

民营企业对外直接投资缘何发展迅速

——要素市场扭曲视角的解释

王 旭 陶 爽 胡 峰

摘要：不同于发达国家，以中国为代表的发展中国家由于经济制度不完善，存在各种形式的要素扭曲，这一情形使得发展中国家企业对外直接投资的动因有所不同。本文利用2000—2020年中国上市企业数据深入探讨了要素市场扭曲对于民营企业对外直接投资的影响及其背后的渠道，研究表明：（1）国内要素市场扭曲激励了民营企业进行对外直接投资；（2）在要素市场扭曲之下，创新能力更强的民营企业其对外直接投资动机也更强；（3）从要素价格差别化视角进一步探讨要素市场扭曲影响民营企业对外直接投资的内在机理发现，相比国有企业，民营企业在国内承担更高的要素投入成本，从而具有更强的动机前往国际市场开展对外直接投资；（4）要素市场扭曲减弱了民营企业从对外直接投资中所获得的生产率效应，因而要素市场扭曲不利于民营企业对外直接投资的长远发展。本文的研究进一步拓展了有关民营企业对外直接投资动因的理论边界，也为政府营造公平有序的市场环境以促进企业理性投资提供了理论指导。

关键词：要素市场扭曲；民营企业；对外直接投资；生产率

[中图分类号] F74 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 10-0157-18

一、引言和文献综述

当前全球正面临百年未有之大变局，国内外发展环境复杂多变。对外直接投资（Outward Foreign Direct Investment, OFDI）作为连接双循环的重要纽带，在助力打通生产、分配、流通、消费各环节，畅通国内大循环，促进国内国际双循环中发挥着重要作用。2020年面对新冠疫情的冲击，中国对外直接投资逆势发展，OFDI流量首次高居全球首位，其中非公有经济控股的境内投资者OFDI占据50%，民营企业在OFDI中具有越来越重要的地位^①。事实上，自中国实施“走出去”战略以来，

[收稿日期] 2022-02-21

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“中国深度参与全球创新链治理的机制、路径与政策研究”（20&ZD124）

[作者信息] 王旭：华中科技大学经济学院博士研究生；陶爽：华中科技大学经济学院博士研究生；胡峰（通讯作者）：浙江工商大学全球价值链研究中心教授，电子信箱 hufeng@mail.zjgsu.edu.cn

^①资料来源：《2020年中国对外直接投资统计公报》。

非国有企业^① OFDI 发展迅猛。2006 年—2020 年非国有企业 OFDI 占比和企业数量占比稳步上升。从存量上来看, 2006 年非国有企业 OFDI 占比不到 20%, 而在 2020 年这一占比已超过 50%; 从企业数量上来看, 2020 年非国有企业数量占比接近 95%^②。从上述事实分析中不免要提出一个疑问: 为何近年来中国民营企业 OFDI 发展如此之快, 究竟是什么驱动了民营企业海外投资?

已有文献多从市场规模、战略资产、制度质量等东道国视角 (邱立成和杨德彬, 2015^[1]; 皮建才等, 2016^[2]) 和融资约束、政治关联等母国视角探讨中国民营企业 OFDI 的驱动因素 (王碧珺等, 2015^[3]; 宫旭红和任颀, 2017^[4]; 董有德和宋芳玉, 2017^[5]), 而忽视了国内要素市场扭曲这一动因。原因在于近几十年来, 发达国家一直是 OFDI 母国, 与发展中经济体相比, 它们受到的国内扭曲程度要小得多。相比之下, 发展中国家由于经济制度的不完善存在各种形式的扭曲。例如, 印度政策不确定性以及繁琐的程序对于企业发展和市场的资源配置产生了重要影响 (Hsieh and Klenow, 2014)^[6], 中国政府对于国有企业在一定程度上的倾斜 (Brandt et al., 2013)^[7]。已有一些事实表明, 民营企业试图通过开拓海外市场来规避国内制度扭曲。例如吉利汽车公司的成功在于其发展的早期阶段就开始进行国际扩张 (例如 2010 年的收购)。上述研究仅考察了各种市场扭曲行为与微观主体的直接关系, 但并未解释要素市场扭曲如何影响中国民营企业 OFDI。具体而言, 一个重要的问题尚未在要素市场扭曲框架内得到解释: 要素市场扭曲是激励了还是抑制了民营企业 OFDI?

本文从要素价格差别化视角探讨了要素市场扭曲影响民营企业 OFDI 的内在机理。具体而言, 在国内市场上, 民营企业可能会比国有企业承担更高的要素投入成本; 但处于国外市场时, 不同所有制企业面临着相同的市场环境。究其原因, 这种要素价格差异主要来源于国内资本市场和土地市场, 因为国有银行是中国银行业的主体, 且土地大部分为政府所有, 而且政府会对这些要素资源进行干预和调控。研究表明, 国有企业在政府支持之下更有可能获得融资优惠, 尽管国有企业的效率低于民营企业 (Manova et al., 2015)^[8]。因此, 民营企业在购买这些要素资源时可能需要支付更高的价格。而当企业在海外生产时, 这种差异的来源将不复存在。正是由于这种要素价格差别化的存在, 使得民营企业更有动机前往国外市场进行生产, 以规避国内要素市场的扭曲。上述分析表明, 要素市场扭曲会对民营企业 OFDI 决策产生重要影响。除此之外, 不禁要问: 在企业进入国际市场开展生产活动后, 国内要素市场扭曲是否会对其生产率产生影响? 对此, 本文进一步从生产率效应的视角考察要素市场扭曲对于企业 OFDI 的长远影响。

与现有文献相比, 本文可能的边际贡献为: 首先, 本文尝试从要素价格差别化视角揭示近年来中国民营企业相比国有企业其 OFDI 快速发展的重要驱动力。虽然已有少数文献关注了要素市场扭曲对于中国企业 OFDI 的影响, 例如王文珍和李平

①包括民营企业和外资企业。

②上述数据均来源于 2006—2020 年《中国对外直接投资统计公报》。

(2018)^[9] 研究表明中国要素市场扭曲促进了企业 OFDI; 周经和王馗 (2019)^[10] 探讨了国内市场分割对于中国企业 OFDI 的影响, 发现要素市场分割程度上升提升了企业 OFDI 的倾向, 然而这些研究并未就要素市场扭曲影响民营企业 OFDI 的内在机理进行深入探讨。区别于这些研究, 本文从中国要素市场扭曲的存在使得国有企业和民营企业在国内面临差异化的要素投入成本这一事实出发, 从要素价格差别化视角揭示了要素市场扭曲影响民营企业 OFDI 的内在机理。

其次, 本文丰富了有关中国民营企业 OFDI 影响因素的研究。现有文献多从市场规模 (邱立成和杨德彬, 2015)、技术差距 (皮建才等, 2016)、融资约束 (王碧珺等, 2015)、政治关联 (胡大猛等, 2020)^[11]、外交关系 (Aleksanyan et al., 2021)^[12]、土地持有 (Ding et al., 2022)^[13] 等视角分析中国民营企业 OFDI 的影响因素。虽有个别文献涉及了要素市场扭曲与中国企业 OFDI 的相关研究, 但本文聚焦于考察要素市场扭曲对于民营企业的经济后果。即便面临要素市场扭曲, 国有企业也能够凭借身份特征在生产经营中长期获得政府支持, 因而受到制度约束的影响是较小的。民营企业在面临要素市场扭曲时需要以更高的成本获取生产所需资源, 通过逃离国内制度约束以实现利润最大化, 因而具有强烈的动机拓展海外市场 (Amighini et al., 2013)^[14]。

最后, 本文丰富了探讨 OFDI 生产率效应的相关研究。企业通过 OFDI 获得国际上先进的管理经验、技术等, 以技术转移、技术吸收机制获取 OFDI 学习效应, 进而提升其生产率。现有文献从吸收能力 (李梅和柳士昌, 2012)^[15]、人力资本水平 (Ali et al., 2018)^[16]、技术差距 (杜龙政和林伟芬, 2018)^[17]、知识产权保护 (Kleinm, 2018)^[18] 等视角考察了 OFDI 生产率效应的影响因素。然而这些文献忽视了一个重要的条件: 企业试图通过 OFDI 获取技术溢出效应, 但这种技术效应的提升是建立在本国企业在良好国内制度环境中对技术和知识的吸收、学习、模仿和再创新基础之上的。本国要素市场发育的不完全可能会影响企业从 OFDI 获得的生产率效应。因此, 本文立足于中国要素市场扭曲仍普遍存在这一事实, 实证检验要素市场扭曲与民营企业 OFDI 生产率效应的关系, 从生产率视角考察要素市场扭曲对于民营企业 OFDI 长远发展的影响。

二、研究假说

(一) 要素市场扭曲与民营企业 OFDI

Luo 和 Tung (2007)^[19] 提出“跳板理论”, 该理论认为发展中经济体不完善的经济制度是本国企业实施国际化经营战略的重要驱动力之一。沿循该文章, Luo 等 (2010)^[20] 将新兴经济体企业 OFDI 看作是规避母国制度约束以及获取海外资产弥补竞争劣势的双重战略反应。但不同所有制企业存在着差异化的投资动因, 国有跨国企业主要受政府政策驱动, 而民营企业受国内制度约束程度更大, 使之更有可能进行 OFDI。这一结论也表明, 相比国有企业, 民营企业 OFDI 行为与国内制度扭曲有着更为明显的联系。

从中国的现实来看,自改革开放以来市场化改革已卓有成效,但相较于发达经济体来说,市场制度仍不尽完善,要素市场扭曲现象依旧较为普遍。企业获取要素的实际价格偏离市场平均价格,要素供求关系无法通过要素实际价格反映。要素市场扭曲的形成多是由政府政策以及干预机制造成的,包括预算软约束、隐性担保等(Bai et al., 2019)^[21],尤其是面对不同所有制企业时,其扭曲程度可能更为明显。具体来看,就资本市场而言,在政府担保之下国有企业能够较为容易地获取优质金融资源,而民营企业往往面临较为严重的融资约束(Midrigan and Xu, 2014)^[22]。同时,在土地市场上,作为土地经营者和管理者的地方政府垄断了土地供应一级市场(余靖雯等, 2015)^[23]。为促进地方经济发展和GDP增长,政府会在一定程度上扶持当地国有企业,给予较低的土地购买价格,而民营企业则需要支付较高的价格以购买所需的土地资源(Tian et al., 2015)^[24]。企业在实施国际化战略进入国际市场后,所有企业都面临相同的市场环境,不同所有制企业投入成本差异来源不复存在。

从投资动机上看,国有企业在获取政府资金支持的同时也肩负着国家政治和资源长期发展的战略目标,选择投资东道国和行业时带有一定的偏好。除此之外,国有企业存在的委托代理问题使其OFDI活动更多的是高管追求政治资本而非利润最大化的选择(蒋冠宏, 2015)^[25]。民营企业由于不存在过多政治负担,因此拥有更大的自主权和灵活性。为实现利润最大化的目标,企业可能会选择开展OFDI活动以规避国内过高的要素成本,加之母国高层领导人频频出访东道国,与东道国建立良好的政治互信,积极推进与东道国签订双边投资协定,有助于弥补母国制度支持的不均衡性,这对于民营企业OFDI起到一定程度的促进作用。OFDI能够为民营企业提供规避政策歧视和所有制约束的替代机制和发展机会,因此民营企业在要素扭曲之下更有动力开展OFDI活动。为此,提出如下假说。

假说1:要素市场扭曲激励了民营企业进行OFDI。

(二) 政治关联的调节作用

在市场化过程中,政府通常具有推动市场变革和管理市场秩序的作用,同时也调控着重要的要素资源,因此企业不可避免地需要与政府建立一定的联系。已有文献考察了政治关联对于企业绩效以及OFDI的影响(Phan et al., 2020)^[26]。在民营企业OFDI过程中,企业政治关联这一制度资本如何影响其在要素市场扭曲之下的对外投资行为?对此,政治关联可能会成为企业在现行制度安排下扭转其弱势地位的制度资本。

一方面,与政府具有政治关联的民营企业更有可能获取政府调控的银行贷款、政府补贴等关键要素资源,弥补了因要素市场扭曲造成的资源配置不合理的问题,逆转了民营企业在要素扭曲下的资源劣势地位。此外,具有政治关联的企业能够及时了解政府政策动向等信息,甚至参与制定相关政策,减弱政治干预或政策变化带来的不确定性(Ang and Boyer, 2007)^[27]。另一方面,通过与本地政府建立特定关系获取关键要素资源,具有政治关联的企业习惯于采用此种方式形成一整套经营、管理体系(贺炎林和丁锐, 2012)^[28]。但这种体系仅适用于本国制度环境,难以在国外市场环境中复刻。具有政治关联的企业对制度依赖会逐步加深,难

以适应国外激烈的市场竞争。相反,缺乏政治关联的企业由于在本地市场中处于竞争劣势,且缺乏逆转竞争劣势的手段,因此更有可能进入国际市场开展经营活动。为此,本文提出如下假说。

假说2:政治关联减弱了民营企业在面临要素市场时的OFDI倾向。

(三) 企业创新能力的调节作用

尽管在要素市场扭曲之下,民营企业进行OFDI的倾向更大。但企业若想顺利进入国际市场克服外来者劣势还需具备一定的投资能力和竞争优势(Stoian and Mohr, 2016)^[29]。既有研究表明企业创新能力不仅是获取竞争优势的重要来源,也是开拓海外市场从事OFDI活动的基本前提和有效保障(Luo and Tung, 2007)。创新能力更强的企业在面临要素市场扭曲时更有可能进行OFDI。一方面,创新能力较强的企业能够最大化地开发现有资源的潜在价值,并且能够有效整合新获取的资源。企业在全球范围内获取的信息有助于发现和利用国际商业机会,识别OFDI过程中可能面临的风险。另一方面,创新能力较强的企业积累了雄厚的技术基础和较强的技术吸收能力,有助于缩小与东道国企业的技术鸿沟,以吸收行业领先企业的先进技术,并将其与现有知识进行整合。因此,创新能力较弱的企业在要素市场扭曲下因缺乏知识基础和吸收能力,即便勉强进入国际市场也难以应对错综复杂的国际竞争,因而无法实现长期可持续发展。而创新能力较强的企业在OFDI过程中充分吸收东道国企业的先进技术,实现创新追赶。为此,提出如下假说。

假说3:创新能力增强了民营企业在要素市场扭曲之下的OFDI动力。

三、数据与模型设定

(一) 模型设定

通过引入计量模型检验要素市场扭曲对于民营企业OFDI的影响,具体模型如下:

$$OFDI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dist_{pt} + \gamma X_{it} + \theta_p + \delta_j + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别代表企业和年份, $OFDI_{it}$ 代表民营企业的OFDI虚拟变量,有投资则为1,无投资则为0; $dist_{pt}$ 代表企业所在地区要素市场扭曲程度; X_{it} 表示企业层面的一系列控制变量。此外,模型还控制了时间 τ_t 、行业 δ_j 以及地区 θ_p 固定效应。

(二) 变量选取

1. 要素市场扭曲

现有关于要素市场扭曲程度的测度方法主要包括生产函数法、市场化指数法以及基于扭曲税收的视角。本文采用市场化指数法衡量要素市场扭曲程度,主要考虑如下:地方政府对要素市场进行干预和控制造成要素流动障碍、要素价格差别化进而导致要素市场扭曲(张杰等,2011)^[30],因而采用要素价格扭曲等指标无法反映要素市场扭曲全貌。此外,该指数充分考虑了各地区间的市场化进程相对差异。本文参考戴魁早和刘友金(2016)^[31]的研究,采用标杆分析法的相对差距指数测度

要素市场扭曲程度^①。

2. 控制变量

企业规模：采用企业员工数对数值表示；资本密集度：采用固定资产总计与员工数比值衡量，其中固定资产采用历年固定资产价格指数进行平减；融资因素：采用企业负债总额与总资产比值衡量；企业年龄：采用当年年份减去企业成立年份的差值衡量；劳动力成本：采用员工工资与员工数比值的对数值衡量；全要素生产率：采用LP法测度企业全要素生产率。

(三) 数据来源

与现有文献识别上市企业OFDI行为的做法一致（刘莉亚等，2015^[32]；胡大猛等，2020；Liu et al.，2021^[33]），本文利用CSMAR海外投资数据库依据上市公司的关联公司信息来识别企业是否进行OFDI。本文将关联关系为“上市公司子公司”“上市公司合营公司”“上市公司联营公司”，且关联方注册地在大陆之外的，而且控制权益比例超过10%的公司视为该上市公司的OFDI。据此，搜集了2000—2020年沪深A股上市公司OFDI数据，进一步地对样本进行如下筛选：只保留制造业企业；删除投资于开曼群岛，英属维尔京群岛、百慕大群岛以及中国香港的企业；删除在研究期内被ST或*ST处理的上市公司；删除不符合会计准则的样本。要素市场扭曲指标的测度数据来源于王小鲁等（2021）^[34]。

四、实证分析

(一) 基准回归

表1第(1)列报告了二值选择(Logit)模型的估计结果。为了考察民营企业在要素市场扭曲之下是否更有可能进行OFDI，本文在回归模型中控制了几个关键的企业特征变量以及年份、地区和行业固定效应。要素市场扭曲估计系数显著为正，表明要素市场扭曲提升了民营企业参与OFDI的概率。

本文的基准结论为民营企业在受到更高层次的要素市场扭曲之下更有可能进行OFDI，而国有企业受到的要素市场扭曲程度较低，那么要素市场扭曲是否激励了国有企业参与OFDI？若果真如此，那么要素市场扭曲与民营企业OFDI之间的关系并非特有的。因此在第(2)列中引入国有企业OFDI指标，具体做法如下：被解释变量若为国有企业OFDI则取值为1，否则为0。其结果表明要素市场扭曲对于国企OFDI不存在显著影响。

考虑到跨国并购主要是为了寻求目标企业更为先进的技术优势，因此绿地FDI相比并购型FDI更适合本文的研究，本文在表1第(3)列剔除了含有跨国并购的样本。

部分民营企业可能会在出口目的地设立贸易办事处以促进对特定市场的出口，这种出口导向型的FDI本质上属于垂直型FDI，本文的理论可能不适用于这种类型

^①具体计算公式见戴魁早和刘友金（2016）。

的企业，因此在表1第(4)列剔除该类型企业。

根据 Melitz (2003)^[35] 的相关研究，企业 OFDI 行为可能会在一定程度上改善国内资源配置状况，要素市场扭曲程度受到企业 OFDI 的影响可能会有所下降，因此模型可能存在互为因果的内生性问题。本文参考王碧珺等 (2015) 的研究，对样本进行处理，仅保留企业首次参与 OFDI 的样本，以克服内生性问题带来的实证结果偏差，估计结果见表1第(5)列。

表1 基准回归

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | Logit 模型 | 国企 | 剔除跨国 并购企业 | 剔除出口 导向型企业 | 首次 OFDI |
| 要素市场扭曲 | 0.352*** (0.109) | 0.082 (0.153) | 0.299*** (0.112) | 0.365*** (0.118) | 0.229* (0.133) |
| 全要素生产率 | 0.008 (0.107) | 0.2830* (0.147) | 0.060 (0.110) | -0.010 (0.118) | 0.088 (0.128) |
| 企业规模 | 0.651*** (0.040) | 0.410*** (0.043) | 0.649*** (0.041) | 0.716*** (0.045) | 0.439*** (0.049) |
| 资本集中度 | 0.145*** (0.033) | 0.156*** (0.041) | 0.141*** (0.034) | 0.152*** (0.036) | 0.063 (0.041) |
| 融资因素 | 0.032 (0.153) | 0.445** (0.175) | 0.017 (0.162) | 0.011 (0.173) | -0.153 (0.261) |
| 企业年龄 | -0.035*** (0.005) | -0.020** (0.008) | -0.036*** (0.005) | -0.021*** (0.005) | -0.035*** (0.006) |
| 劳动力成本 | 0.472*** (0.126) | 0.221 (0.181) | 0.403*** (0.130) | 0.459*** (0.136) | 0.365** (0.153) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 9 796 | 7 314 | 9 204 | 8 068 | 6 853 |

注：括号内为稳健标准误，***、**和*分别表示在0.01、0.05、0.1的水平上统计显著。下表同。

(二) 政治关联和创新能力的调节作用

1. 政治关联的调节作用

通过加入要素市场扭曲与政治关联的交互项以考察政治关联在要素市场扭曲与民营企业 OFDI 关系中所起到的作用。参考贾明和张喆 (2010)^[36] 的研究，采用企业高管或股东有无政治背景的虚拟变量以衡量企业政治关联指标^①。根据表2第(1)、(2)列的估计结果，要素市场扭曲与政治关联估计系数虽为负但不显著，说明相较于没有政治关联的企业而言，有政治关联的企业并未显著降低其 OFDI 动

^①数据来源于国泰安 CSMAR 数据库。

机，这也表明政治关联并未减弱民营企业在要素市场扭曲之下的 OFDI 倾向。

2. 创新能力的调节作用

本文进一步加入要素市场扭曲与创新能力的交互项以考察创新能力的调节作用。关于企业创新能力的度量，本文参考 Tsao 和 Chen (2012)^[37] 的研究，采用研发投入^①衡量企业的创新能力。研发投入表现为一个企业对于组织创新上的重视和努力程度，以此作为企业创新能力和意愿最直观的度量方法。根据表 2 第 (3)、(4) 列的估计结果，要素市场扭曲与企业创新能力交互项显著为正，说明创新能力强化了民营企业在要素市场扭曲之下的 OFDI 动机。

上述结果表明在要素市场扭曲之下，民营企业具有强烈的 OFDI 动机，尤其是对于创新能力更强的民营企业，而是否具有政治关联这一因素并未显著影响民营企业的 OFDI 倾向。

表 2 政治关联和创新能力的调节作用

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| 要素市场扭曲 | 0.523 *** (0.117) | 0.455 *** (0.117) | 0.386 *** (0.115) | 0.374 *** (0.122) |
| 政治关联 | -0.225 *** (0.052) | -0.174 *** (0.056) | | |
| 创新能力 | | | 8.169 *** (2.954) | 5.151 * (2.833) |
| 要素市场扭曲 × 政治关联 | -0.040 (0.037) | -0.020 (0.039) | | |
| 要素市场扭曲 × 创新能力 | | | 4.551 *** (1.325) | 3.867 *** (1.303) |
| 年份固定效应 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 行业固定效应 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 地区固定效应 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 样本量 | 9 249 | 9 226 | 9 036 | 9 006 |

注：除特殊说明表格每一列均加入了控制变量。下表同。

(三) 影响渠道：要素价格差别化

先前的分析表明中国国有企业较民营企业而言可能以较低的利率获取生产所需资金 (Feenstra et al., 2014)^[38]。同时，国有企业也可能以较低的价格购买土地资源 (Tian et al., 2015)。为了考察这一差异，本文首先构建一个衡量公司利率水平的指标，然后加入企业所有制的虚拟变量 PC ^②，若民营企业获得外部资金的成本高于国有企业，那么可以观察到该虚拟变量系数显著为正。根据表 3 第 (1) 列的

①具体计算公式为：研发投入 = 研发费用 / 总资产。

②利率 = 利息支出 / 总负债，数据来源于 Wind 数据库。 PC ：民营企业为 1，国有企业为 0。

估计结果, PC 指标估计系数显著为正, 表明民营企业支付的利率高于国有企业, 民营企业承担了更高的融资成本。

其次, 本文通过企业单位土地价格对所有制虚拟变量 PC 进行回归, 以考察国有企业和民营企业的土地成本差异, 估计结果列于表 3 第 (3) 列。考虑到土地市场扭曲可能会使企业调整其法人地位, 在第 (4) 列加入滞后一期的所有制指标 PC_1 , 以避免同期偏误。表 3 第 (3)、(4) 列的估计结果显示, PC 指标显著为正, 说明民营企业确实比国有企业支付了更高的单位土地价格。第 (5) 列进一步使用地级市每年土地成交价格数据^①, 通过构建 $PC\ intensity$ 变量^②, 以衡量民营企业获取土地的成本。若民营企业获取土地成本更高, 那么可以观察到, 在民营企业密集度更高的城市, 其平均地价更高。考虑到城市土地总需求可能会影响土地价格, 因此本文在第 (5) 列控制了城市土地总成交额以及城市固定效应。在上述情形下, $PC\ intensity$ 系数显著为正, 说明民营企业承担了更高的土地成本。

表 3 影响渠道检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------------|
| | 利率 | OFDI | 土地价格 | | | OFDI |
| PC | 0.006*** (0.001) | 0.233*** (0.063) | 0.040*** (0.012) | | | 0.253*** (0.031) |
| PC_1 | | | | 0.043*** (0.011) | | |
| $PC\ intensity$ | | | | | 0.183*** (0.005) | |
| 总成交额 | | | | | 1.079*** (0.002) | |
| $PC \times$ $difference$ | | 1.151** (0.555) | | | | 0.00023** (0.000097) |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 否 | 是 |
| 城市固定效应 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 | 否 |
| 样本量 | 18 208 | 18 101 | 11 816 | 11 816 | 8 638 | 15 415 |

注: 第 (2) 列 $PC \times difference$ 表示企业所有制和二位数行业利率水平差异交互项, 第 (6) 列 $PC \times difference$ 表示企业所有制和二位数行业土地价格水平差异交互项。列 (2)、(6) 分别加入了行业利率差异和土地价格差异的变量, 限于篇幅未列出。第 (1) 列被解释变量为企业利率, 第 (2)、(6) 列被解释变量为企业是否 OFDI, 第 (3)、(4) 列被解释变量为企业层面的土地价格, 第 (5) 列被解释变量为城市层面的土地价格。

上述结果表明, 相比于国有企业, 民营企业在国内承担了更高的融资和土地成本, 那么这些差异是否推动了民营企业进行 OFDI 呢? 为了验证这一影响渠道, 本

^①数据来源于《中国国土资源统计年鉴》。参考 Tian 等 (2015), 本文只采用通过市场渠道出售的土地, 包括协议、拍卖、招标和挂牌, 排除了通过政府直接租赁和划拨方式向国有企业转让的土地。

^② $PC\ intensity = \text{民营制造业企业数量} / \text{该地级市制造业企业总数}$ 。

文进行如下实证设计：假设在扭曲程度更高的行业民营企业更有可能开展 OFDI。本文构建了一个表示所有制的虚拟变量 *PC* 和行业层面利率差异 *difference* 的交互项^①，若交互项系数显著为正，则说明相比其他行业，位于资本扭曲程度更高行业的民营企业更有可能进行 OFDI。根据表 3 第（2）列的估计结果，交互项估计系数显著为正，说明位于利率差异更大行业的民营企业更有可能开展 OFDI。就土地市场而言，本文首先获取样本期内企业土地总成本^②，然后计算二位数行业上民营企业与国有企业单位土地成本差异，最后将民营企业虚拟变量 *PC* 与行业土地成本差异变量 *difference* 的交互项进行回归。根据表 3 第（6）列的估计结果，交互项估计系数显著为正，说明相比位于土地扭曲程度较低行业的民营企业来说，位于扭曲程度更高行业的民营企业更有可能进行 OFDI。

上述影响渠道表明，要素价格差别化使得民营企业相比国有企业在国内承担更高的融资和土地成本，进而使得民营企业具备更强的动机前往国际市场开展 OFDI。

（四）稳健性检验

1. 加入更多影响企业 OFDI 的因素

考虑到企业以往的 OFDI 经验（经验学习）、同行业企业 OFDI 经验（外溢效应）能显著影响企业 OFDI 行为，激烈的国内产品市场竞争是企业实施对外贸易和 OFDI 的重要动因，因此在表 4 第（1）列控制了企业自身投资经验^③、同行业企业投资经验^④以及行业竞争程度（HHI 指数）。第（1）列结果表明，在加入这些因素后，要素市场扭曲估计系数仍显著为正。

2. 加入完善要素市场扭曲的相关政策

2008 年修订颁布的《劳动合同法》提高对劳动者的保护以及进一步明确了最低工资标准，这一政策颁布有利于推动要素市场改革，降低要素市场扭曲程度，使要素市场逐步趋于整合，那么要素市场扭曲对于民营企业 OFDI 的影响是否也会改变？为此，本文将样本分为两个时间点，分别为 2000—2008 年和 2009—2019 年，以考察要素市场扭曲与民营企业 OFDI 之间的关系是否会因颁布该政策而产生较大变化。根据表 4 第（2）、（3）列的结果，要素市场扭曲在两个样本中均显著为正，说明仅仅完善劳动力市场还无法根本扭转民营企业迫于要素市场扭曲压力而做出的 OFDI 决策这一困境，政府仍需加大要素市场改革力度，促进各类要素有序自由流动。

3. 替换要素市场扭曲测度指标

考虑到基准回归中要素市场扭曲指标是基于地区层面市场化指数测算所得，本文参考现有文献常用方法进一步采用生产函数法测度企业层面的要素市场扭曲指标

①行业利率差异：同一行业内民营企业平均利率减去国有企业平均利率。

②具体衡量方法见 Chen 等（2019）^[39]。

③自身经验用企业 *i* 在 *t* 期以前在相同市场 *j* 的投资次数表示。

④同行业企业投资经验用在 *t* 期之前与企业 *i* 同行业的其他企业选择国家 *j* 作为东道国的投资次数表示。

(刘竹青和佟家栋, 2017)^[40]。将上述基于企业层面测度的要素市场扭曲指标^①替换基准回归中的要素市场扭曲指标进行重新回归, 根据表4第(4)列的估计结果, 要素市场扭曲指数仍显著为正, 说明本文结论具备稳健性。

表4 稳健性检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|--------|----------------------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| | 加入其他影响因素 | 2000—2008 | 2009—2020 | 替换要素市场扭曲指标 | 要素市场扭曲 | 是否 OFDI | 是否 OFDI | OFDI 金额 |
| | 劳动合同法 | | | | IV | | 样本选择问题 | |
| 要素市场扭曲 | 0.472*** (0.118) | 0.502* (0.268) | 0.320*** (0.121) | 0.434*** (0.134) | | 1.456*** (0.482) | 0.146** (0.059) | 0.310*** (0.096) |
| 自身经验 | 0.313*** (0.022) | | | | | | | |
| 同行业经验 | -0.079*** (0.005) | | | | | | | |
| HHI | 3.616*** (0.452) | | | | | | | |
| 工具变量 | | | | | 0.042*** (0.003) | | | |
| Lambda | | | | | | | | -1.105 (0.893) |
| C-D F | | | | | 33.136 | | | |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| N | 9 648 | 2 808 | 6 947 | 9 796 | 6 932 | 6 932 | 4 682 | 4 682 |

注: C-D F 统计量为 Cragg-Donald Wald F 统计量。

4. 内生性问题的再考察

虽然本文已在基准回归中采用首次 OFDI 企业样本以缓解互为因果的内生性问题, 但为了进一步验证结论的稳健性, 本文进一步采用工具变量法以解决可能存在的内生性问题。参考 Card 和 Krueger (1996)^[41] 集聚数据处理方法^②, 按企业所在

①具体计算公式见刘竹青和佟家栋(2017)的研究。

②该方法在同侪效应的检验中经常使用, 比如某个个体所取得的经济社会成果, 通常受到其所处班级、社区、学校等特征的影响, 为避免回归过程中的内生性问题, 相关研究一般借助集聚数据作为相应的工具变量。该方法操作原理: 将样本按照某个或某几个特征, 比如性别、城市、毕业学校等进行分组, 然后计算每组中所有样本内生变量的均值作为其相应的工具变量。

城市以及所属行业对企业进行分组,以要素市场扭曲作为内生解释变量,将每个分组视作一个集合并计算相应的工具变量,具体公式为 $X_{ij} = \frac{1}{M-1} \sum_{\substack{n \in N \\ n \neq i}} Y_{nj}$,其中 X_{ij} 表示内生变量 i 相应的工具变量 j , Y_{nj} 为企业 n 的工具变量 j , M 为分组 N 中的元素个数。该集聚数据处理方法使得地区、行业层面的集聚数据均值与单个企业内生变量数值密切相关。属于同一分组内的企业其所在地区和所属行业相同,但其所进行的OFDI活动相对独立,本文利用这些工具变量进行2SLS回归。

表4第(6)列结果表明,要素市场扭曲估计系数仍显著为正,说明要素市场扭曲确实激励了民营企业OFDI。第(5)列对工具变量有效性进行检验,Cragg-Donald Wald F统计量为33.136,大于10,拒绝“弱工具变量”假设。此外,本文选取的工具变量个数与内生解释变量个数一致,不存在过度识别问题。因此本文所选取的工具变量是有效的。

5. 样本选择问题

基准回归中本文分析了要素市场扭曲对于企业OFDI决策的影响,但并未就企业OFDI规模进行展开分析。此外,在上市企业中仅有部分企业进行了OFDI,而其他企业并未进行OFDI。上述问题可能会造成样本选择偏差而导致内生性。参考刘青等(2017)^[42]的研究,本文采用Heckman二阶段选择模型克服上述问题。具体而言,在第一阶段中利用Probit模型考察企业OFDI决策,并由此计算出逆米尔斯比,再将逆米尔斯比引入第二阶段,估计投资规模^①方程。表4第(7)、(8)列分别是第一、二阶段估计结果。第(8)列中 λ 不显著,说明不存在严重的样本选择问题^②,但仍然可以利用第二阶段考察企业OFDI规模问题。要素市场扭曲估计系数显著为正,表明要素市场扭曲的存在不仅提升了民营企业参与OFDI的概率,还进一步驱动了企业投资规模的增加。

(五) 进一步分析:要素市场扭曲、生产率效应与民营企业OFDI长远发展

在基准回归中,本文发现要素市场扭曲激励了民营企业进行OFDI,但并非所有民营OFDI企业都具备“走出去”的特定优势。要素市场扭曲的存在使得民营企业缺乏生产所需的要素资源,在未形成特定优势前就开展OFDI活动必定会使这部分企业在进入国际市场后处于不利地位,进而不利于企业生产效率的提升。

^①CSMAR海外投资数据库记录了上市公司对海外关联企业的投资额,但由于缺失值过多(超过50%),因而无法采用这一数据。本文参考胡大猛等(2020)、Liu等(2021)的方法,将海外分支机构注册资本以世界银行各国年度官方平均汇率折算成人民币计价,然后与上市公司控制权益比例相乘得到单笔对外投资额。由于部分年份上市公司对关联企业注册资本存在一定的数据缺失,因此最终计算的对外投资额也存在一定比例的缺失。

^②虽然Heckman二阶段方法显示本文不存在严重的样本选择问题,但为更好地解决样本选择偏差,本文进一步采用PSM方法。具体而言,为民营OFDI企业寻找最相近的非OFDI企业,然后利用匹配的样本重新进行回归,回归结果与基准回归结果较为一致。读者可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

此外,企业试图通过 OFDI 获取技术溢出效应,但这种技术效应的提升是建立在本国企业在良好国内制度环境中对技术和知识的吸收、学习、模仿、再创新基础之上的。已有研究表明,企业 OFDI 生产率效应不仅关系到企业投资战略和发展能力,还影响到企业的可持续发展和国际竞争力(肖慧敏和刘辉煌,2014)^[43]。因此在进一步分析中,本文从生产率效应视角考察要素市场扭曲对于民营企业 OFDI 长远发展的影响。

为验证要素市场扭曲对于民营企业 OFDI 的生产率效应,通过如下步骤构建估计模型。

第一步估计企业 OFDI 生产率效应。具体而言,构造处理组和对照组 $d_u = \{0, 1\}$, 将处理组设定为样本中新投资企业,对照组设定为从未有过 OFDI 的企业;构造时间虚拟变量 $d_t = \{0, 1\}$, $d_t = 0$ 和 $d_t = 1$ 分别表示企业 OFDI 之前和之后的年份。

TFP_{it} 和 ΔTFP_{it} 分别表示企业生产率以及企业在开展 OFDI 前后的生产率差异。若企业进行了 OFDI, 生产率变化则为 ΔTFP_{it}^1 , 否则为 ΔTFP_{it}^0 , 因此 OFDI 造成了企业生产率的变化可表示为 $\omega = E(\omega_i | du_i = 1) = E(\Delta TFP_{it}^1 | du_i = 1) - E(\Delta TFP_{it}^0 | du_i = 1)$, 考虑到企业已经进行了 OFDI, 其未进行 OFDI 的状态无法观察到, 因此 $E(\Delta TFP_{it}^0 | du_i = 1)$ 难以直接观测。根据“反事实”原则, 以样本期内从未进行 OFDI 的企业作为代理变量。本文采用倾向得分匹配为民营 OFDI 企业寻找最相近的非 OFDI 企业。非 OFDI 企业生产率变化表示为 $E(\Delta TFP_{it}^0 | du_i = 1) = \hat{E}(\Delta TFP_{it}^0 | du_i = 0)$ 。

采用双重差分模型检验 OFDI 的生产率效应(式(2)), 其中 θ_3 表示企业 OFDI 的生产率效应。

$$TFP_{it} = \theta_0 + \theta_1 du + \theta_2 dt + \theta_3 du \times dt + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

第二步采用三重差分模型检验要素市场扭曲与企业 OFDI 生产率效应之间的关系(式(3))。其中, 虚拟变量 dn 用以区分企业要素市场扭曲程度, 处理组和对照组则分别为要素市场扭曲程度较高的企业、非 OFDI 和其他类型的 OFDI 企业。

$$TFP_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 du + \varphi_2 dt + \varphi_3 dn + \varphi_4 du \times dt + \varphi_5 du \times dn + \varphi_6 dt \times dn + \varphi_7 du \times dt \times dn + \omega X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$dn = 1$ 意味着企业面临的要素扭曲程度较高, 否则为 0。 φ_7 表示要素市场扭曲对于企业 OFDI 生产率效应的影响, 若 $\varphi_7 > 0$, 表明相较于非 OFDI 和其他 OFDI 企业而言, 要素市场扭曲程度更高的 OFDI 企业生产率提升更大, 也即要素市场扭曲提升了 OFDI 企业生产率水平。此外, φ_4 表示要素扭曲程度较低的企业 OFDI 的生产率效应, $\varphi_4 > 0$ 则意味着相比非 OFDI 企业, OFDI 提升了要素扭曲程度较低的企业生产率水平^①。

①具体样本选取标准并未列出, 读者可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

表6第(1)列报告了处理组和对照组的平行趋势^①。*pre2*、*pre1*估计系数不显著,说明在实施OFDI之前,处理组和对照组生产率没有显著差异;*current*、*post1*、*post2*估计系数显著为正,表明在实施OFDI之后,处理组企业生产率显著上升,满足平行趋势。

其次,采用马氏距离匹配法为处理组选取最相近的对照组。具体匹配变量包括企业规模、资本密集度、融资因素、工资水平和企业年龄,采用1:3的匹配比例。根据表5匹配结果可看出,在未匹配前处理组和对照组具有显著差异,在匹配之后两者差异显著缩小,说明匹配结果较好。

表5 匹配结果

| 变量 | 匹配前 | | 标准误差偏差 | t值 | 匹配后 | | 标准误差偏差 | t值 |
|-------|---------|---------|--------|----------|---------|---------|--------|----------|
| | 处理组 | 对照组 | | | 处理组 | 对照组 | | |
| 企业规模 | 9637 | 4540 | 41.9 | 20.47*** | 7447 | 7307 | 1.2 | 0.38 |
| 资本密集度 | 0.00003 | 0.00003 | -7.9 | -1.22 | 0.00003 | 0.00003 | 0.8 | 0.29 |
| 融资因素 | 0.44 | 0.40 | 22.3 | 8.87*** | 0.44 | 0.46 | -11.7 | -3.79*** |
| 工资水平 | 18168 | 14320 | 7.7 | 2.73*** | 18088 | 21267 | -7.1 | -1.03 |
| 企业年龄 | 19.02 | 18.79 | 4.5 | 1.81* | 19.02 | 19.09 | -1.2 | -0.4 |

选取上述匹配后的样本进行回归,为控制样本中由于时间不一致而使结果产生的偏差,并考察生产率的动态效应,表6汇报了2013—2018年的估计结果,其中第(2)列未加入 $dt \times du \times dn$ 。根据表6第(2)列的结果, $dt \times du$ 估计系数显著为正,说明相比非OFDI企业,OFDI提升了企业生产率,证明了OFDI生产率效应的存在。 $dt \times du \times dn$ 估计系数显著为负,说明要素市场扭曲减弱了OFDI生产率效应。从估计系数值来看,2013—2018年 $dt \times du$ 系数值逐渐减少,说明随着时间的推移,OFDI生产率效应逐渐减弱。此外, $dt \times du \times dn$ 系数绝对值也逐渐变小,这与中国要素市场扭曲程度逐渐减弱有关,随着要素市场不断趋于完善,其对OFDI生产率效应的负面影响也越来越小。

部分民营企业迫于要素市场扭曲的压力产生市场逃逸动机,通过OFDI规避国内高额投入成本,前往海外市场寻求要素资源。从短期来看,要素市场扭曲推动了民营企业OFDI,但也扭曲了资源配置效率,削弱了企业OFDI生产率效应,不利于企业生产率水平的持续提升,最终将对企业OFDI长远发展产生不利影响。

^①具体计量公式并未列出,读者可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

表6 要素市场扭曲与企业 OFDI 学习效应

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|-----------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 平行趋势 | 2013 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 |
| <i>pre2</i> | 0.044 (0.286) | | | | | | | |
| <i>pre1</i> | 0.057 (0.052) | | | | | | | |
| <i>current</i> | 0.057** (0.024) | | | | | | | |
| <i>post1</i> | 0.080*** (0.030) | | | | | | | |
| <i>post2</i> | 0.092*** (0.033) | | | | | | | |
| <i>dt × du</i> | | 0.100*** (0.028) | 0.117*** (0.031) | 0.107*** (0.026) | 0.093*** (0.023) | 0.077*** (0.021) | 0.070*** (0.019) | 0.066*** (0.017) |
| <i>dt×du×dn</i> | | | -0.377*** (0.119) | -0.361*** (0.112) | -0.320*** (0.110) | -0.315*** (0.108) | -0.310*** (0.107) | -0.309*** (0.106) |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 7 624 | 2 553 | 2 553 | 3 480 | 4 395 | 5 321 | 6 327 | 7 624 |
| R ² | 0.639 | 0.662 | 0.666 | 0.667 | 0.656 | 0.653 | 0.645 | 0.643 |

五、结论与政策建议

本文利用2000—2020年中国上市企业数据探讨要素市场扭曲对于民营企业OFDI的影响及其背后的影响渠道。研究发现：(1)要素市场扭曲激励了民营企业进行OFDI；(2)在要素市场扭曲之下，创新能力更强的民营企业其OFDI动机也越强，而政治关联并未减弱民营企业在要素市场之下的OFDI倾向；(3)相比国有企业，民营企业在国内承担更高的要素投入成本使其具有更强的动机前往国际市场开展OFDI活动；(4)要素市场扭曲减弱了民营企业OFDI生产率效应，因而要素市场扭曲不利于民营企业对外投资长远发展。

本文的主要政策建议如下：(1)民营企业应根据自身投资能力和投资动机做出合理的海外经营决策，而非迫于要素市场扭曲的压力盲目进行OFDI。即便是已做出对外投资决策也需在投资前做好尽职调查和东道国风险评估，尽可能最小化投资风险。同时民营企业应直面国内市场环境，提高自身在技术创新、管理创新等方面的能力，实现国内市场和国外市场的战略平衡。(2)正处于转型期的国内要素市场发育尚不完善，要素市场扭曲问题引致资源配置不合理并减弱了企业从OFDI中所获得的生产率效应。为减轻这一不利影响，需加快消除要素市场分割和要素流

动障碍等约束机制,以及减少偏向性政策等因素引致的要素错配问题,营造公平有序竞争的市场环境,平等对待不同所有制企业,消除不同所有制企业面临的要素价格差别化问题。(3)企业创新能力的提升能够增强对外投资能力,政府仍需贯彻落实“创新驱动发展战略”,制定切实有效的政策激励企业创新,提高企业创新意愿。从源头上提升企业技术水平,增强企业“走出去”并吸收、模仿、学习发达国家企业先进技术的能力,持续提升企业生产率水平,最终促进企业对外投资高质量发展。

[参考文献]

- [1] 邱立成,杨德彬. 中国企业 OFDI 的区位选择——国有企业和民营企业的比较分析 [J]. 国际贸易问题, 2015 (6): 139-147.
- [2] 皮建才,李童,陈旭阳. 中国民营企业如何“走出去”:逆向并购还是绿地投资 [J]. 国际贸易问题, 2016 (5): 142-152.
- [3] 王碧珺,谭语嫣,余森杰,等. 融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资 [J]. 世界经济, 2015 (12): 54-78.
- [4] 宫旭红,任颀. 融资约束、信贷支持与民营企业对外直接投资 [J]. 产业经济研究, 2017 (9): 25-37.
- [5] 董有德,宋芳玉. 银企关系、政治联系与民营企业对外直接投资——基于我国民营上市企业的经验研究 [J]. 国际贸易问题, 2017 (10): 132-142.
- [6] HSIEH C T, KLENOW P. The Life Cycle of Plants in India and Mexico [J]. Quarterly Journal of Economics, 2014, 129 (3): 1035-1084.
- [7] 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.
- [8] MANOVA K, WEI S J, ZHANG Z. Firm Exports and Multinational Activity under Credit Constraints [J]. Review of Economics and Statistics, 2015, 97 (3): 574-588.
- [9] 王文珍,李平. 要素市场扭曲对企业对外直接投资的影响 [J]. 世界经济研究, 2018 (9): 77-92.
- [10] 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.
- [11] 胡大猛,钟昌标,黄远浙. 政企关联真的有利于企业对外投资吗——基于社会资本和人力资本视角的解释 [J]. 国际贸易问题, 2020 (6): 56-74.
- [12] ALEKSANYAN M, HAO Z M, VAGENAS-NANOS E, et al. Do State Visits Affect Cross-border Mergers and Acquisitions? [J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 66 (2): 1-19.
- [13] DING H Y, NI B, XUE C, et al. Land Holdings and Outward Foreign Direct Investment: Evidence from China [J]. Journal of International Money and Finance, 2022, 124 (5): 1-16.
- [14] AMIGHINI A, RABELLOTTI R, SANFILIPPO M. Do Chinese State-owned and Private Enterprises Differ in Their Internationalization Strategies? [J]. China Economic Review, 2013, 27 (3): 312-325.
- [15] 李梅,柳士昌. 对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应——基于中国省际面板数据的门槛回归分析 [J]. 管理世界, 2012 (1): 21-32.
- [16] ALI U, SHAN W, WANG J J, et al. Outward Foreign Direct Investment and Economic Growth in China: Evidence from Asymmetric ARDL Approach [J]. Journal of Business Economics and Management, 2018, 19 (5): 706-721.
- [17] 杜龙政,林伟芬. 中国对“一带一路”沿线直接投资的产能合作效率研究——基于24个新兴国家、发展中国家的数据 [J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35 (12): 3-21.
- [18] KLEINM A. Foreign Direct Investment and Collective Intellectual Property Protection in Developing Countries [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2018, 149: 389-412.

- [19] 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.
- [20] LUO Y, XUE Q, HAN B. How Emerging Market Governments Promote Outward FDI: Experience from China [J]. *Journal of World Business*, 2010, 45 (1): 68-79.
- [21] BAI C, HSIEH C, SONG Z. Special Deals with Chinese Characteristics [R]. NBER Working Paper, 2019.
- [22] MIDRIGAN V, XU D Y. Finance and Misallocation: Evidence from Plant-level Data [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (2): 422-458.
- [23] 余靖雯, 肖洁, 龚六堂. 政治周期与地方政府土地出让行为 [J]. *经济研究*, 2015 (2): 88-102.
- [24] TIAN W, SHENG L, ZHAO H. State Capitalism: A New Perspective of Land Sale in China [J]. *Pacific Economic Review*, 2015, 21 (1): 84-101.
- [25] 蒋冠宏. 企业异质性和对外直接投资——基于中国企业的检验证据 [J]. *金融研究*, 2015 (12): 81-96.
- [26] PHAN D, TEE C M, TRAN V T. Do Different Types of Political Connections Affect Corporate Investments? Evidence from Malaysia [J]. *Emerging Markets Review*, 2020, 42: 1-13.
- [27] ANG J, BOYER C. Finance and Politics: The Wealth Effects of Special Interest Group Influence during the Nationalisation and Privatisation of Conrail [J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2007, 31 (2): 193-215.
- [28] 贺炎林, 丁锐. 企业政治关联对企业国际化的影响——以我国通讯上市公司为例 [J]. *广东财经大学学报*, 2012 (2): 65-74.
- [29] STOIAN C, MOHR A. Outward Foreign Direct Investment from Emerging Economies: Escaping Home Country Regulatory Voids [J]. *International Business Review*, 2016, 25 (5): 1124-1135.
- [30] 张杰, 周晓艳, 李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D [J]. *经济研究*, 2011 (8): 78-91.
- [31] 戴魁早, 刘友金. 要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析 [J]. *经济研究*, 2016 (7): 72-86.
- [32] 刘莉亚, 何彦林, 王照飞, 等. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗? ——基于微观视角的理论和实证分析 [J]. *金融研究*, 2015 (8): 124-140.
- [33] LIU H Y, WANG Y L, HUANG L, et al. Outward FDI and Stock Price Crash Risk——Evidence from China, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2021, 73 (5): 1-19.
- [34] 王小鲁, 胡李鹏, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告 [R]. 北京: 社会科学文献出版社, 2021.
- [35] MELITZ M. The Impact of Trade On Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [36] 贾明, 张喆. 高管的政治关联影响公司慈善行为吗? [J]. *管理世界*, 2010 (4): 99-113.
- [37] TSAO S, CHEN G. The Impact of Internationalization on Performance and Innovation: The Moderating Effects of Ownership Concentration [J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2012, 29 (3): 617-642.
- [38] FEENSTRA R, LI Z, YU M. Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96 (4): 729-744.
- [39] CHEN C, TIAN W, YU M J. Outward FDI and Domestic Input Distortions: Evidence from Chinese firms [J]. *The Economic Journal*, 2019, 129 (7): 3025-3057.
- [40] 刘竹青, 佟家栋. 要素市场扭曲、异质性因素与中国企业的出口-生产率关系 [J]. *世界经济*, 2017 (12): 76-97.
- [41] CARD D, KRUEGER A B. School Resources and Student Outcomes: An Overview of the Literature and New Evidence from North and South Carolina [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1996, 10 (4): 31-50.
- [42] 刘青, 陶攀, 洪俊杰. 中国海外并购的动因研究——基于广延边际与集约边际的视角 [J]. *经济研究*, 2017, 52 (1): 28-43.
- [43] 肖慧敏, 刘辉煌. 中国企业对外直接投资的学习效应研究 [J]. *财经研究*, 2014 (4): 42-55.

Why Outward Foreign Direct Investment of Chinese Private
Companies Grows Quickly
—An Explanation from the Perspective of Factor Market Distortion

WANG Kui TAO Shuang HU Feng

Abstract: Unlike developed countries, developing countries such as China, have various kind of factor market distortion, due to imperfect economic system. This phenomenon leads to different motivations for enterprises to implement outward foreign direct investment (OFDI). Based on data set of Chinese listed companies from 2000 to 2020, this paper explores the impact and mechanism of factor market distortion on the OFDI of Chinese private companies. We find: (1) domestic factor market distortion motivates private companies to carry out OFDI; (2) due to the distortion of factor market, private companies with superior innovation capability are holding stronger motivations for OFDI; (3) based on an analysis of the internal impact mechanism of factor market distortion on private companies' OFDI from the perspective of factor price differentiation, private companies bear higher factor input costs at home thus having a stronger motivation for OFDI; and (4) factor market distortion weakens the productivity effect of OFDI in private companies, thus factor market distortion is not conducive to long-term development. Our study expands the boundary of research on private companies' motivations in OFDI further, and provides guidelines for Chinese government to create fair and orderly market to promote rational investment of enterprises.

Keywords: Factor Market Distortion; Private Companies; Outward Foreign Direct Investment; Productivity

(责任编辑 白光)