对外直接投资对中国产业结构升级的影响研究

——基于空间面板回归模型

尚 涛 尚德强

(西北工业大学 人文与经法学院 陕西 西安 710129)

摘要:研究旨在考察我国快速增长的对外直接投资对产业结构升级是否存在驱动作用。首先,从理论上分析了不同投资动机的对外直接投资对中国产业结构的影响机制;其次,通过构建空间面板模型,利用2003—2017 年中国 30 个省份的面板数据探讨了对外直接投资对中国产业结构升级的影响。研究发现,对外直接投资显著地促进了中国的产业结构升级。技术创新水平提高得越快,金融市场的运行机制越完善,金融发展水平越高,同样会促进中国的产业结构升级。从区域层面上看,东部地区、中部地区和东北地区的对外直接投资对产业结构升级具有显著的正向促进作用,而西部地区没有通过显著性检验。因此,对外投资企业需要注重技术吸收能力的提升。政府要加强部门的引导和服务职能,加大对民营企业的指导,同时要为投资企业提供法律保障,健全对外投资管理机制和完善相关法律体系。

关键词:对外直接投资;产业结构升级;产业结构高级化;技术创新

中图分类号:F121.3 文献标识码:A 文章编号:1672-6049(2019)06-0074-11

一、引言与文献综述

改革开放以来 尤其是在"走出去"政策实施后,中国对外直接投资规模迅速扩大。2003 年中国对外直接投资总额仅 29 亿美元 到 2017 年中国对外直接投资存量已高达 18 090.4 亿美元。根据联合国贸发会议(UNCTAD)《2018 世界投资报告》显示 2017 年中国对外直接投资分别占全球当年流量、存量的 11.1% 和 5.9% 流量位列全球国家(地区) 排名的第 3 名 存量由 2016 年的第 6 位跃升至第 2 位。可见对外直接投资已经成为我国参与全球经济的一种重要模式。在全球化背景下,我国的产业结构也发生了显著变化,成为推动我国经济可持续发展的关键因素之一。因此,研究对外直接投资与产业结构升级具有重要的现实意义。

关于对外直接投资对产业结构影响的理论探究 最早可以追溯到小岛清的"边际产业转移"论、赤松的"雁行发展模式"以及小泽辉智的"增长阶段"理论。这三者都在理论上阐述了对外直接投资可以促进母国产业升级 但发挥作用的机理有所区别^[1]。Blomstrom *et al.* ^[2]研究了日本跨国公司对外直接投资的产业结构升级效应 结果表明:日本对外直接投资显著地促进了国内产业结构的升级。Paddilla-Perez and Gones ^[3]、Chen and Zulkifli ^[4]和 Bitzer and Kerekes ^[5]分别从国家层面、宏观角度进行了大量实证研究 表明对外直接投资对国内产业结构有正向的促进作用。

收稿日期:2019-08-26;修回日期:2019-12-02

基金项目:国家社会科学基金项目"国际产业链中我国代工企业自主技术积累与结构升级机制研究"(14BJY074);中央高校基本科研业务费项目"'一带一路'倡议下我国产业转移、跨国生产链重构与产业升级机制"(G2017KY0202)

作者简介:尚涛(1979—) 男 陕西西安人 西北工业大学人文与经法学院教授 硕士生导师 研究方向为国际贸易理论与政策、技术积累与产业链升级; 尚德强(1991—) 男 河南新乡人 西北工业大学人文与经法学院硕士研究生 研究方向为区域经济学。

国内学者从理论和实证方面研究了对外直接投资与产业结构升级的关系。

- 1. 基于行业层面。张远鹏和李玉杰^[6] 运用灰色关联模型实证分析了我国对外直接投资对国内产业结构的调整效应 研究表明 我国对外直接投资在一定程度上促进了国内产业升级 ,但促进作用有限,并在行业选择和区位选择上,依据关联度进行了排序。霍忻^[7] 通过实证研究,发现对外直接投资与产业结构调整之间存在着紧密的关联,在劳动密集型和技术密集型行业这种效应更为明显。贾妮莎和韩永辉^[8] 采用非参数面板模型检验了双向 FDI 的产业升级效应 结果表明,中国双向 FDI 对产业结构调整有着显著的非线性影响,OFDI 的产业结构促进弹性呈"J型"。
- 2. 基于省级层面。张林^[9]构建动态面板模型分析了双向 FDI、金融发展和产业结构升级之间的关系。研究表明 双向 FDI 均对产业结构合理化具有显著的正向促进作用 金融发展是影响双向 FDI 产业结构优化效应的重要因素。赵家章和郭龙飞^[10]实证研究中国对外直接投资对母国产业升级效应的影响。发现 OFDI 对中国的产业结构优化升级在短期产生了显著的促进作用 并且会持续影响多个时期。
- 3. 基于国家层面。郑磊^[1]运用灰色关联读法分析了中国对东盟国家直接投资对国内产业结构的影响。研究发现 中国投资东盟的金融业、交通运输和邮政业、制造业对国内产业结构升级起到较强的推动作用。杨英和刘彩霞^[11]运用 VAR 模型研究了中国对"一带一路"沿线国家的直接投资与国内产业结构升级的相互关系。发现对"一带一路"沿线国家的直接投资对中国产业结构升级影响不显著。宫汝凯和李洪亚^[12]基于 176 个国家(地区) 跨国数据 实证分析了经济结构转型、技术进步与中国对外直接投资的相互关系。得出结论: 产业结构合理化和高级化均会促进 OFDI 的扩张。

因此 本文从以下两个方面做出努力: 第一,以往的文献对于产业结构升级指标的测算方法比较单一 不能真实反映我国的产业结构组成,本文将从产业结构高级化进行分解度量,以使对产业结构的测度更加合理; 第二,分别从静态和动态空间面板模型对产业结构升级与对外直接投资的关系进行研究,以避免模型设定不当带来的误差,提高研究的精确程度。

本文结构安排如下: 第二部分为 OFDI 对产业结构升级的理论机制分析; 第三部分为模型的选择、变量的选取及处理; 第四部分为构造产业结构升级指标; 第五部分为对产业结构升级与对外直接投资的关系进行实证分析; 第六部分得出结论。

二、OFDI 影响产业结构升级的理论机制分析

在全球化的背景下,一国的对外贸易结构与其国内的产业结构有着紧密联系。对外直接投资(OFDI)作为一国对外贸易的重要载体,通过改善对外贸易结构进一步带动国内的产业结构优化升级。对外贸易企业不同的投资动机产生的技术外溢、产业转移等效应,又通过多种传导机制对国内的产业结构产生不同的影响,其结构见图1。

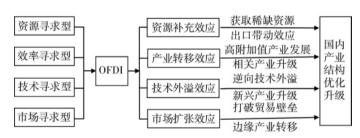


图 1 产业结构升级传导机制

(一)资源补充效应的影响机制分析

国内资源依赖性产业的发展受限于生产要素的供给状况,为了突破资源约束的瓶颈,通过从东道国获取母国稀缺的矿产资源和能源,保障母国供给,促进母国产业结构升级。这也是母国政府对跨国公司规定的战略目标及企业对资源丰裕国家投资的主要动机^[13]。资源寻求型 OFDI 主要从两个方面促进母国产业升级: 一方面,各国在产业发展过程中,关键性资源的短缺会制约产业的发展,一般从国际市场获取资源的方式主要通过贸易和投资,但各国汇率和国际能源价格的频繁波动会影响贸易方式获取资源。而对外直接投资可以通过内部交易等方式有效地避开价格波动的影响,进而获取对东道国资源的控制权,保证资源的稳定供给,保障相关产业的发展,使国内的资源配置更合理,产业结构得以优化^[14]。另一方面,在补充国内稀缺的关键性资源和能源的同时,也表现出了一定的产业关联效应,带动上下游相关产业的发展,并借助于整个产业链,通过规模经济效应促进国内的产业结构升级。

(二)产业转移效应的影响机制分析

在一国经济快速发展的同时,产业结构也在不断地进行调整。该国处于比较劣势的行业将会逐渐失去国内市场,迫于生存压力,将生产转移到发展中国家,效率寻求型 OFDI 将具有比较劣势的产业部门抽离出去,将国内相对落后的生产环节的产业转移至发展中国家或最不发达国家,利用当地廉价的劳动力等生产要素和优惠政策条件,降低生产成本,实现生产效率提升和利润增长[15]。为具有潜在比较优势的产业部门发展提供必要的空间,优化要素配置,提高生产效率,为本国战略性新兴产业等让渡生产要素和市场,拓展本国战略性新兴产业发展的空间,进而促进本国产业结构优化升级[16]。

(三)技术外溢效应的影响机制分析

UNCTAD 调查显示,技术寻求型 OFDI 是发展中国家对发达国家投资的重要模式,其动机主要是扩大海外市场份额和获取先进生产技术^[17]。一方面,可以通过在境外建立生产加工基地等方式,扩大母国产品在发达国家的市场占有率,扩大出口规模,打破贸易壁垒,转移过剩产能。通过产业转移效应促进国内相关产业和高附加值产业发展,促进新兴产业在国外的先行发展,并通过逆进口的方式培育国内市场^[18]。另一方面,在境外设立科研机构、科技战略联盟等方式,突破技术壁垒和降低研发成本,聘请东道国的科技人才、加大研发投入,获取国外的先进技术和管理经验,带动国内传统行业改造和新技术产业快速发展^[19]。跨国公司通过内部传递或外部溢出两种方式将在发达国家获得的先进技术逆向转移至母国,并反向促进母国企业核心竞争力的有效塑造,与此同时,国内产业的竞争和效仿效应会带动整个产业链的技术进步,进而促进母国产业结构升级和国家整体技术水平的提升。

(四) 市场扩张效应的影响机制分析

市场寻求型 OFDI 的主要目的是追求利润最大化和开辟新市场。发达国家在具有较大市场规模的国家进行投资,能够获得规模经济,优化资源配置,进而实现投资收益最大化^[20]。发展中国家更多的是扩大其在东道国原有的市场规模,发挥自身的比较优势,凭借新产品的引入,改变东道国消费者的需求结构,间接地推动产业结构升级。市场寻求型 OFDI 主要通过以下途径促进国内产业结构升级:第一 将在国内已经失去竞争优势,但是在其他国家还具有一定比较优势,占据一定的产品市场的这类产业转移出去,既可以获取利润,也使释放出的生产要素被投向国内有竞争优势的产业和新兴产业,从而带动国内产业结构升级^[21]。第二,市场寻求型 OFDI 可以绕开贸易壁垒,进入当地市场,在更大范围内调整生产计划,进而带动相关产品和服务的出口,促进贸易结构升级,获得更大的发展空间,促进国内相关高附加值产业的发展,从而促进母国的产业结构优化升级^[22]。此外,市场寻求型 OFDI 也有助于企业掌握最新的需求信息,能够更好地适应国际市场,为企业在母国的发展提供资金保障,但是市场寻求型 OFDI 存在滞后性 要大力引导^[23]。

在这整个过程中,OFDI逐步通过进出口贸易路径、技术路径、投资路径和就业路径等具体渠道推动国内产业结构的升级。

三、模型的选择、变量的选取及处理

(一)模型选择

1. 空间面板数据计量模型

面板数据空间计量模型如下:

$$Y_{ii} = \rho W Y_{ii} + X_{ii} \beta + W X_{ii} \gamma + \mu_i + u_{ii}$$

$$u_{ii} = \lambda W u_{ii} + \varepsilon_{ii}$$
(1)

其中 i t 分别为截面维度和时间维度 i = 1 2 , . . , N , t = 1 2 , . . , T $_{\circ}Y_{i}$ 为截面 i 在 t 时刻的被解释变量的观测值 X_{i} 为 $K \times 1$ 列向量 K 为解释向量的个数 β 为 $K \times 1$ 阶解释变量 X 的系数列向量 α 表示空间特质效应 α 为空间自回归系数 α 为空间权重矩阵 α 表示误差自相关 α 为空间自相关系

数 γ 为固定且未知的参数向量。

结合式(1)的一般形式 将最终的实证模型设定为:

$$\ln ais_{ii} = \beta_1 \ln ofdi_{ii} + \beta_2 \ln rd_{ii} + \beta_3 \ln fin_{ii} + \beta_4 \ln hc_{ii} + \beta_5 \ln trade_{ii} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{ii}$$
(2)

其中 被解释变量 ais_u 表示产业结构高级化; 解释变量 $ofdi_u$ 表示 i 省市 t 年份的对外直接投资存量; 控制变量 rd_u 、 fin_u 、 hc_u 和 $trade_u$ 分别表示 i 省市 t 年份政府对研发的支出、金融发展水平、人力资本存量和对外贸易额。

2. 基于地理距离的空间权重矩阵

采用空间面板数据模型研究问题,首先要建立空间权重矩阵,空间权重矩阵表示空间单元之间的相互依赖关系。实证研究中,空间矩阵的常规设定有两种:一种是简单的二进制邻接矩阵,邻接标准是若两个单元之间相邻,则认为二者存在空间相关,反之,不相邻则不相关。另一种是基于距离的二进制空间权重矩阵,距离标准是两个空间单元之间的距离大小来决定二者的空间相关程度,距离越大则空间相关程度越低,反之,距离越小则空间相关程度越高。

本文采用 Tiiupaas and Friso Schlitte [24] 空间距离权重矩阵 W 的表达式如下:

$$\begin{cases} w_{ij} = \begin{cases} 1/d^2 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \\ d = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2} \end{cases}$$
 (3)

其中 w_{ij} 表示空间权重矩阵 d 是省会城市间的欧氏距离; x_i 是第i 地区的经度, y_i 是第i 地区的结度。

(二) 变量选取及处理

1. 样本说明

本文所用的数据是 2003—2017 年我国 30 个省份(港澳台和西藏除外) 各指标对应数据,个别指标存在少数年份缺失,采用移动平均法补齐。所有原始数据均来自《中国统计年鉴》《中国对外直接投资统计公报》《中国科技统计年鉴》和各省份的统计年鉴,数据在实证前进行了对数化处理。

2. 变量描述

(1) 被解释变量

产业结构升级。下文将从产业结构高级化的维度测算产业结构升级水平。

(2) 解释变量

对外直接投资存量。根据《中国对外直接投资统计公报》将 30 个省份的对外直接投资存量作为本文的核心解释变量,目前《中国对外直接投资统计公报》提供的 OFDI 数据均采用美元计价,本文采用各年末平均汇率将其折算为人民币计算的价格。

(3) 控制变量

本文将从研发投入水平、金融发展水平、人力资本水平和对外贸易水平四个方面选取控制变量。其中,政府对研发的支出,将采用各地区 R&D 经费内部支出与地区生产总值的比来衡量;金融发展水平,使用各地区的金融机构贷款余额与当地生产总值的比率来表示;人力资本存量,采用

表 1 各变量的度量及描述性统计

被解释变量 lna				
	is 1. 874	512 0. 047 07	1 6 1.765 627	2. 029 206
解释变量 lno	fdi 3. 852	989 2. 374 2	53 -4.61195	3 9. 457 91
lna	-4.509	9 862 0. 657 66	57 8 - 6. 333 28	5 -2.602529
h <i>f</i> 控制变量	in 0.003 4	4147 0. 363 23	80 9 - 1. 194 33	1 1. 190 182
ITPD又里 ln/	<i>hc</i> 2. 149	497 0. 114 19	7 2 1. 798 482	2. 538 851
lntre	ade – 1. 790	0 725 1. 138	7 -7. 247 89	5 0. 611 335 9

人均受教育年限法来表示; 对外贸易额 则采用各地区的对外进出口总额占 GDP 比重来表示。

各变量的描述性统计结果见表 1。

四、产业结构升级测度

现有的研究主要从产业结构合理化、产业结构高级化两个维度对产业结构升级进行衡量。产业结构合理化包括要素投入结构和产出结构合理化,反映了产业之间的协调程度和资源的有效利用程度。由于产业结构偏离度系数没有考虑各产业在整个国民经济中不同重要程度,目前学者干春晖等[25]提出采用泰尔指数来衡量产业结构合理化,其公式如下:

$$TL = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L} \right) \tag{4}$$

其中 TL 表示泰尔指数 T 表示产值 T 表示就业。当经济处于均衡状态 T 产业产出结构与就业结构基本匹配时 T 趋近于 T 值越小 T 值越小 T 值越小 T 值越小 T 值越小 T 值越小 T 值越大 T 值越大 T 值越大 T 值越小 T 值越小 T 值越小 T 值越小 T 值越小 T 值越大 T 值越大 T 值越小 T 值越小 T 值越小 T 值越小 T 值越小 T 值越小 T 值越大 T 值越小 T 值越小 T 值越小 T 值越小 T 值域小 T 位域小 T

产业结构高级化用于衡量产业结构的优化升级状态,主要表现为三次产业比重沿着第一、二、三产业的顺序不断上升。现有的文献关于产业结构高级化的测算方法,大致可分为三类。第一类根据克拉克定律,采用非农业产值比重;第二类采用三产与二产的产值比重来表示;第三类则是利用夹角余弦法来度量。

在对外直接投资对中国产业升级的影响研究中,大部分学者均是从产业结构合理化角度出发。 从产业结构高级化角度分析 OFDI 与我国产业结构升级的文献较少,与此同时,一小部分学者采用产业结构层次系数刻画产业结构的高级化,但是该指标略显单薄。

于是本文采用付凌晖^[26]对产业结构测算的方法 ,定义如下: 根据三次产业划分将 GDP 分为 3 个部分 ,每一个部分增加值占 GDP 的比例作为空间向量的一个分量 ,从而构成一个三维向量 $Z_0=(z_{1\,\rho},z_{2\,\rho},z_{3\,\rho})$ 。分别计算与产业由低层次到高层次排列的向量 $X_1=(1\ \rho\ \rho)$, $X_2=(0\ 1\ \rho)$, $X_3=(0\ \rho\ 1)$ 的夹角 θ_1 , θ_2 , θ_3 :

$$\theta_{j} = \arccos \frac{\sum_{i=1}^{3} (x_{ij} \times z_{i0})}{\sum_{i=1}^{3} (x_{ij}^{2})^{1/2} \times \sum_{i=1}^{3} (z_{i0}^{2})^{1/2}} j = 1 \ 2 \ 3$$
 (5)

其次,定义产业结构高级化指标的计算公式如下:

$$AIS_z = \sum_{k=1}^{3} \sum_{j=1}^{k} \theta_j \tag{6}$$

AIS 值越大,表明产业结构高级化水平越高。利用我国2003—2017 年三次产业结构比重数据,测算得到我国产业结构高级化平均水平,如图2和表2所示。

由图 2 可知 除 2004 年和 2008 年 两个波动点外,我国产业结构高级化水平整体上稳步上升。其中,东部地区的产业结构高级化水平最高,其均值为 6.75,接下来是东北地区的6.453、中部地区的6.405 和西部地区的6.406,全国的平均水平为6.525。中部地区和西部地区的产业结构高级

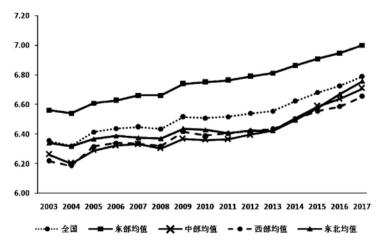


图 2 2003—2017 年我国各地区产业结构高级化平均水平

化水平十分接近, 也表明中西部地区具有相似的产业结构布局有待于进一步改善。总体而言, 我国的产业结构合理化水平表现为东部地区 > 东北地区 > 中部地区 ≈ 西部地区。

年份	全国均值	东部均值	中部均值	西部均值	东北均值
2003	6. 355	6. 563	6. 263	6. 219	6. 343
2004	6. 320	6. 541	6. 200	6. 186	6. 319
2005	6.414	6.609	6. 289	6. 318	6. 367
2006	6. 438	6. 628	6. 323	6. 341	6.388
2007	6. 448	6.662	6. 332	6. 336	6. 376
2008	6. 436	6.662	6. 305	6. 320	6.370
2009	6. 517	6. 740	6. 368	6. 416	6. 437
2010	6. 509	6.752	6. 360	6. 392	6. 430
2011	6. 517	6. 764	6. 367	6.406	6. 407
2012	6. 541	6. 791	6. 396	6. 423	6. 425
2013	6. 557	6.812	6. 423	6. 434	6. 423
2014	6. 623	6.865	6. 506	6. 501	6. 496
2015	6. 682	6. 910	6. 588	6. 556	6. 577
2016	6. 727	6. 949	6. 640	6. 588	6. 671
2017	6. 791	7. 001	6. 708	6. 655	6. 759

表 2 我国各地区产业结构高级化平均水平

五、实证分析

实证分析分为三个步骤: 首先 进行空间相关性检验; 其次 检验变量的平稳性及模型选择; 最后 , 实证分析。

(一)空间相关性检验

1. 全局空间自相关性检验

当经济变量产生正的空间自相关作用时,表现为集聚趋势;相反,负的空间自相关作用则意味着相关的事物在空间上趋向于发散。

经济增长的空间自相关指数 Moran' I 的计算公式为:

Moran' I =
$$\frac{\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{ij} (Y_i - \bar{Y}) (Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{ij}}$$
(7)

其中, $S^2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n \left(Y_i-\bar{Y}\right)^2$; $\bar{Y}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 表示第i地区的观测值 n为空间单元总数; w_{ij} 为空间权值矩阵。Moran's I 指数取值一般在 [-1 ,1]之间,小于 0 表示负相关,等于 0 表示不相关,大于 0 表示正相关。越接近 -1 表示单元间的差异越大或者分布越不集中; 越接近 1 表示单元间的关系越密切; 接近 0 则表示单元间不相关。总之 绝对值越大表明空间相关程度越大,反之则越小。

利用 2003—2017 年我国 30 个省份的产业结构高级化指数 .计算得到 Moran⁷ I 及统计量见表 3。

由表 3 可知,产业结构高级化指数的所有 Moran's I 指数在 1% 的置信水平下都是显著的(统计量 Z 值显著大于 2.58) 表明产业结构高级化在空间上具有显著的空间依赖性。说明中国各省(市、自治区)产业结构的高级化在空间上不是随机的,而是具有一定变化规律的空间自相关性,在地理空间上呈现明显的聚集现象。

2. 局部空间自相关检验

局部空间自相关检验又称 LISA 检验 局部 Moran 指数定义如下:

年份	Moran's I	临界值 Z(I)	年份	Moran's I	临界值 Z(I)
2003	0. 266	3. 416	2011	0. 254	3. 385
2004	0. 283	3. 613	2012	0. 254	3. 379
2005	0. 222	3. 01	2013	0. 255	3. 385
2006	0. 208	2. 859	2014	0. 243	3. 253
2007	0. 221	3. 018	2015	0. 235	3. 138
2008	0. 222	3. 04	2016	0. 26	3.401
2009	0. 226	3.062	2017	0. 282	3. 664
2010	0. 242	3. 237			

表 3 2003—2017 年中国 30 个省份产业结构高级化的 Moran' I 及 Z 值

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{i \neq i} w_{ij} (x_j - \bar{x})$$

其中 I_i 表示区域 i 与 相邻区域的空间关联程 度。为了更直观的检验局 部地区是否存在集聚性, 将通过 Moran 散点图可 视化。

由图 3 可知 ,第一类 区域"H-H"地区,自身的 产业结构高级化水平高, 扩散能力强,这类地区全 部都在东部地区。而中西 部地区普遍在"L-H""L - L"地区。"L - H"地区 自身的产业结构高级化水 平不高,但是得益于周边

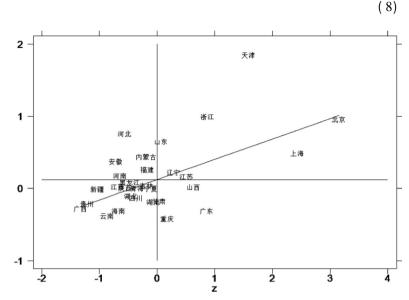


图 3 2017 年我国 30 个省份的产业结构高级化 Moran 分布值

地区的扩散作用,发展空间较大 "L-L"地区自身和周边地区的产业结构高级化水平都不高。

(二) 变量的平稳性检验

采用 LLC 单位根检验方法对所有变量的平稳性进 行检验。检验结果(表4)表明,变量均为趋势平稳变 量不存在单位根。

(三)结果分析

1. 全样本回归分析

用 Stata 13 完成空间计量模型的分析,通过 Hausman 检验 选择固定效应模型。估计结果见表 5。

由表 5 可知,三种回归结果的调整 R^2 都在 0.7 以

表 4 单位根检验

变量	$Adjusted \ t^*$	$p ext{-}value$	结论
lnais	-5.6566	0	平稳
lnofdi	-5.0785	0	平稳
lnrd	-8. 103 8	0	平稳
$\ln\!fin$	-2. 153 7	0.0156	平稳
lnhc	- 5. 863 1	0	平稳
ln <i>trade</i>	-4. 145 2	0	平稳

上 模型整体拟合优度较高,空间自回归系数 ρ 值和 λ 值在 0.01 的置信水平上都显著。表明在考察 期内 产业结构变动和对外直接投资具有显著的空间相关特征 说明一个地区的产业结构升级不仅仅 取决于自身的生产要素 而且受到邻近区域产业结构变动的显著影响。

三种模型的回归结果显示: 对外直接投资(ofdi)、研发投入(rd) 和金融发展水平(fin) 的系数都显 著为正,说明随着对外投资存量的增加,产业结构高级化指数具有上升的趋势,能显著提高产业结构 的高级化水平; 研发投入的力度越大, 技术创新水平提高得越快, 进而能通过产业模式、新兴产业等促 进产业结构高级化: 金融市场的运行机制越完善 金融发展水平越高 进而促进产业结构升级。

2. 内生性检验

在上述回归模型估计过程中,双向因果关系的存在可能导致回归模型产生内生性问题。对外直 接投资(ofdi)促进产业结构升级的同时,产业结构的优化升级进一步提升国内企业自身的竞争力,进 行对外投资; 苏建军和徐璋勇[27] 研究表明, 金融发展水平与产业结构升级二者具有较大的相互推动 作用。于是对外直接投资、金融发展水平与产业结构升级之间可能存在双向因果关系,因而需要进行 内生性检验。

本文选取对外直接投资(ofdi)的一阶、二阶滞后以及金融发展水平(fin)的一阶滞后作为其工具 变量。新的计量模型如下:

$$\ln ais_{ii} = \beta_1 \ln ofdi_{ii-1} + \beta_2 \ln ofdi_{ii-2} + \beta_3 \ln rd_{ii} + \beta_4 \ln fin_{ii-1} + \beta_5 \ln hc_{ii} + \beta_6 \ln trade_{ii} + \mu_i + \varepsilon_{ii}$$

$$-80 -$$

回归结果如下:

由表 6 可知,各个模型的工具变量均通过了 Sargan 检验(不可识别检验),说明工具变量是有效的。从回归结果可以发现,两阶段最小二乘(2SLS)、有限信息最大似然法(LIML)与广义矩估计(GMM)系数估计值及其显著水平基本一致,通过改变回归方法进一步说明工具变量的有效性。此外,在排除内生性的干扰后对外直接投资(ofdi)对产业结构升级起到了显著的促进作用。研发投入(rd)、金融发展水平(fin)和对外贸易(trade)也都对产业结构升级具有显著正向作用。而人力资本水平(hc)的系数为负值,虽然不显著,但也说明近几年我国的教育质量依旧不高,从事低技术行业的工人仍较多不利于产业结构的优化。

3. 分地区结果分析

上文结果表明,对外直接投资(ofdi)对产业结构升级起到了正向促进作用。但是不同地区的经济发展水平、资源禀赋、人力资源等差异较大,进而影响对外直接投资对产业结构升级的差异。为了回避内生性问题,本文对东部地区、中部地区和西部地区^①均使用广义矩估计(GMM)模型进行分析,结果如下:

从区域层面看,东部地区、中部地区和东北地区的对外直接投资(ofdi)对产业结构升级具有显著的正向促进作用,而西部地区的对外直接投资(ofdi)的系数为负,但没有通过显著性检验。可能的原因有:一方面,东部地区的对外投资额远远大于其他地区之和,对外贸易占据先天的区位优势。另一方面,西部地区的当地政府重视程度不够,对外直接投资的企业以资源寻求为主。总体

表 5 全样本回归结果

变量	OLS	SAR	SEM
lnofdi	0. 007 32 ***	0. 003 63 ***	0. 005 98 ***
	(11.44)	(5.40)	(7.71)
1 7	0. 008 26 **	0. 006 33 **	0. 008 79 **
ln <i>rd</i>	(2.37)	(2.10)	(2.54)
lnfin	0. 025 0 ***	0. 011 1 ***	0. 014 1 **
щи	(6.55)	(3.10)	(2.50)
$\ln\!hc$	0. 015 2	0.00282	0. 052 4 **
шис	(0.80)	(0.17)	(2.52)
ln <i>trade</i>	0. 002 30 **	0.00135	0. 001 36
mraae	(2.23)	(1.50)	(1.14)
cons	1. 855 ***		
cons	(43.05)		
rho		0. 506 ***	
		(9.67)	
lambda			0. 360 ***
ыноша			(3.76)
\mathbb{R}^2	0. 735 5	0. 772 7	0. 729

注: 括号内为 t 值 ,* 、*** 分别表示在 10%、5% 及 1% 水平下显著。

表 6 内生检验回归结果

变量	2SLS	LIML	GMM
ln <i>ofdi</i>	0. 005 40 ***	0. 005 39 ***	0. 005 40 ***
	(5. 02)	(5. 03)	(5. 05)
lnfin	0. 049 9 ***	0. 050 0 ****	0. 049 9 ****
	(8. 08)	(8. 13)	(8. 14)
$\ln rd$	0. 011 1 ***	0. 011 1 ****	0. 011 1 ****
	(2. 90)	(2. 91)	(2. 92)
lnhc	-0. 013 5	-0.0135	-0.0135
	(-0. 64)	(-0.65)	(-0.65)
lntrade	0. 003 25 *** (3. 53)	0. 003 25 *** (3. 55)	0. 003 25 *** (3. 55)
cons	1. 940 *** (42. 42)		
Sargan	2. 021	2. 021	2. 021

注: 括号内为 t 值 ,* 、*** 分别表示在 10%、5% 及 1% 水平下显著。

来看 对外直接投资(ofdi) 对我国产业结构高级化的促进作用表现为: 东部 > 东北 > 中部 > 西部的格局。

4. 稳健性检验

本文在模型(2)的基础上,建立动态空间面板回归模型如下:

$$\ln ais_{ii} = \beta_1 \ln ais_{ii-1} + \beta_2 \ln ofdi_{ii} + \beta_3 \ln rd_{ii} + \beta_4 \ln fin_{ii} + \beta_5 \ln hc_{ii} + \beta_6 \ln trade_{ii} + \mu_i + \varepsilon_{ii}$$
 (10) 动态回归结果见表 8。

①东部地区:北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区:山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区:内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆;东北地区:辽宁、吉林和黑龙江。

对照表 5、表 6、表 7 A 个解释 变量估计系数的方向几乎没有改变 对外直接投资(ofdi) 对产业结构高级化的正向效应显著且稳定; 东部、中部、西部与东北地区的影响差异也更加明显。由此得知本文关于对外直接投资对产业结构升级的实证结果是稳健的。

六、结论与政策建议

本文选取 2003—2017 年中国 30 个省份(港澳台和西藏除外) 对外直接投资及产业层面数据,首先对产业结构升级从高级化维度进行了测度,用于检验对产业结构升级的影响。其次,构建了空间误差模型、空间滞后模型和动态空间模型,实证研究了产业结构升级与对外直接投资之间的关系,且针对东部、中部、西部与东北地区的差异性进行了区域比较。

研究结果表明: 全国范围来看,对外直接投资能够显著正向促进国内产业结构升级,进一步通过2SLS、LIML和GMM等工具变量法解决内生性问题之后,结论依旧显著成立。通过动态模型检验,本文关于对外直接投资对产业结构升级的实证结果是稳健的。从区域层面看,东部地区、中部地区和东

表 7 分地区回归结果

变量	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
ln <i>ofdi</i>	0. 011 6 ***	0. 006 08 **	-0.0000912	0. 007 57 ***
	(0. 001 11)	(0. 003 00)	(-0.04)	(0. 002 20)
lnfin	0. 018 2	0. 093 2 ***	0. 045 8 ***	0. 068 3 ***
	(0. 011 8)	(0. 020 3)	(4. 52)	(0. 006 08)
lnrd	0. 014 3 **	-0.0156	0. 012 5 **	- 0. 025 5 ***
	(0. 006 61)	(0.0125)	(2. 03)	(0. 009 87)
lnhc	- 0. 074 4 ***	-0.0184	0. 074 6 **	-0.0915
	(0. 027 0)	(0.0517)	(2. 21)	(0.0683)
lntrade	0. 002 57	0. 008 79 **	0. 002 59 **	0. 003 60*
	(0. 002 17)	(0. 003 80)	(2. 26)	(0. 001 93)
N	130	78	143	39

注: 括号内为 t 值 ,* 、**、 *** 分别表示在 10%、5% 及 1% 水平下显著。

表 8 动态回归结果

变量	全国	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
L. lnais	1. 178 ***	0. 65 ***	1. 399 ***	1. 096 ***	1. 842 ***
	(13. 11)	(3. 00)	(8. 05)	(10. 1)	(10. 1)
lnofdi	0. 002 07 *** (2. 68)	0. 005 31 *** (3. 81)	0. 000 99 (0. 48)	0. 001 14 (0. 77)	0. 005 5 ** (2. 7)
lnfin	0. 012 56 ***	0. 034 15 ***	0. 017 05	0. 011 08	0. 025 4**
	(2. 83)	(5. 05)	(1. 28)	(1. 27)	(2. 12)
lnrd	0. 008 35 **	0. 025 23 ***	-0.00077	0. 010 05	-0.0066
	(2. 18)	(5. 04)	(-0.07)	(1. 54)	(-0.61)
lnhc	-0. 017 83	0. 113 35 ***	-0.0269	-0.038*	-0.0439
	(-1. 38)	(4. 97)	(-0.98)	(-1.79)	(-0.63)
lntrade	0. 001 12 ** (2. 07)	0. 005 66 *** (1. 68)	0. 001 (0. 48)	0. 000 75 (1. 05)	0. 002 1 (1. 19)
cons	-0. 335 ***	0. 602 ***	- 0. 214 ***	-0. 185 ***	-1. 645 ***
	(-52. 34)	(29. 43)	(- 21. 77)	(-31. 33)	(-12. 38)

注: 括号内为 t 值 $ext{ }^*$ 、***、**** 分别表示在 10% 、5% 及 1% 水平下显著。

北地区的对外直接投资对产业结构升级具有显著的正向促进作用,而西部地区影响系数为负值,但是没有通过显著性检验,并不能确定对外直接投资是否抑制西部地区的产业结构升级。

因此 结合本文的分析提出以下五点建议:

第一 扩大对外直接投资规模。充分利用全球资本流动的趋势,推进引资政策,强化投资能力^[28]。进一步提高利用外资的能力,注重技术吸收能力的提升,有效吸收对外投资的逆向技术溢出资源。

第二 提升对外投资效率。政府应发挥政策引导作用,优化对外投资企业的审批事项,提高时效性。其次,在优化对外投资结构的同时,加强对外投资项目审查,注重对外投资效率,减少企业投资风险、增强投资的盈利能力和技术反向溢出能力,顺利推动国内产业结构优化升级。

第三 营造对外投资环境。政府要为企业提供法律保障、健全对外投资管理机制,完善相关法律体系,有利于企业规避境外投资风险^[29]。其次,企业自身要及时了解当前国际投资的大环境和东道国的政治体系、文化特征等因素、建立健全投资促进、风险评估等机制。

第四 形成创新导向的政策体系。紧紧围绕着技术创新链─产业链─价值链─供应链的整个过程规划和构建。推进技术创新 促进创新成果转化 加快推进现代化产业体系构建和价值提升。注重

运用法律手段规范和调整创新驱动 建立健全科技创新法律制度体系。

第五 加强多边合作。借助于"一带一路"国家战略,继续加大对东南亚、中亚等地区的直接投资^[30]。通过深化和加强与"一带一路"沿线国家的"多边"开放合作,可通过产能合作,弥补国内资源不足、提升技术研发能力,带动相关产业升级,促进国内投资增加,提高国内有效需求。

参考文献:

- [1] 郑磊. 对外直接投资与产业结构升级——基于中国对东盟直接投资的行业数据分析[J]. 经济问题 2012(2):47-50.
- [2] BLOMSTROM M, KONAN D, LIPSEY R E. FDI in the restructuring of the Japanese economy [R]. NBER working paper, 2000, No. 7693.
- [3] PADILLA-PEREZ R, NOGUEIRA CG. Outward FDI from small developing economies: firm level strategies and homecountry effects [J]. International journal of emerging makets, 2016, 11(4):693-714.
- [4] CHEN JEN-EEM, ZULKIFLI S A M. Malaysian outward FDI and economic growth [J]. Procedia-social and behavioral sciences 2012 65: 717 722.
- [5] BITZER J, KEREKES M. Does foreign direct investment transfer technology across borders? New evidence [J]. European letters, 2008, 100(3):355-358.
- [6] 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+29.
- [7] 霍忻. 我国 OFDI 产业结构调整效应研究——基于灰色关联理论的实证分析[J]. 国际经贸探索 2014(9): 24-32.
- [8] 贾妮莎 韩永辉. 外商直接投资、对外直接投资与产业结构升级——基于非参数面板模型的分析 [J]. 经济问题探索 2018(2):142-152.
- [9]张林. 中国双向 FDI、金融发展与产业结构优化 [J]. 世界经济研究 2016(10):111-124+137.
- [10]赵家章 郭龙飞. 论 OFDI 对母国产业结构的升级效应——来自中国省级面板的证据 [J]. 区域经济评论 2018 (5):76-83.
- [11] 杨英 刘彩霞. "一带一路"背景下对外直接投资与中国产业升级的关系 [J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2015(5):93-101+191.
- [12] 宫汝凯 李洪亚. 技术进步、经济结构转型与中国对外直接投资: 基于 2003—2012 年的证据 [J]. 南开经济研究, 2016(6):56-77.
- [13]汪琦. 对外直接投资对投资国的产业结构调整效应及其传导机制[J]. 国际贸易问题 2004(5):73-77.
- [14] 贾妮莎 韩永辉 郑建华. 中国双向 FDI 的产业结构升级效应: 理论机制与实证检验 [J]. 国际贸易问题 2014(11): 109-120.
- [15] 刘海云 摄飞. 中国 OFDI 动机及其对外产业转移效应——基于贸易结构视角的实证研究 [J]. 国际贸易问题 2015 (10):73-86.
- [17] 贾妮莎 韩永辉. 外商直接投资、对外直接投资与产业结构升级——基于非参数面板模型的分析 [J]. 经济问题探索 2018(2):142-152.
- [18]赵云鹏 叶娇. 对外直接投资对中国产业结构影响研究[J]. 数量经济技术经济研究 2018(3):78-95.
- [19] 宛群超 · 袁凌 · 王瑶· 对外直接投资、区域创新与产业结构升级 [J]. 华东经济管理 2019(5): 34-42.
- [20] 隋月红. "二元"对外直接投资与贸易结构: 机理与来自我国的证据 [J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报) 2010 (6):66-73.
- [21] ALAZZAWI S. Innovation, productivity and foreign direct investment-induced R&D spillovers [J]. The journal of international trade & economic development, 2012, 21(5):615-653.
- [22] BERNSTEIN J I, NADIRI M I. Rates of return on physical and R&D capital and structure of production process: cross

- section and time series evidence [R]. NBER working papers , 1998, No. 257.
- [23] LICHTENBERG F, POTTERIE B V. International R&D spillovers: A re-examination [R]. NBER working paper, 1996, No. 5668.
- [24] THU P, FRISO S. Regional income inequality and convergence processes in the EU-25 [R]. ERSA conference papers, 2006, ersa06p229.
- [25] 干春晖,郑若谷,余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响 [J]. 经济研究 2011(5):4-16+31.
- [26]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.
- [27] 苏建军 徐璋勇. 金融发展、产业结构升级与经济增长——理论与经验研究[J]. 工业技术经济 2014(2): 139-149.
- [28]汤婧 /于立新. 我国对外直接投资与产业结构调整的关联分析[J]. 国际贸易问题 2012(11):42-49.
- [29]潘颖,刘辉煌.中国对外直接投资与产业结构升级关系的实证研究[J].统计与决策 2010(2):102-104.
- [30]崔彩周. 中国企业对外直接投资与产业结构优化问题研究[1]. 甘肃理论学刊 2007(5):71-76.

(责任编辑:陈 春;英文校对:葛秋颖)

Impact of Foreign Direct Investment on China's Industrial Structure Upgrading: Based on Spatial Panel Regression Model SHANG Tao, SHANG Degiang

(School of Humanities, Economics and Laws, Northwestern Polytechnical University, Xi'an 710129, China)

Abstract: This paper aims to examine whether China's rapid growth of foreign direct investment (FDI) has a driving role in the upgrading of China's industrial structure. The paper firstly analyzes the mechanism of impact of FDI with different investment motives on China's industrial structure. Secondly, by constructing a spatial panel model, using the panel data of 30 provinces in China from 2003 to 2017 to explore the impact of FDI on the upgrading of China's industrial structure. The study finds that FDI significantly promotes the upgrading of China's industrial structure. The faster the technological innovation is improved, the more perfect the operating mechanism of the financial market, and the higher the level of financial development, which will also promote the upgrading of China's industrial structure. At the regional level, FDI in the eastern, central and northeastern regions has a significant positive effect on the upgrading of industrial structure, while the western region has not passed the significant test. Therefore, foreign investment enterprises need to pay attention to the improvement of technology absorption capacity. The government should strengthen the guidance and service functions of the departments and increase guidance to private enterprises, provide legal protection for investment enterprises, improve the mechanism of foreign investment management, and improve relevant legal systems.

Key words: OFDI; upgrading of industrial structure; supererogation of industrial structure; technological innovation