

行业异质性视角下贸易便利化对 出口贸易的影响研究

——兼论中国加入 CPTPP 的机遇与挑战

武力超,钟莹霞,叶添,丘卫敏

(厦门大学 经济学院,福建 厦门 361005)

摘要:受单边主义与保护主义的冲击,当前全球贸易大幅放缓,贸易便利化成为各国政府和国际经济组织探寻贸易持续平稳增长的新途径。基于2010—2014年世界银行的跨国企业调研数据,运用泊松伪最大似然估计法(PPML),从理论与实证两个方面考察贸易便利化对出口的影响。研究表明:出口国和目的国贸易便利化水平的提高对一国出口增长、出口结构优化有显著的推动作用,并且出口国贸易便利化的效果比目的国的更大;分组回归的结果证实了上述影响在不同发展阶段的国家组之间存在显著差异,发展中国家贸易便利化水平的提高能更显著地促进出口增长;出口国和目的国的贸易便利化水平是影响双边出口扩展边际和集约边际的关键因素,尤其是在外部融资依赖度高或者合约密集度大的行业,出口国、目的国贸易便利化水平的提高都将直接或者间接地促进高外部融资依赖、合约密集型行业的出口增长。贸易便利化水平对出口的直接影响能降低贸易成本、提高过境效率等,间接影响通过促进整体经济活动能带动出口,该影响在外部融资依赖度高或者合约密集度大的行业中更加显著。中国加入 CPTPP 将有利于进一步加强贸易便利化软环境建设、优化制度环境,能对 CPTPP 成员国基础设施建设、电子商务发展提供积极助益。

关键词:出口贸易;贸易便利化;外部融资;合约密集型;行业异质性;泊松伪最大似然;《全面与进步跨太平洋伙伴关系协定》

中图分类号:F744;F746.12

文献标志码:A

文章编号:1671-6248(2022)03-0034-18

Study on the impact of trade facilitation on export trade from the perspective of industry heterogeneity

——opportunities and challenges for China to join the CPTPP

WU Lichao, ZHONG Yingxia, YE Tian, QIU Weimin

收稿日期:2022-01-06

基金项目:国家社会科学基金项目(21BJL088)

作者简介:武力超(1985-),女,山西太原人,副教授,经济学博士。

(School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, Fujian, Chian)

Abstract: Impacted by unilateralism and protectionism, global trade is slowing down sharply at present. Trade facilitation has become a new way for governments and international economic organizations to explore sustainable and stable trade growth. Based on the World Bank's transnational enterprise survey data from 2010 to 2014, Poisson pseudo-maximum likelihood estimation (PPML) is used to investigate the impact of trade facilitation on export from both theoretical and empirical aspects. The results show that the improvement of trade facilitation in both exporting and destination countries has a significant promotional effect on the export growth and export structure optimization of a country, and the effect of trade facilitation in exporting countries is greater than that in destination countries. The results of grouping regression confirm that there are significant differences in the above effects among groups of countries at different stages of development, and the improvement of trade facilitation in developing countries can promote export growth more significantly. The trade facilitation level of exporting and destination countries is the key factor affecting the extensive and intensive margin in bilateral export. In the industries with high dependence on external financing or highly contract intensive industries in particular, the improvement in the level of trade facilitation in exporting and destination countries will directly or indirectly promote the export growth of industries highly dependent on external financing and contract intensive industries. The direct impact of trade facilitation level on export can reduce trade costs and improve transit efficiency, while the indirect impact can promote export by driving overall economic activities, which is more significant in industries with high dependence on external financing or highly contract intensive industries. China's accession to the Comprehensive and Progressive Trans-Pacific Partnership (CPTPP) will help further strengthen the construction of soft environment for trade facilitation, optimize the institutional environment, and provide positive benefits to the infrastructure construction and e-commerce development of CPTPP members.

Key words: export trade; trade facilitation; external financing; contract intensive; industry heterogeneity; Poisson pseudo-maximum likelihood; Comprehensive and Progressive Trans-Pacific Partnership

过去的几十年间,全球贸易量迅猛增长,世界贸易总额占 GDP 的比重由 1960 年的 24.12% 增长至 2018 年的 59.42%。然而在次贷危机和欧债危机发生之后,大部分国家的金融、实体经济和出口都遭受了重创,全球商品和服务出口总额占 GDP 的比重由 2008 年的 30.69% 急剧下降至 2009 年的 26.47%;而后该比重虽然在 2010 年有所回升,但总体上仍然呈下降趋势,2018 年的数据为 30.11%。金融危机后的 10 年间,世界经济的发展逐渐由缓慢不明朗趋于稳健向好。然而,贸易保护主义的抬头、经济发展的不确定性等因素使得整个国际市场仍然不稳定,全球贸易仍存在下行风险。在当前国

际贸易环境下,各国出口贸易发展仍然面临着严峻的挑战。

在这一背景下,贸易便利化成为各国政府和国际经济组织探寻贸易持续平稳增长的新渠道。贸易便利化,主要是指通过简化贸易交易程序、适用法律和规定的协调、基础设施的标准化等来营造一个有助于国际贸易开展的协调、透明、可预见的环境。贸易便利化水平的提高可以促进一国出口的增长,进而提高国民收入和国民福利水平。因此,本文将探究贸易便利化对出口贸易的影响机制和作用效果,以及贸易便利化水平与出口贸易之间的关系,并对比处于不同发展阶段的国家在不同行业

特征下贸易便利化水平与出口贸易的差异性。

目前关于贸易便利化效应的研究,国外学者主要使用两种方法:引力模型法和 CGE 模型法。引力模型被广泛应用于国际贸易领域^[1],而将贸易便利化水平的提高与贸易成本的降低直接挂钩的 CGE 模型也被学者运用于贸易便利化的相关研究^[2]。国内早期对贸易便利化的研究还以定性分析为主^[3-6],但近年来,定量研究的文章不断增多,并且主要聚焦于贸易便利化的测度及其经济效益的评估^[7-10]。方晓丽等对中国和东盟各国的贸易便利化进行了研究,结果表明贸易便利化能够促进出口增长^[11]。张晓静等的研究则表明贸易便利化进程对国际贸易流量有着较为显著的影响^[12]。此外,国外学者 PERSSON 和 BEVERELL et al. 的研究表明贸易便利化不仅能够降低贸易成本,还能提高差异化产品的出口量,增加出口产品的多样性^[13-14]。由此可见,随着研究的深入,贸易便利化对出口的效应得以从实证的角度得到揭示。

贸易便利化主要通过交易成本、交易规模、商品多样性以及企业出口参与 4 个渠道对出口造成影响。在交易成本方面,2008 年亚洲开发银行对 226 家中国企业进行的调查表明,贸易便利化改革可以节约通关时间,从而帮助企业减少 1.14%—5.03% 的交易成本。沈铭辉基于上述调查做了进一步的研究,证实贸易便利化水平的提升将显著减少企业的交易成本^[15];盛斌对 WTO《贸易便利化协定》的研究表明,该协定的严格执行将降低低收入国家 16.51% 的贸易成本,中低收入国家为 17.42%,中高收入国家为 14.64%,OECD 国家约为 11.81%^[16]。在交易规模方面,FREUND et al. 对引力模型的估计表明一国互联网普及率提高 10.13% 可带来该国贸易流量约 1.16% 的增加^[1];WILSON et al. 对 APEC 国家的研究表明当成员国的贸易环境都达到当前平均便利化水平时,APEC 区域内部总贸易量的提升将超过 20.05%^[17];在对东南亚国家对外贸易的研究中,SHEPHERD et al. 发现贸易便利化水平的提高将显著促进这些国家的对外贸易^[18];国内的相关研究中,魏伟等发现“一带一路”沿线国家贸易便利

化水平的提升能够显著增加双边贸易流量^[19]。

在企业出口多样性方面,已有研究表明贸易便利化水平的提高可以降低市场准入门槛,从而显著增加出口商品的种类^[20-21]。涂远芬的研究表明,贸易便利化对出口产品多样化存在显著的影响,出口国贸易便利化水平提升 1.03%,出口产品多样化将平均提升 1.15%^[22]。在企业出口参与方面,由于一国贸易环境将直接影响该国出口企业的出口参与度和国际竞争力,因而贸易便利化将有助于促进一国企业国际贸易业务的开展^[23]。NORDÅS 指出,由于冗长繁杂的通关流程导致的交易时间延误会显著削弱企业参与出口市场的竞争力,因此贸易便利化将增加其在国际贸易中的参与能力^[24]。

尽管关于贸易便利化对出口影响的研究不断丰富,但目前的研究仍存在一些不足:一是贸易便利化水平的表征缺乏全面的指标体系,现有的实证研究普遍仅采用单一指标来反映贸易便利化水平,指标选取的片面性影响了研究结果的准确性;二是现有文献主要基于进口国或出口国的单一视角来衡量贸易便利化程度,鲜有同时考虑目的国和出口国贸易便利化水平的研究;三是国内关于贸易便利化对出口贸易影响的研究缺少基于行业异质性视角的分析。因此,本文尝试在以上 3 个方面做出改进,通过引入全面的贸易便利化指标体系,加入对行业异质性的考量,更系统地考察贸易便利化对出口贸易的影响。

基于上述分析,本文主要从以下 4 个方面研究贸易便利化对出口贸易的影响。第一,本文基于世界银行跨国企业调研数据,使用微观一级数据系统考察贸易便利化对出口贸易的影响。该数据库涉及到不同收入水平、不同地理位置的 65 个国家,克服了单个国家或地区的特殊性可能造成的研究结果的片面性。并且本文将样本进一步分为发达国家和发展中国家进行分组研究,以便对比贸易便利化对出口的影响在不同发展阶段国家之间的差异。第二,本文将出口国和目的国的贸易便利化水平同时纳入实证研究中,即研究出口国贸易便利化水平(STFI)和目的国贸易便利化水平(DTFI)的影响,此

外还将它们对出口的总影响分解成直接影响和间接影响进行更全面细致的解读。第三,本文从行业异质性视角,选取行业外部融资依赖度和行业合约密集度,对比分析出口国和目的国的贸易便利化水平对双边出口扩展边际和集约边际影响的行业差异。第四,在实证方法上,本文采用泊松伪最大似然估计方法(PPML)检验贸易便利化对出口的影响,以规避国际贸易流量的零值和异方差问题可能导致的结果偏差,并且对内生性问题进行处理,得出一致稳健的估计结果。

一、贸易便利化对出口的影响机理分析

(一) 基础模型

本节基于汪戎等的研究^[25],分析贸易便利化水平对于出口的影响。假定世界上有 i 个国家, $i = 1, 2, \dots, I$, 且 i 国有 N_i 个企业, 每个企业只生产一种特定种类的产品 ω 。那么, i 国将生产 N_i 种类别不同的产品。

对于消费者而言, i 国消费者的偏好满足 CES 效用函数, 函数形式为

$$U_i = \left[\int_{\omega \in \Omega} (q_{i\omega}^d)^\rho d\omega \right]^{1/\rho} \quad (1)$$

式中: U_i 为 i 国代表性消费者的效用; ω 为消费的连续商品; Ω 为 i 国消费的所有商品集合; $q_{i\omega}^d$ 为 i 国产品 ω 的消费量; ρ 是替代参数, 假设任意商品都能彼此相互替代, 则 $0 < \rho < 1$ 。

对于异质性企业而言, i 国企业 ω 生产产量为 $q_{i\omega}^s$ 所需的劳动量为

$$l_{i\omega} = f + \frac{q_{i\omega}}{\phi_{i\omega}} \quad (2)$$

式中: $l_{i\omega}$ 为 i 国企业 ω 生产产量为 $q_{i\omega}^s$ 时所需的劳动量; f 为各企业的固定成本 ($f > 0$); $q_{i\omega}^s$ 为 i 国企业 ω 生产产量; $\phi_{i\omega}$ 为 i 国企业 ω 的生产率, 反映了企业的生产技术水平。假定劳动的单位工资为 1, 则企业 ω 的生产成本为 $l_{i\omega}$ 。 i 国企业 ω 出口 j 国需支付的总成本包括生产成本、市场进入成本和贸易成本

$$C_{i\omega} = f + \frac{\tau_{ij} q_{i\omega}^s}{\phi_{i\omega}} + \frac{\lambda f_{i\omega^e}(\phi)}{g_{ij}^\gamma} \quad (3)$$

式中: $C_{i\omega}$ 为 i 国企业 ω 出口 j 国需支付的总成本; f 为企业的固定成本 ($f > 0$); τ_{ij} 为国家 i 出口产品到国家 j 的冰山运输成本系数, 当 $i = j$ 时, $\tau_{ij} = 1$, 当 $i \neq j$ 时, $\tau_{ij} > 1$; $q_{i\omega}^s$ 为 i 国企业 ω 生产产量, $\phi_{i\omega}$ 为 i 国企业 ω 的生产率; λ 为国外市场进入固定成本与国内进入固定成本的比值, $f_{i\omega^e}(\phi)$ 为国内市场进入固定成本, 于是 $\lambda f_{i\omega^e}(\phi)$ 为国外市场进入固定成本; g_{ij} 为 i, j 两国贸易便利化程度, 并且 $0 < g_{ij} \leq 1$, g_{ij} 越大, 表示贸易便利化程度越高, 固定贸易成本越小; γ 为贸易成本的贸易便利化弹性, 并且 $\gamma > 0$ 。

假设 i 国企业出口产品 ω 在 j 国市场的定价为 $p_{ij\omega} = \frac{\tau_{ij}}{\rho \phi_{i\omega}}$ 。因此均衡时, i 国企业 ω 从所有出口 j 国的产品获得的利润为

$$\pi_{ij\omega}(\phi_{i\omega}) = p_{ij\omega} q_{i\omega}^s - C_{i\omega} = (1 - \rho) \left(\frac{\tau_{ij}}{\rho \phi_{i\omega}} \right)^{1-\sigma} \cdot Y_j - f - \frac{\lambda f_{i\omega^e}(\phi_{i\omega})}{g_{ij}^\gamma} \quad (4)$$

式中: $\pi_{ij\omega}$ 为 i 国企业 ω 从所有出口 j 国的产品获得的利润; $\phi_{i\omega}$ 为 i 国企业 ω 的生产率; $p_{ij\omega}$ 为 i 国企业 ω 出口到 j 国的产品在 j 国的定价; $q_{i\omega}^s$ 为 i 国企业 ω 生产产量; $C_{i\omega}$ 为 i 国企业 ω 出口 j 国需支付的总成本; ρ 为替代参数; τ_{ij} 为国家 i 出口产品到国家 j 的冰山运输成本系数; $\bar{P} = [p_{i\omega}^{1-\sigma} d\omega]^{1/(1-\sigma)}$ 为国家 i 商品价格的综合指数; σ 为两种商品之间的替代弹性; Y_j 为国家 j 的总收入即总支出。

国家 i 对产品 ω 的需求量为 $q_{i\omega}^d = \frac{p_{i\omega}^{-\sigma} Y_i}{\bar{P}^{1-\sigma}}$ 。 i 国选择出口的临界生产率 ϕ_{ij} 由 $\pi_{ij\omega}(\phi_{i\omega}) = 0$ 决定, 根据式(4)可得

$$(1 - \rho) \left(\frac{\tau_{ij}}{\rho \phi_{i\omega}} \right)^{1-\sigma} Y_j = f + \frac{\lambda f_{i\omega^e}(\phi_{i\omega})}{g_{ij}^\gamma} \quad (5)$$

所以, 只有当出口利润 $\pi_{ij\omega}(\phi_{i\omega}) \geq 0$, 即 $\phi \geq \phi_{ij}$ 时, 企业才会选择出口。

由式(5)进一步有

$$\frac{\partial \phi_{ij}}{\partial g_{ij}} = \frac{\gamma \lambda f_{i\omega^e}(\phi_{ij})}{g_{ij}^{\gamma+1}} \left[1 / \left(\lambda g_{ij}^{-\gamma} f_{i\omega^e}'(\phi_{ij}) - (1 - \rho) \right) \right]$$

$$(\sigma - 1)Y_j \varphi_{ij}^{\sigma-2} \tau^{1-\sigma} (\rho \bar{P}_j)^{\sigma-1} \}] < 0 \quad (6)$$

这表明 i, j 两国的贸易便利化水平与 i 国企业出口 j 国的临界生产率成负相关关系。

假定企业生产率 ϕ 服从概率密度函数为 $h(\phi)$ 的随机分布,且其累积分布函数 $H(\phi)$ 对所有国家相同。因此, i 国出口到 j 国的企业数目 $N_j = \int_{\phi_{ij}}^{\infty} h(\phi) d\phi$ 。

对 g_{ij} 求导,得

$$\frac{\partial N_j}{\partial g_{ij}} = -h(\phi_{ij}) \frac{\partial \phi_{ij}}{\partial g_{ij}} > 0 \quad (7)$$

式中: N_j 为 i 国出口到 j 国的企业数目; g_{ij} 为 i, j 两国贸易便利化程度; $h(\phi)$ 为企业生产率 ϕ 的概率密度函数; ϕ_{ij} 为 i 国选择出口的临界生产率。贸易便利化水平与企业出口临界生产率负相关,即 $\frac{\partial \phi_{ij}}{\partial g_{ij}} < 0$ 。

因此,贸易便利化水平的提升有利于减少企业进出口贸易固定成本,降低企业出口临界生产率水平,进而促进更多的企业选择出口。

(二) 行业异质性的分析

1. 行业外部融资依赖度的影响

外部融资依赖度 (ED) 是衡量某一行业中的企业对外部融资依赖程度的指标,这一概念由 RAJAN et al. 于 1998 年提出,他们将外部融资依赖度定义为企业内部资金供给的缺口,即外部融资依赖度 = (经营性资本总支出 - 资本现金收入)/经营性资本总支出^[26]。该指标反映了在企业经营发展过程中需要通过外部融资来满足投资需求的比例,外部融资依赖度指数越大的企业对外部资金的依赖程度越高。

贸易便利化可以通过两个途径缓解出口商现金流紧张的状况:一是通过直接降低贸易成本,二是通过缩短运输和通关时间来提高过境效率从而提高企业的现金回流。一方面,贸易便利化水平的提升将有效降低融资成本和交易成本,提高资源配置效率,因此对外部资金依赖度较高的产业将发展更快、出口份额更高、贸易获利更大。另一方面,贸易便利化进程的推进可以加快产品的出关速度,从而缩短贸易周期,企业收回资金的时间也相应缩

短,因此,贸易便利化的提高将有利于外部融资依赖度高的企业资金流稳定,从而有助于其出口的增长。

同时,发展贸易便利化的主要对策包括适当的金融支持。BLACKBURN et al. 通过推导内生增长模型,证实了贸易便利化对于金融市场的发展具有推动作用^[27]。由于对外贸易涉及大量的资金流动、多样化的汇率安排和制度选择,出口商因此面临着汇率风险、利率风险、信用风险等多种风险。在贸易便利化改革的进程中,金融市场逐步完善,金融机构能为企业提供更有效的融资和风险防范服务,外部融资依赖度高的企业将从中受益,进而更好地参与出口市场^[28]。

此外,由于不同行业对外部融资依赖程度不同,因此贸易便利化会对一国出口结构产生影响。在资本或者技术密集型的行业,由于资金需求量大,企业内部积累的资金往往无法满足企业的经营发展需要,所以这类行业内的企业对外融资依赖度较高。而对外融资依赖度高的企业往往容易受到区域环境的影响,当该区域贸易便利化水平越高,资本密集型和技术密集型企业出口制成品的比例也就越高。高新技术企业对外部融资的依赖程度较高,一国或地区的贸易便利化水平的提高将更有利于这类行业的出口,进一步提高这些行业在总出口中的占比,因此,贸易便利化将有利于一国的出口结构优化。

2. 行业合约密集度的影响

交易是构成现代市场经济的必要元素,合约则是对交易过程产生至关重要影响的因素。由于交易过程存在不确定性,交易各方签约的合同无法涵盖所有事项,甚至有很多交易是在没有书面合同的情况下进行的。所以,合约具有不完全的性质,使得交易各方在履约时可能存在机会主义行为。因此,外部的制度环境就格外重要,完善的制度能够约束交易行为,为参与者提供确定的交易环境,进而促进企业的生产、投资及国际贸易等经济活动。

制度的完善不仅有利于降低贸易成本,促进贸易活动的开展^[29];还将促进一国的出口向技术复杂

度高以及中间投入品多的产品倾斜,并在这类产品的出口上形成比较优势^[30-33]。NUNN 指出制度完善的国家在合约密集型产品的出口上具有比较优势,因此这类产品在出口中占比更高^[34]。黄汉民等通过研究英国、美国、德国、日本等大国在经济崛起中的贸易政策取向,指出中国当前应加强对市场制度环境的改善,尤其是在合约执行、产权保护和腐败控制这 3 个方面^[35]。茹玉骢等证实合约实施效率对中国不同地区的产业出口规模和结构有显著影响^[36]。

合约密集度是衡量产品涉及合约关系程度的指标,该指标是产品生产过程中专有性中间投入品所占的比例。最终产品的生产需要专有性中间投入品越多,其生产商与众多中间品生产商之间就会签署较多的合约,而良好的制度环境能为这些合约关系提供充分的保障,增加生产、交易各方之间的信任,因此,制度质量的提高,将使一国在合约密集度强的产业出口上形成比较优势^[37]。此外,由于资本和技术密集型产业如高新技术产业是主要的合约密集型产业,制度环境的改善将提高该类行业产品的出口占比,有助于一国出口结构的优化。

贸易便利化指标涉及到对一个国家或者地区制度环境的评估,并且反映了政府的行政效率。贸易便利化水平高,意味着该国或地区执行书面合同方面的制度更加完善,贸易双方能便捷地通过政府解决发生争议后的不信任问题,因此为出口创造了更有利的条件。

二、计量模型、变量与数据

(一) 计量模型的构建

本文旨在考察出口国贸易便利化水平($STFI$)和目的国贸易便利化水平($DTFI$)对出口(EX)的影响,并且我们假设贸易便利化对出口的影响在外部融资依赖度更高、合约密集度更大的行业更加明显。

因此,本文构建如下的计量模型来进行实证分析,在这个模型中,我们聚焦于 $STFI$ 、 $DTFI$ 与行业

异质性(IH)指标(如外部融资依赖度或者合约密集度)的交叉项

$$EX_{ijst} = \exp(\beta_1 [\ln(STFI_{it-1}) IH_s] + \beta_2 [\ln(DTFI_{jt-1}) IH_s + \gamma_1 \ln(STFI_{it-1}) + \gamma_2 \ln(DTFI_{jt-1}) + \gamma_3 \ln(IH_s)] + \alpha_{ijt} + \alpha_{st}) \varepsilon_{ijst} \quad (8)$$

式中: EX_{ijst} 用于衡量在时间 t 出口国 i 在目的国 j 行业 s 的出口情况,如出口总规模、出口商数量、平均每个出口商的出口规模等; β_1 表示出口国贸易便利化水平对依赖外部融资(或者合约密集)行业出口的总体影响; $STFI_{it-1}$ 衡量出口国的贸易便利化水平; IH_s 代表行业异质性变量,如行业外部融资依赖度(ED_s)、合约密集度(CI_s)等; β_2 表示目的国贸易便利化水平对依赖外部融资(或者合约密集)行业出口的总体影响; $DTFI_{jt-1}$ 衡量目的国的贸易便利化水平; γ_1 表示出口国贸易便利化水平的变化对出口的影响程度; γ_2 表示目的国贸易便利化水平的变化对出口的影响程度; γ_3 表示行业异质性的变化对出口的影响程度; α_{ijt} 是时变的国家固定效应; α_{st} 是时变的行业固定效应; ε_{ijst} 是误差项。

本文通过时变的国家固定效应,来控制所有国家、国家对层面影响双边出口的因素,同时,通过时变的行业固定效应来控制所有影响出口的行业层面因素。这样就降低了遗漏变量偏差或者模型设定偏误的可能性。

$[\ln(STFI_{it-1}) IH_s]$ 和 $[\ln(DTFI_{jt-1}) IH_s]$ 交互项的系数 β_1 、 β_2 对应了贸易便利化水平对依赖外部融资(或者合约密集)行业出口的总体影响。例如,随着出口国的贸易便利化水平 $STFI$ 增加 $\Delta STFI$,高外部融资依赖(合约密集度大)行业出口变动相对于低外部融资依赖(合约密集度小)行业出口变动的比率为 $\exp(\beta_1 [IH_H - IH_L] \times \Delta STFI)$ 。因此, $STFI$ 对高度依赖外部融资行业的出口(EX)有更大的影响。我们预期 $\beta_1 > 0$, β_2 的符号不确定。

内生性是本文在对模型(8)进行回归时需要考虑的问题。本文研究的被解释变量出口贸易与解释变量贸易便利化水平这两者之间可能存在反向因果关系,即可能是贸易便利化促进了一国的出口贸易,

也可能是一国出口贸易的发展对贸易环境提出更高的要求,从而推动了本国贸易便利化水平的提高。

本文使用工具变量进行两阶段最小二乘估计(2SLS)来处理内生性问题,选取两个工具变量:其中一个借鉴于 HALL et al.,将一国到赤道的距离(LAT)^①选作贸易便利化水平的工具变量,他们认为一国到赤道的距离可以反映该国的制度受西方影响的大小,距离越近,影响越小,该国的制度越不完善,贸易便利化水平越低,反之亦然^[38];另一个工具变量 TFI_i^{IV} 则是参考 BEVERELLI et al. 的方法构建的^[39]

$$TFI_i^{IV} = \sum_j TFI_j \times SI_{ji} \quad (9)$$

式中: TFI_i^{IV} 为 i 国贸易便利化水平的工具变量; TFI_j 是 j 国贸易便利化水平的工具变量,且 $i \neq j$; SI_{ji} 是 i, j 两国的相似度指数。式(9)表明 i 国贸易便利化水平的工具变量是所有其他国家的贸易便利化水平以 i 国与各国相似度指数为权重的加权平均值。

BEVERELLI et al. 认为国家间的相似度与经济发展密切相关

$$SI_{ji} = 1 - \left\{ \frac{pcGDP_i}{pcGDP_i + pcGDP_j} \right\}^2 - \left\{ \frac{pcGDP_j}{pcGDP_i + pcGDP_j} \right\}^2 \quad (10)$$

式中: SI_{ji} 为 i, j 两国的相似度指数; $pcGDP_i$ ^② 为 i 国的人均国内生产总值; $pcGDP_j$ 为 j 国的人均国内生产总值。FLAM et al. 认为,人均 GDP 接近的国家,经济发展水平与结构更相似^[40]。经济发展相似的国家在制定包括贸易政策在内的制度时决策目标和预期实现路径也会趋近,因此,它们的贸易便利化水平也更接近。

在接下来的实证部分,本文将使用一国到赤道的距离(LAT)和 TFI_i^{IV} 这两个工具变量,运用两阶段最小二乘法来处理可能存在的内生性问题。

(二) 估计方法介绍

根据 SILVA et al. 的研究^[41],本文将采用泊松伪最大似然估计方法(PPML)进行实证分析。异方差问题普遍存在于国际贸易流量数据中,这一估计方法在存在异方差的情形下仍然能够得到一致性的估计结果。

此外,在实证研究中,我们经常遇到贸易流量为零的情况。EICHENGREEN et al. 的研究指出,直接将贸易流量零值删除将丢失重要的低水平贸易信息,进而导致实证结果出现严重的偏差^[42]。MICHAEL和 BURGER et al. 发现,在存在异方差的情况下,特别是当贸易数据的零值样本呈现非正态分布时,剔除零值所导致的偏差将更大^[43-44]。目前处理贸易流量零值的办法主要有3种:一是直接删除零值样本,例如使用 $\ln(EX)$ 的条件均值代替 EX 的条件均值来建模;二是对数据做简单的转化,比如在零值上加很小的值(比如 $\ln(EX + \text{constant})$);三是保留零值,在估计方法上做改进。鉴于零值是国际贸易中客观存在的事实,且 SILVA et al. 的研究发现,第一种和第二种处理方法在存在异方差并且样本中有大量零值时均表现不佳,故前两种方法均不是本文研究的最优选择。多方比较分析后发现,PPML 估计方法在模型因变量存在大量零值和异方差时,仍能对模型做出较好的估计^[45]。另外, GOURIEROUX et al. 和 WOOLDRIDGE 指出,即使被解释变量数值不是整数且不服从泊松分布,通过泊松伪最大似然估计(PPML)获得的估计结果仍然具有一致性^[46-47]。PPML 估计所具有的良好性质使其被广泛应用于国际贸易领域。

综合上述分析,本文在模型(8)中直接运用指数函数对 EX 的条件均值建模,并且保留零观察值,对于估计中零值和异方差引致的结果偏差,将通过运用 PPML 方法来规避。

(三) 样本选择与数据说明

1. 出口贸易数据

出口贸易数据来源于世界银行跨国企业调研数据库。该数据库涵盖了70个国家,本文取其与经济合作与发展组织(OECD)贸易便利化指标数据库所涵盖国家的交集,即两者共有的65个国家作为研究的总体样本、时间跨度为2010—2014年的数据。该

① 我们将一国纬度的绝对值除以90得到的处于[0,1]区间的数值作为该国到赤道的距离,其中一国的纬度数据来自 CEPII 数据库。

② 本文的人均国内生产总值 $pcGDP$ 数据来自全球竞争力指数 GCI。

数据库搜集了企业(出口商)层面的海关数据,包含出口国、年份、目的国、产品所属行业(HS2 位码)等信息,涵盖了出口总额、出口商数量、出口商规模等出口贸易数据。

2. 贸易便利化(TFI)数据

本文选用经济合作与发展组织 OECD 的贸易便利化指标(Trade Facilitation Indicators, TFIs)。该指标由 OECD 制定,涵盖了不同收入水平、地理区域和发展阶段的 163 个国家。该指标的测算基于已有数据库、公开资料以及调查问卷。TFIs 指标包括 11 个中级指标,每个中级指标又由下面几个到十几个详细指标加权求和计算得来。详细指标的取值范围从 0 到 2,其中 2 表示可以实现的最佳水平。具体如表 1 所示。

表 1 OECD 贸易便利化指标体系

序号	TFI 指标①	二级指标②
1	信息可利用性	贸易信息的发布,包括因特网上的信息;查询点
2	贸易商的参与	与贸易商的协商程度
3	事先裁定	行政部门事先向贸易商提出的关于进口时对特定货物的分类、原产地、估价方法等的声明,适用于此种情形的规则和程序
4	上诉程序	边境机构对行政决定提出上诉的可能性和方式
5	费用与收费	对进口和出口的费用及收费规定
6	单证类手续	贸易单证的简化度,与国际标准的统一度,复印件的接受度
7	自动化手续	数据的电子交换,边界程序的自动化,风险管理的运用
8	程序性手续	精简边界管制,所有所需文件的单点提交(单窗口),离职后审计,认可的经济经营者
9	边境机构的内部合作	国家各边境机构之间的合作,向海关当局的授权
10	边境机构的外部合作	与邻国和第三个国家的合作
11	治理与公正	海关结构和职能,问责制,道德政策

3. 行业异质性指标

(1)外部融资依赖度(ED)

本文关于不同行业的外部融资依赖度指标引用于 RAJAN et al.,将外部融资依赖度定义为,资本支出减去经营中产生的现金流之后除以资本支出^[26]。为了计算某一行业的外部融资依赖度,他们

利用 20 世纪 80 年代美国上市公司的数据,首先计算了该行业中每一个大型上市公司 1980 年代期间平均的外部融资依赖度,然后选取所有公司的中位数作为该行业的外部融资依赖度。该指标有效的关键假设是,由于一个行业对外部融资的需求在本质上与技术特点等行业特征相关,而这些行业特征与国家无关,因此不同国家的各行业外部融资依赖度是相似的。RAJAN et al. 使用美国公开交易公司的数据计算出的指标能够更准确地衡量各行业对外部融资的需求^[26]。

(2)合约密集度(CI)

本文关于不同产业的合约实施密集度指标是根据 NUNN 的数据加权平均得到的。NUNN 从具体的制度安排即合约实施入手,构建了一个测度产业合约密集度的指标,该合约密集度指标测度了专属性中间投入品的比例。一个最终产品的生产需要越多的专属性中间投入品,其生产商与众多中间品生产商之间就会签署较多合约,这种产品即为合约密集型产品^[34]。

RAJAN et al. 的外部融资依赖度指标^[26]以及 NUNN 的合约实施密集度指标都^[34]是以 ISIC 为行业分类标准,然而我们使用的出口贸易数据和贸易便利化数据都是按照 HS 的行业分类标准,因此,同时参照两者的分类细则,笔者制作了 ISIC 与 HS 的行业对照表。

(3)行业增加值(VA)

本文使用 2006 年的行业增加值作为衡量特定国家行业初始规模的指标。行业增加值数据来自于 CEPII 的 TradeProd 数据库,该数据库仍是按照 ISIC R2 的行业分类标准,涵盖了 26 个行业从 1980—2006 年的双边贸易、生产等数据。与行业异质性数据处理方法相同,本文对行业增加值也进行了从 ISIC 到 HS 的行业对照,并且为了得到更准确的研究结果,在下文的实证分析中我们采用与出口贸易数据库在时间上最接近的数据,即 2006 年各行

① TFI 总指标由 11 个中级指标加权求和得出。
② 二级指标由更细分指标加权求和得出。

业的增加值作为预置样本的初始值。虽然缺少时变性,但这一增加值仍然是衡量不同国家行业初始规模差异的良好指标。表 2、表 3 是本文选取变量及其描述性统计。

表 2 变量列表

变量	含义	数据来源
<i>EX</i>	出口总额	世界银行调研数据
<i>N</i>	出口商数量	世界银行调研数据
<i>STFI</i>	出口国贸易便利化水平	OECD
<i>DTFI</i>	目的国贸易便利化水平	OECD
<i>ED</i>	外部融资依赖度	文献[26]
<i>CI</i>	合约密集度	文献[34]
<i>VA</i>	行业增加值	CEPII 的 TradeProd 数据库

表 3 变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>EX</i>	423 593	11 400 000	253 000 000	0.00	58 300 000 000
<i>N</i>	634 073	15.63	76.43	0.00	7 050.00
<i>EX/N</i>	423 593	341 000	5 030 000	0.00	1 720 000 000
<i>ED</i>	583 330	0.11	0.25	-0.16	1.14
<i>CI</i>	583 330	0.53	0.17	0.34	0.89
<i>lnSTFI</i>	623 591	2.67	0.24	0.94	2.93
<i>lnDTFI</i>	226 458	2.61	0.31	0.94	2.93
<i>lnVA</i>	325 726	13.75	2.13	3.84	18.41
<i>lnDESTVA</i>	102 224	13.62	2.46	3.84	18.41

三、实证结果及分析

(一) 贸易便利化对出口的总体影响

1. 基础回归结果

表 4、表 5 列举了对式(8)进行回归的结果。其中,表 4 第(1)列是对贸易便利化指标与出口总规模之间关系的初步回归,从结果可看出,出口国和目的国的贸易便利化均能显著促进出口的增长。表 4 第(2)列是本文研究的基础回归,引入了贸易便利化指标与行业异质性指标的交叉项,并控制了时变的国家固定效应和行业固定效应,表 4 第(2)列中,贸易便利化水平与外部融资依赖度的交叉项系数在 1% 的水平上显著为正,表明 *STFI* 和 *DTFI* 的提高都会促进外部融资依赖度高的行业的出口规模增加。同理,表 5 第(2)列对合约密集度这一

表 4 贸易便利化、外部融资依赖度与

出口总规模基础回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	初步回归	基础回归	内生性检验
$\ln(STFI) * ED$		4.492 *** (0.314)	13.085 *** (1.923)
$\ln(DTFI) * ED$		1.909 *** (0.322)	5.141 *** (0.495)
<i>lnSTFI</i>	2.627 *** (0.159)	2.238 *** (0.090)	5.162 *** (0.090)
<i>lnDTFI</i>	2.983 *** (0.124)	2.680 *** (0.099)	1.524 *** (0.185)
<i>ED</i>	-1.297 (0.836)	-0.317 (0.613)	-5.741 *** (0.864)
Kleibergen-Paap rk LM statistic(p-value)			1 376.606 *** (0.000)
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic(p-value)			529.240 *** (0.000)
Hansen-J statistic(p-value)			0.052 (0.820)
国家固定效应	yes	yes	yes
行业固定效应	yes	yes	yes
Observations	70 362	139 153	85 862

注:括号内为稳健标准误,***、**和* 分别表示估计系数通过 1%、5%、10% 的显著性水平检验。

表 5 贸易便利化、合约密集度与出口

总规模基础回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	初步回归	基础回归	内生性检验
$\ln(STFI) * CI$		4.633 *** (0.424)	8.233 *** (1.216)
$\ln(DTFI) * CI$		3.483 *** (0.601)	3.458 *** (0.740)
<i>lnSTFI</i>	2.627 *** (0.159)	2.307 *** (0.093)	5.131 *** (0.107)
<i>lnDTFI</i>	2.983 *** (0.124)	2.693 *** (0.090)	1.772 *** (0.164)
<i>CI</i>	1.374 (0.885)	-0.202 (1.173)	5.904 *** (0.918)
Kleibergen-Paap rk LM statistic(p-value)			6 962.632 *** (0.000)
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic(p-value)			3 496.984 *** (0.000)
Hansen-J statistic(p-value)			0.476 (0.490)
国家固定效应	yes	yes	yes
行业固定效应	yes	yes	yes
Observations	70 362	139 153	85 862

注:括号内为稳健标准误,***、**和* 分别表示估计系数通过 1%、5%、10% 的显著性水平检验。

行业特性的回归结果,也表明 $STFI$ 和 $DTFI$ 的提高都能对合约密集度大的行业的出口起到显著促进作用。此外,不论是基于外部融资依赖度还是合约密集度,出口国的贸易便利化指标与其交叉项所得的估计系数均大于目的国的估计系数,这说明相较于目的国,出口国贸易便利化水平的提高将更大程度地促进外部融资依赖度高、合约密集度大的行业的出口。表 5 第(3)列是使用一国到赤道的距离(LAT)和(TFI_i^{IV})作为贸易便利化的两个工具变量进行回归的结果,关键解释变量的系数仍然显著为正,与第(2)列的基础回归结果一致,也说明了结果的稳健性。

表 4、表 5 的实证结果与本文预期相符,出口国和目的国贸易便利化水平的提高都能对外部融资依赖度高(如塑料制品、电气工业、机械制造、运输设备制造、木材家具、橡胶制品等)、合约密集度大(如运输设备制造、机械制造、电气工业、饮料、纺织服装、橡胶制品等)的行业的出口产生正向、显著的总体影响,并且出口国贸易便利化产生的效果比目的国的更大。现实中,外部融资依赖度高、合约密集度大的行业主要体现为资本和技术密集型行业,如高新技术产业,因此,一国或地区的贸易便利化水平的提高更有利于资本和技术密集型行业的出口,进一步提高这些行业在总出口中的占比。所以,贸易便利化对一国的出口增长和出口结构的优化有着显著的推动作用。

2. 稳健性检验

表 6、表 7 中第(1)一(3)列分别是通过变更估计方法、剔除极端值以及使用替代的贸易便利化指标对式(8)进行的稳健性检验。

在第(1)列中,我们使用混合泊松伪最大似然法对式(8)进行回归。在估计中,我们不再控制国家的固定效应,但仍然控制了出口国和目的国的人口、GDP、人均 GDP、市场规模、贸易税等因素。虽然相对于基础回归, $STFI$ 、 $DTFI$ 与 $ED(CI)$ 交叉项的回归系数有所增大,但这些系数仍然在 1% 的水平上显著为正,与本文之前的结论一致。在第(2)列中,我们分别剔除了行业特性最高、最低($ED = -0.16$,

表 6 稳健性检验(按行业外部融资依赖度)

变量	(1)	(2)	(3)
	混合估计	剔除极端值	替代检验
$\ln(STFI) * ED$	5.630 *** (0.913)	7.641 *** (0.661)	
$\ln(DTFI) * ED$	2.231 *** (0.602)	2.346 *** (0.541)	
$\ln STFI$	0.358 (0.619)	2.233 *** (0.130)	
$\ln DTFI$	2.741 *** (0.683)	2.726 *** (0.111)	
ED	-0.739 (0.886)	-2.341 *** (0.839)	-0.179 (0.618)
$\ln(STFI) * ED$			1.911 *** (0.189)
$\ln(DTFI) * ED$			1.168 *** (0.238)
$\ln STFI$			0.844 *** (0.052)
$\ln DTFI$			1.506 *** (0.067)
国家固定效应	no	yes	yes
行业固定效应	no	yes	yes
Observations	139 153	87 293	136 781

注:括号内为稳健标准误,***、**和*分别表示估计系数通过 1%、5%、10% 的显著性水平检验。

$ED = 1.14$; $CI = 0.34$, $CI = 0.89$) 的行业,回归系数只在大小上有所变化,依然证实了 $STFI$ 和 $DTFI$ 对外部融资依赖度高或者合约密集度大的行业的出口影响是正向和显著的。在第(3)列中,我们使用手续自动化程度作为衡量贸易便利化程度的替代指标,来检验上述回归结果是否仍然成立,虽然回归系数有所减小,但符号、显著性均与基础回归保持一致,表明 $STFI$ 和 $DTFI$ 对外部融资依赖度高、合约密集度大行业的出口有显著促进作用,这一研究结果比较稳健。

(二) 贸易便利化对出口影响的分组分析

贸易便利化对不同国家贸易的影响效果不同,那么不同发展阶段的国家在不同行业特征下的贸易便利化水平与出口贸易的关系上有何差异? 为了回答这一问题,本文将按照世界银行的标准,借鉴

表 7 稳健性检验(按行业合约密集度)

变量	(1)	(2)	(3)
	混合估计	剔除极端值	替代检验
$\ln(STFI) * CI$	5.497 *** (1.239)	7.708 *** (0.813)	
$\ln(DTFI) * CI$	3.896 *** (1.000)	4.340 *** (0.949)	
$\ln STFI$	0.427 (0.635)	2.387 *** (0.149)	
$\ln DTFI$	2.762 *** (0.672)	2.809 *** (0.106)	
CI	-0.845 (1.668)	0.011 (0.900)	-0.112 (1.179)
$\ln(STFI_t) * CI$			2.303 *** (0.273)
$\ln(DTFI_t) * CI$			1.759 *** (0.416)
$\ln STFI_t$			0.881 *** (0.053)
$\ln DTFI_t$			1.531 *** (0.064)
国家固定效应	no	yes	yes
行业固定效应	no	yes	yes
Observations	139 153	87 293	136 781

注:括号内为稳健标准误,***、**和*分别表示估计系数通过1%、5%、10%的显著性水平检验。

曹标等的做法^[48],把65个样本国家分为低、中等、高收入国家3类^①,并进一步将低收入和中等收入国家归类为发展中国家,高收入国家归类为发达国家,出口国和目的国按照发达-发达、发达-发展、发展-发达以及发展-发展的国家对分别进行回归分析,表8、表9分别报告了4个子样本的回归估计结果。

1. 行业外部融资依赖度视角的研究

我们根据表8的结果对外部融资依赖这一行业特性进行分析。当出口国和目的国都是发达国家时, $STFI$ 、 $DTFI$ 的提高对外部融资依赖度高的行业的出口影响小且并不显著,可能的原因是:发达国家金融自由化程度较高,金融发展水平也较高,企业因此有更多可供选择的融资方式,在出口时面临的资金压力相对较小,更加便利的贸易环境起到的促进作用相对来说没那么重要。当出口国或者目的国中有发展中国家时,发展中国家贸易便利化水

表 8 分组回归结果(按行业外部融资依赖度)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	发达-发达	发达-发展	发展-发达	发展-发展
$\ln(STFI) * ED$	0.075 (1.328)	0.640 (0.700)	6.772 *** (0.752)	4.355 *** (0.400)
$\ln(DTFI) * ED$	0.385 (0.704)	1.666 *** (0.339)	1.193 (0.883)	1.192 *** (0.302)
$\ln STFI$	6.445 *** (0.565)	1.118 *** (0.318)	1.472 *** (0.173)	1.696 *** (0.097)
$\ln DTFI$	4.011 *** (0.264)	2.413 *** (0.110)	1.583 *** (0.240)	0.722 *** (0.090)
ED	0.262 (0.810)	0.473 (0.873)	3.054 *** (1.139)	-1.581 *** (0.511)
国家固定效应	yes	yes	yes	yes
行业固定效应	yes	yes	yes	yes
Observations	13 548	25 392	30 036	70 177

注:括号内为稳健标准误,***、**和*分别表示估计系数通过1%、5%、10%的显著性水平检验。

表 9 分组回归结果(按行业合约密集度)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	发达-发达	发达-发展	发展-发达	发展-发展
$\ln STFI * CI$	2.551 (2.537)	2.361 * (1.284)	5.150 *** (0.784)	6.513 *** (0.545)
$\ln DTFI * CI$	1.088 (1.447)	2.924 *** (0.572)	4.068 *** (1.563)	1.483 ** (0.644)
$\ln STFI$	6.268 *** (0.541)	1.013 *** (0.281)	0.990 *** (0.172)	1.915 *** (0.098)
$\ln DTFI$	3.978 *** (0.222)	2.448 *** (0.107)	1.522 *** (0.240)	0.781 *** (0.091)
CI	0.140 (1.567)	0.791 (1.659)	6.041 *** (2.178)	-2.891 *** (0.976)
国家固定效应	yes	yes	yes	yes
行业固定效应	yes	yes	yes	yes
Observations	13 548	25 392	30 036	70 177

注:括号内为稳健标准误,***、**和*分别表示估计系数通过1%、5%、10%的显著性水平检验。

平的提高能够显著地促进外部融资依赖度高的行业的出口增长,因为发展中国家一个显著的特点是

① 将新西兰、斯洛文尼亚、丹麦、瑞典、德国、葡萄牙、西班牙、比利时、智利、克罗地亚、挪威、爱沙尼亚、科威特归为高收入国家;将南非、马其顿、泰国、哥伦比亚、哥斯达黎加、巴西、墨西哥、保加利亚、阿尔巴尼亚、秘鲁、毛里求斯、罗马尼亚、土耳其、博茨瓦纳、约旦、厄瓜多尔、多米尼加共和国、乌拉圭、黎巴嫩、加蓬归为中等收入国家;将摩洛哥、危地马拉、萨尔瓦多、尼加拉瓜、塞内加尔、巴基斯坦、玻利维亚、吉尔吉斯共和国、斯里兰卡、肯尼亚、卢旺达、巴拉圭、喀麦隆、孟加拉国、赞比亚、埃塞俄比亚、格鲁吉亚、埃及、坦桑尼亚、马里、乌干达、布基纳法索、马达加斯加、柬埔寨、斯威士兰、科特迪瓦、尼泊尔、缅甸、马拉维、老挝、尼日尔、也门归为低收入国家。

金融自由化程度有待进一步提高,企业外部融资主要来自于银行贷款,尤其是这些国家中从事出口贸易的民营企业、中小企业普遍有较大的资金需求,但由于信贷政策、自身信用度等因素影响而面临更大的资金压力,而贸易环境的改善有助于减少出口成本以及加快资金回流,因此当 $STFI$ 提高时,这些国家内部企业的出口活动就能够更加顺利地开展。特别地,在出口国是发展中国家、目的国是发达国家这一双边贸易情形中,处于发展阶段的出口国贸易便利化对出口产生的正向影响是最大的,贸易便利化水平每提高 1.01%,将推动出口规模增长 6.77%。对这一结果的解释是:由于我们已经发现 $STFI$ 提升对出口的促进作用比目的国大得多,发展中国家 $STFI$ 的提高既降低了交易成本也缩短了资金回流周期,有效缓解了处于外部融资依赖度高的行业出口企业的资金压力,而目的国是金融自由化程度较高的发达国家,此时出口商在出口地和目的地都处于有利的条件,因此 $STFI$ 的提高对出口的促进效果得到了最大化。当出口国为发展中国家时,与基础回归中的结论相似, $DTFI$ 的提高也能够促进外部融资依赖度高的行业出口增长,但起到的作用比 $STFI$ 小。

2. 行业合约密集度视角的研究

接下来,我们根据表 9 的回归结果对行业合约密集度这一特性进行分析。当出口国和目的国都是发达国家时, $STFI$ 、 $DTFI$ 的提高对合约密集型行业的出口影响并不显著。当出口国或者目的国中存在发展中国家时, $STFI$ 、 $DTFI$ 的提高对合约密集型行业的出口均具有显著的促进作用。原因是,不同于制度环境较为完善的发达国家,大多数发展中国家制度建设相对不完善,会对企业的国际贸易比较优势、出口动机决策和出口方式产生不利的影响。而贸易环境的改善包括合约实施、产权保护等在内的市场制度的完善,能够有效地降低贸易成本、形成比较优势,这些国家中合约密集型行业的出口将因此受益。当出口国为发展中国家时,与基础回归中的结论一致, $DTFI$ 的提高也能够促进合约密集型行业的出口增长,但起到的作用不及 $STFI$ 。

综上所述,贸易环境的改善对企业出口的影响在不同发展阶段的国家组之间存在显著差异。

(三) 贸易便利化对企业出口集约边际和扩展边际的影响

1. 行业外部融资依赖度视角的研究

表 10 检验了不同外部融资依赖度的行业中,贸易便利化对企业出口不同边际的影响。第(2)(4)(6)(8)列中进一步加入了出口国和目的国的初始行业增加值(VA)进行考察。

第(1)(2)列报告了 $STFI$ 、 $DTFI$ 对出口总额影响的回归估计结果。第(1)列表明出口国、目的国的贸易便利化对外部融资依赖度高的行业的出口总额具有正向显著的作用;第(2)列显示,当加入行业初始规模项后,出口国交叉项的系数变小并且统计不显著,目的国交叉项的系数变小,但前后两个系数之差 Difference S 和 Difference D 是显著为正的。对比第(1)(2)列可以发现, $STFI$ 、 $DTFI$ 对外部融资依赖度高的行业出口总额有着显著为正的影响,并且这种影响在很大程度上归因于贸易便利化对出口国、目的国行业增长的促进作用。

第(3)(4)列报告了 $STFI$ 、 $DTFI$ 对扩展边际第一个方面——出口参与的影响。第(3)列表明 $STFI$ 的提高将显著促进外部融资依赖度高的行业内的企业参与到出口中,而 $DTFI$ 的提高则对这些企业进入到目的国市场影响不显著。对比第(3)(4)列,我们发现 $STFI$ 对出口参与显著的促进作用主要是通过降低成本、缩短交易时间的直接效应产生的,这与进入出口市场需要大量的前期沉没成本,而贸易便利化有效地缓解了外部融资依赖度高企业资金紧张问题的事实相吻合。

第(5)(6)列列举了 $STFI$ 、 $DTFI$ 对扩展边际第二个方面——出口商数量的影响。与出口总额的影响相似, $STFI$ 、 $DTFI$ 对外部融资依赖度高的行业出口扩展边际的影响大且显著为正,并且这种影响在很大程度上是因为贸易便利化对出口国行业增长的促进作用。贸易便利化主要通过促进出口国企业生产技术的发展,进而带来生产率的提高,间

表 10 企业出口扩展和集约边际回归结果(按行业外部融资依赖度)

变量	出口总额		出口参与(=0/1)		出口商数量		平均出口额	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lnSTFI * ED	4.492 *** (0.314)	0.503 (0.590)	0.880 *** (0.107)	0.607 ** (0.308)	3.365 *** (0.182)	1.148 *** (0.365)	1.166 *** (0.278)	1.091 (0.683)
lnDTFI * ED	1.909 *** (0.322)	0.906 * (0.489)	-0.098 (0.080)	-0.414 (0.216)	0.608 *** (0.140)	-0.620 *** (0.180)	1.110 *** (0.272)	1.071 *** (0.280)
lnVA		0.632 *** (0.025)		0.211 *** (0.021)		0.652 *** (0.012)		0.017 (0.030)
lndestVA		0.520 *** (0.021)		0.139 *** (0.018)		0.226 *** (0.008)		0.282 *** (0.021)
lnSTFI	2.238 *** (0.089)	-0.138 (0.200)	0.671 *** (0.076)	0.093 (0.152)	3.113 *** (0.041)	0.307 *** (0.097)	0.403 *** (0.085)	0.422 (0.269)
lnDTFI	2.680 *** (0.099)	0.383 ** (0.182)	0.427 *** (0.070)	0.082 (0.118)	1.293 *** (0.033)	0.746 *** (0.058)	1.060 *** (0.067)	0.806 *** (0.118)
ED	-0.317 (0.613)	7.468 *** (0.877)	0.855 *** (0.123)	3.978 *** (0.327)	4.079 *** (0.194)	10.115 *** (0.306)	-3.386 *** (0.446)	-0.849 (0.701)
Difference S		3.989 ***		0.273		2.217 ***		0.075 ***
Difference D		1.003 ***		0.316		1.228 ***		0.039 **
国家固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
行业固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	139 153	40 392	204 398	56 148	204 398	56 148	139 153	40 392

注:(1)括号内为稳健标准误。***、**和*分别表示估计系数通过1%、5%、10%的显著性水平检验。(2)VA行业增加值,预置样本2006年的行业增加值被用于所有年份。

接推动了出口商数量的增长。企业生产率对于企业的出口行为具有自我选择效应,只有高生产率的企业才能支付高昂的出口固定成本,从而致力于出口活动^[49-50]。因此,STFI带来的企业生产率的提高将吸引更多企业进入出口市场,间接推动了出口商数量的增长。

第(7)(8)列列举了STFI、DTFI对集约边际——出口商平均出口规模的影响。第(7)列表明STFI、DTFI对出口集约边际的影响都显著为正;对比第(7)(8)列的回归系数,可以发现DTFI主要是通过降低成本、缩短交易时间等直接效应促进了外部融资依赖度高的行业的出口商平均出口规模增加。

总体来看,STFI、DTFI对外部融资依赖度高的行业出口具有显著正向的影响,并且这种影响主要是通过促进行业增长的间接效应来促进出口总额、出口商数量的增长;对于外部融资依赖度高的行业内企业的出口参与决策,STFI主要通过降低成本、

缩短交易时间的直接效应来促进企业进入到出口市场,而DTFI的提高则对这些企业进入目的国市场的影响不显著。

2. 行业合约密集度视角的研究

在表11中,我们使用另一个行业异质性指标——合约密集度进行实证研究,运用与表10相似的分析方法,我们探讨贸易便利化对不同合约密集度行业出口不同边际的影响。

对比第(1)(2)列对出口总额的考察,在第(2)列中我们加入行业初始规模项后,STFI交叉项回归系数仍显著为正,但数值大幅减小,而DTFI交叉项回归系数不显著,且前后系数之差Difference S和Difference D数值大且显著,表明STFI、DTFI主要通过促进行业增长的促进来推动合约密集型行业的出口。一方面,贸易便利化水平的提高有利于企业进口更多种类的中间投入品,从而促进企业自身生产率的提高;另一方面,贸易便利化可以加速国外高技术含量中间投入品的进入,从而替代本国投入

表 11 企业出口扩展和集约边际回归结果(按行业合约密集度)

变量	出口总额		出口参与(=0/1)		出口商数量		平均出口额	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lnSTFI * CI	4.633 *** (0.424)	1.817 * (0.986)	1.172 *** (0.135)	-0.006 (0.375)	3.104 *** (0.260)	2.775 *** (0.705)	1.872 *** (0.384)	1.431 * (0.745)
lnDTFI * CI	3.483 *** (0.601)	-0.940 (1.009)	0.234 ** (0.093)	0.033 (0.246)	1.537 *** (0.231)	-0.272(0.298)	0.162 (0.426)	-1.622 *** (0.543)
lnVA		0.632 *** (0.025)		0.216 *** (0.020)		0.650 *** (0.011)		0.072 ** (0.029)
lndestVA		0.519 *** (0.021)		0.136 *** (0.018)		0.224 *** (0.008)		0.311 *** (0.021)
lnSTFI	2.307 *** (0.093)	-0.125 (0.195)	0.668 *** (0.076)	0.016 (0.138)	3.278 *** (0.041)	0.266 *** (0.097)	0.452 *** (0.077)	0.627 ** (0.262)
lnDTFI	2.693 *** (0.090)	0.370 ** (0.176)	0.428 *** (0.069)	0.110 (0.115)	1.287 *** (0.033)	0.691 *** (0.062)	1.037 *** (0.070)	-0.718 *** (0.113)
CI	-0.202 (1.173)	13.979 *** (1.664)	1.610 *** (0.233)	7.589 *** (0.615)	8.061 *** (0.370)	19.204 *** (0.584)	-6.306 *** (0.853)	0.111 (1.321)
Difference S		2.816 ***		1.178 ***		0.329 ***		0.441 ***
Difference D		4.423 ***		0.201 **		1.809 ***		1.784 **
国家固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
行业固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	139 153	40 392	204 398	56 148	204 398	56 148	139 153	40 392

注:(1)括号内为稳健标准误,***、**和*分别表示估计系数通过1%、5%、10%的显著性水平检验。(2)VA行业增加值,预置样本2006年的行业增加值被用于所有年份。

品,所带来的技术溢出效应将产生更高的经济产出。因此,STFI和DTFI通过中间投入品贸易影响行业增长,进一步促进合约密集型行业的出口总额。

第(3)(4)列列举了对扩展边际第一个方面——出口参与的影响。第(3)列表明STFI的提高将显著促进合约密集度大的行业内企业参与出口市场,而DTFI的提高对此的影响虽显著但程度较小。对比第(3)(4)列,我们同样发现STFI、DTFI的提高有利于合约密集型行业中的企业进入出口市场主要是通过促进行业增长的间接效应来实现的。

从第(5)(6)列中我们发现,STFI主要通过直接效应、DTFI主要通过间接效应对合约密集型行业的出口商数量增长起到了推动作用。主要原因在于:STFI的改善,包括出口国对合约实施制度环境的优化,为合约密集型行业的企业出口创造更有利的条件,直接推动了合约密集型行业出口商数量的增长;DTFI则通过降低企业中间投入品成本,促进相关产业产值的增长,进而间接推动了合约密集型

行业出口商数量的增长^[51]。第(7)(8)列报告了基于出口商平均出口额的检验,只有STFI的影响是显著的,且该影响很大程度归因于其对合约密集型行业的直接效应,即通过降低出口贸易成本来增加出口商的平均出口规模。

总之,对于合约密集型行业的出口总额、出口参与决策的显著促进作用,STFI、DTFI主要是通过促进行业增长的间接效应来实现的;此外,STFI主要通过直接效应、DTFI主要通过间接效应对合约密集型行业的出口商数量增长起到了推动作用;而对于出口商平均出口额,DTFI的影响不明显,STFI主要通过降低出口贸易成本的直接效应对出口商平均出口规模产生正向影响。

四、中国加入 CPTPP 的机遇与挑战

《全面与进步跨太平洋伙伴关系协定》(Com-

prehensive and Progressive Agreement for Trans-Pacific Partnership, CPTPP)的前身是《跨太平洋伙伴关系协定》(Trans-Pacific-Partnership Agreement, TPP)。TPP 先前由美国主导,在美国宣布退出 TPP 之后,剩下的 11 国开始寻找 TPP 的替代品,之后在日本的主导和推动下,由日本、加拿大、澳大利亚、智利、新西兰、新加坡、文莱、马来西亚、越南、墨西哥和秘鲁等 11 国签订的新自由贸易协定 CPTPP 应运而生。CPTPP 保留了许多 TPP 中的条款,并搁置了一些具有争议的 TPP 条款,这些被搁置的条款大多是美国主导下提出的条款。美国的退出改变了 TPP 的结构,这些改变给了中国更多的动机去加入 CPTPP。由于中国坚持深化改革,扩大开放,中国的制度环境与 CPTPP 的要求正在逐步缩小。在内外条件同时向好的情况下,中国于 2021 年 9 月 16 日向 CPTPP 提交了申请加入的书面信函。加入 CPTPP,中国需要迎接机遇,克服挑战,让加入 CPTPP 成为促进中国对外贸易的有效手段,从而助力中国更多地参与全球贸易治理体系建设。

中国此时加入 CPTPP 面对着许多的机遇。第一,对于中国自身而言,中国加入 CPTPP 有利于推动中国制度进一步发展完善。中国加入世界贸易组织 20 年来的经验表明,要加入一个高标准的协定,中国自身必然会不断完善自身制度。制度完善的过程会改善中国的贸易环境,提高中国贸易便利化程度,从而有效地降低贸易成本,形成比较优势。第二,加入 CPTPP 有利于中国参与全球贸易治理体系建设,不同于之前存在的一些高标准自贸协定,例如《美墨加自贸协定》等,CPTPP 的成员国中既有大国也有小国,既有社会主义国家也有资本主义国家,既有发展中国家也有发达国家,CPTPP 的多样性促成了它的包容性,这使得中国加入 CPTPP 能更好地参与到全球贸易治理体系建设中,能拥有更多的主动性与更大的话语权^[52]。第三,中国加入 CPTPP 能够增加中国对外开放程度,CPTPP 会带来更大的贸易量与更低的贸易壁垒,从而提高中国对外贸易在国际上的影响力,也能给中国带来巨大的经济收益。

中国加入 CPTPP 也面临着许多挑战,一是美国带来的不确定性,中美贸易摩擦的焦点之一就是美国指控中国侵犯知识产权,虽然中国经济发展与改革开放取得了巨大成功,但是中国部分产业现在仍处于全球价值链中低端位置。面对美国这一个极具政治意图的指控,中国更需要促进企业技术创新,优化产业结构,全面提高自身在全球价值链分工中的位置。这需要中国进一步提高贸易便利化水平,发挥贸易便利化对一国的出口增长、出口结构优化产生的显著的推动作用。二是中国需要获得所有成员国的同意才能加入 CPTPP,即使不考虑美国潜在的政治影响,其他 CPTPP 的 11 个成员国也会考虑中国的加入对于他们的影响。中国需要让 CPTPP 成员国看到中国为了对标 CPTPP 规则所做出的努力,也需要跟目前不支持中国加入 CPTPP 的国家沟通交流,争取获得这些国家的支持。

中国申请加入 CPTPP 让世界看到了中国对 CPTPP 标准的认可,也让世界看到了中国实施这些标准的决心。中国将大力推动制度改革,继续推动贸易的自由化与便利化,以适应国际化发展的制度要求。

本文研究揭示的贸易便利化对异质性行业出口的差异性影响,不仅在一定程度上丰富了国内关于贸易便利化的经验研究,也能为中国加入 CPTPP 促进出口的增长与可持续发展提供政策建议。各国政府应认识到贸易便利化对出口的重要性,在相关政策制定中,除了着力于消除贸易壁垒、降低关税等硬环境的改善,还要在贸易便利化的软环境建设上下功夫。贸易便利化会通过降低贸易成本和缩短运输、通关时间影响外部融资度高的行业,所以,政府应加强基础设施建设,在提升港口、航空和陆路三大硬件基础设施建设的同时,重视软件基础设施的投入。中国的基础设施建设能力处于全球前列,能为 CPTPP 成员国提供直接的助益。特别是伴随着近年来无纸贸易的大力推广,各国应重视互联网建设,降低网络使用成本,促进电子商务的发展。在简化海关程序和手续方面,政府可通过通关无纸化和部门协同化来实现更高的通关效率。中

国也正在申请加入《数字经济伙伴关系协定》(DEPA),未来在这些方面也将极大促进贸易便利化。此外,一个国家或者地区制度环境的优化,能为合约密集型行业的出口创造更有利的条件,所以中国可以加入 CPTPP 作为契机,进一步强化管理职能,规范和完善其制度环境,建立健全与贸易和知识产权保护相关的法律法规,进一步提高政策法规的透明度,在构建双循环新发展格局的基础上,持续推动贸易自由化与便利化。

五、结语

本文使用世界银行 2010—2014 年出口国 - 目的国双边出口数据,研究出口国贸易便利化水平和目的国贸易便利化水平对出口的影响,以及这些影响在异质性行业是否存在差异。研究发现,出口国和目的国的贸易便利化水平是影响双边出口扩展边际和集约边际的关键因素,尤其是在外部融资依赖度高或者合约密集度大的行业。出口国、目的国贸易便利化水平的提高都将直接或者间接地促进高外部融资依赖、合约密集型行业的出口增长。

本文主要的研究结论有:

第一,出口国和目的国贸易便利化水平的提高都能对外部融资依赖度高、合约密集度大的行业出口产生正向、显著的影响,并且出口国贸易便利化产生的效果比目的国的更大。由于外部融资依赖度高、合约密集度大的行业主要体现为资本和技术密集型的行业,如高新技术产业,因此,贸易便利化对一国的出口增长、出口结构优化有着显著的推动作用。

第二,贸易环境的改善对企业出口的影响在不同发展阶段的国家组之间存在差异。当出口国和目的国都是发达国家时,出口国贸易便利化水平、目的国贸易便利化水平的提高对外部融资依赖度高或者合约密集型行业内企业出口行为的影响并不显著;当出口国或者目的国中有发展中国家时,发展中国家的贸易便利化水平的提高能够显著地促进外部融资依赖度高的行业内企业的出口增长;

而出口国贸易便利化水平、目的国贸易便利化水平两者的提高对合约密集型行业内企业的出口均具有显著的促进作用;当出口国为发展中国家时,与基础回归一致,目的国贸易便利化水平的提高也能够促进外部融资依赖度高或者合约密集型行业的出口增长,但起到的作用比出口国贸易便利化水平小。

第三,出口国贸易便利化水平、目的国贸易便利化水平对外部融资依赖度高的行业出口有显著正向的影响,主要是通过促进行业增长的间接效应来促进出口总额、出口商数量的增长;对于外部融资依赖度高的企业出口参与决策,出口国贸易便利化水平主要通过降低成本、缩短交易时间的直接效应来促进企业进入到出口市场,而目的国贸易便利化水平的提高则对这些企业进入到目的国市场影响不显著;对于合约密集型行业的出口总额、出口参与决策的显著促进作用,出口国贸易便利化水平、目的国贸易便利化水平主要是通过促进行业增长的间接效应来实现的;此外,出口国贸易便利化水平主要通过直接效应、目的国贸易便利化水平主要通过间接效应对合约密集型行业的出口商数量增长起到了促进作用;而对于出口商平均出口额,目的国贸易便利化水平的影响不明显,出口国贸易便利化水平主要通过降低出口贸易成本的直接效应产生正向影响。

当今国际形势下,机遇与挑战并存,中国以开放包容、互利共赢的心态申请加入 CPTPP,寻求新形势下的合作与发展。面对单边主义和贸易保护主义的抬头,中国积极推进高质量自贸区建设,而贸易便利化就是自贸区发展的必然之举,共赢的应有之义。贸易便利化的推动不仅能够激发国内国际两个市场的活力,助力双循环新发展格局的形成,还能改善中国投资环境,吸引外商投资,从而成为贸易自由化的一个新推动力、中国经济的一个新增长点。

受单边主义与保护主义的冲击,当前全球贸易大幅放缓,贸易便利化成为各国政府和国际经济组织探寻贸易持续平稳增长的新途径。本文从行业

异质性的角度研究分析了贸易便利化对出口贸易的影响,探究两者之间的经济联系,为从更多层面推动贸易便利化的发展提供了研究支撑,并以中国提出加入 CPTPP 为落脚点展开论证,具有较强的现实意义。但本文选取的行业异质性视角主要是融资依赖度和合约密集度,还有其他行业异质性的视角可供选取,因此后续研究会基于其他行业异质性的角度进行进一步的分析和拓展。

参考文献:

- [1] FREUND C L, WEINHOLD D. The effect of the internet on international trade[J]. Journal of international economics, 2004, 62(1): 171-189.
- [2] HERTEL T W, WALMSLEY T, ITAKURA K. Dynamic effects of the “new age” free trade agreement between Japan and Singapore[J]. Journal of economic integration, 2001, 16(4): 446-484.
- [3] 朱永强, 高正桥. WTO 框架下贸易便利化问题探析[J]. 华东经济管理, 2003, 17(6): 37-40.
- [4] 刘雅楠, 张马俊. 贸易便利化: 发展中国家的机遇与挑战[J]. 国际经济合作, 2004(7): 20-24.
- [5] 王慧彦, 王健, 纪啸天. 全球贸易便利化的利益分析[J]. 商业时代, 2008(16): 29-30.
- [6] 张瑜. 推进我国贸易便利化发展的建议[J]. 黑龙江对外经贸, 2010(4): 16-17.
- [7] 谢娟娟, 岳静. 贸易便利化对中国-东盟贸易影响的实证分析[J]. 世界经济研究, 2011(8): 81-86, 89.
- [8] 胡小龙, 阿布拉. 贸易便利化对中国农产品出口贸易影响的实证分析[J]. 农业展望, 2013, 9(11): 65-69.
- [9] 李豫新, 郭颖慧. 边境贸易便利化水平对中国新疆维吾尔自治区边境贸易流量的影响——基于贸易引力模型的实证分析[J]. 国际贸易问题, 2013(10): 120-128.
- [10] 朱晶, 毕颖. 贸易便利化对中国农产品出口深度和广度的影响——以“丝绸之路经济带”沿线国家为例[J]. 国际贸易问题, 2018(4): 60-71.
- [11] 方晓丽, 朱明侠. 中国及东盟各国贸易便利化程度测算及对出口影响的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2013(9): 68-73.
- [12] 张晓静, 李梁. “一带一路”与中国出口贸易: 基于贸易便利化视角[J]. 亚太经济, 2015(3): 21-27.
- [13] PERSSON M. Trade facilitation and the extensive margin[J]. The journal of international trade & economic development, 2013, 22(5): 658-693.
- [14] BEVERELLI C, NEUMUELLER S, TEH R. Export diversification effects of the WTO trade facilitation agreement[J]. World development, 2015, 76(12): 293-310.
- [15] 沈铭辉. 金砖国家合作机制探索——基于贸易便利化的合作前景[J]. 太平洋学报, 2011, 19(10): 28-35.
- [16] 盛斌. WTO《贸易便利化协定》评估及对中国的影响研究[J]. 国际贸易, 2016(1): 4-13.
- [17] WILSON J S, MANN C L, OTSUKI T. Trade facilitation and economic development: a new approach to quantifying the impact[J]. The world bank economic review, 2003, 17(3): 367-389.
- [18] SHEPHERD B, WILSON J S. Trade facilitation in ASEAN member countries: measuring progress and assessing priorities[J]. Journal of Asian economics, 2009, 20(4): 367-383.
- [19] 魏伟, 王逸凡, 陈彦龙. 贸易便利化与中国“一带一路”沿线国家贸易发展——基于面板门槛模型的研究[J]. 宏观质量研究, 2019, 7(4): 96-114.
- [20] DENNIS A, SHEPHERD B. Trade facilitation and export diversification[J]. The world economy, 2011, 34(1): 101-122.
- [21] 刘晨阳, 段文奇. 贸易便利化与出口多样性——基于 APEC 的经验证据[J]. 国际经贸探索, 2019, 35(1): 4-20.
- [22] 涂远芬. 贸易便利化与出口产品多样化——基于 OECD 贸易便利化指数 TFI 的衡量与 98 个国家样本数据的分析[J]. 商业研究, 2018(6): 93-100.
- [23] 唐宜红, 顾丽华. 贸易便利化与制造业企业出口——基于“一带一路”沿线国家企业调查数据的实证研究[J]. 国际经贸探索, 2019, 35(2): 4-19.
- [24] NORDÅS H K. Time as a trade barrier[J]. OECD economic studies, 2006(1): 137-167.
- [25] 汪戎, 李波. 贸易便利化与出口多样化: 微观机理与跨国证据[J]. 国际贸易问题, 2015(3): 33-43.
- [26] RAJAN R G, ZINGALES L. Financial dependence and growth[J]. The American economic review, 1998, 88(3): 559-586.
- [27] BLACKBURN K, HUNG V T Y. A theory of growth, financial development and trade[J]. Economica, 1998, 65(25): 107-124.

- [28] 韩剑,张凌. 金融发展、融资依赖与中国工业制成品的出口[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报),2012(6):59-67.
- [29] ANDERSON K. Peculiarities of retaliation in WTO dispute settlement[J]. World trade review,2002,1(2):123-134.
- [30] BERKOWITZ D, MOENIUS J, PISTOR K. Trade, law, and product complexity[J]. The review of economics and statistics,2006,88(2):363-373.
- [31] LEVCHENKO A A. Institutional quality and international trade[J]. The review of economic studies,2007,74(3):791-819.
- [32] 潘镇,殷华方,鲁明泓. 制度距离对于外资企业绩效的影响——一项基于生存分析的实证研究[J]. 管理世界,2008(7):103-115.
- [33] 魏浩,何晓琳,赵春明. 制度水平、制度差距与发展中国家的对外贸易发展——来自全球 31 个发展中国家的国际经验[J]. 南开经济研究,2010(5):18-34.
- [34] NUNN N. Relationship-specificity, incomplete contracts, and the pattern of trade[J]. The quarterly journal of economics,2007,122(2):569-600.
- [35] 黄汉民,郑先勇. 大国崛起中的贸易政策取向及对中国贸易政策启示——基于制度质量视角的思考[J]. 国际贸易,2010(10):9-11,32.
- [36] 茹玉骢,张利风. 合约实施效率与中国地区产业比较优势[J]. 国际贸易问题,2011(2):21-34.
- [37] 张莉,黄汉民. 合约实施制度、产业出口和经济增长——基于省级面板数据的研究[J]. 中南财经政法大学学报,2016(3):149-156.
- [38] HALL R E, JONES C I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? [J]. The quarterly journal of economics,1999,114(1):83-116.
- [39] BEVERELLI C, FIORINI M, HOEKMAN B. Services trade policy and manufacturing productivity: the role of institutions[J]. Journal of international economics,2017(104):166-182.
- [40] FLAM H, HELPMAN E. Industrial policy under monopolistic competition[J]. Journal of international economics,1987,22(1/2):79-102.
- [41] SILVA J M C S, TENREYRO S. The log of gravity[J]. The review of economics and statistics,2006,88(4):641-658.
- [42] EICHENGREEN B, WYPLOSZ C, BEAN C, et al. The stability pact: more than a minor nuisance? [J]. Economic policy,1998,13(26):65-113.
- [43] MICHAEL H. Estimation in truncated samples when there is heteroscedasticity[J]. Journal of econometrics,1979,11(2/3):247-258.
- [44] BURGER M, OORT F V, LINDERS G. On the specification of the gravity model of trade: zeros, excess zeros and zero-inflated estimation[J]. Spatial economic analysis,2009,4(2):167-190.
- [45] SILVA J M C S, TENREYRO S. Further simulation evidence on the performance of the poisson pseudo-maximum likelihood estimator[J]. Economics letters,2011,112(2):220-222.
- [46] GOURIEROUX C, MONFORT A, TROGNON A. Pseudo maximum likelihood methods: theory[J]. Econometrica,1984,52(3):681-700.
- [47] WOOLDRIDGE J M. Econometric analysis of cross section and panel data[M]. Massachusetts: The MIT Press,2010.
- [48] 曹标,廖利兵. 服务贸易结构与经济增长[J]. 世界经济研究,2014(1):46-51.
- [49] 易靖韬. 企业异质性、市场进入成本、技术溢出效应与出口参与决定[J]. 经济研究,2009,44(9):106-115.
- [50] 张杰,张帆,陈志远. 出口与企业生产率关系的新检验:中国经验[J]. 世界经济,2016,39(6):54-76.
- [51] 李波,赵鑫铨,李艳芳. 贸易便利化、产业集聚与地区产业增长[J]. 财贸研究,2017,28(6):1-16.
- [52] 苏庆义. 中国是否应该加入 CPTPP? [J]. 国际经济评论,2019(4):107-127.

(责任编辑:杨南熙)