

资本要素市场扭曲影响 OFDI 技术创新效应吗?

姜能鹏¹, 贺培²

(1. 商务部政策研究室, 北京 100731; 2. 中央财经大学国际经济与贸易学院, 北京 100081)

摘要: 本文以中国企业发明专利授权数作为技术创新的代理变量, 利用匹配的企业层面数据及实证分析方法, 深入探究 OFDI 增强企业技术创新能力的传导机理及资本要素市场扭曲影响 OFDI 技术创新效应的作用机制。研究表明, OFDI 有助于企业通过向技术密集型转变升级、提高管理效率和提升生产效率三个重要途径实现技术进步。将资本要素市场扭曲纳入 OFDI 技术创新效应传导机理的分析框架后发现, 资本要素市场扭曲明显不利于企业通过 OFDI 学习国外先进技术和管理经验, 导致资本更多地配置于实力更强的企业, 助力其实现规模经济, 但总体上显著抑制 OFDI 技术创新效应。

关键词: OFDI; 资本要素市场扭曲; 技术创新; 发明专利

中图分类号: F752.0

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2019)09-0003-09

一、问题的提出及相关文献回顾

党的十九大报告提出, “创新是引领发展的第一动力, 是建设现代化经济体系的战略支撑”。在此背景下, 对外直接投资 (OFDI) 作为投资母国获取国外先进技术的有效手段而得到广泛关注。因此, 深入探究 OFDI 推动技术创新的传导机理具有重要的现实意义和研究价值。然而, 有必要进一步思考的是, OFDI 通过何种途径推动企业实现技术创新? 此外, OFDI 对技术创新的促进作用必然需要资本的有效参与, 而中国资本要素市场发展并不完善甚至存在扭曲现象, 这是否影响 OFDI 的技术创新效应? 如果答案是肯定的, 其作用机制又是怎样的? 对上述问题的细致分析, 不仅有助于明确中国企业通过 OFDI 推动技术创新的实现路径, 还可从新的视角论证完善资本要素市场体系的重要意义。

通过梳理中国 OFDI 技术创新效应的相关文献可知, 现有学者主要从四个角度对这一问题展开论述: 第一, OFDI 技术寻求动机^[1]; 第二, OFDI 提升国内企业技术创新能力的持续性^[2]; 第三, OFDI 通过提高企业生产率进而提升相关产业在全球价值链的地位^[3]; 第四, 投资目的国对 OFDI 提升技术创新作用的影响^[4]。相关研究并未局限于对 OFDI 技术创新效应结果的验证, 而是从更深层次阐释 OFDI 技术创新效应的传导机理^{[5][6][7]}。

基于学者们对 OFDI 促进技术创新传导机理的研究发现, OFDI 无论通过何种途径促进企业技术创新均离不开有效的资本运作。但在转型时期, 我国不可避免的现实问题是资本要素市场体系存在较明显的扭曲现象。盛仕斌和徐海 (1999)、樊纲等 (2011) 在研究中国市场化改革政策时指出, 资本要素市场化改革滞后于产品市场化改革, 造成资本流动障碍、价格刚性及价格差异化等问题^{[8][9]}。张天华和张少华 (2016) 从企业所有制的偏向性政策实施的视角, 认为现行资本要素分配

收稿日期: 2018-09-04

作者简介: 姜能鹏 (1989-), 男, 山东淄博人, 商务部政策研究室助理研究员, 博士; 贺培 (1954-), 女, 北京市人, 中央财经大学国际经济与贸易学院教授, 博士。

的进入退出机制及价格歧视机制扭曲资本要素市场^[10]。那么,资本要素市场扭曲是否影响技术创新?现有文献主要从四个方面来探讨:其一,资本要素市场扭曲导致市场中存在寻租机会,使企业通过寻租获取低成本的资本要素,刺激其密集使用资本要素而减少研发投入^[11],同时资本要素市场扭曲造成的融资结构扭曲提高了社会平均融资成本,抑制企业自主创新^[12];其二,资本要素市场扭曲导致企业为获取低成本资金而过度依赖政府关系,导致其关注短期利益而忽视技术创新可能提升长期效益^[13];其三,资本要素市场扭曲通过专利引用挤出效应抑制国际技术溢出^[14];其四,资本要素市场扭曲影响通过在位企业资源配置效率及企业进入退出行为而抑制企业的技术创新^{[15][16]}。

虽然较多学者基于逆向技术溢出效应等视角探讨 OFDI 对国内技术创新的推动作用,但仍存在某些不足:第一,已有研究多以理论阐述为主,鲜有实证检验;第二,已有研究并未充分考虑 OFDI 技术创新效应的实现必然需要资本要素的有效配置这一现实问题,从而影响了研究结论的可靠性。因此,本文在借鉴相关文献的基础上,试图从以下两方面丰富现有研究:一是基于微观企业数据,深入探析 OFDI 技术创新效应的传导机理,并根据中介效应基本原理展开实证检验;二是将资本要素市场扭曲纳入 OFDI 技术创新效应的分析框架,根据调节效应基本原理,系统评估资本要素市场扭曲对中国 OFDI 技术创新效应的影响程度及作用机制。通过上述两方面对已有研究的拓展,不仅为中国企业有效利用 OFDI 获取国外先进技术提供合理的实现路径,更是充分考虑资本要素市场扭曲这一现实问题对 OFDI 技术创新效应的作用机制,为进一步优化资本要素配置给出新的观察视角和解决思路。

二、模型设定与数据说明

(一) 模型设定

为考察中国企业 OFDI 对技术创新的影响,本文以企业发明专利授权数作为因变量、OFDI 作为自变量,构建如下的基本计量模型:

$$\ln INNO_{iy} = \gamma_0 + \gamma_1 OFDI_{iy} + \gamma_2 \ln X_{iy} + v_i + v_y + \varepsilon_{iy} \quad (1)$$

其中, i, y 分别表示企业和年份, v_i 和 v_y 分别表示企业和年份的固定效应, ε_{iy} 表示误差项,主解释变量 $OFDI_{iy}$ 表示企业是否进行对外直接投资,被解释变量 $INNO_{iy}$ 表示企业的技术创新。本文以企业当年发明专利授权数的对数作为衡量企业技术创新的指标。

为实证检验 OFDI 技术创新效应的传导机理,首先需明确 OFDI 推动技术创新的路径依赖:第一,企业 OFDI 在推动技术创新的前期,往往通过学习国外先进技术促使其逐步从劳动密集型向技术密集型转化,随着学习的不断深入和吸收转化能力的增强,企业的自主创新能力得以提升;第二,企业实现从学习向吸收转化的演变需资金投入、研究人才和制度保障等全方位支持,而只有不断优化和提升管理效率,企业对先进技术的吸收转化过程才能顺利进行;第三,企业 OFDI 有助于其获得国外优质的技术经验,改进自身生产流程并实现技术进步。因此,本文选取企业要素密集度、企业管理效率和企业生产效率作为验证 OFDI 技术创新效应传导机理的中介变量。

本文借鉴 Hayes(2009)和张权(2018)采用的检验中介效应的方法^{[17][18]},在基本计量模型的基础上构建如下的三组递归计量模型:

$$INTEN_{iy} = a_0 + a_1 OFDI_{iy} + v_i + v_y + \varepsilon_{iy} \quad (2)$$

$$\ln INNO_{iy} = b_0 + b_1 OFDI_{iy} + b_2 INTEN_{iy} + b_3 \ln X_{iy} + v_i + v_y + \varepsilon_{iy} \quad (3)$$

$$\ln MANA_{iy} = c_0 + c_1 OFDI_{iy} + v_i + v_y + \varepsilon_{iy} \quad (4)$$

$$\ln INNO_{iy} = \vartheta_0 + \vartheta_1 OFDI_{iy} + \vartheta_2 \ln MANA_{iy} + \vartheta_3 \ln X_{iy} + v_i + v_y + \varepsilon_{iy} \quad (5)$$

$$\ln EFF_{iy} = \epsilon_0 + \epsilon_1 OFDI_{iy} + v_i + v_y + \varepsilon_{iy} \quad (6)$$

$$\ln INNO_{iy} = \rho_0 + \rho_1 OFDI_{iy} + \rho_2 \ln EFF_{iy} + \rho_3 \ln X_{iy} + v_i + v_y + \varepsilon_{iy} \quad (7)$$

为进一步阐释中国资本要素市场扭曲对 OFDI 技术创新效应影响的作用机制,基于调节效应模型的基本原理,本文将资本要素市场扭曲变量纳入 OFDI 技术创新效应传导机理的研究框架,并构造如下的计量模型:

$$\ln INNO_{iy} = m_0 + m_1 OFDI_{iy} + m_2 INTEN_{iy} + m_3 DISTK_{iy} * INTEN_{iy} + m_4 \ln X_{iy} + m_5 DISTK_{iy} + v_i + v_y + \varepsilon_{iy} \quad (8)$$

$$\ln INNO_{iy} = n_0 + n_1 OFDI_{iy} + n_2 \ln MANA_{iy} + n_3 DISTK_{iy} * \ln MANA_{iy} + n_4 \ln X_{iy} + n_5 DISTK_{iy} + v_i + v_y + \varepsilon_{iy} \quad (9)$$

$$\ln INNO_{iy} = p_0 + p_1 OFDI_{iy} + p_2 \ln EFF_{iy} + p_3 DISTK_{iy} * \ln EFF_{iy} + p_4 \ln X_{iy} + p_5 DISTK_{iy} + v_i + v_y + \varepsilon_{iy} \quad (10)$$

(二) 变量设定及测度

1. 相关变量设定

在公式(1)中,根据 Hirshleifer 等(2012)和张杰等(2012)对技术创新影响因素的研究^{[19][20]},本文选取的控制变量包括企业规模(\ln_size)、企业年龄(age)、企业利润率($profit$)、融资约束($cons$)和资产负债率(lr)。

在公式(2)~(7)中, $INTEN_{iy}$ 表示企业要素密集度,设定劳动密集型、资本密集型和技术密集型的取值分别为 1、2 和 3; $\ln MANA_{iy}$ 表示企业管理效率,选取人均管理成本作为代理变量; $\ln EFF_{iy}$ 表示企业生产效率。其余变量的含义与公式(1)相同。

2. 资本要素市场扭曲的测度

由于本文是从企业层面对相关问题进行实证检验,因而借鉴盖庆恩等(2015)采用的可有效测度企业层面资本要素市场扭曲程度的方法^[16]。生产部门使用唯一的中间品生产最终产品 Y ,最终产品生产部门的生产函数为 C-D 函数,即

$$\ln Y = \int_0^1 y_i di = \int_0^1 q_i k_i^\alpha l_i^\beta di \quad (11)$$

其中, i 表示中间品生产部门,假设该部门中有两个中间品生产商生产同质的中间品 y_i ; q 、 k 和 l 分别表示中间品生产商生产中间品时投入的技术、资本和劳动力; α 表示资本-产出弹性, β 表示劳动-产出弹性。企业在要素市场中通过多种融资渠道获取生产所需资本,但由于政策性偏向和户籍制度等条件限制,资本和劳动力要素市场存在一定程度的扭曲^{[11][16][21]}。假设潜在进入企业的资本和劳动力价格分别为 r 和 w ,技术水平为 $q_{i,p}$; $\tau_{k,i}$ 和 $\tau_{l,i}$ 分别衡量在位企业面临的资本和劳动力要素市场的扭曲程度,技术水平设定为 $q_{i,E}$ 。假设潜在进入企业与在位企业的技术水平存在差异,二者的技术水平关系为:

$$q_{i,E} = \delta_i q_{i,p} \quad (12)$$

中间品的需求函数取决于最终产品生产部门的成本最小化,由公式(11)可得中间品的需求函数为:

$$y_i = \frac{Y}{p_i} \quad (13)$$

其中, p_i 表示最终产品的价格(即所有最终产品的最低价格)。在此条件下,在位企业为实现利润最大化而选择的均衡价格必然等于潜在进入企业的边际成本 $MC(q_{i,p})$,结合公式(11)可得:

$$p_i = MC(q_{i,p}) = \frac{\left(\frac{r}{\alpha}\right)^\alpha \left(\frac{w}{\beta}\right)^\beta}{q_{i,p}} \quad (14)$$

本文将企业产品价格与边际成本的比值作为衡量企业垄断势力的指标并记为 $\mu(i, \tau)$,则在位企业在均衡条件下的垄断势力为:

$$\mu(i, \tau) = \frac{p_i}{MC(q_{i,E}, \tau)} = \delta_i (1 + \tau_{l,i})^{-\beta} (1 + \tau_{k,i})^{-\alpha} \quad (15)$$

由公式(15)可知,企业的垄断势力来源于企业间技术水平的差异(δ_i)和要素市场的扭曲程度,即 $(1 + \tau_{k,i})$ 和 $(1 + \tau_{l,i})$ 。将 $\mu(i, \tau)$ 对 $(1 + \tau_{k,i})$ 求导,可得:

$$\frac{\partial \mu}{\partial (1 + \tau_{k,i})} = -\delta_i \alpha (1 + \tau_{l,i})^{-\beta} (1 + \tau_{k,i})^{-\alpha-1} < 0 \quad (16)$$

由公式(13)和(14)可得企业对资本和劳动的需求函数,将其代入公式(11)可得中间品在位企业的产出为:

$$y_i = q_{i,E} \frac{Y}{\mu(i, \tau)} \left[\frac{\alpha Y}{(1 + \tau_{k,i})r} \right]^\alpha \left[\frac{(1 - \alpha)Y}{(1 + \tau_{l,i})w} \right]^\beta \quad (17)$$

由公式(17)可得资本的边际收益为:

$$MPR(i, \tau) = \alpha \frac{y_i p_i}{k(i, \tau)} = (1 + \tau_{k,i}) \mu(i, \tau) r \quad (18)$$

由公式(18)可知,资本边际产出由要素市场价格 r 、资本要素市场扭曲程度 $(1 + \tau_{k,i})$ 和企业垄断势力 $\mu(i, \tau)$ 共同决定。将公式(18)变形,可得资本要素市场的扭曲程度为:

$$\tau_{k,i} = \frac{1}{\mu(i, \tau) r} \frac{\alpha y_i p_i}{k(i, \tau)} - 1 \quad (19)$$

其中, $\mu(i, \tau)$ 表示企业的垄断势力。借鉴 DeLocker 和 Warzynski(2012)对垄断势力指标改进后的算法^[22],本文采用要素投入的产出弹性与该要素成本占增加值比重的比值作为衡量企业垄断势力的指标。由公式(19)可知,只要确定利率 r ,即可得到资本要素市场的扭曲程度。Hsieh 和 Klenow(2009)在计算中国资本要素市场扭曲程度时将利率水平直接设定为 10%^[21],但其偏高中国实际的利率水平。为有效解决这一问题,本文对 1998~2009 年历年 6 个月至 1 年的基准贷款利率按时间进行加权计算,最终得到中国历年的利率水平。

(三)数据来源及处理

本文采用的企业特征及财务指标方面的数据来源于《中国工业企业数据库》。借鉴已有文献的研究方法^{[23][24]},本文对原始数据进行处理。以发明专利授权数作为衡量企业技术创新的代理变量,发明专利的数据来源于国家知识产权局安全出版社发行的《中国专利数据库文摘 1985~2012(光盘版)》。企业层面 OFDI 的相关数据来源于商务部的《境外投资企业(机构)名录》。根据研究需要,本文将上述三个数据库进行合并^[25],选取以上三个数据库的时间段均为 1998~2009 年。

三、实证检验结果及分析

(一)中国 OFDI 技术创新效应的传导机理

本文首先采用简单最小二乘法检验中国企业 OFDI 对技术创新的影响。在此检验的基础上,基于中介效应基本原理进一步阐释 OFDI 提升国内技术创新能力的传导机理。

表 1 的第(2)~(3)列报告 OFDI 推动企业由劳动密集型向技术密集型转变进而促进技术创新的实证检验结果。第(2)列的被解释变量为企业要素密集度,该变量的系数越大,表明企业越趋近于技术密集型。同时,OFDI 的系数为 0.150 且在 1%的水平上显著,说明 OFDI 显著推动企业由劳动密集型向技术密集型转变。在第(3)列中,OFDI 和企业要素密集度的系数分别为 2.737 和 0.075,且都在 1%的水平上显著,根据中介效应的基本原理,说明 OFDI 可通过推动企业由劳动密集型向技术密集型转变的传导机理提升其技术创新能力。表 1 的第(4)~(5)列报告企业通过 OFDI 学习国

外先进经验、改进管理效率,进而提升技术创新能力的实证检验结果。第(4)列的被解释变量为人均管理成本,该变量的系数越小,意味着企业管理效率越高、管理机制越科学。同时,OFDI 的系数为 -0.268 且在1%的水平上显著,说明 OFDI 显著降低企业人均管理成本,提高管理效率。在第(5)列中,OFDI 和人均管理成本的系数分别为 2.723 和 -0.029 ,且都在1%的水平上显著,表明企业可通过 OFDI 学习国外先进经验提高自身管理效率,保障技术创新活动有序开展。表1的第(6)~(7)列报告企业通过 OFDI 提高生产效率促进自主创新的实证检验结果。第(6)列的被解释变量为生产效率(以人均总产出衡量),该变量的系数越大,表明企业生产效率越高。同时,OFDI 的系数为 0.201 且在1%的水平上显著,说明 OFDI 显著提升企业生产效率。在第(7)列中,OFDI 和人均总产出的系数分别为 2.733 和 0.025 ,且都在1%的水平上显著,表明 OFDI 可提高企业生产效率并带动其创新发展。

表1 基本回归的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
OFDI	2.742 *** (53.260)	0.150 *** (6.000)	2.737 *** (52.230)	-0.268 *** (-7.733)	2.723 *** (51.370)	0.201 *** (7.934)	2.733 *** (51.680)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
INTERN			0.075 *** (46.131)				
lnMANA					-0.029 *** (-24.341)		
lnEFF							0.025 *** (15.601)
Observations	1791903	1662327	1662327	1683572	1683572	1697500	1697500
R ²	0.404	0.410	0.406	0.409	0.505	0.365	0.405

注:括号内为t值; *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。下表同此。

由上述 OFDI 技术创新效应传导机理的实证检验可知,OFDI 确实可增强企业技术创新能力。第一,由于技术创新成果在区域内具有溢出效应,企业通过 OFDI 进入东道国技术创新集聚的地区和领域,可快速有效地掌握相关科研成果,经消化、吸收后转移至母国,促使企业由劳动密集型向技术密集型转变,从而增强创新动能。这一结论与杨连星和刘晓光(2016)对 OFDI 存在技术外溢效应的判断一致^[7]。第二,企业通过 OFDI 学习国外先进管理经验,促使其改进管理机制、优化管理流程、提高管理效率,而管理更加科学的企业显然更具开展自主创新的制度保障。该结果从实证角度验证肖仁桥等(2015)关于企业管理效率提升对其创新效率产生积极影响的论断^[26]。第三,企业通过 OFDI 可借鉴并获取东道国优质技术人员的先进经验,促使其改进生产流程、提高生产效率,助力其实现技术创新能力的跃升。该结果验证毛其淋和许家云(2014)对 OFDI 推动技术创新传导机理的解释^[2]。

考虑到企业 OFDI 推动技术创新可能存在“滞后效应”,本文通过将当期与滞后一期的主变量系数进行比较后发现,滞后一期的 OFDI 技术创新效应明显增强,且本文阐释的三个传导机理仍成立,表明 OFDI 提升企业技术创新的作用在滞后一期依然存在且更加显著^①。

(二)资本要素市场扭曲影响中国 OFDI 技术创新效应的作用机制

OFDI 无论通过何种途径推动企业的技术进步都需要资本要素的有效配置。因此,进一步探究资本要素市场扭曲如何影响中国 OFDI 的技术创新效应将是一个无法回避的问题。

表2报告资本要素市场扭曲影响 OFDI 技术创新效应的实证结果。表2的第(1)列 OFDI * distk

① 限于篇幅,滞后效应检验的实证结果未列出,作者备案。

的系数为 -0.0833 且在 5% 的水平上显著,说明资本要素市场扭曲显著抑制 OFDI 对技术创新的促进作用。第(2)列 $INTERN_distk$ 的系数为 -0.002 且在 5% 的水平上显著,表明资本要素市场扭曲对企业通过 OFDI 吸收利用东道国科研资源进而提升其技术密集度具有负向影响。其原因在于企业从劳动密集型向技术密集型的转变需投入大量资本,而资本要素市场扭曲则使企业难以获取低成本资金,因而妨碍其充分消化吸收国外先进技术。张杰等(2012)在分析企业 R&D 投入的融资渠道时,同样考虑了融资约束抑制企业创新的问题^[20],印证本文的研究结论具有一定的普适性。第(3)列 $\ln MANA_distk$ 的系数为 -0.001 且在 5% 的水平上显著,表明资本要素市场扭曲对企业借助 OFDI 学习国外管理经验、改进自身管理模式,进而推动创新发展具有显著的阻碍作用。这是由于资本要素市场扭曲导致市场中存在寻租机会^[11],而寻租行为则增加企业管理成本、降低管理效率^[27],最终对其通过 OFDI 获取国外经验、提高自身管理效率形成抑制效应。第(4)列 $\ln EFF_distk$ 的系数为 0.001 ,虽不显著,但仍可说明即便在资本要素市场扭曲的情况下,OFDI 依然对企业获得国外优质技术经验、改进自身生产流程并提升自主创新能力具有正向作用。这主要是由于资本要素市场扭曲使综合实力强大的企业更易获得融资支持而扩大生产,基于规模经济原理,此类企业的经济效益随着生产的扩大而不断提高,投入更多资本于研发创新活动,最终推动企业的技术进步。这一结论符合张天华和张少华(2016)关于政策性偏向引致资本要素市场扭曲进而阻碍企业技术创新效率的研究论断^[10],并从侧面验证规模经济理论在现实经济活动中的适用性。为表明上述实证分析的可靠性,本文选择固定效应模型对其进行检验,实证结果(表 2 的第(5)~(7)列)支持上述的研究结论。

表 2 资本要素市场扭曲影响中国 OFDI 技术创新效应的作用机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
OFDI	-14.560 *** (-3.664)	3.620 *** (54.872)	3.601 *** (53.282)	3.605 *** (53.433)	3.619 *** (54.852)	3.603 *** (53.303)	3.603 *** (53.383)
distk	-0.001 (-0.282)	0.004 (0.422)	0.001 (0.097)	0.002 (0.106)	0.004 (0.420)	0.001 (0.090)	0.002 (0.109)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
OFDI * distk	-0.083 ** (-2.013)						
INTERN		0.067 *** (13.060)			0.067 *** (13.032)		
INTERN_ distk		-0.002 ** (-2.452)			-0.002 ** (-2.231)		
lnMANA			0.026 *** (8.131)			0.026 *** (8.211)	
lnMANA_ distk			-0.001 ** (-2.122)			-0.001 * (-1.822)	
lnEFF				-0.029 *** (-7.453)			-0.032 *** (-7.926)
lnEFF_ distk				0.001 (1.119)			0.001 (1.121)
企业固定效应	否	否	否	否	是	是	是
时间固定效应	否	否	否	否	是	是	是
Observations	1036987	959432	963886	967946	959432	963886	967946
R ²	0.507	0.508	0.536	0.521	0.508	0.537	0.517

通过上述分析可发现,资本要素市场扭曲对 OFDI 技术创新效应的影响存在两种情形:一方面,资本要素市场扭曲显著不利于企业通过 OFDI 学习国外先进技术和管理经验进而内化为创新动能,抑制 OFDI 技术创新效应;另一方面,资本要素市场扭曲导致资本更多地配置于实力更强大的企业,助力其实现规模经济、加大原创性研发投入,对 OFDI 促进技术创新具有一定的正向作用。

然而，虽然资本要素市场扭曲对 OFDI 技术创新效应具有双向影响，但从表 2 的第 (1) 列的交互项 $OFDI * disk$ 的系数显著为负来看，资本要素市场扭曲在总体上显著抑制 OFDI 技术创新效应。

四、稳健性检验

虽然本文采用的是面板数据，并借助固定效应模型在一定程度上克服随个体和时间变化的遗漏变量问题，但为得到更为稳健的研究结论，本文仍采用工具变量法对上述问题进行有效规避。具体而言，本文使用两阶段最小二乘法 (2SLS) 进行估计并设定内生变量和工具变量。在工具变量的选择上，参考施炳展和冼国明 (2012)、白俊红和卞元超 (2016) 采用的方法，分别以各内生变量的一阶滞后项作为其工具变量^{[28][29]}。这一选择的合理性在于：既保证内生解释变量与其滞后项显著相关，又满足滞后项“前定”而与当期扰动项不相关。

表 3 两阶段最小二乘法的实证结果 (I)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
OFDI	2.651 *** (27.042)	0.086 *** (2.624)	2.648 *** (26.522)	-0.139 *** (-3.079)	2.636 *** (26.112)	0.205 *** (5.935)	2.638 *** (26.183)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
INTERN			0.121 *** (33.002)				
lnMANA					-0.039 *** (-14.533)		
lnEFF							0.053 *** (15.190)
Observations	751016	693566	693566	706006	706006	711212	711212
R ²	0.404	0.414	0.436	0.416	0.405	0.380	0.455
Cragg-Donald Wald F	536.732	783.382	616.354	708.290	481.361	773.322	482.624

注：Cragg-Donald Wald F 统计量的原假设为“存在弱工具变量”，若拒绝原假设，则说明不存在弱工具变量问题。表 4 同此。

表 4 两阶段最小二乘法的实证结果 (II)

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
OFDI	7.412(0.975)	3.292 *** (27.133)	3.266 *** (26.260)	3.265 *** (26.312)
控制变量	控制	控制	控制	控制
disk	-0.001 (-0.245)	0.011 (0.484)	0.009 (0.236)	0.002 (0.065)
OFDI * disk	-4.193 * (-1.844)			
INTERN		0.106 *** (8.776)		
INTERN_ disk		-0.006 * (-1.799)		
lnMANA			0.033 *** (2.627)	
lnMANA_ disk			-0.003 ** (-2.244)	
lnEFF				-0.050 *** (-7.209)
lnEFF_ disk				0.001 (1.554)
Observations	764241	727610	731189	733379
R ²	0.306	0.327	0.331	0.337
Cragg-Donald Wald F	327.67	355.41	290.41	291.79

表 3 为采用两阶段最小二乘法和工具变量法对中国 OFDI 技术创新效应的传导机理进行稳健性检验的实证结果，表 4 为采用两阶段最小二乘法和工具变量法对资本要素市场扭曲影响中国 OFDI 技术创新效应的作用机制进行稳健性检验的实证结果，两个实证结果的可靠性主要取决于工具变量的有效性。由表 3、4 所示，检验弱工具变量的 Cragg-Donald Wald F 统计量均大于 10% 水平下的偏

误值 16.38, 且大于 Staiger 和 Stock (1997) 提出的临界值 10, 可拒绝原假设“存在弱工具变量”^[30]。同时, 由于本文选取的工具变量个数与内生变量个数相等, 故不存在过度识别问题。

五、结论与建议

本文从微观层面对 OFDI 技术创新效应的传导机理及资本要素市场扭曲影响 OFDI 技术创新效应的作用机制进行理论阐释和实证检验, 得出如下的研究结论。第一, OFDI 确实有助于企业提升技术创新能力。由于研发具有溢出效应, 企业通过 OFDI 进入东道国技术创新集聚的地区和领域, 可快速掌握所需的科研成果, 经消化、吸收而转移至母国, 促使企业向技术密集型转变, 最终实现技术进步。企业通过 OFDI 可学习和借鉴国外管理经验, 以改进自身管理机制、提高管理效率, 而管理更加科学的企业显然在技术创新方面更具有优势。企业通过 OFDI 借鉴国外优质技术人员的专业技能, 有利于改进生产流程、提高产品的科技含量。第二, 资本要素市场扭曲影响 OFDI 的技术创新效应, 但作用机制和影响结果不同。一方面, 资本要素市场扭曲显著抑制企业借助 OFDI 学习国外先进技术和管理经验, 进而提升技术创新能力的传导作用; 另一方面, 资本要素市场扭曲虽然导致资本更多地配置于实力更强大的企业, 但可促进其实现规模经济和技术进步。

基于上述的研究结论, 本文提出以下的几点建议。第一, 继续稳步推进“走出去”战略, 鼓励企业通过融入全球生产网络、利用全球经济技术资源来提升自主创新能力。OFDI 企业应重视并多举措加速实现从劳动密集型向技术密集型的转变, 在学习、吸收和转化外国先进技术的同时, 不断积累融合国外先进的管理理念和管理模式, 以稳步提升其生产效率, 为其发挥 OFDI 技术创新效应提供多维度的保障。第二, 继续推进资本要素市场化改革, 健全制度规范, 构建合理的价格体系。加快资本要素市场一体化建设, 取消阻碍资本跨地区、跨部门和跨行业自由流动的制度性壁垒及偏向性政策, 从根本上保障企业开展技术创新(尤其是原创性研发)的资金支持。

参考文献:

- [1] 祁春凌, 黄晓玲, 樊瑛. 技术寻求、对华技术出口限制与我国的对外直接投资动机 [J]. 国际贸易问题, 2013, (4): 115-122.
- [2] 毛其淋, 许家云. 中国对外直接投资促进抑或抑制了企业出口? [J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (9): 3-21.
- [3] 杨连星, 罗玉辉. 中国对外直接投资与全球价值链升级 [J]. 数量经济技术经济研究, 2017, (6): 54-70.
- [4] 邵玉君. FDI、OFDI 与国内技术进步 [J]. 数量经济技术经济研究, 2017, (9): 21-38.
- [5] 赵伟, 古广东, 何元庆. 外向 FDI 与中国技术进步: 机理分析与尝试性实证 [J]. 管理世界, 2006, (7): 53-60.
- [6] 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.
- [7] 杨连星, 刘晓光. 中国 OFDI 逆向技术溢出与出口技术复杂度提升 [J]. 财贸经济, 2016, (6): 97-112.
- [8] 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.
- [9] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [10] 张天华, 张少华. 偏向性政策、资源配置与国有企业效率 [J]. 经济研究, 2016, (2): 126-139.
- [11] 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.
- [12] Hsu P. H., Tian X., Xu Y. Financial Development and Innovation: Cross-country Evidence [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 112(1): 116-135.
- [13] 陈艳莹, 王二龙. 要素市场扭曲、双重抑制与中国生产性服务业全要素生产率: 基于中介效应模型的实证研究 [J]. 南开经济研究, 2013, (5): 71-82.
- [14] 李平, 季永宝. 政策导向转化、要素市场扭曲与 FDI 技术溢出 [J]. 南开经济研究, 2014, (6): 125-137.
- [15] Hsieh C. T., Klenow P. J. The Life Cycle of Plants in India and Mexico [J]. Quarterly Journal of Economics, 2014, 129(3), pp. 1035-1084.
- [16] 盖庆恩, 朱喜, 程名望. 要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率 [J]. 经济研究, 2015, (5): 61-75.

- [17] Andrew F. Hayes. Beyond Baron and Kenny: Statistical Mediation Analysis in the New Millennium [J]. Communication Monographs, 2009, 76(4), pp. 408 – 420.
- [18] 张权. 公共支出效率促进产业结构升级的实现机制与经验辨识 [J]. 财贸经济, 2018, (5): 146 – 159.
- [19] Hirshleifer D., Low A., Teoh S. H. Are Overconfident CEOs Better Innovators [J]. Journal of Finance, 2012, 67(4), pp. 1457 – 1498.
- [20] 张杰, 芦哲, 郑文平. 融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入 [J]. 世界经济, 2012, (10): 66 – 90.
- [21] Hsieh C. T., Klenow P. J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India [J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4), pp. 1403 – 1448.
- [22] Jan De Loecker, Frederic Warzynski. Markups and Firm-level Export Status [J]. American Economic Review, 2012, 102(6), pp. 2437 – 2471.
- [23] Brandt L., Biesebroeck J. V., Zhang Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2), pp. 339 – 351.
- [24] 田巍, 余森杰. 汇率变化、贸易服务与中国企业对外直接投资 [J]. 世界经济, 2017, (11): 23 – 46.
- [25] 李兵, 岳云嵩, 陈婷. 出口与企业自主创新: 来自企业专利数据的经验研究 [J]. 世界经济, 2016, (12): 72 – 94.
- [26] 肖仁桥, 王宗军, 钱丽. 技术差距视角下我国不同性质企业创新效率研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015, (10): 38 – 55.
- [27] Qian Sun, Wilson H. S. Tong. China Share Issue Privatization: The Extent of Its Success [J]. Journal of Financial Economics, 2003, 70(2): 183 – 222.
- [28] 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.
- [29] 白俊红, 卞元超. 要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失 [J]. 中国工业经济, 2016, (11): 39 – 55.
- [30] Staiger D., Stock J. H. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments [J]. Econometrica, 1997, 65(3), pp. 557 – 586.

Does the Distortion of Capital Factor Market Affect the Technological Innovation Effect of OFDI?

JIANG Nengpeng¹, HE Pei²

(1. Ministry of Commerce of the People's Republic of China, Policy Research Department, Beijing 100731, China;
2. School of International Trade and Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

Abstract: This paper takes the number of Chinese enterprises' granted invention patents as the agent variable of technological innovation, and uses the matched micro-enterprise level database to conduct an in-depth empirical study of the transmission mechanism that enhances Chinese enterprises' technological innovation ability through OFDI and explore the mechanism through which the distortion of capital factor market influences OFDI technology innovation effect. The results show that OFDI helps companies achieve technological advancement through technology-intensive transformation and the improvement in management and production efficiency. After incorporating the distortion of capital factor market into the analysis framework of OFDI technology innovation effect transmission mechanism, it can be found that on the one hand, the distortion of capital factor market is not conducive for enterprises to learning advanced foreign technology and management experience through OFDI and then integrating into the innovation momentum; on the other hand, the distortion of capital factor market can lead more capital to be allocated to stronger enterprises, which helps them achieve economies of scale and increase their original R&D investment. However, the distortion of capital factor market will significantly inhibit the technological innovation effect of OFDI. Based on the research findings, this paper puts forward relevant suggestions.

Key words: OFDI; Capital Factor Market Distortion; Technology Innovation; Patent

(责任编辑: 化 木)