

服务业OFDI对母国就业及其结构的影响

——来自中国微观企业的证据

于明言¹, 郑妍妍², 李维尊³

¹天津行政学院经济学教研部, 天津

²天津外国语大学国际商学院, 天津

³南开大学环境科学与工程学院, 天津

收稿日期: 2022年11月22日; 录用日期: 2023年1月24日; 发布日期: 2023年1月31日

摘要

文章构建了一个中国服务业企业微观层面数据集, 探究中国服务业OFDI对国内就业规模与就业结构的影响。研究表明: 中国服务业企业OFDI能够促进国内母公司雇佣更多劳动力, 产生显著的就业规模效应。同时, OFDI能够改善国内母公司的就业结构, 提升雇佣高技能人才比例。且服务业企业OFDI的就业规模效应和就业结构效应不受企业异质性因素的影响。

关键词

对外直接投资, 就业, 就业结构, 服务业

The Impact of Service OFDI on Employment and Its Structure in Home Country

—Evidence from Chinese Micro Enterprises

Mingyan Yu¹, Yanyan Zheng², Weizun Li³

¹Teaching and Research Department of Economics, Tianjin Administrative Institute, Tianjin

²School of International Business, Tianjin Foreign Studies University, Tianjin

³College of Environmental Science and Engineering, Nankai University, Tianjin

Received: Nov. 22nd, 2022; accepted: Jan. 24th, 2023; published: Jan. 31st, 2023

Abstract

This article constructs a micro data set from enterprise microscopic perspective. It explores

文章引用: 于明言, 郑妍妍, 李维尊. 服务业 OFDI 对母国就业及其结构的影响[J]. 现代管理, 2023, 13(1): 48-61.

DOI: 10.12677/mm.2023.131007

OFDI's impacts on domestic employment and employment structure of Chinese enterprises in service industry. The result shows that the OFDI of Chinese service enterprises can significantly promote domestic parent company to hire more labor force and generate employment scale effect. At the same time, OFDI can improve the employment structure of domestic parent companies and increase the proportion of highly skilled personnel employed. The employment scale effect and employment structure effect of service enterprises' OFDI are not affected by heterogeneous factors of the company.

Keywords

OFDI, Employment, Employment Structure, Service Industry

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

近年来,大量中国企业加快了对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment, OFDI)步伐,OFDI 总体规模不断增大,已经成为全球 OFDI 的重要来源国之一。2021 年,中国 OFDI 流量 1788.2 亿美元,连续十年位列全球前三。中国 OFDI 的一个显著特征是服务业企业占据主导地位,占比逐年提升。自 2014 年起,中国服务业 OFDI 占比突破 70%,近年来占比稳固保持在 3/4 以上,是中国 OFDI 的主要产业。

服务业 OFDI 对母国就业的影响不同于制造业。制造业 OFDI 导致产业转移,致使母国存在产业空心化的风险,进而对母国就业产生负面影响。而服务业具有特殊性,服务的生产与消费具有不可分离性,两者往往是同时发生的。一般来说,服务的不可分离性使得服务业企业在 OFDI 之后,为了继续保有国内市场份额,不会裁撤国内分支机构或解雇员工。但是,随着新一代信息技术的发展,部分服务业能够实现跨越国界供给,例如跨境远程教育。因此,服务业企业 OFDI 对母国就业的影响仍然并不确定。中国有 14 亿的庞大人口规模,就业关系着民生福祉和国家发展稳定大局,亟需厘清中国服务业企业 OFDI 对国内就业的影响。

本文基于《中国经济普查数据库》和商务部《境外投资企业(机构)名录》的企业微观数据,实证分析了中国服务业 OFDI 的就业规模效应和就业结构效应。论文有以下创新之处:第一,构建了中国服务业企业层面数据集,从企业微观层面进行研究,是对现有文献主要基于国家、制造业层面进行研究的必要补充;第二,从中国服务业企业层面研究 OFDI 对国内就业规模及就业结构的影响,更加贴近企业实际决策过程,更能揭示就业效应内在的传导机制;第三,论文考虑了企业性质、成立年限等异质性特征和企业所在地、OFDI 东道国特征的影响,研究更加细致全面。

2. 文献综述与理论机制分析

2.1. 相关文献综述

企业 OFDI 对母国就业的影响“是正是负”是学术界争论较为激烈的话题之一。现有文献研究对象选取不同,最终结论也不尽相同。部分学者认为企业 OFDI 导致母国就业机会减少。例如, Kravis 和 Lipsey (1998)认为美国跨国公司 OFDI 减少了母国国内就业机会[1]。Bardhan and Kroll (2003)也得出了一致的结

论[2]。Driffield 和 Chiang (2009)认为中国台湾企业对大陆的直接投资导致台湾本地就业率降低[3]。也有学者得出相反的结论。例如, Desai 等(2009)认为美国企业 OFDI 能够促进国内投资,并增加国内就业[4]。Yamashita 和 Fukao (2010)认为日本企业海外扩张并没有导致日本国内就业减少[5]。还有部分学者认为企业 OFDI 的就业效应与投资国特征有关。例如, Debaere 等(2010)认为企业向发展中国家进行 OFDI, 尤其是短期, 会降低企业国内就业增长率, 而向发达国家的 OFDI 就业影响却并不明显[6]。Simpson (2012)采用英国企业数据得出了相似的结论[7]。

随着服务业企业 OFDI 的比重不断提高, 学者开始研究服务业 OFDI 的就业影响。Kenichi Sakura 和 Takashi Kondo (2014)认为日本服务业企业 OFDI 对国内就业增长具有促进作用[8]。Tanaka Ayumu (2015)也认为有 OFDI 活动的日本服务业企业本土雇佣增长率更高[9]。Cesare Imbriani 等(2014)认为意大利服务业企业母公司和国外子公司就业之间存在较强的互补性[10]。

随着中国 OFDI 规模不断扩大, 国内学者也开始关注中国企业 OFDI 对国内就业的影响问题(李磊 2016 [11], 蒋冠宏 2016 [12], 王艳、张洪振 2017 [13], 阎虹戎 2018 [14], 严婷、韩汉君 2020 [15])。但针对服务业企业 OFDI 的相关研究文献仍然较少。现有文献主要有: 陈景华(2015)利用行业数据进行研究, 认为行业生产率是影响 OFDI 的重要因素[16]; 李磊等(2017)从企业异质性视角考察中国服务业 OFDI, 认为企业生产率、人力资本、资本密集度和企业年龄与服务业企业 OFDI 具有显著正向关系[17]。

综上所述, 学术界目前对于中国服务业企业 OFDI 的就业效应研究仍然不足。对以中国为代表的广大发展中国家而言, 服务业企业 OFDI 活动的就业效应有可能与发达国家存在差异。国内现有文献多采用行业数据, 而 OFDI 决策更多是企业微观自主行为, 这在一定程度上影响了研究结果的解释力。中国服务业企业 OFDI 的就业规模效应和就业结构效应需要在企业层面进一步证实。

2.2. 理论机制分析

从理论上来说, 服务业企业 OFDI 影响就业规模和就业结构的传导机制主要有如下几个方面:

一是企业转移效应引致的国内就业影响。服务业企业 OFDI 意味着从本国转移到东道国, 如果减少国内服务环节, 将会减少国内相关劳动力的雇佣[6] [7]。二是劳动生产率效应引致的国内就业影响。成本导向型服务业企业进行 OFDI 降低了企业平均工资成本, 提升了企业总体生产效率, 促使企业在母国雇佣更多劳动力[18]。三是产出规模效应引致的国内就业影响。如果国外的服务比国内更便宜, 服务业企业 OFDI 将会节省成本。企业因此倾向于增加产出, 使得最优生产规模扩大。企业将会增加生产监管和辅助性服务的相关需求, 进而增加包括劳动力在内的国内要素的雇佣[19]。四是其他因素引致的国内就业影响。服务业企业 OFDI 对国内就业的影响也与投资国特征有关。Groizard 等(2014)发现德国服务业企业投资于低收入国家有利于提升母公司就业, 因为低收入国家与德国国内企业员工在任务和技能方面的互补性更强。

服务业企业 OFDI 对母国就业结构影响的传导机制主要包括: 一是专业化效应引致的国内就业结构变化。服务业企业 OFDI 提升东道国服务行业的专业化程度, 在市场上供给新产品和服务, 促进东道国市场进一步细分, 并发掘出新的潜在客户, 使得企业总收入增加, 导致在母国增加高技能人员雇佣。例如, 银行业企业 OFDI 在东道国提供电子银行服务和新型金融产品等[19]。二是创新效应引致的国内就业结构变化。服务业企业 OFDI 促进企业产品创新和生产流程创新[20], 母国企业雇佣更多高技能人才开展相关创新活动。三是服务贸易引致的国内就业结构变化。服务业企业 OFDI 活动往往也伴随着服务贸易活动, 新出现的可贸易商业服务相关工作大多是技术密集型的高薪工作, 因而会导致母公司扩大相关高技能人才的雇佣。

3. 模型设定、变量说明和数据来源

3.1. 模型设定

参考李磊等(2017)对服务业 OFDI 的研究,以及葛顺奇和罗伟(2013)对制造业企业 OFDI 影响因素的研究[21],并结合数据样本信息,设立如下两个计量模型,分别考察中国服务业企业 OFDI 对母公司总体就业规模和就业结构的影响:

$$employment_i = \alpha_0 + \alpha_1 ofdi_i + \sum \beta_k X_{i,k} + \lambda_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

模型(1)考察中国服务业企业 OFDI 的就业规模效应。其中, $employment_i$ 为企业 i 的就业人数; $ofdi_i$ 为服务业企业 i 的 OFDI 活动; $X_{i,k}$ 为影响服务业企业就业规模的其他控制变量,具体包括:企业平均工资($wage$)、成立年限(age),资本密集度($capital$),人均销售收入($sales$)、利润率($profit$),以及代表企业所有制的二元虚拟变量,分别是国有企业($soes$)、集体企业($coes$)、民营企业($private$)、中国港澳台资企业($hmties$)和外资企业($fies$)。此外,为了控制地区差异,模型(1)引入代表企业所在地的虚拟变量,分别是东部地区($east$),中部地区($middle$)和西部地区($west$)。 λ_j 代表行业固定效应, ε_i 为随机误差项。在该模型中,主要关注系数 α_1 的回归结果。如果 α_1 为正,则表明服务业企业 OFDI 促使母公司提升了雇佣规模。

$$skillshare_i = \alpha_0 + \alpha_1 ofdi_i + \sum \beta_k X_{i,k} + \lambda_j + \varepsilon_i \quad (2)$$

模型(2)考察中国服务业企业 OFDI 的就业结构效应。 $skillshare_i$ 为企业 i 雇佣的受过高等技能培训人员占就业总人数的比例,代表企业的就业结构;其他变量与计量模型(1)的设定相同。在该模型中,主要关注系数 α_1 的结果。如果 α_1 为正,则表明服务业企业 OFDI 促使母公司增加高技能劳动力的雇佣,改善企业就业结构。

3.2. 变量说明

被解释变量包括:企业就业人数($employment$),用企业年末从业人数衡量;企业就业结构($skillshare$),用企业雇佣的受过高等技能培训人员占就业人数的比例衡量。

核心解释变量为企业 OFDI 决策($ofdi$)。企业的 OFDI 活动包含两个方面:1) 企业是否进行 OFDI($ofdi$),为虚拟变量,其值为 1 代表企业在调查年份有 OFDI 活动,0 表示没有;2) 企业 OFDI 的规模。由于《境外投资企业(机构)名录》没有提供企业 OFDI 存量和流量,用投资次数作为企业 OFDI 规模的代理变量, $ofdiannual$ 为企业当年的 OFDI 次数, $ofditotal$ 为企业累计的 OFDI 次数。

企业层面的控制变量。包括:企业平均工资($wage$),以(本年应付工资总额+本年应付福利费总额)/年末从业人数衡量;企业成立年限(age),以企业成立年份与 2008 年普查年份的间隔来衡量;企业资本密集度($capital$),以企业的固定资产与总从业人数的比值衡量;企业人均销售收入($sales$),以主营业务收入/年末从业人数衡量;企业利润率($profit$),以企业主营业务收入与营业收入之比来衡量;国有服务业企业($coes$)、私营服务业企业($private$)、港澳台服务业企业($hmties$)和外商投资服务业企业($fies$)为代表企业所有制的二元变量,取值为 1 表示企业是该所有制类型,取值为 0 表示企业不是该所有制类型;东部地区($east$)和中部地区($middle$)为代表企业所在地区的二元变量,取值为 1 表示企业处于该地区,取值为 0 表示企业不处于该地区。

3.3. 数据来源

本文的数据来自 2008 年《中国经济普查数据库》和商务部《境外投资企业(机构)名录》。根据《中国经济普查数据库》获得服务业企业层面数据,包括 $employment$ 、 $skillshare$ 、 $wage$ 、 age 、 $capital$ 、 $sales$ 、 $profit$ 、 $coes$ 、 $private$ 、 $hmties$ 、 $fies$ 、 $east$ 、 $middle$ 。利用企业名称将其与商务部《境外投资企业(机构)名录》进行合并,获得服务业企业 OFDI 相关信息,包括 $ofdi$ 、 $ofdiannual$ 和 $ofditotal$ 。为了保证数据质量,

对合并后的数据库进行了简单处理，删除重复记录、登记上有明显错误和关键变量有缺失值的企业。此外，为了避免异方差影响估计结果，除虚拟变量之外的其他变量均采用自然对数形式。主要变量的描述性统计分析见表 1。

Table 1. Descriptive statistical analysis of major variables

表 1. 主要变量的描述性统计分析

VARIABLES	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>employment</i>	1,668,769	2.1261	1.0931	0	11.3023
<i>skillshare</i>	1,602,703	-0.2792	0.4852	-7.1558	0
<i>ofdi</i>	1,668,769	0.0004	0.0199	0	1
<i>ofdiannual</i>	1,668,769	0.0002	0.0205	0	8
<i>ofditotal</i>	1,668,769	0.0006	0.0413	0	23
<i>wage</i>	1,668,769	2.9452	0.5648	1.9742	6.9078
<i>age</i>	1,516,120	1.4212	0.8912	0	5.3033
<i>capital</i>	1,668,769	3.5660	1.7236	-8.7072	14.6762
<i>sales</i>	1,668,769	5.2058	1.5405	-7.7583	15.8118
<i>profit</i>	1,322,176	-2.5821	1.5475	-14.8385	10.9605
<i>fies</i>	1,668,769	0.0126	0.1115	0	1
<i>hmtie</i>	1,668,769	0.0076	0.0866	0	1
<i>coes</i>	1,668,769	0.0571	0.2321	0	1
<i>private</i>	1,668,769	0.7548	0.4302	0	1
<i>east</i>	1,668,769	0.5892	0.4920	0	1
<i>middle</i>	1,668,769	0.2306	0.4212	0	1

4. 计量结果分析

4.1. OFDI 的就业规模效应

4.1.1. 基准回归

首先应用计量模型(1)研究中国服务业企业 OFDI 的就业规模效应，即对母公司就业总量的影响，结果见表 2。文章采用逐步加入控制变量的方法检验结论的稳健性。在表 2 第(1)列，首先加入企业是否 OFDI 的二元变量 *ofdi*，衡量企业是否是 OFDI 企业¹。在控制了行业固定效应之后，发现中国服务业企业 OFDI 使得母公司多雇佣 157.2% 的劳动力，对国内就业有显著的促进效应。研究结果与 Peter S. Eppinger (2019) 基于德国 2001~2013 年服务业企业样本得出的结论一致。

接下来，在第(2)列继续增加控制变量 *wage*、*age*、*capital*、*sales*、*profit*。结果显示，OFDI 对母公司就业的影响系数虽然有所下降，但仍然显著。在第(3)列进一步加入 *coes*、*private*、*hmties* 和 *fies* 等代表企业所有制的虚拟变量²，以及 *east*、*middle*³ 两个代表企业所在区域的虚拟变量。结果显示，进一步加入控制变量之后，解释变量系数依然显著为正，只是大小有一定变化。考虑到香港、澳门地区是中国的特别行政

¹ 如果企业在某一年份对外直接投资，那么之后我们将其视为对外直接投资企业。

² 以国有服务业企业作为对照组。

³ 以西部服务业企业作为对照组。

区, 对于这两个地区的直接投资存在一定的特殊性, 在第(4)列将香港和澳门地区的企业样本删除后重新进行回归, 结论不变。列(5)和列(6)进一步考虑企业当年 OFDI 次数以及企业累计 OFDI 次数对母公司就业的影响, 分别用 *ofdiannual* 和 *ofditotal* 两个变量来替代 *ofdi* 变量进行回归。结果显示, 中国服务业企业当年 OFDI 每增加 1 次, 母公司就业增加 69.9%, 企业累计 OFDI 每增加 1 次, 母公司就业增加 50.7%。

Table 2. The employment impact on parent companies of service enterprises' OFDI
表 2. 服务业企业对外直接投资对母公司的就业影响

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ofdi</i>	1.572*** (0.061)	1.505*** (0.070)	1.402*** (0.067)	1.235*** (0.073)	0.699*** (0.082)	0.507*** (0.084)
<i>wage</i>		0.177*** (0.002)	0.153*** (0.002)	0.153*** (0.002)	0.153*** (0.002)	0.153*** (0.002)
<i>age</i>		0.209*** (0.001)	0.181*** (0.001)	0.181*** (0.001)	0.181*** (0.001)	0.181*** (0.001)
<i>capital</i>		-0.043*** (0.001)	-0.051*** (0.001)	-0.051*** (0.001)	-0.051*** (0.001)	-0.051*** (0.001)
<i>sales</i>		-0.032*** (0.001)	-0.028*** (0.001)	-0.028*** (0.001)	-0.028*** (0.001)	-0.028*** (0.001)
<i>profit</i>		-0.062*** (0.001)	-0.061*** (0.001)	-0.061*** (0.001)	-0.061*** (0.001)	-0.061*** (0.001)
<i>fies</i>			0.600*** (0.015)	0.600*** (0.015)	0.600*** (0.015)	0.601*** (0.015)
<i>hmtie</i>			0.745*** (0.020)	0.746*** (0.020)	0.745*** (0.020)	0.745*** (0.020)
<i>coes</i>			-0.349*** (0.005)	-0.350*** (0.005)	-0.350*** (0.005)	-0.349*** (0.005)
<i>private</i>			-0.435*** (0.003)	-0.435*** (0.003)	-0.435*** (0.003)	-0.435*** (0.003)
<i>east</i>			0.021*** (0.003)	0.021*** (0.003)	0.021*** (0.003)	0.021*** (0.003)
<i>middle</i>			0.183*** (0.003)	0.183*** (0.003)	0.183*** (0.003)	0.183*** (0.003)
<i>Constant</i>	2.709*** (0.004)	2.126*** (0.008)	2.512*** (0.008)	2.511*** (0.008)	2.510*** (0.008)	2.511*** (0.008)
<i>Observations</i>	1,754,397	1,260,223	1,260,223	1,260,223	1,260,223	1,260,223
<i>R-squared</i>	0.025	0.079	0.116	0.116	0.115	0.116
<i>F</i>	5780	8253	7337	7325	7309	7310

注: *、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 置信区间的显著性水平。()内数值为估计系数的稳健标准误。以下估计结果相同。

4.1.2. 异质性分析

接下来考察不同所有制的中国服务业企业 OFDI 对母公司就业影响是否存在差异, 结果见表 3。列 (1) 至列 (4) 分别给出四种企业 OFDI 对母公司就业的影响。结果显示, 国有服务业企业、集体服务业企业、私营服务业企业和外资服务业企业 OFDI 分别促使母公司就业提高 148.5%、191%、104.9% 和 108%。由此可见, 企业所有制类型不影响 OFDI 的就业效应。私营和外资服务业企业的就业促进效应弱于国有和集体服务业企业。可能的原因是, 外资服务业企业的总部不在中国, 企业 OFDI 活动导致的扩大就业效应部分发生在企业母国总部而不是中国的母公司。而私营企业一般对于增加人员雇佣更加谨慎, 尽量避免员工数量增加, 更倾向于让现有员工承担更多的劳动, 通过支付现有员工加班费的方式完成增加的工作。

Table 3. The employment impact on parent companies of OFDI under different ownerships
表 3. 不同所有制服务企业对外直接投资对母公司的就业影响

VARIABLES	(1) 国有企业	(2) 集体企业	(3) 私营企业	(4) 外资企业
<i>ofdi</i>	1.485*** (0.099)	1.910*** (0.334)	1.049*** (0.091)	1.080*** (0.317)
<i>wage</i>	0.369*** (0.006)	0.128*** (0.008)	0.078*** (0.002)	0.346*** (0.015)
<i>age</i>	0.308*** (0.003)	0.103*** (0.004)	0.138*** (0.001)	0.421*** (0.014)
<i>capital</i>	-0.037*** (0.002)	-0.061*** (0.003)	-0.059*** (0.001)	0.043*** (0.007)
<i>sales</i>	-0.061*** (0.002)	-0.040*** (0.004)	-0.014*** (0.001)	-0.091*** (0.009)
<i>profit</i>	-0.069*** (0.002)	-0.101*** (0.003)	-0.057*** (0.001)	-0.012 (0.008)
<i>east</i>	0.031*** (0.007)	0.014 (0.011)	0.025*** (0.003)	-0.181*** (0.039)
<i>middle</i>	0.152*** (0.008)	0.258*** (0.012)	0.189*** (0.003)	0.047 (0.052)
<i>Constant</i>	1.852*** (0.020)	2.603*** (0.032)	2.264*** (0.008)	2.101*** (0.075)
<i>Observations</i>	198,445	79,577	960,878	17,779
<i>R-squared</i>	0.134	0.084	0.059	0.124
<i>F</i>	2148	526.7	4105	189.2

进一步考察中国服务业企业 OFDI 的就业效应是否受到东道国特征影响。为此, 将东道国分为高收入国家和中低收入国家, 分别考察 OFDI 对母公司就业的影响, 如表 4 所示。结果显示, 服务业企业 OFDI 到高收入国家促使母公司多雇佣 141.7% 的劳动力, OFDI 到中低收入国家促使母公司多雇佣 97.7% 的劳

动力。相比之下，中国服务业企业 OFDI 到高收入国家的就业促进效果更加显著，原因可能与 Groizard 等(2014)的研究结果一致。中国本身作为一个发展中国家，国内员工的服务任务和技能要求与高收入的发达国家之间的互补性更强，因此对高收入国家的 OFDI 活动更有利于增加国内母公司的就业。

Table 4. The influence of different flows of OFDI on employment of parent company

表 4. 对外直接投资不同流向对母公司就业的影响

VARIABLES	(1) 投资高收入国家	(2) 投资中低收入国家
<i>ofdi</i>	1.417*** (0.084)	0.977*** (0.097)
<i>wage</i>	0.172*** (0.002)	0.173*** (0.002)
<i>age</i>	0.183*** (0.001)	0.183*** (0.001)
<i>capital</i>	-0.050*** (0.001)	-0.050*** (0.001)
<i>sales</i>	-0.031*** (0.001)	-0.031*** (0.001)
<i>profit</i>	-0.061*** (0.001)	-0.061*** (0.001)
<i>fies</i>	0.588*** (0.015)	0.588*** (0.015)
<i>hmtie</i>	0.735*** (0.020)	0.734*** (0.020)
<i>coes</i>	-0.355*** (0.005)	-0.356*** (0.005)
<i>private</i>	-0.435*** (0.003)	-0.435*** (0.003)
<i>east</i>	0.021*** (0.003)	0.021*** (0.003)
<i>middle</i>	0.180*** (0.003)	0.181*** (0.003)
<i>Constant</i>	2.462*** (0.008)	2.460*** (0.008)
<i>Observations</i>	1,207,380	1,207,380
<i>R-squared</i>	0.118	0.117
<i>F</i>	7094	7081

4.2. OFDI 的就业结构效应

4.2.1. 基准回归

进一步考察中国服务业企业 OFDI 对母公司就业结构的影响, 结果见表 5。与表 1 的研究类似, 列(1)控制了行业固定效应, 结果显示中国服务业企业 OFDI 活动促使母公司雇佣高技能人员的比例提高 16.5%, 母公司就业结构优化。列(2)和列(3)逐步加入表示企业微观特征的控制变量, 均没有改变结论。列(2)控制了 *wage*、*age*、*capital*、*sales*、*profit* 等变量。结果发现, OFDI 活动促使母公司雇佣高技能人员比例提高 10.8%。列(3)进一步加入企业所有制和所在地区虚拟变量, 结果显示 OFDI 活动促使母公司雇佣高技能人员比例提高 8.6%。列(4)剔除投资到香港和澳门地区的服务业企业样本, 结果显示 OFDI 活动促使母公司雇佣高技能人员比例提高 8.9%。列(5)和列(6)进一步考虑服务业企业当年 OFDI 数量以及累计 OFDI 数量对母公司就业结构的影响, 分别用 *ofdiannual* 和 *ofditotal* 两个变量来替代 *ofdi* 变量进行回归, 以验证模型的稳健性。结果显示, 中国服务业企业当年 OFDI 每增加 1 次, 母公司雇佣高技能人员的比例增加 4.6%; 中国服务业企业累计 OFDI 每增加 1 次, 母公司雇佣高技能人员的比例增加 2.2%。由此证明计量模型(2)是稳健的, 中国服务业企业 OFDI 活动确实对于改善母公司的就业结构有显著的促进效应。可能的原因是前文所述的中国服务业企业 OFDI 活动引致了企业产生新的创新活动, 提升了企业专业化、精细化程度。

Table 5. The influence of OFDI on the employment structure of parent company

表 5. 对外直接投资对母公司就业结构的影响

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ofdi</i>	0.165*** (0.010)	0.108*** (0.013)	0.086*** (0.013)	0.089*** (0.016)	0.046*** (0.011)	0.022*** (0.007)
<i>wage</i>		0.077*** (0.001)	0.077*** (0.001)	0.077*** (0.001)	0.077*** (0.001)	0.077*** (0.001)
<i>age</i>		-0.033*** (0.001)	-0.031*** (0.001)	-0.031*** (0.001)	-0.031*** (0.001)	-0.031*** (0.001)
<i>capital</i>		-0.006*** (0.000)	-0.008*** (0.000)	-0.008*** (0.000)	-0.008*** (0.000)	-0.008*** (0.000)
<i>sales</i>		0.021*** (0.000)	0.021*** (0.000)	0.021*** (0.000)	0.021*** (0.000)	0.021*** (0.000)
<i>profit</i>		-0.010*** (0.000)	-0.010*** (0.000)	-0.010*** (0.000)	-0.010*** (0.000)	-0.010*** (0.000)
<i>fies</i>			0.030*** (0.004)	0.030*** (0.004)	0.030*** (0.004)	0.030*** (0.004)
<i>hmtie</i>			0.023*** (0.005)	0.023*** (0.005)	0.023*** (0.005)	0.023*** (0.005)
<i>coes</i>			-0.156*** (0.002)	-0.156*** (0.002)	-0.156*** (0.002)	-0.156*** (0.002)
<i>private</i>			-0.074*** (0.001)	-0.074*** (0.001)	-0.074*** (0.001)	-0.074*** (0.001)

Continued

<i>east</i>			-0.031*** (0.001)	-0.031*** (0.001)	-0.031*** (0.001)	-0.031*** (0.001)
<i>middle</i>			0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)
<i>Constant</i>	-0.456*** (0.002)	-0.780*** (0.003)	-0.702*** (0.004)	-0.702*** (0.004)	-0.702*** (0.004)	-0.702*** (0.004)
<i>Observations</i>	1,682,701	1,205,488	1,205,488	1,205,488	1,205,488	1,205,488
<i>R-squared</i>	0.034	0.055	0.062	0.062	0.062	0.062
<i>F</i>	14,450	8135	5755	5752	5751	5751

4.2.2. 异质性分析

接下来,进一步考察不同所有制的中国服务业企业 OFDI 对母公司就业结构的影响,见表 6。列(1)至列(4)分别为国有企业、集体企业、私营企业、外资企业 OFDI 活动对母公司就业结构的影响。结果显示,国有服务业企业 OFDI 使得母公司雇佣高技能人员的比例提高 2.6%,但统计上并不显著;集体服务业企业、私营服务业企业、外资服务业企业 OFDI 分别使得母公司雇佣高技能人员比例提高 25.1%、13.2%和 9.7%。由此可见,企业所有制类型不影响 OFDI 活动的母公司就业结构效应。国有服务业企业 OFDI 活动对母公司就业结构改善效应不显著的可能原因是,依据现行国有企业管理体制,企业增加管理、监督等相关高层次人才的数量比较困难,需要获得国家及所在地区国资管理部门的批准,因此就业结构改善不明显。

Table 6. The employment structure impact on parent companies of OFDI under different ownerships

表 6. 不同所有制服务业企业对外直接投资对母公司就业结构的影响

VARIABLES	(1) 国有企业	(2) 集体企业	(3) 私营企业	(4) 外资企业
<i>ofdi</i>	0.026 (0.017)	0.251*** (0.037)	0.132*** (0.021)	0.097*** (0.029)
<i>wage</i>	0.058*** (0.002)	0.076*** (0.004)	0.082*** (0.001)	0.063*** (0.003)
<i>age</i>	-0.025*** (0.001)	-0.049*** (0.002)	-0.033*** (0.001)	-0.030*** (0.004)
<i>capital</i>	-0.002*** (0.001)	0.003** (0.001)	-0.010*** (0.000)	-0.004*** (0.002)
<i>sales</i>	0.025*** (0.001)	0.032*** (0.002)	0.018*** (0.000)	0.035*** (0.002)
<i>profit</i>	0.005*** (0.001)	0.003** (0.001)	-0.015*** (0.000)	0.008*** (0.002)
<i>east</i>	-0.033*** (0.003)	-0.049*** (0.006)	-0.030*** (0.002)	-0.042*** (0.010)

Continued

<i>middle</i>	0.026*** (0.003)	0.040*** (0.007)	0.001 (0.002)	-0.008 (0.014)
<i>Constant</i>	-0.615*** (0.007)	-0.949*** (0.016)	-0.794*** (0.004)	-0.515*** (0.019)
<i>Observations</i>	195,164	73,965	915,251	17,696
<i>R-squared</i>	0.057	0.053	0.056	0.101
<i>F</i>	1066	300.3	5555	125.2

接下来考察中国服务业企业 OFDI 的就业结构是否受到投资东道国特征的影响, 见表 7。结果显示, 无论中国服务业企业 OFDI 流入高收入国家还是流入低收入国家, OFDI 都促使母公司提高雇佣高技能人员的比例, 就业结构更加优化。在控制了 *wage*、*age*、*capital*、*sales*、*profit* 等企业微观特征的基础上, 发现中国服务业企业向低收入国家 OFDI 提升母公司雇佣高技能人员的比例更高。可能原因在于, 高收入国家的高技能人才总量相对较多, 工资水平与中国国内差距不大。中国服务业企业向高收入国家 OFDI 所产生的高技能人员需求, 可以在东道国本土雇佣。而低收入东道国的高技能人才数量相对较少, 在当地很难雇佣到所需人才, 且雇佣成本会相对较高, 因此企业倾向于在中国国内增加高技能人才雇佣。

Table 7. The influence of different flows of OFDI on employment structure of parent company
表 7. 对外直接投资不同流向对母公司就业结构的影响

<i>VARIABLES</i>	(1) 投资高收入国家	(2) 投资中低收入国家
<i>ofdi</i>	0.069*** (0.015)	0.075*** (0.020)
<i>wage</i>	0.077*** (0.001)	0.077*** (0.001)
<i>age</i>	-0.031*** (0.001)	-0.031*** (0.001)
<i>capital</i>	-0.008*** (0.000)	-0.008*** (0.000)
<i>sales</i>	0.021*** (0.000)	0.021*** (0.000)
<i>profit</i>	-0.010*** (0.000)	-0.010*** (0.000)
<i>fies</i>	0.030*** (0.004)	0.030*** (0.004)
<i>hmtie</i>	0.023*** (0.005)	0.023*** (0.005)

Continued

<i>coes</i>	-0.156*** (0.002)	-0.156*** (0.002)
<i>private</i>	-0.074*** (0.001)	-0.074*** (0.001)
<i>east</i>	-0.031*** (0.001)	-0.031*** (0.001)
<i>middle</i>	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)
<i>Constant</i>	-0.702*** (0.004)	-0.702*** (0.004)
<i>Observations</i>	1,205,488	1,205,488
<i>R-squared</i>	0.062	0.062
<i>F</i>	5752	5751

5. 结论与政策建议

本文在考虑企业微观特征异质性的前提下，分析中国服务业企业 OFDI 活动对母国的就业规模效应和就业结构效应，结果表明：中国服务业企业 OFDI 活动对母公司的就业规模扩大和就业结构改善存在显著的促进效应，且不受企业特征、所在区域、所有制和东道国特征的影响。同时，论文用企业本年度 OFDI 次数和累积 OFDI 次数两个替代变量检验计量模型的稳健性，证明模型具有较强的稳健性。本文为研究中国服务业企业 OFDI 对母公司就业的影响提供了直接、详实的经验证据。

随着中国实施高水平对外开放，中国政府应鼓励更多的国内服务业企业进行 OFDI 活动，进而促进国内就业总量增加，同时改善国内就业结构。中国应从以下几个方面推动更多的服务业企业加快“走出去”。

一是推动提升服务业企业整体竞争力。与发达国家企业相比，中国服务业企业在咨询服务、金融服务、科技服务、研发设计等服务领域仍然存在很大差距，缺乏国际竞争力。中国应通过引导国内服务业企业积极参与共建“一带一路”，提升企业国际化能力。通过服务“一带一路”沿线国家市场，积累企业国际化经验，提升企业国际竞争力和影响力，培育一批具有世界影响力的中国现代服务业企业。与此同时，充分发挥中国“制造大国”的优势，依托当前制造领域内的行业领军企业，推动制造业企业服务化转型，实现从“产品制造商”向“客户服务供应商”的转变。打造一批标杆型企业，主动向价值链前端和后端延伸，通过产品出口带动研发、设计、标准、营销等服务环节“走出去”。

二是完善企业 OFDI 的相关制度和服务。中国应明确企业在 OFDI 活动中的主体地位，进一步放松对企业 OFDI 的管制，完善相关法律法规体系。进一步简政放权，推动企业 OFDI 审批制改为备案制，简化企业“走出去”流程。政府部门实现从管理向服务的角色转变，为企业在 OFDI 过程中提供全方位服务。政府部门定期发布和更新投资东道国的营商环境、政策法规、产业发展等基本情况，定期评估投资风险并及时提示相关企业。通过定期举办宣介会、对接会和带队出国考察等活动，为企业“走出去”搭建投资合作平台，帮助企业拓展海外业务。借助中国驻外使馆等机构的力量，及时帮助企业解决在海外经营过程中遇到的各类问题，积极维护中国企业海外利益。

三是加快培养服务业企业“走出去”相关人才。企业 OFDI 活动离不开具有开拓进取精神、敢闯敢干的企业家。中国应大力弘扬心怀祖国、爱国诚信,具有理想抱负、国际视野和责任担当的企业家精神,加大宣传能够代表中国企业形象,成功拓展国际市场的企业典型。在全社会营造“鼓励创新、包容失败”的创新创业氛围,在构建“以国内大循环为主体,国内国际双循环相互促进”的新发展格局中,为企业家发挥想象力和创造力提供更大的舞台。同时,通过交叉学科建设、人才跨国交流、中外联合办学、定向化职业培训等多种渠道,培育大量既懂专业和管理,又熟悉国外语言、文化、法律等方面的高素质、复合型、国际化的高层次人才,不断满足中国企业“走出去”的人才需求。

基金项目

天津市哲学社会科学规划项目“京津冀培育世界级先进制造业集群的路径研究”(TJYY19-015)。

参考文献

- [1] Kravis, I.B. and Lipsey, R.E. (1988) National Price Levels and the Prices of Tradables and Nontradables. *The American Economic Review*, **78**, 474-478. <https://doi.org/10.3386/w2536>
- [2] Bardhan, A.D. and Kroll, C. (2003) The New Wave of Outsourcing. Fisher Center for Real Estate & Urban Economics, University of California, Berkeley. <https://doi.org/10.2139/ssrn.985741>
<https://ideas.repec.org/p/cdl/finer/qt02f8z392.html>
- [3] Driffield, N.L., Girma, S., Henry, M. and Taylor, K. (2010) Wage Inequality, Linkages and FDI. IZA-Institute for the Study of Labor, Bonn. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1545149>
- [4] Desai, M.A., Foley, C.F. and Hines, J.R. (2009) Domestic Effects of the Foreign Activities of U. S. Multinationals. *American Economic Journal: Economic Policy*, **1**, 181-203. <https://doi.org/10.1257/pol.1.1.181>
- [5] Yamashita, N. and Fukao, K. (2010) Expansion Abroad and Jobs at Home: Evidence from Japanese Multinational Enterprises. *Japan and the World Economy*, **22**, 88-97. <https://doi.org/10.1016/j.japwor.2009.10.001>
- [6] Debaere, P., Lee, J. and Paik, M. (2010) Agglomeration, Backward and Forward Linkages: Evidence from South Korean Investment in China. *Canadian Journal of Economics*, **43**, 520-546. <https://doi.org/10.1111/j.1540-5982.2010.01582.x>
- [7] Simpson, H. (2012) How Do Firms' Outward FDI Strategies Relate to Their Activity At Home? Empirical Evidence for the UK. *The World Economy*, **35**, 243-272. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2011.01402.x>
- [8] Sakura, K. and Kondo, T. (2014) Outward FDI and Domestic Job Creation in the Service Sector. Bank of Japan Working Paper Series No. 14-E-3. Bank of Japan, Tokyo.
- [9] Tanaka, K. (2015) Firm Heterogeneity and FDI in Distribution Services. *The World Economy*, **38**, 1295-1311. <https://doi.org/10.1111/twec.12252>
- [10] Imbriani, C., Pittiglio, R. and Reganati, F. (2014) Affiliates and Parent Employment through Foreign Direct Investment: A Study Case of Substitutability or Complementarity. *International Economics and Economic Policy*, **11**, 619-638. <https://doi.org/10.1007/s10368-014-0295-6>
- [11] 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, 51(8): 144-156.
- [12] 蒋冠宏. 我国企业对外直接投资的“就业效应”[J]. 统计研究, 2016, 33(8): 55-62.
- [13] 王艳, 张洪振. 对外直接投资对小微企业的就业效应分析——基于企业规模异质性视角的实证研究[J]. 贵州财经大学学报, 2017(6): 61-69.
- [14] 阎虹戎, 冼国明, 明秀南. 对外直接投资是否改善了母公司的员工结构?[J]. 世界经济研究, 2018(1): 53-66.
- [15] 严婷, 韩汉君. 中国对外直接投资对母国行业间收入差距的影响[J]. 上海经济研究, 2020(3): 94-108.
- [16] 陈景华. 行业差异、全要素生产率与服务业对外直接投资——基于中国服务业行业面板的实证检验[J]. 世界经济研究, 2015(9): 86-93.
- [17] 李磊, 蒋殿春, 王小霞. 企业异质性与中国服务业对外直接投资[J]. 世界经济, 2017, 40(11): 47-72.
- [18] Grossman, G.M. and Rossi-Hansberg, E. (2008) Trading Tasks: A simple Theory of Offshoring. *American Economic Review*, **98**, 1978-1997.
- [19] Eppinger, P.S. (2019) Service Offshoring and Firm Employment. *Journal of International Economics*, **117**, 209-228.

<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2019.01.007>

- [20] Blind, K. and Jungmittag, A. (2004) Foreign Direct Investment, Imports and Innovations in the Service Industry. *Review of Industrial Organization*, **25**, 205-227. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2019.01.007>
- [21] 葛顺奇, 罗伟. 中国制造业企业对外直接投资和母公司竞争优势[J]. 管理世界, 2013(6): 28-42.