

# 中国与“一带一路”国家贸易合作的第三国效应研究

——基于自然资源禀赋和技术创新的双重视角

徐俊, 李金叶

(新疆大学 经济与管理学院, 新疆 乌鲁木齐 830000)

**摘要:** 本文基于新经济地理学视角, 从自然资源禀赋和技术创新两个维度, 运用空间计量模型检验 2000—2019 年中国与“一带一路”国家贸易合作的第三国效应及其产品异质性。研究表明: 中国与“一带一路”国家贸易合作存在显著的空间依赖性; 中国与“一带一路”国家贸易合作往来不仅受到东道国自身自然资源禀赋和技术创新水平的影响, 也会受到第三国自然资源禀赋和技术创新水平, 以及影响第三国自然资源禀赋和技术创新不可观测因素的影响; 与第三国自然资源禀赋存在“竞次效应”, 而在技术创新方面存在“扩散效应”; 异质性分析发现, 自然资源禀赋在劳动密集型和技术密集型贸易中的第三国效应显著, 技术创新在技术密集型和资本密集型贸易中的第三国效应明显。

**关键词:** “一带一路”倡议; 贸易合作; 第三国效应; 自然资源禀赋; 技术创新

[中图分类号] F746; F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2022)03-0019-15

## 引言

自 2013 年“一带一路”倡议提出以来, 中国与“一带一路”国家的贸易合作水平显著提升。商务部统计数据显示, 2014—2019 年, 中国与“一带一路”国家贸易额累计超过 44 万亿元。其中, 2019 年贸易额达到 9.27 万亿元, 高出中国整体外贸增速 7.4 个百分点, 约占 2019 年中国对外贸易总额比重的 30%。尤其是在

[投稿日期] 2021-10-02

[基金项目] 教育部人文社会科学研究规划基金项目“中国与中亚非资源型产业合作研究”(19YJA790040)

[作者简介] 徐俊(1994—), 男, 新疆乌鲁木齐人, 新疆大学经济与管理学院博士研究生, 研究方向: 世界经济; 李金叶(1963—), 女, 新疆乌鲁木齐人, 新疆大学经济与管理学院教授、博士生导师, 博士, 研究方向: 区域经济

面临中美贸易摩擦和新冠肺炎疫情的双重冲击下,中国与“一带一路”国家贸易合作实现逆势增长,成为新时代中国对外贸易合作的新亮点,也是中国构建国内国际双循环新发展格局的重要引擎<sup>①</sup>。目前中国已与140个国家和31个国际组织签署了合作文件<sup>②</sup>,越来越多的经济体积极响应参与建设。随着“一带一路”国家合作日趋紧密,如何进一步推动各国实现联动发展,共享发展红利至关重要。在中国新一轮高水平对外开放的新时期,进一步挖掘中国与“一带一路”国家贸易合作的新增长点,对促进高质量建设“一带一路”具有重要意义。

## 一、文献综述

国际贸易的动因历来是学者们关注的重点话题之一。以往学者基于双边合作框架,利用经典引力模型,研究影响开展贸易合作的诸因素。Hasson 和 Tinbergen (1964)最早将引力模型应用到国际贸易研究领域。自此之后,要素禀赋(Bergstrand, 1989)、经济规模(Armstrong, 2007)、是否具有共同边界(盛斌和廖明中, 2004)等被逐步纳入引力模型中。随着以上因素逐步被纳入引力模型,其对国际贸易合作的现实解释力不断增强。不可否认的是,随着各国贸易联系的日益紧密,各经济体间相互依赖程度不断提高。正如地理学第一定律所述,事物和现象存在空间上的普遍联系,即各主体间均存在空间上的关联性。若仍然使用传统的引力模型对双边贸易合作展开研究,而忽略空间外部性,很有可能使得估计结果产生偏误,也无法考究除东道国自身以外的第三方因素的影响。因此,将空间因素纳入引力模型构建空间计量模型再次检验国际贸易合作的动因具有重要意义。

近年来,新经济地理学不断兴起,为国际贸易研究提供了新思路和新方法。学者首先将空间计量模型引入国际投资研究中。Coughlin 和 Segev (2000)最早运用空间计量方法研究发现,第三国对东道国外商直接投资存在互补效应。自此之后,学者们逐步从空间视角研究跨国合作, Baltagi 等(2005)、Garretsen 和 Peeters (2007)分别证明了第三国市场对东道国市场产生挤出效应和互补效应。在此基础上,国内学者们也从空间视角对中国对外直接投资的动因进行了研究。谢杰和刘任余(2011)发现中国与东道国的投资会受到第三方效应的影响。熊彬和王梦娇(2018)通过空间面板模型检验了中国在“一带一路”国家对外直接投资第三国效应的三种来源。由此可见,第三方因素在国际投资往来中的作用愈加凸显,不容忽视。

在国际合作第三方效应的相关研究中,对外直接投资的第三国效应备受关注,已取得丰硕的研究成果。国际贸易作为另一种主要的国际要素流动形式,是否也存在同样的第三国效应呢?事实上, Cushman (1986)已指出第三国效应是国际贸易合作中不可忽略的一部分。邹宗森等(2021)从汇率角度研究发现第三国效应对

<sup>①</sup>资料来源:中华人民共和国商务部网站。网址 <http://fec.mofcom.gov.cn/article/fwydy/zgzx/202001/20200102931500.shtml> (访问日期 2021-11-23)。

<sup>②</sup>资料来源:中国一带一路网。网址 <https://www.yidaiyilu.gov.cn/gbjg/gbkg/77073.htm> (访问日期 2021-11-23)。

贸易合作具有显著影响。刘俊和张亚斌(2016)、高志刚和宋亚东(2018)均以丝绸之路经济带国家为研究样本,通过空间计量方法研究发现各国贸易便利化的贸易效应存在显著的空间差异。程云洁和董程慧(2021)以“一带一路”国家为样本,研究认为贸易便利化对中国工业制成品出口贸易存在空间效应。由此可见,在国际贸易研究方面,利用空间计量模型研究第三国效应的文献较少,但为进一步从多视角开展此方面研究提供了宝贵经验。在中国深入推进“一带一路”国家实现贸易畅通的过程中,“一带一路”国家间贸易联系程度显著提升,在未来贸易合作中不仅要关注东道国自身的要素禀赋基础,还要更加关注来自第三国的影响。基于要素禀赋理论,本文基于国际贸易要素视角,进一步从自然资源禀赋和技术创新两个维度,以“一带一路”沿线60个国家为样本,研究中国与“一带一路”国家贸易合作的空间效应及产品异质性,更加全面地剖析中国与“一带一路”国家贸易合作的动因。

## 二、理论分析与研究假说

地理学第一定律指出事物间的关联紧密程度与地理距离大小呈现一定的相关关系,贸易活动主体间存在一定的空间依赖特征和空间相关关系。新经济地理学进一步将区位要素、运输成本等纳入中心—外围模型,发现经济活动在空间上表现出一定的动态集聚过程。当空间集聚达到一定程度时,进而会产生一定的空间溢出效应。因此,空间因素在贸易合作中的作用不可忽视,来自第三国的影响效应日益凸显,部分学者将这种效应称为“第三国效应”,第三国效应也成为阐释中国与“一带一路”国家贸易合作的又一重要内生影响机制(Head等,1994;郑平,2018)。基于此,本文认为中国与“一带一路”国家贸易合作,不仅会受到东道国自身要素条件的影响,还会受到来自周边及其他国家的影响。据此提出假说1:

假说1 中国与“一带一路”国家间贸易合作存在第三国效应。

要素禀赋是国家开展贸易合作的先决条件,要素分布的非对称性是开展贸易合作的根本动力,诸多学者从国家要素禀赋的角度探讨贸易合作动因(鞠建东等,2004;孔庆峰和陈蔚,2008)。在“一带一路”方面,部分学者提出囿于地理、历史的原因,“一带一路”各国自然资源基础条件迥异,经济发展呈现出不同程度的资源依赖特征,中国与“一带一路”国家的跨国合作表现出一定的资源寻求动机,自然资源禀赋依然是中国与“一带一路”国家贸易合作的重要影响因素之一(Morck等,2008;汤碧,2012)。随着经济的不断发展,技术创新在国际合作中的地位日益凸显,成为贸易转型升级的核心动力。而“一带一路”国家创新水平整体偏低,可通过技术引进和技术溢出等渠道弥补“技术鸿沟”,不断塑造自身贸易竞争力(林毅夫和张鹏飞,2005;李平,2006)。由此可见,自然资源禀赋和技术创新是东道国开展贸易合作的动力源泉。基于此,本文选择自然资源禀赋和技术创新两个维度,分析其对中国与“一带一路”国家贸易合作的影响及其第三国效应。

### （一）自然资源禀赋、第三国效应和贸易合作

自然资源禀赋是推动贸易合作的原动力。得益于得天独厚的自然条件，“一带一路”国家自然资源丰富，但部分国家资源型要素基础非常相似，受制于经济发展程度普遍较低、工业化起步较晚，开采资源的能力和技术非常有限，将资源优势转化为经济优势的能力较弱，这使得大多数国家尚处在全球价值链的中低端水平，表现出一定的资源依赖特征。随着互联互通水平的提升，各国间联通性明显增强，要素跨国流动阻力明显减小，推动经济全球化由以国际贸易、国际投资为主的合作模式进入资源在全球配置的新阶段，一国的国际分工不再仅仅取决于本国的自然资源禀赋，还取决于其对要素的整合能力，这为促进“一带一路”国家贸易合作创造了有益条件（胥廷全，2000）。据此提出假说2：

假说2 中国与“一带一路”国家贸易合作受到东道国自然资源禀赋影响的同时还会受到第三国自然资源禀赋的影响，且可能存在一定“竞次效应”。

### （二）技术创新、第三国效应与贸易合作

技术创新水平是决定一国在全球价值链中地位的核心要素。随着科学技术的进步，东道国技术创新水平对贸易合作的影响作用愈加重要（Filippini 和 Molini，2003）。一般地，一国的技术创新可来自于两个渠道：一是激发国内创新潜力，通过大量的研发投入，加大创新人才培养，在重大技术上取得突破，提高自身技术禀赋水平，这有利于提升本国创新水平，进而提升本国贸易竞争力；二是充分利用国际市场，通过“引进来”吸引跨国公司进入本国市场参与生产、销售高技术的产品，通过“干中学”吸收转化，进而提升本国技术水平（Javorcik 和 Smarzynska，2004），应用于本地生产活动中，提升本国产品的竞争力。综合来看，贸易合作受到本国技术创新影响的同时可能也会受到第三国技术创新水平的影响。据此提出假说3：

假说3 中国与“一带一路”国家贸易合作受到东道国技术创新影响的同时还会受到第三国技术创新的影响，可能存在一定的技术“扩散效应”。

## 三、模型构建、样本选择与数据说明

### （一）模型的构建

本文在借鉴孔庆峰和董虹蔚（2015）的研究基础上，构建基准模型如下：

$$\ln Trade_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GDP_{it} + \alpha_2 \ln dis_{ij} + \alpha_3 x_{it} + \alpha_4 \ln pgdp_{it} + \alpha_5 \ln pop_{it} + \alpha_6 city_{it} + \alpha_7 indus_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式（1）中， $i$ 代表“一带一路”国家， $j$ 代表中国， $\ln Trade_{jt}$ 表示中国与“一带一路”国家第 $t$ 年的贸易量， $x_{it}$ 表征本文的核心解释变量“一带一路”国家的自然资源禀赋和技术创新水平， $\ln GDP_{it}$ 、 $\ln pgdp_{it}$ 、 $\ln pop_{it}$ 、 $city_{it}$ 和 $indus_{it}$ 依次衡量一国的经济规模、经济发展程度、人口规模、城镇化水平和工业化程度， $\alpha_i$ 代表各变量的影响系数， $\varepsilon_{it}$ 是误差项。

### 1. 被解释变量

本文利用联合国商品贸易数据库中 SITC Rev. 3 分类标准下 200 多种商品贸易数据, 综合计算得到中国与“一带一路”国家双边贸易额及不同类别商品贸易额。

### 2. 解释变量

本文研究自然资源禀赋和技术创新对双边贸易合作的空间效应, 因此选取“一带一路”国家石油租金、天然气租金、煤炭租金、矿产租金和森林租金之和, 即自然资源租金占 GDP 的比重作为一国自然资源禀赋 (*Resou*) 的代理变量; 选取研发投入占 GDP 比重作为一国技术创新水平 (*R&D*) 的替代变量。

### 3. 控制变量

本文主要选取“一带一路”国家 GDP 作为其经济规模的代理变量, 预期符号为正; 选取人均 GDP 作为东道国经济发展程度的代理变量, 预期符号为正; 选取人口总数作为市场潜力的代理变量, 预期符号为正; 选取两国间运输距离作为双边距离的代理变量, 预期符号为负; 选取工业增加值占 GDP 比重和城镇人口占总人口比重分别作为工业化程度和城镇化水平的代理变量, 预期符号均为正。

但是值得注意的是, 在双边合作框架下, 没有考虑样本国家间的空间相关性。在前文理论分析的基础上, 借鉴马述忠和刘梦恒 (2016) 的研究思路, 运用空间计量模型进一步检验中国与“一带一路”国家贸易合作的空间效应。依次构建空间自回归模型 (Spatial Autoregressive Model, SAR)、空间误差模型 (Spatial Error Model, SEM) 和空间杜宾模型 (Spatial Dubin Model, SDM), 具体形式如下所示:

$$\ln Trade_{ijt} = \delta_0 + \delta_1 x_{it} + \delta_i Vars_{it} + \rho_1 W_{ij} \times \ln Trade_{ijt} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

$$\ln Trade_{ijt} = \delta_0 + \delta_1 x_{it} + \delta_i Vars_{it} + \varepsilon_{ij} \quad (\text{其中 } \varepsilon_{ij} = \lambda \times W_{ij} \times \varepsilon_t + \mu_{ij}) \quad (3)$$

$$\ln Trade_{ijt} = \delta_0 + \delta_1 x_{it} + \delta_i Vars_{it} + \rho W_{ij} \times \ln Trade_{ijt} + \varphi W_{ij} \times Vars_{it} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

其中,  $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ , 表示随机扰动项服从均值为 0、方差为西格玛方的分布。式 (2) 至式 (4) 中各解释变量与式 (1) 中的含义相同, 故在此不再赘述。 $\delta_i$  是待估计参数,  $W_{ij}$  代表空间权重矩阵<sup>①</sup>,  $\mu_{ij}$  代表贸易无效率项, 空间自回归系数  $\rho$  表征中国与“一带一路”国家贸易合作是否存在空间效应。若  $\rho > 0$ , 且通过显著性水平检验, 说明存在一定空间集聚特征, 呈现出贸易互补特征; 若  $\rho < 0$ , 且通过显著性水平检验, 则表明存在一定的“挤出效应”, 是本文第三国效应的第一个来源。空间误差系数  $\lambda$  主要反映来自影响第三国贸易合作不可观测的因素对中国与“一带一路”国家贸易合作的影响, 是本文第三国效应的第二个来源。建立空间杜宾模型主要是检验第三国自然资源禀赋和技术创新对中国与“一带一路”国家贸易合作的空间溢出效应, 是本文第三国效应的第三个来源。

## (二) 样本选择与数据来源

为了使估计结果尽可能真实可信, 本文最终选取了数据相对齐全的“一带一

<sup>①</sup>因篇幅所限, 三个权重矩阵具体构建过程的相关信息备索。凡备索资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查阅”栏目查询、下载。



路”沿线60个国家作为研究样本<sup>①</sup>，囿于相关数据的可得性，研究期间设定为2000—2019年，部分缺失值采用插值法进行处理，为了消除量纲的影响，对双边贸易、GDP、人均GDP、地理距离等数据进行对数化处理。本文所用数据主要来自联合国商品贸易数据库（UN Comtrade）、世界银行数据库（World Bank Database）、法国国际经济研究中心数据库（CEPII）和国际货币基金组织数据库（International Monetary Fund, IMF）。

#### 四、实证分析

在利用空间计量模型对中国与“一带一路”国家贸易合作的第三国效应进行估计之前，先对中国与“一带一路”国家间贸易合作是否存在空间相关性进行检验。参照学者们的通常做法，运用莫兰指数（Moran's I）进行空间相关性检验。具体表达式如下：

$$Moran's I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (5)$$

式（5）中， $X_i$ 、 $X_j$ 、 $\bar{X}$ 依次代表*i*国贸易额、*j*国贸易额及所有样本国家贸易额均值。莫兰指数的取值范围[-1, 1]，当莫兰指数值大于0时，表示存在正相关，当莫兰指数值小于0时，表明存在负相关，当莫兰指数值接近于或等于0时，表明不存在空间相关性。

##### （一）空间自相关性检验

2000—2019年中国与“一带一路”国家贸易合作的莫兰指数如表1所示。由结果可知，在三种矩阵下，莫兰指数均为正且均通过1%的显著性水平检验，说明中国与“一带一路”国家贸易合作存在正的空间相关性，充分表明中国对“一带一路”国家贸易合作会受到周边及邻近地区贸易活动的影响，呈现出一定的空间集聚特征。从时序变化维度来看，莫兰指数值均呈现出明显的增长趋势，表明中国与“一带一路”国家贸易合作的空间关联性逐步增强。值得注意的是，三种权重矩阵下，2013年左右莫兰指数值达到最大，说明“一带一路”倡议提出前后，中国与“一带一路”国家贸易合作的空间关联性达到峰值，此后趋于平稳。综合来看，2000年以来，中国与“一带一路”国家贸易合作的空间集聚和依赖特征明显增强，且空间差异趋于变小。基于此，在检验中国与“一带一路”国家贸易合作

<sup>①</sup>60个国家包括：阿塞拜疆、奥地利、亚美尼亚、波黑、保加利亚、白俄罗斯、斯里兰卡、哥斯达黎加、克罗地亚、古巴、塞浦路斯、捷克、厄瓜多尔、爱沙尼亚、格鲁吉亚、希腊、匈牙利、印度、印度尼西亚、伊朗、以色列、意大利、哈萨克斯坦、韩国、科威特、吉尔吉斯斯坦、拉脱维亚、立陶宛、卢森堡、马达加斯加、马来西亚、马耳他、蒙古国、摩尔多瓦、阿曼、新西兰、巴基斯坦、巴拿马、秘鲁、菲律宾、波兰、葡萄牙、俄罗斯、罗马尼亚、沙特阿拉伯、新加坡、斯洛伐克、斯洛文尼亚、越南、南非、塔吉克斯坦、泰国、特立尼达和多巴哥、突尼斯、土耳其、乌克兰、北马其顿、埃及、乌拉圭和乌兹别克斯坦。

影响因素的过程中,应当纳入空间因素,以便能更加全面真实地分析中国与“一带一路”国家贸易合作的动因。

表1 中国与“一带一路”国家贸易合作空间相关性检验

年份	邻接矩阵		贸易距离矩阵		经济地理矩阵	
	莫兰指数	Z 值	莫兰指数	Z 值	莫兰指数	Z 值
2000	0.273 **	2.049	0.263 ***	4.565	0.224 ***	4.079
2001	0.272 **	2.046	0.248 ***	4.320	0.204 ***	3.739
2002	0.282 **	2.115	0.238 ***	4.167	0.214 ***	3.911
2003	0.272 **	2.046	0.245 ***	4.288	0.220 ***	4.014
2004	0.256 **	1.932	0.240 ***	4.195	0.215 ***	3.935
2005	0.242 **	1.835	0.247 ***	4.315	0.219 ***	3.993
2006	0.204 *	1.564	0.213 ***	3.768	0.195 ***	3.594
2007	0.214 *	1.636	0.228 ***	3.999	0.203 ***	3.726
2008	0.224 **	1.713	0.234 ***	4.101	0.206 ***	3.792
2009	0.268 **	2.024	0.252 ***	4.407	0.223 ***	4.076
2010	0.293 **	2.194	0.251 ***	4.387	0.227 ***	4.140
2011	0.296 **	2.219	0.247 ***	4.320	0.223 ***	4.065
2012	0.329 ***	2.457	0.265 ***	4.616	0.237 ***	4.319
2013	0.326 ***	2.425	0.264 ***	4.590	0.239 ***	4.341
2014	0.333 ***	2.474	0.274 ***	4.746	0.247 ***	4.468
2015	0.346 ***	2.569	0.276 ***	4.782	0.243 ***	4.399
2016	0.320 ***	2.389	0.264 ***	4.590	0.229 ***	4.174
2017	0.316 ***	2.357	0.264 ***	4.580	0.231 ***	4.195
2018	0.326 ***	2.421	0.263 ***	4.559	0.233 ***	4.237
2019	0.333 ***	2.476	0.262 ***	4.550	0.236 ***	4.275

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示莫兰指数通过1%、5%和10%的显著性水平检验。

## (二) 基准回归

遵循已有的研究思路,利用普通最小二乘法(Ordinary Least Square, OLS)和逐步回归法,依次检验东道国自然资源禀赋和技术创新水平对中国与“一带一路”国家开展双边贸易合作的影响,结果如表2所示。自然资源禀赋和技术创新变量的系数显著为正且均通过1%的显著性水平检验,由此初步判断东道国自然资源禀赋和技术创新均对中国与“一带一路”国家的贸易合作具有显著的促进作用。各控制变量系数与前文预期一致,具体影响在此不再赘述。

表2 基准模型的逐步回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnGDP</i>	1.085 <sup>***</sup> (44.511)	3.398 <sup>***</sup> (26.161)	3.398 <sup>***</sup> (26.518)	3.344 <sup>***</sup> (25.405)
<i>lndis</i>	-0.143 <sup>***</sup> (-2.685)	-0.657 <sup>***</sup> (-11.245)	-0.661 <sup>***</sup> (-11.459)	-0.623 <sup>***</sup> (-10.116)
<i>lnpgdp</i>	—	2.816 <sup>***</sup> (19.723)	2.760 <sup>***</sup> (19.543)	2.746 <sup>***</sup> (19.442)
<i>lnpop</i>	—	2.434 <sup>***</sup> (17.934)	2.409 <sup>***</sup> (17.981)	2.367 <sup>***</sup> (17.422)
<i>indus</i>	—	0.634 <sup>***</sup> (6.343)	0.122 (0.929)	0.141 <sup>***</sup> (1.068)
<i>city</i>	—	1.285 <sup>***</sup> (8.861)	1.102 <sup>***</sup> (7.514)	1.072 <sup>***</sup> (7.271)
<i>Resou</i>	—	—	2.333 <sup>***</sup> (5.797)	2.527 <sup>***</sup> (3.056)
<i>R&amp;D</i>	—	—	—	0.102 <sup>*</sup> (1.797)
常数项	3.822 <sup>***</sup> (4.385)	2.302 <sup>**</sup> (2.226)	3.741 <sup>***</sup> (3.551)	3.799 <sup>***</sup> (3.593)
R <sup>2</sup>	0.624	0.726	0.733	0.734
观测值	1 200	1 200	1 200	1 200

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示估计系数在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为t值。下同。

### (三) 自然资源禀赋的第三国贸易效应分析

前文已通过莫兰指数证明中国与“一带一路”国家的贸易合作存在空间相关性，现在进一步从空间视角检验自然资源禀赋对中国与“一带一路”国家贸易合作的空间效应，对式(2)至式(4)进行估计，结果如表3所示。在邻接权重矩阵和经济地理权重矩阵下，SAR、SEM和SDM三种模型中，空间自回归系数 $\rho_1$ 和空间自相关系数 $\lambda_1$ 均为正且通过1%的显著性水平检验，说明在内生空间交互效应和随机冲击空间交互效应的影响下，中国与“一带一路”国家贸易合作确实存在第三国效应，为假说1的成立提供了有力证据。考虑到经济地理权重矩阵能够同时反映经济和地理特征，以下分析均以该矩阵下的估计结果为准，各模型的具体解释如下。

在空间自回归模型(SAR)中，空间自回归系数为0.575，且通过1%的显著性水平检验，表明中国与“一带一路”国家贸易合作呈现出一定的空间依赖性，证明了中国与“一带一路”国家贸易合作第三国效应的第一个来源，为假说1提供了有力支撑。具体来看，随着“一带一路”倡议的深入推进，越来越多的国家转向积极响应支持，并与中国签订合作协议，截至2021年1月30日，已签署了205份“一带一路”合作文件，“一带一路”阵容不断扩大，推动中国与“一带一路”国际贸易合作迈上新台阶。



表3 自然资源禀赋的第三国贸易效应检验结果

变量	经济地理权重			邻接权重矩阵		
	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM	SDM
<i>lnGDP</i>	0.323*** (3.512)	0.334*** (3.163)	0.313** (3.413)	0.452*** (4.414)	0.718*** (6.633)	0.449*** (4.391)
<i>lndis</i>	-0.217*** (-4.233)	-1.063*** (-10.077)	-0.315*** (-5.361)	-0.637*** (-12.908)	-0.773*** (-13.812)	-0.676*** (-13.413)
<i>lnpgdp</i>	0.912*** (5.472)	1.151*** (5.922)	0.868*** (5.204)	1.475*** (8.163)	1.818*** (6.211)	0.732*** (3.210)
<i>lnpop</i>	0.278*** (4.362)	0.336*** (3.223)	0.122*** (6.584)	0.909*** (4.073)	0.709*** (2.813)	0.732*** (3.211)
<i>indus</i>	-0.370* (-2.884)	-0.234** (-1.722)	-0.334*** (-2.603)	-0.959*** (-6.965)	-0.732*** (-5.633)	-0.922*** (-6.702)
<i>city</i>	1.293*** (3.83)	2.713*** (6.54)	1.283*** (3.81)	1.651*** (4.43)	2.391*** (6.26)	1.621*** (4.37)
<i>Resou</i>	0.780** (2.001)	0.902** (2.170)	1.256** (3.052)	0.815* (1.891)	1.093** (2.470)	1.392*** (3.023)
<i>W×Resou</i>	—	—	-3.452*** (-3.446)	—	—	-2.034*** (-3.460)
$\rho_1/\lambda_1$	0.575*** (20.365)	0.698*** (19.146)	0.574*** (18.124)	0.207*** (9.292)	0.391*** (12.133)	0.203*** (9.162)
<i>Sigma2_e</i>	0.154*** (24.252)	0.167*** (23.931)	0.158*** (24.293)	0.194*** (24.432)	0.181*** (23.861)	0.193*** (24.431)
Log-lik	-71.080	-71.080	-71.080	-81.030	-81.030	-81.030
R <sup>2</sup>	0.858	0.803	0.855	0.831	0.829	0.833
N	1 200	1 200	1 200	1 200	1 200	1 200

在空间误差模型 (SEM) 中, 空间误差系数为 0.698, 且通过 1% 的显著性水平检验, 说明影响第三国贸易合作的不可观测因素对中国与“一带一路”国家的贸易合作亦有显著影响, 证明了中国与“一带一路”国家贸易合作第三国效应的第二个来源, 为假说 2 成立提供了有力证据。具体来看, 随着“一带一路”倡议的逐步深入推进, “一带一路”贸易合作网络逐步形成, 各国成为关系紧密的“命运共同体”, 影响第三国贸易合作的不可观测因素也会进一步影响到其他国家间的合作; 另一方面, 近年来部分西方国家抹黑打压中国, 认为“一带一路”是“债务陷阱”、是为了输出中国的过剩产能等的无端指责, 甚至干扰了中国与“一带一路”国家的正常贸易往来, 诸如此类的“第三方因素”会不同程度地影响到中国与“一带一路”国家间的贸易往来。

在空间杜宾模型 (SDM) 中, 空间自相关系数达到 0.574, 且通过了 1% 的显著性水平检验。东道国自然资源禀赋的空间自相关系数显著为负且通过了 1% 的显著性水平检验, 恰好与其自身系数符号相反, 说明“一带一路”国家在自然资源禀赋方面存在一定的竞争关系, 在与中国开展贸易合作中存在“竞次效应”, 这也符合国际贸易理论中的比较优势原理, 为假说 2 的成立提供了例证。可能的原因是, “一带一路”沿线涉及国家数量多, 覆盖范围广, 经济发展水平相对滞后, 其

经济发展的自然资源依赖特征明显。例如中亚五国主要依赖石油、煤、天然气等能源的出口，均为中国主要的能源贸易合作伙伴和“一带一路”重要的成员国，其在开展国际合作中势必存在一定竞争关系。

就控制变量来看，各变量的回归系数均符合预期， $\ln GDP$ 、 $\ln pop$  和  $\ln pgdp$  均为正，且通过显著性水平检验，说明东道国市场规模、经济发展程度和人口规模仍然是影响中国与“一带一路”国家贸易合作的重要因素。 $\ln dis$  的系数显著为负，说明双边距离仍然是阻碍双边贸易合作的重要因素之一。 $city$  的系数显著为正且通过显著性水平检验，具体来看，“一带一路”国家平均城镇化水平已经达到 62.63%， “一带一路”部分国家人口较少，城镇化水平较高，已进入城镇化高质量发展阶段，为中国与“一带一路”国家进一步开展贸易合作提供了新机遇。需要说明的是， $indus$  变量系数预期为正，但回归结果为负，可能的解释是“一带一路”国家多为新兴经济体和发展相对滞后国家，工业化起步较晚，工业化进程推进缓慢，目前多处于工业化前期或中期，主要以能源和初加工贸易为主，附加值较低，处于全球价值链的中低端，亟待加快推进工业化进程，深度参与“一带一路”贸易合作。

#### （四）技术创新的第三国贸易效应检验

遵循自然资源禀赋第三国贸易效应的检验思路，依次运用 SAR、SEM 和 SDM 三种模型对“一带一路”国家技术创新的第三国贸易效应进行检验，估计结果如表 4 所示。三个模型的估计结果中，空间自回归系数  $\rho_2$  和空间误差系数  $\lambda_2$  均显著为正，且通过 1% 的显著性水平检验，表明中国与“一带一路”国家贸易合作具有空间依赖特征，再次证明假说 1 是成立的。除此之外，控制变量的相关结论与上文保持一致，在此不再赘述。关于从技术创新视角分析的第三国贸易效应具体如下。

在空间自回归模型中，空间自回归系数为 0.565，显著为正且通过 1% 的显著性水平检验，具体解释与上文类似。在空间误差模型中，空间误差系数为 0.656，且通过 1% 的显著性水平检验，表明影响第三国技术创新的不可观测因素对中国与“一带一路”国家的贸易合作具有一定的影响。可能的原因是，“一带一路”国家整体技术创新水平并不高，尤其在前沿科学技术领域，如人工智能、脑科学、芯片技术等方面，发达国家因其技术优势和历史原因走在世界前列，甚至形成技术垄断，而“一带一路”国家原始创新能力较弱，多以技术吸收和技术引进、再创造为主，容易受到来自第三国诸多因素的影响。在空间杜宾模型中，空间自相关系数达到 0.530，且通过 1% 的显著性水平检验，技术创新变量的自身系数和空间自相关系数均显著为正，且通过显著性水平检验，表明第三国技术创新水平会影响中国与“一带一路”国家贸易合作，即存在技术溢出效应。由此判定，技术创新维度下中国与“一带一路”国家贸易合作同样存在第三国效应，为假说 3 的成立提供了有力证据。具体来看，邻国或周边国家技术创新具有一定的扩散效应，更有利于传导至本国吸纳和引进，从而有利于提高本国技术创新水平。

表4 技术创新的第三国贸易效应估计结果

变量	经济地理权重矩阵			邻接权重矩阵		
	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM	SDM
<i>R&amp;D</i>	0.255 ** (4.382)	0.229 ** (3.702)	0.238 ** (4.062)	0.407 *** (6.494)	0.348 *** (5.493)	0.385 *** (6.013)
<i>W×R&amp;D</i>	—	—	0.357 *** (2.843)	—	—	0.165 *** (2.671)
控制变量	是	是	是	是	是	是
$\rho_2/\lambda_2$	0.565 *** (17.735)	0.656 *** (15.945)	0.530 *** (15.303)	0.188 *** (8.481)	0.353 *** (10.513)	0.174 *** (7.391)
<i>Sigma2_e</i>	0.158 *** (24.302)	0.167 *** (23.941)	0.158 *** (24.311)	0.188 *** (24.442)	0.179 *** (23.961)	0.189 *** (24.441)
Log-lik	-71.080	-71.080	-71.080	-81.030	-81.030	-81.030
R <sup>2</sup>	0.858	0.819	0.862	8.838	0.837	0.839
观测值	1 200	1 200	1 200	1 200	1 200	1 200

## (五) 稳健性检验

考虑到空间权重矩阵在空间计量分析中的重要性,为了使所得结论更加可靠,本文进一步运用贸易距离矩阵进行估计,所得结果如表5第2列至第4列所示。三个空间模型结果中,空间自回归系数和空间误差系数均无显著变化,说明中国与“一带一路”国家贸易合作确实存在空间依赖性。自然资源禀赋变量的空间自相关系数仍然与其自身系数恰好相反,再次表明“一带一路”国家间自然资源禀赋存在竞争关系。其他控制变量的系数均未发生明显改变,说明估计结果和所得结论是稳健的。

表5 稳健性检验结果

变量	自然资源禀赋			技术创新		
	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM	SDM
<i>Resou</i>	0.736 * (1.923)	0.986 ** (2.512)	0.994 ** (2.567)	—	—	—
<i>R&amp;D</i>	—	—	—	0.229 *** (3.982)	0.242 *** (3.921)	0.203 *** (3.456)
<i>W×Resou</i>	—	—	-3.748 *** (-3.534)	—	—	—
<i>W×R&amp;D</i>	—	—	—	—	—	0.316 ** (2.181)
控制变量	是	是	是	是	是	是
$\rho/\lambda$	0.575 *** (20.364)	0.701 *** (21.930)	0.559 *** (19.413)	0.549 *** (18.813)	0.663 *** (18.422)	0.528 *** (17.102)
<i>Sigma2_e</i>	0.154 *** (24.251)	0.160 *** (23.832)	0.153 *** (24.261)	0.153 *** (24.270)	0.160 *** (23.831)	0.153 *** (24.271)
Log-lik	-71.080	-71.080	-71.080	-81.030	-81.030	-81.030
R <sup>2</sup>	0.858	0.797	0.860	0.862	0.815	0.864
观测值	1 200	1 200	1 200	1 200	1 200	1 200

同样地，运用贸易距离矩阵对技术创新的第三国贸易效应进行再次检验，得到结果如表5第5列至第7列所示。三个模型结果中，空间自回归系数、空间自相关系数和空间误差系数与实证分析中基本保持一致，说明前文得到的结论是稳健的。

### 五、进一步的研究

考虑到中国与“一带一路”国家的贸易涉及商品种类繁多，进一步参照Lall和Sanjaya（2000）的分类标准将200多种商品按照投入要素不同和技术含量的高低依次分为资源密集型（118种）、劳动密集型（46种）、技术密集型（20种）和资本密集型（71种）四类商品贸易<sup>①</sup>，进一步分析东道国资源禀赋、技术创新对不同商品类别贸易的第三国效应，估计结果如表6所示。

表6 不同类别商品视角下自然资源禀赋和技术创新的第三国贸易效应

变量	自然资源禀赋				技术创新			
	资源密集型	劳动密集型	技术密集型	资本密集型	资源密集型	劳动密集型	技术密集型	资本密集型
<i>Resou</i>	1.118** (2.241)	1.401** (2.160)	1.979*** (3.152)	-0.240 (-0.052)	—	—	—	—
<i>W×Resou</i>	-0.712 (-0.591)	-3.861** (-2.467)	-6.725*** (-4.362)	-1.820 (-1.642)	—	—	—	—
<i>R&amp;D</i>	—	—	—	—	0.141** (1.991)	0.257*** (2.812)	0.135*** (2.523)	0.196*** (3.091)
<i>W×R&amp;D</i>	—	—	—	—	0.688 (0.584)	-0.082 (-0.420)	0.827*** (4.382)	0.384*** (2.733)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
$\rho/\lambda$	0.531*** (15.213)	0.227*** (4.292)	0.442*** (11.884)	0.554*** (17.484)	0.486*** (12.564)	0.229 (4.132)	0.407 (10.374)	0.506*** (14.340)
<i>Sigma2_e</i>	0.230*** (24.302)	0.391*** (24.443)	0.366*** (24.373)	0.187*** (24.311)	0.228*** (24.322)	0.391*** (24.443)	0.367*** (24.383)	0.186*** (24.331)
Log-lik	-81.030	-81.030	-81.030	-81.030	-81.030	-81.030	-81.030	-81.030
R <sup>2</sup>	0.797	0.725	0.755	0.853	0.806	0.725	0.758	0.861
观测值	1 200	1 200	1 200	1 200	1 200	1 200	1 200	1 200

从自然资源禀赋视角来看，不同类别贸易中，空间自相关系数均显著为正，且通过显著性水平检验，表明中国与“一带一路”国家在资源密集型、劳动密集型、技术密集型和资本密集型商品贸易中均存在一定的空间依赖特征，呈现出协同发展趋势。就第三国效应来看，劳动密集型和技术密集型贸易中的第三国效应显著，而对资源密集型和资本密集型贸易的影响并不显著。可能的原因是，资源密集型商品主要包括以农业为基础的原料及初级产品，这与本国的地理区位、气候条件等自然条件是密切相关的，加之“一带一路”国家农业的现代化水平也未达到较高水平，

<sup>①</sup>因篇幅所限，不同类别贸易的商品种类相关信息备索。

相互溢出效应是相对有限的；资本密集型产品主要涉及中技术产品、中间品及工程类产品，技术含量较高，囿于发展程度和阶段，中国与“一带一路”国家资本密集型产品贸易在中国与“一带一路”国家贸易总额中占比较低，溢出效应并不明显。随着“一带一路”国家贸易潜力的逐步释放，中国与“一带一路”国家的贸易结构不断优化，有助于实现贸易高质量发展。

从技术创新视角来看，空间自回归系数显著为正，再次证明中国与“一带一路”国家贸易存在空间依赖特征。从商品类别来看，在技术密集型贸易和资本密集型贸易中存在显著的第三国效应，相较资源密集型和劳动力密集型贸易而言，这两类商品的技术含量更高，对技术创新的要求更高，第三国效应的存在有利于“一带一路”国家间的技术引进和交流，从而有利于进一步提升贸易合作水平。

## 六、研究结论与启示

本文运用2000—2019年“一带一路”沿线60个国家的跨国面板数据，从自然资源禀赋和技术创新两个视角，运用空间计量模型检验中国与“一带一路”国家贸易合作的第三国效应。主要结论如下：（1）中国与“一带一路”国家间贸易往来存在明显的空间依赖特征，呈现出一定的集聚性，在贸易合作中存在明显的第三国效应。（2）在自然资源禀赋方面，东道国自然资源禀赋对中国与“一带一路”国家双边贸易合作存在显著的促进作用，且与第三国自然资源禀赋存在一定的“竞次效应”。除此之外，影响第三国自然资源禀赋的不可观测因素也是影响中国与“一带一路”国家贸易合作的重要方面。（3）在技术创新方面，东道国技术创新对中国与“一带一路”国家间贸易合作具有促进作用，且与第三国技术创新呈现出“扩散效应”。同时，影响第三国技术创新的不可观测因素也是中国与“一带一路”国家开展贸易合作不可忽视的重要方面。（4）从产品异质性来看，自然资源禀赋在劳动密集型和技术密集型贸易中的第三国效应较明显，而在资源密集型和资本密集型贸易合作中不明显；技术创新在技术密集型和资本密集型贸易中第三国效应较明显。

基于以上研究结论，本文得到如下启示：（1）随着全球化的深入推进，各国已经成为不可分割的有机整体，在与“一带一路”国家贸易合作中，利用好中国—东盟合作等机制，加快推进RCEP等落地生效，更加注重推动区域合作、多边机制的建立，充分发挥“一带一路”国家间协同效应，有利于加快推进“一带一路”建设。（2）充分挖掘“一带一路”国家比较优势，加快融入全球生产要素配置体系，积极主动参与区域、全球价值分工体系，着力推动建设区域生产链、价值链。在巩固现有贸易合作基础上，培育和发展新的贸易增长点，提高资源使用效率，坚持走绿色可持续发展道路，提升“一带一路”国家贸易竞争力。（3）加快落实第二届“一带一路”国际合作高峰论坛提出的建立“一带一路”创新发展中心，搭建技术人员和科技人员合作平台、鼓励创新人才跨国交流，加强创新领域合作，打造技术命运共同体，进一步推动中国与“一带一路”国家贸易实现高质量发展。



## [参考文献]

- [1]程云洁,董程慧.贸易便利化对中国工业制成品出口贸易的空间效应研究[J].数量经济技术经济研究,2021,38(2):98-115.
- [2]高志刚,宋亚东.“一带”背景下贸易便利化水平对中国出口贸易的空间效应[J].贵州社会科学,2018(7):100-108.
- [3]鞠建东,林毅夫,王勇.要素禀赋、专业化分工、贸易的理论 with 实证——与杨小凯、张永生商榷[J].经济学(季刊),2004(4):27-54.
- [4]孔庆峰,陈蔚.基于要素禀赋的比较优势理论在我国贸易实践中适用性的经验检验[J].国际贸易问题,2008(10):9-15.
- [5]孔庆峰,董虹蔚.“一带一路”国家的贸易便利化水平测算与贸易潜力研究[J].国际贸易问题,2015(12):158-168.
- [6]李平.国际技术扩散的路径和方式[J].世界经济,2006(9):85-93.
- [7]林毅夫,张鹏飞.后发优势、技术引进和落后国家的经济增长[J].经济学(季刊),2005(4):53-74.
- [8]刘俊,张亚斌.丝绸之路经济带贸易便利化时空差异及其贸易效应——基于空间引力模型的实证研究[J].经济问题探索,2016(10):130-137.
- [9]马述忠,刘梦恒.中国在“一带一路”沿线国家 OFDI 的第三国效应研究:基于空间计量方法[J].国际贸易问题,2016(7):72-83.
- [10]盛斌,廖明中.中国的贸易流量与出口潜力:引力模型的研究[J].世界经济,2004(2):3-12.
- [11]汤碧.中国与金砖国家农产品贸易:比较优势与合作潜力[J].农业经济问题,2012,33(10):67-76.
- [12]谢杰,刘任余.基于空间视角的中国对外直接投资的影响因素与贸易效应研究[J].国际贸易问题,2011(6):66-74.
- [13]熊彬,王梦娇.基于空间视角的中国对“一带一路”沿线国家直接投资的影响因素研究[J].国际贸易问题,2018(2):102-112.
- [14]管廷全.资源位理论及其政策启示[J].中国工业经济,2000(9):19-22.
- [15]郑平.人民币汇率变动对“一带一路”沿线国家双边贸易的影响——基于空间视角的邻国效应与中心效应[J].国际贸易问题,2018(5):130-144.
- [16]邹宗森,郭昌明,冯等田.汇率变动、空间溢出与进口增长——中国自“一带一路”沿线国家进口的经验分析[J].国际商务——对外经济贸易大学学报,2021(5):63-78.
- [17] ARMSTRONG S. Measuring Trade and Trade Potential: A Survey[J]. Asia Pacific Economic Papers, 2007.
- [18] BALTAGI B H, EGGER P, PFAFFERMAYR M. Estimating Models of Complex FDI: Are There Third-country Effects[J]. Journal of Econometrics, 2005, 140(1): 260-281.
- [19] BERGSTRAND, JEFFREY H. The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor-Proportions Theory in International Trade[J]. 1989, 71(1): 143.
- [20] COUGHLIN C C, SEGEV E. Foreign Direct Investment in China: A Spatial Econometric Study[J]. World Economy, 2000, 23(1): 1-23.
- [21] CUSHMAN D O. Has Exchange Risk Depressed International Trade? The Impact of Third-country Exchange Risk[J]. Journal of International Money & Finance, 1986, 5(3): 361-379.
- [22] FILIPPINI C, MOLINI V. The Determinants of East Asian Trade Flows: A Gravity Equation Approach[J]. Journal of Asian Economics, 2003, 14(5): 695-711.
- [23] GARRETSEN H, PEETERS J. FDI and the Relevance of Spatial Linkages: Do Third Country Effects Matter for Dutch FDI[J]. DNB Working Papers, 2007.
- [24] HASSON J, TINBERGEN J. Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy[J]. Economica, 1964, 31: 327.

- [25] HEAD K, RIES J C, SWENSON D L. Agglomeration Benefits and Location Choice: Evidence from Japanese Manufacturing Investments in the United States[J]. *Journal of International Economics*, 1994, 38(3-4): 223-247.
- [26] JAVORCIK, SMARZYNSKA B. Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? Is Search of Spillovers through Backward Linkages[J]. *American Economic Review*, 2004.
- [27] LALL, SANJAVA. The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985-98[J]. *Oxford Development Studies*, 2000.
- [28] MORCK R, YEUNG B, ZHAO M. Perspectives on China's Outward Foreign Direct Investment[J]. *Journal of International Business Studies*, 2008, 39(3): 337-350.

## Research on the Third-country Effects of Bilateral Trade Cooperation between China and Countries along the Belt and Road —Based on the Perspective of Natural Resource Endowment and Technological Innovation

XU Jun, LI Jinye

(School of Economics and Management, Xinjiang University, Urumqi, Xinjiang, 830000)

**Abstract:** Based on the spatial econometric perspective of the new economic geography, this paper examines the third-country effect and spatial heterogeneity of trade cooperation between China and countries along the Belt and Road from the two dimensions of natural resource endowment and technological innovation during 2000-2019. The results show that there is significant spatial dependence in trade cooperation between China and the Belt and the Road countries. Bilateral trade cooperation between China and the Belt and Road countries is not only affected by the host country's own natural resource endowment and technological innovation level, but also by the third-country's resource endowment and technological innovation level, as well as the unobservable factors that affect the third-country's natural resource and technological innovation. The natural resource endowment of third-countries has a competition effect, while technological innovation has a cooperative diffusion effect. It is further discovered that there is significant heterogeneity in the third-country effect of natural resource endowments and technological innovation in different types of trade. Natural resource endowment has a significant third-country effect in labor-intensive and technology-intensive trade, and technological innovation has a significant third-country effect in technology-intensive and capital-intensive trade.

**Keywords:** Belt and Road Initiative; Trade Cooperation; Third-country Effect; Natural Resource Endowment; Technological Innovation

(责任编辑 武 齐)