

编者按：2023年是习近平总书记提出共建“一带一路”倡议10周年。10月18日，在第三届“一带一路”国际合作高峰论坛开幕式上，习近平总书记强调：“继续弘扬丝路精神，推动共建‘一带一路’进入高质量发展的新阶段，为实现世界各国的现代化而不懈努力。”“一带一路”建设已从谋篇布局的“大写意”转入精耕细作的“工笔画”阶段。“和平合作、开放包容、互学互鉴、互利共赢”从理念转化为行动，“政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通”从愿景转化为现实。十年来，我国已与152个国家和32个国际组织签署了200余份共建“一带一路”合作文件，覆盖我国83%的建交国。作为我国高水平对外开放的重要举措，“一带一路”倡议不仅开启了我国与世界沟通、合作与发展的新篇章，更已发展为深受欢迎的国际公共品，成为开放包容、互利共赢的可持续国际合作新范式。

党的二十大明确指出要“推进高水平对外开放，推动共建‘一带一路’高质量发展”。在共建“一带一路”倡议提出10周年之际，特区实践与理论杂志社与“一带一路”国际合作发展（深圳）研究院院长、深圳经济特区研究中心主任陶一桃教授领衔的专家团队合作推出“一带一路”十周年研究专栏，共同探讨在推动共建“一带一路”更高质量发展背景下，中国与“一带一路”沿线重点地区经贸与产能务实合作的思路与对策，以飨读者。

国家间关系对贸易的影响研究

——以中国和东盟为例

陶一桃 王昱人

摘要：文章采用引力模型，并基于GDELT全球事件、语言和语调数据库的事件数据，探讨了在“一带一路”倡议背景下，中国与东盟国家的双边关系波动对贸易的影响。同时，研究了在国际关系背景下，国家单向行为变化对双边贸易的影响。研究发现双边关系的波动与两国贸易呈正相关，国家的单向政治态度会影响中国与东盟国家间双边贸易的走向。“一带一路”倡议实施过程中，中国与东盟国家贸易额持续增长，整体上双边关系呈现积极向上的趋势。因此，中国与东盟应该继续保持稳定的政治关系，在不断增进相互了解的同时，优化彼此合作的模式，推动区域经济协同发展、共同繁荣。

关键词：一带一路；中国—东盟关系；双边贸易；事件数据；GDELT

中图分类号：F752.7 **文献标识码：**A **文章编号：**1673-5706（2023）06-0025-09

一、引言

伴随着四十多年的改革开放，中国经济迅猛发展。2023年是“一带一路”倡议提出十周年，东南亚国家联盟（简称东盟）地处全球贸易的“海上十字路口”，在“一带一路”倡议实施中具有至关重要的区域地缘地位。中国和东盟都是发展中经济体，自1991年建立伙伴关系以来，释放出了巨大的合作潜能。中国与东盟国家海陆相连，

陆地边界超过4000公里，彼此间有着深厚的历史文化渊源。鉴于东盟对大国的政治和经济影响力有限，东盟的地区地位主要取决于其地区伙伴的双边支持^[1]，互联互通作为一项系统性工程，涉及国内外广泛的利益相关方^[2]。2003年中国与东盟建立战略伙伴关系，随后于2010年建立了中国—东盟自由贸易区（FTA），进一步扩大了彼此间的贸易规模。

2020年,中国—东盟双边贸易额在新冠肺炎疫情的影响下逆势增长,已成为彼此最大的贸易伙伴^[3]。自“一带一路”倡议提出以来,中国与东盟国家的贸易额总体呈上升趋势,但也出现了一些波动,其中最明显的一次下降发生在2016年。此外,从进出口数据来看,2013年以来,中国对东盟国家的出口数据略高于进口数据。图1展示了2013年至2022年中国与东盟国家的双边贸易额。

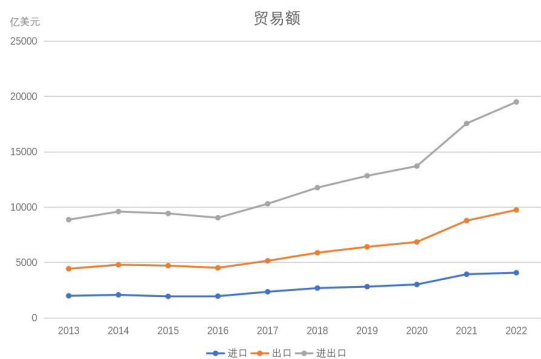


图1 2013年至2022年中国与东盟国家的双边贸易额
来源: CEIC 数据库。

随着中国与东盟国家间合作的不断深入,经贸关系和政治关系也在学术界、政界和商界引起了广泛讨论,“双边关系”成为学者、政策制定者和国际贸易决策者实现母国和东道国可持续发展的重要考虑因素。事实表明,国家间关系除了与国家和个人安全相关外,还对全球贸易和经济交易产生深远影响^{[4][5][6]}。虽然东盟的影响力在地理范围和对实际安全问题的影响方面有限,但东南亚有可能成为大国竞争的重要对象,从而使该区域在亚洲地缘政治中具有高度相关性^[7]。

20世纪70年代以来,学者们围绕国际贸易与政治之间的关系展开讨论,并试图进一步分析两者之间的相关性。双边贸易的增长会导致冲突或合作,而政治冲突的变化则会导致双边贸易量增加或减少^[8]。由此产生了三个方向的论述,首先,良好的政治关系有助于推动两国之间的贸易合作,而敌对的政治关系则可能抑制双边贸易。Pollins^[9]提出了著名的“贸易追随旗帜”(trade follows the flag)观点,强调国家更倾向于与其盟友或合作伙伴国家开展贸易。此外,Gowa和Mansfield^[10]发现,贸易伙伴国之间的联盟对双边贸易有积极影响。

Nitsch和Schumacher^[11]以及Glick和Taylor^[12]的研究表明,恐怖事件、战争和军事冲突会对贸易产生破坏性影响,而Che, Du, Lu and Tao^[13]则认为民族主义和历史遗留问题也不利于双边贸易和经济交流。其次,国际贸易抑制政治冲突,从而促进国际合作。Polachek^[14]从理性人的角度进行分析,指出国家与其贸易伙伴的冲突可能导致出口减少,从而提高进口成本。除Polachek外,持类似观点的学者还有Arad和Hirsch^[15]。此外,国际贸易也会引发双边政治冲突。持这种观点的学者认为,由于资源的有限性,国际贸易被视为对有限资源的竞争。随着国家干预的加入,贸易战和殖民扩张等情况不可避免,从而抑制了国际合作,甚至增加了冲突程度^[16]。国内学者主要围绕着中日和中美之间的经济政治互动展开研究。徐奇渊和陈思翀^[17]对2002–2012年间中日两国经贸关系的紧张状况进行了实证分析。十年来,我国经济发展总体上可以分为三个阶段:可能效应、显著效应和无效应。周泳宏和王璐^[18]以中日两国的政治摩擦为突破口,分析了两国经贸关系受“无显著效应”“滞后效应”和“显著效应”三种效应。根据中美统计资料,Su、Song、Tao和Hao^[19]四人认为,两个国家的政治联系会给双方带来正、负两方面的作用。

综上所述,由于中国和东盟所在的地区正日益成为全球经济中最具活力的地区^[20],同时考虑到中国已连续11年成为东盟最大的贸易伙伴^[21],中国与东盟成员国之间的贸易往来也呈日益密切的趋势;鉴于双边关系与双边贸易相互影响的内在逻辑机理,进一步从学理上研究中国与东盟国家双边关系的波动对贸易流动的影响不仅具有现实意义,同时更具有解释现实并预测未来的理论意义。本文用2013–2020年12月间中国和东盟10个成员国的高频月度面板数据,实证分析中国和东盟之间的关系变化对贸易往来的影响。利用全球事件、语言和语调数据库(GDELT)构建变量,提取中国与东盟间的事件数据,并计算了戈德斯坦得分的月平均值,对双边关系的波动做了基本衡量与判断。本文所进行的相关讨论和分析,旨在为深化中国与东盟的经贸合作提供参考,从而为中国与东盟的区域合作寻找到更加互惠互利的路径与方式。

二、研究数据与研究方法

(一) 研究数据

本文的核心解释变量为双边关系波动,该变量所包含的数据来自于 GDELT。该数据库创建于 2013 年,包含从 1979 年 1 月 1 日至今的所有新闻媒体数据。它以 100 多种语言实时监测全球各种形式的媒体事件,并通过分析提取相关信息,包括时间、地点、人物和事件类型等。作为一个 TB 级的数据库,其每 15 分钟进行一次实时更新^[22]。且由于 GDELT 的事件数据库采用冲突与调解事件观察 (Conflict and Mediation Event Observations, CAMEO) 对事件进行编码^[23]。基于此,本文将根据戈德斯坦得分来刻画政治合作和冲突的程度,并对其进行量化分析。这样,就可以将中国和东盟各国事件数据的平均戈德斯坦得分作为变量来衡量两国关系的波动性。正值表明两国关系在不断改进,显示出合作的趋向。负值意味着两国之间的关系在变差,并且有可能发生冲突。结果显示,戈德斯坦得分可以用来测度两国关系的变动方向与幅度。另外,因为每一个事件都蕴含着有关参与国/地区的相关资讯,“中国→东盟各国”的戈德斯坦得分可测度中国对东盟各国的态度,而“东盟各国→中国”的戈德斯坦得分则是东盟各国对中国的态度。在此基础上,还将对中国对东盟各国单边行动的响应进行量化分析。

由于政治关联具有较强的短期性,因此,利用频率较低的年份、季度等数据,有很大的概率错误估计了国际关系变动对贸易的影响^[24]。考虑到 GDELT 的事件数据库所包含的数据量较大,本文选取未明显受新冠肺炎疫情影响的 2013 年至 2020 年间中国和东盟国家发生的各类互动事件的高频月统计资料,通过对戈德斯坦得分的加权平均,构建出一个具有方向性的月频次时间序列,用于对两国之间的波动性进行量化刻画,共有 884829 条事件数据纳入分析。另外,因为每种事件出现的频次是不一样的,所以仅仅用平均值来估计每个月的分值,就有可能忽视了事件的影响。因而,在这篇论文中,我们将引用每一个事件的文章数目作为指标,来对该活动进行加权,使用 BigQuery (谷歌推出的网络大数据服务名)

和 Python (计算机程序设计语言) 来确定 GDELT 所涵盖事件的时间、Actor1 (施动者)、Actor2 (受动者)、次数和戈德斯坦得分,综合计算得出相关的变量数据。图 2 反映了 2013 年 1 月至 2020 年 12 月中国与东盟之间戈德斯坦得分的变化情况。可以看到,伴随着“一带一路”倡议的推进,中国与大部分东盟国家间的双边关系持续向好。

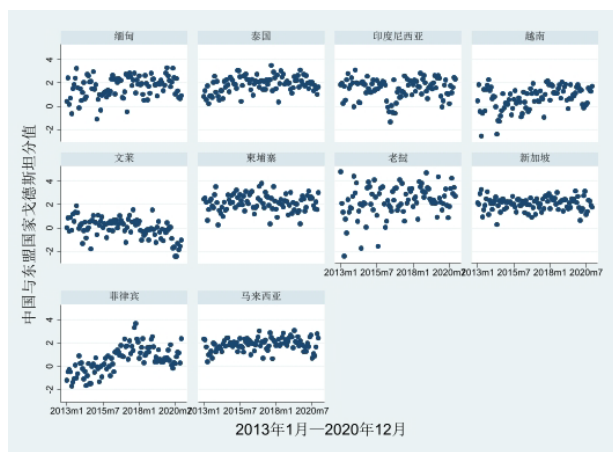


图 2 2013 至 2020 年中国与东盟各国戈德斯坦分数的变化

注:图表由 STATA 软件绘制。

来源:GDELT 数据库及作者的测算。

(二) 研究方法

引力模型运用于研究以来,它已经逐渐发展成一个研究国际贸易流动及其影响的一种主要手段。Tinbergen^[25]和 Pynnen^[26]首次将贸易引力模型应用于国际贸易领域。作为分析贸易流动的统计工具^[27],在运用引力模型的过程中,学者根据不同的研究对象和研究目的,对原有模型进行不断改进。Linnemann^[28]考虑了两国人口对双边贸易的影响,并在模型中引入了各国的人口变量。此外,Garman, Petersen 和 Gilliard^[29]和 Wall^[30]对经济一体化措施和贸易保护制度等制度因素对双边贸易的影响进行了研究。为了衡量制度安排对贸易的影响,Sohn^[31]的研究引入了亚太经合组织 APEC (即贸易伙伴是否为国际型经济组织成员) 这一变量。此外,两国之间贸易成本的确定受到各种因素的影响。最初,贸易成本主要根据双边地理距离进行评估^[32]。然而,随后的研究在计算贸易成本时考虑了更多因素,如共同边界等。

Anderson 和 Van Wincoop^[33]为引力模型在国际贸易研究中的扩展和使用提供了理论基础。受

上述文献的启发,结合中国与东盟国家双边关系的实际情况,本文运用国际贸易引力模型的计量经济学方法探讨中国与东盟国家双边关系波动对贸易的影响。模型设定如下:

$$\text{Intra}_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \text{pir}_{jt} + \beta_2 \text{lnmkt}_{jt} + \beta_3 \text{Indist}_j + \beta_4 \text{lnpop}_j + \beta_5 \text{bou}_j + \beta_6 \text{law}_j + \beta_7 \text{apec}_{jt} + \gamma_t + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

$$\text{lnimport}_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \text{pir}_{jt} + \beta_2 \text{lnmkt}_{jt} + \beta_3 \text{Indist}_j + \beta_4 \text{lnpop}_j + \beta_5 \text{bou}_j + \beta_6 \text{law}_j + \beta_7 \text{apec}_{jt} + \gamma_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

$$\text{lnexport}_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \text{pir}_{jt} + \beta_2 \text{lnmkt}_{jt} + \beta_3 \text{Indist}_j + \beta_4 \text{lnpop}_j + \beta_5 \text{bou}_j + \beta_6 \text{law}_j + \beta_7 \text{apec}_{jt} + \gamma_t + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

这里, j 为东盟成员国, t 代表的是时间。以中国和东盟各国 j 在 t 月的贸易为被解释变量 Intra_{jt} 。将贸易量按对数计算,用以处理数据潜在的异方差,如(1)式所示。同时,本文还将纳入分析的进出口数据作对数处理,以考察两国间的关系变动对中国进出口的特殊作用,并进一步考察两者之间的相关性,见(2)式和(3)式。

核心解释变量 pir_{jt} 以中国对 j 国在第 t 月发生的各种事情的戈德斯坦得分的平均数来表征中国对 j 国间贸易的影响。另外, cpir_{jt} 和 apir_{jt} 是“中国 $\rightarrow j$ ”与“ $j \rightarrow$ 中国”的月度平均戈德斯坦得分,并将其纳入公式(1) — (3),考察中国对 j 国家的单边行为以及 j 国家对中国的单边行为对双边贸易以及中国进口与出口的影响。

控制变量 lnmkt_{jt} 将中国与 j 国家的平均 GDP 进行对数计算,用以衡量市场规模。在缺少中国与东盟各国的月国内生产总值资料的情况下,本文利用 EViews 软件,把低频率的数据转化成了频率较高的月份数据。变量 Indist_j 和 lnpop_j 为对数处理后的中国与 j 国地理加权距离及两国总人口。其他控制变量 bou_j 、 law_j 、 apec_{jt} 为虚拟变量,代表中国与 j 国是否接壤、法律体系是否同源及是否为国际经济组织成员。此外, γ_t 表示时间固定效应,用于控制时间趋势的影响; ε_{jt} 是随机误差项。本文的数据搜集自 GDELT 网站、国际货币基金组织 (IMF) 数据库、CEIC 数据库、联合国商品贸易统计数据库以及 CEPII 数据库。

本文选取 2013 年 1 月至 2020 年 12 月的中国与东盟十国的面板数据为研究对象,变量描述性

统计结果见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量	观测值	平均数	标准差	最小值	最大值
Intrade	960	21.44	1.59	16.97	23.83
lnimport	960	20.32	2.10	11.50	22.95
lnexport	960	20.91	1.54	15.71	23.29
pir	960	1.48	1.16	-2.55	4.81
cpir	960	1.61	1.24	-2.84	5.12
apir	960	1.60	1.13	-2.53	5.35
lnmkt	960	26.96	0.18	26.56	27.45
Indist	960	8.16	0.24	7.75	8.56
lnpop	960	21.10	0.05	21.03	21.24
bou	960	0.30	0.46	0	1
law	960	0.60	0.49	0	1
apec	960	0.70	0.46	0	1

来源:数据基于作者测算。

三、实证结果与分析

(一) 回归结果

在公式(1)的回归分析中,对使用的面板数据进行了单位根检验、IPS 检验和 LLC 检验。检验结果表明,所有变量拒绝了原假设,所选用的面板数据是平稳的。在进行基准回归之前,通过 F 检验和 BP-LM 检验检验了是否可以使用混合 OLS 进行估计。检验结果拒绝了零假设,表明混合 OLS 并不适用于模型估计。其次,采用稳健豪斯曼检验判断是应采用固定效应模型还是随机效应模型,结果建议选择固定效应模型作为面板回归模型。详细结果详见表 2。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Intrade	lnimport	lnexport
pir	0.3115*** (10.0936)	0.2731*** (6.3778)	0.3347*** (10.1997)
lnmkt	117.9269*** (26.0595)	185.2108*** (29.4981)	102.0258*** (21.2007)
lndistance	-8.7000*** (-24.8197)	-11.1687*** (-22.9642)	-8.5567*** (-22.9544)
lnpopulation	-9.5780*** (-6.5686)	-24.9227*** (-12.3187)	-4.0060*** (-2.5834)
boundary	-0.9821*** (-8.3053)	-0.6628*** (-4.0397)	-1.2227*** (-9.7230)
law	-2.4495*** (-19.8982)	-2.8888*** (-16.9128)	-2.4626*** (-18.8113)
apec	-0.1022 (-0.8575)	-0.7877*** (-4.7626)	-0.0910 (-0.7177)
_cons	-1.8e+02*** (-16.3244)	-1.8e+02*** (-12.4734)	-2.2e+02*** (-21.3941)
Time-fixed effects	Yes	Yes	Yes
N	960	960	960
adj. R-sq	0.741	0.716	0.689

注:括号内为 t 统计量,* $p < 0.10$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。

考虑到在面板回归中，变量可能存在横截面依赖性，因此在基准回归的基础上，本文使用 Pesaran Test 进行进一步检验。检验结果表明，横截面依赖性检验在 1% 显著性水平上强烈拒绝了零假设。为提升模型的稳健性，本文采用 FGLS 模型进行回归分析，以控制模型变量存在的横截面依赖性。结果如表 3 所示。

表 3 FGLS 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	lntrade	lnimport	lnexport
pir	0.0724*** (3.7707)	0.0773*** (3.0692)	0.1156*** (6.4522)
lnmkt	0.4080*** (2.7526)	0.9755*** (5.5606)	0.0865 (0.5510)
lndistance	-0.5023*** (-2.9110)	0.6603*** (2.9263)	-1.5033*** (-9.8440)
lnpopulation	9.1541*** (15.2069)	8.0372*** (9.9208)	12.0148*** (21.5496)
boundary	0.4657*** (7.3390)	1.3149*** (1.3149)	0.0204 (0.3413)
law	-0.0719 (-0.9693)	0.3905*** (3.9826)	-0.4000*** (-5.9448)
apcc	1.9574*** (49.7046)	2.4414*** (44.8380)	1.7230*** (41.9211)
_cons	-1.8e+02*** (-16.3244)	-1.8e+02*** (-12.4734)	-2.2e+02*** (-21.3941)
N	960	960	960

注：括号内为 t 统计量，* p < 0.10，** p < 0.05，*** p < 0.01。

此外，研究结果表明，市场规模越大，两国贸易总额越大。而市场规模对中国从东盟国家进口呈现正相关性，但是对中国向东盟国家出口并未有明显的影 响。地理上的距离阻碍了中国与东盟国家双边贸易发展，也在一定程度上增加了贸易成本。也就是说，中国与东盟国家之间的物流发展和基础设施建设还有进一步优化的空间。但值得注意的是，就中国从东盟国家的进口来看，距离并没有产生负面影响，反而呈现正相关性，这也说明在“一带一路”倡议实施的过程中，基础设施的建设与“硬联通”的局面正逐步形成，伴随着地区间设施的不断优化，两地的经贸合作将不再受到地理上的局限，变得更加便捷，互联互通也将得到进一步的提升。中国与东盟国家的人口数量越大，双边贸易流量也将增加。可见，人口数量的增加带来了内需的扩大，从而促进双边贸易的往来，也对中国与东盟国家的进口和出口产生积极影响。此外，共同边界并未对两国贸易产生负面的影响，但不同的法律体系虽然与双

边贸易没有呈现显著的负相关关系，但将会对中国向东盟国家的出口产生一定的负面影响。就制度安排对双边贸易的影响来看，目前，东盟国家中有七个国家与中国同为亚太经合组织成员国。结果表明，同为 APEC 成员国有利于促进区域间的贸易往来。

在此基础上，通过替换核心变量，研究一个国家单边行动波动对双边贸易的影响。在过去的研究中，一般都是把两国视为一个总体来看待，而对于单边行为变动如何对贸易产生影响却鲜有研究。本文将考察“中国→东盟各国”和“东盟国家→中国”这两种模式下的单向行动变动对贸易的影响。因为 GDELT 将事件分为施动者与受动者。而戈德斯坦得分则使我们有机会对两个国家的单边行为进行定量研究。在此基础上，运用计量分析的方式，探讨了单向行为对两国贸易的影响。实证结果见表 4。

表 4 实证回归结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	lntrade		lnimport		lnexport	
cpir	0.0930***		0.0798***		0.1351***	
	(5.1225)		(3.2502)		(8.0146)	
apir		0.0342**		0.0458***		0.0501***
		(2.4568)		(2.6235)		(3.7197)
N	960	960	960	960	960	960

注：本表分析了国家的单向行为波动，核心解释变量（pir）由中国对东盟国家的单向行为波动（cpir）和东盟国家对中国的单向行为波动（apir）代替；括号内为 t 统计量，* p < 0.10，** p < 0.05，*** p < 0.01。

如表 4 所示，中国对东盟国家和东盟国家对中国的单向行为波动对双边贸易以及中国进口和出口的影响均通过了显著性检验，且系数为正。这说明中国和东盟国家的单边政治态度会有效影响双边贸易，双方合作意愿越强，双边贸易额越大。相比于中国对东盟国家单向波动对双边贸易的显著影响，东盟国家对中国的单向关系对贸易的影响要稍小一些，但也通过了显著性检验，呈现正相关关系。由此可见，“一带一路”倡议为中国与沿线国家共建“命运共同体”打开了开放新格局。位于海上丝绸之路沿线的东盟十国也随着“一带

特区实践与理论 二〇一三年 第六期 PRACTICE AND THEORY OF SEZS

一路”倡议的提出而不断发展。“一带一路”倡议的核心是促进中国和东盟及沿线各国之间的要素优势互补,促进经贸合作,从而打破当前经济发展的瓶颈。然而,在“一带一路”倡议的实施过程中,彼此间实质性的政治态度将会对双边贸易产生影响。基于此,在未来的合作中,中国与东盟国家应继续加强切实有效的沟通,客观冷静地看待彼此间存在的问题,共享发展的成果。

(二) 稳健性检验

为了进一步验证上述结果的稳健性,本文进行了如下稳健性分析。

由于反向因果关系使得双边关系对双边贸易产生了影响,而双边贸易也会影响双边关系,由此产生的内生性问题很有可能是导致测算结果偏倚的一个重要因素。鉴于此,本文采用2SLS、GMM等方法替换原有方法。在对双边关系波动进行重新估计时,工具变量选择的是滞后一期的双边关系波动。表5中的结果显示,双边关系波动变量的系数均为正,且通过了显著性检验,与实证回归结果一致。

其次,上文对核心解释变量的数据进行加权处理,得到了月度的戈德斯坦得分均值,以此来衡量两国之间的波动性。但阎学通、周方银^[34]则指出,在假定各事件具有相等的加权条件下,仅对次数进行统计,得出的结论依然较精确。为此,我们对中国和东盟各国的关系变动进行了再次计算,不考虑对事件加权,即将中国和东盟各国发生的事件戈德斯坦得分的平均数进行了计算。因为所包含的事件数目很大,所以可以减少各种计量方式所造成的偏差。由表5可知,在引进新的核心解释变量后,所得结论与前一时期的结论是吻合的,因此,本文的结论是稳健的。

表5 稳健性检验结果

Intrade	更换估计方法		更换核心解释变量	PPML
	2SLS	GMM		
pir	0.4782***	0.5970***	0.0371***	0.0253***
	(3.2813)	(4.3100)	(3.3325)	(13.07)
N	950	950	960	960

注:括号内为t统计量,*p<0.10,**p<0.05,***p<0.01。

此外,Boehmer和Jungblut and Stoll^[35]强调,贸易统计中的零值现象具有双重含义,既可能表明没有发生贸易,也可能表明没有获得统计记录。为确保回归结果的稳健性,Silva和Tenreyro^[36]已证明泊松伪最大似然估计(PPML)是更为可靠的估计方法,并强调PPML估计在处理零贸易流量时的有效性。因此,本文采用PPML估计法进行回归,以规避不同回归方法可能引发的较大偏差。在PPML方法中,不对解释变量进行对数处理。从结果来看,在对其他变量进行控制的情况下,回归结果在1%的显著性水平上为正。因此,在考虑零贸易流量问题时使用PPML方法的结果与上述回归一致,说明结果是稳健的。

四、结论

伴随着互联网、移动通讯、遥感信息等技术的出现,使得大数据革命不单对自然科学产生影响,也影响着社会科学的研究^[37]。同理,大数据作为一种信息资源,也在深刻影响着经济事件及其人或社会的经济选择行为。一方面,人的选择行为决定大数据的呈现结果;另一方面,大数据所展现出来的结果又决定了人们的选择行为。政治是经济的最高体现,在经济全球化的今天,并不总是大卫·李嘉图的比较优势贸易理论引导国与国,或国与区域之间的贸易走向,在相当程度上是大卫·李嘉图的比较优势贸易理论与“修昔底德”定律共同决定着国际区域合作的走向与趋势。归纳本文上述数据分析的结果可以得出以下结论:

1. 使用BigQuery和Python来确定GDELT所涵盖事件的时间、Actor1、Actor2、次数和戈德斯坦得分,由于戈德斯坦得分与双边关系呈正相关性,而综合计算得出的相关变量数据表明,从2013年1月至2020年12月中国与东盟之间戈德斯坦得分呈显著上升趋势。所以可以说,伴随着“一带一路”倡议的推进,中国与大部分东盟国家间的双边关系持续向好。

2. 根据FGLS模型的回归结果,双边关系的波动会影响两国之间的贸易额,这意味着双边关系的改善将有助于促进两国之间的贸易。中国与东盟国家双边关系的波动同样显著影响中国对东

盟国家的出口和进口,结果表明双边关系的改善有助于促进中国的进出口。

3. 中国与东盟国家的人口数量与双边贸易流量具有正相关性,但市场规模却与中国从东盟国家进口呈现正相关性,而对中国向东盟国家出口则并未产生显著的影响。这说明双边贸易流量不仅取决于人口数量,而且更取决于由国民收入决定的购买力水平和市场化程度等因素。

4. 物流发展水平及基础设施的完善程度对双边贸易将产生积极影响,值得注意的是,就中国从东盟国家的进口来看,距离并没有产生负面影响,反而呈现正相关性。这说明,第一,发达的物流链与完善的基础设施是国际间双边贸易的物质基础,它可以有效降低由于距离所产生的交易成本,从而增加跨区双边贸易往来的便利度;第二,东盟各国的物流发展水平及基础设施的完善程度参差不齐,东盟各国之间的“硬联通”设施还有待发展完善;第三,相对东盟各成员国而言,中国在物流链的发展水平及基础设施的完善程度方面具有源于举国体制的优势。

5. 与东盟国家的共同边界并未对两国贸易产生负面的影响,但不同的法律体系虽然与双边贸易没有呈现出显著的负相关性,但是将会对中国向东盟国家的出口产生一定的负面影响。因为,不同的规则体系意味着不同的制度环境,不同规则的国家或区域共同体之间的贸易往来,是需要彼此支付“服从成本”的。目前,东盟十国中有七个国家与中国同为亚太经合组织成员国,这将在机制上巩固、促进中国与东盟之间的贸易往来。

6. 中国与东盟国家的单边政治态度会显著影响双边贸易。双方合作意愿越强,双边贸易交易量越大,反之亦然。但是,相比于中国对东盟国家单向波动对双边贸易的显著影响而言,东盟国家对中国的单向关系对贸易的影响要稍小一些。这一方面说明中国自身贸易体量巨大,具有东方不亮西方亮的回旋空间,另一方面也证明了分享发展共同繁荣将是国与国、国与区域间经济合作交往的最大公约数。

基于以上结论,本文提出以下两点启示:

其一,近年来,中国与东盟国家的经贸往来

逐步加深,中国已成为东盟国家的主要贸易伙伴。然而,随着世界经济的持续低迷、后疫情时代的影响以及全球治理环境的复杂化,贸易保护主义和“去全球化”思潮涌现,导致不确定性的增加,阻碍了中国深度融入世界市场。中国与东盟国家的双边关系也存在波动,双边关系的走势也将直接影响双边贸易的发展。因此,在与东盟合作的同时,应与东盟各国保持稳定的双边甚至多边关系,加深相互了解,加强政策沟通,切实增进相互理解与信任,为进一步合作提供稳定、有利、长远的贸易发展环境。

其二,鉴于国家间的单向政治行为会直接对双边贸易产生不同程度的影响,中国应该继续利用联合国、亚太经合组织、上海合作组织、“一带一路”倡议、区域经贸合作协定等国际或区域组织及区域多边协定的机制,深化多边领域的交往。保持双边和多边关系的稳定,使贸易伙伴对中国更有信心,从而切实推动贸易与投资的便利化,为中国与东盟各国的贸易发展注入新动能。

“一带一路”倡议提出十年来,不仅为中国创造了世界机会,也为世界创造了中国机会。可以说,“一带一路”倡议十年来的辉煌实践,是中国与沿线各国共同繁荣的收获。高水平共建“一带一路”,需要中国与“一带一路”沿线国家及区域组织之间的高度互信与惠及彼此的合作。通过对中国与东盟的贸易往来的学理分析,不仅可以为进一步扩大、深化中国与东盟的经贸合作提供理性思考与实践方案,而且还有助于我们更加科学、理性地判断、处理、化解与伙伴国合作的阻力与风险,让“一带一路”倡议得到更多的参与和共识。

参考文献:

[1] EGBERINK F, VAN DER PUTTEN F-P. ASEAN and strategic rivalry among the great powers in Asia [J]. Journal of Current Southeast Asian Affairs, 2010, 29(3): 131-41.

[2] SHEN C. The Impact of Infrastructure Development on China-ASEAN Trade-Evidence from ASEAN [J]. Sustainability, 2023, 15(4): 3277.

- [3] WANG Y-C, TSAI J-J, YOU E. The impact of RMB internationalization on the exchange rate linkages in China and ASEAN countries [J]. *Applied Economics*, 2022, 54(43): 4961-78.
- [4] FAN J, LU B. The impact of summit visits on bilateral trade: empirical evidence from China [J]. *World Econ*, 2021, 44(12): 3583-608.
- [5] NITSCH V. State visits and international trade [J]. *World Econ*, 2007, 30(12): 1797-816.
- [6] 杨连星, 刘晓光, 张杰. 双边政治关系如何影响对外直接投资——基于二元边际和投资成败视角 [J]. *中国工业经济*, 2016, (11): 56-72.
- [7] EGBERINK F, VAN DER PUTTEN F P. ASEAN and strategic rivalry among the great powers in Asia [J]. *J Curr Southeast Asian Aff*, 2010a, 29(3): 131-41.
- [8] SU C-W, SONG Y, TAO R, et al. Does political conflict affect bilateral trade or vice versa? Evidence from Sino-US relations [J]. *Economic research-Ekonomika istraživanja*, 2020, 33(1): 3238-57.
- [9] POLLINS B M. Does trade still follow the flag? [J]. *American Political Science Review*, 1989, 83(2): 465-80.
- [10] GOWA J, MANSFIELD E D. Power politics and international trade [J]. *American political science review*, 1993, 87(2): 408-20.
- [11] NITSCH V, SCHUMACHER D. Terrorism and international trade: an empirical investigation [J]. *European Journal of Political Economy*, 2004, 20(2): 423-33.
- [12] GLICK R, TAYLOR A M. Collateral damage: Trade disruption and the economic impact of war [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2010, 92(1): 102-27.
- [13] CHE Y, DU J, LU Y, et al. Once an enemy, forever an enemy? The long-run impact of the Japanese invasion of China from 1937 to 1945 on trade and investment [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 96(1): 182-98.
- [14] POLACHEK S W. Dyadic dispute—an economic—perspective [J]. *Papers Peace Science Society International*, 1978, 28: 67-80.
- [15] ARAD R W, HIRSCH S. Peacemaking and vested interests: International economic transactions [J]. *International Studies Quarterly*, 1981, 25(3): 439-68.
- [16] REUVENY R, KANG H. International trade, political conflict/cooperation, and Granger causality [J]. *American Journal of Political Science*, 1996: 943-70.
- [17] 徐奇渊, 陈思翀. 中日关系紧张对双边贸易的影响 [J]. *国际政治科学*, 2014, (1): 1-24.
- [18] 周泳宏, 王璐. 国际政治冲突对贸易的影响分析——以中日关系为例 [J]. *中国经济问题*, 2019, (3): 54.
- [19] SU C W, SONG Y, TAO R, et al. Does political conflict affect bilateral trade or vice versa? Evidence from Sino-US relations [J]. *Econ Res*, 2020, 33(1): 3238-57.
- [20] ANWAR D F. Indonesia and the ASEAN outlook on the Indo-Pacific [J]. *Int Aff*, 2020, 96(1): 111-29.
- [21] GHIFARI M. An uncertainty of cross-straits relations and its implication towards ASEAN [J]. *Thai J East Asian Stud*, 2020, 24(2): 1-19.
- [22] 刘坤佳, 陈科第, 乔凤才, et al. 基于全球整合新闻数据库的开源情报关联与可视化分析 [J]. *情报学报*, 2017, 36(2): 152-8.
- [23] GERNER D J, SCHRODT P A, YILMAZ O, et al. The creation of CAMEO (conflict and mediation event observations): an event data framework for a post cold war world; proceedings of the annual meeting of the American political science association, Montreal, QC, F 15-18 September 2002, 2002 [C]. *American Political Science Association*.
- [24] DU Y, JU J, RAMIREZ C D, et al. Bilateral trade and shocks in political relations:

evidence from China and some of its major trading partners, 1990–2013 [J]. *J Int Econ*, 2017, 108: 211–25.

[25] TINBERGEN J. *Shaping the world economy: suggestions for an international economic policy* [M]. New York, NY: Twentieth Century Fund, 1962.

[26] PYHNEN P. A tentative model for the volume of trade between countries [J]. *Weltwirtschaftliches Arch*, 1963, 90: 93–100.

[27] FUCHS A, KLANN N H. Paying a visit: the Dalai Lama effect on international trade [J]. *J Int Econ*, 2013, 91(1): 164–77.

[28] LINNEMANN H. *An econometric study of international trade flows* [M]. Amsterdam, Netherlands: North-Holland Publishing Company, 1966.

[29] GARMAN G, PETERSEN J, GILLIARD D. Economic integration in the Americas: 1975–1992 [J]. *J Appl Bus Res*, 1998, 14(3): 1–12.

[30] WALL H J. *Using the gravity model to estimate the costs of protection* [M]. St. Louis, MO: Federal Reserve Bank of St. Luis, 1999.

[31] SOHN C H. A gravity model analysis of Korea's trade patterns and the effects of a regional trading arrangement [J]. *Korea Inst Int Econ Policy Work Pap Ser*, 2001, 9(1): 35.

[32] ANDERSON J E. A theoretical foundation for the gravity equation [J]. *Am Econ Rev*, 1979, 69(1): 106–16.

[33] ANDERSON J E, VAN WINCOOP E. Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle [J]. *Am Econ Rev*, 2003, 93(1): 170–92.

[34] 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): 90–103.

[35] BOEHMER C R, JUNGBLUT B M, STOLL R J. Tradeoffs in trade data: do our assumptions affect our results? [J]. *Confl Manag Peace Sci*, 2011, 28(2): 145–67.

[36] SILVA J S, TENREYRO S. The log of

gravity [J]. *Rev Econ Stat*, 2006, 88(4): 641–58.

[37] ZHANG C, XIAO C, LIU H. Spatial big data analysis of political risks along the belt and road [J]. *Sustainability*, 2019, 11(8): 2216.

作者: 陶一桃, 深圳大学中国经济特区研究中心主任、教授, “一带一路”国际合作发展(深圳)研究院院长
王昱人, 深圳大学中国经济特区研究中心博士研究生

责任编辑: 熊哲文