

# OFDI 是否导致中国“去工业化”?

白雪洁<sup>1</sup>, 于庆瑞<sup>2</sup>

(1. 南开大学经济与社会发展研究院, 天津 300071; 2. 南开大学经济学院, 天津 300071)

**摘 要:** 本文基于 2003~2015 年省级面板数据, 考察 OFDI 对中国“去工业化”的影响。研究结果发现, OFDI 是导致中国“去工业化”的重要因素并存在地区性差异。引入时期效应发现, 国际金融危机后中国特别是东部地区的“去工业化”问题凸显出来。进一步地, OFDI 通过“空心效应”和“虹吸效应”造成国内制造业投资和就业的逃离及资金配置上的“脱实向虚”而发生“去工业化”。

**关键词:** OFDI; “去工业化”; 交互效应; 一元并行多重中介效应

中图分类号: F421

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2019)11-0003-09

## 一、问题的提出

工业化被认为是一国经济增长的引擎, 也是发展中国家实现赶超的重要手段。改革开放以来, 中国通过推行工业化实现经济快速增长, 创造了“中国奇迹”。最近十余年, 中国制造业在自身转型升级的同时, 叠加劳动力成本上升、房地产和虚拟经济的挤出等不利因素的挑战, 而越南、马来西亚和菲律宾等近邻国家则凭借劳动力成本优势快速实行工业化。在国内不利因素与国外工业化的双重挤压下, 中国已步入“去工业化”的时代<sup>[1][2]</sup>。纵观全球工业化的历程, 发达国家 19 世纪开始进入工业化, 20 世纪“去工业化”, “去工业化”发生时人均收入超过 9500 美元<sup>[3]</sup>。这些国家的“去工业化”主要表现在制造业就业人数占总就业人数的比重下降, 制造业增加值占 GDP 的比重虽有下降、但幅度较小, 表明劳动生产率大幅提高, 此类“去工业化”是产业结构自然演进的结果。20 世纪 90 年代末期, 拉美、东南亚和非洲的部分国家和地区人均收入远低于 9500 美元就开始“去工业化”, 而以劳动密集型为主的制造业遭遇转型失败, 发生“去工业化”后即落入“中等收入陷阱”。反观中国, 2018 年的最新数据显示人均可支配收入是 2.8 万元(约为 4200 美元), 远低于 9500 美元这一成功迈过“去工业化”门槛的经济体当时的水平。更为严峻的现实是, 中国的制造业劳动生产率在 2015 年还仅为世界平均水平的 40%, 此时发生“去工业化”的基础条件较为脆弱, 对经济的长期稳定高质量发展可能产生负面影响, 这也是中国当前大力支持实体经济发展的缘由之一。

近年来, 中国对外直接投资(OFDI)规模增长迅猛。2002~2017 年间, 中国 OFDI 流量从 27 亿美元增长到 1582.9 亿美元(增长 57.63 倍), 在全球的排位从第 26 位升至第 3 位(2015 和 2016 年均第 2 位); OFDI 存量从 299.0 亿美元增长到 18090.4 亿美元(增长 59.20 倍), 全球位次从第 25

收稿日期: 2019-01-11

基金项目: 国家社会科学基金项目(18BJY100)

作者简介: 白雪洁(1971-), 女, 内蒙古通辽人, 南开大学经济与社会发展研究院研究员; 于庆瑞(1986-), 男, 山东临沂人, 南开大学经济学院博士生。

位升至第 2 位。当前,随着中国“一带一路”倡议的深入推进,日渐增多的国家成为“一带一路”的合作伙伴,这些合作伙伴多数为发展中国家和欠发达国家,其工业基础薄弱、工业化需求旺盛,为中国制造业企业“走出去”提供了广阔的空间,对优化制造业结构和实现产业升级具有重要的现实意义。但投资海外策略也存在本国企业将生产转移到海外而造成过早“去工业化”和“产业空心化”的风险。由此可见,研究我国 OFDI 与“去工业化”之间的关系及其影响机制,对面临转型升级压力和增强实体经济活力的中国经济具有重大而现实的意义。

关于 OFDI 对产业结构变动的影响,多数学者认为 OFDI 对母国产业升级具有促进作用。Vernon(1966)研究英美等发达国家的国际投资问题时提出,发达国家会将劳动密集型制造业转移到劳动力成本低的欠发达国家,促进母国制造业转向资本密集型产业,从而实现制造业内部升级<sup>[4]</sup>。多数国内学者的研究也得出类似的结论。赵伟和江东(2010)运用 2003~2007 年沿海 10 个省市数据,实证分析 OFDI 对产业升级的影响,结果表明 OFDI 对沿海省市的产业升级具有促进作用<sup>[5]</sup>。张林(2014)利用中国省级面板数据,证实 OFDI 能促进中国产业结构的高级化和合理化<sup>[6]</sup>。潘素昆和袁然(2014)研究中国 OFDI 与产业升级之间的关系后发现,不同投资动机的 OFDI 均对产业升级之间存在正向效应,但作用较小<sup>[7]</sup>。赵云鹏和叶娇(2018)的研究也表明促进各省的产业结构升级,但具有滞后效应。然而,也有学者对 OFDI 促进产业结构升级的观点持相反意见<sup>[8]</sup>。胡立君等(2013)通过对日本的产业空心化问题的研究发现,日本龙头企业集群式迁移到海外,一方面带动产业链上的中小企业外迁,另一方面导致大量前期积累的产业资本流到海外,从而造成“产业空心化”<sup>[9]</sup>。刘海云和聂飞(2015)认为 OFDI 通过投资的“空心效应”和“虹吸效应”导致中国出现“离制造业化”问题<sup>[10]</sup>。

落实到 OFDI 与“去工业化”之间关系的研究,多数持 OFDI 不利于母国工业化的观点。Alderson(1997)对 1968~1990 年 17 个 OECD 国家 OFDI 与工业化之间的关系研究后得出,伴随资本外逃行为,OFDI 经由前后关联效应和财富陷阱效应导致“去工业化”<sup>[11]</sup>。随后, Alderson(1999)将样本量扩大到 1968~1992 年 18 个 OECD 国家,仍得出 OFDI 导致发达国家“去工业化”的结论<sup>[12]</sup>。Cowling and Tomlinson(2001)认为对外投资策略抑制日本制造业发展,日本国内制造业投资、就业和产出规模大幅下降,产生制造业“离本土化”问题<sup>[13]</sup>。Kang 和 Lee(2011)运用动态 GMM 方法,实证支持了这一结论,认为 OFDI 对工业化的影响具有直接效应和间接效应。直接效应是指 OFDI 直接影响母国制造业产出,间接效应是指 OFDI 提高制造业生产率,引起制造业就业“去工业化”问题<sup>[14]</sup>。

当前的研究很少会选择发展中国家作为对象,这与“去工业化”在很长一段时间内被视为只有发达国家才出现结构变迁的现象有关。国内对 OFDI 的研究虽涉及产业结构升级问题,但大多忽略“去工业化”这一促进产业结构升级的路径。基于以上不足,本文尝试从以下两方面予以改进:第一,考虑到中国地区差异的特殊性和自 2003 年起才公布国家层面的 OFDI 数据(时间较短),我们从省级层面研究 OFDI 对中国工业化的影响,如此可将地区异质性更好地纳入分析框架中,且省级面板数据比时间序列数据的分析结果更准确;第二,运用一元多重中介效应方法,检验 OFDI 对中国“去工业化”的影响机制,打开过程“黑箱”。

## 二、理论分析与模型设定

### (一)理论分析

近几年,随着中国发起的“一带一路”倡议深化推进,中国对外合作项目日渐增多,境外投资规模不断扩大。特别是受到企业贷款难、劳动力成本上升、国内制造品市场竞争加剧和技术瓶颈

等困扰的中国制造业企业,其利润空间持续遭到挤压。企业投资的边际收益递减引起投资不足,使国内资金相对盈余,盈余资金一部分流入金融和房地产等虚拟经济领域,另一部分则以境外投资形式逃离本土而流向海外。从企业角度看,企业向海外投资的目的主要有两个:一是降低成本;二是获取市场一体化收益。东南亚、西亚和非洲等地区的劳动力成本低、自然资源丰富,国内部分企业投资这些地区以应对国内的成本上升,而且这些地区的企业平均技术水平与中国企业存在较大差距,它与改革开放初期国内企业与美欧、日本等国家企业的差距极其相似,中国企业在这些国家或地区的直接投资易产生技术和管理外溢效应,进而提高当地企业整体的竞争力水平。在获取市场一体化收益上,一方面,OFDI 可在一定程度上避免贸易战给企业带来的损害;另一方面,境外投资更便于开发新的市场需求,转移部分国内过剩产能,促进国内产业结构升级。

1. OFDI 对中国“去工业化”的影响与机制分析。针对 OFDI 如何导致中国“去工业化”问题,本文认为可通过以下几点加以分析。首先,OFDI 的自我选择效应。Helpman et. al(2004)认为生产率最高的企业选择到境外投资,生产率次之的企业选择出口,生产率最低的企业生产产品服务于本国消费者<sup>[15]</sup>。按照这一观点,生产率最高的企业向境外投资,可能导致国内制造业的生产率和产出水平下降,从而导致“去工业化”。其次,OFDI 的前后向关联效应。中国对外直接投资统计公报显示,制造业对外直接投资流量占全行业的比例高于制造业并购占全行业的比例,说明中国当前的 OFDI 在国内已引致投资逃离制造业的倾向。从生产的前后向关系看,如果跨国公司采用垂直型 OFDI 向境外投资,其使用的前向或后向的中间品来自母国,可能促进母国的工业化水平<sup>[16]</sup>。倘若使用的中间品与母国无关或采用水平型 OFDI 对外投资,便意味着向海外投资的部分与母国脱离,出现“制造业逃离”现象,导致母国“去工业化”。最后,财富陷阱效应。企业对外投资的目的是获取利润,当国外的获利水平高于国内时便自动转化为国内收入。国内收入水平的提高可能带来对国内服务业需求的增长,减少对制造业产品的需求<sup>[17]</sup>。此外,收入水平的提高将增加对最终产品进口的需求,促使本币升值、抑制出口,导致制造业部门收益恶化,进而发生“去工业化”<sup>[12]</sup>。基于上述分析,本文提出研究假说 1: OFDI 可能加快中国“去工业化”的进程。

2. OFDI 对中国“去工业化”的影响渠道分析。OFDI 对制造业的空心效应可能导致投资和就业的“离制造业化”。首先,OFDI 引起制造业投资减少,资本投入的下降通过循环累积最终导致产出减少,即发生“去工业化”。OFDI 的推进在客观上造成对母国制造业投资的抽离,无论制造业企业直接转移投资和生产还是社会资本投向制造业的比例下降,都可能导致母国制造业资金供应的缩减,这是 OFDI 对制造业投资的直接“挤出效应”。此外,OFDI 也间接挤出制造业投资。刘海云和聂飞(2015)认为 OFDI 造成“钱荒”而引起制造业实际利率上升,使本来就捉襟见肘的制造业融资规模雪上加霜,国内企业依赖低成本要素投入的生产模式难以为继<sup>[10]</sup>。因为从企业的视角看,OFDI 影响跨国公司在国内与国外投资的判断及国内企业的投资决策<sup>[12]</sup>。其次,Alderson(1999)认为 OFDI 不仅直接引起制造业就业“去工业化”,而且通过财富陷阱效应导致制造业就业“去工业化”<sup>[12]</sup>,就业的“去工业化”引起产出的“去工业化”<sup>[17]</sup>,从而陷入一种连锁反应之中。

OFDI 引致服务业对制造业投资的“虹吸效应”,加速国内市场资金配置的“脱实向虚”,从而出现“去工业化”。实施 OFDI 的制造业企业在对外直接投资地的利润往往高于母国制造业企业的利润,提高了此类企业对国内投资回报率的预期。而近年来中国金融和房地产等行业的平均利润率明显高于制造业行业的平均利润率水平,这加剧了母国制造业投资转移到金融和房地产等服务业部门,通过投资的“脱实向虚”以获取更多的利润<sup>[12]</sup>。投资的“脱实向虚”导致制造业部门资本积累不足<sup>[10]</sup>,不仅抑制制造业部门的规模,发生“去工业化”,更可能因为投入不足,难以从根本上发挥研发和创新对制造业转型升级的支撑作用。基于上述分析,本文提出研究假说 2: OFDI 通过“空心效应”和“虹吸效应”引起“去工业化”。

## (二) 实证模型设定

Rowthorn 和 Ramaswamy(1999)构建计量模型研究贸易对“去工业化”的影响<sup>[17]</sup>,本文借鉴该思路检验假设 1,并设定如下的基本计量模型:

$$\ln iva_{it} = c + \alpha_1 x_{it} + \alpha_{j \geq 2} z_{it} + \mu_i + v_t + \xi_{it} \quad (1)$$

其中, $iva_{it}$ 为工业产出并以工业增加值比重衡量, $x_{it}$ 为核心变量 OFDI, $i, t$ 分别代表省份(直辖市或自治区)和年份, $\alpha_1, \alpha_{j \geq 2}$ 分别为 OFDI 的系数和控制变量  $z_{it}$ (包括人均 GDP 的对数、人均 GDP 对数的平方项、出口、进口和 FDI)的系数, $c$ 为常数项, $\mu_i, v_t$ 分别为个体效应和时间效应, $\xi_{it}$ 为随机扰动项。鉴于 2008 年金融危机的影响,本文没有逐年考虑时间效应,取而代之的是 2003 ~ 2007 年和 2009 ~ 2015 年的时期效应。“去工业化”是一个长期的过程,相比于时间效应而言,时期效应更能反映这种长期性。因此,参照 Rodrik(2016)的做法,本文控制了时期效应<sup>[18]</sup>。

基于前文的理论探讨可知,OFDI 通过“空心效应”和“虹吸效应”影响工业化水平,本文选取制造业投资、房地产投资和制造业就业作为中介变量,运用一元并行多重中介效应模型,实证检验“空心效应”和“虹吸效应”的适用性。近年来,一元并行多重中介模型在经济研究中的使用日渐增多。一元并行多重中介模型是指只有一个自变量和一个因变量,有多个中介变量在自变量与因变量之间起作用<sup>[19]</sup>。这里,一元并行多重中介模型研究制造业投资、房地产投资和制造业就业同时作为中介变量在 OFDI 与工业化之间起作用的表现形式(如图 1 所示)。一元并行多重中介效应模型的检验方程如下:

$$\ln iva = \alpha_0 + \beta_{01} OFDI + \beta_{02} X + \xi_0 \quad (2)$$

$$stainv = \alpha_1 + \beta_{11} OFDI + \beta_{12} X + \xi_1 \quad (3)$$

$$\ln manuemp = \alpha_2 + \beta_{21} OFDI + \beta_{22} X + \xi_2 \quad (4)$$

$$manuinv = \alpha_3 + \beta_{31} OFDI + \beta_{32} X + \xi_3 \quad (5)$$

$$\ln iva = \alpha_4 + \beta_{41} OFDI + \beta_{42} stainv + \beta_{43} \ln manuemp + \beta_{44} manuinv + \beta_{45} X + \xi_4 \quad (6)$$

其中, $stainv$ 为房地产投资,采用房地产投资占 GDP 的比重表示,以反映投资的“脱实向虚”; $\ln manuemp$ 为制造业就业,采用制造业就业占比的对数表示<sup>①</sup>;  $manuinv$ 为制造业投资,采用制造业投资占 GDP 的比重表示; $X$ 为控制变量,包括出口占比、进口占比、FDI 占比、人均 GDP 的对数和人均 GDP 对数的平方项。式(2)为 OFDI 对工业化的总效应, $\beta_{01} < 0$ 说明 OFDI 造成“去工业化”;式(3)为 OFDI 对房地产投资的影响, $\beta_{11} < 0$ 表明 OFDI 挤出了房地产投资;式(4)为 OFDI 对制造业就业的影响, $\beta_{21} < 0$ 说明 OFDI 造成制造业就业“去工业化”;式(5)为 OFDI 对制造业投资的影响, $\beta_{31} < 0$ 表明 OFDI 挤出了制造业投资;式(6)的  $\beta_{41}$ 为 OFDI 对工业化的直接效应, $\beta_{41} < 0$ 表明 OFDI 导致“去工业化”。

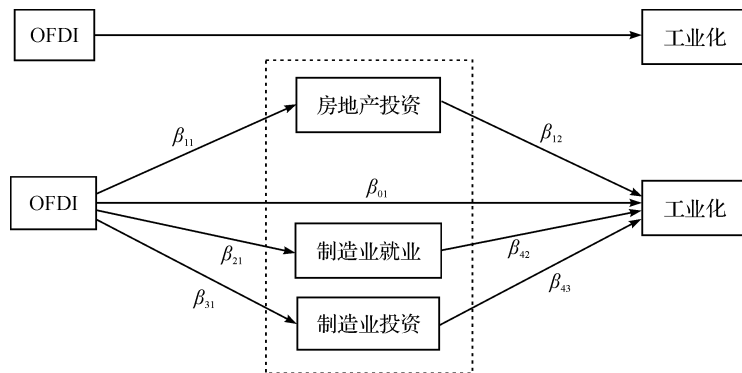


图 1 中介模型

① 考虑到多个省份的制造业就业数据缺失,此处的制造业就业占比采用《中国城市统计年鉴》中的数据计算而得。



### (三) 数据说明

本文重点关注 OFDI 对中国“去工业化”的影响,数据主要来自中经网、《中国贸易外经统计年鉴》《中国对外直接投资统计公报》及 wind 数据库。OFDI 的数据来自商务部公布的《中国对外直接投资统计公报(2004~2016)》,该指标决定本文选取 2003 年作为起始年,因变量工业增加值的最新数据截至 2015 年,因此我们采用 2003~2015 年的省级面板数据进行实证分析。

1. 被解释变量——工业增加值占比的对数( $\lniva$ )。工业化水平一般采用制造业产出和制造业就业水平表示,但中国官方的统计数据并没有公布各省份的制造业增加值。Rasiah(2011)在研究马来西亚的“去工业化”问题时,采用工业增加值占比衡量工业化水平<sup>[20]</sup>。参照此做法,本文以工业增加值占比对数作为工业化水平的代理变量。工业增加值占比对数增加,则表示工业化的深化过程;如果该数值持续下降,则表示“去工业化”正在发生。与以往的研究不同,本文尝试将就业作为中介变量,因此没有把产出和就业并行作为工业化水平的代理变量<sup>①</sup>。

2. 核心解释变量——OFDI。OFDI 采用非金融类对外投资占 GDP 的比重表示。非金融类投资是指境内投资者向境外非金融企业开展的直接投资,它属于实业投资。在统计口径上,非金融类投资主要是指非金融类企业的股权投资,但不包含债券投资。在监管方面,非金融类对外投资主要由商务部主管,而金融类对外投资由外汇管理局实施监管。本文将《中国对外直接投资统计公报》公布的 OFDI 按当年汇率折算成人民币后再计算其占 GDP 的比重。

3. 控制变量。参照 Rowthorn 和 Ramaswamy(1999)的做法,本文控制各省份的人均 GDP( $\lnpgdp$ )和人均 GDP 对数的平方项( $\lnpgdp^2$ )、出口( $exp$ )、进口( $imp$ )和 FDI 等变量。其中,出口、进口和 FDI 均按当年汇率折算成人民币后再计算其占 GDP 的比值。

表 1 变量的描述性统计分析(N=380)

变 量	均值	标准差	最小值	最大值
工业增加值对数( $\lniva$ )	-0.912	0.272	-2.033	-0.119
OFDI 占比(OFDI)	0.00258	0.00499	4.84e-06	0.0568
人均 GDP( $\lnpgdp$ )	10.17	0.675	8.600	11.59
FDI 占比(FDI)	0.0233	0.0203	0.000675	0.104
出口占比( $exp$ )	0.165	0.196	0.00832	0.909
进口占比( $imp$ )	0.145	0.179	0.000497	0.886

## 三、计量结果及分析

### (一) 基准回归

本文基于式(1)实证考察 OFDI 对工业化的影响,固定效应估计的结果报告于表 2。表 2 的列(1)为仅考虑核心解释变量 OFDI 的简单检验,估计系数为 -6.519,在 1% 的置信水平下显著,表明 OFDI 占 GDP 的比重每增加 1 个百分点,将引起工业化水平下降 6.519%。列(2)~(5)报告了依次增加人均 GDP 及其平方项、FDI、出口和进口等控制变量的估计结果。逐渐增加控制变量后,OFDI 的系数逐渐变小,但均在 1% 的置信水平下显著为负。可见,增加控制变量后,进一步证实了本文估计结果的稳健性。列(6)为控制省份效应和时期效应的固定效应估计,发现固定效应估计的 OFDI 系数虽然大小改变,但均为负且在 1% 的置信水平下高度显著,说明控制省份效应和时期效应并没有改变本文的结论,即 OFDI 与工业化水平之间存在显著的负相关关系。可见,OFDI 确实能导致中国的“去工业化”,这与 Alderson(1999)的研究结论是一致的<sup>[12]</sup>。对比各列的系数来看,OFDI

① 表 5 的列(3)报告了以制造业就业作为工业化水平代理变量的估计结果。

的系数均大于同列企业变量的系数,因而 OFDI 是本文研究的“去工业化”因素中最重要的一个。

表 2 基准回归(N=380)

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OFDI	-6.519 *** (1.283)	-5.476 *** (1.278)	-4.666 *** (1.240)	-4.181 *** (1.252)	-4.167 *** (1.256)	-4.232 *** (1.255)
FDI		2.490 *** (0.596)	1.587 *** (0.572)	1.498 *** (0.570)	1.507 *** (0.573)	1.461 ** (0.574)
lnpgdp			2.213 *** (0.243)	1.966 *** (0.265)	1.969 *** (0.266)	1.985 *** (0.277)
lnpgdp <sup>2</sup>			-0.109 *** (0.012)	-0.096 *** (0.013)	-0.096 *** (0.013)	-0.096 *** (0.014)
exp				0.257 ** (0.114)	0.268 ** (0.128)	0.171 (0.140)
imp					-0.019 (0.099)	0.030 (0.116)
2003 ~ 2007						-0.015 (0.026)
2009 ~ 2015						-0.040 * (0.024)
常数项	-0.895 *** (0.007)	-0.956 *** (0.016)	-12.153 *** (1.201)	-10.998 *** (1.299)	-11.008 *** (1.302)	-11.148 *** (1.387)
省份效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.069	0.113	0.317	0.327	0.327	0.333

注:括号内为标准误;\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。下表同此。

列(2)~(6)报告了 FDI 的系数在不同的置信水平下显著为正,说明 FDI 能促进中国的工业化。中国依托低廉劳动力成本、税收优惠和基础设施投入吸引了大量的跨国企业到华投资,这些企业提高了中国的技术水平,促使中国走上技术引进型的工业化发展道路。人均 GDP 对数均在 1% 的置信水平下显著为正,而人均 GDP 对数的平方项均在 1% 的置信水平下显著为负,表明我国的收入与工业化水平之间存在倒 U 型关系,即收入增加时,工业增加值占 GDP 的比重就提高。但随着收入的持续提高并达到一定水平后,工业增加值占比随之而下降,这印证了 Rodrik (2016) 的结论<sup>[18]</sup>。在不考虑时期效应的情况下,出口的系数均在 5% 的置信水平下显著,说明出口促进中国的工业化发展,这与主流的观点一致。进口对中国工业化的影响并不显著,可能的原因是中国对最终产品的进口减少了对中国制造业产品的需求,降低制造业产品产出,但对中间品的进口能促进工业化,这两种作用相互抵消,导致进口对工业化的影响不显著。

考虑时间效应的估计结果显示,2003~2007 年的时期效应系数为 -0.015,在统计上不显著;2009~2015 年的时期效应系数为 -0.040,在 10% 的置信水平下显著,说明国际金融危机以后,中国的“去工业化”已成趋势。中国制造业企业的劳动力成本上升、外需市场萎缩及制造业融资难等愈发严重,加之房地产和金融等虚拟经济部门的迅猛扩张,导致资源配置方面的“脱实向虚”愈演愈烈,从而加快了中国“去工业化”的进程。

## (二)分地区考察

本文将样本分为东部和中西部地区,分别检验 OFDI 对中国工业化的影响(如表 2 所示)。表 2 的列(1)、(2)为东部地区的估计结果,列(3)、(4)为中西部地区的估计结果,列(1)、(3)分别报告不含控制变量和省份效应的简单检验,列(2)、(4)考虑控制变量和省份效应的简单检验。从简单估计及包含控制变量和省份效应的回归结果来看,东部地区 OFDI 与工业化水平之间存在负相关关系且高度显著,说明 OFDI 是导致东部地区“去工业化”的因素。对中西部地区来说,简单检验的结果显示,OFDI 对工业化的影响为正,考虑控制变量和省份效应后,OFDI 对工业化的影响为负,但两个方程中 OFDI 的系数在统计上均不显著。OFDI 对东部和中西部地区工业化影响的差异可能源自以

下两个方面:(1)东部地区工业化水平高于中西部地区,OFDI 对东部地区制造业投资的“空心效应”更明显;(2)东部地区对外直接投资流量水平远高于中西部地区,东部地区非金融类对外直接投资流量占地方投资总流量的 80% 左右,按照 Brady 和 Denniston(2006)的观点,在 OFDI 水平较低时,不会对工业化产生明显影响,但增加到一定水平后,因面临更激烈的国际竞争而发生“去工业化”<sup>[21]</sup>。

另外,出口对中西部地区的工业化水平具有显著的推进作用,但对东部地区的影响为负且在 10% 的置信水平下显著,即东部地区出口增加会引起“去工业化”。其原因主要在于:当某类制造业产品的出口增加到一定程度时,可能面临更激烈的国际竞争,这种竞争有时甚至就是国内企业之间的竞争,过度竞争的负面效应一旦显现,再增加一单位的制造业产品出口就需付出更多的成本(如融资受阻、开拓市场乃至维系客户等)。此时,增加出口占用的资源难免挤占了其他非出口的制造业产品生产,从而造成制造业产出的下降。

表 3 分地区的检验

变 量	东部地区		中西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
OFDI	-9.910 *** (1.034)	-6.238 *** (1.018)	1.523 (2.589)	-2.219 (2.397)
控制变量	否	是	否	是
2003 ~ 2007		-0.005 (0.031)		-0.046 (0.035)
2009 ~ 2015		-0.082 *** (0.028)		-0.024 (0.032)
R <sup>2</sup>	0.440	0.652	0.001	0.306
样本量	128		252	

从时期效应看,东部地区 2003 ~ 2007 年的时期效应系数为 -0.005,在统计上不显著;2009 ~ 2015 年的时期效应系数为 -0.082,且在 1% 的置信水平下显著。可以看出,自国际金融危机以后,东部地区“去工业化”的趋势较为明显。中西部地区 2003 ~ 2007 年和 2009 ~ 2015 年的时期效应均为负,但均不显著。从各省的工业化发展现实来看,中西部地区部分省份正处于工业化快速推进的阶段,东部地区可通过产业转移至中西部地区来延缓中国“去工业化”的趋势。

### (三) 稳健性与内生性分析

为确保上述研究结论的可靠性,本文采取以下五种方法对基准回归进行稳健性检验。第一,逐步增加控制变量。本文采用逐步增加控制变量的方式进行稳健性检验(见表 2 所示)。第二,替换衡量工业化的指标。基准回归以工业增加值占比衡量工业化水平,现采用就业替换工业增加值占比进行稳健性检验(见表 4 所示)。第三,改变估计方法。本文采用异方差、序列相关和截面相关的固定效应估计方法对式(1)进行稳健性检验。第四,缩短时间窗口。剔除 2003 和 2015 年的数据后进行稳健性检验。第五,采用平衡面板方法。本文剔除数据缺失的省份后获得平衡面板的数据并进行稳健性检验。稳健性检验的结果均表明基础回归的结果是稳健的。

对于内生性问题,本文采用固定效应回归能解决因遗漏变量而产生的内生性,但无法解决 OFDI 与工业化之间互为因果产生的内生性问题。针对这一问题,本文将 OFDI 的滞后一期作为工具变量,检验结果仍支持 OFDI 导致“去工业化”的基本结论。至此,本文证实了研究假设 1 的合理性。

### (四) 中介效应检验

本文对一元并行多重中介效应模型的检验结果汇报于表 4。模型估计的总体中介效应为 -6.179 (-13.834 - (-7.655)),运用多元德尔塔方法检验其显著性后求得  $Z = -3.88$ ,且在 1% 的置信水平下显著,说明将制造业投资、房地产投资和制造业就业同时作为中介变量是合适的。可见,OFDI 确实通过“空心效应”和“虹吸效应”造成“去工业化”,OFDI 占比增加通过“空心效应”和“虹吸效应”引起工业化下降。OFDI 对工业化的直接效应为 -7.655,且在 1% 的置信水平下显著,意味着剔除中介效应后,OFDI 与工业化之间仍存在显著的负相关关系。总体中介效应占

总效应的比例为 44.66%，即 OFDI 对工业化的负作用中 44.66% 是通过中介效应造成的，表明 OFDI 对工业化的影响以直接效应为主。

表 4 一元并行多重中介效应模型的检验 (N = 380)

变 量	lniva(1)	stainv(2)	lnmanuemp(3)	indinv_gdp(4)	lniva(5)
OFDI	-13.834 *** (2.732)	2.836 *** (0.850)	-9.519 *** (3.242)	-2.787 *** (1.016)	-7.655 *** (2.334)
stainv					-0.494 *** (0.141)
lnmanuemp					0.250 *** (0.038)
indinv_gdp					0.860 *** (0.122)
控制变量	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.303	0.251	0.469	0.381	0.516

从个别中介效应来看，OFDI 通过房地产投资影响工业化的中介效应为 -1.401， $Z = -2.42$ ，且在 5% 的置信水平下显著，意味着 OFDI 经由房地产投资对工业化具有负影响。由表 5 的估计结果可知，OFDI 导致房地产投资增加本质上是资金配置方面的“脱实向虚”，虚拟经济膨胀，服务业产出增加，而制造业投资不足，造成“去工业化”。可见，OFDI 促进服务业对制造业产生投资的“虹吸效应”而导致“去工业化”的假设是正确的。OFDI 经由制造业就业的中介效应为 -2.380， $Z = -2.68$ ，且在 1% 的置信水平下显著，印证了 OFDI 导致制造业就业“去工业化”引起“去工业化”的中介效应是存在的。OFDI 经由制造业投资的中介效应为 2.397， $Z = -2.56$ ，且在 5% 的置信水平下显著。从列(5)报告的结果来看，OFDI “挤出”制造业投资，导致“去工业化”。由此可判断，OFDI 对制造业具有“空心效应”，通过导致投资和就业的“离制造业化”而发生“去工业化”的假设是合理的。至此，中介效应分析验证了研究假说 2 的合理性<sup>①</sup>。

#### 四、结 语

近几年，随着中国制造业企业的利润水平受到内外双重挤压而日趋下降，制造业投资的边际收益减少，国内资金相对充裕，大量制造业资本投资海外。基于此，本文采用 2003 ~ 2015 年省级面板数据，实证考察 OFDI 对中国工业化的影响。研究结果表明，OFDI 导致中国“去工业化”且存在地区性差异，OFDI 对东部地区“去工业化”的影响程度更深。引入时期效应考察 2008 年国际金融危机前后中国工业化的发展现实，发现国际金融危机后中国特别是东部地区的“去工业化”问题凸显出来。构建中介效应模型检验 OFDI 对工业化的影响机制，发现 OFDI 导致资金配置上的“脱实向虚”，而制造业投资不足，加深了“去工业化”的进程；OFDI 带来制造业就业下降，造成产出的“去工业化”。

本文的研究结论具有一定的政策启示。首先，从中央政府层面加强对制造业“走出去”的宏观调控。近年来，私营企业对外投资规模急剧扩张，部分企业通过高杠杆和资本运作，筹集大量国内资金投资于国外非实体经济部门，资本外逃影响了国内制造业投资。因此，需加大对外投资资金来源和流向的把控，明确业务方向，规范对外投资管理。其次，有选择、有重点地加大 FDI 引进力度。随着劳动力成本的上升，国内出现部分跨国公司外逃现象，各级政府应释放“制度红利”和“改革红利”，优化营商环境，对高技术产业、研发创新及生产性服务业等领域加大吸引外资的力度。尤其是中西部地区仍具有一定的制造业比较成本优势，可吸引跨国公司在中国境内进行区域间的转移，减缓其“走出去”的步伐。最后，以供给侧结构性改革纠正要素配置扭曲，特别是资本配置领域的“脱实向虚”，合法、合理地挤压虚拟经济部门的虚高利润，规范金融行业和制造业企业的资金流向，从根本上遏制“脱实向虚”走向严重化。

① 限于篇幅，稳健性检验结果并未在正文中予以报告，作者备案。



## 参考文献:

- [1] 王文, 孙早. 产业结构转型升级意味着去工业化吗 [J]. 经济学家, 2017, (3): 55-62.
- [2] 黄群慧, 黄阳华, 贺俊, 江飞涛. 面向中上等收入阶段的中国工业化战略研究 [J]. 中国社会科学, 2017, (12): 94-116.
- [3] Rowthorn R., Coutts K. De-industrialization and the Balance of Payments in Advanced Economies [J]. Cambridge Journal of Economics, 2004, 28(5): 767-790.
- [4] Vernon R. International Investment and International Trade in the Product Cycle [J]. International Executive, 1966, 8(4): 16-16.
- [5] 赵伟, 江东. OFDI 与中国产业升级: 机理分析与尝试性实证 [J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2010, (3): 116-125.
- [6] 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): 111-125.
- [7] 潘素昆, 袁然. 不同投资动机 OFDI 促进产业升级的理论及实证研究 [J]. 经济学家, 2014, (9): 69-76.
- [8] 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.
- [9] 胡立君, 薛福根, 王宇. 工业化阶段的产业空心化机理及治理——以日本和美国为例 [J]. 中国工业经济, 2013, (8): 122-134.
- [10] 刘海云, 聂飞. 中国制造业对外直接投资的空心化效应研究 [J]. 中国工业经济, 2015, (4): 83-96.
- [11] Alderson A. S. Globalization and Deindustrialization: Direct Investment and the Decline of Manufacturing Employment in 17 OECD Nations [J]. Journal of World-systems Research, 1997, 5(3): 1-33.
- [12] Alderson A. S. Explaining Deindustrialization: Globalization, Failure or Success? [J]. American Sociological Review, 1999, 64(5): 701-721.
- [13] Cowling K., R. P. Tomlinson. The Problem if Regional “Hollowing-out” in Japan: Lessons for Regional Industrial Policy [R]. University of Warwick, 2001, No. 625.
- [14] Kang S. J., Lee H. Foreign Direct Investment and De-industrialization [J]. World Economy, 2011, 34(2): 313-329.
- [15] Helpman, Melitz M., Yeaple S. R. Export vs FDI [J]. American Economic Review, 2004, 94(1): 300-316.
- [16] 毛海欧, 刘海云. 中国对外直接投资促进了产业升级吗? ——基于出口劳动结构视角的研究 [J]. 世界经济研究, 2018, (6): 94-108.
- [17] Rowthorn R., Ramaswamy R. Growth, Trade and Deindustrialization [J]. International Monetary Fund Staff Papers, 1999, 46(1): 18-41.
- [18] Rodrik D. Premature Deindustrialization [J]. Journal of Economic Growth, 2016, 21(1): 1-33.
- [19] 柳士顺, 凌文铨. 多重中介模型及其应用 [J]. 心理科学, 2009, (2): 433-435.
- [20] Rasish R. Is Malaysia Facing Negative De-industrialization? [J]. Pacific Affairs, 2011, 84(4): 714-735.
- [21] Brady D., Denniston R. Economic Globalization, Industrialization and Deindustrialization in Affluent Democracies [J]. Social Forces, 2006, 85(1): 297-329.

## Does OFDI Lead to China's “De-industrialization”

BAI Xuejie<sup>1</sup>, YU Qingrui<sup>2</sup>

- (1. College of Economics and Social Development, Nankai University, Tianjin 300071, China;
2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

**Abstract:** This paper uses the provincial panel data from 2003 to 2015 to study the impact of OFDI on China's “de-industrialization”. It is found that OFDI is an important factor leading to China's “de-industrialization” and there are differences between regions. With the introduction of the period effect, the paper finds that China, especially the eastern regions in China, started to “de-industrialize” after the 2008 International Financial crisis. Further research shows that OFDI will cause “de-industrialization” through “hollow effect” and “siphon effect” which result in the escape of domestic manufacturing investment and manufacturing industry as well as the “de-industrialization” of investment.

**Key words:** OFDI; De-industrialization; Interaction Effect; One-dimensional Parallel Multiple Mediators Effect

(责任编辑: 化 木)