

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20230326.202

海外并购能否促进企业绿色创新水平提升?

李鑫¹, 魏姍^{2,3}

(1. 上海社会科学院世界经济研究所, 上海 200235; 2. 江苏师范大学马克思主义学院, 江苏徐州 221116;
3. 西安交通大学经济与金融学院, 陕西西安 710061)

摘要: 绿色创新是绿色发展和创新发展协同并进的内在动力, 对于促进实现可持续发展和高质量发展具有重要的作用。文章基于2010—2020年中国A股上市公司的样本, 采用倾向得分匹配—双重差分(PSM-DID)方法考察了海外并购是否促进了企业的绿色创新水平提升。研究发现, 海外并购对企业绿色创新起到了积极的促进作用, 这一结论在系列稳健性检验后依然成立。异质性分析发现, 非国有企业以及股权集中度较高的企业可以通过海外并购促进绿色创新水平提升。机制分析发现, 海外并购通过提高企业研发效率、降低冗余资源, 进而提升企业绿色创新水平。扩展分析发现, 海外并购的绿色创新效应在低碳城市试点地企业中表现得更为显著, 意味着制度安排可以促进海外并购发挥绿色创新效应; 环境内部关注度较高以及研发投入强度较大的企业通过海外并购能够获得绿色创新水平提升, 意味着企业的自我驱动在海外并购的绿色创新效应中发挥重要作用。研究认为, 应鼓励中国企业“走出去”, 引导企业关注绿色技术发展动向, 积极寻求促进绿色技术获取导向的海外并购机会; 同时探索差异化的海外并购发展规划和环境政策规制, 引导企业自身关注环境社会责任、加大绿色研发投入强度、提高绿色技术研发效率等以促进绿色创新能力持续提升, 加快可持续发展步伐。

关键词: 海外并购; 绿色创新; 低碳城市试点; 环境内部关注度

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2024)03-0106-16

一、引言与文献综述

进入21世纪, 资源环境约束越来越成为制约经济高质量发展的重要因素, 生态文明建设逐渐成为推进经济社会发展需要考量的重要主题。党的二十大报告中多次提到生态文明建设, 强调要“坚持绿水青山就是金山银山的理念”。同时, 党的十九大、二十大报告均强调加快实施“创新驱动发展战略”。绿色创新的提出为绿色发展和创新发展协同提供了路径。大多数学者认同绿色创新是对生态环境有正向影响的创新(Schiederig等, 2012), 其在创新的基础上强调了绿色发展理念, 旨在促进产业的经济效应和环境效应协调一致发展, 实现可持续发展和高质量发展

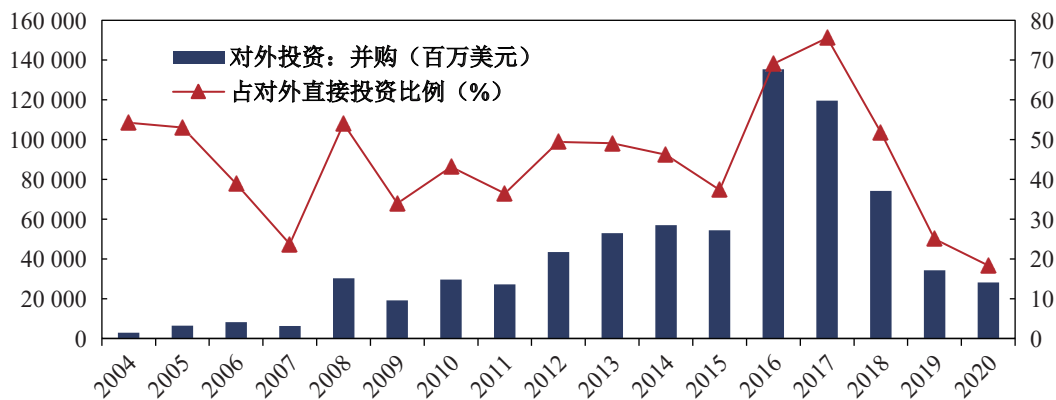
收稿日期: 2022-07-25

作者简介: 李鑫(1988—), 男, 上海社会科学院世界经济研究所博士生;

魏姍(1989—), 女, 江苏师范大学马克思主义学院讲师, 西安交通大学经济与金融学院博士生(通讯作者, wshum0126@163.com)。

展。绿色创新作为生态文明建设和创新驱动发展两大战略的结合点,是中国实现高质量发展的有效途径。企业是驱动发展的基础力量,也是践行生态文明建设的基层主体,而绿色创新是推动企业转变生产方式(解学梅和韩宇航,2022)、提升企业可持续发展绩效(解学梅和朱琪玮,2021)、实现可持续发展的重要驱动力。

持续推进高水平对外开放为绿色创新发展提供了契机,中国对外投资大幅增长,已位居世界前列。中国企业对接全球市场和企业,在全球供应链中占据重要地位,而这是增强中国绿色创新能力的重要微观基础。海外并购作为中国对外直接投资的主力军,一直发挥重要作用(见图1)。自2004年以来,中国企业海外并购大致经历了3个阶段,第一阶段是2008年金融危机之前,中国对外投资规模较小,海外并购所占比例也因此并不稳定;第二阶段是2008年到2016年,此时中国对外投资规模较之前出现了较大幅度上涨,海外并购所占比例也大多维持在40%至50%区间;第三阶段是2016年之后,受到国际贸易壁垒增多和地缘政治不确定性增加的影响,中国对外投资金额逐年下降,海外并购所占比例也大幅下降。从联想收购IBM的PC业务到吉利收购沃尔沃等,海外并购成为中国企业突破创新瓶颈、实现创新跃升的重要路径。在持续构建双循环新发展格局背景下,鼓励企业“走出去”和“引进来”越来越成为重要议题。



数据来源:中国商务部网站和CEIC数据库。

图1 2004—2020年中国对外投资（并购）净额及占比

传统观点认为,海外并购可以更好地利用全球资源(江小涓和孟丽君,2021),并对全球资源进行整合(蒋冠宏和蒋殿春,2017),进而提升企业创新能力(洗国明和明秀南,2018)。然而,绿色创新不同于传统创新,有其投入高、风险大且相对收益低的特点,海外并购是否能够推动企业绿色创新提升尚未得到经验证据验证。部分文献关注了对外直接投资对绿色创新的影响,认为OFDI会产生逆向技术创新溢出(Behera等,2012),进而提升投资母国的绿色创新能力,促进母国发展实现绿色转型(Pan等,2020)。但也有学者对此持有异议,一种观点认为对外直接投资会通过国际技术溢出(宋维佳和杜泓钰,2017)、挤出国内投资(梁圣蓉和罗良文,2019)等渠道抑制母国绿色创新;还有观点认为,对外直接投资的逆向绿色创新溢出可能受地区制度环境等影响,且存在非线性复杂关系(聂名华和齐昊,2019)。

综上所述,已有学者关于对外直接投资与绿色创新关联的研究对本文研究有重要启示,但尚存在不足。一方面,已有研究关注对外直接投资对绿色创新的影响,但对外直接投资包括绿地投资和海外并购,二者对绿色创新的影响可能不同,仅考察海外并购是否促进了企业绿色创新尚未形成经验证据。另一方面,部分文献研究了海外并购对企业创新的影响,但考虑到绿色创新的独特性,继续深入考察海外并购对企业绿色创新的影响仍然是必要的。此外,如何提升

海外并购的绿色创新效应还需要进一步探索。

对此,本文以2010—2020年中国上市公司为研究对象,运用倾向得分匹配—双重差分法(PSM-DID)考察海外并购对企业绿色创新的影响。与已有的研究相比,本文可能的边际贡献体现在以下三个方面。第一,已有研究探讨了海外并购对企业创新的影响,并从创新绩效(洗国明和明秀南,2018)、演化路径(周雪峰和王卫,2021)、创新质量(黄苹和蔡火娣,2020)等方向进行了分析,也有一些学者对海外并购的创新效应机制及调节作用进行了探讨,如市场化进程的调节作用(张文菲等,2020)、金融发展的调节作用(尹亚红和刘佳舟,2020)、制度距离的双重调节作用(吴先明和张雨,2019)等,但已有文献尚未有从海外并购对企业绿色创新影响的分析,鉴于绿色创新与传统创新存在较大差别,有必要对海外并购的绿色创新绩效进行更为细化的分析。第二,在探究海外并购的绿色创新效应基础上,进一步从研发效率和冗余资源两个视角分析了海外并购可能通过何种途径提升企业绿色创新水平。第三,已有研究在探讨海外并购的创新效应方面往往更加关注直接或间接的促进效应,较少讨论其提升渠道,尤其是绿色创新往往区别于传统创新,本文从制度安排和自我驱动两个角度探讨可能的提升路径,丰富了相关文献,也为如何更好地利用海外并购促进高质量可持续发展提供政策借鉴。

二、理论机制与研究假说

(一)海外并购对企业绿色创新的作用效果

1.宏观视角的理论分析

第一,从国际技术外溢视角来看,发达国家占据绿色技术领域研发的绝对领先地位,尤其是美日德三国是绿色技术PCT专利的主要技术来源国,海外并购能够扩大企业接受国际绿色技术外溢的机会,进而增强其受到的国际绿色技术外溢的影响。与传统局限于“引进来”的创新模式不同,企业通过海外并购“走出去”是主动对接国际绿色技术外溢,这可能产生一种加速效应,进而提升企业绿色创新水平。一方面,海外并购加速企业通过引进、吸收和消化发达国家先进绿色技术等渠道提升绿色创新水平。另一方面,海外并购所在国企业受到的更强环境监管也会使得企业更加关注绿色发展问题,进而注意提升自身的绿色创新水平。

第二,从国内政策规制视角来看,随着国内越来越严格的环境规制政策相继出台,传统企业的发展空间被压缩,迫切需要拓展市场范围和业务范围以适应政策需求,而海外并购为这一需求提供了契机。海外并购能够帮助企业实现跨国产业转移,以重新配置有限资源,同时市场范围的扩张和业务拓展的契机也随之出现。一方面,海外并购分担了企业的传统产能,同时也开拓了更广阔的国际市场,这使得企业的资源配置更加合理,为企业绿色创新提供要素支撑(Hong等,2019)。另一方面,国内环境规制政策的收紧也倒逼进行海外并购的企业加速获取海外先进绿色技术,开发绿色产品、拓展业务范围,从而对其绿色创新产生积极影响(韩先锋等,2020),而这也拓宽了企业的国内发展空间。

第三,从全球创新网络视角来看,由于绿色创新高投入、高风险的特点,企业往往不愿意单独进行绿色创新研发,而海外并购有助于企业更好地融入全球创新网络,并通过与供应链、创新链网络中企业合作提高企业绿色创新水平。一方面,企业通过海外并购加深与国外供应商的联系,形成紧密的协作关系,通过联合规划和开发绿色技术提升企业绿色创新水平。另一方面,企业通过海外并购融入全球价值链有助于促进企业对先进绿色技术的吸收并实现绿色创新水平的提升(Kong等,2016)。

2.微观视角的理论分析

第一,从技术整合视角来看,海外并购可能吸纳目标并购企业的相应技术,直接提升自身

创新能力和创新产出(Hsu等,2021),尤其是发达国家绿色生产技术和清洁生产经验较为丰富,通过技术整合强化自身绿色技术相关资源储备,并持续提升绿色创新水平。具体路径来看,海外并购有助于企业推进绿色技术研发国际化水平,帮助企业构建关系网络、形成知识分享路径,以更好地获取外部知识(王展硕和谢伟,2018),并通过技术传递、技术吸收、技术融合等方式实现企业绿色创新水平的提升。

第二,从创新资源视角来看,绿色创新离不开大量创新要素投入,包括知识储备、人力、资金等。一方面,海外并购的目标公司与自身的知识结构形成一定的互补,有助于促使知识、技能的集聚,提高知识密集度,形成创新层面的规模效应和范围经济,进而提升企业的绿色创新能力(Nocke和Yeaple,2007)。另一方面,海外并购同样吸纳东道国的技术人才,在与母公司的技术互动中强化绿色技术创新实力,提升企业绿色创新水平。此外,海外并购扩大了企业在东道国的市场占有率,而这有助于增强企业实力,进而将更多的创新资源投入绿色创新活动。

第三,从创新成本视角来看,海外并购有助于绿色创新成本下降进而提升企业绿色创新水平。一方面,海外并购增强了企业联合创新动机,从学习理论角度来看,企业创新能力在很大程度上取决于更大范围的开发和探索(Messersmith和Chang,2017),而海外并购提供了这样一个契机,这有助于企业减少相应研发投入,进而提升企业创新能力。另一方面,海外并购扩大了企业的目标市场范围,而这有助于形成规模经济以分摊产品的创新成本,进而提升企业创新能力(Otchere和Oldford,2018)。此外,组织学习理论表明,国际化经验有助于提升企业对创新方向的洞察力,进而降低创新的搜索成本和试错成本(郑玮,2020)。

综合以上分析,本文提出研究假设1:

假设1:海外并购能够促进企业绿色创新行为,提高企业绿色创新产出。

(二)海外并购影响绿色创新的作用机制分析

1.研发效率的中介作用

已有研究表明,企业的海外并购能够显著增强投资后研发效率(Yang等,2013;洗国明和明秀南,2018),而这可能通过管理层面的提升和创新资源的积累实现。一方面,企业通过海外并购整合和吸纳了东道国企业的先进管理经验,提升了企业研发的管理效率,进而增进研发效率。另一方面,海外并购使得企业可以获取全球市场的创新资源,带来了技术整合转移的机会和知识结构互补的空间,有助于集聚创新资源,促使形成创新层面的规模递增和产出效率增加,从而提升企业研发效率。此外,基于上文分析,绿色创新更需要基于全球创新网络的协同研发,而海外并购使得企业更好地融入全球创新链,进而提升绿色创新的研发效率。因此,本文提出假设2:

假设2:海外并购通过提升企业研发效率实现绿色创新水平的提升。

2.冗余资源的中介作用

冗余资源通常是指超过组织运营所需低限的可被转化和调用的资源(Voss等,2008)。尽管部分冗余资源被认为对企业未来发展是积极的,但资源的合理配置是企业追求利润最大化的基石,尽可能减少冗余资源以最大化利润实现仍将是企业的决策目标。有学者认为冗余资源可能被企业管理层占有,从而加剧企业内部斗争,而这一不利于组织的创新决策(Latham和Braun,2008);而过多冗余资源会增加组织的资本支出和管理支出等经营成本(Symeou等,2019),降低企业绩效,进而对企业创新产生负面影响。此外,冗余资源沉淀过多会增加企业对次优项目投入的概率,不利于研发投入的增加(Nohria和Gulati,1996),尤其是部分冗余资源的专用性强,在企业环境发生变化时难以及时调整,从而降低创新投入(李诗田和邱伟年,2015)。海外并购能够降低企业冗余资源,进而提升企业的长期绩效(李云鹤等,2022)。同时,海外并购扩充了

国际市场,为应对国际市场对产品的绿色需求和全球竞争压力,势必通过降低冗余资源加大绿色创新投入,进而提升产品竞争力,实现创新绩效提升和企业绩效增长。因此,本文提出假设3:

假设3:海外并购通过降低企业冗余资源提升绿色创新水平。

三、研究设计

(一)样本选择和数据来源

本文选择中国A股上市公司2010—2020年的相关数据作为样本,实证检验海外并购对企业绿色创新的影响。选择上市公司作为本文研究对象的原因主要是基于相关数据的可得性,上市公司相关数据较为规范,各种数据可信度较高且能够获得。选择2010—2020年为样本区间的原因有两点:一是新的会计准则在2007年开始实施,而2008年金融危机可能对本文研究对象产生重大影响,经过2年的调整后影响趋于稳定,因此,选择2010年之后的数据可以保证统计口径相对一致和数据相对稳定。二是党的十七大开始提出加强生态文明建设,在此之前绿色创新并未被人所注意,党的十八大以来,生态文明建设力度逐渐加强,由此催生绿色创新发展迅速,选择2010—2020年为样本区间更加契合本文研究主题。文中使用的数据主要来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)和国泰安中国经济金融研究数据库(CSMAR)。其中,衡量企业绿色创新水平的绿色专利数据来自于CNRDS,其他企业特征数据来自于CSMAR。本文根据公司代码将CNRDS和CSMAR数据合并,形成本文研究数据基础。借鉴已有文献的常见做法,本文剔除了ST类、PT类、金融类上市公司样本,并删除了关键指标缺失的样本,最终共计获得1777个企业样本,其中参与海外并购的企业样本165个。

(二)研究方法

参考已有文献对中国企业对外直接投资效应使用的研究方法(Dong等,2021),本文采用倾向得分匹配—双重差分(PSM-DID)方法估计海外并购的绿色创新效应。在该方法中,海外并购被设定为一次准自然实验,由于处理组的选择往往是非随机的,可能存在自选择偏差,本文使用倾向得分匹配(PSM)方法筛选出与处理组样本最接近的控制组样本,以使处理组的选择近似随机,减弱因样本选择偏差可能导致的内生性问题。

PSM方法是将处理变量作为被解释变量,协变量作为解释变量,运用logit模型估计各个样本的倾向得分值,并基于这一得分使用卡尺最近邻匹配方法获得每一个处理组样本对应的特定控制组样本。在此基础上,设定DID模型估计平均处理效应:

$$Gpat_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 Treatment_{it} \times MA_{it} + \lambda X_{it} + \delta_i + \phi_t + \vartheta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Gpat$ 代表企业绿色创新水平; $Treatment$ 表示企业是否进行海外并购,值为1时表示处理组样本,值为0时表示控制组样本;企业进行海外并购之后 $MA_{it} = 1$,海外并购之前 $MA_{it} = 0$;下标 i 和 t 分别表示企业和年份; δ_i 表示个体固定效应, ϕ_t 为时间固定效应, ϑ_i 为行业固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。由以上设定可知, $Treatment_{it} \times MA_{it}$ 表示处理组样本企业进行海外并购后的状态,其估计系数 α_2 代表海外并购对企业绿色创新水平的影响,也是本文重点关注的对象。如果系数为正且显著,意味着处理组样本企业海外并购后其绿色创新水平高于海外并购前,即海外并购提升了企业绿色创新能力,反之亦反。

(三)变量选取与说明

1.被解释变量

企业绿色创新水平($Gpat$)为本文的被解释变量。国内外文献对于创新活动的研究切入点各不相同,由此导致对于创新的度量也多种多样,本文研究选择绿色专利数量来度量企业绿色

创新活动,主要是基于以下几个原因考量:(1)专利数据被诸多学者用来度量创新活动(Yin和Wang,2018),且其度量准确度更高(陶锋等,2021)。(2)本文考察的主题是企业绿色创新水平,专利数据按照技术领域分类可以更为准确地区分绿色创新和非绿色创新,这一点契合本文研究内容。结合数据可得性和数据特征,本文选取企业绿色专利申请数量衡量企业绿色创新水平。绿色专利开始申请时表明企业绿色创新活动已经取得了一定的成果,因此更能及时表现企业绿色创新活动(胡璇和陆铭俊,2021),而申请后的审批、登记等可能导致绿色专利授权数量相对滞后。基于这一现实,本文在后续的稳健性检验中使用绿色专利授权数据作为企业绿色创新的替代变量进行进一步实证检验。此外,外观设计专利因并不涉及绿色元素,本文考察范围仅包括发明专利和实用新型专利。

2.核心解释变量

选取海外并购(MA)为核心解释变量。本文考察中国上市公司的并购行为,提取企业并购中包含海外公司的样本,并以完成海外并购为筛选标准。对于发生同一企业发生两次或两次以上海外并购行为的,考虑到海外并购对企业绿色创新能力的持续影响,本文将其第一次发生海外并购行为作为分析基准,忽略海外并购次数,考察企业是否发生海外并购对企业绿色创新的影响。本文设定虚拟变量MA表示是否发生海外并购行为,若企业完成海外并购当年及以后变量取值为1,否则为0。

3.中介变量

选取研发效率(PE)和冗余资源(RY)作为中介变量,分析海外并购通过何种途径影响企业绿色创新水平。已有学者使用专利申请数对数与研发投入对数的比值来计算研发效率(Hirshleifer等,2013;温军和冯根福,2018),但与度量企业绿色创新活动不同的是,考虑到专利授权数更能代表企业实际收获的研发成果,同时考虑到研发投入和专利获取的时间差异,本文使用专利授权数对数值与滞后一期的研发投入对数的比值计算研发效率。借鉴连燕玲等(2014)的研究,本文使用债务权益比例来度量冗余资源,该值为负向指标,比例越大,表明组织内长期冗余性资源越少,即企业的禀赋资源越低。

4.控制变量

本文选取企业的微观特征作为控制变量,为了避免遗漏其他变量,参照以往学者的研究选取10个可能影响企业绿色创新能力的指标控制企业层面特征(王馨和王营,2021)。具体包括以下指标:(1)企业规模(总资产、员工数量),已有研究发现,企业规模对企业创新成功率具有明显的正向影响(李依等,2021),衡量企业规模通常观测企业投入规模,投入要素主要包括资本和劳动力,因此选取样本企业的总资产和员工数量作为投入要素代理变量,各自取对数后分别记为 $\ln assets$ 、 $\ln labor$,作为本文控制变量度量样本企业的规模。(2)企业经验(企业年龄),企业年龄能够影响企业内部组织环境,进而影响企业创新投入和创新水平,但相关结论正负与否仍有争论(张超和许岑,2022),本文选取样本企业年龄衡量企业经验,对其取对数后以 $\ln age$ 表示。(3)企业资本结构($Scap$),借鉴已有研究的做法,本文使用负债总额除以资产总额表示(齐绍洲等,2018)。(4)企业创新投资机会,托宾Q值是股票市场对企业资产的市场价值与其重置成本之比,数值大于1时,企业投资支出便会增加,创新投资机会也会增加,借鉴已有文献的做法,本文使用托宾Q值衡量企业创新投资机会(Marchica和Mura,2010),取对数后以 $\ln TobinQ$ 表示。(5)企业资本密集度($Indensity$),使用固定资产总额和员工人数之比的对数表示。(6)企业现金流水平($netcfo$),用经营活动产生的现金流量净额与负债总额之比表示。(7)市场势力($market$),用企业销售收入与销售成本之比表示。(8)企业成长性($growth$),用企业营业收入增长率表示。(9)企业环境责任($eidis$),具体使用企业年报中企业环境和可持续发展信息披露次

数度量。(10)市场竞争程度(*hhi*),采用赫芬达尔—赫希曼指数度量,该指标越大,表明市场集中度越高、市场竞争程度越低。

四、实证分析

(一)描述性统计

为避免异常值对估计结果的影响,本文同时对所有连续变量进行了双侧1%的缩尾处理。变量的分组描述性统计如表1所示。可以看到,海外并购企业的企业绿色创新专利指标平均值普遍高于非海外并购企业,当然,由于海外并购企业大多实力较强,可能在创新层面本就有一定优势,因此本文选择倾向得分匹配方法匹配与海外并购企业最近似的控制组企业构建反事实样本,以解决样本选择问题,保证本文研究结果的可靠性。

表1 主要变量的分组描述性统计值

变量名称	指标含义	海外并购企业				非海外并购企业			
		平均值	标准差	最小值	最大值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnGpat</i>	(绿色专利数+1)的对数	1.206	1.381	0	6.477	0.751	1.105	0	7.319
<i>lnGpat_a</i>	(绿色发明专利数+1)的对数	0.896	1.239	0	6.471	0.504	0.896	0	6.820
<i>lnGpat_b</i>	(绿色实用新型专利数+1)的对数	0.759	1.063	0	4.963	0.491	0.877	0	6.387
<i>lnassets</i>	总资产的对数	22.96	1.622	19.03	29.89	22.11	1.391	13.08	29.08
<i>lnlabor</i>	员工总数的对数	8.257	1.473	3.611	13.22	7.536	1.318	0.693	12.84
<i>lndensity</i>	资本密集度对数	10.64	2.500	-1.265	19.21	11.26	2.125	-3.331	22.00
<i>lnage</i>	企业年龄的对数	2.936	0.288	1.386	3.689	2.852	0.356	0	4.143
<i>lnTobinQ</i>	托宾Q值的对数	0.513	0.500	-0.395	3.308	0.574	0.514	-0.380	7.469
<i>Scap</i>	企业资本结构	0.462	0.189	0.0523	0.980	0.427	0.217	0.0523	0.980
<i>netcfo</i>	现金流水平	0.163	0.301	-3.666	3.238	0.179	0.435	-9.664	9.547
<i>market</i>	市场势力	1.571	0.780	0.970	6.475	1.591	0.813	0.970	6.475
<i>growth</i>	企业成长性	0.246	0.787	-0.768	5.484	0.188	0.738	-0.768	5.484
<i>eidis</i>	企业环境信息披露次数	0.595	1.815	0	37	0.336	1.202	0	24
<i>hhi</i>	行业赫芬达尔指数	0.150	0.172	0.0212	1	0.123	0.134	0.0134	1
<i>PE</i>	研发效率	0.082	0.076	0	0.282	0.068	0.0718	0	0.398
<i>RY</i>	冗余资源	0.284	0.398	0	2.178	0.213	0.368	0	2.178

(二)平衡性检验

参照已有文献惯例,本文使用除市场竞争程度外所有的控制变量作为预处理协变量。本文样本中,处理组为2010—2020年间发生并完成海外并购的165家上市公司,潜在控制组为其他未发生海外并购的上市公司。为检验PSM匹配后协变量在处理组和控制组之间是否存在显著差异,以判断匹配效果,本文进行平衡性检验。运用1:1最近邻匹配方法检验处理组和控制组之间的各个协变量的取值是否存在系统性偏差,结果如表2所示。可以发现,所有协变量匹配后的标准偏差绝对值均小于5%,匹配质量较高。此外,*t*检验结果显示,所有协变量均拒绝“处理组和控制组之间协变量的取值存在系统性偏差”的原假设,表明处理组和控制组样本企业的特征差异得到了控制,有效缓解了样本自选择效应,这有助于排除样本选择对本文实证结果的影响。

同时,本文对匹配前后处理组和控制组的样本分布进行分析,以检验处理组和控制组样本是否满足准自然实验的共同支撑假说。为此,本文绘制了匹配前后处理组和控制组的核密度图(见图2),可以发现,与匹配前相比,匹配后处理组和控制组均值距离明显缩小,两条曲线更加接近,重叠区域明显增大,且偏差缩小较为明显,说明匹配效果良好。

表 2 匹配样本的平衡性检验结果

变量名称	均值		标准偏差(%)	t统计量	
	处理组	对照组		t值	$P > t $
<i>lntassets</i>	22.481	22.451	2.1	0.69	0.491
<i>lnlabor</i>	7.9831	7.9694	1	0.34	0.731
<i>lndensity</i>	10.933	11.028	-4.3	-1.47	0.142
<i>lnage</i>	2.8107	2.7948	4.5	1.49	0.136
<i>lnTobinQ</i>	0.57235	0.58803	-3.2	-1.08	0.278
<i>Scap</i>	0.42194	0.42013	0.9	0.32	0.752
<i>netcfo</i>	0.17805	0.18648	-2.1	-0.79	0.427
<i>market</i>	1.5711	1.5975	-3.4	-1.17	0.242
<i>growth</i>	0.22444	0.25134	-3.9	-1.27	0.205
<i>eidis</i>	0.46104	0.49398	-2.3	-0.73	0.465

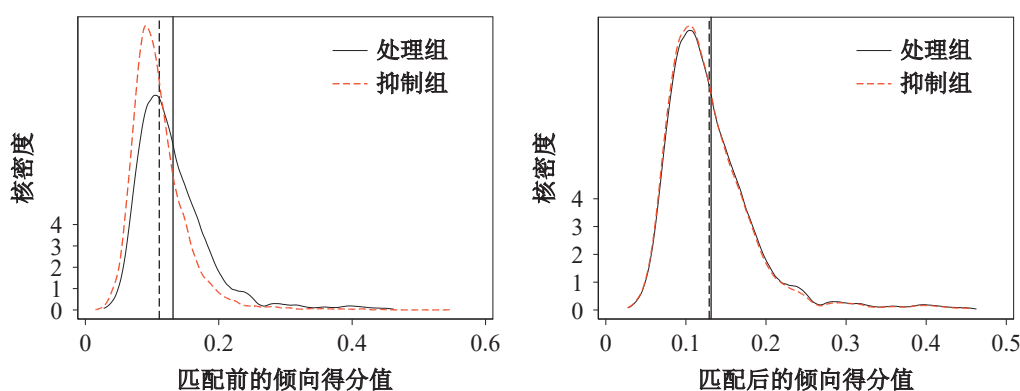


图 2 匹配前后处理组和控制组的核密度图

(三)海外并购的绿色创新效应

在利用PSM方法匹配相应的控制组样本后,依据公式(3)进行双重差分模型估计,检验海外并购对企业绿色创新水平的影响,其中 $Treatment \times MA$ 的系数即为海外并购的绿色创新效应。具体结果见表3。第(1)(2)列是被解释变量为绿色专利总数对数的回归结果,加入控制变量后 $Treatment \times MA$ 的回归系数为1.3360,且在5%水平上显著,意味着处理组样本海外并购后的绿色创新水平显著高于海外并购前。第(3)(4)列是被解释变量为绿色发明专利数对数的回归结果,第(5)(6)列是被解释变量为绿色实用新型专利数对数的回归结果,结果显示海外并购对绿色发明专利和绿色实用新型专利的产出均有提升效应,对比海外并购对绿色发明专利和绿色实用新型专利的提升效果,前者低于后者,有学者认为发明专利由于技术含量更高更能代表企业创新质量,而实用新型专利则用来衡量创新数量(申明浩和谭伟杰,2022),从这一角度来看,相对于绿色创新质量,海外并购对于提升企业的绿色创新数量有更好的效果。这可能与中国企业绿色创新水平相对较低有关,因技术水平积累不够,无法有效吸纳国外先进绿色技术,前期海外并购带来的绿色创新数量提升要高于绿色创新质量提升,预期在完成一定的绿色技术积累后,绿色创新质量的提升可能更为明显。表(3)中第(1)(3)(5)列为未加入控制变量的估计结果,第(2)(4)(6)列为加入控制变量的估计结果,对比可以发现, $Treatment \times MA$ 的系数大小、方向和显著性并未发生较大改变,表明基准回归结果是较为稳健的。总体而言,海外并购有助于提高企业的绿色创新能力,且在提升绿色创新数量层面更具优势,这验证了本文的研究假说。

表3 海外并购绿色创新效应的基准回归结果

	绿色专利		绿色发明专利		绿色实用新型专利	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treatment</i> × <i>MA</i>	1.5051** (2.4286)	1.3360** (2.0548)	1.0551** (2.1459)	0.8820* (1.6610)	1.0770** (2.2938)	1.0269** (2.1224)
常数项	4.0462*** (20.4009)	0.6627 (0.0567)	2.6475*** (16.8264)	-9.8707 (-0.9638)	2.6592*** (17.6967)	4.2683 (0.5485)
控制变量	否	是	否	是	否	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	3581	3580	3581	3580	3581	3580
<i>adj.R</i> ²	0.2809	0.2871	0.2485	0.2562	0.2763	0.2788

注：*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ ，括号内为基于公司层面聚类调整标准误计算得到的 t 值，下表同。

(四)稳健性检验

1.平行趋势检验

为检验基准回归结果的稳健性，本文在原海外并购前后绿色创新效应的静态特征检验基础上，设定平行趋势检验模型，以检验其动态效应趋势是否相同，见公式(2)。

$$Gpatent_{it} = \alpha + \sum_{\tau=-M}^N \beta_{\tau} MA_{i, t-\tau} + \gamma X_{it} + \delta_i + \phi_t + \vartheta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， M 、 N 分别代表海外并购前和海外并购后的期数，设定 $M=5$ ， $N=5$ ，即考察企业海外并购前5年至后5年的创新水平变化，使用2010—2020年数据进行平行趋势检验。图3报告了公式(4)的回归结果，企业实施海外并购年份之前处理组和控制组企业交乘项系数均在95%的置信区间内不显著异于0，符合平行趋势假定。政策实施一年后开始，系数较之前明显增大，表明企业绿色创新水平在海外并购发生后得到了明显地提升。

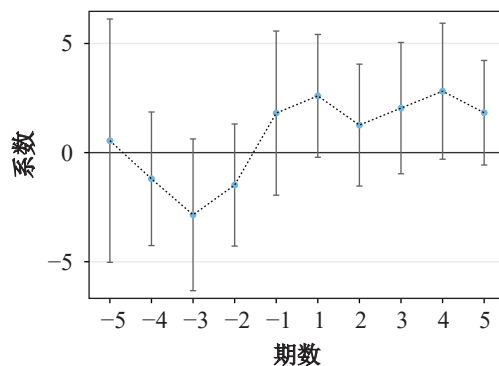


图3 海外并购绿色创新效应的平行趋势检验

2.替代被解释变量

前文使用绿色专利申请数量作为企业绿色创新水平的代理变量，为确保基准回归结果的稳健性，借鉴已有文献的研究，本文使用绿色专利授权数量替代绿色专利申请数量进行稳健性检验，绿色专利授权数量同样能体现企业绿色创新能力和水平。表4第(1)(2)列分别汇报了控制固定效应条件下绿色专利授权数的对数作为被解释变量的回归结果，第(3)(4)列汇报了未控制固定效应的回归结果。可以发现，双重差分项的系数均在至少10%的水平上显著，且系数为正，这与基准回归结果基本一致，进一步证明本文的实证结果是稳健的。

3.更换匹配方法

为更好的检验基准回归结果的稳健性，本文使用1:2最近邻匹配确定控制组近似样本并重新估计，以降低可能的估计偏误。表5第(1)至(3)列汇报了估计结果，可以发现双重差分交叉项

系数显著性和影响方向与基准回归均无较大差异,进一步证实了基准回归结果的稳健性。此外,本文尝试1:3最近邻匹配和频数加权回归方法,结论未有变化,相关结果在此不再赘述。

表4 替换被解释变量的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treatment</i> × <i>MA</i>	0.9949** (2.0503)	0.8064* (1.6525)	4.6657*** (9.7515)	4.3540*** (9.4970)
常数项	3.3562*** (21.6118)	-4.9699 (-0.4949)	1.9603*** (12.3553)	-8.4606** (-2.1286)
控制变量	否	是	否	是
个体固定效应	是	是	否	否
时间固定效应	是	是	否	否
行业固定效应	是	是	否	否
<i>N</i>	3 581	3 580	4 543	4 542
<i>adj.R</i> ²	0.2882	0.2985	0.0660	0.0928

表5 最近邻1:2匹配和增加控制变量的稳健性检验结果

	绿色专利 (1)	绿色发明专利 (2)	绿色实用新型专利 (3)	绿色专利 (4)	绿色发明专利 (5)	绿色实用新型专利 (6)
<i>Treatment</i> × <i>MA</i>	2.0607*** (4.7070)	1.4842*** (4.0491)	1.3313*** (4.0439)	1.4550* (1.8614)	0.7523 (1.2007)	1.3203** (2.2411)
常数项	-18.4288*** (-3.3636)	-15.9385*** (-3.4167)	-10.0035** (-2.3460)	1.1129 (0.0496)	-16.7024 (-0.8740)	19.2742 (1.0694)
微观控制变量	是	是	是	是	是	是
宏观控制变量	否	否	否	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	5 808	5 808	5 808	2 677	2 677	2 677
<i>adj.R</i> ²	0.3690	0.3263	0.3282	0.2919	0.2609	0.2850

4.增加控制变量

为了避免因遗漏变量导致的内生性问题,且考虑宏观经济层面的变量也可能影响本文的实证结果,我们选取企业所在城市的经济发展水平(以人均GDP的对数度量)、对外开放程度(以实际使用外资的对数度量)和产业结构(以第二产业产值占GDP比重度量)3个变量作为宏观经济层面的控制变量加入模型中,进行实证检验,结果汇报在表5第(4)至(6)列中,可以发现,除绿色发明专利作为被解释变量外,绿色专利总量和绿色实用新型专利作为被解释变量的回归结果与基准回归差异不大,证实基准回归结果是相对稳健的。

(五)异质性分析

1.企业产权性质差异

企业产权性质的差异可能影响海外并购的经济效果(Davies等,2018),进而导致企业创新行为存在差异(Chen等,2014),尤其是在我国产权制度背景下,国有企业往往具有诸多重要行业的垄断地位并享受政策“偏好”,而这导致国有企业可以以更低的成本获取各种要素资源,诸如补贴倾斜和融资便利等,这也导致国有企业即便缺乏创新进取能力也能获取巨大的经济利益。因此,相较于非国有企业,国有企业通过海外并购获取绿色创新提升的动力可能不够充足。依据上述分析,为检验海外并购的绿色创新效应在不同产权性质维度的差异,本文将样本分为国有企业、非国有企业两组样本,研究不同产权性质的企业进行海外并购对自身绿色创新的影

响。分组检验的结果如表6所示,其中第(1)(3)列为未加入控制变量的结果,第(2)(4)列为加入控制变量的结果。结果显示,非国有企业样本的双重差分项系数显著为正,且系数大小与基准回归近似,国有企业样本中交叉项系数不具有显著性,说明相对于国有企业,海外并购更能促进非国有企业的绿色创新水平提升。

表 6 不同产权性质企业海外并购的绿色创新效应

	国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treatment</i> × <i>MA</i>	1.8326 (1.3701)	1.7753 (1.3791)	1.5545** (2.0955)	1.3602* (1.7932)
常数项	4.1444*** (11.9440)	15.5295 (0.7450)	4.0274*** (15.4105)	-5.7795 (-0.3632)
控制变量	否	是	否	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
<i>N</i>	1195	1195	2143	2143
<i>adj.R</i> ²	0.3638	0.3720	0.2601	0.2659

2.企业股权集中度差异

股权集中度是企业管理的重要特征,股权集中度高的企业可能影响企业的创新决策和组织形态,进而影响企业海外并购后的整合效率,从而间接地作用于企业绿色创新绩效。已有研究发现,股权集中度正向影响企业创新(赵洪江等,2008),其内在机理包括两条路径:一是大股东的存在有助于加强企业监管,并解决中小股东之间的“搭便车”问题(Shleifer和Vishny,1986),从而促进公司管理效率提升和创新能力提升。二是大股东往往具有长期投资动机,股权集中度较高可能促进企业的R&D投资(任海云,2010),且大股东控制的企业研发投资也会有更好的市场表现(Hall和Oriani,2006)。为此,本文按照企业股权集中度是否高于均值将样本分成两组,检验企业股权集中度对海外并购绿色创新效应的影响。其中,股权集中度指标使用企业前十大股东股份占比(*ecentr10*)代理表示。估计结果如表7所示。可以发现,股权集中度较高样本的关键解释变量*Treatment*×*MA*的回归系数均为正向显著,但股权集中度较低样本的回归系数不具备显著性,说明具备较高股权集中度的企业能够通过海外并购促进企业绿色创新水平的提升,这与预期是一致的。

表 7 不同股权集中度企业海外并购的绿色创新效应

	股权集中度高			股权集中度低		
	绿色专利	绿色发明专利	绿色实用新型专利	绿色专利	绿色发明专利	绿色实用新型专利
<i>Treatment</i> × <i>MA</i>	1.8949** (2.3267)	1.6487** (2.4537)	1.1510* (1.8818)	0.7843 (0.7771)	0.1354 (0.1674)	0.9337 (1.2207)
常数项	12.2191 (0.6805)	-1.7211 (-0.1065)	11.6456 (1.0640)	-18.6986 (-1.3528)	-25.3350** (-2.1046)	-8.2116 (-0.7792)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	1800	1800	1800	1780	1780	1780
<i>adj.R</i> ²	0.2812	0.2940	0.2395	0.2891	0.2240	0.3088

五、机制分析:研发效率和冗余资源的中介效应

传统三步法检验中介效应的假设前提是样本服从正态分布,而这增大偏误概率,导致其适用性较低(Mackinnon等,2002),而温忠麟和叶宝娟(2014)提出的Bootstrap方法相对理想,其核心思想是基于已有样本反复抽样,并计算抽取样本的系数乘积估计值,并以2.5%和97.5%两个分位点确定置信区间,若该置信区间不包括0,表明存在显著的中介效应,反之则不存在。本文选取研发效率和冗余资源两个变量作为中介变量,考察海外并购对企业绿色创新影响的作用机制,鉴于中介效应模型在相关研究中广泛应用,在此不再赘述。相应估计结果汇报在表8中。

表8 基于研发效率和冗余资源视角的中介效应检验

变量名称	估计	Coef.	std. err.	z值	p值	[95% conf. interval]	adj.R ²
PE	FEM	0.0137***	0.0052	2.65	0.008	—	0.0921
	_bs_1	0.6151**	0.2777	2.22	0.027	(0.0710,1.1593)	—
	_bs_2	3.988***	0.4611	8.65	0	(3.0843,4.8917)	—
RY	FEM	0.6514***	0.1097	5.94	0	—	0.1025
	_bs_1	0.2217***	0.0379	5.84	0	(0.1473,0.2960)	—
	_bs_2	4.4553***	0.3452	12.91	0	(3.7787,5.1319)	—

注:FEM为被解释变量为PE或RY的固定效应模型估计;1000次Bootstrap中介效应检验,_bs_1表示间接效应,_bs_2表示直接效应。

表8的估计结果显示,Treatment×MA系数为正且p值小于0.1,可知海外并购行为显著提升研发效率。研发效率变量间接效应95%置信区间不含零值,研发效率存在中介效应,表明海外并购通过提高企业研发效率促使绿色创新水平提升。海外并购对冗余资源的影响结果显示Treatment×MA系数为正且p值小于0.1,表明海外并购显著降低企业冗余资源水平。同样,间接效应95%置信区间不含零值,可知海外并购通过降低企业冗余资源促使绿色创新水平提升。

六、扩展分析:制度安排和自我驱动带来的绿色创新效应提升

前文证实海外并购能够在一定程度上促进企业绿色创新水平提升,并从研发效率和冗余资源两个视角分析海外并购通过何种途径企业促进绿色创新水平提升。随之引出的问题是,在已有的条件下如何促进绿色创新提升?本文从制度安排和自我驱动两个视角分析这一影响的提升渠道,以期为企业通过海外并购提升绿色创新能力提供可行的政策建议。

(一)绿色创新提升:制度安排

已有研究探讨了政策制度安排对绿色创新的影响,如有学者基于环保目标责任制探讨了宏观层面环境规制对绿色创新的影响,认为环保目标责任制的实施促进了绿色专利申请数量的提升,但降低了绿色创新质量(陶锋等,2021);也有学者研究了不同制度供给对地区绿色创新效率的影响,发现制度供给正向促进绿色创新效率提升,且知识产权、金融、环境和财政制度的影响更为显著,而基础法律制度的影响不显著(李玉婷和祝志勇,2019);还有一些学者基于理论模型构建(张伟等,2011)、政银企三方非合作演化博弈模型(卞晨等,2022)、环境战略生态(万骁乐等,2022)、环境司法制度改革(张家豪等,2022)等研究了政策制度安排对绿色创新的影响。已有研究丰富论证了相关制度安排对绿色创新的作用,大多证据显示这种作用效果是正向的,即制度安排能够促进绿色创新提升。与已有研究不同的是,本文关注的是制度安排对海外并购的绿色创新效应产生的异质性影响,可能存在的路径是,地方的环境制度安排使得海外并购的企业更加注重吸收国外绿色技术知识和创新资源,进而提升海外并购的绿色创新效应。

为了探索绿色低碳发展经验,国家发展和改革委员会分别在2010年、2012年和2017年实施三批低碳城市试点工作。政策主要探索推动新能源利用和提升能源效率等推动城市的绿色低碳发展(宋弘等,2019)。基于此,本文按照企业所在地城市是否为低碳试点城市将样本分为两组,分别为非试点城市企业和低碳试点城市企业,由于低碳城市试点分为3批,本文根据低碳城市试点发生时间将海外并购发生在低碳城市试点之后的样本归为低碳试点城市企业,而海外并购发生在低碳城市试点之前或非试点城市所在企业归为非试点城市企业。根据上文分析,环境规制较强的地区往往绿色发展状况也较好,试点城市可能拥有更强的环境规制和更高的绿色投入,而这可能使得海外并购的绿色创新效应提升。因此,本文按照企业所在城市是否为低碳试点城市将样本分为两组,并分别进行模型估计,估计结果如表9所示。可以发现,低碳试点城市企业的关键解释变量 $Treatment \times MA$ 系数显著为正,但非试点城市企业的回归系数不具备显著性,表明低碳试点城市企业更能够通过海外并购获得自身绿色创新水平的提升,这与理论预期是一致的,意味着可以通过适当的制度安排促进企业海外并购的绿色创新效应提升。

表9 不同制度安排下海外并购的绿色创新效应

	非试点城市企业		低碳试点城市企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treatment \times MA$	0.1881 (0.1617)	-0.2562 (-0.2154)	2.9301** (2.3426)	2.8126** (2.2435)
常数项	5.2868*** (12.3327)	-21.4661 (-0.9059)	3.6686*** (13.3752)	11.1357 (0.5093)
控制变量	否	是	否	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
N	1235	1235	1099	1099
$adj.R^2$	0.3299	0.3323	0.2609	0.2587

(二)绿色创新提升:自我驱动

海外并购作为一种企业开拓市场和提升能力的手段,通过宏观和微观层面的作用机制,能够有效提升企业绿色创新水平。但不可忽视的是,这种作用机制同样离不开企业的自我驱动力。从宏观层面来看,不管是国际技术外溢还是融入全球创新网络,都需要企业主动对接国际市场和国际企业,进而获取绿色创新水平提升,而这种主动对接在自我驱动力强的企业显而更为明显。从微观层面来看,技术整合渠道需要企业更加关注绿色创新资源的整合与吸纳,进而提升绿色创新水平;创新资源渠道需要针对性地吸纳国际绿色创新技术和人才,同时加大自身投入以更好地提升绿色创新水平。综合以上分析,我们认为企业的自我驱动力也是影响海外并购的绿色创新效应的重要因素。本文预期,自我驱动较强的企业通过海外并购获得的绿色创新水平提升效果越好。对此,我们从企业对环境的内部关注度和企业研发投入两个层面分析不同自我驱动条件下企业海外并购的绿色创新效应。企业对环境的内部关注度是指企业在生产过程中对环境问题的关注情况,本文使用(斯丽娟和曹昊煜,2022)构建的上市公司环境社会责任内部关注度指标度量企业对环境的内部关注度,该指标基于上市公司发布的半年报和年报,提取其中“管理层讨论与分析”等相关内容,手工统计词库中的关键词词频,指标值越大,表明企业对环境的内部关注度越高;使用企业研发支出金额占营业收入比重作为研发投入强度的度量指标,根据二者的均值大小将总体样本划分为内部关注度高和内部关注度低以及研发投入强度高和研发投入强度低各两组样本,并进行分组检验,结果汇报于表10。可以看到,关键解释

变量 $Treatment \times MA$ 系数在内部关注度高、研发投入强度高的样本组中显著为正,而在内部关注度低、研发投入强度低的样本组中不具备显著性,意味着不同自我驱动条件下海外并购对企业绿色创新水平的提升作用存在差异,自我驱动力越强,海外并购的绿色创新效应越显著,这也验证了前面的理论分析。

表 10 不同自我驱动条件下海外并购的绿色创新效应

	内部关注度高		内部关注度低	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treatment \times MA$	1.1571** (2.5579)	1.0855** (2.3575)	1.5551 (0.3583)	3.4571 (0.9100)
常数项	2.5860*** (17.2833)	5.7296 (0.8312)	3.9013*** (5.6268)	134.8153 (1.1247)
控制变量	否	是	否	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
N	3 377	3 376	169	169
$adj. R^2$	0.2833	0.2850	0.3483	0.4262
	研发投入强度高		研发投入强度低	
	(5)	(6)	(7)	(8)
$Treatment \times MA$	1.0584** (2.0764)	0.9844* (1.8917)	-0.2366 (-0.0817)	-0.1479 (-0.0453)
常数项	2.6788*** (18.3297)	11.3577 (1.2725)	4.1210** (2.0007)	33.4374 (0.3690)
控制变量	否	是	否	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
N	3 003	3 002	340	340
$adj. R^2$	0.2709	0.2759	0.3405	0.3065

七、结论和政策启示

本文以中国A股上市公司作为研究对象,在运用倾向得分匹配方法的获得控制组样本的基础上,使用双重差分模型估计了海外并购对企业绿色创新的影响,从研发效率和冗余资源两个视角分析了这一影响的作用机制,并分析了基于制度安排和自我驱动的绿色创新提升路径。结果表明,海外并购能够显著促进企业绿色创新行为,提高企业绿色创新产出,且对非国有企业以及股权集中度较高的企业获得的提升效应更加明显。机制分析显示,海外并购能够通过提高研发效率、降低冗余资源等渠道提升企业绿色创新水平。进一步分析发现,制度安排和自我驱动是企业通过海外并购提升绿色创新水平的重要路径,需要强化制度安排和企业对环境和创新的关注才能更好地发挥海外并购的绿色创新提升效应。

以上研究结论为企业借助海外并购实现绿色高质量发展提供了如下政策启示。

第一,鼓励中国企业“走出去”,积极寻求海外并购机会。在国家持续推进高水平对外开放战略的背景下,海外并购可以作为企业绿色创新战略的重要路径选择。一方面,应引导企业注意保持国际化视野,适时推行国际化战略,在更广范围内寻求海外并购机会,尤其是绿色技术获取导向的并购机会。同时,企业可以利用海外并购为契机,深度融入全球创新网络,组建绿色技术合作平台并关注绿色技术发展动向,以获取更多绿色创新契机,扩充技术创新储备,提升

绿色创新能力,实现绿色产业发展的弯道超车。另一方面,政府部门应制定相关政策鼓励中国企业“走出去”,如完善法律法规以规避海外并购的恶性竞争,建立健全主要国家风险预警系统以降低企业海外并购风险等。帮助企业获取海外市场的同时通过海外并购实现绿色创新的引入、消纳,不断提升海外并购的绿色创新效应,并实现吸纳创新向自主创新的跨越式转变。

第二,政府层面应探索差异化的海外并购发展规划和政策规制。一是应考虑适度强化地方环境规制,同时探索绿色低碳发展引导政策,通过制度安排提升企业海外并购的绿色创新效应,以促使企业在海外并购中注意提升绿色创新水平和绿色发展能力。二是强化政策引导企业关注环境社会责任,通过加强企业环境信息披露、出台环境保护激励政策等,积极引导企业承担环境社会责任,一方面,向投资者传递企业积极信号以获取更多信贷资金投放,另一方面,有助于企业获得社会层面其他有形或无形资源,助力企业绿色创新活动更顺利地展开。

第三,企业内部应关注资源、效率和可持续发展路径,促进绿色创新能力持续提升。一是通过海外并购提升绿色研发效率,加大绿色研发投入强度,保证足够的技术储备和资金水平以充分吸纳目标企业的知识储备和技术资源,提升绿色创新水平。二是提高企业内部资源配置效率,可适时寻求海外并购机会以避免冗余资源累积,将更多资源用于绿色技术提升和生产效率提升上,以满足产品在国际市场的绿色竞争需要。三是时刻关注国内外绿色技术发展动向,将可能对企业绿色创新有促进作用的外国企业作为潜在对象,寻求自身技术和国外技术的融合开拓,以促进绿色创新水平提升。

主要参考文献

- [1]韩先锋,李勃昕,刘娟.中国OFDI逆向绿色创新的异质动态效应研究[J].科研管理,2020,41(12):32-42.
- [2]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,2017,40(7):126-146.
- [3]解学梅,韩宇航.本土制造业企业如何在绿色创新中实现“华丽转型”?——基于注意力基础观的多案例研究[J].管理世界,2022,38(3):76-106.
- [4]李依,高达,卫平.中央环保督察能否诱发企业绿色创新?[J].科学学研究,2021,39(8):1504-1516.
- [5]齐绍洲,林岫,崔静波.环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J].经济研究,2018,53(12):129-143.
- [6]申明浩,谭伟杰.数字化与企业绿色创新表现——基于增量与提质的双重效应识别[J].南方经济,2022,(9):118-138.
- [7]斯丽娟,曹昊煜.绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角[J].中国工业经济,2022,(4):137-155.
- [8]王馨,王莹.绿色信贷政策增进绿色创新研究[J].管理世界,2021,37(6):173-188.
- [9]王展硕,谢伟.研发国际化对企业创新绩效的作用过程及结果分析[J].外国经济与管理,2018,40(9):55-70.
- [10]温军,冯根福.风险投资与企业创新:“增值”与“攫取”的权衡视角[J].经济研究,2018,53(2):185-199.
- [11]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,2014,22(5):731-745.
- [12]吴先明,张雨.海外并购提升了产业技术创新绩效吗——制度距离的双重调节作用[J].南开管理评论,2019,22(1):4-16.
- [13]冼国明,明秀南.海外并购与企业创新[J].金融研究,2018,(8):155-171.
- [14]张超,许岑.产权性质、资本结构与企业创新[J].经济理论与经济管理,2022,42(3):38-53.
- [15]张家豪,范文雨,高原.环境司法制度改革与地方绿色创新——来自公益诉讼试点的证据[J].财经研究,2022,48(10):19-33.
- [16]Davies R B, Desbordes R, Ray A. Greenfield versus merger and acquisition FDI: Same wine, different bottles?[J]. Canadian Journal of Economics, 2018, 51(4): 1151-1190.
- [17]Dong Z X, Miao Z, Zhang Y. The impact of China's outward foreign direct investment on domestic innovation[J]. Journal of Asian Economics, 2021, 75: 101307.
- [18]Hong E, Lee I H, Makino S. Outbound foreign direct investment (FDI) motivation and domestic employment by multinational enterprises (MNEs)[J]. Journal of International Management, 2019, 25(2): 100657.
- [19]Hsu P H, Huang P, Humphery-Jenner M, et al. Cross-border mergers and acquisitions for innovation[J]. Journal of

- [International Money and Finance](#), 2021, 112: 102320.
- [20]Messersmith J G, Chang Y Y. On the same page: Exploring the link between cross-level leadership fit and innovation[J]. [Human Performance](#), 2017, 30(1): 1-20.
- [21]Otchere I, Oldford E. Cross - border acquisitions and host country competitiveness[J]. [Journal of Business Finance & Accounting](#), 2018, 45(9-10): 1260-1292.
- [22]Yin J H, Wang S. The effects of corporate environmental disclosure on environmental innovation from stakeholder perspectives[J]. [Applied Economics](#), 2018, 50(8): 905-919.

Can Overseas M&A Promote the Green Innovation Level of Enterprises?

Li Xin¹, Wei Shan^{2,3}

- (1. *Institute of World Economy, Shanghai Academy of Social Science, Shanghai 200235, China;*
2. *College of Marxism, Jiangsu Normal University, Xuzhou 221116, China;*
3. *School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China*)

Summary: Based on the sample of A-share listed companies in China from 2010 to 2020, this paper uses the method of PSM-DID to examine whether overseas M&A has promoted the green innovation level of enterprises. The study finds that overseas M&A plays a positive role in promoting green innovation, and this conclusion is still valid after a series of robustness tests. The heterogeneity analysis shows that, compared with state-owned enterprises and enterprises with low equity concentration, non-state-owned enterprises and enterprises with high equity concentration can promote green innovation through overseas M&A. The mechanism analysis believes that overseas M&A can improve green innovation by improving the efficiency of R&D and reducing the level of redundant resources. The expansion analysis finds that the green innovation effect of overseas M&A is more significant in enterprises in low-carbon pilot cities, which means that institutional arrangements can promote overseas M&A to play a green innovation effect. Enterprises with high internal concern to the environment and high R&D investment intensity can improve green innovation through overseas M&A, which means that the self-drive of enterprises plays an important role in the green innovation effect of overseas M&A. The suggestions are as follows: Relevant incentive policies should be formulated to encourage Chinese enterprises to “go out”, and guide them to actively seek overseas M&A opportunities to promote the acquisition of green technology; differentiated development planning and environmental regulations of overseas M&A should be explored and local environmental regulations should be strengthened to guide enterprises to pay attention to environmental and social responsibilities; enterprises should increase the intensity of green R&D investment, improve the efficiency of internal resource allocation and green technology R&D, and seek the integration and development path of their own technology and foreign technology, so as to promote the continuous improvement of green innovation capacity and accelerate the pace of sustainable development.

Key words: overseas M&A; green innovation; low-carbon pilot cities; internal concern to the environment

(责任编辑:王 孜)