

中国 OFDI 影响了 IFDI 的“质”还是“量”？

——基于产业结构升级溢出机制的视角

聂 飞*

摘要：本文基于中国省级层面产业联系，分析 OFDI 影响 IFDI 规模和质量的结构升级溢出机制，通过构建空间杜宾模型并运用 2003–2015 年间中国 30 个省份面板数据进行实证检验。研究发现：第一，中国省级层面 IFDI 规模、IFDI 质量、OFDI 规模与产业结构高度化等变量均存在一定程度的正向空间自相关性；第二，中国通过 OFDI 的逆向技术溢出效应能够推进国内产业结构升级进而促进外资规模增长和外资质量优化，同时在产业联系纽带作用下，还存在着对 IFDI 质量的正向溢出效应；第三，东部地区省份凭借频繁的产业资本和技术转移，通过 OFDI 的产业结构升级溢出机制能够带来区域内省份 IFDI 规模和质量全面提升。最后，本文就如何通过 OFDI 的产业结构升级过程来提升我国利用外资质量进行了相应政策思考。

关键词：OFDI；IFDI；产业结构升级；溢出机制；空间杜宾模型

一、引言

改革开放以来，中国通过“引进来”战略的实施成功吸引了大量外商直接投资（Inward Foreign Direct Investment，简称 IFDI），不仅解决了国内资本匮乏、技术瓶颈等问题，而且承接了来自于发达国家的劳动密集型产业，逐渐成为“世界工厂”，这为中国实现经济增长“奇迹”奠定了重要基础。在长达四十年的对外开放过程中，中国究竟拥有何种吸引外资的独特优势成为了诸多学者重点关注的问题。新结构经济学认为，产业比较优势的变化无论是对中国引资规模还是引资质量都会产生深远的影响，理应受到更多关注。随着近年来中国将“走出去”战略视为实现国内产业结构升级的重要政策，中国对外直接投资（Outward Foreign Direct Investment，简称 OFDI）规模获得了空前增长。截至 2017 年，中国已经成为全球第二大资本来源国。在此背景下，本文关注的问题是：中国通过 OFDI 的母国结构效应究竟会如何影响 IFDI 的“质”和“量”？以及该影响存在何种空间溢出特征？回答这些问题对于理解我国双向直接投资的互动过程无疑具有重要意义。

事实上，OFDI 的母国结构效应一直是国际经济学领域备受关注的问题，目前存在两种截然相反的研究观点。有学者认为，OFDI 有助于母国产业结构升级。生命周期理论、边际

* 聂飞，华中农业大学经济管理学院，邮政编码：430070，电子信箱：nie.fei@163.com。

本文获得华中农业大学校自主科技创新基金项目“中国 IFDI 和 OFDI 发展的互动机制研究”（项目编号：2662016QD051）的资助。作者感谢两位匿名审稿人富有建设性的意见与无私帮助，当然，文责自负。

产业转移理论等传统国际直接投资理论认为,一国能够通过 OFDI 进行传统产业资本对外输出和优化国内资源配置,进而实现产业比较优势动态递进(Vernon, 1966; Kojima, 1978)。Dunning(1977)则认为一国通过 OFDI 能够主动获取海外技术、品牌等战略性资产,论证了通过逆向技术溢出实现母国产业结构升级的可能性。基于此,Bitzer 和 Kerekes(2008)运用 17 个 OECD 国家的产业层面数据研究发现,法国、日本、英国等发达国家通过技术获取型 OFDI 对国内产业生产率的促进作用明显。Li 等(2016)运用 2003–2011 年间中国省级面板数据研究发现,中国通过 OFDI 的逆向技术溢出对国内产业研发能力有着显著促进作用。当然,也有学者持有对立观点。如 Cowling 和 Tomlinson(2002)等学者认为 OFDI 的对外产业转移过程对母国产业结构升级会产生明显的“副作用”,过度产业资本输出会造成母国产业空心化问题。对此观点,后续学者针对不同国家或地区进行了经验上的论证。如胡立君等(2013)在分析后工业化时代美国和日本产业空心化问题时认为,OFDI 导致生产基地的大量外移和国内制造业份额缩减,这是造成两国实体经济萎缩的重要原因。褚振国(2013)选取产业结构变异系数和区位熵指数对浙江省 1992–2011 年三大产业的动态分析表明,制造业资本大量向外转移加剧了当地工业发展过程中的“离制造化”趋势。

产业结构变化会对一国 IFDI 的规模和质量产生怎样的影响呢?对此问题,目前尚存在争论。首先,传统理论观点基本上将产业集聚和价值链分工地位视为产业结构升级的重要组成部分(Porter, 1990; Hummels et al., 2001),产业结构升级会对 IFDI 规模和质量有着正向影响。后续实证检验研究大多证实了该观点。例如,余珮和孙永平(2011)运用 1995–2007 年间在华投资的 457 家美国子公司和 537 家欧洲子公司数据分析发现,产业集聚所产生的规模经济效应和技术溢出效应是影响外资企业对华投资规模的重要因素。马涛(2008)通过选取 1992–2005 年间中国工业部门数据研究发现,垂直专业化生产与我国 IFDI 规模之间存在长期正向协整关系。另外,王英和刘思峰(2008)运用灰色关联分析法研究发现,产业集聚所带来的本土企业自主创新能力提升将构成我国对高质量 IFDI 的强大吸引力。傅元海和王展祥(2011)则通过因子分析法研究发现,只有在外资企业提高对华上游价值链的嵌入程度的情况下,核心技术才会被采用并进而提升我国利用外资质量。其次,产业空心化作为产业结构升级失败的表现,对东道国 IFDI 规模和质量的影响是毋庸置疑的。Stiglitz 和 Weiss(2001)认为产业空心化带来的直接后果便是国民经济结构失衡、经济增长下滑、实体经济衰退和投机现象盛行,这会导致产业比较优势无法顺利实现动态递进。由此产生的后果将是,跨国公司的投资信心受损,不仅会造成东道国 IFDI 规模系统性缩减,而且会使其 IFDI 质量陷入低水平陷阱(范小云、孙大超, 2013)。

然而,现有研究基本证实了 OFDI 的母国结构效应,而产业结构变化会带来 IFDI 规模和质量的变化,故有必要将产业结构变化作为重要“纽带”,阐释 OFDI 对 IFDI 规模和质量的影响机制。值得指出的是,目前鲜有研究关注这一影响机制过程中所存在的溢出效应。事实上,省级层面双向直接投资存在明显的空间相关性,如果不加考虑或简单沿用 OLS 进行回归极易造成估计结果的内生性偏差。鉴于此,我们进一步将空间相关性纳入 OFDI 对 IFDI 规模和质量的影响机制分析框架内,通过构建空间面板模型和运用 2003–2015 年间中国 30 个省份面板数据进行实证检验。本文可能的边际贡献如下:一是首次基于产业结构视角论证了 OFDI 对 IFDI 规模和质量的影响机理;二是通过引入空间相关性最大限度消除了模型潜在的内生性问题,进而获得更具说服力的研究结论。

二、机理分析与假设提出

在中国省级行政区划体制下,各个省份作为相对独立的经济个体,遍布于国内价值链的各个环节,产业分工使得省级层面的产业联系特征愈发突出(彭连清,2008)。产业联系往往决定了省份之间的临近关系,产业联系越紧密,省份之间的产业结构联动性越强,即其他邻近省份产业结构调整会引发本省份市场、技术条件变化。这意味着,当我们在关注 OFDI 通过产业结构调整对本省份 IFDI 规模和质量产生的影响时,便不应忽视邻近省份通过产业联系对本省份 IFDI 规模和质量间接影响。由于 OFDI 的母国结构效应目前仍然存在争论,据此产生的溢出效应自然也会存在差异。

首先,OFDI 的母国结构效应对 IFDI 规模和质量的影响存在差异。一是本省份通过 OFDI 推进本地产业结构升级,表现为地区高附加值产业集聚和价值链分工地位攀升。本省份通过向外转移低附加值产业资本能够为本地高附加值产业腾出必要的发展空间,并推动要素资源由前者向后者集聚,形成规模经济和技术溢出等集聚经济效应。同时,本省份通过在海外设立研发机构和进行跨国并购还能获取知识、技术等战略性资产,服务于本地区产业链升级进而推动本地区分工地位由低向高攀升(揭水晶等,2013)。在集聚经济效应和价值链分工地位攀升的影响下,高附加值产业外资企业会加快进驻或扩大规模以利用当地廉价的生产要素和高质量中间商品,占据部分市场进而获取超额利润,这有利于地区 IFDI 规模和质量同步提升。二是本省份通过 OFDI 抑制本地产业结构升级,表现为地区出现产业空心化。本省份通过 OFDI 的对外产业资本输出可能造成本地区低附加值产业资本存量减少的同时,高附加值产业资本未能及时补充,导致地区产业发展陷入空心化陷阱,新型支柱产业动力不足将使结构升级进程受阻(桑百川等,2016)。产业空心化的出现会使高附加值产业外资企业难以获得持续性的基础产业支撑或市场利润,打击其对当地高附加值产业的投资信心,导致高附加值产业外资企业选择撤资,反而会造成地区 IFDI 规模和质量下降。

其次,考虑到省级层面的产业联系,OFDI 在引发邻近省份产业结构调整时,还会影响本省份的市场条件和技术条件(陶长琪、周璇,2016),产生对当地 IFDI 规模和质量溢出效应。结合 OFDI 的母国结构效应,溢出效应具体分析如下:(1)当 OFDI 实现邻近省份产业结构升级时,邻近省份低附加值产业外资企业因市场受限而选择将投资目标或生产基地向市场潜力较大的本省份转移,而外资企业的产品进入无疑会加剧产业内市场竞争,形成对当地企业的市场掠夺效应,通过扩大市场占有率和投资规模来实现当地 IFDI 规模扩张。同时,邻近省份高附加值产业的先进技术在劳动力跨区域流动的作用下也会形成对本省份外资企业的溢出效应,有利于拓宽当地高附加值产业外资企业的技术来源和降低研发成本,提升其生产率来实现当地 IFDI 质量提升。(2)当 OFDI 抑制邻近省份产业结构升级时,邻近省份因缺乏支柱产业而陷入产业空心化境地,经济增长动力不足会缩小对本省份外资企业的中间产品需求,区域外市场份额缩减会造成本省份外资企业库存量增加和利润下降,进而抑制其投资规模,导致其总体 IFDI 规模下降。同时,技术空心化是产业空心化的重要表现,邻近省份产业空心化主要体现为高附加值产业技术进步陷入瓶颈和产品生命周期延长,由于邻近省份拥有过多标准化技术而缺少前沿技术,对本省份外资企业的技术溢出效果有限,反而会因产业联系的路径依赖抑制本省份外资企业生产率提升,进而导致其总体 IFDI 质

量下降。

通过以上分析,本文可提出以下四个理论假说:

- H₁:本省份通过 OFDI 推进产业结构升级,对 IFDI 规模和质量有着正向影响;
- H₂:本省份通过 OFDI 抑制产业结构升级,对 IFDI 规模和质量有着负向影响;
- H₃:邻近省份通过 OFDI 推进产业结构升级,对本省份 IFDI 规模和质量具有正向溢出效应;
- H₄:邻近省份通过 OFDI 抑制产业结构升级,对本省份 IFDI 规模和质量具有负向溢出效应。

三、实证模型设定与数据说明

(一) 实证模型设定

为了验证本文提出的理论假说,我们选取中国省际面板数据为样本,构建了外资区位选择模型,主要由 IFDI 规模决定方程和 IFDI 质量决定方程组成。其中,我们控制影响省份外资区位选择的特异性因素;此外,借鉴茹玉骢等(2010)的研究,使用省份虚拟变量 u_i 和时间虚拟变量 v_t 分别控制影响外资区位选择的省份固定效应和时间固定效应,以最大程度避免模型设定过程中的遗漏变量问题。基准模型设定如下:

$$\ln ifdi_{it}^m = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ofdi_{it} + \alpha_2 \ln struct_{it} + Z\lambda + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中:下标 i, t 分别表示第 i 个省份和第 t 年,且 $i = 1, 2, 3, \dots, N; t = 1, 2, 3, \dots, T$ 。 $ifdi^m$ 为被解释变量,用以表示省份 IFDI 规模和质量,分别定义为 $ifdi^{scale}$ 、 $ifdi^{quality}$ 。同时, $ofdi$ 、 $struct$ 分别表示省份 OFDI 规模和产业结构高度化,为本文核心解释变量。 Z 为控制变量集。要素禀赋结构不仅决定了地区利用外资的投入成本,同时构成地区利用外资结构的基础,是影响地区利用外资的供给侧因素;市场潜力则决定了地区各类产业外资企业的营业份额与利润水平,构成影响地区利用外资的需求侧因素;外资集聚容易形成产业间外资企业之间协作关系和产业内外资企业之间竞争关系,使得垂直技术溢出和水平技术溢出更容易出现,构成影响地区利用外资的环境因素(崔远森,2009)。鉴于此,我们在模型中控制这三个特异性因素。 λ 为控制变量估计系数。为了反映省份通过 OFDI 的母国结构效应对本地 IFDI 规模和质量的影响,需要在式(1)中引入 OFDI 规模与产业结构高度化的交互项。那么,拓展模型设定如下:

$$\ln ifdi_{it}^m = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ofdi_{it} + \alpha_2 \ln struct_{it} + \alpha_3 \ln ofdi_{it} \times \ln struct_{it} + Z\lambda + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

进一步地,由于省级层面的 IFDI 规模和质量可能存在空间相关性,而且在省级层面产业联系存在的条件下,邻近省份 OFDI 规模扩张与产业结构调整会对本省份 IFDI 规模和质量产生溢出效应。鉴于此,在 Anselin 等(2004)研究基础上,我们将(2)式转化为空间面板模型。常见的空间面板模型有空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。其中,空间杜宾模型能够同时考虑被解释变量与解释变量的空间相关性,在经验研究中得到了广泛的运用。鉴于此,本文将其作为基本形式,最终模型设定如下:

$$\begin{aligned} \ln ifdi_{it}^m = & \beta_0 + \beta_1 \ln ofdi_{it} + \beta_2 \ln struct_{it} + \beta_3 \ln ofdi_{it} \times \ln struct_{it} + \rho_1 W \ln ifdi_{it}^m + \rho_2 W \ln ofdi_{it} + \\ & \rho_3 \ln struct_{it} + \rho_4 W \ln ofdi_{it} \times \ln struct_{it} + Z\lambda + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

(3)式中: W 表示空间权重矩阵, $W \ln ifdi_{it}^m$ 表示被解释变量 IFDI 规模和质量的空间滞后项, $W \ln ofdi$ 、 $W \ln struct$ 分别表示核心解释变量 OFDI 规模和产业结构高度化的空间滞后项, $W \ln ofdi \times \ln struct$ 表示交互项的空间滞后项。为了区分直接效应和间接效应,我们分别使用参数 $\beta_1 \sim \beta_3$ 、 $\rho_2 \sim \rho_4$ 来界定解释变量及其空间滞后项的回归系数; ρ_1 为被解释变量空间滞后

项的回归系数。根据本文理论假说,回归系数 β_3 和 ρ_4 是我们需要关注的重点,前者表示OFDI的母国结构效应对IFDI规模和质量的影响,后者表示OFDI影响IFDI规模和质量的结构升级溢出效应。其中,当 $\beta_3 > 0$ 成立时,理论假说1成立;反之,理论假说2成立。当 $\rho_4 > 0$ 成立时,理论假说3成立;反之,理论假说4成立。需要指出的是,在使用空间计量方法对模型进行估计时,选择合适的空间权重矩阵是关键。不失一般性,我们使用省份之间是否具有共同边界构建空间邻接权重矩阵,是取值为1,否则取值为0。考虑到空间邻接权重矩阵的内在稳定性,我们将截面形式的空间邻接权重矩阵拓展至面板形式的 $(N \times T) \times (N \times T)$ 维分块矩阵。

(二) 数据说明

1. 被解释变量的测度

为了剔除价格因素的影响,IFDI规模使用消费者物价指数平减为2003年不变价表示的省份实际利用外资额测度。IFDI质量基本可通过省份外资企业生产过程中的技术含量体现出来,而外资企业生产过程中的技术含量又与其生产本地化程度有关。Kumar(2002)便认为外资企业在中国生产1单位产值中的增加值越多,意味着母国或其他子公司生产的增加值越少。那么,外资企业在中国生产的环节越多,使用的技术越多且可能越先进,同时雇佣本地员工掌握更多的生产流程技术,能够产生更强的溢出效果。鉴于此,我们将IFDI质量采用省份外资企业本地化程度测度,即省份外资企业增加值占总产值的比重。

2. 解释变量的测度

鉴于存量随时间波动幅度比流量小,能够较好表示省级层面OFDI的真实规模,故将OFDI规模使用消费者物价指数平减为2003年不变价表示的省份实际OFDI存量测度。同时,由于产业结构升级是一个连贯的过程,产业结构高度化作为产业结构升级的结果,便可通过省份高附加值产业增加值与工业总增加值比重体现出来,比重越大意味着省份产业结构升级越顺利。其中,高附加值产业选取借鉴党印和鲁桐(2014)的研究,主要包括电子、机械、设备、仪表、医药、生物制品与其他制造业。

3. 控制变量的测度

要素禀赋结构使用省份资本存量与劳动力的比率测度,记作 kl 。其中,参照张军等(2004)的研究,资本存量使用永续盘存法估计获得。劳动力则使用省份年末城镇单位实际就业人口数测度。市场潜力取决于省份收入水平,较高的收入水平意味着较大的消费需求和投资需求,使用消费物价指数平减为2003年不变价表示的实际人均GDP测度,记作 $mark$ 。外资集聚使用省份利用外资存量占全国利用外资存量总额的比重测度,比重越高则意味地区利用外资集中度越高,记作 $fagg$ 。

本文选取的研究样本为2003–2015年中国30个省份面板数据集,由于样本数据缺失严重,西藏自治区未列入样本,样本容量为390。各省份OFDI存量数据来源于历年《对外直接投资统计公报》;各省份高附加值制造业增加值数据来源于历年《中国工业统计年鉴》和地方统计年鉴;计算空间权重矩阵所需要的各省份地理区位和邻近关系参照中国电子地图。^①另外,各省份实际利用外资额、外资企业增加值、GDP、人均GDP、固定资产形成总额、城镇单位实际就业人口和物价指数等数据均来源于历年《中国统计年鉴》。主要变量的描述

^①参见百度地图,网址:<http://map.baidu.com>。

性统计见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
IFDI 规模(万美元)	$\ln ifdi^{scale}$	390	12.164	2.060	0.000	15.090
IFDI 质量(百分比)	$\ln ifdi^{quality}$	390	0.961	1.137	-4.368	6.172
OFDI 规模(万美元)	$\ln ofdi$	390	10.731	2.349	2.485	15.742
产业结构高度化(百分比)	$\ln struct$	390	3.150	0.812	0.000	5.182
要素禀赋结构(元/人)	$\ln kl$	390	11.777	0.591	9.778	12.784
市场潜力(元)	$\ln mark$	390	9.405	0.536	8.216	10.883
外资集聚(百分比)	$\ln fagg$	390	0.900	1.572	-3.385	3.466

四、实证结果及说明

(一) 空间自相关性检验

由于地区单元上的个体之间的空间相关性总是存在的,这构成了空间计量方法适用性的前提条件。因此,在正式对空间杜宾模型进行估计之前,检验被解释变量与核心解释变量的空间相关性显得尤为必要;否则,模型会因为设定偏误而降低估计效率。为了检验这种空间相关性,全局“莫兰指数 I”(Moran's I)是一种常用的方法,它能够在不依赖模型具体形式的情况下,从整体上反映观测值与其空间滞后项之间的线性相关程度。计算公式如下:

$$I = \frac{N \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij}} \quad (4)$$

(4)式中: N 表示地区总数, W_{ij} 为前文定义的空间权重矩阵值, $\bar{x}$ 表示被解释变量或核心解释变量的观测均值, S^2 表示被解释变量或核心解释变量的观测方差。根据式(4)可知,Moran's I 的取值区间为 $[-1, 1]$,取值小于 0,说明对应变量观测值呈现负向空间相关性;反之,则说明对应变量观测值呈现正向空间相关性。同时,Moran's I 绝对值取值越大,表明对应变量的空间相关性越强。表 2 给出了 2003-2015 年间各变量的空间自相关性检验结果。

表 2 空间自相关性检验结果

年份	IFDI 规模		IFDI 质量		产业结构高度化		OFDI 规模	
	Moran's I	p 值	Moran's I	p 值	Moran's I	p 值	Moran's I	p 值
2003	0.420 ***	0.000	0.146 **	0.040	0.229 ***	0.009	0.053	0.211
2004	0.424 ***	0.000	0.182 **	0.026	/	/	0.171 **	0.032
2005	0.443 ***	0.000	0.309 ***	0.001	0.247 ***	0.006	0.127 *	0.072
2006	0.442 ***	0.000	0.277 ***	0.003	0.227 **	0.010	0.115 *	0.087
2007	0.461 ***	0.000	0.142 **	0.047	0.239 ***	0.007	0.066	0.180
2008	0.402 ***	0.000	0.102	0.108	0.251 ***	0.005	0.001	0.373
2009	0.356 ***	0.000	0.022	0.305	0.044	0.235	0.027	0.286
2010	0.347 ***	0.000	0.094	0.126	/	/	0.034	0.263
2011	0.364 ***	0.000	0.151 **	0.046	0.214 **	0.012	0.042	0.236
2012	0.377 ***	0.000	0.226 ***	0.008	0.021	0.301	0.048	0.221
2013	0.371 ***	0.000	0.049	0.226	0.007	0.348	0.106 *	0.098
2014	0.381 ***	0.000	0.251 ***	0.005	0.114 *	0.085	0.143 *	0.051
2015	0.072	0.161	0.104	0.104	0.107 *	0.094	0.197 **	0.017

注:*, ** 和 *** 分别表示 10%, 5% 和 1% 显著性水平。

观察被解释变量检验结果可知,在 10%显著性水平下,虽然中国省级层面 IFDI 规模和质量 Moran's I 值均大于 0,但前者绝对值更大且 p 值较为显著,说明 IFDI 规模可能具有更强的空间邻近特征。然而,从核心解释变量检验结果看,中国省级层面 OFDI 规模和产业结构高度化的 Moran's I 值大于 0 但有所波动,尤其是 2014–2015 年呈现明显的正向空间邻近特征。由此可见,鉴于被解释变量与核心解释变量均存在一定程度的空间正相关性,说明运用空间计量模型进行回归分析将更为合适。

(二) 初始检验

接下来,我们对空间杜宾模型进行估计。由于较之于最小二乘法(OLS),使用极大似然估计法(MLE)能够确保获得最优估计量,尤其在扰动项为非正态时,MLE 估计量的渐进效率将获得明显提升。鉴于此,我们将 MLE 作为估计空间杜宾模型的基本方法。另外,考虑到空间权重矩阵对于空间杜宾模型的估计结果至关重要,尽管我们对目前普遍适用的空间邻接权重矩阵进行了说明,然而,空间邻接权重矩阵由于无法较好地刻画省份之间的产业联系而广受诟病,为了确保结果的稳健性,基于多元空间权重矩阵进行估计并对结果进行对比显得尤为必要。因此,我们额外定义了省级层面的空间地理距离权重矩阵和空间经济距离权重矩阵。具体来看,地理距离权重矩阵表示为省份省会城市之间物理距离的倒数;经济距离权重矩阵则表示省份单位资本 GDP 差额平方的倒数。两类矩阵中的权重值取值越大则表明省份之间的产业联系越紧密。在此基础上,我们对空间杜宾模型进行了估计,结果如表 3 所示。其中,模型(1)–(3)分别为基于空间邻接权重矩阵、空间地理距离权重矩阵和空间经济距离权重矩阵估计的 IFDI 规模决定方程估计结果,模型(4)–(6)则为对应三类空间权重矩阵的 IFDI 质量决定方程估计结果。

不难发现,当我们在控制了其他因素和双向固定效应以后,所有模型中的 σ^2 值在 1%显著性水平下均高度显著,高度拒绝了模型不存在空间相关性的原假设。观察可知,在 10%显著性水平下,模型(1)–(6)中的被解释变量的空间滞后项均显著为正,说明省级层面的 IFDI 规模和质量的空间正相关关系均是存在的。核心解释变量方面,所有模型中的 OFDI 规模系数在 1%显著性水平下显著为正,模型(4)–(6)中的产业结构高度化系数在 5%显著性水平下显著为正。说明当前中国 OFDI 对提升国内利用外资规模和优化利用外资质量具有重要促进作用;同时,产业结构升级进程推进将有利于我国吸引更高质量的外资企业进入。从核心解释变量的空间滞后项估计结果来看,在 1%显著性水平下,模型(1)–(3)中的 OFDI 规模空间滞后项系数显著为正,且产业结构高度化空间滞后项系数则显著为负。说明在省级层面产业联系纽带作用下,OFDI 规模存在对 IFDI 规模的正向溢出效应,但产业结构升级却存在对 IFDI 规模的负向溢出效应。需要指出的是,邻近省份产业结构升级会挤出本省份外资规模,意味着我国省级层面的产业替代性强于互补性,极易造成省份之间在利用外资方面的竞争关系,形成挤出效应(包群等,2015)。

当然,我们将重点关注交互项及其空间滞后项系数。首先,除了模型(2)以外,其他模型中的 OFDI 规模与产业结构高度化交互项系数在 10%显著性水平下均显著为正,说明我国通过 OFDI 的产业结构升级过程对国内利用 IFDI 规模和质量均有着正向影响,没有证据显示 OFDI 足以引致国内产业空心化进而对 IFDI 规模和质量产生抑制作用,证实了本文理论假说 1。这与我国通过 OFDI 实现集聚经济效应和价值链分工地位攀升,进而形成吸引高附加值产业外资的比较优势有关。其次,模型(4)–(6)中的交互项的空间滞后项系数在 10%显

著性水平下均显著为正,但模型(1)-(3)中的该项系数却并不显著。一方面说明省级层面 IFDI 质量显著受到 OFDI 的产业结构升级过程的溢出效应影响,主要体现于邻近省份通过 OFDI 实现产业结构升级时,会通过劳动力的跨区域流动带来高附加值产业技术向本省份溢出,进而提升本省份外资企业生产率,带来本省份 IFDI 质量提升。另一方面说明本省份 IFDI 规模对于邻近省份 OFDI 的产业结构升级过程并不敏感。事实上,由于政策壁垒的存在,导致我国各地区产业发展过程中普遍存在一定市场分割,如出于保护本地幼稚产业而设置的高进入门槛和给予当地企业以非对称性政策优惠等,市场分割构成了我国省份之间产业资本流动的主要障碍(陆铭、陈钊,2009),这也意味着当邻近省份在通过 OFDI 实现自身产业结构升级过程中,低附加值产业外资企业试图向本省份转移资本将面临较大的难度,限制了其在本省份的外延市场扩张与投资规模扩大。因此,该结果部分证实了本文理论假说 3。

虽然我们同时基于空间邻接权重矩阵、空间地理距离权重矩阵和空间经济距离权重矩阵进行了检验,但模型总体估计效果并未发生太大变化,结果表现相对稳健。另外,通过比较调整后的 R^2 、 $\text{Log}L$ 等指标发现,模型(1)和模型(4)对于中国 IFDI 规模和质量变动原因的解釋更具说服力。不失一般性,我们在后文中选择基于空间邻接权重矩阵的模型估计结果进行说明。

表 3 初始检验结果

变量	被解释变量:IFDI 规模			被解释变量:IFDI 质量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$W\ln ifdi$	0.007 *** (6.62)	0.020 *** (3.26)	0.024 *** (4.25)	0.031 ** (2.44)	0.146 ** (2.35)	0.141 * (1.71)
$W\ln ofdi$	0.008 *** (6.00)	0.061 *** (9.96)	0.023 *** (3.38)	-0.019 *** (4.68)	-0.043 * (-1.87)	-0.017 (-1.15)
$W\ln instruct$	-0.069 *** (-3.36)	-0.377 *** (-4.39)	-0.291 *** (-2.90)	-0.097 (-0.86)	-0.393 (-0.57)	-0.711 (-1.18)
$W\ln ofdi \times \ln instruct$	0.007 (1.64)	0.035 (0.82)	0.030 (1.19)	0.022 ** (2.00)	0.062 * (1.86)	0.028 ** (2.47)
$\ln ofdi$	0.037 *** (9.17)	0.034 *** (9.16)	0.043 *** (9.81)	0.160 *** (5.37)	0.165 *** (5.37)	0.169 *** (5.62)
$\ln instruct$	-0.011 (-0.02)	-0.019 (-0.46)	-0.007 (-0.14)	0.440 ** (2.33)	0.503 ** (2.51)	0.492 ** (2.47)
$\ln ofdi \times \ln instruct$	0.001 ** (2.21)	0.003 (0.43)	0.005 ** (2.10)	0.058 * (1.70)	0.061 * (1.75)	0.056 ** (2.62)
$_{-cons}$	9.446 *** (39.18)	9.849 *** (43.47)	8.581 *** (38.73)	-4.191 *** (-2.97)	-5.240 *** (-3.25)	-5.436 *** (-4.02)
相关控制变量	有	有	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有	有	有
σ^2	0.117 *** [0.000]	0.107 *** [0.000]	0.125 *** [0.000]	0.677 *** [0.000]	0.692 *** [0.000]	0.694 *** [0.000]
$\text{Log}L$	280.792	316.547	255.0176	-321.541	-329.088	-329.079
$\text{Adj-}R^2$	0.991	0.990	0.991	0.648	0.645	0.647
样本量	390	390	390	390	390	390

注:圆括弧内为 z 统计值,方括弧内为 p 值。*,**和***分别表示 10%,5%和 1%显著性水平。

(三) 分区位样本检验

受到我国区域经济发展不平衡的影响,我国东中西部地区省份无论是经济开放程度还是产业发展比较优势均存在较大的异质性,体现于三大地区省份的 IFDI 规模、IFDI 质量、

OFDI 规模与产业结构高度化等方面可能有所不同,从而造成样本点异常分布情况,回归结果与真实情况将存在比较大的偏差。鉴于此,我们根据省份所处经济区位将总样本划分为东部地区、中部地区和西部地区三组子样本^①;然后,分别结合子样本数据对空间杜宾模型进行估计,以识别 OFDI 影响 IFDI 规模和质量的结构升级溢出机制的地域特征。结果如表 4 所示。其中,模型(7)-(8)、(9)-(10)、(11)-(12)分别为东、中、西部地区省份的 IFDI 规模和质量决定方程估计结果。

表 4 分区位样本检验结果

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
$Wlnifdi$	0.013 *** (4.34)	0.086 *** (2.92)	0.012 (0.68)	-0.305 (-0.75)	0.002 (0.55)	0.030 (1.11)
$Wlnofdi$	0.016 *** (3.93)	0.043 *** (3.63)	-0.003 (-0.15)	0.157 ** (2.37)	0.004 (0.93)	-0.011 (-1.28)
$Wlnstruct$	0.203 *** (3.58)	-1.139 *** (-4.03)	-0.277 (-1.45)	1.153 (1.39)	-0.070 (-0.96)	-0.124 (-0.53)
$Wlnofdi \times lnstruct$	0.016 *** (3.08)	0.113 *** (4.50)	0.019 (0.86)	-0.209 * (-1.83)	0.009 (1.15)	0.024 (0.83)
$lnofdi$	0.045 *** (5.44)	0.320 *** (6.07)	0.041 *** (4.45)	0.108 * (1.84)	-0.002 (-0.29)	-0.094 ** (-2.35)
$lnstruct$	0.071 (0.81)	0.425 (0.71)	0.038 (0.42)	0.565 (0.98)	0.074 (0.63)	0.617 (1.17)
$lnofdi \times lnstruct$	0.005 ** (2.63)	0.070 ** (2.21)	0.005 (0.48)	0.046 (0.72)	0.005 (0.39)	0.081 (1.36)
$_cons$	9.478 *** (28.67)	-4.496 ** (-2.26)	5.268 *** (6.22)	14.636 *** (2.81)	2.936 *** (3.87)	-3.149 (-1.14)
相关控制变量	有	有	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有	有	有
$Sigma$	0.114 *** [0.000]	0.672 *** [0.000]	0.084 *** [0.000]	0.511 *** [0.000]	0.180 *** [0.000]	0.612 *** [0.000]
$LogL$	126.290	-154.351	82.234	-50.034	41.828	-88.066
$Adj-R^2$	0.990	0.794	1.000	0.508	0.983	0.230
样本量	169	169	78	78	143	143

注:圆括弧内为 z 统计值,方括弧内为 p 值。*,**和***分别表示 10%,5%和 1%显著性水平。

结果显示,在 1%显著性水平下,模型(7)-(8)中的被解释变量的空间滞后项系数显著为正,说明东部地区省份在 IFDI 规模和质量方面具有更明显的空间集聚特征,这与当前我国利用外资的区位分布特征是一致的。在 10%显著性水平下,模型(7)-(10)中的 OFDI 规模系数均显著为正,而模型(12)中的该变量系数却显著为负,说明东中部地区省份 OFDI 规模扩张对本地 IFDI 规模和质量有着更明显的促进作用,西部地区省份 OFDI 规模上升反而会降低其 IFDI 质量。这与西部地区资本较为稀缺有关,OFDI 会加剧当地的资本约束,进而削弱了对高附加值外资企业的吸引力。此外,在 1%显著性水平下,模型(7)-(8)中的 OFDI 规模空间滞后项系数均显著为正,产业结构高度化空间滞后项系数却分别显著为正和负,说

①东部地区包括北京、天津、河北、山东、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、广东、海南 11 个省份;中部地区包括山西、河南、安徽、江西、湖北、湖南、吉林、黑龙江 8 个省份;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆 11 个省份。

明东部地区省份 OFDI 规模扩张对 IFDI 规模和质量溢出效应更为明显,而产业结构升级会分别对 IFDI 规模和质量产生正向和负向溢出效应。有证据表明,东部省份之间高附加值产业发展程度较为相似,更容易在此类产业形成竞争关系,此类竞争关系对 IFDI 质量的负向影响更加明显。

值得关注的是,各区位样本下的 OFDI 规模与产业结构高度化的交互项及其空间滞后项系数也存在较大的差异。尤其是模型(7)-(8)中的交互项及其空间滞后项系数在 5% 显著性水平下更为显著,说明东部地区省份通过 OFDI 所实现的产业结构升级过程不仅能够带来自身 IFDI 规模和质量提升,还存在较为明显的跨边界正向溢出效应,证实了本文的理论假说 1 和理论假说 3。事实上,由于东部地区省份 OFDI 起步早且以将获取海外技术等战略资产作为核心动机之一,有力促进了产业结构升级,通过高新产业园区建设吸引了不少高附加值产业外资企业入驻,无论是 IFDI 规模还是 IFDI 质量均位居我国前列;同时,东部省份之间的产业资本转移和技术转移更为频繁,市场掠夺效应和技术溢出效应更加明显,最终能够实现东部地区省份 IFDI 规模和质量提升。

(四) 稳健性检验

2008 年金融危机之后,中国经济进入了“三期叠加”的新常态阶段^①,为了适应国内产业结构优化的现实需求,我国不仅加快了“走出去”步伐。鉴于金融危机前后样本可能存在差异,同时为了检验 OFDI 影响我国 IFDI 的产业结构升级溢出机制是否存在明显的阶段性特征,我们将总样本分为金融危机之前和金融危机之后两阶段样本进行稳健性检验。结果如表 5 所示。模型(13)-(14)和模型(15)-(16)分别为金融危机之前(2003-2008 年)和金融危机之后(2009-2015 年)的省份 IFDI 规模和质量决定方程估计结果。

表 5 稳健性检验结果

解释变量	金融危机之前(2003-2008 年)		金融危机之后(2009-2015 年)	
	(13)	(14)	(15)	(16)
$Wlnifdi$	0.003 ** (2.35)	0.025 (1.23)	0.008 *** (4.67)	0.021 ** (2.09)
$Wlnofdi$	0.005 ** (2.15)	-0.018 *** (-2.63)	0.014 *** (6.84)	-0.017 *** (-3.95)
$Wlnstruct$	-0.047 (-1.61)	-0.270 (-1.50)	-0.190 *** (-5.84)	-0.034 (-0.20)
$Wlnofdi \times lnstruct$	0.006 * (1.87)	0.040 (1.58)	0.015 * (1.90)	0.025 ** (2.56)
$lnofdi$	0.016 *** (3.35)	-0.192 *** (-4.76)	0.018 ** (2.11)	0.001 ** (2.01)
$lnstruct$	0.036 (0.69)	-0.515 (-1.00)	0.421 *** (3.43)	1.663 ** (2.33)
$lnofdi \times lnstruct$	-0.003 (-0.43)	0.081 (1.26)	0.038 *** (3.40)	0.169 ** (2.59)
$_cons$	9.763 *** (29.87)	-4.183 ** (-1.98)	12.634 *** (23.47)	-4.940 ** (-2.09)
相关控制变量	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有

^①“三期叠加”是指增长速度换挡期、结构调整阵痛期和前期刺激政策消化期。

续表 5 稳健性检验结果

解释变量	金融危机之前(2003-2008 年)		金融危机之后(2009-2015 年)	
	(13)	(14)	(15)	(16)
<i>Sigma</i>	0.105*** [0.000]	0.727*** [0.000]	0.109*** [0.000]	0.516*** [0.000]
<i>LogL</i>	150.946	-171.866	164.037	-118.197
<i>Adj-R²</i>	0.999	0.691	0.983	0.634
样本量	180	180	210	210

注:圆括弧内为 z 统计值,方括弧内为 p 值。*,** 和 *** 分别表示 10%,5% 和 1% 显著性水平。

结果显示,在 5% 显著性水平下,模型(15)-(16)中的 OFDI 规模与产业结构高度化的交互项估计系数显著为正,说明金融危机之后中国通过 OFDI 能够更好地实现国内产业结构升级进而带动国内 IFDI 规模和质量提升。事实上,金融危机之后,中国开始将 OFDI 作为国内产业结构优化的重要手段。通过 OFDI 向海外转移低附加值产业的过剩产能和获取技术专利,有效缓解了国内高附加值产业发展的技术瓶颈,并加快了生产要素由低附加值产业向高附加值产业的集聚,产业结构升级呈现积极趋向;在此过程中,我国吸引高附加值产业外资的比较优势愈发明显,表现为各地纷纷发展高新技术产业园区来扩大外资规模和优化外资结构(刘瑞明、赵仁杰,2015)。另外,模型(16)中的交互项的空间滞后项系数在 5% 显著性水平下更加显著,说明金融危机之后 OFDI 影响 IFDI 质量的产业结构升级溢出机制更加明显。这与后危机时代我国更加注重区域经济一体化战略有关,通过提升省份之间产业联系和技术共享水平,能够强化省份之间的技术转移,进而使 OFDI 的产业结构升级过程影响 IFDI 质量的正向溢出效应更加明显。

五、结论与启示

本文基于省级层面 OFDI 影响规模和质量的结构升级溢出机制提出四个理论假说,构建空间杜宾模型并结合 2003-2015 年间中国 30 个省份的面板数据进行检验。研究发现:(1)全局 Moran's I 指数显示,中国省级层面 IFDI 规模、IFDI 质量、OFDI 规模与产业结构高度化等变量均存在一定程度的正向空间自相关性。(2)初始检验发现,OFDI 的产业结构升级过程对省份 IFDI 规模和质量存在显著正向影响,同时在省级层面产业联系的纽带作用下,OFDI 的产业结构升级溢出机制将有效促进 IFDI 质量提升。(3)分区位样本检验发现,由于东部地区省份之间产业资本转移和技术转移更加频繁,通过 OFDI 的产业结构升级溢出机制能够带来区域内省份 IFDI 规模和质量全面提升。另外,我们以 2008 年金融危机作为阶段性节点进行稳健性检验证实了 OFDI 的产业结构升级过程影响 IFDI 质量的正向溢出效应。

伴随着我国正式转变为资本净流出国,如何通过加快实施“走出去”战略来促进国内产业结构优化升级,进而促进外资质量提升值得深入思考。其一,我国应更加重视技术获取型 OFDI 对国内高附加值产业发展的促进作用,在推进产业结构升级的同时,应顺势构建吸引高质量外资企业投资的集聚经济优势。政策重点是各地区既要鼓励有条件的高技术产业企业进行跨国并购和海外研发合作,从而扩大外部技术来源渠道,也要加快打造具有自身特色的高新技术产业园区以促成高附加值产业集聚,充分发挥其规模经济优势和技术溢出优势,使之成为吸引高附加值外资企业进驻的重要载体。其二,为了保证产业结构升级溢出渠道的畅通,各地区应着力破除不利于资本、技术等生产要素流动的政策壁垒与市场分割,扩大产业结构升级对高附加值外资企业投资的辐射范围。其三,鉴于我国各区位省份开放程度或产业发展特点存

在较大差异,各地区应立足于自身实际处理双向直接投资关系。东部地区省份应充分利用自身海外投资规模较大的开放经济优势获取更多前沿技术,推动产业结构升级,以达到更多地吸引高质量外资企业的目的;中西部地区省份应注重培育产业比较优势和积蓄资本,适时扩大 OFDI 规模以促进产业结构升级,为吸引高质量外资企业进驻准备必要条件。

参考文献:

- 1.包群、叶宁华、王艳灵,2015:《外资竞争、产业关联与中国本土企业的市场存活》,《经济研究》第7期。
- 2.褚振国,2013:《对产业空心化现象的分析和反思——以浙江省为例》,《中南财经政法大学研究生学报》第4期。
- 3.崔远森,2009:《FDI、本土企业集聚及经济增长效应——基于浙江县域面板数据的实证检验》,《国际贸易问题》第3期。
- 4.党印、鲁桐,2014:《公司治理与技术创新:两个基本模型》,《财经科学》第7期。
- 5.范小云、孙大超,2013:《实体产业空心化导致发达国家的高主权杠杆?——基于发达国家主权债务危机的实证分析》,《财经研究》第3期。
- 6.傅元海、王展祥,2011:《我国高技术产业利用外资质量的评估》,《财贸经济》第3期。
- 7.胡立君、薛福根、王宇,2013:《后工业化阶段的产业空心化机理及治理——以日本和美国为例》,《中国工业经济》第8期。
- 8.揭水晶、吉生保、温晓慧,2013:《OFDI 逆向技术溢出与我国技术进步——研究动态及展望》,《国际贸易问题》第8期。
- 9.陆铭、陈钊,2009:《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》第3期。
- 10.刘瑞明、赵仁杰,2015:《国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证》,《管理世界》第8期。
- 11.马涛,2008:《中间产品贸易、垂直专业化生产与 FDI 的关系:基于我国数据的协整分析》,《国际贸易问题》第6期。
- 12.彭连清,2008:《我国区域间产业关联的实证分析》,《产业经济研究》第4期。
- 13.茹玉骢、金祥荣、张利风,2010:《合约实施效率、外资产业特征及其区位选择》,《管理世界》第8期。
- 14.桑百川、杨立卓、郑伟,2016:《中国对外直接投资扩张背景下的产业空心化倾向防范——基于英、美、日三国的经验分析》,《国际贸易》第2期。
- 15.陶长琪、周璇,2016:《要素集聚下技术创新与产业结构优化升级的非线性和溢出效应研究》,《当代财经》第1期。
- 16.王英、刘思峰,2008:《基于灰色理论的我国对外直接投资规模预测》,《统计与决策》第13期。
- 17.余珮、孙永平,2011:《集聚效应对跨国公司在华区位选择的影响》,《经济研究》第1期。
- 18.张军、吴桂英、张吉鹏,2004:《中国省际物质资本存量估算:1952~2000》,《经济研究》第10期。
19. Anselin, L., R. Florax, and S. J. Rey. 2004. "Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications." Springer Science & Business Media.
20. Bitzer, J., and M. Kerekes. 2008. "Does Foreign Direct Investment Transfer Technology Across Borders? New Evidence." *Economics Letters* 100(3):355-358.
21. Cowling, K., and P. R. Tomlinson. 2002. "The Problem of Regional 'Hollowing Out' in Japan: Lessons for Regional Industrial Policy." The Warwick Economics Research Paper Series (TWERPS) 625, University of Warwick, Department of Economics.
22. Dunning, J. H. 1977. "Trade, Location of Economic Activity and the MNE: A Search for an Eclectic Approach." *The International Allocation of Economic Activity* 1023:203-205.
23. Hummels, D., J. Ishii, and K. M. Yi. 2001. "The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade." *Journal of International Economics* 54(1):75-96.
24. Kojima, K. 1978. *Direct Foreign Investment: A Japanese Model of Multinational Business Operations*. London: Croom Helm.
25. Kumar, N. 2002. *Globalization and the Quality of Foreign Direct Investment*. New Delhi: Oxford University Press.
26. Li, J., R. Strange, L. Ning, and D. Sutherland. 2016. "Outward Foreign Direct Investment and Domestic Innovation Performance: Evidence from China." *International Business Review* 25(5):1010-1019.
27. Porter, M. E. 1990. *The Competitive Advantage of Nations*. New York: Free Press.
28. Stiglitz, J. E., and A. Weiss. 2001. "Incentive Effects of Termination: Applications to the Credit and Labor Markets." *American Economic Review* 73(5):912-927.

(下转第 68 页)

Is There an Institutional Effect of China's OFDI?

Pan Chunyang¹ and Liao Jia²

(1: East China University of Science and Technology;

2: Shanghai University of International Business and Economics)

Abstract: Outward foreign direct investment serves as a crucial way for China to actively integrate into economic globalization, and it is also an important mechanism of institution diffusion. Based on the panel data of 164 countries from the year of 2003 to 2016, this paper investigates the impact of China's OFDI on institutional quality (and its 6 dimensions) of host countries. It finds that China's OFDI significantly improves institutional quality of the host countries with poorer institutional quality relative to China, and it especially enhances the level of "control of corruption", "regulatory quality" and "rule of law" of these countries. Moreover, these institutional effects of China's OFDI are amplified after using instrument variable estimation to alleviate the endogeneity issues. Meanwhile, China's OFDI exerts no significant effect on host countries with better institutional quality relative to China. Therefore, this study not only enriches our knowledge on the effects of China's OFDI in host countries, but also sheds light on the design of OFDI related policies, thus building up a new outward investment pattern with win-win cooperation and promoting the implementation of the "Belt and Road Initiative".

Keywords: Outward Direct Investment, Institutional Quality, Instrument Variable Method

JEL Classification: F23, P48

(责任编辑:彭爽)

(上接第 52 页)

29. Vernon, R. 1966. "International Investment and International Trade in the Product Cycle." *Quarterly Journal of Economics* 8(4):307-324.

Does China's OFDI Affect IFDI "Quality" or "Quantity"?

Evidence Based on Perspectives of Industrial Upgrading Spillover Mechanisms

Nie Fei

(College of Economics & Management, Huazhong Agriculture University)

Abstract: This paper analyzed the industrial upgrading spillover mechanisms that OFDI affect IFDI based on the industrial relation of China's provincial level. We built a spatial durbin model (SDM) and examined with the panel database including 30 provinces from 2003 to 2015. The research results are as follows. First, there is a positive spatial correlation in IFDI quantity, IFDI quality, OFDI scale, level of industrial structure at the provincial level in China to the certain degree. Second, China's OFDI can improve domestic industrial update and further bring the increase of IFDI scale and the optimization of IFDI structure, which will have a positive spillover effect on IFDI quality by the linking function of industrial relation. Third, provinces in China's eastern region can realize the synergetic increase on IFDI quantity and its quality through the frequent transfer of industrial capital and technology. Finally, we put forward corresponding policy suggestions on how to improve IFDI quality by the process of industrial upgrading induced by China's OFDI.

Keywords: OFDI, IFDI, Industrial Upgrading, Spillover Mechanisms, Spatial Durbin Model

JEL Classification: F21, L60, C32

(责任编辑:陈永清)