

# 数字“一带一路”能否推动中国贸易地位提升

——基于进口依存度、技术附加值、全球价值链位置的视角

姜峰<sup>1</sup>，段云鹏<sup>2</sup>

(1. 北京大学经济学院，北京 100871；

2. 对外经济贸易大学国际经济贸易学院，北京 100029)

**摘要：**利用动态因子分析法对2010~2018年数字“一带一路”发展水平进行测算，并实证检验其与中国贸易地位之间的内在联系。研究发现：数字“一带一路”发展能够显著降低沿线经济体自中国进口产品的交易价格，减少进口贸易成本并提高沿线经济体与中国双边贸易多样性水平，进而提高中国产品在“一带一路”沿线经济体的市场占有率和中国产品出口技术附加值，推动中国在全球价值链地位的攀升，其中中国制造的中间品和消费品效果最为显著。

**关键词：**数字经济；“一带一路”；中介效应；动态因子分析法

[中图分类号] F062.5 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2021)02-0077-17

## 引言

以人工智能、大数据为代表的新一代信息技术正对研发、制造直至最终消费等不同环节进行渗透、改造和重构，开启了数字化生产方式变革的新阶段，而数字经济也成为当前世界各国普遍认可的最具潜力的新经济增长点。因此，在“一带一路”建设过程中，以数字经济带动“一带一路”经济合作、技术交流的趋势日渐明显，数字要素资源高效配置和创新集聚逐渐形成，不断为“一带一路”参与国注入新的动能，助推其实现跨越式发展。

[收稿日期] 2020-11-23

[基金项目] 国家社会科学基金“一带一路”重大专项项目“推动绿色‘一带一路’研究：理论、评价和战略”(18VDL010)；贵州省哲学社会科学重大项目“‘一带一路’倡议与老挝‘变陆锁国为陆联国’战略对接研究”(20GZZB06)；中国博士后科学基金第67批面上资助项目“双边异质性视角下绿色‘一带一路’实践路径与长效驱动研究”(2020M670002)。

[作者简介] 姜峰(1989~)，男，山东青岛人，北京大学经济学院博士后，研究方向：世界经济；段云鹏(1993~)，男，内蒙古锡林郭勒人，对外经济贸易大学国际经济贸易学院博士研究生，研究方向：国际贸易。

那么,数字“一带一路”建设是否推动中国贸易地位提升?若该效应得以证实,其作用机制是什么?对于上述问题,虽然数字经济已逐渐成为“一带一路”经济增长的重要组成部分,但准确评估数字“一带一路”建设对中国全球贸易地位攀升的作用的实证研究还较为匮乏。目前,关于数字经济与中国国际地位的文献更多地是从中国国内产业结构升级的视角进行论证(李忠民等,2014;马述忠等,2018;范鑫,2020)。

本研究的主要贡献与创新之处有以下三个方面:(1)利用动态因子分析法(Dynamic Factor Analysis, DFA)分析法,将主成分分析与时间序列分析相结合,测量了2010~2018年“一带一路”沿线60个经济体和中国的数字经济水平,实现了多主体的动态评价,有效提高了数字“一带一路”评估的科学性与准确性;(2)基于“一带一路”沿线经济体与中国的双边视角,从中国全球贸易地位的“大”和“强”两方面,探究沿线经济体数字经济发展水平与沿线经济体对中国进口贸易依存度、中国出口产品全球技术附加值、中国全球价值链位置的相关关系,以便准确、全面、科学地论证数字“一带一路”对中国全球贸易地位的作用,为国内国际双循环建设及数字“一带一路”发展提供理论依据与实践基础;(3)利用联合国商品贸易统计数据库(UN Comtrade Database)<sup>①</sup>进口产品数据,从双边贸易成本、价格形成和贸易多样性三个方面实证检验数字“一带一路”对中国贸易地位攀升的作用机制,较好地提高了本研究结论的稳健性,为建设数字“一带一路”和中国经济高质量发展提供新思路。

## 一、数字“一带一路”发展水平测算

### (一) 测算方法

本文参考张伯超和沈开艳(2018)、齐俊妍和任奕达(2020)、赵涛等(2020)的研究,基于指标合理性及数据可得性,构建“一带一路”数字经济水平指标体系,涵盖数字交易发展动力、创新研发基础和基础设施建设三个方面(见表1)。

表1 “一带一路”数字经济水平指标体系

一级指标	二级指标	数据来源
基础设施建设	通电率	World Bank <sup>②</sup>
	每百万人安全互联网服务器数	World Bank
	拥有计算机家庭百分比	ITU <sup>③</sup>
	百人移动电话数	ITU
创新研发环境	研发支出占GDP比重	World Bank
	技术合作捐助	World Bank
	居民专利申请数	World Bank
	每百万人R&D研究人员数	World Bank
交易发展动力	互联网使用率	ITU
	信息通信技术进出口贸易年增长率	UNCTAD <sup>④</sup>
	信息通信技术进出口贸易占服务贸易额比重	UNCTAD
	信息通信技术进出口贸易全球占比	UNCTAD

<sup>①</sup>数据来源:联合国商品贸易统计数据库(UN Comtrade Database)。网址:<https://comtrade.un.org/>;访问日期:2020-11-10。

<sup>②</sup>数据来源:World Bank(世界银行)网站。网址:<https://www.shihang.org/zh/home>;访问日期:2020-11-15。

<sup>③</sup>数据来源:ITU(国际电信联盟)网站。网址:<https://www.itu.int/en/ITU-T/Pages/default.aspx>;访问日期:2020-11-10。

<sup>④</sup>数据来源:UNCTAD(联合国贸易和发展会议)网站。网址:<https://unctad.org/statistics>;访问日期:2020-11-08。

现有文献对数字“一带一路”发展水平的测度主要以主成分分析法、熵值赋权法和灰色聚类法三种方法为主(张伯超和沈开艳, 2018; 齐俊妍和任奕达, 2020; 杨路明和刘纪宏, 2020), 该三种方法主要针对截面数据进行降维, 其结果不具有时间纵向可比性, 减弱了结论的合理性。因此, 本文借鉴 Federici 和 Mazzitelli (2005) 的办法, 采用 DFA 的双因素模型, 将主成分分析与时间序列相结, 能够实现多主体的跨期分析与评价, 显著提高测算的科学性, 具体如下:

$$F = F_t^* + (F_{it} + F_i) = F_t + F_t^* \quad (1)$$

式(1)中,  $F_t^*$  为数字经济水平指标体系中各指标的动态平均协方差矩阵;  $F_{it}$  是“一带一路”沿线经济体各时期数字经济指标的平均协方差和方差矩阵, 表明“一带一路”沿线经济体独立于时间变量的相对结构变化;  $F_i$  为单一“一带一路”沿线经济体的动态差异矩阵, 反映“一带一路”沿线经济体整体平均动态变化与单个经济体动态变化之间的差异;  $F$  为“一带一路”沿线经济体整体的协方差和方差矩阵;  $F_t$  反映线性回归模型的动态变化, 回归方程为:

$$\bar{f}_{it} = \alpha_i t + \eta_i + \varphi_{it} \quad (2)$$

式(2)中,  $t$  是年份,  $t = 1, \dots, T$ ;  $i$  是指标,  $i = 1, \dots, I$ ;  $\bar{f}_{it}$  为第  $t$  年“一带一路”沿线经济体的第  $i$  指标的平均值;  $\eta_i$  为常数项;  $\alpha_i$  为  $t$  与  $\bar{f}_{it}$  的估计系数;  $\varphi_{it}$  为干扰项, 且满足以下条件:

$$\text{cov}(\varphi_{jt}, \varphi_{ks}) = \begin{cases} \omega_j = k; & t = s \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

DFA 具体计算步骤可参见蓝庆新和姜峰(2018)的研究。

## (二) 数字“一带一路”发展测算结果

根据 DFA 的计算步骤, 基于累计方差贡献率大于 80% 的原则, “一带一路”数字经济水平指标体系提取 6 个公因子, 可以反映“一带一路”数字经济水平指标体系涵盖的所有现实信息, 以方差贡献率为权重, 计算得出 2010~2018 年中国和“一带一路”沿线 60 个经济体<sup>①</sup>的数字经济水平及动态变化情况。

通过计算结果可以看出, 2010~2014 年“一带一路”沿线经济体中的南亚、东南亚数字经济水平较低, 其中缅甸、柬埔寨、孟加拉国、老挝、不丹、巴基斯坦的数字经济水平最低, 这主要是由于产业结构固化、基础设施落后和经济增长乏力所造成的, 而东欧、北欧、南欧国家凭借大量的研发支出和科研人员数量优势, 数字经济处于较高水平。2015~2018 年“一带一路”沿线数字经济水平较低的经济

<sup>①</sup>60 个“一带一路”沿线经济体具体指: 阿富汗、阿尔巴尼亚、亚美尼亚、阿塞拜疆、巴林、孟加拉国、白俄罗斯、不丹、波黑、保加利亚、柬埔寨、克罗地亚、塞浦路斯、捷克、埃及、爱沙尼亚、格鲁吉亚、希腊、匈牙利、印度、印度尼西亚、伊朗、伊拉克、以色列、哈萨克斯坦、科威特、吉尔吉斯斯坦、老挝、拉脱维亚、黎巴嫩、立陶宛、马来西亚、马尔代夫、摩尔多瓦、蒙古国、黑山、缅甸、尼泊尔、北马其顿、阿曼、巴基斯坦、菲律宾、波兰、罗马尼亚、俄罗斯、塞尔维亚、新加坡、斯洛伐克、斯洛文尼亚、斯里兰卡、巴勒斯坦、叙利亚、塔吉克斯坦、泰国、土耳其、乌克兰、阿联酋、乌兹别克斯坦、越南、也门。

体集中在西亚、南亚地区，其中也门、孟加拉国、巴基斯坦、阿富汗、叙利亚的数字经济水平最低，这主要受限于研发投入、技术人员培养，而以捷克、爱沙尼亚、斯洛文尼亚为首的欧洲国家数字经济依然保持较高的水平，同时中国、新加坡、以色列的数字经济极为突出，发展水平远高于其他“一带一路”沿线经济体。

## 二、理论分析与研究假设

### （一）数字“一带一路”与国际贸易成本

数字经济充分发挥互联网技术的优势，加强了信息的直接获取与快速流通，使得各类经济体能够更节约、更高效地进行平等的合作、竞争与沟通，推动商业结构扁平化，显著减少了各个贸易环节的成本支出。第一，“一带一路”沿线经济体数字经济的互联互通保障了信息通信的及时性、全球性和互动性，极大地提高了信息的便利化水平，有效缓解了国际贸易中的信息不对称问题（Jullien, 2012; Schor, 2017; 黄群慧等, 2019）。第二，数字“一带一路”利用网络化基础设施平台，促进贸易企业摆脱中间分销环节，使得生产与消费匹配更加高效，并且互联网去除了贸易双方的时间制约与空间制约，提高了沟通的效率和频率，降低了贸易双方交流、合作的信息成本及贸易谈判成本（Hagiu, 2012; Freund, 2016）。第三，数字经济在“一带一路”的快速推广显著地改善了沿线经济体物流企业对于数字技术及大数据的利用、分析能力，破除全球贸易的国别界限，降低“一带一路”运输成本，加快沿线经济体物流体系向仓储调控、货物分拣、订单处理的智能化方向转变（李轩和李珮萍, 2020; 齐俊妍和任奕达, 2020）。据此，提出假设1。

假设1：数字“一带一路”发展可以通过减少双边贸易成本对中国贸易地位提升产生积极作用。

### （二）数字“一带一路”与价格形成

一方面，数字经济扩展了贸易企业经营边际，使市场竞争增强，贸易价格的透明度大幅提高。数字“一带一路”建设使得沿线各生产企业可以更加便捷地获取全球竞争动态，导致企业进入或退出国际市场的决定更加迅速，然而新的商业机会、新的消费市场以及互联网商业模式吸引了大量的跨行业企业参与全球贸易竞争（孙杰, 2020）。在同类产品中，融入国际市场的企业越多，竞争激烈程度越高，商品的价格就会越来越低。另一方面，数字经济具有可共享、可复制、无限使用等特点，能够有效降低企业直接转移给消费者的部分固定成本和边际成本，从而导致双边贸易产品价格减低，冲击了传统的成本定价范式（刘洪愧, 2020）。同时，数字技术的运用提高了贸易过程中的监督、跟踪和评价的效率，增强价格透明度，间接抑制了产品不合理定价。由此，提出假设2。

假设2：数字“一带一路”发展能够通过降低产品贸易价格推动中国贸易地位攀升。

### （三）数字“一带一路”与贸易多样性

基于社交媒体、5G、云计算等数字技术的发展，数字“一带一路”通过互联

网降低了贸易双方连接的难度,向处于全球贸易垄断地位的发达经济体跨国企业发起挑战,为“一带一路”沿线发展中经济体中小企业进入国际市场开辟了新渠道,在一定程度上促进区域协同发展,实现“一带一路”资源优化配置(宗良等,2019)。同时,数字“一带一路”不仅使沿线各经济体居民更迅速、更准确地掌握国际产品和服务的信息,而且直接扩大了可交易产品的种类范围,能够为沿线各经济体提供更宽泛的选择空间,提高了消费者福利(李忠民等,2014)。此外,数字经济的高速发展将拓展消费者的产品需求,激发消费增长动力,引起以往生产者单向产品供给向供需双方的实时、交互流动,从而促进“一带一路”市场产品种类增长,挖掘数字经济对消费的拉动作用(赵涛等,2020)。据此,提出假设3。

假设3:数字“一带一路”发展通过拓展国际贸易产品种类加快中国贸易地位提升。

综上所述,数字“一带一路”发展有利于中国贸易地位提升。据此,提出假设4。

假设4:数字“一带一路”发展能够显著提高中国贸易地位。

### 三、实证检验

#### (一) 计量模型构建

本研究的对象是“一带一路”沿线60个经济体,为了有效探究数字“一带一路”建设对中国贸易地位的影响,构建如下模型:

$$IMP_{i,t} = \lambda_1 Digital_{i,t} + \lambda Control_{i,t} + \eta_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, $Digital_{i,t}$ 为时期 $t$ 经济体的数字经济水平; $IMP_{i,t}$ 为时期 $t$ 经济体 $i$ 从中国进口贸易额占经济体 $i$ 全球进口贸易总额的百分比; $Control_{i,t}$ 为控制变量; $\eta_i$ 为经济体固定效应; $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项; $v_t$ 为年份固定效应; $\lambda_1$ 、 $\lambda$ 为估计系数。

为了消除经济体固定效应,将模型调整为:

$$\Delta IMP_{i,t} = \lambda_1 \Delta Digital_{i,t} + \lambda \Delta Control_{i,t} + \Delta v_t + \Delta \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, $\Delta$ 表示长期(五年期)差分项。为了最大限度地利用数据,使用可重叠的5年差分项,并且在国家层面进行聚类分析。

#### (二) 变量描述及数据选取

##### 1. 被解释变量与核心解释变量

本研究的目的是探究“一带一路”沿线经济体数字经济发展水平对中国进口贸易占比的影响。 $IMP_{i,t}$ 表示中国进口贸易占比,作为本文的被解释变量,数据根据UN Comtrade Database的HS 1992年版6位码进口产品贸易数据计算所得; $Digital_{i,t}$ 为本文的核心解释变量,表示“一带一路”沿线经济体数字经济发展状况,数据来源于前文DFA方法计算的数字经济水平指标。

##### 2. 控制变量

控制变量具体包括资源禀赋(*Resource*)、经济发展水平(*Economy*)、外商投资(*FDI*)和市场潜力(*Population*)。*Resource*选取世界银行发展指标(World De-



veloping Indicators) 数据中燃料、矿石和金属出口额占总出口额比重来衡量, 表示东道国的资源禀赋特征。*Economy* 选取世界银行发展指标数据中 2010 年不变价美元人均 GDP 来表示, 用于控制东道国经济发展水平可能存在的非线性影响。*FDI* 源自世界银行的外国直接投资净流入占国内生产总值的比重, 反映东道国外资依存度。*Population* 利用世界银行发展指标数据中劳动力数量来表示东道国的市场发展潜力。本文在构建模型时对 *Population* 进行取自然对数的处理, 以便减弱多重共线性和异方差性的影响。

### (三) 实证结果

#### 1. 国家(地区)层面

表 2 为国家(地区)层面“一带一路”数字经济水平与中国进口贸易占比的 OLS (普通最小二乘法) 回归结果。列(1)和列(2)  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数都大于 0 且通过显著性检验, 表明“一带一路”沿线经济体数字经济水平发展对中国进口贸易占比提高有显著的促进作用, 验证了假设 4。同时, 列(3)和列(4)引入控制变量,  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数依然都显著大于 0, 再次证明了数字“一带一路”能够推动“一带一路”沿线经济体加强对中国的进口贸易依赖性。

此外, 参考黄群慧等(2019)、赵涛等(2020)的研究, 利用“一带一路”沿线经济体 2006 年每百位居民固定电话订阅数为“一带一路”沿线经济体数字经济水平的工具变量。一方面, 数字经济是在传统电话的基础上发展起来的, 因而沿线经济体固定电话的订阅将从消费习惯和通信技术等方面影响数字经济的发展, 满足工具变量与核心解释变量相关的条件; 另一方面, 固定电话的使用逐渐减少, 对沿线经济体经济发展的影响日益降低, 满足排他性, 即工具变量与随机扰动项不相关。然而, 由于面板模式无法利用截面型的工具变量, 因此, 借鉴 Nunn 和 Qian (2014) 的方法, 将 2006 年“一带一路”沿线经济体每百位居民固定电话订阅数与 2010~2018 年“一带一路”沿线经济体互联网使用率形成交互项, 用该交互项的五年期差值作为“一带一路”沿线经济体数字经济水平的工具变量, 具体结果见表 3。结果

表 2 国家(地区)层面数字经济水平与中国进口贸易占比的回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta Digital_{i,t}$	0.0214* (0.013)	0.0211* (0.013)	0.0270* (0.014)	0.0265* (0.014)
控制变量	否	否	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
国家(地区)数	55	55	55	55
样本数	205	205	205	205
R <sup>2</sup>	0.025	0.041	0.133	0.145

注: #、“\*”“\*\*”“\*\*\*”分别表示在 15%、10%、5%和 1%水平上显著; 括号内数值为 OLS 聚类稳健的标准差, 均聚类在国家(地区)维度。下表同。

显示,  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数都大于 0, 且都通过 1% 显著性水平检验, 表明“一带一路”沿线经济体数字经济发展有利于增加中国产品进口占比, 促进中国产品在全球消费市场地位攀升, 也证明了本研究结论的稳健性。同时, 在工具变量法回归后, “工具变量弱识别”和“工具变量识别不足”的假设检验都通过显著性检验, 由此反映工具变量设定有效, 假设 4 合理。

表 3 国家(地区)层面数字经济水平与中国进口贸易占比的 IV-2SLS 回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta Digital_{i,t}$	0.189 8*** (0.054)	0.186 8*** (0.056)	0.161 1*** (0.036)	0.161 9*** (0.039)
控制变量	NO	NO	YES	YES
F-statistic	21.36	19.82	27.90	24.97
年份固定效应	否	是	否	是
Kleibergen-Paap rk LM	2.319 [0.127 8]	2.283 [0.130 8]	3.18 [0.074 7]	3.09 [0.078 7]
Cragg-Donald Wald F statistic	17.64	17.36	22.10	21.26
国家(地区)数	55	55	55	55
样本数	205	205	205	205

注: 方括号内数值为 p 值。

## 2. 产品层面

本文以中国进口产品贸易占比为被解释变量, 从产品层面检验“一带一路”数字经济水平与中国进口贸易占比的相关关系, 结果见表 4。列(1)和列(2)  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数都显著大于 0, 再次证实“一带一路”沿线经济体数字经济水平发展能够带动中国产品进口贸易占比提高。此外, 列(3)和列(4)引入控制变量,  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数依然都显著大于 0, 进一步证明了数字“一带一路”能够拓展中国产品的消费市场。

表 4 产品层面数字经济水平与中国进口贸易占比的回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta Digital_{i,t}$	0.014 6*** (0.005)	0.015 7*** (0.005)	0.021 6*** (0.006)	0.022 2*** (0.005)
控制变量	否	否	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
产品种类数	208 860	208 860	208 860	208 860
样本数	726 095	726 095	726 095	726 095
R <sup>2</sup>	0.000	0.000	0.000	0.000

同时, 采用分位数回归, 对全样本进行多个分位数回归, 从而分析不同数字经

济发展水平对中国贸易地位的推动作用。表5汇报了分位数回归结果。根据表5的回归结果，当“一带一路”沿线经济体的数字经济发展水平增长程度  $\Delta Digital_{i,t}$  高于3/10分位时，东道国数字经济发展水平能够正向激励中国产品进口贸易占比升高，并且自此之后数字经济刺激效用逐渐加强。与此相对，加入控制变量，列(2)~列(5)  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数也都显著大于0，因此，基于产品层面，数字“一带一路”发展能够提升中国产品的市场占有率。

表5 产品层面数字经济水平与中国进口贸易占比的分位数回归结果

项目	(1) $Q=0.15$	(2) $Q=0.30$	(3) $Q=0.50$	(4) $Q=0.75$	(5) $Q=0.90$
$\Delta Digital_{i,t}$	-0.009 2** (0.004)	0.009 4** (0.004)	0.011 4*** (0.004)	0.023 2*** (0.006)	0.067 8*** (0.012)
控制变量	否	否	否	否	否
年份固定效应	是	是	是	是	是
项目	(1) $Q=0.15$	(2) $Q=0.30$	(3) $Q=0.50$	(4) $Q=0.75$	(5) $Q=0.90$
$\Delta Digital_{i,t}$	-0.022 1*** (0.005)	0.010 5** (0.005)	0.015 8*** (0.006)	0.035 8*** (0.007)	0.112 8*** (0.016)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是

#### 四、数字“一带一路”推动中国贸易地位提升机制检验

在实证验证数字“一带一路”对中国进口贸易占比具有显著的促进作用后，为了进一步研究“一带一路”沿线经济体数字经济发展如何影响中国贸易地位变化，本文拟借助中介效应模型来对第三部分理论分析进行机制检验，即验证数字“一带一路”发展是否可以通过减少双边贸易成本、降低双边贸易价格和扩大双边贸易产品种类对中国贸易地位提升产生积极作用，具体中介效应模型如下：

$$\Delta Medium_{i,t} = \alpha_1 \Delta Digital_{i,t} + \alpha \Delta Control_{i,t} + \Delta v_t + \Delta \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\Delta IMP_{i,t} = \gamma_1 \Delta Digital_{i,t} + \gamma_2 \Delta Medium_{i,t} + \gamma \Delta Control_{i,t} + \Delta v_t + \Delta \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(5)和式(6)中， $\Delta$ 表示长期(五年期)差分项； $Medium_{i,t}$ 为时期 $t$ 经济体 $i$ 的中介变量； $\alpha_1$ 、 $\alpha$ 、 $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$ 和 $\gamma$ 均为估计系数。

本文分别选取双边贸易成本(Cost)、贸易产品价格(Price)和贸易产品类别占比(Product)作为中介变量，用于分析国际贸易效率、贸易产品价格和贸易多样性对中国贸易地位的影响。

基于Novy(2013)的模型，对中国与“一带一路”沿线经济体的双边贸易成本(Cost)进行计算，具体如下：



$$Cost_{i,t} = \left( \frac{Export_{ii,t} \times Export_{jj,t}}{Export_{ij,t} \times Export_{ji,t}} \right)^{\frac{1}{2(\theta-1)}} - 1 \quad (7)$$

式(7)中,  $i$ 、 $j$ 分别表示“一带一路”沿线各经济体和中国;  $Export_{ij,t}$ 表示时期  $t$  “一带一路”沿线经济体  $i$  对中国的出口贸易额;  $Export_{ji,t}$ 表示时期  $t$  中国对“一带一路”沿线经济体  $j$  的出口贸易额;  $Export_{ii,t}$ 表示时期  $t$  “一带一路”沿线经济体  $i$  的国内贸易, 参考许统生和梁肖(2016)的方法, 国内贸易具体为国家  $i$  国内贸易 =  $i$  国 GDP -  $i$  国总出口;  $Export_{jj}$ 表示中国的国内贸易, 具体为中国国内贸易 = 中国 GDP - 中国总出口;  $\theta$ 为产品替代弹性, 沿用前人的设置(Milner & McGowan, 2013; Novy, 2013), 将  $\theta$ 取值为8。 $Export$ 数据来自 UN Comtrade Database, GDP数据来自世界银行。

双边贸易产品价格( $Price$ )则选取 UN Comtrade Database 中1992年版2010~2018年“一带一路”沿线经济体与中国 HS 6位码产品进口贸易额除以产品净重量计算得出各产品单位重量的价格, 再加权计算“一带一路”沿线经济体与中国贸易的综合产品价格, 权重是各产品进口贸易额占当年中国进口贸易总额的百分比。

双边贸易产品类别占比( $Product$ )则参考 Benkovskis 和 Wörz(2014)的方法, 选用 UN Comtrade Database 的1992年版 HS 6位码产品贸易数据中2010~2018年“一带一路”沿线经济体从中国进口的产品种类数占沿线经济体从全球进口的产品种类数的百分比来表示。

### (一) 双边贸易成本降低

表6是数字“一带一路”对中国贸易成本缩减效应的估计结果。列(1)  $\Delta Digital_{i,t}$ 的系数小于0, 并通过5%显著水平检验, 表明“一带一路”沿线经济体

表6 双边贸易成本的中介效应检验

因变量	(1) $\Delta Cost_{i,t}$	(2) $\Delta IMP_{i,t}$	(3) $\Delta Cost_{i,t}$	(4) $\Delta IMP_{i,t}$
$\Delta Cost_{i,t}$	—	-0.0304** (0.012)	—	-0.0294** (0.012)
$\Delta Digital_{i,t}$	-0.2204** (0.109)	0.0224* (0.012)	-0.2208** (0.110)	0.0222* (0.013)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是
国家数	55	55	55	55
样本数	205	205	205	205
R <sup>2</sup>	0.189	0.159	0.190	0.170

注: 限于文章篇幅, 未列出产品层面的结果, 备案。

数字经济发展水平的提高对沿线经济体与中国双边贸易成本有显著的抑制作用。列(2)  $\Delta Cost_{i,t}$  的系数也显著小于0,表明“一带一路”沿线经济体与中国双边贸易成本的减少会推动中国进口贸易占比增长。因此,“一带一路”沿线经济体数字经济发展会通过减少与中国的双边贸易成本,提高“一带一路”沿线经济体对中国进口贸易依赖程度,进而扩大中国产品的市场占有率的提升,即研究假设1成立。列(3)和列(4)加入时间固定效应,  $\Delta Digital_{i,t}$  和  $\Delta Cost_{i,t}$  估计系数依然都显著小于0,进一步验证了数字“一带一路”效率改进机制的存在。

### (二) 双边贸易价格减低

表7是数字“一带一路”对中国贸易产品价格抑制效应的估计结果。列(1)  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数显著小于0,表明“一带一路”沿线经济体数字经济发展水平提高有利于中国进口产品价格下降;列(2)  $\Delta Price_{i,t}$  系数为-0.0040,且通过5%显著水平检验,表明“一带一路”沿线经济体从中国进口产品价格减低对中国进口贸易占比增加有显著的推动作用。根据列(1)和列(2)估计结果,数字“一带一路”发展有利于降低中国产品在沿线经济体的进口价格,挖掘“一带一路”沿线经济体对中国产品的消费需求,激励中国产品扩大市场份额,从而推动中国贸易地位的提升,即假设2得证。加入时间固定效应的估计结果参见表7的列(3)和列(4),结论与前文相同,表明假设2具有较强的稳健性。

表7 双边贸易产品价格的中介效应检验

因变量	(1) $\Delta Price_{i,t}$	(2) $\Delta IMP_{i,t}$	(3) $\Delta Price_{i,t}$	(4) $\Delta IMP_{i,t}$
$\Delta Price_{i,t}$	—	-0.0040** (0.002)	—	-0.0040** (0.002)
$\Delta Digital_{i,t}$	-0.5072# (0.325)	0.0250* (0.013)	-0.5115# (0.326)	0.0244* (0.014)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是
国家数	55	55	55	55
样本数	205	205	205	205
R <sup>2</sup>	0.052	0.148	0.055	0.160

注:此处产品层面的产品价格为2010~2018年“一带一路”沿线经济体与中国 UN Comtrade Database 中1992年版HS 6位码产品进口贸易额除以产品净重量计算得出的;限于篇幅,此处未列出产品层面的结果,备案。

### (三) 双边贸易多样性增加

表8是数字“一带一路”对中国贸易多样性促进效应的估计结果。列(1)  $\Delta Digital_{i,t}$  系数显著大于0,表明“一带一路”沿线经济体数字经济发展有利于中

国进口产品多样性的提高。列(2)  $\Delta Product_{i,t}$  系数为 0.0543, 并且通过 5% 显著性水平检验, 表明中国进口产品种类占比每提高 10%, 中国进口贸易占比将提高 0.543%。由此可知, 数字“一带一路”建设通过刺激中国进口产品多样性, 带动中国进口占比增长, 助力中国贸易地位向上攀登。考虑时间固定效应, 列(3)和列(4)的  $\Delta Digital_{i,t}$  和  $\Delta Product_{i,t}$  估计系数都大于 0, 且通过显著性检验, 证明假设 3 的稳健性。

表 8 双边贸易产品类别占比的中介效应检验

因变量	(1) $\Delta Product_{i,t}$	(2) $\Delta IMP_{i,t}$	(3) $\Delta Product_{i,t}$	(4) $\Delta IMP_{i,t}$
$\Delta Product_{i,t}$	—	0.0548** (0.002)	—	0.0543** (0.002)
$\Delta Digital_{i,t}$	0.1123# (0.325)	0.0210* (0.013)	0.1123# (0.326)	0.0204# (0.014)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是
国家数	55	55	55	55
样本数	205	205	205	205
R <sup>2</sup>	0.052	0.158	0.103	0.160

## 五、稳健性检验与扩展性分析

### (一) 指标稳健性

由于中国进口贸易占比仅能反映中国在全球贸易中的规模化优势, 无法全面体现中国全球贸易地位, 因此借鉴 Koopman 等 (2010) 的研究, 从技术水平、全球分工两方面衡量中国贸易地位, 进一步验证数字“一带一路”发展对中国贸易地位的影响。

#### 1. 全球技术附加值

参考 Hidalgo 和 Hausmann (2009) 的反射法对 RCA (显示性比较优势指数) 进行修订, 具体为:

$$A_{s,n} = \frac{1}{A_{s,0}} \sum_d N_{s,d} A_{d,n-1} (n \geq 1) \quad (8)$$

$$A_{d,n} = \frac{1}{A_{d,0}} \sum_s N_{s,d} A_{s,n-1} (n \geq 1) \quad (9)$$

$$RCA_{s,d,t} = \frac{Export_{s,d,t} / \sum_j Export_{s,d,t}}{\sum_s Export_{s,d,t} / \sum_s \sum_j Export_{s,d,t}} \quad (10)$$

其中,  $s$  表示国家(地区);  $d$  表示产品种类; 若  $RCA_{s,d} \geq 1$  则  $N_{s,d} = 1$ ,  $RCA_{s,d} < 1$  则

$N_{s,d} = 0; A_{d,0} = \sum_s N_{s,d}; A_{s,0} = \sum_d N_{s,d}$ 。本文为衡量中国贸易地位,利用 UN Comtrade Database 的 135 个国家 SITC 第二版 3 位码的贸易产品数据,计算了 2010~2018 年的中国出口产品技术附加值  $A_{s,4}$ , 然后以中国对“一带一路”沿线 60 个经济体出口贸易额占中国出口贸易总额的百分比为权重,将中国的  $A_{s,4}$  细分到“一带一路”沿线 60 个经济体,即形成变量  $PRO$ <sup>①</sup>, 以便于评估沿线经济体对中国贸易地位的影响。

表 9 是数字“一带一路”推动中国出口技术附加值增长的估计结果。列 (1)  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数显著大于 0, 表明数字“一带一路”发展有利于中国出口产品技术附加值提升, 推动中国全球贸易地位攀升, 即证明研究假设 4。列 (2)  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数显著为负, 列 (3)  $\Delta Cost_{i,t}$  的系数显著为负, 表明数字“一带一路”发展通过降低与中国的双边贸易成本, 促进中国出口产品技术水平, 即证明研究假设 1。列 (4)  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数显著小于 0, 列 (5)  $\Delta Price_{i,t}$  的系数也显著小于 0, 表明数字“一带一路”的发展有利于降低中国产品贸易价格, 进而带动中国扩大市场占有率, 即证明假设 2 成立。列 (6)  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数显著大于 0, 列 (7)  $\Delta Product_{i,t}$  系数也显著大于 0, 表明数字“一带一路”发展利于中国进口贸易产品种类增多, 推动中国贸易地位提升, 即证明假设 3 成立。

表 9 全球技术附加值检验

因变量	(1) $\Delta \ln PRO_{i,t}$	(2) $\Delta Cost_{i,t}$	(3) $\Delta \ln PRO_{i,t}$	(4) $\Delta Price_{i,t}$	(5) $\Delta \ln PRO_{i,t}$	(6) $\Delta Product_{i,t}$	(7) $\Delta \ln PRO_{i,t}$
$\Delta Digital_{i,t}$	0.1853* (0.107)	-0.2208** (0.110)	0.0576 (0.117)	-0.5115# (0.326)	0.1022 (0.109)	0.1123# (0.070)	0.0667 (0.115)
$\Delta Cost_{i,t}$	—	—	-0.2444*** (0.112)	—	—	—	—
$\Delta Price_{i,t}$	—	—	—	—	-0.0289# (0.019)	—	—
$\Delta Product_{i,t}$	—	—	—	—	—	—	0.4326* (0.248)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
国家数	60	55	55	55	55	55	55
样本数	240	205	205	208	208	205	205
$R^2$	0.196	0.190	0.198	0.055	0.171	0.103	0.181

注: 限于文章篇幅, 未列出产品层面的结果, 备索。

<sup>①</sup>产品层面的  $PRO$  是国家层面的  $PRO$  乘以“一带一路”沿线经济体对中国出口产品贸易额占沿线经济体对中国出口贸易总额的百分比。

## 2. 全球价值链地位

借鉴 Koopman 等 (2010) 的 GVC 地位指数, 利用 UNCTAD-EORA 数据, 测量“一带一路”沿线经济体数字经济对中国全球价值链位置攀升的影响, 具体如下:

$$GVC_{it}^c = \ln\left(1 + \frac{DV_{it}}{VE_t}\right) - \ln\left(1 + \frac{FV_{it}}{VE_t}\right) \quad (11)$$

式 (11) 中,  $GVC_{it}^c$  反映  $t$  时期经济体  $i$  对中国 GVC 地位提升的影响程度, 数值越大, 说明沿线经济体对中国 GVC 位置攀升的影响越高;  $DV_{it}$  表示  $t$  时期中国对沿线经济体  $i$  出口的间接国内附加值;  $FV_{it}$  表示  $t$  时期中国出口所包含的来自沿线经济体  $i$  的间接国内附加值;  $VE_t$  表示以附加值核算的中国的总出口。

表 10 是数字“一带一路”推动中国 GVC 位置上移的估计结果。<sup>①</sup> 列 (1)  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数显著大于 0, 表明数字“一带一路”发展有利于中国 GVC 位置提升, 即证明假设 4 成立。列 (2)  $\Delta Cost_{i,t}$  的系数显著为负, 列 (3)  $\Delta Cost_{i,t}$  的系数显著为负, 表明数字“一带一路”发展有利于降低与中国的双边贸易成本, 促进中国全球价值链地位提升, 即证明假设 1 成立。列 (4)  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数显著小于 0, 列 (5)  $\Delta Price_{i,t}$  的系数也显著小于 0, 表明数字“一带一路”发展通过降低中国产品贸易价格, 进而带动中国 GVC 位置上升, 即证明假设 2 成立。然而, 列 (6)  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数显著大于 0, 但是列 (7)  $\Delta Product_{i,t}$  系数未通过显著性检验, 因而数字“一带一路”发展借助中国进口产品多样性增多影响中国 GVC 地位的作用机制并不明显。

表 10 全球价值链位置检验

因变量	(1) $\Delta GVC_{it}^c$	(2) $\Delta Cost_{i,t}$	(3) $\Delta GVC_{it}^c$	(4) $\Delta Price_{i,t}$	(5) $\Delta GVC_{it}^c$	(6) $\Delta Product_{i,t}$	(7) $\Delta GVC_{it}^c$
$\Delta Digital_{i,t}$	0.0011 <sup>#</sup> (0.001)	-0.3188 <sup>*</sup> (0.175)	0.0013 <sup>#</sup> (0.001)	-0.8167 <sup>**</sup> (0.326)	0.0011 <sup>*</sup> (0.109)	0.0819 <sup>**</sup> (0.035)	0.0024 (0.002)
$\Delta Cost_{i,t}$	—	—	-0.0007 <sup>#</sup> (0.112)	—	—	—	—
$\Delta Price_{i,t}$	—	—	—	—	-0.0005 <sup>#</sup> (0.019)	—	—
$\Delta Product_{i,t}$	—	—	—	—	—	—	-0.0018 (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
国家数	49	44	44	44	44	44	44
样本数	196	168	168	168	168	165	165
$R^2$	0.347	0.238	0.4087	0.072	0.501	0.093	0.112

<sup>①</sup>由于 HS-6 码产品层面全球价值链地位指数难以计算, 因此未从产品层面进行验证。



(二) 方法稳健性

为了克服内生性问题，利用工具变量法关于数字“一带一路”对中国贸易地位提升影响机制进行实证检验，并且分别将  $\Delta IMP_{i,t}$ 、 $\Delta \ln PRO_{i,t}$  作为因变量。选择 2010~2018 年“一带一路”沿线经济体的互联网使用率与 2006 年沿线经济体每百位居民固定电话订阅数交互项的五年期差值作为  $\Delta Digital_{i,t}$  的工具变量，选择  $(\ln Cost_{i,t-1} - \ln Cost_{i,t-3}) \times (\ln Population_{i,t-1} - \ln Population_{i,t-3})$  的交互项为  $\Delta Cost_{i,t}$  的工具变量，选择  $Price_{i,t-3}$  作为  $\Delta Price_{i,t}$  的工具变量，选择滞后五期与滞后四期“一带一路”沿线经济体中国进口产品种类数的自然对数差值作为  $\Delta Product_{i,t}$  的工具变量，具体估计结果见表 11。列 (1)  $\Delta Digital_{i,t}$  的系数和列 (2) 的  $\Delta Cost_{i,t}$  的系数都显著小于 0，表明“一带一路”沿线经济体与中国的双边贸易成本会因数字经济发展而降低，进而提高中国进口贸易占比，增加中国全球技术附加值，推动中国在全球价值链位置提高，加快中国贸易地位攀升。列 (3) 和列 (4) 的  $\Delta Digital_{i,t}$  和  $\Delta Price_{i,t}$  估计系数都小于 0，且通过显著性检验，表明“一带一路”沿线经济体数字经济发展能够通过减少中国产品的进口价格，扩大中国产品的市场占有率及中国出口技术附加值，优化中国在全球价值链的参与程度，刺激中国在全球贸易地位的攀升。列 (5)  $\Delta Digital_{i,t}$  和列 (6)  $\Delta Product_{i,t}$  的系数都显著大于 0，

表 11 方法稳健性检验

项目	(1) $\Delta Cost_{i,t}$	(2) $\Delta IMP_{i,t}$	(3) $\Delta Price_{i,t}$	(4) $\Delta IMP_{i,t}$	(5) $\Delta Product_{i,t}$	(6) $\Delta IMP_{i,t}$
$\Delta Digital_{i,t}$	-0.2007* (0.112)	0.1445*** (0.040)	-1.0426* (0.593)	0.1418*** (0.034)	0.1582** (0.069)	0.0866** (0.040)
$\Delta Cost_{i,t}$	—	-0.1224*** (0.054)	—	—	—	—
$\Delta Price_{i,t}$	—	—	—	-0.0159* (0.009)	—	—
$\Delta Product_{i,t}$	—	—	—	—	—	0.1269** (0.060)
控制变量	是	是	是	是	是	是
F-statistic ( $\Delta Digital_{i,t}$ )	25.01	12.10	25.073	12.71	24.97	15.97
F-statistic ( $\Delta Medium_{i,t}$ )	—	9.57	—	6.03	—	9.04
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM	3.265 [0.0708]	8.059 [0.0045]	3.280 [0.0701]	3.127 [0.0770]	3.091 [0.0787]	3.109 [0.0779]
国家数	55	52	55	55	55	54
样本数	205	190	208	204	205	197

注：方括号内数值为 p 值；限于文章篇幅，未列出以中国出口产品技术附加值 ( $\Delta \ln PRO_{i,t}$ ) 为因变量、以沿线经济体对中国 GVC 地位影响 ( $GVC_i^*$ ) 为因变量及产品层面的结果，备索。

说明数字“一带一路”建设改进中国贸易多样性，助力中国贸易地位攀升。由此，方法稳健性检验的估计结果对本文的4个研究假设进行了更深入的证实。

### (三) 产品异质性分析

根据UNCTAD数据库的产品分类标准，将HS 6位码产品分为中间品、原材料、消费品、资本品四类，进行分样本估计。在对中国进口依赖性方面，数字“一带一路”发展能够有效推动中国制造的中间品、消费品、资本品市场占有率上升，拓展消费需求，而沿线经济体数字经济发展对中国制造业原材料的贸易增长并无显著的影响；在中国全球技术附加值方面，数字“一带一路”发展有利于优化中国制造中间品、消费品的技术水平，增加产品附加值，推动中国向相关产业全球价值链高端位势攀登，而中国出口的原材料、资本品还未享受数字“一带一路”发展的红利。

表 12 产品异质性回归结果

项目	(1) 中间品	(2) 原材料	(3) 消费品	(4) 资本品
$\Delta Digital_{i,t}$	0.023 3*** (0.003)	-0.054 2 (0.060)	0.037 3*** (0.002)	0.025 6*** (0.003)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
产品种类数	78 300	19 208	68 590	41 727
样本数	268 562	62 903	244 360	146 612
R <sup>2</sup>	0.000	0.000	0.005	0.002

注：限于文章篇幅，未列出以中国出口产品技术附加值 ( $\Delta \ln PRO_{i,t}$ ) 为因变量的产品异质性回归结果，备索。

## 六、结论与启示

### (一) 结论

本文首先利用DFA法测算了2010~2018年“一带一路”沿线60个经济体数字经济发展水平，并实证分析了“一带一路”沿线经济体数字经济发展有利于推动中国贸易地位提升，其中中国制造的中间品和消费品最为显著，同时，通过中介效应模型对数字“一带一路”发展影响中国全球贸易地位的理论机制进行检验，发现“一带一路”沿线经济体数字经济发展能够显著降低中国进口贸易成本及中国进口产品交易价格，并提高沿线经济体与中国双边贸易多样性水平，进而提高中国出口产品技术附加值，推动中国产品在“一带一路”沿线经济体占据更大市场份额，促进中国向更高的贸易地位晋升。

## (二) 建议

(1) 中国应联合亚洲基础设施投资银行, 激励数字科技企业积极投身“一带一路”沿线经济体数字化建设, 推广数字化商业应用, 完善数字基础设施, 并且重点向西亚、南亚、中亚的极端贫困地区提供无偿或低息数字经济援助, 提高互联网普及率, 将“一带一路”人口红利转变为消费需求动力, 刺激“一带一路”沿线经济体数字经济发展。

(2) 中国应充分利用在“一带一路”沿线设立的境外产业园、经贸合作区, 借助中国庞大的消费市场、出色的产业配套, 加快工业互联网、智能制造等工业领域与东道国数字经济发展相融合, 探究数字经济型产业园区建设模式, 推动“一带一路”沿线高技术企业国际化进程, 进而推动中国贸易地位升高。

## [参考文献]

- [1] 范鑫. 数字经济发展、国际贸易效率与贸易不确定性[J]. 财贸经济, 2020(8): 145-160.
- [2] 郭家堂, 洛品亮. 互联网对中国全要素生产要素有促进作用吗?[J]. 管理世界, 2016(10): 34-49.
- [3] 黄群慧, 余永泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8): 5-23.
- [4] 蓝庆新, 姜峰. 人口老龄化能否推动低碳竞争力发展? ——基于省级面板数据的实证研究[J]. 经济社会体制比较, 2018(4): 166-173.
- [5] 李轩, 李珮萍. 数字贸易理论发展研究述评[J]. 汉江大学学报(社会科学版), 2020(5): 44-57.
- [6] 李忠民, 周维颖, 田仲他. 数字贸易: 发展态势、影响及对策[J]. 国际经济评论, 2014(6): 131-144.
- [7] 刘洪愧. 数字贸易发展的经济效率与推进方略[J]. 改革, 2020(3): 40-52.
- [8] 马志忠, 房超, 梁银锋. 数字贸易及其时代价值与研究展望[J]. 国际贸易问题, 2018(10): 16-30.
- [9] 齐俊妍, 任奕达. 东道国数字经济发展水平与中国对外直接投资——基于“一带一路”沿线43国的考察[J]. 国际经贸探索, 2020(9): 55-71.
- [10] 孙杰. 从数字经济到数字贸易: 内涵、特征、规则与影响[J]. 国际经贸探索, 2020(5): 87-98.
- [11] 许统生, 梁肖. 中国加总贸易成本的测算及对制造业出口结构的影响[J]. 财贸经济, 2016(3): 123-137.
- [12] 杨路明, 刘纪宏. “一带一路”背景下中东欧国家数字经济发展研究[J]. 学术探索, 2020(9): 95-102.
- [13] 张伯超, 沈开艳. “一带一路”沿线国家数字经济发展就绪度定量评估与特征分析[J]. 上海经济研究, 2018(1): 94-103.
- [14] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展[J]. 管理世界, 2020(10): 65-75.
- [15] 宗良, 林静慧, 吴丹. 全球数字贸易崛起: 时代价值与前景展望[J]. 国际贸易, 2019(10): 58-63.
- [16] BENKOSKIS K, WÖRZ J. How does taste and quality impact on import price? [J]. Review of World Economy, 2014, 150(4): 665-669.
- [17] FEDERICI A, MAZZITELLI A. Dynamic factor analysis with STATA [R]. Milano, 2nd Italian Stata Users Group meeting, 2005.
- [18] FREUND E. Examination of ethical procurement through enterprise examples [J]. Problems of Management in the 21st Century, 2016, 11(1): 29-42.
- [19] HAGIU A. Oxford handbook of the digital economy [M]. Oxford: Oxford University Press, 2012.
- [20] HIDALGO A, HAUSMANN R. The building blocks of economic complexity [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 106(26): 10570-10575.
- [21] JULLIEN B. Oxford handbook of the digital economy [M]. Oxford: Oxford University Press, 2012.
- [22] KOOPMAN R, POWERS W, WEI S. Give credit where credit is due: Tracing value-added in global production

- chains [R]. NBER Working Paper, 2010, No. 16426.
- [23] MILNER C, MCGOWAN D. Trade costs and trade composition [J]. *Economic Inquiry*, 2013, 51(1): 101-121.
- [24] NOVY D. Gravity redux: measuring international trade costs with panel data [J]. *Economic Inquiry*, 2013, 51(1): 101-121.
- [25] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict [J]. *American Economic Review*, 2014, 104(6): 1630-1666.
- [26] SCHOR J B. Does the sharing economy increase inequality within the eighty percent? Findings from a qualitative study of platform providers [J]. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 2017, 10(2): 263-279.

(责任编辑 武 齐)

## Does the Digital “Belt and Road” Promote China’s Trade Status? —From the Perspective of Import Dependence, Technology Added Value, and Global Value Chain Status

JIANG Feng<sup>1</sup>, DUAN Yunpeng<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Peking University, Beijing 100871;

2. School of International Trade and Economics, University of International  
Business and Economics, Beijing 100029)

**Abstract:** This paper uses the Dynamic Factor Analysis (DFA) method to measure the development level of the digital “Belt and Road” from 2010 to 2018, and empirically test its internal connection with China’s trade status. The study found that the development of the digital “Belt and Road” could significantly reduce the transaction price of imported products from China as well as the cost of import trade, and lift the level of diversification of bilateral trade between China and the countries along the route, thereby increasing the market share of Chinese products in the countries along “the Belt and Road” and the added value of Chinese products, and raising China’s global value chain status, especially for intermediate goods and consumer goods made by China.

**Keywords:** Digital Economy; “The Belt and Road”; Mediating Effect; Dynamic Factor Analysis