

doi:10.13582/j.cnki.1672-7835.2019.05.010

# 随机前沿引力模型下中国与“一带一路” 国家钢铁产能合作潜力及区位差异研究<sup>①</sup>

刘京星<sup>1</sup>,刘天琦<sup>2</sup>

(1.华侨大学 经济与金融学院,福建 泉州 362021;

2.厦门国家会计学院“一带一路”财经发展研究中心,福建 厦门 361005)

**摘要:**“一带一路”倡议是新时期国家全面开放的重大战略,是中国钢铁产业“走出去”的重要机遇。基于57个沿线国家的面板数据构建随机前沿引力模型对中国与沿线国家的钢铁产能合作潜力进行估算。研究表明:自“一带一路”倡议提出以来中国与沿线国家钢铁产能合作不断深化;中国与沿线国家在钢铁产能合作领域仍然具有很大的合作潜力尚未开拓;中国对沿线国家钢铁产能合作潜力呈现出明显的区域差异且整体表现为“南低北高”的特征。因此推进中国与沿线国家钢铁产能合作要科学识别合作中的影响因素、合理甄选合作东道国、深挖合作潜力。

**关键词:**“一带一路”;钢铁产能;合作潜力;随机前沿

**中图分类号:**F424

**文献标志码:**A

**文章编号:**1672-7835(2019)05-0063-11

“去产能”是我国供给侧结构性改革的首要任务。钢铁作为我国国民经济的基础产业,多年来面临着严重的产能过剩问题,已经成为掣肘我国经济健康发展的顽疾之一。如何化解我国钢铁产业产能过剩问题,是摆在我们面前一个亟待解决的现实难题。随着我国工业化进入中后期,国内对钢铁需求的增量已接近饱和,通过拉动内需的手段已很难有效化解钢铁产业的过剩产能。此外,近年来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,这无疑又使中国钢铁“西进”的道路受到封堵。在此背景下,“一带一路”倡议的提出,为我国钢铁产业开展国际产能合作提供了新的重要机遇,也为化解我国过剩钢铁产能找到了重要的突破口。

“一带一路”倡议是我国最高决策层主动应对全球形势的深刻变化、统筹国内国际两个大局,审时度势做出的重大战略决策,而产能合作则是这一倡议下的一种互利共赢国际经济合作新模式。

一方面,产能合作可化解我国优势富余产能,促进传统产业迈进全球价值链中高端。另一方面,产能合作可以实现沿线国家优势互补,带动沿线欠发达国家经济转型发展。目前,关于中国与“一带一路”国家间的产能合作问题,已经成为学术界的一个研究热点。但现有相关研究,更多地集中在合作内涵、合作方式、合作领域、合作区域等定性分析层面,对于国际产能合作的定量分析比较少<sup>①</sup>。然而,要加强与沿线国家的产能合作,首先需要科学估算中国与“一带一路”国家间的产能合作潜力。

产能合作潜力是指由于合作阻力存在而无法实现跨国或跨区域配置的产能,产能合作潜力定量分析遇到的第一个难点问题是测度指标选取问题。一般来说,国际产能合作通常有两个渠道,一个渠道是通过产品输出即出口贸易的方式进行产能位移,另一个渠道是通过产业转移即国外直接投资建厂的方式进行产能位移<sup>②</sup>。由于现阶段我

① 收稿日期:2019-05-12

基金项目:国家社会科学基金重大项目(17ZDA046)

作者简介:刘京星(1989—),男,湖南益阳人,博士,讲师,主要从事产业经济、资源经济研究。

①张述存:《“一带一路”战略下优化中国对外直接投资布局的思路与对策》,《管理世界》2017年第4期。

②周民良:《“一带一路”跨国产能合作既要注重又要慎重》,《中国发展观察》2015年第12期。

国与沿线国家产能合作形式主要以出口贸易为主,现有文献在测算产能合作潜力时一般采用由于贸易阻力存在而无法实现的贸易值作为指标来衡量,即以未实现的贸易潜力作为产能合作潜力的替代指标<sup>①</sup>。产能合作潜力定量分析中遇到的第二个难点问题是测度方法问题。“一带一路”倡议提出以后,有学者尝试运用传统引力模型来估计沿线国家间的贸易潜力,他们通常以中国作为东道国研究其与东盟、欧盟、中亚、北美等区域国家间在农产品、水果、金属制品等领域的贸易潜力,采用贸易流量作为被解释变量构建多因素的扩展引力模型进行估算<sup>②③</sup>。然而引力模型在实际应用中还存在明显缺陷,因为引力模型的最初构建者将距离视为贸易中的全部阻力因素,这一设定要求将两国贸易认定为完全无摩擦或是用冰山成本代替贸易中的所有成本,但这些条件过于苛刻且与现实相去甚远。可见,虽然引力模型在国际贸易研究中具有较高的拟合度,但是将未被识别的贸易阻力放入残差项会带来不可避免的技术和经济现实问题<sup>④</sup>。为了克服这一明显不足,人们开始改进传统引力模型构建随机前沿引力模型。随机前沿引力模型就是基于经济效率的视角,通过“前沿面”分析最优贸易水平,它有别于传统引力模型中以模拟“理想值”为最优水平的研究,能有效解决传统引力模型估计是由各种影响贸易因素的平均值决定而引起的估计上的偏差问题,具有更高的精确性<sup>⑤</sup>。在实证研究方面,学者们也开始逐渐采用随机前沿引力模型对中国国内以及世界各国间的贸易潜力和贸易效率展开研究<sup>⑥</sup>。

本文基于“一带一路”倡议的背景,结合我国钢铁产业“去产能”的现实任务,以产能合作重点行业钢铁产业为研究对象,通过构建随机前沿引力模型来测度我国与沿线国家钢铁产能合作潜力,同时分析处在不同区位的沿线国家产能合作潜力差异,以期为推进我国与沿线国家钢铁产业

产能合作提供切实可行的政策建议。

## 一 随机前沿思想引入与引力模型构建

### (一) 随机前沿思想的引入

在传统引力模型中那些不可观测、难以量化以及其他限制双边贸易的因素通常会被归为模型的残差项,然而这些被归为残差项的因素往往会将对“贸易潜力”的估计产生较大偏差,从而影响估计结果的准确性。在随机前沿引力模型中,这一系列因素会被作为限制贸易的因素单独处理,将随机前沿思想引入到传统引力模型构建随机前沿引力模型,就是要保证那些限制贸易的因素都被贸易非效率项所吸收。在随机前沿引力模型中,那些不可观测因素被认定为贸易的限制项并与其他变量呈正相关,这与传统引力模型的强假设认定不可观测因素的均值为零不同,那些旨在促进贸易的政策性变量,如自由贸易协定等则被认为是可以消除贸易限制性因素影响的<sup>⑦</sup>。基于以上前提,贸易潜力被视为能够获得的最大可能贸易值而非贸易平均值,即在“前沿面”上获得的贸易潜力,此时的贸易被认定为无摩擦或纯粹自由贸易。这样,可以减少应用传统引力模型测度贸易潜力所带来的偏差。

结合前文的分析,本文将以未实现的钢铁贸易潜力做为替代指标估算钢铁产能合作潜力。根据随机前沿引力模型的基本思想,为了测度钢铁产能合作潜力,需要引入三个相关概念:贸易效率、贸易潜力和未实现潜力。贸易效率通过半正态的非效率项和随机误差项构建,测度的是贸易潜力的实现程度,是真实贸易值与贸易潜力的比值;贸易潜力则是指不存在贸易阻力时的理想贸易值,是“前沿面”上的最大贸易规模;未实现潜力则是理想贸易值与真实贸易值之间的差值,是指由于存在贸易阻力或贸易非效率因素而无法实现的那一部分贸易值,本文将这一部分未实现潜力作为我国与沿线国家开展产能合作潜力的替代

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》,《中国人口·资源与环境》2017年第7期。

②张会清:《中国与“一带一路”沿线地区的贸易潜力研究》,《国际贸易问题》2017年第7期。

③陈伟光,郭晴:《中国对“一带一路”沿线国家投资的潜力估计与区位选择》,《宏观经济研究》2016年第9期。

④鲁晓东,赵奇伟:《中国的出口潜力及其影响因素——基于随机前沿引力模型的估计》,《数量经济技术经济研究》2010年第10期。

⑤谭秀杰,周茂荣:《21世纪“海上丝绸之路”贸易潜力及其影响因素——基于随机前沿引力模型的实证研究》,《国际贸易问题》2015年第2期。

⑥文淑惠,张昕:《中南半岛贸易潜力及其影响因素——基于随机前沿引力模型的实证分析》,《国际贸易问题》2017年第10期。

⑦刁莉,罗培,胡娟:《丝绸之路经济带贸易潜力及影响因素研究》,《统计研究》2017年第11期。

指标。以上概念的关系可以用如下公式表示:贸易效率=真实贸易值/贸易潜力;未实现潜力=贸易潜力-实际贸易值。接下来本文将会对随机前沿引力模型的基本形式和参数设定做进一步的解析。

### (二) 随机前沿引力模型的构建

基于传统引力模型的设定,随机前沿引力模型的一般形式如下所示:

$$T_{ijt}^* = f(x_{ijt}\beta) \quad (1)$$

$x_{ijt}$  表示影响双边贸易规模的非人为因素,这些变量一般在一定时期内不发生变化,例如国家间距离、两国语言差异、两国边界、经济发展情况等; $\beta$  为待估参数向量; $T_{ijt}^*$  表示理想状况下, $i$  国和  $j$  国在  $t$  时期能达到的最优贸易规模。然而,在通常状况下,两国间的贸易存在一定的阻力,则未达到最优状态的实际贸易量如(2)式所示:

$$T_{ijt} = f(x_{ijt}\beta) \exp(-u_{ijt}) \quad u_{ijt} \geq 0 \quad (2)$$

(2) 式中  $u_{ijt}$  代表贸易非效率项,当  $u_{ijt}$  为 0 时,贸易国双方具有最优的贸易效率; $u_{ijt}$  大于 0 则表示两国存在贸易阻力,贸易效率非最优。此外,为了充分考虑随机误差和随机外部冲击,实际贸易水平由公式(3)、(4)定义:

$$T_{ijt} = f(x_{ijt}\beta) \exp(v_{ijt} - u_{ijt}) \quad (3)$$

$$\ln T_{ijt} = \ln f(x_{ijt}\beta) + v_{ijt} - u_{ijt} \quad (4)$$

上述公式代表参数随机前沿引力模型的基本方程形式: $v_{ijt}$  代表传统的零均值随机扰动项, $u_{ijt}$  表示贸易非效率项,本文将这些相对固定的非人为因素称为自然决定因素,将短期易变的人为因素作为贸易的非效率项。其中  $v_{ijt} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ ,  $u_{ijt} \geq 0$ ,  $COV(v_{ijt}, u_{ijt}) = 0$ ,  $u_{ijt}$  的分布形式一般为对数分布、半正态分布、指数正态分布等。故本文设定的贸易效率为:

$$TE_{ijt} = T_{ijt} / T_{ijt}^* \quad (5)$$

此外,在最初的模型中,贸易非效率项  $u$  不随时间变化,被称为时不变模型。但当时间维度较长时,假定贸易非效率不变就显得不那么合理,于是时变模型的基本形式即被提出,如(6)式所示:

$$u_{ijt} = \{ \exp[-\eta(t-T)] \} u_{ij} \quad (6)$$

其中,  $\exp[-\eta(t-T)] \leq 0$ ,  $u_{ijt}$  服从截尾正态分布。 $\eta$  为待估参数,当  $\eta > 0$  时,贸易非效率随时间递减,贸易阻力减少,反之亦然。当  $\eta = 0$  时,贸易非效率不随时间变化,模型转变为非时变模型。

最后,在回归分析中,“两步法”存在诸多缺陷,所以在随机前沿分析时,常常采用“一步法”,首先贸易非效率项  $u$  被设定为:

$$u_{ijt} = \alpha z_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

其中,  $z_{ijt}$  表示影响贸易非效率的外生变量,  $\alpha$  为待估参数向量,  $\varepsilon_{ijt}$  是随机扰动项。式中  $u_{ijt}$  与  $v_{ijt}$  相互独立,且  $u_{ijt}$  服从均值为  $\alpha z_{ijt}$  的截尾正态分布,对公式(7)进行随机前沿回归,可以同时获得贸易非效率项  $u$  的估计值及其影响因素,从而避免“两步法”的问题。通过“一步法”将(7)式代入(4)式得到随机前沿引力模型的应用形式:

$$\ln T_{ijt} = \ln f(x_{ijt}, \beta) + v_{ijt} - (\alpha z_{ijt} + \varepsilon_{ijt}) \quad (8)$$

基于上述分析并结合本文的研究目的,我们采用随机前沿方法对引力模型进行估计,与 OLS 方法相比,随机前沿估计能精确估计双边贸易规模,有效控制贸易非效率的估计误差。这同时也表示在采用参数随机前沿方法时必须确定正确的引力方程形式,故在进行回归分析前,本文必须采用似然比检验对随机前沿引力方程进行适用性检验以确定方程的最终形式。

### (三) 随机前沿引力模型参数选取

在基本模型构建的基础上,本文借鉴方英和马芮的做法<sup>①</sup>,分别设定了时变随机前沿引力模型和贸易非效率模型,将自然因素作为随机前沿引力模型中的解释变量,而短期可变的人文社会因素作为贸易非效率模型中的解释变量。

#### 1. 时变随机前沿引力模型参数选取

在前文分析的基础上,本文首先构建时变随机前沿引力模型对中国与沿线国家钢铁出口贸易潜力进行估计,具体的方程设定形式如式(9)所示:

$$\ln EXP_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 \ln Y_{jt} + \alpha_3 \ln PGDP_{it} + \alpha_4 \ln PGDP_{jt} + \alpha_5 \ln D_{ij} + \alpha_6 BOR_{ij} + \alpha_7 LANG_{ij} + v_{ijt} - u_{ijt} \quad (9)$$

方程中的被解释变量  $EXP_{ijt}$  表示  $t$  年  $i$  国向  $j$  国的钢铁出口量<sup>②</sup>,借鉴已有相关文献关于引力模型变量的设定选取了以下六个变量作为模型的解释变量:(1)母国和东道国的 GDP,它反映一国或地区的供给能力或需求能力,经济规模总量越

<sup>①</sup>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》,《世界经济研究》2018 年第 1 期。

<sup>②</sup>由于本文基于钢铁产能过剩的现实背景同时以产能合作潜力为研究对象,故钢铁出口量采用钢铁出口的重量(单位:吨)而非贸易额。

大,潜在的供给或需求能力越大。(2)东道国人均GDP,反映东道国经济发展水平,水平越高意味着东道国经济活力越强,市场潜力越大。回归系数为正表明东道国经济发展水平越高越有利于两国经贸合作。(3)母国人均GDP,表示母国的经济发展水平,人均GDP越高意味着有更高的生产水平和更丰富的产品。回归系数为正表明母国的经济发展水平越高越有利于两国经贸合作。(4)两国间地理距离,反映两国的运输成本,地理距离越大意味着两国的运输成本越高。(5)两国间共同语言,若两国拥有共同语言意味着两国的文化更接近,沟通成本更低。回归系数为正说明两国拥有共同语言对中国钢铁出口沿线国家有正向推动作用。(6)两国间共同边界,若两国拥有共同边界意味着两国经贸往来具有更多的区位优势且拥有更多的共同利益。回归系数为正说明两国拥有共同边界对中国钢铁出口沿线国家有正向推动作用。

## 2. 贸易非效率模型参数选取

为了进一步研究我国对沿线国家钢铁出口的贸易非效率的影响因素,本文采用“一步法”建立贸易非效率模型,模型具体的设定如式(10)所示:

$$u_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 EDist_{ijt} + \beta_2 CDist_{ijt} + \beta_3 ZDist_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (10)$$

其中,被解释变量 $u_{ijt}$ 代表贸易非效率,表示在 $t$ 时间 $i$ 国对沿线 $j$ 国贸易潜力没能实现的部分即钢铁产能合作潜力,而解释变量则是影响贸易潜力实现的相关因素。所以在贸易非效率因素的选择上,本文将重点考虑“一带一路”倡议的基本特征。具体而言,由于“一带一路”倡议以政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通的“五通”思想为指导,在选择贸易非效率因素时,本文充分考虑“五通”思想所包含的核心内涵,借鉴相关文献的做法<sup>①</sup>,选择经济距离、制度距离、文化距离等短期可变因素作为影响钢铁出口的贸易非效率项。因为,经济距离能较好地反映设施

联通、贸易畅通与资金融通的综合效果,制度距离能较好地反映政策沟通效果,文化距离能较好地反映民心相通效果。故本文选择以下变量作为随机前沿引力模型的贸易非效率的解释变量:(1)经济距离 $EDist_{ijt}$ ,反映两国之间的经济水平差距。经济距离越大表明两国经济发展水平差距越大。(2)文化距离 $CDist_{ijt}$ ,反映两国之间的文化差异。文化距离越大表明两国在文化、宗教等领域的认知差异越大。(3)制度距离 $ZDist_{ijt}$ ,反映两国的制度水平差距。制度距离越大表明两国的在制度水平上的差距越大。

## 二 数据来源与随机前沿引力模型设定

本节首先对研究的数据来源进行解释,同时基于前文基本模型的构建对时变随机前沿引力模型的适用性和形式进行检验并确定方程形式,之后对确定的时变随机前沿引力模型进行回归,分析非人为因素对两国贸易流量的影响;采用相同的方法对贸易非效率模型进行适用性检验确定方程形式,并对方程进行回归,分析贸易非效率因素存在时对两国贸易流量的影响。

### (一) 数据来源及数据处理

为了保证研究结果的真实性,本文在样本、数据可获得且准确的前提下尽可能地选取多个研究样本和更长的时间维度。样本选取方面,本文采用“一带一路”沿线57个国家2000~2016年的数据作为研究样本<sup>②</sup>,而在分线样本测算中将沿线国家按照“一带一路”倡议提出的三条线路划分,其中南线国家16个,中线国家20个,北线国家21个<sup>③</sup>。

在数据来源方面,钢铁出口数据来源于联合国统计委员会的商品贸易统计(Comtrade)数据库和英国皇家国际事务研究所(Chatham House)数据库。解释变量如人均GDP来自世界银行发布的世界发展指标(WDI),以现价美元计算;地理

①刘京星,黄健柏,刘天琦:《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》,《经济地理》2018年第10期。

②兼顾研究样本的容量和现有数据的可得性,本文选取2000~2016年共计17年的数据作为研究的时间维度。

③根据国家信息中心发布的《“一带一路”大数据报告2018》统计的71个“一带一路”沿线国家,本文充分考虑战争、统计缺失等因素,选择了其中的57个沿线国家作为研究对象。其中包括南线国家: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。

距离变量、边界虚拟变量及语言虚拟变量均来源于 CEPII 数据库。贸易非效率项的各解释变量指标则通过计算整理得到:经济距离的测算借鉴 Carrere 等的做法<sup>①</sup>,采用两国人均 GDP 的差值来衡量,数据来源于世界银行(WB);制度距离参照

黄新飞等人的做法<sup>②</sup>,采用“全球治理指数”(WGI)计算得到;文化距离则沿用 Hofstede 的六文化维度指标同时借鉴基建红等的方法将东道国建交时间纳入分析框架计算得到<sup>③</sup>。

表 1 主要变量的详细说明及描述性统计

变量名称	变量	观测值	平均值	最小值	最大值	标准差
钢铁出口量	Exp <sub>ij</sub>	969	3.53	0	114	9.65
地理距离	DIS <sub>ij</sub>	969	11.43	0.99	25.29	6.06
经济距离	EDist <sub>ij</sub>	969	3.00	7.85	32.50	4.67
制度距离	ZDist <sub>ij</sub>	969	0.52	0.06	4.13	0.37
文化距离	CDist <sub>ij</sub>	969	2.82	0.65	6.62	1.37
东道国 GDP	LnY <sub>j</sub>	969	24.59	20.25	28.99	1.73
中国 GDP	LnY <sub>i</sub>	969	29.03	27.82	30.05	0.78
中国人均 GDP	PGDP <sub>i</sub>	969	3 958.93	959.37	8 123.18	2 605.72
东道国人均 GDP	PGDP <sub>j</sub>	969	9 765.53	117.41	88 564.82	13 353.02
共同语言	BOR <sub>ij</sub>	969	0.04	0	1	0.18
共同边界	LANG <sub>ij</sub>	969	0.19	0	1	0.39

(二)时变随机前沿引力模型设定

1.时变随机前沿引力模型的适用性检验

由于随机前沿方法对于方程形式的要求很高,在对模型进行回归分析前应首先采用极大似然比检验对模型的适用性和方程的形式进行验证以及确定  $\mu_{ijt}$  的存在。基于前文设定的方程形式,在随机误差项  $\varepsilon_{ijt}$  服从 0 均值正态分布的前提下,本文依次进行五个检验,分别包括:贸易非效率项  $\mu_{ijt}$  的存在性检验;贸易非效率项  $\mu_{ijt}$  的时变性检验;是否引入东道国人均收入变量 PGDP<sub>it</sub> 的检验;是否引入边界变量 BOR<sub>ij</sub> 的检验;是否引入语言变量 Lan<sub>it</sub> 的检验。表 2 列出了检验的结果,结果表明随机前沿引力模型适用于测度钢铁产能合作潜力;我国对沿线国家的出口效率确实存在时变性,故时变分析法要优于非时变法。除此之外,

东道国的人均 GDP 确实是我国对其出口量的重要影响因素,因而在模型中加入东道国人均 GDP 是合适的;东道国是否与我国存在共同边界是影响我国对其出口的重要因素,所以在模型中引入边界变量也是合适的;东道国是否与我国拥有共同语言同样是重要的影响因素,故在模型中引入语言变量亦是合适的。

2.时变随机前沿引力模型估计结果分析

本文采用 Frontier4.1 软件对模型进行估计。为了保证结果的正确性和稳定性,本文对比了时变和时不变模型的估计结果,如表 3 所示。估计结果显示,待估参数  $\eta$  在 1% 水平上显著,这表明贸易非效率项随时间变化,参数  $\eta$  的系数为正,表明我国对沿线国家钢铁出口贸易效率正在逐年上升。所以本文最终采用时变模型进行实证分析。

表 2 时变随机前沿引力模型假设检验结果

原假设	约束模型对数似然值	非约束模型对数似然值	LR 统计量	1% 临界值	检验结论
不存在贸易非效率项	-202 1.291 2	-158 9.081 0	864.420 4	9.21	拒绝
贸易非效率非时变	-197 6.968 5	-168 7.276 9	579.383 1	9.21	拒绝
不引入人均收入变量	-198 9.129 7	-157 8.843 7	820.572 0	6.635	拒绝
不引入边界变量	-197 6.998 4	-157 4.230 0	805.536 7	11.345	拒绝
不引入语言变量	-199 1.259 9	-157 5.612 7	831.294 3	11.345	拒绝

①Carrere, C. “Revisiting the effects of regional trade agreements on trade flows with proper specification of the gravity model”, *European Economic Review*, 2006, 50(2): 223-247.

②黄新飞,舒元,徐裕敏:《制度距离与跨国收入差距》,《经济研究》2013 年第 9 期。

③基建红,杨丽:《文化距离与我国企业 OFDI 的进入模式选择——基于大型企业的微观数据检验》,《世界经济研究》2014 年第 6 期。

表3 时变模型和时不变模型的回归结果

估计模型	面板随机前沿引力模型			
	时不变模型		时变模型	
变量	系数	t 值	系数	t 值
常数	-1 009.840 1***	-1 010.150 7	-50.826 2	-0.283 9
$Y_{it}$	1.137 7	1.426 7	0.881 2***	17.050 2
$Y_{jt}$	47.569 0***	70.124 2	2.282 9	0.265 1
$PGDP_{it}$	-0.105 5	-0.107 8	-0.286 5***	-4.021 4
$PGDP_{jt}$	47.915 1***	50.512 8	-2.581 2	-0.291 2
$DIS_{it}$	-0.151 1	-0.193 8	-0.144 2**	-2.185 4
$BOR_{ij}$	0.445 5	0.445 8	0.000 9	0.004 5
$LANG_{ij}$	2.513 4**	2.513 4	1.401 8***	3.392 9
$\sigma^2$	7.272 1***	7.273 2	2.384 2***	6.859 0
$\gamma$	0.752 0	1.112 6	0.478 6***	6.124 1
$\eta$			0.114 7***	18.386 9
对数似然值	-1 731.668 4		-1 589.081 0	
LR 检验值	579.245 6		864.420 4	

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著水平上显著。

从解释变量的估计结果来看东道国的国内生产总值  $Y_i$  在1%的显著水平上显著,且符号为正,符合理论预期。这表明沿线国家经济规模越大,对我国钢铁的需求也越大。此外东道国人均国内生产总值  $PGDP_{it}$  同样表现出非常显著的正估计弹性,这也说明东道国自身的经济发展水平和经济环境对我国钢铁出口有很大的推动作用。而中国的国内生产总值  $Y_j$  和人均国内生产总值  $PGDP_{jt}$  对我国钢铁出口的影响并不显著,这一结果主要是因为进入21世纪以来,我国钢铁生产和出口长期位列世界第一,钢铁产能始终处在过剩的状态,这一现状并未随我国经济高速增长而改变。值得注意的是,地理距离变量  $DIS_{it}$  仅在5%的显著水平上显著,显著性不如其它变量,这也表明随着科技水平和交通运输方式的不断发展,国际贸易中的自然因素影响正在被削弱,地理距离这一长期影响国际经贸往来的因素在当今国际贸易中的作用也正在逐渐下降。边界变量  $BOR_{ij}$  在模型估计中不显著也再一次说明了国与国的毗邻

关系对于国际合作的影响越来越小。此外,语言变量  $LANG_{ij}$  具有显著的正估计弹性,在1%的显著水平上显著。这说明文化与沟通成本在国际合作中的作用正在逐渐凸显。

值得注意的是,变量  $\gamma$  的大小表示贸易潜力未能实现部分是由贸易非效率造成的比例,而这个数值在时变和非时变两个估计模型中分别是47.86%和75.20%,这就表明本文研究贸易非效率的影响因素对于提高贸易潜力是十分必要的。

### (三) 贸易非效率模型设定

#### 1. 贸易非效率模型的适用性检验

由于随机前沿引力模型的函数形式设定对回归结果的真实性及相关分析的影响较大,所以在确定贸易非效率模型的最最终形式之前同样需要利用似然比检验对模型设定形式的准确性进行判断。故本文对模型进行假设检验,假设检验顺序依次为:贸易非效率的存在性;是否引入经济距离变量;是否引入制度距离变量;是否引入文化距离变量。检验的结果如表4所示:

表4 贸易非效率模型设定假设的检验结果

原假设	约束模型对数似然值	非约束模型对数似然值	LR 统计量	1%临界值	检验结论
不存在贸易非效率项	-2 464.238 1	-1 685.501 3	1 557.473 6	6.635	拒绝
不引入经济距离变量	-2 467.059 3	-1 686.406 3	1 561.306 0	6.635	拒绝
不引入制度距离变量	-2 467.747 9	-1 685.795 0	1 563.905 8	11.345	拒绝
不引入文化距离变量	-2 476.899 5	-1 688.739 3	1 576.320 5	11.345	拒绝

由检验结果可以得出以下结论:不存在贸易非效率项的假设被拒绝,说明在贸易非效率模型中随机前沿分析方法是较为合适的;变量选择的

似然比检验结果显示经济距离、制度距离和文化距离都拒绝原假设,这表明这三个变量均不该被剔除。基于上述对贸易非效率的变量所进行的假

设检验,将钢铁产能合作非效率模型的设定如下:

$$\begin{aligned} \ln EXP_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 \ln Y_{jt} + \alpha_3 \ln PGDP_{it} + \\ & \alpha_4 \ln PGDP_{jt} + \alpha_5 \ln D_{ij} + \alpha_6 BOR_{ij} + \alpha_7 LANG_{ij} + v_{ijt} - \\ & (\beta_0 + \beta_1 EDist_{ijt} + \beta_2 CDist_{ijt} + \beta_3 ZDist_{ij} + \varepsilon_{ijt}) \end{aligned} \quad (11)$$

2. 贸易非效率模型的估计结果分析

对贸易非效率模型的处理,本文采用“一步法”对包含不同变量的模型进行估计从而得到极

大似然估计结果。研究设定:模型 1 表示剔除了解释变量经济距离  $EDist$  的模型;模型 2 表示剔除了解释变量文化距离  $CDist$  的模型;模型 3 表示剔除了解释变量  $ZDist$  的模型;模型 4 则表示包含全部解释变量的模型。这样的设定一方面用以检验模型的稳定性,另一方面则为了进一步验证似然比检验的结果。表 5 列出了模型的回归结果。

表 5 贸易非效率模型的回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
常数	-128.166 2 (-0.715 1)	-95.669 9 (-0.514 1)	-126.789 7 (-0.707 9)	-147.782 2 (-0.810 7)
$Y_{it}$	0.902 1*** (18.136 8)	0.880 8*** (17.876 6)	0.900 2*** (18.651 4)	0.900 7*** (18.313 0)
$Y_{jt}$	5.959 5 (0.691 2)	4.461 8 (0.498 5)	5.905 5 (0.685 4)	6.919 1 (0.789 2)
$PGDP_{it}$	-0.212 3*** (-2.904 2)	-0.315 1*** (4.677 2)	-0.215 4*** (-2.989)	-0.227 3*** (-3.208 6)
$PGDP_{jt}$	-6.344 9 (-0.714 9)	-4.861 7 (-0.528 2)	-6.284 4 (-0.708 5)	-7.345 1 (-0.814 3)
$DIS_{it}$	-0.117 5* (-1.817 2)	-0.142 7** (-2.198 9)	-0.1209* (-1.932 5)	-0.119 4* (-1.852 8)
$BOR_{ij}$	-0.312 2 (-1.498 9)	-0.062 1 (0.288 1)	-0.213 7 (-0.989 7)	-0.218 2 (-1.028 9)
$LANG_{ij}$	0.785 9* (1.794 3)	1.200 9** (2.972 8)	0.958 5** (2.231 3)	0.816 6** (1.967 4)
$Edist_{ijt}$		-0.033 <sup>9</sup> (-1.462 2)	-0.036 3 (-1.544 5)	-0.037 1* (-1.644 9)
$Cdist_{ijt}$	-0.297 3*** (-4.771 5)		-0.315 9*** (-5.211 3)	-0.299 1*** (-4.821 4)
$Zdist_{ijt}$	-0.242 9 (1.598 4)	-0.346 3** (2.267 4)		-0.247 4* (1.675 3)
$\sigma^2$	2.041 5*** (7.936 6)	2.252 9*** (7.211 7)	2.038 4*** (8.427 4)	1.999 9*** (8.186 3)
$\gamma$	0.404 6*** (5.249 3)	0.452 1*** (5.823 0)	0.402 2*** (5.537 8)	0.392 9*** (5.261 1)
$\eta$	0.121 8*** (18.129 1)	0.119 1*** (19.204 5)	0.120 6*** (19.668 8)	0.122 9*** (18.830 9)
对数似然值	-1 574.916 2	-1 585.586 1	-1 575.062 4	-1 573.704 0
观测值	969	969	969	969

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

由表 5 可以得出,用“一步法”对四个贸易非效率模型进行回归所得的结果中,每个模型的解释变量符号均一致,这表明该模型具有很好的稳定性。此外,从各变量的显著水平看,与其它三个模型相比,模型 4 中各个核心解释变量均表现出很好的显著性,其回归分析的结果较为理想,这也验证了前文假设检验中,三个非效率变量不能剔除的结

论。从上述结果来看,公式(9)的变量选择和方程设定是正确且合理的。具体而言,从模型 4 的回归结果来看,整体上,参数  $\sigma^2$ 、 $\gamma$ 、 $\eta$  均通过 1% 显著水平下的显著性检验。从各解释变量的回归结果来看,传统引力模型中的关键解释变量,东道国国民生产总值表现出显著的正向作用,在 1% 显著水平下显著;而另一关键解释变量地理距离表现出负向

作用,且仅在10%的显著水平下显著。两个变量的符号均符合本文的理论预期,且地理距离在国际合作中的影响正在逐渐减弱的结论也再一次被验证。值得注意的是,模型4中的非效率解释变量经济距离、文化距离和制度距离的符号均为负,其中经济距离通过显著水平1%的显著性检验,经济和制度距离均在10%的显著水平上显著,这一结果同样符合本文的理论预期与设定。

### 三 钢铁产能合作潜力测算与区位分布分析

基于前文对随机前沿引力模型和贸易非效率模型的参数设定结果,本文对沿线57个样本国家的钢铁产能合作潜力进行测算,并将沿线国家按照中线、南线、北线进行划分并分别测算其钢铁产能合作潜力,从而进一步分析我国钢铁产能合作潜力的区位分布情况。

#### (一) 中国与沿线国家钢铁产能合作潜力的分国别测算与区位分布分析

首先,本文根据式(5)计算出2000~2016年

我国对“一带一路”沿线国家钢铁出口贸易的效率。如图1所示,该图展示的是2000~2016年我国对“一带一路”沿线国家钢铁出口总量和出口贸易效率的变化趋势,由图可以看出在这17年期间,我国对“一带一路”沿线国家钢铁出口总量呈现波动式的上升趋势,钢铁作为一种资本密集型产业,受全球经济形势变化的影响较大,在2008年金融危机前后出口量出现了明显的下滑,但总体而言我国对沿线国家出口量从2000年的310.303万t增长到了2016年的6066.877万t,增长了近20倍,自2013年“一带一路”倡议提出以来的增长更为明显。然而与出口总量呈波动式上升不同,我国对沿线国家的钢铁出口效率呈现稳步上升趋势,特别是自“一带一路”倡议提出以来,钢铁出口效率从2012年的35.95%上升到了2016年的50.85%。这一方面说明自“一带一路”倡议提出以来我国与沿线国家钢铁产能合作不断深化,另一方面说明我国与沿线国家在钢铁产能合作领域仍旧具有很大的合作潜力尚未开拓。

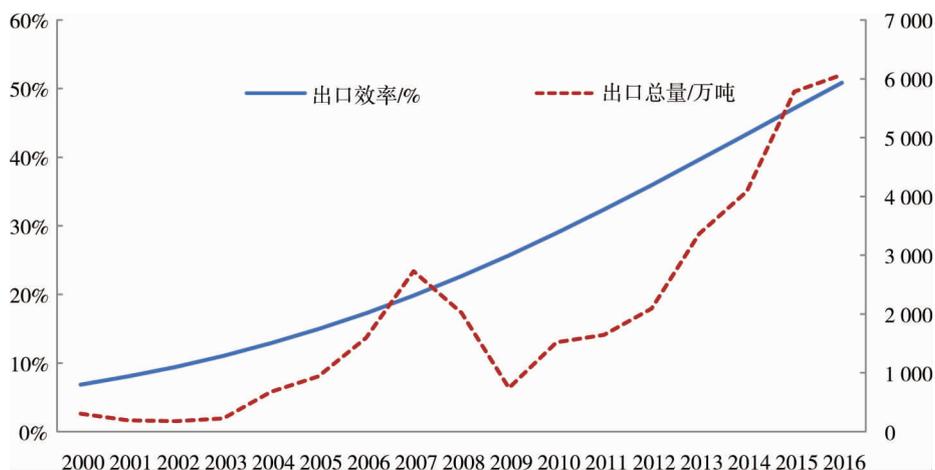


图1 2000~2016年中国对沿线国家钢铁出口效率和出口总量的变化趋势

此外,表6展示了2016年我国与“一带一路”沿线国家钢铁产能合作潜力的具体情况,主要包含四个指标:真实贸易值、贸易潜力、贸易效率以及产能合作潜力,表中的排序是按照产能合作潜力的大小由大到小依次排列。从表6可以看出,2016年我国钢铁出口量最大的五个东道国分别是越南、泰国、印度尼西亚、菲律宾和马来西亚,共计35106986.83t,占对沿线国家总出口量的57.87%;出口量最小的五个东道国则是匈牙利、尼泊尔、爱沙尼亚、摩尔多瓦和立陶宛,共计26770.5t,仅占0.04%。总体来看,前五位国家的

出口量是后五位国家出口量的1300多倍,这表明“一带一路”沿线不同国家对我国钢铁的需求差异较为明显。从贸易潜力来看,潜力最大的五个沿线国家分别是越南、印度尼西亚、菲律宾、泰国和印度,这其中印度、印度尼西亚和菲律宾同时还具有很大产能合作潜力。在研究样本的57个国家中,有30个国家的产能合作潜力大于50%,其中有10个国家甚至超过70%,这说明中国对“一带一路”沿线国家的钢铁产能合作具有很大的开拓空间。具体而言,产能合作潜力最大的五个国家分别是白俄罗斯(83.87%)、摩尔多瓦(82.83%)、阿塞拜疆

(79.43%)、格鲁吉亚(76.29%)和土库曼斯坦(74.50%),产能合作潜力最小的五个国家则依次是越南(4.92%)、泰国(6.54%)、缅甸(14.98%)、阿联酋(18.13%)和约旦(18.50%)。其中潜力最大的五个国家均属于独联体国家,潜力最小的五个国家中有三个是东盟国家。

表 6 2016 年我国对“一带一路”沿线国家钢铁贸易潜力

排名	代码	国家	真实贸易值	贸易潜力	贸易效率	产能合作潜力/%
1	BLR	白俄罗斯	10 827.420 4	67 109.852 5	0.161 3	83.87%
2	MDA	摩尔多瓦	6 309.000 8	36 751.412 9	0.171 7	82.83%
3	AZE	阿塞拜疆	18 912.065 2	91 938.224 7	0.205 7	79.43%
4	GEO	格鲁吉亚	53 751.947 4	226 710.810 3	0.237 1	76.29%
5	TKM	土库曼斯坦	12 303.2 400	48 241.425 9	0.255 0	74.50%
6	LTU	立陶宛	8 979.804 9	35 154.035 8	0.255 4	74.46%
7	UKR	乌克兰	255 502.830 0	940 987.202 9	0.271 5	72.85%
8	ARM	亚美尼亚	15 010.335 4	54 557.384 1	0.275 1	72.49%
9	HUN	匈牙利	3 110.417 6	11 059.977 8	0.281 2	71.88%
10	BGR	保加利亚	49 595.573 5	166 266.134 5	0.298 3	70.17%
11	HRV	克罗地亚	47 079.052 8	154 395.551 8	0.304 9	69.51%
12	UZB	乌兹别克斯坦	217 320.116 0	710 045.839 6	0.306 1	69.39%
13	SVK	斯洛伐克	12 767.800 0	40 926.615 2	0.3120	68.80%
14	EST	爱沙尼亚	4 379.357 1	13 310.017 5	0.329 0	67.10%
15	MKD	马其顿	22 871.839 2	69 210.953 2	0.330 5	66.95%
16	AFG	阿富汗	21 018.610 5	61 427.825 9	0.342 2	65.78%
17	CZE	捷克	67 229.892 8	187 477.296 3	0.358 6	64.14%
18	LVA	拉脱维亚	39 029.114 0	107 553.342 7	0.362 9	63.71%
19	RUS	俄罗斯	621 523.131 5	1 680 538.906 2	0.369 8	63.02%
20	ROU	罗马尼亚	52 744.657 9	139 180.184 3	0.379 0	62.10%
21	NPL	尼泊尔	3 991.924 0	9 827.415 8	0.406 2	59.38%
22	POL	波兰	229 242.876 7	549 489.185 0	0.417 2	58.28%
23	MDV	马尔代夫	57 170.840 7	135 216.089 8	0.422 8	57.72%
24	DEU	德国	408 429.606 0	955 418.224 0	0.427 5	57.25%
25	ALB	阿尔巴尼亚	66 022.740 0	153 859.082 2	0.429 1	57.09%
26	TJK	塔吉克斯坦	68 519.502 0	152 237.737 7	0.450 1	54.99%
27	IND	印度	3 067 555.102 0	6 649 680.573 9	0.461 3	53.87%
28	KAZ	哈萨克斯坦	224 529.314 4	478 921.399 1	0.468 8	53.12%
29	BGD	孟加拉国	1 183 276.333 0	2 491 369.269 9	0.475 0	52.50%
30	SVN	斯洛文尼亚	21 469.455 0	45 071.958 5	0.476 3	52.37%
31	EGY	埃及	431 815.4733	849 494.959 7	0.508 3	49.17%
32	LAO	老挝	69 484.048 1	134 174.243 8	0.517 9	48.21%
33	OMN	阿曼	455 794.143 9	865 985.886 7	0.526 3	47.37%
34	KGZ	吉尔吉斯斯坦	67 983.315 6	124 783.934 3	0.544 8	45.52%
35	TUR	土耳其	2 451 227.2400	4 293 190.174 4	0.571 0	42.90%
36	BHR	巴林	35 766.913 0	59 287.552 8	0.603 3	39.67%
37	YEM	也门	86 956.106 0	141 866.383 5	0.612 9	38.71%
38	IRN	伊朗	1 170 590.303 0	1 842 268.996 4	0.635 4	36.46%
39	LKA	斯里兰卡	427 527.248 0	669 379.337 6	0.638 7	36.13%
40	ISR	以色列	315 231.295 8	483 337.839 8	0.652 2	34.78%
41	QAT	卡塔尔	251 542.654 7	383 941.028 8	0.655 2	34.48%
42	IDN	印度尼西亚	6 945 041.128 0	10 520 703.141 2	0.660 1	33.99%
43	LBN	黎巴嫩	841 601.055 9	1 272 998.102 8	0.661 1	33.89%
44	SAU	沙特阿拉伯	3 313 952.902 0	5 002 878.586 1	0.662 4	33.76%
45	PAK	巴基斯坦	1 919 736.348 0	2 887 133.473 2	0.664 9	33.51%
46	MYS	马来西亚	3 364 238.589 0	4 820 175.556 0	0.697 9	30.21%
47	MNG	蒙古	69 917.698 0	97 680.249 6	0.715 8	28.42%

续表 6

排名	代码	国家	真实贸易值	贸易潜力	贸易效率	产能合作潜力/%
48	KWT	科威特	376 152.695 1	522 249.531 2	0.720 3	27.97%
49	PHL	菲律宾	6 384 941.387 0	8 542 362.771 3	0.747 4	25.26%
50	SGP	新加坡	2 238 502.283 0	2 943 448.906 5	0.760 5	23.95%
51	KHM	柬埔寨	118 324.785 8	147 254.293 6	0.803 5	19.65%
52	BRN	文莱	123 676.491 0	152 345.020 8	0.811 8	18.82%
53	JOR	约旦	648 397.325 7	795 597.688 2	0.815 0	18.50%
54	ARE	阿联酋	1 691 214.829 0	2 065 793.591 9	0.818 7	18.13%
55	MMR	缅甸	1 585 914.981 0	1 865 326.510 6	0.850 2	14.98%
56	THA	泰国	6 971 023.854 0	7 458 847.790 1	0.934 6	6.54%
57	VNM	越南	11 441 741.870 0	12 034 220.227 6	0.950 8	4.92%

注:钢铁产能合作潜力=钢铁贸易潜力-钢铁实际贸易值

最后,从表 6 中钢铁产能合作潜力的测算结果可以看出,中国与沿线国家间的钢铁产能合作潜力在地理分布上存在明显的区位差异。结合贸易非效率模型分析,出现上述结果主要是因为受自然因素与贸易非效率因素的共同影响。具体来说,与中国钢铁产业产能合作基础较好的国家包括越南、泰国、缅甸、文莱等都来自东南亚,位于“一带一路”的南线,中国与这些国家的合作潜力已经开拓得较为充分,这是因为它们在地理距离、经济距离、文化距离、制度距离等方面与中国较为接近;位于中亚、西亚的哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、沙特阿拉伯、阿联酋等中线国家则既有一定的钢铁产能合作基础又具有较大的待开发合作潜力,这与它们特殊的地理区位条件、文化制度环境以及人口总量、经济规模有关;而位于“一带一路”北线中的东欧国家如匈牙利、保加利亚等和独联体国家如白俄罗斯、摩尔多瓦等国,与我国钢铁产业的产能合作基础最为薄弱,这主要因为这些国家与中国存在较大的地理距离、文化距离、制度距离,然而这些国家大多处在工业发展的关键时期,有较好的经济基础和较大的市场需求,产能合作潜力最大。基于上述这样一个钢铁产能合作潜力区位分布特点,本文接下来对沿线国家进行分线回归分析。

### (二) 中国与沿线国家钢铁产能合作潜力分线测算分析

为了进一步探明中国与“一带一路”沿线国家的钢铁产能合作潜力的区位分布情况,本文依据“一带一路”倡议框架提出的三条路线(南线、中线、北线)对沿线国家进行分线分析。分线测算的结果如表 7 所示,从表中可以很明显的看出三条路线中,2016 年中国对沿线国家钢铁的实际出口总量达到了 6 066.88 万 t,其中出口到南线国家的钢铁量最多,达到了 4 590.21 万 t,占总出口量的 75.66%,其次是中线国家,对北线国家的钢铁出口量是最少的。从贸易潜力看,中国对沿线国家钢铁贸易潜力总量达到了 8 744.07 万 t,其中中国钢铁对南线国家的贸易潜力依旧是最大的,占总潜力的 70.29%。最后从产能合作潜力来看,北线国家具有最大的产能合作潜力,达到了 63.96%,而南线的产能合作潜力虽然最小,但依旧有 25.32%。整体而言,南线国家依旧拥有最大的未开发潜力,北线国家则是亟待去挖掘的潜力国家,从表中我们可以看出,基于 2016 年的测算数据,理论上,中国通过与“一带一路”沿线国家开展国际产能合作预计最多可以消耗国内 2 677.19 万吨的钢铁产能,随着“一带一路”倡议的推进及沿线国家需求条件的改善,这一数字还会继续增长。

表 7 2016 年我国与“一带一路”南线、中线和北线国家钢铁产能合作潜力

线路	国家数	出口总量(吨)	贸易潜力	产能合作潜力	产能合作潜力(%)
南线	16	45 902 147.21	61 461 464.62	15 559 317.41	25.32%
中线	21	12 700 829.10	20 246 486.71	7 545 657.61	37.27%
北线	20	2 065 794.55	5 732 708.38	3 666 913.83	63.96%
总计	57	60 668 770.86	87 440 659.71	26 771 888.84	30.62%

注:钢铁产能合作潜力=钢铁贸易潜力-钢铁实际贸易值

#### 四 研究结论与政策建议

总体来说,“一带一路”倡议提出以来,我国与沿线国家的钢铁出口贸易效率上升明显,2016年平均效率达到了50.85%,属于中等贸易水平,因而还有很大的产能合作潜力可以开拓,特别是北线国家,潜力高达63.96%。在区位分布上,不同国家和地区的贸易效率和潜力呈现出较大的区域差异,整体表现为“南低北高”。从影响贸易效率的回归结果可以看出,贸易非效率项中的经济距离、文化距离和制度距离均对两国钢铁贸易合作有显著的影响,这表明要进一步挖掘合作潜力就必须深化与沿线国家在各领域的合作与交流。由此,本文提出以下对策建议。

第一,积极推进“一带一路”倡议实施,鼓励中国钢铁企业“走出去”。“一带一路”倡议下开展国际产能合作是中国主动适应经济新常态的一项重要战略举措,也是中国企业积极适应经济全球化,突破美国和欧盟等西方国家贸易封锁、参与国际产业分工,利用两个市场、两种资源的必然选择。“一带一路”倡议为钢铁产业“走出去”提供了有利条件,把握好这一历史契机,积极开展经贸合作有助于达到互利双赢的结果。

第二,有效识别产能合作中的影响因素,制定钢铁产业“走出去”具体策略。“一带一路”的合作伙伴关系是一个逐步发展和不断拓展的过程。随着“一带一路”倡议的推进,传统地缘政治所指的边缘地带如今已成为连接欧亚的枢纽、互联互通的要冲。然而由于牵涉的国家众多,各国在经济、文化、制度等领域都存在较大差异,所以政府和企业要以“五通”的思想为指导,积极推进我国与沿线各国在经济发展、政治制度、人文社会等方面的合作和交流,为中国钢铁产业与沿线国家开展产能合作创造更好条件<sup>①</sup>。

第三,合理甄选钢铁产业“走出去”目标国,深挖产能合作潜力。中国与“一带一路”沿线国家的钢铁产能合作潜力呈明显的区域分布特征,这与处在不同地域国家的经济发展水平、产业结构、资源禀赋、区位条件有较大的关系。因此,我国与沿线国家开展钢铁产能合作应该分清主次,分类推进。我们认为,一方面要优先选取合作基础好、经济互补性强、钢铁产能合作潜力较大的国家开展合作;另一方面要在保持与原有合作国稳定合作的基础上,更加积极推进“五通”,加强与沿线具有更大潜力的国家开展钢铁产能合作。

## The Potential and Regional Difference of Iron Capacity Cooperation Between China and the Countries along the “Belt and Road” based on Stochastic Frontier Gravity Model

LIU Jing-xing<sup>1</sup> & LIU Tian-qi<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Finance, Huaqiao University, Quanzhou 362021, China;

2. Research Center for the Belt & Road Financial and Economic Development, Xiamen National Accounting Institute, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** The “Belt and Road Initiative” (BRI) is a major strategic of overall opening up in the new age and an important opportunity for China’s iron and steel enterprises to “go out” as well. This paper builds stochastic frontier gravity model to estimate the potential of iron and steel capacity cooperation between China and the countries along the “Belt and Road” based on the panel datas of 57 countries. The research shows that: Results show that the iron and steel capacity cooperation between China and the countries along the “Belt and Road” has deepened since the BRI came up; the potential of iron and steel capacity cooperation is great, awaiting to be exploited; the potential of iron and steel capacity cooperation has significant difference in geographical distribution (“It is higher in the North areas than the South areas”). Advancing the capacity cooperation of iron and steel between China and the countries along the “Belt and Road” needs to discriminate the influencing factors scientifically, select the host country reasonably, and excavate the cooperation potential deeply.

**Key words:** The Belt and Road; iron and steel capacity; cooperation potential; stochastic frontier

(责任校对 朱正余)

<sup>①</sup>刘现伟,刘丽华:《钢铁行业去产能成效与高质量发展》,《经济纵横》2019年第2期。