

国际合资企业的研发环境与产品创新： 技术创新成果保护的调节作用

杨震宁¹, 吴晨¹, 耿慧芳²

(1. 对外经济贸易大学 国际商学院, 北京 100029; 2. 对外经济贸易大学 国际合作交流处, 北京 100029)

摘要: 目前成立在华国际合资企业是我国引进外商投资的重要途径之一。本文通过实证研究探究在华国际合资企业研发环境与其产品创新绩效之间的关系。研究结果显示, 在华 IJVs 所处的研发环境中, 政府支持、市场环境、知识环境以及市场对创新的需求都对产品创新绩效具有直接影响, 基础设施与社会环境这一因素对在华 IJVs 产品创新的影响并不显著。研究还发现, 在华国际合资企业采取技术创新成果的竞争性保护措施和法律保护措施均会对在华 IJVs 研发环境和产品创新之间的关系产生调节作用。

关键词: 在华国际合资企业; 研发环境; 产品创新; 技术创新成果保护

中图分类号: F064.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2020)4—0001—11

技术进步的快速发展, 经济全球化的推动, 新市场的出现以及市场快速反应的必要性, 都促使各组织大量增加对国际合资企业(IJVs)的使用, 作为在跨国环境下的一种追求他们战略意图的手段^[1]。近年来中国经济经历了显著的增长, 这种经济扩张的催化剂就是中国企业向外国投资者开放, 其中大部分的外商投资方式是成立国际合资企业^[2], 其不仅能够使跨国公司熟悉目标市场情况, 了解政策法规和消费者习惯, 降低环境不确定性带来的风险, 而且可以利用当地劳动力的价格优势和未开发资源获取竞争优势, 还能分担项目风险, 实现技术互补^[3]。基于东道国视角, 通过建立国际合资企业吸引外商投资, 可以在避免投资与政治风险、保护经济安全和本国产业的前提下, 获取经济发展中所需的人才、资本等要素, 弥补科学技术差距, 实现跨组织学习, 帮助企业获得稀缺知识的同时, 有效减少交易成本^[4]。尽管国际合资企业很受欢迎且具有战略重要性, 但众所周知其失败率很高^[5], 其中与研发环境相关的问题对于 IJVs 的成功至关重要。

创新被认为是影响绩效结果的核心因素之一, 也是企业成功的先决条件^[6]。Kwan 和 Chiu^[7]从知识的视角对 120 个经济体展开调查, 实证表明制度环境的支持对创新产出有显著的积极作用。对于国际合资企业而言, 东道国的营商环境对其产品技术的创新和发展同样有着重大影响。目前很少有学者在 IJVs 背景下对此进行测试。随着中国经济转向高质量发展阶段, 我国利用外资的形式和外部环境发生着深刻的变化, 产业政策的创新及创新环境的培育, 使得中国的创新效率日益提高。但由于公司竞争力的提升, 国内企业和在华国际合资企业的竞争变得日益激烈, 对项目、人才等要素的争夺也更加剧烈, 使得在华跨国公司和国际合资企业的经营压力增加, 对中国的营商环境、产业政策及市场秩序的变化趋势也日渐敏感。

在上述背景的基础上, 本文的目的是探索在华 IJVs 在我国研发环境中的产品创新绩效, 确定当前研发环境中影响在华国际合资企业产品创新绩效的有利因素和不利因素。外部环境因素是国际化过程中影响企业选择国际参与模式和创新绩效的一项重要因素, 本文研究的是在华国际合资企业的整体外部研发环境, 这其中包括东道国身处的社会环境、政府管制、产业政策、市场状况等, 研究环境中的各项要素对在华国际合资企业产品创新绩效的影响, 同时引入在华 IJVs 对产品创新成果采取的不同保护方式作为调节变量, 探讨研发环境、技术创新成果保护对产品创新的作用机制, 为在华 IJVs 的产品创新提供理论支持和决策基础。

收稿日期: 2020—02—17

基金项目: 教育部人文社会科学研究规划基金“中国企业的开放式创新研究: 边界依赖、技术环境变迁与技术战略”(20YJA630080); 北京市社会科学基金一般项目“在京 IJVs 控制权动态演进管理决策形成机制与多重效应研究”(19GLB019); 对外经济贸易大学研究生科研创新项目“技术进步速度对行业内企业并购与研发的影响研究”(201926); 对外经济贸易大学惠园杰出青年学者资助项目“中国企业的开放式创新: 基于‘竞合’关系与制度环境视角”(19JQ02)

作者简介: 杨震宁(1976—), 男, 天津人, 对外经济贸易大学国际商学院教授, 博士研究生导师, 研究方向: 创新管理、战略管理; 吴晨(1991—), 女, 安徽合肥人, 对外经济贸易大学国际商学院, 博士研究生, 研究方向: 创新管理、战略管理; 耿慧芳(1980—), 女, 山西大同人, 博士, 对外经济贸易大学国际合作交流处助理研究员, 研究方向: 企业创新管理。

一、理论基础与研究假设

(一)在华国际合资企业的研发环境

根据新增长理论,经济的增长不仅仅是依靠外部因素,而是一个经济体系内部因素作用的结果,这一理论突出了研发创新在经济增长中的重要地位,Romer^[8]指出技术进步位于经济增长的核心。取得良好的创新绩效成为企业提高竞争能力和整体绩效的关键,而企业所处的研发环境对于企业创新绩效的高低具有一定的影响。资源依赖理论研究了外部因素对组织制定目标和战略的影响机制^[9],国际联盟和合资企业是在诸多制度环境的压力下形成的,并且持续受到外部环境的影响,这些压力的形成既源自于多国企业签署的多边合作协议,也是因为地方政策和法律机构对于合作协议的制定和规范发挥着日渐重要的作用。这种现象在新兴经济体中则更是如此,外资设立的子公司需要同时肩负促进国民经济增长和完成跨国公司业务目标的双重压力。一定程度而言,公司是依靠外部资源才取得的成功,因此,Child和Yan^[10]研究认为尽管股份结构决定着各个母公司在国际合资企业的地位和控制权,但公司外部的无形资源对IJVs的作用也十分重要。Li和Parboteeah^[11]对于IJVs的研究表明,企业在经营中采取某些战略的倾向会受到母公司所属国家文化特征的影响。

创新环境包括了企业在研发过程中各种因素的组合,环境要素的不同会使企业产生技术溢出差异。企业所处的研发环境可以分为内部环境和外部环境。内部环境主要包括企业规模、设备、资金、人力资源等要素组成的内部硬环境,以及管理制度、股权制度、经营机制等内部软环境。企业内部环境质量的好坏对企业创新的效果起着十分关键的作用。除了内部治理机制以外,企业的一些外部治理机制,如产品市场的竞争,也对企业创新发挥着重要作用^[12]。企业外部环境的构成要素包括企业所处的政策环境、市场环境、资源环境、文化环境和社会服务环境等。已有研究表明,企业所处区域的经济水平越高,高新技术公司的创新绩效越好,产业集聚程度越高,制造业高新技术企业的创新能力越强^[13]。李蕾蕾和盛丹^[14]通过实证设计发现企业所处地区的政策环境也对企业创新能力有所影响,如环境政策能够加强行业的淘汰机制,提升市场进入门槛,同时促使生产率低下的企业退出,从而促使企业进行技术革新。此外,孙旭等^[15]发现区域竞争环境以及人文社会环境对企业的创新绩效也起到了较为显著的促进作用,而公共行政环境和区域竞争环境则对开放式创新广度与创新绩效之间的关系起到负向调节作用。换言之,制度支持和创新导向能够对产品和流程创新以及公司绩效产生积极影响,而政府和相关机构则在鼓励创新和促进经济发展中起到了重要作用,减少了外部制度环境对企业造成的阻碍^[16]。

本文主要关注在华国际合资企业的外部研发环境,认为研发环境会影响在华IJVs的产品创新绩效。基于上述研究文献,本文将从政府支持、市场环境、知识环境、基础设施与社会环境、创新需求5个方面来讨论在华国际合资企业的研发环境,并且提出以下假设:

政府支持对在华国际合资企业的产品创新绩效的影响是正向的(H1);

基础设施与社会环境对在华国际合资企业的产品创新绩效的影响是正向的(H2);

在华国际合资企业所处的知识环境对其产品创新绩效的影响是负向的(H3);

在华国际合资企业所处的市场状况对其产品创新绩效的影响是负向的(H4);

创新需求缺乏对在华国际合资企业的产品创新绩效的影响是负向的(H5)。

(二)在华国际合资企业创新成果保护方式的调节作用

尽管很多企业建立合作伙伴关系(如合资企业和战略联盟)的主要目的是进行技术转让^[17],但在合作中若企业的角色是新技术或知识的提供者,则知识产权保护显得尤为重要。创新成果保护在公司竞争中发挥着巨大的作用,同时也是影响技术溢出效应的重要因素。我国制度环境目前尚且存在法律不完善和执法效率低下的问题^[18]。Atuahene和Li^[19]指出这些制度环境中存在的问题和风险会引发一些企业的不公或者非法竞争行为,导致竞争失衡。拥有知识和技术的公司可能会面临专利和版权被侵犯,原始发明遭到广泛模仿复制,以及合作伙伴违反合同和其他协议等风险^[20]。在这些不正当竞争行为的影响下,功能失调性的竞争可能会对研发新产品的公司的获利能力产生负面影响^[21],并削弱制度支持的有效性^[22]。

在企业创新活动中,对潜在风险进行识别和预估,并采取专利战略进行风险规避,可以有效减少创新风险。企业通过调查专利信息,进行市场预测,对产品或技术创新成果进行专利申请,并采取其他灵活策略,能够巩固其市场地位^[23]。对公司内部而言,强化知识产权保护还能对企业创新能力的提高起到激励作用。研究表明,在企业研发支出一定时,提高知识产权的保护水平,能使企业专利产出达到事半功倍的效果^[24]。然而专利作为企业采取正式的成果保护行为的重要途径之一,其与研发溢出效应的关系受到不同国家政策差

异的影响。与此同时,虽然行业知识产权保护促进了企业的技术创新,但其影响程度的大小也由于创新成果层次的不同而存在差异^[25]。此外,企业有时也会依赖于非正式的保密机制来进行成果保护,以获得较高的创新回报。Lei等^[26]研究发现企业采取监督管理和通过合同条款设置知识和技术的保密等级以及接触权限的方式都可以达到保护知识产权的效果。一些外国公司更喜欢通过建立全资企业来保护他们的知识产权^[27],而有些公司则会基于能力互补要素与其他企业建立合作,以此确保本公司的专业技术不会轻易发生转移^[28]。据Cohen等^[29]的研究结果显示,企业所处国家的专利政策是影响企业选择创新成果保护方式的重要因素。无论企业是采取专利方式还是通过其他保密机制,创新成果的保护对鼓励企业创新、帮助企业获得创新收益、激发研究人员创新积极性都具有重要意义。

基于上述文献研究,本文将从两个途径来探讨在华国际合资企业的创新成果保护方式,其一为采取正式的创新成果保护措施,包括申请专利权、注册商标权、申请和注册版权等法律保护手段;其二为通过技术保密、将产品设计复杂化等竞争性保护措施进行保密。本文提出的假设6如下:

研发环境与在华国际合资企业产品创新绩效的关系受到技术创新成果保护措施的调节作用(H6)。

(三)在华国际合资企业的产品创新绩效

创新理论衍生出了对创新绩效的研究。创新绩效的研究侧重于探究企业实施创新活动的成效以及整个创新研发活动能为企业带来的竞争优势,其研究的基本思路是把公司实施的活动视为一个涉及投入与产出的黑匣子,并使用相应的投入指标和产出指标来衡量一个企业研发创新的成效。产品创新指的是公司“把市场机遇或者某些有关企业产品或生产技术的假设转变成可以在市场上销售的过程”^[30]。产品创新的实现需要经历一系列的过程,同时面临着来自市场和技术方面的不确定性风险,因而企业在产品创新活动中需要兼顾对企业现有知识技术的更新和对市场顾客需求的调研。

目前,创新领域已经吸引了众多国内外的学者进行研究,但是对于产品创新绩效的研究却尚未成熟。我国学者孙冰和刘希宋^[31]指出,衡量公司产品创新程度的指标体系应该包括产品创新管理、开发新产品的研发投入以及产品创新的成效这几个维度。此后,学者们不断对产品创新绩效体系加以完善。例如,在最初的企业技术创新绩效评价体系的框架基础上,陈劲和陈钰芬^[32]额外考虑了产品创新过程的成效,并且补充了产品创新绩效的评价指标。Alegre和Chiva^[33]结合过往文献总结了企业产品创新绩效的影响因素,并认为企业的产品创新主要受到以下几个因素的影响:创新实验、与企业所处外部环境的沟通、风险承受、与有关人员的沟通交流以及企业研究开发的投入,然后通过实证分析的方法分别针对上述5个影响因素进行研究,探究其对企业产品创新的影响程度。

此外,在企业研发环境和产品创新绩效的关系探究中,企业规模、企业所处细分行业、R&D投入、企业年龄、企业产品周期对产品创新绩效同样具有影响,本文将这些影响因素作为控制变量。

通过上述文献分析,以及对在华国际合资企业所处的外部研发环境、产品创新绩效以及与产品创新成果保护方式相关内容的整理,本文建立了如图1所示的研究理论框架图。

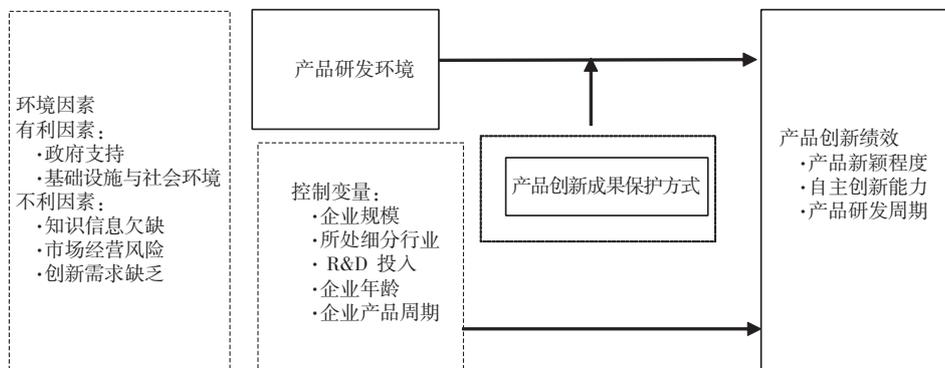


图1 研究理论框架图

二、研究设计

(一)量表设计

本文的量表在设计上将经典量表与新设计量表相结合。通过文献回顾,本研究在Nelson和Sampat^[34]设

计开发的量表基础上,从政府支持、市场环境、知识环境、基础设施与社会环境以及创新需求 5 个维度设计了在华 IJVs 的研发环境量表,并采用 Likert 量表,让被调查对象根据实际情况对企业环境的影响力度进行评分。有关在华 IJVs 产品创新绩效的度量,研究参考了 Baker 和 Sinkula^[35]以及 Romijn 和 Albaladejo^[36]的研究成果,本文使用 3 个指标进行衡量:即 IJVs 推向市场的产品的创新程度、自主创新能力以及创新产品的研发周期。根据以往的研究,产品创新的新颖程度可以分为 3 个等级,即在世界范围内、中国大陆或仅仅针对企业而言,推向市场的创新产品是新颖的,并依次用 3、2、1 赋值;自主创新能力体现为产品创新的开发主体,即企业推向市场的创新产品是由谁开发的,包括由其他企业或者研究机构开发、本企业与其他企业或者研究机构合作共同开发、本企业集团(境外)开发、本企业集团(境内)开发、本企业开发 5 个类别,根据答案的区别分别赋值 1~5 分;产品研发周期分为 1 年以下、1~3 年、4~10 年、10 年以上 4 个层级,分别用 4、3、2、1 进行表示。对于创新技术成果保护方式的测量,参考了 Harabi^[37]的相关研究,新设量表将其分为创新技术成果的法律保护途径和竞争性保护途径两个维度。此外,我们对研究中的控制变量,包括企业的规模、年龄、企业所在行业、产品周期、企业内部的研究和开发情况以及产品寿命周期也进行了问题设置,并将这些特征变量进行编码,所得数据录入到本研究的数据库中。

(二)数据收集和样本分布

本研究的问卷调查时间是 2016 年 10 月至 2017 年 4 月,要求调研对象在自愿自主的前提下根据企业自身的实际情况如实完成。调查问卷主要通过现场发放的方式进行填写和收集,部分企业则通过电子邮件进行发放和收集。为了确保问卷所收集数据的有效性,我们对数据进行了筛选处理,排除了其中调查内容大面积空白或者填写内容不符合常识的调查问卷,并且通过随机抽样的方式选取了其中 10% 的问卷,利用网络平台搜索相应问卷中的企业名称,通过查看企业年报、官方网站以及新闻报道等方式查询企业的成立时间、所在行业、员工数量以及资产规模等基本信息,对比问卷中的填写答案,确定问卷信息的真实性,抽样对比结果显示问卷数据与企业的真实信息之间并不存在明显的差异。

根据目标样本数据初步的描述性统计分析,结果显示:受访企业成立最集中的时间段是 1990—2000 年之间,其次为 2000—2008 年,1990 年以后成立的企业占到受访企业总数的 75%。在企业规模方面,通过对员工规模的统计,样本企业规模总体较大,员工数量在 2000 人以上的企业占比超过一半,员工规模小于 300 人的企业仅占到 3%。从样本企业所属的细分行业看,样本中的 290 家企业所属行业相对分散,涉及行业数共计 26 个,其中计算机、通信设备及其他电子设备制造业,交通运输设备制造业和专用设备制造业这三类行业的占比超过 10%。

(三)数据的信度与效度

为验证问卷测量内容所得结果的一致性,本文采用 Cronbach's α 系数进行量表的信度检测,表 1 中可靠性的分析结果显示,问卷结果具有较高的整体信度。另外本研究利用探索性因子分析方法讨论问卷结果与考察问题内容的吻合程度,利用 KMO 和 Bartlett 球形检验进行效度分析。表 1 是所有潜变量探索性因子分析拟合效果指标,可以看到:在华 IJVs 研发环境和技术创新成果保护这两个潜变量的探索性因子分析过程,其 Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)统计量分别为 0.807 和 0.774,超过 0.6 的最低标准,推翻了变量之间的相关系数矩阵为单位阵的零假设,Bartlett 球形检验值分别为 1872.226 和 582.391,通过了显著性检验($p < 0.000$),说明数据适合进行探索性因子分析。

本研究对所有量表数据进行 Varimax 最大方差垂直转换,使得到的因子所能解释的方差水平达到最大,这样可以更清晰地辨别因子结构。在华国际合资企业研发环境潜变量,保留了因子负荷超过 0.500 的条目,初始的 20 个条目全部保留,提取的 5 个因子解释方差变异的累计数达到 61%,具体结果见表 2,根据提取的因子中各个变量的特点,这 5 个因子分别被命名为“政府支持”“市场环境”“知识环境”“基础设施与社会环境”和“创新需求”。

同样在对技术创新成果保护变量的探索性因子分析过程中,去除了因子负荷低于 0.600 的条目,初始的 7 个条目全部保留,最终根据变量萃取结果,共保留了两个因子,根据变量特点,这两个因子分别被命名为技术创新成果的“竞争性保护方式”和“法律保护方式”。因子提取结果见表 3,提取的两个因

表 1 所有潜变量探索性因子分析模型拟合效果

潜变量	KMO	Bartlett 球形检验值	总体信度	Sig.
在华 IJVs 研发环境	0.807	1872.226	0.795	0.000
技术创新成果保护	0.774	582.391	0.792	0.000

子的解释方差变异累计数达到62%。

三、研究结果

(一)变量相关性与多重共线性讨论

本研究中的自变量 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 、 X_5 分别代表政府支持、市场环境、知识环境、基础设施与社会环境、创新需求;因变量 Y_1 、 Y_2 、 Y_3 分别代表开发产品的新颖程度、自主创新能力以及产品的研发周期;两个调节变量技术创新成果的竞争性保护方式、技术创新成果的法律保护方式分别用 T_1 、 T_2 来表示;控制变量共有5个,分别是企业年龄、企业规模(员工数量)、所在细分行业、产品寿命周期以及企业内部的研究和开发投入,分别用 $K_1 \sim K_5$ 代替。

本文对相关变量进行了相关性分析,表4显示了各个变量之间的 Pearson 相关系数。根据结果可以看出,解释变量研发环境与产品创新相关指标的相关系数在0.2以下,解释变量与控制变量以及调节变量之间的相关系数也在0.3以下,说明各变量间的相关程度较低,根据 Rockwell 给出的判断标准,说明数据的多重共线性问题并不明显,不会影响后续的回归模型统计结果。

(二)设立及建立模型

本研究将在华国际合资企业的产品创新绩效设为被解释变量,把在华 IJVs 研发环境设为解释变量,运用 Tobit 模型进行回归分析,通过 Stata 14 对变量进行层次回归,探究变量在不同数据结构的条件下,对于回归模型的解释程度。在层次回归中,如果加入不同层次变量后,模型解释了更多的变异,则其对数据的拟合程度就越好。本文使用层次回归模型进行拟合的步骤如下:首先,将在华国际合资企业的产品创新绩效作为因变量,将其外部研发环境作为自变量进行 Tobit 回归分析;其次,将解释变量与调节变量即技术创新成果保护方式指标相乘,以此构造乘积项;最后,构建层次回归模型,把自变量、控制变量、调节变量以及乘积项依照次序分别加入到回归模型当中,进行主效应和交互效应的检验,若结果显示所构造的乘积项的回归明显,且方向和预测的结果一致,那么就可以认定调节作用存在。

(三)模型统计结果与发现

1. 在华国际合资企业研发环境对产品创新的影响

本研究所使用的数据为截面数据。因变量开发产品的新颖程度取值为1~3,即产品仅针对企业而言是

表2 在华国际合资企业研发环境因子分析结果

维度与测量条目	因子结构				
	Factor1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5
X_1 :政府支持					
gs_1 :金融、信贷服务	0.508				
gs_2 :当地行业协会	0.533				
gs_3 :政府的技术创新政策	0.484				
gs_4 :政府的审批程序和办事效率	0.774				
gs_5 :知识产权保护状况	0.704				
gs_6 :税收、法治环境	0.830				
X_2 :市场环境					
mr_1 :技术创新活动的经济风险太大		0.520			
mr_2 :行业存在过度竞争		0.815			
mr_3 :行业利润率太低		0.820			
mr_4 :创新产品需求存在不确定性		0.644			
X_3 :知识环境					
ti_1 :缺乏技术积累			0.790		
ti_2 :缺乏相关技术信息			0.859		
ti_3 :缺乏市场信息			0.767		
X_4 :基础设施与社会环境					
is_1 :交通运输、电信、物流等基础设施				0.676	
is_2 :高级专业技术人员竞争市场				0.599	
is_3 :文化和社会环境				0.746	
is_4 :本地的大学、研究机构				0.569	
X_5 :创新需求					
$md1$:存在现成的(包括国外)技术					0.784
$md2$:市场缺乏对技术创新的需求					0.807
$md3$:行业规则或标准的不确定或限制					0.725
各因子解释方差	14%	12%	12%	12%	11%
累计解释方差	14%	26%	38%	50%	61%
Cronbach's α 系数					0.795

注:采用主成分分析法,表中数字为采用 Varimax 旋转后因子载荷标准,没有标注的因子载荷数字小于0.500。

表3 在华国际合资企业技术创新成果保护因子分析结果

维度与测量条目	因子结构	
	Factor 1	Factor 2
T_1 :竞争性保护		
tp_1 :技术保密	0.615	
tp_2 :产品设计复杂化	0.606	
tp_3 :产品推出时间上领先竞争对手	0.829	
tp_4 :提升企业销售能力和服务质量	0.806	
T_2 :法律保护		
tp_5 :申请专利权		0.836
tp_6 :注册商标权		0.748
tp_7 :申请和注册版权		0.814
各因子解释方差	32%	30%
累计解释方差	32%	62%
Cronbach's α 系数		0.792

注:采用主成分分析法,表中数字为采用 Varimax 旋转后因子载荷标准,没有标注的因子载荷数字小于0.600。

新的则赋值为 1,产品只在中国大陆是新的则赋值为 2,在世界范围内都是新的则赋值为 3。Tobit 模型又称为截取回归模型,或者受限值因变量模型,其区别于普通的连续变量选择模型和离散选择模型的特点就是适用于因变量是受限变量的情况。而由于不同企业采取战略不同,存在部分企业采取跟随者战略或创新绩效为 0 的情况,这就使得数据存在截断问题。因而考虑到所收集数据的特点,我们采用 Tobit 模型以探究影响在华国际合资企业产品创新绩效的因素。

对于在华国际合资企业与产品创新绩效的关系,回归结果见表 5。模型 1 和模型 2 研究的因变量为企业产品创新的新颖程度。模型 3 和模型 4 研究的因变量为企业自主创新的能力。模型 5 和模型 6 研究的因变量为企业产品研发的周期。模型 2、模型 4 和模型 6 各自在模型 1、模型 3 和模型 5 的基础上加入了在华国际合资企业研发环境的变量,来检验在控制了与产品创新有关影响因素的前提下在华 IJVs 外部研发环境对企业产品创新绩效的影响。

本文的假设 H1 ~ H5 研究的是在华国际合资企业的研发环境对企业产品创新绩效的影响。从模型 2 的结

表 4 变量的 Pearson 相关系数矩阵

指标	Y_1	Y_2	Y_3	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	K_1	K_2	K_3	K_4	K_5	T_1	T_2
Y_1	1.000														
Y_2	0.004	1.000													
Y_3	0.143**	0.013	1.000												
X_1	0.138**	0.083	0.009	1.000											
X_2	-0.048	0.109	-0.112*	0.000	1.000										
X_3	-0.059	-0.049	-0.002	0.000	0.000	1.000									
X_4	0.055	0.061	0.043	0.000	0.000	0.000	1.000								
X_5	-0.064	0.012	0.047	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000							
K_1	-0.066	0.130**	0.139**	-0.030	0.092	0.131**	0.000	0.064	1.000						
K_2	0.146**	0.054	0.127**	0.102*	-0.032	0.030	0.118*	-0.030	0.153***	1.000					
K_3	0.218**	-0.059	0.095	0.109*	0.012	0.071	0.036	-0.024	0.000	0.151**	1.000				
K_4	-0.013	-0.018	0.153**	0.060	-0.101*	-0.011	0.092	-0.029	0.008	0.055	0.150**	1.000			
K_5	0.135**	0.385**	0.160**	0.026	0.125**	0.078	0.143*	0.089	0.105*	0.191**	0.169**	-0.010	1.000		
T_1	0.148**	0.059	0.014	0.150**	-0.026	-0.029	0.106*	0.080	0.083	0.044	0.052	0.040	0.106*	1.000	
T_2	0.128**	0.204**	-0.178**	0.195**	0.021	-0.116*	0.075	-0.001	0.059	0.134**	0.024	-0.051	0.250**	0.000	1.000

注: *表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$; 括号里为 t 统计值。

表 5 在华国际合资企业研发环境对产品创新影响的回归结果

自变量和参数	因变量 1: 产品新颖度		因变量 2: 自主创新能力		因变量 3: 产品研发周期	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
K_1 : 企业年龄	-0.004* (-1.681)	-0.003 (-1.130)	0.004 (1.540)	0.005* (1.972)	0.004** (2.140)	0.005** (2.490)
K_2 : 企业规模	0.142* (1.710)	0.133 (1.603)	-0.005 (-0.050)	0.004 (0.040)	0.112 (1.610)	0.109 (1.520)
K_3 : 细分行业	0.019*** (3.130)	0.017*** (2.860)	-0.017** (-2.454)	-0.018** (-2.520)	0.002 (0.380)	0.002 (0.440)
K_4 : 产品周期	-0.035 (-0.741)	-0.061 (-1.250)	0.012 (0.220)	-0.005 (-0.093)	0.095** (2.380)	0.089** (2.120)
K_5 : R&D	0.124 (1.630)	0.136* (1.710)	0.65*** (7.212)	0.664*** (7.250)	0.138** (2.150)	0.171** (2.521)
X_1 : 政府支持		0.088* (1.971)		0.118** (2.260)		-0.004 (-0.110)
X_2 : 市场环境		-0.045 (-1.000)		0.054 (1.033)		-0.093** (-2.420)
X_3 : 知识环境		-0.053 (-1.161)		-0.101* (-1.930)		-0.022 (-0.570)
X_4 : 基础设施与社会环境		0.025 (0.560)		0.032 (0.621)		-0.003 (-0.090)
X_5 : 创新需求		-0.163* (-1.842)		-0.048 (-0.930)		0.025 (0.663)
常数项	1.238*** (4.170)	1.242*** (3.951)	3.087*** (8.813)	3.072*** (8.560)	0.890*** (3.573)	0.794*** (3.000)
N	278	265	278	265	277	264
pseudo R^2	0.034	0.048	0.072	0.092	0.041	0.056

注: *表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$; 括号里为 t 统计值。

果可以看出,企业所处外部环境中,政府的政策($\beta=0.088^*$, $p<0.1$)和市场对创新的需求程度($\beta=-0.163^*$, $p<0.1$)对在华国际合资企业产品创新的新颖程度具有一定的影响。政府提供的政策支持有利于促进企业产品创新,而当市场由于行业规则不明确或规则限制较多、存在现成的先进技术以及对产品创新的需求较小时,则会对企业的产品创新行为起到抑制作用。模型4的结果显示了在华IJVs研发环境对企业自主创新能力的影 响。结果显示,在华国际合资企业得到的政策支持($\beta=0.118^{**}$, $p<0.05$)和企业所处的知识环境($\beta=-0.101^*$, $p<0.1$)会影响其产品创新的独立性。这可能是由于当企业自身缺乏技术知识积累,缺少相关技术信息和市场信息的获取来源时,在华国际合资企业则会更加倾向于依赖母公司的支持或与其他企业、研究机构进行合作,以此来弥补自身劣势。模型6的结果显示了在华国际合资企业研发环境对产品研发周期的影响。结果发现,仅有企业所处的市场环境($\beta=-0.093^{**}$, $p<0.05$)对在华IJVs的研发周期有显著作用。行业的不确定性和行业过度竞争都会增加企业进行产品创新的风险,影响企业的创新绩效。另外,基础设施与社会环境并没有对在华国际合资企业的产品创新绩效起到明显的影响。这可能是由于对于在华国际合资企业而言,企业的创新行为更多的是基于制度约束和市场导向。因此,可以看出,本文假设H1、H3、H4、H5得到验证,但假设H2没有得到明显的验证。总的而言,在华国际合资企业的产品创新绩效确实会受到其所处研发环境的影响,政策因素对产品创新的程度和产品创新的途径起到正向作用,而市场因素则会影响企业的产品研发周期,但社会文化环境对产品创新的影 响暂不明显,但总体而言,企业所处研发环境确实对产品创新起到一定作用。

2. 在华国际合资企业技术创新成果保护的调节作用

对于在华国际合资企业技术创新成果保护的调节作用,回归结果见表6。在假设H6中,本研究选取了在华国际合资企业技术创新成果保护(竞争性保护方式与法律保护方式)来探究其对在华IJVs研发环境与产品创新绩效的调节作用。将5个自变量(政策支持、市场环境、知识环境、基础设施与社会环境、创新需求)与调节变量(技术创新成果的竞争性保护、技术创新成果的法律保护)分别相乘,构成交互项,并以此将调节变量和交互项加入模型中,探究其调节作用。

模型7~模型9探究了在华国际合资企业技术创新成果保护对研发环境与产品新颖程度的调节作用。模型7和模型8分别是选择技术创新成果的竞争性保护和法律保护时,对在华IJVs研发环境与创新产品的新颖程度的调节作用。研究结果见表6。由结果可知,企业采取技术创新成果的竞争性保护措施时,政府支持与调节变量的交互项($\beta=-0.098^*$, $p<0.1$)以及创新需求与调节变量的交互项($\beta=0.096^{**}$, $p<0.05$)显著,具有调节作用。在模型8中,企业采取技术创新成果的法律保护措施对于在华国际合资企业研发环境与产品新颖程度间的关系却没有明显的调节作用存在。这可能与我国目前技术创新成果和知识产权保护的相关法律和专利申请流程的不完善有关。总体而言,技术创新成果的竞争性保护对在华IJVs的研发环境与产品新颖程度具有调节作用。

模型10~模型12探究了在华国际合资企业技术创新成果保护对研发环境与自主创新能力的调节作用。模型10和模型11分别是选择技术创新成果的竞争性保护和法律保护时,对在华IJVs研发环境与公司的自主创新能力的调节作用。研究结果见表6。由结果可知,企业采取技术创新成果的法律保护措施时,政府支持与调节变量的交互项($\beta=0.175^{**}$, $p<0.05$)以及知识环境与调节变量的交互项($\beta=0.085^*$, $p<0.1$)均显著,且均呈现为正向影响。市场环境与调节变量的交互项则基本呈现为负向影响($\beta=-0.076^*$, $p<0.1$)。而在模型10中,企业采取技术创新成果的竞争性保护措施对于在华IJVs的研发环境与企业的自主创新能力间的关系却并未存在明显的调节作用。这可能是由于在华IJVs采取竞争性措施来保护公司创新性的技术成果并不能提升其产品创新的能力,对创新产品的研发途径的影响不大。总体而言,技术创新成果的法律保护对在华国际合资企业研发环境与企业的自主创新能力具有调节作用。

模型13~模型15探究了在华国际合资企业技术创新成果保护对研发环境与产品研发周期的调节作用。模型13和模型14分别是选择技术创新成果的竞争性保护和法律保护时,对在华IJVs研发环境与创新产品的研发周期的调节作用。研究结果见表6。由结果可知,企业采取技术创新成果的竞争性保护措施时,市场环境与调节变量的交互项($\beta=0.083^{**}$, $p<0.05$)以及创新需求与调节变量的交互项($\beta=0.082^{**}$, $p<0.05$)均显著,且均呈现出正向影响。在模型14中,基础设施和社会环境与调节变量的交互项($\beta=-0.082^{**}$, $p<0.05$)显著,且呈现为负向影响。对于产品研发周期而言,企业采取技术创新成果的竞争性保护方式和法律保护方式对于在华国际合资企业研发环境与创新产品的研发周期期间的关系均具有调节作用。

表 6 技术创新成果保护对在华 IJVs 研发环境与产品创新的调节作用

自变量和参数	因变量 1: 产品新颖度			因变量 2: 自主创新能力			因变量 3: 产品研发周期		
	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15
K_1 : 企业年龄	-0.003 (-1.150)	-0.002 (-0.913)	-0.002 (-1.000)	0.005* (1.951)	0.006** (2.150)	0.006** (2.143)	-0.006*** (-2.710)	-0.005** (-2.341)	-0.005** (-2.540)
K_2 : 企业规模	0.133 (1.601)	0.133 (1.590)	0.124 (1.483)	0.019 (0.191)	0.027 (0.281)	0.039 (0.410)	-0.118 (-1.640)	-0.100 (-1.410)	-0.112 (-1.554)
K_3 : 细分行业	0.016*** (2.620)	0.016*** (2.702)	0.015** (2.550)	-0.018** (-2.580)	-0.017** (-2.501)	-0.017** (-2.463)	-0.002 (-0.331)	-0.003 (-0.601)	-0.003 (-0.503)
K_4 : 产品周期	-0.068 (-1.420)	-0.051 (-1.031)	-0.057 (-1.180)	-0.006 (-0.110)	-0.007 (-0.120)	-0.007 (-0.131)	-0.089** (-2.150)	-0.091** (-2.201)	-0.089** (-2.160)
K_5 : R&D	0.114 (1.463)	0.141* (1.740)	0.114 (1.410)	0.669*** (7.263)	0.631*** (6.890)	0.638*** (6.873)	-0.177*** (-2.620)	-0.139** (-2.031)	-0.146** (-2.121)
X_1 : 政府支持	0.112** (2.403)	0.075 (1.640)	0.093* (1.940)	0.119** (2.192)	0.098* (1.871)	0.097* (1.771)	-0.027 (-0.690)	0.020 (0.500)	-0.012 (-0.310)
X_2 : 市场环境	-0.022 (-0.470)	-0.066 (-1.413)	-0.042 (-0.890)	0.065 (1.200)	0.024 (0.451)	0.033 (0.613)	0.069* (1.731)	0.101** (2.563)	0.079* (1.964)
X_3 : 知识环境	-0.042 (-0.920)	-0.032 (-0.690)	-0.024 (-0.520)	-0.091* (-1.700)	-0.064 (-1.210)	-0.054 (-1.011)	0.018 (0.462)	0.006 (0.153)	0.004 (0.100)
X_4 : 基础设施与社会环境	0.023 (0.523)	0.022 (0.460)	0.011 (0.230)	0.027 (0.520)	0.055 (1.041)	0.046 (0.862)	-0.0036 (-0.091)	0.027 (0.70)	0.020 (0.500)
X_5 : 创新需求	-0.150* (-1.650)	-0.174* (-1.930)	-0.171* (-1.860)	-0.045 (-0.850)	-0.049 (-0.963)	-0.052 (-1.001)	-0.034 (-0.880)	-0.035 (-0.922)	-0.043 (-1.120)
T_1 : 竞争性保护	0.061 (1.310)		0.070 (1.481)	-0.002 (-0.040)		-0.003 (-0.060)	0.065 (1.571)		0.054 (1.311)
$X_1 \times T_1$	-0.098* (-1.670)		-0.096* (-1.640)	-0.008 (-0.151)		0.005 (0.093)	0.026 (0.680)		0.033 (0.873)
$X_2 \times T_1$	-0.048 (-1.010)		-0.048 (-0.980)	-0.027 (-0.480)		-0.039 (-0.680)	0.083** (2.041)		0.077* (1.821)
$X_3 \times T_1$	-0.056 (-1.191)		-0.056 (-1.160)	-0.054 (-0.970)		-0.043 (-0.761)	0.031 (0.760)		0.027 (0.653)
$X_4 \times T_1$	-0.004 (-0.080)		0.001 (0.021)	0.046 (0.910)		0.038 (0.771)	0.017 (0.462)		0.012 (0.342)
$X_5 \times T_1$	0.096** (2.042)		0.094** (2.020)	0.027 (0.490)		0.029 (0.541)	0.082** (2.081)		0.080** (2.032)
T_2 : 法律保护		0.028 (0.584)	0.033 (0.690)		0.062 (1.160)	0.057 (1.041)		-0.102** (-2.520)	-0.088** (-2.171)
$X_1 \times T_2$		-0.041 (-0.910)	-0.049 (-1.081)		0.175** (-2.431)	0.169** (-2.333)		-0.015 (-0.381)	-0.024 (-0.631)
$X_2 \times T_2$		-0.065 (-1.593)	-0.041 (-0.980)		-0.076* (-1.651)	-0.068 (-1.420)		0.007 (0.200)	0.006 (0.160)
$X_3 \times T_2$		0.032 (0.721)	0.039 (0.860)		0.085* (1.680)	0.100* (1.910)		-0.019 (-0.503)	-0.024 (-0.630)
$X_4 \times T_2$		-0.008 (-0.170)	0.007 (0.140)		-0.073 (-1.351)	-0.070 (-1.272)		-0.082** (-2.022)	-0.081** (-2.010)
$X_5 \times T_2$		0.033 (0.741)	0.052 (1.201)		0.041 (0.821)	0.037 (0.743)		0.003 (0.071)	0.006 (0.171)
Constant	1.364*** (4.332)	1.205*** (3.781)	1.358*** (4.214)	3.024*** (8.231)	3.096*** (8.710)	3.036*** (8.263)	4.232*** (15.761)	4.131*** (15.531)	4.155*** (15.220)
N	264	264	264	264	264	264	263	263	263
pseudo R^2	0.067	0.057	0.076	0.097	0.118	0.120	0.072	0.076	0.090

注: *表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$; 括号里为 t 统计值。

在表 6 中,模型 9、模型 12 和模型 15 显示了技术创新成果的法律和竞争性保护措施两个调节变量的共同调节结果。根据结果显示,技术创新成果的竞争性保护对在华 IJVs 研发环境与产品新颖程度具有调节作用。技术创新成果的法律保护对在华国际合资企业研发环境与自主创新能力具有显著影响。企业采取技术创新成果的竞争性保护措施和法律保护措施对于在华国际合资企业研发环境与创新产品的研发周期之间的关系均具有调节作用。由此,本研究中的假设 H6 得到了验证。

3. 控制变量对在华国际合资企业产品创新的影响作用

在研发环境和产品创新绩效的关系研究中,本文选取的控制变量包括企业规模、企业所处细分行业、R&D 投入、企业年龄以及企业的产品周期。其中,企业规模以员工数量进行衡量,企业内部 R&D 的投入情况分为三类,若企业从未进行过 R&D 投入则赋值为 1,若有很多 R&D 投入则赋值为 3,介于两者之间则赋值为 2。在表 5 中,模型 1、模型 3 和模型 5 分别以产品新颖程度、自主创新能力和产品的研发周期为因变量,模型

自变量中仅仅包含控制变量,检验了5个控制变量对于在华国际合资企业产品创新绩效的影响。根据回归结果显示,模型1中,企业的年龄($\beta=-0.004^*$, $p<0.1$)、企业规模($\beta=0.142^*$, $p<0.1$)以及其所在的细分行业($\beta=0.019^{***}$, $p<0.01$)对在华IJVs的产品创新新颖程度有显著影响。企业的规模越大,越能促进企业研发新颖的产品,在华国际合资企业的行业差异也会影响产品的创新程度。在模型3中,在华IJVs所处的细分行业($\beta=-0.017^{**}$, $p<0.05$)以及企业内部研究和开发投入情况($\beta=0.650^{***}$, $p<0.01$)对企业自主创新能力具有显著影响。在模型5中,在华IJVs的年龄($\beta=0.004^{**}$, $p<0.05$)、企业产品周期($\beta=0.095^{**}$, $p<0.05$)以及企业内部研究和开发投入情况($\beta=0.138^{**}$, $p<0.05$)对企业产品研发周期具有显著影响。

四、结论与启示

目前,随着全球经济新旧动能转换加快,产业结构变革,以及我国对外开放的深化,我国对外资有着巨大的吸引力,同时也在优化外资的结构和利用。国际合资企业作为外资引进的重要组成部分,不仅有利于知识转移,实现跨国企业与东道国公司的共同发展,更是我国经济发展的重要助力。通过对国内外相关研究的梳理和整合,本研究提出在华国际合资企业产品创新影响因素的相关假设,进行实证检验,探究了在华IJVs研发环境对于企业产品创新绩效的作用,总结出以下研究结论:

首先,企业所处的研发环境确实会影响在华国际合资企业的产品创新绩效。政府支持有利于提高在华国际合资企业产品创新的新颖程度,同时也有助于公司的自主研发创新,因此政府应当加强对在华IJVs的支持,完善法制环境,在适当的范围内提供税收优惠政策,也可针对市场情况颁布相关产品创新的支持政策,以鼓励在华国际合资企业开展产品创新活动;此外,行业中的过度竞争、行业产品较低的利润率、产品需求的不确定性等不利的市场环境因素则会对产品创新起到阻碍作用,这说明需要厘清政府与市场的关系,通过市场决定资源的配置,在充分发挥市场作用的同时,加强和优化公共服务,加强对市场的监管和监督,规范和维护市场秩序,保障市场的公平竞争,减少市场中出现的企业过度竞争和不正当竞争的行为;对于缺乏知识和技术积累的在华国际合资企业而言,在开发新产品时则会更倾向于采取外部合作或依靠其他主体进行产品研发的方式进行创新,所以在华IJVs应注重技术积累,加强企业间的沟通合作,进行技术知识学习和交流,挖掘创新信息,还可充分利用在华国际合资企业合资双方的全球性资源,与他国的研发机构或企业进行合作,引进吸收产品创新相关技术,以促进企业的研发和创新;另外,若存在现成的技术,市场对产品创新的需求不足,则会对企业产品创新的新颖程度产生抑制作用,所以企业在产业转型升级中应以市场需求为着眼,进行市场调研分析,寻求市场盲点和痛点,通过进一步细分市场,发掘用户潜在需求,激发市场对创新的需求。

其次,在华国际合资企业技术创新成果的竞争性保护和法律保护对其产品创新绩效的影响作用有所不同。在华IJVs采取技术创新成果的竞争性保护措施能够促进企业提升产品创新的新颖程度,从而提升产品创新的绩效,但是竞争性保护措施并不能对企业的创新途径产生影响。在华国际合资企业采取法律保护措施时,法制环境和法律对知识产权的保护增加了政府对企业创新的支持程度,从而促进了企业的产品创新,推动了企业的自主创新。因此在华IJVs在进行产品创新的同时要采取相应的技术创新成果保护措施,通过申请专利权、注册商标权、注册版权等法律手段或者通过技术保密、将产品设计复杂化、在竞争对手之前推出产品等竞争性手段保护自己的研发成果,维护自身的核心竞争力。另外实证结果表明,在华国际合资企业采取法律保护措施对研发环境和企业产品创新的新颖程度的影响则并不显著,这说明政府在制度方面需要不断完善相关法律,保护企业商标权、专利权等知识产权,并且提高执法效率,增加违法成本,打击不正当竞争行为,减少企业进行创新研发的后顾之忧。

参考文献

- [1] SCHULER R S. Human resource issues and activities in international joint ventures[J]. *International Journal of Human Resource Management*, 2001, 12(1): 1-52.
- [2] LAU T, CHAN K F, TAI H C, et al. Corporate entrepreneurship of IJVs in China[J]. *Management Research Review*, 2009, 33(1): 6-22.
- [3] BECKMAN C M, HAUNSCHILD P R, PHILLIPS D J. Friends or strangers? Firm-specific uncertainty, market uncertainty, and network partner selection[J]. *Organization Science*, 2004, 15(3): 259-275.
- [4] PORTER M E. *Competition in global industries*[M]. Boston: Harvard Business School Press, 1986.

- [5] LU J W, MA X F. Partner resource asymmetry and IJV survival[J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2015, 32(4): 1039-1064.
- [6] MA Z Z, YU M Y, GAO C Y, et al. Institutional constraints of product innovation in China: Evidence from international joint ventures[J]. *Journal of Business Research*, 2015, 68(5): 949-956.
- [7] KWAN L Y, CHIU C. Country variations in different innovation outputs: The interactive effect of institutional support and human capital[J]. *Journal of Organizational Behavior*, 2015, 36(7): 1050-1070.
- [8] ROMER P M. Endogenous technological change[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5): S71-S102.
- [9] PFEFFER J, SALANCIK G R. *The external control of organizations*[M]. Stanford, CA: Stanford University Press, 1978.
- [10] CHILD J, YAN Y. Investment and control in International joint ventures: The case of China[J]. *Journal of World Business*, 1999, 34(1): 3-15.
- [11] LI C, PARBOTEEAH K P. The effect of culture on the responsiveness of firms to mimetic forces: Imitative foreign joint venture entries into China, 1985-2003[J]. *Journal of World Business*, 2015, 50(3): 465-476.
- [12] 李玲. 产品市场竞争与企业创新关系实证研究-来自深市上市公司的证据[J]. *科技进步与对策*, 2014, 31(19): 96-102.
- [13] 湛正群, 杨华. 外部环境、内部能力与高新技术企业创新绩效关系实证研究[J]. *科技管理研究*, 2016, 36(15): 136-142.
- [14] 李蕾蕾, 盛丹. 地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化[J]. *中国工业经济*, 2018(7): 136-154.
- [15] 孙旭, 谢富纪, 陈宏权, 等. 开放式创新广度、外部环境对企业创新绩效的影响[J]. *中国科技论坛*, 2015(10): 80-85.
- [16] 李颖, 赵文红, 周密. 政府支持、创业导向对创业企业创新绩效的影响研究[J]. *管理学报*, 2018, 15(6): 847-855.
- [17] CONTRACTOR F J. The role of licensing in international strategy[J]. *Columbia Journal of World Business*, 1981, 16(4): 73-83.
- [18] SHU C, WANG Q, GAO S, et al. Firm patenting, innovations, and government institutional support as a double-edged sword[J]. *Journal of Product Innovation Management*, 2015, 32(2): 290-305.
- [19] ATUAHENE K, LI H. Product innovation strategy and the performance of new technology ventures in China[J]. *The Academy of Management Journal*, 2001, 44(6): 1123-1134.
- [20] LI J J, POPPO L, Zhou K Z. Relational mechanisms, formal contracts, and local knowledge acquisition by international subsidiaries[J]. *Strategic Management Journal*, 2010, 31(4): 349-370.
- [21] LI H, LI J. Top management team conflict and entrepreneurial strategy making in China[J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2009, 26(2): 263-283.
- [22] GUO H, XU E, JACOBS M. Managerial political ties and firm performance during institutional transitions: An analysis of mediating mechanisms[J]. *Journal of Business Research*, 2014, 67(2): 116-127.
- [23] 华鹰. 企业技术创新与专利战略互动关系研究[J]. *科技与经济*, 2010, 23(4): 45-49.
- [24] 胡凯, 吴清. R&D 税收激励、知识产权保护与企业的专利产出[J]. *财经研究*, 2018, 44(4): 102-115.
- [25] 保永文. 知识产权保护、技术引进与中国制造业技术创新——基于面板数据的实证检验[J]. *国际贸易问题*, 2017(6): 38-49.
- [26] LEI D, SLOCUM J W, PITTS R A. Building cooperative advantage: Managing strategic alliances to promote organizational learning[J]. *Journal of World Business*, 1997, 32(3): 203-223.
- [27] WELDON E, VANHONACKER W. Operating a foreign-invested enterprise in China: Challenges for managers and management researchers[J]. *Journal of World Business*, 1999, 34(1): 94-107.
- [28] MCGAUGHEY S L, LIESCH P W, POULSON D. An unconventional approach to intellectual property protection: The case of an Australian firm transferring shipbuilding technologies to China[J]. *Journal of World Business*, 2000, 35(1): 1-20.
- [29] COHEN W M, GOTO A, NAGATA A, et al. R&D spillovers, patents and the incentives to innovate in Japan and the United States[J]. *Research Policy*, 2002, 31(8): 1349-1367.
- [30] KRISHNAN V, ULRICH K T. Product development decisions: A review of the literature[J]. *Management Science*, 2001, 47(1): 1-21.
- [31] 孙冰, 刘希宋. 企业产品创新状况评价指标体系的构建[J]. *科研管理*, 2002, 23(4): 47-51.
- [32] 陈劲, 陈钰芬. 企业技术创新绩效评价指标体系研究[J]. *科学学与科学技术管理*, 2006, 27(3): 86-91.
- [33] ALEGRE J, CHIVA R. Assessing the impact of organizational learning capability on product innovation performance: An empirical test[J]. *Technovation*, 2008, 28(6): 315-326.
- [34] NELSON R R, SAMPAT B N. Making sense of institutions as a factor shaping economic performance[J]. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 2001, 44(1): 31-54.
- [35] BAKER W E, SINKULA J M. The synergistic effect of market orientation and learning orientation on organizational performance[J]. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 1999, 27(4): 411-427.
- [36] ROMIJN H, ALBALADEJO M. Determinants of innovation capability in small electronics and software firms in southeast England[J]. *Research Policy*, 2002, 31(7): 1053-1067.
- [37] HARABI N. Appropriability of technical innovations an empirical analysis[J]. *Research Policy*, 1995, 24(6): 981-992.

(下转第 16 页)

- [12] 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, 37(8): 98-125.
- [13] 柴庆春, 张楠楠. 中国对外直接投资逆向技术溢出效应——基于行业差异的检验分析[J]. 中央财经大学学报, 2016(8): 113-120.
- [14] 刘美玲, 黄文军. 进出口贸易、对外直接投资和国际技术溢出效应——基于我国 1999—2012 年省际面板数据的实证[J]. 工业技术经济, 2015, 34(2): 48-54.
- [15] 谢钰敏, 周开拓, 魏晓平. 对外直接投资对中国创新能力的逆向溢出效应研究[J]. 经济经纬, 2014, 31(3): 42-47.
- [16] 韩玉军, 王丽. 中国 OFDI 逆向技术溢出效应的影响因素研究——基于国别面板数据的非线性门槛技术回归[J]. 经济理论与经济管理, 2015(6): 94-105.
- [17] 辛晴, 邵帅. 对外直接投资逆向技术溢出对母国技术创新能力的影响[J]. 东岳论丛, 2015, 36(7): 179-185.
- [18] 朱春兰. 对外直接投资对企业自主创新能力影响的实证研究——基于 2001—2014 年省际面板数据的检验[J]. 经济论坛, 2016(4): 112-114.
- [19] 周乐意, 殷群. OFDI 对地区创新绩效的影响研究——基于江苏数据的实证分析[J]. 江苏社会科学, 2016(4): 53-59.
- [20] 殷朝华, 郑强, 谷继建. 对外直接投资促进了中国自主创新吗——基于金融发展视角的实证研究[J]. 宏观经济研究, 2017(8): 69-85.
- [21] XU B. Multinational enterprises, technology diffusion, and host country productivity growth[J]. Social Science Electronic Publishing, 2000(2): 477-493.
- [22] 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.
- [23] 葛尧. OFDI 逆向技术溢出对企业全要素生产率的影响[J]. 甘肃社会科学, 2019(5): 164-170.
- [24] 陈芳. 对外直接投资逆向技术溢出效应的研究——基于非线性门槛的分析[D]. 杭州: 浙江工商大学, 2013.
- [25] 叶建平, 申俊喜, 胡潇. 中国 OFDI 逆向技术溢出的区域异质性与动态门槛效应[J]. 世界经济研究, 2014(10): 66-72.
- [26] 高锡荣, 刘伟. 从模仿到创新: 来自专利增长的经验分析[J]. 科技进步与对策, 2006(11): 54-58.

Empirical Analysis on the Impact of OFDI Reverse Technology Spillover on Domestic Technological Innovation: From the Perspective of Independent Innovation and Imitation Innovation

Di Zhenpeng, Li Shimei

(School of Management Science and Engineering, Guangxi University of Finance and Economics, Nanning, 530003, China)

Abstract: By combing past literature and collecting panel data from 30 provinces (autonomous regions and municipalities) and cities in China during the ten years from 2008 to 2017, a fixed-effects model was used to conduct an empirical analysis of the heterogeneous impact of outward foreign direct investment (OFDI) reverse technology spillovers on different regions and different types of innovation models in China. The results show that either from the perspective of the national overall or points region OFDI are significant reverse technological overflow effect, domestic R&D investment has a greater impact on technology innovation than OFDI, and it only has a significant impact on technological innovation in the eastern region, and has little impact on the central and western regions. In addition, the research also found that China's R&D personnel are relatively weak, the human capital structure is unreasonable, and the number of high-end researchers is insufficient, which seriously affects the absorption capacity of OFDI.

Keywords: technological innovation; outward foreign direct investment (OFDI); reverse technology overflow; fixed effect model

(上接第 10 页)

R&D Environment and Product Innovation of IJVs: The Regulating Effect of the Protection of Technological Innovations

Yang Zhenning¹, Wu Chen¹, Geng Huifang²

(1. International Business School, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;

2. Department of International Relations, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China)

Abstract: In recent years, the establishment of an international joint venture in China is one of the main ways to introduce foreign investment. This paper uses empirical research to explore the relationship between R&D environment and product innovation performance of international joint ventures in China. The research results show that among the R&D environment elements of China IJVs, government support, market environment, knowledge environment and market demand for innovation have a direct impact on product innovation performance. The impact of infrastructure and social environment on enterprise product innovation is not significant. This study also finds that the legal protection and competitive protection of technological innovations in China's international joint ventures have a regulatory effect on the relationship between R&D environment and product innovation.

Keywords: IJVs in China; R&D environment; product innovation; protection of technological innovations