DOI:10.13502/j.cnki.issn1000-7636.2018.10.006

开放创新与跨国资本流动技术扩散的门槛效应研究

郑飞虎 谷均怡 仲 鑫

内容提要:本文将开放创新的理论范式引入到跨国资本流动分析框架中,探讨微观创新环境演变对跨国资本流入技术扩散效应的影响及其门限变化特征。利用DEA-Malmquist指数分解法测算中国内资工业企业2006—2011年技术进步率,并基于静态面板门限回归方法进行计量分析。研究结果证实:自2006年中国政府提出"创新型国家"发展战略之后,国内创新环境的演变对于跨国资本流入技术扩散效应的门限影响具有极强的正向作用。其中,区域技术市场开放程度、区域高等学校参与积极性对于外资技术扩散效应的门限影响最为显著;区域技术市场健康程度的影响也较显著,但因受到国内知识产权保护水平的发展制约影响相对较弱。本研究工作提供了观察创新制度环境变迁对跨国资本流动技术扩散效应分析的一个新视角。

关键词:开放创新 跨国资本 技术扩散 门限回归

中图分类号:F742 **文献标识码**:A **文章编号**:1000-7636(2018)10-0065-16

一、问题提出

自20世纪80年代以来,中国始终致力于通过大规模引进和吸收跨国资本来促进内资企业的技术进步。根据联合国贸易和发展会议发布的《全球投资趋势监测报告》,中国2014年吸收外资规模达1 196亿美元(不含银行、证券、保险领域),同比增长1.7%,外资流入量首次超过美国成为全球第一。在外资快速进入中国市场的同时,理论界一直存在热点争议:中国内资企业的技术水平是否因为FDI的涌入得以提高?围绕这一问题,学者们进行了大量的理论和实证研究。

学者们以往针对外资企业技术外溢与技术转移的研究取得了丰硕的成果[1-14],但较少关注企业创新模式本身变化可能带来的影响。思考这一问题的一个重要背景在于:直到20世纪90年代,基于资源基础论构建的封闭式创新模式依然盛行于世界各国企业。跨国公司把自身内部的技术研发部门视为唯一的技术来

收稿日期:2018-03-12

基金项目:中央高校基本科研业务费专项资金"开放创新,儒家伦理与企业家精神"(SKZZY2015018)

作者简介:郑飞虎 北京师范大学经济与工商管理学院副教授,博士生导师,北京,100875;

谷均怡 北京师范大学经济与工商管理学院硕士研究生;

仲 鑫 北京师范大学经济与工商管理学院教授、博士生导师,通讯作者。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

源。在跨国公司眼中,相对落后的发展中国家是对知识产权保护毫无认识的“技术荒原”,仅能承接劳动密集型产业和处于生命周期末端的成熟技术。在发展中国家内部,本土的领先企业通常也效法跨国公司,将封闭式创新视为维持自身技术实力的关键,致使区域内优质的技术资源得不到交流。而自 20 世纪末 21 世纪初以来,“开放创新”(open innovation)这一模式兴起并逐渐取代封闭式创新的地位。跨国公司逐步认识到技术全球化给自身带来的挑战,并积极寻求与发展中国家优质技术资源的合作。发展中国家内资企业在跨国公司的影响下也逐步融入这一创新模式,内外资掌控的技术资源出现了积极融合的新趋势。

如果忽视了前述微观环境演变带来企业创新模式的变化,就难以针对 FDI 对内资企业技术进步效应进行深入评估;尤其在当下中国对外投资流量超越外资流入的背景下,很可能无法有效地判断现行 FDI 引进模式在未来经济建设中可能发挥的完整作用。此外,2006 年中国政府提出了发展“创新型国家”的新战略,这一宏观创新政策的实施对于微观创新环境产生了怎样的效果,进而对 FDI 技术扩散效应影响如何也是理论界非常关心的问题。本文旨在将开放创新模式引进 FDI 研究领域:一方面,为国内学者后续探讨中国 FDI 问题提供一个新的研究视角,另一方面也试图进一步拓展开放创新理论的适用范围。

本文的结构安排如下:第一部分介绍了研究背景;第二部分将针对性地回顾国际范围内开放创新理论的研究成果,构建开放创新模式与 FDI 技术扩散效应的理论联系框架,并提出本文的研究假设;第三部分进行实证分析,利用汉森(Hansen,1999)[15]提出的静态面板门限回归方法对本文提出的假设进行检验;第四部分分析实证研究的结果;第五部分为研究结论与建议。

二、理论回顾与假设提出

一般来讲,FDI 促进东道国内资企业技术进步的作用可以归结为技术外溢(technology spillover)和技术转移(technology transfer)两个途径。依据凯夫斯(Caves,1974)的定义,技术外溢是指“企业应用了来自外部的知识而无需支付对价”的行为[16]。技术转移虽然缺少明确的定义,但依据经典研究可知,技术转移是对外直接投资的替代手段。当 FDI 无法开展时,跨国公司可以通过技术转移提高现有技术的边际收益[17]。为便于阐述,本文将 FDI 的技术外溢效应和技术转移效应统称为 FDI 的技术扩散效应(technology distribution),以此概括 FDI 对内资企业技术进步的贡献途径,并在下文沿用这一称谓。

“开放创新”(open innovation)的概念源自切萨布鲁夫(Chesbrough,2003,2006)的研究[18-19],开放创新模式是指企业可以同时利用内部和外部有价值的知识来加快内部创新,并且利用外部的创新来拓展市场。开放创新模式最大的亮点在于鼓励知识和技术的主动转移(inside-outbound)。这一新的创新模式不仅引起了理论界广泛的讨论,也对跨国公司的经营实践产生了深刻影响[20]。开放创新模式可以从以下两方面对 FDI 的技术扩散效应产生影响:

第一,开放创新模式能够增强 FDI 的技术外溢效应,并对内资企业的吸收能力产生直接影响。科恩和利文索尔维斯(Cohen & Levinthal,1990)将吸收能力(absorptive capacity)定义为“企业接近外部知识资源并进行学习和模仿的能力”,认为正是吸收能力的差别决定了一些企业相比于另一些企业能够更好地从外部知识资源中获取收益,企业的吸收能力和企业自己的研发能力是紧密相关的,企业自身的自主创新能力越强,企业吸收外部知识资源的能力也越强[21]。费和伯金肖(Fey & Birkinshaw,2005)进一步提出,在企业自主创新的过程中,内部创新成果和外部知识资源存在互补关系,当企业的创新活动需要来自不同领域的知识时,这一互补作用带来的收益尤为明显[22]。卡佛洛斯(Kafouros,2008)的研究也显示,对外部知识资源的获取可以促进企业更好地利用来自内部的技术进行自主创新,从而提升自身的知识产出能力[23]。在开放创新模式

下,由于跨国公司对内部知识的外部运用持更为积极的态度,这样引进 FDI 的技术外溢效应将大大增强,内资企业在合作过程中通过对外部知识的吸收与消化,可以更好促进自身技术能力的提升。

第二,开放创新模式提高了技术转移的作用。新的创新模式会增加跨国公司向海外 FDI 机构转移 R&D 职能和先进技术的意愿,并鼓励 FDI 机构与东道国内资企业开展技术合作。杰夫等(Jaffe et al., 1993)、阿米德和科格特(Almeida & Kogut,1999)认为,技术的异质性和地理区域相关,特定行业内同一国家的不同企业有较强的技术相似性,这样的外部知识对企业技术水平的促进能力有限[24-25],因此企业应该更加积极地寻求获取本国以外的知识资源和技术成果。在此基础上,卡佛洛斯等(Kafouros et al., 2008)提出,外部知识资源的异质性会影响企业开放创新的效果,企业吸收的外部知识资源越有别于自身的技术体系,企业从中获得的收益就越大,形成的新技术也越具备更强的排他性和竞争力[26]。洛维特等(Lovett et al.,2009)提出,随着知识创新的不断扩散,跨国公司原有的"母国至上"观点已经饱受质疑,作为东道国的发展中国家不再是"技术荒原",而是充斥着异质性知识资源的储备池[27]。荃与切萨布鲁夫(Quan & Chesborough,2010)的研究明确显示,随着知识全球化的发展和开放创新思维的强化,越来越多的跨国公司以 FDI 的形式在发展中国家建立 R&D 机构,而且这些机构正积极地参与母公司的全球市场创新活动[28]。据此,提出假设 1。

假设 1:区域内企业对开放创新模式运用越多,FDI 机构对内资企业的技术扩散效应越强。

除了企业自身运用开放创新模式的影响,区域内创新结构也会影响 FDI 的技术扩散效应。爱茨科维茨(Etzkowitz,2008)将高校、产业和政府并列为促进技术进步的三大结构范畴,并在此基础上提出了国家创新模式的"三螺旋"(triple helix)理论[29]。这一理论认为,在一个成功的创新体系中,高校必须发挥核心作用。相比于跨国公司的 FDI 机构,内资企业往往处于明显的技术劣势,而现有研究已经指出,较大的技术差距不利于内资企业获取 FDI 的技术外溢效应。内资企业之间创新边界的开放虽然可以促进吸收能力的提高,但是其提高程度受到全行业内资企业整体技术水平的限制。在这种情况下,区域内的各大院校可以作为内资企业重要的技术补充。相比于内资企业,高校在技术实力和科研能力上具备优势,如果高校能够积极参与到产业部门的开放创新活动中,有助于提升整个内资产业部门的自主创新能力,从而提高对 FDI 技术的吸收能力。据此,提出假设 2。

假设 2:高校参与区域开放创新的程度越高,FDI 机构对内资企业的技术扩散效应越强。

由于开放创新强调知识与技术的主动转移,这使得知识产权(IPR)保护问题受到学者的高度关注。荃与切萨布鲁夫(2010)针对在华跨国公司的研究指出,为避免给自身技术资源带来威胁,跨国公司倾向于采用内部的"层级分隔机制"(hierarchical segmentation)替代东道国不健全的知识产权保护制度[28]。在这一机制下,跨国公司依然可能将国际领先的技术转移给在东道国设立的海外 R&D 分支机构,以此利用东道国廉价而优秀的人力资本,但是跨国公司较少参与和东道国内资企业相关的技术合作与技术交易(减少技术转移),更愿通过独资经营的方式严密监管和控制自身的技术(防备技术外溢),从而使东道国内资企业难以从中获益。与此同时,跨国公司还可能将自身的核心技术研发活动拆分成彼此独立的模块,仅将适应东道国市场需求的独立技术模块转移给当地的 FDI 机构进行研究,其他核心模块依然保留在母公司内部。如此一来,即使东道国企业可以获取正常的技术外溢与技术转移,其得到的技术在缺少互补模块支持的前提下也无法有效应用,不能给自身的技术水平带来显著的提高。据此,提出假设 3。

假设 3:区域内技术市场健康程度越高,FDI 机构对内资企业的技术扩散效应越强。

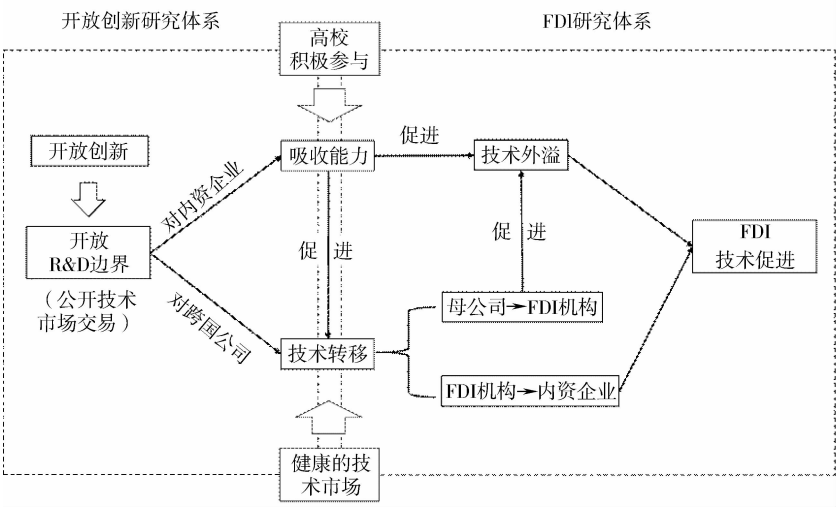


图 1　研究假设与理论框架的逻辑关系

为便于理解,图 1 直观给出了本文理论框架与研究假设的逻辑关系①。

三、模型与变量分析

由于工业部门吸收 FDI 的规模较大,针对 FDI 的技术外溢和技术转移效应的相关研究也多集中于工业部门,本文选取 2006—2011 年中国 30 个省级区域工业部门的经济数据作为分析样本(因数据问题,不包括西藏)。选择上述年份,一则考虑与开放创新理论的相关成果建立联系。切萨布鲁夫(2010)指出,开放创新理论自 21 世纪初开始在经济实践中被接受,到 2005 年左右,世界上多数国家的企业已经将开放创新模式作为自身 R&D 活动的普遍形式[31],因此本文将研究的区间界定在 2006 年以后;二则与国内宏观制度环境保持一致。2006 年中国加入 WTO 保护过渡期结束,完整意义上与国际接轨成为开放常态;此外,这一年中国政府提出建设"创新型国家"战略,这两方面变化构成了研究开放创新模式非常适宜的背景环境。

下文中首先依据现有理论构建本文的基础模型,并对基础模型中相关变量的选取进行阐述和测算。然后,引入汉森(1999)[15]的理论,依据前文提出的假设构建门限回归模型,并解释不同门限变量的选取。

1. 基础模型构建与变量选取

参考费德(Feder,1982)[32]经典研究的基本思路,可以将整个工业分为两大部门,即内资工业部门(N)和外资工业部门(F)。内资工业部门包括国有独资企业、国有控股企业和民营经济,外资工业部门包括外商独资企业、中外合资经营企业以及中外合作经营企业,此处将港澳台商的投资企业视为外资的一部分。本文主要关注的是内资工业部门的技术进步情况,因此,首先依据常用的柯布 - 道格拉斯(Cobb-Douglas)生产函数,描述内资工业部门的生产情况:

$$Y_{it}^{N} = A_{it}^{N} \cdot F(L_{it}^{N}, K_{it}^{N}) \tag{1}$$

① 开放创新这一术语与诸如"研发外包""技术外购""跨国搜寻"等术语密切相关,其中心意思旨在表明企业通过将外部从事的探索活动与企业内部的研发活动相结合来拓展其创新过程的理念[30]。上述定义较好描述了本文所研究的开放创新概念实质:即企业打开 R&D 边界开展双向探索活动,并通过公开技术市场开展交易。

式(1)中,i 表示区域,即不同的省级区域,t 表示年份。Y_{it}^N 代表 i 区域 t 年中内资工业部门的总产值,以此类推,L_{it}^N 代表内资工业部门为获得产值而投入的劳动要素,K_{it}^N 代表内资工业部门为获得产值而投入的资本要素,而独立于函数之外的 A_{it}^N 则反映了内资工业部门的生产技术水平。

在一个开放的经济环境中,内资工业部门技术水平的提升主要源自以下两方面:一方面,内资部门的工业企业自身有科研活动,企业投入的科研经费可以提升企业的自主创新能力。另一方面,内资工业部门的企业会受到外资企业的影响,在单位 FDI 的技术外溢和技术转移效果既定的情况下,区域内工业部门 FDI 的规模越大,内资企业获得的技术扩散就越多。由此,结合张宇(2008)[6]的研究,可以用如下函数表示内资工业部门的技术水平:

$$A_{it}^N = \varphi(R\&D_{it}^N, FDI_{it}^F) \tag{2}$$

式(2)中,$\varphi(\cdot)$ 为一次奇函数,$R\&D_{it}^N$ 表示内资工业部门对自身科研活动的投入,FDI_{it}^F 表示区域内的外商直接投资额度,两者都对内资工业部门的技术水平起到促进作用。

技术水平本身无法直接观测,本文利用 DEA-Malmquist 指数法对内资部门的全要素生产率(TFP)进行分解,得出内资部门的技术进步指数,并以这一指标为基础,构建反映内资部门技术水平的变量。另外,式(2)中两个主要自变量对内资技术水平的影响程度还受到一系列其他因素的干扰,就这一问题国内学者也给予了比较充分的研究和探讨。在此基础上,对式(2)的函数进行一次线性化,可以得到如下的线性方程:

$$\ln TECH_{it}^N = \alpha + \beta_1 \ln R\&D_{it}^N + \beta_2 \ln FDI_{it}^F + \beta_3 \ln X_{it}^N + \mu_i + \varepsilon \tag{3}$$

式(3)中,$TECHN_{it}$ 是根据全要素生产率的分解指标构建的变量,反映了内资工业部门的技术水平,X_{it}^N 代表影响内资工业部门技术水平的其他因素。μ_i 表示了源自不同省份的固定效应。ε 为其他未能明确考虑的因素产生的影响,属于模型的误差项。依据现有的实证研究,上式中其他因素 X_{it}^N 主要包括如下四个方面:人力资本存量(EDU)、外贸依存度(EXP)、基础设施建设水平(IT)和经济结构(SER)。通过对式(3)进行扩展,可以得到本文实证研究的基础模型,即:

$$\ln TECH_{it} = \alpha + \beta_1 \ln R\&D_{it} + \beta_2 \ln FDI_{it} + \beta_3 \ln EDU_{it} + \beta_4 \ln EXP_{it} + \beta_5 \ln IT_{it} + \beta_6 \ln SER_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

由于样本期间包括了 2008 年全球金融危机,而金融危机可能导致微观创新环境演变对跨国资本流入技术扩散效应的影响发生结构性变化,同时也可能引起金融市场对跨国资本流入技术扩散效应的认识发生改变。因此,本文在式(4)的基础上引入反映金融危机的虚拟变量($crisis$)以及金融危机虚拟变量和 FDI 的交叉项($crisis \times \ln FDI$),研究金融危机本身对跨国资本流入扩散效应的影响。本文将 2008 年以前视为危机前,金融危机虚拟变量为 0,将 2008 年以后(包括 2008 年)视为危机期间,金融危机虚拟变量为 1。回归模型如下:

$$\begin{aligned} \ln TECH_{it} = {} & \alpha + \beta_1 \ln R\&D_{it} + \beta_2 \ln FDI_{it} + \beta_3\, crisis_{it} \times \ln FDI_{it} + \beta_4\, crisis_{it} + \beta_5 \ln EDU_{it} \\ & + \beta_6 \ln EXP_{it} + \beta_7 \ln IT_{it} + \beta_8 \ln SER_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{5}$$

本文实证研究以内资工业部门的技术水平为被解释变量,通过使用 DEA-Malmquist 指数法分解内资工业部门的全要素生产率来构建相应的指标。继凯夫斯等(Caves et al., 1982)[33]首先将 DEA-Malmquist 指数法应用于全要素生产率测算之后,这一方法在国内外的相关研究中已经得到了广泛的认可。依据库玛(Kumar, 2002)[34]的研究,这一方法的优点主要体现在以下两方面:首先,通过这一方法可以对全要素生产率进行分解,从而为更加详细和精确的分析企业技术进步提供了可能;其次,这

一方法在测算全要素生产率的过程中不受具体函数形式的限制,有效避免了因为函数形式设定不当而导致的偏差和错误。

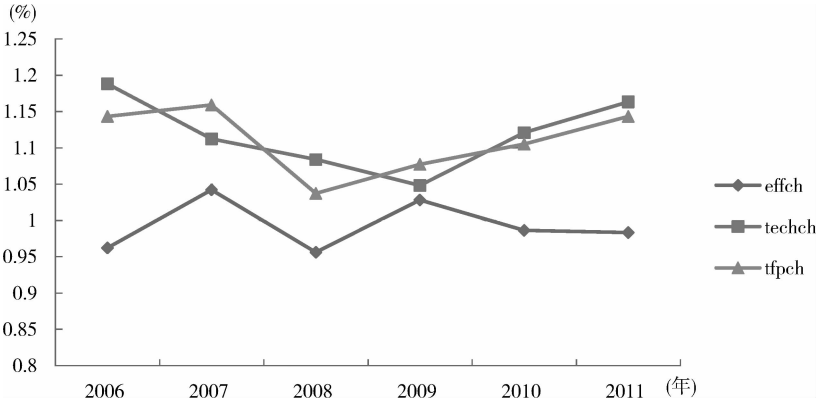
为计算 Malmquist 指数,需要对决策单元的投入要素和产出要素进行界定,根据全要素生产率的定义,投入要素应该包括资本投入和劳动投入两种,而产出则是工业生产总值。另外,为提高计算的精准性,还应该考虑工业部门的中间品投入[35]。

因为当年的投资存在时滞,影响企业当年产出水平的资本投入主要是企业的资本存量。通过《中国工业经济统计年鉴 2005—2012》可以获得各区域内资工业部门的固定资产年均余值,借鉴以往研究的做法,利用永续盘存法对数据进行调整,得到各区域当年的资本存量,具体调整方法如下:

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t / P_t \tag{6}$$

式(6)中 K_t 表示时期 t 的资本存量,δ 为折旧率,参考以往研究选取 10%,I_t 为当年投资,即 ΔK_t。P_t 为时期 t 对应的固定资产形成价格指数,数据来自历年《中国统计年鉴》,经过调整后以 2004 年为基期。基期资本存量用 2004 年固定资产年末余值表示。

对于中间品投入,因为缺乏私营部门的增加值数据,因此无法利用总产值减增加值的方法得到对中间品投入的估算。以往学者多用企业的流动资产总额表示中间品投入,虽然这一数据相对容易获取,但考虑到流动资产组成情况复杂,并非最优的替代指标。本文中,参考国家统计局统计条目的分类定义,用企业当年存货和产成品的差额表示中间品投入,同时利用设备工具购置价格指数进行平减,同样以 2004 年作为基期。



注:effch 代表技术效率指数,大于 1 表示利用效率增强;techch 代表技术进步指数,大于 1 表示技术进步;tfpch 代表全要素生产率指数。

图 2 2006—2011 年全国平均全要素生产率和相关指标变动

工业部门的劳动投入用当年从业人员平均人数表示,不同区域的产出用历年的工业总产值表示,二者数据均来自历年《中国工业经济统计年鉴 2005—2012》。部分相关的研究以区域的工业增加值作为产出变量,黄阳华和夏良科(2013)以及沈能(2006)的研究已经指出了这一做法的弊端和错误[36-37],此处不再详述。

依据计算结果(见图 2)可知,从 2006—2011 年,中国各省级区域内资工业部门的全要素生产率都有提升,其主要动力来自企业技术水平的不断提高;与此同时,多数省级区域内资工业部门对现有技术的利用效率在不断恶化。这一结果与黄阳华和夏良科(2013)[36]的结果基本一致。

最后,因本文研究关注的是 FDI 对内资部门技术水平的扩散效应,而技术进步指数反应的是内资部门技术水平的变动率,因此需要对这一指标进行调整。具体做法是,以基期(此处为 2005 年)为准,用 t 年的技术

进步指数乘以 $t-1$ 年的技术进步指数得到 t 年技术水平的表示,以此作为回归的因变量(*TECH*)。

结合国内外现有实证研究,本文共选取六个变量作为模型的解释变量,其中变量 *FDI* 是本文中门限回归的目标变量(见表 1)。

表 1 主要解释变量释义

内资部门科技支出(*R&D*)	以各省级区域内资范畴中规模以上工业企业的人均 R&D 经费支出表示,来源:《中国科技统计年鉴》和各地区的省统计年鉴
外商投资水平(*FDI*)	各省级区域当年实际利用外资的总量表示区域的外商投资水平,经换算与调整,来源:《中国统计年鉴》
人力资本存量(*EDU*)	各省级区域的人均受教育年限,来源:《中国人口统计年鉴》
出口依存度①(*EXP*)	各省级区域货物出口总额与地区生产总值的比重,来源:《中国统计年鉴》
基础设施建设(*IT*)	各省级区域每平方公里通信光缆长度,来源:《中国统计年鉴》
经济结构(*SER*)	各省级区域第三产业总产值占国内生产总值比重,来源:《中国统计年鉴》

2. 门限回归模型构建与门限变量选取

汉森(1999)指出,"门限效应"(threshold effect)是一种现实经济中普遍存在的情况。某一经济变量对另外一个变量的影响效果,可能受到其自身强度的影响[15]。开放创新与封闭创新属于相对范畴的概念,切萨布鲁夫(2003、2006)指出,在同一时期同一区域内,这两种创新模式是并存的,即使在同一企业内部,也同时存在开放的创新活动和封闭的创新活动[18-19]。在中国的任何一个区域内,这两种模式也是并存的,但是如果开放创新活动的数量很少,封闭创新模式依然占主要地位,那么开放创新的诸多益处就无法有效实现,内资企业接受 FDI 技术扩散的效果也会受到影响。相反,当开放创新活动在整个区域内所占的比重超过某一水平后,其相对于封闭创新的优势就能得到发挥,从而改善内资企业接受 FDI 机构技术外溢和技术转移的效果。门限效应反映了一个由量变到质变的过程,显然更加符合真实经济的运行情况。高等学校参与程度和技术市场健康程度同样是相对范畴的概念,也应该存在如上所述的门限影响特征。因此,本文提出的假设 1—假设 3 在对 FDI 技术扩散作用产生影响时,都应存在门限效应。

汉森(1999)的研究提出了面板数据门限回归的思想和方法。对于有固定效应的面板数据,可以考虑将其依照某个门限变量 q 进行分类,从而构建如下的回归模型:

$$\begin{cases} Y_{it} = \beta_1 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} & (q_{it} \leqslant \gamma) \\ Y_{it} = \beta_2 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} & (q_{it} \geqslant \gamma) \end{cases} \tag{7}$$

式(7)中,q_{it} 为门限变量,γ 是需要进行估计的门限值,μ_i 表示不同单位的固定效应。在这一模型中,解释变量 X_{it} 不能包括被解释变量的滞后项,即必须采用静态模型。通过定义一个示性函数 $I(\cdot)$ 可以将式(7)简化为如下形式:

$$Y_{it} = \beta_1 X_{it} \cdot I(q_{it} \leqslant \gamma) + \beta_2 X_{it} \cdot I(q_{it} \geqslant \gamma) + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{8}$$

在短面板数据情况下,依据大样本渐进性展开,通过进一步定义 $\beta \equiv \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix}$ 和 $X_{it}(\gamma) \equiv \begin{pmatrix} X_{it} \cdot I(q_{it} \leqslant \gamma) \\ X_{it} \cdot I(q_{it} \geqslant \gamma) \end{pmatrix}$,

① 在研究贸易指标影响技术创新外溢效应时,部分学者选择出口依存度在于考虑出口贸易的干中学效应、竞争效应及产业关联效应[37];也有学者选择进口依存度,认为进口贸易的干中学效应对于技术外溢影响会更大[38]。在本文研究中,主要采取了出口依存度,但后面稳健性检验中用了进口依存度来测算,感谢匿名审稿人指出这一处理方法。

可以将式(8)简化,得到:

$$Y_{it} = \beta X_{it}(\gamma) + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{9}$$

对样本的第 i 个个体,将式(9)按时间求平均值,可以得到:

$$\overline{Y_i} = \beta \overline{X_i}(\gamma) + \mu_i + \overline{\varepsilon_i} \tag{10}$$

式(9)和式(10)相减,得到:

$$Y_{it} - \overline{Y_i} = \beta[X_{it}(\gamma) - \overline{X_i}(\gamma)] + (\varepsilon_{it} - \overline{\varepsilon_i}) \tag{11}$$

对式(11),采用两步法估计。首先给定一个 γ 取值,对式(11)进行组内估计,得到相应的估计系数 $\hat{\beta}(\gamma)$ 和相应的残差平方和 $SSR(\gamma)$。第二步是寻找最合适的门限值。在面板数据中,门限值 γ 一共可以有 $N \times T$ 个可能的取值,筛选的标准是使得残差平方和最小。假定当门限值取 $\hat{\gamma}$ 时,回归的残差平方和 $SST(\hat{\gamma})$ 是所有 $SSR(\gamma)$ 中最小的,则可依据此 $\hat{\gamma}$ 对式(7)进行分组回归,即门限回归。

依据前文提出的研究假设,本文选取以下三个变量作为门限变量:

(1)区域创新开放程度(*OPEN*)

国家科技部对不同省级区域的技术市场交易有直接统计,但是技术交易额的绝对水平受到区域经济发展水平、区域面积等多方面因素的影响,难以精确地体现不同区域的创新开放程度。因此,本文用各省级区域技术市场交易额占当年总产值的比重表示不同区域的创新开放程度,比例越高,说明这一区域内的企业更加积极地参与开放创新活动,更加符合开放创新理论的要求。

(2)高校参与程度(*SCHOPEN*)

根据切萨布鲁夫(2010)的研究,高等学校参与产业部门开放创新的方式不限于公开市场的技术交易[31]。企业可以在高校投资设立研究所进行长期的技术合作,可以招募高校教师进入自己的研究队伍,同时高校也可以设立校办企业,从而进入产业部门内部的技术交易网络之中。在“三螺旋”理论中,衡量高校创新开放程度的指标是高校专利保有量和论文发表量的比重,因为专利可以通过多种渠道被产业部门利用,但是论文仅仅是学术成果(社会科学成果多数不能申请专利),不能对经济建设做出直接贡献。因此,一所高校越倾向于参与技术市场化活动,其对专利申请的重视程度就越高。本文直接采用高校当年专利授权量来衡量高校参与开放创新的程度,相关数据来自历年《中国高等学校统计资料汇编》。

(3)技术市场健康程度(*INFIP*)

侵犯知识产权的活动具有一定的隐蔽性,难以精确地进行统计,知识产权制度的健康程度也缺乏统一的量化标准。从数据的可获得性出发,本文用区域内立案的各种专利违法案件数量和当年区域内专利授权总量的比值表示区域技术市场的健康程度,这一指标即可以反映相关企业的知识产权意识,有效减少了区域经济发展水平等因素带来的干扰。

四、实证结果及讨论

(一)基本回归结果

1. 基础模型

采用 2006—2011 年中国 30 个省级区域工业部门的面板数据,时间跨度 $T = 6$,个体数量 $N = 30$,属于

小样本短面板数据。首先,用固定效应模型和随机效应模型分别对基础模型即式(4)和式(5)进行回归,得到估计结果后,利用豪斯曼(Hausman)检验比较固定效应模型和随机效应模型的估计效果,以此确定汉森理论的适用性。表 2 给出了应用 STATA15 软件计算的回归结果,其中模型(1)和模型(3)属于固定效应模型,模型(2)和模型(4)属于随机效应模型。

表 2　基础模型回归结果

	(1) 稳健固定效应	(2) 稳健随机效应	(3) 稳健固定效应	(4) 稳健随机效应
ln*FDI*	0.111 *	-0.014	0.009	-0.011 **
	(2.54)	(-0.92)	(0.99)	(-2.05)
crisis			-0.091 ***	-0.046 ***
			(-4.32)	(-5.05)
ln*FDI* × *crisis*			-0.011 *	-0.018 ***
			(-1.97)	(-2.61)
ln*R&D*	0.116 **	0.215 **	0.044 **	0.037 **
	(3.15)	(3.05)	(2.12)	(2.26)
ln*EDU*	3.002 ***	1.243 ***	1.106 ***	0.491 ***
	(9.72)	(6.75)	(9.02)	(5.45)
ln*EXP*	-0.074 *	-0.143 ***	-0.049 ***	-0.016 **
	(-2.66)	(-6.37)	(-2.99)	(-2.47)
ln*IT*	0.192 ***	0.034	0.111 ***	0.024
	(4.54)	(1.01)	(5.12)	(0.43)
ln*SER*	-0.024	-0.118	-0.122	-0.007
	(-0.16)	(-0.86)	(-1.24)	(-0.45)
常数项	-8.363 ***	-2.929 ***	-2.569 ***	-1.008 ***
	(-11.93)	(-6.50)	(-5.52)	(-4.83)
豪斯曼检验	*F* = 115.99 ***		*F* = 35.10 ***	
	(0.000 0)		(0.000 3)	
N	180	180	240	240

注:括号内为 *t* 值;*、**、*** 分别表示在 10%、5% 以及 1% 的显著性水平显著。

根据模型(1)和模型(2)的豪斯曼(Hausman)检验结果,本文采用固定效应模型。模型(1)的回归结果与国内学者的以往研究一致。外商投资对内资工业部门的技术水平存在正向的影响,而且其影响强度基本和内资工业部门自身 R&D 投入的影响强度相同,只是显著性水平比较低。对内资工业部门的技术水平影响最强的是区域的人力资本存量,不论是对于企业的自主创新能力还是对于企业的吸收能力,区域的人力资本都发挥着极为重要的作用,印证了以往研究得出的结论。出口依存度和内资工业部门的技术水平负相关,这凸显了中国低层次对外贸易造成的不利影响,生产加工型 FDI 的存在抑制了内资部门的技术进步。区域基础设施建设对内资工业部门的技术水平也存在显著的正影响,证实了互联网发展带来的促进作用。最后,区域内第三产业的发展对内资工业部门的技术水平不存在显著的影响。通过对数据的进一步分析可以

发现,区域内第三产业的发展存在两种效应:在有利于工业部门技术进步的同时还可能对工业部门产生挤占作用。北京、上海等经济发达的区域往往将第三产业作为经济支柱,导致其原有工业企业的生产部门逐渐向相邻的其他省份迁移,而相应的工业产出也被记入临近地区的总产值中。变量 *SER* 的回归系数为负数,有可能受到这种挤占作用的影响更明显。

模型(3)和模型(4)的豪斯曼(Hausman)检验结果显示,在考虑金融危机的冲击后,本文仍采用固定效应模型。回归结果(表 2 模型 3)显示,即使考虑全球金融危机的影响,外商投资对内资工业部门的技术水平仍存在正向的影响,但不显著。此外,模型(3)还产生了两个新的结论:第一,金融危机本身对内资工业部门的技术水平的影响显著为负。本轮金融危机爆发后,内资工业部门的技术水平平均下降 0.091%;第二,金融危机虚拟变量和外商投资交互项的系数显著为负。这表明金融危机爆发后,外商投资对内资工业部门的技术水平的正向促进作用显著削弱。其原因可能是全球金融危机爆发后,微观创新环境和外商投资面临的监管环境日趋严格,跨国资本的流动减少且更为谨慎等因素所致。

2. 门限模型

针对模型(3),本文进行了门限回归分析。三个门限变量对 *FDI* 的影响如表 3 所示。

表 3 门限回归结果

	变量名	回归系数(稳健标准差)	标准差	*t*	*P*
区域创新开放程度	ln*FDI*(弱开放组)	0.075 1	0.023 9	3.141 7	0.00 2
	ln*FDI*(强开放组)	0.664 2	0.127 3	5.219 4	0.000 0
	门限值		区域创新开放程度 = 0.066 0		
	LM 检验		31.692 3(0.000 0)		
高校参与程度	ln*FDI*(弱开放组)	0.043 6	0.019 1	2.290 0	0.024 0
	ln*FDI*(强开放组)	0.061 1	0.019 9	3.070 0	0.003 0
	门限值		高校参与程度 = 26.000 0		
	LM 检验		95.87(0.000 0)		
技术市场健康程度	ln*FDI*(弱侵权组)	0.110 7	0.031 4	3.528 2	0.000 6
	ln*FDI*(强侵权组)	0.103 9	0.031 5	3.298 3	0.001 2
	门限值		技术市场健康程度 = 0.002 2		
	LM 检验		4.561 3(0.026 7)		

由表 3 可知,区域开放创新程度、高等学校参与产业部门开放创新的积极性和区域技术市场健康程度对内资工业部门获取 FDI 的技术促进效应均具有显著的正向门限影响。区域开放程度的门限值水平为6.6%,当区域内技术市场交易额占区域生产总值的比重小于 6.6% 时,样本为低开放组,反之则为高开放组。在低开放组中,变量 FDI 对内资工业部门技术水平的边际影响为 0.075 1,而在高开放组中,变量 FDI 对内资工业部门技术水平的边际影响为 0.664 2,两者相差将近 9 倍。LM 检验是汉森(1999)设计的以不存在门限效应为原假设的检验,用以检验门限回归是否适用于相应的数据分析。表 2 显示,可以在极高的显著性水平上拒绝 LM 检验的原假设,因此区域开放创新程度的门限影响特征是显著存在的。

高校参与产业部门开放创新程度的门限值水平为 26.00。在低开放组中,变量 FDI 对内资工业部门技术水平的边际影响为 0.043 6,而在高开放组中,变量 FDI 对内资工业部门技术水平的边际影响为 0.061 1,

后者为前者的 1.4 倍。LM 检验的结果显示,在极高的显著性水平上,这一回归可以拒绝不存在门限效应的原假设。区域内知识产权受侵害程度的门限值水平为 0.224%。在高侵害组中,变量 FDI 对内资工业部门技术水平的边际影响为 0.103 9,而在低侵害组中,变量 FDI 对内资工业部门技术水平的边际影响为 0.110 7,后者略高于前者。LM 检验的结果显示,这一回归可以在较高的显著性水平上拒绝不存在门限效应的原假设,区域技术市场健康程度的门限影响特征是显著的。

实证分析显示,技术市场健康程度对内资工业部门获取 FDI 技术扩散效应的门限影响较弱,这一结果主要受到中国总体技术市场健康程度较低的影响。通过对变量的进一步分析可以发现,专利违法案件的数量和专利授权量之间有某种程度的正向联系,专利违法案件极少或者为零的样本,仅出现在西部的青海、新疆、广西等经济发展水平和技术水平相对落后的区域,而北京、上海、广东、浙江等东部地区的专利违法案件则普遍较多。这一结构使得技术市场健康程度对 FDI 技术扩散效应存在"双向"的影响:一方面,在经济发达地区之间,技术市场健康程度的提高有利于增强 FDI 的技术扩散效应;另一方面,相比于经济发达地区,技术水平落后的中、西部欠发达地区拥有"更健康"的技术市场。这种"双向"影响削弱了技术市场健康程度的促进作用。

(二)稳健性检验

本文采用两种方法进行稳健性检验:首先,使用进口依存度替换出口依存度重新对原模型(模型(3))进行估计;其次,以 2012 年—2016 年中国 30 个省级区域工业部门的经济数据为样本单独进行面板分析。

1. 进口依存度

基于 2006—2011 年的面板数据,本文用进口依存度(*INP*)替代出口依存度(*EXP*)重新对模型(3)进行回归,具体结果见表 4。

表 4　基础模型回归结果

	(1) 稳健固定效应	(2) 虚拟度量法	(3) 稳健随机效应	(4) 极大似然估计法
ln*FDI*	0.112***	0.003	0.015	0.018
	(4.910)	(0.450)	(1.380)	(1.450)
ln*R&D*	0.009***	0.073	0.142**	0.155**
	(3.590)	(1.510)	(2.310)	(2.360)
ln*EDU*	0.364	0.297*	0.564***	0.603***
	(0.840)	(1.800)	(2.660)	(2.680)
ln*INP*	-0.001*	-0.000	-0.001**	-0.001**
	(-1.770)	(-1.410)	(-1.940)	(-2.030)
ln*IT*	0.282**	-0.006	-0.020	-0.023
	(2.280)	(-0.320)	(-0.720)	(-0.790)
ln*SER*	0.086	0.000	0.004**	0.004**
	(0.840)	(0.110)	(2.060)	(2.060)
常数项	-1.901**	1.485***	1.703***	1.716***
	(-2.090)	(4.870)	(4.100)	(3.960)
豪斯曼检验		*F* = 16.880 0***		
		(0.009 7)		
N	180	180	180	180

注:括号内为 *t* 值;*、**、*** 分别表示在 10%、5% 以及 1% 的显著性水平显著。

根据豪斯曼检验检验结果,本文采用固定效应模型,即表 4 中列(1)。列(1)的回归结果与表 2 中的列

(1)基本相同,外商投资、内资工业部门自身 R&D 投入和区域基础设施建设对内资工业部门的技术水平均存在正向的影响;进口依存度和内资工业部门的技术水平仍为负相关关系,再次印证了中国低层次对外贸易造成的不利影响;区域内第三产业的发展对内资工业部门的技术水平不存在显著的影响,说明表 2 中的固定效应模型(1)是稳健的。

2. 基于 2012—2016 年数据

2011 年以后,中国规模以上工业企业统计起点标准由主营业务收入 500 万元提高到 2 000 万元。标准提高以后,2 000万元以下的工业企业纳入季度规模以下工业企业抽样调查。基于此,本文不能对 2006—2016 年的数据直接进行回归。由于工业企业的统计口径发生变化,2012 年及以后的数据均来自各省统计年鉴,所有数据均为规模以上工业企业的数据。在计算 2012—2016 年各省的技术进步指数时,基期资本存量用 2011 年固定资产年末余额表示,且在处理变量时所用的所有价格指数均以 2011 年为基期(回归结果见表 5)。

表 5 基础模型回归结果

	(1) 稳健固定效应	(2) 虚拟度量法	(3) 稳健随机效应	(4) 极大似然估计法
ln*FDI*	0.118***	0.005	0.018*	0.023*
	(5.100)	(0.690)	(1.720)	(1.830)
ln*R&D*	0.067	0.087*	0.151**	0.163**
	(0.630)	(1.840)	(2.500)	(2.550)
ln*EDU*	0.327	0.319**	0.575***	0.622***
	(0.750)	(2.100)	(2.760)	(2.790)
ln*EXP*	0.001	-0.001	-0.002**	-0.003**
	(0.340)	(-1.500)	(-2.040)	(-2.090)
ln*IT*	0.274**	0.002	-0.002	-0.006
	(2.170)	(0.110)	(-0.090)	(-0.180)
ln*SER*	0.009***	0.000	0.003*	0.004**
	(3.560)	(0.020)	(1.910)	(2.090)
常数项	-1.900**	1.448***	1.625***	1.639***
	(-1.990)	(4.260)	(3.970)	(3.730)
豪斯曼检验		*F* = 48.430 0***		
		(0.000 0)		
N	150	150	150	150

注:括号内为 *t* 值;*、**、*** 分别表示在 10%、5%以及 1%的显著性水平显著。

表 5 中,豪斯曼检验检验的结果显示应该采用固定效应模型而不是随机效应模型。列(2)没有报告虚拟变量法回归中个体虚拟变量的回归系数,在 30 个代表不同省级区域的虚拟变量中,共有 18 个内资工业部门的技术水平存在显著的影响。表 5 中列(1)表明,外商投资对内资工业部门的技术水平具有显著的正面影响。而且,估计结果进一步证明,如果外商投资增加 1%,则内资工业部门的技术水平提高 0.118%。区域基础设施建设对内资部门的技术水平仍存在显著的正影响,且影响程度大于 2006—2011 年,再次证实了互联网发展带来的促进作用,同时影响程度逐渐增大。区域内第三产业的发展对内资部门的技术水平存在显著的促进作用,这与

2006—2011 年的回归结果相反。这表明区域内第三产业发展两种效应发生了可喜的变化:对工业部门的挤占作用逐年减小,而技术促进作用逐年增加,2012 年以后促进作用大于挤占作用①。此外,内资工业部门自身 R&D 投入、区域人力资本存量和出口依存度对内资工业部门的技术水平存在正向影响,但不显著(门限回归果见表 6)。

表 6 门限回归结果

	变量名	回归系数(稳健标准差)	标准差	*t*	*P*
区域创新开放程度	ln*FDI*(弱开放组)	0.074 1	0.022 7	4.620 0	0.00 0
	ln*FDI*(强开放组)	0.104 6	0.026 5	2.800 0	0.006 0
	门限值		区域创新开放程度 = 0.012 7		
	LM 检验		699.425(0.000 0)		
高校参与程度	ln*FDI*(弱开放组)	0.080 5	0.022 9	3.520 0	0.001 0
	ln*FDI*(强开放组)	0.117 2	0.021 3	5.500 0	0.000 0
	门限值		高校参与程度 = 155.000 0		
	LM 检验		668.466(0.000 0)		
技术市场健康程度	ln*FDI*(弱侵权组)	0.105 5	0.022 9	4.600 0	0.000 0
	ln*FDI*(强侵权组)	0.115 2	0.022 4	5.120 0	0.000 0
	门限值		技术市场健康程度 = 0.011 6		
	LM 检验		605.185(0.000 0)		

注:括号内为 *t* 值;*、**、*** 分别表示在 10%、5% 以及 1% 的显著性水平显著。

表 6 的回归结果显示,在 2012—2016 年,区域开放创新程度、高等学校参与产业部门开放创新的积极性和区域技术市场健康程度对内资工业部门获取 FDI 的技术促进效应仍均具有显著的正向门限影响。

在 2012—2016 年,区域开放程度的门限值水平为 1.27%,当区域内技术市场交易额占区域生产总值的比重小于 1.27% 时,样本为低开放组,反之则为高开放组。在低开放组中,变量 FDI 对内资工业部门技术水平的边际影响为 0.074 1,而在高开放组中,变量 FDI 对内资工业部门技术水平的边际影响为 0.104 6,两者相差 1.41 倍。同时,本文可以在极高的显著性水平上拒绝 LM 检验的原假设,因此区域开放创新程度的门限影响特征是显著存在的。

高校参与产业部门开放创新程度的门限值水平为 155.00。在低开放组中,变量 FDI 对内资工业部门技术水平的边际影响为 0.080 5,而在高开放组中,变量 FDI 对内资工业部门技术水平的边际影响为 0.117 2,后者为前者的 1.46 倍。LM 检验的结果显示,在极高的显著性水平上,这一回归可以拒绝不存在门限效应的原假设。区域内知识产权受侵害程度的门限值水平为 1.16%。在高侵害组中,变量 FDI 对内资工业部门技术水平的边际影响为 0.115 2,而在低侵害组中,变量 FDI 对内资工业部门技术水平的边际影响为 0.105 5,前者略高于后者。LM 检验的结果显示,这一回归可以在较高的显著性水平上拒绝不存在门限效应的原假设,区域技术市场健康程度的门限影响特征是显著的。

① 这一实证结果支持了匿名审稿人的一个建议:随着制造业服务化程度的加深、生产性服务业在制造业生产中的作用趋强,制造业本身可能较少直接从事 R&D 活动,但从上游行业投入中间接得到了 R&D 投入。本文限于精力与技术原因没有进一步考虑加权的行业特征,但是开放创新环境下产业之间的联系加强效应是明显的。

综上所述,两种稳健性检验均显示外商投资对内资工业部门的技术水平具有显著的正面影响,同时区域开放创新程度、高等学校参与产业部门开放创新的积极性和区域技术市场健康程度对内资工业部门获取 FDI 的技术促进效应均具有显著的正向门限影响。因此,可以认为表 2 中的固定效应模型(1)具有较强的稳健性。

五、结论与建议

本文研究的目的旨在分析开放创新模式对中国内资企业获取 FDI 技术扩散效应的影响,通过对中国 30 个省级区域 2006—2016 年内资工业部门相关数据的门限回归,主要研究结论如下:首先,区域内公开技术市场的发展有助于增强内资企业对 FDI 技术扩散效应的获取。当技术市场的发展规模达到一定程度后,这种增强效果会得到极大幅度的提升。其次,区域内高等学校参与产业部门开放创新活动的积极性对内资部门获取 FDI 的技术扩散效应存在正向的影响。当区域内高等学校申请专利的规模达到一定程度后,高校在产业部门技术进步中发挥的作用也会得到一定程度的提高。最后,区域内技术市场的健康程度同样和内资企业获取 FDI 技术扩散效应的效果正相关。减少区域内各种专利违法案件的发生率,加大知识产权的保护力度,外资企业与东道国内资企业之间的合作意愿就会提升,从而有助于促进内资部门对 FDI 技术的有效获取。当技术市场的健康发展达到一定程度后,这种促进作用同样可以得到一定程度的加强。

此外,从两个时间阶段的门限效应研究来看,开放创新的微观环境对于内资工业部门获取 FDI 的技术扩散效应可能存在倒 U 型关系,即从 2006—2011 年,开放创新带来的门限效果非常强烈,这与当时中国加入 WTO 过渡期刚结束,同时国家大力推行“创新型国家”战略等制度背景的强刺激影响有关;而在 2012—2016 年,当开放创新的制度环境逐步为微观主体适应后,相应的门限效果也就恢复了常态,表现在模型中,强弱开放组的比值差距比前一时期要降低,但是总体上正向影响作用是非常明显的。由此可见,为了使 FDI 的引入能够更好地惠及中国的经济增长和经济结构转型,建设并发展国内技术市场的重要性不容忽视。在发展这一市场的同时,如果能鼓励各类高等院校不断拓展和产业部门的技术合作,并且不断提高这一市场的健康程度,则可以获取更加积极的效果。

结合相关理论和研究成果,针对性地提出两点政策建议:

第一,加强制度建设,助力技术市场健康发展。

开放创新模式可以给企业带来大幅的收益增加,这一点不论是来自发达国家的跨国公司还是东道国的内资企业都有目共睹。但在中国,由于外部知识产权保护制度尚未健全,相当一部分内资企业依然保留着传统的封闭创新模式。在内资经济部门中,对领先企业的新产品进行仿造的行为屡见不鲜,这使很多具备创新精神的企业不得不选择“专利包围”的传统战略来保护自身的利益,并尽可能阻断外界和自身研发项目的一切接触。相比于受政府重视程度较高的国有经济部门,这种“专利包围”在民营经济部门表现得更为显著,从而极大地影响了中国民营企业创新能力的整体提升,使民营企业难以在这方面发挥出活跃市场的作用。

此外,不规范的外部环境降低了跨国公司和中国内资企业进行技术合作和技术交易的积极性,使跨国公司倾向于在中国更多保留传统的封闭创新模式,减缓了母公司向设立在中国的 FDI 机构转移新技术的步伐。有鉴于此,中国政府应该继续加大对专利违法行为的打击力度,常态化地增强对知识产权市场的监督和检查,努力构建一个更加健康的知识产权市场。此举既有利于提高开放创新模式在中国的应用程度,从而提高内资企业的技术水平,又有利于吸引更多的外资先进技术向中国转移。

第二,做好“公共资本家”,促进高等学校积极参与产业部门的技术创新。

本文的研究结果显示出高等学校参与产业部门技术创新的重要作用。从数据来看,中国高校专利授权

量和论文发表量的比值普遍较低,最高水平也不足 20%。依据国家创新模式的"三螺旋"理论,中国高校总体上依然是以学术研究和学术人才培养为主要目标的传统授课型高校,而不是以技术创新和助力经济发展为直接目标的"三螺旋"式研究型高校。要想促进高校参与产业部门开放创新的积极性,政府的作用尤为重要。在"三螺旋"理论中,政府扮演着一个"公共资本家"的角色,它一方面弥补私人资本对高校科研支持的不足,另一方面不对所支持项目的运行过度干预。只有在这样一种开放自由的环境中,才能使高校最大程度地发挥出促进经济发展和技术进步的能力。

政府应放宽对高校的管制和干预,给予高校更多的自主选择权。通过构建更加开放的职称评定体系,使高校科研人员能够根据自身的意愿和兴趣积极主动地从事研究活动,自由地和高校体制以外的产业部门进行合作交流,并更多地从技术商业化过程中获取知识回报和激励。其次,在放松干预的同时,政府应加强对高校自主科研工作的支持力度。政府应该鼓励并促进高校的学科建设与经济社会发展紧密结合,着力提高高校对产业转型升级的贡献率。为此应完善包括政府部门在内的中介服务职能,推动健全市场导向、社会资本参与、多要素深度融合的成果应用转化机制,增强高校创新资源对经济社发展的驱动力。

参考文献:

[1]周勤,陈柳. 技术差距和跨国公司技术转移战略[J]. 中国工业经济,2004(5):61 - 67.

[2]汤勇. 国际直接投资的技术溢出和吸收效应在中国的实证研究[J]. 华东经济管理,2005(8):69 - 71.

[3]陈柳,刘志彪. 本土创新能力、FDI 技术外溢与经济增长[J]. 南开经济研究,2006(3):90 - 101.

[4]黄菁,赖明勇,王华. FDI 在中国的技术外溢效应:基于面板数据的考察[J]. 世界经济研究,2008(10):48 - 55,88.

[5]邱斌,杨帅,辛塘江. FDI 技术溢出渠道与中国制造业生产率增长研究:基于面板数据的分析[J]. 世界经济,2008(8):20 - 31.

[6]张宇. FDI 技术外溢的地区差异与吸收能力的门限特征:基于中国省际面板数据的门限回归分析[J]. 数量经济技术经济研究,2008(1):28 - 39.

[7]倪海青,张岩贵. 知识产权保护、FDI 技术转移与自主创新[J]. 世界经济研究,2009(8):58 - 64,89.

[8]沈坤荣,傅元海. 外资技术转移与内资经济增长质量:基于中国区域面板数据的检验[J]. 中国工业经济,2010(11):5 - 15.

[9]张建清,孙元元. 进口贸易和 FDI 技术溢出的比较研究:基于技术溢出内生性的实证检验[J]. 世界经济研究,2011(12):51 - 58,85 - 86.

[10]毛其淋,盛斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率[J]. 经济学(季刊),2012(1):181 - 210.

[11]余泳泽. FDI 技术外溢是否存在"门槛条件"——来自我国高技术产业的面板门限回归分析[J]. 数量经济技术经济研究,2012(8):49 - 63.

[12]傅元海,叶祥松,王展祥. 制造业结构优化的技术进步路径选择——基于动态面板的经验分析[J]. 中国工业经济,2014(9):78 - 90.

[13]何兴强,欧燕,史卫,等. FDI 技术溢出与中国吸收能力门槛研究[J]. 世界经济,2014(10):52 - 76.

[14]葛顺奇,罗伟. 跨国公司进入与中国制造业产业结构——基于全球价值链视角的研究[J]. 经济研究,2015(11):34 - 48.

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

[16]CAVES R. Multinational firms,competition,and productivity in host-country markets [J]. Economica,1974,41(162):176 - 193.

[17]骆新华. 技术转移:理论与政策述评[J]. 科技进步与对策,2006(3):176 - 179.

[18]CHESBROUGH H. Open innovation: the new imperative for creating and profiting from technology[M]. Boston: Harvard Business School Press,2003.

[19]CHESBROUGH H. Open business models:how to thrive in the new innovation lcndspace[M]. Boston:Harvard Business School Press,2006.

[20]葛秋萍,辜胜祖. 开放式创新的国内外研究现状及展望[J]. 科研管理,2011(5):43 - 48.

[21]COHEN W M,LEVINTHAL D A. Absorptive capacity:a new perspective on learning and innovation[J]. Administrative Science Quarterly,1990,35(1):128 - 152.

[22]FEY C F,BIRKINSHAW J. External sources of knowledge,governance mode,and R&D performance[J]. Journal of Management,2005,34(4):597 - 621.

[23]KAFOUROS M I. Economic returns to industrial research[J]. Journal of Business Research,2008,61(8):868 - 876.

[24]JAFFE A B, TRAJTENBERG M, HENDERSON R. Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(3): 577 - 598.
[25]ALMEIDA P, KOGUT B. Localization of knowledge and the mobility of engineers in regional networks[J]. Management Science, 1999, 45(7): 905 - 917.
[26]KAFOUROS M I, BUCKLEY P J, SHARP J A, wet al. The role of internationalization in explaining innovation performance[J]. Technovation, 2008, 28(1): 63 - 74.
[27]LOVETT S R, PEREZ-NORDTVEDT L, RASHEED A. Parental control: a study of U. S. subsidiaries in Mexico[J]. International Business Review, 2009, 18(5): 481 - 493.
[28]QUAN X, CHESBROUGHT H. Hierarchical segmentation of R&D process and intellectual property protection: evidence from multinational R&D laboratories in China[J]. IEEE Transactions on Engineering Management, 2010, 57(1): 9 - 21.
[29]ETZKOWITZ H. The triple helix: university-industry-government innovation in action[M]. NewYork: Routledge Press, 2008.
[30]HSUAN J, MAHNKE V. Outsourcing R&D: a review, model, and research agenda[J]. R&D Management, 2011, 41(1): 1 - 7.
[31]CHESBROUGH H. Open services innovation: rethinking your business to grow and compete in a new era[M]. New Jersey York: Jossey-Bass, 2010.
[32]FEDER G. On export and economic growth[J]. Journal of Development Ecomomics, 1982, 12(1 - 2): 59 - 73.
[33]CAVES D W, CHIRISTENSEN L R, DIEWERTW E. The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity [J]. Econometrica, 1982, 50 (6): 1393 - 1414.
[34]KUMAR N. Globalization and the quality of foreign direct investment[M]. New York: Oxford University Press, 2002.
[35]鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. 经济学(季刊),2012(2):541 - 558.
[36]黄阳华,夏良科. 为什么 R&D 投资没能有效促进中国工业 TFP 快速提升?[J]. 经济管理,2013(3):12 - 25.
[37]沈能. 中国制造业全要素生产率地区空间差异的实证研究[J]. 中国软科学,2006(6):101 - 110.

Open Innovation and Threshold Effect of Technology Diffusion of Multinationals

ZHENG Feihu, GU Junyi, ZHONG Xin
(Beijing Normal University, Beijing 100875)

Abstract: This paper, after introducing the paradigm of open innovation into the traditional analytical framework of multinationals, focuses on the threshold effect produced by the micro environmental changes on multinationals' technology distribution in China. By calculating the rate of technology advance of Chinese domestic industrial enterprises from 2006 to 2011 by the DEA-Malmquist index method, this paper also made an empirical analysis based on the static panel threshold regression model. The research confirms that since Chinese government puts forth the strategy of "innovation country" in 2006, the evolution of domestic innovational environment has strong and positive impacts on the multinationals' technology distribution, whereby both the openness degree of regional technology market and universities, motivation to join the transactions on regional open technology market have a very strong and positive threshold effect in improving the technology distribution effects of multinationals. Besides, building a healthy technology market in the region shows a same positive threshold effect, but because of the IPR protection in China is still relatively weak, the latter threshold effect is not strong. Thus, this research may provide a new perspective of multinationals' technology distribution effect by the innovative institutional environment changes.

Keywords: open innovation; multinationals; technology diffusion; threshold regression

责任编辑:高立红