

Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2021.03.003

欢迎按以下格式引用:程显宏,李豫新,邹宗森.“一带一路”对接合作视阈下贸易便利化对出口持续时间的影响研究[J].

重庆大学学报(社会科学版),2022(2):38-52. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2021.03.003.



Citation Format: CHENG Xianhong, LI Yuxin, ZOU Zongsen. Research on the impact of trade facilitation on export duration from the perspective of cooperation between “the Belt and the Eurasian Economic Union” [J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2022(2):38-52. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2021.03.003.

“一带一路”对接合作视阈下贸易便利化对出口持续时间的影响研究

程显宏¹, 李豫新¹, 邹宗森²

(1. 石河子大学 经济与管理学院, 新疆 石河子 832003; 2. 曲阜师范大学 经济学院, 山东 日照 276826)

摘要:巩固发展同欧亚经济联盟经贸合作关系对于促进“一带一路”建设具有重要意义。文章建立了比较全面的贸易便利化三级指标体系, 贴近欧亚经济联盟成员国的实际情况; 采用 CEPII-BACI 数据库 2007—2016 年 HS6 分位产品层面数据, 首先运用生存分析方法估计中国与欧亚经济联盟及成员国出口贸易关系持续时间, 其次运用 Cloglog 模型着重考察贸易便利化对双边出口贸易持续时间的影响; 进一步引入贸易便利化与区域经济一体化的交互项, 考察欧亚经济联盟启动后贸易便利化对出口持续时间的影响, 研究发现: 中国与欧亚经济联盟出口持续时间普遍较短, 中位数只有 3 年, 贸易关系持续时间段超过 1 年占比为 63.7%, 超过 2 年占比为 50.5%, 下降幅度为 13.2%, 第 9 年时仅剩 29.6%, 不足三分之一, 中国与欧亚经济联盟成员国的贸易关系持续时间较短且失败概率具有负时间依赖性; 贸易便利化会显著降低中国与欧亚经济联盟出口贸易关系失败的风险, 提高双边贸易关系的生存率, 在微观层面上说明贸易便利化水平提高, 跨国企业在国际贸易活动中所支付的交易成本降低, 提升利润空间从而延长企业出口持续时间; 贸易便利化对不同产品出口持续时间的影响程度具有异质性, 从回归系数大小来看, 从重到轻依次为劳动密集型产品、资本密集型产品和初级产品。当贸易便利化水平变化, 价值链较长、国内附加值较高的劳动密集型产品和资本密集型产品更易受到贸易便利化引致的“技术外溢”效应影响, 而对于初级产品来说, 农业政策的影响效果大于贸易便利化水平, 因此相对于资本密集型产品和劳动密集型产品, 贸易便利化水平对初级产品的影响相对较低; 进一步通过交互项模型发现, 欧亚经济联盟启动后产生关税同盟效应, 成员国间形成零关税五国区域大市场, 促进内部企业生产要素和资源配置的优化, 内部要素流动更加自由便捷高效, 成员国可以获取更多的规模经济效益, 同时促使中国出口

基金项目:国家社会科学基金项目“我国产业结构调整中的‘逆库兹涅茨化’问题”(18BJL054)

作者简介:程显宏, 石河子大学经济与管理学院博士研究生, Email: 174082909@qq.com; 李豫新, 石河子大学经济与管理学院教授, 博士研究生导师。

通信作者:邹宗森, 曲阜师范大学经济学院教授, 博士研究生导师, Email: zouzongsen@163.com。

商品更加快捷高效地向欧亚经济联盟内其他成员国转移,增加了中国企业出口意愿进而提升了贸易便利化对出口持续时间的促进作用。文章的研究凸显了贸易便利化提升出口持续时间的关键作用,对于“一带一路”背景下提升中国与欧亚经济联盟经贸合作水平具有一定的实践参考价值。

关键词:“一带一路”;贸易便利化;出口持续时间;生存分析;欧亚经济联盟;Cloglog 模型

中图分类号:F752.62;F125;F116

文献标志码:A

文章编号:1008-5831(2022)02-0038-15

一、引言及文献综述

2015年欧亚经济联盟(以下简称“联盟”)正式启动,成员国包括俄罗斯、白俄罗斯、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦和亚美尼亚,五国既是“一带一路”沿线国家又是中国重要的经贸合作伙伴。经济上中国与联盟成员国互补性较强,贸易合作潜力较大,进出口总额从2008年的720.85亿美元增长到2017年的1003.52亿美元,年均复合增长率3.36%^①;地理位置上联盟是“一带一路”向西拓展的必经之路和重要支点,深入发展同联盟的经贸合作关系将进一步提高中国企业立足联盟市场、辐射欧盟及独联体国家市场的能力。“丝绸之路经济带”与联盟的对接合作,是中国参与欧亚地区一体化、与地区重要国际经济制度互动的重要体现,双方在基础设施建设、产能合作等领域取得了一系列先期成果,欧亚地区逐渐成为“一带一路”建设的重点区域,为“一带一盟”的对接奠定了坚实基础^[1],可以说巩固发展同联盟的经贸合作关系对促进“丝绸之路经济带”的建设具有重要意义。

2018年中国与联盟及成员国共同签署了《中华人民共和国与欧亚经济联盟经贸合作协定》(以下简称“协定”),主要包含三方面内容:一是强化政策和规则对接,提供坚实的制度基础;二是提高本地区贸易便利化水平,提高贸易的透明度;三是包含电子商务等新议题,开辟更广阔的经贸合作空间。协定旨在进一步减少非关税贸易壁垒,提高贸易便利化水平,为产业发展营造良好的环境。协定中多次提到了贸易便利化一词,可见贸易便利化程度是影响双边经贸合作水平的一个关键因素。但是,目前贸易便利化并未形成统一的定义。世界贸易组织(WTO)、联合国贸易和发展会议(UNCTAD)将贸易便利化定义为“在国际贸易中对货物流动数据处理过程的简化和协调”;世界海关组织(WCO)将贸易便利化定义为“采用现代科技和工艺改进管制水平,从而消除贸易限制等”。此外,亚洲太平洋经济合作组织(APEC)、国际商会(ICC)、经济合作与发展组织(OECD)都对贸易便利化作了定义,虽然各组织对贸易便利化定义的侧重点不同,但是主要宗旨都是通过建立法律、协调制度等措施简化国际贸易流程,从而有效降低劳动力、资本等相关服务的交易成本。在国际贸易研究中,贸易便利化促进贸易流量增长已得到许多学者的实证检验。国外学者如Wilson等对75个国家地区进行研究,发现贸易便利化水平提升1%,国际贸易将提高9.7%^[2];Iwanow和Kirkpatrick的研究表明,贸易便利化措施每改善10%,出口则增加5%^[3];Felipe和Kumar发现在中亚地区贸易便利化水平每提高1%,将分别提高出口额5.5%和进口额2.8%^[4];Fontagne等研究发现贸易便利化水平的提高促进了产品贸易额的增加^[5]。国内学者如范秋芳等基于口岸效率、海关环境、规制环境和金融电商四方面构建“一带一路”沿线国家贸易便利化水平的测算指标体系,研究发现贸易便利化水平对中国出口贸易产生正向影响^[6];施锦芳和吴琦根据东北亚地区经济发展特

^①年均复合增长率(CAGR)=(2017年进出口总额/2008年进出口总额)^(1/10)-1。

征构建东北亚贸易便利化指标评价体系,研究发现贸易便利化水平的高低对东北亚主要国家间的贸易流量产生重要影响^[7];曾倩等以运输效率、海关环境、规制环境和电子商务4个指标构建中国与东盟10国的贸易便利化水平体系,研究表明贸易便利化水平对我国的出口贸易影响显著,东盟国家贸易便利化水平每提高1%,中国出口贸易就扩大1.18%^[8]。

总结过往文献发现,部分国内外学者基于经典贸易理论从宏观层面考察贸易便利化与贸易的关系,鲜有从微观层面探究二者内在逻辑关系的动态特征和生存变化特点。国际贸易实践中贸易便利化水平提高能有效降低企业贸易成本,在微观层面影响企业进出国际市场的动态决策,企业动态决策又会决定双边贸易关系的生存变化,而贸易持续时间是反映贸易关系生存变化特点的一个重要衡量标准。Besedeš 和 Prusa 首次对“贸易持续时间”概念进行了诠释并实证分析了美国进口贸易持续时间的特征^[9],随后 Nitsch^[10]、Hess 和 Persson^[11]分别考察了德国和欧盟的进口持续时间问题,研究发现产品层面特征变量等对进口贸易关系的持续具有显著影响。陈勇兵等考察了2000—2005年中国企业的出口持续时间,并探讨了出口贸易持续时间的影响因素^[12]。此后,有部分学者从行业角度和核心决定因素角度对出口贸易持续时间进行研究^[13-16]。

本文在现有研究基础上进行了拓展性研究:第一,本文建立了贸易便利化三级指标体系,指标涵盖了协定的主要内容,因此贸易便利化水平的测度比较贴近联盟成员国的实际情况;第二,相较于以往宏观层面的研究,本文从微观层面探究贸易便利化对出口贸易持续时间生存变化的影响,更能体现贸易便利化对中国与联盟出口贸易的直接影响;第三,本文将贸易便利化作为核心变量纳入出口持续时间的研究中并作了影响机制分析,进一步通过交互项考察了联盟启动后贸易便利化对出口持续时间的影响,对以往相关研究是一个有益补充。

二、影响机制、贸易便利化指标建立及测度

(一) 贸易便利化影响出口持续时间的机制分析

贸易便利化指简化双边贸易活动的行政管理措施或手续,规范贸易相关规则或惯例,提高贸易效率以降低交易成本,促进国际贸易发展^[17]。相对于国内市场销售,国际市场销售除需支付国内固定生产成本外,还需支付开展进出口贸易时产生的可变成本和固定成本,而贸易便利化主要通过固定成本影响企业的出口稳定。一方面企业出口的固定成本与贸易便利化具有反比关系^[18-20],即两国贸易便利化水平越高,固定贸易成本越小。这是因为贸易便利化水平提升,政府配置资源效率随之提升,劳动力和要素跨境流动更加便捷高效,企业在进行国际贸易时活动效率得到提高从而降低企业出口固定成本,增强了企业参与国际市场的欲望,因此企业会选择进一步扩大出口份额,增加贸易关系的稳定性;另一方面贸易便利化水平的提高降低了企业出口临界生产率水平,企业获得出口贸易成本比较优势,为了扩大利润空间同样会拓展出口份额,提升自身收入效应,增加出口稳定性。根据以上分析,我们认为贸易便利化水平提高可增加企业出口稳定性,如图1所示。

(二) 贸易便利化指标体系的建立

目前贸易便利化体系的建立并没有统一的标准,《贸易便利化协定》认为贸易便利化简化与协调国际贸易过程中涉及的行为、手续及惯例,确保相关行为的发生具有高效、透明和可预见性。国内外关于贸易便利化测度体系大致有两种:一是国外学者 Wilson 等采用港口效率(Port Efficiency)、海关环境(Customs Environment)、制度环境(Own Regulatory Environment)和电子商务(E-business

Usage) 四个指标来测评贸易便利化水平^[17],部分学者沿袭了该指标体系建立了贸易便利化水平测度体系^[21-22];二是选取代表性变量(港口效率、集装箱费用等)作为代理变量^[23]。为了贴近联盟成员国贸易便利化水平的实际情况,本文基于协定的主要内容采用第一种方法测度贸易便利化,同时借鉴陈继勇和刘焱爽^[24]的研究方法建立贸易便利化三级指标体系(如表1),将一级指标定义为基础设施环境、海关管理、金融与电子商务、政府制度与监管环境,二级指标定义为基础设施、海关监管、金融服务、电子商务、规制环境、监管环境,同时将二级指标细化为20个三级指标。

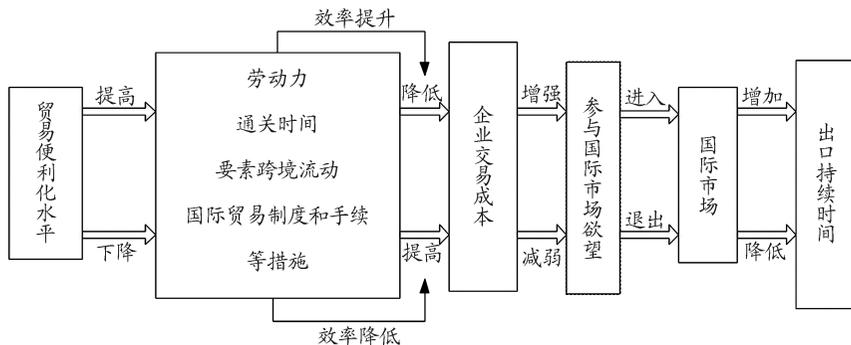


图1 贸易便利化影响出口持续时间的机制分析

表1 贸易便利化测评体系指标构成

一级指标	二级指标	三级指标	得分	来源
基础设施环境 A	基础设施 A ₁	道路设施 A ₁₁	1~7	GCR
		铁路设施 A ₁₂	1~7	GCR
		港口设施 A ₁₃	1~7	GCR
		航空设施 A ₁₄	1~7	GCR
海关管理 B	海关监管 B ₁	海关手续的繁琐程度 B ₁₁	1~7	GCR
		贸易壁垒的盛行度 B ₁₂	1~7	GCR
		贸易关税 B ₁₃	0~1	GCR
金融与电子商务 C	金融服务 C ₁	银行的稳健性 C ₁₁	1~7	GCR
		通过当地市场融资 C ₁₂	1~7	GCR
		贷款的便利性 C ₁₃	1~7	GCR
	电子商务 C ₂	互联网用户指数 C ₂₁	0~1	GCR
		新技术的可获得性 C ₂₂	1~7	GCR
		企业对新技术的吸收 C ₂₃	1~7	GCR
政府制度与监管环境 D	规制环境 D ₁	司法独立性 D ₁₁	1~7	GCR
		政府(政客)的公信力 D ₁₂	1~7	GCR
		政府决策的受欢迎程度 D ₁₃	1~7	GCR
	监管环境 D ₂	政府管制负担 D ₂₁	1~7	GCR
		政府决策透明度 D ₂₂	1~7	GCR
		警务服务可靠性 D ₂₃	1~7	GCR
		犯罪和暴力的商业成本 D ₂₄	1~7	GCR

注:表1中20个三级指标数据来源于《全球竞争力报告》。

(三) 贸易便利化水平的测度

本文中各指标的原始数据来源于世界经济论坛发布的《全球竞争力报告》(Global Competitiveness Report, GCR)。在建立指标的过程中需要指出:一是全球竞争力报告中未给出白俄罗斯的指标信息,经CEPII-BACI贸易数据库统计,中国与白俄罗斯历年出口贸易额占联盟总贸易

额的5%左右,所以删除白俄罗斯的样本数据对于整个样本观测来说影响有限,故最终我们选取俄罗斯、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦和亚美尼亚四国作为研究对象;二是2017年全球竞争力报告发生了版本的变动,为了保持指标的统一化我们采用2008—2016年同一版本期间的全球竞争力报告。首先使用线性变换法对指标原始数据进行标准化处理,见公式(1)。

$$X_i = \frac{y_i}{y_i^{\max}} \quad (1)$$

其中: X_i 表示第*i*个三级指标标准化后的数据; y_i 表示第*i*个三级指标的原始数据; y_i^{\max} 表示第*i*个三级指标的最大值。

采用SPSS26.0对上述标准值进行KMO和巴特利特球形度检验,检验结果如表2所示。KMO取样适切性量数为0.718,说明各变量偏相关性和信息重叠度较高,适合因子分析法。

利用主成分分析进行方差最大化旋转,共提取5个特征值大于1的主成分,得到主因子得分和每个主因子的方差贡献率,方差累计贡献率达到了83.806%,因此可以作为评价的综合指标(表3)。

表2 KMO和巴特利特检验

KMO 取样适切性量数		0.718
巴特利特球形度检验	近似卡方	799.527
	自由度	190
	显著性	0.000

表3 总方差解释

成分	初始特征值			旋转载荷平方和		
	总计	方差百分比	累积%	总计	方差百分比	累积%
1	8.139	40.694	40.694	4.662	23.309	23.309
2	3.877	19.383	60.077	4.177	20.883	44.192
3	2.393	11.967	72.044	3.379	16.893	61.085
4	1.324	6.620	78.664	3.122	15.612	76.697
5	1.028	5.142	83.806	1.422	7.109	83.806

分别用5个主成分各三级指标的系数乘以该主成分的贡献率(方差百分比),再除以总的贡献率,相加求和得到三级指标的综合评价模型,见公式(2)。

$$\begin{aligned} \text{COMP} = & 0.053A_{11} + 0.325A_{12} + 0.209A_{13} + 0.259A_{14} + 0.327B_{11} + 0.098B_{12} + 0.199B_{13} + \\ & 0.319C_{11} + 0.155C_{12} + 0.287C_{13} + 0.400C_{21} + 0.379C_{22} + 0.321C_{23} + 0.400D_{11} + \\ & 0.418D_{12} + 0.332D_{13} + 0.096D_{21} + 0.295D_{22} + 0.269D_{23} + 0.307D_{24} \end{aligned} \quad (2)$$

对公式(2)各三级指标的系数进行归一化处理,得到联盟贸易便利化水平的综合评价模型,见公式(3)。

$$\begin{aligned} \text{TWTFI} = & 0.010A_{11} + 0.063A_{12} + 0.041A_{13} + 0.05_{14} + 0.064B_{11} + 0.019B_{12} + 0.039B_{13} + \\ & 0.062C_{11} - 0.03C_{12} + 0.056C_{13} + 0.078C_{21} + 0.074C_{22} + 0.062C_{23} + 0.078D_{11} + \\ & 0.081D_{12} + 0.065D_{13} + 0.019D_{21} + 0.057D_{22} + 0.062D_{23} + 0.06D_{24} \end{aligned} \quad (3)$$

分别将联盟成员国的指标标准值代入公式(3)中,得到2008—2016年联盟成员国贸易便利化水平及排名,如表4所示。

参考国内外学者的划分方法将贸易便利化水平综合评价结果分成四个等级,0.6以下为不便

利,0.6~0.7为一般便利,0.7~0.8为比较便利,0.8以上为非常便利。从表4中可以看出联盟成员国的贸易便利化水平在不断上升,但是总体上依然不高。其中俄罗斯在2013年上升到比较便利的水平,目前是联盟成员国中贸易便利化水平最高的国家;哈萨克斯坦的贸易便利化水平基本处于比较便利的水平;吉尔吉斯斯坦的贸易便利化水平起伏较大,特别是2010年和2011年两年下降到0.6以下,2012年开始快速回升,2015年后达到了比较便利的水平;亚美尼亚是联盟成员国中贸易便利化水平最低的国家,到2015年才摆脱了不便利的情况。整体看,联盟成员国贸易便利化水平较低,但是从上升的幅度来看仍然具有较大提升空间。

表4 2008—2016年联盟成员国贸易便利化水平及排名

年份	俄罗斯	哈萨克斯坦	吉尔吉斯斯坦	亚美尼亚
2008	0.610	0.614	0.583	0.479
2009	0.671	0.656	0.608	0.495
2010	0.697	0.701	0.529	0.515
2011	0.648	0.695	0.580	0.554
2012	0.676	0.672	0.609	0.559
2013	0.735	0.740	0.618	0.598
2014	0.679	0.724	0.676	0.597
2015	0.763	0.720	0.740	0.647
2016	0.758	0.696	0.682	0.683
平均值	0.693	0.691	0.625	0.570
排名	1	2	3	4

三、数据处理及生存分析

(一) 数据处理

本文定义的贸易持续时间(即“产品—目的地”)为某商品从本国进入外国市场到退出所经历的中间无间隔年份数。出口贸易数据来源于CEPII-BACI数据库提供的HS6分位产品层面的贸易数据。在生存分析过程中处理数据需要注意:(1)左删失问题。本文的观测时间为2007—2016年,首年为2007年的贸易关系持续时间无法得到确切的出口起始时间,通常做法为删除,故本文出口持续时间观察期最长为9年。(2)多个持续时间段问题。同一商品在统计期间内贸易关系会多次出现,产生多个持续时间段问题,假设它们相互独立,对样本观测值持续时间长度的分布不会产生明显影响^[9]。

基于以上,通过统计本文初始样本为111 069个观测值,最终得到2008—2016年共计4 529个贸易持续时间,共有13 674个出口持续时间段。

(二) 生存分析

表5为中国与联盟及成员国出口持续时间的初步生存统计情况。整体上看,中国与联盟出口持续时间普遍较短,中位数只有3年,贸易关系持续时间段超过1年的占比为63.7%,超过2年占比为50.5%,下降幅度为13.2%,而此时超过50%的贸易关系已经终止,到第9年的时候仅剩29.6%,不足1/3,因此中国与联盟成员国的贸易关系持续时间较短且失败概率具有负时间依赖性^[25],门槛值为3年,超过3年后贸易关系失败的概率显著下降。分国别情况看,中国与吉尔吉斯斯坦的出口贸易关系持续时间在每一年的占比都是联盟成员国中最多的,说明在样本观测期间内中国与吉尔

吉斯斯坦的贸易情况比较良好;在贸易关系持续期数量以及生存率上,中国与俄罗斯的出口贸易关系比较稳定且每年占比都处于上游;在贸易关系持续第9年的时候,中国与哈萨克斯坦、亚美尼亚的贸易关系持续时间占比分别为23.5%和24.3%,是中国与联盟成员国中贸易关系持续时间占比最少的两个国家,而且中位数只有2年,说明中国与哈萨克斯坦、亚美尼亚的贸易关系以短期为主且不稳定。

从初步统计看,中国与联盟贸易关系持续时间较短且失败概率具有负时间依赖性,中国与俄罗斯、吉尔吉斯斯坦的贸易关系相对稳定,应改善与哈萨克斯坦和亚美尼亚两国的出口贸易关系。

表5 中国与联盟及成员国出口持续时间的生存统计

分类标准	分类类别	持续期	估计的K-M生存率				持续期
		中位数	第1年	第2年	第3年	第9年	数量
整体	联盟四国	3	0.637	0.505	0.427	0.296	13 674
分国别	俄罗斯	3	0.647	0.516	0.429	0.329	1 638
	哈萨克斯坦	2	0.601	0.442	0.361	0.235	2 730
	吉尔吉斯斯坦	3	0.682	0.569	0.492	0.346	6 057
	亚美尼亚	2	0.581	0.430	0.358	0.243	3 249

图2为采用K-M生存统计方法考察中国与联盟出口持续时间的分布特点。左侧是中国与联盟的生存函数曲线,可以看出中国与联盟贸易关系初期生存率比较高,在第3年的时候产生了门槛效应,随后进入一个缓慢下降期,说明中国与联盟的出口持续时间具有负的时间依存性;右侧是累积风险函数,可以看到中国与联盟贸易关系初期风险较高,超过3年之后风险率趋于缓慢上升阶段,说明维持现有贸易关系并延长出口持续时间比建立新的贸易关系更有意义。

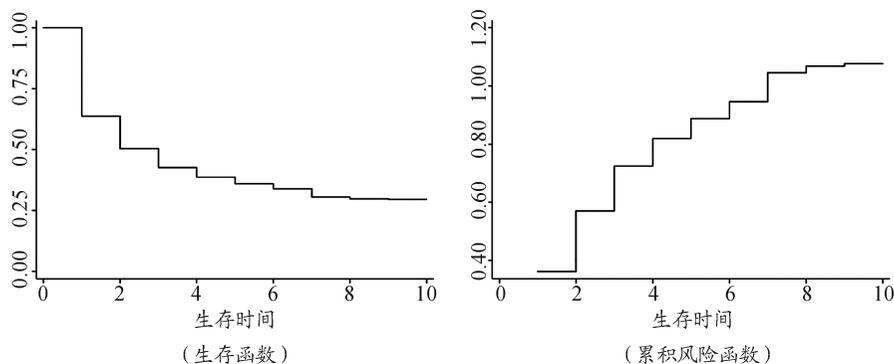


图2 中国与联盟总体出口持续时间生存函数和累积风险函数

四、模型设定及数据选取

(一) 模型设定

目前针对生存问题影响因素分析的模型分为连续时间比例生存模型和离散时间生存模型。连续时间模型存在对不可观测异质性、贸易持续时间结点不可控以及必须满足比例风险基本假定等缺陷^[11],而离散时间生存模型可以很好地解决以上问题。为了得到更可靠的研究结论,本文借鉴陈勇兵等^[12]的方法,构建中国与联盟出口持续时间离散时间模型:

$$\text{Cloglog}[1 - T_{ik}(h, x)] = \alpha x' + \varphi_i + \mu \quad (4)$$

离散时间模型为二值模型,被解释变量取值为0或1。其中, φ_i 为基准风险率, x' 为解释变量集

合,包括核心解释变量、产品层面特征变量等; α 为待估系数向量; $\mu = \log(u)$,其中 u 表示不可观测异质性, μ 用来控制“产品—目的地”组合的不可观测异性质。

(二) 数据选取

1. 核心解释变量

贸易便利化($\ln\text{TWTFI}$),利用公式(3)测度得到2008—2016年联盟成员国的贸易便利化数据,取对数值表示。

2. 出口产品特征变量

产品多样性($\ln\text{PNUM}$),以每年中国出口到目的地国产品种类数的对数值表示。出口产品种类越多代表双边贸易关系越紧密,贸易关系失败的风险率越低。产品单位价值($\ln\text{UP}$),采用产品单位价值的对数值表示。通常单位价值高的产品不容易被替代,因此贸易关系失败的风险较低。产品初始贸易额($\ln\text{IP}$),采用中国与联盟成员国出口贸易关系持续时间段第一年出口贸易额的对数值表示。产品的初始贸易额越大越有助于稳定出口贸易关系,降低出口风险率^[9]。

3. 国家特征变量

(1)区域一体化变量(EEU),虚拟变量。本文样本观测区间为2008—2016年。俄白哈关税同盟成立于2010年,故2008—2009年俄罗斯、白俄罗斯和哈萨克斯坦三国取值分别为0,其余年份取1;联盟成立于2015年,吉尔吉斯斯坦和亚美尼亚于同年加入,故2015—2016年取值分别为1,其余年份取0。(2)经济发展水平相似度($\ln\text{GDP}$),采用联盟成员国与中国GDP之比的对数值表示。新贸易理论研究表明,国家间经济相似度与出口正相关^[26]。目的地人口总数($\ln\text{POP}$),采用联盟成员国当年人口总数的对数值来表示。较高的人口规模代表着旺盛的国内需求,会增加进口商品需求从而提高双边贸易关系的稳定度。以上数据来源于世界银行数据库(WDI)。(3)人民币汇率变动(NEER),采用美元兑人民币名义汇率变化的百分比表示。人民币汇率的变化会影响进出口商品的相对价格,进而影响出口贸易持续时间。数据来源于历年《中国统计年鉴》。所有变量的描述性统计见表6。

表6 变量描述性统计

变量	含义及构建方法	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
$\ln\text{TWTFI}$	贸易便利化,根据贸易便利化指标体系测度,取对数	40 689	-0.552	0.193	-0.934	-0.278
$\ln\text{PNUM}$	产品多样性,每年中国出口到目的地国的产品种类数的对数	40 689	7.827	0.222	7.487	8.258
$\ln\text{UP}$	产品单位价值,产品单位价值的对数	40 417	-1.591	1.808	-13.034	3.817
$\ln\text{IP}$	初始贸易额,中国与联盟成员国出口贸易关系持续时间段第一年出口贸易额的对数	40 417	1.535	2.728	-8.006	12.099
$\ln\text{GDP}$	国家经济相似度,目的地国GDP与中国GDP之比的对数	40 689	0.239	0.086	0.172	0.437
$\ln\text{POP}$	目的地国人口总数,取对数	40 689	15.981	1.148	14.872	18.788
EEU	虚拟变量,以联盟和关税同盟启动为时间节点构造	40 689	0.439	0.496	0.000	1.000
NEER	人民币汇率变动,美元兑人民币名义汇率变化的百分比	40 689	-1.011	3.864	-8.665	6.645

五、实证结果分析

(一) 总体检验

本文利用 Cloglog 模型考察贸易便利化对中国与联盟出口贸易持续时间的影响。参数估计时 Cloglog 模型可输出普通系数和指数系数两种形式,本文选择输出普通系数形式。若变量的普通系数大于 0,说明该变量加剧贸易关系失败的风险,缩短贸易关系的持续时间;若变量的普通系数小于 0,说明该变量能降低出口贸易关系失败的风险,延长贸易关系持续时间。

本文在基准回归中采用逐步回归,如表 7 所示,第(1)—(3)列是未控制不可观测异质性的回归结果,第(4)—(6)列是控制不可观测异质性的回归结果。相关研究结论表明忽略对不可观测异质性的控制会导致谬误的时间依存性和参数估计的偏误^[27-28]。回归结果中 rho 表示不可观测异质性引起的误差占总误差的比例,结果显示均超过 0.6,故回归时应控制不可观测异质性。

第(4)列是仅加入贸易便利化变量的回归结果;第(5)列是在第(4)列的基础上加入产品层面变量进行回归的结果;第(6)列是在第(5)列的基础上加入国家特征变量的回归结果。从逐步回归结果看,各变量的系数符号和显著性水平基本没有变化,故本文着重分析控制不可观测异质性模型回归结果。

表 7 基准回归结果

变量	未控制不可观测异质性模型(Cloglog)			控制不可观测异质性模型(xtCloglog)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnTWTFI	-1.285*** (0.135)	-2.606*** (0.210)	-1.294*** (0.190)	-3.030*** (0.262)	-4.212*** (0.327)	-3.130*** (0.374)
lnPNUM		0.961*** (0.084)	2.720*** (0.204)		1.499*** (0.144)	2.879*** (0.289)
lnUP		0.187*** (0.010)	0.175*** (0.010 2)		0.324*** (0.020 8)	0.309*** (0.020 6)
lnIP		-0.240*** (0.006 9)	-0.226*** (0.007 10)		-0.401*** (0.014 8)	-0.377*** (0.014 7)
lnGDP			2.334*** (0.468)			5.314*** (0.865)
lnPOP			-0.470*** (0.033 4)			-0.641*** (0.065 0)
EEU			-0.470*** (0.033 4)			-0.404*** (0.087 4)
NEER			0.004 1 (0.006 95)			0.134*** (0.012 2)
Constant	-1.486*** (0.088 8)	-9.061*** (0.751)	-15.76*** (1.419)	-2.735*** (0.184)	-14.01*** (1.258)	-14.05*** (1.992)
YEAR	是	是	是	是	是	是
PRODUCT	是	是	是	是	是	是
rho				0.750*** (0.000)	0.699*** (0.000)	0.693*** (0.000)
Log likelihood	-18 264.138	-17 264.961	-17 157.384	-16 546.91	-15 896.009	-15 850.491
Observations	35 353	35 108	35 108	35 353	35 108	35 108

注:1.“***”“**”“*”分别表示系数的估计值在 1%、5%、10%的水平下显著,括号内数值为标准差,回归时对年份和 SITC 一位码进行控制;2. rho 表示不可观测的异质性方差占总误差方差的比重,括号内为 P 值,下同。

1. 贸易便利化(lnTWTFI)对出口持续时间的影响

第(4)列中贸易便利化变量系数显著为负,在逐步引入产品层面变量和国家特征变量后,贸易便利化的系数符号及显著性均没有发生变化。回归结果表明贸易便利化会显著降低中国与联盟出口贸易关系失败的风险,提高双边贸易关系的生存率。同时在微观层面上说明贸易便利化水平提高,跨国企业在国际贸易活动中所支付的交易成本降低,提升了利润空间从而增加了企业扩大国际市场份额的欲望,进而延长出口持续时间。从系数看,贸易便利化的风险比率为1.141^②,即中国与联盟贸易便利化水平每提高1%,双边出口贸易关系失败的风险将降低3.13%。

2. 产品层面特征变量对出口持续时间的影响

产品多样性(lnPNUM)显著增加出口贸易关系失败的风险,结果表明中国出口到联盟的产品种类越多,出口贸易关系失败的风险越高,与邹宗森等^[15]的研究相反;这可能是因为中国出口到联盟的产品多以劳动密集型产品为主,核心竞争力不强,因此产品在目的地国市场容易受到国际市场类似产品的替代,增加了贸易关系失败风险。产品单位价值(lnUP)系数显著为正,表明单位价值越高的产品面临贸易关系失败的风险越大,与Nitsch^[10]的研究结果相反;一个可能的原因是中国出口到联盟的产品大多是附加值较低的劳动密集型产品且在国际市场上面临激烈的价格竞争,出口价格越高贸易关系失败的风险越大^[13,29]。初始贸易额(lnIP)显著降低出口贸易关系失败的风险,与Besedeš和Prusa^[9]的研究结论一致。

3. 国家特征变量对出口持续时间的影响

区域经济一体化(EEU)显著降低中国与联盟出口贸易关系失败的风险率,这是因为联盟成立产生关税同盟效应,内部形成五国区域统一大市场,生产要素流动更加自由、快捷和高效,中国企业对联盟出口时可获得较大的市场份额和利润空间,进而增加其出口意愿,因此区域经济一体化显著增加出口持续时间。两国经济相似度(lnGDP)和目的地国人口总数(lnPOP)的回归结果表明,东道国经济规模越小、人口基数越少则会越显著增加双边贸易失败的风险率,进而降低出口持续时间,与现有结论一致。另外,汇率的变化(NEER)的影响显著为正,即汇率变化增加1个单位,双边出口贸易关系失败的风险率将增加0.134个单位。

(二) 贸易便利化对异质品出口持续时间的影响

现有文献如汪戎和李波研究发现贸易便利化能有效提升出口多样化水平^[20],杨逢珉和程凯研究认为贸易便利化对出口产品质量具有显著影响^[30],段文奇和刘晨阳研究认为贸易便利化对企业出口决策有促进作用^[31];但鲜有文献探究贸易便利化对异质性产品出口持续时间的影响,因此本文利用国际贸易标准货物分类(SITC)对出口产品进行分类,探究贸易便利化对异质性产品出口持续时间的影响。SITC中10个分类分别为食品及主要供食用的活动物(SITC_0);饮料及烟类(SITC_1);燃料以外的非食用粗原料(SITC_2);矿物燃料、润滑油及有关原料(SITC_3);动植物油脂及油脂(SITC_4);未列名化学品及有关产品(SITC_5);主要按原料分类的制成品(SITC_6);机械及运输设备(SITC_7);杂项制品(SITC_8);没有分类的其他商品(SITC_9)。本文将10类商品分为初级产品(SITC_0-SITC_4)、资本密集型产品(SITC_5和SITC_7)和劳动密集型产品(SITC_6、SITC_8和SITC_9)三大类。回归中分别列出了未控制和控制不可观测异质性的回归结果,如表8所示。

^②风险比率是表7中的普通系数的指数运算。例如,贸易便利化的风险系数 $h = \exp(1.1412) = 3.130$ 。

表8中的回归结果显示,贸易便利化对不同类型产品出口持续时间的影响程度具有异质性,从回归系数大小看,影响程度从重到轻依次为劳动密集型产品、资本密集型产品和初级产品。联合国商品贸易统计数据库统计显示,联盟成员国中俄罗斯、哈萨克斯坦与中国的进口贸易以资本和劳动密集型产品为主,其余成员国则以初级或资本密集型产品为主,表8中样本数量(Observations)也印证了以上事实。因此我们可以知道中国对联盟出口数量从多到少依次为劳动密集型产品、资本密集型产品和初级产品。根据上文影响机制分析,贸易便利化水平的提升能有效降低贸易成本,提高企业出口持续时间。当贸易便利化水平变化,价值链较长、国内附加值较高的劳动密集型产品和资本密集型产品更易受到贸易便利化引致的“技术外溢”效应影响^[32];而对于初级产品(农产品为主)来说,农业政策的影响效果大于贸易便利化水平^[33];因此相对于资本密集型产品和劳动密集型产品,贸易便利化水平对初级产品的影响相对较低。

表8 贸易便利化对异质性产品出口持续时间影响

变量	(1)初级产品		(3)劳动密集型产品		(5)资本密集型产品	
	Cloglog	xtCloglog	Cloglog	xtCloglog	Cloglog	xtCloglog
lnTWTFI	-2.219*** (0.664)	-2.607*** (0.898)	-3.077*** (0.382)	-3.264*** (0.552)	-1.885*** (0.410)	-3.188*** (0.652)
控制变量	是	是	是	是	是	是
YEAR	是	是	是	是	是	是
PRODUCT	是	是	是	是	是	是
rho		0.54*** (0.000)		0.696*** (0.000)		0.746*** (0.000)
Log likelihood	-2 305.492 1	-2 456.971 4	-8 407.44	-7 778.882 9	-6 237.166 8	-5 688.125 4
Observations	4 007	4 007	18 350	18 350	12 751	12 751

(三) 稳健性检验

本文的稳健性从以下三个方面进行。

第一,离散时间生存分析模型分为服从正态分布的Probit模型、逻辑斯蒂分布的Logit模型和极值分布的Cloglog模型,它们都能有效解决右删失问题和基准风险函数的非参数估计^[34],所以本文选取Probit模型、Logit模型进行稳健性检验。回归结果如表9第(1)、(2)列所示,贸易便利化以及其他变量的系数符号和显著性与Cloglog模型的回归结果基本一致。

第二,考虑到解释变量对被解释变量的影响可能存在时滞现象,导致估计结果的可信度被降低,因此除虚拟变量外,本文将所有变量取滞后一期和滞后两期值分别进行回归。回归结果如表9中第(3)、(4)列所示,贸易便利化和其他变量的系数符号和显著性与Cloglog模型的回归结果基本一致。

第三,考虑到解释变量与被解释变量可能存在同期相关的内生性问题,本文选取核心解释变量贸易便利化的滞后一期作为工具变量,采用二值模型两步回归法进行稳健性检验。第一步结果显示工具变量对内生变量在1%的显著性水平上具有较强的解释力,故认为工具变量是有效的。第二步中,核心解释变量Wald检验的P值为0.3278,即核心解释变量贸易便利化为内生性变量的原假设没有通过,故认为贸易便利化为非内生变量。另外因为核心解释变量贸易便利化由联盟成员国的内在因素决定,会影响出口但出口并不能直接反作用于贸易便利化,所以有理由认为贸易便利化为外生解释变量。

通过一系列稳健性检验,本文的主要结论即贸易便利化提高中国与联盟出口持续时间可以得到有力的支持。

表9 稳健性检验

变量	(1)xtProbit	(2)xtLogit	(3)Cloglog	(4)Cloglog	(5)ivProbit
lnTWTFI	-2.120*** (0.267)	-2.782*** (0.297)	-1.137*** (0.362)	-3.857*** (0.515)	-0.782 (0.788)
lnPNUM	1.701*** (0.129)	-3.824*** (0.475)	1.343*** (0.301)	7.096*** (0.537)	1.792*** (0.181)
lnUP	1.958*** (0.197)	0.195*** (0.0117)	0.211*** (0.0149)	0.190*** (0.0199)	0.0788*** (0.00893)
lnIP	-0.144*** (0.00445)	3.546*** (0.357)	-0.160*** (0.0104)	-0.158*** (0.0139)	-0.0968*** (0.00592)
lnGDP	0.219*** (0.0149)	3.236*** (0.549)	8.793*** (0.744)	3.719*** (0.990)	3.277*** (0.695)
lnPOP	-0.335*** (0.0229)	0.390*** (0.0264)	-0.571*** (0.0489)	-0.972*** (0.0783)	-0.409*** (0.0481)
EEU	-0.269*** (0.0107)	-0.261*** (0.0695)	-0.669*** (0.0832)	-0.976*** (0.110)	-0.352*** (0.131)
NEER	0.00215 (0.00468)	-0.478*** (0.0190)	-0.0399*** (0.00786)	-0.0770*** (0.0101)	0.0108 (0.0213)
Constant	-8.663*** (1.362)	-15.99*** (2.468)	-5.405** (2.147)	-44.46*** (3.634)	-9.003*** (1.715)
YEAR	是	是	是	是	是
PRODUCT	是	是	是	是	是
Log likelihood	-15 778.395	-15 791.682	-9 309.366	-5 410.040	
工具变量有效性检验					0.335*** (0.000)
外生性 Wald 检验					(0.3278)
Observations	35 108	35 108	27 273	19 920	23 098

(四) 拓展性分析

2015年联盟启动形成区域经济一体化组织,联盟对内实行零关税促进内部贸易,产生“贸易创造”效应,对外统一关税导致生产成本变化进而造成福利损失,产生“贸易转移”效应。但是区域内部形成五国统一大市场,中国企业为了巩固市场地位往往会增加出口以提高市场份额,联盟内部企业也会进行专业化生产以实现规模经济。那么区域经济一体化后贸易便利化水平对出口持续时间的影响是否有新的特征?为此我们建立贸易便利化与区域经济一体化的交互项,利用交互项模型探究联盟启动后贸易便利化对出口持续时间的影响,回归结果如表10所示。

从表10中我们看到,贸易便利化与区域经济一体化的交互项(lnTWTFI×EEU)在1%的显著性水平上为负,结果表明区域经济一体化增加了贸易便利化对出口持续时间的促进作用。不难理解,联盟启动后产生关税同盟效应,成员国间形成五国零关税区域大市场,促进内部企业生产要素和资源配置的优化,内部要素流动更加自由便捷高效,成员国可以获取更多的规模经济效益;同时促使中国出口商品更加快捷高效地向联盟内其他成员国转移,选择出口到联盟内贸易便利化程度较高的国家,商品便可以向其他联盟成员国内市场自由流动,此时中国企业获得更大的市场和利润空间,增加了出口意愿进而提升了贸易便利化对出口持续时间的促进作用。

表 10 区域经济一体化对贸易便利化出口效应的影响

变量	(1) Cloglog	(2) xtCloglog	(3) Probit	(4) xtProbit	(5) Logit	(6) xtLogit
lnTWTFI×EEU	-3.039*** (0.456)	-5.770*** (0.671)	-2.058*** (0.314)	-4.093*** (0.478)	-3.590*** (0.539)	-7.287*** (0.849)
lnTWTFI	-2.116*** (0.263)	-1.832*** (0.402)	-1.179*** (0.176)	-1.211*** (0.287)	-2.226*** (0.308)	-2.205*** (0.510)
EEU	-1.356*** (0.185)	-2.703*** (0.284)	-0.976*** (0.130)	-1.956*** (0.203)	-1.658*** (0.221)	-3.461*** (0.360)
控制变量	是	是	是	是	是	是
YEAR	是	是	是	是	是	是
PRODUCT	是	是	是	是	是	是
Observations	35 108	35 108	35 108	35 108	27 273	27 273

注:限于篇幅,表中只报告了交互项、贸易便利化以及区域经济一体化变量的回归结果,其他变量均参与回归但未列出。

六、结论及政策建议

贸易便利化降低国际贸易活动中劳动力、资本等相关服务的交易成本,为国际贸易活动创造便利快捷的环境,促进国际贸易往来,国内外学者的研究成果也表明贸易便利化可以给国际贸易交易国带来较大经济和社会效益。本文采用 CEPII-BACI 数据库 2007—2016 年 HS6 分位产品数据,利用生存分析方法估计中国与联盟及成员国出口贸易关系持续时间,并着重考察贸易便利化这一核心解释变量对双边出口贸易关系持续时间的影响。研究发现:第一,中国与联盟出口贸易持续时间以短期为主,中位数仅有 3 年,3 年以后超过 50% 的贸易关系结束;贸易便利化显著降低双边出口贸易关系失败的风险率,延长出口持续时间;产品层面以及国家层面特征变量对出口贸易关系的持续时间影响均非常显著。第二,根据不同类型产品将出口产品划分为初级产品、资本密集型产品和劳动密集型产品,发现贸易便利化对异质性产品的出口持续时间影响程度不同,从重到轻依次为劳动密集型产品、资本密集型产品和初级产品。第三,引入贸易便利化与区域经济一体化的交互项考察联盟启动后贸易便利化对出口持续时间的影响,实证发现关税同盟效应促进了贸易便利化对出口持续时间的影响作用。

为了更好地推进“一带一路”建设,进一步扩大双边经贸合作、互联互通的深度,更好地促进“一带一盟”对接合作,贸易便利化发挥的作用应引起足够的重视。因此本文建议:第一,借助协定签订与实施的契机,扎实推进中国与联盟及成员国经贸合作水平。建立专门的沟通部门应对协议落地时出现的未知摩擦,重点推进基础设施、海关合作以及电子商务等领域的全面合作,降低跨境交易成本、提高通关效率^[35],推动联盟成员国的贸易便利化水平提升,维护和扩大双边贸易利益从而促进双边出口贸易更好发展。第二,发挥“一带一路”与联盟地区联动作用,重视双边贸易发展空间。充分立足中国与联盟商品结构具有较强互补性这一特点,重点推进劳动、资本密集型产品等附加值较高的产品出口,提升中国企业出口核心竞争力,同时充分利用联盟的资源优势以及区位优势,扩大双边经贸合作领域,加强中国企业立足欧亚区域辐射欧洲的能力,通过营造良好的区域贸易便利化环境增加“一带一路”倡议深入推进的稳固性。第三,推进经贸合作协定的建设工作,加强贸易便利化的出口效应。本文的研究表明联盟启动产生的关税同盟效应促进了贸易便利化对出口持续时间的影响,但是双边经贸协定并不具有优惠性质,对于关税以及非关税壁垒并没有明确规定,中国应在“一带一盟”对接合作背景下,推动双边自贸区建设的谈判,进一步降低贸易壁垒进而提升贸易便利化水平,为中国推进“丝绸之路经济带”建设提供重要的经贸发展硬环境;同时打造文化交流平台促进中国与联盟成员国文化融合发展的

软环境,从文化上提高联盟内部认同感,通过软硬结合的方式改善中国与联盟的贸易便利化环境。

参考文献:

- [1] 韦进深. 欧亚经济联盟的制度设计与“一带一路”对接的模式与路径[J]. 国际关系研究, 2020(2): 31-46, 154.
- [2] 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.
- [3] IWANOW T, KIRKPATRICK C. Trade facilitation, regulatory quality and export performance [J]. Journal of International Development, 2007, 19(6): 735-753.
- [4] FELIPE J, KUMAR U. The role of trade facilitation in central Asia: A gravity model [J]. SSRN Electronic Journal, 2010. DOI: 10.2139/ssrn.1702367.
- [5] FONTAGNE L G, OREFICE G, PIERMARTINI R. Making (small) firms happy: The heterogeneous effect of trade facilitation measures [R]. CESifo Working Paper Series, 2016.
- [6] 范秋芳, 王嫚, 李芬. “一带一路”沿线国家贸易便利化水平对中国出口贸易影响研究[J]. 工业技术经济, 2019(8): 20-31.
- [7] 施锦芳, 吴琦. 东北亚贸易便利化对贸易流量影响的经验研究[J]. 财经问题研究, 2019(5): 95-103.
- [8] 曾倩, 曾先峰, 岳婧霞. 东盟贸易便利化对中国出口贸易的影响[J]. 经济体制改革, 2019(2): 187-194.
- [9] BESEDEŠ T, PRUSA T J. Product differentiation and duration of US import trade [J]. Journal of International Economics, 2006, 70(2): 339-358.
- [10] NITSCH V. Die another day: Duration in German import trade [J]. Review of World Economics, 2009, 145(1): 133-154.
- [11] HESS W, PERSSON M. Exploring the duration of EU imports [J]. Review of World Economics, 2011, 147(4): 665-692.
- [12] 陈勇兵, 李燕, 周世民. 中国企业出口持续时间及其决定因素[J]. 经济研究, 2012(7): 48-61.
- [13] 张亚斌, 黎谧, 李静文. 制造业出口贸易生存分析与跨国比较研究[J]. 国际贸易问题, 2014(11): 3-13.
- [14] 尹世久, 李锐, 吴林海, 等. 中国食品安全发展报告-2018 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2018.
- [15] 邹宗森, 王秀玲, 冯等田. 第三方汇率波动影响出口贸易关系持续吗: 基于“一带一路”沿线国家的实证研究[J]. 国际金融研究, 2018(9): 56-65.
- [16] 邹宗森, 张永亮, 王秀玲. 汇率变动、贸易结构与贸易福利 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2019.
- [17] WILSON J S, MANN C L, OTSUKI T. Assessing the benefits of trade facilitation: A global perspective [J]. World Economy, 2005, 28(6): 841-871.
- [18] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [19] FEENSTRA R C, HONG C, MA H, et al. Contractual versus non-contractual trade: The role of institutions in China [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2013, 94: 281-294.
- [20] 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.
- [21] 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.
- [22] 董银果, 吴秀云. 贸易便利化对中国出口的影响: 以丝绸之路经济带为例 [J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2017(2): 26-37.
- [23] DENNIS A, SHEPHERD B. Trade facilitation and export diversification [J]. The World Economy, 2011, 34(1): 101-122.
- [24] 陈继勇, 刘熻爽. “一带一路”沿线国家贸易便利化对中国贸易潜力的影响 [J]. 世界经济研究, 2018(9): 41-54, 135-136.
- [25] BESEDEŠ T, PRUSA T J. Ins, outs, and the duration of trade [J]. Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne d'Économique, 2006, 39(1): 266-295.
- [26] HELPMAN E. A simple theory of international trade with multinational corporations [J]. Journal of Political Economy, 1984, 92(3): 451-471.
- [27] SALANT S W. Search theory and duration data: A theory of sorts [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1977, 91(1): 39-57.
- [28] VAUPEL J W, YASHIN A I. Heterogeneity's ruses: Some surprising effects of selection on population dynamics [J]. The American Statistician, 1985, 39(3): 176-185.
- [29] 王秀玲, 邹宗森, 冯等田. 实际汇率波动对中国出口持续时间的影响研究 [J]. 国际贸易问题, 2018(6): 164-174.
- [30] 杨逢珉, 程凯. 贸易便利化对出口产品质量的影响研究 [J]. 世界经济研究, 2019(1): 93-104, 137.
- [31] 段文奇, 刘晨阳. 贸易便利化、企业异质性与多产品企业出口 [J]. 国际贸易问题, 2020(5): 72-88.
- [32] 张莹莹, 白东北, 高煜. 贸易便利化对企业出口国内附加值率的影响: 来自中国制造业企业的证据 [J]. 商业经济与管理, 2019(10): 58-69.
- [33] 刘昭洁, 蓝庆新, 崔鑫生. 贸易便利化对中国出口贸易的影响: 基于贸易引力模型的实证分析 [J]. 现代经济探讨, 2018(5): 54-61.

- [34] SUEYOSHI G T. A class of binary response models for grouped duration data[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1995, 10(4): 411-431.
- [35] 智慧. “一带一路”沿线国家贸易便利化对我国出口影响研究[J]. *经济纵横*, 2020(6): 115-128.

Research on the impact of trade facilitation on export duration from the perspective of cooperation between “the Belt and the Eurasian Economic Union”

CHENG Xianhong¹, LI Yuxin¹, ZOU Zongsen²

(1. *College of Economics and Management, Shihezi University, Shihezi 832003, P. R. China;*

2. *College of Economics, Qufu Normal University, Rizhao 276826, P. R. China*)

Abstract: Consolidating and developing the economic and trade cooperation relationship with the Eurasian Economic Union is of great significance to the promotion of “the Belt and Road” construction. The article has established a relatively comprehensive three-level indicator trade facilitation system, which is close to the actual situation of the member countries of the Eurasian Economic Union. Using the CEPII-BACI database 2007-2016 HS6 quantile product level data, firstly, the survival analysis method is used to estimate the duration of the export trade relationship between the Eurasian Economic Union and its member states. Secondly, the Cloglog model is used to investigate the impact of trade facilitation on the duration of the bilateral export trade relationship. The interaction of trade facilitation and regional economic integration is further introduced to investigate the impact of trade facilitation after the launch on the duration of exports. The study finds: 1) The duration of exports between China and the Eurasian Economic Union is generally short, with a median of only 3 years, and the proportion of trade relations lasting more than 1 year is 63.7%, accounting for 50.5% for more than two years, a decrease of 13.2%, and only 29.6% in the ninth year, which is less than one-third. Therefore, China’s trade relations with the member states of the Eurasian Economic Union last for a short period of time. The probability of failure is negatively time dependent. 2) Trade facilitation will significantly reduce the risk of failure in the export trade relationship between China and the Eurasian Economic Union and improve the survival rate of bilateral trade relations. At the micro level, it shows that the level of trade facilitation is improved, the transaction costs paid by multinational enterprises in international trade activities are reduced and the profit space is improved, so as to prolong the export duration of enterprises. 3) The impact of trade facilitation on the export duration of different types of products is heterogeneous. From the perspective of regression coefficient, the order from heavy to light is labor-intensive products, capital-intensive products and primary products. Because when the level of trade facilitation changes, labor-intensive products and capital-intensive products with long value chain and high domestic added value are more vulnerable to the “technology spillover” effect caused by trade facilitation. For primary products, the impact of agricultural policy is greater than the level of trade facilitation. Therefore, compared with capital intensive products and labor-intensive products, the level of trade facilitation has a relatively low impact on primary products. 4) Further through the interaction term model, it is found that after the launch of the Eurasian Economic Union, a customs union effect will be produced. The member states will form a five-country regional market with zero tariffs, which will promote the optimization of internal enterprise production factors and resource allocation, and the flow of internal factors will be freer and more convenient. Member states can obtain more economies of scale, and at the same time, promote the transfer of Chinese exports to other member states in the Eurasian Economic Union more quickly and efficiently, increase the willingness of Chinese enterprises to export, and increase the impact of trade facilitation on the duration of exports enhancement. The research in this article highlights the key role of trade facilitation in enhancing export trade relations, and has certain practical reference value for enhancing the level of economic and trade cooperation between China and the Eurasian Economic Union in the context of “the Belt and Road” construction.

Key words: “the Belt and Road”; trade facilitation; export duration; survival analysis; Eurasian Economic Union; Cloglog model