

欢迎按以下格式引用:何艳,鲁瑞芸,彭仁星. OFDI、区域创新与出口质量提升:基于长江经济带的研究[J]. 长江大学学报(社会科学版),2021,44(4):66-71.

OFDI、区域创新与出口质量提升:基于长江经济带的研究

何艳 鲁瑞芸 彭仁星

(湖北工业大学 经济与管理学院,湖北 武汉 430068)

摘要:选取2003~2019年长江经济带11个省(市)的面板数据,基准回归后证实OFDI能提升地区出口质量,运用中介模型发现区域创新是其中介渠道。分组检验结果显示,在长江经济带下游地区,OFDI对出口质量的提高是通过区域创新渠道进行的,而区域创新在中游地区并不是唯一渠道,在上游地区则没有发挥任何作用。可见区域创新的渠道作用存在区域异质性,且受到地区技术水平的影响。

关键词:长江经济带;对外直接投资;区域创新;出口质量

分类号:F127;X322 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2021)04-0066-06

一、引言

随着加入WTO和“走出去”战略的实施,中国对外直接投资(OFDI)的规模不断扩大。《2021世界投资报告》的数据显示,2020年中国对外投资达到1330亿美元,虽然比2019年下降3%,但却一跃成为世界上最大投资者。长江经济带横跨东、中、西部三大区域,2020年生产总值占全国的46%,OFDI约占1/4。可见,长江经济带的发展不仅有利于全国区域协调发展,而且有利于全方位推进对内对外综合开放。对外直接投资存在许多溢出效应,包括利润回流、管理提升、技术创新等。本文拟研究长江经济带的OFDI是否有效提升区域创新,以及该效应能否提高地区出口质量,这对于全国OFDI研究具有一定的借鉴意义。

二、文献综述

大量文献证明OFDI与区域创新存在着关联。Kogut等(1991)最早开始相关研究,他们猜想不具备所有权优势的日本企业对美国进行投资的目的可

能在于获取美国先进技术,提升本国的创新水平^[1]。Coe et al. (1995)建立CH理论模型,证实国内外技术资源对一国技术创新的提升有共同影响^[2]。Lichtenberg等(1998)则建立了LP模型,发现通过海外投资活动获取的国外技术资源有利于本国的技术水平和生产率提升^[3]。黄飞霞(2014)基于不同年份的省级面板数据,验证了我国创新活动受到OFDI的影响^[4]。殷晓红(2019)提出,在最优研发投入区间内,OFDI对区域创新能力存在显著的积极影响^[5]。韩慧等(2018)得出当母国与东道国处于最优技术差距时,对外直接投资行为能最大程度提升创新能力^[6]。杨世迪等(2021)基于省际面板数据发现对外直接投资能显著提升区域绿色创新效率^[7]。

关于OFDI与出口的关系一直是学术界研究的热点,研究方向主要集中在对外直接投资与出口规模、出口结构和出口质量上。Mundell(1957)以H-O-S模型为研究框架,从理论上首次揭示了贸易与资本流动为替代关系^[8]。小岛清(1987)则认为贸易和投资在比较成本的原则上相互促进^[9]。针对中国的研究,研究结论大部分支持对外投资有显著

收稿日期:2021-05-22

基金项目:湖北省教育厅哲学社会科学基金项目“‘一带一路’背景下湖北省产业集群嵌入全球价值链的能力研究”(20Y047)

第一作者简介:何艳(1979-),女,湖北仙桃人,教授,博士,主要从事区域经济研究。

的贸易促进效应(张春萍,2012)^[10]。OFDI也会影响出口质量。景光正等(2016)发现,技术反馈效应等使得 OFDI 对出口产品质量有明显提升作用^[11]。张凌霄等(2016)认为技术寻求型对外投资能推动出口产品质量升级^[12]。王培志等(2020)从国内附加值率角度证实,对外直接投资可以通过提升企业全要素生产率和优化出口产品结构显著提高企业出口国内附加值率^[13]。

也有学者对区域创新与出口的关系进行了研究,王蕾(2018)认为创新对出口规模存在显著促进作用^[14]。汪发元等(2018)发现长江经济带的金融水平与科技创新结合能有效提升出口贸易技术水平^[15]。王瑾等(2019)发现区域创新要素投入对出口技术复杂度有显著提升作用^[16]。

综上所述,现有文献对 OFDI、区域创新和出口质量提升均进行了丰富的研究。然而,OFDI 是否通过区域创新渠道作用于出口质量?目前针对这一问题的研究并不丰富。本文通过构建对外直接投资、区域创新与出口质量的回归模型,验证三者之间的关系。再以区域创新为中介变量构建中介模型,探究对外直接投资影响出口的渠道,同时考虑到区域异质性,将长江经济带划分为上、中、下游,分别进行中介效应检验。区别于已有文献,本文将进一步充实对外投资与贸易的关系研究,并探究不同区域差异下投资与贸易的关系是否会发生变化。

三、模型设定及数据说明

(一)计量模型构建

本文首先使用普通最小二乘法(Ordinary Least Square, OLS)回归分析对外直接投资、区域创新与出口质量之间的关系,模型设定为:

$$\ln ES_{i,t} = C_1 + \delta_1 \ln OFDI_{i,t} + \alpha_1 \ln CX_{i,t} + \beta_1 V_{i,t} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,ES 为出口质量,lnES 为其对数;*i* 和 *t* 分别表示省(市)和年份;OFDI 表示各省(市)对外直接投资,CX 表示区域创新水平,lnOFDI 和 lnCX 分别为它们的对数。控制变量选择第三产业占比、人力资本、常住人口、政府资助等指标的对数。 ϵ_{it} 表示随机扰动项。

为进一步验证对外直接投资通过区域创新渠道影响地区出口质量,本文构建以对外直接投资(lnOFDI)作为解释变量,出口质量(lnES)作为被解释变量,创新水平(lnCX)为中介变量的中介效应模型:

$$\ln ES_{i,t} = C_0 + C_1 \ln OFDI_{i,t} + C_2 V_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\ln CX_{i,t} = a_0 + a_1 \ln OFDI_{i,t} + a_2 V_{i,t} + \Phi_{i,t} \quad (3)$$

$$\ln ES_{i,t} = C'_0 + C'_1 \ln OFDI_{i,t} + b_1 \ln CX_{i,t} + C'_3 V_{i,t} + \sigma_{i,t} \quad (4)$$

其中, C_1 表示对外直接投资的总效应, a_1 表示对外直接投资影响出口质量的中介效应, C'_1 表示对外直接投资对母国出口质量的直接效应,也表示对外直接投资对母国出口质量的直接影响,对外直接投资对母国质量的中间影响为 a_1 与 b_1 的乘积,综合影响为中间影响与直接效应之和。

(二)变量设计和数据说明

1. 创新能力(CX):专利授权数有效反映了创新投入转化为创新成果的效率,能反映地区的创新力和综合科技实力。

2. 对外直接投资(OFDI):鉴于对外直接投资流量数据短期波动大,上期残值会影响当期数据,故选取对外直接投资的存量数据。

3. 出口质量(ES):用长江经济带 11 省(市)的出口技术复杂度来衡量。其计算方法借鉴 Hausman et al. (2007),在产品层面的显示性比较优势指数的基础上,利用产品出口额的占比加权测算得出。具体公式如下:

$$ES_i = \sum_j \frac{export_{ij}}{Export_{ij}} TSI_j \quad (5)$$

其中, ES_i 代表 *i* 省(市)的出口质量; $export_{ij}$ 代表 *i* 省(市)*j* 产品的出口额; $Export_{ij}$ 代表 *i* 省(市)的总出口额; TSI_j 代表 *j* 产品的出口技术复杂度,用下式给出:

$$TSI_j = \sum_i \left(\frac{RCA_{ij}}{\sum_i RCA_{ij}} pGDP_i \right) \quad (6)$$

其中, RCA_{ij} 代表 *i* 省(市)*j* 产品的显示性比较优势指数,用 *j* 产品在 *i* 省(市)的出口占比除以 *j* 产品在所有省(市)中的平均出口比重计算得到; $pGDP_i$ 代表 *i* 省(市)的人均地区生产总值; TSI_j 实际上反映的是用各省(市)出口产品的显示性比较优势指数进行加权平均的人均地区生产总值水平。

借鉴郑展鹏等(2017)的做法,我们把出口产品按贸易方式分为一般贸易产品和加工贸易产品两类,然后根据(5)式和(6)式测算出长江经济带 11 个省(市)2003~2019 年的出口复杂度。

4. 其他控制变量说明。(1)人力资本(HC),用

平均受教育年限来表示, HC 的计算公式为 $HC = \sum Y_i W_i$ 。 $i = 1, \dots, 4$, 代表小学、初中、高中、大专(本科)及以上四个阶段。 Y_i 为各阶段的受教育年限, 分别记为 6、9、12 和 16 年。 W_i 为各阶段受教育人口占全部 6 岁以上人口的比值。(2) 第三产业占比(CY3), 选取考察期内各省市第三产业增加值占地区生产总值的比例来反映。(3) 人口数量(POP), 用各省(市)历年人口总量的对数来表示。(4) 政府资助(GOV), 用政府资金在研究与开发机

构内部支出金额所占比重表示。

数据来源于历年《中国对外直接投资统计公报》《中国科技统计年鉴》《中国统计年鉴》。由于《中国对外直接投资统计公报》公布的最新数据截至 2019 年, 故本文选取的样本时间为 2003~2019 年。所涉货币数据均为当年平均汇率换算后的人民币, 均作了 GDP 平减处理以剔除物价的影响。为了降低模型的异方差问题, 对所有变量均取自然对数 ln。数据描述性统计见表 1。

表 1 面板数据的描述性统计分析

变量符号	变量含义	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
lnOFDI	对外直接投资	187	13.429	2.505	7.344	18.314
lnCX	专利申请数	187	8.846	1.631	4.913	12.078
lnES	出口复杂度	187	7.947	0.933	6.082	9.658
lnHR	人力资本	187	8.347	0.954	5.862	10.816
lnGOV	政府资助	187	0.789	0.117	0.368	0.966
lnPOP	人口	187	8.502	0.391	7.476	9.044
lnCY3	第三产业占比	187	3.755	0.168	3.431	4.286

四、对外直接投资出口效应的实证分析

(一) 基准回归

为了避免面板数据出现“伪回归”和内生性问题, 本文在回归前运用 LLC 检验、IPS 检验对各变量进行检验, 结果显示所有变量皆具备平稳性。表 2 为模型(1)的基本回归结果, 其中第(1)列和第(2)列考察了对外直接投资对出口质量的影响, lnOFDI 的系数均为正, 说明对外直接投资有利于提高区域

的出口质量。第(3)列和第(4)列考察了对外直接投资对区域创新的影响, lnOFDI 的系数也为正值, 且在 1%的水平上显著, 说明长江经济带对外直接投资有利于区域创新水平的提高。第(5)列和第(6)列考察了区域创新(lnCX)对出口质量(lnES)的影响, lnCX 的系数显著为正, 说明区域创新能促进出口质量的提升。此外, 第三产业占比、人力资本等相关控制变量的回归结果也与预期相符。

表 2 中国对外直接投资的出口效应基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnES	lnES	lnCX	lnCX	lnES	lnES
lnOFDI	0.287*** (0.010)	0.232*** (0.020)	0.567*** (0.020)	0.480*** (0.030)	—	—
lnCX	—	—	—	—	0.472*** (0.020)	0.381*** (0.030)
lnCY3	—	0.894*** (0.270)	—	0.877** (0.380)	—	0.998*** (0.250)
lnHR	—	0.139** (0.060)	—	0.296*** (0.090)	—	0.138** (0.060)
lnPOP	—	-0.166 (0.240)	—	0.236 (0.470)	—	-0.262 (0.190)
lnGOV	—	-0.0283 (0.260)	—	-0.333 (0.350)	—	0.127 (0.250)
常数项	4.087*** (0.200)	1.748 (2.390)	1.225*** (0.310)	-5.109 (4.080)	3.763*** (0.210)	1.802 (2.070)
N	187	187	187	187	187	187
R ²	0.77	0.78	0.84	0.88	0.73	0.78

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著, 括号内数值表示标准误。下同。

(二)中介效应

根据基准回归结果,对外直接投资对出口质量有显著提升作用。同时,区域创新对出口质量也有明显促进作用。因此,接下来验证区域创新是否在对外直接投资影响出口质量的过程中扮演着中介角

色。表 3 报告了以区域创新为中介变量的中介效应模型的 OLS 回归结果。第(1)、(2)、(3)列是以区域创新作为中介变量回归的直接影响、中间影响和综合影响结果。

表 3 中介效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	lnES	lnCX	lnES
lnCX	—	—	0.301*** (0.038)
lnOFDI	0.184*** (0.020)	0.463*** (0.035)	0.045 (0.025)
lnCY3	1.141*** (0.280)	0.489 (0.473)	0.994*** (0.243)
lnHR	0.334*** (0.046)	0.319*** (0.077)	0.238*** (0.042)
lnPOP	0.164* (0.101)	1.007*** (0.171)	-0.139 (0.096)
lnGOV	-0.549** (0.268)	-1.522*** (0.451)	-0.091 (0.239)
_cons	-2.553 (1.627)	-9.229*** (2.743)	0.220 (1.450)
样本量	187	187	187
Adj-R ²	0.803	0.816	0.853
F	147.18	160.93	174.44

在表 3 第(1)列中,lnOFDI 的系数为正,说明对外投资对出口质量的直接影响显著为正,即随着投资规模的增大,长江经济带的出口质量会逐渐提高。在第(2)列的中间影响中,lnOFDI 的系数为 0.463,且在 1% 的显著性水平下显著,说明对外直接投资能有效促进区域创新水平提高。在第(3)列的综合影响中,lnCX 的系数为 0.301,说明创新能提高地区出口质量。进一步地,根据 Baron & Kenny(1986)所提出的逐步回归法,中介效应是第(2)列对外直接投资的系数与第(3)列创新能力的系数之积,故本文的中间效应为 0.139(0.463 * 0.301)。正的中介效应表明,对外直接投资通过提高地区创新水平来提高地区出口质量。由于综合效应等于直接效应与中介效应之和,因此对外直接投资的综合出口效应为 0.184(=0.139+0.045),说明对外直接投资改善了出口产品质量,且区域创新这一中介渠道在其中起到了很大作用。

本文采用 Sobel 法和 Bootstrap 法对中介效应

检验,当 Sobel 检验的 Z 值呈现显著时,表示中介效应具有显著性,或者 Bootstrap 置信区间不包含 0 值时,中介效应就显著不等于 0。检验结果显示:Sobel 的 Z 统计量为 -6.795,对应的 P 值小于 0.05,说明中介效应具有显著性;在进行 5000 次 bootstrap 重复抽样以后,代表中介效应的 bs1 的置信区间不包含 0([0.096, 0.182]),代表直接效应的 bs2 的置信区间包含 0([-0.012, 0.102]),说明区域创新这一渠道在长江经济带对外直接投资与出口质量之间起完全中介作用。

(三)分组中介效应

为研究对外直接投资所引致的区域创新水平变化对出口质量的改善是否存在区域差异,本文将长江经济带 11 个省(市)按照上、中、下游分为三组,分别进行中介效应检验。上游包括重庆、四川、贵州、云南;中游包括江西、湖北、湖南;下游包括上海、江苏、浙江、安徽。将每组的直接影响和综合影响分别列入表 4。

表4 下游地区中介效应回归结果

变量	下游		中游		上游	
	(1) lnES	(2) lnES	(3) lnES	(4) lnES	(5) lnES	(6) lnES
lnCX	—	0.212*** (0.083)	—	0.282*** (0.049)	—	0.373*** (0.126)
lnOFDI	0.159*** (0.037)	0.023 (0.064)	0.263*** (0.020)	0.124*** (0.029)	0.077* (0.043)	0.057*** (0.042)
lnCY3	0.539 (0.404)	0.937** (0.418)	0.619 (0.423)	0.030 (0.339)	2.694*** (0.576)	1.684 (0.641)
lnHR	0.568*** (0.091)	0.512*** (0.090)	-0.043 (0.070)	-0.082 (0.054)	0.526*** (0.136)	-0.044 (0.231)
lnPOP	0.662*** (0.181)	0.416** (0.199)	-0.219 (0.371)	-0.506* (0.29)	0.046 (0.191)	-0.192 (0.197)
lnGOV	-0.063 (0.381)	0.006 (0.367)	0.410 (0.482)	0.136 (0.372)	-0.07 (0.547)	-0.325 (0.522)
常数项	-6.475** (2.72)	-5.560** (2.634)	4.090 (2.786)	8.674*** (2.275)	-7.964*** (3.152)	-0.377 (3.924)
样本量	68	68	51	51	68	68
Adj-R ²	0.875	0.887	0.906	0.946	0.697	0.735
F	86.65	79.61	86.9	129.41	28.48	28.17

表4中第(1)列和第(2)列模型分别反映了中介效应的直接影响和间接影响,我们发现下游地区在控制了中介变量即区域创新的影响后,对外直接投资对出口质量的直接效应为正但不显著,说明在OFDI过程中,区域创新扮演完全中介的角色。也就是说,下游地区的OFDI可以提高出口质量,且这种提高完全是通过OFDI对区域创新的提升来实现。采用Sobel法和Bootstrap法对中介效应检验后发现,Sobel的Z统计量对应的P值小于0.05,说明中介效应具有显著性;在进行5000次bootstrap重复抽样以后,代表中介效应的bs1的置信区间不包含0,代表直接效应的bs2的置信区间包含0,说明下游地区以区域创新为渠道在对外直接投资与长江经济带出口质量之间起完全中介作用。同理,观察第(3)列的直接影响和第(4)列的综合影响后,发现中游地区OFDI对出口质量的直接效应显著,即存在部分中介。这说明,虽然中游地区OFDI能促进出口质量提升,但区域创新不是提升出口质量的唯一渠道。观察第(5)列的直接影响和第(6)列的综合影响,发现在上游地区,区域创新在对外直接投资的出口效应中没有扮演中介角色。由此可见,OFDI提升长江经济带中下游地区的区域创新水平效果优于上游地区,而以区域创新为中介变量的OFDI拉动出口质量的作用存在区域异质性。由于下游地区的技术水平总体高于中游和上游,所以区域创新的

渠道作用更为明显,这说明这种渠道也会受到地区技术水平差异的影响。

(四)稳健性检验

选择OFDI和创新的滞后一期作为工具变量,运用两阶段最小二乘法(2SLS),来解决内生性问题。表5为估计结果,从结果可以看出其与OLS估计结果类似,保证了估计结果的有效性。表5中lnOFDI的系数均为正数,说明其存在拉动区域创新效应和出口质量效应。

五、结论与建议

以长江经济带11个省(市)为研究对象,深入探究了OFDI、创新对出口产品质量的影响效果,验证了区域创新在OFDI提升出口质量时是否存在中介效应。研究发现,OFDI能有效提升出口质量,区域创新是其中的重要渠道。将长江经济带11个省(市)进行上、中、下游分组讨论,发现在OFDI提升出口质量过程中,以区域创新为中介变量的中介效应受到经济差异和技术差异的影响:区域创新在下游地区起着完全中介作用,而在中游地区则是部分中介作用,在上游地区则没有起到作用。基于此,本文给出如下建议:

第一,切实提高区域创新水平。通过税收优惠、财政拨款等经济手段,促进科研创新水平的提升。积极创造高校、企业高技术人才的国际交流机会,培

表5 内生性检验的回归结果

变量	(4) lnES	(5) lnES	(6) lnCX	(7) lnES
lnOFDI	0.180*** (0.02)	—	0.469*** (0.039)	0.039 (0.028)
lnCX	—	0.353*** (0.031)	—	0.300*** (0.041)
lnCY3	1.169*** (0.289)	1.165*** (0.230)	0.312 (0.476)	1.075*** (0.248)
lnHR	0.339*** (0.048)	0.240*** (0.043)	0.327*** (0.079)	0.241*** (0.043)
lnPOP	0.188* (0.107)	-0.128 (0.102)	0.997*** (0.176)	-0.111 (0.099)
lnGOV	-0.468* (0.271)	0.153 (0.233)	-1.693*** (0.447)	0.041 (0.243)
常数项	-2.915* (1.706)	-0.589 (1.463)	-8.481*** (2.812)	—
样本量	176	176	176	176
R ²	0.787	0.842	0.806	0.844

养和引进创新型人才,为出口产品质量的提高提供技术支持。第二,切实发展高质量对外开放。在高质量发展的倡导下,长江经济带各省(市)更应该将出口策略的重心从单一的规模扩张转变到提高出口质量上来,以此提高外向型企业的国际竞争优势。政府应该坚持开放型经济体系建设,鼓励企业合理加强对外直接投资的广度和深度,进而提高出口产品质量。第三,切实促进地区协同发展。长江经济带11个省(市)经济、技术水平、出口优势等存在显著差异,各省(市)应尊重差异协同发展,发挥下游地区在经济、科技上的带动作用。

参考文献:

- [1]Kogut B,Chang S J. Technological capabilities and Japanese foreign direct investment in the United States[J]. *Review of Economics & Statistics*,1991(3)
- [2]David T Coe,Elhanan Helpman. International R&D spillovers[J]. *European Economic Review*,1995(5).
- [3]Frank R Lichtenberg,Bruno van Pottelsberghe de la Potterie. International R&D spillovers:A comment[J]. *European Economic Review*,1998(8).
- [4]黄飞霞.外商直接投资、进出口贸易与区域创新——基于湖南省面板数据的经验研究[J]. *广西财经学院学报*,2014(2).
- [5]殷晓红. OFDI 逆向技术溢出对辽宁省区域创新能力影响的实证

分析[J]. *经济师*,2019(2).

- [6]韩慧,赵国浩. 对外直接投资影响我国创新能力的机制与实证研究——技术差距视角的门槛检验[J]. *科技进步与对策*,2018(4).
- [7]杨世迪,刘亚军. 中国对外直接投资能否提升区域绿色创新效率——基于知识产权保护视角[J]. *国际经贸探索*,2021(2).
- [8]Robert A Mundell. International trade and factor mobility[J]. *The American Economic Review*,1957(3).
- [9]小島清. 对外贸易论[M]. 天津:南开大学出版社,1987.
- [10]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).
- [11]景光正,李平. OFDI 是否提升了中国的出口产品质量[J]. *国际贸易问题*,2016(8).
- [12]张凌霄,王明益. 企业对外投资动机与母国出口产品质量升级[J]. *山东社会科学*,2016(9).
- [13]王培志,孙利平. 对外直接投资能否提高企业出口国内附加值率[J]. *经济与管理评论*,2020(5).
- [14]王蕾. 我国区域创新绩效与出口贸易额相关性研究[J]. *现代经济探讨*,2018(6).
- [15]汪发元,郑军,周中林,等. 科技创新、金融发展对区域出口贸易技术水平的影响——基于长江经济带 2001~2016 年数据的时空模型[J]. *科技进步与对策*,2018(18).
- [16]王瑾,樊秀峰. 区域制度质量视角下创新对出口技术复杂度的影响研究[J]. *人文杂志*,2019(4).

特约编辑 吴爱军

责任编辑 刘玉成 E-mail:770533213@qq.com