

对外直接投资对母国行业产出的影响研究

——来自中国的经验证据

杨连星 胡舜杰

(华东师范大学经济学院,上海 200261)

摘要:中国已经连续多年位居世界第二大对外投资国,快速增长的对外直接投资是否会引致国内“产业空心化”问题?采用2000—2015年中国行业层面数据,实证分析了海外投资对行业产出的影响。总体来说,我国对外直接投资对于国内产出呈现显著的促进效应,并不存在所谓的“产业空心化”问题;具体而言,对外直接投资可以通过产业链关联、跨国公司布局、投资引致出口等途径带动母国就业、技术以及出口增长,进而促进行业产出提高。为此,要审慎认识和把握对外直接投资与“产业空心化”问题,进一步优化对外直接投资的战略布局和投资类型,增强其与母国的产业关联,进而发挥其带动母国产业增长和产业转型升级的现实价值。

关键词:对外直接投资;企业产出;投资类型;挤出效应

中图分类号:F831.6;F272.5 文献标识码:A 文章编号:1672-6049(2018)04-0033-11

一、引言

近几年来,中国对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment, OFDI)迅猛增长,“走出去”战略规模不断扩大。根据联合国贸易和发展会议《2017年世界投资报告:投资和数字经济》,2016年中国OFDI增长44%,达到1830亿美元,首次成为全球第二大投资国,这与全球其他主要对外投资经济体大幅下降趋势形成鲜明对比。可以预见,随着中国“一带一路”倡议的实施,中国与其他国家的经济政治合作将不断深化,对外直接投资的政策支持和外部环境将更为有利,这对于中国经济发展的影响也日益凸显。

与此同时,发达国家对外直接投资所导致的“产业空心化”问题,使得当前理论研究和政策部门愈加重视OFDI对国内经济造成的负面影响。虽然目前我国与发达国家的经济国情存在较大差别,但仍应警惕由对外直接投资等引起本国“产业空心化”问题的可能。

对于“产业空心化”,学术界比较一致的观点,是指以制造业为中心的物质生产和资本大量地转移到国外,以致出现国内物质需求依赖外部进口的供求结构,导致贸易收支、财政收支恶化和就业机会减少等现象。考虑到中国近年来的产业结构升级,国民经济由工业主导向服务业主导转变的趋势非常明显,本文认为对外直接投资对于制造业产出的影响仅仅反映其国内产出效应的一部分,同时,在当前经济结构下的经济研究也绝不应仅考虑其对制造业的产出效应。我们探讨的“产业空心化”视角相对于以往定义有所延伸,从制造业延伸至国民经济的整体行业,即本文的“产业空心化”检验考虑的是

收稿日期:2018-04-23;修回日期:2018-06-27

基金项目:国家社会科学基金项目(18CJY002);上海市教育发展基金会和上海市教育委员会“晨光计划”项目(17CG23);中央高校基本科研业务费华东师范大学青年预研究项目

作者简介:杨连星(1989—),男,山东诸城人,华东师范大学经济学院讲师,博士,研究方向为对外直接投资;胡舜杰(1997—),男,上海人,华东师范大学经济学院学生,研究方向为跨国投资。

全行业的对外直接投资对于整体国民经济的“产出影响”。

二、文献综述

(一) 对外直接投资的行业层面效应研究

1. 对外直接投资的就业效应

关于 OFDI 的就业效应,最早研究始于 20 世纪 60 年代,即探究以低成本国家为投资目的国的对外直接投资是否会引起“产业空心化”,从而对国内就业产生冲击;后续研究对发达国家对外直接投资与就业关系进行了实证分析。Glickman and Woodward^[1]通过美国样本实证分析发现,对外直接投资对母国就业存在着显著的替代效应;而 Lipsey *et al.*^[2]研究发现美国对外直接投资减少了劳动密集型行业的就业,但增加了资本密集型和技能密集型行业的就业,因而总体“就业效应”并不明显;Navaretti *et al.*^[3]以意大利和法国为例分析发现,意大利对低成本国家的对外投资提高了国内经济活动效率,法国则提高了国内经济规模,两者均有利于国内就业的增加。

关于 OFDI 的就业效应,国内研究也从宏观、微观以及行业等多视角,进行了较为深入的探讨。在宏观层面,张建刚等^[4]通过不同年份的省际面板数据分析发现,总体上中国企业对外直接投资对国内就业产生了显著的促进作用。在微观层面,李磊等^[5]利用微观层面企业数据,探讨了不同投资动机的对外直接投资的差异化就业效应,总体表明中国对外直接投资对就业具有显著促进作用。相比之下,在行业层面,诸多研究全面考量了 OFDI 对就业总量和就业结构的综合影响,柴林如^[6]从理论层面构建了影响就业人数的因素模型;罗丽英和黄娜^[7]对各产业的就业结构进行了分析;部分学者分析了 OFDI 对具体行业的就业效应。

2. 对外直接投资的贸易效应

关于对外直接投资与贸易出口的关系已有较为深入的研究,早期 Mundell^[8]根据 H-O 理论,通过放松要素不可流动假设和建立数理模型,发现对外直接投资与贸易出口存在替代关系。与此不同的是,Helpman and Krugman^[9]认为,在要素禀赋非对称、规模报酬递增以及产品差异化的条件下,由于跨国公司专有资产难以通过外部市场达成交易,引致大量的对中间品的需求与公司内贸易,进而使得对外直接投资最终会促进母国的出口。随后国内外学者更多地从实证方面对二者的关系进行了研究,但鲜有研究从行业层面对此问题进行探讨。

在国外研究中,Lipsey and Weiss^[10]发现,美国跨国公司的海外生产显著地促进了其向东道国的出口。但是,Grubert and Mutti^[11]认为 Lipsey and Weiss 的研究存在严重的内生性问题,他们在利用相同数据的基础上克服了内生性问题,发现美国外向 FDI 与出口是负相关的。随后 Blonigen^[12]引入中间品视角进行研究后认为,在东道国生产最终产品会对母国出口产生替代作用,但如果生产最终产品需要从母国进口大量中间产品,则会对母国出口产生促进作用。中间品视角的引入是对出口效应研究的一大突破,厘清了不同产品的对外直接投资的差异化效应。国内研究中,项本武^[13]研究发现,我国对外直接投资对出口贸易存在显著的促进作用。在微观层面,蒋冠宏和蒋殿春^[14]运用倍差法实证检验了企业对外直接投资的“出口效应”,发现对外直接投资总体促进了中国出口。

3. 对外直接投资的技术效应

自内生增长理论产生以来,技术溢出问题成为国际经济学领域的一个重要论题。但是早期的研究往往关注贸易与外商直接投资所带来的技术溢出效应,直到 20 世纪 90 年代技术寻求型对外直接投资的兴起,才使得学者们开始关注对外直接投资所带来的技术效应。

在行业层面,吴立广和尹灵秀^[15]利用 2004—2011 年我国行业的面板数据研究发现,行业层面对外直接投资对全要素生产率和技术效率的变化具有显著溢出效应,而对技术进步的变化影响不显著。欧阳艳艳和喻美辞^[16]运用 DEC 模型分析发现,中国对外直接投资行业的逆向技术溢出与行业平均的生产率及其分解指数呈中等关联度,其中第二产业的关联度较强。齐彤^[17]采用我国 2006—2012 年行业面板数据发现,我国对外直接投资逆向技术溢出对全要素生产率和技术变化的影响显著为负,而对技术效率变化的影响显著为正,这可能是中国与先进国家的技术差距过大以及高技术行业对外投资

力度较小所导致的。

(二) 对外直接投资对母国产出的影响研究

部分研究从就业、出口、技术水平等作用机制间接分析了对外直接投资可能具有的产出效应,但是关于对外直接投资对母国产出影响的直接研究鲜有涉及。

在宏观层面上, Potterie and Lichtenberg^[18] 研究发现, 对外直接投资可以通过逆向技术溢出途径, 对国内产出产生显著的正向影响。Konings and Murphy^[19] 研究认为, 对外直接投资可能导致母国就业率降低, 从而对国内产出产生显著的负向影响。在微观层面上, Blomstrom *et al.*^[20] 利用美国的微观企业数据研究发现, 美国的跨国公司把劳动密集型企业转移到了发展中国家从而减少了国内产出。Barba and Castellani^[21] 利用倾向指数将估计量与意大利公司样本进行匹配, 发现相比于其他本土企业, 进行对外直接投资的企业能实现更高的产出增长。针对中国样本的研究中, 相关文献的研究结论也存在较大分歧。李泳^[22] 利用微观企业层面数据发现, 企业对外直接投资与国内投资相比在产出增长效应上没有差异, 对发达国家的投资在前两年与国内投资无异, 而在两年后会显著高于国内投资的产出增长效应。刘鹏^[23] 利用我国 2003—2013 年匹配后的制造业上市公司数据研究发现, 从整体上来说我国制造业企业的对外直接投资对国内产出有负面效应, 在一定程度上造成了产业空心化。

(三) 对外直接投资影响母国产出的理论机制

从已有研究来看, 国内外对于对外直接投资与母国产出的研究并不多见, 但是对外直接投资可以通过影响就业、出口以及技术水平等途径来对母国产出造成不同程度的替代和促进效应。同时, 考虑到不同行业投资动机等的不同, 其对外直接投资对于母国产出也具有差异化的作用机制。

从就业途径来看, 对外直接投资可以通过影响母国就业从而导致劳动力要素的投入发生变化, 最终对母国产出产生替代或互补效应。在母国资本有限的情况下, 对外直接投资的增加会对国内投资和消费造成显著抑制, 即对外直接投资的企业由于将部分资金用于海外投资, 势必会减少国内资本等生产要素的投入, 此时如果母国没有出口增加或进口减少来匹配投资资本的流出, 那么国内投资水平会因海外投资而大幅度降低, 进而在很大程度上替代国内投资生产, 相应地会对母国产出造成替代效应。但如果企业在东道国进行水平型对外直接投资, 那么由于相同或相似产品的替代会使得对国内产品需求降低, 导致企业降低劳动投入, 减少国内产出。

从技术机制来看, 对外直接投资尤其是发展中国家向技术先进国家投资, 可以在一定程度上获得逆向技术溢出效应, 而技术水平的提高可以改善全要素生产率, 从而有效提升企业产出水平。总体而言, 技术水平的提高一方面依赖于国内的研发投入, 另一方面与国外研发投入以及自身的技术吸收能力密切相关。这就意味着对外直接投资的逆向技术溢出效应取决于国外的技术溢出程度和母国对于先进技术的吸收能力。

从贸易机制来看, 对外直接投资可以通过影响母国出口从而对均衡产出形成复杂的影响。如果母国企业为应对关税壁垒或是寻求更有利的要素配置而进行对外直接投资, 并且在投资过程中生产制造与出口相同或类似的产品, 那么就会对本国出口产品形成较强的替代效应, 导致他国对本国出口产品需求的降低, 从而使得母国企业在出口需求方面的动力不足, 最终在供给平衡下抑制母国的均衡产出。但是如果对外直接投资的生产过程中需要母国出口为其提供中间产品, 则会在一定程度上刺激他国对母国中间品和上游行业产品的需求, 从而对其替代效应形成有效弥补, 使得母国出口水平和产出水平保持不变甚至有所增长。

(四) 本文的边际贡献

与以往研究相比, 本文的边际贡献主要包括如下三个方面: (1) 在一定程度上厘清了 OFDI 对于母国产出的理论机制, 夯实了既有的经验研究。本文从既有文献和理论基础出发, 对 OFDI 与国内产出的影响机制进行分析解读, 为实证检验奠定理论基础。(2) 基于中国国民经济行业分类, 对于全行业层面的 OFDI 与母国产出的影响进行全面分析检验。以往研究仅仅着重分析上市公司样本或者宏观投资目的国样本, 而本文通过中国国民经济全行业投资数据, 对于 OFDI 与母国产出的影响进行全

面的分析验证,使得相关经验证据更为全面可靠。(3) 所得结论可为国家对外直接投资政策的制定和完善,提供更为夯实的经验证据。本文对中国行业层面的产出效应研究,可为我国未来 OFDI 的政策制定和“产业空心化”问题的有效避免,提供更具针对性和启示性的政策建议。

三、实证分析方法

(一) 数据说明

本文所用行业数据主要来自 3 个数据库:(1) 中国经济与社会发展统计数据库;(2) 国家统计局网站;(3) 国泰安 CSMAR 数据库,行业分类采用 2002 年版的国民经济行业分类标准,所选时间段为 2000—2015 年,所选基期为 1990 年。

(二) 构建计量模型

借鉴 Konings and Murphy^[19] 计量模型的构建思路,本文具体计量模型如下:

$$output_{it} = \alpha + \beta_1 ofdi_{it} + \beta_2 tfp_{it} + \beta_3 inten_{it} + \beta_4 labor_{it} + \beta_5 fdi_{it} + \beta_6 A_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 i, t 分别表示行业和年份,被解释变量 $output$ 代表行业实际产出。考虑到增加值是总产值中扣除中间消耗以后的价值,不存在重复计算问题,因此本文选取实际行业增加值(1990 年为基期)作为行业产出的衡量指标。解释变量 $ofdi$ 用截至本年实际对外直接投资存量来衡量,并按各年汇率换算为亿元,以反映对外直接投资的长期效应。本文使用 OFDI 所在行业、年份系列虚拟变量作为控制方程中的未观察因素 η_i 和 λ_t , ε_{it} 表示随机误差项,模型变量均进行了对数化处理。

全要素生产率(tfp)。根据柯布-道格拉斯生产函数,行业的产出在很大程度上取决于技术水平、劳动和资本要素的投入。技术水平的衡量一直是经济学界比较棘手的问题,因此普遍使用全要素生产率来代替技术水平,本文利用索洛残差法计算全要素生产率的数值。

资本密集度($inten$)。行业资本密集度是生产过程的重要特征之一,常被用作行业大类差异分析的主要变量。根据 Koch and Mcgrath^[24] 的研究,行业资本密集度会通过影响行业劳动生产率等对行业产出产生较大影响。本文选取实际资本存量与就业人数之比来衡量资本密集度。

劳动投入($labor$)。专业化的人力资本和劳动力具备的特殊知识可以为企业提供产出效益,是经济增长的重要动力。短期来说,物质资本对经济增长影响较大,长期来看,则是人力资本影响较大。因此,考虑到数据的可得性,本文选取各行业城镇单位就业人数作为劳动要素投入的衡量指标。

外商直接投资(fdi)。外商直接投资是行业生产过程中要素投入的重要资金来源,同时外商直接投资可以为东道国带来更先进的技术支撑,对于东道国的产业增长和经济发展具有重要作用。作为一个开放程度不断加深的发展中国家,如果不考虑外商直接投资对于行业产出的影响,将严重影响其分析结论的解释力。考虑到数据的可得性,本文选取实际利用外商直接投资金额作为外商直接投资的衡量指标(按各年汇率换算为亿元)。

本文还选取了一系列宏观控制变量 A ,主要包括以下指标:(1) 资本投入($capital$)。在劳动投入一定的条件下,资本投入可以决定企业的生产规模,因而在很大程度上对于企业产出具有重要促进作用,本文选取实际资本存量作为资本投入的衡量指标;(2) 国内储蓄($savings$)。不少学者发现储蓄与投资存在密切关联,从而对国内产出造成影响,选取城乡居民储蓄存款年底余额占国内生产总值的比重作为储蓄的衡量指标;(3) 货币供应量($M2$)。货币供应量可以通过作用于固定资产投资等对国内产出形成经济效应,借鉴 You and Solomon^[25],本文选取实际广义货币供应量 $M2$ 作为衡量指标;(4) 贸易开放程度($open$)。Al-Sadig^[26] 发现贸易开放可以通过技术和知识溢出对国内产出造成影响,因此本文选取进出口总额占国内生产总值的比重作为贸易开放程度的衡量指标;(5) 国家风险(cr)。自从 2008 年金融危机爆发后,国外净资产越来越多地被用来作为一个国家财政问题的信号。本文借鉴 You and Solomon^[25] 的相关研究,选取货币当局国外资产占国内生产总值的比重来衡量国家风险。

四、实证分析结果

(一) 基准回归结果

考虑到以样本自身效应为条件进行回归估计,本文对于上述计量模型的回归估计初步采用固定

效应回归模型,并且通过了相应的 Hausman 检验。但对外直接投资(OFDI)与行业产出之间可能会因为内生性问题,导致估计结果的不可靠。针对上述可能存在的内生性问题,本文进一步采用两步系统动态 GMM 方法,在选择合适的水平方程和差分方程的滞后期下,各检验结果均通过了 GMM 估计方法的基本要求,说明采取两步系统动态 GMM 方法是可行的。

表 1 中(1)~(6)列是分别采用面板固定效应和两步系统动态 GMM 方法的估计结果。从各列估计结果来看,不论是否考虑行业或年份固定效应,对外直接投资(*ofdi*)变量估计系数均显著为正,说明对外直接投资可以在一定程度上促进国内产出的增长。由此可能说明,一方面国内企业对外直接投资可以充分利用当地的要素优势降低生产成本,使企业利用剩余资金扩大其他阶段的投入与生产,有助于提升母国企业竞争力,对母国产出产生显著的正向作用;另一方面,对外直接投资可以通过刺激中间品的出口从而提升本国的就业率,并且可以通过逆向技术溢出实现自身技术水平的提高,最终也能够对母国产出形成显著的促进效应。

表 1 对外直接投资与国内产出的基准估计结果

	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) GMM	(5) GMM	(6) GMM
<i>L. output</i>				-0.002 12 (-0.40)	0.000 911 (0.17)	0.001 70 (0.26)
<i>ofdi</i>	0.00 650*** (3.40)	0.006 45*** (4.06)	0.006 56*** (4.21)	0.008 13* (1.80)	0.010 6* (1.91)	0.008 16* (1.90)
<i>tfp</i>	1.005*** (164.74)	0.989*** (258.97)	1.000*** (200.41)	0.985*** (94.60)	0.977*** (72.77)	0.980*** (81.01)
<i>labor</i>	0.018 2*** (2.68)	0.003 66* (1.67)	0.008 89 (1.59)	0.006 83 (1.10)	0.002 08 (0.66)	0.001 44 (0.44)
<i>inten</i>	-0.007 24* (-1.82)	-0.006 55** (-2.08)	-0.005 93* (-1.83)	-0.021 9*** (-2.71)	0.001 09 (0.13)	-0.002 29 (-0.19)
<i>fdi</i>	0.004 66*** (2.60)	0.002 40* (1.65)	0.002 25 (1.52)	0.009 44** (2.35)	0.005 21 (0.81)	0.003 35 (0.57)
<i>capital</i>		-0.016 7*** (-12.32)	-0.015 8*** (-11.59)		-0.010 6*** (-3.19)	-0.013 1** (-2.31)
<i>M2</i>		0.037 3*** (3.44)	0.043 3 (0.25)		0.005 21 (0.25)	0.023 2 (1.32)
<i>cr</i>		0.013 1 (0.87)	-0.106 (-0.14)		-0.010 8 (-0.26)	0.004 35 (0.34)
<i>open</i>		0.114** (2.32)	0.260 (0.24)		-0.018 5 (-0.14)	0.052 4 (0.87)
<i>savings</i>		-0.007 90 (-0.61)	-0.004 23 (-0.12)		-0.085 1 (-1.21)	-0.001 35 (-0.35)
<i>_cons</i>	-0.102* (-1.69)	-0.327** (-2.17)	-0.564 (-0.24)	0.110 (1.01)	0.214 (0.51)	-0.094 4 (-0.39)
行业	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
年份	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
Hausman	0.001	0.000	0.001			
AR(1)				0.124	0.210	0.109
AR(2)				0.231	0.317	0.420
Sargan				1.000	1.000	1.000
N	304	304	304	285	285	285

注:*,**,*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著,括号内数字为 *t* 值或 *z* 值。Hausman 一行报告的是 Hausman 检验的 *P* 值,由于 *P* 值为 0,说明强烈拒绝原假设,因而采用固定效应模型回归具有合理性。AR(1) 和 AR(2) 检验的原假设 H_0 为“扰动项不存在自相关”,GMM 估计的一致性要求差分方程不存在二阶或者更高阶的自相关,但允许存在一阶自相关,原假设下统计量服从标准正态分布;Sargan 检验的原假设 H_0 为“工具变量过度识别”,若原假设被接受,则表明工具变量的选择是合理的,原假设下统计量服从正态卡方分布。

对于其他关键变量,全要素生产率(*tfp*) 在 1% 的统计水平上显著为正,且其估计系数较大,即在资本和劳动投入一定的条件下,生产率越高,意味着企业的产出能力越强。劳动投入(*labor*) 为正但基本不显著,说明就业水平所提供的劳动力投入在一定程度上对企业人力资本的提升具有促进作用,在固定资本投入一定时可以扩大生产规模,从而带动国内产出的增长。外商直接投资(*fdi*) 估计系数基本显著为正,这表明外商直接投资作为行业生产过程中要素投入的重要资金来源可以促进企业生产,同时在先进外商的投资过程中通过为东道国提供更先进的技术支撑,也可以促进国内产出增长和经济发展。而资本密集

度(*inten*)估计系数基本显著为负,与本文的预期不一致,可能的原因是中国目前对外直接投资的比较优势集中于劳动密集型和资源密集型产业,而资本投入较多以及资本密集度较高的企业往往都是比较优势不明显的资本密集型企业,即使投入高资本也由于不具有比较优势而抑制产出,最终使得资本密集度较高反而对国内总体产出产生阻碍效应。

(二) 不同行业类型估计检验

根据已有文献研究,OFDI对国内产出的影响会因行业异质性而存在一定的差异。本文进一步构建不同行业虚拟变量与关键解释变量(*ofdi*)的交叉项(*ofdi × indd*),以此来厘清行业影响的差异性。

从表2估计结果来看,证实了对外直接投资与国内产出的影响存在行业异质性。首先,对于大多数行业来说,对外直接投资对于国内行业产出都具有一定程度的正向促进作用,尤其是对于制造业、租赁和商务服务业、批发和零售业、交通运输、仓储和邮政业等具有十分显著的促进效应。说明对于这些行业来说,对外直接投资可能通过促进其中间品或服务的出口,使企业增加劳动力等生产要素投入进而促进国内相应行业的产出。相比之下,对于采矿业、金融业、住宿和餐饮业等行业来说,对外直接投资对于行业产出具有较强的替代效应,可能与其要素转移以及国外产品替代等具有较大关联。而对于科学研究、技术服务和地质勘查业、信息传输、计算机服务和软件业、卫生、社会保障和社会福利业、水利、环境和公共设施管理业等行业来说,对外直接投资并不会对其产出造成显著影响,这可能与我国政府政策扶持以及公共品供给行业市场化程度不高等有关。

表2 不同行业的回归结果

行业分类	<i>ofdi × indd</i> 系数	T 值
第一产业		
农、林、牧、渔业	0.044 2**	2.20
第二产业		
采矿业	-0.018 3***	-2.34
建筑业	0.008 07	0.43
制造业	0.056 5***	4.38
第三产业		
金融业	-0.023 0***	-3.01
房地产业	-0.026 8*	-1.68
科学研究、技术服务和地质勘查业	0.022 4	1.41
信息传输、计算机服务和软件业	-0.012 9	-0.55
交通运输、仓储和邮政业	0.066 7***	5.63
教育	0.009 33**	2.02
租赁和商务服务业	0.019 0***	3.04
批发和零售业	0.045 7***	5.87
文化、体育和娱乐业	0.008 18	1.53
住宿和餐饮业	-0.032 1***	-5.40
电力燃气水的生产供应业	0.002 78	0.21
公共管理和社会组织	0.016 4***	2.82
居民服务和其他服务业	-0.049 6**	-2.58
水利、环境和公共设施管理业	0.010 2	0.91
卫生、社会保障和社会福利业	0.003 56	1.20

注:*,**,***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著。限于篇幅,本文对于估计结果仅报告了*ofdi × indd*这一解释变量。

(三) 对外投资影响国内产出的机制分析

对于企业对外直接投资与国内产出二者间可能存在的影响机制,本文在已有理论和文献研究基础上,从就业、技术水平以及出口等3个视角进行分析,以此厘清对外直接投资如何对国内产出形成显著的正向促进效应。

1. 劳动投入视角下的机制检验

从现有研究来看,对外直接投资可以通过影响母国就业从而对母国产出产生替代或互补效应。基于此,本文在基准估计基础上加入对外直接投资(*ofdi*)与劳动投入(*labor*)的交叉项(*ofdi_l*)来考量其作用机制。

与基准估计结果一致,表3是采用面板固定效应和两步系统动态GMM方法的估计结果。当考虑到对外直接投资与劳动投入的交叉项时,估计系数均在5%及以上的统计水平显著为正,即对外直接投资可以通过增加劳动投入等提高就业水平,对国内产出形成一定的促进效应。这一方面可能是对外直接投资引致的东道国生产,对母国中间品形成较强需求,刺激了母国增加劳动力的投入,从而对产出形成一定的促进作用;另一方面,对外直接投资的增加使得母国公司出于部署全球战略以及综合管理全球公司链的需要,设立更多管理职位从而创造出更多非生产性的就业机会,通过高素质的劳动力投入在一定程度上促进国内产出。回归结果中其他关键变量及控制变量的系数估计与基准回归结

果基本无异,在此不再赘述。

2. 全要素生产率视角下的机制检验

从已有研究来看,由于母国企业在技术先进国家进行对外直接投资后,可能通过逆向技术溢出对国内技术水平产生显著的促进效应,进而对国内产出形成正向促进效应。基于此,本文在基础模型中加入对外直接投资与全要素生产率的交叉项(*ofdi_t*)以衡量其作用机制。

从表4(1)~(4)列可以看出,无论是固定效应模型还是两步系统动态GMM方法,对外直接投资与全要素生产率交叉项(*ofdi_t*)均显著为正,说明对外直接投资在一定程度上能够通过技术水平途径促进国内产出。由此说明,一方面我国的技术研发型对外直接投资,通过在东道国市场与技术先进者建立紧密联系并吸取其先进技术经验,提升了对外直接投资的逆向技术溢出水平,对于国内产出形成促进效应;另一方面,在资金有限的条件下,对外直接投资在一定程度上加剧了国内市场竞争,间接促进了国内技术研发投入效率的改善,从而极大地提高了企业利用内部研发能力提高技术水平的可能性。因此,对外直接投资能够通过技术途径对于国内产出形成显著的促进效应。至于其他变量的回归系数与基准回归结果基本相同,在此不再赘述。

3. 贸易开放程度视角下的机制检验

已有研究表明,对外直接投资可以通过影响母国的出口需求从而对母国的均衡产出形成复杂的影响。因此考虑加入对外直接投资与贸易开放程度的交叉项(*ofdi_o*),以对贸易视角下的影响机制进行检验。

从表5估计结果来看,对外直接投资与贸易开放程度的交叉项均显著为正,即贸易程度的提高会在一定程度上强化对外直接投资对于国内产出的促进效应。说明对外直接投资可能通过促进贸易开放途径显著促进国内产出的增加,企业在向东道国进行对外直接投资

表3 对外直接投资与劳动投入的回归结果

	(1) FE	(2) FE	(3) GMM	(4) GMM
<i>L. output</i>			0.004 43 (0.93)	0.005 22 (1.42)
<i>ofdi_l</i>	0.003 15** (2.09)	0.003 23** (2.18)	0.015 7** (2.25)	0.014 1*** (2.81)
<i>ofdi</i>	-0.013 9 (-1.41)	-0.014 4 (-1.48)	-0.096 0** (-2.12)	-0.087 1** (-2.64)
<i>tfp</i>	0.990*** (253.59)	1.002*** (200.22)	0.997*** (171.78)	0.995*** (159.84)
<i>labor</i>	0.003 49 (1.61)	0.009 84* (1.77)	0.005 79*** (2.69)	-0.004 60 (-1.09)
<i>inten</i>	-0.007 00** (-2.23)	-0.006 21* (-1.93)	-0.020 6*** (-2.85)	0.009 40 (0.77)
<i>fdi</i>	0.002 48* (1.72)	0.002 40 (1.64)	0.002 43 (0.45)	-0.004 07 (-1.27)
<i>_cons</i>	-0.349** (-2.33)	-0.560 (-0.24)	-0.602*** (-2.58)	-0.332 (-1.42)
行业	No	Yes	No	Yes
年份	No	Yes	No	Yes
Hausman	0.000	0.001		
AR(1)			0.210	0.109
AR(2)			0.317	0.420
Sargan			1.000	1.000
N	304	304	285	285

注:* ,** ,*** 分别表示在10% 5%和1%的统计水平上显著,括号内数字为*t*值或*z*值。Hausman一行报告的是Hausman检验的*P*值,由于*P*值为0,说明强烈拒绝原假设,因而采用固定效应模型回归具有合理性。AR(1)和AR(2)检验的原假设H0为“扰动项不存在自相关”,GMM估计的一致性要求差分方程不存在二阶或者更高阶的自相关,但允许存在一阶自相关,原假设下统计量服从标准正态分布;Sargan检验的原假设H0为“工具变量过度识别”,若原假设被接受,则表明工具变量的选择是合理的,原假设下统计量服从正态卡方分布。对于其他控制变量,限于篇幅,本文未予报告。

表4 对外直接投资与全要素生产率的回归结果

	(1) FE	(2) FE	(3) GMM	(4) GMM
<i>L. output</i>			-0.005 08 (-0.90)	0.004 34 (0.70)
<i>ofdi_t</i>	0.000 810*** (4.17)	0.000 809*** (4.24)	0.001 14*** (2.89)	0.000 737*** (2.73)
<i>tfp</i>	0.989*** (261.04)	1.000*** (200.83)	0.974*** (112.94)	0.988*** (90.02)
<i>labor</i>	0.003 60* (1.65)	0.008 76 (1.57)	0.007 04*** (2.90)	0.003 09 (0.29)
<i>inten</i>	-0.006 66** (-2.12)	-0.006 05* (-1.87)	-0.021 2*** (-3.51)	-0.017 3 (-0.51)
<i>fdi</i>	0.002 29 (1.58)	0.002 18 (1.47)	0.010 1*** (2.64)	0.006 37 (0.93)
<i>_cons</i>	-0.349** (-2.33)	-0.560 (-0.24)	-0.602*** (-2.58)	-0.332 (-1.42)
行业	No	Yes	No	Yes
年份	No	Yes	No	Yes
Hausman	0.000	0.001		
AR(1)			0.102	0.291
AR(2)			0.372	0.320
Sargan			1.000	1.000
N	304	304	285	285

注:* ,** ,*** 分别表示在10% 5%和1%的统计水平上显著,括号内数字为*t*值或*z*值。Hausman一行报告的是Hausman检验的*P*值,由于*P*值为0,说明强烈拒绝原假设,因而采用固定效应模型回归具有合理性。AR(1)和AR(2)检验的原假设H0为“扰动项不存在自相关”,GMM估计的一致性要求差分方程不存在二阶或者更高阶的自相关,但允许存在一阶自相关,原假设下统计量服从标准正态分布;Sargan检验的原假设H0为“工具变量过度识别”,若原假设被接受,则表明工具变量的选择是合理的,原假设下统计量服从正态卡方分布。由于在共线性VIF检验中,*ofdi*的系数值远高于10,存在严重的共线性问题,本文予以回归估计中剔除。对于其他控制变量,限于篇幅,本文未予报告。

后,一方面为了节约要素成本将垂直化生产的某些阶段转移到了国外生产,促进了其他生产阶段的扩张,同时对国内上游产业的需求形成一定的带动效应;另一方面,如果母国企业为了应对关税壁垒等而进行水平化对外直接投资,则会使得企业在东道国从事某种产品的设计、规划、生产和销售等全部经营活动,进而对母国相关产业形成一定的需求引致效应。从估计结果可知,我国的对外直接投资能够通过商贸服务等降低贸易摩擦、扩大出口水平,因而对我国相关上下游行业产品的出口形成有效促进,最终有效提升了国内行业产出水平。关于回归结果中其他变量的系数估计与基准回归结果基本无异,在此不再赘述。

五、稳健性检验

(一) 考虑内生性问题的进一步检验

本文采用两阶段系统 GMM 估计方法,来解决计量模型可能存在的内生性问题。在此基础上,我们在稳健性估计中,试图引入汇率作为对外直接投资的工具变量。从已有研究来看,一方面汇率的水平变动、波动以及预期汇率变化三个方面都会对海外投资产生影响,汇率的贬值或升值可以通过降低(提高)企业在海外设厂的成本、投资对出口的替代以及企业持有资产的相对财富变化等途径作用于企业的对外投资;另一方面,汇率水平与一国行业产出并不存在直接的关联。因此,本文以人民币汇率(直接标价法)作为对外直接投资的工具变量。

从回归结果(表 6)来看,在控制一系列相关影响因素以及采用工具变量来解决潜在内生性问题的前提下,各估计系数与基准估计结果基本一致,不论是否考虑行业或年份固定效应,对外直接投资(*ofdi*) 变量估计系数均显著为正,这进一步说明对外直接投资可以在一定程度上促进国内产出的增长。对于其他关键变量,全要素生产率(*tfp*) 同样在 1% 统计水平上显著为正,且其估计系数较大;劳动投入(*labor*) 在 10% 统计水平上

表 5 对外直接投资与贸易开放程度的回归结果

	(1) FE	(2) FE	(3) GMM	(4) GMM
<i>L. output</i>			-0.001 15 (-0.20)	0.003 94 (1.09)
<i>ofdi_o</i>	0.010 5*** (3.58)	0.010 9*** (3.80)	0.012 4** (2.37)	0.015 3** (2.11)
<i>tfp</i>	0.989*** (257.37)	1.000*** (199.20)	0.985*** (222.27)	0.986*** (147.38)
<i>labor</i>	0.00351 (1.60)	0.009 17 (1.63)	0.003 25* (1.78)	-0.000 691 (-0.28)
<i>inten</i>	-0.006 48** (-2.04)	-0.005 81* (-1.78)	-0.016 8*** (-2.68)	0.000 753 (0.09)
<i>fdi</i>	0.00268* (1.84)	0.002 54* (1.72)	0.009 52 (1.56)	0.000 971 (0.30)
<i>_cons</i>	-0.357** (-2.37)	-0.559 (-0.24)	-0.607*** (-3.25)	-0.155 (-0.85)
行业	No	Yes	No	Yes
年份	No	Yes	No	Yes
Hausman	0.000	0.001		
AR(1)			0.103	0.217
AR(2)			0.201	0.328
Sargan			1.000	1.000
N	304	304	285	285

注:*,**,*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著,括号内数字为 *t* 值或 *z* 值。Hausman 一行报告的是 Hausman 检验的 *P* 值,由于 *P* 值为 0,说明强烈拒绝原假设,因而采用固定效应模型回归具有合理性。AR(1) 和 AR(2) 检验的原假设 H_0 为“扰动项不存在自相关”,GMM 估计的一致性要求差分方程不存在二阶或者更高阶的自相关,但允许存在一阶自相关,原假设下统计量服从标准正态分布;Sargan 检验的原假设 H_0 为“工具变量过度识别”,若原假设被接受,则表明工具变量的选择是合理的,原假设下统计量服从正态卡方分布。由于在共线性 VIF 检验中 ρfdi 的系数值远高于 10,存在严重的共线性问题,本文予以回归估计中剔除。对于其他控制变量,限于篇幅,本文未予报告。

表 6 两阶段最小二乘法的再检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ofdi</i>	0.031 2*** (3.46)	0.062 4*** (3.19)	0.059 2*** (2.72)	0.070 3* (1.68)
<i>tfp</i>	0.966*** (125.08)	0.985*** (104.45)	0.896* (1.80)	0.956*** (13.55)
<i>labor</i>	0.009 05*** (4.72)	0.004 61* (1.71)	0.028 0 (0.25)	0.007 78 (0.79)
<i>inten</i>	-0.027 8*** (-8.22)	-0.010 1* (-1.81)	-0.023 1 (-0.92)	-0.007 68 (-1.22)
<i>fdi</i>	0.004 30 (1.19)	0.003 54* (1.82)	-0.031 5 (-0.15)	-0.006 35 (-0.34)
<i>_cons</i>	0.276*** (3.66)	0.013 7 (0.16)	2.551 (0.17)	0.376 (0.23)
行业	No	Yes	No	Yes
年份	No	Yes	No	Yes
Adjusted-R ²	0.213	0.103	0.271	0.402
Kleibergen-Paap rk	17.16	17.91	2.196	2.198
Wald F 值	(15.92)	(39.68)	(99.00)	(137.31)
Kleibergen-Paap rk	162.1	324.3	562.1	790.3
LM P 值	0.000	0.000	0.000	0.000
DWH Chi ² /F 值	27.02	37.82	25.21	18.43
(P 值)	(0.102)	(0.113)	(0.093)	(0.090)
第一阶段				
F 值	24.91	29.41	23.31	22.62
N	304	304	304	304

注:***,**, * 分别表示 1%、5% 和 10% (双尾) 的统计显著性水平,括号内的数值为经过异方差调整过的 *t* 值。对于 (3) ~ (4) 列其他控制变量,限于篇幅,本文未予报告。

基本显著为正;外商直接投资(*fdi*)估计系数基本不显著;而资本密集度(*inten*)估计系数基本为负。各控制变量也与基准回归结果基本一致,在此不再赘述。

(二) 对外直接投资滞后期的估计检验

考虑到企业对外直接投资可能存在的滞后效应,本文对于上述基准结果的估计采用 OFDI 一阶和二阶滞后项回归估计,并且同样采用面板固定效应和两阶段动态 GMM 估计方法,估计结果见表 7。与表 1 一致,企业对外直接投资的滞后项估计系数基本在 1% 统计水平上显著为正,这表明企业对外直接投资对企业产出形成了一定的促进效应,并不存在所谓的“挤出”效应,进一步验证了本文估计结果的可靠性和稳健性。

六、结论与政策启示

中国对外直接投资是否会引致“产业空心化”问题?本文基于 2000—2015 年中国行业层面数据,对于中国对外直接投资与行业产出间的影响进行了实证分析,并且对于 OFDI 可能影响行业产出的就业、技术以及贸易等途径和理论机制进行了检验,得出如下结论:

第一,对外直接投资对于我国行业产出具有显著的促进效应。本文研究并未发现对外直接投资可能导致的“产业空心化”问题,这意味着现阶段对外直接投资作为国家“一带一路”倡议所大力推行的对外政策,对于我国产业和经济增长具有良好的促进和带动效应。

第二,对外直接投资对于国内产出的影响效应存在显著的行业异质性。对于大多数行业来说,对外直接投资对于国内行业产出都具有一定程度的正向促进作用,并且显著存在于制造业、租赁和商务服务业、批发和零售业等行业;而由于要素转移以及国外产品替代等原因,对外直接投资对于采矿业、金融业、住宿和餐饮业等行业具有较强的替代效应;而对于科学研究、技术服务和地质勘查业,卫生、社会保障和社会福利业以及水利、环境和公共设施管理业等公共品供给行业来说,对外直接投资的产出效应并不显著。

第三,对外直接投资所引致的技术、贸易效应同样有助于促进行业产出。一方面,技术研发型 OFDI 能够显著促进国内技术水平的提升,进而促进国内产出的增长;另一方面,对外直接投资在一定程度上能够引致出口,从而对于国内产出形成带动效应。尤其我国现阶段是垂直型对外直接投资,能够在一定程度上带动相关产出口,再加之我国的商贸服务通过降低摩擦有效地促进了出口,最终对于国内产出形成一定的正向促进效应。

针对以上结论得出的政策启示如下:

首先,审慎把握对外直接投资可能带来的产业空心化问题。我国在对外直接投资过程中要充分利用海外地区的生产要素优势,合理分配和调整生产环节中不同要素投入阶段的海外生产区位,降低

表 7 采用对外直接投资滞后期的稳健性估计结果

	(1) FE	(2) FE	(3) GMM	(4) GMM
<i>L. output</i>			-0.005 97 (-0.95)	-0.001 09 (-0.19)
<i>L. ofdi</i>	0.005 43*** (3.38)		0.010 8*** (2.76)	
<i>L2. ofdi</i>		0.003 67*** (2.60)		0.003 32* (1.73)
<i>tfp</i>	1.002*** (200.79)	1.004*** (206.95)	0.984*** (161.21)	0.989*** (143.47)
<i>labor</i>	0.008 81 (1.48)	0.009 75 (1.47)	0.001 27 (0.71)	0.002 63* (1.82)
<i>inten</i>	-0.003 81 (-1.13)	-0.000 650 (-0.19)	-0.015 7* (-1.81)	-0.012 2 (-1.10)
<i>fdi</i>	0.001 57 (1.08)	0.001 55 (1.17)	-0.000 168 (-0.02)	0.012 1** (2.09)
<i>_cons</i>	1.938 (0.00)	-84.83 (-0.16)	-0.171 (-0.85)	-0.486** (-2.40)
行业	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
Hausman	0.000	0.001		
AR(1)			0.121	0.171
AR(2)			0.291	0.282
Sargan			1.000	1.000
N	285	266	285	266

注:* ,** ,*** 分别表示在 10% ,5% 和 1% 的统计水平上显著,括号内数字为 *t* 值或 *z* 值。Hausman 一行报告的是 Hausman 检验的 *P* 值,由于 *P* 值为 0,说明强烈拒绝原假设,因而采用固定效应模型回归具有合理性。AR(1) 和 AR(2) 检验的原假设 H_0 为“扰动项不存在自相关”,GMM 估计的一致性要求差分方程不存在二阶或者更高阶的自相关,但允许存在一阶自相关,原假设下统计量服从标准正态分布;Sargan 检验的原假设 H_0 为“工具变量过度识别”,若原假设被接受,则表明工具变量的选择是合理的,原假设下统计量服从正态卡方分布。对于其他控制变量,限于篇幅,本文未予报告。

企业部分环节的生产成本,从而将转移的剩余资金用于促进其他阶段生产规模的扩张,最终充分发挥其对于国内产出的促进效应。

其次,由于对外直接投资产出效应具有行业异质性,我们必须有针对性地制定相应行业的发展政策。对于存在正向产出效应的行业来说,要进一步完善对外直接投资结构,扶持和发展企业的对外投资项目;对于产出效应不显著甚至产生负向产出效应的行业,国家应该构建合理的对外经济政策,在短期内寻求对外投资的有效替代。

此外,积极制定和完善出口与对外直接投资均衡发展的政策措施。为了缓解对外直接投资对于出口需求的阻碍,要充分利用自身要素优势,尽可能通过中间品的生产与出口参与到海外生产当中,从而在一定程度上引致我国产品出口,为国内企业提供产品出口动力,进而通过要素投入和技术研发等促进国内产出的有效增长。

参考文献:

- [1] GLICKMAN N J, WOODWARD D P. The new competitors: how foreign investors are changing the US economy [M]. Basic Books (AZ), 1990.
- [2] LIPSEY R E, FEENSTRA R C, HAHN C H, et al. The role of foreign direct investment in international capital flows [M]. University of Chicago Press, 1999: 307-362.
- [3] NAVARETTI G B, VENABLES A J, BARRY F. Multinational firms in the world economy [M]. Princeton University Press, 2006.
- [4] 张建刚, 康宏, 康艳梅. 就业创造还是就业替代——OFDI 对中国就业影响的区域差异研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2013(1): 126-131.
- [5] 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.
- [6] 柴林如. 中国对外直接投资对国内就业影响分析 [J]. 河北经贸大学学报, 2008(3): 55-58.
- [7] 罗丽英, 黄娜. 我国对外直接投资对国内就业影响的实证分析 [J]. 上海经济研究, 2008(8): 86-91.
- [8] MUNDELL R A. International trade and factor mobility [J]. The American economic review, 1957, 47(3): 321-335.
- [9] HELPMAN E, KRUGMAN P R. Market structure and foreign trade: increasing returns, imperfect competition, and the international economy [M]. MIT Press, 1985.
- [10] LIPSEY R E, WEISS M Y. Foreign production and exports of individual firms [J]. The review of economics and statistics, 1984: 304-308.
- [11] GRUBERT H, MUTTI J. Taxes, tariffs and transfer pricing in multinational corporate decision making [J]. The review of economics and statistics, 1991: 285-293.
- [12] BLONIGEN B A. In search of substitution between foreign production and exports [J]. Journal of international economics, 2001, 53(1): 81-104.
- [13] 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.
- [14] 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): 160-173.
- [15] 吴立广, 尹灵秀. 中国对外直接投资逆向技术溢出效应研究——基于 Malmquist 指数和我国行业面板数据的实证研究 [J]. 工业技术经济, 2014(8): 154-160.
- [16] 欧阳艳艳, 喻美辞. 中国对外直接投资逆向技术溢出的行业差异分析 [J]. 经济问题探索, 2011(4): 101-107.
- [17] 齐彤. 中国对外直接投资真的促进本国技术进步了吗? ——基于 OFDI 逆向技术溢出效应的文献综述 [J]. 中国商贸, 2015(8): 85-87.
- [18] POTTERIE B P, LICHTENBERG F. Does foreign direct investment transfer technology across borders? [J]. Review of economics and statistics, 2001, 83(3): 490-497.

- [19] KONINGS J , MURPHY A P. Do multinational enterprises relocate employment to low-wage regions? Evidence from European multinationals [J]. *Review of world economics* , 2006 , 142(2) : 267-286.
- [20] BLOMSTROM M , LIPSEY R E , ZEJAN M. What explains the growth of developing countries? [J]. *Convergence of productivity: cross-national studies and historical evidence* , 1994: 243-259.
- [21] BARBA N G , CASTELLANI D. Investments abroad and performance at home: evidence from Italian multinationals [R]. *CEPR discussion papers* , 2004.
- [22] 李泳. 中国企业对外直接投资成效研究 [J]. *管理世界* , 2009 (9) : 34-43.
- [23] 刘鹏. 中国制造业企业 OFDI 会造成国内“产业空心化”吗? ——基于异质性企业投资动机的视角 [J]. *财经论丛* , 2017(10) : 3-10.
- [24] KOCH M J , MCGRATH R G. Improving labor productivity: human resource management policies do matter [J]. *Strategic management journal* , 1996 , 17(5) : 335-354.
- [25] YOU K , SOLOMON O H. China's outward foreign direct investment and domestic investment: an industrial level analysis [J]. *China economic review* , 2015 , 34: 249-260.
- [26] AL-SADIG A. The effects of foreign direct investment on private domestic investment: evidence from developing countries [J]. *Empirical economics* , 2013 , 44(3) : 1267-1275.

(责任编辑:康兰媛;英文校对:葛秋颖)

Influences of Foreign Direct Investment on Industrial Output of the Home Country: Empirical Evidence from China

YANG Lianxing , HU Shunjie

(School of Economics , East China Normal University , Shanghai 200261 , China)

Abstract: As China has ranked as the world's second largest foreign investor for years , will the rapid growth of foreign direct investment cause domestic “hollowing out of industry”? With Chinese industry data from 2000 to 2015 , this paper empirically analyzes the influence of overseas investment on industry output. In general , China's foreign direct investment has a significant promoting effect on domestic output , and there is no problem of “hollowing out of industry”. Specifically , through industry chain linkages , multinational corporations' distribution , and investment-induced exports , foreign direct investment can promote employment , technology and export growth of the home country , thereby boosting industry output. Therefore , it is necessary to carefully understand and grasp the problem of foreign direct investment and “hollowing out of industry” , optimize the strategic layout and investment type of foreign direct investment , enhance the industrial linkage with the home country , and play its role in driving the industrial growth and the practical value of industry transformation and upgrading of the home country.

Key words: foreign direct investment; enterprise output; investment type; extrusion effect