

中国企业对外绿地投资与企业创新

薛军 常露露 李磊

摘要：本文基于中国微观企业数据，考察了中国企业对外绿地投资对国内企业创新的影响及作用机制。结果表明：中国企业对外绿地投资显著促进了国内企业创新，投资金额越多，企业的创新效应越明显；在考虑了创新概念的重新界定、替换绿地投资金额指标及内生性问题以后，该结论依然稳健；这种促进效应是通过吸收东道国（地区）的人力资本要素及增加研发投入两个中介渠道产生的；从所有制、行业和东道国（地区）差异来看，非国有企业绿地投资的创新效应及研发中介效应高于国有企业，技术创新型企业绿地投资的创新效应及研发中介效应高于技术稳健型企业，对发达经济体绿地投资的创新效应及研发投入效应高于发展中经济体，但人力资本要素吸入的中介效应弱于对发展中经济体的绿地投资。

关键词：绿地投资；企业创新；人力资源要素；研发投入

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 05-0032-17

引言

创新活动对企业核心竞争力具有重要意义，世界银行统计数据显示，中国居民专利申请量已远超美国、日本等发达经济体，2010—2017年稳居世界第一，2017年达124万件。中国自主创新能力的不断提升，引起了美国等西方技术强国的广泛关注。在中美贸易摩擦不断加剧的背景下，探究中国企业自主创新的议题显得尤为重要与迫切。

国际技术溢出是实现技术进步的重要途径，而对外直接投资（OFDI）是重要的国际技术溢出渠道。通过开展OFDI可以利用国外的先进技术与研发经验、人力资本资源以及创新环境等提升我国企业的技术水平（蒋冠宏等，2013）^[1]，促进跨国企业的技术创新。对外直接投资作为一项具有战略意义的经济行为，无论是在发展中经济体还是在发达经济体的经济发展历程中均发挥着重要作用。中国作为赶超型的超级大国，其目的旨在吸收先进技术，学习独特的管理经验和方法，有效利用国外的专业化资源，提高企业经营效率，实现企业创新。

自2009年中华人民共和国商务部发布境外投资管理办法以来，中国对外直接

[收稿日期] 2020-02-29

[基金项目] 国家社会科学重点基金项目“世界经济新格局下的创新保护研究”（18AZD001）

[作者信息] 薛军：南开大学经济学院教授；常露露（通讯作者）：南开大学经济学院博士研究生，电子邮箱 Changlu1718@163.com；李磊：南开大学经济学院教授

投资异常活跃。联合国贸发会议《2017年世界投资报告》统计,2017年中国对外直接投资分别占全球当年流量和存量的11.1%和5.9%,流量位列全球国家(地区)排名的第3位,存量由2016年的第6位跃升至第2位,占比提升0.7个百分点。2005—2016年中国企业对外绿地投资资金规模呈现高速增长趋势(薛军,2018)^[2],由2005年的84亿美元飙升到2016年的1103亿美元。可见,中国对外绿地投资在全球对外直接投资中的影响力不断扩大。

随着对外直接投资规模的不断扩大,有关OFDI的研究也逐渐增多,主要聚焦于对国内经济活动是替代效应还是互补效应。企业以对外直接投资进入东道国(地区)的方式主要有跨国并购和绿地投资两种。其中,绿地投资是跨国企业在海外设立新的企业或研发中心,形成新的生产力(蒋冠宏和蒋殿春,2017),加大对国外先进技术的吸收。尽管过去10年间绿地投资规模不断扩大,但是研究绿地投资的文献并不多,有限的研究仍然集中于企业是选择跨国并购还是绿地投资的OFDI进入模式(Nocke and Yeaple, 2007^[3]; 蒋冠宏等, 2018^[4])。有部分文献关注到并购投资有利于引进与使用先进技术,显著促进了跨国企业创新(Bena and Li, 2014^[5]; 邵新建等, 2012^[6]),但对外绿地投资的创新效应却大多被忽略了。进行绿地投资的企业比跨国并购企业更具生产效率,那么绿地投资究竟能否促进中国跨国企业创新?不同所有制性质、不同行业类型的企业以及对不同经济体的投资对中国企业创新的影响是否具有异质性?其背后可能的影响机制是什么?这正是本文要研究的核心问题。

本文在研究视角和机理分析上与现有研究有所不同。具体表现在以下几个方面:第一,在研究视角上,本文从绿地投资对企业创新的作用机理深入探讨二者的内在逻辑关系。跨国并购和绿地投资是企业开展对外直接投资的两种不同模式,不同的进入模式在技术传导路径上存在显著差异。绿地投资是跨国企业在东道国(地区)投资设厂或建立研发中心,通过嵌入当地产业链的方式,充分利用海外研发资源,吸取当地先进的市场经验和管理经验,吸收人力资本,获取对方符合跨国企业自身发展的先进技术,避免在并购模式下可能产生的创新资源整合失败的风险。根据企业自身的实际需求和条件,增加研发投入,自行研发出新产品、新项目。本文基于中国企业对外绿地投资规模不断扩大的特征事实,系统探讨了绿地投资对中国企业创新的微观效应,不仅丰富了有关绿地投资与企业创新关系的文献,而且为理解中国企业创新提供了新视角。第二,从机理分析上,本文不仅分析了绿地投资对中国企业创新的影响,为克服可能存在的内生性问题,引入了绿地投资的工具变量进一步刻画其与企业创新的内在关系,在此基础上通过引入中介效应模型进行影响机制检验,本文发现人力资本要素吸入和增加研发投入是对外绿地投资促进企业创新的两个重要渠道,从而深化了对绿地投资与中国企业创新之间关系的理解。第三,考虑到异质性问题可能会影响绿地投资对中国企业创新的影响,本文还考察了不同所有制性质、不同行业类型的企业以及投资于不同发展水平的东道国(地区)对企业创新的异质性影响,这对如何提高中国企业对外绿地投资的创新效应具有重要的启示作用。

一、理论机制及文献综述

绿地投资是指母公司通过在东道国（地区）投资设立子公司或研发机构等参与海外市场。围绕本文的研究目标，从理论解释、经验研究等不同方面梳理有关绿地投资与企业创新的研究文献，以期对计量模型构建及机制检验提供可靠的理论基础。

（一）绿地投资与企业创新

自熊彼特创新理论提出以来，对企业创新行为的研究一直是国内外学者关注的焦点和热点。相继更多文献基于不同的视角从理论和实证层面深入探讨影响企业创新活动的重要因素（李春涛和宋敏，2010^[7]；秦华英，2018^[8]；孟庆斌等，2019^[9]）。但这些尚不足以精确地解释不同企业的创新产出行为，其中企业的国际化行为也成为国际技术溢出的重要渠道，技术引进与技术学习对我国企业技术进步的作用是毋庸置疑的，在一定的发展阶段能够提升我国的技术进步。企业异质性理论的提出，为研究企业国际化行为提供了新的理论解释与框架基础。Helpman等（2004）^[10]在Melitz（2003）^[11]的模型的基础上将企业异质性理论扩展到对外直接投资领域，他们认为生产率最高的企业选择对外直接投资，生产率居中的企业选择出口，而生产率最低的企业只服务于国内市场。那么，对外直接投资对母国企业技术进步的影响如何？学者们从微观企业层面出发探讨OFDI的生产率效应、创新效应及逆向技术溢出效应。对外直接投资与企业创新之间的关系也引起了部分学者的关注，如毛其淋和许家云（2014）^[12]运用企业层面微观数据，系统评估了对外直接投资对中国企业创新的影响，发现OFDI对企业创新的促进作用具有持续性，且不同类型OFDI对企业创新的影响存在显著差异。赵宸宇和李雪松（2017）^[13]还利用中国上市公司与商务部《境外投资企业（机构）名录》匹配后的数据研究发现对外直接投资有利于提高中国企业的技术创新能力。此外，部分学者进一步探讨了跨国公司海外并购与企业创新的关系，Bena和Li（2014）、邵新建等（2012）研究发现跨国并购有利于引进与使用先进技术，显著促进了中国企业创新。由于绿地投资与跨国并购在成本投入、建设周期以及对创新资源的整合风险等方面存在显著差异，二者对中国企业创新也会产生不同的影响。鉴于对外绿地投资对提升企业的市场竞争力和技术水平具有至关重要的作用，因此，这个问题逐步引起国内外学者的关注。Nitsch和Makino（1996）^[14]基于日本173家跨国公司的数据研究发现，相较于跨国并购与合资企业，绿地投资子公司的绩效最好。Hakanson和Nobel（2001）^[15]以瑞典17家跨国公司的海外研发单位为样本，他们研究认为跨国公司的当地嵌入度高，绿地投资子公司的内部嵌入度高，而内部嵌入为母公司带来显著的正向技术溢出效应，当地嵌入的技术溢出效应为负。所以绿地投资比跨国投资的技术溢出效应更强。基于此，本文提出假说1。

假说1：对外绿地投资能显著促进中国企业创新。

（二）对外绿地投资促进企业创新的机制

中国企业的对外绿地投资主要分布在发达经济体或发展中经济体的技术创新型行业，通过在技术集聚的经济体建立研发机构，近距离接触东道国（地区）的研

发资源,进而获取东道国(地区)的技术溢出。吸收技术溢出的目的是促进企业技术进步,增强创新绩效。研发投入是发挥技术溢出效应的重要决定因素,能够培育企业的技术创新能力,缩小与其他企业的技术差距,在企业创新过程中发挥着至关重要的作用。绿地投资资金投入量大,投资成本高,投资周期长,失败风险大。企业置身竞争激烈的海外市场,为增强市场势力进行技术升级,避免落入低利润水平的竞争(Bustos, 2011)^[16],会激励企业增加研发投入,提高对外投资的创新效应。Potterie 和 Lichtenberg (2001)^[17]利用国家(地区)层面的数据不仅证实了对外直接投资存在逆向技术溢出效应,而且研发投入越多,对外直接投资流量越大,逆向技术溢出效应越明显。基于此,本文提出假说2。

假说2:对外绿地投资通过增加研发投入的渠道促进企业创新。

创新活动是企业重要的人力资本投资行为(聂辉华等,2008)^[18]。除了研发效应外,参与国际市场还会通过人力资本要素的流动促进企业创新。技术溢出模型显示人力资本在促进世界经济体运用新技术方面发挥着不可或缺的作用,反过来又提高了生产率,实现了经济增长。而缺乏熟练劳动力已成为发展中经济体企业采用前沿技术的主要障碍,导致生产的低效率。不同经济体之间在人力资本禀赋、研发能力以及教育水平等方面存在显著差异,如发达经济体不仅集中着绝大多数的创新资源,而且教育水平领先,企业内部提高人力资本水平的培训也比较普遍,拥有丰富的高素质技术人员和科研人员,才使得对外直接投资得以展开。当通过在海外新建企业的方式大大放松对熟练工人的限制时,跨国企业可能会采用生产率更高的新技术,将前沿技术与熟练工人恰当匹配,进行自主创新。为获取外部前沿的科技信息以及把握市场动向,企业通过绿地投资的方式进入东道国(地区),利用当地的人力资源和技术资本,提升企业的研发能力。另外,人力资本的吸入也是影响逆向技术溢出的重要因素。母公司向海外新建企业输入的人力资本与其所接触的当地先进技术及高级研发要素可能存在一定的匹配问题,对东道国(地区)人力资本的吸入可以提高新建企业的人力资本水平,进而充分吸收利用绿地投资获得的技术外溢和知识溢出。可见,一国(地区)新技术的涌现不仅与现有的技术条件以及在东道国(地区)新建企业获得的东道国(地区)非自愿的逆向技术溢出有关,还与对东道国(地区)人力资本的吸入有关。因此,从东道国(地区)的角度看,当地的人力资本资源越丰富,跨国企业越有机会吸入当地的经理人和熟练工人,越容易实现更多的创新产出(赖明勇,2005)^[19]。基于此,本文提出假说3。

假说3:对外绿地投资通过吸收东道国(地区)的人力资本资源促进企业创新。

二、数据说明、样本选择与计量模型设定

(一) 数据说明和样本选择

本文所使用的样本数据主要有以下三个来源:一是英国金融时报的绿地投资数据库,本文选取的时间跨度为2010—2018年,涵盖了所有对外绿地投资的企业,包括投资企业名称、投资来源城市、投资目标国(地区)、投资项目金额、创造就业岗位数等详细信息。

尽管绿地投资数据库是目前可获得的最全面的绿地投资数据库，但一些关键指标仍存在一定缺失。如缺少企业详细的财务信息，本文样本数据的第二个来源是万德数据库，运用证券代码匹配通过手动筛选出的绿地投资数据库中上市的对外绿地投资企业。但万德数据库中缺乏有关企业专利信息的数据，本文有关企业专利信息的第三个数据来源是经济金融数据库，同样运用证券代码进行匹配。

上述三个数据库匹配后所得的综合性数据集是本文研究的基础数据，但由于统计等各种原因，一些企业信息存在缺失，导致原始数据中存在异常样本。为使后文的研究结论更加准确，在合并数据的基础上做了以下处理：删除企业存续期为0或小于0的企业样本；删除应付职工薪酬、存货净额、营业收入、员工人数、固定资产为0或小于0的企业样本。

表1报告了经处理后绿地投资企业与未开展对外直接投资（既未进行跨国并购也未开展绿地投资）企业的基本信息。虽然中国对外直接投资的影响力不断扩大，但从中可以看出，样本期内对外绿地投资的企业数占企业总数的比重仍然较小。首先，本文对中国对外绿地投资企业的特征进行描述性分析，将对外绿地投资企业按照企业所有制性质划分为国有企业和非国有企业，其中非国有企业涵盖民营企业、外资企业和公众企业^①，且民营企业占到78%，在样本期内开展绿地投资的国有企业占绿地投资企业的比重为45%，而开展绿地投资的非国有企业相对较多；其次，国家知识产权局出版的《专利密集型产业目录（2016）（试行）》将专利密集型的行业划分为技术创新型行业，将非专利密集型行业划分为技术稳健型行业，表1显示，大部分开展对外绿地投资的企业属于技术创新型行业（占68%），而只有32%的企业属于技术稳健型行业；最后，依据联合国《世界投资报告2018》对不同经济体的划分，按照东道国（地区）所属经济体类型将绿地投资企业划分为对发达经济体投资的企业和对发展中经济体投资的企业，其中对发达经济体投资的企业占51%，对发展中经济体投资的占49%。

表1 经处理后的各类型样本数目

(单位：个)

划分标准	企业类型	2010—2018年
按照是否开展对外绿地投资划分	未开展 OFDI 企业	14 902
	绿地投资企业	477
按照企业所有制性质划分	国有企业	214
	非国有企业	263
按照企业所属行业类型划分	技术创新型行业	322
	技术稳健型行业	155
按照东道国（地区）所属的经济体类型划分	对发达经济体	244
	对发展中经济体	233

^①Wind 数据库将部分企业的性质界定为公众企业。

本文在上述数据处理的基础上,对两类企业在创新产出上的差异进行T检验,具体结果见表2。可以发现,非OFDI企业的专利申请量均值为52件,而对外绿地投资企业的专利申请量均值高达548件,后者比前者高出近496件,并且这一差异值在1%的水平上显著。表2右半部分报告了非OFDI企业与对外绿地投资企业的有效专利申请量的均值,后者比前者高出1191件,且这一差异值也在1%的水平上显著。表2其余部分报告了细分对外绿地投资企业与非OFDI企业专利申请量的均值差异结果,不管是按企业所有制性质划分还是按企业所属行业类型划分,抑或按东道国(地区)所属的经济体类型划分,绿地投资企业的专利申请量均值和有效专利申请量均值均高于非OFDI企业,并且差异值均在1%的水平上通过显著性检验。

表2 绿地投资与非绿地投资企业的创新效应差异

企业类型	专利申请量			有效专利申请量		
	均值	差异值	t值	均值	差异值	t值
未开展OFDI企业	52	—	—	143	—	—
绿地投资企业	548	496***	-15.888	1334	1191***	-12.693
国有企业	475	424***	-9.524	1132	989***	-8.255
非国有企业	606	555***	-11.755	1500	1356***	-8.795
技术创新型行业	668	617***	-14.429	1594	1450***	-12.144
技术稳健型行业	297	245***	-7.061	797	654***	-4.806
对发达经济体	482	430***	-10.061	607	463***	-7.926
对发展中经济体	616	565***	-12.802	1345	1202***	-10.304

注:差异值均是与非OFDI企业的均值进行比较的结果;*** < 0.01。

(二) 计量模型设定

为了研究对外绿地投资对企业创新的影响,在尽量克服遗漏变量和多重共线性问题的基础上,结合本文样本数据所涵盖的信息,构建如下回归方程:

$$patentaa_{it} = c + \beta_1 invest_{it} + \beta_2 x_{it} + \mu_j + \mu_k + \mu_l + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*、*j*、*k*和*t*分别表示企业、行业、地区和年份,因变量 $patentaa_{it}$ 是专利申请量,论文对其加1取自然对数。主要考察的自变量为 $invest_{it}$,即绿地投资金额,本文对其加1取自然对数。本文主要关注的系数是 β_1 ,如果系数为正,表明中国企业的对外绿地投资对企业创新具有正向促进作用,反之则不能促进企业创新。因为本文的数据维度为企业—时间层面,残差项可能会和企业或时间序列相关,从而导致OLS估计中标准误的偏误。Peterson(2009)^[20]详细探讨了具有“企业效应”和“时间效应”的面板数据结构应该采用的标准误估计方法,即对某一个维度使用虚拟变量,然后使用另一维度的聚类标准误。对时间取虚拟变量,作为企业的聚类标准误,在相关研究中是最常见的,因为一般的面板数据都具有多个样本企业,但未必有足够多的时间点来做时间聚类标准误。为了保证回归结果的稳健性,本文在回归过程中对时间、行业和地区取虚拟变量,统一采用聚类到企业层面的标准误。

方程(1)中 x_{it} 是其他影响企业创新的控制变量,包括:企业规模,以企业员工

总人数的自然对数计算；资本密集度，用企业固定资产合计除以企业员工总人数表示；企业生命期，用当年与企业注册成立年的差值表示；平均工资，用应付职工薪酬除以员工总人数的自然对数值计算；现金比率；资产负债率；机构投资者持股比例；本文还利用 μ_j 、 μ_k 、 μ_t 分别控制企业所在行业、地区、年份的固定效应， ε_{it} 是误差项。

为了检验计量结果的稳健性，本文还进行了以下分析：一是考虑到专利数本身为大于等于0的非负整数，选择了面板负二项回归重新检验绿地投资与企业创新的因果关系；二是为克服内生性问题，选择了“办理施工许可得分”作为绿地投资的工具变量深入探讨绿地投资与企业创新的内在关系；三是为了克服样本选择偏差，选择PSM倾向得分匹配法重新评估绿地投资对企业创新的经济效果；四是检验了不同所有制企业、不同行业企业对外绿地投资以及对不同东道国（地区）绿地投资对企业创新的影响。

企业绿地投资的创新效应一方面来源于国内的研发投入，另一方面来源于对东道国（地区）专业化要素的吸入。本文将通过中介效应模型验证绿地投资影响企业创新的传导机制，据此，引入两个中介变量人力资本要素吸入（ $jobss_{it}$ ）和研发投入（ $lnrd_{it}$ ），构造计量方程如下：

$$patentaa_{it} = c + \beta_1 invest_{it} + \beta_3 jobss_{it} + \beta_4 lnrd_{it} + \beta_2 x_{it} + \mu_j + \mu_k + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$jobss_{it} = c + r^1 invest_{it} + r^2 x_{it} + \mu_j + \mu_k + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$lnrd_{it} = c + \eta_1 invest_{it} + \eta_2 x_{it} + \mu_j + \mu_k + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中，下标*i*、*j*、*k*和*t*分别表示企业、行业、地区和年份， $patentaa_{it}$ 、 $invest_{it}$ 、 x_{it} 、 μ_j 、 μ_k 、 μ_t 和 ε_{it} 与前文一致。绿地投资对企业创新总效应的方程见公式(1)。其中对东道国（地区）专业化要素吸入（ $jobss_{it}$ ）用绿地投资企业为东道国（地区）创造的就业岗位来衡量，研发投入（ $lnrd_{it}$ ）用企业的研发投入金额衡量。

三、计量结果分析

（一）绿地投资是否促进了企业创新

基于以上数据和模型，本文重点研究中国企业对外绿地投资能否促进企业创新。计量结果见表3。表3中前3列是固定效应模型的回归结果，其中，第（1）列未控制企业特征因素及固定效应，第（2）列未控制企业特征因素，第（3）列同时控制企业特征因素及固定效应。结果显示，前3列中绿地投资的估计系数均在1%的水平上显著为正，这表明对外绿地投资显著促进了企业创新。为检验估计结果的稳健性，表3第（4）—（6）列提供了面板负二项回归的估计结果作为参照，估计结果同样支持了该结论。对上述结果可能的解释是，跨国企业在发达经济体或是在某领域具有领先优势的发展中经济体进行绿地投资，这种投资一般会在当地雇佣员工，而员工在当地企业和跨国企业之间的双向流动会提高技术和管理水平，从而提高企业的创新绩效。此外，跨国企业通过对外绿地投资获取先进知识和技术，刺激企业加大研发投入，集中用于对创新项目的研究与开发，实现企业创新，提高市场竞争力。

表3 对外绿地投资对企业创新的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>greenvalue</i>	0.047*** (0.00)	0.040*** (0.01)	0.022*** (0.01)	0.011*** (0.00)	0.006** (0.00)	0.003* (0.00)
控制变量	N	Y	Y	N	Y	Y
固定效应	N	Y	Y	N	Y	Y
<i>N</i>	15 379	15 370	15 370	15 379	15 370	15 370
<i>R</i> ²	0.002	0.030	0.046			

注：括号中数值为对应变量估计系数聚类到企业层面的标准误，下同；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；固定效应是时间、行业、地区层面的固定效应，下同。

(二) 工具变量回归结果

中国作为典型的对外投资大国，加快对外投资进程是经济发展的重要推动力，因此，可能存在的是中国政府为了使企业获得低成本和大量的研发投入，会鼓励企业到海外投资设厂，企业有针对性地依据其对外绿地投资需求制定企业的技术进步政策与公司治理策略。那么企业创新与其对外绿地投资之间可能存在双向因果关系，导致本文的实证结论可能有内生性问题。

避免这一问题的常用方法是寻找与企业对外绿地投资相关，但与企业创新不相关的工具变量进行内生性检验。结合贺培等（2017）^[21]在这一问题上的处理方法，使用世界银行“Doing Business”数据中的“办理施工许可得分”指标为基础构建工具变量。该指标记录了各经济体建设一个仓库或项目所需要的手续、时间和花费。办理施工许可证指标还考察了建筑质量控制指标，衡量了建筑法规质量、质量监控及安全系统的力度、责任和保险制度以及对专业认证的要求。资金和人才对企业选择绿地投资的方式进入东道国（地区）固然重要，而东道国（地区）的投资环境以及所需投资成本等也是影响跨国企业决定是否在当地投资建厂的重要因素。该指标能够一定程度地衡量当地投资环境和在当地投资的成本，因为“办理施工许可得分”是世界银行衡量各经济体营商环境的重要指标，而一国（地区）的营商环境是影响企业投资决策和投资规模的重要参考，所以本文认为“办理施工许可得分”会对中国的对外绿地投资产生直接影响，但反映各经济体项目建设要求的指标不会对中国的企业创新产生直接影响。根据内生增长理论、熊彼特创新理论及已有研究，R&D投入、人力资本投入、企业规模、劳动力投入、物资资本投入等是对企业创新产生直接影响的关键要素。这也得到大量经验事实的检验（聂辉华等，2008；周亚虹等，2012^[22]）。“办理施工许可得分”会通过影响跨国企业在东道国（地区）的绿地投资决策与投资规模进而对企业创新产生间接影响。因此本文以办理施工许可证构建工具变量是合理的。

本文将工具变量引入回归，使用两阶段最小二乘回归（IV-2SLS）、对弱工具变量更不敏感的有限信息最大似然法（IV-LIML）以及相关的工具变量有效性检验处理本文的内生性问题。回归结果如表4所示，报告了K-PLM统计量和K-P Wald统计量，本文所选的工具变量依次通过了这两个检验，保证了工具变量的有效性。表4第（2）列IV-LIML的系数估计值与2SLS的估计值一致，进一步从侧面证明了不存在弱

工具变量问题。第一阶段对外绿地投资金额与“办理施工许可得分”的回归结果显示，“办理施工许可得分”的估计系数在1%的水平上显著为正，这表明本文选取的工具变量与对外绿地投资金额之间存在高度的相关性；第二阶段对外绿地投资金额对企业创新的回归系数保持显著为正的结果，且通过1%的显著性水平检验，说明在内生性检验后，本文就绿地投资能够促进企业创新的命题成立。

表4 工具变量估计结果

变量	IV-2SLS (1)	IV-LIML (2)
<i>greenvalue</i>	0.022 *** (0.005)	0.222 *** (0.005)
K-PLM 统计量	332.129 ***	
K-PWald 统计量	795.515 ***	
Controls	控制	控制
固定效应	控制	控制
N	15 370	15 370
First Stage		
IV	3.726 *** (0.018)	3.726 *** (0.018)

注：*** p<0.01。

(三) 稳健性检验

本文从匹配及变量度量等方面对主要研究结论进行稳健性检验。

1. PSM 倾向得分匹配法检验

本文的研究目的是揭示对外绿地投资与企业创新之间是否存在因果关系。在经验研究中，样本选择偏差会给计量结果带来较大的估计偏差。为此，本文运用倾向得分匹配法(PSM)构建一个与对外绿地投资企业(处理组)在投资之前的主要特征因素尽可能相似的非对外直接投资企业(控制组)，然后将处理组企业与对照组企业进行匹配，使得匹配后的企业组仅在是否对外绿地投资方面存在差异，在其他方面基本保持一致。最后比较处理组企业在对外绿地投资后两组企业的创新产出差异，以此确定绿地投资与企业创新之间的因果关系。

倾向得分估计的一个重要目的是为了平衡处理组和控制组企业之间解释变量的分布。因此，在样本匹配完成后，进行了平衡性检验，结果显示，在匹配后各变量的标准偏差的绝对值均小于5%，从T检验的结果可以看出，处理组与控制组企业均无明显差异，这表明本文选择匹配变量以及PSM倾向得分匹配法是合适的。此外，PSM估计结果表明对外绿地投资可以使企业的创新产出增加0.790个百分点，且估计系数通过1%水平上的显著性检验，以上结果表明对外绿地投资与企业创新之间存在显著的因果关系^①。

^①限于篇幅，未报告该结果，可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

2. 替换被解释变量

有效专利是指截至报告期末,专利权处于维持状态的专利。专利的有效性是衡量企业自主创新能力和市场竞争力的指标。根据中国专利法,发明专利是获得专利保护的最重要的一种发明创造,是在技术开发、新产品研制过程中获得的,技术水平较高。为检验结论的稳健性,本文选择企业有效专利数和发明专利数衡量企业的创新能力,代入模型(1),估计结果见表6。表6第(1)—(3)列是有效专利数作为被解释变量的估计结果,第(4)—(6)列为发明专利数作为被解释变量的估计结果。结果显示,对外绿地投资的估计系数均显著为正,且发明专利的估计系数通过1%的显著性检验。这表明本文结论较为稳健,对外绿地投资越多,企业创新能力越强,这与表3的检验结果一致。

表5 对外绿地投资与企业创新(替换被解释变量)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>greenvalue</i>	0.073*** (0.01)	0.034*** (0.01)	0.015** (0.01)	0.042*** (0.00)	0.037*** (0.00)	0.022*** (0.01)
控制变量	N	N	Y	N	N	Y
固定效应	N	Y	Y	N	Y	Y
N	15 379	15 370	15 370	15 379	15 370	15 370
R ²	0.011	0.060	0.188	0.044	0.075	0.233

注:** p<0.05,*** p<0.01。

3. 替换解释变量

为进一步检验研究结论的稳健性,本文将主要解释变量由对外绿地投资金额替换为对外绿地投资决策,即开展对外绿地投资则记为1,未开展对外绿地投资则记为0,代入模型(1),估计结果见表6。由估计结果可知,对外绿地投资的估计系数均通过1%水平上的显著性检验,说明对外绿地投资决策对企业创新具有显著的正向促进效应,进一步证明了本文研究结论的稳健性。

表6 对外绿地投资与企业创新(替换解释变量)

变量	(1)	(2)	(3)
<i>green</i>	0.746*** (0.09)	0.662*** (0.12)	0.314*** (0.11)
控制变量	N	N	Y
固定效应	N	Y	Y
N	15 379	15 370	15 370
R ²	0.041	0.081	0.231

注:*** p<0.01。

(四) 机制检验

从本文的理论分析框架可以看出,一方面,跨国企业绿地投资的创新效应来源于国内的研发投入,因为企业层面的国内研发活动依然是创新的重要驱动力,通过研发投入的不断增加,进一步增强企业间的技术互补性,提高创新绩效;另一方

面，跨国企业绿地投资的创新效应来源于对东道国（地区）的人力资本要素吸入。因为东道国（地区）企业对跨国企业的技术溢出可能通过专业化要素流动或劳动力市场的流动而产生，在这种流动过程中，曾在东道国（地区）企业工作的受过培训的经理人和熟练工人转移到跨国企业，这些管理者和工人所拥有的技术可以提高跨国企业的创新绩效。值得一提的是，在所有对外绿地投资的样本中，虽然48%的样本是投资到发展中经济体，但大部分企业是属于技术创新型行业，所以雇佣的东道国（地区）员工也多是受过专业训练或是高学历的技术及管理人员，同时投资到发展中经济体的人力资本成本低于发达经济体的人力资本成本，在成本较低的基础上又吸入人力资本要素，有利于促进企业创新。所以，跨国企业绿地投资的创新绩效与企业的研发投入和对东道国（地区）专业化要素的吸收密切相关。

表7 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>patentaa</i>	<i>jobss</i>	<i>patentaa</i>	<i>lnrd</i>	<i>patentaa</i>
<i>jobss</i>			0.124* (0.05)		
<i>lnrd</i>					0.247*** (24.64)
<i>invest</i>	0.028*** (0.00)	0.236*** (0.00)	-0.002 (0.01)	0.036*** (0.00)	0.019*** (4.06)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
N	15 370	15 370	15 370	15 370	15 370
R ²	0.046	0.869	0.143	0.345	0.175

注：*** p<0.01, *p<0.1。

以人力资本要素的吸入渠道为例进行中介效应说明，研发投入渠道同理检验。参照温忠麟和叶宝娟（2014）^[23]的做法，本文中介效应的检验步骤如下：首先，检验 β_1 的显著性，若 β_1 不显著，说明对外绿地投资与企业创新之间不存在中介效应。若 β_1 显著，将进入后面的检验；其次，检验 γ_1 和 β_3 的显著性，若二者均显著，则 $\gamma_1 * \beta_3$ 显著，存在中介效应，证明对外绿地投资通过吸收东道国（地区）的专业化要素促进了跨国企业创新，若二者有一个不显著，需用 Bootstrap 法检验二者的显著性，如果在置信区间内不包含0，则 $\gamma_1 * \beta_3$ 显著；最后，检验 β_1 的显著性，若 β_1 不显著，说明存在完全中介效应，即对外绿地投资对跨国企业的创新效应是由对东道国（地区）人力资本要素的吸入引起的，反之，存在部分中介效应。

计量估计结果如表7所示，第（1）列中 *invest* 的估计系数为对外绿地投资对企业创新的总效应。第（2）、（4）列中 *invest* 的估计系数分别为对外绿地投资对人力资本要素吸入（*jobss*）及研发投入（*lnrd*）两个中介变量的效应。第（3）、（5）列中 *jobss* 和 *lnrd* 的估计系数是在控制了对外绿地投资的影响后中介变量对企业创新的影响，*invest* 的估计系数则是在控制了中介效应影响后，对外绿地投资对企业创新的直接效应。表7第（1）列总效应 *invest* 的估计系数在1%的水平上显著为

正,第(2)列 *invest* 的估计系数在1%的水平上显著为正,第(3)列 *jobss* 的估计系数在10%的水平上显著为正。Bootstrap法检验的间接效应系数为0.0293,95%的置信区间为[0.0004, 0.0583],不包含0,根据估计结果,对外绿地投资促进跨国企业创新、吸收东道国(地区)人力资本要素的中介效应是存在的。但中介效应与直接效应的符号相反,说明存在遮掩效应。依据温忠麟和叶宝娟(2014)的中介效应检验步骤,要看间接效应与直接效应比例的绝对值,即 $|0.0293/(-0.0015)| = 19.53$,绝对值大于1,这一结果说明虽然总效应中出现了遮掩效应,但比较小,中介效应依旧明显。对东道国(地区)的人力资本要素吸入这一中介变量存在遮掩效应的解释是:跨国企业在吸入东道国(地区)人力资本要素、促进企业创新的同时,也需要支付一定的吸入成本,尤其在发达经济体的市场环境中,可能面临更高昂的雇佣成本,人力资本要素吸入的成本效应在一定程度上对跨国企业绿地投资的创新效应存在一定程度的遮掩效应,但成本效应显著弱于创新效应。研发投入的中介效应分析类似。表7第(4)列 *invest* 的估计系数以及第(5)列 *invest* 和 *lnrd* 的估计系数均在1%的水平上显著为正。Bootstrap法检验的间接效应系数为0.009,95%的置信区间为[0.0057, 0.0122],不包括0,所以,对外绿地投资通过研发投入这一中介效应显著促进了企业创新。

四、分组检验及进一步讨论

(一) 不同所有制企业对外绿地投资的创新效应

中国企业存在着一定的研发资源配置的所有制歧视,处于优势地位的国有企业相对于民营企业获得了太多的研发资源。同时,不同所有制企业在自身资源禀赋和制度安排上也存在显著差异,他们在利用研发投入以及吸收人力资本要素进行企业创新时的行为选择存在明显不同。国有企业多为成熟型企业,在生产经营过程中积累了丰富的经验(Coad et al., 2016)^[24],面临企业创新的不确定性,具有一定的应对能力,但先天的优越性同时也使得国有企业的创新动力不足。非国有企业(本文主要是指民营企业)的创新意愿强烈,在研发投入充足,人力资本要素不断吸入的条件下,企业的创新绩效及经营效率会有明显改观。

已有研究表明国有企业在创新投资方面的效率更低。为进一步考察不同所有制企业绿地投资对企业创新的异质性影响,本文根据企业注册登记类型将企业划分为国有企业、民营企业、外资企业、公众企业,其中将民营企业、外资企业及公众企业归类为非国有企业,据此将样本区分为国有企业和非国有企业两大子样本进行估计。估计结果如表8第(1)、(2)列所示,国有企业和非国有企业对外绿地投资对企业创新均具有正向影响且分别在5%和1%的水平上通过了显著性检验,国有企业的估计系数略小于非国有企业,可能的原因是,由前文的统计分析可知,非国有企业中民营企业占到78%,而国有企业对外绿地投资还肩负着政治及战略使命,民营企业则更多地是为了实现企业利润最大化。

在验证了非国有企业对外绿地投资的创新效应高于国有企业的基础上,本文进一步探讨了不同所有制企业对外绿地投资促进企业创新的两个中介效应。根据前文

机制检验的步骤，本文发现国有企业对企业创新的促进作用主要是通过增加研发投入产生的，对人力资本要素吸入的中介效应不明显。非国有企业对外绿地投资对企业的创新效应存在人力资本要素吸入和研发投入两个中介效应，且国有企业的中介效应小于非国有企业。国有企业研发投入的中介效应为 0.019；非国有企业的两个中介效应分别为 0.413 和 0.025。与前文全样本机制检验的结果一致，人力资本要素吸入这一中介变量对于国有企业的创新效应不明显，一方面，可能是由于样本期内对外绿地投资的国有企业占少数，造成人力资本要素的吸入不足；另一方面，可能是由于国有企业在研发资源方面的独特优势对企业的自主创新发挥了重要作用。对于非国有企业，由于吸收人力资本要素需要支付要素成本而存在一定的遮掩效应，非国有企业人力资本要素吸入的间接效应与直接效应比值的绝对值为 1.252，这表明人力资本要素吸入的成本效应显著弱于其产生的创新效应。

表 8 分组检验的基本结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	技术创新型企业	技术稳定型企业	对发达经济体投资	对发展中经济体投资
<i>invest</i>	0.021** (0.01)	0.023*** (0.01)	0.026*** (0.01)	0.023** (0.01)	0.102** (0.05)	0.084** (0.04)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	4 769	10 601	9 807	5 563	15 146	15 135
R ²	0.281	0.223	0.244	0.147	0.124	0.126

注：*** p<0.01, ** p<0.05。

表 9 不同所有制企业的机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	国有企业机制检验				非国有企业机制检验			
	<i>jobss</i>	<i>lnrd</i>	<i>patentaa</i>	<i>patentaa</i>	<i>jobss</i>	<i>lnrd</i>	<i>patentaa</i>	<i>patentaa</i>
<i>jobss</i>			0.15 (0.09)				0.33*** (3.64)	
<i>lnrd</i>				0.17*** (0.02)				0.23*** (13.24)
<i>invest</i>	1.07*** (0.05)	0.07** (0.03)	-0.08 (0.11)	0.07 (0.05)	1.25*** (0.04)	0.11*** (0.02)	-0.34*** (0.04)	0.04 (0.04)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	4 769	4 769	4 769	4 769	10 601	10 601	10 601	10 601
R ²	0.910	0.428	0.281	0.323	0.926	0.302	0.224	0.268

注：*** p<0.01, ** p<0.05。

(二) 不同行业企业对外绿地投资的创新效应

不同行业的技术投入率存在较大差异（苗文龙等，2019）^[25]，本文根据国家知识产权局出版的《专利密集型产业目录（2016）（试行）》将专利密集型行业划分为技术创新型行业，将非专利密集型行业划分为技术稳定型行业。按照技术创新型行业和技术稳定型行业将样本区分为两大样本进行回归。估计结果如表 8 第（3）、（4）列

所示,技术创新型行业和技术稳定型行业对外绿地投资均对企业创新产生正向促进作用,且均通过1%水平上的显著性检验。技术创新型行业企业的估计系数大于技术稳定型行业企业的估计系数,一是因为专利密集型行业的经济拉动能力强,极具创新活力和市场竞争优势;二是专利密集型行业研发经费投入强度(R&D经费内部支出与主营业务收入的比重)达到1.3%,远高于所有工业产业0.7%的平均水平;三是专利密集型行业企业对技术型人才的要求更高,对专业化要素的吸收能力更强,但也需要支付高昂的要素成本,所以创新效应比技术稳健型企业略低。

进一步的机制检验结果显示,技术创新型企业和技术稳健型企业均通过吸收人力资本要素和增加研发投入两条路径显著促进了企业创新,且技术创新型企业的研发投入中介效应更明显,这与前文全样本机制检验的结果基本保持一致。技术稳健型企业多为成型的企业,研发密度低;而技术创新型企业研发密度高,科研投入多,技术知识占比高,创新速度快。

表10 不同行业企业的机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	技术创新型企业机制检验				技术稳健型企业机制检验			
	<i>jobss</i>	<i>lnrd</i>	<i>patentaa</i>	<i>patentaa</i>	<i>jobss</i>	<i>lnrd</i>	<i>patentaa</i>	<i>patentaa</i>
<i>jobss</i>			0.21** (0.09)				0.26*** (0.09)	
<i>lnrd</i>				0.250*** (0.04)				0.172*** (0.02)
<i>invest</i>	1.23*** (0.04)	0.09*** (0.03)	-0.14 (0.11)	0.09** (0.04)	1.06*** (0.05)	0.11*** (0.02)	-0.21* (0.11)	0.04 (0.05)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	9 807	9 807	9 807	9 807	5 563	5 563	5 563	5 563
R ²	0.910	0.376	0.245	0.314	0.939	0.148	0.145	0.191

注:表中固定效应是时间、地区固定效应;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

(三) 对不同东道国(地区)绿地投资的创新效应

考虑到投资目标国(地区)的技术水平会影响到中国对外绿地投资企业的创新效应,本文依据联合国《世界投资报告2018》对不同经济体的划分标准,将企业绿地投资的目标国(地区)划分为发达经济体和发展中经济体,不同经济体的资源禀赋、市场竞争环境、技术创新水平、制度安排等都存在一定差异,进而会对跨国公司的技术创新产生不同影响。估计结果如表8第(5)、(6)列所示,对两种经济体的绿地投资均对企业创新产生正向促进作用,均通过1%水平的显著性检验。值得关注的是,对发达经济体的绿地投资与对发展中经济体的绿地投资相差无几,因为在对发展中经济体投资的233个样本中,154个样本是投资于技术创新型行业,可见投资于发展中经济体的技术创新效应也很明显。

在检验了对不同经济体绿地投资产生创新效应的基础上,本文进一步进行相关的机制检验。检验结果如表11所示,前4列为对发达经济体进行绿地投资的机制

检验结果，后4列为对发展中经济体进行绿地投资的机制检验结果。不难发现，对不同经济体进行绿地投资会通过不同的渠道显著促进跨国企业创新。对发达经济体进行绿地投资主要是通过增加研发投入而促进企业创新，人力资本要素吸入的中介效应不明显。人力资本要素吸入和研发投入是跨国企业绿地投资于发展中经济体进而促进企业创新的两个中介变量。中介效应分别为0.328和0.02。对发达经济体绿地投资的专业化要素吸入这一中介效应显著弱于对发展中经济体绿地投资的中介效应，可能的原因是发达经济体的人力资本要素吸入成本高于发展中经济体，相对的高成本效应稀释了发达经济体人力资本要素的部分创新效应。对发达经济体绿地投资的研发投入这一中介效应与对发展中经济体绿地投资的中介效应几乎相同。技术附加值高的企业需要更多的研发投入以促进产品的不断更新换代及新技术的更迭。可能由于样本期内跨国企业对发展中经济体的绿地投资多集中于技术创新型行业，技术附加值高，所以研发投入相对也较多。

表 11 对不同东道（地区）绿地投资的创新效应的机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	对发达经济体投资的机制检验				对发展中经济体投资的机制检验			
	<i>jobss</i>	<i>lnrd</i>	<i>patentaa</i>	<i>patentaa</i>	<i>jobss</i>	<i>lnrd</i>	<i>patentaa</i>	<i>patentaa</i>
<i>jobss</i>			0.14 (0.09)				0.29*** (0.08)	
<i>lnrd</i>				0.24*** (0.01)				0.25*** (0.01)
<i>invest</i>	1.21*** (0.04)	0.15*** (0.04)	-0.07 (0.12)	0.07 (0.05)	1.13*** (0.05)	0.08*** (0.02)	-0.24** (0.09)	0.07* (0.04)
control	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间、行业 固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	15 146	15 146	15 146	15 146	15 135	15 135	15 135	15 135
R ²	0.90	0.34	0.29	0.16	0.93	0.33	0.24	0.17

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

五、研究结论与政策启示

（一）研究结论

在中国对外直接投资持续活跃、自主创新能力不断攀升的背景下，本文研究了中国企业对外绿地投资与企业创新之间的关系。首先基于已有文献从理论上分析了对外绿地投资对企业创新的微观作用机制，随后采用2010—2018年绿地投资数据库、万德数据库、经济金融数据库的数据验证了理论分析结果。研究表明：第一，整体上看，对外绿地投资显著促进了企业创新；第二，对外绿地投资的创新效应主要是通过吸入东道国（地区）人力资本要素及增加国内研发支出两个中介渠道实现的；第三，按所有制类型、行业类型以及投资东道国（地区）将样本具体划分为国有企业和非国有企业、技术创新型企业和技术稳健型企业以及对发达经济体投资和对发展中经济体投资等几类，经验分析结果显示，不同样本下对外绿地投

资的创新效应存在显著差异。非国有企业的创新效应及研发投入中介效应高于国有企业,技术创新型企业的创新效应及研发投入中介效应高于技术稳健型企业,对发达经济体投资的创新效应高于对发展中经济体的投资,研发投入中介效应对于投资不同的经济体差别不大,但人力资本要素吸入在对发达经济体绿地投资中的中介效应弱于对发展中经济体的绿地投资。

(二) 政策启示

本文不仅对中国企业海外绿地投资对企业创新的影响提供了有力的经验证据,而且对中国对外直接投资政策的进一步完善具有重要的参考价值,本文的政策建议如下:第一,政府应在不降低海外并购热度的同时,关注并创造对外绿地投资的机会,制定更加明确和具体的绿地投资政策,引导技术创新型民营企业到技术前沿的发达经济体进行绿地投资,吸收专业化要素,雇佣东道国(地区)的高素质科研人员 and 熟练工人,增强企业竞争力;第二,跨国投资企业有必要加大研发投入力度,增强企业间的技术互补性,降低专业化要素吸入成本,更大限度地从绿地投资中获益;第三,政府在注重发挥国有企业在对外绿地投资过程中创新引领效应的同时,应加强扶持民营企业科研成果的转化,增强民营企业的自主创新能力,为有潜力的技术创新型企业搭建海外合作平台,打通引进技术与学习知识的通道,提高企业核心竞争力。

[参考文献]

- [1] 蒋冠宏, 蒋殿春, 蒋昕桐. 我国技术研发型外向 FDI 的“生产率效应”——来自工业企业的证据 [J]. 管理世界, 2013 (9): 44-54.
- [2] 薛军. 中国民营企业海外直接投资指数 2018 年度报告 [M]. 人民出版社, 2019.
- [3] NOCKE V, YEAPLE S. Cross-border Mergers and Acquisitions vs. Greenfield Foreign Direct Investment: The Role of Firm Heterogeneity [J]. Journal of International Economics, 2007 (72): 336-365.
- [4] 蒋冠宏, 蒋殿春. 绿地投资还是跨国并购: 中国企业对外直接投资方式的选择 [J]. 世界经济, 2018 (7): 126-145.
- [5] BENA J, LI K. Corporate Innovations and Mergers and Acquisitions [J]. Journal of Finance, 2014, 69 (5): 1923-1960.
- [6] 邵新建, 巫和懋, 肖立晟, 等. 中国企业跨国并购的战略目标与经营绩效 [J]. 世界经济, 2012 (5): 81-105.
- [7] 李春涛, 宋敏. 中国制造业企业的创新活动: 所有制和 CEO 激励的作用 [J]. 经济研究, 2010 (5): 55-67.
- [8] 秦华英. 混合所有制改革影响国有企业创新的机制分析 [J]. 管理世界, 2018 (7): 174-175.
- [9] 孟庆斌, 李昕宇, 张鹏. 员工持股计划能够促进企业创新吗——基于企业员工视角的经验证据 [J]. 管理世界, 2019 (11): 209-228.
- [10] HELPMAN E, MELITZ M, YEAPLE S R. Export versus FDI with Heterogeneous Firms [J]. American Economic Review, 2004, 94 (1): 300-316.
- [11] MELITZ M. The Impact of Trade of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [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 (8): 98-125.
- [13] 赵宸宇, 李雪松. 对外直接投资与企业技术创新——基于中国上市公司微观数据的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2017 (7): 105-117.
- [14] NITSCH D, MAKINO B S. Entry Mode and Performance of Japanese FDI in Western Europe [J]. Mir Management International Review, 1996, 36 (1): 27-43.
- [15] HAKANSON L, NOBEL R. Organization Characteristics and Reverse Knowledge Transfer [J]. Management In-

- ternational Review, 2001, 41 (4): 395-420.
- [16] BUSTOS P. Trade Liberalization, Exports and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinian Firms [J]. American Economic Review, 2011, 101 (1): 304-340.
- [17] POTTERIE B V P, LICHTENBERG F. Does Foreign Direct Investment Transfer Technology across Borders? [J]. Review of Economics and Statistics, 2001, 83 (3): 490-497.
- [18] 聂辉华, 谭松涛, 王宇锋. 创新、企业规模和市场竞争: 基于中国企业层面的面板数据分析 [J]. 世界经济, 2008 (7): 57-66.
- [19] 赖明勇. 经济增长的源泉: 人力资本、研究开发与技术外溢 [J]. 中国社会科学, 2005 (2): 32-46.
- [20] PETERSEN M A. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets; Comparing Approaches [J]. Review of Financial Studies, 2009, 22 (1): 435-480.
- [21] 贺培, 封肖云, 林发勤. 中国对外直接投资如何影响出口——基于目的地“建设许可”工具变量的研究 [J]. 中央财经大学学报, 2017 (2): 110-119.
- [22] 周亚虹, 贺小丹, 沈瑶. 中国工业企业自主创新的影响因素和产出绩效研究 [J]. 经济研究, 2012 (5): 107-119.
- [23] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014 (5): 731-745.
- [24] COAD A, SEGAR R A A, TERUEL M. Innovation and Firm Growth: Does Firm Age Play a Role [J]. Research Policy, 2016, (2): 387-400.
- [25] 苗文龙, 何德旭, 周潮. 企业创新行为差异与政府技术创新支出效应 [J]. 经济研究, 2019 (1): 85-99.

(责任编辑 王 瀛)

Outward Greenfield Investment and Chinese Enterprise Innovation

XUE Jun CHANG Lulu LI Lei

Abstract: Based on Chinese firm-level micro data, this paper studied the impact of outward greenfield investment on the innovation of domestic enterprises. The results show that outward greenfield investment plays an important role in increasing enterprise innovation. After considering the redefinition of the concept of innovation, the replacement of green space investment amount index and endogenous problems, the conclusion is still robust. This kind of promotion effect is produced through two intermediary channels: absorbing specialized elements of host country and increasing R&D investment. The innovation effect and two intermediary effects of greenfield investment are more significant in non-state-owned enterprises and technological innovation enterprises. Besides, the innovation effect and R&D effect of investment in developed economies are higher than those of developing economies, but the investment in developed countries is specialized. The intermediary effect of factor inhalation is weaker than that of investment in developing economies.

Keywords: Greenfield Investment; Enterprise Innovation; Specialization Elements; R&D Investment