

doi: 10.16104/j.issn.1673-1891.2023.01.007

# 金融发展对“一带一路”沿线国家的出口技术复杂度影响的实证分析

李 婧<sup>a</sup>, 徐世海<sup>b</sup>

(池州职业技术学院 a. 经济与管理系; b. 基础教学部, 安徽 池州 247000)

**摘要:**基于 2009—2020 年间“一带一路”沿线国家中具有亚投行意向创始成员国身份的国家的宏观数据, 研究金融发展对“一带一路”沿线国家的出口技术复杂度的影响。研究发现: 金融发展对出口技术复杂度的作用显著; 国内的金融发展规模显著地促进了该国出口技术复杂度水平的提升, 国外的发展援助在短期和中期有碍于出口技术复杂度的进步, 但是其长期效应有效地提升了出口技术复杂度水平; 金融发展可以通过作用于基础设施这一路径来促进当地出口技术复杂度的改善。

**关键词:**出口技术复杂度; 金融发展; 净官方发展援助; “一带一路”

中图分类号: F832; F276.44 文献标志码: A 文章编号: 1673-1891(2023)01-0043-09

## Empirical Analysis of the Impact of Financial Development on the Export Technological Complexity of Countries Along the "Belt and Road" Areas

LI Jing<sup>a</sup>, XU Shihai<sup>b</sup>

(a. Department of Economics and Management; b. Basic Education Department, Chizhou Vocational and Technical College, Chizhou, Anhui 247000, China)

**Abstract:** Based on the macro data of the countries along the "Belt and Road" from 2009 to 2020, which are the intended founding members of the Asian investment bank, this paper studies the impact of financial development on the export technological complexity of the countries along the "Belt and Road" areas. The research finds that the effect of financial development on export technological complexity is significant. Firstly, the scale of domestic financial development significantly promoted the level of export technological complexity of the country. Furthermore, Foreign development assistance hindered the progress of export technological complexity in short and medium term, but its long-term effect effectively increased the level of export technological complexity. Further research finds that financial development can promote the improvement of local export technological complexity by acting on infrastructure.

**Keywords:** export technology complexity; financial development; net official development assistance; "Belt and Road" Initiative

### 0 引言

“一带一路”倡议的主旨是通过加强区域合作, 推动基础设施建设, 共同促进各国经济发展, 是中国积极承担世界大国责任、构建符合自身发展利益的新的全球治理机制。陆地和海上丝绸之路建成后, 将惠及中亚、蒙俄、南亚、西亚、中东、东南亚和

中东欧等主要国家和地区。

然而, “消除极端贫困”“普及初等教育”“促进两性平等”“以购买力平价衡量的人均国民总收入”等大量数据指标表明, “一带一路”沿线国家多为新兴经济体和发展中国家, 首要解决的困难是发展。而且从世界银行获取贷款的情况来看, 除印度、中国、土耳其、印度尼西亚、越南之外, 世界银行对“一

收稿日期: 2022-10-26

基金项目: 2020 年度安徽高校人文社会科学研究项目(SK2020A0772); 2021 年安徽省高等学校省级质量工程项目(2021jpkc112)

作者简介: 李婧(1988—), 女, 安徽宿松人, 讲师, 硕士, 主要研究方向: 工商管理、国际经济与贸易。

带一路”沿线其他国家的贷款较少,使得这些国家筹资渠道狭窄,无法融入全球经济竞争大潮。此外,“一带一路”沿线经济体中未加入世界贸易组织的经济体超过 20 个,现行国际贸易经济体系对“一带一路”沿线国家的影响也十分有限。

中国推进成立的亚洲基础设施投资银行(AIIB)是一个政府间性质的亚洲区域多边开发机构,重点支持基础设施建设,将为建设“丝绸之路经济带”和“21 世纪海上丝绸之路”注入丰富的资金援助。因此,研究金融发展对“一带一路”沿线国家的出口技术复杂度的影响,将对亚投行、丝路基金等机构的运作起到较大的现实参考意义。

## 1 文献综述

有关金融发展与出口技术复杂度的研究,学者们主要集中探讨了金融发展通过何种路径去作用于出口技术复杂度的提升。

齐俊妍等<sup>[1]</sup>是国内最先研究二者关系的学者,他指出一国金融的有效发展通过降低逆向选择这一路径,使其高技术含量产品的产出得以增加;刘威等<sup>[2]</sup>将金融发展纳入出口技术复杂度的演进动因中,发现利率机制也是推动因素之一。

此后,国内学者多基于金融发展通过人力资本、技术差距(或技术创新、研究效率)和外商直接投资技术等作用路径,探索金融发展对出口技术复杂度的影响。李玉山等<sup>[3]</sup>从国家、区域和产业 3 个层面分析了金融发展对中国出口技术复杂度的影响,论证了金融发展可以通过人力资本、技术差距和 FDI 技术外溢 3 条途径促进出口品国内技术含量升级,且证实不同区域间的金融效率和信贷期限结构对产业出口技术复杂度的影响存在着差异;孔祥贞等<sup>[4]</sup>指出金融发展主要通过人力资本积累、研发效率提升和 FDI 技术溢出吸收能力提升这 3 条路径,作用于中间产品异质性进而提升一国出口技术复杂度;毛其淋等<sup>[5]</sup>的研究也证实了这 3 种作用渠道有效,但认为金融发展对出口技术复杂度的影响存在门限特征,只有跨越金融门槛,才可以显著地作用于出口技术复杂度的提升;齐俊妍等<sup>[6]</sup>发现东道国出口技术复杂度的提高可以借助该国金融发展水平与外国直接投资的技术外溢的相互作用来促进;盛斌等<sup>[7]</sup>也认为区域金融竞争程度的提高、信贷资源分配机制的改善将为中国的出口技术复杂度提升创造出更大的空间;刘洪铎等<sup>[8]</sup>以服务贸易出口结构为研究对象,分析了金融发展的溢出效应,认为短期不存在溢出,而长期内金融发展能显

著促进服务贸易出口结构的优化。许璐<sup>[9]</sup>从企业微观角度出发,基于省际数据,研究发现金融创新能够间接促进出口品技术创新。金融发展与出口技术复杂度的研究相对较少,国内学者多基于金融发展借助人力资本、技术差距(或技术创新、研究效率)和外商直接投资技术等渠道,多基于中国国内的数据,去探索金融发展对出口技术复杂度的具体作用。

为此,本文在“一带一路”倡议背景下,在现有研究的基础上,借鉴 Hausmann 等<sup>[10]</sup>的测度方法,计算“一带一路”沿线国家的出口技术复杂度,比较分析沿线国家出口技术复杂度的整体水平以及 6 大板块不同发展阶段经济体的出口技术复杂度的内部差异。然后构建符合“一带一路”沿线国家的金融发展指标和外部金融发展援助指标,探讨金融发展对出口技术复杂度的影响机制及作用路径,从而为亚投行未来作用于“一带一路”沿线国家给出可能的政策建议。

## 2 模型设定与变量说明

### 2.1 模型设定

本文借鉴齐俊妍等<sup>[1]</sup>的模型思路,建立面板数据模型来考察金融发展对一国出口贸易品技术含量的影响,具体模型如下:

$$\ln \text{expy}_{jt} = \alpha + \beta_0 \ln \text{fdsize}_{jt} + \beta_1 \ln \text{elec}_{jt} + \beta_2 \text{prmcmt}_{jt} + \beta_3 \text{naturt}_{jt} + \beta_4 \text{rlest}_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

式中: $\alpha$ 为常数项; $t$ 代表年份;因变量  $\text{expy}_{jt}$  是指国家  $j$  在  $t$  年的出口技术复杂度; $\text{fdsize}_{jt}$  代表  $j$  国  $t$  年的金融发展规模; $\text{elec}_{jt}$ 、 $\text{prmcmt}_{jt}$ 、 $\text{naturt}_{jt}$ 、 $\text{rlest}_{jt}$  为控制变量,分别代表人均耗电量、初等教育毕业率、自然资源总租金占 GDP 的比重、法律规制; $\varepsilon_{jt}$  为误差项。

推进“一带一路”倡议的金融举措主要是成立亚洲基础设施投资银行,亚投行的创建将进一步推进亚洲基础设施建设和区域经济的互联互通。“一带一路”沿线国家大多处于工业化的起步阶段,基础设施建设存在资金短缺问题,在一定程度上制约了互联互通理念的推行。而亚投行的设立可以为实现“一带一路”倡议提供金融支持,这将有利于推进亚欧大陆桥、孟中印缅经济走廊、中巴经济走廊等示范项目的建设,从而扩大“一带一路”在沿线国家中的影响力。同时,亚洲基础设施投资银行的建设,也标志着中国已经从单纯的产品输出进入到资本输出阶段。因此,为了进一步研究外国金融发展援助对样本国家的实际影响,构建模型(2):

$$\ln \text{expy}_{jt} = \alpha + \beta_0 \ln \text{fdsize}_{jt} + \beta_1 \ln \text{oda}_{jt} + \beta_2 \ln \text{elec}_{jt} + \beta_3 \text{prmcmt}_{jt} + \beta_4 \text{nature}_{jt} + \beta_5 \text{rlest}_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

式中:  $\text{oda}_{jt}$  代表  $j$  国  $t$  年的净官方发展援助占资本形成额的百分比。考虑到一国在接收到援助之后,往往需要若干年才能显现出具体的经济效益,因此在模型中还引入了  $\text{moda}_{jt}$  和  $\text{loda}_{jt}$  来检验外部金融发展援助给受惠国带来的中期效应和长期效应。其中,净官方发展援助(占总资本形成额的百分比)带来的中期效应,借鉴韩亚峰等<sup>[11]</sup>的处理方法,对数据做过去3 a的移动平均;借鉴许璐<sup>[9]</sup>的方法,以2009年为基期计算出的累积存量作为净官方发展援助(占总资本形成额的百分比)长期效应。

## 2.2 变量说明

1)被解释变量:出口技术复杂度。本文借鉴张海波的模型设计,先构建各类出口产品的技术复杂度指数,然后加权平均计算出“一带一路”沿线国家的出口技术复杂度。具体计算公式为:

$$\text{prody}_{jk} = \sum_j [(X_{jk}/X_j) / \sum_j (X_{jk}/X_j)] y_j \quad (3)$$

$$\text{expy}_j = \sum_k (X_{jk}/X_j) \text{prody}_{jk} \quad (4)$$

式中: $j$ 表示国家; $k$ 表示出口产品的种类; $X$ 表示出口产品的规模; $y$ 表示人均收入水平; $\text{prody}$ 为各类出口产品的技术复杂度指数; $\text{expy}$ 即为一国或地区的出口技术复杂度指数。本文在计算“一带一路”沿线国家的出口技术复杂度时,所使用的出口贸易数据来自UNCTAD中《国际贸易标准分类》四分位数的产品分类数据,各国(地区)经购买力平价调整后的人均GDP数据来自世界银行的WDI数据库。基于数据可得性及考虑到要计量分析外部金融援助对出口技术复杂度的影响,结合“一带一路”沿线国家与亚投行创始成员国的情况,以及“一带一路”沿线国家6大板块内部的不均衡发展,最终确定检验涉及的样本国家共29个。样本国家兼顾了“一带一路”倡议和亚投行,兼顾了发达国家和发展中国家。

2)解释变量:金融发展。本文采用郑展鹏等<sup>[12]</sup>的方法,将沿线国家国内的金融发展指标以其金融发展规模来指代,定义为一国1 a内上市公司的市场资本总额占GDP的百分比加上银行部门提供的国内信贷占GDP的百分比,计算公式如下:

$$\text{金融发展规模} = (\text{上市公司的市场资本总额} + \text{银行部门提供的国内信贷}) / \text{GDP}$$

3)控制变量:具体包括,基础设施、人力资本、自然资源禀赋、制度变量。

基础设施。耿晔强等<sup>[13]</sup>的研究结果表明基础

设施的改善能够显著地促进出口技术复杂度的提高。因此本文首先将基础设施加入控制变量中,以耗电量(人均千瓦时)衡量。耗电量是“用发电厂的发电量减去输配电和变电损耗以及热电厂自用电量得出”。数据来源于国际能源机构(International Energy Agency)《非经合组织国家能源统计与平衡》和《经合组织国家能源统计数据》。

人力资本。郑展鹏等<sup>[12]</sup>从人力资本的角度对出口技术复杂度进行了探究,发现人力资本的积累及人力资本投资的增加都会对出口技术复杂度产生积极效应。本文选择初等教育毕业率来测度人力资本指标。由于在数据统计过程中包含较早或较晚入学及复读的超龄和小龄学生,所以其值可能超过100%。数据出自联合国教科文组织统计研究所。

自然资源禀赋。龚新蜀等<sup>[14]</sup>从自然资源禀赋入手,分析了一国资源禀赋差异对出口技术复杂度的影响,发现自然资源禀赋的“诅咒”效应存在于出口技术复杂度中。本文选用自然资源租金总额占GDP的百分比来表示。其中,自然资源租金总额是指“石油租金、天然气租金、煤炭(硬煤和软煤)租金、矿产租金和森林租金之和”。数据来源于世界银行WDI数据库。

制度变量。齐俊妍等<sup>[6]</sup>认为政府治理、制度质量的改善对出口多元化和高技术制成品出口技术复杂度的提升都有显著的影响。制度变量的数据来自世界银行WGI数据库,该数据库涵盖治理的6个方面,文章只选用了法律规则这一指标,认为产权明晰是一国正式制度良性发展的必要。

表1是计量模型中变量的统计描述。为减少异方差,文章对部分变量取了自然对数。

## 3 实证结果分析

为检验各自变量是否存在多重共线性的问题,文章选用了最常用的诊断指标:方差膨胀因子(VIF),VIF值越大,说明各自变量之间的共线性问题越严重。检验结果如表2所示,各自变量的VIF值均小于10,说明共线性问题不存在。

### 3.1 FE模型和RE模型估计结果对比

表3显示了样本国家2009—2020年各个解释变量对出口技术复杂度的回归结果。其中模型1~4为固定效应模型(聚类稳健组内估计)检验,模型5~8为随机效应模型(广义最小二乘法)检验。从计量的结果来看,金融发展指标基本都显著通过了检验,不论是国内金融发展规模还是外国净官方发展

表 1 变量的描述性统计

变量	定义	Obs	平均值	标准差	最小值	最大值
ln expy	出口技术复杂度的对数	348	9.154 664	0.406 942	7.777 315	9.841 238
ln fdsize	金融发展规模的对数	348	-0.816 521	1.465 189	-7.936 546	1.097 190
ln oda	外部金融援助的对数	348	-4.415 578	2.685 832	-10.273 360	0.421 999
ln moda	外部金融援助的中期效应	348	-4.282 046	2.654 592	-9.210 340	0.421 999
ln loda	外部金融援助的长期效应	348	-2.432 477	2.775 363	-9.210 340	2.080 287
lnelec	人均耗电量的对数	348	7.389 067	1.399 203	3.485 188	9.778 381
prmcmt	初等教育毕业率	348	0.939 562	0.119 252	0.460 964	1.214 946
naturt	自然资源总租金占 GDP 比重	348	0.181 800	0.203 424	0.000 019	0.893 287
rlest	法律规制	348	-0.174 381	0.734 041	-1.441 573	1.763 898

注:数据整理过程中应用了线性插值和序列均值法,弥补了部分国家某些年度的缺失数据。

表 2 各自变量的方差膨胀因子(VIF)

自变量	ln fdsize	ln oda	ln elec	prmcmt	naturt	rlest	Mean VIF
VIF 值	1.760 0	2.090 0	3.470 0	1.760 0	1.690 0	2.270 0	2.180 0

援助占资本形成额的比例指标,这说明金融发展对出口技术复杂度的作用是显著的。

回归(1)在控制了基础设施、人力资本、自然资源和制度因素后发现,金融发展规模对出口技术复杂度的影响显著为正,各国金融发展规模每提高 1 个百分点,出口技术复杂度可以提升 0.128 个百分点。从其他控制变量来看,人均用电量(ln elec)对出口技术复杂度的作用显著为正。自然资源总租金(naturt)占 GDP 的比重对出口技术复杂度的作用系数也是正向的,但这种正向作用相对来说不那么显著。法律规则(rlest)的作用系数为负,这与 WGI 数据库中对各国法律规则的判定有关,赋值范围为-2.5~+2.529。“一带一路”沿线国家的法律法规制度建设不健全,产权保护不到位,从而造成了其对出口技术复杂度的反向影响。但是计量结果显示其对出口技术复杂度的作用不显著。初等教育毕业率(prmcmt)的作用也十分不显著,且作用是负向的,可能是由于人力资本与其他解释变量的相关性导致。回归(2)引入了外部金融发展援助这一解释变量,使得各国国内金融发展对出口技术复杂度的正向作用有所降低。然而短期来看,外国金融援助对出口技术复杂度的作用是负向的,这可能与其带来的短期竞争效应有关。在回归(3)中用移动平均法加入了外国金融发展援助的中期效应,结果依然显著为负。回归(4)中考虑了外国金融援助存

量的长期效应,结果显著为正,且长期效应每提高 1 个百分点,出口技术复杂度可以提升 0.293 个百分点,远远超过了国内金融发展对出口技术复杂度的提升作用。这充分说明,外国金融发展援助对一国出口技术复杂度提升的重要性,尤其体现在长期效应上。然而在引入长期效应后,国内金融发展规模的显著性作用受到了挑战,长期的外部发展援助可能对国内金融发展规模存在着一定的挤出效应。

模型 5~8 对样本国家的面板数据进行了随机效应(FGLS)检验。相对固定效应模型检验来说,随机效应的结果显示,金融发展规模对出口技术复杂度的影响显著为正,且各国金融发展规模每提高 1 个百分点,出口技术复杂度提升的百分点要略高于固定效应模型。然而,外部发展援助对出口技术复杂度的短期和中期作用却不显著,长期效应也不及固定效应模型的检验结果明显。在其他控制变量的计量结果中,人均用电量(ln elec)在模型 6 和模型 7 中没有通过显著性检验;初等教育毕业率(prmcmt)在随机效应模型中,对出口技术复杂度的回归系数为正,只有在引入外部发展援助的长期效应之后才变成负向,且作用效果都没能有效地发挥出来;自然资源总租金(naturt)和法律规则(rlest)对出口技术复杂度的影响基本与固定效应模型一致。

豪斯曼检验可以帮助决定究竟该使用固定效应模型还是随机效应模型,如果接受原假设,则说

表 3 FE 模型和 RE 模型估计结果对比

	固定效应模型回归				随机效应模型回归			
	1	2	3	4	5	6	7	8
ln fsize	0.128 <sup>*</sup> (2.64)	0.113 <sup>*</sup> (2.52)	0.104 <sup>*</sup> (2.32)	0.053 (1.75)	0.166 <sup>***</sup> (4.88)	0.148 <sup>***</sup> (4.27)	0.149 <sup>***</sup> (4.29)	0.105 <sup>***</sup> (3.52)
ln oda		-0.086 <sup>*</sup> (-2.19)				-0.053 (-1.73)		
ln moda			-0.183 <sup>**</sup> (-3.17)				-0.060 (-1.21)	
ln loda				0.293 <sup>***</sup> (8.99)				0.252 <sup>***</sup> (11.77)
ln elec	0.985 <sup>***</sup> (5.79)	0.882 <sup>***</sup> (5.20)	0.801 <sup>***</sup> (4.65)	0.377 <sup>***</sup> (4.41)	0.209 <sup>*</sup> (2.13)	0.163 (1.66)	0.167 (1.65)	0.357 <sup>***</sup> (6.28)
prmcmt	-0.150 (-0.25)	-0.128 (-0.23)	-0.147 (-0.28)	-0.061 (-0.22)	0.784 (1.52)	0.812 (1.57)	0.801 (1.55)	-0.036 (-0.12)
naturt	0.651 (1.73)	0.643 (1.78)	0.661 (1.95)	0.400 (1.47)	0.272 (1.54)	0.262 (1.61)	0.274 (1.69)	0.366 (1.50)
rlest	-0.153 (-0.94)	-0.083 (-0.58)	-0.035 (-0.26)	-0.107 (-1.05)	-0.266 (-1.85)	-0.261 (-1.92)	-0.273 <sup>*</sup> (-2.00)	-0.013 (-0.14)
_cons	1.977 (1.62)	2.340 <sup>*</sup> (2.07)	2.553 <sup>*</sup> (2.42)	7.092 <sup>***</sup> (9.03)	6.915 <sup>***</sup> (14.01)	6.986 <sup>***</sup> (14.88)	6.932 <sup>***</sup> (14.95)	7.181 <sup>***</sup> (16.78)
R <sup>2</sup>	0.530	0.559	0.583	0.798	0.370	0.403	0.414	0.790
F	18.34 (0.00)	21.06 (0.00)	23.46 (0.00)	93.94 (0.00)				
Wald					45.23 (0.00)	54.35 (0.00)	54.05 (0.00)	557.50 (0.00)
hausman	128.29 (0.00)	133.79 (0.00)	144.26 (0.00)	93.49 (0.00)				
model	fe	fe	fe	fe	re	re	re	re
N	348	348	348	348	348	348	348	348
country	29	29	29	29	29	29	29	29

注:系数值括号里为  $t$  值(固定效应模型)或  $Z$  值(随机效应模型);\*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$ , \*\*\*  $P < 0.001$ 。

明随机效应模型是最有效率的。通过检验发现,  $P$  值为 0.000 0, 强烈拒绝原假设, 因此可以认为应该使用固定效应模型。

### 3.2 “一带”和“一路”沿线样本国家间估计结果对比

在整体比较了“一带一路”沿线样本国家的金融发展对出口技术复杂度的影响之后, 表 4 将样本国家

按照“一带”和“一路”来划分, 重新考察了“丝绸之路经济带”和“21 世纪海上丝绸之路”样本国家间金融发展对出口技术复杂度的影响。基于表 3 的豪斯曼检验结果, 全部采用固定效应模型(聚类稳健组内估计)来进行实证检验。计量结果如表 4 所示。

表 4 “一带”和“一路”沿线样本国家间估计结果对比

	丝绸之路经济带				21 世纪海上丝绸之路			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln fdsiz	0.173*** (5.32)	0.138*** (4.23)	0.128** (3.92)	0.078** (3.22)	0.024 (0.26)	0.030 (0.31)	0.034 (0.35)	-0.014 (-0.23)
ln oda		-0.134 (-1.72)				-0.041 (-1.83)		
ln moda			-0.211* (-2.29)				-0.098 (-2.03)	
ln loda				0.323*** (6.79)				0.227*** (5.61)
ln elec	1.282*** (5.50)	1.089** (3.99)	0.966** (3.23)	0.505** (3.08)	0.967*** (4.99)	0.909*** (4.57)	0.869** (4.28)	0.485*** (5.15)
prmcmt	1.096 (0.99)	0.949 (0.90)	0.922 (0.90)	-0.029 (-0.05)	-0.581 (-1.03)	-0.535 (-0.97)	-0.542 (-1.02)	-0.162 (-0.49)
naturt	0.378 (1.09)	0.356 (1.07)	0.414 (1.30)	0.264 (1.03)	1.120 (1.32)	1.249 (1.42)	1.273 (1.50)	0.677 (1.21)
rlest	-0.259 (-1.44)	-0.162 (-0.98)	-0.143 (-0.89)	-0.119 (-0.85)	-0.040 (-0.17)	0.005 (0.02)	0.043 (0.19)	-0.067 (-0.48)
_cons	-2.344 (-1.93)	-1.297 (-0.80)	-0.639 (-0.34)	5.924** (3.63)	3.368** (3.27)	3.538** (3.57)	3.610** (3.77)	6.589*** (10.67)
R <sup>2</sup>	0.514	0.558	0.575	0.798	0.684	0.694	0.700	0.844
F	41.75 (0.00)	48.98 (0.00)	37.86 (0.00)	113.05 (0.00)	12.79 (0.00)	21.30 (0.00)	22.85 (0.00)	83.12 (0.00)
hausman	59.45 (0.00)	65.73 (0.00)	69.74 (0.00)	50.65 (0.00)	81.93 (0.00)	82.15 (0.00)	83.71 (0.00)	51.17 (0.00)
model	fe	fe	fe	fe	fe	fe	fe	fe
N	192	192	192	192	156	156	156	156
country	16	16	16	16	13	13	13	13

注:系数值括号里为  $t$  值; \*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$ , \*\*\*  $P < 0.001$ 。

在表 4 中,模型 1~4 为“丝绸之路经济带”样本国家,模型 5~8 为“21 世纪海上丝绸之路”样本国家。对比“一带”和“一路”沿线样本国家间的计量结果,可以发现,金融发展规模对出口技术复杂度的影响在“一带”沿线样本国家中的作用显著为正,而在“一路”沿线样本国家中的提升作用却没有得到有效的发挥。从外部发展援助对出口技术复杂度的影响来看,短期效应和中期效应在“一带”和“一路”沿线样本国家间的作用都为负向,且只有中

期效应在“一带”沿线样本国家中的作用通过了显著性检验。而长期效应在“一带”和“一路”沿线样本国家中都显著为正,进一步比较长期效应对出口技术复杂度的提升作用可以发现,“丝绸之路经济带”沿线样本国家的效果更加显著一些。外部金融发展援助的长期效应每提升 1 个百分点,出口技术复杂度获得的提升效果在“一带”沿线样本国家高于“一路”0.1 个百分点。

对于“一带”和“一路”沿线样本国家来说,人均

用电量( $\ln elec$ )在2者中显著为正,可见基础设施对“一带一路”沿线国家的出口技术复杂度的提升效果十分明显,改善沿线国家的基础设施,也正符合《愿景与行动》提出的“互联互通”倡议。初等教育毕业率( $prmcmt$ )对出口技术复杂度的作用都不显著,且在“一带”和“一路”沿线样本国家间存在较大的差异。在“一路”沿线样本国家中作用都为负向,而在“一带”沿线样本国家中大体为正向。自然资源总租金( $naturt$ )对出口技术复杂度的作用在“一带”和“一路”沿线样本国家间也存在差异,虽然都为正向作用,但是在“一路”沿线样本国家中这种促进作用表现得更加明显一些,这可能与在“一路”沿线样本国家中金融发展规模的作用没有很好的体现有关。法律规则( $rlst$ )的回归系数在“一路”沿线样本国家中或为负,或为正,且不显著。

### 3.3 基础设施作用路径分析

由表3和表4的计量模型可以看出,“一带一路”沿线样本国家的国内金融发展规模和外部发展援助的长期效应对其出口技术复杂度的提升具有显著的促进作用。但是以上计量模型并没有去论证具体的作用路径,毕竟一国的金融发展很难直接作用于其出口技术复杂度的改善。考虑到“一带一路”倡议的互联互通理念,以及亚投行首先致力于提升各国基础设施水平,因此检验了金融发展能否通过增强各国基础设施建设这一路径来提高其出口技术复杂度水平,如表5所示。一国或地区基础设施的改善,可以为当地企业提供更好的生产和研发条件,吸引到更多的外国直接投资,这有助于增强其生产高技术产品的能力,从而提升当地的出口技术复杂度水平。

在表5金融发展通过改善基础设施条件影响出口技术复杂度的作用路径的数据分析中,引入了2个新的指标,分别是金融发展规模与基础设施的交叉项( $\ln fsize \times \ln elec$ )和外部净官方援助占资本形成额的比例与基础设施的交叉项( $\ln loda \times \ln elec$ )。这2个交叉项指标旨在反映金融发展在多大程度上和基础设施相结合来一起作用于出口技术复杂度水平的提升。模型1~4引入的是金融发展规模与基础设施的交叉项( $\ln fsize \times \ln elec$ ),计量结果显示,除包含外部金融发展援助长期效应的模型4的交叉项系数不显著外,其他3个模型的交叉项系数都显著为正。这充分说明了一国国内的金融发展规模确实可以通过基础设施的改善来提高其出口技术复杂度水平。模型5在控制了国内金融发展规模的影响后,引入外部净官方援助占资本形成额的比例

与基础设施的交叉项( $\ln loda \times \ln elec$ ),计量结果显著为正,进一步表明了外部金融发展援助也可以通过改善当地基础设施水平来有效作用于出口技术复杂度的提升。

## 4 结论和启示

### 4.1 结论

《愿景与行动》所倡导的新“丝路精神”是要以“一带一路”为发展主线,把中国与沿线国家紧密地连接起来,建设新的开发与合作经济发展纽带,构建政治、安全、人文全面链接的新模式。

在这样的大背景下,本文将“一带一路”与亚投行联系在一起,将出口技术复杂度与金融发展联系在一起。出口技术复杂度是近年来的一个研究热点,也有学者从金融发展的角度去探讨对出口技术复杂度的作用机制。受亚投行成立的启发,本文研究了外部金融发展援助对出口技术复杂度的影响,并且做了中期效应和长期效应的分析。一国或地区金融发展水平的提升,将有利于高技术含量产品的研发和生产吸引到更多的资金,从而在行业上在整个国家层面上进一步提升该国的出口技术复杂度。而外部金融援助虽然在短期和中期对出口技术复杂度的作用为负,但从长期来看,其显著地促进了一国出口技术复杂度的提升。在整体比较了“一带一路”沿线样本国家的金融发展对出口技术复杂度的影响之后,本文还检验了“丝绸之路经济带”和“21世纪海上丝绸之路”样本国家间金融发展作用于出口技术复杂度的影响。计量结果显示,金融发展规模对出口技术复杂度的影响在“一带”沿线样本国家中的作用显著为正,而在“一路”沿线样本国家中却没有得到有效的发挥。虽然外部金融发展援助的短期效应和中期效应在“一带”和“一路”沿线样本国家间的作用都是负向的,但长期效应却显著为正,且对“丝绸之路经济带”沿线样本国家的效果更加明显。

为了进一步探讨金融发展通过何种作用路径来影响出口技术复杂度的提升,在计量过程中引入了“金融发展规模与基础设施的交叉项”和“外部净官方援助占资本形成额与基础设施的交叉项”。计量结果充分说明了一国国内金融发展规模和外部金融发展援助可以通过改善基础设施条件这一渠道,有效作用于出口技术复杂度水平的提升。此外,本文在分析沿线国家基本发展情况时还指出了“一带一路”周边国家在吸收外国直接投资的流量和存量的差异,尤其以中亚、南亚、西亚、中东为弱势地区,中

表 5 金融发展通过改善基础设施条件影响出口技术复杂度的作用路径数据分析

lnexpy					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ln fsize					0.057 (2.00)
ln fsize×lnelec	0.020** (2.93)	0.017* (2.65)	0.015* (2.39)	0.008 (1.75)	
ln oda		-0.081* (-2.12)			
ln moda			-0.176 0** (-3.05)		
ln loda				0.291*** (8.79)	
ln loda×ln elec					0.0375*** (9.51)
ln elec	1.015*** (6.16)	0.914*** (5.57)	0.832*** (4.98)	0.394*** (4.71)	0.516*** (6.42)
prmcmt	-0.143 (-0.24)	-0.122 (-0.22)	-0.141 (-0.27)	-0.058 (-0.21)	-0.039 (-0.15)
naturt	0.651 (1.73)	0.643 (1.78)	0.661 (1.95)	0.402 (1.48)	0.352 (1.36)
rlest	-0.151 (-0.97)	-0.085 (-0.61)	-0.039 (-0.29)	-0.108 (-1.07)	-0.152 (-1.51)
_cons	1.758 (1.52)	2.121 (1.97)	2.342* (2.31)	6.953*** (9.25)	6.094*** (8.07)
R <sup>2</sup>	0.538	0.564	0.587	0.799	0.804
F	20.21 (0.00)	22.61 (0.00)	25.66 (0.00)	98.85 (0.00)	99.89 (0.00)
hausman	132.49 (0.00)	137.04 (0.00)	146.79 (0.00)	94.03 (0.00)	105.02 (0.00)
model	fe	fe	fe	fe	fe
N	348	348	348	348	348
country	29	29	29	29	29

注:系数值括号里为 t 值;\*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$ , \*\*\*  $P < 0.001$ 。

国倡导的亚投行可以更加明确资金投资方向,使这些国家的出口技术复杂度能够得到进一步的提升,也达到《愿景和行动》最终的目的,实现共同发展。

#### 4.2 启示

在认识到“一带一路”沿线国家 6 大板块之间存在差异的同时,积极发挥亚洲基础设施投资银行

(AIIB)的作用,对有效推动“丝绸之路经济带”和“21 世纪海上丝绸之路”的愿景和行动至关重要。首先,可以针对“一带一路”沿线国家 6 大板块间的不同实施差别战略,合理配置亚投行的有限资金,找准侧重点,有区别地实施对外发展援助,使资金能够有效地促进不同国家的出口技术复杂度的进一



步提升。其次,加大基础设施投资,由之前的控制变量的计量结果显示,无论是在整体比较了“一带一路”沿线样本国家的金融发展对出口技术复杂度的影响,还是分别探讨“一带”和“一路”的差异,基础设施对出口技术复杂度的作用都显著为正。在引入金融发展与基础设施的交叉项后,也证实了金

融发展可以通过基础设施这一路径来促进当地出口技术复杂度的提升。因此,完善沿线各国的基础设施水平可以作为亚投行实施外部金融发展援助的主要切入点。最后,鉴于沿线国家多为发展中国家,“一带一路”倡议在推进过程中也应合理甄别风险,对沿线各国应有准确的政府信用评级做参照。

#### 参考文献:

- [1] 齐俊妍,王永进,施炳展,等.金融发展与出口技术复杂度[J].世界经济,2011,34(7):91-118.
- [2] 刘威,杜雪利,李炳.金融发展对中国出口复杂度的影响渠道研究[J].国际金融研究,2018(2):87-96.
- [3] 李玉山,陆远权,王拓.金融支持与技术创新如何影响出口复杂度?——基于中国高技术产业的经验研究[J].外国经济与管理,2019,41(8):43-57.
- [4] 孔祥贞,覃彬雍,刘梓轩.融资约束与中国制造业企业出口产品质量升级[J].世界经济研究,2020(4):17-29+135.
- [5] 毛其淋,方森辉.创新驱动与中国制造业企业出口技术复杂度[J].世界经济与政治论坛,2018(2):1-24.
- [6] 齐俊妍,王晓燕.金融发展对出口净技术复杂度的影响——基于行业外部金融依赖的实证分析[J].世界经济研究,2016(2):34-45+135.
- [7] 盛斌,毛其淋.进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度[J].世界经济,2017,40(12):52-75.
- [8] 刘洪铎,张建武.中国高新技术产业出口产品质量的测度及其跨国比较研究[J].当代财经,2018(2):94-104.
- [9] 许璐.金融结构市场化导向与出口技术复杂度——基于跨国面板数据的实证分析[J].经济问题探索,2017(2):136-143.
- [10] HAUSMANN R, RODRIK D. Economic development as self-discovery[J]. Journal of development Economics, 2003, 72(2): 603-633.
- [11] 韩亚峰,付芸嘉.自主研发、中间品进口与制造业出口技术复杂度[J].经济经纬,2018,35(6):73-79.
- [12] 郑展鹏,王洋东.国际技术溢出、人力资本与出口技术复杂度[J].经济学家,2017(1):97-104.
- [13] 耿晔强,张世铮.产业集聚提升了出口产品质量吗?——来自中国制造业企业的经验证据[J].山东大学学报(哲学社会科学版),2018(1):92-101.
- [14] 龚新蜀,韩俊杰,邱善运,等.产业集聚模式、知识溢出及其对出口技术复杂度影响的异质性[J].产经评论,2019,10(5):5-16.

(上接第42页)

- [7] 徐佳.A公有云公司的核心竞争力评价研究[D].北京:北京工业大学,2019.
- [8] 李绍豪.BW公司的价值链分析与核心竞争力研究[D].北京:北方工业大学,
- [9] 高敏.基于价值链理论的我国国际工程承包企业核心竞争力研究[D].北京:北京交通大学,2020.
- [10] 甘雨晴.基于结构方程模型的工程咨询企业核心竞争力影响因素研究[D].重庆:重庆大学,2019.
- [11] 陈晨,张军伟.基于扎根理论的一流企业核心能力分析[J].全国流通经济,2021(30):46-48.
- [12] YANG L, ZHU X. The research on priority selection of e-commerce agent operation service providers based on Fuzzy-DEMATEL, ANP combination weighting and TOPSIS analysis[J]. Journal of Computational Methods in Sciences and Engineering, 2022(1): 1647-1662.
- [13] 徐雷,李晓红.PPP模式下社会资本选择研究[J].财会通讯,2018(5):14-18+129.
- [14] 侍孝瑞,王远坤,卞锦宇,等.水资源承载力关键驱动因素识别研究[J].南京大学学报(自然科学),2018,54(3):628-636.