

OFDI 逆向技术溢出、知识产权保护与省域自主创新

章志华¹ 李雨佳² 孙林³

(1. 广东财经大学 经济学院, 广东 广州 510320; 2. 厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005;
3. 中国人民银行 济南分行, 山东 济南 250021)

摘要: 选取 2003—2015 年中国 30 个省份的面板数据, 在检验到自主创新的空间自相关与知识产权保护的门槛效应后, 构建空间门槛模型, 实证研究了不同知识产权保护水平下 OFDI 逆向技术溢出对自主创新的影响。结论表明: 当知识产权保护处在较低水平时, OFDI 逆向技术溢出对自主创新有一定的抑制作用; 在知识产权保护处在中等水平后, OFDI 逆向技术溢出对自主创新的促进作用不明显; 当知识产权保护处在较高水平后, OFDI 逆向技术溢出对自主创新才有显著的促进作用。进一步分析发现, 中国知识产权保护情况表现出明显的地区差异性, 尤其是东部地区省份的知识产权保护水平普遍较高, 而中西部地区省份的知识产权保护水平仍然较低。

关键词: OFDI 逆向技术溢出; 知识产权保护; 自主创新; 空间计量模型

中图分类号: F752.7 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-6049(2021)01-0098-11

一、引言

改革开放四十多年来, 中国经济高速发展取得了举世瞩目的成就, 成为仅次于美国的世界第二大经济体。然而, 随着中国经济发展由高速增长进入到高质量发展阶段, 传统的依赖生产要素驱动的粗放型经济增长模式已不适应经济高质量发展的现实需求, 因此, 亟须转变经济发展方式、优化产业结构, 实现经济高质量发展。习近平总书记在多个场合强调自主创新对促进经济高质量发展的重要性。正如内生增长理论强调的, 技术创新才是经济可持续发展的动力源泉, 中国政府也意识到创新驱动的重要性, 在党的十九大报告明确指出“中国争取到 2035 年跻身到全球创新型国家的前列”。通常来说, 技术创新的渠道包括国内技术积累与国际技术溢出, 随着经济全球化加速推进, 对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment, OFDI) 已成为各国获取国际技术溢出的重要途径之一。

进入 21 世纪后, 为适应经济全球化和国民经济发展的内在需求, 中国对外开放政策逐步由“引进来”为主向“引进来”和“走出去”并举过渡, 积极实施“走出去”战略, 鼓励和支持本国企业开展 OFDI。尤其在“一带一路”倡议的驱动下, 中国跨国企业加快了“走出去”的步伐, 无论是 OFDI 规模还是设立境外企业数量均增长迅速。据国家商务部统计数据显示, 2015 年中国 OFDI 流量高达 1 456.7 亿美元, 是 2003

收稿日期: 2020-11-25; 修回日期: 2021-01-21

基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金项目“‘一带一路’下中国境外投资促进过剩产能转移的效应评估研究”(17YJC910010)

作者简介: 章志华(1982—), 男, 江西上饶人, 经济学博士, 广东财经大学经济学院讲师, 研究方向为空间计量经济学; 李雨佳(1992—), 四川甘孜人, 厦门大学经济学院博士研究生, 研究方向为宏观经济学; 孙林(1986—), 山东菏泽人, 经济学博士, 中国人民银行济南分行主任科员, 研究方向为国际收支统计。

年 28.5 亿美元的近 6 倍,OFDI 企业数量呈现几何级数增长,2015 年 OFDI 企业数量高达 2.44 万家,比 2003 年增长近 7 倍。中国迅速增长的 OFDI 能否通过逆向技术溢出提升国内自主创新能力?是否会通过地区间的空间外部效应,在提升本地区自主创新能力的同时也提升周边地区的自主创新能力呢?考虑到 OFDI 逆向技术溢出效应不会自动产生,除了提高技术吸收能力外,知识产权保护等制度因素也是影响 OFDI 逆向技术溢出吸收的重要因素,李勃昕等^[1]认为知识产权保护在一定程度上会影响到 OFDI 逆向技术溢出效应的获取和吸收。当前,中国正处在向知识产权创造大国转变的过程中,知识产权质量得到显著提高。站在新的历史起点上,全面加强知识产权保护是激励科技创新与深化对外开放的必要选择,为推动经济高质量发展提供有力的保障。因此研究知识产权保护与 OFDI 逆向技术溢出效应的关系,对中国进一步加强知识产权保护、获取更高质量的 OFDI 逆向技术溢出效应、促进经济高质量发展有重要的现实意义。

二、文献综述

OFDI 逆向技术溢出对母国自主创新的影响是当前经济学研究的热点之一,大多数学者主要从 OFDI 逆向技术溢出效应的视角进行研究。其中在实证研究方面成果较为丰富,比如 Kogut and Chang^[2]通过对 1976—1987 年日本制造业在美国的投资研究,证明了 OFDI 逆向技术溢出效应的存在。Lichtenberg and Potterie^[3]首次在 C-H 模型(Coe and Helpman)^[4]中引入 OFDI 作为重要的技术溢出路径,并采用 13 个 OECD 国家 1971—1990 年的 OFDI 数据进行分析,结论证实了 OFDI 逆向技术溢出效应的存在。Branstetter^[5]分析了日本对美国的投资,发现 OFDI 逆向技术溢出效应存在的同时,还发现存在外商直接投资技术溢出效应。Pradham and Singh^[6]采用 1988—2008 年印度汽车产业的 OFDI 数据进行实证分析,结果表明印度汽车行业的逆梯度 OFDI 更容易获取逆向技术溢出效应。赵伟等^[7]首先从微观的视角分析了中国 OFDI 逆向技术溢出效应的作用机制,并基于修改的 L-P 模型实证研究了 OFDI 逆向技术溢出效应对母国自主创新能力的提升,结果表明 OFDI 逆向技术溢出显著地提升了母国自主创新能力。毛其淋和许家云^[8]采用倾向得分匹配方法对中国企业 2004—2009 年的对外投资行为进行研究,结论表明 OFDI 显著地促进了企业自主创新能力的提升。陈强等^[9]通过对不同类型 OFDI 数据进行研究,发现了技术型 OFDI 更容易获取积极的逆向技术溢出效应。Seyoum *et al.*^[10]在研究中发现,中国对发展中国家的顺梯度投资也能够获取逆向技术溢出效应。李娟等^[11]研究发现 OFDI 逆向技术溢出效应在东部、中部、西部表现出逐渐递减的变化趋势。

但是部分研究却发现 OFDI 逆向技术溢出效应不明显。比如 Lee^[12]的实证分析结果表明 OFDI 逆向技术溢出效应不明显。Bitzer and Kerekes^[13]基于 17 个 OECD 国家的 OFDI 数据,实证研究表明 OFDI 逆向技术溢出效应不存在。Herzer^[14]研究发现 33 个发展中国家在 OFDI 过程中也不能获取 OFDI 逆向技术溢出效应。至于国内学者,白洁^[15]基于修改的 L-P 模型,研究发现 OFDI 的逆向技术溢出效应不明显。尹东东和张建清^[16]选取中国 2003—2012 年的省级层面的面板数据,实证研究发现 OFDI 逆向技术溢出效应不明显。李思慧和于津平^[17]研究表明 OFDI 对母国企业的技术创新产出有“挤出效应”,进而抑制了母国企业技术创新能力的提升。

上述文献表明,有关 OFDI 逆向技术溢出效应的研究结论并不一致,表明 OFDI 逆向技术溢出效应在不同的母国表现出明显的差异,母国的技术吸收能力可能是影响 OFDI 逆向技术溢出的重要因素。为此李梅和柳士昌^[18]从经济发展水平、人力资本和对外开放度等技术吸收能力视角进行分析。在全面推进依法治国的背景下,本文重点讨论母国知识产权保护制度在 OFDI 逆向技术溢出效应中的重要作用, Yang and Maskus^[19]在研究新兴经济体时,发现知识产权保护与 OFDI 逆向技术溢出不是线性关系,而是呈现“倒 U 型”的非线性关系。国内学者对此也进行了研究,比如苏为华和孔伟杰^[20]认为中国当前的知识产权保护水平能够提升 OFDI 逆向自主创新能力。李平和史亚茹^[21]的研究结果也支持了知识产权保护与 OFDI 逆向技术溢出的非线性关系。高艳伟和申俊喜^[22]在研究中发现知识产权保护对 OFDI 逆向技术溢出的影响不存在。李勃昕等^[1]认为 OFDI 逆向技术溢出对母国自主创新的影响存在知识产权保

护的门槛作用。

综上所述,OFDI 逆向技术溢出效应的研究,有两方面内容值得做进一步改善:一方面是大多数学者认为 OFDI 逆向技术溢出效应可能受到母国的经济发展、技术差距、人力资本等技术吸收因素的影响,较少从母国的知识产权保护等制度因素来分析。另一方面是由于技术创新活动在地区间存在较强的空间相关性,其能力的提升不仅依赖于本地区内部的创新要素,还依赖于其他地区创新要素的流动^[23]。因此,本文选取了 2003—2015 年中国 30 个省份的面板数据,构建了一个包含门槛变量知识产权保护的空间计量模型进行实证研究,以探讨不同知识产权保护下 OFDI 逆向技术溢出对母国自主创新的影响。

三、理论模型构建

本文纳入 OFDI 对经典的内生增长模型进行了改进,用于分析知识产权保护与 OFDI 逆向技术溢出效应的非线性作用机理。假设一个包括最终产品部门、中间产品部门与 R&D 部门的开放经济体,并假设 OFDI 是国际技术溢出的唯一途径。

(一) 生产

1. 最终产品部门

设最终产品的生产函数表示为:

$$Y = AH_Y^{1-\alpha}K^\alpha, 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

其中, Y 为最终产品的产量, A 表示技术进步, H_Y 表示人力资本, 资本 K 由多种中间产品 x_j 构成:

$K = \left(\int_0^N x_j^\alpha dj \right)^{\frac{1}{\alpha}}$ 。所以最终产品的生产函数又可改写成:

$$Y = AH_Y^{1-\alpha} \int_0^N x_j^\alpha dj \quad (2)$$

假设生产的最终产品定价为 $P_Y = 1$, 雇佣人力资本 H_Y 的单位工资为 W_{H_Y} , 则最终产品部门的生产者利润最大化为: $\max \pi_Y = Y - W_{H_Y}H_Y - \int_0^N P_{x_j}x_jdj$, 其中 P_{x_j} 代表中间产品 x_j 的价格。第 j 种中间产品的边际产出为: $\frac{\partial Y}{\partial x_j^\alpha} = A\alpha H_Y^{1-\alpha}x_j^{\alpha-1}$ 。假设生产要素市场是完全竞争的, 那么要素价格与边际产量相等, 则最终产品部门利润最大化条件如下:

$$x_j = H_Y(A\alpha/P_{x_j})^{1/(1-\alpha)}, W_{H_Y} = \frac{(1-\alpha)Y}{H_Y} \quad (3)$$

2. 中间产品部门

同时使用最终产品 Y 来生产耐用资本品 x_j , 再出租给最终产品部门可获单位租金 P_{x_j} , 此外, 在生产过程中的融资利息为 r , 则中间产品部门的利润函数为:

$$\max \pi_m = (P_{x_j} - 1)H_Y(A\alpha/P_{x_j})^{1/(1-\alpha)} \quad (4)$$

在均衡条件下, 中间产品的价格和需求量为:

$$P_{x_j} = P = 1/\alpha > 1, x_j = x = (1 - 2\alpha)^{2/\alpha}H_Y \quad (5)$$

3. R&D 部门

本文借鉴 Benhabib and Spiegel^[24]对知识生产函数的设定, 构建如下的 R&D 知识生产函数:

$$N^k = \eta\varepsilon H_N(\beta N + \lambda(1-\beta)N) + \mu(1-\varepsilon)H_N(1-\beta)\frac{N}{N^*}(N - N^*) \quad (6)$$

$$0 \leq \beta \leq 1, 0 < \lambda < 1, N^* < N$$

其中, N^k 、 N 分别表示发展中国家技术知识的增量与存量, N^* 表示发达国家的技术知识存量, (N/N^*) 为发展中国家相对发达国家的技术差距, H_N 表示 R&D 部门的人力资本水平, $H_N + H_Y = H$, η 为 R&D 部门自主创新的生产率参数, μ 表示 R&D 部门技术模仿的生产率参数, λ 为发展中国家的相对技术

进步率。 ε 为 R&D 部门在自主创新中投入的人力资本份额 $(1 - \varepsilon)$ 为 R&D 部门在技术模仿中投入的人力资本份额。 β 为发展中国家的知识产权保护强度 $(1 - \beta)$ 为由于知识产权保护不力造成技术外溢的部分。则 R&D 部门在自主创新中获取的技术知识为 $\eta\varepsilon H_N(\beta N + \lambda(1 - \beta)N)$,受知识产权保护力度 β 和自主创新的人力资本份额 ε 影响 ,在技术模仿中获得新技术知识 $\mu(1 - \varepsilon)H_N(1 - \beta)\frac{N}{N^*}(N - N^*)$ 。

假定 R&D 部门的人力资本 H_N 的单位工资率为 W_{H_N} ,生产的中间知识产品的售价为 P_N ,则其利润最大化方程为:

$$\max \pi_N = P_N N - W_{H_N} H_N \tag{7}$$

假设 R&D 部门是完全竞争的 ,又可得到下式:

$$W_{H_N} = P_N \left[\eta\varepsilon(\beta N + \lambda(1 - \beta)N) + \mu(1 - \varepsilon)H_N(1 - \beta)\frac{N}{N^*}(N - N^*) \right] \tag{8}$$

(二) 一般均衡分析

假设在生产过程中人力资本可以在不同的部门之间自由流动 ,所以在达到均衡状态下 ,可得 $W_{H_Y} = W_{H_N}$,则可得到:

$$H_Y = \frac{rN}{\alpha \left[\eta\varepsilon(\beta N + \lambda(1 - \beta)N) + \mu(1 - \varepsilon)H_N(1 - \beta)\frac{N}{N^*}(N - N^*) \right]} \tag{9}$$

令 $M = N/N^*$ 表示发展中国家相对于发达国家的技术水平 M 越大则技术差距越小。由此 ,式(9)可以简化为:

$$H_Y = \frac{rM}{\alpha \left[\eta\varepsilon(\beta M + \lambda(1 - \beta)M) + \mu(1 - \varepsilon)H_N(1 - \beta)M(1 - M) \right]} \tag{10}$$

当经济达到一般均衡时 ,可得发展中国家的技术进步率:

$$g_N = \frac{\dot{N}}{N} = \frac{\alpha H \left[\eta\varepsilon(\beta + \lambda(1 - \beta)) + \mu(1 - \varepsilon)(1 - \beta)(1 - M) \right] - \rho}{\alpha + \theta} \tag{11}$$

本文关注知识产权保护下 OFDI 逆向技术溢出对自主创新的影响 ,由上式(11)可得:

$$\frac{\partial g_N}{\partial \beta} = \frac{\partial H \left[\eta\varepsilon(1 - \lambda) - \mu(1 - \varepsilon)(1 - M) \right]}{\alpha + \theta} \tag{12}$$

由式(12)可知: 当 $\eta\varepsilon(1 - \lambda) < \mu(1 - \varepsilon)(1 - M)$ 时 $\frac{\partial g_N}{\partial \beta} < 0$ 。即当自主创新能力较弱时 ,R&D 部门在技术模仿过程中会投入更多的人力资本 ,加强知识产权保护则不利于技术模仿的进程 ,可能会抑制 OFDI 逆向创新能力提升; 当 $\eta\varepsilon(1 - \lambda) > \mu(1 - \varepsilon)(1 - M)$ 时 $\frac{\partial g_N}{\partial \beta} > 0$ 。即当自主创新能力较强时 ,加强知识产权保护能够促进 OFDI 逆向技术创新能力提升。

四、实证研究

(一) 变量选择

1. 自主创新(INO)

通常来说 ,新产品产出和专利数量是衡量自主创新能力的两个重要指标 ,然而对省级层面的新产品产出统计仍然面临许多困难 ,而专利数量的获取相对容易。考虑到专利申请量的主观性 ,本文借鉴杜龙政和林润辉^[25]的做法 ,选取发明专利、实用专利和外观专利三大专利的授权量来衡量自主创新。同时 ,自主创新的资本投入指标(R&D)采用 R&D 经费内部支出来衡量; 自主创新的人员投入指标(HR)采用 R&D 科技人员全时当量来衡量。

2. 知识产权保护强度(IPR)

已有的研究文献对知识产权保护强度的测算方法并不一样。Ginarte and Park^[26]提出 GP 指数来

衡量知识产权保护强度,但赖敏和韩守习^[27]认为 GP 指数在时间跨度上是不连续性的,容易导致测算结果产生偏差。由于知识产权保护的主要作用是通过市场监督和法律惩治,防范技术侵权和专利盗用,激励创新型企业加大研发投入,产出更多高质量的创新成果。为此,本文参照李勃昕等^[1]的做法,选择技术市场交易额与 GDP 之比表示知识产权保护强度,该指标值越大,表明知识产权保护越有效,技术市场交易越活跃。进一步借鉴史宇鹏和顾全林^[28]的做法,以专利侵权纠纷的累计结案数量与立案累计数量之比作为知识产权保护的替代变量做了稳健性检验。数据来源于《国家知识产权局统计年报》。

3. 各省 OFDI 获取的 R&D 逆向技术溢出 (S_{it}^f)

计算如下:

$$S_{it}^f = \sum_j \frac{OFDI_{jt}}{Y_{jt}} S_{jt} \times \frac{OFDI_{it}}{\sum_i OFDI_{it}} \quad (13)$$

其中, S_{it}^f 表示 i 省在第 t 年通过 OFDI 中获取的国外 R&D 资本存量, S_{jt} 表示 t 年对外直接投资东道国 j 的 R&D 资本,采用永续盘存法计算如下: $S_{jt} = (1 - \delta) S_{j,t-1} + RD_{jt}$, 折旧率 δ 取 9.6%, 基期的 R&D 资本存量为 $S_{j,2003} = RD_{j,2003} / (g + \delta)$, 各省 2003—2015 年 R&D 内部支出的算术平均增长率 g 。 Y_{jt} 表示对外投资东道国 j 的 GDP。由于发展中国家技术水平一般不如中国, OFDI 逆向技术溢出主要来源于发达国家,因此 $OFDI_{jt}$ 表示中国大陆对韩国、日本、新加坡、德国、法国、英国、意大利、美国、加拿大、澳大利亚等发达国家(地区)的投资存量。 $OFDI_{it}$ 表示第 i 个省份在 t 年的对外直接投资存量。数据来源于《中国对外直接投资统计公报》《世界银行数据库》。

4. 贸易依存度 (TRA)

采用各省对外贸易额与 GDP 的比值来衡量贸易依存度,并按美元对人民币的年平均汇率把对外贸易额换算成人民币。

5. 对外开放度 (OPEN)

采用各省利用实际外商直接投资额与 GDP 的比值来衡量对外开放度。并按美元对人民币的年平均汇率把实际利用外商直接投资额换成人民币。数据来源于《中国统计年鉴》。

(二) 空间相关性检验

1. 空间邻接矩阵

考虑到中国 30 个省份(除西藏外) 几乎都有共同的陆地边界,因此空间权重矩阵可采用二进制的空间邻接矩阵来表示。鉴于海南省是一个与广西、广东隔海相望的海岛,因此本文设定其与广西、广东相邻。

2. 空间经济地理矩阵

随着经济的不断发展,各省份之间的经济融合度不断深化,不能仅仅考虑它们的空间相邻关系。因此,本文参照章志华和唐礼智^[29]的做法,采用 $W^* = W \times E$ 来构造空间经济距离权重矩阵, W^* 的优点在于同时兼顾了各地区之间的经济与地理上的空间相关性。其中, E 代表经济权重矩阵, W 代表空间邻接矩阵。

$$E_{ij} = \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|}, \bar{Y}_i = \frac{1}{t_1 - t_0 + 1} \sum_{t=t_0}^{t_1} Y_{it}, E_{ii} = 0 \quad (14)$$

其中, Y_{it} 代表第 i 个省份在 t 年的人均 GDP。

3. 空间距离矩阵

由于空间邻接矩阵不能充分反映区域之间的空间关联性,根据地理学第一定律,所有事物之间都存在相关性,但邻近事物之间比较远事物之间的联系更为紧密。参照孙学涛等^[30]的做法,定义第 i 省与 j 省之间的空间距离权重矩阵为:

$$W(i, j) = \frac{1}{d(i, j)} \quad (15)$$

其中 $d(i, j)$ 表示采用各省会城市经纬度计算的第 i 省与第 j 省之间的欧氏距离。

空间相关性的检验方法包括 Moran 指数、Geary's C 与 Getis-Ord G 指数。通常情况下,当不同观察对象的同一个属性在空间上表现出某种规律性时,可以用全局域 Moran 指数来描述这种整体的空间关联性与显著性。为此采用全局域 Moran 指数来检验各地区自主创新能力的空间自相关,检验结果如表 1 所示。

由表 1 的 Moran 检验结果可知,2003—2015 年中国自主创新能力的 Moran 指数均大于 0,且在总体上有较好的显著性。表明中国各省份的区域创新能力在空间上并不是完全的随机分布,而是呈现出一定程度的正向空间趋势效应,即自主创新能力高的省份与自主创新能力高的省份相邻;而自主创新能力低的省份与自主创新能力低的省份相邻的空间集聚状态。具有明显的“局部俱乐部”特征。

(三) 门槛效应检验

在对门槛回归模型进行估计的时候,门槛估计值 γ 一旦确定,就能够对其参数进行估计并得到残差平方和 $SSR(\gamma)$,若在估计中得到门槛估计值 γ 与真实的门槛值越靠近,那么模型估计得到的 $SSR(\gamma)$ 应该越小。为此可采用格栅搜索法给出门槛模型的备选门槛值 γ ,首先,以 0.0025 作为格点化水平对备选门槛值范围进行格点化处理;以得到的所有格点视为备选门槛值 γ , $SSR(\gamma)$ 的最小值即为求解的门槛估计值。

下一步检验所求门槛值的合理性。首先构建似然比统计量 $LR(\varphi) = S(\varphi) - S(\hat{\varphi}) / \delta_e^2$,其中 σ_e^2 为参数估计的残差方差, φ 为待估计的门槛参数。由于门槛参数没法直接进行估计,因此借鉴 Hansen^[31] 的做法,采用 Bootstrap 方法进行模拟可得到其渐进分布 $C(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$,当 $LR(\varphi) > C(\alpha)$ 时,原假设 ($H_0: \beta_1 = \beta_2$) 不成立,因此认为求解的门槛值是合理的。

由于 Hansen^[31] 门槛模型能够对门槛值进行估计和检验,为此本文参照 Hansen^[31] 的做法,借助 Stata13.0 实证检验了 OFDI 逆向技术溢出对自主创新影响中知识产权保护的门槛效应。检验结果如表 2 所示。

表 2 的检验结果显示,知识产权保护的单门槛效应和双重门槛效应均通过了 5% 的显著性水平检验,表明 OFDI 逆向技术溢出对自主创新的影响存在知识产权保护的双重门槛效应。进一步对此双重门槛效应进行检验,检验结果及其 95% 的置信区间如表 3 所示。

表 1 空间相关性检验结果

年份	空间邻接矩阵		经济地理矩阵		空间距离矩阵	
	Moran 指数	P 值	Moran 指数	P 值	Moran 指数	P 值
2003	0.2527***	0.0056	0.1804**	0.0369	0.2578***	0.0000
2004	0.2512***	0.0056	0.1363	0.0949	0.2342***	0.0001
2005	0.1993**	0.0235	0.1338	0.1007	0.2411***	0.0001
2006	0.2479**	0.0064	0.1234	0.1245	0.2276***	0.0001
2007	0.2508***	0.0062	0.1428*	0.0871	0.2366***	0.0001
2008	0.2100**	0.0192	0.1492*	0.0772	0.2411***	0.0000
2009	0.2097**	0.0192	0.2097**	0.0192	0.2648***	0.0000
2010	0.1492*	0.0772	0.2100**	0.0183	0.2729***	0.0000
2011	0.1428*	0.0871	0.2508***	0.0062	0.2895***	0.0000
2012	0.1234	0.1245	0.2479***	0.0064	0.2825***	0.0000
2013	0.1338	0.1007	0.1993**	0.0235	0.2409***	0.0001
2014	0.1362*	0.0949	0.2512***	0.0056	0.2797***	0.0000
2015	0.1804**	0.0369	0.2527***	0.0056	0.2737***	0.0000

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

表 2 门槛效应检验

	F 值	P 值	临界值		
			10%	5%	1%
单门槛值	20.14***	0.000	9.860	11.312	15.140
双重门槛值	8.40**	0.040	7.125	7.805	11.734
三重门槛值	3.84	0.767	11.898	18.150	26.794

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著;P 值与临界值是通过 bootstrap 方法模拟 300 次的结果。

表 3 门槛值估计结果及其置信区间

	估计值	95% 置信区间
单一门槛值	0.001	[0.001 0.001]
双重门槛值	0.002	[0.002 0.002]

进一步采用 Stata13.0 软件画出了似然比值与门槛值的关系图(见图 1),图中虚线为在 5% 显著性水平下的似然比临界值 7.35。图 1 的结果显示,知识产权保护的单一门槛效应与双重门槛效应所对应的 LR 值均小于临界值 7.35,因此充分说明设定的知识产权保护的双重门槛估计值是合理的。

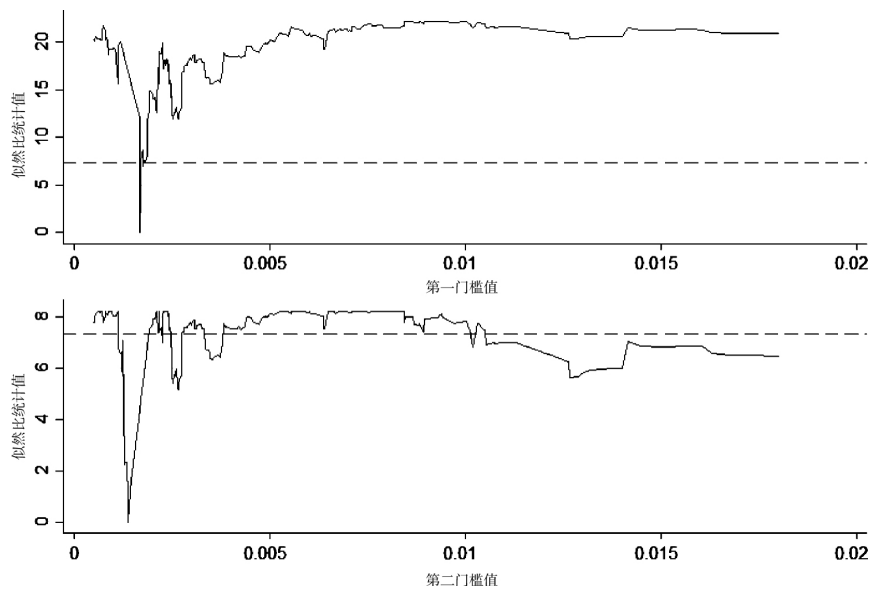


图 1 单一门槛与双门槛的估计值及其 95% 的置信区间

(四) 空间门槛计量模型的实证分析

根据上述自主创新的空間相关性检验结果以及知识产权保护的门檻效应检验结果,本文构建了如下的空間门槛模型进行分析:

$$\ln INO_{it} = \rho W \times \ln INO_{it} + \beta_1 \ln S_{it}^f + \beta_2 \ln S_{it}^f \times D1 + \beta_3 \ln S_{it}^f \times D2 + \theta X + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中,若空间自相关系数 $\rho > 0$,则表示自主创新存在正向的空间自相关性, W 表示空间权重矩阵, α_i 表示个体效应, ε_{it} 表示随机误差项。由表 2 可知存在双重门槛值,为此将知识产权保护强度的低水平设为基期,引入虚拟变量 $D1$ 、 $D2$,构建 OFDI 逆向技术溢出($\ln S_{it}^f$)与虚拟变量 $D1$ 、 $D2$ 的交叉项: $\ln S_{it}^f \times D1$ 、 $\ln S_{it}^f \times D2$,分别用来分析知识产权保护强度的中等水平与较高水平下 OFDI 逆向技术溢出对母国自主创新的影响。

$$D1 = \begin{cases} 1, & 0.001 \leq IPR \leq 0.002 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad D2 = \begin{cases} 1, & IPR \geq 0.002 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

最后, Hausman 检验结果表明选择固定效应模型更好。同时由于空间与时间双固定效应模型能够有效解决因个体和时间变化而产生遗漏变量问题,因此本文采用 MATLAB 7.0 对空间门槛模型(16)的时间与空间双固定效应进行估计,结果如表 4 所示。

由表 4 中三个模型的回归结果可知拟合优度值 R^2 较大,表明所设置的空间门槛模型较好;同 $\rho > 0$ 时,且 T 值大于 1% 统计水平下临界值,表明区域自主创新能力的存在正向的

表 4 空间门槛回归模型的估计结果

变量	空间邻接矩阵		经济地理矩阵		空间距离矩阵	
	回归系数	T 值	回归系数	T 值	回归系数	T 值
LnR&D	0.451***	9.085	0.514***	9.552	0.501***	9.137
LnHR	0.423***	7.545	0.437***	7.833	0.409***	7.322
OPEN	-1.027	-0.545	-1.875	-0.994	-1.455	-0.771
TRA	0.069***	3.020	0.086***	3.799	0.073***	3.201
LnS ^f	-0.076*	-1.961	-0.099**	-2.488	-0.100**	-2.512
LnS ^f × D1	0.040	0.746	0.077	1.506	0.091*	1.774
LnS ^f × D2	0.099**	2.252	0.097**	2.381	0.076*	1.857
ρ	0.159***	4.995	0.137***	4.280	0.175***	4.945
R ²	0.809		0.810		0.809	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

空间趋同效应。鉴于三个模型的回归结果基本一致,为此仅以空间邻接矩阵的回归结果进行分析,知识产权保护强度(IPR)在 OFDI 逆向技术溢出对自主创新能力的提升作用中扮演着双重门槛作用,门槛值分别为 0.001 与 0.002。随着知识产权保护强度逐渐增大,OFDI 逆向技术溢出对区域自主创新能力的提升作用越发显著,具体表现为:当一个地区的知识产权保护强度小于门槛值 0.001 时, $\ln S_{it}^f$ 的回归系数

为 -0.076 且在 10% 的统计水平下显著,表明在较低的知识产权保护强度下,OFDI 逆向技术溢出不利于自主创新能力的提升;当知识产权保护强度的门槛值处在 $[0.001, 0.02]$ 时, $\ln S_{it}^i$ 的回归系数为 0.040 , 但是不显著,表明在中等知识产权保护强度下,OFDI 逆向技术溢出对自主创新能力的促进作用不明显,说明此时的知识产权保护效果不理想,导致 OFDI 逆向技术溢出对自主创新能力的提升作用有限。只有当知识产权保护强度跨过第二重门槛值 0.002 时, $\ln S_{it}^i$ 的回归系数为 0.099 且在 5% 的统计水平下显著,说明在较高的知识产权保护强度下,能够获取更大的 OFDI 逆向技术溢出效应,进而显著地促进本地区自主创新能力提升。总而言之,鉴于当前的知识产权保护强度下,OFDI 显著地提升了自主创新能力,还可以适度地提高知识产权保护强度,更大程度地提升 OFDI 逆向技术创新能力。

至于其他的控制变量,国内 R&D 经费支出的回归系数为正,且通过 1% 的显著性检验,表明国内研发资本投入是促进国内自主创新能力提升的关键因素,这进一步验证了 Romer 的内生增长理论强调国内技术积累是经济可持续发展的内生动力。贸易依存度的回归系数为正且通过 1% 的显著性检验,可能是通过 OFDI 获取的中间技术产品以对外贸易方式反馈到国内,有助于提升本国自主创新能力的。而外商直接投资的回归系数为负,但不显著,表明外商直接投资对自主创新能力提升的抑制作用不明显。一方面可能是随着“市场换技术”带来的红利在减弱;另一面是国内企业长期依赖外商直接投资带来的先进技术,削弱了其自主创新能力的。R&D 人力资本的回归系数通过 1% 的显著性检验,表明人力资本显著地促进了自主创新能力提升。可能是人力资本水平的提高有利于吸收 OFDI 逆向技术溢出效应,而且高素质人才是自主创新能力提升的重要推动力。

(五) 知识产权保护的地区异质性分析

由表 5 的分析结果可知,在 2003—2015 年间中国知识产权保护强度的地区分布总体上波动较小。具体体现为:知识产权保护强度小于第一门槛值的省份最少,而且处在第一门槛值与第二门槛值的省份数也较少。尤其需要指出的是,目前中国大多数省份的知识产权保护强度跨过了第二门槛值,表明从整体来看,各省份的知识产权保护意识得到加强。截至 2015 年,中国知识产权保护水平的地区差异性较大,知识产权保护水平较高的省份主要

表 5 知识产权保护强度的省份划分

年份	$IPR < 0.001$	$0.001 < IPR < 0.002$	$IPR > 0.002$
2003	1	4	25
2005	1	4	25
2007	4	8	18
2009	6	6	18
2011	3	9	18
2013	3	4	23
2015	4	5	21

分布在东部地区,而知识产权保护水平较低的省份主要集中在中西部地区。具体表现为:内蒙古、广西、海南、新疆的知识产权保护强度小于第一门槛值,河北、吉林、河南、广东、宁夏的知识产权保护强度处于第一门槛值与第二门槛值之间,北京、天津、山西、辽宁、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、山东、江西、湖北、湖南、四川、重庆、云南、贵州、陕西、青海、甘肃 21 个省(直辖市)的知识产权保护强度跨过了第二门槛值,进入到知识产权保护强度的较高水平。整体来看,中国大多数省份处于的知识产权保护强度的较高区域,即在当前的知识产权保护下,OFDI 逆向技术溢出显著地促进了自主创新。在国际社会以及 OFDI 企业对加强知识产权保护诉求强烈背景下,同时从提高自主创新能力的角度来看,各地区还可以进一步合理提高知识产权保护强度,以更大程度地获取 OFDI 逆向技术创新效应。

(六) 稳健性检验

1. 更换知识产权保护的替代变量进行稳健性检验

借鉴史宇鹏和顾全林^[28]的做法,知识产权保护采用专利侵权纠纷累计结案数除以专利侵权纠纷累计立案数衡量。

由表 6 的检验结果可知,采用专利侵权纠纷的累计结案数与累计立案数之比衡量的知识产权保

护指标同样存在双重门槛值,为此仍然以知识产权保护的低水平为基期,构建了 OFDI 逆向技术溢出 ($\ln S_{it}^f$) 与虚拟变量 $D3$ 、 $D4$ 的交叉项: $\ln S_{it}^f \times D3$ 、 $\ln S_{it}^f \times D4$, 分别用来检验知识产权保护的中等水平与较高水平下 OFDI 逆向技术溢出对母国自主创新能力的影

$$D3 = \begin{cases} 1, & 0.824 \leq IPR \leq 0.895 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad D4 = \begin{cases} 1, & IPR \geq 0.895 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

由表 7 的估计结果可知,核心变量与表 4 的估计结果基本一致,表明在不同的知识产权保护水平下 OFDI 逆向技术溢出对自主创新能力影响的实证结果稳健。

2. 更换空间计量模型进行稳健性检验

考虑到随机误差项也可能存在空间溢出效应,为此进一步对三种空间权重矩阵下空间误差模型 (SEM) 进行估计。

由表 8 的估计结果来看,三种不同空间权重矩阵下的空间滞后模型估计结果与表 5 的估计结果基本一致,说明基准模型表 5 的实证结果是稳健的。

五、结论与政策建议

本文基于修改的内生增长模型,分析了 OFDI 逆向技术溢出与自主创新的非线性作用机制,并采用 2003—2015 年中国 30 个省份的面板数据,在实证检验了自主创新的空间相关性与知识产权保护的门槛效应后,进一步构建空间门槛计量模型分析了不同知识产权保护水平下 OFDI 逆向技术溢出对自主创新能力的影

(一) 结论

由于空间邻接矩阵、经济地理矩阵与地理距离矩阵下自主创新空间自相关检验的 Moran 指数均大于 0,而且总体上显著,表明中国自主创新存在正向的空间趋同效应,同时检验到知识产权保护的双重门槛效应。为此构建空间门槛模型研究 OFDI 逆向技术溢出对自主创新的影响,研究结论表明:在不同知识产权保护水平下 OFDI 逆向技术溢出对区域自主创新的影响存在双重门槛效应,当知识产权保护强度小于第一门槛

表 6 门槛效应检验

	F 值	P 值	临界值		
			10%	5%	1%
单门槛值	28.61***	0.000	13.668	16.214	21.039
双门槛值	13.26**	0.020	10.348	11.031	13.732
三门槛值	12.08	0.790	26.479	29.409	34.446

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著; P 值与临界值是通过 bootstrap 方法模拟 300 次的结果。

表 7 稳健性检验结果

变量	空间邻接矩阵		经济地理矩阵		空间距离矩阵	
	回归系数	T 值	回归系数	T 值	回归系数	T 值
$\ln R\&D$	0.524***	9.647	0.534***	9.999	0.519***	9.529
$\ln HR$	0.381***	7.009	0.395***	7.264	0.378***	6.929
$OPEN$	-0.189	-0.097	-0.836	-0.427	-0.484	-0.248
TRA	0.110***	4.595	0.124***	5.284	0.111***	4.668
$\ln S^f$	-0.040	-1.410	-0.039	-1.378	-0.040	-1.400
$\ln S^f \times D3$	0.149***	4.170	0.158***	4.478	0.151***	4.238
$\ln S^f \times D4$	-0.067*	-1.824	-0.068*	-1.858	-0.065*	-1.760
ρ	0.137***	4.308	0.114***	3.576	0.146***	4.122
R^2	0.809		0.809		0.808	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

表 8 稳健性检验结果(二)

变量	空间邻接矩阵		经济地理矩阵		空间距离矩阵	
	回归系数	T 值	回归系数	T 值	回归系数	T 值
$\ln R\&D$	0.578***	10.404	0.554***	10.172	0.580***	10.377
$\ln HR$	0.478***	8.192	0.478***	8.290	0.468***	8.005
$OPEN$	-0.719	-0.344	-0.799	-0.409	-1.017	0.496
TRA	0.065***	2.533	0.079***	3.287	0.073***	2.936
$\ln S^f$	-0.126***	-2.856	-0.088**	-2.146	-0.108***	-2.481
$\ln S^f \times D1$	0.083	1.559	0.063	1.233	0.080	1.491
$\ln S^f \times D2$	0.102***	2.412	0.086**	2.084	0.086**	2.024
ρ	0.221***	3.463	0.175**	2.196	0.186**	2.317
R^2	0.809		0.805		0.805	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

值时,OFDI 逆向技术溢出对自主创新能力有一定的抑制作用,当知识产权保护强度处在第一门槛值与第二门槛值之间时,OFDI 逆向技术溢出对自主创新能力有促进作用,但是促进效果并不明显;只有当知识产权保护强度跨过第二门槛值时,OFDI 逆向技术溢出对自主创新有明显的促进作用。进一步研究表明东部沿海省份的知识产权保护水平整体较高。最后采用专利侵权累计的结案数与立案数之比作为知识产权保护的替代变量做了稳健性检验,结果表明 OFDI 逆向技术溢出对区域创新能力影响的估计结果稳健。

(二) 政策建议

1. 要紧紧抓住“一带一路”倡议深入推进的黄金机遇期。积极鼓励、引导国际竞争力较强的企业开展对外直接投资活动,在扩大对外直接投资规模的同时,更要注重改善对外直接投资结构,重点支持技术寻求型对外直接投资,尤其要加大对欧美技术发达国家(地区)的投资力度,获取更高质量的 OFDI 逆向技术溢出效应,促进本地区的自主创新能力提升。

2. 在现有的知识产权保护约束下,对外直接投资显著地促进自主创新能力提升。因此,从提升自主创新能力来看,要适时动态调整知识产权保护强度,尤其要努力提高中西部省份的知识产权保护强度,在促进知识产权保护区域协调发展的同时,更大程度地通过对外直接投资提升区域自主创新能力。

3. 针对我国知识产品保护强度存在较大的区域差异,要发挥好知识产权保护的空间正向外部效应,在促进本地区创新能力提升的同时,使其在更深层次、更大的空间上对邻近省份的自主创新能力也有促进作用,推进我国知识产权保护强度协调发展。

参考文献:

- [1]李勃昕,韩先锋,李宁.知识产权保护是否影响了中国 OFDI 逆向创新溢出效应? [J]. 中国软科学,2019(3):46-60.
- [2]KOGUT B, CHANG S J. Technological capabilities and Japanese foreign direct investment in the United States [J]. The review of economics and statistics, 1991, 73(3):401-413.
- [3]LICHTENBERG F, POTTERIE B V P D L. Does foreign direct investment transfer technology across borders? [J]. Review of economics and statistics, 2001, 83(3):490-497.
- [4]COE D T, HELPMAN E. International R&D spillovers [J]. European economic review, 1993, 39(5):859-887.
- [5]BRANSTETTER L G. 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.
- [6]PRADHAN J P, SINGH N. Outward FDI and knowledge flows: a study of the Indian automotive sector [J]. International journal of institutions and economies, 2009, 1(1):156-187.
- [7]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.
- [8]毛其淋,许家云.中国企业对外直接投资是否促进了企业创新 [J]. 世界经济,2014(8):98-125.
- [9]陈强,刘海峰,汪冬华,等.中国对外直接投资能否产生逆向技术溢出效应? [J]. 中国软科学,2016(7):134-143.
- [10]SEYOUM M, WU R, YANG L. Technology spillovers from Chinese outward direct investment: the case of Ethiopia [J]. China economic review, 2015, 33:35-49.
- [11]李娟,唐珮菡,万璐,等.对外直接投资、逆向技术溢出与创新能力——基于省级面板数据的实证分析 [J]. 世界经济研究,2017(4):59-71+135.
- [12]LEE G. The effectiveness of international knowledge spillover channels [J]. European economic review, 2006, 50(8):2075-2088.
- [13]BITZER J, KEREKES M. Does foreign direct investment transfer technology across borders? new evidence [J]. Economics letters, 2008, 100(3):355-358.
- [14]HERZER D. The long-run relationship between outward foreign direct investment and total factor productivity: evidence

- for developing countries [J]. *Journal of development studies*, 2011, 47(5): 767-785.
- [15] 白洁. 对外直接投资的逆向技术溢出效应——对中国全要素生产率影响的经验检验 [J]. *世界经济研究*, 2009(8): 65-69 + 89.
- [16] 尹东东, 张建清. 我国对外直接投资逆向技术溢出效应研究——基于吸收能力视角的实证分析 [J]. *国际贸易问题*, 2016(1): 109-120.
- [17] 李思慧, 于津平. 对外直接投资与企业创新效率 [J]. *国际贸易问题*, 2016(12): 28-38.
- [18] 李梅, 柳士昌. 对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应——基于中国省际面板数据的门槛回归分析 [J]. *管理世界*, 2012(1): 21-32 + 66.
- [19] YANG G, MASKUS K E. Intellectual property rights, licensing, and innovation in an endogenous product-cycle model [J]. *Journal of international economics*, 2001, 53(1): 169-187.
- [20] 苏为华, 孔伟杰. 基于知识产权保护的国际贸易和 FDI 技术溢出效应研究 [J]. *统计研究*, 2010(2): 58-65.
- [21] 李平, 史亚茹. 知识产权保护对 OFDI 逆向技术溢出的影响 [J]. *世界经济研究*, 2019(2): 99-110 + 137.
- [22] 高艳伟, 申俊喜. 我国制度环境对 OFDI 逆向技术溢出的影响 [J]. *科技与经济*, 2016(2): 56-60.
- [23] 白俊红, 蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效 [J]. *经济研究*, 2015(7): 174-187.
- [24] BENHABIB J, SPIEGEL M M. Human capital and technology diffusion [R]. FRBSF working paper, No.02 2003.
- [25] 杜龙政, 林润辉. 对外直接投资、逆向技术溢出与省域创新能力——基于中国省际面板数据的门槛回归分析 [J]. *中国软科学*, 2018(1): 149-162.
- [26] GINARTE J C, PARK W G. Determinants of patent rights: a cross-national study [J]. *Research policy*, 1997, 26(3): 283-301.
- [27] 赖敏, 韩守习. 知识产权保护对出口技术复杂度的影响研究 [J]. *世界经济与政治论坛*, 2018(4): 104-130.
- [28] 史宇鹏, 顾全林. 知识产权保护、异质性企业与创新: 来自中国制造业的证据 [J]. *金融研究*, 2013(8): 136-149.
- [29] 章志华, 唐礼智. 空间溢出视角下的对外直接投资与母国产业结构升级 [J]. *统计研究*, 2019(4): 29-38.
- [30] 孙学涛, 王振华, 张广胜. 全要素生产率提升中的结构红利及其空间溢出效应 [J]. *经济评论*, 2018(3): 46-58.
- [31] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference [J]. *Journal of econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.

(责任编辑: 陈 春; 英文校对: 葛秋颖)

OFDI Reverse Technology Spillover IPR Protection and Provincial Independent Innovation

ZHANG Zhihua¹, LI Yujia², SUN Lin³

(1. School of Economics, Guangdong University of Finance and Economics, Guangzhou 510320, China;

2. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China;

3. Jinan Branch, People's Bank of China, Jinan 250021, China)

Abstract: This paper chooses 30 provincial panel data in China from 2003 to 2015, and constructs a spatial threshold regression model to empirically study the impact of OFDI reverse technology spillover on self-innovation under intellectual property protection. The results indicate the following: When the level of intellectual property protection is lower, the inhibitory effect of OFDI reverse technology spillover on technological innovation is obvious. When the level of intellectual property protection intensity is mediate, the OFDI reverse technology spillover promote independent innovation is not obvious. When the level of intellectual property protection is high, OFDI reverse technology spillover obviously promotes independent innovation. Further analysis shows that there are obvious regional differences in IPR protection in China, In particular, the IPR protection level in the eastern provinces is generally high, while that in the central and western provinces is still low.

Key words: OFDI reverse technology spillover; IPR protection; independent innovation; spatial panel model