

# 要素市场扭曲、对外直接投资与 中国企业技术创新

姚惠泽<sup>1</sup> 张梅<sup>2</sup>

(1. 常州大学 商学院 江苏 常州 213164; 2. 福建江夏学院 会计学院, 福建 福州 350108)

**摘要:** 在经济的高质量发展阶段,如何最大程度发挥对外直接投资的技术创新效应,不得不考虑要素市场扭曲的调节作用。基于2009—2013年中国微观企业面板数据,从要素市场扭曲的视角考察了我国企业对外直接投资行为对自身技术创新能力的影响,研究表明:(1)企业进行对外直接投资并未显著提升其技术创新能力,但较高的要素市场扭曲环境能缓解对外直接投资对技术创新的抑制作用;(2)中介效应模型验证,要素市场扭曲会通过影响企业的对外直接投资行为,进而作用于企业技术创新水平,企业的对外直接投资活动会抑制要素市场扭曲对技术创新水平的积极作用;(3)要素市场扭曲的空间样本分布多集中在较高水平上,且企业的对外直接投资行为对其技术创新水平的影响存在着基于要素市场扭曲的门槛效应。

**关键词:** 要素市场扭曲; 对外直接投资; 技术创新; 经济增长; 中介效应; 门槛检验

**中图分类号:** F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2018)06-0022-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.20181122.002

## 一、引言

改革开放后,中国经济社会取得了长足的进步,经济增长成就斐然。数据显示,2016年中国GDP为12.02万亿美元,人均GDP为8525美元,已连续七年超过中等收入国家人均产值5000美元的衡量标准<sup>[1]</sup>。然而近些年来,经济增长速度减缓,经济结构和发展动力正在逐步调整与重塑。整体来看,至今中国所实现的高速增长主要由于物质资源的大量消耗,而非创新和技术进步的拉动,以致当前仍然面临着创新效能不高、金融体系不发达、高端人才数量不足等诸多现实问题,已步入中等偏上收入国家行列的中国尚未摆脱落入“中等收入陷阱”的威胁<sup>[2]</sup>。因而,转变经济发展方式、促进产业结构升级,以技术进步拉动中国经济的高效、持续、健康发展刻不容缓。此外,伴随更高水平开放战略的稳步推进,中国对外直接投资(OFDI, outward foreign direct investment)迅猛发展,2016年中国OFDI流量和存量分别创下1831亿美元和1.28万亿美元的历史新高,规模稳居世界前列<sup>[1]</sup>。这进一步引发了学界与政界对开放型经济新体制的关注,研究对外投资作用于国内技术创新问题的重要意义日益凸显。

现有研究发现,OFDI主要通过三条路径来影响母国企业的自主创新能力。一是OFDI企业在海外设立研发中心、建立合资企业,学习他国先进管理经验和生产技术,利用模仿跟随、学习吸收、技术

收稿日期:2018-10-18; 修回日期:2018-11-05

作者简介:姚惠泽(1979—)男,经济学博士,常州大学商学院讲师,研究方向为转型经济、发展经济与农村经济;张梅(1971—),女,福建江夏学院会计学院教授,硕士生导师,研究方向为公司财务与会计研究。

基金项目:江苏省社会科学基金项目(15EYC002)、常州大学青年教师基金“要素市场扭曲对中国产能过剩的影响及对策研究”

扩散、人才流动等效应实现逆向溢出,提升母国技术水平<sup>[3]</sup>。二是 OFDI 企业既可以利用产业关联效应实现投资收益反馈,促进上下游有关产业链的专业化生产<sup>[4]</sup>;又可以经由 OFDI 绕开国际贸易壁垒,设立附属分支机构等为企业自主研发提供雄厚的资金支持,促进母国技术创新及生产率的提升<sup>[5-6]</sup>。三是由于技术创新水平受到政策、资源、研发等因素的共同作用,所以经济开放程度、政策性金融支持、企业投资战略等间接方式均会对 OFDI 的母国技术创新效应产生不同程度的影响<sup>[7-8]</sup>。尤其是在不断强化中国知识产权保护力度的当下,知识、技术创新可以为企业带来更多的收益<sup>[9-10]</sup>。

此外,在具体考察过程中,企业及政府在经由要素市场扭曲获取利润、促进短期经济增长时,较少会考虑企业技术创新问题。那么,在更系统和深入地分析企业 OFDI 与企业技术创新的问题时,要素市场扭曲又是否对技术创新产生抑制效应?对该问题的探讨将会对中国经济体制改革和提升创新能力具有重要的参考价值。中国地方政府出于保护本地经济利益的目的而存在着偏向性政策和制度壁垒,生产要素难以实现自由流动和最优配置,导致要素价格易被低估并形成了要素市场扭曲,这已严重制约了我国自主创新能力的健康发展<sup>[11]</sup>。有学者指出,中国的要素扭曲尚未随时间推移而得以纠正,近年来要素市场配置效率低下且呈现恶化趋势<sup>[12-13]</sup>。而且,要素市场扭曲可能会改变企业对外投资行为的目的与动机,且将要素合理配置在创新效率较高的企业和部门时,更有利于 OFDI 对母国企业技术创新的促进作用<sup>[14]</sup>。

综上所述,鲜有文献从要素市场扭曲的微观视角对中国对外直接投资影响国内企业技术进步的作用特征和影响机制进行系统的探讨。为弥补现有研究的空白,本文重点从以下三个层面进行补充或扩展:第一,梳理并总结既有文献,系统阐述 OFDI 与企业技术创新相互作用时由于要素市场扭曲的存在对其造成的影响。第二,本文改进指标处理方法,使用要素价格扭曲指数来量化要素市场扭曲,以便解析要素市场扭曲对中国企业 OFDI 技术创新效应的影响效果。第三,先后利用中介效应模型和门槛效应模型验证了要素扭曲通过影响 OFDI 进而作用于企业技术创新的传导机制,以及确认了 OFDI、要素市场扭曲和企业技术创新之间的非线性关系,为中国生产要素市场化改革和经济增长方式转变提供经验及政策启示。

## 二、文献综述与机制分析

### (一) 对外直接投资与企业技术创新

近年来,新兴经济体“逆向地”对发达经济体进行投资,已成为企业拓展国际化跳跃式成长的重要方式。Iwasa and Odagiri<sup>[15]</sup>发现日本企业在投资东道国即美国的研发支出,能够显著提升其开发海外专利的能力,因此有利于技术创新的提高。同样是针对日本企业的 OFDI 行为,Branstetter<sup>[16]</sup>研究日本企业在美国的投资,发现这一过程中可获得逆向技术溢出,从而提高技术创新水平。国内学者在此领域也不乏研究,并得出对外直接投资有利于国内技术创新水平的提升<sup>[17-19]</sup>。具体来看,对外直接投资通过三种方式来实现对母国技术创新能力的传导作用。其一,跨国兼并与收购(M&A)。作为企业接近东道国市场和低成本扩张的重要方式,M&A 受到跨国公司的青睐。通过这一方式,跨国公司获取了原企业的研发机构、技术人才、品牌甚至营销渠道。此外,种种资源的获取也增大了企业得到东道国相关产业的核心技术、销售网络的可能性。当然,随着一些发达国家保护主义的抬头,东道国加强技术隔离以保护本国研发技术的产业政策被推出,这也一定程度上增大了通过 M&A 获取技术的难度。其二,海外研发中心。研发中心在本质上存在着两种情况,一种是以追踪东道国前沿技术为导向的独立于生产型企业的研发机构,另一种则是依附于东道国子公司或通过并购所获取的原国外企业研发机构。其三,国际战略联盟。尤其在双边投资协定的推动下,对外直接投资在促进企业与先进技术国的深入合作上,以形成国际战略联盟的方式促进了新兴产业的成长成熟。

除了考察企业 OFDI 对于其技术创新能力的作用外,还有一些学者分析了技术创新对企业 OFDI 的影响。田巍和余淼杰<sup>[20]</sup>考察决定企业进行对外直接投资的因素时,发现 OFDI 企业的

先决优势是生产率较高。而李新春和肖宵<sup>[21]</sup>则认为技术创新能力强的企业更倾向于逃脱制度不完备的本土经营,从而进行对外直接投资。

## (二) 要素市场扭曲、对外直接投资与企业技术创新

改革开放以来,政府对劳动力、土地等各种资源要素价格拥有绝大部分配置权力,逐渐导致了要素价格的扭曲、差异化。要素市场化改革的不完善所衍生的要素市场的扭曲,是导致本土市场内资源错配的根源。而正是由于市场无法有效发挥对资源配置的作用,产生了资源错配问题,最终导致产能过剩,尤其在国内外有效需求不足的情况下,将催生对外直接投资的发生<sup>[22]</sup>。白俊红和刘宇英<sup>[23]</sup>关注了 OFDI 过程中资源配置效率的变化,发现企业 OFDI 能够改善资源错配。与此同时,要素市场扭曲对国内企业的技术创新能力也存在影响。毛其淋<sup>[24]</sup>基于贸易自由化视角分析得出要素市场扭曲会抑制工业企业生产率,还会降低跨企业的资源配置效率。此外,就国内情况而言,要素市场扭曲又具有工业偏向型特征,因此一些工业企业出于寻求“扭曲租”的目的而出现潮涌,并且这一扭曲不利于服务业增长<sup>[25]</sup>。而且,对外直接投资对国内技术创新能力有益作用的发挥往往通过生产性服务业来实现。因此综合来看,一方面,在要素市场扭曲的情况下,企业因产能过剩等因素进行 OFDI,这在一定程度上有利于国内技术创新水平的提升;而另一方面,要素市场扭曲将抑制工业企业生产率的提升,且不利于服务业发展,从而扭曲对外直接投资的有利作用。

总之,对现有研究梳理后发现,企业的对外投资行为会促进企业技术创新,从而提高母国整体的创新水平与创新能力;而要素市场扭曲一方面会对企业技术创新产生直接的抑制作用,另一方面又会通过促进企业进行对外直接投资而间接有利于企业技术创新,具体的作用机制可见图 1。在此基础上,本文进一步考察从高速增长到高质量发展的转型时期,中国企业对外直接投资是否能继续促进本土企业的技术进步与创新能力?在供给侧结构性改革不断深化的背景下,要素市场扭曲会改善还是恶化对外直接投资对技术创新的影响效果?这是本文考察的重点。

## 三、模型构建与变量说明

### (一) 计量模型设定

本文将采用如下三个步骤分别构建基准回归模型、交互项模型、中介效应模型和门槛模型,探讨变量之间的影响关系。

第一步,构建基准回归模型探讨要素市场扭曲、对外直接投资对企业技术创新的影响。首先,在正式构建模型之前,本文采用倾向得分匹配方法为对外直接投资企业挑选与其最接近的未进行对外直接投资的企业。

构造虚拟变量  $OFDI$  表示对外直接投资与非对外直接投资的区别,设  $OFDI = 1$  表示进行对外直接投资的企业,即处理组, $OFDI = 0$  表示未进行对外直接投资的企业,即对照组。同时将企业对外直接投资的初始时间记为 0,  $t$  表示企业对外直接投资后的第  $t$  年,  $TFP$  表示企业的技术创新能力,则企业在对外直接投资和没有对外直接投资两种情况下的技术创新能力变化可表示为式(1)。其中,  $TFP_u^1$ 、 $TFP_u^0$  分别表示企业  $i$  在对外直接投资和未对外直接投资两种状态下的技术创新能力; $OFDI_u = 1$  表示企业首次进行对外直接投资。

$$E(TFP_u^1 - TFP_u^0) = E(TFP_u^1 | OFDI_u = 1) - E(TFP_u^0 | OFDI_u = 1) \quad (1)$$

事实上,企业开始进行对外直接投资之后,其未进行对外直接投资状态下的技术创新能力水平

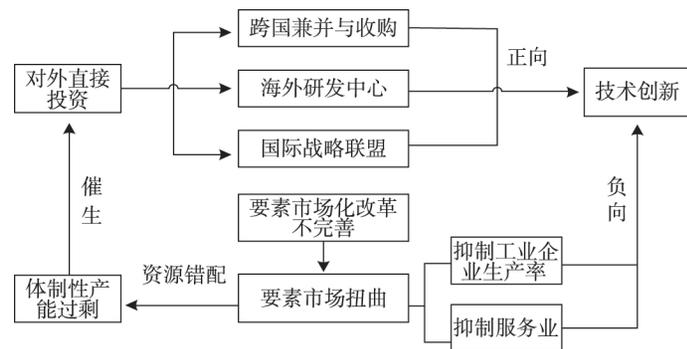


图 1 要素市场扭曲与对外直接投资对技术创新的作用机制

就无法观测,即无法得到  $E(TFP_{it}^0 | OFDI_{it} = 1)$ 。因此可利用最小邻近匹配法为处理组企业选择合适的对照组。即按照 1:3 的配对比例,根据企业规模、劳动生产率和企业利润率这 3 个变量对样本进行配对<sup>[26-27]</sup>。以 2009 年和 2013 年为例,配对结果见表 1 和表 2。

表 1 2009 年配对试验

匹配指标	配对前			配对后			实验组	对照组	匹配对照组
	OFDI	非 OFDI	概率值	OFDI	非 OFDI	概率值			
企业规模	12.446	9.763	0.000	12.446	12.414	0.980	110	79 072	328
劳动生产率	9.846	7.561	0.000	9.846	9.865	0.988	110	79 072	328
企业利润率	0.070	0.042	0.078	0.070	0.078	0.266	110	79 072	328

注:表中 T 检验的原假设为“处理组和对照组的样本均值相等”。虽然匹配比例为 1:3,但由于已经剔除了部分重复配对的企业样本,所以匹配结果并未按 1:3 的比例呈现。

表 2 2013 年配对试验

匹配指标	配对前			配对后			实验组	对照组	匹配对照组
	OFDI	非 OFDI	概率值	OFDI	非 OFDI	概率值			
企业规模	11.933	9.850	0.000	11.933	11.943	0.954	462	278 340	1 380
劳动生产率	9.611	8.110	0.000	9.611	9.557	0.725	462	278 340	1 380
企业利润率	0.051	-0.146	0.005	0.051	0.026	0.156	462	278 340	1 380

注:表中 T 检验的原假设为“处理组和对照组的样本均值相等”。虽然匹配比例为 1:3,但由于已经剔除了部分重复配对的企业样本,所以匹配结果并未按 1:3 的比例呈现。

由表 1、表 2 可知,配对前对外直接投资企业的企业规模、劳动生产率和企业利润率均大于未进行对外直接投资的企业。且 T 检验的概率值也高度拒绝处理组和对照组样本均值相等的原假设。但从配对后的样本均值来看,处理组与对照组的企业规模、劳动生产率和企业利润率极为接近。同样,概率值也显示无法拒绝原假设。因此,与配对前的原始样本相比,配对后的处理组和对照组的匹配变量特征几乎相同。该结果表明通过倾向得分匹配,本文为对外直接投资企业找到了与其最相近且从未进行对外直接投资的企业。

其次,在倾向得分匹配结果的基础上,设定基准回归模型,见式(2)至式(4)。式中  $i$ 、 $k$  和  $t$  分别表示企业、行业以及年份。 $TFP_{ikt}$  为企业的技术创新能力,  $dist_{ikt}$ 、 $distL_{ikt}$  和  $distK_{ikt}$  分别表示企业的要素市场扭曲、劳动要素扭曲和资本要素扭曲,  $OFDI_{ikt}$  的含义同前。 $X_{ikt}$  表示所有的控制变量,  $industry_k$  表示行业效应,  $year_t$  表示年份效应,  $\varepsilon_{ikt}$  为随机误差项。

$$TFP_{ikt} = \alpha_0 + \alpha_1 dist_{ikt} + \alpha_2 OFDI_{ikt} + \beta_1 X_{ikt} + industry_k + year_t + \varepsilon_{ikt} \quad (2)$$

$$TFP_{ikt} = \gamma_0 + \gamma_1 distL_{ikt} + \gamma_2 OFDI_{ikt} + \beta_2 X_{ikt} + industry_k + year_t + \varepsilon_{ikt} \quad (3)$$

$$TFP_{ikt} = \eta_0 + \eta_1 distK_{ikt} + \eta_2 OFDI_{ikt} + \beta_3 X_{ikt} + industry_k + year_t + \varepsilon_{ikt} \quad (4)$$

第二步,考虑到 OFDI 在对技术创新产生影响的过程中需要合理利用生产要素,尤其是资本和劳动力要素的合理配置尤为关键。鉴于此,有必要研究中国现存的要素市场扭曲现象是否会通过减弱要素的作用进而抑制 OFDI 对企业技术创新能力的影响,故分别引入要素市场扭曲、劳动扭曲和资本扭曲与对外直接投资的交互项来考察要素价格扭曲对企业 OFDI 技术创新效应的影响。见式(5)至式(7)。

$$TFP_{ikt} = \lambda_0 + \lambda_1 OFDI_{ikt} + \lambda_2 (dist \cdot OFDI)_{ikt} + \theta_1 X_{ikt} + industry_k + year_t + \varepsilon_{ikt} \quad (5)$$

$$TFP_{ikt} = \pi_0 + \pi_1 OFDI_{ikt} + \pi_2 (distL \cdot OFDI)_{ikt} + \theta_2 X_{ikt} + industry_k + year_t + \varepsilon_{ikt} \quad (6)$$

$$TFP_{ikt} = \tau_0 + \tau_1 OFDI_{ikt} + \tau_2 (distK \cdot OFDI)_{ikt} + \theta_3 X_{ikt} + industry_k + year_t + \varepsilon_{ikt} \quad (7)$$

第三步 基于交互项模型,分别构建中介效应模型和门槛模型深入研究变量间的影响机制。交互项检验探讨了企业的对外直接投资行为对技术创新能力的影响可能与要素扭曲有关,但是其并不能说明要素市场扭曲、对外直接投资与技术创新能力之间的具体作用路径。因此本文设定中介效应检验方法来探讨这三个变量之间的影响机制,以  $dist_{ikt}$  为例,构建中介模型。按照顺序对其进行估计即可检验对外直接投资是否扮演中介作用。如果系数  $e_1$  与  $e_2$  都显著,并且与系数  $c_1$  的绝对值相比,  $e_1$  的绝对值较小,则存在部分中介效应。若仅是  $e_2$  显著而  $e_1$  不显著,则说明该模型存在完全中介效应。同理,可得  $distK_{ikt}$  和  $distL_{ikt}$  的中介效应模型,此处略。

$$\begin{cases} TFP_{ikt} = c_0 + c_1 dist_{ikt} + mX_{ikt} + industry_k + year_t + \varepsilon_{ikt} \\ OFDI_{ikt} = d_0 + d_1 dist_{ikt} + nX_{ikt} + industry_k + year_t + \varepsilon_{ikt} \\ TFP_{ikt} = e_0 + e_1 dist_{ikt} + e_2 OFDI_{ikt} + kX_{ikt} + industry_k + year_t + \varepsilon_{ikt} \end{cases} \quad (8)$$

考虑到企业的对外直接投资行为对技术创新能力的影响可能受到要素市场扭曲的作用,本文对交互项模型进行再次扩展,建立门槛回归模型研究要素市场扭曲、对外直接投资与技术创新能力之间的关系,如式(9)所示。式(9)中,门槛变量为要素价格扭曲  $\omega$  是未知的门槛值,  $\varphi$  是要素价格扭曲在不同门槛区间时对外直接投资行为对企业技术创新能力的影响系数。  $I(\cdot)$  为指数函数,如果括号中的条件得到满足,则  $I=1$ ,否则  $I=0$ ,其余变量符号的含义与前文一致。此外,对式(9)稍加修改,可得到劳动和资本价格扭曲作为门槛变量的门槛模型。

$$\begin{aligned} TFP_{ikt} = & \varphi_0 + \varphi_1 OFDI_{ikt} I(dist_{ikt} \leq \omega_1) + \varphi_2 OFDI_{ikt} I(\omega_1 < dist_{ikt} \leq \omega_2) + \dots \\ & + \varphi_n OFDI_{ikt} I(\omega_{n-1} < dist_{ikt} \leq \omega_n) + \varphi_{n+1} OFDI_{ikt} I(dist_{ikt} > \omega_n) \\ & + \delta X_{ikt} + industry_k + year_t + \varepsilon_{ikt} \end{aligned} \quad (9)$$

## (二) 变量选取与测算

模型(1)至模型(9)涉及的变量分三类:被解释变量、核心解释变量和控制变量。控制变量包括工资水平( $WAGE$ )、资本劳动比率( $KL$ )、企业成立时间( $AGE$ )、融资约束( $FINANCE$ )、企业规模( $SCALE$ )和资本密集度( $CI$ )。下面对三种变量的测算进行说明。

1. 被解释变量。企业技术创新能力由全要素生产率( $TFP$ )来衡量,全要素生产率的测度方法有指数核算法、普通最小二乘法、OP估计法,以及对OP法进行改进得到的LP估计法。OP法采用的投资代理变量会使得样本的损失量较大,故本文利用LP法来测算企业 $TFP$ 。在测算过程中用到的指标有:(1)实际产出,由企业的销售收入来表示;(2)资本要素投入,使用永续盘存法计算,具体公式为:  $K_{jt} = K_{j(t-1)}(1 - \sigma) + I_{jt}$ ,其中,  $K_{jt}$  表示当期的资本存量,  $K_{j(t-1)}$  为前一期的资本存量,  $I_{jt}$  为当期投资额(用当期固定资产投资总额衡量),  $\sigma$  表示折旧率,使用5%作为固定资产折旧率。另外,初始资本存量由  $K = 1/(\sigma + \gamma)$  估算,  $\gamma$  表示观测期内企业所在地区固定资产投资的实际增长率。(3)劳动要素投入,由企业的从业人员数表示。(4)中间投入,用主营业务成本与销售、财务、管理费用之和减去本期固定资产折旧与劳动报酬之和来表示。

2. 核心解释变量。(1)若该企业为对外直接投资企业,则  $OFDI_{ikt}$  取值为1,反之为0。(2)要素市场扭曲、劳动要素扭曲和资本要素扭曲分别由要素价格扭曲、劳动要素价格扭曲和资本要素价格扭曲指数来衡量。主要方法是,首先通过估计函数得出要素的应得报酬,然后将其与要素实际报酬做比值来得出要素价格扭曲程度。若比值大于1,则要素价格负向扭曲,要素的应得报酬大于要素的实际报酬;反之则存在正向扭曲;等于1则不存在要素价格扭曲。具体步骤为:第一,假定生产函数为  $Y = AK^\alpha L^\beta$ 。第二,对函数两边求对数可得:  $\ln Y = c + \alpha \ln K + \beta \ln L + \varepsilon$ ,进而求得要素贡献参数  $\alpha$  和  $\beta$ 。第三,基于生产函数,根据公式  $MP_K = \alpha K^{\alpha-1} L^\beta = \alpha Y/K$ ,  $MP_L = \beta K^\alpha L^{\beta-1} = \beta Y/L$ ,求出要素的边际产出。第四,计算各种要素的价格扭曲及总体扭曲,公式为:  $distL = MP_L/w$ ,  $distK = MP_K/r$ ,  $dist =$

$distK^{\alpha}distL^{\beta}$ 。其中  $Y$  表示工业增加值  $K$  表示固定资产净值年平均额  $L$  为从业人数  $w$  为应付工资总额除以从业人数。  $r$  表示利率,用利息支出与负债合计的比值来衡量;对计算得出小于 0.05 的利率值以及数据缺失的情况,使用企业各年贷款的平均利率表示。

3. 控制变量。(1) 工资水平 ( $WAGE$ ) ,由应付工资总额除以从业人数的对数表示。(2) 企业资本劳动比率 ( $KL$ ) ,用企业固定资产净值的年平均余额与从业人数的比值的对数表示。(3) 企业成立时间 ( $AGE$ ) ,等于当年年份减去企业开业年份再加 1。(4) 融资约束 ( $FINANCE$ ) ,由企业应收账款与企业销售收入比值的对数表示。(5) 企业规模 ( $SCALE$ ) ,用企业年均从业人数表示。(6) 资本密集度 ( $CI$ ) ,用固定资产净值与从业人数之比的对数表示。

### (三) 样本数据说明

本文使用的数据大部分来源于 2009—2013 年中国工业企业数据库和商务部统计的《对外直接投资企业(机构)名录》。计算过程中用到的一些平减指数,如工业品出厂价格指数、居民消费物价指数和固定资产投资价格指数等则来自《中国统计年鉴》。

本文的研究需要使用企业的对外直接投资信息,但中国工业企业数据库中并没有该信息。所以本文根据商务部统计的关于进行海外投资的母公司企业名称、海外投资分支机构名称、投资东道国、母公司所属省份及分支机构设立时间等信息找到有对外直接投资行为的企业,然后根据法人单位和年份将这些企业与中国工业企业数据库进行匹配。对匹配得到的样本进行了如下处理:首先删除样本中的异常值,初步处理之后共获得 5 671 家企业。其次剔除了实收资本为负、固定资产低于流动资产、总资产低于总固定资产、总资产低于固定资产净值的企业样本。最终,得到 2 817 家对外直接投资企业样本。

## 四、实证检验与结果分析

### (一) 基准回归检验

本文利用基准回归模型对要素价格扭曲、OFDI 与技术创新的关系进行了估计,结果见表 3。表 3 第(1)至(6)列是不含交互项的估计结果,其中第(1)至(2)列是以要素价格扭曲代表要素市场扭曲的估计,  $dist$  回归系数显著为正,说明要素价格扭曲促进了企业技术创新;第(3)至(4)列表明,当劳动价格发生扭曲时,对企业技术创新水平的提升有积极影响;第(5)至(6)列表明,资本价格扭曲对企业技术创新具有明显的正向作用。总体来说,要素价格扭曲有利于提升企业技术创新能力。此外,OFDI 的回归系数在所有模型中均显著为负,说明企业进行对外直接投资显著抑制了企业技术创新水平的提升。

表 3 第(7)至(9)列加入了要素价格扭曲与 OFDI 的交互项,以研究要素价格扭曲是否会改善 OFDI 对技术创新的影响。第(7)列表明,要素价格扭曲与 OFDI 的交互项对技术创新的影响系数显著为正,说明要素价格扭曲程度加深时,企业进行 OFDI 对技术创新的负向作用更能被改善。第(8)至(9)列表明,无论是劳动价格扭曲与 OFDI 的交互项,还是资本价格扭曲与 OFDI 的交互项,都对技术创新具有明显的正向作用。上述结果均表明企业要素价格扭曲程度越高,越能缓解企业 OFDI 对技术创新的负向作用。

控制变量的估计结果显示,较高的工资水平将有利于提升企业的技术创新水平;企业规模越大或资本密集度越高,企业技术创新能力越强;企业资本劳动比率越高或企业面临的融资约束越大,越不利于企业进行研发创新活动。此外,各模型中企业成立时间对技术创新的影响系数未通过显著性检验,说明企业成立时间并未对技术创新有显著影响。

### (二) 内生性讨论

为避免核心解释变量的内生性问题,本文采用了工具变量法。具体而言,将 OFDI 视为内生解释变量,以其滞后变量 ( $L.OFDI$ ) 作为工具变量,利用两阶段最小二乘法进行估计,结果见表 4。

表 3 基准回归检验

变量	不含交互项					加入交互项			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>dist</i>	0.370 7*** (5.40)	2.114 2*** (22.93)							
<i>distL</i>			1.107 0*** (10.58)	2.816 0*** (23.78)					
<i>distK</i>					0.297 7*** (11.99)	0.469 2*** (16.88)			
<i>OFDI</i>	-0.171 7*** (-5.82)	-0.207 7*** (-7.47)	-0.153 0*** (-5.25)	-0.169 2*** (-6.13)	-0.234 5*** (-7.98)	-0.185 0*** (-6.42)	-1.036 1*** (-7.93)	-0.685 8*** (-8.97)	-1.015 0*** (-6.49)
<i>dist</i> • <i>OFDI</i>							1.042 7*** (6.82)		
<i>distL</i> • <i>OFDI</i>							1.466 2*** (7.39)		
<i>distK</i> • <i>OFDI</i>									0.250 9*** (5.53)
<i>WAGE</i>		0.543 7*** (23.15)		0.414 9*** (20.51)		0.200 4*** (10.61)	0.232 6*** (11.57)	0.212 4*** (10.79)	0.196 8*** (9.99)
<i>KL</i>		-0.079 4*** (-7.57)		-0.083 7*** (-7.99)		-0.072 6*** (-6.21)	-0.018 4* (-1.68)	-0.024 0** (-2.19)	-0.000 3 (-0.03)
<i>AGE</i>		0.000 5 (0.51)		0.000 8 (0.89)		0.000 2 (0.24)	-0.001 0 (-1.05)	-0.000 8 (-0.89)	-0.000 7 (-0.71)
<i>FINANCE</i>		-0.123 7*** (-2.93)		-0.192 7*** (-4.59)		-0.123 8*** (-2.82)	-0.163 9*** (-3.60)	-0.171 9*** (-3.78)	-0.166 8*** (-3.65)
<i>SCALE</i>		0.092 2*** (10.99)		0.086 6*** (10.51)		0.021 6*** (2.65)	0.030 7*** (3.61)	0.032 6*** (3.81)	0.021 6** (2.55)
<i>CI</i>		0.392 2*** (6.00)		0.406 5*** (6.33)		0.396 2*** (5.88)	0.599 2*** (8.59)	0.539 1*** (7.78)	0.567 4*** (8.18)
<i>industry</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
constant	0.622 5*** (10.56)	-3.100 4*** (-19.19)	0.525 6*** (12.82)	-1.861 8*** (-16.36)	-0.029 8 (-0.37)	-1.769 8*** (-12.64)	0.037 8 (0.46)	0.111 9 (1.39)	0.155 7* (1.94)
N	5 671	5 671	5 671	5 671	5 671	5 671	5 671	5 671	5 671
R <sup>2</sup>	0.120 7	0.233 3	0.047 5	0.240 0	0.057 5	0.173 0	0.108 4	0.108 5	0.101 2

注: (1) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示统计值在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著; (2) ( ) 内为 t 值。

表 4 前三列是未加入交互项的估计结果,后三列是加入交互项的估计结果。首先,Anderson canon corr. LM 统计值在 1% 的水平上拒绝了原假设,表明所设定的工具变量是可识别的;其次,最小特征值统计量 Cragg-Donald Wald F 统计值均大于 20% 偏误水平下的临界值(6.66),拒绝了所选工具变量为弱工具变量的原假设。经过“不可识别检验”和“弱工具变量检验”,可判定设定的工具变量是合理有效的。进一步地,核心解释变量的回归系数方向及显著性与表 3 估计结果基本一致,且各控制变量回归系数的符号、大小以及显著性水平也与基准回归分析结果基本相符,说明估计结果在统计上没有内生性问题。

技术创新能力的提升可能存在一定的路径依赖,为保证前文结论的稳健性,本文还替换了要素市场扭曲的测算方式,以资源错配指数、资本错配指数和劳动错配指数替换原有的变量要素价格扭曲、资本价格扭曲和劳动价格扭曲。具体测算方式参考陈永伟和胡伟民<sup>[12]</sup>、白俊红和刘宇英<sup>[23]</sup>的做法。检验结果表明,无论是否加入交互项,核心解释变量的系数符号及显著性与基准回归分析结果基本一致,其他变量的估计结果与基准回归基本相符,这在一定程度上证明前文结果是稳健的。

表4 内生性讨论

变量	不含交互项			加入交互项		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>dist</i>	2.9861*** (2.62)					
<i>distL</i>		7.2121*** (5.17)				
<i>distK</i>			0.5499* (1.83)			
<i>OFDI</i>	-0.3234*** (-4.93)	-0.2925*** (-3.98)	-0.2578*** (-2.72)	-9.8201*** (-5.16)	-5.8588*** (-2.67)	-6.1658*** (-7.75)
<i>dist</i> • <i>OFDI</i>				4.5495*** (5.16)		
<i>distL</i> • <i>OFDI</i>					5.4402*** (2.77)	
<i>distK</i> • <i>OFDI</i>						9.2306*** (9.74)
<i>WAGE</i>	0.7910*** (3.28)	0.7795*** (4.94)	0.3393** (2.15)	3.3449*** (8.24)	1.0789*** (2.99)	0.0152*** (4.02)
<i>KL</i>	-0.1059*** (-7.92)	-0.1636*** (-7.62)	-0.0194*** (-3.15)	-0.8620* (-1.74)	-0.3867* (-1.83)	-0.5127 (-0.56)
<i>AGE</i>	0.0078 (0.78)	0.0064 (0.18)	0.0071 (1.56)	-0.0131 (-0.81)	-0.0021 (-0.32)	-0.0317 (-0.57)
<i>FINANCE</i>	-0.3266*** (-3.95)	-0.2052*** (-2.72)	-0.2517*** (-4.71)	-3.5850*** (-8.10)	-1.1538* (-1.84)	-3.5762*** (-8.69)
<i>SCALE</i>	0.0574*** (5.98)	0.1511*** (2.80)	0.0153*** (6.25)	0.1863*** (7.77)	0.2930** (2.27)	0.3884*** (9.66)
<i>CI</i>	0.4592*** (3.55)	0.5081*** (6.73)	0.4191*** (4.48)	3.7701*** (8.75)	0.4509*** (6.35)	0.9546*** (9.79)
industry	yes	yes	yes	yes	yes	yes
year	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Anderson	22.776 [0.0000]	21.792 [0.0000]	22.672 [0.0000]	21.441 [0.0000]	7.913 [0.0049]	20.596 [0.0000]
Cragg-Donald Wald F	{39.992}	{36.305}	{39.586}	{31.165}	{7.653}	{30.472}
N	3041	3041	3041	3041	3041	3041
R <sup>2</sup>	0.1414	0.4005	0.1862	0.5166	0.7743	0.5693

注：(1) ( ) 内数值为相应检验统计量的 t 值，[ ] 内数值为相应检验统计量的 p 值，{ } 内数值为 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值。(2) \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。(3) Anderson 正则相关性检验的原假设：工具变量识别不足，若拒绝原假设则说明工具变量合理；Cragg-Donald Wald F 检验的原假设：工具变量为弱识别，若拒绝原假设则说明工具变量合理。

### (三) 进一步讨论

#### 1. 对交互项作用的再检验：基于中介效应模型

基准回归模型中加入交互项，仅初步探究了要素市场扭曲通过对外直接投资影响了企业技术创新的传导路径。从要素市场扭曲与 *OFDI* 的交互项系数来看，它与不加入交互项时 *OFDI* 的系数截然不同，那么这种转变是否可能源于要素价格与对外直接投资之间的某种关系，且这种关系影响了企业技术创新的提升？我们需要通过中介效应模型来对要素市场扭曲、对外直接投资、企业技术创新三者的传导机制进行深入分析。因此，本文利用中介效应检验方法，构建了依次递归模型，检验结果见表 5。

表 5 中介效应估计结果

模型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 1	模型 2	模型 3	模型 1	模型 2	模型 3
步骤	第一步	第二步	第三步	第一步	第二步	第三步	第一步	第二步	第三步
因变量	TFP	OFDI	TFP	TFP	OFDI	TFP	TFP	OFDI	TFP
<i>dist</i>	2.072 2*** (22.30)	0.201 9*** (3.28)	2.114 2*** (22.93)						
<i>distL</i>				2.812 4*** (23.60)	0.021 7 (0.27)	2.816 0*** (23.78)			
<i>distK</i>							0.462 2*** (16.52)	0.038 0** (2.12)	0.469 2*** (16.88)
<i>OFDI</i>			-0.207 7*** (-7.47)			-0.169 2*** (-6.13)			-0.185 0*** (-6.42)
R <sup>2</sup>	0.218 8	0.116 5	0.233 3	0.230 4	0.113 0	0.240 0	0.161 5	0.114 4	0.173 0
Wald F	117.153 4	55.679 3	111.417 7	125.221 0	53.858 0	115.641 1	80.921 1	54.574 0	76.937 7
N	2 904	2 904	2 904	2 905	2 905	2 905	2 905	2 905	2 905

注: (1) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示统计值在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著; (2) ( ) 内为 t 值。

从中介效应检验的逻辑出发, 第一步考察要素市场扭曲对企业技术创新水平的影响, 估计结果显示: 要素市场扭曲的回归系数显著为正, 证明了两个核心变量有因果前提, 因此可确认中介效应检验结果的存在性; 第二步检验要素市场扭曲对企业对外直接投资的影响, 结果表明: 要素价格发生扭曲(包括劳动力价格扭曲、资本价格扭曲), 会显著提升企业对外直接投资的概率; 第三步是以企业技术创新效率为因变量, 考察了 OFDI 和要素市场扭曲对因变量的作用。结果显示: 各种要素价格扭曲以及 OFDI 的回归系数均显著为正。因第二步中要素市场扭曲的回归系数以及第三步中虚拟变量 OFDI 的回归系数均显著, 可以证明要素市场扭曲对企业技术创新效率的影响至少有一部分是通过企业的对外直接投资行为实现的, 即对外直接投资起到了部分中介效应的作用。又由于第一步中要素市场扭曲的回归系数与第三步结果相比变小, 也意味着对外直接投资在一定程度上抑制了要素市场扭曲对企业技术创新的正向作用。

## 2. 对交互项作用的再检验: 基于门槛效应模型

交互项检验的结果表明, 企业进行 OFDI 会抑制其技术创新效率的提升。但考虑到交互项检验的假定“企业的 OFDI 行为对其技术创新效率的影响是单调的”存在局限性, 因而基准回归结果可能存在缺陷。另外目前一些研究结果显示, 资本或劳动力资源的错配会对企业的对外直接投资行为产生影响<sup>[23]</sup>, 因而我们有理由去猜测: 是否在要素市场扭曲、对外直接投资与企业技术创新效率三者之间存在非线性关系? 基准回归结果是否难以探究要素市场扭曲的调节作用? 基于此, 本部分以要素价格扭曲为门槛变量构建了门槛回归模型, 分析企业的 OFDI 行为是否会在要素价格扭曲的不同门槛区间内对其技术创新能力产生差异化影响。结果见表 6、表 7。

表 6 不同要素市场扭曲的门槛检验

检验	模型	估计值	置信区间	F 值	P 值	BS 次数
要素价格扭曲	单一门槛	1.380	[0.715 1.380]	9.355	1.000	300
	双重门槛	1.507	[0.534 1.675]	17.059***	0.000	300
劳动价格扭曲	单一门槛	0.172	[0.172 0.172]	52.096***	0.000	300
资本价格扭曲	单一门槛	2.533	[2.439 2.573]	46.456	0.333	300
	双重门槛	3.123	[3.050 3.197]	21.334***	0.000	300

注: \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上拒绝原假设。

表 6 显示, 要素价格扭曲和资本价格扭曲均通过了双重门槛检验, 劳动价格扭曲通过了单一门槛检验。表 7 的结果则显示企业的 OFDI 行为对其技术创新效率的影响存在着基于要素价格扭曲程度的门槛效应。具体来看, 若将要素价格扭曲程度依照门槛值划分的三个区间归

类为低、中、高三个水平,则静态面板门槛模型的回归结果显示,随着要素市场扭曲程度的加深,企业进行 OFDI 对其技术创新会逐渐产生抑制作用,但技术创新水平的下降程度在逐渐变小。当要素的总体价格扭曲程度位于低水平时,意味着资源能够合理有效分配,企业进行 OFDI 才会对其技术创新产生显著促进作用。同样地,劳动要素及资本要素的价格扭曲程度也存在着最佳门槛区间,在此最佳状态下,对外直接投资才会发挥对技术创新的最优作用。总的来看,门槛效应模型验证了企业的 OFDI 行为只有在要素市场扭曲的最佳门槛区间内,才能积极地引导技术创新效率的提升。

此外,考虑到技术创新效率可能存在一定的路径依赖,因此本文在静态面板门槛模型的基础上加入了因变量的一阶滞后项,以控制静态模型中未考虑到的且可能实际存在的动态效应。GMM 估计结果显示,核心解释变量及控制变量的系数方向和显著性均与 OLS 估计结果大致相当,表明门槛模型估计结果稳健,回归系数具有解释力。

表 7 不同要素市场扭曲的门槛系数结果

变量	要素价格扭曲		劳动价格扭曲		资本价格扭曲	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
$L.tfp$		-0.092 6 *** (-5.58)		-0.009 4 (-0.58)		-0.130 5 *** (-7.83)
$OFDI_{it} \cdot I(dist_{it} \leq \varphi_1)$	0.825 8 *** (2.69)	2.366 7 ** (2.27)	0.178 8 *** (6.50)	0.192 0 *** (6.72)	0.103 1 ** (2.15)	0.011 4 (0.25)
$OFDI_{it} \cdot I(\varphi_1 < dist_{it} \leq \varphi_2)$	-1.036 9 *** (-3.37)	-2.657 2 ** (-2.55)	-1.518 7 *** (-5.52)	-0.346 7 *** (-3.26)	-0.745 4 *** (-4.13)	-1.223 1 *** (-4.78)
$OFDI_{it} \cdot I(dist_{it} > \varphi_2)$	-2.316 1 *** (-4.37)	-2.764 2 ** (-2.56)	—	—	-0.402 5 *** (-7.21)	-1.342 0 *** (-6.15)
$WAGE$	0.542 8 *** (23.13)	0.330 5 *** (10.90)	0.419 1 *** (20.83)	0.469 4 *** (17.85)	0.203 0 *** (10.85)	0.209 7 *** (8.88)
$KL$	-0.080 5 *** (-7.67)	-0.026 0 ** (-2.22)	-0.083 1 *** (-7.98)	-0.102 8 *** (-7.86)	-0.073 6 *** (-6.36)	-0.014 5 (-1.01)
$AGE$	0.000 5 (0.53)	0.001 4 (1.42)	0.000 8 (0.97)	0.000 6 (0.56)	0.000 2 (0.20)	0.002 1 (0.15)
$FINANCE$	-0.127 2 *** (-3.02)	-0.037 7 *** (-6.67)	-0.187 2 *** (-4.48)	-0.171 7 *** (-7.20)	-0.115 9 *** (-2.67)	-0.042 2 *** (-6.75)
$SCALE$	0.094 0 *** (11.15)	0.028 3 *** (2.90)	0.085 0 *** (10.36)	0.119 7 *** (11.03)	0.021 0 *** (2.60)	0.002 2 *** (6.26)
$CI$	0.391 1 *** (6.00)	0.346 6 ** (2.49)	0.425 6 *** (6.66)	0.435 8 *** (2.75)	0.365 7 *** (5.47)	0.487 1 *** (3.45)
$C$	-3.120 8 *** (-19.10)	-0.738 7 *** (-3.12)	-1.899 7 *** (-16.75)	-2.784 1 *** (-15.74)	-1.956 4 *** (-13.72)	0.526 2 *** (2.82)
$R^2$	0.242 0	—	0.274 3	—	0.184 0	—
Sargan 检验	—	270.973 9 [0.000 0]	—	14.923 [0.060 7]	—	235.141 3 [0.000 0]
Wald 检验	—	453.64 [0.000 0]	—	673.40 [0.000 0]	—	431.14 [0.000 0]

注:(1)\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上拒绝原假设。(2)  $OFDI_{it} \cdot I(dist_{it} \leq \varphi_1)$ 、 $OFDI_{it} \cdot I(\varphi_1 < dist_{it} \leq \varphi_2)$ 、 $OFDI_{it} \cdot I(dist_{it} > \varphi_2)$  分别是不同要素市场扭曲的门槛值下 OFDI 的系数值。

在要素价格扭曲的约束下,企业的 OFDI 行为对其技术创新效率的非线性影响具有差异性。为了解对外直接投资影响技术创新效率的空间样本分布特征,本文基于要素价格扭曲及其分指标门槛变量的不同维度,将 2013 年企业的要素价格扭曲实际值与门槛值进行了对比,对同一省市所有企业的要素价格扭曲值进行加权平均,得到该地区的要素市场扭曲程度,最后依照各门槛区间对所有地区进行了分类,见表 8。

表 8 基于不同要素价格维度的样本空间分布

门槛变量	要素价格扭曲	劳动价格扭曲	资本价格扭曲
第一门槛区间	北京、广东、贵州	北京、天津、内蒙古、上海、江苏、安徽、福建、江西、湖北、广东、浙江、陕西	北京、山西
第二门槛区间	天津、河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、河南、湖北、湖南、广西、重庆、四川、云南、陕西、甘肃、新疆	河北、辽宁、吉林、黑龙江、贵州、山东、河南、湖南、广西、重庆、四川、云南、甘肃、宁夏、新疆、山西、海南、青海	天津、河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、河南、湖北、广东、广西、重庆、四川、贵州、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆
第三门槛区间	山西、山东、海南、青海、宁夏	—	山东、湖南、海南、云南

注：笔者整理。

结合表 7、表 8 在要素价格扭曲的门槛条件下，多数省市分布在第二门槛区间内，表明我国大多数省市的要素市场扭曲程度较高，企业在此环境中对外直接投资对自身技术创新水平产生了 -1.036 9 的效应；在劳动价格扭曲的门槛条件下，北京、天津、内蒙古等地的劳动价格扭曲程度分布在第一门槛区间，该地区企业进行 OFDI 会有效提升其技术创新水平，而河北、辽宁、吉林等地的劳动市场扭曲程度处于第二门槛区间，这种市场环境不利于企业 OFDI 技术溢出效应的发挥；在资本价格扭曲的门槛条件下，大多数省市的资本价格扭曲程度位于第二门槛区间内，当地企业的技术创新能力不能得到有效提升。总的看来，我国大多省市的要素市场扭曲水平较高，资源配置状况亟待改善。

#### (四) 检验结果的解释

全样本的基准回归检验发现，无论是何种要素价格发生了扭曲，均有利于提升企业的技术创新能力。由于我国推行渐进式的改革开放政策，要素市场发育程度明显滞后于产品市场，导致劳动力、资本要素价格长期被低估，出现严重的负向扭曲<sup>[28]</sup>。劳动要素价格的低估一定程度上能使企业节约的劳动力成本投入到研发创新上，会对技术创新效率产生正向促进作用。另外，企业作为研发的微观主体在经济决策过程中以利润最大化为目标，会根据扭曲的要素比价来选择使用生产要素<sup>[29]</sup>。由于国内企业的资本要素价格与劳动要素价格相比明显被低估很多<sup>[30]</sup>，资本要素相对于劳动要素来说更便宜，企业基于多种考量会加大资本要素投入以取代劳动要素，企业的资本要素因此更加丰富，创新效率自然能得到提升。此外，基准回归显示，企业的 OFDI 行为并没有产生提升技术创新能力的效果，这需要接下来对实证做相应解释。

一方面，基准回归检验的交互项检验有其局限性，所以引入中介效应检验来分析要素市场扭曲、对外直接投资和企业技术创新三者之间的影响路径。实证结果表明：企业的 OFDI 行为会在要素市场扭曲与企业技术创新水平之间承担负向中介作用。从传导机制来看，要素市场扭曲会促进企业进行 OFDI，而 OFDI 行为又会抑制企业技术创新效率，因此要素市场扭曲对技术创新的积极作用会由于企业的 OFDI 行为而下降。这是因为我国处于开放经济条件下，要素市场扭曲可促使企业加快走出去的步伐，在此过程中通过出口学习效应而提升自己的技术创新能力，但考虑到对外直接投资会减少企业在国内的资本投入和产出，企业资本外流导致自身研发投入跟不上发展步伐，且出口产生了“替代效应”而使国内产业空心化<sup>[31]</sup>，种种原因致使企业在生产过程中的知识外溢减少，从而不利于技术创新能力的提升。

另一方面，基于交互项无法考虑到非线性关系的存在，因而 OFDI 行为对技术创新的负向作用还需要通过门槛模型进行深入分析。结果表明：要素市场扭曲的空间样本分布较为集中，大多数省市的要素市场扭曲水平较高，对外直接投资的技术提升作用难以得到发挥。只有当要素市场扭曲程度小于一定值时，企业进行 OFDI 才能促进技术创新水平，且随着要素市场扭曲程度的改善，企业对外直接投资带来的技术创新提升作用越来越大，这也验证了要素市场扭曲对创新效率的抑制效应存在边际贡献递减这一规律<sup>[32]</sup>。在我国，要素市场扭曲程度过高一

般是由于政府对经济干预过多,在此情况下企业会畸形地依赖政府关系来获取生产要素,企业经营目标因此而短期化,严重的要素市场扭曲还会引致极高的融资成本,也使得劳动力不能得到合理回报。一方面,要素市场扭曲的多种负面因素直接抑制了企业自主创新和生产率的提升,另一方面这种状况使企业“走出去”的失败风险增加,因此无法通过对外直接投资逆向技术溢出效应来促使自身技术创新水平提升<sup>[33]</sup>。因此,不考虑完全要素价格扭曲这一状态,只有适宜的或者低水平的要素市场扭曲环境,才可以给企业带来低成本优势,同时由此引致的产能过剩和资源利用效率不足等问题,都将成为企业进行对外直接投资、获取技术进步的动力。

### 五、结论与政策建议

为推动中国经济高质量发展及顺利实现由要素推动型经济发展方式向创新驱动型发展方式的转变,培养和提升科技创新能力十分重要。目前对 OFDI 技术创新效应的研究中,较少涉及要素市场扭曲所起到的调节作用。由于经济具有成本最小化发展趋势,因而要素扭曲的存在会使得企业忽视创新,而是大量利用廉价生产要素<sup>[34]</sup>。鉴于此,本文运用 2009—2013 年中国微观企业面板数据,准确测算企业技术创新程度和要素扭曲程度,进而从要素市场扭曲视角实证考察中国企业 OFDI 对国内企业技术创新的影响。本文的实证研究结果显示:第一,中国企业进行 OFDI 显著抑制了其技术创新水平的提升,与此同时,当企业要素市场扭曲程度较高时,能更好地缓解企业 OFDI 行为所导致的技术创新能力的降低。此外,采用工具变量法的内生性检验结果和替换要素市场扭曲的测算方式的稳健性检验结果均支持了这一结论。第二,中介效应模型检验发现,要素扭曲在提升国内企业技术创新效率时会因企业的对外直接投资活动而降低技术创新水平,即验证了要素市场扭曲通过影响 OFDI 进而作用于企业技术创新的传导机制。第三,门槛效应模型检验发现,要素市场扭曲的空间样本分布较为集中,OFDI 作用于国内企业技术创新水平时存在基于要素扭曲的门槛效应。仅当要素市场扭曲程度低于一定数值时,OFDI 行为才会有利于企业技术创新,且要素市场扭曲对创新效率的抑制效应存在边际贡献递减规律<sup>[35]</sup>。

这些研究结论对于推进中国资本市场发展及经济发展方式调整,以及改善企业技术创新能力有着重要的政策启示和现实意义。首先,应重视以 OFDI 为代表的新路径对国内企业创新能力以及经济增长质量和效益的巨大提升作用。对于中国 OFDI,既需要完善国家战略的引导和法律体系的保障作用,以充分发挥 OFDI 连接国内外的传导机制,全面提升中国经济开放水平,又要着力化解企业 OFDI 过程中面临的障碍和风险,如简化对外投资项目审批程序,更好地服务于企业技术进步和转型升级。其次,注重自主创新。一方面政府应支持并鼓励企业加大向发达经济体的投资规模,加速企业从中获取培养其特定优势的知识和技术,并利用全面对外开放过程中的各种溢出效应,尽快实现从模仿创新到自主创新的转变;另一方面企业应依据其独有的环境条件和竞争优势,准确定位 OFDI 动机,以强化对核心技术的原创性研发资本投入,增加与国外企业进行技术交流与合作的机会。最后,地方政府有必要依据各地实际情况,有所侧重地推行要素市场改革。当前应加快要素市场化改革进程,不断健全市场规章制度,减少由偏向性政策所引致的资源错配及效率损失。具体来看,要改变政府主导要素配置的决定性地位,调整为由要素市场的供求关系来制定要素价格,从而减少企业的寻租行为。与此同时,通过深化劳动力供给侧结构性改革,提升劳动力素质,实现人力资本的不断积累,在长期内提升 OFDI 的技术创新效应。而且,随着要素市场扭曲的逐步消除,劳动力也可获得应有收入,使居民消费得以提升,这将激发创新活力,推动企业创新发展。

### 参考文献:

- [1]UNCTAD. World investment report 2017: investment and the digital economy [M]. Geneva: United Nation Publication, 2017.

- [2]任保平. 新时代中国经济从高速增长转向高质量发展: 理论阐释与实践取向[J]. 学术月刊, 2018(3): 66-74+86.
- [3]宋勇超. 中国对外直接投资的逆向技术溢出效应研究——理论模型与实证检验[J]. 经济经纬, 2015(3): 60-65.
- [4]赵宸宇, 李雪松. 对外直接投资与企业技术创新——基于中国上市公司微观数据的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2017(6): 105-117.
- [5]STEVENS G V, LIPSEY R E. Interactions between domestic and foreign investment[J]. Journal of international money and finance, 1992, 11(1): 40-62.
- [6]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.
- [7]陈岩. 中国对外投资逆向技术溢出效应实证研究: 基于吸收能力的分析视角[J]. 中国软科学, 2011(10): 61-72.
- [8]LI L, LIU X, YUAN D, et al. Does outward FDI generate higher productivity for emerging economy MNEs? Micro-level evidence from Chinese manufacturing firms[J]. International business review, 2017, 26(5): 839-854.
- [9]汪洋. 中国企业对发达国家直接投资与自主创新能力研究[M]. 北京: 中国经济出版社, 2010: 203.
- [10]俞荣建, 胡峰, 陈力田, 等. 知识多样性、知识网络结构与新兴技术创新绩效——基于发明专利数据的 NBD 模型检验[J]. 商业经济与管理, 2018(10): 38-46.
- [11]LJUNGWALL C, TINGVALL P G. Is China different? A meta-analysis of the growth-enhancing effect from R&D spending in China[J]. China economic review, 2015, 36: 272-278.
- [12]陈永伟, 胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失: 理论和应用[J]. 经济学(季刊), 2011(4): 1401-1422.
- [13]张兴龙, 沈坤荣. 中国资本扭曲的产出损失及分解研究[J]. 经济科学, 2016(2): 53-66.
- [14]HSIEH C T, KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. The quarterly journal of economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [15]IWASA T, ODAGIRI H. Overseas R&D, knowledge sourcing, and patenting: an empirical study of Japanese R&D investment in the US[J]. Research policy, 2004, 33(5): 807-828.
- [16]BRANSTETTER L. Is foreign direct investment a channel of knowledge spillovers? Evidence from Japan's FDI in the United States[J]. Journal of international economics, 2006, 68(2): 325-344.
- [17]李梅. 人力资本、研发投入与对外直接投资的逆向技术溢出[J]. 世界经济研究, 2010(10): 69-75+89.
- [18]沙文兵. 对外直接投资、逆向技术溢出与国内创新能力——基于中国省际面板数据的实证研究[J]. 世界经济研究, 2012(3): 69-74.
- [19]阚大学. 对外直接投资、市场化进程与内资企业技术创新——基于省级大中型工业企业面板数据的实证研究[J]. 研究与发展管理, 2014(5): 14-22.
- [20]田巍, 余淼杰. 企业生产率和企业“走出去”对外直接投资: 基于企业层面数据的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2012(2): 383-408.
- [21]李新春, 肖宵. 制度逃离还是创新驱动? ——制度约束与民营企业的对外直接投资[J]. 管理世界, 2017(10): 99-112.
- [22]王自锋, 白玥明. 产能过剩引致对外直接投资吗? ——2005—2007 中国的经验研究[J]. 管理世界, 2017(8): 27-35.
- [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): 60-78.
- [24]毛其淋. 要素市场扭曲与中国工业企业生产率——基于贸易自由化视角的分析[J]. 金融研究, 2013(2): 156-169.
- [25]谭洪波. 中国要素市场扭曲存在工业偏向吗? ——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 管理世界, 2015(12): 96-105.
- [26]HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R. Export versus FDI with heterogeneous firms[J]. American economic review, 2004, 94(1): 300-316.
- [27]HIJZEN A, JEAN S, MAYER T. The effects at home of initiating production abroad: evidence from matched French firms[J]. Review of world economics, 2011, 147(3): 457-483.
- [28]李平, 季永宝. 要素价格扭曲是否抑制了我国自主创新? [J]. 世界经济研究, 2014(1): 10-15+87.

- [29]康志勇. 赶超行为、要素市场扭曲对中国就业的影响——来自微观企业的数据分析[J]. 中国人口科学, 2012(1): 60-69+112.
- [30]史晋川, 赵自芳. 所有制约束与要素价格扭曲——基于中国工业行业数据的实证分析[J]. 统计研究, 2007(6): 42-47.
- [31]李东阳. 对外直接投资与国内产业空心化[J]. 财经问题研究, 2000(1): 56-59.
- [32]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.
- [33]阚大学, 吕连菊. 要素市场扭曲抑制了企业对外直接投资吗——基于 Heckman 模型的实证分析[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2016(4): 110-121.
- [34]盖庆恩, 朱喜, 程名望, 等. 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.
- [35]余官胜. 对外直接投资、地区吸收能力与国内技术创新[J]. 当代财经, 2013(9): 100-108.

(责任编辑: 雨 珊)

## Factor market distortion , outward foreign direct investment and Chinese enterprise technology innovation

YAO Huize<sup>1</sup> , ZHANG Mei<sup>2</sup>

( 1. Business School , Changzhou University , Changzhou 213164 , China;

2. School of Accounting , Fujian Jiangxia College , Fuzhou 350108 , China)

**Abstract:** At the stage of high-quality economic development , how to maximize the technological innovation effect of outward foreign direct investment , we have to consider the adjustment effect of factor market distortion. Based on the panel data of micro enterprises in China from 2009 to 2013 , this paper examines the impact of Chinese enterprises' outward foreign direct investment behavior on their own technological innovation capability from the perspective of factor market distortion , and the results show that: ( 1 ) Outward foreign direct investment behavior of Chinese enterprises has not significantly improved their technological innovation ability. However , in the higher factor market distortion environment , the inhibiting effect of outward foreign direct investment on technological innovation can be alleviated. ( 2 ) The mediation effect model verifies that , the factor market distortion will affect the enterprise's outward foreign direct investment behavior , and further affect the enterprise's technology innovation level. Outward foreign direct investment behavior will restrain the positive effect of factor market distortion on the technology innovation level. ( 3 ) The spatial sample distribution of factor market distortion is mostly concentrated at a higher level , moreover , there exists a threshold effect based on factor market distortions in the impact of enterprises FDI behavior on their technological innovation level.

**Key words:** factor market distortion; overseas direct investment; technological innovation; economic growth; mediating effect; the threshold test