

# 中国 OFDI 技术创新效应的传导机制

## ——基于资本要素市场扭曲视角的分析

陈经伟 姜能鹏

(中国社会科学院金融研究所,北京 100028; 商务部政策研究室,北京 100731)

**摘要:** 本文尝试构建一个中国 OFDI(对外直接投资)技术创新效应传导机制理论框架,并对资本要素市场扭曲影响 OFDI 技术创新效应的作用机制和结果进行拓展分析。研究表明:近年来中国企业 OFDI 对技术创新具有正向效果,且 OFDI 企业可以通过从劳动密集型向资本密集型的转型升级、提高管理效率以及生产效率这三个重要途径实现其技术创新能力的跃升;现阶段中国资本要素市场扭曲现象会显著抑制企业 OFDI 技术创新效应,作用机制是,资本要素市场扭曲作为干扰外部摩擦因子,通过降低企业资本要素密集度和生产效率等渠道抑制企业 OFDI 技术创新效果。本文进一步提出构建知识产权金融化建议,包含知识产权股权化、知识产权证券化和知识产权流动性机制等内容,以此引导更多金融资源和人力资源参与企业技术创新活动。

**关键词:** OFDI; 技术创新; 传导机制; 资本要素市场扭曲

**JEL 分类号:** D24, F21, O32 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2020)08-0074-19

### 一、引言

近年来,中国企业对外直接投资(OFDI)呈现快速增长趋势。据商务部公开数据:截至2017年底,中国 OFDI 流量与存量分别占全球跨国直接投资的 11.07% 和 5.87%,位列全球第 3 位和第 2 位;2018 年全年,中国全行业 OFDI 总量达 1298.32 亿美元,同比增长超 105.1%(其中非金融类直接投资 1205 亿美元)。中国 OFDI 在政策引导层面可看成技术寻求动机和“资金换技术”策略之一<sup>1</sup>,主要体现为通过引导企业对外直接投资行为,使

收稿日期:2019-12-19

作者简介:陈经伟,经济学博士,副研究员,中国社会科学院金融研究所, E-mail: chenjw1112@126.com.

姜能鹏,经济学博士,商务部政策研究室, E-mail: jiangnengpeng@163.com.

\* 本文感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

1 中国对 OFDI 与 FDI(外商直接投资)在政策引导上有差异,前者“走出去”为“资金换技术”,后者“引进来”为“市场换技术”,如 2018 年 4 月国家发改委等六部门发布的《关于引导对外投融资基金健康发展的意见》就包含金融支持 OFDI 政策措施。

其融入全球产业链的同时建立起国外新技术向国内传导路径,最终实现企业技术创新。研究政策效果如何以及完善政策措施,无疑具有相应的理论价值与现实意义。

自 MacDougall 于 1960 年提出国际资本流动具有技术溢出效应观点以来,众多学者对 OFDI 正向作用效应进行了多方面探讨,一些学者从 OFDI 技术寻求动机角度进行探究(Head et al., 1999);另一些学者在传统研究框架下引入了母国吸收能力的概念,对国际资本流动过程中逆向技术溢出存在性进行检验,同时对吸收能力差异产生的原因进行探究(王碧珺等 2018)。在现实当中,企业 OFDI 无论通过何种途径促进技术创新活动均离不开金融机制及其有效的资本配置机制支持,而金融摩擦及其引致的资本要素市场扭曲现象(典型资本配置非效率问题,即资本要素的配置状态偏离帕累托最优)将对 OFDI 与技术创新效应产生负面影响。因此,金融机制影响 OFDI 技术创新效应问题也得到学术界关注。Restuccia and Rogerson(2008)从资本要素配置的角度分析资本要素在企业间的不合理配置会对企业全要素生产率产生重要影响;Kim and Weisbach(2008)关注并论证金融发展、金融结构与企业研发(R&D)投入之间的作用机制;李梅(2014)认为金融发展规模和金融发展效率均对 OFDI 母国生产率溢出有明显的门槛效应;景光正等(2017)从金融结构对一国技术进步影响的角度分析双向 FDI 中介效应,认为市场主导型金融结构更有利于推动一国的技术进步,而发达国家金融市场对技术创新的促进作用远高于发展中国家;简泽等(2018)使用企业层面数据考察了金融市场的不完全对企业间资本配置的扭曲和总量全要素生产率的影响。

然而,学者们主要从金融结构和金融发展等宏观层面与全要素生产率之间关系的维度来分析 OFDI 技术创新效应,鲜有文献从资本配置效率和微观视角对 OFDI 技术创新效应的影响因素进行探究,本文以此为切入点进行拓展性研究。一方面,本文规避学术界在宏观层面关于“市场主导型”还是“银行主导型”孰优孰劣的金融结构及其机制之争<sup>1</sup>,把资本要素市场扭曲作为一项外部干扰因子(调节变量)纳入中国企业 OFDI 技术创新效应影响分析中。另一方面,本文选择专利技术这一既有法律效力又能够体现企业创新行为的要素,作为分析资本要素配置与企业技术创新的衔接点,侧重于资本要素市场扭曲对技术创新微观机理的影响分析。

与已有研究相比,本文边际贡献如下:第一,在已有研究基础上拓展性地构建一个“要素密集度转换、管理效率和生产效率”三大因素影响 OFDI 企业技术创新效应的分析框架,运用递归计量模型和企业微观数据进行一系列检验。第二,本文在研究视角上将资本要素市场扭曲干扰因子纳入分析框架,实证检验资本要素市场扭曲影响 OFDI 技术创新效应的结果和机制。

<sup>1</sup> 一个国家最优金融结构内生决定于其要素禀赋结构且是一个动态演化过程,我国究竟是选择“市场主导型”还是“银行主导型”金融体系及其动态结构,理论界还难以形成一致意见。

## 二、传导机制理论分析

学术界对企业 OFDI 影响技术创新机制的分析一般以“干中学”以及内生技术进步理论为基础。

### (一) OFDI 技术创新效应的传导机制

本文以企业技术寻求动机和逆向技术溢出为目标和切入点,构建企业 OFDI 在“要素密集度转换、管理效率和生产效率”三个方面<sup>1</sup>或渠道影响其技术创新的传导机制。

1. 要素密集度转换机制。企业产品质量提升表现为企业产品从劳动密集型(资源密集型)向资本密集型(技术密集型)转变,要实现这一转变需要相应的研发资本投入和研发型劳动力参与<sup>2</sup>。企业 OFDI 意味着母国企业以技术寻求动机进行国外投资决策与增量资本投入,其目标是借助 OFDI 嵌入到国外新技术集聚区,接触当地的核心研发资源并有效参与当地的研发活动,获取高质量的研发资本,以此实现研发资本从东道国企业向母国企业海外子公司的溢出,并且主要通过提升母国企业生产最终产品过程中的资本投入,使得企业产品实现要素密集度转变,最终推动母国企业创新能力提升(Romer, 1990)。

2. 管理效率机制。企业通过 OFDI 参与东道国市场的竞争和各种经营活动,让其海外机构接触并学习东道国企业的先进管理模式,通过内部机制将其传输到母公司,从而提升企业的整体管理效率。进一步来讲,企业 OFDI 要实现逆向技术溢出,它需要与先进管理模式进行双向的协同与互动,当企业管理模式更先进、管理文化更强调创新性时,其全要素生产率明显提升(Bloom et al., 2016);当企业引入全面质量管理和创新激励等方式后,企业管理效率的提升将对其全要素生产率的提升产生一定的促进作用(Oyer et al., 2010)。

3. 生产效率机制。OFDI 母国获取东道国的研发型劳动力和资本溢出后,需要对技术溢出进行消化、吸收以及改进才能转化为实用的新技术,企业借助 OFDI 提高生产效率要经历两个阶段:第一阶段,竞争压力(如 OFDI 企业在参与全球竞争的初始阶段必然要通过提高人工生产效率和改善生产设备等方式获取竞争优势和市场份额)和学习效应(OFDI 企业国外机构学习国外新生产技术及工艺并促使母公司生产效率提高);第二阶段,生产效率的提高将有效增强企业对新技术的吸收能力(Dunning, 1981)。

以上分析表明,母国公司借助于 OFDI 获取东道国研发资本溢出、提升管理效率和生产效率等机制将提高技术创新能力,这三个方面也成为分析影响企业 OFDI 技术创新效应传导机制的核心指标。

### (二) 资本要素市场扭曲对 OFDI 技术创新机制的影响

企业创新活动得以顺畅运行的前提条件是资本和研发人才的有效配合,而资本要素

1 这三个方面基本上代表了一个企业运营中“生产、管理和产品质量(技术含量)”等重要环节。

2 学术界一般把企业技术创新定义为研发投入的函数。

市场扭曲(典型的资本配置非效率问题)对 OFDI 企业要素在不同生产单位之间的配置机制和配置效率将产生影响( Restuccia and Rogerson, 2008; Hsieh and Klenow, 2009; Bloom and Sadun, 2016)。转型时期的中国资本要素市场扭曲主要从以下三个效应影响 OFDI 企业创新效果。

1. 错配效应。该效应主要体现在不同所有制和规模的企业在资本获得性方面有差异,即一些企业希望通过 OFDI 实现技术创新却不一定获得相应资本支持,而一些不缺少资本的企业受到资本追逐。特别是中国各级地方政府可能存在的对资本要素市场交易活动的干预,使得要素价格信号失真,资本要素使用效率低下(罗德明等, 2012),或者在地方保护和资本要素市场分割状态下,区域之间存在资本要素流动障碍,削弱了市场机制对资本要素配置的优化功能(戴魁早和刘友金, 2016)。

2. 挤出效应。该效应主要体现为在资本稀缺性条件下挤出 OFDI 企业研发投入。当 OFDI 企业可以获取低成本融资,它将会把更多资源投入研发活动当中;当资本要素价格扭曲使得 OFDI 企业可通过其他活动(如一些非生产性投机活动)获取比研发投入更高的收益时,将会对企业研发活动产生挤出压力(林伯强和杜克锐, 2013);或者基于要素替代原理,部分可获取充足资本要素的企业,当它失去通过研发提升技术创新能力的动力和压力时,也会对研发投入产生挤出作用(李永等, 2013)。

3. 寻租效应。该效应主要表现为垄断条件下的寻租活动对企业 OFDI 创新意愿产生的负面冲击。企业通过某种寻租关系就容易获取低成本的资本要素或超额利润时,企业对研发投入意愿减弱,对通过技术创新获取收益的动力将受到抑制,其技术创新能力将难以获得提升(张杰等, 2011)。

由于企业 OFDI 技术创新效应过程是一个包含溢出阶段、传导阶段、吸收阶段以及扩散阶段所组成的关联体系(Hsieh and Klenow, 2009),而中国资本要素市场扭曲因素将通过错配效应、挤出效应以及寻租效应等渠道,对企业 OFDI 技术创新效应在不同阶段有不同程度的影响,典型情形或影响机制如下:第一,企业 OFDI “投资意愿”被动偏离,投资决策影响要素密集度转换机制。企业创新活动需要资本和研发人才的配合,而在资本要素市场扭曲状态下,一些企业虽然可以低成本获得资本,但其内部治理等问题会造成资本单位研发投入递减或非效率,而一些更有竞争力的 OFDI 企业却无法获取足够的资本资源投入到研发活动当中<sup>1</sup>,对 R&D 人员和资本等创新资源进行配置成为一种不确定性。这一“投资意愿”被动偏离的结果,会对 OFDI 企业实现要素密集度有效转换<sup>2</sup>的投资决策机制产生影响。第二,企业 OFDI “技术转化过程或投资结果”被动偏离。企业 OFDI 从投资决策到实现技术创新是一个动态过程,管理效率提升过程也需要相应资金投入,且母国企业要实现国际技术溢出效应需要一定的“门槛效应”,资本要素市场扭曲会使得一些不具备能力或技术转化潜质的企业,获得 OFDI 资本要素配给,这种“资本错配”行为往往会使

1 OFDI 企业若通过简单的规模扩张就实现其利润目标,其投资决策时就会选择增加研发资本投入。

2 如资源密集型向技术密集型、劳动密集型向资本密集型等转换。

得一些企业在国际技术溢出过程当中产生偏差,或者母公司无法实现技术溢出转化,企业 OFDI 创新技术效率受损。

### 三、模型设定与变量描述

#### (一) 模型设定

为考察中国企业进行 OFDI 对其技术创新能力的影响,本文以企业专利申请数量作为因变量<sup>1</sup>,以 OFDI 作为自变量构建了如下基础计量模型:

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

式(1)中, $i, y$ 分别表示企业和年份; $\nu_i$ 和 $\nu_y$ 分别表示企业和年份固定效应; $\varepsilon_{iy}$ 表示误差项,假设其服从正态分布; $OFDI_{iy}$ 为主解释变量,表示企业是否进行对外直接投资,取0或1; $INNO_{iy}$ 为被解释变量,表示企业的技术创新,本文以企业当年专利申请数量的对数作为衡量; $X_{iy}$ 表示影响企业创新的一系列控制变量。本文选取的控制变量包括:企业规模( $\ln\_size$ ),采用历年企业主营业务收入(产品销售收入)取对数进行衡量,并以1998年价格水平为基准对其进行平减;企业年龄( $age$ ),以历年与企业营业年份的差来表示;企业利润率( $profit$ ),为企业营业利润与主营业务收入(产品销售收入)之比;融资约束( $cons$ ),以利息支出与固定资产之比来衡量;资产负债率( $lr$ ),定义为企业年末总负债与总资产之比。

为实证检验 OFDI 技术创新效应的传导机理,本文借鉴 Hayes(2009)所采用的检验中介效应的方法,在基本计量模型的基础上构建如下几组递归计量模型:

$$INTEN_{iu} = a_0 + a_1 OFDI_{iu} + a_2 \ln X_{iu} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{iu} \quad (2)$$

$$\ln INNO_{iu} = b_0 + b_1 OFDI_{iu} + b_2 INTEN_{iu} + b_3 \ln X_{iu} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{iu} \quad (3)$$

$$\ln MANA_{iu} = c_0 + c_1 OFDI_{iu} + c_2 \ln X_{iu} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{iu} \quad (4)$$

$$\ln INNO_{iu} = d_0 + d_1 OFDI_{iu} + d_2 \ln MANA_{iu} + d_3 \ln X_{iu} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{iu} \quad (5)$$

$$\ln EFF_{iu} = e_0 + e_1 OFDI_{iu} + e_2 \ln X_{iu} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{iu} \quad (6)$$

$$\ln INNO_{iu} = f_0 + f_1 OFDI_{iu} + f_2 \ln EFF_{iu} + f_3 \ln X_{iu} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{iu} \quad (7)$$

$$\ln INNO_{iu} = m_0 + m_1 OFDI_{iu} + m_2 INTEN_{iu} + m_3 \ln MANA_{iu} + m_4 \ln EFF_{iu} + m_5 \ln X_{iu} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{iu} \quad (8)$$

式(2)~(8)中, $INTEN_{iu}$ 、 $\ln MANA_{iu}$ 和 $\ln EFF_{iu}$ 分别表示本文拟考察的 OFDI 技术创新效应的三个传导机理的核心指标。 $INTEN_{iu}$ 表示企业要素密集度,本文设定劳动密集型和资本密集型的取值分别为0,1; $\ln EFF_{iu}$ 表示企业生产效率,本文以人均总产出进行衡量,人均总产出越高,企业的生产效率越高。其余变量的含义与式(1)相同。 $\ln MANA_{iu}$ 表

<sup>1</sup> 目前用来衡量企业技术创新能力主要指标有专利申请数量、全要素生产率、R&D投入以及新产品数量等。本文选取专利申请数量作为指标是出于以下考虑:(1)专利申请数量的统计界定清晰,可解决其他概念界定不明确问题;(2)专利申请数量集中体现了企业创新活动的产出,而全要素生产率包含着除了劳动力和资本以外所有其他因素的贡献;(3)专利申请数量代表技术创新的成果,若采用R&D投入作为衡量指标则难以准确考量R&D投入转化为技术创新的效率问题;(4)专利因其具有相应的保障机制从而在一定程度上起到诱导创新的作用。

示企业管理效率,本文从管理费用的角度评估企业的管理效率(孙浦阳等 2018),并使用管理费用的回归残差进行计算,参考 Qiu and Yu(2015)的模型设定,本文控制了企业资产规模、职工数量和价格加成等因素,回归式如下:

$$\ln G\&A_{it} = w_1 \ln l_{it} + w_2 \ln asset_{it} + w_3 markup_{it} + \nu_i + \nu_t + u_{it} \quad (9)$$

其中,  $\ln G\&A_{it}$  指第  $t$  年第  $i$  个企业的管理费用对数值,  $\ln l_{it}$  为企业年平均职工数对数值,  $\ln asset_{it}$  指企业在年末的资产总额对数值,  $markup_{it}$  代表企业的价格加成,本文使用企业收益与企业收益和利润值差额之间的比值进行衡量,  $\nu_i$  与  $\nu_t$  分别为企业固定效应和年份固定效应。残差项  $u_{it}$  直接反映了企业的管理效率,企业的残差项越大,管理效率越低。为了进一步比较管理效率的相对差异,本文借鉴 Qiu and Yu(2015)和孙浦阳等(2018)的方法,将企业管理费用的回归残差从小到大进行排序,然后将前 10% 的企业设定为高效率企业,把这些企业回归残差的平均值作为基准,用每个企业管理费用的回归残差与该平均值的比值衡量企业的管理效率。除此之外,式(2)~(8)中其余变量含义与式(1)相同。

为进一步探究资本要素市场扭曲影响 OFDI 技术创新效应的作用机制,本文基于调节效应构建以下计量模型:

$$INTEN_{it} = k_0 + k_1 OFDI_{it} + k_2 DISTK_{it} + k_3 OFDI_{it} * DISTK_{it} + k_4 \ln X_{it} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\ln MANA_{it} = l_0 + l_1 OFDI_{it} + l_2 DISTK_{it} + l_3 OFDI_{it} * DISTK_{it} + l_4 \ln X_{it} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\ln EFF_{it} = m_0 + m_1 OFDI_{it} + m_2 DISTK_{it} + m_3 OFDI_{it} * DISTK_{it} + m_4 \ln X_{it} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

式(10)~(12)中,  $INTEN_{it}$ 、 $\ln MANA_{it}$  和  $\ln EFF_{it}$  分别表示 OFDI 技术创新效应的三个传导机制的核心指标:要素密集度、企业管理效率和企业生产效率;  $DISTK_{it}$  表示资本要素市场扭曲程度。为获得更为可信的研究结论,本文构建了资本要素市场扭曲对三个中介变量的三重交互模型如下:

$$\ln INNO_{it} = n_0 + n_1 OFDI_{it} + n_2 INTEN_{it} + n_3 DISTK_{it} + n_4 OFDI_{it} * INTEN_{it} + n_5 OFDI_{it} * INTEN_{it} * DISTK_{it} + n_6 \ln X_{it} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$\ln INNO_{it} = r_0 + r_1 OFDI_{it} + r_2 \ln MANA_{it} + r_3 DISTK_{it} + r_4 OFDI_{it} * \ln MANA_{it} + r_5 OFDI_{it} * \ln MANA_{it} * DISTK_{it} + r_6 \ln X_{it} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$\ln INNO_{it} = s_0 + s_1 OFDI_{it} + s_2 \ln EFF_{it} + s_3 DISTK_{it} + s_4 OFDI_{it} * \ln EFF_{it} + s_5 OFDI_{it} * \ln EFF_{it} * DISTK_{it} + s_6 \ln X_{it} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

## (二) 样本选择与数据来源

本文所采用的企业特征及财务指标数据来源于 1998~2009 年《中国工业企业数据库》,包括规模以上(年销售额 500 万元人民币以上)的全部工业企业。本文对原始数据进行如下处理:(1)剔除关键财务指标(工业总产值、工业增加值、固定资产等)存在缺失的企业;(2)剔除从业人员数小于 10 人的企业;(3)剔除数据同年重复的企业;(4)根据通用会计准则(GAAP),剔除总资产值小于总固定资产值、总资产值小于固定资产净值、总资产值小于流动资产值以及企业编码缺失的企业样本。在实证检验过程中使用企业的总产出和劳动力投入、工业增加值等变量。其中,2001 年和 2004 年企业增加值数据缺失,故自行计算得出(计算公式为企业当年增加值 = 企业当年工业总产值 + 增值税 - 中间品

投入);对于企业增加值和总产出,使用价格平减指数进行调整;对于资本存量,采用永续盘存法进行计算。工业企业数据库初步筛选结果如表 1 所示。

表 1 1998 ~ 2009 年工业企业数据库初步筛选结果

年份	原始样本量	各年数据占比	筛选后样本量	筛选后样本占比
1998	165118	5.58%	145861	88.34%
1999	162033	5.48%	138415	85.42%
2000	162883	5.51%	153125	94.01%
2001	169031	5.72%	149784	88.61%
2002	181557	6.14%	161258	88.82%
2003	196222	6.64%	185469	94.52%
2004	276474	9.35%	252164	91.21%
2005	271835	9.19%	249145	91.65%
2006	301961	10.21%	278146	92.11%
2007	336768	11.39%	310847	92.30%
2008	412212	13.94%	385718	93.57%
2009	320778	10.85%	305418	95.21%
总数	2956872	100%	2715350	91.83%

本文以专利申请数量作为衡量企业技术创新的代理变量,专利申请数据来源于国家知识产权局《中国专利数据库文摘 1985 - 2012》,我们根据数据库中专利所属企业将专利数据按企业年份加总计算出 1998 - 2009 年各企业专利申请数量,并按国际通用分类标准把专利划分为发明、实用新型以及外观设计三种类型。本文所用企业层面 OFDI 的相关数据来源于商务部《境外投资企业(机构)名录》,该数据库包含 20 世纪 80 年代以来在商务部备案的对外直接投资企业名称、境外机构名称、投资地区、注册年份、投资类别等信息。

根据研究需要,本文将上述三个数据库进行合并,步骤如下:(1)对《中国工业企业数据库》和《中国专利数据库文摘 1985 - 2012》进行处理后,根据企业名称和年份将两个数据库进行合并;(2)由于本文研究涉及 OFDI 相关变量。因此,进一步将商务部《境外投资企业(机构)名录》与步骤(1)所得数据库进行合并,得到合并数据库,作为实证研究的数据基础。

表 2 说明合并处理后 OFDI 企业和非 OFDI 企业数量的基本情况。可以看出,在 1998 - 2009 年期间内进行 OFDI 的企业数量明显增加,从 1998 年的 78 家上升至 2009 年的 1375 家;进行 OFDI 的企业占全部企业的比重较低,2009 年该占比最高,但也只有 0.45%。

表2 OFDI 企业与非 OFDI 企业数量统计情况

年份	OFDI 企业	非 OFDI 企业	企业总数	OFDI 企业占比
1998 年	78	145 783	145 861	0.053%
1999 年	97	138 318	138 415	0.070%
2000 年	122	15 3003	153 125	0.080%
2001 年	181	149 603	149 784	0.121%
2002 年	238	16 1020	161 258	0.148%
2003 年	378	185 091	185 469	0.204%
2004 年	503	25 1661	252 164	0.199%
2005 年	625	248 520	249 145	0.251%
2006 年	967	277 179	278 146	0.348%
2007 年	968	309 879	310 847	0.311%
2008 年	1 341	384 377	385 718	0.348%
2009 年	1 375	304 043	305 418	0.450%
总数	6 873	2 708 477	2 715 350	2.583%

注:表中数据由作者通过将 1998~2009 年《中国工业企业数据库》和《中国专利数据库文摘 1985~2012》合并后统计所得。

### (三) 资本要素市场扭曲程度的测度

考虑到垄断行为是转型时期中国资本要素市场扭曲典型特征之一,本文选取基于企业垄断势力视角的方法(盖庆恩等 2015)测度中国企业层面资本要素市场扭曲程度。一方面,此种方法综合考虑了资本要素市场扭曲的作用(Hsieh et al. 2009)以及差异化影响,另一方面,将资本要素市场扭曲从企业垄断势力中分离出来,能更为准确的测度企业层面的资本要素市场扭曲程度。其具体表达式如下:

$$distk_i = 1 + \tau_{k_i} = \frac{1}{\mu(i, \sigma)} \frac{\alpha y_i p_i}{r k(i, \sigma)} \quad (16)$$

其中,式(16)中的  $y_i p_i$  表示企业历年增加值,本文使用工业增加值作为总产出的代理变量; $k(i, \sigma)$  表示企业资本投入,本文使用基于永续盘存法计算得到的企业当年真实资本存量衡量; $\mu(i, \sigma)$  表示企业的垄断势力,本文借鉴 De Loecker and Warzynski(2012)对垄断势力指标改进后的算法,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; $r$  表示资本利率; $\alpha$  表示资本-产出弹性,本文将杨汝岱(2015)基于 LP 方法所计算出的 29 个行业的资本-产出弹性分解到企业后得到。Hsieh et al. (2009) 在计算中国资本要素市场扭曲程度时将利率水平直接指定为 10%,但其偏

高于中国 1998 - 2009 年的利率水平,且每一年中存在多个利率水平,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照时间加权计算,得出中国历年利率水平。

## 四、实证分析

### (一) 中国 OFDI 技术创新效应传导机理的影响分析

由于中国 OFDI 和技术创新这两个变量之间存在自选择问题,这有可能导致回归模型存在内生性问题,使估计结果有偏或者不一致。为此,本文采用倾向得分匹配法(PSM)和双重差分法(DID)对内生性问题进行处理。

1. 创新差异均值检验。为明确 OFDI 企业和非 OFDI 企业在技术创新能力方面的差异,本文在数据处理的基础上,对以上两类企业在专利申请数量上的差异进行均值检验,检验结果见表 3。从表 3 可以看出,非 OFDI 企业的专利申请数量均值为 0.08,而 OFDI 企业的专利申请数量均值为 0.09,后者比前者高 0.01,并且此差异在 1% 的水平上显著。虽然此差异分析从直观上可以发现 OFDI 企业比非 OFDI 企业获取的专利申请数量显著提升,但是单纯的差异均值检验还不足以证明企业通过 OFDI 可以显著提升其技术创新能力,本文将使用更为严谨的计量分析方法考察企业 OFDI 对技术创新能力的影响。

表 3 OFDI 企业与非 OFDI 企业技术创新差异均值检验结果

企业类型	均值	专利申请数量差异值	T 值
非 OFDI 企业	0.0782	—	—
OFDI 企业	0.0849	-0.0067***	(-5.39)

注:专利申请数量为将数据取对数处理后的数值,差异值为 OFDI 企业与非 OFDI 企业的专利申请数量均值进行比较的结果。\*、\*\*以及\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

2. 基于倾向得分匹配法和双重差分法的分析。本文在选取匹配变量时借鉴了 Helpman et al. (2004)、毛其淋和许家云(2014)等文献,包括:劳动生产率(*LBRP*),用工业总产值与就业人数的比值作为衡量指标;企业年龄(*AGE*),用当年年份与企业成立年份的差值来衡量;企业规模(*SIZE*),用历年企业销售额取对数来衡量;企业利润率(*PROFIT*),用企业营业利润与其销售额的比值来衡量;所有制结构(*STRUCTURE*),采用外资实收资本占总实收资本的比重作为衡量指标;融资约束(*FINANCE*),用企业利息支出与固定资产的比值来衡量。

本文采用近邻匹配方式对样本进行逐年匹配处理,匹配比例为 1:3,为消除观测值匹配比例和样本大小可能对双重差分法估计结果产生影响,本文基于 1:5 的匹配比例进行稳健性检验。表 4 所示内容为匹配后处理组和对照组的平衡性检验结果。从平衡性检验 T 值可以发现,匹配后对照组和处理组在匹配变量上均不存在显著差异。标准偏差都在 10% 以内,且下降幅度在 80% 以上,表明匹配平衡性检验获得通过且匹配结果可靠。

表4 匹配平衡性检验结果

变量	均值		标准偏差(%)	标准偏差减少幅度(%)	T 检验 P > T
	处理组	对照组			
LBRP	5.652	5.662	-1.1	93.9	0.793
AGE	2.014	2.008	0.7	96.6	0.861
SIZE	5.837	5.854	-1.4	98.3	0.765
PROFIT	8.845	8.535	-2.7	96.1	0.551
STRUCTURE	0.127	0.132	-1.5	87.4	0.683
FINANCE	0.471	0.464	1.9	97.3	0.672

注:表中 T 检验的原假设为“对照组和处理组的样本均值相等”。

基于采用近邻匹配方式得到的样本数据,表5报告了企业 OFDI 对其技术创新影响的估计结果。第(1)列为基于 1:3 的匹配比例获得研究样本后采用双向固定效应方法进行估计的结果,交乘项  $OFDI * dt$  的系数为 0.09 且在 1% 水平上显著,说明若以专利申请数量衡量企业技术创新能力,企业可以通过 OFDI 显著提升其技术创新能力。该结果表明企业 OFDI 与其技术创新能力之间存在显著的因果关系。这是因为:(1) OFDI 企业在海外设立的分支机构可以通过吸收东道国的研发要素获取新技术;(2) 海外分支机构通过内部渠道将其获取的东道国技术溢出转移至国内母公司进而提升母公司的技术创新效率;(3) OFDI 企业往往面临更为严峻的海外市场竞争,从而促使其增加研发投入以提升创新能力,力争在国际市场中占据更为有利的位置。表5第(2)列给出了基于 1:5 的匹配比例获得研究样本后双向固定效应估计得到的结果,与第(1)列相比,第(2)列所得到的结果并没有根本性改变,且系数较为接近,说明估计结果具有稳健性。

表5 企业 OFDI 影响其技术创新的 PSM 估计结果

	(1)	(2)
匹配比例	1:3	1:5
VARS	<i>zhuanli</i>	<i>zhuanli</i>
<i>OFDI</i>	2.4582*** (0.0631)	2.5982*** (0.0371)
<i>Dt</i>	0.1143*** (0.0051)	0.1371*** (0.0060)
<i>OFDI * dt</i>	0.0911*** (0.0081)	0.0891*** (0.0062)
控制变量	是	是

续表

	(1)	(2)
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Observations	27492	41238
R <sup>2</sup>	0.1032	0.1073

注: 括号内为稳健标准误; \*、\*\*以及\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

本文运用基于中介效应构建的递归计量模型进一步阐释 OFDI 提升国内技术创新能力的传导机理。表 6 中 Panel A 的第(2)、(3)列报告了中国 OFDI 推动企业由劳动密集型向资本密集型转型,进而促进其技术创新这一传导机理的实证检验结果。其中,第(2)列中的被解释变量为企业要素密集度,该变量系数越大表明企业越趋近于资本密集型,同时 OFDI 的系数为 0.13 且在 1% 的水平上显著,说明 OFDI 显著推动了企业由劳动密集型向资本密集型的转型,使得企业所生产的产品具有更高的技术含量;第(3)列中的被解释变量为企业专利申请数,OFDI 和企业要素密集度的系数分别为 2.37 和 0.06 且都在 1% 的水平上显著,说明 OFDI 可以通过推动企业由劳动密集型向资本密集型的转型来提升其技术创新能力,其传导机理在于,企业在实现这一转化的过程中,需要将获取的国外先进技术溢出进行充分的吸收和转化,从而推动企业技术创新能力提升。

表 6 中 Panel A 的第(4)、(5)列报告了企业通过 OFDI、改进管理效率,进而提升技术创新能力这一传导机理的实证检验结果。其中,第(4)列中的被解释变量为管理效率,该变量系数越小则意味着企业管理效率越高、管理机制越科学,OFDI 的系数为 -0.23 且在 1% 的水平上显著,说明 OFDI 可以显著降低企业人均管理成本,提高管理效率;第(5)列中的被解释变量为企业专利申请数,OFDI 和人均管理成本的系数分别为 2.629 和 -0.03 且在 1% 水平上显著,表明企业可以通过 OFDI 学习国外先进经验来提高自身管理效率,保障技术创新活动有序开展,其传导机理在于科学高效的管理模式为企业自主研发活动提供了可靠的制度保障,有助于建立学习-吸收-转化的路径依赖。

表 6 中 Panel A 第(6)、(7)列报告了企业通过 OFDI 提高生产效率,促进自主创新这一传导机理的实证检验结果。其中,第(6)列中的被解释变量为生产效率,本文以人均总产出进行衡量,该变量系数越大表明企业生产效率越高,OFDI 的系数为 0.20 且在 1% 的水平上显著,说明 OFDI 可以显著提升企业生产效率;第(7)列中的被解释变量为企业专利申请数,OFDI 和人均总产出的系数分别为 2.73 和 0.03 且在 1% 的水平上显著,表明 OFDI 可以提高企业生产效率并带动其创新发展,其传导机理在于较高的生产效率加快了技术创新成果转化与落地速度,缩短了科研投入的补偿周期,保障了企业技术创新的可持续性。表 6 中的 Panel B 即为基于固定效应模型检验 OFDI 技术创新效应传导机理的实证结果,同样支持基本回归分析所得出的研究结论。

由上述关于 OFDI 技术创新效应传导机理的实证检验可知,OFDI 确实可以增强企业

的技术创新能力。(1) 企业通过 OFDI 进入东道国,可以学习相关技术经消化、吸收后转移至母国,促使企业由劳动密集型向资本密集型转型,增强创新动能,该结论与杨连星和刘晓光(2016) 等对 OFDI 存在技术外溢效应的判断一致。(2) 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有开展自主创新的制度保障,这也从实证角度验证了肖仁桥等(2015) 关于企业管理效率提升会对其创新效率产生积极影响的论断。(3) 企业通过 OFDI 可以获取东道国的先进经验,促使其改进生产流程,提高生产效率,该结果实证检验了毛其淋和许家云(2014) 关于 OFDI 推动技术创新传导机理的解释。

表 6 企业 OFDI 影响技术创新传导机理的基本回归结果

VARS	<i>zhuanli</i>	<i>INTERN</i>	<i>zhuanli</i>	<i>lnMANA</i>	<i>zhuanli</i>	<i>lnEFF</i>	<i>zhuanli</i>	<i>zhuanli</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Panel A OLS								
<i>OFDI</i>	2.7421*** (0.7110)	0.1322*** (0.0211)	2.3702*** (0.7210)	-0.2312*** (0.0290)	2.6292*** (0.7171)	0.2011*** (0.0250)	2.7333*** (0.9220)	1.4622*** (0.4781)
<i>INTERN</i>			0.0580*** (0.0030)					0.0271** (0.0131)
<i>lnMANA</i>					-0.0251*** (0.0020)			-0.0101* (0.0061)
<i>lnEFF</i>							0.0252*** (0.0020)	0.0071** (0.0030)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	1 842,153	1 842,153	1 842,153	1 842,153	1 842,153	1 842,153	1 842,153	1 842,153
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.4041 (9)	0.4012 (10)	0.4123 (11)	0.3350 (12)	0.4622 (13)	0.3651 (14)	0.4053 (15)	0.3591 (16)
Panel B FE								
<i>OFDI</i>	2.7401*** (0.5110)	0.1270*** (0.0191)	2.1341*** (0.4560)	-0.1970*** (0.0411)	2.5321*** (0.7030)	0.2661*** (0.0241)	2.7290*** (0.8130)	1.0351*** (0.3760)
<i>INTERN</i>			0.0531*** (0.0020)					0.0390* (0.0204)
<i>lnMANA</i>					-0.0242*** (0.0011)			-0.0151** (0.0070)
<i>lnEFF</i>							0.0321*** (0.0020)	0.0070** (0.0031)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是

续表

VARS	<i>zhuanlı</i>	<i>INTERN</i>	<i>zhuanlı</i>	<i>lnMANA</i>	<i>zhuanlı</i>	<i>lnEFF</i>	<i>zhuanlı</i>	<i>zhuanlı</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	1 842 ,153	1 842 ,153	1 842 ,153	1 842 ,153	1 842 ,153	1 842 ,153	1 842 ,153	1 842 ,153
R <sup>2</sup>	0. 5641	0. 4722	0. 5040	0. 4372	0. 5621	0. 3160	0. 4053	0. 2411

注: 括号内为稳健标准误; \*、\*\*以及\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

## (二) 中国资本要素市场扭曲对 OFDI 技术创新效应的影响

根据表 7 第(1)列所示的实证结果可知,交乘项 OFDI\* DISTK 的系数为 -0.14 且在 1% 的水平上显著,说明资本要素市场扭曲会显著抑制企业 OFDI 技术创新效应。

为了进一步提高回归准确性,基于 F 检验和 Hausman 检验,本文采用固定效应模型验证资本要素市场扭曲对中国企业 OFDI 技术创新效应的影响。表 7 第(5)列报告了固定效应模型估计结果,其中交乘项的系数为 -0.08 且在 1% 的水平上显著,基于固定效应模型的实证检验结果同样表明,资本要素市场扭曲会显著抑制企业 OFDI 的技术创新效应。比较分析发现,无论采用 OLS 还是固定效应模型,检验所得结论都具有可靠性,即资本要素市场扭曲会显著抑制中国企业通过 OFDI 提升其技术创新能力的作用。

本文对资本要素市场扭曲影响企业 OFDI 技术创新效应的机制进行检验,被解释变量分别为要素密集度、企业管理效率和企业生产效率,交乘项的系数所反映资本要素市场扭曲度,将影响企业 OFDI 通过上述三个机理提升自身技术创新能力的结果。表 7 第(2)、(3)、(4)列为采用简单最小二乘法的回归结果,其中,第(2)列的系数为 -0.580 且在 10% 水平上显著,说明资本要素市场扭曲会通过降低企业资本要素密集度抑制企业 OFDI 的技术创新效应;第(3)列的系数为 0.14 但并未通过显著性检验,说明资本要素市场扭曲对于抑制企业 OFDI 的管理效率提升作用并不明显<sup>1</sup>;第(4)列系数为 -0.37 且在 10% 水平上显著,说明资本要素市场扭曲会通过降低企业生产效率抑制企业 OFDI 的技术创新效应。

表 7 第(6)、(7)、(8)列为采用双向固定效应的回归结果,与基本回归结果一致,说明回归所得出的结论具有稳健性。在此基础上,本文将资本要素市场扭曲分别对三个中介变量进行三重交互检验,实证结果支持上述分析结论,表明该结论具有一定稳定性。

<sup>1</sup> 本文验证结果不明显的现实解释是:一方面企业管理在现实中是一个复杂的过程,另一方面资本要素扭曲的表现形式和影响效应也多方面并存,使得资本要素扭曲因素与管理效率之间关联性未能直接显性,但这并没有影响本文整体研究结果。简言之,企业通过 OFDI 提高资本要素密集度和生产效率进而增强技术创新能力是一项资本要素大量投入行为,若受限于融资约束等资本配置效率影响,则企业这一行为亦随之受到抑制,而投资期间若发生市场不确定性,其影响会随之加剧。

表7 基本回归实证结果

VARS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>zhuanli</i>	<i>INTERN</i>	<i>lnMANA</i>	<i>lnEFF</i>	<i>zhuanli</i>	<i>INTERN</i>	<i>lnMANA</i>	<i>lnEFF</i>
	OLS				FE			
<i>OFDI</i>	2.1171 <sup>***</sup> (0.5101)	0.1322 <sup>***</sup> (0.0171)	-0.2121 <sup>***</sup> (0.0321)	0.2110 <sup>***</sup> (0.0210)	1.9761 <sup>***</sup> (0.5910)	0.1461 <sup>***</sup> (0.0260)	-0.1782 <sup>***</sup> (0.0210)	0.2072 <sup>***</sup> (0.0210)
<i>DISTK</i>	0.0121 <sup>*</sup> (0.0060)	0.0020 (0.0021)	0.0032 (0.0030)	0.0030 (0.0020)	0.0090 (0.0070)	0.0020 (0.0020)	0.0040 (0.0030)	0.0051 <sup>**</sup> (0.0021)
<i>OFDI* DISTK</i>	-0.1391 <sup>***</sup> (0.0081)	-0.5791 <sup>*</sup> (0.3011)	0.1371 (0.1410)	-0.3741 <sup>*</sup> (0.2110)	-0.0832 <sup>***</sup> (0.0311)	-0.5361 <sup>*</sup> (0.2831)	0.2130 (0.1871)	-0.3501 <sup>*</sup> (0.2021)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	否	否	否	否	是	是	是	是
时间固定效应	否	否	否	否	是	是	是	是
Observations	1 837 657	1 837 657	1 837 657	1 837 657	1 837 657	1 837 657	1 837 657	1 837 657
R <sup>2</sup>	0.4041	0.3532	0.2683	0.3404	0.3962	0.3653	0.3210	0.3442

注: 括号内为稳健标准误; \*、\*\*以及\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

表8 三重交互实证结果

VARS	(1)	(2)	(3)
	<i>zhuanli</i>	<i>zhuanli</i>	<i>zhuanli</i>
<i>OFDI</i>	0.0090 <sup>***</sup> (0.0030)	0.0171 <sup>***</sup> (0.0030)	0.0101 <sup>***</sup> (0.0020)
<i>DISTK</i>	0.0101 (0.0071)	0.0822 (0.0571)	0.3343 (0.2971)
<i>INTERN</i>	0.0062 <sup>**</sup> (0.0031)		
<i>lnMANA</i>		-0.0050 <sup>**</sup> (0.0020)	
<i>lnEFF</i>			0.0073 <sup>*</sup> (0.0041)
<i>OFDI* INTERN</i>	0.1352 <sup>***</sup> (0.0030)		
<i>OFDI* INTERN* DISTK</i>	-0.3872 <sup>***</sup> (0.0051)		

续表

VARS	(1)	(2)	(3)
	<i>zhuanli</i>	<i>zhuanli</i>	<i>zhuanli</i>
<i>OFDI* lnMANA</i>		-0.1842*** (0.0111)	
<i>OFDI* lnMANA* DISTK</i>		0.2613 (0.1941)	
<i>OFDI* lnEFF</i>			0.1342*** (0.0030)
<i>OFDI* lnEFF* DISTK</i>			-0.3542*** (0.0061)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.2233	0.2642	0.2872
N	1 837 657	1 837 657	1 837 657

注: 括号内为稳健标准误; \*、\*\*以及\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

为克服潜在内生性问题可能产生的影响, 本文同样选择两阶段最小二乘法和工具变量对内生性问题进行处理。

在选择工具变量时, 本文借鉴 Card and Krueger(1996) 集聚数据分析方法, 将样本企业按照行业与城市两个维度进行分组, 其中行业类别以国家统计局发布的行业分类标准为参考, 城市则为样本企业的注册城市。在中国工业企业的原始数据中, 均已对样本企业的行业类别和注册城市进行了编码, 本文对这两个编码均进行了检查校正, 针对前者参考最新的行业分类标准对样本企业的行业编码进行调整, 将企业是否进行 OFDI 及其所面临的资本要素市场扭曲程度这两个解释变量视为内生变量。在此基础上, 将每个分组视为一个集合, 对于某个分组  $N$  中的某一样本企业  $i$ , 计算组中除企业  $i$  外的所有样本企业内生变量的均值, 作为分组  $N$  中企业  $i$  的工具变量, 其具体公式为:

$$X_{ij} = \frac{1}{M-1} \sum_{\substack{n \in N \\ n \neq i}} Y_{nj} \quad (17)$$

其中  $X_{ij}$  是企业  $i$  的内生变量  $j$  对应的工具变量,  $Y_{nj}$  指企业  $n$  的内生变量  $j$ ,  $M$  是分组  $N$  中的元素个数。经过平均处理, OFDI 变量的工具变量不再是虚拟变量。最后借助这两个工具变量, 进行两阶段最小二乘回归以避免内生性问题。

表 9 为采用 2SLS 方法处理内生性问题的回归结果, 这一结果与双向固定效应模型回归一致。可见, 在处理内生性问题后仍得到可靠结论, 资本要素市场扭曲会通过降低企业资本要素密集度和生产效率的作用机制, 抑制企业 OFDI 的技术创新效应。

表9 内生性问题处理

VARS	(1)	(2)	(3)
	<i>INTERN</i>	<i>lnMANA</i>	<i>lnEFF</i>
<i>OFDI</i>	0.0771 <sup>*</sup> (0.0410)	-0.2081 <sup>***</sup> (0.0190)	0.2022 <sup>***</sup> (0.0191)
<i>DISTK</i>	0.0012 (0.0262)	0.0022 (0.0071)	0.0020 (0.0014)
<i>OFDI* DISTK</i>	-0.1741 <sup>**</sup> (0.0831)	0.0042 <sup>**</sup> (0.0021)	-0.1822 <sup>**</sup> (0.0921)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
Observations	1 837 657	1 837 657	1 837 657
R <sup>2</sup>	0.2711	0.2070	0.2381
第一阶段结果 IV	0.0282 <sup>***</sup> (0.0110)	0.0144 <sup>***</sup> (0.0051)	0.0211 <sup>***</sup> (0.0071)
Cragg - Donald Wald F	360.5824	326.7473	310.8821

## 五、结论与启示

本文把中国资本要素市场扭曲作为一项外部干扰因素(调节变量)纳入 OFDI 技术创新效应传导过程进行分析,主要结论如下:(1)近年来中国企业 OFDI 对技术创新具有正向效果,OFDI 促进企业技术创新主要通过要素密集度转换机制及其研发资本溢出、提升企业管理效率和生产效率三个机制实现,并促进企业技术创新能力的跃升。(2)现阶段中国存在的资本要素市场扭曲现象会显著抑制企业 OFDI 技术创新效应,其作用机制是,资本要素市场扭曲作为干扰创新资源有效配置的外部摩擦因子,可以通过降低企业资本要素密集度和生产效率等渠道抑制企业 OFDI 的技术创新效果。

针对中国企业技术创新问题(包括自主创新、OFDI 或者 FDI 等),政府虽然已经出台一些知识产权保护、鼓励科研机构 and 科研人员成果转化以及税收优惠等政策措施给以激励,但相应的措施,尤其是技术与经济有效结合以及知识形态转化为物质形态(从潜在的生产力转化为现实的生产力)这一重要环节在中国资本要素市场化改革当中仍然是一项“短板”。本文的研究不仅对资本要素市场扭曲影响 OFDI 企业技术创新的微观机制有深入理解,而且有很好的政策启示。

第一,中国资本要素市场扭曲问题将引致资源不合理配置并阻碍 OFDI 企业提升创

新效率和创新成果转化,为缓解在现阶段这一不利影响,在深化金融供给侧结构性改革过程中,还可以尝试构建一个市场化“补短板”的知识产权金融化支持方案,该方案主要体现为一种把资本等要素和人力资本进行有效配合的“诱导性”金融机制,对意愿增加研发投入的主体(企业和个人等)行为给予更多的经济性正向激励,进而为激发企业内生创新驱动力注入新动能。

第二,知识产权金融化支持方案的顶层设计应包含知识产权股权化、知识产权证券化和知识产权流动性机制等主要内容。知识产权股权化是知识产权金融化终极目标,把研发人才的人力资本和企业其他资本要素进行有效配置的同时也是实现人力资本分享企业剩余的有效激励手段。知识产权证券化是企业知识产权金融化辅助手段,具有促进知识产权市场化与产业化功能,也具有促进知识产权研究开发和融资功能。知识产权流动性机制是实现知识产权股权化和知识产权证券化基本前提及有效保障机制。

第三,建立规范化的知识产权交易机制。知识产权和专利技术作为一种标志性的具有法律效力的创新行为,体现了企业、行业乃至国家自主创新的整体竞争力,通过建立科学的专利技术估值评价标准体系和规范化的知识产权交易所等完整的知识产权交易机制,可以作为重要的知识产权金融化支持方案的配套和切入点,引导更多的资本要素投入到关键核心技术的创新研发活动中。

## 参 考 文 献

- [1]戴魁早和刘友金 2016,《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》,《经济研究》第 7 期,第 72~86 页。
- [2]盖庆恩、朱喜、程名望和史清华 2015,《要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率》,《经济研究》第 5 期,第 63~77 页。
- [3]景光正、李平和许家云 2017,《金融结构、双向 FDI 与技术进步》,《金融研究》第 7 期,第 66~81 页。
- [4]简泽、徐扬、吕大国、卢任和李晓萍 2018,《中国跨企业的资本配置扭曲:金融摩擦还是信贷配置的制度偏向》,《中国工业经济》第 11 期,第 24~41 页。
- [5]李永、王艳萍和孟祥月 2013,《要素市场扭曲是否抑制了国际技术溢出》,《金融研究》第 11 期,第 140~153 页。
- [6]李梅 2014,《金融发展、对外直接投资与母国生产率增长》,《中国软科学》第 11 期,第 170~182 页。
- [7]林伯强和杜克锐 2013,《要素市场扭曲对能源效率的影响》,《经济研究》第 9 期,第 125~136 页。
- [8]罗德明、李晔和史晋川 2012,《要素市场扭曲、资源错置与生产率》,《经济研究》第 3 期,第 4~14 页。
- [9]毛其淋和许家云 2014,《中国企业对外直接投资是否促进了企业创新》,《世界经济》第 8 期,第 100~127 页。
- [10]孙浦阳、侯欣裕和盛斌 2018,《服务业开放、管理效率与企业出口》,《经济研究》第 7 期,第 136~151 页。
- [11]王碧珺、张明和李冉 2018,《成本压力、吸收能力与技术获取型 OFDI》,《世界经济》第 4 期,第 99~123 页。
- [12]肖仁桥、王宗军和钱丽 2015,《技术差距视角下我国不同性质企业创新效率研究》,《数量经济技术经济研究》第 10 期,第 38~55 页。
- [13]杨连星和刘晓光 2016,《中国 OFDI 逆向技术溢出与出口技术复杂度提升》,《财贸经济》第 6 期,第 97~112 页。
- [14]杨汝岱 2015,《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第 2 期,第 61~74 页。
- [15]张杰、周晓艳和李勇 2011,《要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D》,《经济研究》第 8 期,第 78~91 页。
- [16]Hayes and Andrew, F. 2009. “Beyond Baron and Kenny: Statistical Mediation Analysis in the New Millennium”

- Communication Monographs* ,76(4) : 408 ~ 420.
- [17] Bloom N , Sadun R and Van Reenen. 2016. “Management as a Technology?” NBER Working Paper 22327.
- [18] Card , D. and Krueger , A. B. 1996. “School Resources and Student Outcomes: An Overview of the Literature and New Evidence from North and South Carolina” , *Journal of Economic Perspectives* , 10(4) , 31 – 50.
- [19] Restuccia , D. and Rogerson , R. 2008. “Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Establishments” *Review of Economic Dynamics* , 11(4) : 707 ~ 720.
- [20] Dunning J H. 1981. “International Production and the Multinational Enterprise” , Allen & Unwin , London.
- [21] Helpman , E. , Melitz , M. J. and Yearle , S. R. 2004. “Export versus FDI with Heterogeneous Firms” *Marc Melitz* , 94(1) : 300 ~ 316.
- [22] Hsieh C T. and Klenow P J. 2009. Misallocation and Manufacturing TFP In China and India[J]. *Quarterly Journal of Economics* , 124 (4) : 1403 – 1448.
- [23] Head C K , Ries J C and Swenson D L. 1999. “Attracting Foreign Manufacturing: Investment Promotion and Agglomeration” *Regional Science and Urban Economics* , 29(2) : 197 ~ 218.
- [24] Jan De Loecker and Frederic Warzynski , 2012. “Markups and Firm – Level Export Status ,” *American Economic Review* , 102(6) : 2437 – 2471.
- [25] Kim W and Weisbach M S. 2008. “Motivation for Public Equity Offers: An International Perspective” , *Journal of Financial Economics* , 87(2) : 281 ~ 307.
- [26] Oyer P , Schaefer S and Ashenfelter O. 2010. “Personnel Economics: Hiring and Incentives” , in *Handbook of Labor Economics* , North Holland , San Diego , 4: 1769 ~ 1817.
- [27] Qiu L. D. and M. Yu. 2015. “Managerial Efficiency and Product Decision: Evidence from Chinese Firms” , Working Paper.
- [28] Romer P M. 1990. “Endogenous Technological Change” *Journal of Political Economy* , 98(5) : 71 ~ 102.

## The Transmission Mechanism of Chinese OFDI Affecting Technological Innovation

CHEN Jingwei JIANG Nengpeng

( Institute of Finance , Chinese Academy of Social Sciences;  
Policy Research Office , Ministry of Commerce of the People’s Republic of China)

**Summary:** Technology – seeking and “capital – for – technology” are major features of China’s strategy for “going global” with innovation – driven development. In recent years , Chinese enterprises’ outward foreign direct investment ( OFDI) and stocks have been among the best in the world. At the same time , no matter how much OFDI enables a company’s technological innovation , the company cannot succeed without effective support for capital allocation , and a distortion of the capital markets has a negative impact. Mitigating the impact of capital market distortion is an important challenge for corporate decision – makers. In view of this challenge , this paper attempts to build a framework for analyzing the transmission mechanisms by which technological innovation affects Chinese OFDI enterprises.

The data used in this paper come from the “Chinese Industrial Enterprises Database” ( 1998–2009) , the

“Abstracts of Chinese Patent Database, 1985-2012”, and the “List of Overseas Investment Enterprises (Institutions).” The main conclusions of the paper are as follows: (1) In recent years, OFDI from Chinese companies has had a positive effect on technological innovation. The main mechanism by which OFDI helps enterprises to promote technological innovation is factor – intensive conversion, which serves to improve an enterprise’s efficiency in terms of management and production. (2) At present, distortion of the capital market remains a real problem in China, and such distortion significantly suppresses the effects of OFDI – based technological innovation. Distortion of the capital market operates as an external friction factor that interferes with the effective allocation of resources for innovation.

Unlike previous studies, this paper circumvents the debate about whether “market – led” or “bank – led” financial structures cause capital market distortions. The core issues explored are which factors cause these distortions, and how they affect OFDI – driven technological innovation in Chinese companies. In addition, the paper considers the selection of patented technology as a form of innovative behavior that is legally effective, and can affect the overall competitiveness of an enterprise’s or even a country’s capacity for independent innovation. This paper makes two marginal contributions. (1) It builds on existing research to construct a model of the relations between the three major factors of “factor – intensive conversion,” “management efficiency,” and “production efficiency.” This paper uses a recursive measurement model and draws on enterprise – related data to conduct a series of tests, and obtains a robust, credible research conclusion. This conclusion provides a reasonable explanation regarding the path by which Chinese companies can effectively use OFDI to obtain advanced foreign technologies. (2) Based on previous research concerning the impact that capital factor market distortions have on technological innovation, this paper incorporates the distorting factors affecting Chinese capital markets into a framework for analyzing the effects of OFDI technology innovation. Empirical tests are conducted to identify the mechanisms and results of capital factor market distortions that affect OFDI – driven technology innovation, thereby providing a new perspective on this issue.

During the process of marketizing capital elements, the effective mechanisms for making an effective link between technology and the economy, and for transforming knowledge into material form (from potential productivity to actual productivity) remain little understood. This article suggests that in the current stage of financial supply – side structural reform, China should build a plan to support the financialization of market – based intellectual property. Making such a plan is a different task from that of capital regulation, as it must include consideration for the equity, securitization, and liquidity of intellectual property. The proposed program is mainly concerned with “inducing” a financial mechanism that effectively combines capital elements and human capital, thereby providing more economic incentives for positive behavior on the part of entities (enterprises and individuals) that are willing to increase their R&D investment. Such an approach can channel more financial and human resources toward participation in corporate technological innovation. At the same time, this approach can improve the efficiency of corporate OFDI innovation and enable the transformation of China’s economy.

**Keywords:** OFDI, Technological Innovation, Transmission Mechanism, Capital Factor Market Distortion

**JEL Classification:** D24, F21, O32

(责任编辑: 王 鹏) (校对: WH)