

DOI: 10.19361/j.er.2020.06.03

国有产权性质、改制与企业对外直接投资

张吉鹏 衣长军*

摘要：本文基于制度逻辑视角，阐释了转型经济中国有产权性质对企业 OFDI 的抑制效应，国有企业改制对企业 OFDI 的促进效应。利用 2004—2016 年 A 股上市公司数据的检验结果表明，在双重制度逻辑影响下，与非国有企业相比，国有企业有更低的 OFDI 倾向。基于渐进性双重差分模型的检验结果发现，国有企业改制显著提升了企业 OFDI 倾向。中介机制检验结果表明，在双重制度逻辑影响下，国有企业的战略导向更保守，进而有更低的 OFDI 倾向；国有企业改制提升了企业战略激进度，进而促进了企业 OFDI。进一步研究发现，具有政治背景的高管比例越高，国有产权性质与企业 OFDI 之间的负向关系越强；高管持有公司股份比例越高，国有产权性质与企业 OFDI 之间的负向关系越弱。本文从制度逻辑的视角深化了国有产权性质对于企业 OFDI 行为影响机制的研究，对中国国有企业混合所有制改革具有现实意义。

关键词：国有产权性质；国有企业改制；对外直接投资；制度逻辑；战略导向

一、引言

对外直接投资 (OFDI) 既能为企业带来市场扩张和企业竞争力提升等收益，也会带来国际化运营必须承担的高成本和高不确定性。考虑到 OFDI 的重要性与本质，探讨企业 OFDI 的决策依据便显得非常重要。不同产权性质企业具有不同的决策机制和外部环境，可能具有不同的 OFDI 倾向。从直觉上看，与非国有企业相比，拥有资源和政策优势的国有企业应该具有更高的 OFDI 倾向。一些学者认为国有企业从政府获得了强有力的资源支持，这有助于企业加快国际化进程 (Wang et al., 2012)。然而，从已有经验研究结论看，无论是针对一些发达国家还是包括中国在内的新兴市场国家企业为对象的研究，目前学者并未就企业国有属性究竟是促进还是阻碍了企业国际化扩张达成共识 (Mariotti and Marzano, 2019)。已有研究采用的理论视角主要包括代理理论、新制度经济学以及资源基础观等 (Cuervo-Cazurra and Li, 2021)。这些理论主要基于经济理性的视角，围绕国有企业相对于非国有企业在开展 OFDI 活动方面的优势与劣势来进行研究 (Cuervo-Cazurra and Li, 2021)，对于两类企业更深层次的决策逻辑差异给企业 OFDI 行为带来的影响未能给予足够的关注。按照新近的制度

* 张吉鹏，华侨大学经济与金融学院、华侨大学工商管理学院，邮政编码：362021，电子信箱：hquzjp@163.com；衣长军（通讯作者），华侨大学工商管理学院，邮政编码：362021，电子信箱：ycjun@hqu.edu.cn。

本文为国家社科基金重点项目“全球华侨华人网络对中国跨国企业子公司生存与国际竞争新优势影响研究”（项目编号：18AGL004）的阶段性成果。作者感谢匿名评审专家富有建设性的修改建议，当然文责自负。

逻辑的观点,与以经济逻辑为主要决策逻辑的非国有企业相比,国有企业是一个需兼顾经济逻辑和非经济逻辑的混合组织(Thornton et al.,2012;Bruton et al.,2015;肖红军、阳镇,2019),其战略决策需要平衡经济目标和社会目标。制度逻辑为组织的场域内“主导的信念和相关的实践”(Thornton et al.,2012)，“不同的制度逻辑会导致不同的决策”(Greve and Zhang,2017)。国有企业目标多元化弱化了企业对经济利益的追求动机,对国有企业通过 OFDI 来实现经济目标的倾向可能产生影响。制度逻辑理论为理解不同产权性质企业 OFDI 行为的异质性提供了一个新的理论视角。

在中国的转型经济中,国有企业在追求企业效益的同时,也承担着一系列社会目标和政策性目标。国有企业携带的行政逻辑和企业天然的经济逻辑构成了国有企业的双重制度逻辑(武立东等,2017)。国有企业的这一双重制度逻辑会对企业 OFDI 行为产生影响。引入制度逻辑理论有助于解释国有产权性质对中国企业 OFDI 决策的影响。在中国国有企业混合所有制改革中,许多国有企业改制为非国有企业。改制改变了企业决策逻辑,对企业 OFDI 倾向也可能产生影响。本文以 2004—2016 年中国 A 股上市公司作为样本,基于制度逻辑视角研究国有产权性质对企业 OFDI 决策的影响。在此基础上,利用国有企业改制为非国有企业的准实验,构建渐进性双重差分模型检验国有企业改制对企业 OFDI 倾向的影响,以更好地识别国有和非国有企业在企业 OFDI 行为上的差异。

本文具有以下边际理论贡献:(1)制度逻辑的差异是企业异质性行为的深层次原因,本文利用制度逻辑理论来解释企业国有属性对企业 OFDI 的影响,有助于理解不同产权性质企业 OFDI 行为,并有助于解释具有资源和政策优势的国有企业为何有更低的 OFDI 倾向。(2)本文利用国有企业改制为非国有企业的准实验,构建渐进性双重差分模型检验国有企业改制对企业 OFDI 倾向的影响,可以缓解检验产权性质对企业 OFDI 的影响所面临的内生性问题,得到更为可靠的结论。已有文献较少研究国有企业民营化改制对企业国际化战略的影响,本文丰富了国有企业民营化改制经济后果的文献。(3)本文引入企业战略导向变量,发现其在国有产权性质和国有企业改制与企业 OFDI 决策之间关系中具有中介作用,深化了对产权性质影响企业 OFDI 的中介机制的认识。学者们围绕公司战略导向对企业决策和行为的影响进行了较为丰富的研究,但到目前为止还没有战略导向如何影响企业 OFDI 的研究文献。本文丰富了战略导向对企业决策和行为影响的文献。(4)本文检验高管政治背景和股权激励对国有产权性质与企业 OFDI 之间关系的调节效应,拓展了对企业产权性质影响企业 OFDI 决策的边界条件的理解,并有助于解释现有研究结论的分歧。

二、文献综述与研究假设

(一) 文献综述

1. 国家所有权与企业 OFDI 决策

关于国家所有权是促进还是阻碍了企业 OFDI,已有研究存在较大的分歧。基于制度和资源的观点认为,国有企业受到政策倾斜,有更强的意愿进行对外投资(Cuervo-Cazurra and Li,2021)。阎大颖等(2009)用是否为中央企业来测量政府扶持,他们发现政府政策扶植对中国企业 OFDI 的动机和能力有重要影响。Wang 等(2012)发现国有股权比例和所属政府层级正向影响中国企业 OFDI。高菠阳等(2019)在考察多维企业异质性对中国企业 OFDI 决策的影响时发现,企业国有属性正向影响企业 OFDI。但另一些研究得到了相反的结论。

Huang 等(2017)发现,国有企业在东道国面临来自国有身份的合法性挑战,其 OFDI 意愿往往更低。姜广省和李维安(2016)发现企业国有属性负向影响企业 OFDI。Chen 等(2019)也发现,由于存在资本和土地等要素市场扭曲,与民营企业相比,国有企业缺乏“走出去”的动力,OFDI 可能性更低。

2. 制度逻辑、制度复杂性与企业战略选择

基于合法性视角,传统新制度理论解释了制度环境影响下组织行为趋同化的机制,但难以解释组织多样性和组织同质化并存的现象。在这一背景下,制度逻辑理论逐渐发展起来。制度逻辑是“由社会所建构的,支配着人们的日常生活并赋予其意义的文化象征符号、规则、价值观和信念”(Thornton et al., 2012),其核心是价值观。制度逻辑约束了组织的目的和所采取的手段。在制度逻辑的影响下,组织决策者把注意力聚焦于特定的问题及其解决方案上,并做出合乎逻辑的决策(Thornton et al., 2012)。制度逻辑为解释企业战略行为的差异提供了新的理论视角。

制度情境中影响组织行为的制度逻辑往往是多样的,组织行为受到或不兼容或互补的指导规则的制约,使得组织往往面临着制度复杂性的挑战。对于制度环境影响下组织的异质化行为,制度逻辑理论以及在这一理论视角基础上衍生而来的制度复杂性概念提供了一个强有力的分析框架。制度逻辑理论非常适用于转型经济情境下企业研究(Yiu et al., 2014; 杜运周、尤树洋, 2013; 巩键, 2017)。作为世界上最大的新兴和转型经济体,经济逻辑和行政逻辑共同影响经济活动是转型时期中国制度环境的重要特征(武立东等, 2017)。经济逻辑和行政逻辑这两种不同的制度逻辑使转型时期的组织,特别是国有企业在进行战略选择时面临着制度复杂性带来的挑战(Yiu et al., 2014)。

经济逻辑侧重于效率、市场以及企业成长等经济目标(武立东等, 2017)。在经济逻辑的影响下,企业的核心策略是通过提升竞争力实现企业的持续增长,企业会倾向于增加市场战略的投入和资源配置(Peng et al., 2004),战略创业和战略变革的倾向更高(Yiu et al., 2014)。行政逻辑强调承担维护社会稳定和就业等社会目标,服务国家宏观经济、区域经济和国家安全,履行特定的政策性任务(武立东等, 2017)。在行政逻辑的影响下,企业会更加主动响应政府政策,战略创业和战略变革的倾向更低(Yiu et al., 2014),更加依赖政府政策倾斜来获取竞争优势。

(二) 研究假设的提出

1. 国有产权性质与改制对企业 OFDI 的影响

对于民营企业或外资企业等非国有企业而言,在特定决策上行政逻辑仍有一定影响,但总体上经济逻辑已经发挥着主导地位。国有企业受经济和行政双重逻辑的影响,其决策需充分平衡经济与社会目标(武立东等, 2017; Yiu et al., 2014)。与非国有企业相比,受双重制度逻辑影响的国有企业具有更弱的“走出去”的倾向。

首先,国有企业目标多元化弱化了企业对经济利益的追求动机,抑制了企业的战略创业和战略变革倾向,国有企业通过 OFDI 来实现经济目标的动机较弱。制度逻辑约束了组织的目标和所采取的实现手段。受行政逻辑的影响,国有企业会把服务社会、服务国家战略、承担公益等社会目标嵌入其经营决策中,以获取合法性。在有限的资源条件下,当国有企业需要满足社会目标时,势必会减少其在满足企业目标上的投入。当国有企业决策者需要把注意力配置到与社会目标相关问题的解决方案上时,势必会减少其在满足企业目标上的管理

资源投入。在行政逻辑影响下,国有企业本质上蕴含着较低的通过公司创业和战略变革来实现经济目标的倾向(Yiu et al., 2014; 李乾文, 2007)。OFDI本质上是一种需要大量资源投入和注意力配置的国际创业行为,是涉及企业市场和区位重新组合的一种战略变革行动,国有企业对非经济目标的追求会降低企业通过OFDI来实现经济目标的可能性。尽管部分国有企业会因为国家战略需要开展投资,包括对一些制度风险比较大的国家的投资,但总体而言,肩负服务国内社会民生和国内区域经济发展等目标的国有企业“走出去”意愿较低,具有更弱的在全球范围内追逐市场、配置资源和获取能力的动机。相反,非国有企业主要受经济逻辑影响,其主要目标是追求市场价值最大化,更倾向于通过战略创业和战略变革来获取持续竞争优势,具有更强的进入国际市场的动力。

其次,国有企业更依赖于政策倾斜来获取竞争优势,其优势具有较强的区位限定性和较弱的跨国界可转移性,对企业OFDI产生抑制作用。国际生产折衷理论和资源基础观都指出,资源与能力优势是克服“外来者劣势”,顺利进行OFDI的基础。Rugman等(2014)将企业特定优势区分为区位限定性优势和非区位限定性优势,而只有非区位限定性优势才有更强的跨国界可转移性,激励企业OFDI活动。双重制度逻辑决定了国有企业需要承担更多的政策性负担和社会目标,相应地,政府会给予国有企业政策倾斜和政策支持。在市场竞争中,国有企业更依赖来自制度倾斜的竞争优势,而这一优势更适应转型时期特定的制度环境,具有较强的制度嵌入性和更弱的跨国界可转移性。在那些市场化程度较高的国家,国有企业的优势甚至会成为投资障碍。因此,国有企业竞争优势特征会对企业OFDI产生抑制作用。

我国经济体制改革的一个关键和核心的内容是国有企业改革。国有企业改制为非国有企业后,其内部制度逻辑会相应发生改变,进而行为也会发生变化。相对于没有改制的国有企业来说,国有企业改制为非国有企业以后,企业有更强的动机追求市场扩张和企业成长。本文预期国有企业改制能激励公司创业精神,激励战略变革,激发企业的国际创业意愿,提升企业OFDI倾向。基于以上分析,本文提出以下假设:

假设 1a:受双重制度逻辑影响,与非国有企业相比,国有企业OFDI倾向更低。

假设 1b:国有企业改制后制度逻辑发生转变,改制提升了企业OFDI倾向。

2. 企业战略导向的中介作用

企业战略导向明确了企业目标,并为实现目标确定了一系列相关的约定和行动,是企业各项决策的基础(孙健等, 2016; 王化成等, 2018)。那么,国有产权性质和国有企业改制对企业OFDI的影响效应是否存在战略导向这一中介渠道? 本文对此进行分析。

在行政逻辑的影响下,国有企业的战略导向必然受限于政府目标。政府干预抑制了国有企业单纯追逐经济利益的动机,在行政逻辑影响下,国有企业可能会倾向于采取稳健的战略类型。在中国转型经济背景下,国有企业与非国有企业具有不同的战略思维和行动倾向。Peng等(2004)发现,国有企业更倾向于采用试探性和防御性的战略。因此,相比非国有企业,受行政逻辑影响的国有企业更可能采取较保守的防御型战略。

战略导向反映了企业在市场中的竞争思路,是影响企业投资决策的重要因素。国际化战略选择可能是企业采取激进战略导向的结果(王化成等, 2018)。企业战略越激进,越倾向于以开拓新市场,包括以开拓海外市场的方式获取竞争优势,这样企业才能取得并维持在行业中的领先地位;企业战略越保守,越倾向于维持和守住现有市场的地位和份额,维持企业稳定的发展。为了寻求竞争优势,相比实施防御型战略的公司,实施进攻型战略的公司更有

可能采用激进的跨国扩张战略,开展 OFDI 活动的可能性也更大。

由此可知,战略导向与企业 OFDI 决策息息相关。因此,产权性质对于企业 OFDI 倾向的影响,可能是通过竞争战略的选择来实现的。当国有企业改制为非国有企业之后,企业战略导向也随之改变,进而影响其 OFDI 倾向。基于以上分析,提出以下假设:

假设 2a:与非国有企业相比,国有企业的战略更保守,进而有更低的 OFDI 倾向。

假设 2b:国有企业改制提升了企业战略激进度,进而提升了企业 OFDI 倾向。

三、研究设计

(一) 样本与数据来源

本文选取 2004—2016 年中国 A 股上市公司作为样本,根据研究惯例,剔除了金融保险业上市公司和 ST 公司。借鉴龙婷等(2019)和 Huang 等(2017)的研究,本文通过手工收集上市公司各年年报中的海外子公司或联营、合营公司信息来获取企业 OFDI 数据。如果上市公司海外子公司在上一年年报中没有出现,而在当年年报中披露,则表明上市公司在当年开展了 OFDI 活动。为了缓解可能的内生性问题,将自变量滞后一期,因此,因变量的研究时间区间为 2005—2016 年,剔除变量存在缺失的样本,最终样本量为 16 282 个年度观测值。为了消除离群值对回归结果的影响,本文对所有连续变量在 99% 和 1% 分位处进行 Winsorize 处理。所需数据来源,除了在下文变量说明中特别交代外,全部来源于国泰安 CSMAR 数据库或者根据 CSMAR 提供的数据加以测算。在上述全样本的基础上,为了检验国有企业改制对企业 OFDI 的影响,本文选取由国有产权性质转变为非国有产权性质的上市公司以及保持国有产权性质不变的上市公司作为研究对象,最终样本量为 8 929 个年度观测值。

(二) 模型设定与变量定义

为了检验国有产权性质对企业 OFDI 的影响,本文设定以下模型:

$$OFDI_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 SOE_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1) 式中:下标 i 表示企业, t 为时间,因变量 $OFDI$ 为企业对外直接投资,自变量 SOE 为国有产权性质。将自变量滞后一期是为了缓解内生性问题对估计结果的干扰。此外,本文控制了行业固定效应 $Industry$ 与时间固定效应 $Year$,并控制了影响企业 OFDI 的一系列特征变量 $Control$, ε 为随机误差项。

利用方程(1)检验国有产权性质对企业 OFDI 的影响,有可能因为遗漏了重要变量导致内生性问题,从而造成回归结果偏误。为了缓解内生性问题,本文基于国有企业改制为非国有企业的准实验,利用双重差分方法检验国有企业改制对企业 OFDI 的影响,以更好地识别国有产权性质与企业 OFDI 之间的关系。由于国有企业改制存在先后差异,没有一个统一的时间,是逐渐进行的,借鉴张璇等(2016)提出的双重差分模型,本文将改制和未改制的国有企业分别作为实验组和控制组,设定如下渐进性双重差分模型检验国有企业改制对企业 OFDI 的影响:

$$OFDI_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

(2) 式中:下标 i 表示企业, t 为时间,因变量 $OFDI$ 为企业对外直接投资。自变量 D 反映企业 i 在样本期间内是否进行了改制,在改制当年以及改制后各年取值为 1,否则取值为 0;在样本期间内没有改制的企业, D 直接设定为 0。与方程(1)一致,将自变量滞后一期。 β_1 的

系数则反映了国有企业改制对企业 OFDI 的影响。

方程(1)和方程(2)中除自变量不同外,其余变量设定一致,各研究变量的详细定义如下:

1.因变量 *OFDI*。企业在观察年份开展了 *OFDI* 取值为 1,否则为 0。

2.自变量 *SOE*。根据最终控制人的性质来区分上市公司的产权性质,国有企业取值为 1,非国有企业取值为 0。

3.自变量 *D*。与罗知等(2015)一致,本文将改制定义为产权性质发生了变化,即国有企业改制为非国有企业。产权性质变化这种“深入”的改制更能影响企业的效率和长远发展(罗知等,2015),对企业 *OFDI* 也会产生明显的影响。如果上市公司的产权性质由国有转变为非国有,则为改制企业。

4.控制变量 *Control*。控制变量包括:(1)企业年龄 *Age*;(2)企业规模 *Size*,采用资产总额的自然对数来表示;(3)资产负债率 *Debt*,用负债占总资产的比重计算;(4)企业盈利能力 *ROA*,用总资产净利润率来测量;(5)企业全要素生产率 *TFP*,用 LP 法测算;(6)独立董事比例 *Ind*,即董事会中独立董事人数占比;(7)董事会规模 *Board*,以董事会人数衡量;(8)两职合一 *Duality*,当 CEO 兼任董事长时取 1,否则取 0。另外本文还控制了高管政治背景(*MPC*)和高管持股比例(*MShare*)。参照陈衍泰等(2017),高管政治背景 *MPC* 用在各级政府部门担任过职务、担任各级人大代表或政协委员的高管占高管总人数的比重来衡量。高管持股比例 *MShare* 用高管持有的股份占公司发行总股数比重来衡量。

为了检验假设 2a,在方程(1)的基础上,设定以下方程:

$$SO_{i,t} = \alpha + \beta_1 SOE_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$OFDI_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 SOE_{i,t} + \beta_2 SO_{i,t} + \beta_3 Control_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

方程(3)和方程(4)中:*SO* 为中介变量企业战略导向,其余变量设定与方程(1)相同。

为了检验假设 2b,在方程(2)的基础上,设定以下方程:

$$SO_{i,t} = \alpha + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$OFDI_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 SO_{i,t} + \beta_3 Control_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

方程(5)和方程(6)中:*SO* 为中介变量企业战略导向,其余变量设定与方程(2)相同。

企业战略导向(*SO*)参照 Bentley 等(2013)和孙健等(2016)的研究,用以下六个方面的特征来反映公司的战略激进程度:研发支出占营业收入的比例、员工人数与营业收入的比值、营业收入历史增长率、销售费用和管理费用占营业收入的比重、员工人数波动性,以及固定资产占总资产的比重。由于上市公司研发支出披露存在严重缺失,参照袁蓉丽等(2019)的做法,本文使用无形资产净值来代替研发支出数据。参考孙健等(2016),首先计算上述六个变量过去五年的移动平均值,在每一个“年度-行业”样本中按照均值大小排序并平分为五组,对于上述前五个变量,最小的组和次小的组分别赋值为 1 和 2,以此类推,最大的组赋值为 5;相反,对于第六个变量,最小的组和次小的组分别赋值为 5 和 4,以此类推,最大的组赋值为 1。对于每一个“公司-年度”观察值,将六个维度的得分相加,得到取值范围为 6~30 分的度量变量 *SO*。较高的得分值意味着公司战略较为激进,而较低的得分值意味着公司战略较为保守。

(三)描述性统计

表 1 列示了用于检验国有产权性质对企业 OFDI 决策影响的全样本描述性统计结果。在

16 282个年度观测值中,企业对外直接投资(*OFDI*)的均值为0.0628,表明在样本中有6.28%的企业开展了*OFDI*。国有产权性质*SOE*的均值为0.496,表明样本中49.6%的企业为国有企业。其他变量的取值也在合理范围内。方差膨胀因子VIF检验结果发现,各变量的VIF值最大值为2.88,平均VIF值为1.54,小于10的经验值,说明变量之间没有严重的多重共线性问题。

表1 全样本描述性统计

variables	N	mean	sd	p50	min	max
<i>OFDI</i>	16 282	0.0628	0.243	0	0	1
<i>SOE</i>	16 282	0.496	0.500	0	0	1
<i>SO</i>	16 282	17.92	3.953	18	6	30
<i>Age</i>	16 282	13.66	5.311	13	1	48
<i>Size</i>	16 282	21.75	1.214	21.61	19.08	25.52
<i>Debt</i>	16 282	0.467	0.224	0.470	0.0500	1.223
<i>ROA</i>	16 282	0.0355	0.0601	0.0341	-0.248	0.204
<i>TFP</i>	16 282	14.86	1.095	14.79	5.767	19.56
<i>Ind</i>	16 282	0.366	0.0515	0.333	0.273	0.571
<i>Board</i>	16 282	8.966	1.813	9	5	15
<i>Duality</i>	16 282	0.218	0.413	0	0	1
<i>MPC</i>	16 282	0.0816	0.135	0	0	0.917
<i>MShare</i>	16 282	0.0467	0.121	0	0	0.810

表2列示了用于检验国有企业改制对企业*OFDI*决策影响的子样本描述性统计结果。*D*的均值为0.103,说明大约10.3%的公司年份观察值为国有企业改制为非国有企业当年及之后年份样本。

表2 子样本描述性统计

variables	N	mean	sd	p50	min	max
<i>OFDI</i>	8 929	0.0634	0.244	0	0	1
<i>D</i>	8 929	0.103	0.303	0	0	1
<i>SO</i>	8 929	17.47	3.952	17	6	30
<i>Age</i>	8 929	14.33	5.196	14	1	48
<i>Size</i>	8 929	22.02	1.297	21.88	19.08	25.52
<i>Debt</i>	8 929	0.523	0.204	0.530	0.0500	1.223
<i>ROA</i>	8 929	0.0289	0.0598	0.0283	-0.248	0.204
<i>TFP</i>	8 929	15.05	1.144	15.00	5.767	19.56
<i>Ind</i>	8 929	0.361	0.0500	0.333	0.273	0.571
<i>Board</i>	8 929	9.369	1.892	9	5	15
<i>Duality</i>	8 929	0.121	0.326	0	0	1
<i>MPC</i>	8 929	0.0778	0.140	0	0	0.917
<i>MShare</i>	8 929	0.00284	0.0192	0	0	0.369

四、实证结果分析

(一) 国有产权性质对企业*OFDI*倾向的影响

表3报告了国有产权性质对企业*OFDI*影响的回归结果。考虑到企业*OFDI*决策是一个二元变量,本文用Probit模型进行回归。列(1)国有产权性质*SOE*的估计系数在1%水平上负向显著,说明与非国有企业相比,国有企业具有更低的*OFDI*倾向,假设1a得到验证。上

述检验结果说明,国有企业携带的行政逻辑对国有企业 OFDI 产生了抑制作用。在列(1)的回归中,我们利用国有产权性质虚拟变量来衡量国家所有权,本文继续用企业国有股权比例(*SEQ*)来衡量国家所有权,检验国家所有权对企业 OFDI 的影响。列(2)的检验结果显示,*SEQ* 的估计系数负向显著,说明国有股权比例越高,企业开展 OFDI 的可能性越低,进一步支持假设 1a 的结论。

表 3 国有产权性质对企业 OFDI 倾向影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>SOE</i>	-0.2355 *** (0.0409)		-0.2466 *** (0.0416)
<i>SEQ</i>		-0.5779 *** (0.0912)	
<i>Age</i>	0.0181 *** (0.0036)	0.0154 *** (0.0036)	0.0179 *** (0.0036)
<i>Size</i>	0.3487 *** (0.0257)	0.3543 *** (0.0259)	0.3447 *** (0.0263)
<i>Debt</i>	0.0348 (0.1143)	0.0099 (0.1155)	0.0527 (0.1163)
<i>ROA</i>	0.8924 ** (0.4125)	0.8986 ** (0.4134)	0.9018 ** (0.4211)
<i>TFP</i>	0.1131 *** (0.0284)	0.1212 *** (0.0288)	0.1277 *** (0.0292)
<i>Ind</i>	0.0744 (0.3563)	0.0812 (0.3569)	0.0901 (0.3601)
<i>Board</i>	-0.0024 (0.0108)	-0.0049 (0.0108)	-0.0011 (0.0108)
<i>Duality</i>	-0.0339 (0.0500)	-0.0389 (0.0501)	-0.0343 (0.0502)
<i>MPC</i>	-0.2742 * (0.1466)	-0.2973 ** (0.1481)	-0.2630 * (0.1498)
<i>MShare</i>	0.5102 *** (0.1678)	0.5135 *** (0.1676)	0.5016 *** (0.1692)
<i>cons</i>	-10.6562 *** (0.4068)	-10.7897 *** (0.4157)	-10.6486 *** (0.6414)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry×Year</i>	No	No	Yes
N	16 188	16 188	15 054
Pseudo <i>R</i> ²	0.1702	0.1712	0.1691

注:括号内数值为异方差稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。样本量为 16 282,由于使用 Probit 模型进行回归,第(1)——(3)列实际观察值都有不同程度减少。如无特别说明,后表同。

为了尽可能地消除各种宏观因素对回归结果的干扰,考虑到政府产业政策以及行业发展周期等的影响,参考潘越等(2020)的研究思路,本文进一步控制了年度乘以行业的固定效应。重新回归的结果如表 3 列(3)所示,国有产权性质 *SOE* 的估计系数依然显著为负,结论稳健。

表 1 描述性统计显示,仅有 6.28% 的样本开展了 OFDI 活动,OFDI 实际上是一种“稀有”事件,样本分布不均匀可能会对回归结果产生影响。为了克服稀有事件造成的可能偏差,采用稀有事件逻辑回归方法和“补对数-对数模型”来检验国有产权性质对企业 OFDI 的影响。

表4列(1)稀有事件逻辑回归的结果和列(2)“补对数-对数模型”回归结果都表明,企业国有属性对企业 OFDI 有显著的负向影响,结论依然保持稳健。

表 4 控制稀有事件偏差影响的检验结果

变量	(1)	(2)
<i>SOE</i>	-0.4690 *** (0.0817)	-0.4409 *** (0.0749)
<i>cons</i>	-21.4978 *** (0.8240)	-18.7855 *** (0.6792)
<i>Control</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes
N	16 282	16 188

本文进一步考察中央国有企业和地方国有企业在 OFDI 倾向上是否有差异,表5列(1)将中央国有企业虚拟变量 *CSOE* (若企业为中央政府所有则取值为1,否则为0)和地方国有企业虚拟变量 *LSOE* (若企业为地方政府所有则取值为1,否则为0)同时纳入回归方程(1)。结果显示,*CSOE* 和 *LSOE* 的估计系数都显著为负,表明与非国有企业相比,无论是中央国有企业还是地方国有企业,其 OFDI 倾向都更低。

受行政逻辑影响的国有企业更倾向于响应政府政策,为了配合国家战略,国有企业可能会在一些制度质量和投资环境较差的国家(地区)开展投资。本文利用世界银行营商环境数据来测量东道国(地区)制度环境,根据年度营商环境指数中位数,区分制度质量较低和较高的东道国(地区),检验所有制对企业 OFDI 倾向的影响是否因投资地区制度环境差异而有所不同。表5列(2)中企业国有属性 *SOE* 的估计系数不显著,但列(3)中企业国有属性 *SOE* 的估计系数负向显著,说明国有企业和非国有企业对那些制度环境较差国家(地区)的投资倾向没有明显差异。这一结果表明,受双重制度逻辑的影响,国有企业进入那些营商环境较好的国家(地区)追求经济目标的动机较弱,但是,国有企业配合国家战略,在那些营商环境较差的东道国(地区)开展政策驱动型 OFDI 动机较强。

表 5 区分国有企业行政级别和东道国(地区)制度质量的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>OFDI</i>	制度质量较低区位 <i>OFDI</i>	制度质量较高区位 <i>OFDI</i>
<i>CSOE</i>	-0.2800 *** (0.0560)		
<i>LSOE</i>	-0.2148 *** (0.0443)		
<i>SOE</i>		0.0622 (0.1119)	-0.2336 *** (0.0418)
<i>cons</i>	-10.6993 *** (0.4103)	-6.0237 *** (0.9485)	-10.5990 *** (0.4148)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
N	16 188	15 655	16 188
Pseudo R^2	0.1704	0.0994	0.1768

(二) 国有企业改制对企业 OFDI 倾向的影响

1. 基准检验结果

表 6 列(1)渐进性双重差分检验结果显示, D 的估计系数在 1%的水平上显著为正,说明国有企业改制显著提升了企业 OFDI 倾向,假设 1b 得到验证。

2. 基于 PSM 样本的稳健性检验

国有企业是否改制可能不是随机事件,为了保证实验组和控制组的可比较性,进一步处理内生性问题,本文采用倾向得分匹配法(PSM)改善样本选择偏差问题。以企业是否改制作为因变量,利用方程(2)中所包含的全部控制变量作为匹配特征变量,表 6 列(2)报告了利用匹配后的样本进行双重差分检验的结果。可以看出, D 的估计系数依然在 1%的水平显著为正,说明双重差分检验的结果是稳健的。

表 6 国有企业改制对企业 OFDI 倾向影响的回归结果

变量	(1)	(2)
D	0.3547 *** (0.0732)	0.3761 *** (0.0740)
$cons$	-10.6497 *** (0.5094)	-10.7444 *** (0.5260)
$Control$	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes
$Industry$	Yes	Yes
N	8 840	8 347
Pseudo R^2	0.1952	0.1990

3. 平行趋势与动态效应检验

双重差分法有效识别因果关系的基本前提是平行趋势假设成立。本文使用事件研究法检验平行趋势假设是否满足,同时也可以考察改制对企业 OFDI 影响的动态效应,计量模型设定如下:

$$OFDI_{i,t} = \alpha + \beta_{-4}D_{i,t}^{-4} + \beta_{-3}D_{i,t}^{-3} + \beta_{-2}D_{i,t}^{-2} + \beta_{-1}D_{i,t}^{-1} + \beta_0D_{i,t}^0 + \beta_1D_{i,t}^{+1} + \beta_2D_{i,t}^{+2} + \beta_3D_{i,t}^{+3} + \beta_4D_{i,t}^{+4} + \beta_5D_{i,t}^{+5} + \gamma Control_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

(7)式中: $D_{i,t}^k$ 为一组反映国有企业改制这一事件的虚拟变量。具体地,企业改制之前的第 j 年及之后第 j 年, $D_{i,t}^{-j}$ 和 $D_{i,t}^j$ 分别取值为 1,否则取值为 0。例如, $D_{i,t}^0$ 、 $D_{i,t}^{-1}$ 、 $D_{i,t}^{+1}$ 分别在企业改制的当年、前一年、后一年取值为 1,否则取值为 0。为使每年的企业数量保持相对平衡,本文把改制前第 5 年更早的年份归并到改制前第 5 年,把改制后第 5 年之后的年份归并到改制后第 5 年。因此, $D_{i,t}^{\leq -5}$ 取值为 1,否则取 0; $D_{i,t}^{\geq +5}$ 取值为 1,否则取 0。本文将企业改制前第 5 年以及之前年份作为基准年份。

检验结果如图 1 所示。图中圈点表示改制对企业 OFDI 影响系数的大小,虚线表示置信区间。由图 1 可知,改制前实验组和控制组的 OFDI 趋势没有显著差异,因此不能拒绝平行趋势假设成立。改制后第 1 年和第 2 年的影响系数为正但不显著,改制后第 3 年及之后年度,影响系数显著为正而且逐渐增大,表明改制显著促进了企业 OFDI,但有两年滞后期。

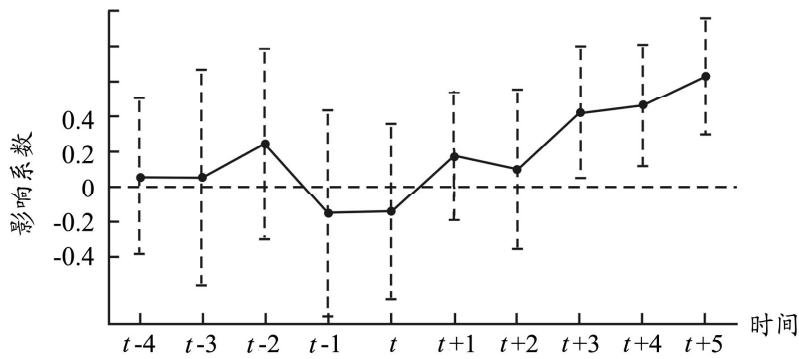


图 1 平行趋势与动态效应检验

(三) 企业战略导向的中介效应检验

本文参照叶宝娟和胡竹菁(2018)的中介效应检验流程,检验企业战略导向的中介效应。具体思路如下:先利用方程(1)估计国有产权性质对企业 OFDI 的影响,以系数显著为前提,这一部分工作见上文阐述;进一步,利用方程(3)估计国有产权性质对企业战略导向的影响;最后,加入企业战略导向中介变量,利用方程(4)检验国有产权性质对企业 OFDI 的影响。为比较分析方便,本文将表 3 第(1)列的估计结果添加到表 7 第(1)列。第(2)列国有产权性质 *SOE* 的估计系数显著为负,说明与非国有企业相比,国有企业战略导向更保守。第(3)列战略导向 *SO* 的估计系数显著为正,说明战略越激进,企业越有可能开展 OFDI。第(3)列国有产权性质 *SOE* 的估计系数显著为负,而与第(1)列相比,系数绝对值也变小。上述结果表明,战略导向在国有产权性质与企业 OFDI 之间的关系中起到了部分中介作用,假设 2a 得到验证。

表 7 中介效应检验 1

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>OFDI</i>	<i>SO</i>	<i>OFDI</i>
<i>SOE</i>	-0.2355 *** (0.0409)	-0.7185 *** (0.0697)	-0.2177 *** (0.0410)
<i>SO</i>			0.0240 *** (0.0046)
<i>cons</i>	-10.6562 *** (0.4068)	21.2442 *** (0.6695)	-11.1633 *** (0.4178)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
N	16 188	16 188	16 188
Pseudo <i>R</i> ²	0.1702	0.1133	0.1736

注:列(1)和列(3)中 *R*² 为 Pseudo *R*²。

本文继续采用上述中介检验流程,检验企业战略导向在国有企业改制影响企业 OFDI 决策中的作用。同样,为比较分析方便,将表 6 第(1)列的估计结果添加到表 8 第(1)列。从第(2)列 *D* 的估计系数不难看出,国有企业改制显著提高了企业战略激进度。第(3)列国有企业改制 *D* 和战略导向 *SO* 的估计系数都显著为正。与第(1)列相比,加入战略导向 *SO* 后,第(3)列 *D* 的估计系数变小。以上回归结果表明,战略导向在国有企业改制与企业 OFDI 决

策之间的关系中起到了部分中介作用,假设 2b 得到验证。

表 8 中介效应检验 2

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>O</i> <i>F</i> <i>D</i> <i>I</i>	<i>S</i> <i>O</i>	<i>O</i> <i>F</i> <i>D</i> <i>I</i>
<i>D</i>	0.3547 *** (0.0732)	0.6973 *** (0.1403)	0.3374 *** (0.0727)
<i>SO</i>			0.0185 *** (0.0066)
<i>cons</i>	-10.6497 *** (0.5094)	22.8627 *** (0.8150)	-11.0658 *** (0.5345)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	8 840	8 840	8 840
<i>Pseudo R</i> ²	0.1952	0.1008	0.1971

注:列(1)和列(3)中 R^2 为 Pseudo R^2 。

五、进一步研究:高管政治背景和股权激励的情境效应

本文核心观点是相对于主要受经济逻辑影响的非国有企业来说,受经济和行政这一双重逻辑影响的国有企业在决策中需要兼顾经济目标和社会目标,从而抑制了国有企业通过 *O**F**D**I* 来实现经济目标的动机。前文实证检验结果支持上述观点,本部分将基于高管政治背景和股权激励的情境效应进一步强化这一观点。

制度逻辑将组织决策者的注意力集中在某些特定的问题及其解决方案上,从而引导决策者做出符合逻辑标准的决策(Thornton et al., 2012)。对于受多元制度逻辑影响的组织来说,特定制度逻辑对决策的影响依赖于决策者对其接受和支持的程度(Greve and Zhang, 2017)。国家所有权是企业行政逻辑的重要来源,但行政逻辑在企业决策中的影响力受到高管对行政逻辑或经济逻辑支持程度的制约。

政治背景是影响管理者价值观和认知结构的重要因素。与没有政治背景的高管相比,具有政治背景的高管更可能支持和倡导行政逻辑。具有政治背景的高管比例越高,行政逻辑对企业决策的影响越大。除了个人经历或背景外,高管也会基于个人利益选择对特定制度逻辑的接受程度。高管股权激励将企业的长期发展与个人经济利益结合起来,持有公司股份的高管更可能支持基于经济逻辑的决策,以实现企业市场绩效的提升和个人利益的增加。高管持有公司股份比例越高,经济逻辑对企业决策的影响越大。基于以上分析,本文预期具有政治背景的高管比例越高,国有产权性质与企业 *O**F**D**I* 之间的负向关系越强;高管持有公司股份比例越高,国有产权性质与企业 *O**F**D**I* 之间的负向关系越弱。

为了检验高管政治背景和股权激励对国有产权性质与企业 *O**F**D**I* 之间关系的调节效应,本文设定以下方程:

$$OFDI_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 SOE_{i,t} + \beta_2 MOV_{i,t} + \beta_3 SOE_{i,t} \times MOV_{i,t} + \beta_4 Control_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

(8)式中: MOV 为调节变量,表示高管政治背景(MPC)和高管持股比例($MShare$),其余变量

设定与方程(1)相同。 MPC 和 $MShare$ 的测量方法见前文说明。

表 9 的检验结果显示,列(1)中 SOE 和 MPC 交乘项的估计系数显著为负,说明高管的政治背景强化了国有产权性质对企业 OFDI 的负向影响;列(2)中 SOE 和 $MShare$ 交乘项的估计系数显著为正,说明高管股权激励弱化了国有产权性质对企业 OFDI 的负向影响。列(3)把两个交乘项同时纳入回归,结果不变。上述检验结果表明,高管对行政逻辑的接受程度越高,国有企业携带的行政逻辑对企业 OFDI 的抑制作用越强;相反,高管对经济逻辑的接受程度越高,国有企业携带的行政逻辑对企业 OFDI 的抑制作用越弱。综上,本文的核心观点得到进一步证实。

表 9 扩展性研究检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
SOE	-0.1897 *** (0.0446)	-0.2445 *** (0.0413)	-0.1986 *** (0.0449)
MPC	0.0136 (0.1940)	-0.2769 * (0.1468)	0.0130 (0.1940)
$MShare$	0.5062 *** (0.1678)	0.5012 *** (0.1685)	0.4969 *** (0.1686)
$SOE \times MPC$	-0.6952 ** (0.2873)		-0.7005 ** (0.2878)
$SOE \times MShare$		2.5350 * (1.3426)	2.5765 * (1.3250)
$cons$	-10.7205 *** (0.4087)	-10.6730 *** (0.4066)	-10.7384 *** (0.4087)
$Control$	Yes	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes
$Industry$	Yes	Yes	Yes
N	16 188	16 188	16 188
Pseudo R^2	0.1709	0.1704	0.1712

六、结论与政策建议

本文基于制度逻辑视角,利用 2004—2016 年 A 股上市公司数据,检验国有产权性质和国有企业改制对企业 OFDI 倾向的影响。实证结果表明,在双重制度逻辑影响下,与非国有企业相比,国有企业有更低的 OFDI 倾向。为了缓解检验产权性质对企业 OFDI 的影响所面临的内生性问题,本文利用国有企业改制为非国有企业的准实验,构建渐进性双重差分模型,检验国有企业改制对企业 OFDI 倾向的影响,发现国有企业改制显著提升了企业 OFDI 倾向,进一步证实了企业国有属性对企业 OFDI 的抑制效应。中介机制检验结果表明:在双重制度逻辑影响下,国有企业的战略导向更保守,进而有更低的 OFDI 倾向。战略导向在企业国有属性与 OFDI 决策之间的关系中起到了部分中介作用;国有企业改制提升了企业战略激进度,进而促进了企业 OFDI。在关于高管政治背景和高管股权激励的情境效应的扩展性研究中,本文发现,具有政治背景的高管比例越高,国有产权性质与企业 OFDI 之间的负向关系越强;高管持有公司股份比例越高,国有产权性质与企业 OFDI 之间的负向关系越弱。

本文的政策意义如下:(1)坚持对国有企业进行分类改革,加大国有企业混合所有制改

革力度。对于竞争性行业国有企业,在精心选择改革方案和避免国有资产流失的前提下,通过推进总体性产权改革来强化其经济逻辑,激励国有企业“走出去”,在全球范围内配置资源和拓展市场,增强国际竞争力。(2)高管股权激励有利于强化国有企业经济逻辑,提升国有企业战略创业和战略变革倾向,进而提高国有企业“走出去”的意愿。(3)为不同所有制企业创造一个公平的竞争环境,让不同的竞争主体,特别是国有企业更多基于市场能力和市场战略来获取竞争优势,实现企业长期发展。与基于政策支持的非市场优势相比,市场优势具有更弱的区位限定性和更强的跨国界可转移性,有利于企业“走出去”。

参考文献:

- 1.陈衍泰、储梦悦、李欠强,2017:《高管政治关联、海外经历与企业研发国际化绩效关系研究》,《浙江工业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 2.杜运周、尤树洋,2013:《制度逻辑与制度多元性研究前沿探析与未来研究展望》,《外国经济与管理》第12期。
- 3.高菠阳、郭凌煜、黄志基、冯锐,2019:《企业异质性、技术关联度与中国对外直接投资决策》,《地理科学进展》第10期。
- 4.巩键,2017:《制度复杂性视角的家族企业战略变革研究》,浙江大学博士学位论文。
- 5.姜广省、李维安,2016:《政府干预是如何影响企业对外直接投资的?——基于制度理论视角的研究》,《财经研究》第3期。
- 6.李乾文,2007:《公司创业导向的差异分析——基于环渤海地区企业所有权差异的实证研究》,《科学学研究》第4期。
- 7.龙婷、衣长军、李雪、王玉敏,2019:《股权集中度、机构投资者与企业对外直接投资决策——冗余资源的调节作用》,《国际贸易问题》第2期。
- 8.罗知、赵奇伟、严兵,2015:《约束机制和激励机制对国有企业长期投资的影响》,《中国工业经济》第10期。
- 9.潘越、汤旭东、宁博、杨玲玲,2020:《连锁股东与企业投资效率:治理协同还是竞争合谋》,《中国工业经济》第2期。
- 10.孙健、王百强、曹丰、刘向强,2016:《公司战略影响盈余管理吗?》,《管理世界》第3期。
- 11.王化成、钟凯、郝恩琪、侯粲然,2018:《企业战略定位与公司财务行为:理论研究框架与建议》,《财务研究》第6期。
- 12.武立东、薛坤坤、王凯,2017:《制度逻辑、金字塔层级与国有企业决策偏好》,《经济与管理研究》第2期。
- 13.肖红军、阳镇,2019:《新中国70年企业与社会关系演变:进程、逻辑与前景》,《改革》第6期。
- 14.阎大颖、洪俊杰、任兵,2009:《中国企业对外直接投资的决定因素:基于制度视角的经验分析》,《南开管理评论》第6期。
- 15.叶宝娟、胡竹菁,2018:《中介效应分析技术及应用》,中国社会科学出版社。
- 16.袁蓉丽、李瑞敬、夏圣洁,2019:《战略差异度与企业避税》,《会计研究》第4期。
- 17.张璇、周鹏、李春涛,2016:《卖空与盈余质量——来自财务重述的证据》,《金融研究》第8期。
- 18.Bentley, K. A., T. C. Omer, and N. Y. Sharp. 2013. "Business Strategy, Financial Reporting Irregularities, and Audit Effort." *Contemporary Accounting Research* 30(2): 780-817.
- 19.Bruton, G. D., M. W. Peng, D. Ahlstrom, C. Stan, and K. Xu. 2015. "State-owned Enterprises around the World as Hybrid Organizations." *Academy of Management Perspectives* 29(1): 92-114.
- 20.Chen, C., W. Tian, and M. Yu. 2019. "Outward FDI and Domestic Input Distortions: Evidence from Chinese Firms." *The Economic Journal* 129(2): 3025-3057.
- 21.Cuervo - Cazorra, A., and C. Li. 2021. "State Ownership and Internationalization: The Advantage and Disadvantage of Stateness." *Journal of World Business* 56(1).
- 22.Greve, H. R., and C. M. Zhang. 2017. "Institutional Logics and Power Sources: Merger and Acquisition Decisions." *Academy of Management Journal* 60(2): 671-694.

- 23.Huang, Y., E.Xie, Y.Li, and K.S.Reddy.2017.“Does State Ownership Facilitate Outward FDI of Chinese SOEs? Institutional Development, Market Competition, and the Logic of Interdependence between Governments and SOEs.” *International Business Review* 26(1): 176–188.
- 24.Mariotti, S., and R.Marzano.2019.“Varieties of Capitalism and the Internationalization of State – owned Enterprises.” *Journal of International Business Studies* 50(5): 669–691.
- 25.Peng, M.W., J.Tan, and T.W.Tong.2004.“Ownership Types and Strategic Groups in an Emerging Economy.” *Journal of Management Studies* 41(7):1105–1129.
- 26.Rugman, A. M., Q.T.Nguyen, and Z. Wei.2014.“Chinese Multinationals and Public Policy.” *International Journal of Emerging Markets* 9(2): 205–215.
- 27.Thornton, P. H., W.Ocasio, and M. Lounsbury.2012.*The Institutional Logics Perspective: A New Approach to Culture, Structure, and Process*.Oxford: Oxford University Press.
- 28.Wang, C., J.Hong, M.Kafouros, and M.Wright.2012.“Exploring the Role of Government Involvement in Outward FDI from Emerging Economies.” *Journal of International Business Studies* 43(7): 655–676.
- 29.Yiu, D. W., R. E. Hoskisson, G. D. Bruton, and Y. Lu.2014.“Dueling Institutional Logics and the Effect on Strategic Entrepreneurship in Chinese Business Groups.” *Strategic Entrepreneurship Journal* 8(3):195–213.

State Ownership, Ownership Reform and Outward Foreign Direct Investment

Zhang Jipeng^{1,2} and Yi Changjun²

(1:School of Economics and Finance, Huaqiao University;

2:School of Management, Huaqiao University)

Abstract: Based on the perspective of institutional logic, this paper explains the negative effect of state ownership on firms' OFDI and the positive effect of ownership reform on OFDI during China's economic transition. Based on the data of A-share listed companies from 2004 to 2016, this paper finds that state-owned enterprises have a lower OFDI propensity than non-state-owned enterprises under the dual institutional logic. Using a progressive DID model, we examine the impact of ownership reform on OFDI propensity. The results show that the reform significantly increases enterprises' OFDI propensity. The mediation mechanism test suggests that under the dual institutional logic, state-owned enterprises tend to choose defensive strategies and thus have a lower OFDI propensity. While the ownership reform makes enterprises more strategic aggressive, which in turn increases the probability of OFDI. Further analysis shows that the higher the proportion of top management team with political background, the stronger the negative relationship will be between state ownership and enterprises' OFDI; the higher the shareholding of top management team, the weaker the negative relationship would be. From the perspective of institutional logic, this paper expands the research on the impact of state ownership on enterprises' OFDI behavior, and is also practical significant for the reform of Chinese state-owned enterprises.

Keywords: State Ownership, Ownership Reform, OFDI, Institutional Logic, Strategic Orientation

JEL Classification: F23, F21

(责任编辑:赵锐、彭爽)