制造行业一一对应 (横坐标即为二分位行业分类代码)。由图 1 可知中国企业出口国内增加值率的行业

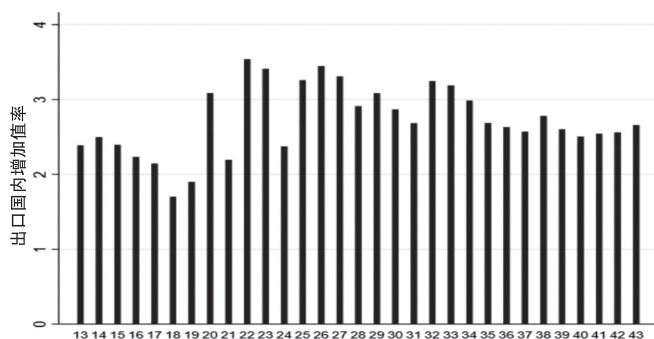


图 1 中国制造业分行业出口国内增加值率水平

差异较大。为更直观地了解中国出口国内增加值率的变化趋势, 我们还绘制了中国出口国内增加值率的整体变化趋势 (图 2), 从中可知中国出口国内增加值率整体表现为上涨趋势。

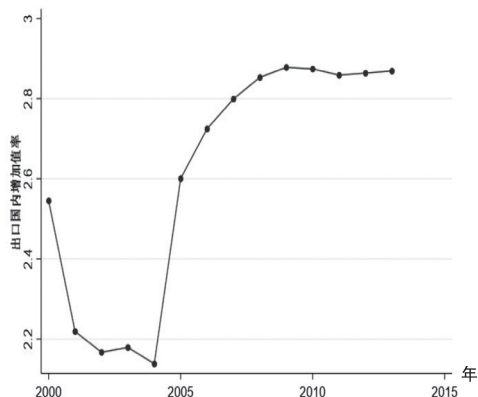


图 2 中国出口国内增加值率的整体发展趋势

2. 核心自变量: 双边外交关系 (*policy*)。本文借鉴 Bailey 等 (2017) 的做法, 运用考虑议题下的联合国大会投票数据计算各国立场理想点, 将中国与他国理想点分值之差的绝对值作为双边外交关系的指标。其数值越小, 代表双边外交关系越亲近; 反之, 则越疏远。

本文将每年中国与他国双边外交关系的指标取算术平均值, 绘制了 2000~2019 年双边外交关系发展的整体趋势 (图 3), 从中可知双边外交关系呈现波动下降趋势, 双边外交关系指标的数值越小, 说明两国关系越近。图 3 表明中国与他国双边外交关系呈现波动增长趋势。为了更细致地考察双边外交关系的发展趋势, 本文绘制了中国与主要国家的双边外交关系变化趋势图 (图 4)。^①从中可知, 除与澳大利亚外,

① 由于联合国投票数据库中与中国互相投票的国家或地区有 197 个, 限于篇幅, 我们仅汇报了与中国与 16 个国家的双边外交关系发展趋势。

中国与其余 15 个国家的双边外交关系都随着时间呈现波动增长趋势，再次说明 2000~2019 年间双边外交关系总体呈现增长趋势。

3. 控制变量：本文的控制变量包含国家和企业两个层面。国家层面有：人均国民生产总值（*pgdp*）；制造业增加值（*addvalue*）；城镇人口（*citypeople*）。企业层面有：企业劳动生产率（*tfp*），以企业总产出与全部从业人员的比值表示；企业规模（*size*），以企业从业人员数表示；企业存续年限（*age*），以当年年份与企业开业年份之差表示；企业出口行为（*export*），以虚拟变量形式表示，将企业出口交货值大于零的样本设定为 1，等于零的样本设定为 0。

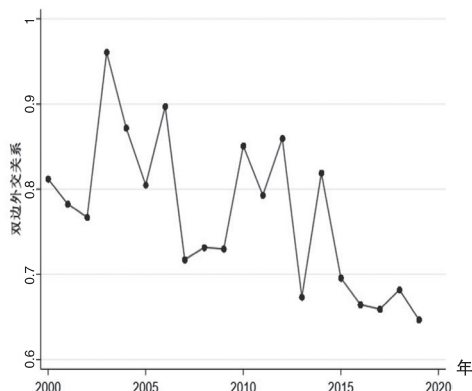


图 3 双边外交关系的整体发展趋势

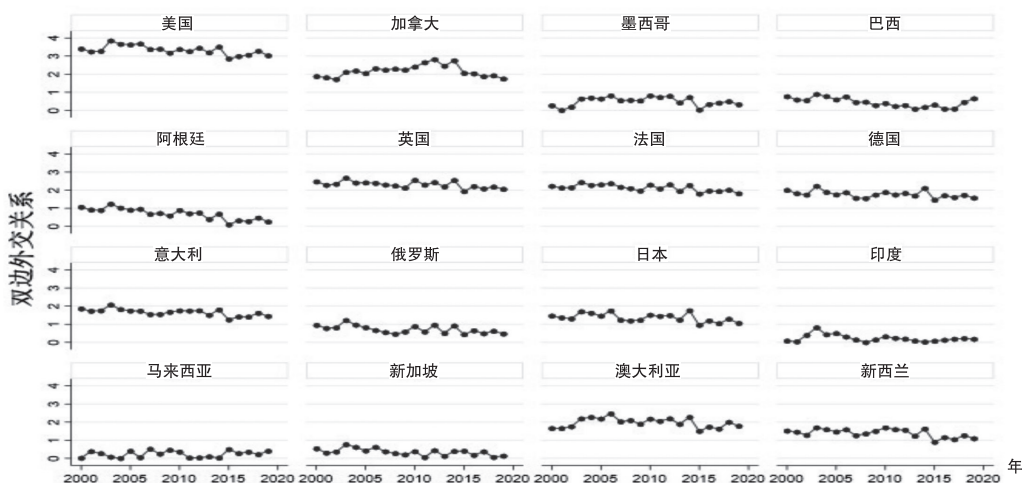


图 4 中国与主要国家双边外交关系的变化趋势

4. 变量的描述性统计如表 1 所示。

（三）数据来源与处理

本文国家层面控制变量数据来自世界银行的世界发展指标（WDI），双边外交关系数据来自联合国投票数据库，企业层面数据来自中国工业企业数据库与海关进出口贸易数据库。需要说明的是，虽然联合国投票数据库可以获得 2020 年之前双边外交关系的相关数据，但是由于本文出口国内增加值率指标是企业层面数据，当前可获得的企业出口国内增加值率的最新数据为 2013 年，限于企业数据的可获得性，本文研究样本时间跨度为 2000~2013 年。数据处理步骤如下：首先，参考 Brandt 等（2012）的方法，对工业企业数据库进行跨期识别以生成新的面板，同时参考聂辉华等（2012）的研究将工业企业数据库中不合乎经济理论的样本删除；其次，将海关月度数据加总到年度层面，并参考施炳展和邵文波（2014）的方法，删除有偏误

或者不合理的样本；最后，根据 Yu（2015）的方法，分别按照“企业名称和年份”“邮政编码和电话后 7 位”将工业企业数据库与海关数据库匹配。在此基础上，根据出口目的国和年份将世界银行（WDI）数据库提供的国家层面控制变量与测算双边外交关系的联合国投票数据合并到企业数据中，得到研究所需的非平衡面板数据。

表 1 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
DVAR	1,008,265	2.4515	0.8862	0.0000	40.0561
lnpolicy	1,008,265	-0.0856	0.9364	-6.5012	1.0342
lnsize	1,005,160	6.1108	1.3086	0.0000	12.2009
lntfp	1,008,265	5.5354	1.1154	0.0000	15.0731
lnage	1,005,399	2.1973	0.6413	0.0000	7.6049
export	1,008,265	0.9247	0.2639	0.0000	1.0000
lnpgdp	1,008,265	8.2240	1.6838	0.0000	11.4170
lnaddvalue	1,008,265	2.2420	0.8315	-0.0964	3.4643
lncitypeople	1,008,251	13.1326	1.5394	9.0623	18.6983

五、实证结果

（一）基准回归结果

表 2 是基准回归结果，列（1）是仅引入核心变量的回归结果，列（2）是引入核心变量和企业层面控制变量的回归结果，列（3）是引入核心变量和国家层面控制变量的回归结果，列（4）是引入核心变量与全部控制变量的回归结果，4 列的回归模型均控制了企业—国家固定效应和年份固定效应。回归结果总体表明，双边外交关系在各列回归结果中回归系数均为负且在 1% 的水平上通过了显著性检验，说明这一核心变量在各列的回归结果相对稳健。以列（4）为例，在控制了可能的影响因素和各种固定效应后，双边外交关系的回归系数为 -0.0241 且通过显著性检验，说明双边外交关系发展总体上会显著提高企业出口国内增加值率，即双边外交关系对企业出口国内增加值率的正向影响大于负向影响，这在一定程度上说明假说 2 合理。

（二）稳健性检验

为了保证基准回归结果的稳健性，本文从以下几个方面进行稳健性检验。首先，利用清华大学当代国际关系研究院公布的双边外交关系数据替代联合国投票数据，进行自变量替换的稳健性检验，需要说明两点：①由于清华大学当代国际关系研究院的中外关系数据库仅披露了中国与美国、日本、俄罗斯、英国、法国、印度、德国、韩国、越南、澳大利亚、印度尼西亚、巴基斯坦的双边外交关系，因此研究样本大量减少；②与联合国投票数据相反，清华大学版的双边外交关系指标越大，表明双边外交关系越亲密。其次，考虑到在自变量替换检验中，由于研究样本仅包含美国、日本等

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
lnpolicy	-0.0351*** (-21.19)	-0.0341*** (-20.57)	-0.0253*** (-14.51)	-0.0241*** (-13.80)
常数项	2.4982*** (879.76)	2.0599*** (144.50)	5.8442*** (27.94)	5.4928*** (26.23)
控制变量	否	是	是	是
企业—国家 固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	1,008,265	1,002,425	1,008,251	1,002,411
调整的 R ²	0.6797	0.6813	0.6803	0.6819

注：*、**和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著，括号中是 t 值；下表同。

12 国，因此接下来我们仅保留这 12 国样本，进行更换回归样本的稳健性检验。再次，考虑到出口国内增加值率是一个有争议的指标，与外贸高质量发展的要求不完全吻合，因此我们补充利用出口产品质量替代出口国内增加值率进行因变量替代检验，参考程凯和杨逢珉（2020）的方法，测度企业出口产品质量。最后，由于在基准回归中仅采用了最小二乘法估计，考虑到使用单一的传统估计方法可能导致估计偏误，为此我们利用广义矩估计（GMM）进行重新估计。需要指出，由于广义矩估计要求平衡面板数据，因此我们将研究样本处理为平衡面板，这导致样本量大面积减少。

表 3 为稳健性检验结果。从中可知，双边外交关系发展对企业出口国内增加值率始终表现为显著提升作用，说明通过替换自变量和因变量、更换回归样本和回归方法处理后，本文的基准回归结果依然稳健。

表 3 稳健性检验结果

变量	(1) 自变量替换	(2) 因变量替换	(2) 更换回归样本	(3) 更换回归方法
$\ln policy$	0.0696*** (5.47)	-0.0047*** (-2.73)	-0.3377*** (-5.47)	-0.0412* (-1.62)
常数项	23.6517 (1.37)	-0.7578*** (-3.68)	115.3096*** (17.34)	1.0341 (1.59)
控制变量	是	是	是	是
企业—国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	494,444	990,147	494,444	1,456
调整的 R^2	0.7017	0.2391	0.7017	0.1918

（三）内生性问题

考虑到文章控制变量可能存在遗漏问题以及其余企业层面的控制变量也可能带来逆向因果，这些均会导致回归模型存在内生性问题。因此，为缓解可能存在的内生性问题，本文使用工具变量法进行检验。工具变量的选取如下。首先，考虑到双边外交关系的滞后一期值属于历史数据，不会对当前经济发展和中国企业的当前行为产生影响，同时双边外交关系改善是一个长期过程，因此双边外交关系的滞后一期值与当期双边外交关系值有明显的直接联系，据此本文选择双边外交关系的滞后一期值作为构建双边外交关系的第 1 个工具变量，即工具变量 I。其次，考虑到中国与其他（除特定国以外）国家的双边外交关系发展趋势在一定程度上能够客观反映中国与该国特定国家双边外交关系未来的发展趋势，从这个意义上说，以中国与其他（除特定国以外）国家历史状态作为中国与该特定国当前双边外交关系的工具变量具有一定的合理性，且中国与其他（除特定国以外）国家的双边外交关系受中国与该国特定国双边外交关系的影响较小，满足工具变量的相关性和外生性条件，据此本文参考王珏等（2019）的方法，利用同一年份中国与其他（除特定出口目的国以外）出口目的国的双边外交关系平均值作为中国与该特定出口目的国双边外交关系的第 2 个工具变量，即工具变量 II。表 4 是两阶段最小二乘法下工具变量检验结果，列（1）是仅引入工具变量 I 的检验结果；列（2）是仅引入工具变量 II 的检验结果；列（3）

是同时引入工具变量 I 和工具变量 II 的检验结果。需要特别说明的是,仅引入一个工具变量时,Stata 软件不会汇报 Hansen J 统计量,只有同时引入两个及以上工具变量时才会汇报,因此表 4 列(1)和列(2)Hansen J 统计量检验结果为空。检验结果表明双边外交关系发展对企业出口国内增加值率存在显著提升作用,这说明在考虑内生性问题后本文的基准回归结果依旧稳健。

表 4 工具变量检验结果

变量	(1) 工具变量 I	(2) 工具变量 II	(3) 工具变量 I 和 II
$\ln policy$	-0.0749*** (-55.07)	-0.2135*** (-127.74)	-0.0942*** (-70.06)
常数项	1.0706*** (76.70)	1.4261*** (120.29)	1.0962*** (78.52)
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	0.0000	0.0000	0.0000
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	3032.71 {16.38}	16893.15 {16.38}	13703.52 {19.93}
Hansen J			0.7162
控制变量	是	是	是
企业—国家固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	838,609	1,002,411	838,609
调整的 R^2	0.2827	0.2606	0.2823

注: Kleibergen-Paap rk LM 统计量和 Hansen J 统计量报告的为统计量的相伴概率。

(四) 机制检验

在理论模型中,本文提出双边外交关系发展一方面会通过降低国内外中间品相对价格抑制企业出口国内增加值率的提高;另一方面会通过提高企业加成率促进企业出口国内增加值率的提高。据此,本文分别选择国内外中间品相对价格和企业加成率为中介变量构建中介效应模型进行机制检验。中介效应模型如下所示:

$$\ln Rp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln policy_{it} + \sum control_{it} + \mu_t + \mu_{in} + \varepsilon_{int} \quad (17)$$

$$DVAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln policy_{it} + \beta_2 \ln Rp_{it} + \sum control_{it} + \mu_t + \mu_{in} + \varepsilon_{int} \quad (18)$$

$$\ln mkp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln policy_{it} + \sum control_{it} + \mu_t + \mu_{in} + \varepsilon_{int} \quad (19)$$

$$DVAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln policy_{it} + \beta_2 \ln mkp_{it} + \sum control_{it} + \mu_t + \mu_{in} + \varepsilon_{int} \quad (20)$$

其中, $\ln Rp_{it}$ 是国内外中间品相对价格(即进口中间品价格与国内中间品价格的比值),本文参考程凯(2022)的做法,将中国工业企业数据库与海关进出口贸易数据库匹配,并根据广义经济分类定义的中间品从海关进出口贸易数据库中筛选中间品样本,从而同时获得企业进口中间品价格与出口国内中间品价格,据此测度企业进口中间品价格与出口国内中间品价格之比,将其作为国内外中间品相对价格的衡量指标; $\ln mkp_{it}$ 是企业加成率,本文参考 Loecker 和 Warzynski(2012)的方法,利用超越对数生产函数测算企业加成率,表达式为 $\ln mkp_{it} = \rho_{it}^m (\mathcal{Q}_{it}^m)^{-1}$, 其中 ρ_{it}^m 是中间品弹性, $\mathcal{Q}_{it}^m$ 是中间投入占企业销售收入的比值。由于中国工业企业数据库中新产品产值和企业中间投入存在大量缺失,因此本文仅测度了 2000~2007 年的企业加成率以及

2000~2007 年和 2010 年的企业技术创新。表 5 为机制检验结果，由列（1）可知双边外交关系发展降低了企业国内外中间品相对价格；由列（2）可知国内外中间品相对价格增加会促进企业出口国内增加值率提高。综合列（1）和列（2）的结果可知，双边外交关系发展会通过降低国内外中间品相对价格，从而抑制企业出口国内增加值率提高。由列（3）可知双边外交关系发展提高了企业加成率；由列（4）可知企业加成率越高，其出口国内增加值率越高。综合列（3）和列（4）可知，双边外交关系发展会通过提高企业加成率促进其出口国内增加值率的提高。综合表 5 的检验结果可知假说 1 合理。

表 5 机制检验结果

变量	(1) $\ln R_p$	(2) $DVAR$	(3) $\ln mkp$	(4) $DVAR$
$\ln policy$	0.3453*** (10.53)	-0.0033*** (-2.86)	-0.0011*** (-5.14)	-0.0194*** (-18.85)
$\ln R_p$		0.0008*** (11.83)		
$\ln mkp$				0.6112*** (24.58)
常数项	-50.1672*** (-11.17)	3.1446*** (20.01)	0.7077*** (16.36)	0.8291 (1.15)
控制变量	是	是	是	是
企业—国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	307,734	307,734	524,591	524,591
调整的 R^2	0.7200	0.6889	0.8686	0.6447

六、拓展性分析

（一）考虑异质性问题

本文主要从企业技术类型差异、出口目的国是否属于“一带一路”沿线国家等视角考察双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的异质性影响。表 6 为异质性检验结果。

1. 企业技术类型

考虑到企业技术差异可能会影响基准回归结果，我们按照国家统计局发布的《高技术产业（制造业）分类（2013）》的行业分类标准，将所属高技术行业的企业定义为高技术企业，将所属低技术行业的企业定义为低技术企业。表 6 列（1）和列（2）的估计结果显示，双边外交关系发展显著提高了低技术企业出口国内增加值率，但对高技术企业出口国内增加值率却表现为抑制作用。这可能是因为低技术企业生产经营更多依赖于一般生产要素，这类要素在国内市场很容易获取，受海外市场制约较小，当双

表 6 异质性检验结果

变量	(1) 高技术企业	(2) 低技术企业	(3) “一带一路”沿线国家	(4) 非“一带一路”沿线国家
$\ln policy$	0.0175*** (3.57)	-0.0308*** (-15.75)	-0.0039* (-1.68)	-0.0240*** (-9.29)
常数项	1.5899*** (2.84)	5.9755*** (25.65)	1.5524*** (4.01)	4.6725*** (10.08)
控制变量	是	是	是	是
企业—国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	95,874	906,537	165,349	837,062
调整的 R^2	0.6008	0.6873	0.6411	0.6869

边外交关系改善时，一般生产要素市场波动较低，因此双边外交关系改善对低技术企业更多是加成率的提高效应；高技术企业生产经营依赖的先进生产要素（如先进技术、管理经验等）更多，这类要素受国际市场制约较大，当双边外交关系改善时，高技术企业对海外先进中间品、先进技术等生产要素的获取概率增加，会诱使高技术企业选择利用海外先进生产要素（如中间品、技术等）代替国内生产要素，此时双边外交关系改善对高技术企业表现为国内外生产要素的替代效应。

2. 出口目的国是否为“一带一路”沿线国家

考虑到“一带一路”倡议可能会影响基准回归结果，我们将研究样本按照出口目的国是否为“一带一路”沿线国家分为两组样本。表6列（3）和列（4）的估计结果表明，双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的提升作用在非“一带一路”沿线国家更大。这是因为“一带一路”倡议提出后，缩短了中国与“一带一路”沿线国家经贸距离，很大程度上降低了中国企业出口成本，提高了其加成率，导致双边外交关系发展对出口“一带一路”沿线国家的企业边际效用更低。说明政府在发展双边外交关系时，还应该侧重与非“一带一路”沿线国家构筑良好的双边外交关系，从而最大程度发挥其对企业出口国内增加值率的提升效应。

（二）进一步分析

为了考察双边外交关系发展是否会帮助中国企业抵御外部经济风险，我们进一步分析金融危机冲击、关税冲击和经济政策不确定性冲击对本文基准回归结果的影响。表7为进一步分析的结果。

1. 考虑2008年金融危机冲击

为了考察2008年金融危机冲击后，双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的影响有何不同，本文增加金融危机与双边外交关系的交互项（ $ficris \times \ln policy$ ）。对于金融危机（ $ficris$ ），主要以虚拟变量形式衡量，将2008年之前的样本设定为0，将2008年之后的样本设定为1。表7列（1）的估计结果显示，交互项（ $ficris \times \ln policy$ ）的系数显著为正，说明金融危机削弱了双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的提升作用。主要因为金融危机导致全球经济萎靡、外需紧缩，出口企业海外订单减少、亏损严重，从而拉低了企业加成率，最终削弱了双边外交关系发展对其出口国内增加值率的提升作用。

2. 考虑关税的冲击

本文将关税以交互项（ $\ln tax \times \ln policy$ ）形式引入回归模型，考察其对基准回归结果的冲击。 $\ln tax$ 代表行业层面加权平均关税，相关数据来自WTO关税数据库。表7列（2）的回归结果显示，交互项（ $\ln tax \times \ln policy$ ）的系数显著为正，说明加征关税削弱了双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的提升作用。主要是因为加征关税会增加企业出口贸易成本，降低其加成率，从而对双边外交关系发展与企业出口国内增加值率的关系呈现负向调节作用。

3. 考虑经济政策不确定性的冲击

本文将经济政策不确定性以交互项 ($\ln epu \times \ln policy$) 的形式引入回归模型, 考察其对基准回归结果的冲击。 $\ln epu$ 代表经济不确定性指数, 主要参考 Baker 等 (2016) 的研究, 利用文本检索和过滤方法进行构建, 得到月度层面数据, 对其取算术平均值得到年度层面的指标。表 7 列 (3) 的回归结果显示, 交互项 ($\ln epu \times \ln policy$) 的系数显著为正, 说明经济政策不确定性削弱了双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的提升作用。主要是因为经济政策不确定性增加企业生产经营成本, 进而降低其加成率, 最终削弱了双边外交关系发展对其出口国内增加值率的提升作用。

综合表 7 的结果, 可以认为双边外交关系发展的积极作用并不能帮助企业完全抵御外部经济风险, 此时企业需要寻求其他方式提高应对潜在经济风险的能力。

表 7 进一步分析结果

变量	(1) 金融危机冲击	(2) 关税冲击	(3) 经济政策不确定性冲击
$\ln policy$	-0.0663*** (-30.38)	-0.0906*** (-20.54)	-0.0987*** (-9.26)
$ficris \times \ln policy$	0.0692*** (32.11)		
$\ln tax \times \ln policy$		0.0163*** (11.66)	
$\ln epu \times \ln policy$			0.0152*** (7.09)
常数项	3.7152*** (17.16)	5.3816*** (16.55)	5.3516*** (25.44)
控制变量	是	是	是
企业—国家固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	1,002,411	796,680	1,002,411
调整的 R^2	0.6823	0.6628	0.6819

七、结论与政策建议

本文对 Kee 和 Tang (2016)、程凯和杨逢珉 (2020) 的理论模型进行扩展, 构建双边外交关系发展影响企业出口国内增加值率的微观机制。在此基础上, 采用 2000~2013 年联合国投票数据库、中国工业企业数据库与海关贸易数据库的匹配数据实证检验两者关系。研究发现如下。(1) 双边外交关系发展提高了企业出口国内增加值率, 该结果经过自变量替换、因变量替换、更换回归方法等稳健性检验后依旧成立。(2) 双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的影响主要通过降低国内外中间品相对价格和提高企业加成率实现。(3) 异质性检验表明: 双边外交关系发展会显著提高低技术企业出口国内增加值率, 但对高技术企业出口国内增加值率却表现为抑制作用; 与“一带一路”沿线国家相比, 双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的提升作用在非“一带一路”沿线国家更大。(4) 进一步分析表明, 金融危机、加征关税和经济政策不确定性削弱了双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的提升作用。因此说明双边外交关系发展的积极作用并不能帮助企业完全抵御外部经济风险, 此时企业需要寻求其他方式提高应对潜在经济风险的能力。

据此, 本文提出以下政策建议。(1) 发展双边外交关系是推动产业转型升级的重要手段。中国在参与全球价值链过程中时常面临价值链“低端锁定”问题, 本文研究表明通过推动双边外交关系发展提高企业出口国内增加值率是行之有效的方法。因此, 中国应该积极通过外交手段, 进一步完善与相关国家的政治磋商机制与渠道,

有效管控潜在政治风险,构建广泛的利益共同体,推动构建新发展格局,为中国企业参与全球价值链提供制度保障,最终提高企业出口国内增加值率。(2)考虑到双边外交关系发展对企业出口国内增加值率存在明显的异质性影响,因此政府在推动双边外交关系发展时不能脱离现实,需要具体情况具体分析,做出效用最大化的针对性安排。考虑到双边外交关系发展对低技术企业出口国内增加值率的提升作用更大,可以鼓励低技术企业积极参与全球价值链,借助双边外交关系发展的契机不断提高自身出口国内增加值率。此外,考虑到双边外交关系发展对出口非“一带一路”沿线国家的企业出口国内增加值率提升作用更大,因此政府应该大力优化外交布局,合理配置外交资源,创造条件拉近与非“一带一路”沿线国家的双边外交关系,最大化发挥双边外交关系发展对企业出口国内增加值率的提升作用。(3)实证结果表明双边外交关系发展的积极作用并不能帮助企业完全抵御外部风险。这提醒企业在获得双边外交关系发展带来的红利时,也应当积极寻求抵御外部经济风险、实现经济高质量发展的新动能,尽可能缓解国际市场风险的负向冲击,确保企业可以更高效、稳健地向全球价值链高端环节攀升,最终促使其由全球价值链“参与者”向“引领者”转变。

参考文献:

- [1] 程凯.贸易便利化、进口中间品与企业出口绩效[J].暨南学报(哲学社会科学版),2022,(10).
- [2] 程凯,杨逢珉.进口中间品质量升级与制造业全球价值链攀升[J].广东财经大学学报,2020,(5).
- [3] 程凯,杨逢珉.经济“脱实向虚”抑制了企业出口产品质量吗?[J].商业研究,2020,(7).
- [4] 戴翔,秦思佳.营商环境优化如何提升企业出口国内增加值率[J].国际贸易问题,2020,(11).
- [5] 杜映昕.国家间政治冲突对贸易的影响——文献综述及基于中国与大国关系的实证研究[J].经济学报,2015,(1).
- [6] 韩永辉等.双边政治关系与中国企业海外并购[J].经济科学,2021,(5).
- [7] 姜建刚,张建红.政治换届、国际关系与中国对外直接投资:交易成本视角[J].世界经济研究,2020,(7).
- [8] 邝艳湘,向洪金.国际政治冲突的贸易破坏与转移效应——基于中日关系的实证研究[J].世界经济与政治,2017,(9).
- [9] 李宏亮等.金融业开放与中国企业的出口国内增加值率[J].国际贸易问题,2021,(7).
- [10] 李启航等.经济功能区设立提升了企业出口国内增加值率吗?[J].世界经济研究,2020,(12).
- [11] 刘建,方荷琴.双边政治关系与我国石油进口安全——基于PPML模型的经验分析[J].当代财经,2019,(12).
- [12] 刘敏等.构建双边伙伴关系与中国企业对外直接投资[J].当代财经,2018,(12).
- [13] 聂辉华等.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).
- [14] 沈国兵,袁征宇.互联网化对中国企业出口国内增加值提升的影响[J].财贸经济,2020,(7).
- [15] 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,(9).
- [16] 孙俊成,程凯.双边政治关系、产品质量与出口行为[J].世界经济研究,2020,(7).
- [17] 王珏等.双边政治关系距离对中国出口贸易的影响:基于联合国大会投票数据的研究[J].当代财经,2019,(1).
- [18] 阎学通,周方银.国家双边关系的定量衡量[J].中国社会科学,2004,(6).
- [19] 张杰等.中国出口国内附加值的测算与变化机制[J].经济研究,2013,(10).
- [20] 张鹏杨,唐宜红.FDI如何提高我国出口企业国内附加值?——基于全球价值链升级的视角[J].数量经济技术经济研究,2018,(7).
- [21] Bailey, M. A., et al. Estimating Dynamic State Preferences from United Nations Voting Data[J]. Journal of

- Conflict Resolution,2017,(2).
- [22] Baker, S. R.,et al.Measuring Economic Policy Uncertainty[J].Quarterly Journal of Economics,2016,(4).
- [23] Brandt, L.,et al.Creative Accounting or Creative Destruction?Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J].Journal of Development Economics,2012,(2).
- [24] Davis, C. L.,et al.State Control and the Effects of Foreign Relations on Bilateral Trade[J].Journal of Conflict Resolution,2019,(2).
- [25] Dixon, W. J.,Moon, B. E.Political Similarity and American Foreign Trade Patterns[J].Political Research Quarterly,1993,(1).
- [26] Du, Y. X.,et al.Bilateral Trade and Shocks in Political Relations: Evidence from China and Some of Its Major Trading Partners,1990~2013[J].Journal of International Economics,2017,(9).
- [27] Fouka, V.,Voth, H. J.Reprisals Remembered:German- Greek Conflict and Car Sales during the Euro Crisis[R]. Barcelona Graduate School of Economics,Working Papers,2013.
- [28] Kee, H. L.,Tang, H.Domestic Value Added in Exports:Theory and Firm Evidence from China[J].American Economic Review,2016,(6).
- [29] Keohane, R. O.After Hegemony:Cooperation and Discord in the World Political Economy[M].Princeton: Princeton University Press,2005.
- [30] Loecker, J. D.,Warzynski, F.Markups and Firm-level Export Status[J].American Economic Review,2012,(6).
- [31] Mityakov, S.,et al.International Politics and Import Diversification[J].Journal of Law and Economics,2013,(4).
- [32] Nitsch, V.State Visits and International Trade[J].World Economy,2007,(12).
- [33] Sharma, P.,et al.Impact of Political Connections on Chinese Export Firms' Performance-Lessons for Other Emerging Markets[J].Journal of Business Research,2019,(106).
- [34] Yu, M. J.Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity:Evidence from Chinese Firms[J].The Economic Journal,2015,(585).
- [35] Zhang, W.,Nathan, M.Government-affiliation, Bilateral Political Relations and Cross-border Mergers: Evidence from China[J].Pacific-Basin Finance Journal,2018,(51).
- [36] Zhang, Y.,et al.Direct or Indirect?The Impact of Political Connections on Export Mode of Chinese Private Enterprises[J].China Economic Review,2020,(1).

How Strong Diplomatic Relations Affect Corporate Export Domestic Value-added Rates

CHENG Kai YANG Fengmin

Abstract: This paper uses the combined data of China's industrial enterprise database and customs trade database from 2000 to 2013 to measure the domestic value-added rate of enterprises' exports. On this basis, it studies the impact of the development of bilateral diplomatic relations on the domestic value-added rate of Chinese enterprises' exports. The results show that the development of bilateral diplomatic relations will increase the domestic value-added rate of enterprises' exports, and this result still holds after the robustness test such as variable substitution and replacement of regression methods. The mechanism test shows that the impact of the development of bilateral diplomatic relations on the domestic value-added rate of enterprises' exports is mainly achieved by reducing the relative prices of domestic and foreign intermediates and increasing the mark-up rate of enterprises. The heterogeneity analysis suggests that the development of bilateral diplomatic relations will significantly increase the domestic value-added rate of low-tech enterprises' exports, but it will inhibit the domestic value-added rate of high-tech enterprises' exports. Compared with the countries along the Belt and Road, the development of diplomatic relations has a greater effect on the domestic value-added rate of enterprises' exports in countries that are not along the Belt and Road. In addition, further analysis shows that the financial crisis, the imposition of tariffs and economic policy uncertainty will weaken the effect of the development of bilateral diplomatic relations on the domestic value-added rate of enterprises' exports.

Keywords: bilateral diplomatic relations; domestic value-added rate of enterprise exports; enterprise markup rate; relative prices of domestic and foreign intermediates

(责任编辑: 张建华)