

引文格式: 程显宏. 贸易成本对中国与欧亚经济联盟出口持续时间的影响研究 [J]. 常州大学学报(社会科学版), 2023, 24 (5): 58-66.

贸易成本对中国与欧亚经济联盟 出口持续时间的影响研究

程显宏

摘要: 贸易成本是国家间贸易往来的重要影响因素之一, 出口持续时间是考察国际贸易关系好坏的重要标准。运用 Novy 模型和生存函数模型分别测度了中国与欧亚经济联盟的贸易成本及出口持续时间, 并将贸易成本作为核心变量纳入 Cloglog 模型探索影响出口贸易持续时间的因素。研究发现: 第一, 中国与欧亚经济联盟出口持续时间普遍较短, 中位数仅为 3 年; 在持续 3 年以后大部分贸易关系终结。第二, 贸易成本增加了双边出口贸易关系失败的风险, 进而缩短出口贸易持续时间。第三, 传统引力模型变量、产品层面变量以及汇率对出口持续时间的影响均比较显著。

关键词: 欧亚经济联盟; 出口持续时间; 贸易成本; Cloglog 模型

作者简介: 程显宏, 管理学博士, 常州大学吴敬琏经济学院讲师。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“双循环新发展格局下人民币汇率的资源配置效应研究”(21BJL015)。

中图分类号: F752.62 **文献标志码:** A **Doi:** 10.3969/j.issn.2095-042X.2023.05.006

欧亚经济联盟(以下简称“联盟”)于 2015 年正式成立, 其最高权力机构是欧亚经济委员会。欧亚经济联盟的前身是 2010 年成立的俄白哈关税同盟。在亚美尼亚和吉尔吉斯斯坦两国加入后, 俄白哈关税同盟发展成为五国区域经济一体化组织。目前, 联盟成员国均是“一带一路”重要的合作伙伴。2015 年, 中俄共同发布的《中华人民共和国与俄罗斯联邦关于丝绸之路经济带建设和欧亚经济联盟建设对接合作的联合声明》提出, 切实推进“一带一路”与联盟的对接工作, 将在投资贸易合作、贸易便利化以及区域经济发展等方面开展全方位合作。2017 年, 中国与欧亚经济委员会及联盟成员国代表共同签署了《中华人民共和国与欧亚经济联盟经贸合作协定》(以下简称《经济贸易协定》), 旨在通过加强和简化通关手续, 降低贸易成本。随着贸易理论不断发展, 贸易成本在国际贸易领域受到的关注度越来越高, 逐渐成为“新贸易理论”“新新贸易理论”等理论框架的核心概念, 在国际贸易中发挥的作用也不容小觑。随着“一带一路”建设的不断深化, 巩固发展中国与联盟成员国出口贸易关系有助于“一带一路”倡议向西推进、减少非关税贸易壁垒、提高贸易便利化水平。《经济贸易协定》的签署标志着中国与联盟经贸合作进入制度引领的新阶段, 对于推动“一带一路”建设与“一带一盟”对接合作具有里程碑意义。

当今经济全球化日益加深, 国与国之间的经济贸易联系更加紧密, 中国与联盟之间通过签订协定等方式为双边经贸合作提供强有力的制度保障是符合双边利益的, 而出口贸易持续时间是衡量双边贸易关系的一个重要维度, 所以中国与联盟成员国出口贸易持续时间的影响因素是一个值

得研究的问题。因此，本文尝试运用生存分析方法，客观地刻画中国与联盟成员国出口贸易持续时间分布，并考察出口贸易持续时间的重要影响因素，以期为中国与联盟成员国出口贸易持续稳定发展提供政策参考。

一、文献综述

随着经济社会持续发展、技术不断进步以及运输效率逐步提升，国际贸易效率也逐渐提高。尽管贸易成本逐渐下降，但其仍然是国家之间贸易关系的重要影响因素之一。Novy^[1]指出，贸易成本在新开放宏观经济学中扮演着重要的角色，也是阻碍世界经济一体化的重要因素之一。Novy^[2]构建了包括垄断竞争下生产差异化产品的厂商、国内消费者、目的国消费者三因素的多国贸易一般均衡模型，并在此基础上推导出贸易成本的计算公式，从此贸易成本测度逐渐受到关注。

国外关于贸易成本对国际贸易的影响研究成果颇丰，Anderson 等^[3]研究表明，贸易成本大约为关税当量的 1.7 倍，对双边国际贸易产生的影响不可忽视。大多数学者的研究证实了贸易成本对国际贸易产生显著的影响^[4-5]。国内学者基于进口中间品视角探索发现，总体上贸易便利化延长了企业出口持续时间^[6]，既增大出口机会又有利于延长企业出口持续时间，这种情况在产品多样化程度低、产品核心度低、行业竞争小、市场集中度低的企业中尤为明显^[7]。

随着“新贸易理论”“新新贸易理论”的发展，贸易成本对国际贸易的影响受到众多学者的青睐，研究层次从国家层面向行业层面不断细化。贸易成本的增加或降低会显著影响企业进出口和选择目标国际市场的决策，进而影响双边贸易关系。其中，贸易持续时间的长短是衡量贸易关系好坏的重要因素之一。Besedeš 等^[8-9]对“贸易持续时间”概念进行了诠释，并对美国进口贸易持续时间的特征以及中北美国家出口贸易持续时间进行了研究，随后又有学者对德国和欧盟的进口持续时间问题进行了探索，这些研究都表明传统贸易引力变量和产品层面特征变量对双边贸易关系的持续具有显著影响^[10-11]。不同于国外研究关注进口持续时间问题，国内研究起步较晚且主要关注出口贸易持续时间。陈勇兵等^[12]运用生存分析方法考察了 1998—2006 年中国农产品出口贸易关系，发现传统引力模型变量和企业层面的特征变量均对贸易持续时间产生显著的影响。邹宗森等^[13]采用生存分析方法和离散时间模型分别考察了中国总体出口贸易关系和中国对“一带一路”沿线国家出口贸易关系生存时间的分布特征，发现双边和第三方实际汇率波动均会降低中国出口贸易关系持续时间。魏昀妍等^[14]研究发现，地区出口制度复杂度能显著抑制企业的出口风险，延长企业出口持续时间。在持续推进“一带一路”倡议、促进“一带一盟”对接工作的背景下，积极发展与联盟成员国的经贸合作关系具有重要意义。双边出口贸易关系的维持时间、双边贸易关系的稳固性、贸易成本在双边贸易关系中的作用等都是影响出口贸易可持续增长的因素。因此，笔者运用 K-M 非参数估计、离散时间生存分析模型研究中国与联盟成员国出口贸易持续时间，分析影响出口贸易持续时间的关键因素，以期为中国与联盟成员国出口贸易的增长提供决策依据。

本文的拓展性研究如下：第一，探索了中国与联盟成员国出口贸易关系持续时间生存变化特征，有助于提升中国与联盟经贸合作层次；第二，采用 Novy 模型精确测度中国与联盟成员国的贸易成本并将其纳入核心解释变量，对于降低中国与联盟成员国贸易成本、提高贸易便利化水平具有实践参考意义；第三，运用生存分析方法、离散时间模型探究贸易成本等变量对出口贸易持续时间的影响，对现有研究进行补充。

二、数据处理及生存函数估计

(一) 数据处理与来源

贸易持续时间为某商品从进入外部市场到退出外部市场所经历的无间隔年份数。处理贸易持续时间的数据需要注意：第一，数据左删失问题。样本观测时间为 2007—2021 年，由于无法获知确切的出口起始时间，通常做法是删除首年（2007 年）的贸易关系持续时间段，故本文出口持续时间观察期最长为 14 年。第二，多个持续时间段（multiple spells）问题。由于样本观测期间同一商品产生的贸易关系会多次出现，从而产生多个持续时间段问题。通常做法为，假设多个持续时间段相互独立，且对样本观测值持续时间长度的分布无明显影响。数据来自 CEPII-BACI 数据库。

(二) 生存模型函数估计

被解释变量为某种行为的持续时间，故采用生存时间分析方法。其中，生存函数和累计风险函数是描述持续时间特征的常用函数。设 T （离散随机变量）为中国出口商品 x 到 j 国的生存时间，其中， T 的取值为 $t_i (i=1, 2, 3, \dots, n)$ 。生存函数 $S(t)$ 为出口产品生存时间超过 t 的概率，即： $S(t) = \text{pr}(T_i > t)$ ，则生存函数非参数估计由 K-M（连乘估计量）得到。

$$\hat{S}(t) = \prod_{j|t_j \leq t} \left(\frac{n_j - m_j}{n_j} \right) \quad (1)$$

式中： n_j 表示到 t_j 时刻依然保持出口贸易关系的时间段数量， m_j 表示到 t_j 时刻不再保持出口贸易关系的时间段数量。风险函数表示产品在 $t-1$ 时期依然出口，而在 t 时期不再出口的概率。

$$h(t_i) = \text{Pr}(T = t_i | T \geq t_i) = \frac{p(t_i)}{S(t_{i-1})}, \text{其中 } i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (2)$$

风险函数的 K-M 估计量为： $\hat{h}(t) = m_j / n_j$ 。累计风险函数表示局部风险率之和：

$$\hat{H}(t) = \sum_{j|t_j \leq t} \left(\frac{m_j}{n_j} \right) \quad (3)$$

运用 K-M 生存模型函数对中国与联盟整体及成员国出口持续时间的初步估计结果见表 1。从国别来看，中国与俄罗斯的出口持续期较长，平均数和中位数分别为 4.48 年和 3 年，说明双边贸易关系较牢固，这与商务部发布的“中国连续 12 年稳居俄罗斯第一大贸易伙伴国”数据相符。中国对白俄罗斯的出口项目中，出口持续时间为 1~4 年的占比分别达到 67.6%、55.6%、49.4% 和 44.6%。相较于其他联盟成员国，中国对白俄罗斯出口持续时间为 1~4 年的比例最高且生存率下降幅度最低，说明中国与白俄罗斯的贸易关系发展相对良好。中国对哈萨克斯坦的出口项目中，出口持续时间为 14 年的占比为 32.4%，是中国与联盟成员国中比例最高的，说明中国与哈萨克斯坦的贸易关系比较平稳。中国与吉尔吉斯斯坦的出口持续期最短，中位数仅为 2 年，且出口持续时间为 14 年的占比仅为 19.9%，说明中国与吉尔吉斯斯坦贸易关系最不稳定。中国与亚美尼亚的出口持续期居中，尽管中位数仅为 2 年，但是自 2009 年以来，中国一直是亚美尼亚第二大贸易伙伴国，并且两国进出口额呈现增长态势，可见中国与亚美尼亚的贸易潜力较大。整体上看，中国与联盟的出口持续期普遍较短，中位数仅为 3 年。出口持续时间为 1~3 年的占比分别为 64.6%、51.2%、44.6%，出口持续时间为 14 年的占比仅有 28.4%，这说明超过 55% 的贸易关系在 3 年后结束，中国与联盟的出口持续时间以短期为主且存在较大不稳定性。

表 1 中国与联盟出口持续时间的描述性统计

范围	出口持续期/年		K-M 生存模型估计的出口持续时间					持续期数量
	平均数	中位数	第 1 年	第 2 年	第 3 年	第 4 年	第 14 年	
俄罗斯	4.48	3	0.673	0.544	0.475	0.435	0.316	3402
白俄罗斯	4.18	3	0.676	0.556	0.494	0.446	0.290	5198
哈萨克斯坦	4.94	3	0.670	0.536	0.472	0.432	0.324	5824
吉尔吉斯斯坦	3.29	2	0.603	0.457	0.384	0.337	0.199	6455
亚美尼亚	4.03	2	0.622	0.493	0.429	0.398	0.302	5455
欧亚经济联盟	4.14	3	0.646	0.512	0.446	0.405	0.284	26334

三、实证检验及结果

（一）模型设定

目前分析生存问题的模型分为连续时间生存模型和离散时间生存模型。连续时间生存模型存在不可观测异质性、贸易持续时间结点不可控、必须满足比例风险基本假定等缺陷^[11]，因此，为克服上述缺陷构建离散时间生存模型：

$$M[h_{ik}(t,x)]=\beta x'+\gamma_i+u \tag{4}$$

式中： $h_{ik}(t,x)$ 表示具有协变量 x 的个体在时刻 t 的风险率。 β 为待估系数。 x' 为解释变量集合，包括核心解释变量、传统引力变量和产品特征变量等。 γ_i 为区间基准风险率。 $u=\log v$ ，用来控制贸易持续时间的不可观测异性质。其中， v 表示不可观测异质性。离散时间生存模型为二值模型，被解释变量 $M[h_{ik}(t,x)]$ 取值 0 或 1。为了有效解决数据右删失和基准风险函数的非参数估计问题^[15]，分别采用服从正态分布的 Probit 模型、服从逻辑斯蒂分布的 Logit 模型、服从极值分布的 Cloglog 模型进行回归。

（二）变量选取

1. 被解释变量

中国对联盟出口产品中断的风险率 $h_{ik}(t,x)$ ，根据比例风险模型测算。

2. 核心解释变量

贸易成本（IC）。参照 Anderson 等^[16]的研究，假设各国专业化生产一种产品并出口，产品供给量给定且消费者效用函数的替代弹性不变，构建一般均衡模型计算贸易成本。

首先，计算 i 国对 j 国的出口额：

$$x_{ij}=\frac{y_i y_j}{y^w}\left(\frac{t_{ij}}{\prod_i P_j}\right)^{1-\sigma} \tag{5}$$

式中： x_{ij} 为 i 国对 j 国的总出口额； y_i 和 y_j 分别代表 i 、 j 两国的总收入额； y^w 代表世界各国收入总和； t_{ij} 为 i 国与 j 国之间的双边冰山型贸易成本； \prod_i 和 P_j 分别代表 i 国向外的多边阻力和 j 国向内的多边阻力； $\sigma(>1)$ 为商品的替代弹性。

其次，当一国与伙伴国多边阻力降低，一部分产品转外销便会得到多边阻力模型 $\prod_i P_i$ ，其中 P_i 表示 i 国向内的多边阻力。在此基础上增加一个相反方向的贸易流量得到与之相对应的多边阻力模型 $\prod_j P_j$ ^[2]，其中 \prod_j 表示 j 国向外的多边阻力。

最后，将 i 国对 j 国的总出口额 x_{ij} 与 j 国对 i 国的总出口额 x_{ji} 相乘并带入多边阻力模型

$\Pi_j P_j$ 和 $\Pi_i P_i$ 中。因为 i 国到 j 国的运输成本不对等、各国的国内成本不相同 (即 $t_{ij} \neq t_{ji}$)，故可得贸易成本的关税当量值 (τ_{ij})：

$$\tau_{ij} = \left(\frac{x_{ii} x_{jj}}{x_{ij} x_{ji}} \right)^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} - 1 \quad (6)$$

式中： x_{ji} 代表 j 国对 i 国的总出口额。 x_{ii} 为 i 国国内贸易额，由该国总收入额 y_i 减去总出口额 x_{ij} 得到^[17]，即 $x_{ii} = y_i - x_{ij}$ ，同理可得 x_{jj} 。 y_i 为 i 国总收入额，其表达式： $y_i = s \cdot \text{GDP}_i$ ^[18]，其中 s 为 GDP 中可贸易品份额，取值 0.8^[2]。 σ 为替代弹性，取值 8^[3]。依据式 (6) 计算可得 2008—2021 年中国与联盟成员国的贸易成本。

3. 传统引力变量

目的国经济总量 ($\ln Pgd p$)。一国的人均国内生产总值越大，国内的市场购买力越强，市场需求越大，对进口商品需求就越旺盛，进而出口持续时间越长。是否为内陆国家 (*Landlocked*)。出口目的国为内陆国家取值 1，否则取值 0。是否与中国接壤 (*Contiguity*)。出口目的国与中国接壤取值 1，否则取值 0。两国距离 ($\ln Distcap$)。联盟成员国大多数与中国接壤，距离较近，中国与之开展贸易活动时运输风险与成本较低，出口贸易关系失败的风险较低。GDP 数据来自世界银行，其余变量数据来自法国国际经济研究中心。

4. 产品特征变量

产品初始贸易额 ($\ln Iv$)，采用中国与联盟成员国出口贸易关系持续时间段第一年的出口贸易额表示。产品初始贸易额越大，双边贸易关系越稳定，出口风险率越低。产品单位价值 ($\ln Uv$)。单位价值高的产品越不容易被替代，贸易关系越稳定。产品多样性 ($\ln Pnum$)，采用中国出口到目的国的产品种类总数表示。通常情况下，出口种类越多双方贸易关系越紧密，出口贸易关系失败的风险率越低。目的地多样性 ($\ln Dd$)，采用每年中国所有出口产品数量的绝对值表示。出口目的地越多的国家抵御外部风险的能力越强，其出口贸易关系失败的概率越低。

5. 人民币汇率变动 (*Neer*)

人民币汇率变动 (*Neer*)，用美元兑人民币汇率变化率表示，计算公式为： $(Neer_i - Neer_{i-1}) / Neer_{i-1}$ ，其中 i 的取值范围为 2008—2021 年， $Neer_{i-1}$ 和 $Neer_i$ 分别为上一年和当年美元兑人民币汇率的平均价。人民币汇率变动会对国际贸易产生影响，进而影响出口持续时间。数据来源于《中国统计年鉴》。

变量的描述性统计见表 2。

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
IC	108599	1.20	0.37	0.75	2.10
$\ln Pgd p$	108599	8.39	0.89	6.07	9.68
<i>Landlocked</i>	108599	0.66	0.47	0	1.00
<i>Contiguity</i>	108599	0.60	0.49	0	1.00
$\ln Distcap$	108599	8.47	0.27	8.15	8.78
$\ln Uv$	108480	-1.74	1.66	-13.87	6.33
$\ln Iv$	108480	2.02	2.69	-10.23	13.49
$\ln Pnum$	108599	7.84	0.28	6.13	8.26
$\ln Dd$	108599	5.31	0.01	5.30	5.32
<i>Neer</i>	108599	-1.28	3.58	-8.67	6.65

（三）实证结果

1. 总体检验

表 3 为分别采用 Cloglog、Probit 和 Logit 计量模型进行回归的结果。表 3 中左侧是未控制不可观测异质性的回归结果，右侧为控制不可观测异质性的回归结果。 Rho 表示不可观测异质性引起的误差占总误差的比例，这一比例均超过 60%，拒绝不存在不可观测异质性的原假设。因此，控制不可观测异质性对于该模型的回归过程来说是非常有必要。故对中国与联盟成员国贸易关系持续时间的分析重点是考察控制不可观测异质性的 Cloglog 模型的回归结果。

表 3 基准回归估计结果

变量	未控制不可观测异质性模型			控制不可观测异质性模型		
	Cloglog	Probit	Logit	Cloglog	Probit	Logit
IC	0.340 *** (0.085)	0.204 *** (0.055)	0.371 *** (0.098)	0.458 *** (0.123)	0.302 *** (0.083)	0.554 *** (0.150)
$\ln Pgdp$	-0.174 *** (0.021)	-0.121 *** (0.013)	-0.210 *** (0.024)	-0.216 *** (0.033)	-0.152 *** (0.023)	-0.270 *** (0.041)
$Landlocked$	-0.563 *** (0.141)	-0.330 *** (0.090)	-0.609 *** (0.162)	-0.479 *** (0.238)	-0.312 *** (0.162)	-0.576 ** (0.293)
$Contiguity$	-0.300 (0.056)	-0.195 * (0.036)	-0.342 (0.065)	-0.265 * (0.091)	-0.173 ** (0.062)	-0.313 *** (0.112)
$\ln Distcap$	0.051 *** (0.049)	0.057 *** (0.031)	0.084 *** (0.056)	0.182 ** (0.089)	0.135 * (0.061)	0.234 ** (0.110)
$\ln Uv$	0.334 *** (0.007)	0.197 *** (0.005)	0.374 *** (0.008)	0.300 *** (0.011)	0.203 *** (0.008)	0.369 *** (0.014)
$\ln Iv$	-0.389 *** (0.005)	-0.237 *** (0.003)	-0.440 *** (0.006)	-0.380 *** (0.007)	-0.258 *** (0.005)	-0.467 *** (0.009)
$\ln Pnum$	0.246 *** (0.077)	0.142 *** (0.050)	0.264 *** (0.089)	0.188 * (0.113)	0.126 (0.079)	0.239 * (0.141)
$\ln Dd$	-27.366 *** (3.443)	-19.637 *** (2.322)	-33.099 *** (4.078)	6.724 (5.165)	7.399 * (3.589)	11.674 ** (6.449)
$Neer$	0.042 *** (0.007)	0.032 *** (0.005)	0.052 *** (0.008)	0.092 *** (0.009)	0.066 *** (0.006)	0.113 *** (0.011)
Constant	149.279 *** (18.407)	106.911 *** (12.392)	180.614 *** (21.781)	-31.679 (27.646)	-36.266 * (19.184)	-56.543 (34.483)
Rho				0.667 *** (0.007)	0.621 *** (0.008)	0.612 *** (0.008)
Obs	99276	99276	99276	99276	99276	99276
$\log Likelihood$	-39155.313	-39161.380	-39124.389	-36497.679	-36268.476	-36329.220

注：***、**、* 分别表示系数的估计值在 1%、5%、10% 的水平显著，括号内数值为 t 统计量。回归时对年份和 SITC-1 位码进行了控制， Rho 表示不可观测的异质性的方差占总误差方差的比重， Rho 对应的括号内为 P 值，表 4 同。

第一，贸易成本对出口持续时间的影响。从表 3 可以看出，核心解释变量贸易成本的系数显著为正，表明中国与联盟成员国之间的贸易成本增加会增加双边出口贸易关系失败的风险，从而降低出口持续时间。关税同盟理论认为，关税结盟对内会形成“贸易创造”效应，对外形成“贸易转移”效应，而关税是贸易成本的重要组成部分，关税结盟必然会导致贸易成本变动，提高出口贸易的潜在成本，增加双边国际贸易的不确定性，而联盟为区域经济一体化组织，是典型的关税结盟形式。表 1 数据也显示，中国与俄罗斯、哈萨克斯坦的贸易关系相对稳固，出口持续时间较长，贸易成本相对最低，这从侧面印证了贸易成本较低则贸易关系较稳固、出口贸易持续时间

较长。表 3 回归结果显示，当贸易成本提高一倍，双边贸易关系失败的风险率上升 45.8%，这从正面验证了贸易成本增加会导致贸易关系不稳固，出口持续时间变短。可见，贸易成本对于巩固中国与联盟成员国的贸易关系起着至关重要的作用，应予以足够重视。

第二，传统引力变量对出口持续时间的影响。目的国经济总量对双边贸易关系风险率的影响显著为负。目的国的人均收入越高，则潜在的消费欲望和市场购买力就越强，这会推动国际贸易发展，延长出口持续时间。目的地为内陆国家和目的地与中国接壤都会降低双边贸易关系失败的风险，延长出口持续时间，这是因为，联盟成员大多为内陆国家且与中国接壤，较近的陆路运输提高了贸易效率，降低了双边贸易关系失败的风险。两国距离的回归系数为正，说明两国间距离越远，贸易关系失败的概率越大，出口持续时间越短。

第三，产品特征变量对出口持续时间的影响。产品初始贸易额的回归系数显著为负，说明双边初始贸易额越大，贸易关系失败的风险越低，出口持续时间越长。产品单位价值越高，贸易关系失败的风险越大，这可能是因为，中国出口到联盟成员国的产品核心竞争力不足，比较容易被取代。产品多样性增加了贸易关系失败的风险，这可能是因为，联盟成员国的需求多为种类固定的轻工业产品，因此产品种类增加会降低出口持续时间。目的地多样性回归系数为正但不显著，可能的原因是，中国出口联盟成员国的产品数量相对较少且品种单一，出口贸易关系相对简单，因此丰富的出口经验对提升出口持续时间并没有显著的帮助。

此外，人民币汇率变动的回归系数为正，表明人民币汇率变动增加会降低出口持续时间。从系数来看，人民币汇率变动每提高一倍，双边贸易关系失败的风险将提高 9.2%。

2. 稳健性检验

为进一步验证以上回归结果的稳健性，采用 Cloglog、Probit、Logit 模型，分别对每个贸易关系的首个持续时间段样本（First Spell）和只有一个持续时间段样本（Only One Spell）进行回归，结果见表 4。回归结果的系数符号、显著性与表 4 基本一致，故本文的结论是稳健的。

通过比较表 3 与表 4 中各变量的相关系数和显著性可知，无论是核心变量还是其他解释变量，只有一个持续时间段样本（Only One Spell）比全样本部分变量对贸易关系持续时间的影响更大些，所以，建立贸易关系时要多注意这些变量的影响，以便保持贸易关系的稳定发展。

表 4 稳健性检验

变量	First Spell			Only One Spell		
	Cloglog	Probit	Logit	Cloglog	Probit	Logit
IC	0.737 *** (0.169)	0.486 *** (0.111)	0.894 *** (0.204)	1.392 *** (0.291)	0.989 *** (0.196)	1.737 *** (0.362)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
Rho	0.734 *** (0.008)	0.689 *** (0.009)	0.684 *** (0.009)	0.931 *** (0.003)	0.913 *** (0.004)	0.911 *** (0.004)
Obs	70241	70241	70241	58187	58187	58187
log Likelihood	-22520.463	-22352.259	-22394.065	-8859.787	-8832.23	-8836.473

四、结论与政策建议

随着国际贸易理论不断发展，贸易成本逐渐成为解释国际贸易关系好坏的关键因素之一，

在国家对外贸易政策的制定中具有一定的参考作用。本文基于联合国商品贸易数据库 2008—2021 年 CEPII-BACI 数据库 HS6 分位产品数据，采用生存分析方法估计中国与联盟出口持续时间，并着重考察了贸易成本对双边出口持续时间的影响。研究发现：中国与联盟出口持续时间普遍较短，在 14 年的样本观测期内，中位数仅为 3 年，出口持续时间为 1 年的占比为 64.6%，3 年以后贸易关系趋向平稳。贸易成本对双边出口持续时间的影响显著，贸易成本越高双边贸易关系失败的风险越大，出口持续时间越短。传统引力变量对出口持续时间影响与现有研究一致，为负向影响。初始贸易额、产品单位价值、产品多样性等产品特征变量和人民币汇率波动对出口持续时间的影响也非常显著。目的地多样性对中国与联盟出口持续时间的影响不显著。

为更好地推进丝绸之路经济带建设，进一步扩大中国与联盟间贸易投资合作，必须重视国际贸易中的贸易成本问题。第一，利用中国与联盟成员国的地理位置优势，加大基础设施建设力度，提供更便捷有效的物流运输条件，实现高效的政策互通，降低贸易成本，从而增加双边经贸合作的深度，扩大双边经贸合作的广度。第二，当前，出口联盟的产品大多为资源型产品，从联盟进口的产品以农产品等劳动密集型产品为主，这势必会导致双边贸易结构单一，风险抵抗能力不足。故应改善中国与联盟的贸易商品结构，增强贸易风险抵御能力和双边贸易关系紧密度。第三，持续推进“一带一路”建设，采取贸易便利化措施，为国家间的资本和要素跨境流动创造更好的条件，降低贸易成本，建立持续、稳固的国际贸易关系。

参考文献：

- [1] NOVY D. Is the iceberg melting less quickly? international trade costs after world war II [J]. SSRN electronic journal, 2006; 12-20.
- [2] NOVY D. Gravityredux: measuring international trade costs with panel data [J]. Economic inquiry, 2013, 51 (1): 101-121.
- [3] ANDERSON J E, VAN WINCOOP E. Trade costs [J]. Journal of economic literature, 2004, 42 (3): 691-751.
- [4] KRUGMAN P, COOPER R N, SRINIVASAN T N. Growing world trade: causes and consequences [J]. Brookings papers on economic activity, 1995, 26 (1): 327-377.
- [5] JACKS D S, MEISSNER C M, NOVY D. Tradebooms, tradebusts, and trade costs [J]. Journal of international economics, 2011, 83 (2): 185-201.
- [6] 程凯, 杨逢珉. 贸易便利化对企业出口持续时间的影响：基于进口中间品视角 [J]. 国际经贸探索, 2022, 38 (2): 66-82.
- [7] 赵伟康, 綦建红. 出口机会与进口竞争对工业机器人企业的叠加影响：基于出口持续时间的视角 [J]. 南方经济, 2022 (1): 78-96.
- [8] BESEDES T, PRUSA T J. Product differentiation and duration of US import trade [J]. Journal of international economics, 2006, 70 (2): 339-358.
- [9] BESEDES T, PRUSA T J. Ins, outs, and the duration of trade [J]. Canadian journal of economics, 2006, 39 (1): 266-295.
- [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, 47 (7): 48-61.
- [13] 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.
- [14] 魏昀妍, 程文先. 地区出口制度复杂度会延长企业出口持续时间吗？基于中国企业微观数据的分析 [J]. 国际经贸探索, 2021, 37 (6): 70-85.
- [15] SUEYOSHI G T. A class of binary response models for grouped duration data [J]. Journal of applied econometrics, 1995,

- 10 (4): 411-431.
- [16] ANDERSON J E, VAN WINCOOP E. Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle [J]. American economic review, 2003, 93 (1): 170-192.
- [17] 王珏, 冯宗宪. 中国与“一带一路”区域的双向贸易成本: 基于异质性企业模型的联立成本测算与贸易效应分解 [J]. 国际贸易问题, 2022 (3): 140-159.
- [18] ANDERSON J E. A theoretical foundation for the gravity equation [J]. The american economic review, 1979, 69 (1): 106-116.

On the Influence of Trade Cost on Export Duration of China and the Eurasian Economic Union

Cheng Xianhong

Abstract: Trade cost is one of the important factors affecting trade between countries, and export duration is an important standard to evaluate the quality of trade relations between countries. By the use of Novy model and survival function model, the trade cost and export duration of China and the Eurasian Economic Union are measured respectively, and trade cost is incorporated into Cloglog model as a key variable to explore the factors affecting the duration of export trade. The results show that firstly, the duration of export between China and the Eurasian Economic Union is generally short, with a median of only 3 years, after which most trade relations end. Secondly, trade cost significantly increases the risk of bilateral export trade relationship failure, thus shortening the duration of export trade. Thirdly, traditional gravity model variables, product-level variables and exchange rate all have significant effects on export duration.

Keywords: the Eurasian Economic Union; export duration; trade cost; Cloglog model

(收稿日期: 2023-03-26; 责任编辑: 沈秀)