

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2019.05.003

对外直接投资是否缓解了企业要素错配? ——基于中国工业企业数据的实证分析*

李 平 马晓辉

(山东理工大学, 山东 淄博 255012)

摘 要: 基于“新常态”背景下中国经济转型的压力和对外开放稳步发展的典型事实, 考察不断增加的对外直接投资如何影响企业要素错配。从减少过剩产能和产业结构升级两方面效应阐述对外直接投资影响企业要素错配的机制, 采用中国微观企业层面的数据并借助PSM-DID模型进行实证检验。结果发现: 对外直接投资显著缓解企业要素错配, 在替换要素错配衡量指标后, 结果仍然稳健; 异质性检验表明, 投向高收入水平东道国以及贸易销售型、多样化型企业对外投资对要素错配的缓解作用更为显著。在当前国际贸易摩擦频发的背景下, 对中国如何借助对外开放政策实现要素的优化配置具有指导意义。

关键词: 对外直接投资; 要素错配; 倾向得分匹配; 双重差分模型

中图分类号: F424/F124 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095-8072(2019)05-0026-13

一、引言

改革开放以来, 消费、投资与出口作为拉动经济增长的三驾马车, 带动我国经济实现40年的奇迹式高速增长。但近年, 我国人口年龄结构迅速老化, “人口红利”逐渐消退, 劳动密集型产业发展空间逐步缩小, 传统的粗放型增长模式难以为继, 亟需转变经济发展模式, 向依托资源配置效率改善的新经济增长方式迈进。^① 长期以来的粗放型经济增长, 引致我国出现严重的资源错配, 阻碍了经济发展。^② 资源错配是相对于资源有效配置而言的, 资源优化配置是指在市场机制的调节下, 将稀缺要素配置到更高效的企业或部门, 进而全社会的要素配置达到帕累托最优状态。^③ 正因如此, “十三五”提出了深入推进供给侧结构性改革, 矫正要素配置扭曲, 提高全要素生产率的发展目标。^④

* 基金项目: 本文受山东省自然科学基金面上项目“山东省要素错配的开放动因识别与TFP提升路径选择”(项目编号: ZR2017MG026)资助。

① 汪伟, 刘玉飞, 彭冬冬. 人口老龄化的产业结构升级效应研究[J]. 中国工业经济, 2015(11): 47-61; 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015(2): 61-74.

② C. T. Hsieh, and P. J. Klenow, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403-1448; 陈永伟, 胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失: 理论和应用[J]. 经济学(季刊), 2011(4): 1401-1422; 曹玉书, 楼东玮. 资源错配、结构变迁与中国经济转型[J]. 中国工业经济, 2012(10): 5-18; 张庆君. 要素市场扭曲、跨企业资源错配与中国工业企业生产率[J]. 产业经济研究, 2015(4): 41-50.

③ 白雪洁, 于志强. 资源配置、技术创新效率与新兴产业环节性产能过剩——基于中国光伏行业的实证分析[J]. 当代财经, 2018(1): 88-98.

④ 黄群慧. 论中国工业的供给侧结构性改革[J]. 中国工业经济, 2016(9): 5-23; 陈诗一, 陈登科. 中国资源配置效率动态演化——纳入能源要素的新视角[J]. 中国社会科学, 2017(4): 67-83.

在我国经济增长逐步由高速转向中高速“新常态”的背景下,面对市场经济下行压力,同时伴随着产业结构调整以及诸如产能过剩等重大经济症结,一些企业开始走出国门,在全球范围内配置要素资源,谋求发展。近年来,随着“一带一路”倡议的提出,越来越多的企业参与对外直接投资(OFDI),我国的OFDI出现了前所未有的繁荣。据《中国对外直接投资统计公报》数据,2017年,OFDI额为1582.9亿美元,仅次于美国和日本,位列全球第三。2018年12月中央经济工作会议进一步指出,要推动由商品和要素流动型开放向规则制度型开放转变。这种基于商品和要素国际流动的开放新模式,必将进一步加快推动中国OFDI增长的步伐。

面对对外开放新形势下我国OFDI与日俱增的新趋势,本文关注的核心问题是:作为生产要素跨国流动的一种重要生产方式,OFDI能否改善企业要素错配?这种影响是否因企业的异质性特征而有所差异?OFDI通过何种机制改善企业的要素错配?

二、文献综述

已有相关文献主要分为两类,即对造成企业要素错配影响因素进行探究的文献和评估OFDI经济效应的文献。

关于造成企业要素错配影响因素的研究多从以下两方面入手:一方面,多数学者从政府制度层面考察要素错配。例如,政府财政补贴会在一定程度上保护生产效率较低的企业,降低受补贴企业转型积极性,扭曲整个社会稀缺要素的正常配置。^①同时基于所有制差异和国有企业偏好,政府行政权力与国有企业垄断两者结合使得不同企业的融资成本存在很大差异,造成生产要素在国有和非国有部门之间的要素错配。^②另一方面,较多学者基于经济运行现象探索其带来的要素错配问题。例如中国经济运行中产生的高房价问题会使房地产行业更有能力进行规模扩张,吸纳社会上的潜在投资;但是,房地产相关行业的生产效率往往较低,因此房价上涨会使社会资源向非效率部门转移,导致要素错配。^③又如地方市场分割是改革开放以来经济运行中一直存在的突出问题。^④由方言这种非制度性因素带来的市场分割,而引起的地区间要素资源错配不容小觑,方言上的不同显著增强了相邻两县间的要素错配。^⑤

第二类文献是评估企业OFDI的经济效应。众多研究围绕中国OFDI如何影响企业生产率和企业创新这类话题进行探讨,结论大都认为OFDI可以通过“逆向技术溢出”途径,吸收发达国家的研发资源以及共享联合研发成果来实现母国企业的技术升

① 韩剑,郑秋玲.政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解[J].中国工业经济,2014(11):69-81.

② 靳来群,林金忠,丁诗诗.行政垄断对所有制差异所致资源错配的影响[J].中国工业经济,2015(4):31-43;L. Brandt, T. Tombe, and X. Zhu, “Factor Market Distortions across Time, Space and Sectors in China”, *Review of Economic Dynamics*, 2013, 16(1): 39-58; X. Wei, Y. Chen, M. Zhou, and Y. Zhou, “SOE Preference and Credit Misallocation: A Model and Some Evidence from China”, *Economics Letters*, 2016, 138: 38-41.

③ 陈斌开,金箫,欧阳滢非.住房价格、资源错配与中国工业企业生产率[J].世界经济,2015(4):77-98;余静文,谭静,蔡晓慧.高房价对行业全要素生产率的影响——来自中国工业企业数据库的微观证据[J].经济评论,2017(6):22-37+121;刘程,王仁曾.房价上涨会抑制地区产业结构升级吗?[J].产业经济研究,2019(2):102-113.

④ 银温泉,才婉茹.我国地方市场分割的成因和治理[J].经济研究,2001(6):3-12+95.

⑤ 刘毓芸,戴天仕,徐现祥.汉语方言、市场分割与资源错配[J].经济学(季刊),2017(4):1583-1600.

级,促进企业的技术进步。^①随着“制造业空心化”问题的凸显,国内外学者就OFDI影响母国就业的问题进行讨论。基于美国数据的研究表明,劳动密集型行业的OFDI替代母国就业,而资本密集型和技能密集型行业的OFDI则促进母国就业。对欧洲国家的研究发现,OFDI的就业效应因东道国收入水平、投资动因等有差异表现。^②而根据中国数据的研究,结论大都认为OFDI显著提高了国内就业水平。^③此外,关于OFDI对产业结构升级的影响,早期的研究主要集中于国外发达国家,发现OFDI通过知识溢出、集聚效应等途径对母国的产业结构有积极的促进作用。国内学者利用中国OFDI数据进行的研究亦在不同程度上发现OFDI显著促进了产业结构升级。^④

综上,虽然现有关于要素错配的影响因素和OFDI经济效应两方面的文献较为丰富,但直接研究OFDI影响企业要素错配的文献鲜少。为此本文立足要素错配这一研究视角,基于企业异质性理论,利用详细的中国微观企业数据,采用PSM-DID模型进行研究,以丰富有关OFDI影响企业要素错配的文献。

三、OFDI 对企业资源配置效率的影响机制

我国虽经历了40年的改革开放进程,但受制于地方保护主义、企业所有制歧视等众多因素,要素市场化进程仍明显滞后,要素错配现象突出,亟需采取措施缓解这一现状。^⑤为此,本部分基于对外开放政策,从减少过剩产能效应和产业结构升级效应两方面,探究OFDI缓解企业要素错配的作用机制,以及企业要素配置效率的内涵。

(一) 减少过剩产能效应

产能过剩是资源配置低效率的外在表现。^⑥改革开放以来,产能过剩问题一直困扰我国经济发展,导致产业组织恶化,企业利润下降,金融风险加大,造成严重的资源浪费。^⑦企业进行OFDI会从三个角度影响供给侧层面,从而减少国内生产,缓解产能过剩带来的负向经济影响,最终达到缓解要素错配、提升资源配置效率的目标。

第一,由于国内“边际产业”退出市场的沉没成本较高,故落后产业仍长期占用资源而不能自由地通过市场机制退出,导致生产环节上的要素供给过多引起产能过

① 蒋冠宏,蒋殿春,蒋昕桐.我国技术研发型外向FDI的“生产率效应”——来自工业企业的证据[J].管理世界,2013(9):44-54;Y. Huang, and Y. Zhang, “How does Outward Foreign Direct Investment Enhance Firm Productivity? A Heterogeneous Empirical Analysis from Chinese Manufacturing”, *China Economic Review*, 2017, 44: 1-15; 毛其淋, 许家云. 中国企业对外直接投资是否促进了企业创新[J]. 世界经济, 2014(8): 98-125; L. Jian, S. Roger, N. Luta, and S. Dylan, “Outward Foreign Direct Investment and Domestic Innovation Performance: Evidence from China”, *International Business Review*, 2016, 25(5): 1010-1019; P. Piperopoulos, J. Wu, and C. Wang, “Outward FDI, Location Choices and Innovation Performance of Emerging Market Enterprises”, *Research Policy*, 2018, 47(1): 232-240.

② 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(08): 55-62; R. E. Lipsey, Foreign Production by US Firms and Parent Firm Employment, NBER Working Paper, No. 7357, 1999; D. Castellani, and G. B. Navaretti, Investments Abroad and Performance at Home: Evidence from Italian Multinationals, CEP Discussion Paper, No.4284, 2004.

③ 李磊, 白道欢, 洗国明. 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; 闫虹戎, 洗国明, 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.

④ 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; 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; 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.

⑤ 高翔, 刘敏仁, 黄建忠. 要素市场扭曲与中国企业出口国内附加值率: 事实与机制[J]. 世界经济, 2018(10): 26-50.

⑥ 杨振. 激励扭曲视角下的产能过剩形成机制及其治理研究[J]. 经济学家, 2013(10): 48-54.

⑦ 江飞涛, 耿强, 吕大国, 李晓萍. 地区竞争, 体制扭曲与产能过剩的形成机理[J]. 中国工业经济, 2012(6): 44-56.

剩。而企业进行OFDI,可以将“边际产业”的生产转移至海外,减少国内过剩行业的生产要素供给,缓解产能堆积现象,释放沉淀要素资源,改善要素错配,实现生产要素优化再配置,提高了国内企业的要素配置效率。

第二,由于全社会对发展前景良好的行业存在共识,从而引发大量企业对同一行业投资设厂,但由于市场信息不完全,造成盲目投资,出现投资“潮涌”现象,导致产能过剩。^①企业进行OFDI,一方面借助逆向技术溢出渠道,学习国外先进管理经验,提高企业的风险管理和投资决策能力,规避盲目投资风险;另一方面可捕获全球产业发展前沿信息,提高对产业发展前景预判能力,避免陷入投资“潮涌”困局。因此企业进行OFDI可从源头上减少生产要素供给,较大程度缓解产能过剩,降低要素错配程度,提高企业的要素配置效率。

第三,以考核GDP增长为核心的官员晋升体制,引致各地官员竞相争夺投资机会,引起重复建设、产能过剩问题,扭曲了市场正常的要素配置。^②企业进行OFDI,一方面通过资金转移途径,减少国内资金要素供给,降低国内企业生产和投资;另一方面,通过生产转移途径,减少国内生产,从而引起投资需求减少。结合这两方面,企业进行OFDI会从供给层面降低产能输出,在一定程度上挤出国内投资,使得OFDI与国内投资之间产生替代效应,^③减少国内不必要的重复建设,缓解产能过剩,实现市场机制下要素自由流动,进而提升企业要素配置效率。

(二) 产业结构升级效应

在经济“新常态”背景下,经济发展过程中的结构性矛盾制约我国经济增长,促进产业结构转型升级成为“新常态”下亟需解决的问题。^④产业结构升级的目标是实现有限的要素资源从低效率部门转向高效率部门,降低要素错配程度,即最终提高资源配置效率。^⑤企业进行OFDI会从以下两个方面促进产业结构升级,从而进一步地提升要素配置效率:一方面,当企业生产受限于本国的资源短缺,资源依赖型企业的发展遭遇瓶颈。为突破资源限制,寻求更好的发展前景,企业会对资源充裕型国家开展OFDI。在开放条件下,企业进行OFDI,可以在全球范围内整合配置要素资源,将外来稀缺资源与母国要素重新整合,缓解国内要素资源供给不足,降低要素投入成本,使国内母公司因资源短缺而无法发展的产业得到发展,优化母公司的产业结构,推动其升级,加快要素资源从低效部门向高效部门转移,减少要素错配,提高企业的要素配置效率。另一方面,企业进行OFDI可带来以母公司为首的集聚效应,推动产业结构升级。海外子公司通过逆向技术溢出渠道、获取国外先进管理经验和生产技术的同时,发挥自身的学习效应,积累知识并传播至国内母公司。母公司进一步通过自身逆

① 林毅夫,巫和懋,邢亦青.“潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J].经济研究,2010(10):4-19.

② 王文甫,明娟,岳超云.企业规模、地方政府干预与产能过剩[J].管理世界,2014(10):17-36.

③ 项本武.对外直接投资对国内投资的影响——基于中国数据的协整分析[J].中南财经政法大学学报,2007(5):82-86.

④ 彭俞超,方意.结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定[J].经济研究,2016(7):29-42;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.

⑤ 丁志国,赵宣凯,苏治.中国经济增长的核心动力——基于资源配置效率的产业升级方向与路径选择[J].中国工业经济,2012(9):18-30.

向技术溢出效应,不断吸引国内其他同类企业模仿、集聚,而且以价值链分工为基础的生产模式,又会带动相关上下游行业的企业集中,从而形成以母公司为中心的集聚效应。通过OFDI形成的以母公司为中心的产业集聚,有助于规模经济的形成,产生规模经济收益,降低交易成本,便于上下游企业合作与竞争。上述活动交互进行,可推动本国企业产业结构升级,从而最终实现提高要素配置效率的目标。

四、研究方法、指标说明与数据来源

(一) 研究方法

本文旨在评估OFDI行为对企业要素错配的影响,即揭示OFDI与企业要素错配之间是否存在实际相关关系。但在实际研究中,样本选择往往存在选择性偏差和混合性偏差,从而影响估计结果的准确性。欲探究OFDI与企业要素错配之间的因果关系,最为理想的是比较OFDI企业在进行与不进行对外投资时企业要素错配程度的不同,进而揭示出二者的关系。但现实中,我们无法观测到OFDI企业在未进行对外投资时的要素错配程度,因为这是一种反事实(counterfactual)的情况。Heckman等提出的倾向得分匹配方法(PSM)是解决上述问题的有效方法。^①

本文将样本分为两组,一组为OFDI企业(处理组),另一组是从未进行对外投资的企业(对照组)。为便于表述,本文设定一个二元虚拟变量 $ofdi_m = \{0,1\}$, 当企业 m 是OFDI企业时, $ofdi_m$ 取值为1,反之取值为0。此外,本文还设定二元虚拟变量 $after_m = \{0,1\}$, 其中 $after_m = 0$ 和 $after_m = 1$ 分别表示企业对外投资前、后时期。本文关注的结果变量为企业 m 在 t 时期的要素错配程度,表示为 $\ln dist_{mt}$ 。进而,将OFDI企业 and 非OFDI企业在 $after_m = 0$ 和 $after_m = 1$ 两个时期的要素错配变化量分别表示为 $\Delta \ln dist_{mt}^1$ 和 $\Delta \ln dist_{mt}^0$ 。因此,企业 m 在进行和没有进行对外投资两种状态下的要素错配程度差异,即处理组企业的平均处理效应(ATT)可用下式表示:

$$\psi = E(\psi_m | ofdi_m = 1) = E(\Delta \ln dist_{mt}^1 | ofdi_m = 1) - E(\Delta \ln dist_{mt}^0 | ofdi_m = 1) \quad (1)$$

为实现对(1)式的估计,本文采用最近邻匹配法为处理组(即OFDI企业)寻找相近的对照组(即非OFDI企业)。参考毛其淋和许家云等人的做法,^②本文选取的匹配变量包括:企业全要素生产率($\ln tfp_{mt}$),通过LP方法计算得到;资本密集度($\ln zbmjd$),用企业固定资产与从业人员数的比值取对数衡量,其中固定资产用1998年为基期的固定资产投资价格指数进行平减;出口密集度($\ln ckmjd$),用出口交货值与企业销售额的比值衡量;所有制结构($\ln syzjg$),用国有实收资本与企业总实收资本的比值衡量。

为确保匹配结果的可靠性,本文进行了匹配平衡性检验。匹配平衡性假设要求满足: $ofdi_{mt} \perp Z_{mt} | P(Z_{mt})$, 即如果在给定企业进行对外投资概率为 $P(Z_{mt})$ 的情况下,企业

① J. J. Heckman, H. Ichimura, and P. E. Todd, "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme", *The Review of Economic Studies*, 1997, 64(4): 605-654.

② 毛其淋, 许家云. 中国对外直接投资如何影响了企业加成率: 事实与机制[J]. 世界经济, 2016(6): 77-99; J. Levinsohn and A. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317-341.

实际上是否进行对外投资与其特征向量之间是相互独立的。表1为匹配变量的平衡性检验结果,从中可

以发现,匹配后处理组与对照组企业的各特征变量标准偏差绝对值均小于5%,^①且各匹配变量t检验结果表明两组企业在匹配后均不再具有显著差

表1 匹配变量的平衡性检验结果

匹配变量	处理	均值		标准偏差 (%)	标准偏差 减少幅度(%)	t-test	
		处理组	对照组			t	P> t
ln tfp	匹配前	6.794	6.076	70.6		28.16	0.000
	匹配后	6.794	6.763	3.1	95.7	0.87	0.383
ln $zbmjd$	匹配前	3.785	3.429	29.1		10.76	0.000
	匹配后	3.785	3.781	0.3	98.9	0.09	0.932
$ckmjd$	匹配前	0.447	0.166	75.4		32.97	0.000
	匹配后	0.447	0.456	-2.6	96.6	-0.63	0.532
$syzjg$	匹配前	0.025	0.093	-31.1		-9.76	0.000
	匹配后	0.025	0.021	1.7	94.5	0.77	0.440

异。^②所以,本文的匹配满足了平衡性假设,即匹配方法和匹配原则是合理的。

在进行最近邻倾向得分匹配之后,本文进一步构建双重差分模型:

$$\ln dist_{mt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot ofdi_{mt} + \beta_2 \cdot after_{mt} + \zeta \cdot ofdi_{mt} \times after_{mt} + \varepsilon_{mt} \quad (2)$$

但模型(2)的倍差法估计结果可能会受遗漏变量的干扰而影响准确性,为此,本文进一步在(2)式基础上引入影响结果变量 $\ln dist_{mt}$ 的控制变量集合 $\bar{X}_{imt}$,包括企业 $\ln tfp_{mt}$ 、企业规模(sca_{mt})、企业年龄(age_{mt})、企业利润率($profit_{mt}$)、融资约束($finance_{mt}$)和政府补贴虚拟变量($subsidy_{mt}$)。此外,本文还控制了地区(λ_r)和行业(λ_i)的不可观测效应,^③ ε_{mt} 为随机误差项。因此,本文最终用于实证检验的双重差分模型设定为:

$$\ln dist_{mt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot ofdi_{mt} + \beta_2 \cdot after_{mt} + \zeta \cdot ofdi_{mt} \times after_{mt} + v \cdot \bar{X}_{imt} + \lambda_r + \lambda_i + \varepsilon_{mt} \quad (3)$$

其中,下标 m 表示企业, t 表示年份, r 表示地区, i 表示行业,交叉项 $ofdi_{mt} \times after_{mt}$ 的估计系数 ζ 代表了OFDI对企业资源错配程度的因果关系。 sca_{mt} 用1998年为基期的工业品出厂价格指数对企业销售额进行平减,然后再取对数; age_{mt} 用当年年份与企业开业年份之差衡量; $profit_{mt}$ 用营业利润与企业销售额的比值衡量; $finance_{mt}$ 用企业利息支出与固定资产的比值衡量,该值越大,表明企业受到的融资约束越小; $subsidy_{mt}$ 企业有补贴收入时取值为1,否则为0。

(二) 指标说明

要素市场价格扭曲是造成企业资源错配的主要原因,因此本文用企业的要素价格扭曲系数来衡量企业的要素错配,即要素价格扭曲系数越大,企业的要素错配程度越大。基于Hsieh和Klenow模型的思路,参考邵宜航等的做法,利用扭曲税的形式体现要素价格扭曲,本文将影响企业要素价格扭曲分为两类:一类是资本扭曲 $dist_k$,另一类是劳动扭曲 $dist_l$ 。^④ m 企业 t 时期的资本扭曲与劳动扭曲系数如下所示:

① Rosenbaum和Rubin(1985)认为,匹配后,若各匹配变量的标准偏差(%)绝对值小于20%,那么匹配处理是有效的。

② 即统计量的相伴概率(P>|t|)均大于10%。

③ 何靖相关研究,采用固定效应法估计面板双重差分模型,即通过一阶差分消除变量的时间变化因素,故本文未再考虑加入年份的不可观测效应,详细内容参考:何靖. 延付高管薪酬对银行风险承担的政策效应——基于银行盈余管理动机视角的PSM-DID分析[J]. 中国工业经济, 2016(11): 126-143。

④ 邵宜航,步晓宁,张天华. 资源配置扭曲与中国工业全要素生产率——基于工业企业数据库再测算[J]. 中国工业经济, 2013(12): 39-51。

$$dist_K = 1 + \tau_{K,im} = \frac{\alpha_i}{1 - \alpha_i} \cdot \frac{\omega L_{im}}{RK_{im}} \quad (4)$$

$$dist_L = 1 + \tau_{L,im} = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \cdot \frac{\omega L_{im}}{P_{im} Y_{im}} \quad (5)$$

(4)式和(5)式中, $1 + \tau_{K,im}$ 和 $1 + \tau_{L,im}$ 分别表示企业 m 的资本扭曲系数和劳动扭曲系数, L_{im} 、 P_{im} 、 Y_{im} 和 K_{im} 分别代表 i 行业中 m 企业的劳动雇佣量、产品价格、产出数量和资本数量, ω 表示单位劳动报酬, α_i 表示 i 行业的资本产出弹性, $1 - \alpha_i$ 为 i 行业的劳动产出弹性, 采用行业的劳动报酬与该行业工业增加值减去主营业务税收及附加差值的比值来衡量。此外还需设定一些关键参数, 遵循一般做法, σ 代表企业间不同产品的产出替代弹性, 在此沿用Hsieh和Klenow的做法, 设定 $\sigma=3$ 。 R 为资本的租赁价格即资本租金率, Hsieh和Klenow将其设定为10%, 其中5%为真实利率, 5%为折旧率, 但将所有企业均设定为同一个折旧率的做法不够严谨。为此, 本文的企业利息率参考盛仕斌和徐海的算法, 用企业利息支出占企业负债合计的比值来表示。^①企业折旧率参考陈诗一的做法, 用企业本年折旧与上一年固定资产原值的比值来衡量。^②

在获得各要素的价格扭曲系数以后, 参考施炳展和冼国明的做法,^③将企业总体扭曲表示为:

$$dist = dist_K^{\alpha_i} dist_L^{1-\alpha_i} \quad (6)$$

在接下来的回归分析中, 均采用企业总体扭曲的对数值, 即 $\ln dist$ 。此外, 对于上述主要变量, 采用工业生产者出厂价格指数平减工业增加值数据, 采用居民消费价格指数平减工资数据, 采用固定资产投资价格指数平减资本数据。表2为本文相关变量的统计性描述情况。

表 2 相关变量的统计性描述

变量	观测值	全样本均值	标准差	最小值	最大值
<i>ln dist</i>	1849432	1.928	1.285	-11.600	13.012
<i>ofdi</i>	1849432	0.001	0.029	0	1
<i>after</i>	1849432	0.001	0.023	0	1
<i>ofdi</i> × <i>after</i>	1849432	0.001	0.021	0	1
<i>lntfp</i>	1849432	6.075	1.016	-0.265	10.813
<i>lnzbmjd</i>	1849432	3.429	1.313	-5.527	10.633
<i>sca</i>	1849432	9.822	1.127	-0.244	15.525
<i>age</i>	1849432	9.729	10.466	0	58
<i>ckmjd</i>	1849432	0.166	0.338	-0.154	2.526
<i>syzjg</i>	1849432	0.093	0.277	-2.579	1.707
<i>profit</i>	1849432	0.022	2.945	-3632	774.661
<i>finance</i>	1849432	0.066	1.150	-88.954	1056
<i>subsidy</i>	1849432	0.121	0.326	0	1

(三) 数据来源

本文所用数据来源有三: 一是国家统计局的《中国工业企业数据库》, 本文选取的时间跨度为1998~2007年。该数据库的统计调查对象涵盖全部国有工业企业以及年主营业务收入大于500万元以上的非国有工业企业, 其信息丰富, 包含各项企业基本情况和主要会计信息等上百个表量, 是目前国内可得的研究微观经济运行的重要工具。^④但此数据库并未报告企业OFDI情况, 为此本文的第二个数据来源为商务部提供的《境外投资企业(机构)名录》。该名录提供了证书号、境内投资主体名称、境外投资企业(机构)名称、核准日期和经营范围等信息。本文将上述数据库中的企业名称与

① 盛仕斌, 徐海. 要素价格扭曲的就业效应研究[J]. 经济研究, 1999(5): 66-72.

② 陈诗一. 中国工业分行业统计数据估算: 1980—2008[J]. 经济学(季刊), 2011(2): 735-776.

③ 施炳展, 冼国明. 要素价格扭曲与中国工业企业出口行为[J]. 中国工业经济, 2012(2): 47-56.

④ 董香书, 肖翔. “振兴东北老工业基地”有利于产值还是利润? ——来自中国工业企业数据的证据[J]. 管理世界, 2017(7): 24-34.

此名录中的“境内投资主体”名称进行逐年匹配,将匹配成功后的企业标记为OFDI企业。第三个数据来源为《中国统计年鉴》,本文涉及的所有价格指数均来自于此。

为避免原始样本数据库中的人为统计偏误对本文结果造成影响,参考通常做法,对以下情况进行删除:(1)删除工业总产值、企业销售额、工业增加值、固定资产以及员工人数等任一关键变量缺失、零值或负值的样本,并进行5%的缩尾处理;(2)删除雇员人数小于8的样本;(3)删除企业成立日期早于1949年的样本,同时删除企业年龄小于0的样本;(4)删除不符合会计准则(GAAP)的样本,如总固定资产超过总资产、流动资产超过固定资产、固定资产净值超过总资产的样本;(5)删除投资目的国(地区)为百慕大群岛、开曼群岛和维尔京群岛等避税港的样本。^①

五、实证结果及分析

(一) OFDI 对企业要素错配影响的基准估计

在进行倾向得分匹配(PSM)之后,本文利用(3)式的双重差分模型考察OFDI对企业要素错配的影响,结果见表3。其中,第(1)列未加入任何控制变量和其他固定效

表 3 OFDI 影响企业要素错配的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ofdi</i>	0.899*** (-17.90)	0.866*** (-17.46)	0.864*** (-17.54)	0.659*** (-13.00)	0.642*** (12.86)	0.641*** (12.89)
<i>after</i>	0.032 (-0.30)	-0.011 (-0.11)	-0.011 (-0.11)	-0.032 (-0.28)	-0.069 (-0.65)	-0.069 (-0.65)
<i>ofdi</i> × <i>after</i>	-0.441*** (-3.77)	-0.391*** (-3.50)	-0.391*** (-3.49)	-0.307** (-2.52)	-0.267** (-2.32)	-0.266** (-2.32)
<i>lnthp</i>				-0.157*** (-79.55)	-0.156*** (-79.36)	-0.156*** (-79.36)
<i>sca</i>				0.347*** (-137.04)	0.341*** (135.30)	0.341*** (135.30)
<i>age</i>				0.022*** (-70.77)	0.022*** (69.39)	0.022*** (69.38)
<i>profit</i>				-0.003** (-2.36)	-0.003** (-2.36)	-0.003** (-2.36)
<i>finance</i>				-0.005 (-1.26)	-0.005 (-1.25)	-0.005 (-1.25)
<i>subsidy</i>				0.044*** (13.24)	0.041*** (12.52)	0.041*** (12.51)
常数项	1.927*** (6.0e+04)	1.898*** (7.50)	-0.010 (-0.02)	-0.749*** (-34.42)	-0.698*** (-2.64)	-1.881*** (-3.73)
R ²	0.001	0.013	0.013	0.038	0.049	0.049
行业固定效应	否	是	是	否	是	是
地区固定效应	否	否	是	否	否	是
观测值	1849432	1849432	1849432	1849432	1849432	1849432

注:括号内数值为纠正异方差后的t值;***、**、*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。

① H. Cai, and Q. Liu, “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms”, *The Economic Journal*, 2009, 119(537): 764–795; 余森杰. 加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据[J]. 经济学(季刊), 2011(4): 1251–1280; 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012(5): 142–158; 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012(2): 541–558.

应,估计结果显示,变量 $ofdi$ 的估计系数显著为正,说明初始年份处理组企业(OFDI企业)的要素错配程度明显高于控制组企业(非OFDI企业)。变量 $after$ 的估计系数为正但不显著,意味着无论是处理组企业还是控制组企业,企业的要素错配程度随着时间推移均呈现上升趋势。本文最关心的交叉项 $ofdi \times after$,刻画了OFDI对企业要素错配程度的影响,其估计系数显著为负,意味着相较于未进行对外投资的企业,企业进行OFDI显著降低了要素市场扭曲系数,也就是降低了企业的要素错配程度。结果初步表明,企业进行OFDI显著降低了企业的要素错配。结合前文机制分析,说明企业进行对外投资可能会通过减少产能积压与提升自身产业结构水平等途径来降低要素错配程度。为考察这一结果的稳健性,本文在第(2)~(6)列逐步加入控制变量、行业固定效应和地区固定效应后发现,本文重点考察的倍差法估计量 $ofdi \times after$,其估计系数在各列回归结果中的符号和显著性水平均未发生根本性变化,这表明本文的回归结果具有较好的稳健性。

从第(6)列完整的回归结果可以发现,交叉项 $ofdi \times after$ 的估计系数为-0.266,且通过了5%的显著性水平检验,表明从整体而言,进行对外投资使企业的要素错配程度降低了大约26.6个百分点。控制变量中,全要素生产率($ln tfp$)和企业利润率($profit$)的估计系数均显著为负,表明这两者水平越高,越有利于缓解企业的要素错配。本文认为,企业全要素生产率水平越高或者盈利能力越强,越有能力在生产过程中进行要素的合理配置,从而降低要素错配程度,改善资源配置效率。但企业规模(sca)和企业年龄(age)的估计系数显著为正,表明这两者越大越容易导致企业要素错配,不利于企业要素配置效率的提升。这一现象可能是因为,企业体量过大或经营时间越长,则长期积累的固定成本以及沉默成本的弊端会逐渐显现,不利于企业的转型升级,进而影响企业内部的要素重配,故更容易导致要素错配,不利于要素配置效率的提升。融资约束($finance$)的估计系数为负但不显著,说明企业所受融资约束程度越小越有利于缓解要素错配,只是尚未发挥重要作用。政府补贴($subsidy$)的估计系数显著为正,说明政府补贴的存在不利于企业缓解要素错配。这是由于外部性的补贴可增加企业收入,被动地改变企业运营状况,破坏了企业内部原有的竞争机制,不利于本应存在的优胜劣汰,从而降低了企业的要素配置效率,易引起要素错配。

(二) 稳健性检验

为检验估计结果的可靠性,本文进一步借鉴Oberfield的研究,采用资本扭曲和劳动扭曲的加权来反映企业要素错配程度($redist$),替换前文核心解释变量企业总体扭曲($dist$)的测度方法,进行稳健性检验。^①测算方法如公式(7)所示,各参数含义与上文相同,回归分析中要素错配指标做对数化处理,即 $\ln redist$,结果见表4。

$$redist = \alpha_i \cdot \tau_{K,im} + (1 - \alpha_i) \cdot \tau_{L,im} \quad (7)$$

在替换衡量企业要素错配程度的测算方法以后,通过逐步加入控制变量、行业固

① E. Oberfield, "Productivity and Misallocation during a Crisis: Evidence from the Chilean Crisis of 1982", *Review of Economic Dynamics*, 2013, 16(1):100-119.

定效应以及地区固定效应等因素,估计结果显示本文最关心的交叉项 $ofdi \times after$ 的估计系数均显著为负,表明OFDI显著降低了企业要素错配程度,与上文的回归结果基本一致,在一定程度上意味着本文的结论具有稳健性。

表4 OFDI影响企业要素错配的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ofdi</i>	1.198*** (17.74)	1.159*** (17.29)	1.157*** (17.38)	0.879*** (12.94)	0.861*** (12.79)	0.858*** (12.84)
<i>after</i>	-0.002 (-0.01)	-0.045 (-0.28)	-0.045 (-0.28)	-0.063 (-0.37)	-0.099 (-0.60)	-0.100 (-0.61)
<i>ofdi</i> × <i>after</i>	-0.557*** (-3.16)	-0.506*** (-2.95)	-0.505*** (-2.94)	-0.406** (-2.26)	-0.367** (-2.12)	-0.366** (-2.11)
<i>ln tfp</i>				-0.061*** (-23.28)	-0.060*** (-22.91)	-0.060*** (-22.90)
<i>sca</i>				0.391*** (115.36)	0.384*** (113.68)	0.384*** (113.68)
<i>age</i>				0.027*** (65.91)	0.026*** (64.60)	0.026*** (64.59)
<i>profit</i>				-0.006** (-2.13)	-0.006** (-2.14)	-0.006** (-2.14)
<i>finance</i>				-0.005 (-1.18)	-0.005 (-1.17)	-0.005 (-1.17)
<i>subsidy</i>				0.045*** (9.96)	0.042*** (9.42)	0.042*** (9.41)
常数项	2.050*** (4.5e+04)	2.057*** (6.54)	3.138*** (3.42)	-1.684*** (-64.51)	-1.559*** (-4.55)	-0.573 (-0.72)
R ²	0.004	0.009	0.009	0.037	0.043	0.043
行业固定效应	否	是	是	否	是	是
地区固定效应	否	否	是	否	否	是
观测值	1766892	1766892	1766892	1766892	1766892	1766892

注:同表3。

(三) 不同类型 OFDI 对企业要素错配的异质性估计

上述《境外投资企业(机构)名录》给出了“OFDI的国家或地区”名称以及OFDI企业的“经营范围”等信息,为了更深入地探讨OFDI对企业要素错配的影响,本文利用上述信息,将OFDI企业划分为不同类型,以比较不同类型的OFDI对企业要素错配的异质性影响。为此,构建如下的双重差分模型:

$$\ln dist_{mt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot ofdi_{mt} + \beta_2 \cdot after_{mt} + \sum_{\eta=0}^6 \zeta \cdot ofdi_{mt} \times after_{mt} \times type_{\eta} + v \cdot \bar{X}_{imt} + \lambda_r + \lambda_i + \varepsilon_{mt} \quad (8)$$

(8)式中, $type_{\eta} (\eta = 1, 2, \dots, 6)$ 表示企业OFDI类型的哑变量。具体地,根据投资东道国的收入水平^①将企业OFDI划分为投资低收入水平国家($type_1$)和投资高收入水平国家($type_2$)两种类型。根据OFDI企业的经营范围^②将其划分为非经营型

① 国家收入水平划分标准来源于世界银行数据库。该数据库根据人均国民收入,将经济体分为四类:低收入、中低收入、中高收入、高收入。为简化分析起见,本文将低收入和中低收入统一合并为低收入国家,将中高收入和高收入统一合并为高收入国家。具体划分标准见: <https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/378833-how-are-the-income-group-thresholds-determined>。

② 参考葛顺奇和罗伟(2013),非经营型是指仅在海外拥有非经营类境外投资企业(机构);贸易销售型是指仅在海外从事进出口贸易和产品销售境外投资企业(机构);研发加工型是指仅在海外从事产品研发、加工、组装和生产等活动的境外投资企业(机构);多样化型是指同时具有“贸易销售型”和“研发加工型”两种企业性质的境外投资企业(机构)。

(*type_3*)、贸易销售型(*type_4*)、研发加工型(*type_5*)和多样化型(*type_6*)四种类型。表5为不同类型OFDI对企业要素错配程度的异质性影响,其中第(1)~(3)列报告了投资不同收入水平的东道国的估计结果,第(4)~(6)列报告了不同经营类型的估计结果。

表 5 不同类型 OFDI 影响企业要素错配的异质性检验

变量	按东道国收入水平划分			按企业经营类型划分		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ofdi</i>	0.899*** (17.89)	0.864*** (17.53)	0.6406*** (12.88)	0.896*** (-17.87)	0.861*** (17.51)	0.639*** (12.89)
<i>after</i>	0.033 (0.31)	-0.010 (-0.09)	-0.068 (-0.64)	0.002 (0.02)	-0.041 (-0.41)	-0.089 (-0.86)
<i>ofdi</i> × <i>after</i> × <i>type_1</i>	-0.393*** (-2.91)	-0.336*** (-2.63)	-0.215* (-1.65)			
<i>ofdi</i> × <i>after</i> × <i>type_2</i>	-0.456*** (-3.85)	-0.407*** (-3.57)	-0.282** (-2.40)			
<i>ofdi</i> × <i>after</i> × <i>type_3</i>				-0.263** (-2.01)	-0.208* (-1.64)	-0.092 (-0.71)
<i>ofdi</i> × <i>after</i> × <i>type_4</i>				-0.459*** (-3.82)	-0.409*** (-3.52)	-0.296** (-2.54)
<i>ofdi</i> × <i>after</i> × <i>type_5</i>				-0.503** (-2.16)	-0.448* (-1.92)	-0.312 (-1.28)
<i>ofdi</i> × <i>after</i> × <i>type_6</i>				-0.401*** (-3.08)	-0.355*** (-2.88)	-0.249** (-1.98)
<i>ln_{tfp}</i>			-0.156*** (-79.36)			-0.156*** (-79.36)
<i>sca</i>			0.341*** (135.30)			0.341*** (135.30)
<i>age</i>			0.022*** (69.38)			0.022*** (69.38)
<i>profit</i>			-0.003** (-2.36)			-0.003** (-2.36)
<i>finance</i>			-0.005 (-1.25)			-0.005 (-1.25)
<i>subsidy</i>			0.041*** (12.50)			0.041*** (12.51)
常数项	1.927*** (6.04e+09)	-0.009 (-0.02)	-1.880*** (-3.73)	1.927*** (6.0e+04)	-0.009 (-0.02)	-1.880*** (-3.73)
R ²	0.001	0.013	0.049	0.001	0.013	0.049
行业固定效应	否	是	是	否	是	是
地区固定效应	否	是	是	否	是	是
观测值	1849432	1849432	1849432	1849432	1849432	1849432

注:括号内数值为纠正异方差后的t值;***、**、*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。

关于投资不同收入水平的东道国对企业要素错配程度的差异性影响,第(1)列中未加入控制变量其他固定效应,第(2)列控制了行业和地区固定效应但未加入控制变量,第(3)列则进一步加入控制变量。结果发现,对于本文重点关注的交叉项*ofdi*×*after*×*type_1*和*ofdi*×*after*×*type_2*,其在各回归中的估计系数符号和显著性水平并未发生根本性变化,表明回归结果具有较好的稳定性。从第(3)列完整的回归结果可以看到,交叉项*ofdi*×*after*×*type_1*和*ofdi*×*after*×*type_2*的估计系数均显著为负,表明不同投资目的地的OFDI均显著降低了企业的要素错配程度。进一步比较发现,*ofdi*×*after*×*type_2*的回归系数绝对值明显大于*ofdi*×*after*×*type_1*回归系数绝对

值,这说明向高收入水平国家进行OFDI对企业要素错配的缓解作用要明显大于向低收入水平国家进行投资。其可能的原因为,高收入水平国家的研发资金、人力资本以及资源调动能力均处于全球顶尖水平,向这类国家进行对外投资,可使得OFDI企业有更多机会接触先进的技术和知识,有利于实现逆向技术溢出,从而可以提高企业自身的资源配置效率,缓解要素错配现象。

关于不同经营类型OFDI对企业要素错配程度的异质性影响,第(4)列未加入控制变量和其他固定效应,回归结果显示, $ofdi \times after \times type_3$ 、 $ofdi \times after \times type_4$ 、 $ofdi \times after \times type_5$ 和 $ofdi \times after \times type_6$ 四个交叉项的估计系数均在不同水平上显著为负,表明各经营类型的OFDI对企业要素错配均具有显著的缓解作用。进一步控制行业效应和地区效应后,回归结果见第(5)列,可以发现,四个交叉项的估计系数符号和显著性水平并未发生根本性变化。在第(5)列基础上,再加入一系列控制变量,结果见第(6)列,从中可以发现,交叉项 $ofdi \times after \times type_4$ 和 $ofdi \times after \times type_6$ 的估计系数显著为负,表明贸易销售型和多样化型OFDI对企业要素错配具有显著的缓解作用,具体可分别使企业的要素错配程度降低29.6%和24.9%。但非经营型OFDI($ofdi \times after \times type_3$)对企业要素错配程度没有影响。令人意外的是,研发加工型OFDI($ofdi \times after \times type_5$)对缓解企业要素错配的影响也不再显著,原因可能是,尽管研发加工型OFDI会对母国企业产生逆向技术溢出效应,但可能这种影响具有时滞,且在国外的研发行为需支付大量科研固定成本,因此这种类型的OFDI并未缓解企业的要素错配现象也就不难理解。

六、结论和政策启示

在我国经济增长逐步由高速转向中高速“新常态”的背景下,矫正资源配置扭曲,提高全要素生产率是保证经济持续发展的关键所在。

本文以我国对外开放战略的实施为背景,基于异质性企业理论,运用高度细化的微观层面数据系统地考察了OFDI对企业要素错配的影响,并将其影响机制概括为减少过剩产能效应和产业结构升级效应。在研究方法上,本文首先运用PSM(倾向得分匹配法)为OFDI企业(处理组)寻找合适的非OFDI企业(对照组),然后在此基础上构建双重差分模型进行估计,从而更能准确地反映OFDI行为对企业要素错配的真实影响。主要结论如下:首先,从初步检验结果看,企业进行OFDI与要素市场扭曲存在负相关关系,即进行对外投资有助于缓解企业的要素错配;其次,从异质性检验结果看,不同投资目的地和不同经营类型的OFDI对企业要素错配的影响具有明显差异性。具体而言,投资高收入水平东道国对企业要素错配的缓解作用明显大于低收入水平东道国;贸易销售型和多样化型OFDI对企业要素错配的缓解作用较为显著。

2018年12月中央经济工作会议指出,要推动由商品和要素流动型开放向规则制度型开放转变。这开放新模式必将进一步推动中国经济融入世界。但随着中国对外开放程度的不断加深,我国在国际市场上面临的贸易摩擦日益增多,尤以最近的中

美贸易摩擦最为突出, 出口贸易面临窘境, 不利于经济的运行和发展。本文研究表明, OFDI 对企业要素错配现象具有积极改善作用, 可成为拉动我国经济增长的另一动力。企业可以通过更高质量的 OFDI, 逐步实现全球要素配置, 并在全球市场竞争中, 倒逼国内要素深化利用, 闲置要素得以释放, 为中国要素配置效率的提升带来新契机。

因此, 在全面开放新格局战略背景下, 为帮助我国企业更好的实现 OFDI 提出如下建议: (1) 从政府角度看, 首先, 我国政府需要进一步出台相应的政策来鼓励和正确引导企业进行对外投资, 借助“一带一路”平台, 营造安全、良好的海外投资环境, 减少对外投资企业的试错成本, 提高企业成功对外投资的可能性。其次, 结合本文结论, 不同投资经营类型对企业的要素配置会产生差异化影响, 故应从政府层面, 调查不同企业的投资动机, 针对不同的企业需求, 提供差异化的支持, 促进企业科学合理地安排全球经济活动。(2) 从对外投资企业角度看, 近年来国外无端指控我国对外投资企业“窃取”核心技术等言论, 反映了发达国家对核心技术封锁壁垒的加强。为此, 我国对外投资企业应加大研发力度, 提高自身科技创新硬实力, 不可寄希望于“逆向技术溢出”来赶超发达国家。此外, 对外投资企业还应强化知识产权意识, 加强知识产权保护。最后, 对外投资企业应避免盲目借鉴其他企业对外投资经验, 须考虑自身现实情况, 合理制定投资决策, 最大限度地提升对外投资效率。

【作者简介】李 平: 山东理工大学经济与管理学部教授。研究方向: 国际投资, 技术创新。

马晓辉: 山东理工大学经济学院研究生。研究方向: 国际投资, 资源错配。

Does OFDI Improve the Misallocation?——Empirical Analysis Based on Data of Chinese Industrial Enterprises

LI Ping & MA Xiao-hui

(Shandong University of Technology, Zibo 255012, Shandong Province, China)

Abstract: Based on the pressure of China's economic transformation and the steady development of opening up in the context of the "new normal", it is examined how increasing OFDI affects the misallocation. This paper systematically sorts out the theoretical mechanism of OFDI to improve the efficiency of enterprise allocation from the aspects of reducing excess capacity effect and industrial structure upgrading effect. The data of China micro-enterprise and the PSM-DID model is used for empirical test. It is found that OFDI significantly alleviates the misallocation. After replacing different misallocation indicators, the results are still robust. The heterogeneity test shows that OFDI in high-income countries and trade-sales and diversified enterprises the mitigation effect of mismatches is more pronounced. Under the background of frequent trade frictions in the international market, the research conclusions have guiding significance for how China can use the opening-up strategy to achieve optimal allocation of elements.

Keywords: outward foreign direct investment(OFDI); misallocation; propensity score matching; difference-in-difference

(责任编辑: 马 莹)