

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2017.01.005

中国区域性对外直接投资的驱动因素:经济或制度

朱玮玮

(东南大学 经济管理学院,江苏 南京 211189)

摘要:中国对外直接投资近年来发展迅速,各区域的对外直接投资也蓬勃兴起。基于中国30个省市区的非金融类对外直接投资面板数据,以IDP理论为基础,对影响各区域对外直接投资的经济因素和制度因素进行了实证研究。结果表明,经济发展水平、出口、吸引外资和政府支持拉动了区域性对外直接投资,并且在经济发展水平较低时,政府支持将明显促进各地区的对外直接投资;金融市场化水平对区域对外直接投资的影响不显著。各因素的促进作用因地区而异,政府支持和出口对东部地区对外直接投资的影响大于中西部地区,经济发展水平和吸引外资的影响则小于中西部地区。

关键词:区域性;对外直接投资;驱动因素;经济;制度

中图分类号:F830.59 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-626X(2017)01-0048-07

一、引言与相关文献综述

自2002年中国政府实施“走出去”战略开始,中国的对外直接投资(下文也称OFDI)即表现出迅速发展的态势,“一带一路”战略更为对外投资构筑了全新格局。据联合国贸发会议统计,2014年中国对外直接投资流量为1160亿美元,位于全球第三;对外直接投资存量为7295亿美元,位于全球第九。按照中国《对外直接投资统计制度》的规定,对外直接投资的统计数据分设中央和地方两部分,^①各地区的统计数据显示,^②区域性的对外直接投资也正蓬勃发展。2014年地方非金融类OFDI流量占全国比重为51.1%,规模首次超过中央企业和单位;存量占全国比重从2004年的14.49%上升至2014年的31.6%。2014年末,在非金融类对外直接投资者中,各省市区的投资者占97%,中央企业和单位仅占3%。中央企业OFDI的存量规模虽仍占优势,但比例正逐渐缩减,地方企业OFDI的增长态势更猛。中国OFDI发展过程中的一个显著特征是非国有企业对外直接投资逐年上升,从投资者的构成来看,国有企业对外直接投资的比例从2003年的43%降

至2014年的6.7%。非国有企业正是地方企业OFDI的生力军,以华为技术、联想控股、大连万达、复星国际为代表的大批民营企业由于近年来跨国投资的成绩斐然而稳居中国非金融类跨国公司百强之内。中国各地区OFDI的繁荣兴起有利于对外直接投资的均衡发展,在“一带一路”战略推动下,区域性对外直接投资也将掀起新的高潮。在当前背景下,探讨区域性OFDI的驱动因素具有重要的现实意义。

邓宁的投资发展路径理论(IDP)是研究发展中国家对外直接投资行为的重要理论,该理论的核心内容即一国的净对外投资与该国的经济发展水平(以人均GNP来反映)存在系统的相关性关系。^[1]Andreff对转型国家的对外直接投资研究后指出,母国的经济发展水平是OFDI的主要决定因素。^[2]黄武俊等、朱华的研究都证实了该理论在中国的适用性。^{[3][4]}从区域视角看,经济发展水平也是影响地区OFDI的主要动因。^[5]根据IMF的统计,2014年中国人均GDP居全球第80位,总体相对滞后,但对外直接投资却取得了长足的发展。在人均经济水平较低的情况下,中国对外直接投资何以取得如此快速增长,国内

收稿日期:2016-11-16

基金项目:国家社会科学基金重点项目(09AZD047)

作者简介:朱玮玮(1982-),女,江苏大丰人,东南大学经济管理学院博士研究生,主要从事国际贸易和国际投资研究。

外学者对其中的推动因素进行了深入的研究,研究视角主要基于国家层面,也包括企业微观层面,但针对区域层面的分析较少。一些学者认为,制度因素是推动中国 OFDI 的关键因素,母国政府高度的政策支持有助于弱化企业对外投资的所有权和区位优势。^[67]阎大颖等利用大型工业企业数据,指出政府的政策扶植、海外关系资源、自身融资能力显著影响国内企业 OFDI,这些特殊的“制度性优势”因素将在一段时期内持续存在并影响企业的对外直接投资。^[68]林治洪等研究表明政府的宏观调控对 OFDI 除直接产生促进作用外,还包括间接作用于各种资源产生的影响。^[69]另一些学者从资金来源的角度指出金融资源的市场化程度是国内企业 OFDI 的重要影响因素,信贷资金分配市场化有助于缓解非国有企业的外源性融资困难,增加企业对外投资的倾向。^[70]^[71]李磊等对工业企业微观数据的研究也表明,信贷融资能显著促进国内工业企业的 OFDI,并且民营企业获益更多。^[72]此外,国内学者也验证了多种变量对中国 OFDI 的影响,变量的选取多数是源于经济因素的考虑。官建成、王晓静研究指出中国 OFDI 的主要决定因素是出口和 FDI。^[73]邱立成、王凤丽认为对外贸易、劳动力成本、资源需求对中国 OFDI 影响显著。^[74]张建刚通过研究 OFDI 的区域均衡与动因差异,指出出口、能源需求和产业结构对 OFDI 有重要影响。^[75]杨恺钧等通过对“金砖四国”对外直接投资的研究,表明新兴市场国家的 OFDI 与外资流入量、技术发展水平有紧密联系。^[76]

以上研究为从母国视角分析中国对外直接投资的动因积累了丰富成果。但已有文献对区域性 OFDI 驱动因素的研究仍存在以下不足:第一,现有研究成果多是基于国家宏观层面数据,按照中国对外直接投资统计制度进行研究,OFDI 的总量数据包括中央企业和单位以及各地区的对外直接投资。地方企业的 OFDI 在投资规模、投资主体、投资行业等方面与中央企业存在显著差异,已有研究难以清晰揭示各区域 OFDI 的影响因素。第二,多数学者研究认为制度因素中的政府支持对国内企业 OFDI 有重要影响,但由于数据所限,并未检验不同经济发展水平下政府支持对 OFDI 的影响。为弥补以上研究的不足,本文以 IDP 理论为基础,并基于现有文献的实证经验,利用 2003—2013 年中国各省市自治区的面板数据,以人均 GDP 代表经济发展水平,

同时以出口和吸引外资代表经济开放水平,将政府支持和金融市场化水平纳入制度因素的框架,分析区域性 OFDI 的动因,并创新性地检验不同经济发展水平下政府支持对区域 OFDI 的影响。

二、研究假设与模型设定

(一)研究假设

1. 经济因素

随着人均 GDP 的增加,各地区经济发展水平、技术水平等随之提高,对高档消费品和高技术的需求快速增长,同时本地市场出现相对饱和、生产要素价格明显上升,地区内企业趋于进行对外投资以获得经济效益。根据邓宁的 IDP 理论,一国的对外投资与该国经济发展水平关系密切,从区域角度看,各地区 OFDI 将随人均 GDP 增加而提高。

根据 IMF 的数据,2009 年中国成为世界第一的出口大国,目前仍保持第一位。Mathews 认为新兴国家的企业通常以出口作为实施国际化战略的开始,出口有助于企业在国际市场获取经验并建立广泛联系。^[77]Wei 指出积累的出口经验使企业对东道国市场的消费习惯更加熟悉,更易于吸收利用东道国的市场信息并提升适应市场的能力,减少 OFDI 过程中的信息不对称与不确定性。^[78]

随着外资大量流入中国,FDI 所含的人力资本、研发投入等因素会带来技术的扩散,有助于提高本地企业的生产率和管理水平。通过吸引外资所带来的外资企业的溢出效应和示范效应有助于加强国内企业的所有权优势,带动企业对外投资规模的扩大。同时,中国国内经济中来自国外跨国公司的竞争被广泛视为中国跨国公司外向直接投资迅速扩展的主要推动因素之一(Unctad, 2006)。

基于以上分析,本文提出假设如下:

假设 1:区域性对外直接投资与人均 GDP 正向相关。

假设 2:区域性对外直接投资与出口正向相关。

假设 3:区域性对外直接投资与吸引外资正向相关。

2. 制度因素

制度是人类社会中人们的行为准则,诺斯(North)将其定义为博弈规则,包括正式规则(宪法、产权制度和合同)与非正式规则(规范和习俗)。中国作为新兴市场国家和转型经济国家,良好的母国制度安排会成为企业 OFDI 的驱动力。^[79]母国政府

的政策会影响外向直接投资决策,中国的跨国公司认为本国政府的政策是它们国际化的一个重要推动因素(Unctad,2006)。“走出去”战略之后,政府通过各种措施鼓励和支持企业对外投资,如简化外汇审批手续、发布投资指南、加快投资手续办理、提供低利率贷款支持和一定的风险保障等。通过政府支持直接或间接地给予企业补贴,促进企业的研发和创新,提高生产率,增加企业的竞争优势。

企业对外直接投资过程中,通常有巨大的融资需要,因此,资金问题是企业 OFDI 决策的重要制约因素。中国的金融体系仍然是以银行为主导的,企业融资需求主要依靠银行的贷款机制实现。^[20]在国有银行主导的高度集中的金融体制下,非国有企业的贷款在审批手续、抵押担保、利息等方面更容易遭受“歧视性”待遇。中国作为转型国家,各领域的市场化改革都在进行之中,更加开放的金融市场有助于解决非国有企业融资困难,使企业对外投资的道路更加通畅。姜建刚、黄志勇等的研究都证明信贷资金分配的市场化有助于提高该地区的 OFDI。^{[10][21]}

根据以上分析,本文提出如下假设:

假设 4: 区域性对外直接投资与政府支持正向相关。

假设 5: 区域性对外直接投资与金融市场化水平正向相关。

3. 控制变量

根据传统对外直接投资理论,一国进行对外直接投资应当具备一定的垄断优势,如技术、专利、商标、管理经验等,技术进步与创新能力的提高会推动地区 OFDI。随着中国经济的快速发展,经济增长对资源的需求越来越大,国内的资源供给已经无法满足对能源的需求。各地区企业进行对外投资有助于获取对经济发展至关重要的矿产、天然气、石油、森林等资源。因此,将各地区的技术创新、能源消费作为控制变量纳入模型之中,以使模型更加全面。

(二)模型设定

本文选择的时间样本是 2003—2013 年。关于省际层面的数据,本文共选取 30 个省份(自治区、直辖市),西藏因数据不全未纳入样本之中。本文设定计量模型 a 如下:

$$\lnstock_{it} = \alpha + \beta_1 \ln gdp_{it} + \beta_2 \ln ex_{it} + \beta_3 \ln fdi_{it} + \beta_4 gov_{it} + \beta_5 loan_{it} + \gamma_1 \ln pat_{it} + \gamma_2 \ln eneg_{it} + \varepsilon_{it} \quad (a)$$

其中 i 表示不同截面地区, t 表示第 t 年, ε 是随

机误差项。为进一步验证在不同经济发展水平下地方政府支持对促进 OFDI 的作用,构建模型 b,将经济发展水平($\ln gdp$)和政府支持(gov)的交乘项加入模型 a 中,模型如下:

$$\lnstock_{it} = \alpha + \beta_1 \ln gdp_{it} + \beta_2 \ln ex_{it} + \beta_3 \ln fdi_{it} + \beta_4 gov_{it} + \beta_5 loan_{it} + \lambda_1 \ln gdp_{it} * gov_{it} + \gamma_1 \ln pat_{it} + \gamma_2 \ln eneg_{it} + \varepsilon_{it} \quad (b)$$

各变量说明如下:

被解释变量:对外直接投资量包括流量和存量两种指标,因为存量数据更具有稳定性,本文选取存量指标作为被解释变量。本文按当年时间的平均汇率和 GDP 平减指数(2003 为基期)对各地区非金融类对外直接投资存量进行折算,并取其自然对数($\ln stock$)。数据来源为 2003—2013 年度《中国对外直接投资统计公报》。

本文的解释变量如下:

经济发展水平($\ln gdp$):对各地区的人均 GDP 按 GDP 平减指数折算后取自然对数。

出口($\ln ex$)和吸引外资($\ln fdi$):对各地区的出口值、实际利用外资金额按当年平均汇率和 GDP 平减指数进行折算,并取其自然对数。

政府支持(gov):地方政府对企业资金和政策等的支持的主要来源即财政资金,以各地区当年财政支出占 GDP 的比重衡量政府对地区内企业 OFDI 提供支持的能力。

金融市场化水平($loan$):以信贷资金在国有和非国有企业之间的分配来衡量。因为缺乏各省或地区信贷资金分配的直接数据,本文参考余官胜等的方法,以金融机构贷款余额和国有企业总负债的比值来度量各地区金融市场化水平。^[14]在国有企业总负债规模一定的情况下,该比值越大,说明金融机构为非国有企业提供贷款的能力越强,信贷资金分配的市场化水平越高。

同时,本文引入如下变量作为控制变量:

技术创新($\ln pat$):取各地区历年专利授权数量的自然对数。

能源消费($\ln eneg$):取各地区历年能源消费总量的自然对数,所指能源包括煤炭、焦炭、原油、燃料油、汽油、天然气等。

以上数据主要来源于各年《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》、《中国财政年鉴》、《中国能源统计年鉴》和各地区统计年鉴。表 1 所列为各变量名称及具体含义。

表 1 各变量名称、符号及含义

变量名称	变量符号	含义
对外直接投资	lnstock	各地区非金融类对外直接投资存量取对数
经济发展水平	lngdp	各地区人均 GDP 取对数
出口	lnex	各地区出口值取对数
吸引外资	lnfdi	各地区实际利用外资金额取对数
政府支持	gov	各地区当年财政支出占 GDP 的比重
金融市场化水平	loan	各地区金融机构贷款余额和国有企业总负债的比值
技术创新	lnpat	各地区专利授权数量取对数
能源消费	lneneg	各地区能源消费总量取对数

三、实证结果与分析

在进行实证分析之前,首先对各变量的相关系数进行检验。各解释变量的方差膨胀因子(VIF)均小于 10,根据经验法则,变量之间不存在严重的多重共线性问题。文中以 stata11 作为计量分析工具进行面板回归分析。面板回归的分析方法包括混合最小二乘估计、固定效应估计、随机效应估计等。本文回归分析中采取 Wald 检验来选择混合截面回归还是固定效应,结果为拒绝了混合截面回归原假设($F(29, 293)=31.06, Prob>F=0.0000$);选择 B-P 检验确定混合截面回归还是随机效应,结果为拒绝了混合截面回归原假设($\chi^2(7)=2090.14, Prob>\chi^2=0.0000$);以 Hausman 检验来判定随机效应还是固定效应,结果显示应选择随机效应($\chi^2(7)=8.09, Prob>\chi^2=$

0.3244)。由于面板数据可能存在一定的异方差、序列相关和截面相关问题,对于适用随机效应的模型, Parks(1967)和 Greene(2000)提出,使用可行广义最小二乘法(FGLS)进行估计可减少误差。

(一)全样本 FGLS 回归结果分析

表 2 的回归结果中,模型 1 中包括控制变量和经济因素的解釋变量。回归结果表明,人均 GDP、出口和吸引外资的系数均显著为正,假设 1-3 获得了实证检验的支持。地区经济发展水平的提升将促进 OFDI 的增长,这验证了 IDP 理论在区域层面的适用性;出口贸易是各地区企业对外直接投资的先行者,同时出口是外汇储备积累的基础,是 OFDI 的重要资金保障。外资涌入中国所带来的示范效应、技术溢出等都带动了区域性对外直接投资的发展。控

表 2 面板模型 FGLS 估计结果及内生性检验

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
constant	-1.454* (0.809)	-5.313*** (1.099)	-4.826*** (1.125)	-10.29*** (1.855)	-9.400*** (1.840)
lnpat	0.464*** (0.065)	0.414*** (0.070)	0.392*** (0.070)	0.516*** (0.085)	0.430*** (0.088)
lneneg	0.604*** (0.115)	0.699*** (0.116)	0.684*** (0.116)	1.069*** (0.226)	1.081*** (0.223)
lngdp	0.928*** (0.039)	0.866*** (0.050)	1.253*** (0.169)	0.488*** (0.069)	1.183*** (0.227)
lnfdi	0.120** (0.055)	0.133** (0.058)	0.124** (0.058)	0.185** (0.077)	0.157** (0.077)
lnex	0.117* (0.065)	0.273*** (0.069)	0.259*** (0.069)	0.287** (0.127)	0.280** (0.125)
gov		4.714*** (0.860)	5.278*** (0.889)	3.734*** (1.000)	4.175*** (1.003)
loan		-0.022 (0.041)	-0.020 (0.041)	0.071 (0.050)	0.053 (0.049)
lngdp*gov			-1.374** (0.580)		-2.115*** (0.665)
Wald chi2	1932.98***	1742.54***	1796.2***	1863.96***	1938.9***

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著;括号中的数值表示标准差。

制变量中,技术创新和能源消费的回归系数显著为正,并且都在1%的显著性水平上显著,说明技术进步与创新能力的提高会增加地区 OFDI 的所有权优势,能源消费的正向影响也验证了 OFDI 的资源寻求动机。

模型 2 加入了制度因素的解释变量,从回归结果看,所有经济因素解释变量的系数仍显著为正,制度因素中,地方政府支持对各地区 OFDI 有显著促进作用,但金融市场化水平的影响并不显著。有关政府支持的回归结果与假设 4 相一致。处于市场化改革过程中的中国,政府的干预程度依然较高,对外直接投资带有典型的政府及政策推动的特征。Wei 指出,中央和地方政府都积极配合,努力创造有利于企业对外直接投资的制度环境。^[18]假设 5 未能通过实证检验,说明金融市场化水平未能促进地方企业的对外直接投资。从金融发展市场化的数据来看,除上海、江西、辽宁、吉林等少数省份之外,全国大部分省份的金融市场化水平在降低,金融领域的市场化改革尚未取得较明显成效。信贷资金分配的市场化不足会增加非国有企业,尤其是私营企业的融资困难。2013 年末,地方企业在非金融类对外直接投资者中占比 96.5%,设立的境外企业占比 82.3%,但地方企业 OFDI 存量只占全国总比的 30.35%。中央企业和单位虽然在投资者和投资的企业数量方面较少,但投资金额巨大;地方企业以非国有企业为主体,在对外直接投资过程中仍然面临着资金的门槛,融资较为困难。

模型 3 中加入了经济发展水平($\ln gdp$)和政府支持(gov)的交乘项,结果显示政府支持的系数显著为正,交乘项 $\ln gdp * gov$ 的系数显著为负。由此表明当地区经济发展水平较低时,政府支持推动 OFDI 的效果更明显;随着该地区经济发展水平的提高,政府支持的促进作用将会减弱。中国各地区目前的人均 GDP 整体水平仍较低,企业的所有权优势和国际竞争力相对不足,地方政府在财税政策、信息提供、研发扶持、简化手续等方面的扶持可以弥补这一劣势,对企业“走出去”起到至关重要的作用。当地区经济发展达到较高水平时,市场化程度随之加深,市场竞争更加充分,企业对外直接投资的所有权优势也不断增强,与发达国家企业相竞争的能力显著提升,地方政府的政策激励对企业海外投资的影响将趋于下降。

(二)内生性检验

已有研究表明,对外直接投资对出口贸易会产生一定影响,这可能使模型产生内生性问题。张纪凤等通过构建引力模型,指出中国对发达国家和发展中国家的投资都具有贸易创造效应。^[22]毛其淋等利用微观层次的数据,研究表明 OFDI 显著提高了企业出口占销售的比例和企业出口概率,具有显著的出口创造效应。^[23]因此,本文采用工具变量法对模型进行再次回归以检验上文估计结果的稳健性,工具变量选择滞后一期的出口额。文中未考虑其他变量的内生性问题,主要是由于目前中国各地区的 OFDI 还不足以对区域内人均 GDP、吸引外资、金融市场化等因素造成影响。

将模型 4 与模型 2 进行比较,发现使用工具变量法的分析结果与原回归结果无太大差异,所有经济因素、政府支持的系数仍显著为正,仅系数值和显著性水平有所变化,金融市场化水平的影响仍不显著。Hausman 检验结果显示,模型不存在内生性问题(P 值为 0.9994)。在模型 5 中加入了交乘项 $\ln gdp * gov$ 之后,其结果与模型 3 的回归结果相比,也并未有较大变化。这表明本文的实证结果是稳健的。

(三)分地区检验

为考察经济因素和制度因素对国内不同地区 OFDI 影响的差异,以及在不同经济发展水平下政府支持对地区 OFDI 的影响,本文将全样本划分为东部和中西部进行分别检验,^③结果见表 3。

模型 6 和模型 8 分别是对东部、中西部地区的 FGLS 回归结果。结果显示,除东部地区吸引外资对 OFDI 的影响不显著之外,其他变量的实证结果与全样本检验较为一致,仅回归系数数值产生了一些变化。首先,关于吸引外资($\ln fdi$)的回归结果,其原因可能在于样本数据期内外商直接投资由东部向中西部地区转移的趋势明显,中西部地区实际利用外资占比从 2003 年的 21.4% 上升到 2013 年的 32.7%。由于近年来东部地区的要素资源供给和环境约束趋紧,而中西部地区随着“中部崛起”和“西部大开发”战略的持续深入,对外开放的程度逐渐加深,投资环境日趋完善,因此外资出现加速向中西部地区转移的趋向。中西部地区的企业与外资企业存在较大技术差距,后发优势使外资流入加强了企业 OFDI 的所有权优势。此外,将东部地区的其余变量的回归系数与中西部地区比较后发现,政府支持和出口

对东部地区的影响更大,人均 GDP 增加对中西部地区影响更突出。以上差异产生的原因应该在于东部地区经济发展水平、地方企业的技术水平和资金实力等均高于中西部地区,并且东部地区对外直接投资总量较大,2013 年末,东部地区非金融类 OFDI 占地方总量的比重为 76%。在具备更强对外投资能力的条件下,政府支持促进东部地区 OFDI 的作用更明显。大量的出口贸易也为企业开拓国际市场积攒了丰富经验,并能更便利地获得市场信息。中西部地区的经济发展水平总体偏低,地方企业参与国际竞争的能力较为欠缺,因此,地区经济水平的上升是 OFDI 发展的关键因素。

表 3 分地区 FGLS 估计结果

	(6)	(7)	(8)	(9)
constant	-2.617 (1.948)	-2.119 (1.993)	-7.292*** (1.639)	-7.542*** (1.617)
lnpat	0.527*** (0.116)	0.529*** (0.125)	0.307*** (0.0938)	0.306*** (0.0939)
lneneg	0.655*** (0.200)	0.649*** (0.202)	1.108*** (0.207)	1.132*** (0.203)
lngdp	0.585*** (0.137)	0.634* (0.418)	0.815*** (0.0613)	1.197*** (0.188)
lnfdi	-0.289 (0.187)	-0.308 (0.190)	0.128* (0.0701)	0.093* (0.0698)
lnex	0.425*** (0.146)	0.411*** (0.152)	0.224** (0.0930)	0.249*** (0.0922)
gov	9.705*** (2.632)	9.708*** (2.776)	4.101*** (0.953)	4.657*** (0.972)
loan	-1.284 (7.601)	-1.275 (5.511)	2.977 (5.511)	3.050 (5.425)
lngdp*gov		-0.134 (1.422)		-1.434** (0.660)
Wald chi2	521.22***	495.11***	816.82***	849.92***

注:***、**、* 分表表示在 1%、5%和 10%的水平上显著;括号中的数值表示标准差。

模型 7 和模型 9 分别在模型 6、模型 8 基础上加入交乘项 lngdp*gov。结果显示经济发展水平、政府支持的系数都显著为正,中西部地区的交乘项系数显著为负,东部地区的交乘项系数虽为负值,但并不显著。上述差异表明中西部地区由于经济发展水平偏低,政府扶持对地区企业 OFDI 的拉动明显,东部地区的经济发展水平虽高于中西部地区,但总体水平与发达国家相比仍较为落后,因此随着地区人均 GDP 的增加,政府支持的作用并未明显减弱。

四、结论与建议

本文选取 2003—2013 年中国对外直接投资的省级面板数据,以 IDP 理论为基础,对影响区域性对外直接投资的经济因素和制度因素进行了研究。研究得出以下结论:第一,经济发展水平、出口和吸引外资、政府支持带动了区域性对外直接投资的发展,金融市场化水平的影响并不显著。各因素的促进作用因地区而异,政府支持和出口对东部地区 OFDI 的影响大于中西部地区,经济发展水平和 FDI 的影响则小于中西部地区。第二,当地区经济发展水平较低时,政府支持推进对外直接投资的效果更显著;随着该地区经济发展水平的上升,其促进作用趋于减弱。分地区来看,中西部地区经济发展水平偏低,政府扶持明显拉动企业对外直接投资;东部地区经济发展水平虽高于中西部地区,但政府支持的作用并未显著减弱。

据此,本文提出以下建议:首先,进一步发挥政府对企业对外直接投资的政策支持和引导作用。各地区政府应继续坚持财税、投资等方面的扶持政策,并完善相应的配套服务措施,加快有关对外投资的法律法规制定,规范企业对外投资的行为,适时发布境外投资信息,在东道国建立经济合作区域,并为企业的对外直接投资提供必要的风险保障。其次,推进地区经济,尤其是中西部地区的发展,缩小地区经济的不平衡,通过经济发展水平的提升推动企业的对外直接投资。顺应近年来 FDI 由东部地区向中西部地区梯度转移的趋势,中西部地区应把握机遇,引导优质外资进入,充分发挥外资的技术溢出效应。“一带一路”的大战略为各地区的对外投资带来了新的发展契机,西部地区和沿边地区的企业应该在政府的引导和鼓励下积极主动地融入,加快“走出去”的步伐。最后,促进金融体系的深化改革,加快金融市场化进程,实现信贷资金的更有效配置,引导信贷资金更多流向有活力有潜力的中小民营企业。积极拓宽企业对外投资的融资渠道,除目前主要依靠的银行贷款机制外,为国内企业通过债券和股权等方式融资创造有利环境。

注 释:

- ① 商务部、国家统计局与国家外汇管理局联合印发的《对外直接投资统计制度》(2015 年 1 月 1 日执行)中规定:“各省级商务主管部门负责本行政区域内对外直接投资统计工

作,管理本行政区域内非金融业境内投资者(不包括该行政区域内中央管理的企业)的对外直接投资统计工作。”

② 数据均来源于《2014年中国对外直接投资统计公报》。

③ 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中西部地区包括除了西藏之外的其余19个省(市、自治区)。

参考文献:

- [1] Dunning, J.H.. Explaining the International Direct Investment Position of Countries: Toward a Dynamic and Development Approach [J]. Review of World Economics, 1981, (1): 30-64.
- [2] Andreff W. The New Multinational Corporations from Transition Counties [J]. Economic Systems, 2002, (4): 371-379.
- [3] 黄武俊, 燕安. 中国对外直接投资发展阶段实证检验和国际比较 [J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2010, (1): 67-73.
- [4] 朱华. 投资发展周期理论与中国 FDI 发展阶段定位研究 [J]. 经济学动态, 2012, (5): 37-42.
- [5] 梁颢, 苑生龙. 主体二元化背景下地方企业对外直接投资动因研究——基于省级面板数据的实证检验 [J]. 管理评论, 2016, (2): 49-60.
- [6] Buckley, P. J., Clegg, J., Cross, A.R., et al.. The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment [J]. Journal of International Business studies, 2007, (38): 499-518.
- [7] Wang, C.Q., et al.. What Drives Outward FDI of Chinese Firms? Testing the Explanatory Power of Three Theoretical Frameworks [J]. International Business Reviews, 2012, (21): 425-438.
- [8] 阎大颖, 洪俊杰, 任兵. 中国企业对外直接投资的决定因素: 基于制度视角的经验分析 [J]. 南开管理评论, 2009, (12): 135-142.
- [9] 林治洪, 陈岩, 秦学志. 中国对外投资决定因素——基于整合资源观与制度视角的实证分析 [J]. 管理世界, 2012, (8): 165-166.
- [10] 姜建刚, 王柳娟. 经济制度与 OFDI 的关系研究 [J]. 世界经济研究, 2014, (1): 59-65.
- [11] 余官胜, 袁东阳. 金融发展是我国企业对外直接投资的助推器还是绊脚石——基于量和质维度的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2014, (8): 125-134.
- [12] 李磊, 包群. 融资约束制约了中国工业企业的对外直接投资吗 [J]. 财经研究, 2015, (6): 120-131.
- [13] 官建成, 王晓静. 中国对外直接投资决定因素研究 [J]. 中国软科学, 2007, (2): 59-65.
- [14] 邱立成, 王凤丽. 我国对外直接投资主要宏观影响因素的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2008, (6): 78-82.
- [15] 张建刚. 中国对外直接投资的区域均衡与动因差异研究——基于省级面板数据的实证分析 [J]. 商业经济与管理, 2011, (10): 75-81.
- [16] 杨恺钧, 胡树丽. 经济发展、制度特征与对外直接投资的决定因素——基于“金砖四国”面板数据的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2013, (11): 63-71.
- [17] Mathews J.A.. Dragon Multinational: New Players in 21st Century Globalization [J]. Asia Pacific Journal of Management, 2006, (23): 5-27.
- [18] Wei Y.Q., et al.. Expanding to Outward Foreign Direct Investment or Not? A Multi-dimensional Analysis of Entry Mode Transformation of Chinese Private Exporting Firms [J]. International Business Reviews, 2014, (23): 356-370.
- [19] Luo, Y.D., Xue Q.Z., Han B.J.. How Emerging Market Governments Promote Outward FDI: Experience from China [J]. Journal of World Business, 2010, (45): 68-79.
- [20] 景红桥, 董二磊. 比较金融体制对一国 OFDI 的影响研究 [J]. 中南财经政法大学学报, 2014, (4): 111-118.
- [21] 黄志勇, 万祥龙, 许承明. 金融发展对我国对外直接投资的影响 [J]. 世界经济与政治论坛, 2015, (1): 122-135.
- [22] 张纪凤, 黄萍. 替代出口还是促进出口——我国对外直接投资对出口的影响研究 [J]. 国际贸易问题, 2013, (3): 95-103.
- [23] 毛其淋, 许家云. 中国对外直接投资促进抑或抑制了企业出口? [J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (9): 3-21.

(责任编辑: 刘同清)

(下转第 72 页)