

# 产业转型升级对我国对外直接投资的影响研究

## ——基于两步系统 GMM 估计的动态面板模型分析

龚 静<sup>1</sup>, 尹忠明<sup>2,3</sup>

(1. 成都大学 商学院, 四川 成都 610106; 2. 西南民族大学 经济学院, 四川 成都 610041; 3. 西南财经大学 国际商学院, 四川 成都 611130)

**摘要:** 基于我国对 182 个国家(地区)直接投资的跨境面板数据,从产业结构转型升级及其所引致的对外直接投资行业结构分布视角切入,采用两步系统估计方法实证研究了国内产业结构变迁对我国对外直接投资的影响效应。研究结果显示:产业结构合理化与产业结构高度化均能显著促进我国对外直接投资的扩张。在对外直接投资行业结构分布上,第二产业、第三产业对外直接投资占比对我国对外直接投资扩张具有明显的积极作用,而第一产业对外直接投资占比对我国对外直接投资扩张具有显著的负面影响。因此,在政策制定时应充分考虑国内产业结构升级与对外直接投资的良性互动关系,以更好地实现我国进一步“走出去”的发展战略。

**关键词:** 对外直接投资; 产业结构合理化; 产业结构高度化

[中图分类号] F830 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034 (2019) 04-0071-14

### 引 言

自 1997 年中央提出“走出去”发展战略以来,国家鼓励和支持有比较优势的各种所有制企业开展对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment, OFDI),我国企业得以在全球生产网络内优化资源配置,提高生产能力及效率,使我国走上了从引资大国逐渐转变为投资大国的道路。根据《中国对外直接投资统计公报》,截止到 2017 年,我国 OFDI 存量高达 18 090.4 亿美元,占同年世界 OFDI 存量总额(30.84 万亿美元)的 5.9%,排名跃升至全球第 2 位;2017 年我国创造了 1 582.9 亿美元的 OFDI 流量,占同年世界 OFDI 流量总额(1.43 万亿美元)的 11.1%,排

[收稿日期] 2017-05-14

[基金项目] 四川省社科规划青年项目“产业融合视阈下四川省生产性服务业集聚与制造业升级的传导路径与机制创新研究”(SC18C002)。

[作者简介] 龚静(1987~),女,四川成都人,成都大学商学院讲师,经济学博士,研究方向:国际贸易学;尹忠明(1963~),男,四川仁寿人,西南民族大学经济学院教授,西南财经大学博士生导师,研究方向:国际贸易理论与政策。

名全球第3位。随着“一带一路”倡议的实施与推进,我国对沿线国家基础设施投资的需求将会进一步增强,未来我国 OFDI 将迎来更多的机遇。

然而,当前我国正面临着人口红利逐渐消失、资源紧缺与环境约束矛盾突出、投资回报的边际效应递减等客观事实。为解决可持续发展中质量与效率提升的问题,政府开启了从“要素驱动”转变为“创新驱动”的产业结构调整方案。通过优化升级国内产业结构,将部分依赖于“人口红利”的高强度劳动密集型、产能显著过剩、生产成本过高或受国内稀缺资源约束的产业,采用边际产业转移或开拓新市场等方式向我国对外直接投资国家(地区)转移,由此引发大量学者关于国内产业转型升级对我国 OFDI 影响机制、影响规模及影响效果的讨论。

对于我国 OFDI 影响因素的研究,已有研究或从市场寻求型、资源寻求型、技术寻求型、效率寻求型等投资动机以及投资东道国经济、社会环境等外部因素进行分析(蒋冠宏和蒋殿春,2012;宗芳宇等,2012;王永钦等,2014),或者从国内政策变动、制度变迁等视角来解释投资的扩张(龚静,2014;郑蕾等,2016),但较少涉及我国 OFDI 的内在驱动力。顺应我国经济发展趋势的产业结构变迁具有其自我能动性,因此通过将产业结构合理化与高度化有机结合,能够较好地从业内动力视角解释我国 OFDI 的扩张。在现有文献中,对于产业结构升级与对外直接投资的关系,早期较多研究我国 OFDI 对国内产业转型升级的影响(李逢春,2012;杨建清和周志林,2013;潘素昆和袁然,2014),随后出现了对产业转型升级与 OFDI 协调发展关系的探讨(于世海和陈光春,2015;杨英和刘彩霞,2015)。近期已有学者开始就国内产业结构变迁对我国 OFDI 的影响路径及作用机制进行研究(李洪亚,2016)。一国产业结构所处阶段的不同及特征差异,会对该国 OFDI 的发展规模、增长速度、投资追加和结构布局产生影响(江东,2010)。在我国对外开放政策以及“走出去”战略的推进过程中如何有效解释我国 OFDI 的进一步扩张?国内产业结构转型升级是否是影响我国 OFDI 的内在驱动因素?产业结构变迁的具体作用效果如何?对这些问题的系统解读不仅有助于全面理解我国产业结构变迁影响 OFDI 扩张的内在机理,而且对于巩固我国全面深化改革的经济成果具有重要意义。因此,笔者将从产业结构内在驱动的视角切入,研究我国产业结构转型升级对我国 OFDI 的内在影响。

## 一、我国产业转型升级与 OFDI 现状

### (一) 我国产业转型升级发展现状

一国产业结构的变迁,内涵了产业的转型与升级。基于结构主义的分类,在衡量时为避免单一指标造成信息不全的问题,笔者将采用产业结构合理化与产业结构高度化两个指标来全面反映一国产业结构的变迁。

产业结构合理化指标反映了产业结构与就业结构的耦合程度,衡量了各产业之间的协调力度,测度了产业结构的聚合质量。产业结构合理化水平的提高,可使各产业的发展与自身的要素禀赋更好地结合,令产业的专业化生产效率以及同国内外

上下游关联产业的依存程度提高,从而实现国际专业化分工中的产业有机融合,并且在吸收先进产业的同时转移落后产业,促进对外投资的规模扩张与结构优化。根据于春晖等(2011)及戴魁早(2014)的构建方法,选取泰尔指数(Theil Index, TI)来衡量产业结构合理化,其测度公式如下:

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

式(1)中, $Y$ 和 $L$ 分别表示总产出值和总就业人数, $Y_i$ 和 $L_i$ 分别表示 $i$ 产业的产出值和就业人数, $n$ 表示产业个数, $Y_i/Y$ 表示产业 $i$ 的相对权重。当一国产业处于均衡状态时, $TI$ 指数等于0; $TI$ 指数越大,则表明该地区产业越偏离均衡状态,即 $TI$ 指数值与产业结构合理化水平负相关。

产业结构高度化指标反映了产业结构的高级化程度,衡量了高附加值产品、高技术含量产业的占比水平,该指标提升的过程是从劳动密集型产业向资本技术密集型产业过渡,从低附加值产业向高附加值产业演进,从低加工度产业向高加工度产业变迁的过程。产业结构高度化水平的提高,将资源优化配置于高技术含量、高附加值的部门,从而提高产出的国内增加值,促进产业前后关联辐射效应的扩张,并提升我国产业在全球价值链中的地位,进而扩大并优化我国的对外直接投资。在当前经济服务化的背景下,以服务业尤其是生产性服务业为主的产业结构具有产业联动性强、产品附加值高的特征,代表着产业结构的高级化发展方向。根据李洪亚(2016)、李东坤和邓敏(2016)的方法,产业结构高度化指标测度公式如下:

$$UI = \sigma(Y_3/Y_2) + (1 - \sigma)(Y_p/Y_c) \quad (2)$$

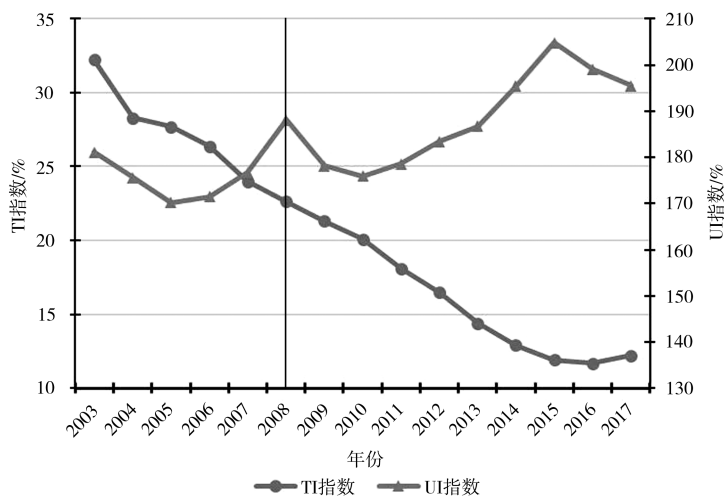
式(2)中, $UI$ 表示产业结构高度化指数, $Y_3$ 和 $Y_2$ 分别表示第三产业产值和第二产业产值, $Y_p$ 和 $Y_c$ 分别表示生产性服务业产值和生活性服务业产值,权重系数 $\sigma$ 是 $Y_3/Y_2$ 的变异系数占 $Y_3/Y_2$ 与 $Y_p/Y_c$ 变异系数之和的比重<sup>①</sup>。 $UI$ 指数能够较好地反映产业结构的服务化倾向,反映产业间的梯级转移及结构升级。该指数越大,表明一国经济服务化水平越高,产业结构越高级,即 $UI$ 指数值与产业结构高度化水平正相关。

根据式(1)、式(2)及历年《中国统计年鉴》的相关数据,计算出我国2003~2017年的产业结构合理化与产业结构高度化指数,并将单位归一化为百分比。

从图1可知,衡量我国产业转型升级的两类指标在研究期间的波动非常明显。首先, $TI$ 指数呈现出持续降低的变化趋势,从研究初期2003年的32.229%一路下降至2017年的12.218%,降幅高达62.090%,年均复合降低率为6.694%。该变化趋势表明我国产业结构正朝着合理化方向不断迈进,各行业的资源配置和要素累积得到与其自身发展相适宜的优化与推进,促进了各产业在国民经济中的协同发展。其次, $UI$ 指数表现出螺旋式上升趋势,且在研究期内明显受到了全球金融危机的影响。2003~2008年间, $UI$ 指数从2003年的

<sup>①</sup>变异系数=标准差/均值,这里采用变异系数法来确定权重是为了避免人为主观臆断所造成的偏误。该方法对于离散程度越大的加权指标,赋予越高的加权比重,从而使其对最终的加权结果产生更大的影响。

181.124%降低至2005年的170.226%，之后又在2008年上升至188.120%的高点；2009~2015年间，受到金融危机的影响，UI指数连续两年下降至2010年的175.956%，随后一路回升至2015年的204.851%；2016~2017年，UI指数开始了新一轮的下降。就本文的研究区间而言，UI指数的上升幅度为7.946%，年均复合增长率为0.548%。该变化趋势说明我国产业结构的服务化特征不断增强，产品附加值和产业价值链均得到提高与拓宽，从而带动了产业结构的全面升级。



资料来源：根据《中国统计年鉴》2003~2017年数据计算绘制。

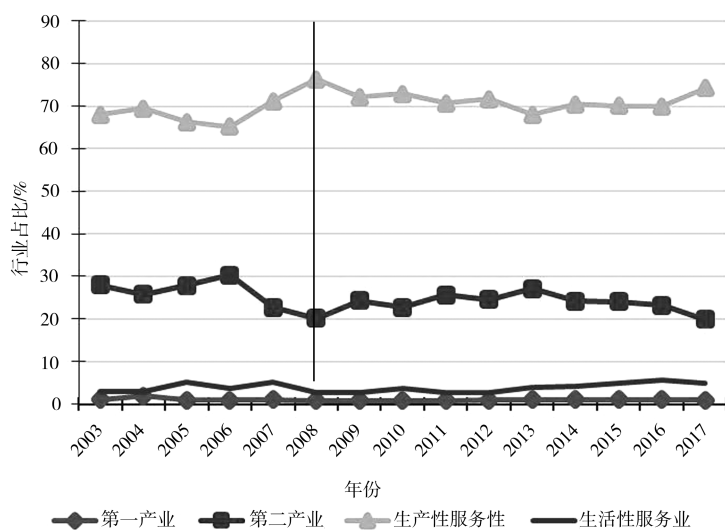
图1 2003~2017年我国产业转型升级TI指数和UI指数

## (二) 我国对外直接投资及行业分布现状

随着我国“走出去”战略及“一带一路”倡议的进一步实施与不断推进，我国对外直接投资进入了迅猛的扩张期。从最初改革开放的起步期（1982~1991年），到20世纪90年代的发展期（1992~2000年），再到当前的扩张期（2001年迄今），我国对外直接投资从无到有，逐渐跻身发展中国家第一的位置。尤其是2003年以来，我国OFDI持续增长，存量由2003年的332.222亿美元大幅增加至2017年的18090.365亿美元，14年间扩大了近53.5倍，年均复合增长率高达33.046%；流量从2003年的285.465亿美元上升到2017年的1582.883亿美元，期间扩大了近4.5倍，年均复合增长率也达到了13.015%。

随着国内产业结构的转型升级，稀缺资源被配置到附加值及技术含量更高的行业中并促进该行业自身的要素累积，与此同时我国对外直接投资的行业流向也发生了变化。就OFDI的产业分布而言，在最初的起步阶段，基于获取国内稀缺的自然资源等生产性要素的目的，我国OFDI主要集中于资源开发与初级加工业；在随后的发展阶段，基于获取能源、初级技术等要素的目标，我国OFDI集中于采矿业与制造业；在当前的扩张阶段，在我国产业结构变迁、服务化进程加快、工业化程度

深化以及生产率水平提高的背景下，基于获取高附加值、高技术含量生产要素的目的，我国 OFDI 逐渐偏向于以商务和金融为主的生产性服务业。具体地，图 2 显示了研究期间我国 OFDI 的行业占比情况。由图 2 可知，我国 OFDI 行业占比最高的是生产性服务业，其年均占比高达 70.599%，其中租赁和商务服务业年均占比达 31.568%；紧随其后的是第二产业，年均占比达到了 24.467%，其中以采矿业为主；排行第三的是生活性服务业，年均占比为 3.926%，其中房地产业占比最大<sup>①</sup>；占比最小的是第一产业，年均占比仅为 1.008%。值得注意的是，近年来随着我国技术水平的进一步提升，OFDI 在科学研究和技术服务业等技术复杂领域的投入不断增加，虽然在总量占比中的比例较低，但增速明显。



资料来源：根据历年《中国对外直接投资统计公报》整理绘制。

图 2 我国对外直接投资的行业占比趋势

另外，在四类产业 OFDI 占比的变化趋势上，第一产业、第二产业和生活性服务业在研究初期的占比较高，随后不断波动，且前两者的占比呈螺旋形下降趋势，而第三者处于螺旋形上升趋势，三者的占比均于 2008 年达到最低点；与此同时，生产性服务业的占比则在研究初期时较低，2008 年时达到最高，随后受金融危机冲击及其滞后影响，呈现出先缓慢下降后平稳发展的动态演变特征。

通过对比图 1 中产业结构高度化指标与图 2 中四类产业 OFDI 占比的变化趋势可以发现，我国 OFDI 的行业偏好性与国内产业结构高度化指标息息相关，具有类似的变化形态。这里以金融危机为例，在危机前，国内产业结构表现出明显的服务

<sup>①</sup>学界对于房地产业应归属于生产性服务业还是生活性服务业一直存在争议。在发达国家，房地产业的服务对象主要是机构，从而使之具有生产性服务业的特征；在我国，房地产业开发的项目主要针对住宅类而非商用类，其消费群体仍以个体消费者为主，故本文将房地产业归入生活性服务业范畴。并且，在我国官方（国家统计局）2015 年明确界定的 10 类生产性服务业分类标准中，也不包括房地产业。

化倾向,  $UI$  指数呈上升趋势。与此类似, 我国 OFDI 行业构成中服务业尤其是生产性服务业的占比不断增加; 在危机之后,  $UI$  指数下降; 同样, 服务业特别是生产性服务业的 OFDI 占比表现出相同的变化特征。随着国内产业结构重心从第一产业向第二产业和第三产业逐次转移, 我国 OFDI 的行业分布也表现出相同的演变特征, 从而内生性地促进 OFDI 的扩张。由此可见, 伴随着国内产业结构的转型升级, 我国 OFDI 的行业倾向也会发生协同性变化, 即国内产业结构的合理化与高度化可能通过影响 OFDI 的行业分布, 拓展我国产业价值链在全球生产网络中的深度及广度, 从而达到扩张我国 OFDI 的目标。那么, 我国产业结构的合理化与高度化是否确实对 OFDI 的扩张存在影响? 由投资偏好所造成的行业分布又会对 OFDI 产生怎样的影响? 国内产业转型升级对 OFDI 的作用效果究竟如何。针对以上问题, 笔者在对客观现象进行分析推断的基础上, 采用严谨的计量方法作了进一步的实证研究。

## 二、模型设计及变量选取

### (一) 计量模型设定

笔者通过计量实证方法来进一步考察产业转型升级对我国 OFDI 的影响效果。鉴于对外直接投资具有延续性和动态性 (项本武, 2009), 同时为避免遗漏变量可能引起的误差, 在计量模型中加入被解释变量的一阶滞后项以反映我国 OFDI 的动态连续特征。因此, 在前期学者 OFDI 研究变量选取的基础上, 结合本文重点考察的产业转型升级变量, 动态面板模型构建如下:

$$ofdi_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ofdi_{it-1} + \alpha_2 ind_{it} + \alpha_3 gdp_{it} + \alpha_4 pgdp_{it} + \alpha_5 growth_{it} + \alpha_6 energy_{it} + \alpha_7 patent_{it} + \alpha_8 risk_{it} + \alpha_9 infra_{it} + \alpha_{10} admini_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式 (3) 中, 角标  $i$  表示国家或地区,  $t$  表示研究年份。  $ofdi$  作为本文的被解释变量, 代表我国对  $i$  国 (地) 在  $t$  时期的对外直接投资存量额。  $ind$  为重点关注的产业转型升级指标。其他控制变量包括: 国内生产总值 ( $gdp$ )、人均国民收入 ( $pgdp$ ) 和人均国民收入增长率 ( $growth$ ), 三者分别衡量了东道国 (地区) 的市场经济规模、市场消费水平以及市场发展潜力, 用以捕捉市场寻求型 OFDI; 能源使用量 ( $energy$ ) 和专利数 ( $patent$ ) 分别代表了东道国 (地区) 的自然资源容量和高科技水平, 用以捕捉资源寻求型及技术寻求型 OFDI; 变量  $risk$ 、 $infra$  和  $admini$  分别用于衡量东道国 (地区) 的社会风险程度、基础设施建设以及行政效率水平, 用以捕捉其余影响因素, 如效率寻求型 OFDI。  $\mu_i$  为不随时间变化的个体固定效应;  $\lambda_t$  为不随个体变化的时间固定效应;  $\varepsilon_{it}$  是与时间和个体都无关的随机误差项。

根据前文对国内产业转型升级以及 OFDI 产业结构占比的分析, 这里将计量模型中产业转型升级变量  $ind$  具体划分为两大类: 一类为国内产业优化的内在驱动力, 包括产业结构合理化指数 ( $ti$ ) 和产业结构高度化指数 ( $ui$ ); 另一类为对外投资产业优化的内在驱动力, 包括第一产业占比 ( $agri$ )、第二产业占比 ( $manu$ )、

生产性服务业占比 (*proser*) 和生活性服务业占比 (*conser*)<sup>①</sup>。因而本文的计量模型可具体化为如下形式:

$$ofdi_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ofdi_{it-1} + \alpha_{21} ti_{it} + \alpha_{22} ui_{it} + \alpha_3 gdp_{it} + \alpha_4 pgdp_{it} + \alpha_5 growth_{it} + \alpha_6 energy_{it} + \alpha_7 patent_{it} + \alpha_8 risk_{it} + \alpha_9 infra_{it} + \alpha_{10} admini_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$ofdi_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ofdi_{it-1} + \alpha_{23} agri_{it} + \alpha_{24} manu_{it} + \alpha_{25} proser_{it} + \alpha_{26} conser_{it} + \alpha_3 gdp_{it} + \alpha_4 pgdp_{it} + \alpha_5 growth_{it} + \alpha_6 energy_{it} + \alpha_7 patent_{it} + \alpha_8 risk_{it} + \alpha_9 infra_{it} + \alpha_{10} admini_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

## (二) 数据说明及内生性问题

本文的原始数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国对外直接投资统计公报》、世界银行 WDI 数据库及 UNCTAD 数据库<sup>②</sup>。其中,被解释变量 *ofdi* 为我国对外直接投资的 182 个国家(地区)的跨境面板数据<sup>③</sup>,来源于 2003~2015 年《中国对外直接投资统计公报》。在重点关注的解释变量中,产业结构优化变量 *ti* 和 *ui* 在测算时涉及的产值及就业人数数据,来源于 2003~2015 年《中国统计年鉴》;OFDI 产业占比变量在计算时涉及的各项产业投资额,来源于 2003~2015 年《中国对外直接投资统计公报》。其余控制变量的相关数据均来源于世界银行 WDI 数据库及 UNCTAD 数据库。其中,名义变量如 *ofdi* 存量、各国 *gdp* 及 *pgdp* 等数据均经消费者价格指数 *CPI* 平减后化为实际值。另外,部分变量存在一定年份数据的缺失,为在回归中使用更多的观测值,这里采用平均变化率或均值进行平滑处理以填补缺失值。本文各变量的描述统计情况及具体说明如表 1 所示。

表 1 变量的描述统计情况及说明

变量	观测值	单位	均值	标准误	最小值	最大值	变量说明
<i>ofdi</i>	2 366	万美元	54 493.63	219 400.4	1	4 080 195	对外直接投资存量 ( <i>OFDI stock</i> )
<i>ti</i>	2 366	百分比	21.265	6.115	11.855	32.229	产业结构合理化指数 ( <i>Index of Industrial Rationalization</i> ): 根据公式 (1) 测算而得,该指数值越大,表明产业结构合理化程度越低
<i>ui</i>	2 366	百分比	182.071	9.493	170.226	205.404	产业结构高度化指数 ( <i>Index of Industrial Upgrading</i> ): 根据公式 (2) 测算而得,该指数值越大,表明产业结构高度化程度越高

①在建模上,式(4)中将产业结构合理化指数(*ti*)与产业结构高度化指数(*ui*)同时纳入回归方程中,是为了更全面地反映一国国内产业结构的变迁对 OFDI 的影响。前者衡量产业结构与就业结构的耦合程度,即各个产业之间的协调力度,后者衡量高附加值、高技术含量产业的占比水平,即各个产业之间的优化程度,是从不同角度反映产业的转型升级,且两个变量的相关系数绝对值不足 0.5,因而将其同时纳入回归中是可行的。与此类似,式(5)中同时加入了 4 个从不同角度反映我国 OFDI 行业结构分布的变量,其相互间的相关系数并不强,不存在多重共线性问题。

②根据所有变量的可得性及完整性,这里将计量回归的研究窗口期选为 2003~2015 年。

③《中国对外直接投资统计公报》包括 192 个投资东道国或地区,除去开曼群岛、中国香港、中国澳门及中国台湾等避税天堂的极值影响,以及无法与世界银行或联合国贸发委数据库匹配的国家或地区,最终搜集到 182 个样本国(地),这些国家(地区)已涵盖了我国主要的 OFDI 经济体,因此所得结论具有较强的普适性。

续表1

变量	观测值	单位	均值	标准误	最小值	最大值	变量说明
<i>agri</i>	2 366	百分比	1. 074	0. 351	0. 798	1. 863	第一产业占比 ( <i>proportion of agriculture</i> ): 农、林、牧、渔业 OFDI 存量占总 OFDI 存量的比例
<i>manu</i>	2 366	百分比	25. 007	2. 449	20. 143	30. 284	第二产业占比 ( <i>proportion of manufacture</i> ): 采矿业、制造业、建筑业以及电力、热力、燃气及水的生产和供应业 OFDI 存量占总 OFDI 存量的比例
<i>proser</i>	2 366	百分比	70. 275	2. 750	65. 190	76. 299	生产性服务业占比 ( <i>proportion of productive service</i> ): 批发和零售业、交通运输、仓储和邮政业、信息传输、软件和信息技术服务业、金融业、租赁和商务服务业、科学研究和技术服务业、水利、环境和公共设施管理业 OFDI 存量占总 OFDI 存量的比例
<i>conser</i>	2 366	百分比	3. 644	0. 877	2. 731	5. 128	生活性服务业占比 ( <i>proportion of consumer services</i> ): 房地产业、住宿和餐饮业、居民服务、修理和其他服务业、教育、卫生和社会工作、文化、体育和娱乐业、公共管理、社会保障和社会组织 OFDI 存量占总 OFDI 存量的比例
<i>gdp</i>	2 353	万美元	30 546 068. 8	125 007 500	9 023. 186	1 803 664 800	国内生产总值 ( <i>gross domestic product</i> )
<i>pgdp</i>	2 353	美元	12 999. 71	20 737. 22	106. 017	185 082. 6	人均国民收入 ( <i>per capita national income</i> )
<i>growth</i>	2 353	百分比	2. 313	5. 585	-62. 214	50. 116	人均国民收入增长率 ( <i>per capita national income growth rate</i> ): 以 2010 年不变价美元计的人均国民收入年增长率
<i>energy</i>	2 366	标准油当量	2 176. 442	2 754. 714	9. 715	22 762. 08	能源使用量 ( <i>energy</i> ): 初级能源在转化为其他最终用途的燃料之前的使用量
<i>patent</i>	2 366	个	10 708. 2	50 335. 95	1	589 410	专利数 ( <i>patents</i> ): 居民及非居民在世界范围通过《专利合作条约》程序或向国家专利部门提交申请并拥有专有权利的专利数之和
<i>risk</i>	2 366	百分比	7. 783 3	10. 751	0	93. 2	社会风险 ( <i>social risks</i> ): 用一国(地区)故意谋杀犯罪率衡量, 即由家庭纠纷、人际暴力等暴力事件以及武装团伙的掠夺性暴力和杀戮而有意造成的非法谋杀犯罪
<i>infra</i>	2 366	公里	8 825. 063	20 827. 34	251	228 513	基础设施 ( <i>infrastructure</i> ): 可用于提供铁路服务的铁路总长度, 并行的铁路线也计算在内
<i>admini</i>	2 366	百分比	8. 238	6. 304	0. 1	46. 5	行政效率 ( <i>administrative efficiency</i> ): 公共组织和政府工作人员从事行政管理工作(如税收、海关、颁发执照和登记)所投入的各种资源与所取得的成果和效益之比



在研究产业结构变迁与对外直接投资关系的文献中,内生性问题往往成为重点关注的对象。在本文中,OFDI与产业结构变量之间可能存在因果关系,加之模型中引入了被解释变量的滞后项 $ofdi_{t-1}$ ,这都会造成内生性问题,形成估计结果的偏误。为解决这一问题,首先,选取产业结构变量的滞后项作为其自身的工具变量,以便确认在估计时两者影响的方式是产业结构优化导致的OFDI扩张而非OFDI所引致的产业升级,从而最大限度地缓解内生性问题所造成的偏倚。其次,在估计方法的选用上,将采用两步系统广义矩估计(Gengralized method of moments, GMM)方法,该方法不易受到模型中异方差的干扰,且能够得出一致并有效的GMM估计值,但在使用时需对工具变量的有效性进行Hansen检验以及对残差项的无自相关性进行残差差分后的AR(1)和AR(2)检验。最后,在模型正式回归前,为降低模型的异方差问题,对变量取自然对数,且在回归中采用稳健标准差进行回归系数的显著性检验。

### 三、实证分析

#### (一) 产业结构合理化与高度化对我国OFDI的影响分析

对计量模型公式(4)使用两步系统GMM进行估计,估计结果如表2所示。对于模型的联合显著性检验而言,所有模型的Wald检验值在1%的显著性水平下均拒绝“所有解释变量系数为0”的原假设,说明模型在回归时整体显著。对于工具变量的过度识别检验而言,由结果(1)至结果(6)中Hansen检验值的P值可知,无法拒绝“所有工具变量均有效”的原假设,表明所选用的工具变量与残差项不相关;对于回归估计的一致性检验而言,由结果(1)至结果(6)中AR(1)与AR(2)的P值可知,扰动项的差分只存在一阶序列相关而不存在二阶序列相关,故满足残差项无自相关的条件。因此,模型符合两步系统GMM的使用条件,故该回归结果是有效且可靠的。

由表2估计结果可知,(1)对于产业结构合理化变量 $ti$ ,无论是否加入控制变量,其估计系数均显著为负,由于该指数值大小与合理化程度高低成反比,说明产业结构合理化对于我国OFDI的扩张具有明显的促进作用。(2)对于产业结构高度化变量 $ui$ ,在加入与不加入控制变量的情况下,其估计结果均一致显著为正,表明我国OFDI会随着国内产业结构高度化程度的加深而增加。(3)将 $ti$ 与 $ui$ 变量同时放入方程进行回归时,无论是否加入了控制变量, $ti$ 系数仍显著为负而 $ui$ 系数仍显著为正。以上结果说明,国内产业结构合理化与产业结构高度化的提高对于我国OFDI的扩大均具有显著的积极影响。针对估计结果(6),在保持其他影响因素不变时,国内产业结构合理化指数每降低1%,平均意义上将使得我国对外直接投资存量增加约0.134%;国内产业结构高度化指数每增加1%,将使得平均意义上我国对外直接投资存量提升0.161%。

对于其他变量,(1)被解释变量的一阶滞后项 $ofdi_{t-1}$ 系数在1%的显著性水平上均为正,表明中国对外直接投资确实存在动态连续性,证明了在模型中引入滞后

表2 产业升级对我国 OFDI 影响的回归结果

变量	产业结构合理化 (未加 CV)	产业结构合理化 (加入 CV)	产业结构高度化 (未加 CV)	产业结构高度化 (加入 CV)	国内产业优化 (未加 CV)	国内产业优化 (加入 CV)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ofdi<sub>t-1</sub></i>	0.881 *** (0.0017)	0.858 *** (0.0036)	0.918 *** (0.0011)	0.863 *** (0.0029)	0.872 *** (0.0020)	0.848 *** (0.0033)
<i>t<sub>i</sub></i>	-0.312 *** (0.0060)	-0.174 *** (0.0126)			-0.302 *** (0.0057)	-0.134 *** (0.0140)
<i>ui</i>			0.126 *** (0.0123)	0.196 *** (0.0120)	0.027 ** (0.0118)	0.161 *** (0.0130)
<i>gdp</i>		0.071 *** (0.0030)		0.100 *** (0.0028)		0.074 *** (0.0036)
<i>pgdp</i>		0.0015* (0.0008)		0.0036 *** (0.0013)		0.002 *** (0.0007)
<i>growth</i>		0.0006 (0.00037)		-0.0006* (0.0003)		0.00052 (0.00034)
<i>energy</i>		0.022 *** (0.0014)		0.017 *** (0.0007)		0.019 *** (0.0014)
<i>patent</i>		0.009 *** (0.0021)		0.006 *** (0.0017)		0.011 *** (0.0019)
<i>risk</i>		-0.010 *** (0.0012)		-0.012 *** (0.0010)		-0.011 *** (0.0012)
<i>infra</i>		0.031 *** (0.0021)		0.040 *** (0.0018)		0.031 *** (0.0027)
<i>admini</i>		0.016 *** (0.0016)		0.023 *** (0.0008)		0.015 *** (0.0019)
<i>cons</i>	2.250 *** (0.0280)	0.541 *** (0.0906)	0.427 *** (0.0580)	-1.437 *** (0.0542)	2.165 *** (0.0596)	-0.285 *** (0.1113)
Wald 值	292 825.9	1.41e6	619 904.1	1.63e6	425 884.79	1.23e6
AR (1)	-6.5089 [0.0000]	-6.5103 [0.0000]	-6.6172 [0.0000]	-6.5871 [0.0000]	-6.5142 [0.0000]	-6.5803 [0.0000]
AR (2)	-0.4166 [0.6770]	-0.7730 [0.4395]	-0.5529 [0.5803]	-0.7688 [0.4420]	-0.4124 [0.6801]	-0.7610 [0.4467]
Hansen 值	157.2812 [0.3895]	157.5601 [0.3836]	152.5846 [0.4943]	151.2317 [0.5252]	155.9921 [0.6998]	154.0753 [0.7370]
观测值	2 184	2 184	2 184	2 184	2 184	2 184

注：“\*\*\*”“\*\*”“\*”分别表示1%、5%和10%的显著性水平；( )内为回归系数的稳健标准误；[ ]内为检验统计量的伴随概率P值；*en*表示10的*n*次方；所有模型中均加入了年度和国家（地区）虚拟变量，以控制时间和个体异质性对回归结果的影响，具体结果限于篇幅原因在此省略。表中CV（Control Variable）为控制变量的缩写。下表同。

项的合理性。可见，在东道国（地区）的前期投资将驱动后期投资的追加，这一回归结果与李磊和郑昭阳（2012）、龚静（2014）得出的结论一致。（2）对于市场寻求型 OFDI 影响因素而言，变量 *gdp* 与 *pgdp* 的回归系数均显著为正，表明东道国（地区）的市场经济规模及市场消费水平对我国 OFDI 具有明显的吸引力，而变量 *growth* 的回归系数正向显著性不强或仅在 10% 的水平上表现出负相关，表明一国（地区）的市场发展潜力对我国 OFDI 的影响效果尚不明显。（3）对于资源寻求型

以及技术寻求型的 OFDI 变量而言, *energy* 及 *patent* 的回归系数均显著为正, 且前者的系数值更大, 表明初级能源型原材料对于我国 OFDI 具有较强的吸引, 同时我国投资者也关注于东道国(地区)的研发、创新能力。(4) 由变量 *risk*、*infra* 和 *admini* 的回归系数可知, 我国 OFDI 具有明显的社会风险规避属性, 同时对于东道国(地区)的基础设施建设及行政效率水平表现出显著的正向偏好性。

## (二) OFDI 行业结构分布对我国 OFDI 的影响分析

考察完国内产业结构变迁对 OFDI 的影响后, 笔者将进一步针对国内产业结构变迁所引致的 OFDI 行业结构分布, 研究其对我国 OFDI 的影响效果。因此, 同样采用两步系统 GMM 对计量模型公式(5)进行估计, 估计结果如表 3 所示。由结果(1)至结果(5)中 *Wald* 检验值以及 *Hansen* 检验值、*AR*(1) 及 *AR*(2) 的 *P*

表 3 OFDI 行业结构分布对我国 OFDI 影响的回归结果

变量	第一产业占比	第二产业占比	生产性服务业占比	生活性服务业占比	对外投资产业优化
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>ofdi<sub>t-1</sub></i>	0.894*** (0.0026)	0.878*** (0.0025)	0.896*** (0.0028)	0.870*** (0.0032)	0.892*** (0.0016)
<i>agri</i>	-0.265*** (0.0094)				-0.273*** (0.0044)
<i>manu</i>		-0.067** (0.0264)			0.364*** (0.0077)
<i>proser</i>			0.270*** (0.0101)		0.138*** (0.0045)
<i>conser</i>				0.071*** (0.0121)	0.199*** (0.0082)
<i>gdp</i>	-0.0008 (0.0041)	0.095*** (0.0047)	0.009** (0.0046)	0.115*** (0.0031)	-0.005** (0.0022)
<i>pgdp</i>	-0.005*** (0.0005)	0.004*** (0.0007)	-0.003*** (0.0006)	0.002*** (0.0006)	-0.004*** (0.0001)
<i>growth</i>	0.0007*** (0.0003)	0.000028 (0.0002)	0.0013*** (0.0003)	-0.00082*** (0.0003)	0.00058*** (0.0001)
<i>energy</i>	0.025*** (0.0011)	0.021*** (0.0012)	0.023*** (0.0010)	0.022*** (0.0016)	0.020*** (0.0006)
<i>patent</i>	0.006*** (0.0018)	0.012*** (0.0019)	0.009*** (0.0021)	0.008*** (0.0018)	0.006*** (0.0007)
<i>risk</i>	-0.013*** (0.0014)	-0.010*** (0.0009)	-0.013*** (0.0014)	-0.011*** (0.0010)	-0.013*** (0.0003)
<i>infra</i>	0.034*** (0.0022)	0.030*** (0.0022)	0.034*** (0.0022)	0.032*** (0.0024)	0.040*** (0.0010)
<i>admini</i>	0.019*** (0.0017)	0.015*** (0.0017)	0.019*** (0.0017)	0.018*** (0.0018)	0.025*** (0.0007)
<i>cons</i>	0.844*** (0.0526)	-0.230** (0.1481)	-0.488*** (0.0417)	-0.855*** (0.0538)	-1.333*** (0.0466)
<i>Wald</i> 值	696 984.35	1.04e6	653 720.16	334 039.77	1.72e7
<i>AR</i> (1)	-6.5262 [0.0000]	-6.4875 [0.0000]	-6.5909 [0.0000]	-6.4586 [0.0000]	-6.4941 [0.0000]
<i>AR</i> (2)	-0.7380 [0.4605]	-0.8556 [0.3922]	-0.8289 [0.4072]	-0.8444 [0.3985]	-0.6581 [0.5105]
<i>Hansen</i> 值	160.7143 [0.3185]	154.0782 [0.4603]	159.5488 [0.3420]	148.7066 [0.5830]	162.0842 [1.0000]
观测值	2 184	2 184	2 184	2 184	2 184

值可断定,原模型整体显著性良好,所选用的工具变量均有效,且误差项不存在序列相关性,因而系统GMM估计结果是一致且有效的。

由表3可知,估计结果(1)和结果(5)均显示以农、林、牧、渔业为代表的第三产业OFDI占比对我国OFDI的扩张具有显著的负向影响;估计结果(3)、结果(4)和结果(5)表明无论是生产性服务业OFDI占比还是生活性服务业OFDI占比的提高,均能显著促进我国OFDI的扩张;对于以采矿业、制造业、建筑业为代表的第二产业OFDI占比而言,在未加入其余产业结构占比时回归系数显著为负,而在引入其余产业变量影响后其回归系数显著为正,说明在产业整体结构协调变迁的过程中,第二产业OFDI占比的提高也能提升我国OFDI的规模。以上说明,随着国内产业结构的优化调整,对外投资的行业结构分布情况对我国OFDI的扩张也产生了不可忽视的影响,即我国对外直接投资重心在从传统产业向新兴产业转移的过程中不断推动着OFDI的扩张。

#### 四、结论与政策建议

在我国经济全面深化改革、“走出去”发展战略和“一带一路”倡议稳步推进、国内产业结构转型升级初具成果的背景下,探索我国产业结构变迁对OFDI扩张的影响效果就具有十分重要的理论及现实意义。本文首先对我国产业转型升级发展情况以及OFDI行业分布现状进行了统计性描述与分析。随后,基于我国对182个东道国(地区)直接投资的面板数据,从产业结构合理化、产业结构高度化以及OFDI行业结构分布视角出发,采用两步系统GMM估计方法考察了产业结构变迁对我国对外直接投资的影响效应。

##### (一) 结论

基于现状描述可知,在研究期间我国产业结构处于不断优化的过程中,产业结构合理化及高度化均有所提高,产业发展与要素禀赋相结合,逐步服务化的产业特征明显,关联产业所形成的辐射效应增强。同样,伴随着国内产业结构的转型升级,我国对外直接投资呈现出持续扩张的发展趋势。具体到OFDI的行业分布,其中生产性服务业OFDI的占比最高且呈逐年上升的趋势,尤其是租赁业和商务服务业;OFDI占比排名次之的是第二产业,并以采矿业为主;占比排名第三的是生活性服务业,其中以房地产业的投资最多;而以农、林、牧、渔业为主的第一产业投资占比最小。

基于回归分析可知,在内在驱动视阈下,国内产业结构变迁及其所引致的OFDI行业分布变化均会对我国对外直接投资产生影响。具体地,在国内产业结构变迁方面,产业结构合理化水平及产业结构高度化程度的提高均能显著促进我国OFDI的扩张;在OFDI行业分布方面,第一产业OFDI占比的增加对我国OFDI扩张具有显著的负面影响,而第二产业和第三产业OFDI占比的增加均会对我国OFDI的扩张产生明显的促进作用。

##### (二) 政策建议

(1) 在制定促进对外直接投资的政策时,应充分考虑我国产业结构变迁这一

内在驱动因素,突出产业优化内在能动性对我国 OFDI 扩张的机制建设。从产业结构合理化及高度化的影响渠道来说,基于变“要素驱动”为“创新驱动”的宗旨,应继续稳步推进边际产业的国际转移以实现“顺梯度”的对外投资,准确把握服务业尤其是生产性服务业的变动方向以实现对外投资规模的扩张,并确立与对外直接投资相配合的重点产业,如知识技术密集度高、物质资源消耗少、成长潜力空间大、综合效益高的科学研究和技术服务业。(2)在我国 OFDI 行业分布上,应有意识地差别化进行产业布局,在进一步提高第二产业和第三产业行业占比的同时,逐步降低对农、林、牧、渔业的投资力度。(3)在 OFDI 市场寻求、资源寻求、技术寻求、效率寻求等多元化投资动机的基础上,需充分利用好国际国内两个市场、两种资源,将“引进来”和“走出去”有机结合,通过国际市场弥补国内资源短缺的问题,通过逆向技术溢出提高我国科技研发水平及生产效率,通过海内外产业结构优化配置提升我国在全球价值链中的地位,以进一步推进“走出去”的发展战略。

#### [参考文献]

- [1]戴魁早.中国工业结构的优化与升级:1985-2010[J].数理统计与管理,2014(2):296-204.
- [2]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.
- [3]龚静.母国制度因素对中国省际对外直接投资的影响研究——基于31个省市动态面板模型的实证分析[J].产经评论,2014(4):150-160.
- [4]李东坤,邓敏.中国省际 OFDI、空间溢出与产业结构升级——基于空间面板杜宾模型的实证分析[J].国际贸易问题,2016(1):121-133.
- [5]李逢春.对外直接投资的母国产业升级效应——来自中国省际面板的实证研究[J].国际贸易问题,2012(6):124-134.
- [6]李洪亚.产业结构变迁与中国 OFDI:2003-2014 年[J].数量经济技术经济研究,2016(10):76-93.
- [7]李磊,郑昭阳.议中国对外直接投资是否为资源寻求型[J].国际贸易问题,2012(2):146-157.
- [8]江东.对外直接投资与母国产业升级——机理分析与实证研究[D].杭州:浙江大学,博士学位论文,2010.
- [9]蒋冠宏,蒋殿春.中国对外投资的区位选择:基于投资引力模型的面板数据检验[J].世界经济,2012(9):21-40.
- [10]潘素昆,袁然.不同投资动机 OFDI 促进产业升级的理论与实证研究[J].经济学家,2014(9):69-76.
- [11]王永钦,杜巨澜,王凯.中国对外直接投资区位选择的决定因素:制度、税负和资源禀赋[J].经济研究,2014(12):126-142.
- [12]项本武.东道国特征与中国对外直接投资的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2009(7):33-46.
- [13]杨建清,周志林.我国对外直接投资对国内产业升级影响的实证分析[J].经济地理,2013(4):120-124.
- [14]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(10):93-101.
- [15]于世海,陈光春.中国对外直接投资与国内产业升级的动态关系——基于 VAR 模型与脉冲响应函数的实证分析[J].经济体制改革,2015(6):137-143.
- [16]宗芳宇,路江涌,武常岐.双边投资协定、制度环境和企业对外直接投资区位选择[J].经济研究,2012(5):71-82.
- [17]郑蕾,刘毅,刘卫东.东北三省对外直接投资空间格局及影响因素[J].地理科学,2016(9):1329-1337.

(责任编辑 范红波)

## Study on the Impacts of Structural Upgrading of Domestic Industry on China's OFDI

—An Analysis Based on the Dynamic Panel Model by  
Two-step System GMM

GONG Jing<sup>1</sup>, YIN Zhongming<sup>2,3</sup>

(1. School of Business, Chengdu University, Chengdu Sichuan 610106;

2. School of Economics, Southwest Minzu University, Chengdu Sichuan 610041;

3. School of International Business, Southwestern University of Finance and Economics,  
Chengdu Sichuan 611130)

**Abstract:** Based on the cross-border panel data of 182 host countries (regions) of China's OFDI, this paper empirically studies the impacts of structural change of domestic industry on China's OFDI by the method of two-step system GMM from the perspective of industrial structural transformation and upgrading as well as the industrial structural distribution of OFDI. The results show that the industrial structural rationalization and sophistication both could significantly promote the expansion of China's OFDI. In the respect of OFDI industrial structural distribution, the share ratio of secondary and tertiary industrial OFDI has a clear positive effect on China's OFDI while the share ratio of primary industrial OFDI has a significant negative impact. Therefore, in order to further realize the development strategy of "going out", it is necessary to take full consideration of the positive interaction between the domestic industrial structure and OFDI when formulating the policy.

**Keywords:** OFDI; Industrial Structural Rationalization; Industrial Structural Sophistication