

外资开放引入的创新虹吸是否依然有效

——基于知识产权价值激励的动态检验

郭惠¹ 李勃昕² 刘若江¹¹

(1. 西安财经大学 经济学院, 陕西 西安 710100;

2. 西安财经大学 公共管理学院, 陕西 西安 710061)

【摘要】: 在全面开放新格局与创新型国家建设战略驱动下, 科学研判外资开放的创新虹吸效应至关重要, 亟待破解的问题是如何有效撬动外资引入的创新溢出红利。基于内外技术势差探讨 FDI 创新虹吸的演化逻辑, 阐释知识产权价值激励对 FDI 创新溢出的影响机制, 基于中国(内地)30 个省份面板数据实证研究发现, 外资开放引入的创新虹吸效应并非静态不变, 对区域创新发展呈现出边际递减的抑制性影响; 借助高强度知识产权价值激励能够有效调节 FDI 的创新溢出轨迹, 以“U”型规律打开外资引入的创新虹吸通道, 驱动区域创新发展; 知识产权价值激励的调节效应存在一定的空间异质性, 对东部地区和中部地区 FDI 创新溢出的撬动更为有效。研究结论为优化外资开放引入与知识产权价值激励的共轨溢出, 赋能创新型国家建设, 提供了新的经验依据和路径启示。

【关键词】: 外商直接投资 知识产权价值激励 创新发展水平

【中图分类号】: F061.5 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1001-7348(2021)07-0056-11

0 引言

改革开放 40 多年来, 招商引资和“筑巢引凤”打开了中国融入世界的窗口, 呈现出推动全面开放的新格局, 吸引了全球资本对中国的投资热情。据统计, 2019 年中国实际利用外商直接投资(FDI)流量超过 1400 亿美元(数据来源: 联合国《2019 年世界投资报告》), 规模创历史新高, 排名仅次于美国。但与改革开放初期单纯外企植和经济增长诉求有所不同, 十九届四中全会提出, 新时代要建立高水平开放型经济和现代科技创新体制, 提升外资质量, 注重技术创新和内生驱动。

从全球经济演化轨迹看, 战后经济恢复过程中, 西方发达国家基于价值链升级目的, 通过对外投资在中国设立出口代加工(OEM)企业, 转移植入中低端加工制造业, 吸收人口红利, 拓展新兴消费市场^[1]。对中国而言, 大量 FDI 引入有助于培育产业基础, 推动经济增长, 实现双赢, 这也是中国 FDI 规模持续增长的重要原因。然而, 中国经济高速增长的同时, 要素成本不断上升, 对 FDI 产生了“涟漪效应”, 外资引入同样面临优胜劣汰, 低技术含量的加工制造业难以为继, 庞大的消费市场升级引致技术创新, 对传统商业模式产生创造性破坏, 倒逼经济转型和发展质量提升。

¹**作者简介:** 郭惠(1985-), 女, 陕西延安人, 西安财经大学经济学院助理研究员, 研究方向为科技创新管理; 李勃昕(1982-), 男, 陕西定边人, 博士, 西安财经大学公共管理学院副教授、硕士生导师, 研究方向为技术经济与创新政策; 刘若江(1981-), 女, 陕西西安人, 博士, 西安财经大学经济学院副研究员, 研究方向为发展经济学。
基金项目: 国家社会科学基金一般项目(19BJL076)

然而，西方发达国家长期主导科技革命和技术竞争，对中国创新发展采取遏制策略，美国对中国市场开放过程中知识产权不对等问题大加诟病，后者认为技术盗用和逆向模仿造成了不公平竞争，未能有效保护外资企业的技术价值和竞争优势，由此限制对中国先进技术投资和高端产业植入，这也成为中美贸易摩擦的核心议题。可见，复杂多变的国际形势对中国创新型国家建设造成了诸多不利影响^[2]。事实上，中国改革深化过程中，一直致力于不断完善知识产权制度，吸引外部先进资本，激励国内技术进步与创新发展。

由此引发的思考是，改革开放初期国内经济基础薄弱，外资开放引入带来了先进技术企业，同时内外技术势差导入成为国内企业技术学习和创新模仿的虹吸通道，而较为宽松的知识产权环境有利于放大外资引入的创新虹吸效应。显而易见，近年来国内技术水平不断提升，而 FDI 的技术含量受技术封锁限制，外资开放引入的创新虹吸是否依然有效？如果加强知识产权激励有利于建立公平高效的技术竞争机制，那么撬动外资引入的创新溢出杠杆，能否抑制长期以来的技术学习和创新模仿？如何调节知识产权策略，最大化释放外资引入的创新虹吸空间？

纵观科技发展史，从技术学习到自主创新是一个交替演化的必然过程，外资开放引入、知识产权保护和技术创新之间存在较为复杂的关联。研究上述问题，对新时代全面开放策略实施和创新型国家建设具有重要现实意义。

1 文献梳理

科技革命驱动下，产业技术势差驱动资本从发达国家流向发展中国家，一些亚洲新兴国家通过外资开放引入成熟工业设备，学习先进加工经验，形成 FDI 的创新虹吸效应，即内外技术势差下，低技术水平国家通过 FDI 将国外先进技术与创新经验导入，提升本国技术创新水平^[3-4]。Bitzer & Kerekes^[5]认为，跨境 FDI 会促进国家间资本流动和技术吸收，从而改变世界经济格局和竞争结构。拉美国家的经验却并不支持这一观点，虽然通过吸收外资会加快经济增长，但产业植入也会抑制本国自主创新积极性^[6]。如 Ghebrihiwet^[7]认为，FDI 会拉大资本吸收国和资本输出国之间的创新差距，不利于全球经济平衡。显然，不同国家间的实际情况差异较大，外资开放引入的虹吸效应难以定论。

改革开放初期，通过吸引外资，优化国内产业结构，嵌入国际产业链上下游，加快市场经济发展^[8]。随后，诸多学者发现，外资引入不仅帮助中国创造了经济增长奇迹，更重要的作用在于带来了技术模范，促进国内生产水平提升^[9]。一些量化研究证实，外资引入对中国技术进步和生产效率具有积极影响^[10]。也有学者对外资引入的创新驱动效应提出不同见解，如韩超和朱鹏洲^[11]认为，宽松的外资引入政策有利于吸引外商直接投资，但并未出现“市场换技术”的溢出效应；谢子远等^[12]提出，过度引入外资可能会抑制国内自主创新发展。由此来看，外资开放引入的创新溢出较为复杂，存在不同维度的影响因素。田毕飞和陈紫若^[13]实证研究发现，外资引入能否产生技术外溢取决于区域技术吸收能力，技术创新基础较好的东部地区的创新溢出更显著；邵玉君^[14]认为，FDI 的创新溢出受外资引入结构影响，在欧美日发达国家的技术封锁下，对中国投资反而会阻碍国内技术创新，来自技术开放国家的投资则能够促进国内创新进步。

外资引入及其创新溢出的影响因素较多，国家间的制度差异成为新的关注点。Liang & Xue^[15]认为，加强知识产权保护有助于吸引外资，但能否激励区域技术创新水平提升有待验证；Keupp 等^[16]认为，中国应该加强知识产权保护，制定公平有效的技术交易政策，维护外资企业的创新价值，当然上述观点更多地基于维护发达国家竞争优势的本位视角；胡立君与郑玉基^[17]认为，鉴于技术引入的门槛效应，加强知识产权价值激励有利于中国吸引外资和产业升级；庄子银和李宏武^[18]认为，知识产权保护、外资引入、专利产出之间具有较为复杂的交互关系，FDI 有利于激励发明型专利，而知识产权保护有利于激励实用新型专利。

梳理文献发现，已有研究合理解释了中国改革开放初期的情况，由于缺乏经济基础，产业技术相对落后，能够依靠外资引入帮助中国健全工业体系，而国内企业通过吸收学习外资先进技术经验，提升自身技术创新能力。随着国内经济发展和技术进步，外资引入的创新优势逐渐弱化。为了找到影响外资引入创新溢出的因素，诸多学者对投资地域选择、地方技术吸收水平、人力资本要素等方面进行深入研究^[19]，但对知识产权的关注依然有限，缺乏解释框架和经验证据。本文的创新贡献在于：一是基

于外资引入的技术势差影响,揭示 FDI 创新虹吸的动态演化机制,合理解释外资开放引入的创新溢出规律;二是以知识产权价值激励作为外生变量,通过引入 FDI 创新溢出模型,构建一个从外生到内生的逻辑框架,揭示知识产权、外资引入及区域创新发展之间的迭代关系;三是实证检验知识产权价值激励对 FDI 创新溢出的非线性影响,找出从“抑制论”到“促进论”的过渡边界,为制定合理的知识产权策略,驱动外资开放引入和创新发展,提供科学参考和新的经验证据。

2 理论假设

2.1 外资开放引入的创新虹吸机制

技术溢出理论的解释认为,国内经济发展初期,产业基础薄弱,技术创新能力不足,引入先进外资参与经济建设有利于提高国内技术水平。而国内企业通过技术学习和创新模仿,逐步提升市场竞争力,形成了外资开放引入的创新溢出效应^[20]。从发展中国家追赶发达国家的“雁型模式”看(见图 1),外资开放引入能够衍生创新溢出的前提条件是存在国内外技术势差,初始阶段发达国家产业技术水平最高(T_3),发展中国家产业技术水平相对较低(T_1),通过引入发达国家 FDI 企业,能够直接带动本国产业技术进步,并且通过外资开放引入先进技术模范(T_2),形成技术势差的创新虹吸空间(S_1),由外到内转化提升本国技术创新水平(ΔT_{1-2}),这是 FDI 创新溢出的逻辑基础。发展中国家希望通过外资引入树立技术高塔和创新模范,带动国内企业创新提升,形成“雁尾”向“雁头”的追赶并进。

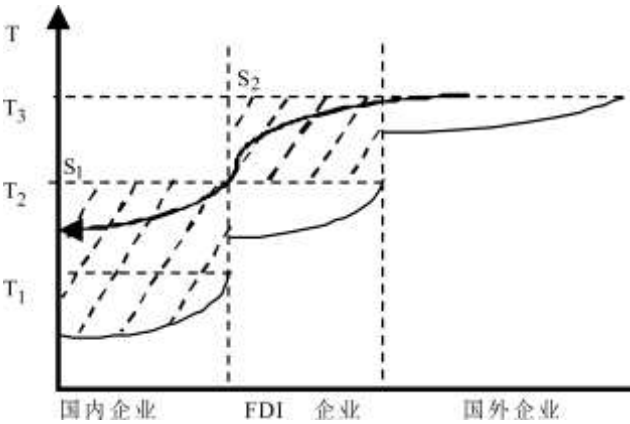


图 1 外资开放引入的创新虹吸机制

开放经济演化过程中,发达国家乐于对发展中国家投资,这显然并非出于帮助发展中国家的目的,而是源于自身利益诉求:一是将中低端产业转移植入发展中国家,加速本国产业升级与结构优化^[21];二是通过在发展中国家建立生产基地,借助 OEM 代工生产模式消耗发展中国家资源,吸收低成本人口红利,大幅降低国内生产成本,拓展利润空间;三是先入为主地在发展中国家进行投资扩张,培育占领新兴消费市场,巩固竞争地位。这样就出现了 FDI 创新虹吸外部空间 S_2 与 S_1 叠加形成的 FDI 创新溢出的最大吸收空间。

FDI 创新虹吸的主动性在于发展中国家,后者通过市场开放和要素配置,吸收国外先进资本带动本国经济发展,但并非一定会释放 FDI 的正向创新溢出。倘若发展中国家以单纯经济增长为目的,放弃自主创新,以外商资本作为产业主导,就可能衍生出对外依赖惰性,形成“雁型模式”的逆向挤出效应,反而抑制本国创新发展的积极性,这在发展中国家屡见不鲜。由此,本文提出以下假设:

H_1 : 内外技术势差下,理想状态的 FDI 引入有利于加快发展中国家经济发展,提升技术创新水平,但因为各国家间的实践差异,技术学习能力与创新吸收水平参差不齐,内外技术竞争差距逐渐固化,可能导致 FDI 溢出的不确定性。

2.2 内外技术势差的动态影响

内外技术势差是 FDI 创新虹吸的前提条件,但技术势差转移受制于发达国家产业链的利益诉求,外资引入所带来的技术红利并非恒久不变,中国改革开放的核心价值在于通过融入世界经济,加快自主创新转型,缩小内外技术势差,逐步摆脱“雁型模式”的尾端瓶颈,从“雁尾”向“雁头”迈进,这和日本、韩国等亚洲新兴国家战后经历的自主转型过程类似。“筑巢引凤”是为了“市场换技术”,通过 FDI 培育提升自主技术创新能力。显然,这和发达国家中低端产业链转移诉求存在一定偏差。竞争优势理论倡导下^[22],西方发达国家长期处于科技革命主导地位,不愿轻易放弃技术优势和新兴市场,因而在对外投资时对中低端产业转移持鼓励态度,但在战略性新兴产业与核心技术领域往往高筑壁垒,衍生出阶梯式技术势差,即发展中国家产业技术水平低于 FDI 技术水平($T_1 < T_2$),而 FDI 技术水平低于发达国家高新技术产业水平($T_2 < T_3$),形成递进式创新虹吸空间($S_1 < S_2$)。

发展中国家外资开放引入过程中,通过内外融合开放市场竞争,激励本国企业向 FDI 企业模仿学习,提高自身创新水平,在一定程度缩小了内外技术势差(ΔT_{1-2}),从而压缩了外资开放引入的创新虹吸空间(S_1)。发达国家如果限制更高水平的技术转移($T_3 \rightarrow T_2$),则会出现 T_1 与 T_2 之间的技术势差转化,甚至可能出现 $T_1 > T_2$ 。发展中国家实现技术创新突破,外资引入失去原有技术优势,逐步被本国企业替代,FDI 不但不能有效释放创新溢出,还可能出现恶性竞争,进而破坏发展中国家的创新环境。

中国创新发展有目共睹,通过对外开放和自主创新不断缩小与发达国家的科技创新差距,在高速轨道交通、5G 网络建设等新基建领域取得一定的技术优势,由此引发了一些西方发达国家的竞争顾虑。近年来,单边贸易保护主义盛行,美国对华技术制裁涉及面越来越广,体现了西方发达国家战略性抑制中国创新发展的本意。内外技术势差逐步缩小,可能影响 FDI 的创新虹吸效应,这一现象值得警惕。由此,本文提出以下假设:

H₂: 外资开放引入的创新虹吸包括 FDI 企业先进技术引入和国内企业创新进步两个维度,内外技术势差的动态演化会对 FDI 创新溢出造成较为复杂的非线性影响。

2.3 知识产权价值激励的外生干预与内生嵌入

国家间的政策差异会影响内外技术势差,从而改变 FDI 的创新虹吸效应。知识产权政策是 FDI、技术扩散与交易的关键影响因素^[23],如果发展中国家知识产权保护较弱,FDI 的先进技术(T_2)植入意愿则会降低,缩小 FDI 创新虹吸空间(S_1)。反之,若发展中国家的知识产权环境与发达国家较为接近,发达国家 FDI 将可能植入本国先进产业技术,提高竞争优势的同时扩充 FDI 创新虹吸空间($S_1 + S_2$)。为揭示知识产权价值激励对 FDI 创新虹吸的影响,首先构建一个简单的创新投入产出模型。

$$I = \alpha L + \beta K \quad (1)$$

其中, I 表示区域创新产出, L 表示研发过程中的智力投入, α 表示智力投入的产出系数, K 表示研发过程中的资本投入, β 是研发资本投入产出系数。

假设区域创新发展由外资引入和内资投入双重驱动,整体研发投入 K 包括内资(K_d)和外资(K_{fdi}),即 $K = K_d + K_{fdi}$ 。同时,假设外资和内资研发智力投入同质,由于创新经验差异,内资研发投入的创新产出系数和外资研发投入创新产出系数有所不同,则有:

$$I \begin{cases} I_d = \alpha_d L_d + \beta_d K_d \\ I_{fdi} = \alpha_{fdi} L_{fdi} + \beta_{fdi} K_{fdi} \end{cases} \quad (2)$$

考虑到内外技术势差的影响,以创新投入产出系数为参照,设定 $\Delta T = \beta_{fdi} / \beta_d$ 。当外资技术水平低于或等于内资,即 $\Delta T \leq 1$ 时,外资缺乏技术竞争力,难以进入国内市场;当外资研发投入创新产出系数高于内资,即 $\Delta T > 1$ 时,外资进入能够有效提升国内产业水平并带动国内技术学习,衍生 FDI 的外溢效应 $\beta_d \rightarrow \beta_{fdi}$ 。

创新投入产出过程中,政策影响因素较多,其中知识产权环境对技术创新活动影响较显著^[18]。如果知识产权制度完善,市场公平竞争,技术价值得以维护,则有利于资本流动和技术交易,激励创新产出。反之,知识产权价值难以实现回报,则会抑制技术创新积极性。可见,知识产权激励存在较为复杂的外生影响。以知识产权价值激励(ipr)作为调节变量 $I(ipr)$,引入区域创新投入产出函数,则有:

$$I \begin{cases} I_d = \alpha_d L_d + \beta_d K_d I(ipr) \\ I_{fdi} = \alpha_{fdi} L_{fdi} + \beta_{fdi} K_{fdi} I(ipr) \end{cases} \quad (3)$$

模拟双向调节可知,强化知识产权激励($ipr \uparrow$)将有利于维护外资技术优势,鼓励外商提高投资强度,扩大技术势差,通过技术转让实现更高的价值回报($I_{fdi} \uparrow$)。同时,加强知识产权保护,提高“技术搭便车”成本,可能会降低国内技术模仿和创新学习的积极性,弱化外资引入的技术外溢效应($I_d \downarrow$)。反过来,弱化知识产权保护($ipr \downarrow$),将有利于释放技术模仿和创新学习空间($I_d \uparrow$),但会抑制外资开放引入技术的积极性($I_{fdi} \downarrow$),导致内外技术势差逐步缩小的“雁型模式”局限。可见,外资开放引入过程中,知识产权价值激励作为外生因素,会双向影响 FDI 的技术植入意愿和国内企业技术研发积极性,嵌入创新投入产出函数并改变研发投入创新产出系数,形成内生激励,进而影响 FDI 的创新虹吸效应。由此,本文提出以下假设:

H₃:开放经济框架内,区域创新发展由 FDI 企业和国内企业共生驱动,而知识产权价值激励对 FDI 技术植入和国内企业研发活动具有双向异化调节作用,“促进论”与“抑制论”可能存在较为复杂的共轨机制。

3 研究设计

3.1 计量模型

首先设计一个检验区域创新能力的线性影响模型,讨论 FDI 对区域创新的溢出效应,以判断 H₁。

$$ine_{it} = \alpha fdi_{it} + \beta ipr_{it} + \theta_n C_n + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, ine_{it} 是被解释变量,表示区域技术创新水平; i 表示不同的省域跨度, t 表示时间截面; fdi_{it} 为核心解释变量,表示外资开放引入水平, α 为外资开放引入对区域创新水平影响的弹性系数; ipr_{it} 为另一核心解释变量,表示知识产权价值水平, β 是其影响弹性系数; C_n 为相关控制变量, θ_n 为控制变量的影响弹性系数,回归误差为 $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$ 。

根据 H₂,外资开放引入对区域创新水平的影响具有动态演化特征,借鉴 Hansen^[24]的面板门槛固定效应估计模型,通过分段函数构建 FDI 对区域创新水平的非线性影响估计模型。

$$ine_{it} = \alpha_1 fdi_{it} \cdot I(fdi_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 fdi_{it} \cdot I(fdi_{it} > \gamma_1) + \dots + \alpha_{n-1} fdi_{it} \cdot I(fdi_{it} \leq \gamma_n) + \alpha_n fdi_{it} \cdot I(fdi_{it} > \gamma_n) + \theta_n C_n + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中, γ 表示划分自变量 fdi_{it} 的不同门槛值, $I(fdi_{it})$ 表示检验外资开放水平门槛 γ 是否存在的假设函数, 以此区分外资开放引入在不同水平时对区域创新水平的差异性影响。截距误差 $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$ 反映时间效应与个体效应的综合影响差异。

基于 H_3 , 为进一步考察知识产权价值激励对 FDI 创新溢出的调节作用, 引入知识产权价值水平 (ipr_{it}) 作为调节变量, 从而得到知识产权价值激励对外资开放引入创新虹吸的非线性影响估计模型。

$$ine_{it} = \alpha_1 fdi_{it} \cdot I(ipr_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 fdi_{it} \cdot I(ipr_{it} > \gamma_1) + \dots + \alpha_{2n-1} fdi_{it} \cdot I(ipr_{it} \leq \gamma_n) + \alpha_{2n} fdi_{it} \cdot I(ipr_{it} > \gamma_n) + \theta_n C_n + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

式(6)中, γ 表示知识产权价值的不同门槛值, $I(ipr_{it})$ 表示检验知识产权价值激励门槛 γ 是否存在的假设函数, 以此考察知识产权价值激励在不同强度时, FDI 创新溢出的动态轨迹。

3.2 变量选取

基于计量模型设计和研究需要, 相关变量选取与数据来源说明见表 1。

表 1 相关变量设定与测算说明

类型	名称	测算方法及依据	数据来源
解释变量	外资引进水平 (fdi)	外商直接投资是国民经济的重要组成, FDI 统计分为流量数据和存量数据, 本文选取各省区外商直接投资额流量数据与同期该区域 GDP 的比值测算, 以反映外资引入的动态变化趋势	《中国统计年鉴》与《各省区统计年鉴》
被解释变量	创新水平 (ine)	已有研究对区域创新水平的评价指标选择不一, 授权专利是受法律保护的技术创新成果, 研究中统计口径统一, 专利授权数量能够直接反映区域的创新产出情况, 由此参照白俊红和蒋伏心 ^[25] 的研究经验, 以各省区专利授权数量取对数表征区域创新水平	《科技统计年鉴》
调节变量	知识产权价值 (ipr)	知识产权价值鲜有量化评价标准, 但通过知识产权价值激励能够有效降低技术侵权和搭便车行为, 鼓励通过技术创新和技术交易获得创新回报, 从而逆向驱动区域创新发展 ^[26] 。参照李勃昕等 ^[27] 的方法, 以各省区技术市场成交额与同期该区域 GDP 的比值测算知识产权价值贡献, 这一指标能够合理反映知识产权保护的积极影响, 通过效用评价解释知识产权价值激励水平, 知识产权价值含量越高, 激励越有效, 则技术交易的经济贡献度就越大调节变量(知识产权价值)选择知识产权技术交易交易额的经济贡献, 解释变量(创新水平)选择区域技术专利授权数量, 相应区别在于, 创新水平反映的是规模效应, 关注区域创新活动的产出数量, 而知识产权价值反映的是技术交易价值与激励水平, 关注的是效用质量评价; 两者之间的逻辑关系在于, 知识产权的重视程度与激励水平越高, 越有利于抑制技术侵权, 技术交易活跃度则会提升, 技术价值得以充分体现, 从而逆向驱动技术创新活动, 提高专利产出规模, 加速区域创新发展	《科技统计年鉴》

控制变量	政府研发 资助强度 (gov)	政府干预是区域创新发展的重要影响因素，计量研究中需要尽可能控制内部因素。因此，引入政府研发资助作为控制变量，以该当年政府研发支出占整体研发投入的比重测算 ^[28]	《科技统计年鉴》
	国外技术 引进水平 (tei)	国外技术引进和外资引进都可能形成技术势差导入，为了避免双向干扰，将国外技术引进水平作为控制变量，测算选取各省份当年国外技术引进合同金额与 GDP 比值作为评价指标	《科技统计年鉴》
	贸易开放 度(tra)	贸易开放度是 FDI 的前置影响因素，对 FDI 的创新虹吸效应存在迭代效应，引入作为模型控制变量，具体测算时选取各省份当年进出口贸易总额与 GDP 比值作为评价指标	《中国统计年鉴》
	税负强度 (tax)	为了加大外资引入，从国家到地方给予大幅税收优惠，这对 FDI 及其驱动虹吸可能产生一定的激励作用，选取各省份当年增值税与所得税之和与 GDP 比值测算	《中国统计年鉴》
	经济发展 水平 (gdp)	实证研究中的控制变量难以穷尽，考虑到区域经济发展水平能够涵盖多重因素，将其纳入控制变量有助于降低内生性干扰，指标测算时，以各省区当年 GDP 数值标准化处理	《中国统计年鉴》

为保证相关统计数据口径一致，同时考虑数据可获得性，本研究选择 2006—2018 年全国(内地)30 个省份面板数据(西藏因数据不全未纳入统计)，相应描述性统计见表 2。

表 2 描述性统计结果

变量	个数	极小值	极大值	均值	标准差
ine	390	4.575	12.715	9.301	1.575
fdi	390	0.000	0.082	0.023	0.018
ipr	390	0.000	0.160	0.010	0.023
gov	390	0.069	0.608	0.240	0.130
tex	390	0.000	0.052	0.003	0.007
tra	390	0.009	10.875	0.339	0.669
tax	390	0.011	0.105	0.027	0.014
gdp	390	0.000	1.000	0.193	0.176

3.3 数据检验

(1) 多重共线性检验。

模型设计中，控制变量引入可能衍生多重共线性问题和内生性影响，需要对引入的控制变量进行多重共线性检验。结果显示，方差膨胀系数(VIF)为 1.61, 远小于 10, 说明模型设计合理控制了多重共线性的影响。

(2) 单位根检验。

为了避免模型中宏观经济数据可能存在的时间趋势干扰，本文对数据进行单位根检验，选择同质面板单位根的 LLC 方法和 Breitungt-stat 方法，以及假设存在异质面板单位根的 IPS 方法、ADF-Fisher 方法和 PP-Fisher 方法。单位根检验结果显示，研究所选面板数据大多为一阶平稳数据(见表 3)。

(3) 协整检验。

进一步选择 Pedroni^[29]的协整检验方法，考察被解释变量与核心变量的均衡关系。其中，Panel 检验基于联合组内尺度进行描述，Group 检验使用组间尺度描述。面板协整检验结果见表 4, 显示核心变量之间存在长期稳定的均衡关系。

表 3 面板单位根检验结果

	LLC	Breitungt-stat	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher
Δine	-11.230*** (0.000)	-5.168*** (0.000)	-5.110*** (0.000)	151.268*** (0.000)	182.828*** (0.000)
Δfdi	-15.832*** (0.000)	-3.000*** (0.001)	-7.608*** (0.000)	197.191*** (0.000)	192.500*** (0.000)
Δipr	-11.687*** (0.000)	-2.415*** (0.008)	-5.580*** (0.000)	152.418*** (0.000)	185.692*** (0.000)
Δgov	-17.977*** (0.000)	-5.161*** (0.000)	-7.639*** (0.000)	192.334*** (0.000)	214.440*** (0.000)
Δtex	-24.879*** (0.000)	-4.372*** (0.000)	-10.568*** (0.000)	236.046*** (0.000)	-297.798*** (0.000)
Δtra	-14.179*** (0.000)	-4.876*** (0.000)	-6.590*** (0.000)	177.202*** (0.000)	211.448*** (0.000)
Δtax	-13.847*** (0.000)	0.524 (0.700)	-7.371*** (0.000)	174.983*** (0.000)	200.349*** (0.000)
Δgdp	-4.964*** (0.000)	-2.442*** (0.007)	-0.778 (0.218)	61.325 (0.428)	52.199 (0.753)

表 4 面板数据协整检验结果

检验方法	检验假设	检验结果
------	------	------

Pedroni 基于残差的 协整检验	组内统计量	$H_0: \rho = 1$ $H_1: (\rho_i = \rho) < 1$	Panelv-stat	17.695*** (0.000)
			Panel ρ -stat	2.385 (0.992)
			PanelPP-stat	-7.514*** (0.000)
			PanelADF-stat	-3.135*** (0.001)
	组间统计量	$H_0: \rho = 1$ $H_1: (\rho_i = \rho) < 1$	Group ρ -stat	4.908 (1.000)
			GroupPP-stat	-13.222*** (0.000)
			GroupADFstat	-4.675*** (0.000)

4 实证结果与分析

4.1 区域创新产出的线性影响因素

在线性估计模型选择时,经 Hausman 检验,对比固定效应模型(Fixed Effects Model)与随机效应模型(Random Effects Model)发现,固定效应模型可以合理控制时间效应与个体差异,具有较好的稳健性。因此,采用固定效应回归模型检验驱动区域创新发展的影响因素,回归结果见表 5 中模型 L₁。外资开放引入(FDI)对区域创新产出的影响系数为负且不显著,这一结果与 H₁相符,即 FDI 并未有效激励国内创新进步。原因可能在于,国内技术水平不断提升,受制于技术封锁,国外尖端技术难以引入,导致国内外技术势差逐渐缩小并固化。近年来,外资增长得益于新兴市场开拓,中低端加工制造业技术竞争力不足,难以激励国内创新水平提升。当然,即使高技术含量外资企业进入中国市场,如何通过激励提高国内企业技术学习和吸收能力,实现追赶超越,依然需要丰富的经验识别。知识产权价值激励(ipr)对区域创新发展的影响系数显著为正,说明在创新转型阶段,简单的技术学习和创新模仿并不利于创新发展,只有加强知识产权保护和技术价值激励,才能逆向刺激技术创新积极性,提高区域自主创新水平。为进一步排除宏观面板数据的时序干扰,在线性估计模型中,引入年度作为时间效应控制变量(模型 L₂)。结果显示,外资引入的创新溢出影响弹性系数不显著,而知识产权价值激励对区域创新发展的积极影响显著,核心解释变量估计结果较为稳健。

各项控制变量检验结果显示,政府研发资助水平(gov)对区域创新产出具有显著正向影响,说明当前国内技术创新的自主积极性依然存在一定挤入空间,政府资助能够有效降低研发投入风险,激励创新产出。虽然政府创新补贴在中美贸易摩擦中广受诟病,但应继续坚持。税负强度(tax)显著促进区域创新产出,这与经验性判断有所差异。尽管传统理论认为,降低税负有利于企业加大研发投入力度,提高创新产出,但事实上,低税负提供了低成本、低技术产品生存空间,而高税负倒逼企业提高技术水平和利润回报,从而撬动区域创新水平提升。经济发展水平(gdp)对创新产出具有显著正向影响,这一结果说明,区域经济技术创新的基础,技术边际效应来自于投入产出模型,经济发展和效率提升是创新转型的重要驱动力。国外技术引进(tei)对区域创新发展的影响并不显著,说明中国已经越过“市场换技术”的初级阶段,外来技术创新驱动有所弱化,回归自主创新才是关键。贸易开放度(tra)对区域创新发展的影响同样不显著,说明进出口结构趋于稳定,低附加值贸易难以带动国内产业技术进步,贸易技术含量有待提升,若能嵌入全球高端产业价值链则有助于国内创新进步。

表 5 区域创新驱动的线性影响估计结果

变量	固定效应 模型 L ₁	时间效应 模型 L ₂	内生性检验 模型 L ₃	差分 GMM 模型 L ₄	稳健性检验 模型 L ₅	稳健性检验 模型 L ₆
ine(-1)	-		-	0.663*** (15.618)	-	-
fdi	-3.283 (-1.043)	2.564 (1.232)	-3.684 (-1.164)	-11.833*** (-3.134)	-0.169 (-1.032)	-2.994 (-0.862)
ipr	20.237*** (5.163)	6.869*** (3.202)	17.797*** (4.681)	3.942* (1.707)	0.831*** (3.407)	20.7278*** (5.025)
gov	1.934*** (2.729)	0.794** (2.212)	1.406* (1.826)	2.484*** (8.776)	0.128*** (2.857)	1.804** (2.536)
tex	11.368 (1.123)	4.568 (1.421)	7.560 (1.367)	-0.040 (-0.033)	0.294 (0.972)	8.431 (1.422)
tra	0.007 (0.187)	-0.009 (-0.423)	0.021 (0.628)	0.021 (1.517)	0.001 (0.376)	-0.021 (-0.614)
tax	14.240*** (2.684)	4.052 (1.283)	13.388** (2.559)	-13.285*** (2.623)	1.878*** (5.948)	6.623 (1.007)
gdp	5.275*** (11.162)	0.407* (1.822)	4.946*** (10.218)	2.364*** (4.411)	0.351*** (12.036)	6.113*** (12.745)
J-statistic	-	-	-	29.872	-	-
Prob (J-statistic)				0.087		

4.2 外资开放引入创新溢出的动态虹吸规律

为了便于考察外资开放引入对区域创新发展的动态虹吸效应，首先检验 FDI 创新溢出是否具有非线性门槛特征，通过“自举法”重叠模拟似然比对统计量 F 迭代 500 次，测定 Bootstrap P 值和 F 值，迭代检验给定任意 γ ，在置信范围内对 γ 排序，

进一步计算残差平方，得到 $\text{Min}S_1(\gamma)$ 为门槛阈值 γ 。借助估计值与真实值的似然比 $LR_s(\gamma) = n \frac{S_s(\gamma) - S_s(\hat{\gamma})}{S_s(\hat{\gamma})}$ 检验门槛阈值 γ

存在的合理性，当 $LR_s(\gamma) \leq c(\kappa) = -2\ln(1 - \sqrt{\kappa})$ 时，以渐进分布检验尾差，进而判定门槛估计结果 γ 的显著性。门槛检验结果(表 6 模型 D1-1)显示，外资引入的创新虹吸效应存在三重门槛特征，其单一门槛(0.0118)、双重门槛(0.0233)和三重门槛(0.0317)均通过 1%的显著性水平检验。

外资开放引入的动态创新溢出检验结果见表 7，当外资引入水平处于 (0, 0.0118] 时，其对区域创新水平的影响系数显著为负且绝对值较大，说明初始阶段外资引入并未有效激励创新产出，更为直接的作用在于提高 FDI 企业技术水平和生产效率，对区域创新发展反而具有抑制性影响；当外资引入水平提升至 (0.0118, 0.0233] 第二门槛区间时，对区域创新水平的影响弹性系数依

然显著为负，但抑制性影响有所减弱；当外资引入水平递进提升至(0.0233, 0.0317]第三门槛区间和(0.0317, +∞)第四门槛区间时，抑制性影响逐步弱化，但影响弹性系数依然显著为负。

上述动态轨迹验证了 H_2 的合理性，即 FDI 的创新溢出并非一成不变，而是一种负向边际递减效应。就整体趋势而言，外资开放引入并未有效释放创新溢出红利，反而不利于区域创新发展。这一结论值得反思，改革开放初期的“市场换技术”难以为继，FDI 企业虽然带来了先进技术，但也拉大了技术差距。FDI 依靠竞争优势扩大市场规模，但国内企业由于创新基础薄弱，难以吸收转化外部先进技术，因而可能采取技术借用方式饮鸩止渴，从而放弃自主创新。边际趋缓抑制性轨迹说明，随着外资持续开放引入，国内技术水平提升，内外技术势差的逆向挤出效应有所弱化，既有利于形成市场竞争机制，也有利于突破外资引入的抑制瓶颈。这一结果反映，全面开放新格局和创新型国家建设之间存在较为复杂的演化关系，虽然在短期内外资引入对创新发展存在显著抑制作用，但不能因此闭关锁国，反而要加强对外开放，提高技术壁垒，借助市场开放与消费升级吸引高技术含量外资，量质并举，弱化外资引入的创新抑制影响，进而探索制度设计和市场优化，撬动外资引入的创新虹吸效应。

表 6 全国层面 FDI 创新溢出及知识产权价值激励的门槛检验结果

门槛模型	门槛检验	估计值	F 值	P 值	BS 次数
FDI 创新溢出动态影响模型 D_{1-1}	单一门槛	0.0118	16.723***	0.000	500
	双重门槛	0.0233	13.345***	0.000	500
	三重门槛	0.0317	12.727***	0.000	500
内生性检验模型 D_{1-2}	单一门槛	0.0098	13.428***	0.000	500
	双重门槛	0.0170	12.668***	0.002	500
	三重门槛	0.0317	7.938***	0.006	500
稳健性检验模型 D_{1-3}	单一门槛	0.0101	14.505***	0.002	500
	双重门槛	0.0258	10.811***	0.000	500
	三重门槛	0.0317	11.067***	0.002	500
知识产权激励对 FDI 创新溢出的调节影响模型 D_{2-1}	单一门槛	0.0038	10.205***	0.000	500
	双重门槛	0.0056	13.229**	0.000	500
	三重门槛	0.0160	11.428***	0.002	500
内生性检验模型 D_{2-2}	单一门槛	0.0008	10.346***	0.000	500
	双重门槛	0.0011	6.846**	0.012	500
	三重门槛	0.0160	3.672**	0.044	500
稳健性检验模型 D_{2-3}	单一门槛	0.0037	8.474***	0.004	500
	双重门槛	0.0056	9.239***	0.000	500

	三重门槛	0.0150	8.878**	0.000	500
--	------	--------	---------	-------	-----

表 7 全国层面 FDI 创新溢出及知识产权价值激励的非线性估计结果

变量	模型 D ₁₋₁	模型 D ₁₋₂	模型 D ₁₋₃	模型 D ₂₋₁	模型 D ₂₋₂	模型 D ₂₋₃
fdi-1	-110.842*** (-7.236)	-116.616*** (-5.317)	-101.003*** (-5.360)	-6.816* (-1.753)	-6.888** (-2.480)	-6.558* (-1.707)
fdi-2	-54.648*** (-5.961)	-51.012*** (-4.701)	-44.673*** (-5.650)	16.349 (1.045)	9.168** (2.011)	13.294** (2.504)
fdi-3	-35.861*** (-6.085)	-31.245*** (-4.639)	-28.077*** (-4.600)	-1.455 (-0.397)	1.170 (0.390)	-1.539 (-0.386)
fdi-4	-15.870*** (-4.626)	-10.331*** (-2.885)	-12.420*** (-3.473)	11.716** (2.151)	12.806*** (3.217)	9.294* (1.721)
gov	2.099*** (3.169)	2.490*** (3.416)	1.717** (2.330)	2.594*** (3.549)	1.953*** (2.803)	1.881** (2.507)
tex	6.442 (1.225)	3.520 (0.518)	0.785 (0.117)	3.467 (0.520)	3.655 (0.653)	2.642 (0.383)
tra	0.004 (0.140)	0.464 (1.637)	0.015 (0.303)	0.043 (0.830)	0.375 (1.202)	0.050 (1.019)
tax	15.429*** (3.076)	18.098*** (3.738)	15.116*** (3.187)	19.011*** (3.895)	18.462*** (3.421)	18.420*** (3.846)
gdp	5.964*** (13.379)	6.780*** (17.874)	5.691*** (15.297)	5.412*** (13.861)	6.728*** (12.062)	5.015*** (12.345)

4.3 知识产权价值激励的非线性调节影响

知识产权价值激励(ipr)对 FDI 创新溢出的调节作用具有显著非线性特征(表 6 模型 D₂₋₁),存在单一门槛(0.0038)、双重门槛(0.0056)和三重门槛(0.0160)。结合动态估计结果(表 7 中模型 D₂₋₁)发现,当知识产权价值激励水平低于 0.0038 时,外资引入对区域创新产出影响的弹性系数显著为负,说明低强度的知识产权价值激励作用有限,未能有效撬动自主创新,国内企业更愿意通过技术模仿追求短期获利,从而不利于创新进步。当知识产权价值激励强度逐渐提升后,在(0.0038, 0.0056]和(0.0056, 0.0160]区间,对区域创新发展的影响变得不显著。但是,当知识产权价值激励强度超过 0.0160 后,即可有效突破 FDI 的负向创新溢出瓶颈,外资引入开始释放积极的创新虹吸效应。这一结果说明,一方面,知识产权价值激励强度提高到一定程度,能够抑制“技术搭便车”和知识侵权,鼓励自主创新,通过技术交易获利,加快区域创新水平提升;另一方面,有效激励下,FDI 企业愿意提高技术含量,扩大外资引入的创新虹吸空间,带动区域创新发展。

实证结果支持 H₂,即知识产权价值激励对 FDI 创新溢出具有双向调节作用,呈现由负转正的“U”型特征。其经济含义在于,

知识产权价值的“抑制”和“促进”存在合理的过渡解释。改革开放初期，国内创新发展更多地依赖“市场换技术”，能够适应较为宽松的知识产权环境，鼓励技术学习和创新模仿，虽然短期内加快了产业培育和技术进步，但也颇受外部诟病，一些发达国家出于技术保护严格控制对中国的资本输出，加强了核心技术制约。新时代开放经济和创新驱动双重战略下，中国要改变“市场换技术”的被动局面，就要加强知识产权保护，通过有效激励引导自主创新转型，维护技术市场公平，提高知识侵权和技术盗用惩戒成本，通过优化市场环境引入先进外资，以创新竞争驱动发展实现质量提升。从2018年全国(内地)30个省区统计数据看，仅有北京、天津、上海等8个地区知识产权价值激励水平达到0.0160这一“虹吸效应”门槛，其余22个省区知识产权价值激励水平依然处于不显著区域。这一失衡情况不利于对外开放和创新发展，因而有必要加强知识产权保护，通过竞争机制释放外资引入的创新溢出红利。

4.4 空间异质性检验

区域间经济发展不平衡对外资引入的创新溢出影响有所差异，相应的知识产权价值激励可能存在一定的空间异质性，相应实证结果见表8。

表8 分区域 FDI 创新溢出及知识产权价值激励调节的检验结果

检验模型	门槛区间	东部地区	中部地区	西部地区
FDI 创新溢出的动态虹吸效应检验	fdi1001 区间	≤ 0.0152	≤ 0.0107	≤ 0.0036
	fdi-1	-140.494*** (-7.060)	-88.398*** (-3.278)	-267.513*** (-5.180)
	fdi2112 区间	(0.01520.0230]	(0.01070.0317]	(0.00360.0101]
	fdi-2	-61.435*** (-4.955)	-26.477* (-1.896)	-127.216*** (-6.113)
	fdi3223 区间	(0.02300.0681]	(0.03170.0359]	(0.01010.0170]
	fdi-3	-32.113*** (-8.500)	5.150 (0.292)	-63.944*** (-5.979)
	fdi4334 区间	> 0.0681	> 0.0359	> 0.0170
	fdi-4	-24.942*** (-8.052)	-6.808 (-0.479)	-39.577*** (-6.073)
知识产权价值激励对 FDI 创新溢出的调节影响	ipr1001 区间	≤ 0.0008	≤ 0.0020	≤ 0.0022
	fdi-1	-22.485*** (-6.795)	-27.054*** (-3.580)	-40.337*** (-6.998)
	ipr2112 区间	(0.00080.0180]	(0.00200.0037]	(0.00220.0091]
	fdi-2	-11.219***	-13.703	-17.671***

		(-3.816)	(-1.422)	(-3.110)
	ipr3223 区间	(0.01800, 0.1119]	(0.00370, 0.0147]	(0.00910, 0.0167]
	fdi-3	1.480 (0.361)	15.035* (1.883)	-39.665*** (-3.956)
	ipr4334 区间	>0.1119	>0.0147	>0.0167
	fdi-4	26.883*** (3.077)	2.283 (0.169)	13.389 (1.078)

东部地区估计结果与全国层面的估计结果基本类似，外资开放引入对区域创新具有显著抑制作用，但随着外资水平提高，抑制性有所回落，说明东部地区的外资开放在一定程度能够弱化抑制性影响。低强度的知识产权价值激励并未改变 FDI 的负向溢出，而在高强度知识产权价值激励下，FDI 对区域创新的影响由负变正，说明东部地区经济基础和创新水平较高，通过高强度的知识产权价值激励能够促进自主研发和技术交易，驱动创新竞争。

中部地区 FDI 的创新溢出影响较为复杂，当外资引入水平低于 0.0317 时，其显著抑制创新产出；当外资引进水平高于 0.0317 后，其对区域创新产出的抑制性影响不再显著，说明高水平外资引入后，会弱化 FDI 的负向溢出。知识产权价值激励下，中部地区 FDI 的创新溢出效应显示出先抑后扬的“U”型特征，但与东部地区相比，撬动 FDI 创新溢出的知识产权价值激励门槛相对较低，说明中部地区技术水平有限，通过一定强度的知识产权价值激励，就能释放外资开放引入的创新虹吸空间。

西部地区 FDI 外资引入在不同区间均抑制区域创新产出水平，在对外开放和外资引入时，需要注重度的把握，既要提升技术含量，又要兼顾国内企业创新竞争与市场融合。需要重视的是，西部地区加强知识产权价值激励虽弱化了 FDI 的抑制性影响，但未能改变负向约束，这与中部地区和东部地区明显不同，说明近年来西部地区经济水平虽然有所提升，但内生驱动和增长质量偏低，缺乏技术竞争驱动，短期激励难以奏效，对外开放需要长期有效的创新合作机制设计。

4.5 内生性考察与稳健性检验

在线性回归内生性检验时，首先选择较为常用的解释变量滞后一阶处理方法，结果见表 5 中模型 L₃。与固定效应模型 L₁相比，外资开放引入对区域创新水平的影响依然不显著，而知识产权价值激励对创新溢出积极有效，并且各控制变量估计结果高度一致。同时，借助差分 GMM 模型(表 5 中模型 L₄)进一步检验，引入工具变量后，外资开放引入对区域创新水平的影响弹性系数显著为负，这与门槛模型估计结果相似。知识产权价值激励的创新溢出同样有效，控制变量的回归结果变化较小。在门槛模型内生性检验时，GMM 方法并不适用，本文借鉴 Greiner^[30]的经验，对核心解释变量外资引进水平和门槛变量知识产权激励水平滞后一阶(模型 D₁₋₃和模型 D₂₋₃)。相应估计结果显示，FDI 的创新溢出轨迹和知识产权价值激励的调节规律并未改变，并且控制变量的输出结果高度相似。由此本文认为，实证结论在一定程度上控制了内生性影响。

线性模型稳健性检验中，以区域技术创新效率作为替代被解释变量，反映区域创新产出的纵向研发能力，测算方法采用广义似然率统计量方法(SFA)，以区域 R&D 人员全时当量测定创新人力投入水平，以区域 R&D 经费支出衡量创新资本投入水平，以专利授权数量作为创新产出指标，采用超越对数生产函数测算得到区域创新效率^[31]。将区域创新水平指标替换为区域创新效率(表 5 中模型 L₅)，结果发现，外资开放引入对区域创新产出的影响依然负向不显著，而知识产权价值激励对区域创新产出具有积极影响，各控制变量影响与之前检验结果一致。同时，为了避免极值数据的影响，本文对数据进行平稳化处理，剔除区域创新产出最高的广东和区域创新产出最低的青海，最大程度上降低数据方差的影响^[32]。从 28 个省份面板数据(模型 L₆、模型 D₁₋₂和模型 D₂₋₂)估计结果看，FDI 创新溢出及知识产权价值激励调节影响的线性特征与动态轨迹依然存在，仅是弹性系数发生微小变化，

由此验证了实证结果的稳健性。

5 结语

5.1 结论

本文通过理论研究揭示外资开放引入对区域创新发展的动态溢出机制,分析内外技术势差的动态影响,进一步探讨知识产权价值激励对 FDI 创新溢出的外生干预与内生激励。实证结果显示,区域创新发展线性影响因素中,外资开放引入的作用并不显著,知识产权价值激励能够显著促进区域创新提升。非线性面板回归模型检验发现,外资开放引入不仅未带动区域创新发展,反而产生了边际弱化的抑制性影响;知识产权价值激励对 FDI 创新溢出具有显著动态调节作用,低强度的知识产权价值激励难以改变外资开放引入的挤出效应,但高强度的知识产权价值激励能够有效突破 FDI 的负向溢出瓶颈,打开创新虹吸通道,释放积极的创新驱动效应。同时,外资引入的创新虹吸效应和知识产权价值激励的调节作用存在一定的空间异质性,在东、中、西部地区呈现出较为复杂的时空分异特征。

5.2 启示

首先,外资开放引入对中国创新发展的影响并非一成不变,早期“市场换技术”对中国技术进步和创新发展具有积极推动作用,随着国内技术进步和国外技术封锁,外资开放引入对国内创新发展反而产生了抑制性影响,在一定程度衍生出技术依赖性和竞争惰性。这一现象值得警惕,说明当前外资开放的影响较为复杂,不能简单地认为“外来皆宜”,扭转 FDI 的负向溢出尤为重要。新时代推进全面开放新格局过程中,应提高外资引进技术门槛,鼓励核心产业引入,扩大外资开放引入的创新虹吸空间,促进良性竞争机制,倒逼自主创新能力提升,驱动高质量发展。

其次,知识产权价值激励对外资开放引入的创新溢出存在双向调节影响,“抑制论”和“促进论”共生演化,外资引入的负向溢出并不利于创新转型,低强度知识产权价值激励效果不佳,只有高强度的知识产权价值激励才能突破这一瓶颈,释放外资开放引入的正向创新溢出效应。可见,中国已经从技术模仿阶段逐渐转向自主创新阶段,制度建设至关重要。一方面,要完善知识产权法制,营造公平高效的竞争环境,将国外核心技术和优势企业“引进来”,通过市场竞争带动国内产业升级和技术进步;另一方面,要加强知识产权价值激励,培育技术市场,减免交易税费,引导创新主体通过技术交易获取创新回报,构建完整的创新价值链。

最后,东部地区和中部地区通过高强度的知识产权价值激励能够撬动外资引入的创新虹吸效应,但难以改变西部地区外资开放引入对创新发展的抑制性影响。对比来看,东部地区和中部地区较早迈向自主创新转型阶段。因此,应不断提高外资引入技术门槛,加强知识产权价值激励,建立开放透明的技术交易市场,强化创新竞争的内生驱动效应。西部地区底子薄,技术水平和创新基础较差,过度的外资开放容易扩大技术势差,产生技术依赖性和创新惰性。因此,要立足根本,在自主技术研发和产业升级上多下功夫,同时注重知识产权保护,通过市场竞争缩短供给侧改革周期,加速创新迭代。

参考文献:

[1] AKHTARUZZAMAN M, BERG N, HAJZLER C. Expropriation risk and FDI in developing countries: does return of capital dominate return on capital[J]. European Journal of Political Economy, 2017, 49(5): 84-107.

[2] 魏浩, 连慧君, 巫俊. 中美贸易摩擦、美国进口冲击与中国企业创新[J]. 统计研究, 2019, 36(8): 46-59.

[3] HELPMAN E. Trade, FDI, and the organization of firms[J]. Journal of Economic Literature, 2006, 44(3): 589-630.

-
- [4]张涵, 李晓澜. FDI 与 OFDI 溢出对高技术产业区域创新的门槛效应研究[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(3):74-81.
- [5]BITZER J, KEREKES M. Does foreign direct investment transfer technology across borders? new evidence[J]. *Economics Letters*, 2008, 18(3):452-465.
- [6]PERRI A, PERUFFO E. Knowledge spillovers from FDI: a critical review from the international business perspective[J]. *International Journal of Management Reviews*, 2016, 18(1):3-27.
- [7]GHEBRIHIWET N. Acquisition or direct entry, technology transfer, and FDI policy liberalization[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2017, 51(3):455-469.
- [8]ZHANG H, SONG S. Promoting exports the role of inward FDI in China[J]. *China Economic Review*, 2000, 11(4):385-396.
- [9]李磊, 冼国明, 包群. “引进来”是否促进了“走出去”——外商投资对中国企业对外直接投资的影响[J]. *经济研究*, 2018, 53(3):142-156.
- [10]唐宜红, 张鹏杨. FDI、全球价值链嵌入与出口国内附加值[J]. *统计研究*, 2017, 34(4):36-49.
- [11]韩超, 朱鹏洲. 改革开放以来外资准入政策演进及对制造业产品质量的影响[J]. *管理世界*, 2018, 34(10):43-62.
- [12]谢子远, 张浩飞, 王佳, 等. 中国高技术产业研发投入为何偏低: FDI 的视角[J]. *科研管理*, 2017, 38(11):1-9.
- [13]田毕飞, 陈紫若. FDI 对中国创业的空间外溢效应[J]. *中国工业经济*, 2016, 33(8):40-57.
- [14]邵玉君. FDI、OFDI 与国内技术进步[J]. *数量经济技术经济研究*, 2017, 34(9):21-38.
- [15]LIANG Z, XUE L. The evolution of china's IPR system and its impact on the patenting behaviors and strategies of multinationals in China[J]. *International Journal of Technology Management*, 2010, 51(51):469-496.
- [16]KEUPP M, BECKENBAUER A, GASSMANN O. How managers protect intellectual property rights in China using de facto strategies[J]. *R&D Management*, 2009, 39(7):211-224.
- [17]胡立君, 郑玉. 知识产权激励、FDI 技术溢出与企业创新绩效[J]. *审计与经济研究*, 2014, 29(5):105-112.
- [18]庄子银, 李宏武. FDI、知识产权与中国的专利结构[J]. *研究与发展管理*, 2018, 30(1):81-91.
- [19]张慧颖, 邢彦. 知识产权激励、外国直接投资与中国出口技术进步研究——基于行业特征的实证分析[J]. *中国科技论坛*, 2018, 34(8):119-128.
- [20]DEMENA, BINYAM, BERGEIJK, et al. Analysis of FDI and productivity spillovers in developing countries[J]. *Journal of Economic Surveys*, 2017, 31(2):546-571.
- [21]李虹含, 贺宁, 汪存华, 等. 产业结构升级的创新驱动效应研究——基于中国省际面板数据的实证分析[J]. *科技进步与*

对策, 2020, 37(2):54-61.

[22]MICHAEL PORTER.Competitive Strategy:techniques for analyzing industries and competitors[M].New York:Free Press, 1980.

[23]徐盈之, 王晶晶.知识产权保护、产学研协同创新与产品质量升级[J].大连理工大学学报(社会科学版), 2017, 38(3): 24-30.

[24]BRUCE HANSEN.Threshold effects in non-dynamic panels:estimation,testing,and inference[J].Journal of Econometrics, 1999, 93(2):345-368.

[25]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, 50(7):174-187.

[26]张勋, 乔坤元.中国区域间经济互动的来源:知识溢出还是技术扩散[J].经济学(季刊), 2016, 15(4):1629-1652.

[27]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, 34(3):46-60.

[28]SZCZYGIELSKI K, GRABOWSKI W, PAMUKCU T.Does government support for private innovation matter?firm-level evidence from two catching-up countries[J].Research Policy, 2017, 46(1):219-237.

[29]PEDRONI P.Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors[J].Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999, 61(S1):653-670.

[30]GREINER A, KAUERMANN G.Debt policy in euro area countries:evidence for Germany and Italy using penalized spine smoothing[J].Economic Modelling, 2008, 25(2):1144-1154.

[31]杨振兵, 张诚.两税合并后外资企业创新效率提升了吗——来自中国制造业的证据[J].财贸经济, 2015, 36(9):19-32.

[32]韩先锋, 宋文飞, 李勃昕.互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J].中国工业经济, 2019, 36(7):119-136.