

制造业企业对外直接投资、去工业化及其对全球价值链分工地位的影响

聂飞 李磊

摘要：本文从去工业化视角分析了制造业企业对外直接投资对其全球价值链分工地位的影响机制，基于2007—2014年手工匹配的微观企业数据，采用PSM-DID方法予以评估。主要结论如下：第一，制造业企业对外直接投资显著促进了其全球价值链分工地位提升，平均提升幅度达3.17%；第二，“脱实向虚”和服务化这两类去工业化因素在制造业企业对外直接投资影响其全球价值链分工地位过程中分别发挥着负向和正向中介作用；第三，技术密集型制造业企业对低政治风险的非OECD成员国、“一带一路”沿线国家的当地生产型对外直接投资显著推动其全球价值链分工地位的提升；最后，随着制造业企业对外直接投资次数的增加，对外直接投资对其全球价值链分工地位的提升效果也越大。

关键词：制造业企业；对外直接投资；去工业化；全球价值链；分工地位

[中图分类号] F740.6 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 3-0160-15

引言

近年来，受到国内成本上升和国际市场需求不振的双重影响，中国出现了部分制造业企业将生产资本用于金融、房地产等行业投资的现象，涌现了一批“僵尸企业”。这些制造业企业偏离其主营业务而过度依赖金融投资所导致的资金空转现象是制造业企业“脱实向虚”的表现，造成了其分工地位的“低端锁定”（彭俞超等，2018）^[1]；与此同时，也有部分制造业企业做出了不同的选择，它们更加关注产品制造与技术研发设计、管理咨询等生产服务业的有机融合，通过服务要素支出来提高自身产品差异化水平和竞争优势，这种基于创新驱动的制造业服务化过程是推动其全球价值链分工地位提升的潜在因素（Vandermerwe and Rada, 1998）^[2]。制造业企业“脱实向虚”和制造业服务化作为工业化后期阶段中国去工业化的特

[收稿日期] 2021-05-29

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“工业化后期阶段中国对外直接投资的去工业化效应及优化对策研究”（19CJY049）；国家社会科学基金一般项目“全球价值链视角下企业‘走出去’对中国就业影响问题研究”（18BJL128）；中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“农产品贸易自由化视角下中国化肥使用的优化路径研究”（2662020JGPY011）

[作者信息] 聂飞（通讯作者）：华中农业大学经济管理学院副教授，电子信箱 nie_fei@163.com；李磊：南开大学跨国公司研究中心教授

定现象,如何调节制造业企业选择合理的去工业化策略以推动其全球价值链分工地位的提升便是摆在学者面前的一道现实命题。据商务部统计数据显示,截至2017年末,中国非金融类对外直接投资累计达到16062.5亿美元,制造业对外直接投资所占比重达到12.6%。制造业企业对外直接投资发挥着对外产业转移“催化剂”的作用,是俘获东道国相关行业技术的关键渠道,关乎制造业企业全球价值链分工地位升级的成败。那么,制造业企业对外直接投资是否会对其全球价值链分工地位产生影响?如果存在,其内在机理是什么?是否存在动机、重点产业、目标国家类型等异质性?对此进行研究有助于我们理清制造业企业对外直接投资、去工业化和全球价值链分工地位的逻辑关联,对于中国通过制造业企业“走出去”来实现实体经济繁荣和发展方式转变具有重要的政策含义。

本文可能的边际贡献主要体现在两个方面:其一,较之于以往对外直接投资的母国结构效应宏观分析,本文选择微观视角分析了制造业企业对外直接投资影响其全球价值链分工地位当中去工业化的中介效应,将研究深度从“是什么”推进到“为什么”,在一定程度上拓宽了该研究领域的边界;其二,基于手工匹配的制造业上市公司数据,本文采用倾向性得分匹配—双重差分法(Propensity Score Matching with Difference in Difference, PSM-DID),能够精准识别制造业企业对外直接投资与其全球价值链分工地位的因果互置关系,可以较好地解决内生性问题,使研究结论更加精准可靠。

一、文献综述和机制分析

基于Koopman等(2012)^[3]的全球价值链理论,目前针对中国全球价值链问题的研究主要从两个层面展开:第一,在封闭经济条件下考察了技术创新(Pietrobelli and Rabellotti, 2011)^[4]、融资约束(Lu et al., 2018)^[5]、集聚经济(Cainelli et al., 2018)^[6]等因素对中国全球价值链分工地位的影响;第二,在开放经济条件下考察了进出口质量(高敬峰和王彬, 2019)^[7]、关税减让(刘斌等, 2015)^[8]、贸易摩擦(王聪和林桂军, 2019)^[9]、区域贸易协定(韩剑和王灿, 2019)^[10]等因素对中国全球价值链分工地位的影响。关于对外直接投资对全球价值链分工地位的影响,国内只有少数研究涉及(刘斌等, 2015^[11];李超和张诚, 2017^[12];郑丹青, 2019^[13])。纵观这些研究,无论是采用世界投入产出表数据进行的宏观层面探讨,还是基于企业数据进行的微观层面评估,得到的实证结果都是正向的。因此,我们提出理论假说1。

假说1:制造业企业对外直接投资有利于其全球价值链分工地位的提升。

基于“脱实向虚”这一“恶性去工业化”特征,需要详细剖析“脱实向虚”在企业对外直接投资影响全球价值链分工地位的中介作用。企业对外直接投资本身就具备产业资本转移的特性(Kojima, 1978)^[14]。制造业企业通过绿地投资、跨国并购等多种方式利用海外廉价生产要素、获取先进技术和开拓国际市场,并以境外投资子公司(机构)为载体,带来母公司部分制造业生产环节对外转移,使母公

司与境外子公司之间的内部分工增强,引起了后者对前者水平业务的生产替代和出口替代(林志帆,2016)^[15],加速了企业自身的资本重置。对外直接投资导致制造业企业对重复性生产投资缺乏兴趣,为了追求更高收益,制造业企业热衷于将闲置资金用以购买保值增值能力更强的金融产品,由实体企业沦为“准金融企业”,造成其“脱实向虚”(程惠芳,1998)^[16]。根据 Wind 公开统计数据,截至2018年6月30日,2018年认购理财产品的上市公司达到1 089家,共认购理财产品10 015个,合计金额为7 859.65亿元。“脱实向虚”导致制造业企业缺乏足够的生产性资金用于技术研发和新产品制造,产业链升级受阻,不利于培育更高附加值的主营业务,从而造成制造业企业全球价值链分工地位低端锁定(王展祥和魏琳,2012)^[17]。基于已有文献和事实,我们提出理论假说2。

假说2:制造业企业对外直接投资在“脱实向虚”这一恶性去工业化中介因素的作用下,会对其全球价值链分工地位提升产生抑制作用。

服务化具有“良性去工业化”的内在本质,其在企业对外直接投资影响全球价值链分工地位过程中的正向中介作用同样值得重视。制造业企业对外直接投资会建立母公司与境外投资子公司(机构)之间的垂直分工一体化关系(McLaren,2000)^[18]。垂直分工一体化不仅通过内部化交易降低了制造业企业获取海外生产要素的成本,保障了母公司增加服务要素投入的必要资金,而且拓宽了制造业企业海外销售渠道并增加了市场份额,具有出口创造效应,能够激励其增加服务要素支出,提升出口产品质量(蒋冠宏和蒋殿春,2014)^[19],从而对制造业企业服务化具有促进作用。此外,制造业企业还可以利用在海外建立研发中心,或通过合资、跨国并购等股权注入方式获取专利、知识、品牌、管理和人才等战略性资源(李梅和柳士昌,2012)^[20]。为了使这些战略性资源适用于制造业企业的本土运作,企业管理层会更加重视技术创新来吸收、整合这些资源。鉴于技术创新是人才培养、品牌服务、信息服务和研发服务等服务要素高度聚合的结果,会带来服务要素支出的迅速增加,对制造业企业服务化具有促进作用(杨仁发和汪青青,2018)^[21]。服务化这一良性去工业化使得制造业企业摒弃了单一的加工生产等低附加值环节,转而从事以服务为核心的高附加值供给环节,有利于培育新型竞争优势,从而推动其全球价值链分工地位的攀升(许和连等,2017)^[22]。基于已有文献和事实,我们提出理论假说3。

假说3:制造业企业对外直接投资在服务化这一良性去工业化中介因素的作用下,会对其全球价值链分工地位提升产生促进作用。

二、计量模型和数据

(一) 计量模型设定

中国制造业企业对外直接投资可被视为准自然实验,我们所要研究的是该事件发生给制造业企业全球价值链分工地位带来的影响,即所谓的项目效应评估。为此,我们引入实验组虚拟变量 $ofdi_i$ 用以表示制造业企业是否对外直接投资,

是取 1，否取 0；同时引入时期虚拟变量 $post_t$ ，在制造业企业对外直接投资事件发生之后取值为 1，之前则取值为 0，然后再比较两组制造业企业全球价值链分工地位变化的差异。然而，这样的方法并不能完全消除内生性，因为制造业企业进行对外直接投资与否很可能取决于自身的初始优势，即自我选择。如果只对数据进行普通面板回归，由于两组企业的初始条件的不同，将会出现严重的选择偏误。

基于此，本文利用 PSM 方法来解决这一问题，即将全部的对照组通过相应的指标进行处理，寻找到与实验组情况类似的对照组来构建“反事实”模型，通过比较两组之间的差异可以得出制造业企业对外直接投资对于其全球价值链分工地位的影响。根据 PSM 方法的原理，匹配成功的企业需要在年份和时间跨度上均保持一致。然而，制造业企业对外直接投资的年份并不统一，因此我们选择对制造业企业首次进行对外直接投资的前一期进行匹配。例如，如果制造业企业在 2007 进行第一次对外直接投资，则以该实验组 2006 年的情况为基期来匹配对照组。在筛选出制造业企业进行投资前一年的数据之后，选取合适的特征变量进行 logit 回归并计算出 pscore 的值。再保留所有实验组企业和匹配成功的对照组企业，对各年匹配结构进行平衡性检验。就本文而言，制造业企业对外直接投资是多期事件，因此构建连续型双重差分基准模型如下：

$$gvc_{i,t} = \beta ofdi_i \times post_t + x_{i,t}\gamma + \alpha_i + \psi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，下标 i, t 分别表示制造业企业 ($i = 1, 2, 3, \dots, N$) 和时期 ($t = 1, 2, 3, \dots, T$)。gvc 作为模型被解释变量，表示制造业企业全球价值链分工地位，该指标借鉴 Kee 和 Tang (2016)^[23] 的研究，使用制造业企业国内增加值与总出口的比值 (DVAR) 方法衡量。将制造业企业国内增加值定义为：

$$DVA_i^o = X_i - (M_i - \delta_i^K + \delta_i^F) \left(\frac{X_i}{PY_i} \right) \quad (2)$$

其中， DVA^o 为一般贸易制造业企业出口的国内增加值，即用于出口商品生产的国内净消耗。 X 和 M 分别表示制造业企业的出口额和进口额， δ^K 表示制造业企业的资本设备， δ^F 表示制造业企业国内中间商品投入成本中的国外部分， PY_i 表示制造业企业的总收入。基于此，可得到式 (3)：

$$DVAR_i = \frac{DVA_i^o}{X_i} = 1 - \frac{M_i - \delta_i^K + \delta_i^F}{PY_i} \quad (3)$$

其中， $DVAR$ 为企业出口的国内增加值占比，用以衡量企业全球价值链分工地位。鉴于绝大多数企业未参与全球价值链，我们对该指标加 1 后取对数^①。鉴于企业层面的 δ^K 、 δ^F 无法直接获得，我们根据 BEC 编码识别进口中间资本品目录，并进行适当调整得到制造业企业资本设备 δ^K ；再根据 KWW 理论框架的增加值方法测

①全球价值链是一个复杂的现象，其不依赖一个先行的供应链而是使用以网络为基础的途径，在此过程中，零件和组件的生产在不同国家进行，并且完成最终产品的装配（李磊等，2017）^[24]。分工地位反映于制造业企业价值链链条上的增值能力，在经验研究中比较流行的方法是使用出口国内增加值率进行代理。

算的行业层面进口商品国内增加值近似代替 δ^f 。

式(1)中的控制变量集 x 包含:企业年龄 (age),使用企业当年所处年份减去开业年份表示;企业规模 (sca),使用企业总资产表示;所有权性质 (soe),使用虚拟变量表示(0=非国有企业,1=国有企业)表示;股权集中度 (con),使用企业前十大股东持股比例表示;营业收入增长率 (inc),使用(本年度企业营业收入/上年度企业营业收入)-1表示;杠杆率 (lev),使用所有者权益与总资产的比值表示;净资产利润率 (roa),使用企业净利润与企业总资产的比值表示。以上连续型控制变量均通过对数变换。 α_i 为个体固定效应, ψ_t 为时期固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

在式(1)中, β 是本文着重关注的待估参数,其衡量了对外直接投资事件发生前后两组制造业企业全球价值链分工地位变化的平均差异,若 $\beta > 0$,则表明制造业企业对外直接投资提升了其全球价值链分工地位;若 $\beta = 0$,则意味着对外直接投资的影响效果不明显。

(二) 数据说明

鉴于2007年起上市公司采用新会计准则,为了配合识别方法,我们将2007—2014年《国泰安数据库》《中国海关数据库》和《境外投资企业(机构)名录》进行手工匹配生成一套合并数据。本文样本包含8年间中国1159家沪深两市A股上市制造业公司共计6510个观测值的非平衡面板数据。其中,对外直接投资企业有217家,样本量为1308;非对外直接投资企业有942家,样本量为5202。上市公司财务数据来源于《国泰安数据库》,企业OFDI数据来源于商务部《境外投资企业(机构)名录》,企业进出口贸易数据来源于《中国海关数据库》。为了消除异常值,对连续变量在前后1%进行了缩尾处理,并按照证监会《上市公司行业分类指引2001》对制造业行业进行了规整统一,剔除了金融类上市公司、明显存在异常值与缺失值的公司和研究窗口期内被ST、*ST处理的公司;为了计算企业全球价值链分工地位,将HS编码转化为BEC编码进行中间品的识别。借鉴田巍和余淼杰(2013)^[25]的研究,采用“两步法”对《国泰安数据库》和《中国海关数据库》进行手工匹配:第一步,利用制造业企业名称和年份,对两个数据库进行匹配;第二步,利用制造业企业的邮政编码和电话号码将未匹配成功的数据进行合并。考虑到相当一部分制造业企业的投资去向是百慕大群岛、开曼群岛等避税港,以及中国香港、中国澳门等“临近地区”,我们将这部分投资数据删除,再将《境外投资企业(机构)名录》与上述两套已经合并完成的数据进行合并。

三、实证结果分析

(一) 样本匹配实验

为了消除实验组和对照组的初始差异,我们采用倾向性得分匹配(PSM)的思路,根据协变量来估计对照组的倾向得分和频数权重,以获得满足平衡性检验的匹配对照组。选取2007—2013年企业年龄、企业规模、所有权性质、股权集中度、营业收入增长率、杠杆率、净资产利润率等因素作为协变量,按照投资事件发生前一期的规则逐年匹配。常用的PSM方法有最小临近匹配、半径匹配、核匹配、局

部线性回归匹配和马氏距离匹配五种。为便于比较,我们分别使用五种方法对样本进行匹配,结果如表1所示。结果当中, z 统计量均在1%的水平上拒绝了平均处理效应(Average Treatment Effect for The Treated Group,简称ATT)估计系数等于0的原假设,证实了制造业企业对外直接投资对其全球价值链分工地位提升的促进作用是存在的。对于任何一种PSM方法,2013年实验组ATT的估计系数要明显大于2007年实验组ATT的估计系数,说明制造业企业对外直接投资对其全球价值链分工地位提升的促进作用总体呈增长态势。基于马氏距离匹配实验的协变量标准化偏差如图1所示。图1中,对于2007年实验组样本,除了企业年龄和营业收入增长率以外,匹配后的其他协变量标准化偏差相对于匹配前更趋近于0轴;对于2013年实验组样本,匹配后的所有协变量标准化偏差相对于匹配前都更趋近于0轴。标准化偏差显示的匹配前后协变量分布情况与平衡性假设是一致的,可以认定在进行马氏距离匹配后的实验组和对照组不存在显著差异,说明选择的协变量和匹配方法是合理的。

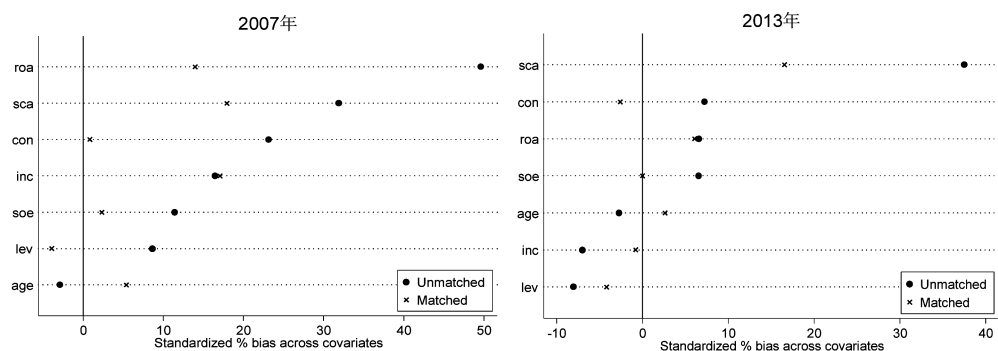
表1 样本匹配实验结果

匹配方法	ATT (2007年)				
	估计系数	bootstrap 标准误	z 统计量	$p > z $	95%置信区间
最小邻近匹配	0.2324***	0.0771	3.02	0.003	[0.0813, 0.3834]
半径匹配	0.3044***	0.0564	5.40	0.000	[0.1939, 0.4149]
核匹配	0.2750***	0.0537	5.12	0.000	[0.1698, 0.3802]
局部线性回归匹配	0.2942***	0.0539	5.46	0.000	[0.1887, 0.3998]
马氏距离匹配	0.2964***	0.0615	4.82	0.000	[0.1760, 0.4169]
匹配方法	ATT (2013年)				
	估计系数	bootstrap 标准误	z 统计量	$p > z $	95%置信区间
最小邻近匹配	0.3568***	0.0698	5.11	0.000	[0.2199, 0.4937]
半径匹配	0.3474***	0.0460	7.56	0.000	[0.2573, 0.4374]
核匹配	0.3259***	0.0416	7.84	0.000	[0.2444, 0.4073]
局部线性回归匹配	0.3411***	0.0449	7.60	0.000	[0.2531, 0.4290]
马氏距离匹配	0.3447***	0.0505	6.83	0.000	[0.2459, 0.4436]

注:①马氏距离默认匹配比例为1:3,但由于我们已经剔除了部分重复配对的企业样本,故匹配结果中并未按1:3的比例呈现。另外,我们也按照1:1和1:2的比例进行了稳健性检验,匹配结果均较为稳健。其他匹配实验方法均采用默认匹配比例和函数形式。②为了能够保证估计结果在异方差条件下仍然保持一致性,我们在进行马氏距离匹配时采用的是偏差校正匹配估计量。③估计倾向性得分的默认方法为probit模型。④表中 z 检验原假设为“平均处理效应(ATT)不存在”,通过bootstrap方法计算得到。⑤限于篇幅,其他年份匹配实验结果未汇报,感兴趣的读者可向作者函取。

(二) 基准回归

根据马氏距离匹配实验的结果,我们将处于共同域范围内的实验组和对照组保留,并删除了不符合双重差分形式的样本点(如只有一年数据的企业,以及实验组的时期虚拟变量 $post_t$ 全部取值为0或1的企业)从而得到匹配后2007—2013年



注：纵轴均为协变量，定义同前文。

图1 基于马氏距离匹配实验的协变量标准化偏差（2007年和2013年）

1 006家沪深两市A股上市制造业公司共计4 963个观测值的缩减样本集，其中对外直接投资企业数量为158家，观测值为862个。基于匹配后样本的基准回归结果如表2所示。第(1) — (8)列结果显示，无论加入控制变量与否，制造业企业对外直接投资对其全球价值链分工地位的影响均稳健为正。相较于时间固定效应，加入个体固定效应之后的系数取值明显较小且显著性下降，但仍至少在10%的水平上显著，说明不随时间变化的企业个体特征对回归结果存在一定的影响。在同时控制了其他因素和双向固定效应之后，对外直接投资对制造业企业全球价值链分工地位的平均提升幅度为3.17%，证实了理论假说1。

表2 基准回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ofdi</i> × <i>post</i>	0.4898*** (32.17)	0.0306** (2.22)	0.2320*** (14.20)	0.0266* (1.88)	0.2632*** (13.61)	0.0355** (2.03)	0.2557*** (12.93)	0.0317* (1.80)
控制变量	否	否	否	否	是	是	是	是
个体固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
时期固定效应	否	否	是	是	否	否	是	是
样本数	4 963	4 963	4 963	4 963	3 265	3 265	3 265	3 265
R ²	0.1079	0.9331	0.3864	0.9332	0.4682	0.9443	0.4708	0.9445

注：由于控制变量中有部分缺失值，故加入之后样本数有所减少。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为对应变量估计系数的t值。如无特殊说明，以下各表同。

(三) 异质性分析

1. 按投资动机分类。制造业企业不同动机的对外直接投资对自身全球价值链分工地位的影响效果可能存在差异，需要加以区分。根据李磊等(2016)^[26]的研究，本文将制造业企业对外直接投资动机具体分为商贸服务型、当地生产型、研究开发型和资源寻求型四种。为了能够从数据上甄别制造业企业投资动机，我们根据《境外投资企业(机构)名录》中的经营范围对制造业企业投资动机进行了初次筛选，对其中无法确定投资动机的制造业企业进行二次筛选，将其名称、投资国家、投资年份

等信息于互联网进行交叉搜索予以确定^①，再分别代入双重差分模型中进行估计，回归结果如表3所示。其中第(1) — (4)列为研究开发型、当地生产型、资源寻求型和商贸服务型的投资动机分组回归。当地生产型实验组虚拟变量与时期虚拟变量的交互项在5%的水平上显著，而其他实验组虚拟变量与时期虚拟变量的交互项均不显著，说明只有当地生产型对外直接投资能够有效提升制造业企业全球价值链分工地位。制造业企业当地生产型对外直接投资将生产部门转移至国外，其中上游过程的转移可以实现国内母公司中间品进口贸易壁垒的消除，而水平转移和下游转移反而会导致母公司生产环节的剥离，从结果分析来看上游转移的影响应该占主导。上游转移加快了制造业企业进行全球生产布局，实现了母公司和海外子公司的垂直一体化。这种优势互补的全球化生产网络更有效率，有利于制造业企业将更多资源用于高附加值的主营业务培育，从而推动全球价值链分工地位升级。

表3 按投资动机分类的回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	研究开发型	当地生产型	资源寻求型	商贸服务型
<i>ofdi</i> × <i>post</i>	0.0231 (0.95)	0.0558** (2.04)	0.0232 (0.65)	0.0145 (0.74)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时期固定效应	是	是	是	是
样本数	2 865	2 871	2 667	3 061
R ²	0.9487	0.9452	0.9472	0.9461

注：鉴于部分制造业企业对外直接投资动机具有多重性，表中第(1) — (4)列中的实验组有重合样本点。

2. 按制造行业分类。借鉴马盈盈和盛斌(2018)^[27]的研究，根据上市公司的行业代码将制造业区分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型三种类型^②，回归结果如表4所示。在10%的水平上，技术密集型制造业企业对外直接投资对其全球价值链分工地位具有显著的提升作用，而劳动密集型和资本密集型制造业企业对外直接投资对其全球价值链分工地位的影响都不显著。原因在于，技术密集型制造业企业通过跨国并购以及在海外建立研发机构等投资形式获取先进技术的动力较强，同时拥有足够的吸收能力将这些技术转化为自身的竞争优势，这种“模仿—吸收—转化”的过程确保了技术密集型制造业企业对外直接投资当中产生的逆向技术

①对《境外投资企业(机构)名录》的经营范围初步筛选时，将含商贸、贸易、出口、进口、进出口、租赁、批发、零售、销售、商务、服务等关键词的投资动机定义为“商贸服务型”，将含生产、制造、制作、加工、组装、改装、安装、维护、修理、包装等关键词的投资动机划分为“当地生产型”，将含采矿、矿业、矿山、开采、矿产、勘探、能源、采选等关键词的投资动机划分为“资源寻求型”，将含研究、开发、研发、技术、设计、研制等关键词的投资动机划分为“研究开发型”。

②劳动密集型制造业部门包括纺织及服装制造业、皮革、毛皮、羽毛及鞋类制品业、木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业、其他制造业及废弃资源和废旧材料回收加工业；资本密集型制造业包括食品、饮料制造及烟草业、造纸及纸制品业、印刷业和记录媒介的复制业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、橡胶及塑料制品业、非金属矿物制品业、金属制品业；技术密集型制造业包括化学原料及化学制品制造业、机械制造业、电气及电子机械器材制造业以及交通运输设备制造业。

溢出效应对其全球价值链分工地位的提升作用。反观劳动密集型和资本密集型制造业企业，由于受到其海外技术获取动力不足和吸收能力有限的双重制约，对外直接投资对其全球价值链分工地位的提升作用不明显。

表4 按制造行业分类的回归结果

项目	(1)	(2)	(3)
	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
<i>ofdi</i> × <i>post</i>	0.1555 (1.66)	-0.0031 (-0.11)	0.0395* (1.73)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时期固定效应	是	是	是
样本数	181	1 404	1 680
R ²	0.9704	0.9469	0.9412

3. 按东道国区位分类。东道国的经济区位和地理区位在企业对外直接投资区位选择方面往往起到重要的作用。本文根据 OECD 的划分，将东道国经济区位划分为 OECD 成员国和非 OECD 成员国。另外，部分制造业企业对外直接投资目的地还兼具 OECD 成员国和非 OECD 成员国的性质，故将其作为第三类，即组合国家。“一带一路”倡议是当前中国加强与周边国家互联互通的区域一体化战略，这种地缘联系为中国制造业企业通过对外直接投资进行国际产能合作提供了历史性契机。据此，本文将东道国地理区位划分为“一带一路”沿线国家和非“一带一路”沿线国家，对于部分制造业企业对外直接投资目的地兼具“一带一路”沿线国家和非“一带一路”沿线国家，本文将其视为组合国家。回归结果如表 5 所示：从经济区位来看，中国制造业企业对非 OECD 成员国的对外直接投资对其全球价值链分工地位提升的促进作用在 1% 的水平上显著，对 OECD 成员国和组合国家的对外直接投资对其全球价值链分工地位的效果尚未显现。地理区位方面，中国制造业企业对“一带一路”沿线国家的对外直接投资对其全球价值链分工地位提升的促进作用在 5% 的水平上显著，对非“一带一路”沿线国家和组合国家的对外直接投资对其全球价值链分工地位的效果尚未显现。

表5 按东道国区位分类的回归结果

项目	经济区位：OECD			地理区位：“一带一路”		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	成员国	非成员国	组合国家	沿线国家	非沿线国家	组合国家
<i>ofdi</i> × <i>post</i>	-0.0313 (-1.35)	0.1136*** (3.35)	-0.0255 (-1.16)	0.0911** (2.54)	-0.0163 (-0.69)	0.0497 (0.95)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时期固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	2 881	2 827	2 667	2 780	2 905	2 690
R ²	0.9472	0.9432	0.9473	0.9445	0.9468	0.9456

注：回归过程中剔除了对外直接投资目的地不明的制造业企业。

4. 按东道国政治风险分类。在投资不可逆性的情况下,东道国的政治风险通常是制造业企业进行对外直接投资决策时考虑的关键因素。在本部分中引入东道国政治风险因素,以考察制造业企业对高低政治风险东道国的对外直接投资影响其全球价值链分工地位的异质性。为了更好地区分东道国政治风险,借鉴 Conconi 等(2016)^[28]的研究,采用 ICRG (International Country Risk Guide) 数据库中提供的政治风险评级指标^①,通过匹配最终获得包括 36 个经济体的研究样本。按照政治风险评级指标进行分类设置,若经济体各指标值位于中位数以上,即为高风险经济体,反之为低风险经济体(吕越等,2019)^[29]。东道国的政治风险分组回归结果如表 6 所示,从回归结果来看,制造业企业对低风险东道国的对外直接投资对其全球价值链分工地位的影响为正且至少在 10% 的水平上显著,而制造业企业对高风险东道国的对外直接投资对其全球价值链分工地位的影响为负且均不显著。

表 6 按东道国政治风险分类的回归结果

项目	政府稳定		投资项目		宗教政治		民主化程度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	低风险	高风险	低风险	高风险	低风险	高风险	低风险	高风险
$ofdi \times post$	0.0390* (1.65)	-0.0049 (-0.16)	0.0588** (2.01)	-0.0110 (-0.45)	0.0669** (2.14)	-0.0214 (-1.02)	0.0742** (2.21)	-0.0068 (-0.30)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时期固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	2 833	2 897	2 859	2 871	2 861	2 869	2 806	2 924
R ²	0.9442	0.9477	0.9447	0.9474	0.9437	0.9485	0.9455	0.9466

注:回归过程中剔除了对外直接投资目的地不明的制造业企业;部分国家(如老挝、柬埔寨、阿富汗、波斯尼亚和黑塞哥维那等)的政治风险评级指标缺失,将其从样本中剔除。

(四) 累积效应

根据本文样本,自 2008 年起,最短的投资次数为 1 次,最长的投资次数为 6 次。基于投资次数的差异,我们可以考察制造业企业对外直接投资影响其全球价值链分工地位的累积效应。为了从整体上获得经验证据,在 DID 模型中加入累积投资次数变量,取值区间为 [1, 6],并重新予以回归,结果如表 7 中第(1) — (2) 列所示。无论是否考虑控制变量,交互项 $ofdi_i \times post_t$ 的系数均在 10% 的水平上显著为正,制造业企业对外直接投资对其全球价值链分工地位的提升作用仍然成立。累积投资次数的系数至少在 10% 的水平上均显著为正,累积投资每增加 1 次,制造业全球价值链分工地位将提升 0.0082—0.0102 个百分点。进一步地,我们对制造业企业不同投资次数情况下的边际效应进行考察,根据投资次数将实验组分为 6 组,再分别对模型进行估计,分组回归结果如表 7 中第(3) — (8) 列所示。结

①ICRG 数据库由 PRS 集团(Political Risk Services Group)所公布,涵盖 140 个发达经济体和新兴市场经济体的政治、经济和金融风险评级和预测指标。其中的政治风险评价指标涵盖政府稳定、投资项目政治风险、宗教与政治风险以及民主化程度四个指标。

果表明,当投资次数为1次时,交互项 $ofdi_i \times post_t$ 的系数不显著;当投资次数为2, 3, ..., 6次时,交互项 $ofdi_i \times post_t$ 的系数均显著为正,且系数随着投资次数的增加而递增,说明累积效应在第2次投资之后显现,且投资频率越高,边际提升作用越大。

表7 累积效应检验结果

项目	1 ≤ 投资 次数 ≤ 6		投资次数 = 1	投资次数 = 2	投资次数 = 3	投资次数 = 4	投资次数 = 5	投资次数 = 6
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$ofdi \times post$	0.0268* (1.88)	0.0318* (1.80)	0.0014 (0.05)	0.0060* (1.81)	0.0110*** (2.79)	0.0409** (2.60)	0.0779* (1.91)	0.0815* (1.88)
累积投资次数	0.0082* (1.85)	0.0102** (2.31)						
控制变量	否	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时期固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	4 963	3 265	2 840	2 742	2 732	2 698	2 704	2 654
R ²	0.9332	0.9445	0.9477	0.9475	0.9441	0.9436	0.9461	0.9463

四、进一步检验：去工业化中介效应

为了检验制造业企业对外直接投资影响其全球价值链分工地位的去工业化中介效应,还需要对影响机制进行检验。由于中介效应难以通过单一方程刻画,故借鉴 Baron 和 Kenny (1986)^[30] 等学者的研究,构建结构方程——中介效应模型进行分析,模型设定如下:

$$gvc_{i,t} = \beta_1 ofdi_i \times post_t + x_{i,t} \pi + \varepsilon_{1i,t} \quad (4)$$

$$dei_{i,t} = \theta_1 ofdi_i \times post_t + x_{i,t} \sigma + \varepsilon_{2i,t} \quad (5)$$

$$gvc_{i,t} = \varphi_1 ofdi_i \times post_t + \varphi_2 dei_{i,t} + x_{i,t} \omega + \varepsilon_{3i,t} \quad (6)$$

其中, dei 为去工业化中介变量,具体分为“脱实向虚”(dei^f)和“服务化”(dei^{ser})两类。指标选取上,借鉴杨筝等(2019)^[31]的研究,“脱实向虚”采用制造业企业金融化水平衡量,即 $dei^f = (\text{交易性金融资产} + \text{可供出售金融资产} + \text{持有至到期投资} + \text{发放贷款及垫款} + \text{衍生金融资产} + \text{长期股权投资} + \text{投资性房产}) / \text{制造业企业总资产}$;服务化测度方面借鉴陈洁雄(2010)^[32]的研究,服务化方面根据经营范围将制造业上市公司涉及的服务业务划分为15种^①,采用服务业务收入与总收入的比重衡量。此外,控制变量集 x 的定义与前文保持一致。

此处用 $\theta_1 \times \varphi_2$ 表示去工业化中介效应。对于“脱实向虚”中介因子,由于制造业企业对外直接投资能够通过加剧“脱实向虚”程度对其全球价值链分工地位

^①15种服务业务包括咨询服务、设计与开发服务、金融服务、安装和执行服务、租赁服务、维修和保养服务、外包和运营服务、采购服务、财产和投资服务、销售服务、解决方案服务、物流服务、软件开发、进出口服务、废旧物资回收。

造成抑制,故预期 θ_1 大于0和 φ_2 小于0同时成立,即 $\theta_1 \times \varphi_2 < 0$;对于服务化中介因子,由于制造业企业对外直接投资通过提升服务化水平对其全球价值链分工地位具有提升作用,故预期 θ_1 、 φ_2 均显著大于0,即 $\theta_1 \times \varphi_2 > 0$ 。

本文采用逐步法对去工业化中介效应模型进行回归,结果如表8所示。第(1)—(2)列为“脱实向虚”中介效应的回归结果。制造业企业对外直接投资对其“脱实向虚”的影响显著为正,而“脱实向虚”对其全球价值链分工地位的影响显著为负。结果显示,制造业企业对外直接投资通过“脱实向虚”中介效应对其全球价值链分工地位具有抑制作用,证实了理论假说2。第(3)—(4)列为服务化中介效应的回归结果。制造业企业对外直接投资对其服务化的影响显著为正,而服务化对其全球价值链分工地位的影响同样显著为正。结果显示,制造业企业对外直接投资通过服务化中介效应对其全球价值链分工地位具有提升作用,证实了理论假说3。

表8 去工业化中介效应

项目	中介因子:“脱实向虚”		中介因子:服务化	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	dei^{cf}	gvc	dei^{ser}	gvc
$ofdi \times post$	0.2026* (1.69)	0.2679*** (12.99)	0.0667** (2.03)	0.2632*** (12.64)
dei^{cf}		-0.0199*** (-6.62)		
dei^{ser}				0.0147** (2.32)
控制变量	是	是	是	是
样本数	3 265	3 265	3 217	3 217
R^2	0.1053	0.0930	0.0123	0.0816

注:表中结果基于马氏距离匹配实验的匹配样本回归得到;限于篇幅,此处省略总体效应回归结果。

五、结论与政策启示

“走出去”不仅关乎中国制造业企业核心竞争力,也关乎中国实体经济繁荣和经济发展方式转型成败。近年来制造业企业日益频繁的对外直接投资使得中国成为了全球第四次产业大转移的参与主体,于是开始有一些观点认为,制造业企业加速外移会使中国重蹈美日等发达国家去工业化的覆辙,导致制造业“釜底抽薪”和过度虚拟化,不利于经济可持续性和高质量发展。对此,本文基于2007—2014年《国泰安数据库》《中国海关数据库》和《境外投资企业(机构)名录》手工匹配的微观数据,将制造业企业对外直接投资作为准自然实验,运用PSM-DID方法评估了制造业企业对外直接投资对其全球价值链分工地位的影响,主要结论和政策启示如下:

首先,制造业企业对外直接投资显著推动了其全球价值链分工地位的提升,平均幅度达3.17%。该结论从总体上证实了“走出去”与制造业企业全球价值链分工地位之间呈现良性互动关系,反驳了现有的悲观声音。其次,制造业企业对外直接投资通过去工业化对其全球价值链分工地位的影响存在两面性。即便制造业企业对外直接投资会通过资本配置的金融化对其分工地位产生一定的制约作用,而制造业企业对外直接投资通过全球生产布局所实现的生产业务与服务要素融合对其分工地位的提升作用更应值得我们重视。对此,我国应制定相关政策引导制造业企业通过垂直分工一体化的方式促进其制造业企业向以服务为中心的生产转型,并且加强对制造业企业从事非主营业务的金融投资业务的监管,以最大限度地发挥企业对外直接投资的良性去工业化对其全球价值链分工地位的提升作用。再次,通过异质性分析,我们发现技术密集型制造业企业对非OECD成员国、“一带一路”沿线国家以及存在较低政治风险的经济体进行当地生产型对外直接投资能够显著推动其全球价值链分工地位的提升。因此,我国应加强与这类国家的高层互访、投资互惠协议签署,为制造业企业进行国际产能合作铺平道路;同时,培养企业的风险意识,鼓励其在政治制度较为完备和稳定的国家参与项目投资;对于技术密集型制造业企业,应将对外直接投资作为契机,进一步增加生产环节的人才培养、品牌服务、信息服务和研发服务等支出,以创新驱动来巩固提升其主营业务竞争优势。最后,由于累积效应的存在,制造业企业还要不失时机地增加投资次数,扩大对外直接投资对自身全球价值链分工地位的提升效果。

[参考文献]

- [1] 彭俞超,黄娴静,沈吉. 房地产投资与金融效率——金融资源“脱实向虚”的地区差异[J]. 金融研究, 2018(8): 51-68.
- [2] VANDERMERWE S, RADA J. Servitization of Business: Adding Value by Adding Services [J]. *European Management Journal*, 1988, 6(4): 314-324.
- [3] KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade is Pervasive [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 99(1): 178-189.
- [4] PIETROBELLI C, RABELLOTTI R. Global Value Chains Meet Innovation Systems: Are There Learning Opportunities for Developing Countries? [J]. *World Development*, 2011, 39(7): 1261-1269.
- [5] LU Y, SHI H, LUO W, et al. Productivity, Financial Constraints, and Firms' Global Value Chain Participation: Evidence from China [J]. *Economic Modelling*, 2018, 73: 184-194.
- [6] CAINELLI G, GANAU R, GIUNTA A. Spatial Agglomeration, Global Value Chains, and Productivity. Micro-Evidence from Italy and Spain [J]. *Economics Letters*, 2018, 169: 43-46.
- [7] 高敬峰,王彬. 进口价值链质量促进了国内价值链质量提升吗? [J]. *世界经济研究*, 2019(12): 77-88+132-133.
- [8] 刘斌,王乃嘉,魏倩. 中间品关税减让与企业价值链参与 [J]. *中国软科学*, 2015(8): 34-44.
- [9] 王聪,林桂军. “双反”调查与上市公司全球价值链参与——来自美国对华“双反”调查的经验证据 [J]. *国际金融研究*, 2019(12): 85-93.
- [10] 韩剑,王灿. 自由贸易协定与全球价值链嵌入: 对FTA深度作用的考察 [J]. *国际贸易问题*, 2019

- (2): 54-67.
- [11] 刘斌, 王杰, 魏倩. 对外直接投资与价值链参与: 分工地位与升级模式 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015 (12): 39-56.
- [12] 李超, 张诚. 中国对外直接投资与制造业全球价值链升级 [J]. 经济问题探索, 2017 (11): 114-126.
- [13] 郑丹青. 对外直接投资与全球价值链分工地位——来自中国微观企业的经验证据 [J]. 国际贸易问题, 2019 (8): 109-123.
- [14] KOJIMA K. Direct Foreign Investment: A Japanese Model of Multinational Business Operation [M]. Praeger Publishers, New York, 1978.
- [15] 林志帆. 中国的对外直接投资真的促进出口吗 [J]. 财贸经济, 2016 (2): 100-113.
- [16] 程惠芳. 对外直接投资与宏观经济的内外均衡发展 [J]. 经济研究, 1998 (9): 57-61.
- [17] 王展祥, 魏琳. 去工业化及其在中国的适应性研究——基于结构失衡视角 [J]. 当代财经, 2012 (6): 16-25.
- [18] MCLAREN J. 'Globalization' and Vertical Structure [J]. American Economic Review, 2000, 90 (5): 1239-1254.
- [19] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国企业对外直接投资的“出口效应” [J]. 经济研究, 2014 (5): 162-175.
- [20] 李梅, 柳士昌. 对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应——基于中国省际面板数据的门槛回归分析 [J]. 管理世界, 2012 (1): 21-32.
- [21] 杨仁发, 汪青青. 生产性服务投入, 技术创新与制造业国际竞争力 [J]. 山西财经大学学报, 2018 (9): 62-75.
- [22] 许和连, 成丽红, 孙天阳. 制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究 [J]. 中国工业经济, 2017 (10): 62-80.
- [23] KEE H L, TANG H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [J]. American Economic Review, 2016, 106 (6): 1402-1436.
- [24] 李磊, 刘斌, 王小霞. 外资溢出效应与中国全球价值链参与 [J]. 世界经济研究, 2017 (4): 43-58.
- [25] 田巍, 余淼杰. 企业出口强度与进口中间品贸易自由化: 来自中国企业的实证研究 [J]. 管理世界, 2013 (1): 28-44.
- [26] 李磊, 白道欢, 冼国明. 对外直接投资如何影响了母国就业? ——基于中国微观企业数据的研究 [J]. 经济研究, 2016 (8): 144-158.
- [27] 马盈盈, 盛斌. 制造业服务化与出口技术复杂度: 基于贸易增加值视角的研究 [J]. 产业经济研究, 2018 (4): 1-13.
- [28] CONCONI P, SAPIR A, ZANARDI M. The Internationalization Process of Firms: From Exports to FDI [J]. Journal of International Economics, 2016, 99: 16-30.
- [29] 吕越, 陆毅, 吴嵩博, 等. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验 [J]. 经济研究, 2019 (9): 187-202.
- [30] BARON R M, KENNY D A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51 (6): 1173-1182.
- [31] 杨笋, 王红建, 戴静, 等. 放松利率管制, 利润率均等化与实体经济“脱实向虚” [J]. 金融研究, 2019 (6): 20-38.
- [32] 陈洁雄. 制造业服务化与经营绩效的实证检验——基于中美上市公司的比较 [J]. 商业经济与管理, 2010 (4): 35-43.

(责任编辑 白光)

Manufacturers' OFDI, De-industrialization and Their Effects on Specialization Position of GVCs

NIE Fei LI Lei

Abstract: This paper analyzed the influence of manufacturers' outward foreign direct investment (OFDI) on the specialization position of global value chains (GVCs) from the perspective of de-industrialization, using the PSM-DID method based on the manual matching micro-firm data from 2007 to 2014. The main results are as follows: first, manufacturers' OFDI has significantly improved the specialization position of GVCs, and the average growth rate has reached 3.17%. Second, the dual de-industrialization factors: financialization and specialization act as the negative and the positive mediations in the specialization position of GVCs under the influence of manufacturers' OFDI. Third, the firms' local-production investment from the technology-intensive manufacturing sectors in the non-OECD members and "the Belt and Road" (BRI) countries with low political risk can significantly improve the specialization position of the GVCs. Finally, the improving effect of manufacturers' OFDI on the specialization position of GVCs increases with the investment amounts.

Keywords: Manufacturers; OFDI; De-industrialization; GVCs; Specialization Position