

◆经贸合作◆

中国与“一带一路”沿线国家的双边关系波动对贸易往来的影响

——基于GDELT海量事件数据的实证分析

邓美薇

【摘要】文章创新性地运用全球事件、语言与语调数据库(GDELT)提供的事件数据,实证分析了中国与“一带一路”沿线国家双边关系变化对贸易往来的影响。研究发现:第一,中国与“一带一路”沿线国家的双边关系改善有助于促进两国贸易交往,对于中国来说,相较于出口贸易,其进口贸易更易受双边关系波动的影响;第二,相对于中国的单向行为态度,“一带一路”沿线国家对中国的单向行为反应更加影响两国间贸易往来;第三,中国与“一带一路”沿线的亚洲国家之间,双边关系波动对贸易往来的影响较明显,同时,两国之间总的贸易体量较小、相互依赖程度较低,则贸易往来受双边关系波动的影响更显著。鉴于此,中国应重视保持与沿线国家稳定的双边与多边政治关系,加强政治意义上的政策互通,塑造优质的大国形象,采取有效举措实质性增进沿线国家对中国的认识与信任等。

【关键词】 GDELT; 一带一路; 双边关系波动; 事件数据

【作者简介】 邓美薇,中国社会科学院日本研究所助理研究员,博士,研究方向:国际贸易、日本经济。

一、引言

随着“一带一路”倡议的稳步推进,中国与沿线国家和地区的经贸关系愈加紧密,双边政治关系的波动成为跨国经营者贸易决策的必然考量。特别是,当前中国尚处于经济崛起的起步阶段,对美国主导的经济体系仍然有脆弱性的依赖,而美国将中国定义为“战略竞争对手”,对中国采取预防性打压,双边关系向零和博弈的竞争关系转变。同时,“一带一路”倡议是新时代中国经济外交转型的重大举措,目标是服务于中国经济增长,在周边打造更加自主与健康的地区经济

环境,降低对美国经济体系的依赖。而美国却十分提防中国“一带一路”倡议,并试图在沿线国家与地区布局现实阻力。另外,尽管有关“一带一路”倡议的研究覆盖人文、社会、自然科学的诸多领域,但是相关性最强、讨论度最高的是经济学与国际关系学科^[1],因此,研究中国与“一带一路”沿线国家双边关系波动对贸易往来的影响十分必要。

本文基于2010年至2018年中国与“一带一路”沿线37个国家高频度的月度面板数据,通过构建实证模型探讨了中国与其双边关系的波动对

贸易往来的影响。创新性贡献在于：第一，利用海量事件数据库 GDELT 测算双边关系波动。对双边关系的定量始终是学术界的一个难题，以往国内研究双边关系对中国贸易影响时，往往基于中国视角定量双边关系，缺乏一定客观性，而且常用的大国关系数据库覆盖的国家有限。也有学者利用联合国大会投票数据表示国际政治关系距离，但是数据频率较低，无法体现双边关系波动的短期特点。为克服以上局限，本文基于 GDELT 数据库，提取中国与“一带一路”沿线国家的事件数据，计算戈德斯坦得分（Goldstein scale）月平均值以衡量双边关系的波动。第二，事件数据本身区分了行为施动者与受动者，因此得到的戈德斯坦得分的时间序列是有向的，可以创新性首次通过实证分析中国对“一带一路”沿线国家以及其对中国的单向行为反应对两国贸易往来的影响，间接探讨在国际交往中，一国单边政治态度对两国贸易合作的作用，进一步充实现有研究层次。另外，GDELT 数据库是全球最大的免费开放的新闻数据库，每 15 分钟对全球新闻数据更新一次，数据更新频率高，可以实现跟踪研究。

二、理论基础与文献回顾

政治关系与国家间贸易的相关性思想可以追溯至十七、十八世纪，当时，一些西欧的政治家、商人、哲学家提倡重商主义，认为一国的贸易收支与其政治权力相关，而一国想要获取更多政治权利的方式之一就是多出口少进口。赫希曼（Albert O. Hirschman）是最早研究国际贸易与政治活动相关性的现代经济学家之一，于 1945 年出版著作《国力与对外贸易结构》，认为战争前夕纳粹德国的贸易流向由富裕国家转向匈牙利、保加利亚与罗马尼亚等贫困国家，深层次原因是德国借助于贸易结构迫使这些国家支持其政治主张^[2]。

20 世纪 70、80 年代，一些学者试图进一步说明与测度国际贸易与政治冲突的关联性，由此引起了一场有关贸易与政治冲突关系的讨论，并涌

现出三种不同主张：第一，国际贸易抑制政治冲突，而促进国际合作。代表学者主要有波拉切克（Solomon Polachek, 1978, 1980）^{[3][4]}、阿拉德与希尔施（Arad Ruth and Seev Hirsch, 1981, 1983）^{[5][6]}等。波拉切克将国家看作为一个理性人，认为其社会福利受消费以及冲突水平影响，而与贸易伙伴国的冲突将使得其出口价格下降，进口价格上升，如果实现社会福利最大化即是在给定的消费水平下选择合适的冲突程度，那么理性的政治家将避免与贸易伙伴国对抗。而且贸易伙伴国之间建立的贸易依存关系增加了两国冲突成本，有助于降低发生政治冲突的可能性^[4]。第二，敌对的政治关系抑制两国的贸易往来，良好的政治关系则促进两国贸易合作，代表学者有国元和孝（Kunitomo Kazutaka, 1977）^[7]、波林斯（Brian M. Polins, 1989）^[8]等。与波拉切克不同，波林斯提出“贸易是否追随国旗”的问题^[9]，认为一国是在考虑安全与政治关系基础上调整经济决策，当政治关系恶化时，两国贸易交往将减少^[8]。第三，国际贸易可能引发两国政治冲突，代表学者有乔克里与罗伯特（Nazli Choucri and Robert North, 1975）^[10]、帕克、阿伯尔法西与沃德（Park Tong, Farid Abolfathi, Michael Ward, 1976）^[11]等。其认为国际贸易实际上是有限资源的竞争（包括生产投入与最终产品市场），由于资源有限，国家实力成为抢占生产资源与产品市场的保证，随着国家干预的增加，贸易战、经济渗透、殖民扩张等可能在所难免，进而将抑制国际合作、加剧冲突程度^[12]。

20 世纪 90 年代之后，学者们拓展了关于国际关系对贸易影响的研究视角，杨攻研、刘洪钟（2015）将主要研究领域概括为：第一，以殖民地与宗主之间紧密的贸易关系与特殊的政治关系为切入点，分析政治与贸易的相关性；第二，基于长期历史视角下研究国家间军事冲突或战争这种极端政治事件对经贸往来的影响；第三，研究除军事冲突或战争等极端事件之外，负面政治事件

或政治关系恶化对经贸往来的影响。而中国国内对于相关领域的研究更多集中于中日之间的政治与经济互动关系的分析^[13]。近年来,随着中美关系恶化与美国挑起对华贸易战,研究中美关系波动与贸易往来的相关性也成为重要课题。

综合已有研究,诸多学者认为双边政治关系的波动可能对贸易交往具有一定影响,其影响渠道主要有:一是,双边关系波动影响企业决策,进而影响两国贸易。例如,企业出口决策受到关联性投资的影响,双边关系恶化可能使企业对对象国投资趋于谨慎,影响长期贸易活动。二是,双边关系恶化可能增加经济环境的不确定性,进而影响两国贸易。一方面,双边关系恶化,可能使贸易对象国市场对本国出口商品的需求减少,即产生贸易转移或替代效应。另一方面,由于区域贸易协定是建立在国际政治关系基础上,因此,双边关系良好的国家或地区间更易达成贸易协定或经济合作框架,为出口企业提供良好的经济环境,进而促进贸易往来。三是,双边关系良好,即政治合作的不确定性降低,可以为外贸企业营造安全稳定的贸易环境,而且已有研究证明,高层首脑的政治交流可以有效促进两国贸易合作^[14]。但是,仍有一些学者认为,由于企业“沉没成本”的存在,双边关系的恶化对贸易的负面影响并不显著^[15]。克鲁格曼(Krugman, 1995)认为“贸易政治主要是国家内部的利益冲突,而不是国家之间的利益冲突。”贝赫艾克(Bergeijk, 1994)甚至指出,许多经济学家认为国家之间的政治冲突不值得进行正式分析^[16]。因此,双边关系波动是否影响贸易以及在什么情况下影响贸易仍待更多的理论与经验研究予以解答。随着“一带一路”倡议的稳步推进,中国与沿线国家及地区在贸易方面的依赖程度逐步加深,双方贸易在各自出口市场中的重要性日益显现。当前,有关中国与“一带一路”沿线国家或地区的双边关系对贸易往来的影响的研究尚存较大空白,因此,本

文以此为切入点具有一定的理论与现实意义。

三、实证模型

参考以往研究,本文实证检验中国与“一带一路”沿线国家双边关系波动对贸易往来的影响。首先,利用经典的引力模型进行基准回归,并同时考虑双边关系对整体贸易、出口以及进口的影响;其次,首次创新性实证研究中国与对象国之间的单向行为态度波动对两国贸易的影响;最后,根据地理关系与贸易依赖程度对样本进行分组,进一步实证探讨在不同条件约束下中国与“一带一路”沿线国家的双边关系波动对贸易的影响差异。

(一) 数据来源与模型设定

1. 数据说明。本文的核心解释变量为双边关系波动,国内已有文献更多讨论的是双边关系、政治关系,如中国与其他国家的政治关系常用指标有:战争指数、外交伙伴关系等级、清华大学阎学通团队测算的大国关系数据库等^[17]。一些学者用特定政治事件衡量两国间政治关系,如中日钓鱼岛冲突、中日教科书冲突(Fisman et al., 2014^[18]),达赖喇嘛窜访事件(Fuchs and Klann, 2013^[19])等。也有学者用建交、领导人访问、连续的冲突合作指标表征两国关系(Nitsch, 2007^[20]; Armstrong, 2012^[21])。除此之外,联合国大会投票数据也被学者用来表示两国政治关系距离(王珏等, 2019^[17])。但是,由于特定事件无法全面衡量中国与其他国家的政治关系,外交伙伴关系等级与大国数据库均是基于中国视角,缺乏一定的客观性,大国关系数据库覆盖的国家有限。另外,对两国双边关系直接赋值难免有不同标准与侧重点,而鉴于国际关系是由国家间的事件表现出来,事件数据分析是定量分析双边关系的基本方法^[22],表征双边关系波动的程度与方向。因此,本文并不试图对中国与“一带一路”沿线国家的双边关系赋值,而是更重视双边关系的波动情况^①。借鉴庞珣、刘子夜(2019)^[23]做法,使用GDELT

数据库，提取中国与“一带一路”沿线国家每日互动事件数据记录进行系统性分析，数据库给每一个事件赋予一个戈德斯坦评分，用以衡量事件的冲突或合作程度，因此以戈德斯坦评分均值作为两国关系波动的替代变量。

需要说明三点：第一，关于GDELT数据库，其是目前全球最大的免费开放新闻数据库，实时监测世界所有国家的门户网站、印刷媒体、电视广播、网络媒体、网络论坛中的新闻事件，对全球新闻报道进行自动抓取，通过文本分析从人员、地点、组织、主题、情绪等不同维度识别事件信息。GDELT数据库最早事件记录可追溯至1979年1月1日，并且在不断更新中，截至2019年12月31日，GDELT收录的事件数据量高达89.60亿条。诸多学者对GDELT进行数据挖掘，用于不同领域的课题研究，如研究民众对政府能源政策的舆论、情绪对能源价格、需求的影响^[24]等。由于GDELT的事件库(Event Database)采用冲突与调解事件观察(Conflict and Mediation Event Observations, CAMEO)对事件进行编码^[25]，因此，事件库主要收录的是政治合作与冲突事件，故而GDELT也受到国际关系领域学者的关注，如庞珣、刘子夜(2019)^[23]，池志培、侯娜(2019)^[26]利用其进行中美关系分析。第二，关于数据说明，由于纳入分析的是互动事件，中国与其他国家互动事件的戈德斯坦得分是有向的，即分为中国为事件行为的施动方，其他国家为受动方，记为“中国→其他国家”，以及其他国家为施动方，中国为受动方，记为“其他国家→中国”，将中国与其他国家互动的所有事件戈德斯坦得分平均值作为双边关系波动的替代变量，数值为正即双边关系向好发展，呈现合作趋势，数值为负即双边关系趋于恶化，数值越大说明双边关系发展越好，由此衡量双边关系变动的方向与程度。另外，以“中国→其他国家”事件的戈德斯坦得分值衡量中国对其他国家行为的反应，以“其他国

家→中国”事件的戈德斯坦得分均值衡量其他国家对中国行为的反应，这样可以创新性地定量讨论一国单向行为态度的波动。第三，关于数据处理，考虑到政治关系的波动具有短期性，使用时间上加总得到的低频率数据如年度数据，可能导致对国际关系波动对贸易的影响的错误估计^[27]。因此，选用高频率的月度数据进行分析，即将一月内的中国与“一带一路”沿线各国家之间所有互动事件的戈德斯坦得分进行平均，得到以月为频率的有向时间序列，以定量表征双边关系波动。另外，由于单纯计算每月发生事件的戈德斯坦得分平均值，实际上忽视了事件的影响力差异^③。因此，数据库中利用提及各事件的文章数(NumArticles)指标计算该事件权重，模糊评估该事件的重要性与影响力，进而得到含有权重的戈德斯坦得分月平均值，计算公式为：

$$\begin{aligned} \text{每天的戈德斯坦得分平均值} &= \text{事件1的戈德斯坦得分} \times \frac{\text{提及事件1的文章总数}}{\text{提及所有事件的文章总数}} + \\ &\dots + \text{事件N的戈德斯坦得分} \times \frac{\text{提及事件N的文章总数}}{\text{提及所有事件的文章总数}} \\ \text{戈德斯坦得分的月平均值} &= \frac{\sum \text{每天的戈德斯坦得分平均值}}{\text{当月有戈德斯坦得分的天数}} \end{aligned}$$

根据测算，2010年至2019年中国与土库曼斯坦、白俄罗斯、卡塔尔等所有互动事件的戈德斯坦得分均值排名前列，分别为3.4885、3.1411与3.1169，即中国与这些国家双边关系在近十年来整体向好发展较快，中国与菲律宾、波黑、越南的互动事件戈德斯坦得分均值排名较低，分值均不超过1，即中国与这些国家双边关系发展较慢。同时，中国与新加坡、马来西亚、巴基斯坦、印度、俄罗斯等国的互动事件戈德斯坦得分的标准差较小，均不超过1，说明中国与其双边关系波动变化频率与幅度较小，相反，中国与波黑、马其顿、斯洛伐克等的双边关系波动变化频率与幅度则较大。沿用此思路分析，从一国单向行为态度来看，中国对土库曼斯坦、卡塔尔等国的单向行为态度向好发展明显，对新加坡、印度、俄罗斯与巴基斯坦等国的单向态度波动频率与幅度较

小。土库曼斯坦、白俄罗斯、卡塔尔等国对中国的单向态度向好发展明显，新加坡、巴基斯坦、俄罗斯等对中国的单向态度波动频率与幅度相对较小。

2. 模型设定。引力模型是研究国家间贸易流量的经典模型，也是研究国际关系对贸易影响的常用模型，因此，借鉴 Fuchs 与 Klann (2013)^[17]、王珏等 (2019)^[19]做法，利用引力模型探究中国与“一带一路”沿线国家双边关系波动对贸易往来的影响，模型设定如下：

$$\ln tra_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{pir}_{it} + \alpha_2 \ln dist_{it} + \alpha_3 \ln mar_{it} + \alpha_4 \text{bou}_{it} + \alpha_5 \text{law}_{it} + \alpha_6 \text{lan}_{it} + \alpha_7 \text{fta}_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln exp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{pir}_{it} + \alpha_2 \ln dist_{it} + \alpha_3 \ln mar_{it} + \alpha_4 \text{bou}_{it} + \alpha_5 \text{law}_{it} + \alpha_6 \text{lan}_{it} + \alpha_7 \text{fta}_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln imp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{pir}_{it} + \alpha_2 \ln dist_{it} + \alpha_3 \ln mar_{it} + \alpha_4 \text{bou}_{it} + \alpha_5 \text{law}_{it} + \alpha_6 \text{lan}_{it} + \alpha_7 \text{fta}_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， i 表示对象国“一带一路”沿线各国， t 表示时间， $\ln tra_{it}$ 为被解释变量，即中国与“一带一路”沿线国家 i 在 t 月的贸易情况，用贸易总额的对数表示，见公式(1)。进一步分析，被解释变量分别用中国对 i 国出口总额的对数($\ln exp_{it}$)与进口总额的对数($\ln imp_{it}$)替代，探讨国际关系的波动对中国出口与进口贸易的具体影响，见公式(2)、公式(3)。解释变量 pir_{it} 表示中国与 i 国在 t 月的双边关系波动情况，用上文测算的中国与 i 国在时间 t 的所有互动事件的戈德斯坦得分均值表示，另外，分别引入 cpir_{it} 、 qpir_{it} ，即“中国→ i 国”与“ i 国→中国”事件的戈德斯坦得分月平均值，替代 pir_{it} 作为新的核心解释变量，分别代入公式(1)至(3)，可得到6个模型设定方程(篇幅有限，不赘述)，以此深入考虑中国对 i 国以及 i 国对中国的单向行为态度对两国贸易、中国进口与出口的影响。控制变量 $\ln mar_{it}$ 为市场规模，用中国与 i 国的GDP平均值的对数表示，由于缺乏“一带

一路”沿线国家月度GDP数据，因此借鉴邝艳湘、向洪金(2017)做法^[28]，将季度或年度数据转换为月度数据。控制变量 $\ln dist_{it}$ 为中国与 i 国的地理加权距离的对数，其他控制变量 bou_{it} 、 law_{it} 、 lan_{it} 、 fta_{it} 分别表示中国与 i 国是否接壤、是否有共同的法律起源、是否具有共同语言以及是否在同一个自贸区，均为虚拟变量。另外， μ_i 为个体效应， γ_t 为时间效应， ε_{it} 为随机扰动项。数据来源于GDELT、国研网对外贸易统计数据库、国际金融统计数据库(IFS)与CEPII数据库。

基于数据可得性与完整性，选取2010年至2018年中国与“一带一路”沿线国家的面板数据，由于采用的是高频率月度数据，部分国家数据缺失严重，因此剔除数据缺失的样本国家，最终得到37个国家样本数据，最终纳入分析的事件记录共计1961662条。主要变量的描述性统计见表1。

(二) 实证分析

1. 全样本的实证分析。首先，根据方程(1)进行基准回归分析。对采用的面板序列进行单位根检验，IPS检验与LLC检验显示，所有变量都拒绝了原假设，均不存在单位根，表明模型使用的是平稳的面板数据。通过Hausman检验发现应使用固定效应模型而非随机效应模型，另外，为应对模型存在异方差与自相关干扰，用LSDV法估计双向固定效应模型，考虑时间效应与个体效应，并采用聚类稳健的标准误进行估计，最后得到的基准回归结果见表2。

回归结果表明，中国与“一带一路”沿线国家间的双边关系波动影响两国贸易总额，而且主要是影响中国对该国的进口，中国对外出口受双边关系波动的影响未通过显著性检验。另外，市场规模越大、地理距离越近或同属一个自贸区，两国贸易总额越大，但是，共同语言与共同法律对两国贸易的影响为负，这可能是由于所选择本国家中，与中国拥有共同语言与法律的国家较少，故而影响实证结果。

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
Intra	3996	13.5554	1.6433	8.9317	16.5180
lnexp	3996	13.0287	1.6126	8.4034	15.9003
lnimp	3996	11.9319	2.5655	2.7080	15.8309
pir	3996	2.1450	1.2343	-6.1667	6.3433
cpir	3996	2.1480	1.4508	-6.6667	8.0000
qpir	3996	2.1420	1.4554	-9.5000	8.0000
lnmar	3996	19.9343	0.5436	19.1805	23.2594
lndist	3996	8.3923	0.4011	7.3998	8.9581
bou	3996	0.3243	0.4682	0	1
law	3996	0.4054	0.4910	0	1
lan	3996	0.0270	0.1622	0	1
fta	3996	0.3784	0.4850	0	1

注：以上数据通过作者测算得到。

表2 基准回归结果

	Intra	lnexp	lnimp
pir	0.0167** (2.17)	0.0110 (0.96)	0.0212*** (1.82)
lndist	2.1796** (2.20)	2.5518** (2.58)	1.4165 (1.49)
lnmar	0.0518* (1.71)	0.0676 (0.47)	-0.0315 (-0.23)
fta	4.9206*** (27.58)	4.7413*** (26.65)	6.8975*** (39.97)
lan	-3.5097*** (-52.50)	-3.4163*** (-49.89)	-5.2720*** (-81.94)
law	-1.7553*** (-12.06)	-1.8594*** (-12.80)	-1.5553*** (-11.19)
jr	-0.5470 (-0.74)	0.0222 (0.03)	-3.3103*** (-4.70)
常数项	-11.3251 (-1.09)	-15.1801 (-1.47)	-5.2141 (-0.53)
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
观测值	3996	3996	3996
R ²	0.9409	0.9321	0.9229

注：括号内为国家聚类的稳健标准误，***、**、*分别表示1%、5%与10%的显著性水平。

其次，更换核心解释变量，探究一国单向行为反应变化对两国贸易的影响。以往定量研究国际关系对中国对外贸易的影响，往往是对两国双边关系进行总的取值，并没有区分单向的政治态度波动，即中国对其他国家或其他国家对中国的

单向态度波动如何影响双边贸易。而本文基于事件数据分析，事件即区分了行为施动者与受动者，事件的戈德斯坦得分也为定量分析一国单向反应提供了便利^②。因此，借鉴庞珣、刘子夜(2019)思路，延伸研究内容，创新性定量探讨一

国单向政治态度对两国贸易的影响。在研究这种影响方向的模型中，模型设定方程与（1）类似，核心解释变量分别用中国对“一带一路”沿线国家以及其对中国的单向态度波动变量替代，具体则为“中国→某国”与“某国→中国”的事件戈德斯坦得分的月平均值表示。实证结果见表3。

由表3可知，在模型中，中国对其他国家的单向态度波动对两国贸易总额、中国的进口、出口的影响并不显著，但是，其他国家对中国单向态度波动系数不仅为正，而且均通过显著性检验，即其他国家对中国的政治态度可以有效影响双边贸易，其他国家对中国的合作意愿越强，双边贸易往来越多。这可能是因为：第一，中国对“一带一路”沿线国家的单向态度波动频率较小，以习近平为核心的中央领导集体创新周边外交思维，倡导“命运共同体”意识，提出的周边外交方针是与邻为善、以邻为伴，睦邻、安邻、富邻^[29]，推动“一带一路”倡议打造中国与沿线国家“利益共同体”“责任共同体”与“命运共同体”，始终秉持友善、友好、开放、稳定与包容的外交立场，因此，中国对“一带一路”沿线国家单向的政治立场稳定，政治态度的波动较小，故而对两国贸易的影响不明显。第二，“一带一路”沿线国家和地区地缘关系极为复杂、历史文化差异巨大、宗教民族冲突严重、大国关系十分纠结、国家与区域局势颇为动荡，这也就决定了这些国家

对中国单向政治反应可能随着国家或地区利益的变化而发生较大波动，带来一定的不确定性，进而影响与中国的贸易往来。这也从侧面说明，尽管“一带一路”倡议有助于密切中国与沿线国家的互补性贸易，中国希冀加强与沿线国家贸易往来，借助“一带一路”倡议突破经济增长面临的空间约束、实现出口空间的拓展，但是，在此过程中，沿线国家对中国的实质性政治态度将显著影响双方贸易，因此，对中国来说，如何在政治意义上增进双方政策沟通、客观认识并有效塑造良好的国家形象、改善对象国家对中国企业的贸易经营印象十分重要。

2. 分组样本的实证分析。为进一步探讨不同条件约束下，中国与“一带一路”沿线国家的双边关系波动对贸易交往的影响，按照地理关系与贸易关系进行了国家样本分组，分组进行实证检验。在按照地理关系分组中，主要分为同属亚洲国家与非同属亚洲国家两类，这是因为“一带一路”沿线国家不仅涵盖东亚、西亚、南亚等亚洲国家，而且包括中东欧等非亚洲国家，通常认为中国在亚洲区域具有举足轻重的影响力；在按照贸易关系分类中，主要依据两国贸易体量与贸易依赖度进行样本国家的划分，通常认为贸易体量较大、相互依赖度较高的国家间贸易关系紧密且稳固。这里贸易体量划分按照中国与对象国贸易总额大小排名，与中国贸易体量较大的国家主要

表3 实证回归结果

	Intra		Inexp		Inimp	
cpir	-0.0018 (-0.27)		-0.0011 (-0.12)		-0.0055 (-0.82)	
qpir		0.0233*** (4.02)		0.0154** (2.19)		0.0329** (2.67)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	3996	3996	3996	3996	3996	3996
R ²	0.9408	0.9411	0.9321	0.9322	0.9228	0.9231

注：同表2。

有俄罗斯、印度、马来西亚、新加坡等，亚美尼亚、阿塞拜疆、文莱等国与中国的贸易体量较小；贸易依赖度的测算借鉴张雨佳等（2017）做法，选用综合贸易份额指数表示，并按照综合贸易份额指数进行排名，划分贸易依赖程度。综合贸易份额指数的测算公式为：

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} + y_{ij}}{x_i + y_i} + \frac{x_{ji} + y_{ji}}{x_j + y_j} \quad (4)$$

式（4）中， z_{ij} 表示i国与j国的综合贸易份额指数，指数越大表示两国间的贸易依赖度越高， x_{ij} 与 x_{ji} 分别表示i国与j国向对方的出口额； y_{ij} 与 y_{ji} 分别表示i国与j国向对方的进口额； x_i 、 y_i 分别表示i国的总出口额与进口额； x_j 与 y_j 分别表示j国的总出口额与进口额。经过测算，蒙古、塔吉克斯坦、土库曼斯坦、马来西亚、泰国、越南等与中国的贸易依赖度较高，而白俄罗斯、乌克兰、波兰、阿塞拜疆等国与中国的贸易依赖度较小。分组样本下的实证回归结果见表4。

由表4可知，在中国与亚洲“一带一路”沿线国家的样本模型中，双边关系波动系数为正，且在5%水平上显著，但是中国与非亚洲国家的样本模型中，双边关系波动系数未通过显著性检验，这一定程度验证，中国在亚洲国家贸易中的影响

力相对较大，双边交往较密切，贸易就更容易受到双边关系波动的影响。另外，中国与“一带一路”沿线国家的贸易体量越小，相互依赖程度越低，越容易受到双边关系的影响，而两国贸易体量较大或贸易依赖度较高，则双边关系波动对贸易往来的影响不显著。这从侧面验证了对于中国与“一带一路”沿线国家来说，如果两国贸易体量较大、贸易依赖程度较深，在未发生严重的或根本性政治冲突的背景下，则可能形成“贸易惯性”，不易受双边关系短期波动的影响，即经济关系的深化有助于缓冲政治关系波动的影响。

（三）稳健性检验

首先，更换实证估计方法。由于双边关系影响对外贸易，而对外贸易也可以反向影响双边关系，因此反向因果关系导致的内生性问题可能造成估计结果的有偏。同时，考虑模型中存在的异方差与自相关问题，因此，借鉴以往经验，更换估计方法，选用2SLS、GMM估计方法重新估计，双边关系波动变量的系数均为正，并通过显著性检验，与基准结果相比是稳健的。

其次，更换核心解释变量。上文用考虑事件权重得到的戈德斯坦得分月平均值表征双边关系波动。阎学通与周方银认为，即使只计算事件的

表4 分组样本的实证回归结果

被解释变量: Intra	地理关系		贸易关系			
	同属亚洲国家 (1)	非同属亚洲国家 (2)	贸易体量		贸易依赖度	
			贸易体量较大 (3)	贸易体量较小 (4)	相互依赖度高 (5)	相互依赖度低 (6)
pir	0.0168** (1.89)	0.0206 (1.58)	0.0061 (0.52)	0.0167* (1.76)	0.0151 (1.23)	0.0206** (2.10)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	3348	648	1944	2052	1944	2052
R ²	0.9344	0.9499	0.8295	0.8761	0.9030	0.9141

注：根据样本国家2018年与中国的贸易总额、贸易依赖度指数进行排名，定义排名前18位的国家为样本中的与中国贸易体量较大、相互依赖度高的国家，排名后19位的国家为贸易体量较小、相互依赖度低的国家。

个数（假设事件权重相同），得到的结论依然相当准确^[2]，而且本文纳入分析的事件个数庞大，一定程度可以减轻不同测算方法带来的误差。因此，重新测算不考虑事件权重的戈德斯坦得分月平均值，即直接对每月的中国与某“一带一路”沿线国家的所有事件的戈德斯坦得分取均值，以此表示该月中国与该国关系的变动方向与程度。带入新的核心解释变量重新进行实证回归，所得的结果基本上与基准结果一致，由此证明实证结果具有一定的稳健性。

四、结论与启示

文章首次运用GDELT海量事件数据，实证分析了中国与“一带一路”沿线37个国家的双边关系波动对贸易往来的影响，并探讨了在国际关系中，一国的单向行为变化对两国贸易往来的影响，即间接探讨了一国的单向政治态度波动对两国经济合作的作用，为深入理解国际关系与贸易合作提供了一定的实证依据。

首先，主要结论有：第一，以中国与“一带一路”沿线国家为例，实证分析认为双边关系的波动与两国贸易具有正相关关系，即双边关系向好发展，则两国贸易增加，反之亦然，但是，这种作用更多体现在影响中国对其进口贸易，中国出口贸易受双边关系波动的影响并不明显；第二，中国对“一带一路”沿线国家的单向政治态度的变化并未明显影响两国贸易往来，但是，“一

带一路”沿线国家对中国的单向政治态度却显著影响两国贸易；第三，中国与同属亚洲的“一带一路”沿线国家之间，贸易受双边关系波动的影响较明显，但是，中国与非亚洲国家之间，这种影响并不显著，同时，两国之间贸易体量越小、相互依赖程度越低，贸易往来受双边关系波动的影响越大。

其次，得到的启示主要有：第一，近年来，“一带一路”沿线国家与中国的经贸往来愈加深化，中国成为众多“一带一路”沿线国家的主要贸易对象。但是，随着全球不确定性增加，中国深度融入世界市场面临明显的政治阻碍，“一带一路”沿线国家与地区是世界大国关系十分纠结、具有复杂地缘关系与动荡政治局势的区域，而中国与其双边关系的走向将直接影响双方经贸合作，因此，中国在推动“一带一路”倡议的同时应更加重视保持与沿线国家稳定的双边与多边政治关系，加强政治意义上的政策互通，塑造优质的大国形象，切实增进沿线国家对中国的认识与信任，为中国企业提供稳定、良好的贸易环境。第二，双边关系对贸易往来的影响具有明显的选择效应，对于中国来说，与亚洲“一带一路”沿线国家的贸易往来更容易受到双边关系波动的影响。未来，亚洲或将成为世界经济增长的中心地区，中国高速的经济社会发展不仅有助于推动全球经济一体化，而且“一带一路”倡议也成为打

表5 稳健性检验

被解释变量: Intra	更换估计方法		更换核心解释变量	
	2SLS	GMM		
pir	0.1083*** (3.13)	0.0160*** (5.07)	0.0240** (3.92)	0.0233*** (4.02)
控制变量	是	是		是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	3996	3996	3996	3996
R ²	0.1515	0.7787	0.9400	0.9411

注：如表2。

造亚洲命运共同体、推动亚洲经济一体化发展的重要平台，故而，中国不仅要重视维持在亚洲地区的影响力，也应明确越是亲密的伙伴，来往越频繁，越难以避免产生一定摩擦，这就要求中国把握与其他国家经贸合作根本立场，明晰合作红线、底线并提升双方互联互通与政策协调水平。第三，与贸易体量较大、贸易依赖度较高的对象国之间，双边关系对贸易的影响并不十分明显，可见，经济关系密切一定程度减少双边关系短期波动对贸易合作的影响。当然，这也是因为中国与这些国家本身少有实质性的政治冲突与矛盾，因此，双边关系的波动并未实际动摇两国政治关系的根本基础。而且，由测算的戈德斯坦得分均值来看，中国与巴基斯坦、新加坡、俄罗斯等国家的戈德斯坦得分均值的标准差较小，说明中国与这些国家双边关系较稳定，这符合现实情况。同时，中国与土库曼斯坦、卡塔尔、尼泊尔等国家的戈德斯坦得分均值较高，说明中国与这些国家的双边关系向好发展，但是实际上中国与这些国家的互动事件数量并不算多，这一定程度类似心理学理论的“刺猬原则”，在这里可以解释为两国尽管保持了一定的政治交往距离，但“距离产生美”成为“远方的朋友”。需要注意的是，美国始终在对华方面持有“战略竞争”思想，并对“一带一路”倡议持有对立与拒绝态度，认为中国试图通过“一带一路”倡议获取不透明的政治优势，并在相关国内与地区积极布局“一带一路”倡议推进的现实阻力，这就要求中国要坚持深化与“一带一路”沿线国家的经贸往来，以此进一步稳固双边关系基础，可以保持一定的“政治距离”，但是，尽量缩短“经济合作距离”。

注释

① 笔者认为，双边关系总值=双边关系基础值+波动值，其中双边关系基础值与两国历史渊源、文化背景、宗教传统与社会形态等相关，是相对固定的，而双边关系的变化即体现为双边关系波动值的变动，阎学通与周方银认为双边关系的波动具有短期性质。

② 这是因为，戈德斯坦得分只是根据事件类型赋予相应的数值，即一个十人参与的暴乱与一个一千人参与的暴乱事件将获得同样的戈德斯坦得分，但是实际上，一千人参与的暴乱事件可能对社会的影响力更大。

③ 如庞珣、刘子夜（2019）便基于GDELT数据提供海量中美俄每日互动事件，利用有向的戈德斯坦得分序列探寻了中美互动的三类广受关注的因素——对等反应、政策惯性和第三方（俄罗斯）的作用。

参考文献

- [1] 高程. 中美竞争与“一带一路”阶段属性和目标[J]. 世界经济与政治, 2019, (4): 58-78.
- [2] Rafael Reuveny, Heejoon kang. International Trade, Political Conflict/Cooperation, and Granger Causality[J]. American Journal of Political Science, 1996, 40(3):943-970.
- [3] Solomon Polachek. Dyadic Dispute: An Economic Perspective [J]. The Papers of the Peace Science Society(International), 1978, 28:67-81.
- [4] Solomon Polachek. Conflict and Trade[J]. Journal of Conflict Resolution, 1980, 24:55-78.
- [5] Ruth Arad, Seev Hirsch. Peacemaking and Vested Interests[J]. International Studies Quarterly, 1981, 25:439-468.
- [6] Ruth Arad, Seev Hirsch. The Economics of Peacemaking: Focus on the Egyptian-Israeli Situation[M]. New York: St. Martin's Press, 1983.
- [7] Kunitomo Kazutaka. A Typology of Trade Intensity Indices[J]. Hitotsubashi Journal of Economics, 1977, 17:15-32.
- [8] Brian M. Pollins. Conflict, Cooperation, and Commerce: The Effect of International Political Interactions on Bilateral Trade Flows[J]. American Journal of Political Science, 1989, 33:737-761.
- [9] Brian M. Pollins. Does trade still follow the flag?[J]. American Political Science Review, 1989, 83(2): 465-480.
- [10] Nazli Choucri, Robert North. Nations in Conflict: National Growth and International Violence[M]. San Francisco: W. H. Freeman, 1975.
- [11] Park Tong, Farid Abolfathi, Michael Ward. Resource Nationalism in Foreign Policy Behavior of Oil Exporting Countries(1947-1974)[J]. International Interactions, 1976, 2:73-82.
- [12] Rafael Reuveny, Heejoon kang. International Trade, Political Conflict/Cooperation, and Granger Causality[J]. American Journal of Political Science, 1996, 40(3):943-970.
- [13] 杨攻研, 刘洪钟. 政治关系、经济权力与贸易往来: 来自东亚的证据[J]. 世界经济与政治, 2015, (12): 110-130.

- [14]Nitsch V. State visits and international trade[J]. World Economy, 2007, 30(12): 1797-1816.
- [15]Davis C L, Meunier S. Business as usual? Economic responses to political tensions[J]. American Journal of Political Science, 2011, 55(3): 628-646.
- [16]Reuveny, Rafael. The Trade and Conflict Debate: A Survey of Theory, Evidence and Future Research[J]. Peace Economics, Peace Science and Public Policy, 2000, 6(1): 23-49.
- [17]王珏, 李昂, 周茂. 双边政治关系距离对中国出口贸易的影响: 基于联合国大会投票数据的研究[J]. 当代财经, 2019, (1): 96-107.
- [18]Fisman R, Hamao Y, Wang Y X. Nationalism and economic exchange: Evidence from shocks to Sino-Japanese relations[J]. The Review of Financial Studies, 2014, 27(9):2626-2660.
- [19]Fuchs A, Klann N H. Paying a Visit: The Dalai Lama Effect on International Trade[J]. Journal of International Economics, 2013, 91(1): 164-177.
- [20]Nitsch V. State Visits and International Trade[J]. World Economy, 2007, 30(12):1797-1816.
- [21]Armstrong S P. The Politics of Japan-China trade and the role of the world trade system[J]. The World Economy, 2012, 35(9):1102-1120.
- [22]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.
- [23]鹿琦, 刘子夜. 基于海量事件数据的中美关系分析——对等反应、政策惯性及第三方因素[J]. 世界经济与政治, 2019, (5): 53-79.
- [24]Sagi D J B, Labeaga J M. Using GDELT Data to Evaluate the Condence on the Spanish Government Energy Policy[J]. International Journal of Interactive Multimedia and Artificial Intelligence, 2016, 3(6): 38-43.
- [25]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[R/OL]. Working Paper, <http://eventdata.parusanalytics.com/papers.dir/Gerner.APSA.02.pdf>.
- [26]池志培, 侯娜. 大数据与双边关系的量化研究: 以 GDELT 与中美关系为例[J]. 国际政治科学, 2019, (2): 67-88.
- [27]Du Y X, Ju J D, Ramirez C D, et al. Bilateral trade and shocks in political relations: Evidence from China and some of its major trade partners, 1990-2012[R]. GMU Working Paper, No.14-50, 2014.
- [28]邝艳湘, 向洪金. 国际政治冲突的贸易破坏与转移效应——基于中日关系的实证研究[J]. 世界经济与政治, 2017, (9): 141-157.
- [29]李晓, 李俊久. “一带一路”与中国地缘政治经济战略的重构[J]. 世界经济与政治, 2015, (10): 30-59.

(责任编辑: 刘明 审校: 李山)

The Effect of Bilateral Relations Fluctuation on Trade Between China and the Countries along the Belt and Road

DENG Mei-wei

Abstract: Using the event data provided by the global event, language and intonation database (GDELT), this paper analyzes the effect of the changes in bilateral relationships between China and countries along the “Belt and Road” on trade. The main conclusions are as follows: Firstly, improvement of bilateral relations is beneficial to trade between China and countries along the “Belt and Road”. For China, its import trade is more easily influenced by the bilateral relations than the export trade. Secondly, comparing with China’s unilateral attitude, the unilateral action of countries along the “Belt and Road” will have a greater effect on bilateral trade. Thirdly, between China and the Asian countries along the “Belt and Road”, and if the trade volume or trade reliance degree of the two countries is smaller, the trade may be much more easily affected by the bilateral relations. In view of this, China should place high priority on maintaining stable bilateral and multilateral political relations with the countries along the “Belt and Road”, promote policy coordination in a political sense, and take effective measures to improve the countries’ understanding and trust in China.

Key words: GDELT; The Belt and Road; Bilateral relations fluctuation; Event data