

OFDI 有助于企业资本配置效率提升吗

刘娟 曹杰 郑方

摘要：本文利用2007—2017年上市公司数据，基于PSM-DID方法系统估计OFDI对企业资本配置效率影响作用。研究发现：OFDI在当期显著提升企业资本配置效率，随时间推移，此种积极效应在第三期达到最优；相较于投资过度，投资不足样本下的积极影响更为显著及持续。不同OFDI投资特征的显著性影响作用亦有所差异。进一步引入企业所有权及东道国区位特征后发现：相较于央企和外企，OFDI在地方国企和民企中发挥作用更为明显；相较于发展中国家，以发达国家为东道国市场的OFDI发挥作为更为显著。本文研究结论对开放条件下企业资本配置效率提升具有一定启示及参考价值。

关键词：对外直接投资；资本配置效率；双重差分模型；倾向分值匹配估计

[中图分类号] F124 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 12-0117-18

引言

中国对外直接投资（OFDI）规模迅猛增长，商务部《2019年度中国对外直接投资统计公报》显示：2019年中国OFDI流量1369.1亿美元，年末存量2.2亿美元，流量位居全球第二位，存量位列全球第三位。与此同时，优化结构与防范风险仍然是中国OFDI的核心主题，党的十八大和十九大报告中均明确提出，要不断优化OFDI区域和产业布局，提高OFDI质量和效益，推动中国从OFDI大国向OFDI强国迈进。这其中，OFDI是否以及如何影响企业资本配置效率自然成为探究OFDI质量及效益问题的关键，并直接关系到企业未来OFDI的持续稳健发展。

开放条件下资本配置效率是探究资源使用效率的重要着眼点。贸易开放有助于消除国内市场价格扭曲，减少非生产性寻租行为，进而提高资本投资效率（盘为龙和冯湜，2007）^[1]；外商直接投资（FDI）则有助于生产要素跨国境及跨区域流

[收稿日期] 2019-11-08

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“中国跨国企业东道国市场制度同构与制度创新策略选择及其实施效果研究”（71702121）；国家自然科学基金青年项目“新创企业社会资本跨层次转化及其双向作用机制的追踪研究”（71702124）；教育部人文社科青年基金项目“双向学习效应视角下信息网络对中国企业出口市场存活率影响研究”（18YJC790001）；天津市哲学社会科学规划项目“天津自由贸易试验区贸易便利化制度创新研究”（TJYYWT16-015）

[作者信息] 刘娟：天津财经大学经济学院副教授；曹杰（通讯作者）：天津财经大学经济学院讲师，电子邮箱 caojietjufe@126.com；郑方：天津财经大学商学院副教授

动性增强, FDI 与金融发展交互影响会对提升资本配置效率产生叠加效应(赵奇伟, 2010)^[2]; 现有研究还表明以 FDI 和进口贸易为渠道的国际技术溢出与母国资本配置效率呈现非线性关系(范方志和李琪, 2017)^[3]。一份基于中国省际数据的实证研究显示, OFDI 通过减少母国政府干预, 改善企业运营效率, 提高产业结构合理化水平等路径对母国资本配置效率提升发挥促进作用(谢乔昕, 2014)^[4], 另一项省际数据的研究则聚焦双向 FDI 流动与要素配置效率(全要素生产率)的作用关系(潘华锋, 2014)^[5]。整体而言, 现有文献中系统阐述 OFDI 与母国资本配置效率的研究仍较少, 基于企业层面的微观研究则更为鲜见。鉴于宏、微观层面下研究主体及研究方法选择不同, 资本配置效率的具体测度方法亦有所区别(Wurgler, 2000^[6]; Richardson, 2006^[7]; 谢乔昕, 2014; 赵奇伟, 2010), 也可能导致相关问题研究结论有所偏差; 此外, 现有基于宏观层面国别、行业或省份数据的经验分析多采用传统计量回归方法, 限于数据所限, 很难借助实验组与对照组的差异性来判断 OFDI 与资本配置效率之间的因果关系, 对此, 本文采用微观企业数据对企业有(无) OFDI 行为与其资本配置效率提升间因果关系进行系统评估, 以期对相关问题有更为深入的了解及阐释。

本文研究主要集中于以下几方面: 第一, 利用商务部《境外投资企业(机构)名录》与 CSMAR 数据库及上市公司年报文本数据进行匹配, 将 OFDI 企业作为处理组, 非 OFDI 企业作为对照组, 利用 PSM-DID 分析法, 对有(无) OFDI 行为企业的资本配置效率差异性进行系统比对; 第二, 在此基础上, 系统比较投资过度、投资不足样本下 OFDI 对企业资本配置效率影响的差异性; 第三, 进一步厘清企业所有权特征及东道国区位选择是否对 OFDI 企业资本配置效率提升产生显著差异; 最后, 通过模型的内生性及稳健性测试, 进一步验证 OFDI 对企业资本配置效率提升的作用关系。

一、理论机制分析与假设提出

(一) OFDI 与企业资本配置效率

作为衡量资本运行效率的重要指标之一, 资本配置效率是指当前资本配置状态与最优资本配置状态之间的偏差程度(刘建中, 2010)^[8]。新古典理论认为, 当且仅当要素价格与其边际生产效率相等时, 资源(本)配置效率才是完全有效的, 并据此推导出资本配置效率的测度方法(王争和史晋川, 2008)^[9]。鉴于现实环境中完全有效的资本配置鲜有实现, 如何在现有条件下提升企业资本配置效率往往成为学界、业界关注焦点。资本配置效率提高意味着在社会资本总量不变情况下, 货币资本能够在利润(价格)信号的驱动下实现在各产业、部门及企业间的高效流动, 借此资本可配置到收益高或具有较高增长潜力的产业或部门(许敏等, 2009)^[10]。封闭条件下, 市场化环境改善(方军雄, 2006)^[11]、金融体系发展完善(Greenwood et al., 2013)^[12]、劳动力市场摩擦减缓(Munshi and Rosenzweig, 2016)^[13]及产业集群效应提升(季书涵等, 2016)^[14]等都将是有助于行业及企业层面的资本配置效率提升。开放条件下, 生产要素跨境流动为企业资本配置效率提升提

供了有利契机,相比无 OFDI 行为的企业,OFDI 企业(可能)会具有较高的资本配置效率,主要原因如下:

1. 边际产业转移

“边际产业转移”理论指出,OFDI 能够实现母国比较劣势产业的国际转移,进而有助于母国资本更多配置于高收益产业或部门(小岛清,1978)^[15],Hiley (1999)^[16]基于日本数据的实证研究表明 OFDI 能够实现母国生产要素由劣势产业向优势产业转移;国内学者杨亚平和吴祝红(2016)^[17]基于微观企业数据的研究显示,以中低收入发展中国家为东道国的劳动密集型制造业 OFDI 存在结构性“去制造业”现象,也即“边际产业转移”理论对中国企业 OFDI 同样具有适用性,并在有助于企业去库存、去产能基础上,实现企业资本配置的高效率(张超,2018)^[18]。

2. OFDI 逆向技术溢出

现有文献表明 OFDI 逆向技术溢出能够对母国技术进步产生积极影响(Lichtenberg and Pottelsberghe, 2001)^[19],针对中国企业的研究同样显示,以发达国家为东道国的 OFDI 可以产生逆向技术溢出,一方面是通过嵌入发达国家高新技术产业集群,通过跟踪模仿、资源共享、人员流动交流等方式汲取东道国研发科技要素;另一方面是借助研发成果返还机制,即海外子公司将前沿性研发成果反馈给母公司,后者在消化吸收基础上,通过溢出效应、示范学习效应等提升(促进)母国技术进步(创新)(Philippe and Laura, 2015^[20];陈昊和吴雯,2016^[21]),并借此实现产业资本由价值链低端环节向高端环节的优化配置(韩亚峰和冯雅倩,2018)^[22]。

3. 要素跨境流动、市场竞争

OFDI 有助于资本或资源配置效率改善的重要机制在于允许生产要素跨境自由流动(白俊红和刘宇英,2018)^[23],开放条件下,资本的天生逐利性得到最大化体现,资本可借助 OFDI 在全球范围内寻找利润最大化的配置方式,从而实现企业资本配置效率的提升。此外,开放条件下 OFDI 企业需要面对更为严苛的东道国与母国双重市场竞争环境,激烈的市场竞争格局加之优胜劣汰机制使得低效率企业被迫让位于高效率企业(王文等,2014)^[24],前者释放出的生产性资源向后者转移的过程中,使得后者高效率 OFDI 企业的资本配置效率得以提升。

4. 政府干预降低

政府行政干预对于资本配置效率的侵害已经得到诸多经验数据的证实(Brandt et al., 2013^[25];雷达和张胜满,2015^[26])。地方政府或出于政绩考核时效性考量,不愿承担因资本配置调整所造成的 GDP 增速短期减缓的政治晋升成本;或出于地方财税收入稳定因素,对关键要素市场加以控制或将生产要素引导至税收产出能力较强的产业(谢乔昕,2014),从而在一定程度上限制或制约资本要素在行业或部门间的自由流动(配置)。企业 OFDI 有助于降低地方政府对要素市场的干预程度,进而提高企业资本配置效率(谢乔昕,2014)。也有文献显示,中国 OFDI 与母国转型期制度缺失和制度约束关系密切(李凝和胡日东,2011)^[27],OFDI 有助于企业规避母国地方政府规制,并对政府干预行为起到一定的制衡作用,从而对企业资本配置效率产生积极影响。鉴于此,本文提出如下假设:

H1: 相较于非 OFDI 企业, OFDI 企业拥有更高的资本配置效率。

(二) 企业所有权特征与资本配置效率

OFDI 对企业资本配置效率的影响作用会因企业所有权差异而有所不同。通常, 以民企为代表的非国有企业的盈利(利润)导向更为明显, 封闭条件下其战略投资规划更多受到市场机制的影响作用(Zhou, 2010)^[28]; 开放条件下民营企业可以更好(更自由)的利用东道国投资环境及机遇, 有效缓解因母国市场分割(周经和王旭, 2019)^[29]等因素造成的国内投资环境不足。民企在 OFDI 过程中, 不仅可以改善资本配置效率, 还可通过学习效应和逆向技术溢出效应显著增强企业的生产效率及技术效率(肖慧敏和刘辉煌, 2014)^[30]。相对而言, 国有企业战略规划及投资决策更多受制于国内制度环境制约。国企尤其是地方国企的实际控制人是地方政府, 考虑到地方国企的利润收入与地方政府的税收紧密关联, 地方政府出于政绩考核时效性的考量, 往往会对地方国企的投资决策施加干预或影响(谢乔昕, 2014), 从而使得地方国企的投资效率受到制约(Chen et al., 2011)^[31]。此种情形下, OFDI 可以为地方国企提供更多资本配置改善空间, 减少地方政府干预投资决策的限制作用。借助 OFDI, 国企不仅可以释放更多生产要素自由流动、合理配置产生的“潜能”; 还可凭借其“天然”的制度性优势, 在 OFDI 过程中受惠于来自国内政府层面的资金扶持和金融机构融资便利(低成本), 这些均会使得(相较于非国企) OFDI 对国企的资本配置效率提升发挥更大的积极作用。尽管同为国有经济, 央企和地方国企在 OFDI 条件下的资本配置效率改善程度(可能)也会有所差异。相较于地方国企, 央企需要承担更多的国家战略层面的(海外)投资任务, 如东道国基础设施建设、资源寻求型的 OFDI 投资决策、解决东道国就业及缓解国内库存、产能过剩压力等(Piotroski and Wong, 2012)^[32], 此种情形下, 央企往往并不将企业利润或股东财富最大化作为首要目标(代昀昊和孔东民, 2017)^[33], 开放条件下对资本配置效率改善的诉求亦并不凸显, 尽管 OFDI 对央企资本配置效率也会产生积极影响。鉴于此, 本文提出如下假设:

H2a: 相较于非国有企业, OFDI 对国有企业资本配置效率的提升作用更为明显;

H2b: 相较于中央企业, OFDI 对地方国企资本配置效率的提升作用更为明显。

(三) 东道国区位选择与资本配置效率

东道国区位选择与 OFDI 企业资本配置效率提升紧密关联, 且直接关系到影响资本配置效率的作用路径。东道国区位视角下 OFDI 影响企业资本配置效率的作用路径可归为两类: 其一, 以小岛清(1978)“边际产业转移”为代表的传统投资理论认为, OFDI 能够实现母国比较劣势产业的国际转移, 有助于母国资本更多配置于高收益产业或部门; 微观经验数据研究也显示, 对于发展中国家的 OFDI 有助于快速消化国内富余产能, 发展中国家广阔的市场空间更有助于实现规模经济和成本优势, 有助于 OFDI 企业利润空间提升的同时, 企业可以更为合理、积极的配置资源(资本), 实现企业再生或升级(王桂军和卢潇潇, 2019)^[34]。其二, 以发达国家为东道国的逆向 OFDI 借助逆向技术溢出效应能够显著提升 OFDI 企业的研发能力及技术创新水平(陈昊和吴雯, 2016), 在此基础上实现产业资本由价值链低端

环节向高端环节的优化配置（韩亚峰和冯雅倩，2018）。处于不同生命周期阶段（新兴、成熟、瓶颈）的企业类型，均可借助逆向 OFDI 提升企业全要素生产率（王桂军和卢潇潇，2019）；相对于顺向 OFDI，逆向 OFDI 也更利于企业技术效率的提升（肖慧敏和刘辉煌，2014）。整体而言，以发展中国家为东道国的顺向 OFDI 和以发达国家为东道国的逆向 OFDI 对企业资本配置效率提升都会产生积极作用，但两者影响的差异性现有文献并未给予清晰阐述。为系统比较不同区位选择下的影响差异性，本文提出如下假设：

H3a：投资于发展中国家或地区的 OFDI 企业拥有更高的资本配置效率；亦或者

H3b：投资于发达国家或地区的 OFDI 企业拥有更高的资本配置效率。

二、模型、变量与数据说明

（一）模型设定

1. 对样本进行倾向得分匹配（PSM）

本文将全部企业分为两组，一组是处理组，即 OFDI 企业，记为 $OFDI=1$ （该企业无 OFDI 行为的年份记为 0）；另外一组为对照组，即无 OFDI 行为的企业，记为 $OFDI=0$ ，假设企业 OFDI 的概率为：

$$P = \Pr\{OFDI = 1\} = \varphi\{X_{i,t-1}\} \quad (1)$$

其中， P 为企业 OFDI 的概率； $\varphi\{\cdot\}$ 为正态累计分布概率； $X_{i,t-1}$ 为匹配变量，表示影响企业 OFDI 的变量。选取企业平均总资产（ATA）、企业年龄（AGE）、主营收入增长率（MIG）、资产负债率（DEP）、资本密集度（CAP）、全要素生产率（TFP）、企业性质（国有企业 GY、民营企业 MY、外资企业 WZ）、行业类别（IND）、年份（YER）等作为匹配变量，匹配变量均滞后 1 期（部分变量作对数处理）。通过概率公式和匹配变量计算处理组和对照组中企业 OFDI 的概率 $P(X)$ ，根据测算结果，从对照组中选取与处理组中企业 OFDI 概率相近的企业，作为匹配后的对照组。

2. 双重差分法（DID）

沿用前文设定，虚拟变量 $OFDI=1$ 表示有海外投资行为（处理组）， $OFDI=0$ 表示无海外投资行为（对照组）；同时定义时间虚拟变量 $Time$ ，企业发生 OFDI 时 $Time=1$ ，未发生时 $Time=0$ 。利用三重固定效应线性模型进行回归，模型如下所示：

$$CAE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 OFDI_{i,t} \times Time_t + \alpha_2 OFDI_{i,t} + \alpha_3 Time_t + \alpha' Control_{i,t} + \chi_t + \eta_k + \lambda_j + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型（2）是标准的双重差分模型，适用于标准前后两期的情形。由于企业首次 OFDI 时间存在差异，且在多期内均有发生，因此需要将（2）式变化为适用于多期双重差分的形式，如下所示：

$$CAE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 OFDI_{i,t} \times Time_t + \alpha' Control_{i,t} + \chi_t + \eta_k + \lambda_j + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $CAE_{i,t}$ 为企业资本配置效率（取绝对值）； i, j, k, t 依次代表企业、行业、省份和年份， $\chi_t, \eta_k, \lambda_j$ 分别代表时间、省份和行业的固定效应， $Control_{i,t}$ 为控制变量，包括企业平均总资产（ATA）、企业年龄（AGE）、主营收入增长率

(*MIG*)、资产负债率 (*DEP*)、资本密集度 (*CAP*)、全要素生产率 (*TFP*), ε_{it} 为模型误差项。交叉项 $OFDI_{i,t} \times Time_t$ 系数 α_1 即为 OFDI 对资本配置效率的作用效果。为进一步验证影响的动态性, 本文拟将对 $CAE_{i,t}$ 当期 (t 期) 及延后 3 期依次进行观测验证。

(二) 数据来源与变量选取

1. 数据来源

本文采用 CSMAR 数据库与商务部《境外投资企业(机构)名录》进行匹配获取微观数据, 并参考学者张海波 (2017)^[35] 做法, 借助上市公司年报获取更多企业 OFDI 信息^①。样本信息如下: 2007—2017 年观测期间涉及上市公司共计 3 677 家, 累积观测样本数目共计 27 274 条。初步对样本进行匹配后再次对 OFDI 企业样本进行筛选与甄别, 剔除仅投资于开曼群岛、英属维尔京群岛、百慕大等避税天堂的样本, 此类企业 OFDI 的主要目的在于避税或逆向流回国内, 可能并没有参与真正的价值创造 (Luo and Tung, 2007)^[36], 最终匹配具有 OFDI 行为 (且直接控股) 的上市公司共计 1 527 家, 累积观测 OFDI 样本数据 6697 条。

2. 企业资本配置效率 (*CAE*) 测度

现有文献中用于测度企业层面投资效率的主要指标包括边际托宾 Q 、Wurgler 模型和 Richardson 模型, 鉴于 Richardson (2006) 模型在一定程度上可较好规避前两类模型中估计样本的幸存性偏见, 成为相关学者测度企业资本配置效率的主流测度模型, 本文借鉴 Richardson (2006) 模型测度方法, 间接测度当前资本配置状态与最优资本配置状态之间的偏差程度; 同时借鉴相关文献做法 (代昀昊、孔东民, 2017), 企业预期资本投资水平的估计模型如下:

$$Ivt_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MIG_{i,t-1} + \beta' Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中 $Ivt_{i,t}$ 为企业固定资产、长期投资和无形资产的净值改变量/平均总资产, $MIG_{i,t-1}$ 为主营业务收入增长率, $Control_{i,t-1}$ 为控制变量, 具体包括: 资产负债率、企业上市年龄、(现金+短期投资)/期初总资产、期初总资产的自然对数、上市公司股票年度回报率和被解释变量的滞后项 ($Ivt_{i,t-1}$)。利用上市公司相关财务数据对 (4) 式进行回归, 用回归方程的残差绝对值测度企业资本投资效率, 且回归残差绝对值越大, 企业资本投资 (配置) 效率越低。在此基础上本文将残差绝对值乘以 100, 以期更加适于变量系数文字表述。

3. 控制变量及其他

企业平均总资产 (*ATA*) 用期初总资产和期末总资产均值的对数表示; 企业年龄 (*AGE*) 用企业成立年限表示; 主营收入增长率 (*MIG*); 资产负债率 (*DEP*) 用总负债除以总资产表示; 资本密集度 (*CAP*) 用企业固定总资产除以企业年末就业人数的对数表示。全要素生产率 (*TFP*), 现有文献多选用半参 OP 法和 LP 法进行全要素生

^①2007—2012 年 OFDI 企业数据源于商务部《境外投资企业(机构)名录》与上市公司 CSMAR 数据库匹配所得, 2013—2017 年 OFDI 企业相关数据源于 CSMAR “海外直接投资”子库, 企业 OFDI 部分数据辅之以上市公司年报信息文本录入方式补足。

产率 (TFP) 测算, 考虑到 OP 法需要企业进入与退出的相关信息, 而本文所选用上市公司数据基本不存在退出样本, 所以本文最终选用 LP 法进行 TFP 测算^①, 行业类别依照 CSRC12 分类, 剔除行业、年份数据不足 10 个的样本以及金融行业样本。主要财务指标均作了 1% 的缩尾处理。相关变量描述性统计参见表 1。

表 1 主要变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
CAE	20 198	6. 2200	6. 7728	0. 0007	45. 9336
CAE_{OFDI}	5 259	5. 220	5. 5692	0. 0007	40. 0376
ATA	27 273	21. 8699	1. 4212	18. 9905	26. 7479
AGE	27 274	16. 2556	5. 6378	1	51
MIG	25 873	0. 4908	1. 5639	-0. 8158	11. 7712
DEP	27 271	0. 4573	0. 2356	0. 0506	1. 2818
CAP	26 289	14. 3496	1. 0885	12. 2690	17. 8640
TFP	25 508	14. 9404	1. 1373	4. 7948	19. 8120

注: CAE 为所有上市公司资本配置效率估计量, CAE_{OFDI} 仅为上市公司中 $OFDI$ 企业资本配置效率估计量; ATA 和 CAP 均为取自然对数后的数值。

三、实证分析

(一) PSM 共同支撑、平衡性与同趋势检验

本文 PSM 方法选取无放回的 1 : 2 邻近匹配方式。选用企业平均总资产 (ATA)、企业年龄 (AGE)、主营收入增长率 (MIG)、资产负债率 (DEP)、资本密集度 (CAP)、企业性质 (国有 GY 、民营 MY 、外资 WZ)、所属行业 (IND)、年份 (YER)、全要素生产率 (TFP) 等变量对样本进行匹配。首先, 从核密度图 1-1 和 1-2 可见, 匹配前处理组和控制组 PS 值分布存在显著差异, 匹配后两组的核密度图绝大部分已重合, 表明通过了共同支撑检验。其次, 由表 2 可见, 经过匹配处理后, 绝大多数匹配变量的标准偏差减少均在 90% 以上, 所有匹配变量标准偏差的绝对值均在 2. 5% 以内, 同时匹配后各变量 T 统计量均在 10% 水平下不显著, 表明匹配变量在处理组和对照组之间不存在显著差异, 通过了平稳性检验。第三, 同趋势检验 (图 1-3), 鉴于多期 DID 的特点, 用 current 表示处理组样本的首次 $OFDI$, d_j 表示处理组样本 $OFDI$ 前的第 j 期, d_j 表示处理组样本首次 $OFDI$ 后的第 j 期, 由于原始数据时间跨度较长, 因此 j 最大只保留 5 期, 超出年份均做缩尾处理, 以 d_5 为基期的检验结果表明, d_4 至 d_1 系数均不显著, 表明其系数与基期没有显著差异: 即 $OFDI$ 前处理组和控制组的趋势是相同的, 满足同趋势假设。进一步观察发现, 除 d_5 系数不显著外, d_1 至 d_4 系数均显著且呈现先增大后减小趋势, 表明 $OFDI$ 对企业资本配置效率的改善作用也可能随时间推移发生改变, 具体情况有

^①在鲁晓东和连玉君 (2012)^[37] 测算基础上, 本文借鉴张海波 (2017) 等方法, 针对财务数据进行了调整。

待 DID 模型进一步检验。为验证匹配结果的稳健性，本文更换了半径匹配（匹配半径为 0.0001）和核匹配方法^①，限于篇幅只汇报了 ATT 及其 t 值，其结果均在 10% 水平上显著为负，亦初步表明 OFDI 企业的资本配置效率要好于非 OFDI 企业。

表 2 倾向得分匹配 (PSM) 平衡性检验结果与处理效应统计表

变量	处理	均值		标准偏差 (%)	标准偏差减少 (%)	T 统计量	T 检验 (P>T)
		处理组	对照组				
ATA	匹配前	22.554	21.826	55.7		35.23	0.000
	匹配后	22.554	22.534	1.5	97.3	0.73	0.467
AGE	匹配前	16.7	16.513	3.5		2.18	0.029
	匹配后	16.7	16.803	-1.9	44.9	-0.95	0.345
MIG	匹配前	0.36069	0.56747	-14.2		-7.88	0.000
	匹配后	0.36069	0.37408	-0.9	93.5	-0.60	0.549
DEP	匹配前	0.46515	0.48748	-10.3		-6.14	0.000
	匹配后	0.46515	0.45975	2.5	75.9	1.32	0.188
CAP	匹配前	14.377	14.363	1.3		0.80	0.425
	匹配后	14.377	14.376	0.0	97.1	0.02	0.983
GY	匹配前	0.36086	0.53166	-34.9		-21.23	0.000
	匹配后	0.36086	0.35939	0.3	99.1	0.15	0.877
MY	匹配前	0.55049	0.41265	27.9		17.15	0.000
	匹配后	0.55049	0.55068	-0.0	99.9	-0.02	0.984
WZ	匹配前	0.05342	0.03311	10.0		6.50	0.000
	匹配后	0.05342	0.05822	-2.4	76.4	-1.06	0.291
IND	匹配前	4.4278	5.0824	-18.5		-10.91	0.000
	匹配后	4.4278	4.5078	-2.3	87.8	-1.29	0.197
YER	匹配前	2014	2012.1	71.1		41.79	0.000
	匹配后	2014	2014	-0.9	98.8	-0.49	0.625
TFP	匹配前	15.483	14.896	52.1		31.99	0.000
	匹配后	15.483	15.492	-0.8	98.4	-0.42	0.672

OFDI 对企业资本配置效率的处理效应						
ATT	临近匹配	N	半径匹配	N	核匹配	N
参与者平均处理效应	-0.2796** (-2.08)	19 546	-0.2639* (-1.95)	19 546	-1.318*** (-9.25)	19 546

注：*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著，括号内为对应的 t 值，下表同。

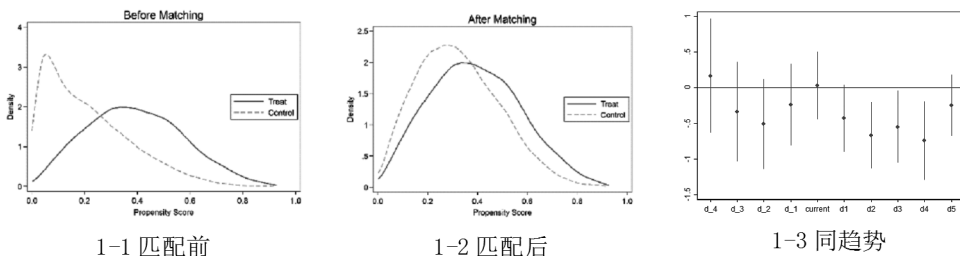


图 1 共同支撑和同趋势检验

①由于篇幅所限，不再汇报半径匹配和核匹配的平稳性、共同支持与同趋势检验结果备案。

(二) OFDI 对企业资本配置效率的影响 (假设 1)

1. 初始检验

假设 1 的初始检验结果如表 3 所示, (1) 列中因变量为当期企业资本配置效率, (2) — (4) 列因变量为延后 1-3 期的资本配置效率。(1) — (4) 列 OFDI 系数均显著为负, 表明随时间推移 OFDI 对企业资本配置效率提升的正向影响效应得以显现: (3) 列中系数绝对值最大且在 1% 水平上通过显著性检验, 表明 OFDI 对企业资本配置效率提升的积极影响作用在 $t+2$ 期达到最佳状态; (4) 列中 OFDI 系数的绝对值及显著性水平 (仅为 10%) 均有所下降, 表明 OFDI 行为 3 期之后对企业资本配置效率提升的积极影响作用开始削弱。可见, OFDI 对企业生产要素流动及高效配置确实起到激励作用, 且具有较为明显的时间效应。

表 3 OFDI 对企业资本配置效率的影响 (DID 估计结果)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$OFDI \times Time_t$	-0.249** (-2.19)			
$OFDI \times Time_{t+1}$		-0.304** (-2.53)		
$OFDI \times Time_{t+2}$			-0.347*** (-2.69)	
$OFDI \times Time_{t+3}$				-0.240* (-1.67)
ATA	0.332*** (5.03)	0.334*** (5.06)	0.335*** (5.08)	0.327*** (4.96)
AGE	-0.019* (-1.92)	-0.019* (-1.93)	-0.019* (-1.91)	-0.018* (-1.83)
MIG	0.309*** (10.08)	0.309*** (10.07)	0.310*** (10.09)	0.310*** (10.10)
DEP	1.203*** (5.13)	1.205*** (5.14)	1.209*** (5.16)	1.219*** (5.20)
CAP	0.431*** (7.70)	0.430*** (7.68)	0.429*** (7.66)	0.432*** (7.71)
TFP	-1.234*** (-17.88)	-1.235*** (-17.90)	-1.236*** (-17.92)	-1.240*** (-17.98)
常数项	12.384*** (11.42)	12.343*** (11.39)	12.346*** (11.41)	12.520*** (11.59)
行业效应	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
N	19 546	19 546	19 546	19 546
Adj-R ²	0.090	0.090	0.090	0.089

控制变量及常数项均通过显著性检验。企业年龄 (AGE) 和全要素生产率 (TFP) 系数显著为负, 表明新建企业及拥有较高生产效率的企业更善于合理、高效配置要素资源。企业平均总资产 (ATA) 系数为正, 表明较高的平均总资产不利于企业资本配置效率提升。资产负债率 (DEP) 和资本密集度 (CAP) 系数亦显著为正, 表明

过高的负债率和固定资产占比制约企业资本配置效率提升；主营收入增长率(MIG)的系数显著为正，则表明企业对于主营业务的持续投资(入)在一定程度上也会制约企业在其他业务领域的资产配置效率。

2. 投资不足与投资过度

进一步验证假设1，借鉴相关文献做法(代昀昊和孔东民，2017)，将企业资本配置效率分为投资不足(残差 <0)与投资过度(残差 >0)两组，重新对模型(3)进行回归。表4结果显示，OFDI对企业投资不足和投资过度的影响作用不尽相同；就影响程度而言，投资不足组的OFDI系数绝对值和显著性水平均略高于投资过度组；就影响的时间效应而言，OFDI对企业投资不足情况的显著性改善作用持续期可以达到 $t+3$ 期；而对企业投资过度情况的显著性改善作用仅持续至 $t+2$ 期。表明封闭条件下企业投资因诸多限制而产生的投资不足(可投资项目过少)或投资过度(投资项目退出或转换成本高)情形，在开放条件OFDI下均会得到显著性改善。此外，表4中OFDI对企业投资不足的影响作用及时间效应整体而言要优于表3中总样本回归结果，亦表明OFDI允许生产要素跨境流动配置，为封闭条件下投资不足企业提供了更为广阔、自由的投资空间及投资契机。

表4 投资不足与投资过度(DID估计结果)

变量	投资不足				投资过度			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$OFDI \times Time_t$	-0.316* (-1.90)				-0.228* (-1.76)			
$OFDI \times Time_{t+1}$		-0.374** (-2.10)				-0.306* (-1.85)		
$OFDI \times Time_{t+2}$			-0.441** (-2.29)				-0.373** (-2.11)	
$OFDI \times Time_{t+3}$				-0.374* (1.74)				-0.236 (-1.21)
常数项	9.797*** (5.75)	9.771*** (5.74)	9.770*** (5.74)	9.854*** (5.79)	14.14*** (9.22)	14.07*** (9.18)	14.01*** (9.14)	14.23*** (9.29)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	10 763	10 763	10 763	10 763	8 783	8 783	8 783	8 783
Adj-R ²	0.093	0.093	0.093	0.093	0.095	0.095	0.095	0.095

注：因版面所限，本表未汇报控制变量回归结果(备案)，下表同。

3. 工具变量验证

为进一步验证基准模型中可能存在的内生性，本文借鉴李后建和张剑(2015)^[38]做法，将企业所在地区相关经济变量作为工具变量。考虑到企业所在省份地区经贸发展环境与企业OFDI发展密切相关，东南沿海省份大多既是贸易大省，市场经济发展水平较为发达，同时又是OFDI大省，如粤、浙等地，故此，本

文选取企业所在省份市场化指数 (Market) 和对外贸易开放度 (Tradeopen)^① 作为工具变量; 同时也采取现有文献常规做法, 另选取内生解释变量 (OFDI) 滞后 1 期作为工具变量, 此种情形下工具变量相对于因变量已属“前定”变量, 取值已固定, 故此与当期扰动项可能并不存在关联性。工具变量回归结果参见表 5。

表 5 OFDI 对企业资本配置效率的影响 (工具变量估计结果)^②

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IV 一阶段	IV 二阶段	IV 一阶段	IV 二阶段	ERM 方程一	ERM 方程二
OFDI		-0.198* (-1.68)		-2.396*** (-3.19)	-1.564*** (-4.13)	
OFDI (t-1)	0.874*** (200.47)					
Market			0.023*** (8.90)			0.243*** (29.20)
Tradeopen			0.093*** (8.56)			0.234*** (7.09)
常数项	-0.215*** (-5.56)	18.222*** (16.01)	-1.159*** (-14.83)	13.210*** (8.62)	16.931*** (14.43)	-2.407*** (-42.13)
Kleibergen-Paap rk		5 727.46***		520.235***		
Kleibergen-Paap Wald		4 000***		274.312***		
Hansen J				1.165		
Hansen J-P 值				0.280		
Coor e.						0.134*** (3.91)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	
N	18 760	18 760	15 838	15 838	15 838	15 838

表 5 中 (1) — (4) 列为工具变量 2SLS 回归结果, 两类工具变量选取下的核心解释变量及工具变量系数均通过显著性检验, 且作用符号也与基准模型一致。(2)、(4) 列中 Kleibergen 和 Paap (2006)^[39] rk LM 统计量在 1% 显著性水平上拒绝“工具变量识别不足”的原假设, Kleibergen 和 Paap (2006) Wald F 统计量也显著大于 10% 的临界值, 即拒绝“工具变量是弱识别”的原假设; (4) 列中 Hansen J 的 P 值为 0.280, 因此不存在“过度识别”, 故此接受“所有工具变量均外生”原假设。上述统计量表明本文工具变量选取有效。为进一步验证 (3)、(4) 列工具变量选取的稳健性, (5) — (6) 列为工具变量扩展回归模型 (ERM) 回归结果,

①市场化指数数据源于王小鲁等《中国分省份市场化指数报告》(2018); 对外贸易开放度为各省份进出口贸易额与 GDP 比值, 相关数据源于历年《中国统计年鉴》。

②(1) — (2) 列为以 OFDI 滞后 1 期为工具变量的 2SLS 回归结果, (3) — (4) 列为以市场化指数和对外贸易开放度为工具变量的 2SLS 回归结果, (5) — (6) 列为以市场化指数和对外贸易开放度为工具变量的 ERM 回归结果。

(5) 列中 OFDI 的系数显著为负, 与前文结果相吻合; (6) 列中两工具变量均显著为正; (5)、(6) 两方程残差相关性为 0.134, 且在 1% 显著性水平上显著, 因此同样证明 OFDI 的确存在一定内生性, 且工具变量的选取是合理的。

4. OFDI 投资特征。本文基于投资区位、投资产业、投资模式、股权模式四维度, 进一步分析不同投资特征对企业资本配置效率的影响差异性。将模型 (3) 中 OFDI 虚拟变量进一步细分为不同投资特征的 OFDI 虚拟变量: 表 6 中 (1) 列若企业只在一个东道国进行投资, 则 $LOAS = 1$; (2) 列若企业在多个国家都有投资行为, 则 $LOAM = 1$ 。(3) 列若企业只针对某单一产业进行投资, 则 $INDS = 1$; (4) 列若企业投资行为涉及多个产业, 则 $INDM = 1$ 。(5) 列如企业投资方式为绿地投资 (新建企业)^①, 则 $GREE = 1$; (6) 列若投资方式为并购, 则 $MERG = 1$ 。(7) 列若新建企业为独资或并购后企业股权占比为 100%, 则 $SOLI = 1$; (8) 列若企业采取合资方式, 则 $JONV = 1$ 。

表 6 不同投资特征对企业资本配置效率的影响差异性 (DID 估计结果)

变量	投资区位		投资产业		投资模式		股权模式	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$LOAS \times Time$	-0.393** (-1.98)							
$LOAM \times Time$		-0.379* (-1.72)						
$INDS \times Time$			-0.399** (-2.22)					
$INDM \times Time$				-0.349 (-1.09)				
$GREE \times Time$					-0.411** (-2.27)			
$MERG \times Time$						-0.216 (-0.43)		
$SOLI \times Time$							-0.367* (-1.96)	
$JONV \times Time$								-0.568* (-1.65)
常数项	12.13*** (9.70)	11.41*** (8.99)	11.94*** (9.73)	11.60*** (8.95)	11.97*** (9.76)	11.34*** (8.60)	12.22*** (9.93)	11.59*** (8.81)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	15 784	15 275	16 135	14 924	16 129	14 622	15 998	14 706
Adj-R ²	0.087	0.087	0.087	0.087	0.087	0.087	0.087	0.087

① 鉴于实际样本中企业多次 OFDI 过程中存在新设方式与并购方式兼具的情况, 此处绿地投资企业仅指采用新设方式进行 OFDI 的企业样本, 企业 OFDI 过程中既包括新设方式又包括并购方式的样本已剔除。并购企业、独资企业、合资企业样本选择方法相同。

回归结果显示,除(4)、(6)列多区位投资、并购模式未通过显著性检验外,OFDI项下其余投资行为(特征)均对企业资本配置效率提升产生显著性的积极影响。就影响作用大小(系数绝对值)而言,合资和绿地方式对企业资本配置效率改善的作用最为突出:绿地投资要在东道国新建企业从事生产运营管理,会给予母公司更多资本配置空间,进而对企业资本配置效率的提升作用更为凸显;相比之下,并购模式下主并企业会面临更多风险及不确定性(并购失败案例多有发生),主并企业与被并企业也需要磨合期与适应期,因而在短期内并购投资对企业资本配置效率的积极作用较难得到体现。股权模式方面,独资与合资影响系数均在10%置信区间上通过显著性检验,且合资经营系数(绝对值)高于独资经营系数,表明中国企业与东道国目标企业(子公司)共担风险、共享收益的合资经营模式对短期内提升企业资本配置效率作用更为凸显。就影响作用的显著性而言,单一区位、单一产业和绿地投资(新建企业)系数在5%置信区间上通过显著性检验,与之相应,东道国多区位和多产业投资对企业资本配置效率提升(当期)虽然也会产生积极影响,但影响作用系数(绝对值)及显著性水平均略逊于前者。此结果表明对于跨国经营经验尚浅的中国企业而言,合理审慎的选择东道国经营范围及国别布局尤为重要。

(二) 企业所有权特征对资本配置效率影响(假设2)

本文在模型(3)基础上引入OFDI与企业所有权性质虚拟变量的交互项,以考察OFDI在不同类型所有制企业中对资本配置效率的影响是否存在差异性。表7中(1) — (2)列结果显示,OFDI对国有企业(GY)和非国有企业(FGY)的资本配置效率提升均产生积极影响,但就影响作用大小(系数的绝对值)和显著性而言,OFDI对国有企业资本配置效率的提升作用显然更为明显,此实证结果与预期相符,假设2a得以验证。为进一步验证假设2b,在(1)列国企样本基础上进一步细化为央企(YQ)和地方国企(DFGQ)样本,(3) — (4)列结果显示:OFDI对地方国企资本配置效率提升具有显著影响作用,央企样本系数虽然为负,但未通过显著性检验;此外,对比(1) — (4)核心解释变量系数可见(地方国企系数绝对值高于国企),剔除央企OFDI“战略性”考量外,开放条件下OFDI给予地方国企释放效能、提高效率极大的空间。假设2b得以验证。为便于进行系统性比较,本文在(2)列非国企样本中进一步细化为民企(MY)和外资(WZ)。(5)列民企与(2)列非国企样本结果基本一致,一定程度上亦表明民营企业当前在我国非国有经济中的代表性。(6)列外企样本系数未通过显著性检验,此实证结果与现实也较为吻合。考虑到当前中国庞大的市场规模及需求,外资投资中国已然为了获得较高的资本回报率(配置效率),此种情形下外企再次进行OFDI对企业资本配置效率提升的影响作用较为有限。

表7 企业所有权特征与资本配置效率 (DID 估计结果)^①

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有	非国有	中央企业	地方国企	民营	外资
$GY \times Time$	-0.542*** (-3.09)					
$FGY \times Time$		-0.315* (-1.69)				
$YQ \times Time$			-0.403 (-1.53)			
$DFGQ \times Time$				-0.621*** (-2.88)		
$MY \times Time$					-0.330* (-1.81)	
$WZ \times Time$						-0.235 (-0.58)
常数项	11.258*** (9.23)	11.998*** (9.86)	11.482*** (8.88)	11.190*** (8.82)	11.928*** (9.72)	11.513*** (8.61)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	16 114	17 418	14 958	15 335	17 133	14 462
Adj-R ²	0.093	0.085	0.091	0.091	0.085	0.088

(三) 东道国区位特征对资本配置效率的影响 (假设3)

在模型(3)基础上进一步引入OFDI与东道国发展水平虚拟变量的交互项,以考察不同发展水平东道国区位下OFDI对企业资本配置效率的影响是否存在差异。其中DVL_P代表发展中国家,DV_{PD}代表发达国家^②。表8中(1)、(2)列基于有无OFDI行为的企业比较;(3)列仅在有OFDI行为的样本内进行比较,东道国仅为发展中国家时DVL_P=1^③,东道国仅为发达国家时DVL_P=0。对比(1)、(2)列结果可见,对发展中国家投资和对发达国家投资都有利于企业资本配置效率提升,在影响作用系数和显著性水平方面两者相差无几。(3)列进一步对比结果同样显示,相较于发达国家,对发展中国家投资对企业资本配置效率提升虽有积极作用但不具显著性。鉴于(1)—(3)列结果无法给予假设3合理充分验证,继而参照学者李磊等(2016)^[40]做法,将投资于发达国家(地区)中的中国香港

^①表7中GY代表国有企业,FGY代表非国有企业;YQ代表中央企业,DFGQ代表地方国有企业;MY代表民营企业,WZ代表外资企业(含独资与合资)。

^②依据联合国开发计划署的划分标准,将《2010年人文发展报告》中人类发展指数不低于0.9的国家定义为发达国家或地区(共计43个国家或地区);其余国家及地区定义为发展中国家或地区。

^③既投资于发达国家或地区又投资于发展中国家或地区的OFDI企业样本已剔除。

样本剔除^①。相比(1)列结果,(4)列回归结果变动较小:即剔除中国香港样本后对考察投资于发展中国家的企业资本配置效应影响的差异性不甚明显;但相较于(2)列结果,(5)列核心解释变量系数绝对值明显提升,也即剔除“制度投机”影响因素后,对发达国家 OFDI 显然更有助于企业资本配置效率提升,假设 3b 得以验证。(6)列核心解释变量系数为正,仍不具显著性。

表 8 东道国区位特征与资本配置效率 (DID 估计结果)

变量	总样本			剔除中国香港样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	发展中国家	发达国家	发展中与发达国家比较	发展中国家	发达国家	发展中与发达国家比较
$DVLP \times Time$	-0.269* (-1.70)		-0.018 (-0.06)	-0.245* (-1.83)		0.205 (0.60)
$DVPD \times Time$		-0.262* (-1.76)			-0.350* (-1.74)	
常数项	12.066*** (9.19)	11.727*** (9.57)	13.958*** (6.60)	12.002*** (8.58)	11.241*** (8.41)	13.451*** (4.88)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	14 761	16 169	4 424	13 389	14 105	2 601
Adj-R ²	0.086	0.087	0.084	0.086	0.087	0.077

(四) 稳健性检验

为进一步验证前文实证结论的可靠性,本文借助以下方法对模型(3)进行稳健性检验。首先,借鉴(代昀昊和孔东民,2017)做法,使用财务指标中的账面市值比(BM)作为主营业务收入增长率MIG的代理变量,借此得到另一个衡量资本配置效率的新指标CAE2,并辅之以原资本配置效率指标CAE,对模型(3)进行稳健性检验。然后,更换PSM匹配方法,利用半径匹配法(匹配半径为0.0001)对处理组样本重新进行匹配,基于新的样本对模型(3)重新进行DID回归。其次,单独使用PSM法,用参与者平均处理效应(ATT)考察处理组与对照组资本配置效率的差异性。再次,使用混合面板加多维固定方法代替PSM-DID方法对模型(3)重新进行估计。应用上述稳健性检验方法对三个假设重新进行验证,回归结果与前述结果相一致,具体内容不再赘述^②。

^①李磊等(2016)研究表明,OFDI于中国香港地区的企业大多具有明显的“制度投机”倾向;在港投资取得外商投资身份后又返回中国大陆投资,这些企业的目的往往是利用外商投资身份获得更多优惠政策,并非在港从事真正的生产经营活动。

^②版面所限,稳健性检验结果文中省略,备案。

四、研究结论

本文研究发现,开放条件下生产要素自由流动,OFDI有助于企业资本配置效率提升:OFDI企业的资本配置效率显著高于非OFDI企业,且存在较为明显的时间效应。依据企业资本配置效率测度数据,将企业投资行为分为投资不足与投资过度,实证结果表明OFDI对企业投资不足情况下的资本配置效率改善作用更为凸显,且持续时间更长。此外,基于OFDI特征的实证分析结果同样表明,尽管不同投资方式特征对企业资本配置效率影响存在显著差异性,但整体而言,OFDI仍有助于企业资本配置效率的提升。进一步基于企业所有权特征的实证分析表明:相比非国企,OFDI对国企资本配置效率提升的积极作用更为明显;具体而言,国企样本中此种激励作用主要表现在地方国企而非央企;非国企样本中此种激励作用主要表现在民企而非外资。基于东道国区位选择的实际结果表明,剔除“制度投机”影响因素(投资中国香港地区样本)后,对发达国家或地区OFDI显然更有助于企业资本配置效率提升。本文提出的三个假设得以验证,稳健性检验结果同样支持假设内容提出。

本文研究结论对企业实现资本优化,产业升级,实现企业可持续发展具有重要启示。鉴于逆向OFDI和顺向OFDI对企业资本配置效率影响路径及作用效果存在差异,企业OFDI区位选择既需要做好战略规划,又需要结合企业自身特点及需求做到因地制宜,充分发挥中国企业优势,实现开放条件下资本配置效率的最优状态。

[参考文献]

- [1] 盘为龙,冯湜. 贸易开放、投资效率与中国的经济增长——基于“Krueger—Bhagwati”范式的经验研究[J]. 世界经济研究, 2007(7): 9-14.
- [2] 赵奇伟. 金融发展、外商直接投资与资本配置效率[J]. 财经问题研究, 2010(9): 47-51.
- [3] 范方志,李琪. 国际技术溢出和中国资本配置效率研究——FDI渠道和进口贸易渠道的比较[J]. 社会科学战线, 2017(3): 42-48.
- [4] 谢乔昕. OFDI对于母国资本配置效率的影响效应研究——基于中国省级面板数据的考察[J]. 工业技术经济, 2014(3): 71-76.
- [5] 潘华锋. FDI双向流动与要素配置效率研究[D]. 浙江工业大学, 2014.
- [6] WURGLER J. Financial Markets and the Allocation of Capital [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1-2): 187-214.
- [7] RICHARDSON S. Over-Investment of Free Cash Flow [J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11(2-3): 159-189.
- [8] 刘建中. 资本配置效率研究的理论基础[J]. 贵州财经大学学报, 2010(2): 17-22.
- [9] 王争,史晋川. 中国私营企业的生产率表现和投资效率[J]. 经济研究, 2008(1): 114-126.
- [10] 许敏,冒乔玲,陆晓晔. 资本配置效率研究综述[J]. 南京工业大学学报(社会科学版), 2009(2): 45-49.
- [11] 方军雄. 市场化进程与资本配置效率的改善[J]. 经济研究, 2006(5): 50-61.
- [12] GREENWOOD J, SANCHEZ J M, WANG C. Quantifying the Impact of Financial Development on Economic Development [J]. Review of Economic Dynamics, 2013, 16(1): 194-215.
- [13] MUNSHI K, ROSENZWEIG M. Networks and Misallocation: Insurance, Migration and the Rural-Urban Wage

- Gap [J]. *American Economic Review*, 2016 (1): 46-98.
- [14] 季书涵, 朱英明, 张鑫. 产业集聚对资源错配的改善效果研究 [J]. *中国工业经济*, 2016 (6): 73-90.
- [15] 小岛清. 对外贸易论 [M]. 周宝廉译. 南开大学出版社, 1987.
- [16] HILEY M. The Dynamics of Changing Comparative Advantage in the Asia-Pacific Region [J]. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 1999, 4 (3): 446-467.
- [17] 杨亚平, 吴祝红. 中国制造业企业 OFDI 带来“去制造业”吗——基于微观数据和投资动机的实证研究 [J]. *国际贸易问题*, 2016 (8): 154-164.
- [18] 张超. 对外直接投资对中国产能过剩治理影响研究 [D]. 东北财经大学, 2018.
- [19] POTTELSBERGHE DE LA P B, LICHTENBERG F. Does Foreign Direct Investment Transfer Technology across Borders? [J]. *Review of Economics & Statistics*, 2001, 83 (3): 490-497.
- [20] PHILIPPE G, LAURA V. Technology-Sourcing Investment Abroad as an Enhancer of Chinese MNEs' Innovative Capabilities [J]. *International Journal of Emerging Markets*, 2015, 10 (2): 243-271.
- [21] 陈昊, 吴雯. 中国 OFDI 国别差异与母国技术进步 [J]. *科学学研究*, 2016 (1): 49-56.
- [22] 韩亚峰, 冯雅倩. OFDI 逆向技术溢出对制造业价值链升级的影响——基于 G20 国家面板数据的研究 [J]. *国际商务——对外经济贸易大学学报*, 2018 (6): 75-85.
- [23] 白俊红, 刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配 [J]. *中国工业经济*, 2018 (1): 62-80.
- [24] 王文, 孙早, 牛泽东. 产业政策、市场竞争与资源错配 [J]. *经济学家*, 2014 (9): 22-32.
- [25] BRANDT L, TOMBE T, ZHU X. Factor Market Distortions across Time, Space and Sectors in China [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2013, 16 (1): 39-58.
- [26] 雷达, 张胜满. 超越要素价格扭曲的新“外向型”发展战略——基于二元边际分析与产品内分工双重视角的实证研究 [J]. *经济理论与经济管理*, 2015 (7): 24-35.
- [27] 李凝, 胡日东. 转型期中国对外直接投资地域分布特征解析: 基于制度的视角 [J]. *经济地理*, 2011 (6): 910-914.
- [28] ZHOU C. Toward an Institutional Ecology of Establishment of Foreign Firms in the Chinese Construction Industry [J]. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 2010, 8 (2): 167-184.
- [29] 周经, 王旭. 国内市场分割影响了中国对外直接投资吗——基于企业微观数据的实证研究 [J]. *国际贸易问题*, 2019 (11): 61-76.
- [30] 肖慧敏, 刘辉煌. 中国对外直接投资提升了企业效率吗 [J]. *财贸经济*, 2014 (5): 70-81.
- [31] CHEN S, SUN Z, TANG S, et al. Government Intervention and Investment Efficiency: Evidence from China [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17 (2): 259-271.
- [32] PIOTROSKI J, WONG T J. Capitalizing China: Institutions and Information Environment of Chinese Listed Firms [J]. *Nber Chapters*, 2012 (47): 201-242.
- [33] 代响昊, 孔东民. 高管海外经历是否能提升企业投资效率 [J]. *世界经济*, 2017 (1): 168-192.
- [34] 王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议与中国企业升级 [J]. *中国工业经济*, 2019 (3): 43-61.
- [35] 张海波. 对外直接投资能促进我国制造业跨国企业生产率提升吗——基于投资广度和投资深度的实证检验 [J]. *国际贸易问题*, 2017 (4): 96-107.
- [36] LUO Y, TUNG R L. International Expansion of Emerging Market Enterprises: A Springboard Perspective [J]. *Journal of International Business Studies*, 2007, 38 (4): 481-498.
- [37] 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 (1): 541-558.
- [38] 李后建, 张剑. 腐败与企业创新: 润滑剂抑或绊脚石 [J]. *南开经济研究*, 2015 (2): 26-60.
- [39] KLEIBERGEN F, PAAP R. Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition [J]. *Journal of Econometrics*, 2006, 133 (1): 97-126.
- [40] 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.

(责任编辑 蒋荣兵)

Can OFDI Improve the Firm-level Capital Allocation Efficiency

LIU Juan CAO Jie ZHENG Fang

Abstract: Based on the data of China's listed companies from 2007 to 2017, this paper examined the impact of OFDI on the firm-level capital allocation efficiency by using PSM-DID methods. The results show that OFDI has a positive impact on firm-level capital allocation efficiency in the current year, and this significant effect can reach its optimum in the third year. And the effect is more prominent and consistent in under-investment samples than over-investment samples. In addition, the effects vary according to different OFDI characteristics. After further introduced enterprise ownership and host country's location characteristics, it reveals that OFDI has more significant effect in local SOEs and private enterprises than in central SOEs and foreign companies, especially when it is located in developed countries. The result of this paper can offer some enlightenment and reference value for the improvement of firm-level capital allocation efficiency in the open economies.

Keywords: OFDI; Capital Allocation Efficiency; DID; PSM