

“一带一路”下中国 OFDI 对 中亚五国经济增长的影响测度

朱智洺¹, 丁海燕¹, 陈效林²

(1. 河海大学商学院, 江苏南京 211100; 2. 南京财经大学物流与营销学院, 江苏南京 210023)

摘要: 中亚 5 国是“一带一路”战略下中国重点投资对象。运用 C-D 生产函数构建 FGLS 模型, 基于 2003—2013 年面板数据测度中国 OFDI 对中亚 5 国经济增长影响程度。研究表明: 中国 OFDI 对中亚 5 国经济增长的总体影响比较显著, 但各国影响程度有差异, 对哈萨克斯坦影响最为显著, 其次是塔吉克斯坦和土库曼斯坦, 对吉尔吉斯斯坦和乌兹别克斯坦的影响很弱。综合各种因素, 预测在“一带一路”战略下, 中国 OFDI 对中亚 5 国经济增长的影响差异会进一步扩大; 塔吉克斯坦提升空间最大, 其次是乌兹别克斯坦, 其他 3 国影响不大。这为中国提供了具体的投资建议: 在投资环境评估、投资合作对象、投资领域以及合作方式方面全方位转变投资合作模式。

关键词: OFDI; 中亚 5 国; “一带一路”战略; 影响测度; 定性预测

中图分类号: F13 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-4970(2015)05-0067-06

一、引言

中亚 5 国(哈萨克斯坦、乌兹别克斯坦、土库曼斯坦、吉尔吉斯斯坦和塔吉克斯坦)位于欧亚大陆的枢纽地带, 是建设丝绸之路的重要通道。2013 年 9 月中国领导人习近平主席访问了哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、土库曼斯坦、乌兹别克斯坦 4 国, 提出了“新丝绸之路经济带”的战略构想, 让各国把投资的目光聚焦于中亚 5 国。我国将建设“丝绸之路经济带”和“海上丝绸之路”(合称“一带一路”)纳入国家战略^[1], 承诺向中亚国家投资 480 亿美元, 这巨额投资对中亚国家经济增长带来的影响成了中亚双方以及国际关注的一个焦点。

中国 OFDI 发展历程始于 1978 年的改革开放, 现有研究主要以母国利益最大化为前定条件, 来探讨中国 OFDI 对本国经济增长的影响。魏巧琴等^[2]率先使用年度数据研究了中国 1982—2000 年的对外直接投资和经济增长的关系, 结论表明二者之间没有任何因果关系。肖黎明^[3]使用中国 1980—2007 年度的数据进行的研究表明: 中国对外直接投

资与经济增长之间存在协整关系, 但是对外直接投资对经济增长的促进作用较小。冯彩等^[4]基于中国省级面板数据, 分东部、中部、西部分析对外直接投资的母国经济增长效应, 发现对外直接投资对于区域经济增长的长期促进效应显著大于短期促进效应。对外直接投资对于经济增长的效应存在显著的区域差异, 具体表现为东部地区的经济增长效应大于全国和中、西部地区。

“一带一路”战略提出后, 中国 OFDI 以母国利益为最大化的条件已经不符合国家利益和该战略双赢的根本意义, 因此, 基于国际视角, OFDI 对东道国经济增长的影响是必须研究的话题。然而, 中国 OFDI 对东道国经济增长影响的计量研究很少, 对中亚 5 国经济增长影响的研究几乎没有。秦磊^[5]定性分析了中国对外直接投资对 GMS 东道国——越南、柬埔寨、老挝的直接影响和间接影响, 认为中国 OFDI 对次区域 3 国存在积极的直接影响, 产生了就业和收入效应, 而技术溢出的间接效应不显著。Whalley 等^[6]使用增长核算和反增长核算法评估中国直接投资对非洲的危机前经济飙升的贡献, 中国

收稿日期: 2015-07-15

基金项目: 国家社会科学基金项目(14BSH021); 国家自然科学基金(71172059)

作者简介: 朱智洺(1970—), 女, 江苏姜堰人, 副教授, 博士, 从事国际贸易和国际金融研究。

直接投资对撒哈拉以南 13 个非洲国家 2008—2009 年的经济增长起到了促进作用。汪文卿等^[7]基于固定效应模型和系统广义矩估计研究中非合作对非洲国家经济增长的影响,总结出中国对非洲的直接投资不仅促进其经济增长而且促进作用大于世界其他国家非洲的直接投资。

从已有研究 OFDI 与经济增长关系的计量方法来看,主要有两种:一是时间序列模型, Frank 等^[8]运用时间序列因果关系分析亚洲东部及东南部的 FDI 与经济增长之间的关系; Ranjan 等^[9]运用多元协整分析、ADF 检验及 Granger 因果检验印度 FDI 对其经济增长的影响。另一个是面板数据模型, Borens 等^[10]使用三阶段最小二乘法估计 FDI 对经济增长的影响,结果表明 FDI 是一种重要的技术转移渠道,其对东道国经济增长的贡献要大于国内投资; Maria 等^[11]运用动态面板数据的广义矩估计 (GMM) 法控制内生性和滞后因变量,发现外国直接投资不会对经济增长有一个强大、独立的影响力; 韩家彬等^[12]运用固定效应面板模型分析进出口、FDI 对金砖 5 国经济增长的影响,发现 FDI 对金砖 5 国经济增长的影响力对于各国不一但是总体是正向变动。由于面板数据兼具横截面和时间两个维度,满足本文研究中国 OFDI 对中亚经济影响的测度要求,因此,本文拟选择面板数据模型进行经济计量分析。

中国与中亚 5 国有着长期且良好的经贸合作,且中亚 5 国处于“丝绸之路经济带”的核心部位,中国承诺的巨额投资对中亚 5 国经济增长产生的影响尚未有实证研究,因此,本文拟在“一带一路”战略下,定量研究中国 OFDI 对中亚 5 国经济增长的影响程度,并进行影响度的定性预测,为中方制定投资政策做参考。

二、计量模型和数据

中亚即亚洲中部地区,狭义的中亚国家包括土库曼斯坦、吉尔吉斯斯坦、乌兹别克斯坦、塔吉克斯坦、哈萨克斯坦和阿富汗斯坦 6 国。由于阿富汗的特殊国情,影响因素较为复杂,所以本文不将其纳入研究对象,本文中 5 国指哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦、土库曼斯坦和乌兹别克斯坦。

1. 模型的选择

为了评估中国 OFDI 对中亚 5 国经济增长的影响,本文采用柯布—道格拉斯生产函数。柯布—道格拉斯生产函数是由美国数学家柯布和经济学家保罗·道格拉斯共同探讨投入和产出的关系时设计的生产函数,其广泛应用于经济数量分析,从投入产出

的角度研究一个国家或地区的经济增长问题,具有重要的应用价值,模型表达式为: $Y = A K^{\alpha} L^{\beta}$ 。式中 Y 表示生产总值, A 表示综合技术水平, L 表示投入的劳动力数量, K 表示投入的资本, β 表示劳动力产出的弹性系数, α 表示资本产出的弹性系数。

传统的 C-D 生产函数模型中, 只从劳动投入和资本投入来研究经济增长, 虽然诸如技术进步、进出口等影响经济增长的因素被笼统地概括进了常数 A 中, 由于 A 是一个模糊概念, 如何从 A 中将技术进步和其他影响经济增长的因素分离出来显然具有重要意义。基于以上考虑, 本文把 A 设定为技术进步, 把对外直接投资 (OFDI) 引入生产函数, 把其他不可观测的影响经济增长的因素设定为 μ , 生产函数模型改写为:

$$Y = A^{\alpha} K^{\beta} L^{\gamma} e^{\lambda OFDI + \mu} \quad (1)$$

对生产函数模型 (1) 取对数形式进行变形得到如下模型:

$$\ln Y = \alpha \ln A + \lambda \beta \ln K + \gamma \ln L + \lambda OFDI + \mu \quad (2)$$

(2) 式中: $\alpha > 0, \beta > 0, \gamma > 0, \lambda > 0$, Y 表示经济增长; A 表示技术水平; L 表示劳动力投入; K 表示资本投入; $OFDI$ 表示对外直接投资, α, β, γ 和 λ 分别表示各影响因素的产出弹性系数, μ 为影响经济增长但未能测量的因素。依据理论模型, 结合本文分析所利用的面板数据形式, 设定中亚 5 国经济增长问题的计量回归分析模型, 如下:

$$\ln Y_{it} = c + \alpha \ln A_{it} + \beta \ln K_{it} + \gamma \ln L_{it} + \lambda OFDI_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中, Y 为中亚 5 国的经济增长, 用各国 GDP 的同比增长率来表示; A 为技术进步, 用各个国家的研发投入占 GDP 的比重表示; K 为中亚 5 国的资本量, 用各个国家固定资本额来表示; L 为中亚 5 国的劳动力, 用各个国家的总就业人口表示; $OFDI$ 表示中国对中亚 5 国的直接投资, 用对外直接投资流量来表示。 c 表示常数项, μ_i 表示固定效应, ε_{it} 表示随机效应, i 表示面板数据中的观测个数, t 表示面板数据的时间维度。

2. 数据来源

2003—2013 年度中国对中亚 5 国的直接投资流量数据来源于商务部、国家统计局、国家外汇管理局联合发布的《2003—2013 年度中国对外直接投资统计公报》。由于 2002 年中国才颁布《对外直接投资统计制度》, 2003 年之前的投资数据缺失, 因此本文面板数据的时间跨度是 2003—2013 年。其他数据全部来源于世界银行数据信息库。考虑到各变量的计量单位不同, 先利用 SPSS 17.0 对数据进行了标准化处理, 标准化处理后的数据没有量纲, 各变量对

经济增长影响力的大小就可以进行比较分析。面板数据模型的回归与检验使用的是 STATA12.0。

三、影响测度的实证分析

1. 面板模型的选择与回归

面板数据模型的选择通常有 3 种形式:混合估计模型、固定效应模型和随机效应模型。首先采用 F 检验决定选用混合模型还是固定效应模型,然后用 B-P 检验确定选用混合模型还是随机效应模型,最后采用 Hausman 检验确定应该建立随机效应模型还是固定效应模型。各模型检验结果如表 1 所示:

表 1 三种面板数据模型的检验结果对比^①

解释变量	混合最小二乘估计	固定效应	随机效应
OFDI	0.142 3	0.199 5*	0.142 3
技术水平	0.308 2	0.122 8*	0.030 8
国内投资	0.973 5***	0.844 2***	0.973 5***
劳动力投入	0.175 8	0.572 8***	0.175 8*
常数项	-0.161 5*	-0.293 4***	-0.161 4*
观测值	55	55	55
R ²	0.920 1	0.879 8	—

F(4,46) = 84.20 Prob>F = 0.000 0

从 F 检验值和显著水平来看,在混合最小二乘估计和固定效应估计之间拒绝最小二乘估计。再对面板数据进行 B-P 检验,结果如表 2 所示:

表 2 B-P 检验结果

Var	sd = sqrt(Var)	
lnY	0.103 1	0.321 0
e	0.007 7	0.088 0
u	0	0

Test: Var(u) = 0 chibar2(01) = 0.00 Prob>chibar2 = 1.000 0

从 P 值来看,在混合最小二乘估计和随机效应估计之间拒绝随机效应估计。

综合 F 检验和 B-P 检验结果,应该选择固定效应进行估计。最后,又进行了 Hausman 检验,得出 P = 0.000 0,因此,本文选用固定效应模型进行回归分析。

固定效应模型回归结果可写成:

$$\ln Y_{it} = 0.1995 OFDI_{it} + 0.1228 \ln A_{it} + (1.72^*) (1.65^*) \quad (4)$$

$$+ 0.8442 \ln K_{it} + 0.5728 \ln L_{it} - 0.2934 (12.05^{***}) (2.96^{***}) (-2.27^{***})$$

由模型回归各变量前的系数,可以初步得出以下结论:中国 OFDI 对中亚 5 国经济增长有一定的正向

作用,影响力系数为 0.199 5,大于中亚 5 国研发投入和就业影响的系数,表明我国 OFDI 对中亚 5 国经济增长有一定的影响,这也符合中亚 5 国与我国经济相互依赖的现状,两者合作对于双方均是有利的,中亚 5 国需要我国的投资改善其基础设施等方面的民生建设,而我国也需要中亚 5 国的能源以及其提供的贸易枢纽的便利。

2. FGLS 的检验与回归

考虑到本文的数据涵盖中亚 5 国 2003—2013 年 11 年间的各项数据,属于长面板数据(时间跨度大于截面个数),因此,有必要在回归之前对组间异方差和组内自相关进行检验,然后使用“可行广义最小二乘法”(FGLS)进行估计^[13]。

首先进行组间异方差的检验,结果显示:Prob>chi2 = 0.000 0,因此拒绝原假设,即存在组间异方差。然后进行组内自相关的检验,结果显示:Prob>F = 0.000 0,因此拒绝原假设,即一阶组内存在自相关。最后进行面板模型组间截面相关的检验,各检验结果如表 3 所示:

表 3 组间截面相关检验结果

检验类别	检验结果
Breusch-Pagan LM 检验	chi2(10) = 9.266, Pr = 0.507 1
Pesaran 检验	Pes = -1.337, Pr = 0.181 2
Friedman 检验	Fri = 2.945, Pr = 0.567 0
Frees 检验	Fre = 0.142

残差相关系数矩阵的非主对角线元素的绝对值的平均值 = 0.248

经 Breusch-Pagan LM 检验, Pesaran 检验, Friedman 检验和 Frees 检验,结果显示所有的 P 值都大于 0.1,因此接受原假设,即不存在组间截面相关。

基于以上关于异方差、组内自相关和组间截面相关的所有检验结果,该面板数据存在着异方差和组内自相关,不存在组间截面相关,因此可以对长面板进行 FGLS 估计,将异方差和自相关考虑到回归模型中,进行一阶自回归,回归结果如表 4 所示:

表 4 FGLS 一阶自回归结果

解释变量	普通一阶自回归	面板专用一阶自回归
OFDI	0.227 1**	0.258 2***
技术水平	0.042 5	0.012 8*
国内投资	0.834 2***	0.899 9***
劳动力投入	0.071 5*	0.142 9***
常数项	0.028 3***	-0.086 2***
P 值	Prob> chi2 = 0.000 0	Prob> chi2 = 0.000 0

对比两种回归结果,面板专用的结果相对于常

^①本文所有的***、**和*符号分别表示回归结果在 1%、5%、10%的水平上显著。

规的一阶自回归结果更为显著,因此面板修正后的模型可写为:

$$\ln Y_{it} = 0.2582OFDI_{it} + 0.0128\ln A_{it} + (5.02^{***}) (1.57^*) (5) \\ 0.8999\ln K_{it} + 0.1429\ln L_{it} - 0.0862 (22.46^{***}) (3.24^{***}) (-2.64^{***})$$

对比固定效应模型,可以发现考虑异方差和自相关的 FGLS 模型的回归结果更为显著,中国对中亚 5 国直接投资的影响力系数由 0.199 5 提高至 0.258 2,对中亚 5 国的经济增长有显著的推动力。

综合看所有的模型回归结果,国内固定资本对国家经济增长的促进作用不仅明显而且强烈显著;中国 OFDI 对中亚 5 国经济增长的促进作用仅次于国内固定资本,并且远大于研发投入和就业的影响力系数,并且显著。这也从侧面反映出中国 OFDI 对东道国经济增长的拉动作用愈来愈显著,并没有被固定资本投资的作用稀释。这也进一步验证了中国在中亚 5 国的经济合作中起着举足轻重的作用。

3. 考虑固定效应的 FGLS 模型

前文已经进行了混合估计、随机效应估计和固定效应估计结果的对比,接受了固定效应估计;并且考虑了异方差和序列相关,建立了 FGLS 估计方程。结合以上检验结果,下文将考虑固定效应建立 FGLS 模型,使得模型更为稳健。

首先引入 4 个国家虚拟变量,再进行 FGLS 的一阶自回归,回归结果如表 5 所示:

表 5 考虑固定效应的 FGLS 一阶自回归结果

解释变量	系数		
OFDI	0.249 5**	0.270 1**	0.278 9***
技术水平	0.040 6*	0.026 0	0.041 7*
国内投资	0.851 5***	0.895 5***	0.915 9***
劳动力投入	0.483 2***	0.386 5***	0.231 9***
country2	-0.076 1	—	—
country3	-0.031 2	—	—
country4	-0.178 2*	-0.105 2	—
country5	-0.282 6***	-0.217 0***	-0.116 0***
常数项	-0.136 1	-0.220 5***	-0.165 8***
P 值	P=0	P=0	P=0

表 6 中国 OFDI 对中亚 5 国经济增长的影响测度比较

解释变量	哈萨克斯坦	吉尔吉斯斯坦	塔吉克斯坦	土库曼斯坦	乌兹别克斯坦
OFDI	0.275 4***	0.014 7*	0.253 1**	0.180 2**	0.041 0*
技术水平	0.111 2	0.008 3	0.011 7	0.000 9	0.000 9
国内投资	0.577 1***	0.472 8**	0.206 2	0.194 8*	0.934 9***
劳动力投入	2.659 9**	0.263 2	0.460 9***	7.966 6***	0.360 9**
常数项	-1.112 6**	0.078 6	0.141 3	-4.739 8***	-0.322 6**
P 值	0.000 0	0.000 1	0.000 0	0.000 0	0.000 0
R ²	0.993 1	0.975 7	0.987 3	0.960 9	0.910

检验结果发现, country2 和 country3 的系数没有显著性,所以接下来只考虑 country4 和 country5 两个虚拟变量,同样进行 FGLS 的一阶自回归,检验后发现 country4 的系数没有显著性。最后只考虑 country5 一个虚拟变量,回归后的结果与不考虑固定效应的 FGLS 模型结果的差异较小,模型并没有得到显著优化。因此,个体效应对于该长面板的 FGLS 回归影响微弱,模型(5)可以说是较为稳健且优化的。

4. OFDI 对中亚 5 国经济增长的影响度比较

前文对中国 OFDI 对中亚 5 国经济增长的影响做了整体的回归分析。为了对比分析中国对中亚 5 国经济增长影响力的大小,对面板数据按国家分组,仍利用 C-D 生产函数,进行分别回归。回归结果如表 6 所示。

对比 OFDI 的影响系数,发现中国 OFDI 对哈萨克斯坦经济增长有着最为显著的促进作用,其次是塔吉克斯坦和土库曼斯坦,对乌兹别克斯坦和吉尔吉斯斯坦的影响力最为微弱。

哈萨克斯坦无疑是中亚国家中经济实力最强的一个。2003 年颁布的新《投资法》确立了吸引外国投资的法律基础,加强了国家对外国投资的有效保障,为我国在哈萨克斯坦的直接投资创造了极为有利的投资环境,从而形成了最为显著的经济增长动力,为中哈在“一带一路”建设中的合作奠定了坚实的基础^[14]。

塔吉克斯坦和土库曼斯坦分别颁布了《塔吉克斯坦共和国投资法》和《外国投资法》,这为本国投资活动和外国投资创造了良好的条件。进入 21 世纪以来,塔吉克斯坦和土库曼斯坦的经济也保持高速增长。得益于此,我国对塔吉克斯坦和土库曼斯坦的直接投资也起到了比以往更加明显的作用,推动了其经济的增长。

吉尔吉斯斯坦为引进外资,建立了税收和自由经济区等优惠制度,但由于国家封闭、经济犯罪和极端主义思想横行,政策实施效果极差。近年来贫困率在增长,公共债务增加。毒品贸易的繁荣、恐怖主

义与经济落后形成了恶性循环,长期形成的经济结构不合理、原材料和能源供应不足、基础设施的严重滞后,都制约着其经济的发展。我国对吉尔吉斯斯坦的直接投资根本无法改变其落后的经济现状,对吉尔吉斯斯坦经济增长的作用极为微弱。

乌兹别克斯坦虽然相继颁布了一系列鼓励性优惠政策,但法律政策不稳定,执法随意性高。而且由于技术设备落后,内陆国交通条件限制、较为严重的官僚主义、通货膨胀等因素的影响,乌兹别克斯坦的经济增长速度一直较低。我国对乌兹别克斯坦的直接投资也因为投资环境的恶劣和经济落后根本不能发挥作用,几乎无法帮助乌兹别克斯坦的经济增长。

四、“一带一路”战略下影响系数的定性预测

结合本文的实证检验结果来看,中国 OFDI 对中亚 5 国经济增长的影响程度较大且呈正向态势;而在“一带一路”战略下,这种积极的影响必将扩大化和深入化,对于中亚 5 国的影响程度也相应产生一定变化。

1. 影响系数的总体预测

从需求角度来看,中亚 5 国都想借助建设“新丝绸之路经济带”的契机,带动国内经济增长。中亚 5 国都为内陆国,除哈萨克斯坦的交通、通信、互联网络发展较好外,其他四国都存在着交通通讯等基础设施不够完善的问题。但由于建立新的铁路线需要大量的资金,这对于资金短缺的中亚国家来说困难重重。根据亚洲开发银行的测算,2020 年前亚洲地区每年基建投资需求达 7 300 亿美元。若中国加大对中亚国家的基础设施投资,帮助中亚国家突破资金瓶颈,不仅促进中亚地区的经济增长,同时可以获得更高的海外投资收益。中亚 5 国依赖于国内投资的现状将因为“一带一路”战略的贯彻实施而得到改善,使得 OFDI 的作用更加明显。在未来新丝路的建设阶段,中国的 OFDI 对中亚国家经济增长的影响系数将明显大于 0.258 2。

2. 影响系数的分国别预测

哈萨克斯坦希望以共建“丝绸之路经济带”为契机,扩大中哈能源、制造业、交通运输业等领域的投资合作。但是,哈萨克斯坦本就是中亚国家中经济实力最强的一个,对于外资的依赖性并不强。中国对哈的直接投资依然会促进哈萨克斯坦的经济增长,但是增长幅度不会明显提高。在未来新丝路的建设期,中国的 OFDI 对哈萨克斯坦经济增长的影响系数将保持在 0.275 4 左右。

塔吉克斯坦曾在 20 世纪 90 年代经历了多年的

内战,因此该国民众更加渴望社会稳定与经济发展。再加上 2008 年全球金融危机,塔吉克斯坦的经济遭受严重冲击。虽然政府采取一系列应对措施,但限于本国经济规模相对较小,其发展较多地依赖国际社会和外商投资。作为古丝绸之路经过的国家,塔吉克斯坦更是希望借“丝绸之路经济带”的构建重新焕发生机与活力^[15]。在未来新丝路的建设期,中国 OFDI 对塔吉克斯坦经济增长的影响系数将明显大于 0.253 1。

土库曼斯坦是中亚地区较为富有的国家,但是土库曼斯坦对市场、交通等仍存在需求。建设新丝路给土库曼斯坦提供了改善交通基础设施的良机,因而更加需要外商在该行业的投资。在未来新丝路的建设期,中国 OFDI 对土库曼斯坦经济增长的影响系数将稍微大于 0.180 2。

吉尔吉斯斯坦预期丝绸之路的复兴有助于其改善与周边国家的关系,实现国家建设的发展。但是吉尔吉斯斯坦却在 2013 年 12 月退出“中国—吉尔吉斯斯坦乌兹别克斯坦铁路项目”。吉尔吉斯斯坦存在毒品贸易繁荣、恐怖主义盛行的顽疾,加上经济落后,基础设施严重滞后,即使中国在该国的投资扩大,也难以改变其长期的落后经济。在未来新丝路的建设期,中国 OFDI 对吉尔吉斯斯坦经济增长的影响系数不可能大于 0.014 7。

乌兹别克斯坦也希望借“丝绸之路经济带”的构建实现其国内经济的发展、政治的稳定及文化的繁荣。乌兹别克斯坦曾是古代丝绸之路的交通要冲,在东西方文化、商贸等交流上发挥过重要的作用。由于乌兹别克斯坦存在着技术设备落后、内陆国交通条件较差、通货膨胀等问题,其经济增长速度一直较低。但这些问题是可以借助新丝路建设的机会得以改善。在未来新丝路的建设期,中国 OFDI 对乌兹别克斯坦经济增长的影响系数将大于 0.041 0。

“一带一路”战略下,中国 OFDI 对哈萨克斯坦和塔吉克斯坦经济增长的影响度将会是最大的;而对土库曼斯坦而言,影响度不会有大的变化。中国 OFDI 对吉尔吉斯斯坦经济增长的影响度将依然是最小的,但是对乌兹别克斯坦而言,将会产生较为明显的促进作用。总之,对塔吉克斯坦的影响度的提升空间最大,其次是乌兹别克斯坦,其他 3 国不会有大的提升空间。

五、结论与政策建议

1. 实证研究结论

总体来说,我国 OFDI 对中亚 5 国经济增长的影响是比较显著的,由于中亚 5 国社会制度、经济体

制、资源禀赋、经济发展水平、投资环境、投资法律和政策等一系列因素的不同,影响程度有所不同。哈萨克斯坦、塔吉克斯坦和土库曼斯坦的投资环境较好,经济实力较强,尤其是哈萨克斯坦,我国 OFDI 对这 3 国的经济增长起着较为显著的推动作用。然而吉尔吉斯斯坦和乌兹别克斯坦的投资环境恶劣,经济增长缓慢甚至落后,我国 OFDI 对这两国的经济增长几乎起不到促进作用。

2. 对中国的政策建议

结合实证研究结果和“一带一路”战略的影响,本文认为,中国对中亚的直接投资应全方位转变投资合作模式,具体建议如下:

海外直接投资的前提是做好东道国投资环境的评估,而对于中亚这样国情复杂且国别差异也很大的国家来说,评估投资环境尤为重要^[16]。我国在对中亚 5 国直接投资之前应综合考虑东道国文化、法律制度和政治环境等因素,譬如,认真阅读中国商务部和中国驻各国大使馆经济商务参赞处公布的《对外投资合作国别(地区)指南》,为对外投资活动提供较为明确的政策导向。

投资合作对象以哈萨克斯坦为主导,带动与其他中亚 4 国的合作。可加大对哈萨克斯坦、塔吉克斯坦、土库曼斯坦这些投资环境较好、吸收外资能力较强的国家的投资比例;对于吉尔吉斯斯坦和乌兹别克斯坦投资环境较差的国家,不应望而却步,而应给予基础设施等方面的投资援助,加强双方建设“新丝绸之路经济带”的信心。

投资领域的重心应从能源领域向基础设施建设、农业等非能源领域偏移。中亚 5 国希望中国加大对对其农业、交通、电信行业、高新科技等领域的投资合作,因此中国更应加大对中亚 5 国非资源领域及关乎民生发展领域的投资。基础设施的建设是“新丝绸之路经济带”上国家经贸发展的基础,然而中亚国家基础设施滞后制约着中国和中亚各国的经贸合作,中国有必要参与或投资中亚各国的基础设施建设^[17]。

投资合作方式可以“以点带面”、“循序渐进”。要发挥新疆的地缘优势,通过新疆与中亚的次区域经济合作来带动中国和中亚国家间经济合作;另外,也可利用上海合作组织作为政治外交和经济合作的重要平台,加快“新丝绸之路经济带”的建设和上合组织的转型^[18],以转型的上合组织为平台增强组织成员国的经济合作,推进投资便利化规划的落实。

参考文献:

- [1] 桑百川,杨立卓.拓展我国与“一带一路”国家的贸易关系:基于竞争性与互补性研究[J].经济问题,2015(8):1-5.
- [2] 魏巧琴,杨大楷.对外直接投资与经济增长的关系研究[J].数量经济技术经济研究,2003(11):93-97.
- [3] 肖黎明.对外直接投资与母国经济增长:以中国为例[J].财经科学,2009(8):111-117.
- [4] 冯彩,蔡则祥.对外直接投资的母国经济增长效应:基于中国省级面板数据的考察[J].经济经纬,2012(6):46-51.
- [5] 秦磊.中国对外直接投资对 GMS 东道国影响分析:以越南、柬埔寨、老挝为例[J].学术探索,2011(8):39-42.
- [6] WHALLEY J, WEISBROD A. The contribution of Chinese FDI to Africa's pre crisis growth surge [J]. Global Economy Journal, 2012, 12(4):1-28.
- [7] 汪文卿,赵忠秀.中非合作对撒哈拉以南非洲国家经济增长的影响:贸易、直接投资与援助作用的实证分析[J].国际贸易问题,2014(12):68-79.
- [8] FRANK S H. FDI, exports and GDP in east and southeast Asia-panel data versus time series causality analyses [J]. Journal of Asian Economics, 2006, 17:1082-1106.
- [9] RANJAN K D, PCParida. FDI, Services trade and economic growth in India: empirical evidence on causal links [J]. Empirical Economics, 2013, 45(1):217-238.
- [10] BORENS Z E, DEOREGORIO J, LEE J W. How does foreign direct investment affect economic growth? [J]. Journal of International Economics, 1998, 45(1):115-135.
- [11] MARIA C, ROSS L. Does foreign direct investment accelerate economic growth? [J/OL]. [2002-06]. SSRN; <http://ssrn.com/abstract=314924>.
- [12] 韩家彬,张振,李豫新.进出口贸易、FDI对金砖 5 国经济增长影响的比较研究[J].国际贸易问题,2012(11):66-73.
- [13] 陈强.高级计量经济学及 Stata 应用[M].北京:高等教育出版社,2010:172-181.
- [14] 钱晓萍.中国与中亚五国双边投资条约准入规则研究:以中国的立场为出发点[J].现代经济探讨,2014(6):60-63.
- [15] 曾向红.中国的中亚外交与丝绸之路经济带的构建[J].上海交通大学学报:哲学社会科学版,2015,3(23):5-14.
- [16] 张远鹏,李玉杰.对外直接投资对中国产业升级的影响研究[J].世界经济与政治论坛,2014(6):1-15.
- [17] 林跃勤.“一带一路”构想:挑战与应对[J].湖南财政经济学院学报,2015(2):5-17.
- [18] 丁志刚.建设“丝绸之路经济带”背景下的中国中亚外交[J].社会科学家,2014(9):13-17.