

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

赵宸宇 李雪松

摘要：本文运用2010-2014年中国上市公司与商务部《境外投资企业（机构）名录》匹配后的数据，基于内生转换回归（ESR）模型和边际处理效应（MTE）的参数估计方法，估计了企业反事实专利数量，在考虑了异质性效应的基础上估计了对外直接投资对中国企业技术创新的影响。结果表明：对外直接投资有助于提高中国企业的技术创新能力；规模大、研发费用高、人力资本投入高以及所得税率低的企业，专利数量相对较高；越倾向于进行对外投资的企业，对外投资提升其专利数量的边际处理效应越高；而那些不具备比较优势的企业如果对外投资，反而可能会降低企业的专利数量；国有企业、综合型对外投资企业以及投资到发达国家（地区）的企业如果选择对外投资，对企业技术创新能力的提升作用更大。

关键词：对外投资；技术创新；异质性效应

DOI:10.13510/j.cnki.jit.2017.06.010

引言

近年来，随着中国经济的持续发展和“走出去”战略的实施，中国对外直接投资（OFDI）的步伐在加快。商务部数据显示，2015年中国对外直接投资实现历史性突破，流量首次位列全球第二，并超过同期吸引外资水平，首次实现双向直接投资项下的资本净输出，这标志着中国已经从“引进来”为主转向“引进来”和“走出去”并重的阶段。自2003年发布年度数据以来，中国对外直接投资实现连续增长，2002-2015年的年平均增长速度高达35.9%。2016年，中国境内投资者共对全球164个国家和地区的7961家境外企业进行了非金融类直接投资，累计实现对外直接投资1701.1亿美元。

对外直接投资是企业提升自身技术水平和创新能力的重要战略手段。一方面，企业的国际化战略往往伴随着以专利数量衡量的创新实力的提高。中兴通讯在全球设有18个研发机构，近3万名国内外研发人员专注于行业技术创新，全球专利资产

[基金项目]国家社会科学基金重大项目“新常态下我国宏观经济监测和预测研究”（15ZDA011）。

赵宸宇：中国社会科学院研究生院；李雪松（通讯作者）：中国社会科学院财经战略研究院 100028 电子邮箱：xсли@cass.org.cn。作者感谢匿名审稿专家提出的宝贵建议，当然文责由作者自负。

超过6.8万件。万向集团是国内一流的汽车零部件生产企业，很早就意识到公司发展的核心竞争力在于自主创新。万向集团通过并购在专利技术方面具有很强实力的企业来获取逆向技术溢出效应，通过对生产技术的消化吸收和成果转化，实现公司创新能力的提升和技术赶超。不仅如此，万向集团通过并购也打进了这些国家的市场，提高了公司的销售收入，公司收益通过反馈机制为企业技术升级和专利研发提供了充裕的资金支持；另一方面，企业对外投资对技术创新的影响并不总是显著的，TCL在2004年收购法国汤姆逊公司，不仅没有获得高端技术，没有带来技术水平的提升和专利数量的显著增加，反而因为错判市场和技术研发上的保守加重了公司的财务负担。

基于此，在实施“一带一路”以及创新驱动发展战略的大背景下，自然会提出如下问题，快速发展的对外直接投资是否提升了母公司的技术创新能力？对外直接投资对不同所有制性质、不同投资动机、不同投资对象国企业创新能力的影响有无差异？本文对上述问题的回答有助于正确评价企业“走出去”对自身创新能力的影响，对于政府更好地精准施策，具有重要的参考意义。

一、对外直接投资影响企业技术创新的机制

OFDI可以提升企业的自主创新能力，那么这种影响是通过怎样的途径发挥作用的呢？通过研究相关文献，大致存在以下四种机制。

（一）投资收益反馈机制

随着一些行业国内需求的日渐饱和，很多企业选择对外直接投资来扩大市场规模和降低单位成本。一方面，母公司通过对外直接投资可以绕开贸易壁垒，获得规模经济效应，从而降低产品单位成本，增加销售收入。海外投资丰厚的收益可以为母公司自主研发提供雄厚的资金支持，雇佣高水平的专家和研发人员，购买先进的技术和设备，提高母公司技术创新能力；另一方面，通过产品市场规模的扩大，投资收益留在海外子公司可以为母公司分摊部分研发费用，这样母公司可以将更多资源用于核心项目的研发（赵伟等，2006）。

（二）逆向技术溢出效应

发展中国家企业通过建立海外子公司、合资企业及设立研发中心等形式嵌入到东道国技术创新网络中，通过技术扩散效应、模仿跟随效应、人才流动效应、信息平台效应等方式，企业可以获得逆向技术溢出效应，吸收东道国先进的生产技术、研发成果、管理经验、高素质人才和前沿信息资源，提升母公司的技术创新能力（宋勇超，2015；徐昞懋，2015）。从国外文献看，Neven & Siotis（1996）以及Branstetter（2006）通过实证的方法验证了日本对美国的直接投资存在逆向技术溢出效应。Pradhan & Singh（2009）基于印度汽车企业微观数据进行研究，发现印度汽车企业的跨国并购促进了印度汽车行业的技术进步。国内文献方面，沙文兵（2012）利用中国省级面板数据，发现对外直接投资对以专利授权数量为表征的国内创新能力产生了显著的正向影响，同时这种影响呈现出显著的地区差异。毛其淋和许家云（2014）利用2004-2009年的企业层面微观数据，采用倾向得分匹配方法

(PSM)发现OFDI对企业创新密集度有显著的正向影响,不同类型OFDI对企业创新活动的影响存在差异性。

(三) 海外市场竞争机制

跨国公司在竞争激烈的全球化大背景下,不仅面临来自本土企业的挑战,在国际上也要和拥有先进技术的企业展开竞争。为了满足东道国当地多样化的市场需求,扩大市场份额,一方面,跨国企业不得不加大研发投入力度,不断对旧有技术进行升级,提升跨国企业的创新能力;另一方面,通过对外直接投资,企业不仅可以获得先进的生产技术,在较短时间内通过引进、消化和吸收提升自主创新能力,同时可以跟踪相关领域内的科技发展动态,收集行业技术情报,从而更好地在国际市场竞争中生存和发展。海外市场竞争机制推动着跨国企业不断提升技术创新能力。

(四) 非技术渠道作用机制

对外直接投资通过非技术渠道影响企业自主创新能力的机制主要包括以下三方面:第一,企业通过OFDI可以接触到国外先进的管理模式和经营方式,通过模仿和学习不断完善自身制度,激励自主创新;第二,企业自主创新离不开资金和政策的支持。政策性金融机构在推动中国企业对外投资过程中发挥了重要作用。同时,政府部门在税收优惠、外汇支持、海关服务、信息提供等方面也为企业提供了各种便利;第三,自主知识产权保护力度越大,企业越倾向于自主研发。随着中国知识产权保护力度的不断加强,知识产权保护可以为企业带来更多的创新收益,对外投资企业更有动力选择自主创新(汪洋,2010)。

二、对外直接投资影响企业技术创新的实证分析模型

在评估对外直接投资对企业技术创新的影响时,最直观的方法是直接比较对外投资企业和非对外投资企业的专利数量,但是企业在对外直接投资之前可能已经拥有了较高的专利数量,而且本文也观察不到非对外投资企业如果进行对外投资之后的专利数量。如果直接将两者进行比较,将使结论可信度不高。是否进行对外直接投资是企业基于自身成本和收益自选择的结果,这种自选择可能是基于企业自身的可观测特征,也可能是基于不可观测特征的结果。对这类涉及选择并带有异质性的不可观测变量的政策评估问题,目前比较成熟的解决方法是由Heckman and Vytalacil (2000, 2001, 2007)、Heckman et al. (2006)、Heckman and Li (2004)等研究形成的基于边际处理效应(MTE)的实证分析框架。

(一) 对外直接投资影响企业专利数量的ESR模型

为检验对外直接投资是否显著增加了企业的专利数量,构建如下计量模型:

$$Y_i = X_i\beta + \alpha \cdot OFDI_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,被解释变量 Y 表示企业专利数;向量 X 中包括融资成本、研发费用、企业规模、资产负债率、利润率、政府补贴率、所得税率、上市年龄以及所有制性质、公司板块、行业、省份和年份等虚拟变量。对外投资决策变量 $OFDI$ 为虚拟变量, $OFDI=1$ 表示对外投资企业, $OFDI=0$ 表示非对外投资企业。 ε 表示随机扰动项。

需要注意的是，模型（1）中的对外投资决策变量 $OFDI$ 不应被视为外生变量，是否对外投资是上市公司基于自身成本收益分析自选择的结果，于是考虑构建如下决策模型：

$$\begin{aligned} OFDI_i^* &= Z_i\gamma + \varepsilon_i \\ OFDI_i &= 1 \quad \text{if } OFDI_i^* > 0 \\ OFDI_i &= 0 \quad \text{if } OFDI_i^* \leq 0 \end{aligned} \tag{2}$$

在不同的对外投资决策下，企业对外投资行为的表现机制可能是不同的。两种对外投资决策下企业的潜在专利数量 (Y_{1i}, Y_{0i}) 可表示为：

$$Y_{1i} = X_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} \quad \text{if } OFDI_i = 1 \tag{3}$$

$$Y_{0i} = X_{0i}\beta_0 + \varepsilon_{0i} \quad \text{if } OFDI_i = 0 \tag{4}$$

若记 $\sigma_v^2 = \text{var}(\varepsilon_v)$ ， $\sigma_{1v} = \text{cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_v)$ ， $\sigma_{0v} = \text{cov}(\varepsilon_0, \varepsilon_v)$ ，将 σ_v^2 标准化为 1，则 ε_1 和 ε_0 的条件期望可表示为：

$$E(\varepsilon_{1i} | OFDI_i = 1) = \sigma_{1v} \cdot \frac{\phi(Z_i\gamma)}{\Phi(Z_i\gamma)} = \sigma_{1v} \lambda_{1i} \tag{5}$$

$$E(\varepsilon_{0i} | OFDI_i = 0) = \sigma_{0v} \cdot \frac{-\phi(Z_i\gamma)}{1 - \Phi(Z_i\gamma)} = \sigma_{0v} \lambda_{0i} \tag{6}$$

其中 $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别表示标准正态分布的密度函数和分布函数。方程（2）、（3）、（4）构成了对外投资影响企业专利数量的内生转换回归（ESR, Endogenous Switching Regression）模型（Maddala, 1983）。其借助两种投资决策的转换方程分别对 OFDI 企业（处理组）和非 OFDI 企业（控制组）决策状态下的样本进行刻画，得到各种影响因素对不同决策状态下专利数量的异质性影响。分别运用 OFDI 企业和非 OFDI 企业两个子样本，估计方程（7）和方程（8）：

$$Y_{1i} = X_{1i}\beta_1 + \sigma_{1v}\lambda_{1i} + w_{1i} \quad \text{if } OFDI_i = 1 \tag{7}$$

$$Y_{0i} = X_{0i}\beta_0 + \sigma_{0v}\lambda_{0i} + w_{0i} \quad \text{if } OFDI_i = 0 \tag{8}$$

即可得到 β_1 和 β_0 的一致估计量（李雪松、黄彦彦，2015）。

（二）对外直接投资影响企业专利数量的 MTE 模型及参数估计方法

ESR 模型考虑了样本选择偏差，但是没有考虑企业不可观测的异质性影响。OLS、IV 等传统方法不能识别出同时存在样本选择偏差和不可观测异质性时的经济参数，需要使用边际处理效应（Marginal Treatment Effect, MTE）模型来进行估计（李雪松、赫克曼，2004；张巍巍、李雪松，2014）。本文将方程（1）表示为更一般的随机系数形式：

$$Y_i = X_i\beta + \alpha_i \cdot OFDI_i + \varepsilon_i \tag{9}$$

其中， α_i 表示企业对外投资决策对企业专利数量的异质性影响。整理方程（3）和方程（4），可以将企业 i 的专利数量表示为如下形式：

$$Y_i = OFDI_i \cdot Y_{1i} + (1 - OFDI_i) \cdot Y_{0i} = OFDI_i \cdot \beta_i + X_i\beta_0 + \varepsilon_{0i} \tag{10}$$

其中， $\beta_i = X_i(\beta_1 - \beta_0) + (\varepsilon_{1i} - \varepsilon_{0i})$ ，表示企业 i 选择对外直接投资对其专利数量的异质性影响。若 $\varepsilon_{1i} \neq \varepsilon_{0i}$ ，则存在不可观测的异质性影响 $(\varepsilon_{1i} - \varepsilon_{0i})$ 。定义 $P_i(Z_i)$ 为企业 i 选择对外直接投资的概率， u_{di} 为企业 i 选择对外直接投资时不可观测的潜

在成本，则对外直接投资决策方程可以表示为如下形式：

$$\begin{aligned} OFDI_i^* &= P_i(Z_i) - u_{di} \\ OFDI_i &= 1 \text{ if } OFDI_i^* > 0 \\ OFDI_i &= 0 \text{ if } OFDI_i^* \leq 0 \end{aligned} \quad (11)$$

边际处理效应 (MTE) 为企业 i 在选择对外直接投资和不选择对外直接投资的临界状态下 ($P_i(Z_i) = u_{di}$)，如果选择对外直接投资对企业专利数量的提升效应。

参数MTE (Parametric MTE, PMTE) 估计方法假设随机误差项 $(\varepsilon_1, \varepsilon_0, u_s)$ 服从三元联合正态分布。令 $\sigma_s^2 = \text{var}(u_s)$ ， $\sigma_{1s} = \text{cov}(\varepsilon_1, u_s)$ ， $\sigma_{0s} = \text{cov}(\varepsilon_0, u_s)$ 。 $P_i(Z_i)$ 的定义为：

$$P_i(Z_i) = \Pr(OFDI_i = 1 | Z_i = z_i) = \Phi\left(\frac{\mu_s(z_i)}{\sigma_s}\right) \quad (12)$$

因此，有 $\mu_s(z_i)/\sigma_s = \Phi^{-1}(P_i(Z_i))$ ，其中 $\mu_s(z_i)$ 表示企业 i 选择对外直接投资的潜在收益， $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态累积分布函数， $\Phi^{-1}(\cdot)$ 表示其反函数。方程 (3) 和方程 (4) 分别取期望后，对于处于临界状态的企业 i ，有：

$$E(Y_{1i} | u_{si} = \mu_s(z_i), X_i = x_i, Z_i = z_i) = x_i \beta_1 + \rho_1 \Phi^{-1}(P_i(Z_i)) \quad (13)$$

$$E(Y_{0i} | u_{si} = \mu_s(z_i), X_i = x_i, Z_i = z_i) = x_i \beta_0 + \rho_0 \Phi^{-1}(P_i(Z_i)) \quad (14)$$

其中 $\rho_1 = \sigma_{1s}/\sigma_s$ ， $\rho_0 = \sigma_{0s}/\sigma_s$ 。基于方程 (13) 和方程 (14)，参数法的边际处理效应可以表示为 (Björklund & Moffitt, 1987; Heckman & Vytlačil, 1999, 2001, 2005, 2007)：

$$PMTE = E(Y_{1i} - Y_{0i} | u_{si} = \mu_s(z_i), X_i = x_i, Z_i = z_i) = x_i(\beta_1 - \beta_0) + (\rho_1 - \rho_0)\Phi^{-1}(P_i(Z_i)) \quad (15)$$

根据边际处理效应，即可求得对于随机一家企业，对外投资决策对其专利数量的平均处理效应 (ATE)、实际对外投资企业的平均处理效应 (ATT) 以及非对外投资企业的平均处理效应 (ATU)。

三、样本数据与变量描述性统计

(一) 数据处理

本文采用国内上市公司与商务部《境外投资企业 (机构) 名录》(以下简称《名录》) 相匹配的数据作为研究样本。样本选取遵循如下原则：样本区间为 2010-2014 年；剔除上市时间小于或等于两年的公司；将上市公司与商务部《名录》数据库按照公司名称进行匹配，如果在当年及之前企业存在对外投资行为，则定义为对外投资企业，否则为非对外投资企业；剔除向避税天堂 (中国香港、英属维尔京群岛和开曼群岛) 投资的企业；剔除 ST 企业；对样本主要连续型变量进行缩尾处理 (缩尾 5%)。经过处理得到 5345 个有效样本，其中对外投资样本 828 个，制造业企业在对外投资样本中占比 79.23%。

(二) 变量选取与描述性统计

被解释变量为上市公司有效专利数量，是发明专利、实用新型专利和外观设计专利的合计数，数据来源于国泰安中国上市公司专利研究数据库。对于解释变量的

具体说明及描述性统计如表1所示。根据表1统计, OFDI企业专利数量的平均值为158.04, 远高于非OFDI企业(55.59)。OFDI企业有相对更高的资产运营效率, 相比非OFDI企业具有更低的融资成本、更大的企业规模、更高的研发费用和更低的实际所得税率。

表1 变量定义及描述性统计

变量	定义	总样本		OFDI企业 (处理组)		非OFDI企业 (控制组)	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
专利数量	上市公司拥有的有效专利数量	78.74	218.39	158.04	402.68	55.59	109.41
对外投资决策	对外投资取值1, 否则取0	0.15	0.36	1.00	0.00	0.00	0.00
融资成本	利息支出/营业收入(%)	2.27	3.53	1.81	2.61	2.35	3.67
企业规模	企业总资产的对数值	21.93	1.29	22.43	1.43	21.84	1.24
研发费用	研发费用的对数值	17.12	1.77	18.07	1.68	16.89	1.71
人力资本投入	人均薪酬的对数值	9.01	1.31	9.06	1.21	8.99	1.32
资产负债率	总负债/总资产(%)	49.29	69.03	47.08	20.27	49.70	74.59
销售费用占比	销售费用/营业收入(%)	6.72	8.15	6.47	7.48	6.76	8.27
所得税率	所得税/利润总额(%)	21.22	46.03	17.80	18.07	21.87	49.54
市场化程度	市场化指数	8.92	2.12	9.50	1.86	8.81	2.15
海外市场接近度	省会城市到海岸线距离倒数乘100	0.75	0.86	0.82	0.79	0.74	0.87
政府补贴率	政府补贴/总资产(%)	0.55	1.38	0.60	1.41	0.53	1.37
净利润率	净利润/营业总收入(%)	7.51	66.34	6.81	12.00	7.64	71.98
高管年龄	企业高管团队平均年龄	48.86	3.01	49.30	3.31	48.78	2.95
企业上市年龄	当年年份-企业上市年份	10.95	5.45	9.24	5.19	11.26	5.44
所有制性质	中央及地方国企取值1, 否则取0	0.47	0.49	0.38	0.49	0.49	0.48

四、对外直接投资影响企业专利数量的实证分析

(一) 企业对外投资决策方程估计

本文首先就上市公司对外投资决策的影响因素进行实证检验, 以上市公司对外投资决策为被解释变量, 考虑到对外投资决策的滞后性和控制内生性的影响后, 解释变量均滞后一阶。估计结果列于表2中的模型A。

估计结果表明, 企业规模、研发费用和政府补贴率的系数显著为正, 说明企业规模、研发费用和政府补贴对企业选择对外直接投资有较强的正向促进作用; 所得税率变量显著为负, 表明税收负担越轻的企业越倾向于选择对外投资; 所有制性质变量显著为负, 说明相对于国有企业, 非国有企业更倾向于对外投资; 海外市场接近度变量显著为正, 表明海外市场接近度越高的地区, 企业越倾向于对外直接投资。

(二) 对外直接投资影响企业专利数量的基础回归与内生性检验

表2中模型B给出了对外投资决策影响企业专利数量的方程估计结果,结果显示,企业对外投资决策与专利数量在1%显著性水平下正相关,说明企业“走出去”可以有效提高自身以专利数量衡量的技术创新能力。人力资本投入、企业规模、研发费用对专利数量也有显著的正向影响,人均薪酬越高、规模越大、研发费用越高的企业,拥有的有效专利数量越多。净利润率对专利数量的影响为负,这反映了目前企业研发的现实情况。净利润率是短期指标,反映企业当前的盈利能力,而专利数量属于长期指标,代表企业未来的增长能力。企业进行研发时,一方面,会受到债权人、股东和潜在投资者等利益相关方的限制,只开发那些能带来短期盈利的项目,不会投入高额研发费用,这一点对于上市公司尤其明显;另一方面,一些企业固守既有的市场发展模式,不愿投入巨额费用进行创新研发,否则一旦失败,不仅会影响企业短期效益,原来拥有的市场和竞争优势也可能会荡然无存。这种负向关系反映出企业在短期效益和未来增长间进行的取舍。所得税率对专利数量有显著的负向影响,所得税率越低的企业专利数量越高。

表2 对外直接投资对企业专利数量影响的估计及内生性检验

解释变量	模型 A Probit	模型 B OLS	模型 C IV	模型 D ESR (OFDI)	模型 E ESR (非 OFDI)
对外投资决策		54.42*** (10.81)	377.15*** (84.05)		
人力资本投入		8.27** (3.72)	7.78 (4.80)	18.99** (7.51)	4.83*** (1.72)
企业规模	0.259*** (0.048)	56.13*** (6.55)	31.53*** (10.68)	120.04** (47.26)	-0.68 (9.27)
研发费用	0.154*** (0.028)	28.27*** (4.06)	15.15** (7.12)	63.41*** (11.31)	7.82 (4.96)
市场化指数	-0.279 (0.195)	-0.33 (10.80)	-118.59*** (13.79)	-58.11*** (14.78)	2.84 (3.82)
资产负债率	0.110 (0.261)	-35.70 (32.15)	-61.20 (44.31)	-86.92 (125.53)	44.07 (30.26)
净利润率	-0.008 (0.005)	-2.05*** (0.61)	-1.67** (0.84)	-4.02* (2.41)	-0.0008 (0.67)
政府补贴率	13.073** (6.627)	629.69 (514.91)	-232.4 (722.46)	352.69 (790.29)	1314.8*** (438.95)
所得税率	-0.006* (0.003)	-0.39** (0.15)	-0.46** (0.19)	-2.77* (1.46)	-0.19*** (0.04)
上市年龄	0.0008 (0.029)	3.40 (4.90)	8.06 (6.33)	4.99 (17.05)	0.43 (7.76)
上市年龄平方	-0.001 (0.001)	-0.17 (0.20)	-0.27 (0.26)	0.11 (0.73)	-0.01 (0.29)
所有制性质	-0.384*** (0.077)	-2.88 (10.76)	38.17** (17.28)	-97.45* (54.44)	25.13** (12.44)
海外市场接近度	2.645** (1.261)				
高管年龄	-0.453** (0.204)				
高管年龄平方	0.005** (0.002)				
融资成本	-0.024 (0.019)				
销售费用占比	-0.008 (0.006)				
$\hat{\lambda}_1$				188.71* (107.24)	
$\hat{\lambda}_0$					-212.69** (98.85)
常数项	3.789 (5.252)	-1745.79*** (196.02)	198.72 (328.69)	-3618.49*** (1264.83)	-210.59 (272.33)
样本数	5345	5345	5345	828	4517
DWH 检验 (p 值)			21.36 (0.00)		
识别力检验 (p 值)			56.15 (0.00)		
弱工具变量检验 (10%临界值)			56.27 (16.38)		

注: 括号中为标准差; *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著, 下表同; 表中的回归模型均控制了板块、行业、省份及年份虚拟变量; 模型A中对外投资决策的正确预测比率达到80%。

考虑到对外投资决策在企业专利数量方程中可能具有内生性，沿用样本自选择模型中常用的做法，利用模型A的估计结果预测出对外投资决策的概率，将其作为对外投资决策的工具变量做两阶段最小二乘估计。模型C结果表明，排除了内生性影响后，对外投资显著提高企业专利数量的结论仍然成立。Dubin-Wu-Hausman内生性检验、识别力检验以及弱工具变量检验结果显示，本文工具变量的选择是有效的。

(三) 对外直接投资影响企业专利数量的反事实分析与异质性效应估计

针对模型B中OLS估计的样本选择偏差和异质性问题，本文运用ESR模型分别对OFDI企业与非OFDI企业的专利数量方程进行估计，估计结果见表2中的模型D和模型E。 λ_1 和 λ_0 的估计系数显著为负，说明样本存在显著的选择偏差。企业个体特征决定了其是否选择对外投资，不同特征的企业专利数量有不同的决定机制，如果不考虑样本选择偏差将得到有偏、不一致的估计结果。

图1和图2分别给出了OFDI企业和非OFDI企业的拟合专利数量与相应反事实专利数量的密度函数分布图。图1和图2表明，实际对外投资的企业如果没有进行对外投资，其专利数量会降低；实际未对外投资的企业如果进行对外投资，其专利数量会提高。综合来看，企业对外投资会显著促进其技术创新水平的提升。

参数MTE方法进一步考虑了企业个体不可观测的异质性，估算不同企业选择对外投资影响企业专利数量的边际处理效应。图3给出了MTE估计曲线，结果产生了明显的分化。横坐标轴表示企业对外

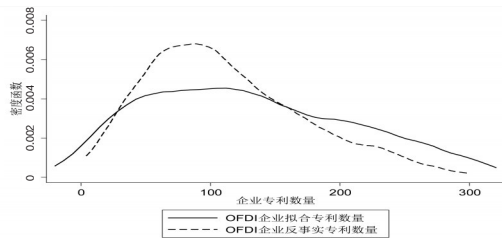


图1 拟合与反事实专利数量 (OFDI企业)

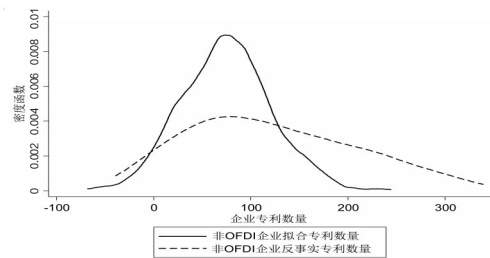


图2 拟合与反事实专利数量 (非OFDI企业)

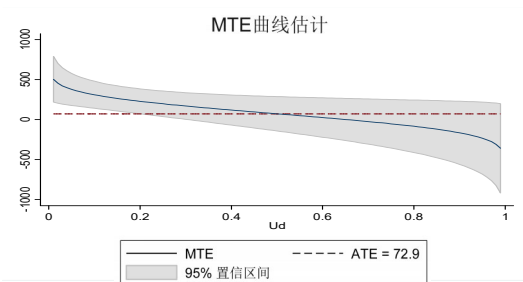


图3 参数方法估计的MTE曲线

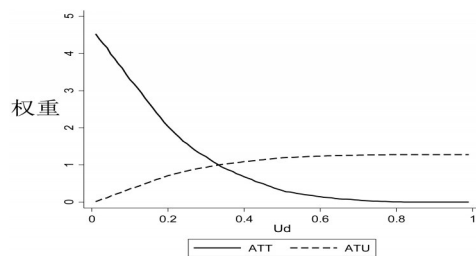


图4 参数方法的ATT与ATU权重曲线

投资时不可观测的潜在成本 u_d 。越靠近左端，表明企业进行对外投资的潜在成本越小，选择对外投资的可能性越大。向下倾斜的MTE曲线表明，对外投资对企业专利数量的影响存在着显著的异质性效应，企业基于自身比较优势进行对外投资决策，越倾向于对外投资的企业，对外投资提升企业专利数量的边际处理效应越高。然而，在图3的右端，企业进行对外投资的潜在成本较高，对外投资对企业专利数量影响的边际处理效应已经变为负值，此类不具备比较优势的企业对外投资反而会降低企业获得的有效专利数量。

图4给出了参数MTE方法估算ATT与ATU的权重曲线。考虑异质性后，企业选择对外投资对专利数量提升的平均处理效应ATE为72.9，OFDI企业的平均处理效应ATT高达270.8，而非OFDI企业的平均处理效应ATU仅为16.7。根据估计结果，OFDI企业对外投资决策对专利数量提升的平均处理效应显著高于非OFDI企业。

五、不同特征企业对外直接投资对技术创新影响的差异分析

（一）不同所有制性质企业的估计结果

国内学者关于不同所有制性质企业的创新能力高低一直没有得出一致结论。周黎安和罗凯（2005）发现，民营企业相比国有企业具有更强的创新激励，是中国创新能力提高的主要动力。聂辉华等（2008）认为国有企业比民营企业具有更多的创新活动，但是创新效率较低。然而李政和陆寅宏（2014）指出，在中国制造业上市公司中，国有企业的创新绩效明显高于民营企业，可见国有企业的创新能力并不低。之所以产生这样的分歧，与选取的研究视角和研究方法有关，不能一概而论。本文从“走出去”的角度考察不同所有制企业对外直接投资对其创新能力的不同影响。

从图5和图6可以看出，对于任意一家国有企业，对外投资能增加其100.3件有效专利，远高于OFDI对民营企业专利数量影响的平均处理效应（11.6）。这一结果表明，对于上市公司来说，对外投资对国有企业创新产出能力的提升作用很大，国有企业相对于民营企业拥有资金、规模和政策优势，产学研创新体系更加完善和成熟，所以在专利获取和技术消化吸收能力上强于民营企业。国有企业应当继续发挥自己排头兵的独特优势，充分发挥在对外投资过程中的技术创新引领作用。

（二）不同投资动机企业的估计结果

参考葛顺奇（2013）的做法，本文根据《境外投资企业（机构）名录》中境外

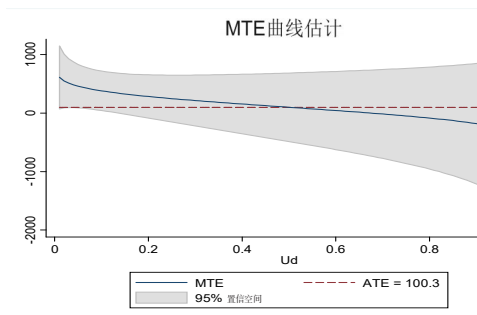


图5 OFDI对国有企业专利数MTE估计

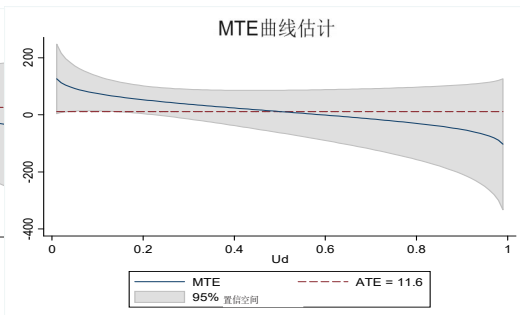


图6 OFDI对民营企业专利数MTE估计

企业的经营范围将对外直接投资企业划分为商贸服务型、生产销售型、技术研发型和综合型。商贸服务型OFDI主要从事接受订单、产品推介、信息收集、客户联络和售后服务等出口服务性业务；对于生产销售型OFDI，企业在东道国当地生产和销售可以绕开贸易壁垒、保持并扩大母公司最终产品和中间品的海外销售，从而通过利润反馈机制为母公司的技术研发提供资金支持；技术研发型OFDI主要是在当地设立技术研发中心，以获取东道国先进的生产技术为目的，带动有效专利数量的大幅增加，从而提高自身产品的国际竞争力。而同时具备生产销售型和技术研发型特征的综合型OFDI不仅在当地设有研发机构，而且产品在当地生产和销售，利润反馈和逆向技术溢出效应形成良好的正向反馈，提高公司对于新技术的学习和吸收能力，加快新技术向新产品的转化。因此，综合型OFDI对企业技术创新能力的提升作用应该是最高的。从ATE数值上看，这4种对外投资方式都可以提升企业专利数量，但综合型OFDI>技术研发型OFDI>生产销售型OFDI>商贸服务型OFDI，估计结果印证了上文的分析。

(三) 投资于不同发展水平东道国企业的估计结果

企业选择在发达国家(地区)进行投资，不仅更容易获取发达国家(地区)先

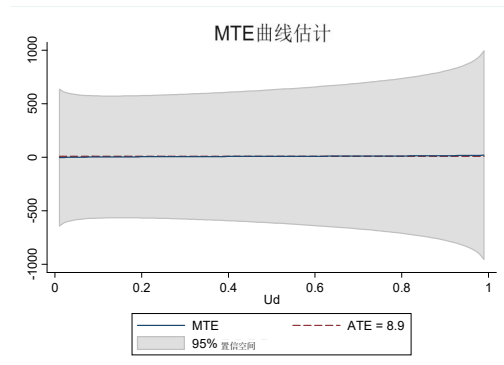


图7 商贸服务型企业专利数MTE估计

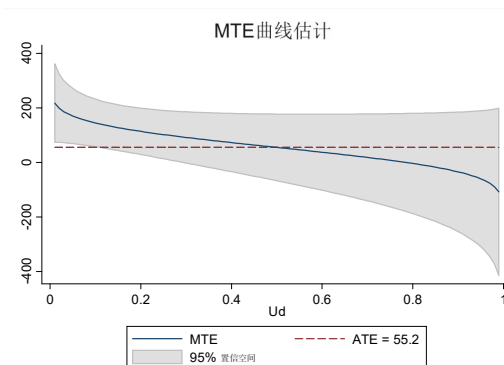


图8 生产销售型企业专利数MTE估计

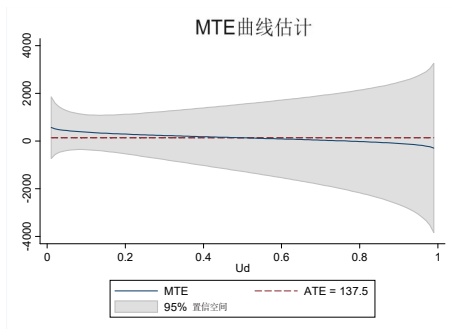


图9 技术研发型企业专利数MTE估计

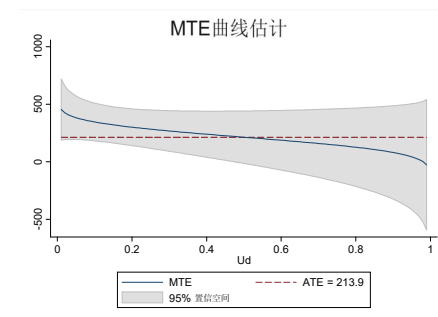


图10 综合型企业专利数MTE估计

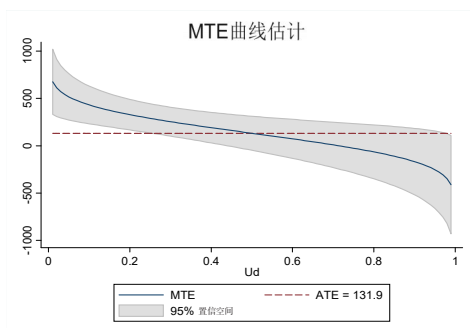


图11 发达国家(地区)投资企业
专利数MTE估计

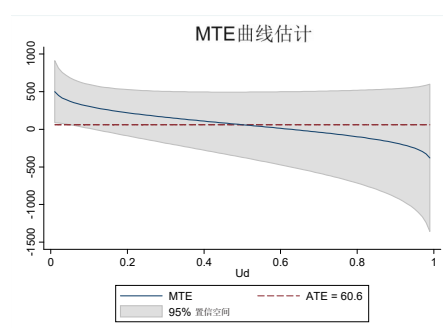


图12 发展中国家(地区)投资企业
专利数MTE估计

进的生产技术,而且还拉近了与先进管理经验、高素质人才队伍、知名品牌和先进设计理念之间的距离,对企业的创新发展有较强的正向影响。而企业在发展中国家(地区)投资更多是为了开拓市场或者将国内的“边际产业”(小岛清,1987)转移到东道国(地区),力图摆脱国内要素价格上涨对生产带来的不利影响,促进产品海外销售,对企业创新能力的提高作用不如前者显著。本文参考联合国贸发会议《2015年世界投资报告》,将投资东道国(地区)区分为发达国家(地区)和发展中国家(地区)两个子样本,分别进行MTE估计。从图11和图12可以看出,对发达国家(地区)的直接投资对企业专利数量的提升效果明显高于发展中国家(地区)。

六、结论及政策建议

本文实证结果表明:第一,整体而言,对外直接投资显著提高了中国企业拥有的专利数量,促进了企业创新能力的提升;第二,企业应基于自身比较优势进行对外投资,越倾向于对外投资的企业,选择对外投资对其专利数量提升的作用越大。那些不具备比较优势的企业,选择对外投资反而可能会降低企业拥有的有效专利数量;第三,国有企业、综合型对外投资企业以及投资到发达国家(地区)的企业如果选择对外投资,对企业专利数量的提升作用更大;第四,企业规模、研发费用和人力资本投入对企业专利数量有显著的正向影响,所得税率则和专利数量显著负相关。

基于理论分析和实证检验,本文的政策建议如下:第一,政府应重视对外投资对企业创新能力的巨大提升作用,着力化解企业对外投资过程中面临的障碍和风险,促进企业技术进步和转型升级;第二,国有企业依靠其强大的企业规模、科研实力、政策扶持和金融支持,在对外技术获取方面仍然发挥着排头兵作用,引领着技术赶超浪潮。建议政府充分发挥国有企业在对外投资过程中的技术创新作用,同时为民营企业获取专利技术、自主创新和科研成果转化提供大力支持;第三,建议引导和支持有条件的企业到发达国家(地区)设立生产和研发中心,学习先进技术和管理经验,将对外直接投资所获得的技术优势最大化地加以利用,不断提高企业的研发能力与核心竞争力。

[参考文献]

- 葛顺奇、罗伟, (2013) “中国制造业企业对外直接投资和母公司竞争优势,” 《管理世界》第6期, 第28-42页。
- 李雪松、黄彦彦, (2015) “房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率,” 《经济研究》第9期, 第100-113页。
- 李雪松、詹姆斯·赫克曼, (2004) “选择偏差、比较优势与教育的异质性回报: 基于中国微观数据的实证研究,” 《经济研究》第4期, 第91-99页。
- 李政、陆寅宏, (2014) “国有企业真的缺乏创新能力吗——基于上市公司所有权性质与创新绩效的实证分析与比较,” 《经济理论与经济管理》第2期, 第27-38页。
- 毛其淋、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98-125页。
- 聂辉华、谭松涛、王宇峰, (2008) “创新、企业规模和市场竞争力: 基于中国企业层面的面板数据分析,” 《世界经济》第7期, 第57-66页。
- 沙文兵, (2012) “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,” 《世界经济研究》第3期, 第69-74页。
- 宋勇超, (2015) “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,” 《经济经纬》第3期, 第60-65页。
- 汪洋, (2010) 《中国企业对发达国家直接投资与自主创新能力研究》, 中国经济出版社, 第111-131页。
- 小岛清, (1987) 《对外贸易论》, 南开大学出版社, 第414-456页。
- 徐晓懿, (2015) 《中国对外直接投资逆向技术溢出效应研究——基于吸收能力的视角》, 博士学位论文, 浙江大学, 第50-53页。
- 张巍巍、李雪松, (2014) “中国高等教育异质性回报的变化: 1992~2009——基于 MTE 方法的实证研究,” 《首都经济贸易大学学报》第3期, 第63-77页。
- 赵伟、古广东、何元庆, (2006) “外向FDI与中国技术进步: 机理分析与尝试性实证,” 《管理世界》第7期, 第53-60页。
- 周黎安、罗凯, (2005) “企业规模与创新: 来自中国省级水平的经验证据,” 《经济学(季刊)》第2期, 第623-638页。
- Björklund A., Moffitt R., (1987) “The Estimation of Wage Gains and Welfare Gains in Self-election Models,” *The Review of Economics and Statistics*, 42-49.
- Branstetter L., (2006) “Is Foreign Direct Investment a Channel of Knowledge Spillovers? Evidence from Japan's FDI in the United States,” *Journal of International Economics* 68(2), 325-344.
- Heckman J., Li X., (2004) “Selection Bias, Comparative Advantage and Heterogeneous Returns to Education: Evidence from China in 2000,” *Pacific Economic Review* 9(3), 155-171.
- Heckman J., Urzua S., Vytlacil E., (2006) “Understanding Instrumental Variables in Models with Essential Heterogeneity,” *The Review of Economics and Statistics* 88(3), 389-432.
- Heckman J., Vytlacil E., (2000) “The Relationship between Treatment Parameters within a Latent Variable Framework,” *Economics letters* 66(1), 33-39.
- Heckman J., Vytlacil E., (2001) “Policy-relevant Treatment Effects,” *The American Economic Review* 91(2), 107-111.
- Heckman J., Vytlacil E., (2007) “Econometric Evaluation of Social Programs, Part II: Using the Marginal Treatment Effect to Organize Alternative Econometric Estimators to Evaluate Social Programs, and to Forecast Their Effects in New Environments,” *Handbook of Econometrics* 6, 4875-5143.
- Maddala G.S., (1983) *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University

Press.

Neven D., Siotis G., (1996) "Technology Sourcing and FDI in the EC: An Empirical Evaluation," *International Journal of Industrial Organization* 14(5), 543-560.

Pradhan JP., Singh N., (2009) "Outward FDI and Knowledge Flows: A Study of the Indian Automotive Sector," *Institutions and Economies* 1(1), 156-187.

(责任编辑 蒋荣兵)

OFDI and Enterprises' Technological Innovation
— An Empirical Analysis Based on Listed Companies in China
ZHAO Chenyu LI Xuesong

Abstract: This paper estimates counterfactual number of patents for OFDI and non-OFDI enterprises and the heterogeneous effect of OFDI on China enterprises' number of patents based on endogenous switching regression (ESR) model and parametric marginal treatment effect (PMTE) method using the matching data of China listed companies and "overseas investment list enterprises (Institutions)" published by the Ministry of Commerce during the period 2010-2014. Generally speaking, OFDI helps to improve the technological innovation capability of Chinese enterprises. Enterprises with large scale, high R&D expenditure, abundant human capital and low tax rate tend to own more patents. The stronger the intention of OFDI, the greater OFDI's promoting effect on enterprises' patents. However, those enterprises without any comparative advantages may reduce their number of patents if they really go abroad. In addition, the investment of state-owned enterprises, comprehensive foreign investment enterprises and enterprises investing in developed countries tends to have greater promotion effect on technological innovation.

Keywords: OFDI; technological innovation; heterogeneous effect