【长三角研究】

OFDI对地区出口的影响研究
——基于江苏和“一带一路”沿线国家数据的检验

王丽萍,王晶晶,王 琴
(南京邮电大学 经济学院,江苏 南京 210023)

摘 要:利用2007—2018年江苏对“一带一路”沿线41个国家的出口与OFDI面板数据,对OFDI影响出口的总体效应及其国别、地区和时间差异进行实证检验。结果表明:总体上,江苏对“一带一路”沿线国家的OFDI对出口具有显著的促进作用;分国别来看,江苏对“一带一路”沿线中低及低收入国家OFDI的出口促进效应显著强于对高收入国家和中高收入国家的促进效应;分地区来看,江苏对位于亚洲的“一带一路”国家OFDI的出口促进效应显著强于对位于中东欧的“一带一路”国家的促进效应,江苏对属于独联体的“一带一路”国家OFDI的出口效应为负;从时间上来看,2014—2018年江苏对“一带一路”沿线国家OFDI的出口促进效应显著弱于2007—2013年。

关键词:“一带一路”; 对外直接投资;出口

中图分类号:F125 **文章编号**:1673-5420(2020)02-0071-14

自2000年10月党的十五届五中全会首次提出实施“走出去”对外投资的国家战略以来,中国OFDI(Out-ward Foreign Direct Investment,对外直接投资)迅猛发展。2013年提出的“一带一路”倡议进一步丰富和扩展了“走出去”战略的内涵。党的十九大报告明确提出,以“一带一路”建设为重点,坚持“引进来”和“走出去”并重,遵循共商共建共享原则,支持企业积极稳妥“走出去”,提升国际化经营水平,与东道国实现共同发展。位

收稿日期:2020-01-17 **本刊网址**:http://nysk.njupt.edu.cn
作者简介:王丽萍,讲师,研究方向:国际贸易。
基金项目:国家社科基金青年项目“‘一带一路’倡议下服务企业OFDI模式选择及生产率效应研究”(18CJY043);教育部人文社会科学青年基金项目“服务业开放对全要素生产率提升的影响机制与路径选择:基于企业异质性视角的研究”(16YJC790098);江苏省社科应用研究精品工程课题“江苏对‘一带一路’沿线国家OFDI的贸易效应研究”(18SYB-123);南京邮电大学人文社会科学研究基金项目“我国服务贸易结构的变动及其对国内就业影响的研究”(NYS214008)

于“一带一路”交汇点的江苏,在全国持续推进“走出去”战略的背景下,凭借较好的经济基础及明显的区位优势,成为中国 OFDI 发展最快的省份之一。据统计,江苏 OFDI 流量从 2009 年的 10.63 亿美元增长至 2016 年的 142.24 亿美元,年均增幅高达 49.73%。虽然在 2017 年、2018 年出现了回落,但仍然保持了 90 亿美元以上的规模。可以认为,OFDI 正逐渐成为继外贸和外商直接投资之后推动江苏外向型经济发展的新动力。

随着“一带一路”倡议的稳步推进,江苏与“一带一路”沿线国家的投资关系越来越密切。据统计,截至 2019 年第三季度,江苏在“一带一路”沿线国家和地区的投资项目超过 1 000 个,协议投资 157.7 亿美元。在逆全球化浪潮下,江苏对外贸易面临巨大的下行压力,而“一带一路”倡议为江苏经济发展带来了新机遇。厘清 OFDI 与出口之间的关系,对于合理布局 OFDI,促进江苏对“一带一路”沿线国家 OFDI 与出口的协调发展具有现实意义。

一、文献综述

国际投资与国际贸易是一国参与国际经济合作的两种重要方式,它们的协调发展对于推动经济可持续发展意义重大。国际投资与国际贸易之间究竟存在何种关系?长期以来,这个问题一直是国内外学术界关注的焦点。从现有文献来看,它们之间存在三种关系:替代、互补和权变。

最早提出投资与贸易两者之间存在替代关系的是 Mundell,他认为,在两国拥有相同的生产函数以及仅存在两种不同要素密集型产品的前提下,投资与贸易呈完全替代关系[1]。Vernon 通过研究美国跨国公司的 OFDI 发现,OFDI 对出口的替代作用会随着产品生产周期的缩短变得越来越强,并最终导致母国由出口国转变为进口国[2]。Dunning 提出的国际生产折衷理论认为,当企业同时具备所有权优势、内部化优势和区位优势时,便会考虑以 OFDI 的方式进入国际市场,出口贸易额会因此而减少[3]。

20 世纪 70 年代以后,随着“投资与贸易相互替代论”对现实的解释力逐渐减弱,提出新贸易理论的经济学家们将产品差异、规模报酬递增和不完全竞争等贸易动因引入理论分析框架,使“投资与贸易互补论”得到了越来越多的支持。Kojima 是支持这一论点的典型代表,他认为将母国已经或即将处于比较劣势的“边际产业”依次进行 OFDI,可以利用东道国的比较优势促进双边贸易的发展[4]。Helpman 认为,对外贸易的动机建立在规模报酬递增以及产品差异化的基础上,OFDI 会导致产业间贸易、产业内贸易及公司内贸易三者并存且同时增长[5]。

20 世纪 80 年代以来,随着贸易和投资一体化趋势日益明显,投资与贸易的关系变得日益复杂,有学者提出投资与贸易之间存在权变关系。例如,Markusen 和 Svensson 认

为贸易和非贸易要素合作与否决定了投资与贸易之间的关系究竟是替代还是互补[6]。Patrie 认为,市场导向型 OFDI 通常会产生贸易替代作用,而生产导向型 OFDI 则会产生贸易促进作用[7]。Head 等利用企业微观层面数据进行研究,发现垂直型 OFDI 产生贸易创造效应,而水平型 OFDI 产生贸易替代效应[8]。Hejazi 和 Safarian 认为美国制造业的 OFDI 与出口呈互补关系,服务业的 OFDI 则与出口呈替代关系[9]。Blonigen 认为投资与贸易之间替代或互补,与投资的短期或长期效应有关[10]。Swenson 发现,所涉及的产业分类精细化程度决定了 OFDI 与贸易的关系是互补还是替代[11]。

中国学者早期关于投资与贸易关系的研究主要探讨的是作为东道国的中国利用外商直接投资对中国进出口贸易的影响。随着“走出去”战略的实施及中国 OFDI 的飞速增长,众多学者开始以中国为母国,研究 OFDI 与进出口贸易的关系。大部分研究表明 OFDI 与贸易呈互补关系。例如,蔡锐和刘泉基于小岛清的“边际产业理论”,利用 1990—1999 年的数据进行分析,结果显示中国对不发达国家的 OFDI 对贸易总体上具有促进作用[12]。项本武采用引力模型进行实证分析,认为中国对东道国的 OFDI 对中国出口能够产生创造效应[13]。张春萍利用 1996—2010 年中国对 18 个国家(地区)OFDI 与进出口贸易的面板数据进行实证研究,发现中国对主要东道国(地区)的 OFDI 具有明显的进出口创造效应[14]。蒋冠宏和蒋殿春利用数据匹配法为 2005—2007 年 1 498 家有对外直接投资的工业企业找到可供比较的对照组,运用倍差法证实了中国企业的 OFDI 总体上对出口有正向影响,且 OFDI 的“出口效应”呈现倒“U”型。同时,商贸服务类投资显著促进了企业出口,对高收入国家投资的“出口效应”最为明显[15]。此外,越来越多的国内文献在研究 OFDI 贸易效应时开始关注 OFDI 的内生性问题,并且认为水平型 OFDI 与出口是替代关系,垂直型 OFDI 与出口是互补关系[16-17]。

随着“一带一路”倡议的提出和推进,开始有学者将“一带一路”沿线国家作为东道国来研究中国 OFDI 的贸易效应。例如,徐赟、王煌、任志成等得出了较为一致的结论:中国对“一带一路”沿线国家的 OFDI 明显促进了双边贸易的增长[18-20]。江苏地处“一带一路”交汇点,又是中国 OFDI 发展最快的省份之一,研究江苏对“一带一路”沿线国家 OFDI 的出口效应,既可以为江苏今后更好地实施“走出去”战略提供参考依据,又可以丰富中国 OFDI 贸易效应的相关研究。

二、模型设定及数据说明

(一) 模型设定及变量选取

最早由 Tinbergen 提出的贸易引力模型指出:两国双边贸易流量与双方经济总量成正比,与双方地理距离成反比。此后,很多学者根据各自的研究目的对该模型进行了应

用、验证和拓展。贸易引力模型的基本表达式为:

$$T_{ijt} = AY_{it}^{\alpha_1} Y_{jt}^{\alpha_2} D_{ijt}^{\alpha_3} \tag{1}$$

式(1)中,T_{ijt}表示 t 年 i 国与 j 国的双边贸易流量,A 为常数。Y_{it}和 Y_{jt}分别表示 i 国与 j 国 t 年的国内生产总值,用以衡量两国的经济总量。D_{ijt}表示两国之间的地理距离。对式(1)两边取自然对数,可得:

$$\ln T_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 \ln Y_{jt} + \alpha_3 \ln D_{ijt} \tag{2}$$

由于 OFDI 和贸易一样都会受到经济规模和距离等因素的影响,因此,贸易引力模型已经成为研究 OFDI 贸易效应的标准范式。为了检验江苏对“一带一路”沿线国家 OFDI 的出口效应,在式(2)右边增加 OFDI、双方人口、是否具有共同语言,以及双边实际汇率四个变量,同时,用出口流量替换双边贸易流量,用双方人均 GDP 替换 GDP,用双方人口加权距离替换地理距离,构建如下扩展贸易引力模型:

$$\ln Ex_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Ofdi_{ijt} + \beta_2 \ln Pgdp_{it} + \beta_3 \ln Pgdp_{jt} + \beta_4 \ln Pop_{it} + \beta_5 \ln Pop_{jt} + \beta_6 \ln Dist_{ij} + \beta_7 Coml_{ij} + \beta_8 \ln Rer_{ijt} + \mu_j + v_t + \varepsilon_{ijt} \tag{3}$$

式(3)中,下标 i 和 j 分别代表江苏和“一带一路”沿线第 j 个国家,下标 t 表示研究年份。ln 表示取变量的自然对数值。Ex 和 $Ofdi$ 分别表示江苏对“一带一路”沿线各国的出口和直接投资。$Pgdp$ 和 Pop 分别表示人均 GDP 和人口总数,用以衡量双方经济发展水平和市场规模对出口的影响。$Dist$ 是江苏与“一带一路”沿线各国的人口加权距离,用以衡量双边贸易的“冰山”成本。$Coml$ 为共同语言虚拟变量,当双方具有共同语言时该变量取值为 1,否则取值为 0。Rer 表示人民币与”一带一路”沿线各国货币的双边实际汇率,用以衡量相对货币成本对出口的影响。$\beta_0 \sim \beta_8$ 均为方程中的估计系数。μ 表示国别固定效应,代表“一带一路”沿线各国不随时变的独有特征。ν 表示时间效应,反映“一带一路”沿线各国共同面对的时变扰动。ε 为随机扰动项,用来衡量随机误差或随机性因素。

(二)数据来源及说明

截至 2019 年 10 月底,中国已经同 137 个国家和 30 个国际组织签署 197 份共建“一带一路”的合作文件。由于江苏从 2007 年才开始统计“境外投资主要国别地区情况”,因此本研究选取的样本的时间跨度为 2007—2018 年,结合数据的可获得性,最终选取江苏对“一带一路”沿线 41 个国家的出口、OFDI 等面板数据。其中,出口、OFDI 和江苏人口数据均来源于历年《江苏统计年鉴》;“一带一路”沿线各国的人口数据来源于世界银行数据库;江苏和“一带一路”沿线各国的人均 GDP 是根据《江苏统计年鉴》和世界银行数据库的相关数据计算而得。江苏与“一带一路”沿线各国的人口加权距离、是否具有共同语言等数据来自法国国际经济研究所(CEPII)数据库。由于无法直接获得各年份人民币对“一带一

路”沿线各国货币的双边实际汇率数据,本文参照胡兵、乔晶的方法,利用世界银行数据库公布的人民币对美元的名义汇率,“一带一路”沿线各国货币对美元的名义汇率,以及相关消费价格指数进行计算得出双边实际汇率(采用间接标价法),计算公式如下[21]:

$$\ln Rer_{ijt} = \ln\left(\frac{Er_{it}}{Er_{jt}} \cdot \frac{P_{it}}{P_{jt}}\right) \tag{4}$$

式(4)中,Rer_{ijt}表示人民币对“一带一路”沿线第 j 个国家货币的双边实际汇率。Er_{it} 和 Er_{jt}分别表示人民币、“一带一路”沿线各国货币对美元的名义汇率。P_{it}和 P_{jt}分别表示江苏和“一带一路”沿线各国的消费者价格指数。为了消除价格因素的影响,文中江苏对“一带一路”沿线各国的出口、OFDI 以及江苏和“一带一路”沿线各国的人均 GDP 均以 2010 年不变价美元度量,单位为万美元。另外,由于负值无法取对数,因此本文将负值 *Ofdi* 做归零处理。各变量的描述性统计见表 1。

表 1　变量的描述性统计

变量	含义	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln Ex_{ijt}$	出口额对数	11.53	1.25	8.47	13.84
$\ln Ofdi_{ijt}$	OFDI 对数	6.77	2.13	-0.22	11.31
$\ln Pgdp_{it}$	江苏人均 GDP 对数	-0.07	0.29	-0.60	0.33
$\ln Pgdp_{jt}$	“一带一路”沿线各国人均 GDP 对数	-0.49	1.26	-2.66	1.94
$\ln Pop_{it}$	江苏人口总数对数	8.98	0.01	8.95	8.99
$\ln Pop_{jt}$	“一带一路”沿线各国人口总数对数	7.57	1.54	4.64	11.81
$\ln Dist_{ijt}$	双方人口加权距离对数	8.51	0.43	7.40	8.99
$Coml_{ij}$	共同语言虚拟变量	0.05	0.22	0.00	1.00
$\ln Rer_{ijt}$	双边实际汇率对数	1.58	2.96	-3.19	7.95

三、实证结果及分析

(一) OFDI 影响出口的总体效应

本文使用的是面板数据,可以选择混合 OLS、固定效应以及随机效应等估计方法。但是,考虑到 OFDI 可能存在内生性,采用不恰当的估计方法会导致估计结果偏差较大,故将 $\ln Ofdi_{ijt}$的一阶滞后项作为其自身的工具变量,采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行

估计。① 之所以将 $\ln Ofdi_{ijt}$ 一阶滞后项作为工具变量是因为:第一,上期 OFDI 与当期 OFDI 高度相关且对当期出口存在影响。对 $\ln Ofdi_{ijt}$ 一阶滞后项进行弱工具变量检验,得到 F 统计量为 10.289 5(超过临界值 10),且 F 统计量的 p 值为 0.001 6,可以拒绝"弱工具变量"的原假设。另外,最小特征值统计量为 7.535 8,大于对应的临界值 6.66,因此,在结构方程中对内生解释变量的显著性进行"名义显著性水平"为 5% 的沃尔德检验,假如可以接受"真实显著性水平"不超过 20%,同样可以拒绝"弱工具变量"的原假设。这表明 $\ln Ofdi_{ijt}$ 一阶滞后项满足"工具变量与内生解释变量相关"这一条件。第二,从当期的角度看,上期 OFDI 的取值已经固定,因此与当期的干扰项不相关,这表明 $\ln Ofdi_{ijt}$ 一阶滞后项满足"工具变量外生性"这一条件。对于不存在内生性的其他解释变量,将其自身作为工具变量参与 2SLS 的估计。为了检验估计结果是否稳健,本文在实证结果部分一并列出了混合 OLS、固定效应模型、随机效应模型和 2SLS 的估计结果并加以比较和分析。为了减少异方差带来的影响,本文所有回归均采用稳健标准差对回归系数的显著性进行检验。所使用的分析软件是 STATA 15.0。

表 2 中的模型 1 ~ 8 列出的分别是逐步加入变量时的 2SLS 估计结果,可以看出,在逐步加入变量的过程中,所有变量的系数符号都很稳定且核心解释变量 $\ln Ofdi_{ijt}$ 的系数在各模型中均非常显著,说明估计结果较为稳健。由于模型 8 的估计结果拟合优度较高,故将其作为基准模型来分析各个解释变量对出口的影响。

(1)OFDI 对数($\ln Ofdi_{ijt}$)系数为 0.179 且在 1% 的水平上统计显著,符合贸易引力模型的理论预期,表明在控制其他因素并有效剔除内生性偏误后,OFDI 每增加 1%,出口就会增加 0.179%,这说明江苏对"一带一路"沿线国家的 OFDI 对出口具有显著的促进作用。

(2)江苏人均 GDP 对数($\ln Pgdp_{it}$)系数和人口总数对数($\ln Pop_{it}$)系数在大多数模型中都不显著,其中人均 GDP 系数符号为负,与贸易引力模型的理论预测不一致。原因可能是在本文涉及的东道国中,贸易小国和中、低收入国家所占比重较大,它们一般对于低技术、低附加值的产品需求较多。而随着经济实力的增强、人均 GDP 的提高及出口结构的优化升级,江苏对这些国家的出口必然相应减少。

(3)东道国人均 GDP 对数($\ln Pgdp_{jt}$)系数和人口总数对数($\ln Pop_{jt}$)系数均为正,且都在 1% 的水平上统计显著,说明它们对出口的促进作用明显,这和贸易引力模型的一般结论相一致,即随着东道国经济发展水平的提高和市场规模的扩大,其进口需求会不断增加。

---

① 陈强在《高级计量经济学及 Stata 应用》中指出:"虽然在扰动项存在异方差或自相关时,广义矩估计法(GMM)比 2SLS 与工具变量法更为有效,但是在恰好识别的情况下,GMM 还原为普通的工具变量法,只有在过度识别的情况下才有必要使用 GMM。"本文属于恰好识别的情况,故选择球型扰动项的假定下最有效率的方法——两阶段最小二乘法(2SLS)。北京:高等教育出版社,2010。

(4)双方人口加权距离对数($\ln Dist_{ij}$)系数为负,且在 1% 的水平上统计显著,表明距离对出口有显著的阻碍作用,这也符合贸易引力模型的理论预期,说明双方距离越远、运输成本和交易成本越高,双方的贸易量就会越少。

(5)共同语言($Coml_{ij}$)系数为正且较为显著,表明其对出口具有较为明显的正向影响,说明如果贸易双方官方语言相通,贸易谈判会更加便利,交易成本会更低,贸易的开展会更加顺利。但是,可以预计,随着互联网技术的发展,各国间经贸合作交流的渠道和途径会不断拓展,语言因素对国际贸易的影响将日渐减弱。

(6)双边实际汇率对数($\ln Rer_{ijt}$)系数为负并在 10% 的水平上统计显著,符合理论预期,表明人民币升值对江苏出口具有一定的负面影响。

表 2　基于 2SLS 的全样本估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
$\ln Ofdi_{ijt}$	0.235*** (0.055)	0.286*** (0.072)	0.308*** (0.070)	0.316*** (0.070)	0.304*** (0.059)	0.167*** (0.053)	0.146*** (0.050)	0.179*** (0.064)
$\ln Pgdp_{it}$		−0.628* (0.352)	−0.711** (0.348)	−4.541 (3.015)	−4.072* (2.395)	−3.069 (1.965)	−2.639 (1.880)	−2.825 (1.999)
$\ln Pgdp_{jt}$			0.199*** (0.053)	0.201*** (0.054)	0.531*** (0.052)	0.818*** (0.050)	0.738*** (0.053)	0.698*** (0.068)
$\ln Pop_{it}$				89.600 (71.100)	77.450 (56.720)	62.510 (46.050)	54.100 (43.730)	56.110 (46.050)
$\ln Pop_{jt}$					0.473*** (0.043)	0.577*** (0.037)	0.590*** (0.035)	0.584*** (0.038)
$\ln Dist_{ijt}$						−1.233*** (0.168)	−1.046*** (0.163)	−1.069*** (0.182)
$Coml_{ij}$							0.491*** (0.122)	0.356** (0.151)
$\ln Rer_{ijt}$								−0.039* (0.023)
常数项	10.550*** (0.413)	10.160*** (0.541)	10.120*** (0.536)	−794.500 (638.400)	−689.200 (509.300)	−544.400 (413.700)	−470.500 (392.900)	−488.500 (413.800)
N	172	172	172	172	172	172	172	168
R^2	0.030	①	0.050	0.046	0.393	0.675	0.711	0.697

注:“*”“**”“***”分别表示在 10%,5% 和 1% 的水平上显著;括号中为稳健标准差;①表示 STATA 未报告此数值

表 3 中的模型 1 ~3 列出的分别是混合 OLS 模型、固定效应模型(FE)和随机效应模型(RE)的估计结果。比较几种不同方法的估计结果可以看出,$\ln Ofdi_{ijt}$的系数在模型 1 中为正且在 1% 的水平上统计显著,与上文 2SLS 的估计结果一致,表明 2SLS 估计结果较为稳健。虽然在模型 2 和模型 3 中 $\ln Ofdi_{ijt}$的系数为负,但都不显著。

表 3 基于不同方法的全样本估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3
$\ln Ofdi_{ijt}$	0.063*** (0.018)	-0.001 (0.010)	-0.004 (0.011)
$\ln Pgdp_{it}$	-1.048 (1.689)	-0.022 (0.939)	-0.729 (0.685)
$\ln Pgdp_{jt}$	0.753*** (0.049)	1.324*** (0.351)	1.073*** (0.194)
$\ln Pop_{it}$	21.670 (38.690)	7.267 (18.950)	19.000 (15.410)
$\ln Pop_{jt}$	0.662*** (0.035)	-0.004 (0.699)	0.891*** (0.124)
$\ln Dist_{ijt}$	-1.068*** (0.115)		-1.538*** (0.372)
$Coml_{ij}$	0.787*** (0.134)		0.749* (0.389)
$\ln Rer_{ijt}$	0.005 (0.014)	-0.594** (0.222)	0.019 (0.046)
常数项	-179.300 (347.300)	-51.210 (172.300)	-152.700 (137.700)
N	220	220	220
R^2	0.748	0.586	①

注:“*”“**”“***”分别表示在 10%,5% 和 1% 的水平上显著;括号中为稳健标准差;①表示 STATA 未报告此数值

(二)OFDI 出口效应的空间差异

本文参照世界银行对各国经济水平的划分方法,将 41 个东道国划分为高收入国家、中高收入国家、中低及低收入国家 3 组,并在式(3)中引入收入虚拟变量 di_1,di_2($di_1=1$ 表示高收入国家;$di_2=1$ 表示中高收入国家;$di_1=di_2=0$ 表示中低及低收入国家),以及交互项 $\ln Ofdi_{ijt}\times di_1$,$\ln Ofdi_{ijt}\times di_2$,①利用 2SLS 进行估计,以检验江苏对东道国 OFDI 出口效应的

① 见谢宇《回归分析》:“在实际研究中,为了增加模型估计的准确性且使对组间差异的检验更为精确,我们可以引入交互项对样本总体做回归,而不是对不同人群分别做回归。为了解释的方便,在对样本总体进行回归后我们有时可以给出不同人群所对应的系数估计结果。”北京:社会科学文献出版社,2010。

国别差异。此外,按所属地理区域的不同,将 41 个东道国划分为亚洲国家、独联体国家、中东欧国家 3 组,在式(3)中引入地区虚拟变量 dr_1,dr_2($dr_1=1$ 表示独联体地区;$dr_2=1$ 表示中东欧;$dr_1=dr_2=0$ 表示亚洲),以及交互项 $\ln Ofdi_{ijt}\times dr_1$,$\ln Ofdi_{ijt}\times dr_2$,利用 2SLS 进行估计,以检验江苏对东道国 OFDI 出口效应的地区差异。两次检验的结果见表 4 模型 1 和模型 2。

表 4　引入交互项的估计结果(空间差异)

按经济水平划分各国		按所属地理区域划分各国	
变量	模型 1	变量	模型 2
$\ln Ofdi_{ijt}$	0.249** (0.108)	$\ln Ofdi_{ijt}$	0.179*** (0.061)
$\ln Pgdp_{it}$	−2.445 (1.708)	$\ln Pgdp_{it}$	−1.231 (1.738)
$\ln Pgdp_{jt}$	0.517*** (0.125)	$\ln Pgdp_{jt}$	0.806*** (0.068)
$\ln Pop_{it}$	57.060 (40.110)	$\ln Pop_{it}$	21.410 (40.870)
$\ln Pop_{jt}$	0.688*** (0.043)	$\ln Pop_{jt}$	0.655*** (0.036)
$\ln Dist_{ijt}$	−1.495*** (0.190)	$\ln Dist_{ijt}$	−1.410*** (0.167)
$Coml_{ij}$	0.633*** (0.147)	$Coml_{ij}$	0.361** (0.152)
$\ln Rer_{ijt}$	−0.031 (0.029)	$\ln Rer_{ijt}$	−0.027 (0.020)
$\ln Ofdi_{ijt}\times di_1$	−0.219** (0.104)	$\ln Ofdi_{ijt}\times dr_1$	−0.232*** (0.058)
$\ln Ofdi_{ijt}\times di_2$	−0.221** (0.106)	$\ln Ofdi_{ijt}\times dr_2$	−0.076 (0.078)
di_1	2.707*** (0.765)	dr_1	1.249*** (0.452)
di_2	1.946** (0.859)	dr_2	1.102** (0.484)
常数项	−495.500 (360.000)	常数项	−174.700 (367.000)
N	168	N	168
R^2	0.751	R^2	0.758

注:“*”“**”“***”分别表示在 10%,5% 和 1% 的水平上显著;括号中为稳健标准差

表 4 中的模型 1 显示了江苏对东道国 OFDI 出口效应的国别差异。交互项 $\ln Ofdi_{ijt}\times di_1$

和 $\ln Ofdi_{ijt} \times di_2$ 的系数均在 5% 的水平上统计显著,说明江苏对 3 组国家 OFDI 出口效应的差异在统计上十分显著。具体差异如下:江苏对中低及低收入国家的 OFDI 每增加 1%,出口就会增加 0.249%(5% 的显著水平);对高收入国家的 OFDI 每增加 1%,出口就会增加 0.030%;对中高收入国家的 OFDI 每增加 1%,出口就会增加0.028%。江苏对中低及低收入东道国 OFDI 的出口促进效应显著强于其他两组国家,其原因在于:一方面,我们对中低及低收入国家 OFDI 的动机多为资源寻求和市场寻求,涉及项目主要为资源开发类和生产加工类,因而 OFDI 不但不会减少原有出口,还可以开拓更广泛的国际市场,增加东道国消费者对我方产品的需求。我们对高收入、中高收入国家 OFDI 的主要目的在于绕过各种贸易、非贸易壁垒,寻求技术合作,主要涉及市场、技术类和品牌类项目,这使 OFDI 并不能在短期内带动出口大量增加。另一方面,由于近年来我国劳动力成本攀升,劳动密集型产业比较优势减弱,实现国内产业的转型升级迫在眉睫,我国正逐步以垂直型 OFDI 的方式将部分过剩产能及处于比较劣势的产业转移到劳动力成本更具优势的其他发展中国家。在这个过程中,江苏制造业在"一带一路"沿线基础设施和工业化相对落后的中低及低收入国家以建立生产基地的方式进行 OFDI,带动了机器设备、零部件和中间消耗品等货物的大量出口。

表 4 中的模型 2 显示了江苏对东道国 OFDI 出口效应的地区差异。具体而言:江苏对亚洲国家 OFDI 每增加 1%,出口就会增加 0.179%(1% 的显著水平);对中东欧国家 OFDI 每增加 1%,出口就会增加 0.103%。可见,江苏对这两组东道国进行 OFDI 均对出口产生了促进作用,但这一作用在亚洲东道国表现得更为明显,这充分说明 OFDI 出口效应的强弱与贸易双方地理距离的远近、文化关系的亲疏等因素有很强的关联性。另外,交互项 $\ln Ofdi_{ijt} \times dr_1$ 的 p 值显示,江苏对独联体国家 OFDI 的出口效应在 1% 的显著水平上有别于亚洲国家——OFDI 每增加 1%,出口反而减少 0.053%。原因可能在于,本研究所涉及的独联体国家只有俄罗斯和乌克兰,而在这两个国家中,江苏主要是对俄罗斯出口和投资,对乌克兰的出口和投资所占比重极低。按照世界银行的分类,俄罗斯属于中高收入国家,我们对此类国家 OFDI 的主要动机为寻求技术而不是寻求市场,因此 OFDI 并没有对出口产生促进效应。

综上所述,江苏对"一带一路"沿线国家 OFDI 的出口效应存在明显的国别差异和地区差异,但总体而言,江苏对"一带一路"沿线国家 OFDI 的出口促进效应十分显著,这进一步验证了本文结论的稳健性。

(三)OFDI 出口效应的时间差异

我国于 2013 年提出"一带一路"倡议,故本文以 2013 年为时间节点来探究该倡议提出前后江苏对"一带一路"沿线国家 OFDI 出口效应的时间差异。和上文类似,我们在式(3)中引入年度虚拟变量 dy(2013 年以后,$dy = 1$;反之,$dy = 0$),以及交互项 $\ln Ofdi_{ijt} \times$

dy,利用2SLS 进行估计,结果如表5 所示。2013 年以前 OFDI 每增加1%,出口就会增加0.439%(5%的显著水平);而 2013 年以后 OFDI 每增加 1%,出口仅增加 0.084%。根据交互项 $\ln Ofdi_{ijt} \times dy$ 的 p 值可以看出 2014—2018 年江苏对东道国 OFDI 的出口促进效应在 5% 的水平上显著弱于 2007—2013 年,其原因主要有以下三个方面:

第一,随着跨国经营能力的增强,我方企业在"一带一路"沿线国家 OFDI 的方式逐步由早期的投资建厂向海外并购转变,东道国不再需要大量进口母国机械设备和零部件用于生产基地的建设,这使 OFDI 的出口促进效应逐渐减弱。

第二,经过十几年的发展,"一带一路"东道国生产基地的生产能力逐渐增强,在一定程度上减少了对我方产品的需求。

第三,OFDI 大致可以划分为两种类型——垂直型和水平型。一般而言,垂直型 OFDI 具有出口促进效应,水平型 OFDI 具有出口替代效应[17]。结合上文实证结果可以判断,江苏对东道国的 OFDI 以垂直型为主。在全国 OFDI 由垂直型向水平型发展的大趋势下,江苏对东道国 OFDI 的出口促进效应也就随着时间的推移逐渐减弱了。

表 5　引入交互项的估计结果(时间差异)

变量	模型	变量	模型
$\ln Ofdi_{ijt}$	0.439** (0.180)	$\ln Rer_{ijt}$	-0.049 (0.032)
$\ln Pgdp_{it}$	-5.745 (3.579)	$\ln Ofdi_{ijt} \times dy$	-0.355** (0.161)
$\ln Pgdp_{jt}$	0.728*** (0.082)	dy	2.792** (1.294)
$\ln Pop_{it}$	110.600 (76.290)	常数项	-980.400 (685.900)
$\ln Pop_{jt}$	0.592*** (0.047)	N	168
$\ln Dist_{ijt}$	-1.008*** (0.226)	R^2	0.521
$Coml_{ij}$	0.201 (0.221)		

注:"*""**""***"分别表示在 10%,5% 和 1% 的水平上显著;括号中为稳健标准差

四、结论与建议

本文基于扩展贸易引力模型,利用 2007—2018 年江苏对"一带一路"沿线 41 个国

家的出口与 OFDI 等面板数据,对 OFDI 影响出口的总体效应及其国别差异、地区差异和时间差异进行检验。主要结论如下:

(1)江苏对“一带一路”沿线国家的 OFDI 对出口具有显著的促进作用。无论是采用 2SLS 逐步加入变量进行估计,还是采用混合 OLS 方法进行估计,这一结论均成立。

(2)江苏对不同经济水平“一带一路”沿线国家 OFDI 的出口效应存在显著的统计差异:对中低及低收入东道国 OFDI 的出口促进效应最强,对高收入东道国 OFDI 的出口促进效应次之,对中高收入东道国 OFDI 的出口促进效应最弱。

(3)江苏对位于不同区域的“一带一路”沿线国家 OFDI 的出口促进效应存在显著的统计差异:对位于亚洲的东道国 OFDI 的出口促进效应最强,对位于中东欧的东道国 OFDI 的出口促进效应次之,对位于独联体地区的东道国 OFDI 的出口促进效应为负。

(4)江苏对“一带一路”沿线国家 OFDI 出口效应的时间差异表现为:2014—2018 年 OFDI 的出口促进效应显著弱于 2007—2013 年,说明 OFDI 对出口的促进效应随着时间的推移有减弱的趋势。

综上所述,江苏对“一带一路”沿线国家 OFDI 的出口促进效应总体上十分显著,而“一带一路”东道国的经济发展水平,所处地理区域的差异,以及 OFDI 方式、类型的变化,使江苏对东道国 OFDI 的出口促进效应呈现出明显的空间和时间差异。因此,一方面,应推动江苏有竞争力的行业和跨国公司继续扩大对“一带一路”沿线国家 OFDI 的规模,以减少贸易摩擦,促进出口的进一步增长。另一方面,应鼓励跨国公司根据国际投资环境的变化适时调整对东道国 OFDI 的方式和类型,增加对高收入国家和中高收入国家的水平型 OFDI,加强双方在品牌与技术等领域的合作,通过在国外设立研发设计中心、运营中心、物流中心等,实现投资结构向构建全球价值链和技术引领的方向转变。

参考文献:

[1] MUNDELL R A. International trade and factor mobility[J]. American Economic Review,1957(3):321 -335.

[2] VERNON R. International investment and international trade in the product cycle[J]. Quarterly Journal of Economics,1966(2):190 -207.

[3] DUNNING J H. Trade location of economic activity and the multinational enterprises: a search for an eclectic approach[C]//OHLIN B,HESSELBORNE P O,WIJKMAN P M. The International Allocation of Economic Activity. London:Macmillan Press,1977:395 -418.

[4] KOJIMA K. Direct foreign investment:Japanese model versus American model[M]. New York:Praeger Publishers,1978.

[5] HELPMAN E. A simple theory of international trade with multinational corporations[J]. Journal of Political Economy,1984(3):451 - 471.

[6] MARKUSEN J,SVENSSON L. Trade in goods and factor with international differences in technology[J]. International Economic Review,1985(1):175 - 192.

[7] PATRIE P. The regional clustering of foreign direct investment and trade[J]. Transnational Corporation,1994(12):329 - 364.

[8] HEAD K,HEAD L K,RIES J. Overseas investment and firm exports[J]. Review of International Economics,2002(1):108 - 122.

[9] HEJAZI W,SAFARIAN A E. The complementarity between U. S. foreign direct investment stock and trade[J]. Atlantic Economic Journal,2001(4):420 - 437.

[10] BLONIGEN B. In search of substitution between foreign production and exports[J]. Journal of International Economics,2001(1):81 - 104.

[11] SWENSON L. Foreign investment and mediation of trade flows[J]. Review of International Economics,2004(4):609 - 629.

[12] 蔡锐,刘泉. 中国的国际直接投资与贸易是互补的吗? 基于小岛清"边际产业理论"的实证分析[J]. 世界经济研究,2004(8):64 - 70.

[13] 项本武. 中国对外直接投资的贸易效应研究:基于 Panel Data 的地区差异检验[J]. 统计与决策,2007(24):99 - 102.

[14] 张春萍. 中国对外直接投资的贸易效应研究[J]. 数量经济技术经济研究,2012(6):74 - 85.

[15] 蒋冠宏,蒋殿春. 中国企业对外直接投资的"出口效应"[J]. 经济研究,2014(5):160 - 173.

[16] 全诗凡,徐清. 我国 OFDI 与出口贸易的引力模型分析[J]. 云南财经大学学报,2015(2):28 - 38.

[17] 聂飞,刘海云. 中国 IFDI、OFDI 与出口贸易的互动机制:基于跨国面板数据的实证检验[J]. 国际经贸探索,2018(1):68 - 84.

[18] 徐赟. 我国在"一带一路"的直接投资对双边贸易的影响研究[J]. 上海经济,2018(2):117 - 129.

[19] 王煌,邵婧儿. "一带一路"建设下中国 OFDI 的贸易效应研究:基于 GTAP 模型的分析[J]. 国际经贸探索,2018(2):36 - 52.

[20] 任志成,朱文博. 中国对外直接投资与进出口贸易关系:基于"一带一路"沿线国家的实证分析[J]. 南京审计大学学报,2018(5):103 - 111.

[21] 胡兵,乔晶. 中国对外直接投资的贸易效应:基于动态面板模型系统 GMM 方法[J]. 经济管理,2013(4):11 - 19.

(责任编辑:楼启炜)

Impact of OFDI on regional export: based on the data of Jiangsu Province and OBOR countries

WANG Liping, WANG Jingjing, WANG Qin
(School of Economics, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing 210023, China)

Abstract: This paper examined the general effects of Outward Foreign Direct Investment (OFDI) on export trade and its national, regional and time differences, based on the panel data of Jiangsu's OFDI and exports to 41 One Belt One Road (OBOR) countries from 2007 to 2018. The results indicate that: Jiangsu's OFDI to OBOR countries generally significantly promotes its export trade. In terms of country, the export promotion effects of Jiangsu's OFDI to low-middle-income and low income OBOR countries are significantly stronger than those to high income and middle-high-income OBOR countries; In terms of region, the effects of Jiangsu's OFDI to Asian OBOR countries are significantly stronger than those to Central and Eastern European OBOR countries, but the effects are negative in CIS OBOR countries; In terms of time, the effects from 2014 to 2018 are significantly weaker than those from 2007 to 2013.

Key words: One Belt One Road(OBOR); Outward Foreign Direct Investment(OFDI); export

(上接第 54 页)

Cross-disciplinary collaborative studies in the field of social computing: a social networking analysis based on two primary databases

JIN Jianbin, LI Zixuan
(School of Journalism and Communication, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

Abstract: As a highly interdisciplinary research domain, social computing studies typically entail the collaboration of contributors from different fields. Employing a social networking analysis approach, we conducted a bibliometric analysis of the cross-disciplinary collaborations in the research field of social computing. The analyses include organizational level and individual level investigations and comparisons, as well as the longitudinal evolution patterns over the years. It is found that in both levels, generally speaking, the collaboration networks are quite loose and sparse with low-level of collaborations. The evolution of collaboration level is characterized by a pattern of increasing first then declining in the past decade, with 2016 as the peak point of the trajectory. Even at the golden time of cross-disciplinary collaboration in 2016, authors from information science or computer science dominated the authorship of those collaborative researches.

Key words: social computing; cross-disciplinary collaboration; institutional collaboration; author collaboration; social network analysis