

# 中国 OFDI、要素禀赋结构与“一带一路” 沿线国家生产率

韦东明<sup>1</sup>, 顾乃华<sup>1 2</sup>

(1. 暨南大学 产业经济研究院, 广东 广州 510632;  
2. 暨南大学 “一带一路”与粤港澳大湾区研究院, 广东 广州 510632)

**摘要:** 立足于外资来源国视角, 强调中国对“一带一路”沿线国家经济发展的积极作用, 并基于 2005—2018 年中国 OFDI 面板数据, 深入考察中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家全要素生产率的影响, 重点探究要素禀赋结构对中国 OFDI 效应的影响作用。研究发现: 中国 OFDI 在整体上对“一带一路”沿线国家生产率具有正向促进作用, 资本、劳动和技术要素禀赋结构是中国 OFDI 影响沿线国家生产率的重要因素; 中国 OFDI 主要通过增强技术进步效应和生产规模效应对沿线国家生产率产生作用。进一步检验发现, OFDI 对较落后沿线国家表现为技术进步和资本积累效应, 而对较发达沿线国家表现为劳动力“防御性创新”效应。异质性检验发现, 国有企业 OFDI 对沿线国家生产率的促进作用更强, 生产率提升效应主要表现在“一路”沿线国家和发展中国家, 且主要源于绿地投资模式和广延边际效应, 同时中国 OFDI 的促进效应集中于资本禀赋相近和技术禀赋差异较大的沿线国家。机制分析发现, 中国 OFDI 通过技术溢出效应、产业结构升级效应和资本要素配置效应等中介机制, 推动沿线国家生产率提升。

**关键词:** “一带一路”倡议; 中国对外直接投资; 全要素生产率; 要素禀赋结构; 外资来源国

**中图分类号:** F113      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1671-9301(2021)01-0070-16

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.01.006

## 一、引言

“一带一路”倡议是新时代下全球经济合作的新路径, 是推动中国与沿线国家参与全球分工、提高经济合作水平的重要战略举措。与此同时, 随着经济全球化深入, 跨国资本、人力等要素加速流动, FDI 越发成为推动“一带一路”沿线国家优化要素配置、实现经济加速发展的重要形式。然而, 伴随着中国与沿线国家经贸关系的深入发展, 关于“一带一路”倡议的质疑论时而出, 认为“一带一路”倡议是为了夺取经济资源而非合作共赢, 从而导致国际社会对“一带一路”建设存在一定疑虑与偏见<sup>[1]</sup>。那么, 中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家经济发展是促进作用, 抑或阻碍作用? 要回答这一问题, 需要深入研判中国 OFDI 对沿线国家生产率影响的理论机制和作用效应, 这对于深入推进“一带一路”倡议, 拓宽中国与沿线国家的投资发展空间具有重要的现实意义。然而, 母国 OFDI 对东道国的作用效应可能并不具有必然性, 其对东道国生产率的作用往往取决于两国要素禀赋结构的

收稿日期: 2020-10-09; 修回日期: 2020-12-22

作者简介: 韦东明(1993—) 男, 广东广州人, 暨南大学产业经济研究院博士研究生, 研究方向为国际投资; 顾乃华(1977—), 男, 江苏响水人, 管理学博士, 暨南大学产业经济研究院研究员、博士生导师, 研究方向为产业经济。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(17ZDA047); 国家社会科学基金重大项目(19ZDA079)

比较优势。因此,只有基于两国要素禀赋结构的互补性比较优势进行对外投资,才有可能实现经济剩余最大化,推动全要素生产率提高,最终实现向发达国家的收敛<sup>[2]</sup>。一国的比较优势由其资本、人力、技术等要素禀赋结构内生决定,若母国和东道国的投资行为符合互补性比较优势,那么两国的要素生产价格均较低,经济体呈现出较强的生产率水平<sup>[3]</sup>。因此,两国的要素禀赋结构差异性是中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家的生产率效应的重要影响因素。基于此,本文构建跨国资本市场的局部均衡模型,研究中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家全要素生产率的作用机制及影响效应,并重点探究要素禀赋结构在中国 OFDI 中的调节作用,为中国对外直接投资提供理论与实践指引。

纵观现有文献,目前关于 FDI 与东道国全要素生产率的研究主要集中于外商投资对本国生产率的影响。大多学者认为,FDI 主要通过技术溢出效应、要素配置效应、竞争效应、关联效应等提高东道国对 FDI 的利用水平,进而促进东道国研发投入、技术创新和技术进步,实现全要素生产率的提高<sup>[4-6]</sup>。而部分学者的研究观点支持“污染天堂”假说,即发展中国家承接来自发达国家的高污染产业,从而制约了发展中国家全要素生产率的发展<sup>[7-8]</sup>。也有部分学者认为,母国通过 OFDI 获取东道国资源要素,巩固母国在全球分工的核心竞争地位,从而制约了东道国经济可持续发展<sup>[9]</sup>。综上所述,学术界关于 FDI 对东道国全要素生产率的影响研究莫衷一是。究其原因可能在于,FDI 对东道国全要素生产率的影响很大程度上依赖于东道国的异质性特征,如经济发展水平、基础设施建设、产业特性等<sup>[10-11]</sup>。更为重要的是,现有文献大多忽略了 FDI 来源国异质性的影响,实际上,不同来源国在区位选择、投资偏好、投资模式等方面的差异也是企业对外直接投资的重要影响因素。因此,本文基于外资来源国视角,探究中国企业对“一带一路”沿线国家全要素生产率的影响具有重要意义。

与此同时,母国和东道国的要素禀赋结构差异的影响也逐渐成为学术界的焦点。母国通过 OFDI 形式推动高生产率要素禀赋进入东道国低生产率部门,促进东道国低生产率部门技术创新,推动经济持续发展<sup>[12]</sup>。然而,目前学界关于两国要素禀赋差异作用效应的研究结论莫衷一是。一方面,部分学者认为,两国间的要素禀赋结构差异较大,从而导致两国要素禀赋匹配程度水平低下,由此造成高投资成本和低配置效率。另一方面,一些学者认为,两国要素禀赋差异化有利于形成互补性比较优势,推动东道国通过学习模仿获得创新性技术和管理经验,从而提升经济体经济水平<sup>[13]</sup>。新结构经济学提出,经济体的最优发展路径依赖于要素禀赋结构,基于相匹配与互补的要素禀赋结构的生产率提升路径才是最适宜的<sup>[3]</sup>。因此,把两国的要素禀赋结构作为切入点,对于分析中国 OFDI 对沿线国家全要素生产率的作用效应极为重要。

中国 OFDI 推进沿线国家全要素生产率增长,促进经济稳定发展,是“一带一路”倡议互惠互利的重要体现,也是对“一带一路”倡议质疑论调的有效驳斥。现有关于“一带一路”倡议效应的研究,主要聚焦于从宏观层面分析中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家产业结构、绿色经济增长的影响<sup>[14-15]</sup>。现有研究对“一带一路”倡议的积极作用做出了有益探索,但是鲜有文献具体考察企业投资行为和要素禀赋结构对沿线国家生产率的积极作用。因此,本文基于“一带一路”沿线国家的研究视角,深入考察中国 OFDI 对沿线国家生产率的影响作用,并重点探究要素禀赋结构对中国 OFDI 作用的调节效应。

本文的边际贡献在于:在研究视角上,以往研究集中于对外商直接投资的溢出效应进行分析,鲜有研究主要关注 FDI 来源国投资行为对东道国的促进作用,而本文立足于 FDI 来源国视角,深入考察中国 OFDI 对沿线国家的全要素生产率效应,强调中国对“一带一路”沿线国家经济发展的积极作用,这是对以往 OFDI 理论的拓展。在研究内容上,本文将 OFDI、要素禀赋结构和生产率三者联系起来,从资本、人力、技术等要素禀赋结构方面,全面考察中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家生产率的调节效应。同时,本文还探究技术溢出、产业结构升级以及资本要素配置对中国 OFDI 作用的影响机制,为深刻认识中国 OFDI 和沿线国家生产率提供基础依据。在研究方法上,本文构建局部均衡理论模型进行机制考察,并基于非期望产出构建四阶段 Bootstrap-DEA-Malmquist 指数对沿线国家生产率

进行识别,为深入推进“一带一路”倡议提供新的经验证据。

## 二、理论分析

本文基于 Sasaki and Koga<sup>[16]</sup>和王恕立等<sup>[17]</sup>的理论框架,构建一个结合产品技术特征和对外直接投资的局部均衡模型,考察中国 OFDI 与要素禀赋结构对“一带一路”沿线国家生产率的作用机制。

假设存在资本禀赋优势国家  $X$  和劳动禀赋优势国家  $Y$ ,均使用资本  $K$  和劳动  $L$ ,并根据本国的相对要素禀赋优势生产产品。同时,设定产品技术水平  $q$  的取值范围为  $[q_0, q_1]$ ,假设两国的产品技术水平取决于各自的资本-劳动投入比  $k_i(q)$  ( $i = X, Y$ ),则有:

$$k_i(q) = e^{aq} \quad (a > 0, q \in [q_0, q_1]) \quad (1)$$

公式(1)中  $i$  等于  $X$  或  $Y$ ,  $a$  为常数。

假定劳动力价格为  $w_i$ ,资本价格为  $p_i$ ,则  $w_X > w_Y, p_X < p_Y$ 。假设在国际上两国劳动力的流动受一定条件的限制,即  $w_i$  为常数。资本要素可跨境自由流动,且产品生产的资本需求量取决于资本价格,供给量取决于资本价格和其他因素  $z$ ,则有:

$$D_{i,K}(p_i) = S_{i,K}(p_i, z) \quad (2)$$

基于劳动力和资本要素价格,两国产品的边际生产成本可表示为:

$$MC_i(q) = k_i(q) p_i + w_i \quad (3)$$

当两国产品进行自由贸易时,存在一个产品技术水平  $q^*$ ,使得两国产品的边际生产成本相等,即  $MC_X = MC_Y$ ,则有:

$$q^* = \frac{1}{a} \ln \frac{w_X - w_Y}{p_Y - p_X} \quad (a > 0, q \in [q_0, q_1]) \quad (4)$$

假设资本禀赋优势国家  $X$  通过对外直接投资的方式将一定数量的资本( $K'$ ) 投资到劳动禀赋优势国家  $Y$ 。当资本( $K'$ ) 流入劳动禀赋优势国家  $Y$  之后,劳动禀赋优势国家  $Y$  的资本供需平衡就可以进一步表示为:

$$D_{Y,K}(p_Y) = S_{Y,K}(p_Y, K') \quad (5)$$

公式(5)关于  $K'$  求一阶导数后可得:

$$\left( \frac{dD_{Y,K}}{dp_Y} - \frac{\partial S_{Y,K}}{\partial p_Y} \right) \frac{dp_Y}{dK'} = \frac{\partial S_{Y,K}}{\partial K'} \quad (6)$$

因为  $\frac{dD_{Y,K}}{dp_Y} < 0, \frac{\partial S_{Y,K}}{\partial p_Y} > 0$ , 则  $\frac{\partial S_{Y,K}}{\partial K'}$  与  $\frac{dp_Y}{dK'}$  的正负符号相反,即随着资本禀赋优势国家对外直接投资的流入,在产品生产过程中,劳动禀赋优势国家资本供给量的增加将会使得要素禀赋结构发生变化,资本要素价格降低,而资本禀赋优势国家资本供给量的减少将促进资本要素价格提高。本文假定对外直接投资的流入使得劳动禀赋优势国家资本要素价格  $p_Y$  下降到  $p'_Y$ ,而资本禀赋优势国家的资本要素价格  $p_X$  上升到  $p'_X$ 。可得:

$$q^* < q'^* \quad (q_0 \leq q^* < q'^* \leq q_1) \quad (7)$$

随着资本禀赋优势国家  $X$  将一部分资本要素以对外直接投资的形式投入劳动禀赋优势国家  $Y$ ,正向溢出效应产生,从而提升了产品技术水平( $q^* \rightarrow q'^*$ ),使劳动禀赋优势国家  $Y$  在生产产品时具备了一定的成本优势。基于公式(3)可知,劳动禀赋优势国家  $Y$  资本要素价格的下降,以及产品技术水平的提升,进一步降低了劳动禀赋优势国家  $Y$  产品生产的边际成本,同时推动劳动禀赋优势国家  $Y$  的要素结构优化升级(见图1)。

进一步地,在 Melitz<sup>[18]</sup>模型的分析框架中,异质性是国家之间的关键性特征。每个国家均可基于唯一的劳动力要素和资本要素生产具有异质性的产品,即产品成本由资本要素和劳动力要素构成。设定国家的产品生产数量为  $q$  则成本函数为:

$$C = \frac{q}{\Omega} + f, \Omega > 0 \quad (8)$$

其中  $\Omega$  为国家的生产率,代表异质性特征;  $f$  为生产固定成本。其边际成本为  $1/\Omega$ 。由此可见,一国更高的生产率意味着更低的生产边际成本,也意味着获得更高的产品技术。因此,母国对外直接投资流入东道国,通过要素禀赋结构的优化调整,提升了东道国产品技术水平,降低了产品边际生产成本,进而可以提高生产率水平,即产生正向生产率溢出效应。

### 三、研究设计

#### (一) 研究方法

本文基于 Coe and Helpman<sup>[19]</sup> 的投资溢出模型,以要素禀赋结构作为中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家生产率提升的机制,采用多维面板固定模型进行检验。实证模型如下:

$$TFP_{ijt} = \alpha + \beta_1 OFDI_{ijt} + \beta_2 Endow_{ijt} + \beta_3 OFDI_{ijt} \times Endow_{ijt} + X' \varphi + v_{it} + \lambda_{jt} + \theta_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

式(9)中,  $OFDI_{ijt}$  表示中国对沿线国家  $i$  在行业  $j$  年份  $t$  的 OFDI 情况。其中,采用 OFDI 总额 ( $Invall$ ) 与 OFDI 次数 ( $Invnum$ ) 分别作为对外直接投资规模的变量。 $TFP_{ijt}$  代表“一带一路”沿线国家生产率。 $Endow_{ijt}$  代表中国与沿线国家的要素禀赋结构距离。 $X'$  为一系列控制变量。本文使用聚类稳健标准误。

#### (二) 全要素生产率测算

全要素生产率测算方法主要为索洛剩余法和数据包络分析法。索洛剩余法需要很强的基础假设,可能难以全面反映经济体全要素生产率的真实状况。因此,本文借鉴 Simar and Wilson<sup>[20]</sup> 的经验做法,构建四阶段 Bootstrap-DEA-Malmquist 指数以衡量沿线国家的生产率,这不仅能够克服索洛剩余法的缺陷,还可以解决传统 DEA 模型中的随机扰动和外部环境影响问题<sup>[21]</sup>。

第一阶段中,本文借鉴 Fare et al.<sup>[22]</sup> 的经验,构建 DEA-Malmquist 全要素生产率增长指数如下:

$$M(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \left[ \frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)} \times \frac{D^{t+1}(x^t, y^t)}{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right] \quad (10)$$

其中,  $x^{t+1}, x^t$  为投入要素,  $y^{t+1}, y^t$  为产出,  $D(\cdot)$  为决策单元。若生产率指数大于 1, 生产率将正向增长,反之则相反。

第二阶段中,本文建立随机前沿模型,对投入松弛变量进行分解,可得:

$$S_{ij} = f_i(E_j, \beta_i) + v_{ij} + u_{ij}, i = 1, 2, \dots, m, j = 1, 2, \dots, N \quad (11)$$

其中,  $S_{ij}$  表示决策单元  $j$  的第  $i$  个投入松弛变量,  $E_j$  为环境变量,  $\beta_i$  为外部环境因素参数。 $N$  为决策单元,  $m$  为投入,  $v_{ij}$  为误差项,  $u_{ij}$  代表投入效率和管理效率的作用,且两者独立分布。

整理决策单元投入项后可得:

$$X_{ij}^* = [\max_j(\beta_i^* E_j) - \beta_i^* E_j] + [\max_j(v_{ij}^*) - v_{ij}^*] + X_{ij} \quad (12)$$

其中,  $X_{ij}$  为原值,  $X_{ij}^*$  为调整值。  $[\max_j(\beta_i^* E_j) - \beta_i^* E_j]$  表示外部环境因素调整,  $[\max_j(v_{ij}^*) - v_{ij}^*]$  表示随机干扰调整。

第三阶段中,本文根据投入调整变量和原始产出变量,对第一阶段的 DEA-Malmquist 全要素生产率增长指数进行重新测算。

第四阶段中,本文在第三阶段的 DEA-Malmquist 全要素生产率增长指数中引入 Bootstrap 重复抽

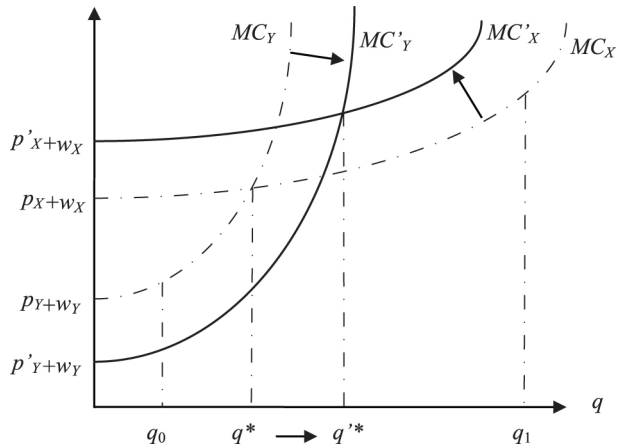


图1 要素流动与边际成本曲线

样法,旨在缓解样本异质性的干扰。通过第三阶段计算得出的全要素生产率指数进行平滑处理,并进行初始投入样本调整和重新测算,从而得到 Bootstrap-DEA-Malmquist 估计量。重复进行多次 Bootstrap 抽样进行偏误修正,从而得到基于四阶段 Bootstrap-DEA-Malmquist 指数的全要素生产率。

(三) 样本与变量测量

1. 被解释变量 “一带一路”沿线国家生产率(*TFP*)。本文使用基于四阶段 Bootstrap-DEA-Malmquist 生产率指数进行测量。由于全要素生产率具有动态性,因此将沿线国家生产率以 2005 年为基期转化为累积增长指数。本文以资本存量、劳动力人口、能源投入作为投入变量,期望产出为国内生产总值,非期望产出为 CO<sub>2</sub> 排放量<sup>[23]</sup>。其中,资本存量以 2005 年为基期,设定折旧率为 6%;国内生产总值以 2005 年为基期,采用 GDP 平减指数折算。数据来源于世界银行和国际能源署。

2. 核心解释变量:(1) 中国企业对“一带一路”沿线国家的投资总额(*Invall*) 和投资次数(*Invnum*)。具体数据来源于“中国全球投资跟踪”数据库。该数据库已被广泛用于中国企业 OFDI 与“一带一路”沿线国家的经济研究中<sup>[24-25]</sup>。截至 2018 年 12 月,该数据库共收集了 2005 年以来中国企业在 152 个国家的 3 353 笔投资,涉及 14 个产业。其中,数据库也包含了中国对 64 个“一带一路”沿线国家的 1 506 笔投资,基本可以反映中国对沿线国家的投资现状。值得注意的是,该数据库仅搜集 1 亿美元以上的投资交易,但由于中国对“一带一路”沿线国家投资主要以大型投资项目为主,因而采用该数据库的投资数据契合目前中国对“一带一路”沿线国家投资以“大型项目”推进的发展特征,从而能够提高研究可信度<sup>[26]</sup>。因此,本文将中国企业投资数据加总于行业层面,构建 2005—2018 年 64 个沿线国家 14 个产业的三维平衡面板数据。(2) 要素禀赋结构距离(*Endow*)。本文使用资本、劳动力和技术要素衡量一国的要素禀赋<sup>[27]</sup>。其中,资本要素禀赋结构距离(*KD*),以中国和沿线国家在资本存量和从业劳动力人数的比值差来衡量<sup>[28]</sup>。劳动力要素禀赋结构距离(*LD*),由于本文更为注重劳动力质量效应,因此以两国接受过高等教育人数的比例差衡量<sup>[29]</sup>。技术要素禀赋结构距离(*TD*) 以两国研发人员密度差来衡量<sup>[30]</sup>,公式为  $D[\rho(ts_{ij})] = [|\rho(ts_{iu}) - \rho(ts_{ji})| + 1]^\rho$ , 其中  $\rho(ts)$  为研发人员密度函数,表示研发人员的数量/每百万人。

3. 控制变量:(1) 制度环境(*INS*) 采用世界银行发布的全球治理指标的指标平均值进行衡量<sup>[31]</sup>。(2) 人均生产总值(*PGDP*) 采用国内生产总值的人均值衡量。(3) 自然资源(*RES*) 以矿物和金属出口占比来测量。(4) 创新能力(*RD*) 采用研发支出进行衡量。(5) 市场自由度(*OPEN*) 采用美国传统基金会发布的经济自由度指数进行测度<sup>[32]</sup>。部分变量基于数据形式做相应的对数化处理。表 1 为变量描述性统计。

表 1 变量描述性统计

变量	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
全要素生产率	<i>TFP</i>	12 544	1.029 9	0.020 8	0.966 1	1.357 2
对外投资额(对数)	<i>Invall</i>	12 544	0.466 4	1.654 1	0	9.843 8
对外投资次数	<i>Invnum</i>	12 544	0.120 1	0.519 2	0	10
资本结构距离(对数)	<i>KD</i>	12 544	7.950 2	1.246 1	3.147 0	11.590 1
劳动力结构距离(对数)	<i>LD</i>	12 544	2.803 8	0.918 2	0.015 8	4.435 7
技术结构距离(对数)	<i>TD</i>	12 544	1.502 2	1.967 9	0.036 6	12.476 2
制度环境	<i>INS</i>	12 544	-0.191 5	0.740 2	-1.993 7	1.697 8
人均生产总值(对数)	<i>PGDP</i>	12 544	8.584 5	1.310 2	5.510 4	11.391 5
东道国自然资源	<i>RES</i>	12 544	0.064 4	0.115 0	0.000 3	0.769 1
东道国创新能力(对数)	<i>RD</i>	12 544	11.905 3	2.064 8	4.672 8	16.130 9
东道国市场自由度(对数)	<i>OPEN</i>	12 544	4.074 5	0.155 7	3.524 3	4.493 1

四、实证结果分析

(一) 基准回归

基准回归结果如表 2 所示。其中,模型(1)至模型(3)的解释变量是 OFDI 总额(*Invall*),模型(4)至模型(6)的解释变量是 OFDI 次数(*Invnum*)。可以发现,在模型(1)和模型(4)中解释变量 OFDI 的估计系数均显著为正,且分别为 0.136 和 0.262,说明了中国 OFDI 投资额每提高 1% 将促使“一带一路”沿线国家生产率提升 13.6%,中国 OFDI 投资次数每提高一个标准单位将推动沿线国家

生产率提升 26.2%。这也说明了中国 OFDI 对沿线国家经济发展具有积极作用,可见关于“一带一路”倡议的“质疑论”缺乏经验证据支持。

模型(2)和模型(5)考虑了中国与沿线国家在要素禀赋结构上的差异性,发现要素禀赋结构距离( $KD$ 、 $LD$ 、 $TD$ )的系数均显著为正,这说明了中国和东道国的要素禀赋结构是影响沿线国家生产率的重要因素。模型(3)和模型(6)添加了核心解释变量  $OFDI$  与要素禀赋结构距离( $KD$ 、 $LD$ 、 $TD$ )的交互项,发现交互项的系数均显著为正。这意味着中国与“一带一路”沿线东道国的要素禀赋结构距离越大,中国 OFDI 对沿线国家的全要素生产率提升作用越强,表明了中国 OFDI 对东道国全要素生产率的提升作用遵循两国的互补性“比较优势”路径。中国与沿线国家的要素禀赋结构距离加大,有利于推动沿线国家通过 FDI 从中国获得劳动力、资本和技术等高需求和相适应的要素禀赋,从而提升要素禀赋

的利用效率,这与以往的研究具有一致性<sup>[33]</sup>。另外,从要素禀赋结构影响而言,相较于资本要素和劳动力要素,技术要素禀赋结构距离对中国 OFDI 促进作用的影响更强烈。这说明了中国 OFDI 主要通过技术禀赋的调节效应对东道国全要素生产率产生正向影响,在两国技术禀赋距离较大时,FDI 技术溢出会进一步实现生产率的快速上升。

在控制变量上,人均生产总值( $PGDP$ )提高对生产率具有积极影响,这是由于一国经济发展水平与其全要素生产率具有相互促进的作用,经济体的发展水平越高,则其所形成的经济环境、政治环境越有利于一国全要素生产率的提升,而一国全要素生产率提升过程中的技术创新、要素配置也会反作用于经济发展。创新能力( $RD$ )的系数显著为正,说明科技创新能力提高显著促进了沿线国家生产率提升。经济自由度( $OPEN$ )对沿线国家生产率具有正向效应,说明经济自由度提高有利于沿线国家获取新技术,从而提升产业部门生产率<sup>[34]</sup>。

为考察中国 OFDI 的传导作用,本文把全要素生产率分解为技术进步变化指数( $TC$ )、规模效率变化指数( $SEC$ )、纯技术效率变化指数( $PTEC$ )。表 3 实证结果显示,解释变量  $OFDI$  对沿线国家的技术进步( $TC$ )和规模效率( $SEC$ )具有显著的促进作用,而对纯技术效率( $PTEC$ )不具有显著的影响,可见中国 OFDI 对沿线国家生产率的影响主要依靠技术进步( $TC$ )和规模效应( $SEC$ )。

表 2 基准回归结果

	Invall			Innum		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$OFDI$	0.136*** (0.029)	0.114*** (0.033)	0.102** (0.051)	0.262*** (0.023)	0.196*** (0.036)	0.078* (0.041)
$OFDI \times KD$			0.051*** (0.018)			0.057*** (0.020)
$OFDI \times LD$			0.121** (0.058)			0.150** (0.070)
$OFDI \times TD$			0.186*** (0.061)			0.158*** (0.051)
$KD$		0.010*** (0.001)	0.010*** (0.003)		0.010*** (0.001)	0.010*** (0.003)
$LD$		0.032*** (0.007)	0.026*** (0.008)		0.031*** (0.007)	0.027*** (0.010)
$TD$		0.142*** (0.011)	0.102*** (0.018)		0.131*** (0.016)	0.106*** (0.028)
$INS$	0.016* (0.009)	0.014 (0.009)	0.009 (0.009)	0.016* (0.009)	0.012 (0.009)	0.008 (0.009)
$PGDP$	0.044*** (0.005)	0.034*** (0.004)	0.034*** (0.004)	0.041*** (0.005)	0.034*** (0.004)	0.034*** (0.004)
$RD$	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)
$RES$	0.058 (0.053)	0.053 (0.052)	0.053 (0.052)	0.058 (0.053)	0.053 (0.052)	0.053 (0.052)
$OPEN$	0.058*** (0.015)	0.063*** (0.015)	0.064*** (0.015)	0.058*** (0.015)	0.062*** (0.015)	0.064*** (0.015)
$Cons$	0.868*** (0.011)	0.870*** (0.010)	0.870*** (0.010)	0.868*** (0.011)	0.870*** (0.010)	0.869*** (0.010)
国家-年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.721	0.724	0.724	0.721	0.724	0.724
N	12 544	12 544	12 544	12 544	12 544	12 544

注:\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$ ;括号中为聚类稳健标准误。

对于要素禀赋结构而言,在技术进步模型中,解释变量 *OFDI* 与资本、劳动力和技术要素禀赋结构距离 (*KD*、*LD*、*TD*) 的交互项系数均显著为正,这说明了随着资本、劳动力和技术要素禀赋结构距离增大,中国 *OFDI* 对沿线国家的技术进步效应加大,主要表现为资本、熟练劳动力和技术的引进。在规模效应模型中,交互项 *OFDI* × *TD* 的系数均显著为正,说明了随着技术要素禀赋结构距离增大,中国 *OFDI* 对沿线国家的生产规模效应逐步提升,主要表现为技术设备大量引进,从而扩大生产规模。在纯技术效率模型中,*OFDI* 与要素禀赋结构距离的交互项均不显著,说明中国 *OFDI* 并不通过纯技术效率提升沿线国家生产率。可能的原因在于,一方面,“一带一路”沿线国家大多为发展中国家,往往存在制度缺陷和粗放式增长模式所导致的效率损失问题,使 *FDI* 流入对沿线国家资源利用效率贡献不足,甚至存在资源闲置。另一方面,发展中国家优先通过技术引进形成适配性比较优势,从而产生规模效应<sup>[35]</sup>,而经济体的最优技术进步路径取决于要素禀赋结构距离,持续性要素禀赋结构距离使 *FDI* 的技术进步效应对提升东道国生产率的影响更为重要。

(二) 稳健性检验

1. 更换被解释变量。本文测算了沿线国家劳动生产率、资本生产率和索洛剩余指数,以替代被解释变量进行检验。表 4 实证结果显示,解释变量 *OFDI* 的回归系数均显著为正,说明了中国 *OFDI* 的促进作用具有稳健性。另外,交互项 *OFDI* × *KD*、*OFDI* × *LD*、*OFDI* × *TD* 的系数均显著为正,也验证了要素禀赋结构对中国 *OFDI* 的促进效应具有调节效应。

表 3 全要素生产率分解效应

	TC		SEC		PTEC	
	<i>Invall</i>	<i>Innum</i>	<i>Invall</i>	<i>Innum</i>	<i>Invall</i>	<i>Innum</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>OFDI</i>	0.130*** (0.017)	0.086*** (0.031)	0.115*** (0.023)	0.078** (0.033)	0.016 (0.013)	0.013 (0.010)
<i>OFDI</i> × <i>KD</i>	0.049*** (0.015)	0.063*** (0.016)	0.056 (0.042)	0.069 (0.048)	0.065 (0.012)	0.025 (0.038)
<i>OFDI</i> × <i>LD</i>	0.143*** (0.050)	0.126*** (0.040)	0.012 (0.011)	0.028 (0.032)	0.012 (0.008)	0.014 (0.015)
<i>OFDI</i> × <i>TD</i>	0.230** (0.075)	0.228*** (0.061)	0.103** (0.043)	0.134** (0.066)	0.012 (0.010)	0.026 (0.031)
<i>KD</i>	0.018*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.013*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
<i>LD</i>	0.027*** (0.004)	0.027*** (0.004)	0.020*** (0.002)	0.020*** (0.002)	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)
<i>TD</i>	0.080*** (0.025)	0.109*** (0.036)	0.053*** (0.014)	0.061*** (0.021)	0.007** (0.003)	0.007** (0.003)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.741	0.741	0.709	0.709	0.730	0.730
N	12 544	12 544	12 544	12 544	12 544	12 544

注:\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$ ;括号中为聚类稳健标准误。

表 4 稳健性检验:更换被解释变量检验

	劳动生产率		资本生产率		索洛剩余指数	
	<i>Invall</i>	<i>Innum</i>	<i>Invall</i>	<i>Innum</i>	<i>Invall</i>	<i>Innum</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>OFDI</i>	0.197*** (0.049)	0.234*** (0.065)	0.167** (0.056)	0.185** (0.062)	0.064*** (0.021)	0.103*** (0.021)
<i>OFDI</i> × <i>KD</i>	0.046*** (0.016)	0.052** (0.025)	0.064*** (0.023)	0.048* (0.028)	0.057*** (0.013)	0.066*** (0.010)
<i>OFDI</i> × <i>LD</i>	0.052** (0.025)	0.048** (0.023)	0.030*** (0.008)	0.072*** (0.022)	0.070*** (0.024)	0.090*** (0.025)
<i>OFDI</i> × <i>TD</i>	0.198*** (0.048)	0.109* (0.056)	0.138*** (0.047)	0.200*** (0.109)	0.179*** (0.011)	0.261*** (0.013)
<i>KD</i>	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.013*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.010*** (0.003)	0.007** (0.004)
<i>LD</i>	0.014*** (0.005)	0.013*** (0.003)	0.014*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.020*** (0.004)	0.012*** (0.004)
<i>TD</i>	0.023*** (0.003)	0.023*** (0.003)	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.007** (0.003)	0.015*** (0.003)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.825	0.825	0.778	0.777	0.524	0.538
N	12 544	12 544	12 544	12 544	12 544	12 544

注:\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$ ;括号中为聚类稳健标准误。

2. 更换对外投资数据。由于“中国全球投资跟踪”数据库集中于大型投资项目,回归结果可能有偏,因此本文基于《中国对外直接投资统计公报》整理的中国对沿线国家的投资存量和流量数据,构建“国家-年份”的面板数据,采用双向固定效应模型进行验证。表5实证结果显示,本文的基本结论依然稳健。

3. 分位数回归。考虑到本文结论可能受到样本极端值的影响,本文采用分位数回归估计法,选定沿线国家生产率在 $\theta = 0.25, 0.50, 0.75$ 的样本进行分析。实证结果如表6所示,解释变量OFDI的系数显著为正,且其回归系数大小依次递减。这表明了中国OFDI的作用具有异质性:对于低生产率水平国家,中国OFDI的促进效应更强;而对于高生产率水平的国家,中国OFDI的促进效应相对较弱。同时,交互项 $OFDI \times KD$ 、 $OFDI \times LD$ 、 $OFDI \times TD$ 的系数均显著为正,其中交互项 $OFDI \times KD$ 、 $OFDI \times TD$ 的回归系数大小横向递减,交互项 $OFDI \times LD$ 的回归系数大小横向递增。这表明了在生产率增长水平较低的东道国,资本和技术要素禀赋结构距离对中国OFDI促进效应的影响更强,而在生产率增长水平较高的东道国,劳动要素禀赋结构距离对中国OFDI促进效应的影响更强。原因可能在于,生产率较低的国家大多为发展中国家,而沿线国家吸收FDI促进生产率提升主要表现为技术进步和资本积累的影响,技术进步的回报也体现于资本回报中,从而促使发展中国家的资本和技术要素的边际产出高于其他生产要素<sup>[33]</sup>。而劳动禀赋结构对全要素生产率较高的国家具有更强影响的原因,可归结于“防御性创新”效应,即具有一定创新能力的国家通过增加人力资本,以应对其他后发国家的创新竞争<sup>[38]</sup>。

表5 稳健性检验:更换对外投资数据检验

	OFDI 存量			OFDI 流量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OFDI	0.226*** (0.072)	0.204*** (0.076)	0.172** (0.087)	0.258*** (0.066)	0.225*** (0.075)	0.180** (0.091)
OFDI × KD			0.088*** (0.017)			0.070*** (0.018)
OFDI × LD			0.172*** (0.050)			0.111*** (0.042)
OFDI × TD			0.257*** (0.064)			0.241*** (0.059)
KD		0.017** (0.008)	0.011*** (0.004)		0.012** (0.005)	0.013 (0.008)
LD		0.029*** (0.007)	0.024** (0.011)		0.020*** (0.004)	0.014** (0.007)
TD		0.129*** (0.036)	0.090** (0.046)		0.145*** (0.045)	0.082* (0.049)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.740	0.568	0.487	0.718	0.540	0.415
N	896	896	896	896	896	896

注:\*\*\*表示 $p < 0.01$ ,\*\*表示 $p < 0.05$ ,\*表示 $p < 0.1$ ;括号中为聚类稳健标准误。

表6 稳健性检验:分位数回归

	Invall			Innum		
	$\theta = 0.25$	$\theta = 0.50$	$\theta = 0.75$	$\theta = 0.25$	$\theta = 0.50$	$\theta = 0.75$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OFDI	0.120*** (0.047)	0.117** (0.061)	0.084** (0.040)	0.091*** (0.027)	0.067*** (0.016)	0.063*** (0.015)
OFDI × KD	0.094** (0.046)	0.087** (0.043)	0.044** (0.023)	0.051* (0.028)	0.043** (0.024)	0.037* (0.020)
OFDI × LD	0.052** (0.022)	0.088*** (0.026)	0.145*** (0.049)	0.054** (0.028)	0.111*** (0.036)	0.170*** (0.042)
OFDI × TD	0.210*** (0.062)	0.168*** (0.056)	0.094*** (0.047)	0.152*** (0.056)	0.135*** (0.049)	0.084** (0.040)
KD	0.025** (0.011)	0.013*** (0.004)	0.007** (0.003)	0.019*** (0.007)	0.010* (0.006)	0.006** (0.003)
LD	0.016*** (0.001)	0.021*** (0.002)	0.026*** (0.002)	0.026*** (0.002)	0.016*** (0.001)	0.021*** (0.002)
TD	0.131*** (0.015)	0.081*** (0.009)	0.032** (0.016)	0.131*** (0.015)	0.091*** (0.009)	0.033** (0.015)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.719	0.694	0.640	0.750	0.644	0.550
N	12 544	12 544	12 544	12 544	12 544	12 544

注:\*\*\*表示 $p < 0.01$ ,\*\*表示 $p < 0.05$ ,\*表示 $p < 0.1$ ;括号中为聚类稳健标准误。



4. 内生性检验。一方面,在现实中“一带一路”沿线国家可能因具有较高水平的生产率而吸引中国对外投资,从而导致两者互为因果;另一方面,虽然本文已添加了一系列控制变量,但仍存在遗漏变量的问题。因此,本文采取多维 IV 工具变量法以解决内生性问题。本文整理中国与沿线国家的首都地理距离(*DIS*)作为解释变量 *OFDI* 的工具变量。从相关性来看,由于中国与“一带一路”沿线国家自古以来具有紧密的经济联系,而地理距离(*DIS*)是影响中国与沿线国家经济联系的重要指标,中国企业倾向于选取地理邻近、经济紧密相连的沿线国家进行投资<sup>[36]</sup>。从排他性来看,两国间地理距离不会影响一国生产率的提升。综上所述,选用地理距离(*DIS*)作为中国 *OFDI* 的工具变量具有可行性。实证结果如表 7 所示,工具变量检验结果与本文结论较为一致,验证了本文结论的稳健性。

(三) 异质性检验

1. 企业产权检验。考虑到企业产权的异质性影响,本文以国有企业对外投资次数比例和投资金额比例作为国有企业变量(*SOE*),并构建交互项 *OFDI* × *SOE*。实证结果如表 8 所示,交互项 *OFDI* × *SOE* 的系数基本显著为正,这说明相较于非国有企业,国有企业 *OFDI* 对沿线国家的生产率提升作用更强。原因可能在于,随着国有企业改革深入,国有企业具有更高的技术水平、资源配置效率以及抗风险能力。

2. 对外投资模式检验。中国企业 *OFDI* 模式主要是绿地投资和

跨国并购,因此本文以绿地投资次数比例和投资金额比例构建绿地投资变量(*Green*),并增加交互项 *OFDI* × *Green* 进行投资模式的异质性检验。实证结果如表 9 所示,交互项 *OFDI* × *Green* 的回归系数基本显著为正,且两国要素禀赋结构效应也显著为正,这说明了相较于跨国并购投资模式,绿地投资更能显著促进中国 *OFDI* 对沿线国家生产率的影响作用。这可能是因为,绿地投资要求跨国企业具有更高的生产率和相应的可转移技术优势,从而对东道国产生较为正向的技术溢出效应<sup>[39]</sup>。而跨国并购方式往往是发展中国家获取资源和先进技术的投资模式,要求东道国企业具有相对较高的技术水平,因此对东道国的生产率水平影响相对较小。

表 7 稳健性检验:工具变量回归

	<i>Invall</i>		<i>Innum</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>OFDI</i>	0.136*** (0.029)	0.106** (0.054)	0.262*** (0.060)	0.072* (0.043)
<i>OFDI</i> × <i>KD</i>		0.030* (0.017)		0.051* (0.029)
<i>OFDI</i> × <i>LD</i>		0.119** (0.057)		0.098** (0.045)
<i>OFDI</i> × <i>TD</i>		0.159*** (0.060)		0.114** (0.054)
控制变量	YES	YES	YES	YES
国家-年份固定效应	YES	YES	YES	YES
国家-行业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份-行业固定效应	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.561	0.633	0.561	0.637
N	12 544	12 544	12 544	12 544

注:\*\*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*表示  $p < 0.1$ ; 括号中为聚类稳健标准误。

表 8 异质性检验:企业产权检验

	<i>Invall</i>			<i>Innum</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>OFDI</i> × <i>SOE</i>	0.108*** (0.030)	0.081** (0.039)	0.074* (0.044)	0.255*** (0.088)	0.210** (0.100)	0.179* (0.108)
<i>KD</i> × <i>SOE</i>		0.017*** (0.005)	0.008 (0.009)		0.039*** (0.010)	0.022* (0.013)
<i>LD</i> × <i>SOE</i>		0.016 (0.011)	0.008 (0.014)		0.014 (0.009)	0.010 (0.010)
<i>TD</i> × <i>SOE</i>		0.098*** (0.035)	0.076* (0.046)		0.127*** (0.022)	0.077** (0.039)
<i>OFDI</i> × <i>KD</i> × <i>SOE</i>			0.043** (0.018)			0.039** (0.016)
<i>OFDI</i> × <i>LD</i> × <i>SOE</i>			0.087* (0.048)			0.053 (0.035)
<i>OFDI</i> × <i>TD</i> × <i>SOE</i>			0.136** (0.062)			0.140** (0.074)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.739	0.741	0.741	0.739	0.741	0.741
N	12 544	12 544	12 544	12 544	12 544	12 544

注:\*\*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*表示  $p < 0.1$ ; 括号中为聚类稳健标准误。

## 3. “一带一路”分样本检验。

由于“一带”和“一路”沿线国家在地理、文化特征方面具有较强的异质性,本文把样本分为“一带”子样本和“一路”子样本进行异质性检验。实证结果如表 10 所示,无论是“一带”还是“一路”沿线国家,解释变量 *OFDI* 的系数均显著为正,验证了结论稳健性。具体而言,模型(5)至模型(8)的解释变量 *OFDI* 在统计显著性和经济显著性方面均比模型(1)至模型(4)高,意味着相较于“一带”沿线国家,中国 *OFDI* 的促进效应在“一路”沿线国家表现得更为强烈。此外,要素禀赋结构的调节效应也在“一路”沿线国家更为显著。

表 9 异质性检验: *OFDI* 投资模式检验

	<i>Invall</i>			<i>Innum</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>OFDI</i> × <i>Green</i>	0.040*** (0.013)	0.035** (0.015)	0.032* (0.020)	0.070*** (0.020)	0.057** (0.028)	0.037 (0.031)
<i>KD</i> × <i>Green</i>		0.068 (0.001)	0.043 (0.003)		0.013* (0.007)	0.022* (0.012)
<i>LD</i> × <i>Green</i>		0.036** (0.015)	0.066 (0.087)		0.033** (0.014)	0.058** (0.027)
<i>TD</i> × <i>Green</i>		0.018* (0.010)	0.057 (0.050)		0.019* (0.010)	0.015 (0.019)
<i>OFDI</i> × <i>KD</i> × <i>Green</i>			0.026** (0.014)			0.038* (0.022)
<i>OFDI</i> × <i>LD</i> × <i>Green</i>			0.048*** (0.012)			0.071*** (0.018)
<i>OFDI</i> × <i>TD</i> × <i>Green</i>			0.119* (0.069)			0.138** (0.065)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.739	0.741	0.741	0.739	0.741	0.741
N	12 544	12 544	12 544	12 544	12 544	12 544

注: \*\*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*表示  $p < 0.1$ ; 括号中为聚类稳健标准误。

表 10 异质性检验 “一带”与“一路”检验

	“一带”				“一路”			
	<i>Invall</i>		<i>Innum</i>		<i>Invall</i>		<i>Innum</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>OFDI</i>	0.058** (0.024)	0.050* (0.030)	0.075** (0.030)	0.066* (0.040)	0.163*** (0.041)	0.106** (0.049)	0.263*** (0.070)	0.145** (0.078)
<i>KD</i>	0.010*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)
<i>LD</i>	0.013*** (0.003)	0.014*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.014*** (0.003)	0.028* (0.016)	0.038** (0.016)	0.028* (0.016)	0.037** (0.016)
<i>TD</i>	0.148*** (0.034)	0.149*** (0.035)	0.148*** (0.035)	0.147*** (0.035)	0.212*** (0.011)	0.213*** (0.011)	0.213*** (0.011)	0.217*** (0.011)
<i>OFDI</i> × <i>KD</i>		0.053** (0.025)		0.065 (0.041)		0.030** (0.013)		0.099** (0.045)
<i>OFDI</i> × <i>LD</i>		0.142* (0.079)		0.050 (0.034)		0.018* (0.011)		0.077* (0.042)
<i>OFDI</i> × <i>TD</i>		0.124 (0.081)		0.165* (0.088)		0.314*** (0.079)		0.149*** (0.049)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.799	0.800	0.799	0.800	0.620	0.621	0.620	0.621
N	4 900	4 900	4 900	4 900	7 644	7 644	7 644	7 644

注: \*\*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*表示  $p < 0.1$ ; 括号中为聚类稳健标准误。

4. 经济发展水平检验。由于“一带一路”沿线国家包含了发达国家和发展中国家,因此中国 *OFDI* 可能具有经济异质性影响。本文基于《2018 年人类发展报告》中关于发达国家的分类标准,将样本区分为发达国家和发展中国家进行检验。实证结果如表 11 所示,解释变量 *OFDI* 的系数基本显著为正,这说明了中国 *OFDI* 对“一带一路”沿线的发达国家和发展中国家均有显著的生产率促进效应,但发展中国家的解释变量 *OFDI* 的统计显著性和经济显著性均相对较高,进一步说明了中国 *OFDI* 的生产率提升效应在发展中国家较为显著。另外,要素禀赋结构的调节效应在发展中国家也更为显著。

表 11 异质性检验: 发达国家与发展中国家检验

	发达国家				发展中国家			
	Invall		Innum		Invall		Innum	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
OFDI	0.077** (0.034)	0.041 (0.039)	0.089** (0.036)	0.065* (0.046)	0.106*** (0.025)	0.051** (0.026)	0.135*** (0.037)	0.080** (0.040)
KD	0.026*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.026*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.018*** (0.002)	0.019*** (0.002)	0.018*** (0.002)	0.019*** (0.002)
LD	0.030*** (0.001)	0.031*** (0.002)	0.030*** (0.002)	0.030*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.034*** (0.010)	0.032*** (0.002)	0.034*** (0.002)
TD	0.026* (0.015)	0.022 (0.015)	0.026* (0.015)	0.023 (0.015)	0.030* (0.017)	0.031* (0.018)	0.029* (0.017)	0.027 (0.002)
OFDI × KD		0.021* (0.011)		0.072 (0.045)		0.023*** (0.006)		0.090*** (0.019)
OFDI × LD		0.017 (0.011)		0.025 (0.038)		0.053*** (0.010)		0.159*** (0.038)
OFDI × TD		0.014 (0.016)		0.036 (0.034)		0.127*** (0.035)		0.428*** (0.123)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家 - 年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家 - 行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份 - 行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.678	0.680	0.678	0.679	0.781	0.782	0.781	0.782
N	4 704	4 704	4 704	4 704	7 840	7 840	7 840	7 840

注: \*\*\* 表示  $p < 0.01$ , \*\* 表示  $p < 0.05$ , \* 表示  $p < 0.1$ ; 括号中为聚类稳健标准误。

5. 二元边际检验。一方面,部分中国企业已经在沿线国家进行的投资,可能对东道国生产率提高具有潜在影响,即集约边际;另一方面,新的中国企业进入沿线国家进行投资,从而推动东道国生产率提升,即广延边际。因此,本文整理企业是否是首次投资的信息,将样本分为集约边际和广延边际两个子样本进行检验。实证结果如表 12 所示,中国 OFDI 对沿线国家生产率的促进效应主要来自广延边际,且要素禀赋结构的调节效应在广延边际投资中更为显著。

6. 要素禀赋差异检验。考虑到“一带一路”沿线不同国家相对于中国的要素禀赋结构具有较大异质性,本文参考王恕立等<sup>[17]</sup>的处理方式,根据中国与“一带一路”沿线国家在资本、劳动力和技术禀赋上的差异,将沿线国家分为要素禀赋相似的国家 and 存在要素禀赋差异的国家进行分析。实证结果如表 13 所示,无论是禀赋相近还是禀赋存在差异的国家,要素禀赋结构距离都是

影响沿线国家生产率提升的重要因素。具体而言,中国 OFDI 的促进效应在劳动力禀赋相近和存在差异的国家均显著,即不存在分化效应。而中国 OFDI 的促进效应主要集中于资本禀赋相近和技术禀赋存在差异的国家。这主要源于:一方面,与中国资本要素禀赋较为相近的沿线国家,其资本市场

表 12 异质性检验: 集约边际与广延边际检验

	集约边际		广延边际	
	Invall	Innum	Invall	Innum
	(1)	(2)	(3)	(4)
OFDI	0.077 (0.058)	0.112 (0.070)	0.132*** (0.050)	0.188*** (0.060)
KD	0.013*** (0.003)	0.008** (0.004)	0.015*** (0.004)	0.011*** (0.004)
LD	0.030*** (0.007)	0.023** (0.009)	0.025*** (0.005)	0.024*** (0.006)
TD	0.126*** (0.013)	0.122*** (0.013)	0.134*** (0.013)	0.180*** (0.015)
OFDI × KD	0.010 (0.015)	0.013 (0.013)	0.009** (0.004)	0.010** (0.004)
OFDI × LD	0.068 (0.047)	0.064 (0.046)	0.138* (0.079)	0.152* (0.078)
OFDI × TD	0.124** (0.057)	0.118** (0.057)	0.295*** (0.104)	0.238** (0.103)
控制变量	YES	YES	YES	YES
国家 - 年份固定效应	YES	YES	YES	YES
国家 - 行业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份 - 行业固定效应	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.628	0.785	0.800	0.813
N	12 544	12 544	12 544	12 544

注: \*\*\* 表示  $p < 0.01$ , \*\* 表示  $p < 0.05$ , \* 表示  $p < 0.1$ ; 括号中为聚类稳健标准误。

的竞争程度和资源配置效率要高于存在资本禀赋差异的国家,中国 OFDI 会促进沿线国家推动资本要素合理配置,从而提升生产率;另一方面,存在技术禀赋差异意味着国家间在经济发展、生产方式等方面有较大差距,使得中国 OFDI 的技术溢出效应在存在技术禀赋差异的国家较为显著。

### 五、机制分析

通过文献梳理和理论模型分析可知,外商直接投资对经济体的影响受到要素禀赋结构的影响,其影响路径一般表现在技术进步溢出、产业结构升级、资本配置优化等方面<sup>[40-41]</sup>。在技术溢出方面,中国 OFDI 有利于推动东道国获取国外先进技术,从而产生正向溢出效应,加速东道国创新能力提升,从而推动东道国全要素生产率提升。在产业结构方面,经济结构变动取决于要素禀赋结构的变动,而中国 OFDI 有利于优化要素禀赋结构,从而推动东道国产业结构升级。东道国获取经济结构升级过程中的“结构红利”,并将其转化为全要素生产率的加速增长。在资本配置优化方面,中国 OFDI 有利于通过资本等要素禀赋跨境流动,从而增加高需求要素供给,推动东道国资源优化配置,降低边际生产成本,最终实现全要素生产率提升。基于此,本文从技术溢出效应、产业结构效应和资本要素配置效应三方面,探究中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家生产率提升的作用机制。为了识别中国 OFDI 促进作用的影响机制,本文通过构建中介效应模型进行检验:

$$I_{ijt} = \alpha + \beta_4 OFDI_{ijt} + v_{it} + \lambda_{jt} + \theta_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (13)$$

$$TFP_{ijt} = \alpha + \beta_5 OFDI_{ijt} + \theta I_{ijt} + X' \varphi + v_{it} + \lambda_{jt} + \theta_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (14)$$

其中  $I_{ijt}$  为中介变量。在进行中介效应模型检验前,确定中国 OFDI 对沿线国家生产率具有显著效应,即基准回归模型中的系数  $\beta_1$  显著。然后根据中介模型进行回归,若系数  $\beta_4$  和  $\theta$  均显著,则存在中介效应。此时,若系数  $\beta_5$  不显著,则为完全中介效应;若系数  $\beta_5$  显著,系数  $\beta_1$ 、 $\beta_5$  和  $\theta$  同向,且  $\beta_5 < \beta_1$ , 则存在部分中介效应。

表 13 异质性检验:要素禀赋差异检验

	<i>Invall</i>					
	资本禀赋		劳动力禀赋		技术禀赋	
	相近 (1)	存在差异 (2)	相近 (3)	存在差异 (4)	相近 (5)	存在差异 (6)
<i>OFDI</i>	0.121*	0.100	0.101**	0.109**	0.064	0.132**
	(0.066)	(0.064)	(0.044)	(0.054)	(0.060)	(0.066)
<i>KD</i>	0.015***	0.011***	0.024***	0.009***	0.004***	0.023***
	(0.003)	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
<i>LD</i>	0.016***	0.006***	0.020***	0.005***	0.006***	0.005**
	(0.003)	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
<i>TD</i>	0.369***	0.185***	0.078***	0.136***	0.217***	0.039
	(0.043)	(0.009)	(0.017)	(0.020)	(0.015)	(0.040)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.828	0.647	0.765	0.730	0.718	0.754
N	4 312	8 232	1 568	10 976	7 252	5 292

	<i>Innum</i>					
	资本禀赋		劳动力禀赋		技术禀赋	
	相近 (7)	存在差异 (8)	相近 (9)	存在差异 (10)	相近 (11)	存在差异 (12)
<i>OFDI</i>	0.136***	0.063	0.089**	0.107**	0.058	0.118**
	(0.046)	(0.043)	(0.039)	(0.044)	(0.040)	(0.057)
<i>KD</i>	0.015***	0.012***	0.025***	0.009***	0.004***	0.023***
	(0.003)	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
<i>LD</i>	0.016***	0.006***	0.020***	0.005***	0.006***	0.005**
	(0.003)	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
<i>TD</i>	0.367***	0.184***	0.077***	0.136***	0.216***	0.038
	(0.042)	(0.009)	(0.017)	(0.020)	(0.015)	(0.040)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份-行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.828	0.646	0.765	0.730	0.718	0.754
N	4 312	8 232	1 568	10 976	7 252	5 292

注:\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$ ;括号中为聚类稳健标准误。

(一) 技术溢出效应

一般而言,FDI 有利于对一国产生正向的技术溢出效应,使其提升科技创新能力,推动经济生产能力提高,实现经济跨越式发展。本文以东道国互联网用户比例(TECH)衡量技术溢出<sup>[15]</sup>,数据来源于世界银行。实证结果如表 14 所示,模型(1)和模型(3)的被解释变量为技术溢出变量(TECH),其中 OFDI 变量的系数均显著为正。模型(2)和模型(4)的被解释变量为全要素生产率(TFP),其中 OFDI 变量的回归系数均显著为正,分别为 0.081 和 0.169,与本文基准回归(表 2)的回归系数相比有所下降,且技术溢出变量(TECH)的系数显著为正,说明了中国 OFDI 促进效应中存在技术溢出的中介机制。

(二) 产业结构升级效应

中国对外直接投资有利于促进沿线国家产业结构高级化发展,并形成“结构红利”,实现经济可持续发展。本文基于付凌晖<sup>[42]</sup>和李建明等<sup>[43]</sup>的做法,构建产业结构高级化水平指数,以验证产业结构升级效应的影响机制。测量方法如下:

$$UPG = \sum_{k=1}^3 \sum_{i=1}^k \theta_j, \theta_j = \arccos \frac{\sum_{i=1}^3 (x_{ij}x_{i0})}{\sum_{i=1}^3 (x_{ij}^2)^{\frac{1}{2}} \times \sum_{i=1}^3 (x_{i0}^2)^{\frac{1}{2}}}, i=1, j=1, 2, 3 \quad (15)$$

其中  $x_i$  代表第  $i$  次产业增加值占 GDP 的比重。UPG 指数越大,说明产业结构发展层次越高。数据来源于世界银行。实证结果如表 15 所示,在模型(2)和模型(4)中产业结构变量(UPG)的系数均显著为正,而中国对外投资(OFDI)的回归系数相较于基准回归有所下降,这意味着中国 OFDI 效应存在产业结构升级的中介机制。

(三) 资本要素配置效应

中国 OFDI 有利于通过弥补东道国要素禀赋缺口,优化资源配置,降低边际生产成本,增加要素禀赋供给,实现东道国全要素生产率提升。本文以新增资本存量和 GDP 的比值(TSE)来衡量资本要素配置水平。实证结果如表 16 所示,其回归结果支持资本要素配置的中介机制存在。

六、结论

本文基于 2005—2018 年中国 OFDI 国别面板数据,考察中国 OFDI 对“一带一路”沿线国家生产率的影响,并探究要素禀赋结构对中国 OFDI 效应的影响作用。研究发现,中国 OFDI 整体上对“一带一路”沿线国家生产率具有正向促进作用,资本、劳动和技术要素禀赋结构是中国 OFDI 影响沿线国家生产率的重要因素。中国 OFDI 主要通过增强技术进步效应和生产规模效应,对沿线国家生产率产生作用。进一步检验发现:OFDI 对较落后国家的作用更强,表现为技术进步和资本积累效应;

表 14 机制分析:技术溢出效应

	Invall		Innum	
	(1)	(2)	(3)	(4)
OFDI	0.653 *** (0.229)	0.081 *** (0.028)	1.489 *** (0.413)	0.169 *** (0.040)
TECH		1.507 *** (0.401)		2.749 *** (0.431)
控制变量	YES	YES	YES	YES
国家-年份固定效应	YES	YES	YES	YES
国家-行业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份-行业固定效应	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.712	0.734	0.772	0.735
N	12 544	12 544	12 544	12 544

注:\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$ ;括号中为聚类稳健标准误。

表 15 机制分析:产业结构升级效应

	Invall		Innum	
	(1)	(2)	(3)	(4)
OFDI	0.058 ** (0.024)	0.100 *** (0.031)	0.058 ** (0.030)	0.196 ** (0.079)
UPG		1.235 *** (0.430)		1.228 *** (0.207)
控制变量	YES	YES	YES	YES
国家-年份固定效应	YES	YES	YES	YES
国家-行业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份-行业固定效应	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.700	0.735	0.732	0.735
N	12 544	12 544	12 544	12 544

注:\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$ ;括号中为聚类稳健标准误。

而 OFDI 对较发达国家的作用较弱,表现为劳动力“防御性创新”效应。异质性检验发现,国有企业 OFDI 的生产率提升作用相对较高,生产率提升效应主要表现在“一路”沿线国家和发展中国家,且主要源于绿地投资模式和广延边际效应,此外中国 OFDI 的促进效应集中于资本禀赋相近和技术禀赋差异较大的沿线国家。机制分析发现,中国 OFDI 通过技术溢出效应、产业结构升级效应和资本要素配置效应等中介机制,推动沿线国家生产率提升。本文结论有力驳斥了“一带一路”倡议“质疑论”的错误论调。

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:加快推动中国与沿线国家建立投资合作机制,通过产业转移、产业互补等渠道推动双边经贸合作,进而实现中国与“一带一路”沿线国家生产率联动提升。充分发挥中国要素禀赋的比较优势,积极与沿线国家共建投资网络,依托中国装备制造业的比较优势,深化“一带一路”经贸合作,推动多主体、多层次、多渠道的经济合作开展,推动中国具有优势的高铁、电子设备等资本密集型产业进入“一带一路”沿线国家市场,逐步形成新的消费市场和贸易投资网络。同时,加快实施“引进来”战略,大力引入“一带一路”农产品、矿物燃料等优势产业,进一步优化产业结构、贸易结构、投资结构,推动“一带一路”产能贸易投资一体化,以推动中国和沿线国家全要素生产率联动提升。

#### 参考文献:

- [1] 马艳,李俊,王琳.论“一带一路”的逆不平等性:驳中国“新殖民主义”质疑[J].世界经济,2020(1):3-22.
- [2] 林毅夫,蔡昉,李周.中国的奇迹:发展战略与经济改革(增订版)[M].上海:上海人民出版社,1999.
- [3] 林毅夫.新结构经济学的理论基础和发展方向[J].经济评论,2017(3):4-16.
- [4] DADDI T,TESTA F. Cluster approach and eco-innovation in four industrial clusters of Tuscany region( Italy) [J]. Environmental economics,2012,3(2):26-34.
- [5] 仲伟周,陈晨.制度变迁、外商直接投资与服务业增长方式[J].财贸研究,2018(1):27-39.
- [6] 彭澎,李佳熠.OFDI 与双边国家价值链地位的提升——基于“一带一路”沿线国家的实证研究[J].产业经济研究,2018(6):75-88.
- [7] KUKULSKI J,RYAN M. Investment history and market orientation effects in the TFP-FDI relationship [J]. World economy,2011,34(4):546-567.
- [8] 朱东波,任力.环境规制、外商直接投资与中国工业绿色转型[J].国际贸易问题,2017(11):70-81.
- [9] KELLER W, YEAPLE S R. Multinational enterprises, international trade, and productivity growth: firm-level evidence from the United States [J]. The review of economics and statistics,2009,91(4):821-831.
- [10] HERMES N, LENSINK R. Foreign direct investment, financial development and economic growth [J]. The journal of development studies,2003,40(1):142-163.
- [11] 赵文军,于津平.贸易开放、FDI 与中国工业经济增长方式——基于 30 个工业行业数据的实证研究[J].经济研究,2012(8):18-31.
- [12] PENEDER M. Industrial structure and aggregate growth [J]. Structural change and economic dynamics,2003,14(4):427-448.
- [13] 尹美群,盛磊,吴博.“一带一路”东道国要素禀赋、制度环境对中国对外经贸合作方式及区位选择的影响[J].世界经济研究,2019(1):81-92+136-137.

表 16 机制分析:资本要素配置效应

	<i>Inwall</i>		<i>Innum</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>OFDI</i>	0.152*** (0.053)	0.070** (0.034)	0.156** (0.075)	0.152*** (0.051)
<i>TSE</i>		0.228** (0.116)		0.061* (0.034)
控制变量	YES	YES	YES	YES
国家-年份固定效应	YES	YES	YES	YES
国家-行业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份-行业固定效应	YES	YES	YES	YES
R-Squared	0.705	0.791	0.705	0.791
N	12 544	12 544	12 544	12 544

注:\*\*\*表示  $p < 0.01$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*表示  $p < 0.1$ ;括号中为聚类稳健标准误。

- [14] 韩永辉, 罗晓斐, 邹建华. 中国与西亚地区贸易合作的竞争性和互补性研究——以“一带一路”战略为背景[J]. 世界经济研究 2015(3): 89-98+129.
- [15] 贾妮莎, 雷宏振. 中国 OFDI 与“一带一路”沿线国家产业升级——影响机制与实证检验[J]. 经济科学 2019(1): 44-56.
- [16] SASAKI H, KOGA Y. Trade patterns in Japan's machinery sector[R]. Bank of Japan working paper 2005.
- [17] 王恕立, 刘军, 胡宗彪. FDI 流入、动机差异与服务产品垂直型产业内贸易[J]. 世界经济 2014(2): 71-94.
- [18] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [19] COE D T, HELPMAN E. International R&D spillovers[J]. European economic review, 1995, 39(5): 859-887.
- [20] SIMAR L, WILSON P W. Sensitivity analysis of efficiency scores: how to bootstrap in nonparametric frontier models[J]. Management science, 1998, 44(1): 49-61.
- [21] 陈星星. 非期望产出下我国能源消耗产出效率差异研究[J]. 中国管理科学 2019(8): 191-198.
- [22] FARE R, GROSSKOPF S, KNOXLOVELL C A. Production frontiers[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1994.
- [23] 葛鹏飞, 徐璋勇, 黄秀路. 科技创新提高了“一带一路”沿线国家的绿色全要素生产率吗[J]. 国际贸易问题 2017(9): 48-58.
- [24] DU J, ZHANG Y. Does one belt one road initiative promote Chinese overseas direct investment? [J]. China economic review 2018, 47(2): 189-205.
- [25] 金刚, 沈坤荣. 中国企业对“一带一路”沿线国家的交通投资效应: 发展效应还是债务陷阱[J]. 中国工业经济, 2019(9): 79-97.
- [26] 沈坤荣, 金刚. 制度差异、“一带一路”倡议与中国大型对外投资——基于投资边际、模式与成败的三重视角[J]. 经济理论与经济管理 2018(8): 20-33.
- [27] 余东华, 孙婷, 张鑫宇. 要素价格扭曲如何影响制造业国际竞争力[J]. 中国工业经济 2018(2): 63-81.
- [28] 蒋为, 黄玖立. 国际生产分割、要素禀赋与劳动收入份额: 理论与经验研究[J]. 世界经济 2014(5): 28-50.
- [29] 庞磊, 朱彤. 中国企业海外并购与母国技术进步同化吸收与异化排斥效应测度——基于中国数据的实证分析[J]. 国际贸易问题 2019(12): 121-135.
- [30] 傅帅雄, 罗来军. 技术差距促进国际贸易吗? ——基于引力模型的实证研究[J]. 管理世界 2017(2): 43-52.
- [31] 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(9): 4-16.
- [32] 黄怡胜, 舒元. 经济自由及其变动的增长效应——来自跨国经济增长面板数据的再检视[J]. 经济学(季刊), 2007(2): 469-486.
- [33] BASU S, WEIL D N. Appropriate technology and growth[J]. The quarterly journal of economics, 1998, 113(4): 1025-1054.
- [34] 毛其淋, 盛斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率[J]. 经济学(季刊) 2012(1): 181-210.
- [35] 袁礼, 欧阳晓. 发展中大国提升全要素生产率的关键[J]. 中国工业经济 2018(6): 43-61.
- [36] 蒋为, 李行云, 宋易珈. 中国企业对外直接投资快速扩张的新解释——基于路径、社群与邻伴的视角[J]. 中国工业经济 2019(3): 62-80.
- [37] 张莉, 李捷瑜, 徐现祥. 国际贸易、偏向型技术进步与要素收入分配[J]. 经济学(季刊) 2012(2): 409-428.
- [38] WOOD A. North-South trade, employment and inequality: changing fortunes in a skill-driven world[M]. UK: Clarendon Press, 1994.
- [39] 蒋冠宏, 蒋殿春. 绿地投资还是跨国并购: 中国企业对外直接投资方式的选择[J]. 世界经济 2017(7): 126-146.
- [40] PRADHAN J P, SINGH N. Outward FDI and knowledge flows: a study of the Indian automotive sector[J]. International journal of institutions and economies 2008, 1(1): 155-186.
- [41] 才国伟, 杨豪. 外商直接投资能否改善中国要素市场扭曲[J]. 中国工业经济 2019(10): 42-60.
- [42] 付凌晖. 我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J]. 统计研究 2010(8): 79-81.
- [43] 李建明, 王丹丹, 刘运材. 高速铁路网络建设推动中国城市产业结构升级了吗? [J]. 产业经济研究, 2020(3): 30-42.

(责任编辑: 戴芬园)

## China's OFDI , factor endowment structure and productivity of countries along the Belt and Road

WEI Dongming<sup>1</sup> , GU Naihua<sup>1 2</sup>

( 1. Institute of Industrial Economics , Jinan University , Guangzhou 510632 , China;

2. Institute of the Belt and Road & Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area , Jinan University , Guangzhou 510632 , China)

**Abstract:** Based on the perspective of foreign capital source countries , this paper emphasizes China's positive role in the economic development of countries along the Belt and Road. Then , based on China's OFDI panel data from 2005 to 2018 , this paper evaluates the effect of China's OFDI on the productivity of countries along the Belt and Road , and focuses on exploring the influence of factor endowment structure on China's OFDI effect. The results show that China's OFDI has a positive impact on promoting the productivity of countries along the Belt and Road. The endowment structure of capital , labor and technological factors are important for China's OFDI to affect the productivity of countries along the route. Among them , China's OFDI mainly acts by enhancing the effect of technological progress and the effect of production scale. Further results show that OFDI has technological progress and capital accumulation effect on the relatively backward countries along the route , while it has the "defensive innovation" effect on labor in the more developed countries along the route. The heterogeneity test shows that OFDI of state-owned enterprises has a stronger role in promoting productivity in the countries along the route. The productivity improvement effect is mainly manifested in the countries along the "One Road" and developing countries , mainly due to the greenfield investment model and the extended marginal effect , and the promotion effect of China's OFDI is concentrated in countries along the route with similar capital endowments and large differences in technological endowments. Mechanism analysis shows that China's OFDI promotes the productivity of countries along the route through intermediary mechanisms such as technology spillover effects , industrial structure upgrading effects , and capital factor allocation effects.

**Key words:** the Belt and Road Initiative; China's foreign direct investment; total factor productivity; factor endowment structure; foreign capital source country

( 上接第 55 页)

industrial structure. Based on the panel data of 236 prefecture-level cities in China from 2005 to 2017 , this paper takes the selection of civilized city as an exogenous policy impact , and uses difference-in-differences( DID) method to test the impact of the selection of civilized city on the upgrading of industrial structure. The results are as follows. ( 1) The selection of civilized city promotes the upgrading of urban industrial structure , and this conclusion is still valid in various identification hypothesis tests and robustness tests. ( 2) The mechanism analysis shows that the selection of civilized city mainly affects the upgrading of industrial structure by influencing the level of technological innovation and green total factor productivity of cities. Among them , the level of technological innovation and green total factor productivity play a mediating role between the selection of civilized city and the upgrading of industrial structure. ( 3) The heterogeneity analysis shows that the industrial structure upgrading effect of the selection of civilized city is different due to differences in urban population size , urban administrative level , and location characteristics. The findings of this paper have important reference significance for further improving and promoting the construction of civilized city , driving the transformation and upgrading of industrial structure , and promoting high-quality economic development.

**Key words:** civilized city; industrial structure advancement; industrial structure rationalization; DID; mediation effect