

中国与“一带一路”国家钢铁产能合作影响因素研究 基于多维动态距离的新视角

刘京星¹, 黄健柏^{*1,2}, 刘天琦³

(1. 中南大学 商学院, 中国湖南 长沙 410083; 2. 中南大学 金属资源战略研究院, 中国湖南 长沙 410083;
3. 湖南大学 经贸学院, 中国湖南 长沙 410006)

摘要 基于地理距离、经济距离、文化距离和制度距离四个维度构建动态面板引力模型, 综合分析中国钢铁行业开展国际产能合作的影响因素。结果显示: ①中国与“一带一路”沿线国家开展钢铁产能合作中, 地理“硬距离”的影响正在逐渐弱化, 经济、制度、文化等“软距离”的影响正在加强。②经济距离对开展钢铁产能合作有显著的正向推动作用, 而文化距离和制度距离则对开展钢铁产能合作有显著的负向阻碍作用。③“四种距离”对“一带一路”不同线路国家的产能合作影响不同, 南线国家主要受文化距离的影响, 中线国家主要受经济距离的影响, 北线国家则主要受经济距离和制度距离的共同影响。

关键词 “一带一路”; 产能合作; 地理距离; 经济距离; 制度距离; 文化距离

中图分类号 F426.31 **文献标志码** A **文章编号** 1000-8462(2018)10-0099-12

DOI: 10.15957/j.cnki.jjdl.2018.10.013

Research on Affecting Factors in Iron and Steel Capacity Cooperation between China and the Countries along “B&R” from a New Perspective of Multidimensional Dynamic Distance

LIU Jingxing¹, HUANG Jianbai^{1,2}, LIU Tianqi³

(1. Business School, Central South University, Changsha 410083, Hunan, China;

2. Metal Resource Strategy Research Institute, Central South University, Changsha 410083, Hunan, China;

3. Economic & Trade School, Hunan University, Changsha 410006, Hunan, China)

Abstract: “The Belt and Road”(B&R) propose provides important opportunity for Chinese iron and steel international capacity cooperation. However, the developmental levels of the countries along B&R are imbalance, the resource endowments are different and the difference of institution and culture is significant that determines the conditions and potential of the international capacity cooperation are different. Unlike the single dimension modeling, this paper builds dynamic panel gravity model to analyze the influence factors of Chinese iron and steel international capacity cooperation from the perspectives of geographical distance, economic distance, economic distance and culture distance. The results shows that: 1) In the process of Chinese iron and steel industry international capacity cooperation, the impact of geography (hard distance) is weakening gradually while the impact of economics, institution and culture (soft distance) are enhancing. 2) In the process of international capacity cooperation, economic distance has significance positive effect but both of institutional distance and culture distance have remarkable negative effect. 3) “Four distances” have different effects on the countries along B&R on different lines in terms of capacity cooperation. Specifically, the countries in south line and the countries in central line are affected by culture distance and economic distance respectively. The countries in north line are affected by economic distance and institutional distance together. In summary, the conclusion from the empirical finding of this paper provides realistic basis and policy suggestions for how to carry out iron and steel industry international capacity cooperation with the countries along B&R.

Key words: B&R; capacity cooperation; geographical distance; economic distance; institutional distance; culture distance

收稿时间 2018-03-20; 修回时间 2018-08-13

基金项目 国家自然科学基金重点项目(71633006); 国家社会科学基金重大项目(17ZDA046); 湖南省研究生科研创新项目(CX2017B125)

作者简介 刘京星(1989—), 男, 湖南桃江人, 博士研究生。主要研究方向为产业经济学、资源经济管理。E-mail: tonyliu277@163.com。

通讯作者 黄健柏(1953—), 男, 湖南临武人, 教授, 博士生导师。主要研究方向为产业经济学、资源经济管理。E-mail: jbhuan@csu.edu.cn。

“三去一降一补”是习近平总书记在2015年中央经济工作会议上作为供给侧结构性改革主要任务提出的,其中“去产能”是首要任务,并在党的“十九大”报告中得到进一步明确。作为国民经济的基础产业,钢铁行业的产能过剩问题困扰着我国经济的健康发展,一直受到社会各界的广泛关注。随着我国经济发展进入工业化中后期,国内钢铁需求已经饱和,希冀通过拉动内需的手段已很难奏效。与此同时,现阶段中美贸易摩擦不断升级,以美国为首的西方发达国家一再对我国进行地缘搅局和贸易制裁,其中钢铁产业更是被推到风口浪尖,增收关税、“双反”调查等手段层出不穷,这无疑使中国钢铁“西进”路径受到封堵。“一带一路”倡议为解决这一难题打开了战略空间。一方面,沿线国家生产力发展不平衡,大部分国家还处于工业化初期,急需钢铁等原材料进行基础设施建设;另一方面,部分沿线国家金属矿产资源丰裕,需要开发和深度加工。沿线国家经济发展的梯度格局及资源互补性,为中国与“一带一路”国家钢铁产能合作提供了现实条件。但是,由于沿线国家经济发展水平参差不齐,且种族、宗教、制度、文化等方面也存在很大差异,中国与不同沿线国家钢铁产能的合作基础和条件不一样,需要采取有针对性的措施。基于此,本文将从地理距离、经济距离、制度距离和文化距离四个维度构建动态面板引力模型,研究中国与“一带一路”国家钢铁产能合作的影响因素,为相关政策设计提供实证依据。

1 研究背景与研究方法

1.1 钢铁产业国际产能合作背景

1.1.1 我国钢铁产业产能过剩困境及出路

现阶段我国钢铁产业面临“内忧”和“外患”的双重窘境。从国内来看,2005—2016年,中国钢铁产量飞速增长,从3.5亿t增长到8.08亿t,占据全球钢铁产量的近一半。与此同时,在钢铁产能方面,长期处于过剩状态。据统计,我国钢铁产能利用率在2012—2016年这5年间始终不足75%,远低于国际通行标准,国内钢铁产业去产能的形势严峻^[1]。从国际来看,受金融危机后世界经济弱势复苏的影响,近年来贸易保护主义逐渐升温,中国钢铁企业的出口贸易频频遭到以美国和欧盟为首的西方国家的“双反”调查,特别是美国总统特朗普2018年3月22日签署总统备忘录,依据“301”调查结果对中国出口的“钢、铝产品”增加关税,这一事件更是将

中国钢铁产业“西进”的道路彻底封死。

中国与“一带一路”国家间的产能合作既是由现实发展格局所决定,又是未来发展的共同内在需求。首先,“一带一路”沿线国家生产力发展不平衡,不同国家之间形成了梯度发展格局,既有少数率先实现工业化和现代化的国家,也有大批处在工业化初中期的后发国家,而且这些沿线国家的资源禀赋也不一样,正是由于这些国家发展阶段的差异性及其资源的互补性,构成中国与“一带一路”国家产能合作的现实基础。其次,虽然“一带一路”沿线大多数国家的工业化水平较低,但发达国家制造业的日益空心化和服务业化,已经无法承担对这些国家的产能合作功能,且发达国家与发展中国家和新兴经济体的利益诉求不一致,发达国家主张的贸易和投资规则远远超出了广大发展中国家和新兴经济体的现实条件。中国已经走进世界经济舞台中心,成为全球第二大经济体和世界第一制造大国。今天的中国,不仅具备承担对沿线国家制造业投资和产业转移功能,而且利益密切相关,合作共赢是中国与“一带一路”沿线国家产能合作的内在需求。2015年5月国务院关于推进国际产能和装备制造合作的指导意见更是明确将钢铁及有色金属列为我国与“一带一路”国家开展国际产能合作的12个重点行业之一。

1.1.2 我国与“一带一路”国家具有广阔的钢铁产能合作前景

“一带一路”沿线涉及43个亚洲国家、16个中东欧国家、4个独联体国家和1个非洲国家,沿线有44亿人口,21万亿美元的经济规模,分别占全球的63%和29%,发展潜力巨大。从图1可以看出,“一带一路”沿线国家已成为我国钢铁最大的出口地^[1]。除了2008年全球金融危机导致钢铁出口下滑以外,近17年中国钢铁出口到全球和出口到“一带一路”沿线国家均呈现出稳步上升的趋势,特别是自2013年“一带一路”倡议提出以来,中国出口“一带一路”国家的钢铁总量开始占到总出口量的50%以上,在某些年份甚至达到了惊人的60%。

表1展示了2006与2016年中国出口“一带一路”沿线各国钢铁量的对比情况。与2006年相比,2016年我国出口沿线国家的钢铁量除巴林、爱沙尼亚、不丹、斯洛文尼亚、也门、叙利亚六国以外均出现了大幅增长,其中东南亚地区不仅贸易合作基础好且出口量也增长迅速。10年间,越南钢铁进口量增长了832.85万t,印尼和菲律宾也分别增长了

561.49万t和548.28万t。中亚、西亚、中东欧地区的国家虽然早期与我国钢铁贸易基础薄弱,但近年来出现高速增长。其中,格鲁吉亚、马其顿、黎巴嫩、乌兹别克斯坦、孟加拉国等国2006—2016年间的涨幅都超过20倍。

从钢铁出口贸易格局的地区分异来看,我国与“一带一路”沿线国家钢铁贸易呈现较大的区域差异。2016年出口贸易数据显示(图2),我国钢铁出口量最大的国家依次为越南、泰国、印尼、菲律宾和马来西亚等,均来自南亚地区。其中,出口越南的钢铁量达到了1144.174万t,约占沿线国家出口总量的18%,对泰国、印尼和菲律宾的出口量也超过了600万t。但我国出口匈牙利、尼泊尔、爱沙尼亚、

摩尔多瓦、立陶宛等国的钢铁量均不足1万t,我国与中东欧国家的钢铁贸易还有很大合作潜力。现阶段,我国与沿线国家钢铁贸易格局整体呈现“南强北弱”的态势。

1.2 国际产能合作研究中引力模型的引入

关于国际贸易、国际合作中的影响因素问题,学术界有不同的实证研究范式,其中引力模型得到了学者们的普遍认可。引力模型(gravity model)来源于牛顿万有引力定律提出的“两物体间作用力与质量成正比与距离成反比”。1962年引力模型首次被应用到国际贸易领域,认为两国双边贸易流量规模与各自经济总量成正比,与两国间的空间距离成反比^[2]。在学者们看来,出口国的经济总量反映了

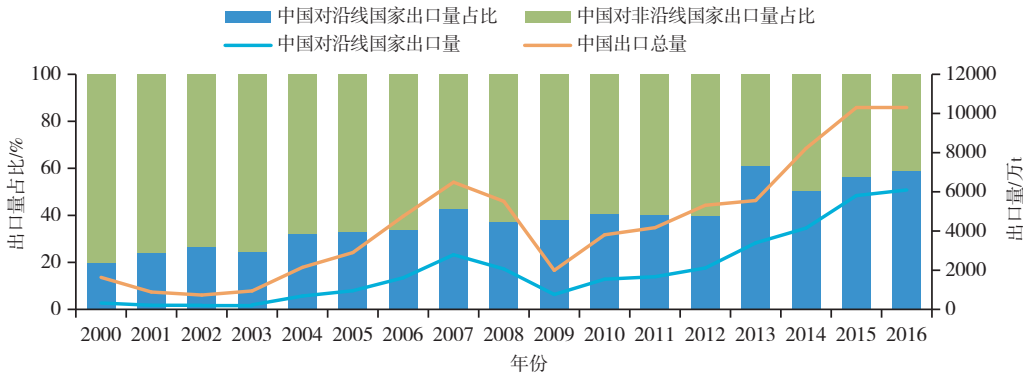


图1 2000—2016年中国钢铁出口总量与出口“一带一路”沿线国家钢铁总量及占比
Fig.1 Chinese Iron and Steel total export volume and the export volume to the countries along "B&R"

表1 2006和2016年中国对沿线国家钢铁出口量(万t)
Tab.1 Iron and steel export volume from China to "B&R" countries in 2000 and 2016(10⁴ t)

国家	2006	2016	国家	2006	2016	国家	2006	2016
阿富汗	2.019	2.102	约旦	8.884	64.840	沙特阿拉伯	58.309	331.395
阿尔巴尼亚	0.322	6.602	科威特	12.652	37.615	印度	103.835	306.756
阿塞拜疆	0.138	1.891	吉尔吉斯斯坦	1.251	6.798	新加坡	135.271	223.850
巴林	4.739	3.577	老挝	0.390	6.948	斯洛伐克	0.562	1.277
孟加拉国	4.825	118.328	黎巴嫩	1.628	84.160	越南	311.320	1 144.174
亚美尼亚	0.211	1.501	拉脱维亚	0.755	3.903	斯洛文尼亚	2.151	2.147
文莱	4.995	12.368	立陶宛	0.367	0.898	塔吉克斯坦	2.468	6.852
保加利亚	0.259	4.960	东帝汶	0.092	3.292	泰国	234.079	697.102
缅甸	30.497	158.591	不丹	0.004	0.000	阿联酋	80.221	169.121
白俄罗斯	0.284	1.083	伊拉克	0.493	21.418	土耳其	25.523	245.123
柬埔寨	2.211	11.832	马来西亚	115.980	336.424	土库曼斯坦	0.916	1.230
斯里兰卡	5.714	42.753	马尔代夫	0.021	5.717	乌克兰	3.310	25.550
克罗地亚	0.481	4.708	蒙古	3.955	6.992	马其顿	0.028	2.287
捷克	1.947	6.723	摩尔多瓦	0.141	0.631	埃及	4.605	43.182
爱沙尼亚	2.506	0.438	阿曼	2.622	45.579	乌兹别克斯坦	1.017	21.732
格鲁吉亚	0.064	5.375	尼泊尔	0.193	0.399	也门	16.196	8.696
德国	23.963	40.843	巴基斯坦	31.787	191.974	叙利亚	16.248	2.427
匈牙利	0.138	0.311	菲律宾	90.212	638.494	波黑	0.039	1.075
印度尼西亚	133.015	694.504	波兰	12.010	22.924	黑山	0.004	0.357
伊朗	68.302	117.059	卡塔尔	2.611	25.154	塞尔维亚	0.317	0.861
以色列	9.119	31.523	罗马尼亚	0.551	5.274			
哈萨克斯坦	9.400	22.453	俄罗斯	27.499	62.152			

数据来源:英国皇家国际事务研究所(Chatham House)数据库。

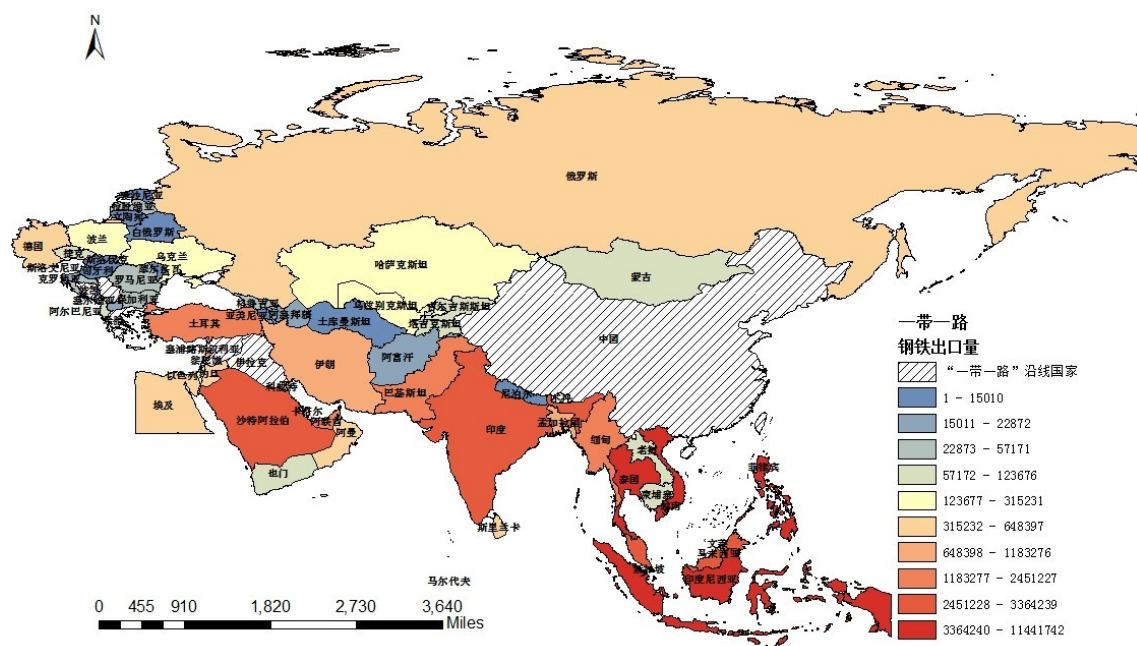


图2 2016年中国与沿线国家钢铁出口贸易格局

Fig.2 Evolution of iron and steel trade pattern between China and "B&R" countries 2016

潜在的供给能力,进口国的经济总量反映了该国的潜在需求,而双方的空间距离(运输成本)则是两国之间贸易的阻力因素^[3]。自1960年代以来,引力模型被广泛应用于测算贸易潜力、鉴别贸易集团的效果、分析贸易模式以及估计贸易壁垒的边界成本等,并取得了很好的效果。近年来,随着“一带一路”倡议的推进,国内学者开始利用引力模型研究贸易合作中的影响因素问题^[4-8]。这些研究,为我们探讨中国与“一带一路”国家钢铁产能合作影响因素提供了重要的研究基础和方法指引。

目前在国际产能合作中引力模型的应用尚存在以下几点不足:一是传统引力模型中的距离指标一般采用物理距离,然而物理距离作为一种空间尺度常常又被固定化或静态化,是一种“硬距离”,无法进行动态连续性的测算;二是多数文献是从一维距离进行建模研究,较少从多维距离进行综合分析;三是现有建模大多没有特定对象,更是鲜有针对国内产能过剩严重的钢铁产业的专题研究。

本文在理论上试图突破传统引力模型中的地理距离概念,融入“一带一路”倡议中“五通”的核心思想,创建包含地理距离、经济距离、制度距离和文化距离在内的多维动态距离指标体系,拓展“距离”影响贸易流量的理论和应用体系;在此基础上,结合国内钢铁“去产能”的现实背景,聚焦钢铁这一国

际产能合作的重点产业,采用钢铁出口量(而非贸易额)作为被解释变量,尝试性地构建双边贸易引力模型,探索影响我国与沿线国家开展钢铁产能合作的影响因素;进一步利用“一带一路”不同线路所涉及的主要国家样本,建立多维动态距离引力模型进行实证分析,揭示影响钢铁产能双边合作的促进因素和障碍因素。

2 动态距离维度选择及其测度

“一带一路”倡议的目标是打造命运共同体,实现路径是“五通”,即政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通^①。传统引力模型的关键解释变量则是距离,本文结合“一带一路”建设的特点,尝试对传统引力模型的距离变量进行拓展,以期能更好地解释在“一带一路”倡议背景下开展钢铁产能合作的影响因素。因此,本文将选取地理距离、经济距离、制度距离和文化距离作为动态距离指标体系的四个维度。一方面是因为这四种距离是学术界研究国际产能合作关注的主要因素,对其量化指标也有较为成熟的解释。另一方面,是因为这四个距离能够很好地诠释“五通”的核心思想内涵,即地理距离能较好地反映设施联通效果、经济距离能较好地反映贸易畅通与资金融通效果、制度距离能较好地反映政策沟通效果、文化距离能较好

①习近平总书记在党的十九大报告中提出,要“努力实现政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通,打造国际合作新平台,增添共同发展新动力”。

地反映民心相通效果,也就是说“四个距离”可以反映“一带一路”倡议中“五通”的核心要义。从指标的属性特征来看,地理距离是一种“硬距离”,而经济距离、制度距离和文化距离则是“软距离”。

2.1 地理距离

在引力模型中,地理距离主要反映的是两国间的运输成本问题,距离越远,运输成本越大。但事实上,运输成本不仅与空间距离有关,还与原油价格有关。显然,两国间地理距离不能真实准确地反映两国间的运输成本。

对于国与国之间的距离测算,现有研究大多采用两国主要城市间的空间距离进行估计,有学者采用两国之间直线距离进行测算^[9],亦有学者采用两国间的海运距离^[10]。这些测算方法的缺陷在于,只考虑了空间距离的远近,没有考虑到油价因素的变动,得出来的是一组固定数值。本文考虑使用动态地理距离概念,采用CEPII数据库披露的各国首都经纬度数据,以Google Earth Pro计算出的由北京到各国首都的直线距离为基础,采用每年的国际原油价格指数对地理距离进行加权计算,得到连续的随时间变化的动态地理距离^[11-12]。

2.2 经济距离

经济距离影响对象国之间贸易行为,最早是由Linder假说所阐释的。Linder假说指出,拥有相似需求结构的国家将输入或输出更多水平差异的产品。而后学者们提出,可以采用人均收入或者人均GDP作为需求结构的代理变量,于是Linder假说即被解释为“人均GDP与产业内相似产品占贸易产品的份额之间存在负向联系”,即国家间经济差距越小,两国间贸易越频繁^[6]。但学者之间也存在不同的观点,部分支持Linder假说的学者认为,两国间若存在较大的收入差距,会限制需求的增加,从而制约两国间的交往和贸易,存在负面影响;亦有部分学者认为,两国间若存在较大的收入差距,会因为两国的需求存在差异,从而扩大两者经济的互补性,推动两国间的交往和贸易,存在正向的影响^[13]。

对于国家之间的经济距离,多数文献主要结合地理上的距离进行重新估计。由于本文将地理距离作为一个独立的分析维度,故本文的经济距离估计将不再考虑地理距离因素。本文认为两国间的经济距离主要表现为收入差距,采用人均收入的差距来定义两国间的经济距离。本文采用国民人均

GDP作为人均收入的代理标量,同时将国家间的经济规模加以考虑,构建的经济距离公式如下:

$$D_e = \frac{(\bar{Y}_A - \bar{Y}_B)^2}{Y_A Y_B} \quad (1)$$

式中: D_e 表示两国间的经济距离; $\bar{Y}_A$ 表示人均收入(用人均GDP来表示); Y 表示经济规模(用GDP总量表示)。采用世界银行数据库统计的各国经济指标,可以由公式(1)计算出我国与沿线国家的经济距离并可以用图3直观地进行描述。

图3显示了经济距离的空间分异特征^①。整体而言,与我国经济距离较大的国家在区位分布上主要集中在我国西南沿线,包括与我国领土接壤的塔吉克斯坦、吉尔吉斯斯坦、阿富汗、巴基斯坦、印度、尼泊尔、缅甸、老挝、越南等国,这些都是“一带一路”沿线经济较为落后的发展中国家。此外,例如卡塔尔、新加坡、德国等少数沿线发达国家也与我国存在较大的经济距离。

2.3 制度距离

制度距离概念在1996被Kostova首次提出^[14]。在Kostova看来,组织一旦跨越国界就要面临不同的制度环境,制度距离就是指母国和东道国在管制、规范和认知三个制度层面上的制度环境差异和相似程度。此外制度距离还体现了国家或地区之间制度质量的差距,而制度质量则涉及到了政治、法律和经济制度的管制和规范等问题。在学术界,学者们普遍认为制度质量与政治稳定性(Political Stability)、政府效率(Government Effectiveness)、监管质量(Regulatory Quality)、法治规则(Rule of Law)、话语权与问责制(Voice and Accountability)以及腐败控制(Control of Corruption)等因素相关,这些因素反映了东道国公共服务效率和政策有效性、对企业监管的强度和公正性、公民的政治话语权和公共事务参与度、政府的清廉及其对腐败的控制^[15]。在国际贸易和国际合作的相关研究中,制度距离逐渐受到学者们的关注,并采用制度距离作为核心解释变量,探讨企业对外投资、国际合作中的区位选择等问题^[16-18]。

关于制度距离的测算,本文拟借鉴黄新飞等学者的做法,应用“全球治理指数”(Worldwide Governance Indicators)衡量东道国的制度质量,利用东道国的制度变量得分与我国制度变量得分之差估算两国间的制度距离^[19]。国家或地区的制度量化值

① 接下来,论文将分别对经济距离、制度距离、文化距离的空间分异特征进行分析,但由于地理距离本身表述的就是空间距离差异,所以不需再对其空间分异特征进行赘述。

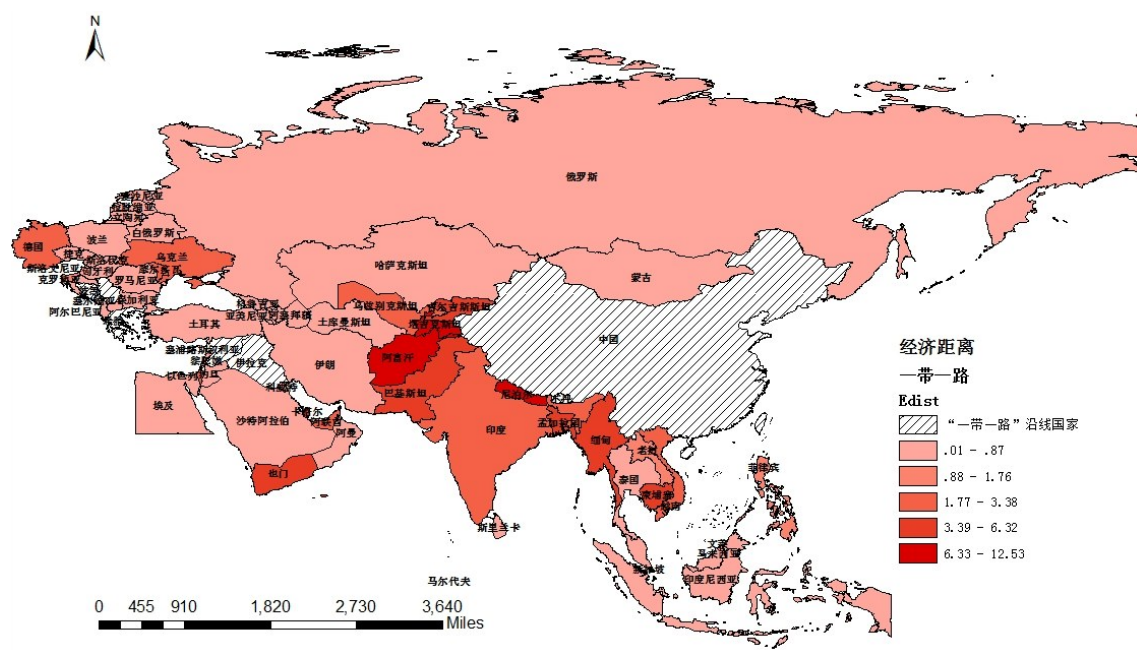


图3 2016年中国与 一带一路 沿线国家经济距离

Fig.3 Distribution diagram of economic distance between China and "B&R" countries 2016

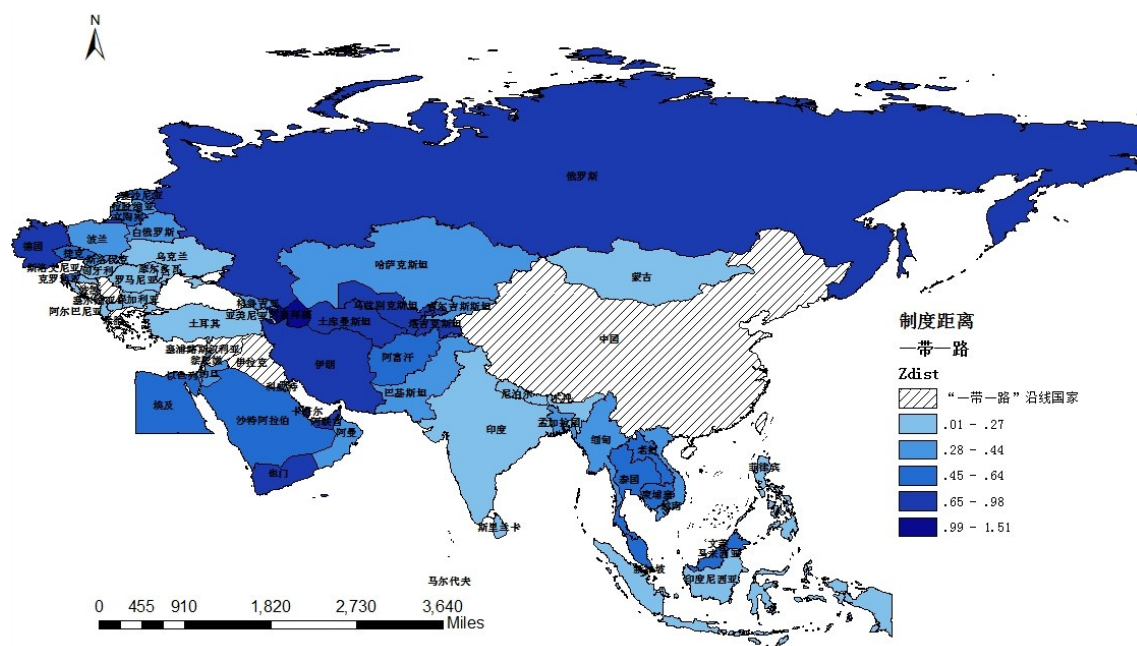


图4 2016年中国与 一带一路 沿线国家制度距离

Fig.4 Distribution diagram of institutional distance between China and "B&R" countries 2016

为 I ,由前文提到的六个维度指标测算而来, I 值越大意味着制度越完善,效率越高;反之则意味着制度越不完善,效率越低。本研究中,中国与沿线国家或地区的制度距离测算公式为:

$$D_z = I_i - I_c$$

$$D_z = \frac{1}{N} \sum_j \left| \frac{Z_{ij} - Z_{cj}}{\max Z_{ij} - \min Z_{ij}} \right| \quad (2)$$

式中: D_z 表示中国与沿线国家间的制度距离指标; Z_{ij} 表示沿线某国在 j 维度上的指标值; Z_{cj} 表示中国

在 j 维度上的指标值,此外本文还采用指数中报告的最大值和最小值的偏差来衡量其相对差异。采用全球治理指标数据库(WGI)的统计数据,可以由公式(2)计算出中国与沿线国家之间的制度距离并可以用图4直观地进行描述。

图4显示了制度距离的空间分异特征。从图4可以看出,与我国制度距离差距较大的“一带一路”沿线国家主要集中在中东地区和中亚地区,包括伊朗、沙特、埃及、乌兹别克斯坦、土库曼斯坦等国。

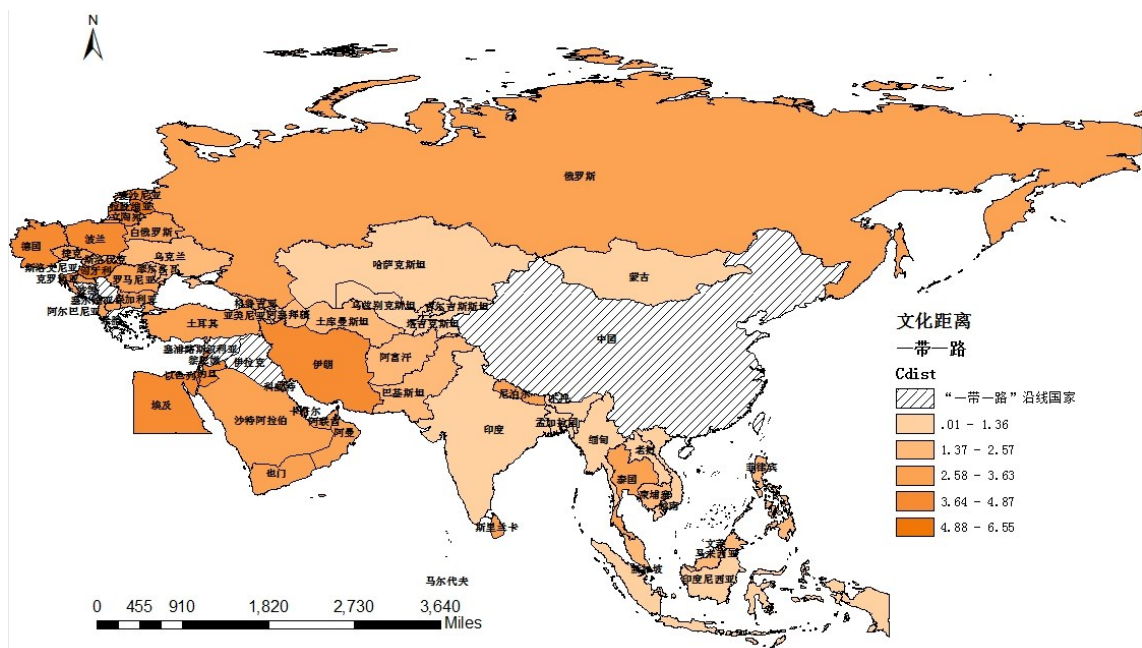


图5 2016年中国与“一带一路”沿线国家文化距离

Fig.5 Distribution diagram of culture distane between China and "B&R" countries 2016

此外东南亚、东欧的部分地区也与我国存在一定的制度距离,其中新加坡是与我国制度距离最大的国家,斯里兰卡则是与我国制度距离最小的国家。

2.4 文化距离

文化距离反映的是国家或者地区之间的文化差异程度,与语言差异、生活习惯差异、社会文化差异等因素有关。文化距离是通过影响贸易成本和消费者选择来影响国际贸易合作行为^[20-21],文化距离增加了国家间的贸易成本,从而抑制了国际合作的开展。亦有学者认为,文化距离增加了产品异质性和消费者选择,从而加强了两国的经济联系^[22]。

目前学术界对于文化距离的测度,普遍采用Hofstede提出的国家文化理论中的多维度文化指标构造文化差异指标。该理论包含LTO(长期取向/短期取向)、IND(放任/约束)、PDI(权利距离指数)、IDV(个人主义/集体主义)、MAS(男性主义/女性主义)和UAI(不确定性规避指数)等六个维度的文化指标^①。根据这一理论,可以构建如式(3)所示的跨国文化距离测度模型:

$$D_c = \sum_{i=1}^n \left[(C_{ij} - C_{ih})^2 / CV_i \right] / n \quad (3)$$

式中: D_c 表示母国与东道国的文化距离; C_{ij} 表示国家或地区 j 在第 i 个文化维度上的指数; C_{ih} 表示国家或地区 h 在第 i 个文化维度上的指数; CV_i 代表第 i 个

文化维度指数的方差; n 代表文化维度的数量。

然而,由于Hofstede的六文化维度指标并不是每年更新,且考虑到国家和地区间的文化往来日趋频繁,本文借鉴了万伦来等的测算方法^[8],将时间因素纳入模型的考虑范围,得到新的文化距离测算模型:

$$TD_c = \sum_{i=1}^n \left[(C_{ij} - C_{ih})^2 / CV_i \right] / n + (1/y_{jt}) \quad (4)$$

式中: y_{jt} 表示 j 国家或地区在 t 年份与中国大陆建交的年数,充分反映了文化距离随着国家或地区交往年限延长而缩短,且文化距离缩短遵循边际效应递减的规律。采用Hofstede文化六维度数据,通过(4)式可以计算得出我国与沿线各国的文化距离并可以用图5直观地进行描述。

图5显示了文化距离的空间分异特征。从图5可以看出,我国与“一带一路”沿线国家的文化距离与其地理距离的远近存在一定的相关性。具体体现在,与中国地理距离较远的中东欧国家,如拉脱维亚、立陶宛、匈牙利、斯洛文尼亚等国都与我国存在较大的文化距离,西亚的部分国家如以色列、约旦等国也与我国存在一定的文化距离。相反,与我国相邻的中亚、东南亚等国则与我国的文化距离较小,如塔吉克斯坦、蒙古、缅甸、哈萨克斯坦、老挝等国与我国文化相近。

① 由于部分国家的某些统计数据缺失,缺失数据的沿线国家由其邻近国家文化指标的均值替代。

3 研究设计

3.1 模型设定与估计方法

贸易引力模型的基本形式为： $X_{ij}=A(Y_iY_j)/D_{ij}$ 。其中 X_{ij} 表示 i 国对 j 国的出口额， A 为常数项， Y_i 表示国家 i 的 GDP， Y_j 表示国家 j 的 GDP， D_{ij} 表示两国之间的距离。借鉴大多数学者的做法，将传统引力模型方程的两端同时取对数^①：

$$\ln X_{ij} = \ln C + \alpha_1 \ln Y_i + \alpha_2 \ln Y_j + \alpha_3 \ln D_{ij} + \sum \alpha_k Z_k + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

将前文构建的地理距离、经济距离、制度距离和文化距离纳入引力模型，可以得到基于四维动态距离的计量模型如下：

$$\ln X_{ij} = \ln C + \alpha_1 D_{ist} + \alpha_2 D_e + \alpha_3 D_z + \alpha_4 D_c + \sum \alpha_k Z_k + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

式中： $\ln C$ 为常数项； D_{ist} 、 D_e 、 D_z 、 D_c 表示地理距离、经济距离、制度距离和文化距离； $\sum \alpha_k Z_k$ 表示除距离因素外影响钢铁出口贸易量的一组控制变量； ε_{ij} 为随机扰动项。

本文数据虽然是面板数据，能在一定程度上处理遗漏变量问题，但模型本身的变量之间可能有互为因果关系，存在一定的内生性，需要运用工具变量法解决内生性问题。因为 GMM 能够很好揭示经济行为的复杂动态变化特征，可以凭借控制个体效应克服变量遗漏偏误，并解决反向因果问题^[23]，因此一般选择 GMM 估计。而系统 GMM 不仅融合了差分 GMM 和水平 GMM 方法的优点，还能避免差分 GMM 中出现的工具变量过度识别问题^[24]。考虑到以上多方面因素，借鉴 Bond 等人的做法^[25]，本文将采用系统 GMM 进行估计。

3.2 数据来源与变量选择

本文的主要数据，分别来源于联合国统计委员会的商品贸易统计(Comtrade)数据库、英国皇家国际事务研究所(Chatham House)数据库、世界银行(WDI)数据库、Hofstede 文化六维度统计数据以及 CEPII 网站。本文所选样本国家为“一带一路”沿线的 57 个国家^②。

由于核心解释变量多维动态距离指标的解释说明和测算方法已在上节做了具体诠释，这里就不再赘述，这里仅将被解释变量和控制变量说明如下：

①中国与沿线国家钢铁产能合作水平。本文选取中国对“一带一路”沿线国家钢铁出口量(千t)作为衡量中国与沿线国家产能合作水平的指标^[1]。现阶段，中国与沿线国家开展钢铁产业国际产能合作的主要形式还是以出口钢铁成品为主，选择出口量而非贸易额更能反映钢铁产业产能合作的现状而非贸易现状，也更契合本文研究的“去产能”主旨。

②东道国市场规模。本文选择“一带一路”沿线国家的 GDP 来衡量其市场规模，以现价美元进行核算，单位为亿元。由于数值较大，为了减少异方差，本文对其进行对数处理。

③东道国经济环境。一个国家的富裕程度和基础设施建设水平体现了该国的经济环境优劣及其未来的经济发展预期。国家的经济发展水平不同，其国民消费需求也不同。测量宏观经济环境的指标有很多，较为常用的是人均 GDP。一般来说，人均 GDP 高表明国家的经济活力强，市场潜力大，能够较好地吸引外商投资^[26-27]。因此，本文采用“一带一路”沿线国家的人均 GDP 作为衡量其经济环境的指标，同样对其进行对数处理以减少异方差的影响。

④中国经济环境。代表了出口国或地区的经济发展水平，也反映了该国或地区的出口能力^[28]，本文采用中国国内人均 GDP 这一指标作为衡量中国经济发展水平变量并对其进行对数处理。

⑤中国钢铁供给能力。中国作为目前世界上钢铁产能第一大国，同时也是钢铁消费量最大的国家。钢铁供给量直接反映了中国参与与“一带一路”沿线国家开展钢铁产能合作的基础条件。本文采用中国钢铁年总出口量作为衡量中国钢铁供给能力指标，模型中也同样对其进行对数处理。

表 2 展示的是模型中被解释变量、核心解释变量和控制变量的各项描述性统计指标和数据来源。

4 实证及结果分析

本文选取“一带一路”沿线 57 个国家 2000—2016 年的面板数据，分析地理距离、经济距离、制度距离、文化距离对我国钢铁产业开展国际产能合作的影响。为了保证变量的稳定性，本文首先对模型的变量进行了单位根检验。在进行数据分析时，为

① 对变量做对数处理有两个目的，其一是基本上可以克服变量数据的异方差和多重共线性问题；二是便于使用弹性概念进行分析说明。

② “一带一路”沿线共有 64 个国家，其中伊拉克和叙利亚两国由于战争导致部分数据缺失，波黑、不丹、黑山、塞尔维亚和东帝汶则是与我国钢铁贸易规模较小，且存在个别年份的数据缺失，故以上 7 国均不纳入研究的范围。

表2 主要变量的详细说明及描述性统计

Tab.2 Detailed description and descriptive statistics of primary variables

变量名称	符号	观测值	平均值	最小值	最大值	标准差	数据来源
钢铁出口量	IST	969	3.53	0	114	9.65	Comtrade
地理距离	DIST	969	11.43	0.99	25.29	6.06	CEPPII
经济距离	EDIST	969	3.00	7.85	32.50	4.67	WDI
制度距离	DZ	969	0.52	0.06	4.13	0.37	WGI
文化距离	DC	969	2.82	0.65	6.62	1.37	Hofstede
东道国GDP	GDP	969	2010	6.24	38800	4910	WDI
中国GDP	CHNGDP	969	5.33	1.21	11.2	3.61	WDI
中国人均GDP	CHNGDPP	969	3958.93	959.37	8123.18	2605.72	WDI
中国钢铁产量	CHNPRO	969	5088.16	1285	8227.5	22457.76	钢铁年鉴

了回归结果的稳定性,分别采用随机效应模型、固定效应模型、差分GMM和系统GMM来估计。同时,考虑到数据模型和平稳性方面的原因,我们先取自然对数,然后进行回归分析。

4.1 单位根检验

由于面板数据是在时间序列的基础上取多个截面,并在这些截面上同时选取多个样本观测值所组成的样本数据,所以面板数据同时兼具截面和时间序列特征。在时间序列数据回归中,如果用一个非平稳序列对另一个非平稳序列进行回归分析,变量本身即是不稳定的,回归结果就可能出现“伪回归”,此时标准的T、F检验就会失效,因此在进行回归分析前,需要先检验各个变量的稳定性,即单位根检验。

面板数据的单位根检验可分为两类:一是假设各个截面序列具有相同的单位根;二是假设各个截面序列具有不同的单位根。本文沿用张瑞良的做法^[4],应用LLC、IPS、Fisher-ADF和Fisher-PP检验面板数据的平稳性,通过比较这四种结果,综合判断数据是否存在单位根。检验结果见表3,除了变量EDIST没有通过IPS检验外(通过了LLC、Fisher-ADF和Fisher-PP检验),其余8个变量均在1%的显著水平上拒绝原假设。因此本文认为所有变量均是平稳的。

4.2 模型选择

表4中给出了面板数据的静态模型随机效应初步结果,以及固定效应模型估计结果。通过Hausman检验,方程在1%的水平下都拒绝了H₀假设,说明应该采用固定效应模型,数据经过White异方差检验认为存在异方差。一般而言,解决内生性通常使用工具变量,但是考虑到解释变量和被解释变量之间可能存在互为因果关系,需要选取多个工具变量,但这大大增加了工具变量之间互为因果关系的可能,所以本文采用动态面板模型GMM估计。

表3 变量的单位根检验

Tab.3 Unit root test of the variables

	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP
IST	-10.3292*** (0.0000)	-9.8523*** (0.0000)	7.1297*** (0.0000)	22.6732*** (0.0000)
DIST	-3.28082*** (0.0005)	-22.43932*** (0.0000)	26.52912*** (0.0000)	50.75472*** (0.0000)
EDIST	-9.80682*** (0.0000)	0.3383 (0.6324)	4.37752*** (0.0000)	2.41992*** (0.0078)
DZ	-23.6293 (0.0000)	-18.98862*** (0.0000)	4.48122*** (0.0000)	87.78622*** (0.0000)
DC	-25.78322*** (0.0000)	-63.03152*** (0.0000)	170.65782*** (0.0000)	264.57382*** (0.0000)
GDP	-7.86052*** (0.0000)	-2.47232*** (0.0067)	4.79922*** (0.0000)	2.41932*** (0.0078)
CHNGDP	-11.37602*** (0.0000)	-4.62452*** (0.0000)	3.46042*** (0.0003)	42.04892*** (0.0000)
CHNGDPP	-13.23272*** (0.0000)	-13.27162*** (0.0000)	22.98452*** (0.0000)	42.04892*** (0.0000)
CHNPRO	-21.31932*** (0.0000)	-29.62312*** (0.0000)	23.79382*** (0.0000)	61.53002*** (0.0000)

注:*,**,***分别表示在10%、5%、1%的显著水平上显著。括号内为P值。

数据均通过了Wald检验,AR(1)和AR(2)是对误差项的差分一阶和二阶自相关检验,其一阶差分相关,二阶差分不相关,接受原假设“误差项不存在自相关”假定。同时Hansen过度识别检验也显示,差分GMM和系统GMM估计在10%的水平上不能拒绝“所有工具变量都有效”的原假设,所以本文工具变量是有效的,GMM估计结果是可靠的。为了检验GMM的有效性,将滞后一期的因变量估计值与固定效应和随机效应模型估计值进行比较。

4.3 实证结果分析

表4展示了两步系统GMM回归结果。数据显示,本文的关键解释变量地理距离、经济距离、制度距离和文化距离对我国与沿线国家钢铁贸易流量的影响及程度是不同的:①地理距离对钢铁贸易流量影响的估计结果通过了10%统计显著性水平检验,系数为0.0639,符号为正,与传统引力模型的推

表4 多维距离对钢铁产能合作影响的全样本回归结果
Tab.4 Full sample regression result of the effect on iron and steel capacity cooperation by multidimensional distance

变量	静态模型		动态模型	
	RE	FE	差分GMM	系统GMM
lnist(-1)			0.4156*** (0.0140)	0.5068*** (0.0120)
ln _{dist}	-0.1117 (0.2738)	0.3918 (0.3001)	0.1039* (0.0577)	0.0639* (0.0378)
ln _{edist}	0.0026 (0.0298)	-0.0222* (0.0309)	0.0400*** (0.0079)	0.0656*** (0.0069)
ln _{Dz}	-0.1352 (0.1230)	-0.2045 (0.1319)	-0.3075*** (0.0959)	-0.2735*** (0.0745)
ln _{Dc}	-1.8048*** (0.3460)	-24.2604*** (5.4926)	1.6374 (9.2463)	-1.8302*** (0.2052)
ln _{gdp}	1.2331*** (0.0960)	1.3487*** (0.1999)	1.9866*** (0.1467)	0.7938*** (0.0536)
ln _{chngdp}	17.2124 (15.6745)	38.5061** (16.4777)	45.2445*** (3.7547)	25.8665*** (2.5831)
ln _{chngdpp}	-18.5512 (15.9918)	-40.1980** (16.8046)	-47.6777*** (3.8415)	-27.5783*** (2.6162)
ln _{chnpro}	2.6239*** (0.5413)	1.5131*** (0.5772)	0.7730*** (0.0920)	1.5722*** (0.1351)
c	-402.5454 (323.1683)	-819.8134*** (340.1362)	-986.1907*** (90.2435)	-563.5645*** (53.4026)
R ²	0.6859	0.6936		
F值		255.27		
Hausman 检验	42.72***	42.72***		
AR(1)			0.0001	0.0001
AR(2)			0.4269	0.6681
hansen 检验			0.5185	0.6482

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著水平上显著。括号内为变量系数标准差。表5同。

断不符,也无法验证传统贸易理论中“地理位置越临近的国家之间贸易流量规模越大”的结论。同时回归结果还显示,相比于其它三种距离,地理距离的影响程度最弱,这在一定程度上也说明随着“一带一路”的推进和基础设施的完善,地理距离这一传统引力模型中的核心解释变量的影响正在逐渐被弱化,地理距离已不再是阻碍国家间钢铁贸易的主要因素。②经济距离对钢铁贸易流量影响的估计结果通过1%统计显著性水平检验,系数为0.0656,符号为正。这表明经济距离对于我国与沿线国家开展钢铁产能合作具有显著的正向推动作用。“一带一路”沿线国家的经济发展和工业化水平的差距较大,中国已经总体处于工业化的中后期,大多数沿线国家还处在工业化发展阶段的初中期,中国制造业水平普遍高于大多数沿线国家,钢铁作

为制造业和基础设施建设的重要原材料,中国对于经济距离较大的沿线国家具有钢铁产能转移的梯度优势。③制度距离的回归估计结果同样通过了1%统计显著性水平检验,系数为0.2735,但符号为负。该结果说明制度距离是我国开展国际钢铁产能合作重要阻碍因素。制度反映了一个国家的法律、经济和社会体制安排,不同国家在制度环境上的差异形成了制度距离,制度距离不仅增加了国际产能合作中的交易和协调成本,而且还可能形成国际产能合作风险,国际上频繁出现针对我国钢铁的“双反”调查就印证了这一点。④回归结果还显示文化距离也成为了另一个制约我国钢铁产能合作的重要因素,其估计结果通过了1%统计显著性水平检验,系数高达1.8302,符号为负。由于“一带一路”是一项横跨欧亚非三大洲的重大国际合作倡议,涉及范围广,包含的国家数量多,其中还不乏一些种族宗教主义浓厚的国家,文化差异大。文化差距不仅影响国际合作成本,而且还会影响合作方式,这为钢铁产能合作带来了现实难题。

表3还显示,中国GDP、东道国GDP、中国人均GDP以及中国钢铁年出口量等控制变量均表现出很高的显著性,估计结果均通过了1%统计显著性水平检验。除了中国人均GDP这一变量为负向影响外,其余三组变量均为正向影响。这表明中国的市场规模、东道国的经济环境和中国钢铁的供给能力对钢铁贸易流量有显著的促进作用,推动了我国与沿线国家开展钢铁产能合作,这也符合本文对回归方程结果的预期,验证了控制变量选择的正确性。中国人均GDP这一控制变量对开展钢铁产能合作产生阻碍作用,主要是由于中国已进入工业化中后期,对于钢铁的边际需求正在下降,随着中国经济不断发展和城镇化水平不断提高,对钢铁产品的需求还会逐步下降。

4.4 进一步的分线分析

上述针对全样本回归的分析结果表明,本文的核心解释变量和控制变量均对我国与沿线国家钢铁贸易流量产生显著的影响。考虑到沿线国家的数量众多且差异较大,本文根据“一带一路”的线路区位特征,将沿线国家样本分为南线样本、中线样本和北线样本等三条典型线路作进一步的分线回归分析^①。基于前文的计量方程,采用两步系统

①南线国家:缅甸、柬埔寨、印度尼西亚、老挝、马来西亚、马尔代夫、尼泊尔、巴基斯坦、菲律宾、越南、泰国、印度、新加坡、孟加拉国、文莱、斯里兰卡。中线国家:巴林、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦、乌兹别克斯坦、约旦、科威特、黎巴嫩、卡塔尔、阿曼、沙特、土耳其、阿联酋、埃及、阿富汗、阿塞拜疆、伊朗、以色列、土库曼斯坦、也门。北线国家:亚美尼亚、保加利亚、克罗地亚、捷克、爱沙尼亚、格鲁吉亚、拉脱维亚、立陶宛、匈牙利、摩尔多瓦、蒙古、俄罗斯、波兰、罗马尼亚、斯洛伐克、斯洛文尼亚、乌克兰、马其顿、阿尔巴尼亚、白俄罗斯、德国。

GMM的方法,得到回归结果见表5。数据结果均通过了Wald检验,二阶序列相关AR(1)和AR(2)结果也支持误差项不存在自相关假设。

表5 多维距离对钢铁产能合作影响的分线
SYS-GMM回归结果

Tab.5 Three routes SYS-GMM regression result of the effect on iron and steel capacity cooperation by multidimensional distance			
变量	南线样本 Two-step 系统 GMM	中线样本 Two-step 系统 GMM	北线样本 Two-step 系统 GMM
lnist (-1)	0.4090*** (0.0681)	0.3698*** (0.0516)	0.2579*** (0.0835)
lnidist	0.3081 (0.2363)	0.6748* (0.3911)	-0.0492 (0.1804)
lnedist	0.0168 (0.0482)	-0.1239*** (0.0368)	0.1275 *** (0.0288)
lnDz	0.2386 (0.3018)	-1.5247 (1.1363)	-1.4435*** (0.5172)
lnDc	-1.0410*** (0.3878)	-1.7652 (5.0091)	-88.6430 (148)
lngdp	0.7318*** (0.1679)	0.2313 (1.1720)	0.7318* (0.4358)
lnchnngdp	76.7764*** (12.9361)	35.0068*** (9.4493)	-16.8985 (10.2824)
lnchnhgpp	-78.9952*** (13.2506)	-36.6049*** (9.9225)	15.9204 (10.3105)
lnchnpro	-0.2628 (0.6003)	1.3967*** (0.5510)	3.2493*** (0.6362)
c	-1604.35*** (267.2515)	-745.0549*** (201.3524)	409.9488 (351.6923)
Wald 检验	1052.47	3783.18	8632.28
AR(1)	0.0101	0.0623	0.0338
AR(2)	0.2462	0.7021	0.6456
Sargan 检验	1.0000	1.0000	1.0000

表5列出了南线样本、中线样本和北线样本的两步系统GMM模型回归结果。从南线样本回归结果可以看出,地理距离依然不显著,再次验证了地理距离正在逐渐被弱化这一观点。经济距离和制度距离对我国与南线国家开展钢铁产能合作的影响均不显著,但文化距离通过了1%统计显著性水平检验,表明文化距离是制约我国与南线国家开展钢铁产能合作的主要因素。这是因为:南线国家是宗教最为复杂的路带,宗教信仰各不相同,文化冲突非常严重,有的国家甚至“土著至上”,土著特权“天经地义”,并已渗入到他们国家的肌体之中,以至于个别国家强烈的种族主义在不时地煽动排华情绪,“一带一路”建设遭到某些既得利益者强烈反对,所以文化距离成为南线国家合作的主要影响因素。

中线样本的回归结果显示,地理距离对钢铁产

能合作的影响仍旧仅在10%显著水平上显著,与全样本的回归的结果一致。制度距离和文化距离在10%水平上并不显著,表明这两种距离不是影响中国与中线国家钢铁产能合作的主要因素。经济距离则在1%显著水平上显著,符号为负,该结果与全样本回归的结果正好相反,也与本文的预期结果相反。这可以从中线国家的经济社会特征得到解释:一方面,中线是中东资源型国家,资源丰富,但科技水平落后,这种经济技术结构使得那些经济实力越强的国家即与中国经济距离越小的国家,越有可能与中国进行钢铁产能合作。另一方面,中线的某些中东国家,却是当今世界最不安定的地区,长期陷于战乱或内部动荡,这些因战乱或内部动荡变得越穷的国家即与中国经济距离越大的国家,越难以与中国进行钢铁产能合作。

北线样本的回归结果同样显示,地理距离的影响不显著。经济距离在1%的显著水平上显著,表明经济距离对中国与北线国家钢铁产能合作水平有显著的正向影响,这与全样本回归的结果相同。事实上,北线国家经济相对比较发达,一些国家的基础设施建设已经完成,只有那些相对较为落后、与中国经济差距较大的国家才有更多的钢铁产能合作空间。此外,制度距离在1%的显著水平上显著且符号为负,说明制度距离是中国与北线国家开展钢铁产能合作的重要制约因素,事实上在三条线路中,中国与北线国家的制度差异相对最大。文化距离对北线国家而言影响并不显著,表明北线国家的文化比较开放,包容性比较强,不会构成国际产能合作的主要障碍。

5 主要结论与政策启示

本文分析表明,“一带一路”沿线国家具备开展钢铁产业国际产能合作的基础,并已成为中国钢铁出口的最大市场。从全样本整体回归结果来看,钢铁产业国际产能合作受地理距离、经济距离、制度距离和文化距离的共同影响。其中,地理距离的影响正在逐渐弱化,说明地理距离已不再是阻碍中国与沿线国家间钢铁产能合作的主要因素;经济距离对于中国与沿线国家开展钢铁产能合作具有显著的正向推动作用,说明中国对这些国家具有钢铁产能转移的梯度优势;制度距离和文化距离对于中国与沿线国家开展钢铁产能合作有显著的负效应,说明制度差异以及文化差异越大越不利于双方合作。从分线回归结果来看,“一带一路”的三条线路中其

影响钢铁产能合作的关键因素是不尽相同的,南线国家主要受文化距离的制约,中线国家则更多地受经济距离的阻碍,北线国家则是受经济距离和制度距离的共同影响。分线回归结果同样表明,三条线路上的钢铁产能合作受地理距离的影响均不明显。

本文实证分析了地理距离、经济距离、制度距离和文化距离对中国与“一带一路”国家钢铁产能合作的影响,这为中国与沿线国家开展钢铁产能合作提供了理论与现实依据,也为我们进行相关政策设计提供了重要启示:第一,在合作机制上,要着力打造利益共同体、命运共同体、责任共同体,通过政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通,改善地理距离、经济距离、制度距离和文化距离,增添合作发展新动力。第二,在合作模式上,要充分发挥经济距离的正向推动作用,设法降低制度距离和文化距离的阻碍作用,根据合作对象与条件进行产能合作模式创新。如,以绿地投资实现产能转移,将利用我国的“生产优势”转化为利用东道国的“资源优势”;以产能输出取代产品输出,将异地“出口产品”转化为本地“生产产品”;以基础设施援建消化部分产能,将间接“转移产能”转化为直接“消化产能”。同时,要充分考虑制度距离和文化距离的显著负效应,重点防范钢铁产能合作过程中的制度风险和文化风险。第三,在合作目标国家选择上,南线要重点选择文化相通的国家合作,中线要重点选择经济发展水平较好的国家合作,北线则要重点选择与我国的经济互补性较大、制度包容性较强的国家合作。

参考文献:

- [1] 黄健柏,刘京星. “一带一路”战略背景下金属产业国际产能合作研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(7): 1-7.
- [2] Bergstrand J H. The gravity equation in international trade: some microeconomic foundations and empirical evidence[J]. The Review of Economics and Statistics, 1985, 67(3): 474-481.
- [3] 赵雨霖,林光华. 中国与东盟10国双边农产品贸易流量与贸易潜力的分析——基于贸易引力模型的研究[J]. 国际贸易问题, 2008(12): 69-77.
- [4] 张瑞良. 中国对“一带一路”沿线国家OFDI区位选择研究——基于制度距离视角[J]. 山西财经大学学报, 2018, 40(3): 25-38.
- [5] 卫丁,许臻真. 中亚五国与中国贸易的影响因素分析——基于扩展的引力模型[J]. 经济问题, 2017(6): 114-119.
- [6] 吕延方,王冬. “一带一路”有效实施:经济规模、地理与文化距离[J]. 经济学动态, 2017(4): 30-40.
- [7] 陈岩,翟瑞瑞,郭牛森. 基于多元距离视角的中国对外直接投资决定因素研究[J]. 系统工程理论与实践, 2014, 34(11): 2760-2771.
- [8] 万伦来,高翔. 文化、地理与制度三重距离对中国进出口贸易的影响——来自32个国家和地区进出口贸易的经验数据[J]. 国际经贸探索, 2014, 30(5): 39-48.
- [9] 方英,马芮. 中国与“一带一路”沿线国家文化贸易潜力及影响因素:基于随机前沿引力模型的实证研究[J]. 世界经济研究, 2018(1): 112-121, 136.
- [10] 程惠芳,阮翔. 用引力模型分析中国对外直接投资的区位选择[J]. 世界经济, 2004(11): 23-30.
- [11] 蒋冠宏,蒋殿春. 中国对外投资的区位选择:基于投资引力模型的面板数据检验[J]. 世界经济, 2012, 35(9): 21-40.
- [12] 陈衍泰,范彦成,李欠强. “一带一路”国家国际产能合作中东道国选址研究——基于国家距离的视角[J]. 浙江工业大学学报:社会科学版, 2016, 15(3): 241-249.
- [13] 李文字,刘洪铎. 多维距离视角下的“一带一路”构建——空间、经济、文化与制度[J]. 国际经贸探索, 2016, 32(6): 99-112.
- [14] Kostova T. Transnational transfer of strategic organizational practices: A contextual perspective[J]. Academy of management review, 1999, 24(2): 308-324.
- [15] 杨亚平,高玥. “一带一路”沿线国家的投资选址——制度距离与海外华人网络的视角[J]. 经济学动态, 2017(4): 41-52.
- [16] 陈怀超,范建红,牛冲槐. 制度距离对中国跨国公司知识转移效果的影响研究——国际经验和社会资本的调节效应[J]. 科学学研究, 2014, 32(4): 593-603.
- [17] 杜江,宋跃刚. 制度距离、要素禀赋与我国OFDI区位选择偏好——基于动态面板数据模型的实证研究[J]. 世界经济研究, 2014(12): 47-52, 85.
- [18] 周经,张利敏. 制度距离、强效制度环境与中国跨国企业对外投资模式选择[J]. 国际贸易问题, 2014(11): 99-108.
- [19] 黄新飞,舒元,徐裕敏. 制度距离与跨国收入差距[J]. 经济研究, 2013, 48(9): 4-16.
- [20] 基建红,李丽,杨丽. 中国OFDI的区位选择:基于文化距离的门槛效应与检验[J]. 国际贸易问题, 2012(12): 137-147.
- [21] 张帅梁. 非WTO国际法规范适用于WTO文化贸易的可行性——以中美文化产品案的法律适用问题为视角[J]. 国际经贸探索, 2012, 28(3): 88-98.
- [22] 曲如晓,杨修,刘杨. 文化差异、贸易成本与中国文化产品出口[J]. 世界经济, 2015, 38(9): 130-143.
- [23] 王冬,吕延方. 交易环境属性、主体特征与纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2012(1): 79-89.
- [24] Blundell Richard, Bond Stephen. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1): 115-143.
- [25] Bond S R, Hoeffler A, Temple J R W. GMM estimation of empirical growth models[J]. Cepr Discussion Papers, 2001, 159(1): 99-115.
- [26] Solomon E M. Foreign direct investment, host country factors and economic growth[J]. Ensayos Journal of Economics, 2017, 30(1): 41-70.
- [27] 马骥. “一带一路”背景下对外贸易促进产业升级机制与对策分析[J]. 邵阳学院学报:社会科学版, 2017(5): 59-70.
- [28] 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.