

企业跨国并购与绿色创新能力： 来自中国上市公司的证据

万筱雯 杨波

摘要：双循环新发展格局下，为了推动中国绿色低碳发展和全球经济绿色复苏，需要进一步提高企业的绿色创新能力。本文以开展跨国并购的中国上市公司作为研究对象，实证分析了跨国并购对企业绿色创新能力的影响。结果表明，企业通过跨国并购嵌入外循环能够提升绿色创新能力，主要原因是跨国并购不仅促进了企业生产率的提升和海外业务的扩张，还促使企业实行自愿型环境规制。此外，企业环境责任可以对跨国并购影响绿色创新能力产生正向的调节作用，但是企业过高的供应商集中度或客户集中度会削弱跨国并购对绿色创新能力的正向影响；同时，企业所有制、所属行业、地理区位等异质性因素，使得跨国并购对企业绿色创新能力的影响存在差异。可见，跨国并购起到了衔接国内外循环的作用，该结论为中国在双循环新发展格局下提升企业绿色创新能力提供了理论依据和政策启示。

关键词：跨国并购；绿色创新；双循环新发展格局；企业环境责任

[中图分类号] F276.7 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 9-0106-18

一、引言与文献综述

党的十九大报告提出要“加快生态文明体制改革，建设美丽中国”，同时中国不断在国际重要场合展现出致力于全球生态环境治理的决心。但是，国家能源需求刚性、生态系统负荷有限性等方面的要求使得中国绿色低碳发展面临较大挑战，其需要能够降低能源消耗，减少环境污染的绿色技术作为支撑，而双循环新发展格局为绿色技术的发展提供了契机。国内大循环要求实现产业绿色化转型，促使绿色技术发展不仅需要立足国内自主研发，还应进一步对接全球先进绿色技术和国际市场需求，进而在全球绿色产业链布局中掌握主动权。因此国内企业需要主动嵌入国际

[收稿日期] 2022-03-22

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’区域价值链构建与中国产业转型升级研究”(18ZDA038)；湖北省社会科学基金一般项目“双循环新格局下湖北省经济高质量发展路径研究——基于高水平对外开放视角”(2021164)

[作者信息] 万筱雯(通讯作者)：中南财经政法大学经济学院博士研究生，电子信箱 xiaowen_wan@sina.cn；杨波：中南财经政法大学经济学院教授

循环,成为衔接国内外循环的重要节点,从而为中国增强绿色创新能力提供微观基础。

企业对外投资具有外向集成全球资源的特点(江小涓和孟丽君,2021)^[1],其主要表现形式包括绿地投资和跨国并购,但两者在技术获取和技术吸收方面存在不同,区别于绿地投资通过转移母国企业优势在东道国设立新企业,跨国并购强调的是收购东道国目标企业并进行优势整合(蒋冠宏和蒋殿春,2017)^[2],即能够在短时间内嵌入目标企业创新网络,获取技术、市场等资源,从而有利于提高母国企业创新数量和质量(冼国明和明秀南,2018)^[3]。因此,跨国并购是否能作为连接国内大循环和国际循环的重要路径,实现国内资本与全球绿色技术资源的连通和循环,且能否实现企业通过资本“走出去”提升自身绿色创新能力是一个值得探究的问题。

现有关于跨国并购企业的技术创新问题研究,主要侧重分析跨国并购对传统创新的影响。如跨国并购对技术创新的影响体现在行业层面,包括行业研发投入(Bertrand and Zuniga, 2006)^[4]和产业专利申请总量(吴先明和张雨,2019)^[5]等;同时还体现在企业层面,跨国并购在提升母国并购方企业创新产出的基础上(张文菲等,2020)^[6],还能够影响东道国目标企业的创新数量(张鹏飞和陈凤兰,2021)^[7]。然而,较少有研究将绿色创新从传统创新中分离出来,探究跨国并购企业的绿色创新问题,仅少数学者关注了跨国公司海外子公司的绿色创新(Kawai et al., 2018)^[8]。

此外,还有部分文献侧重分析对外直接投资对绿色创新的影响,具体包括以下两个方面:一方面,对外直接投资有助于促进母国经济发展实现绿色转型(Pan et al., 2020)^[9],具体来看其能够增强一国或区域内的绿色创新效率(龚新蜀等,2017)^[10],主要原因是对外直接投资存在逆向绿色技术溢出效应等(韩先锋等,2020)^[11];另一方面,对外直接投资也会影响东道国的绿色创新能力,邵朝对等(2021)^[12]认为,国外企业对中国直接投资推动了中国本土企业绿色技术进步,但是也有学者认为若跨国公司寻找“污染避难所”为目的而进行对外直接投资,则不利于东道国绿色技术进步(Dean et al., 2009)^[13];董直庆和王辉,2019^[14]。

绿色创新的其他影响因素包括环境规制政策的制度压力、市场化手段的激励约束和创新主体的内在动力等。第一,以政府为主体实施的环境规制政策推动了企业绿色创新(陶锋等,2021)^[15],并且补贴、排污费、低碳城市试点政策等不同政策可能会产生差异影响(Acemoglu et al., 2012)^[16];徐佳和崔静波,2020^[17],例如排污费会促进企业绿色创新能力提升,而环保补助则降低企业绿色创新能力(李青原和肖泽华,2020)^[18];第二,环境权益交易、绿色金融工具等市场化手段为微观企业绿色创新提供了行为激励和约束(齐绍洲等,2018)^[19];Chen et al., 2022^[20],Calcl和Dechezleprêtre(2016)^[21]研究表明,欧盟碳排放交易制度增加了欧洲企业低碳专利申请数量;第三,创新主体的内在动力表现为能够促使企业主动从事绿色创新活动,企业较强的盈利能力是进行绿色创新活动的重要先决条件之

一 (Li et al., 2017)^[22], 而环境责任型 CEO 可以通过增强内部员工的环保意识来实现企业绿色创新水平的提升 (Wang et al., 2021)^[23]。

综上所述, 现有研究仍存在以下不足: 一方面, 虽然部分文献探究了对外直接投资如何影响绿色创新能力, 但是关注对外直接投资的文献并不能充分说明跨国并购具有特殊性, 需要进一步从跨国并购视角进行具体分析; 另一方面, 部分文献偏向于关注跨国并购对企业创新的影响, 而绿色创新作为创新的一种表现形式并未受到重视, 现有研究也未考虑其在全球资源配置中的特殊性, 以及缺少跨国并购影响企业绿色创新能力的机制分析, 即企业如何通过跨国并购实现母公司绿色创新能力提升这一问题有待检验。

因此, 本文的贡献主要体现在以下几个方面: 第一, 从微观视角探讨了跨国并购能否作为畅通国内外循环的重要方式, 以及企业通过跨国并购是否进一步激发了国内绿色创新潜力, 契合了现阶段中国双循环新发展格局和绿色低碳发展的内在要求; 第二, 在探究中国企业绿色技术是否可以通过跨国并购行为实现发展的基础上, 进一步分析了跨国并购通过何种途径产生相关影响; 第三, 探讨了不同异质性条件下, 中国企业跨国并购对其绿色创新能力产生的不同效果, 为中国企业提升绿色创新能力提供差异化的路径选择。

二、理论机制和研究假说

(一) 跨国并购和绿色创新能力

首先, 从国内市场视角来看, 对外投资通过跨国转移传统产业为重新配置国内生产资源提供可能, 进而也为绿色创新提供发展空间; 同时, 跨国并购具有扩大市场的作用, 国际市场不仅有利于消化部分国内的过剩产能, 也为国内企业进行绿色创新提供要素支撑 (Hong et al., 2019^[24]; 杨波和李波, 2021^[25])。

其次, 从国际市场视角来看, 一方面, 为了适应不同国家环境规制政策的差异性产品标准, 企业在跨国并购后可能会更加关注生产经营过程中的环境污染问题, 从而促使企业增加对绿色技术研发的投入; 另一方面, 跨国公司的污染问题容易受到当地媒体舆论的关注, 因此其需要通过提升绿色创新能力, 在生产经营过程中树立环境友好型企业形象。

最后, 从全球创新网络视角来看, 跨国并购具有在全球进行资源配置的作用 (李飞和陈岩, 2018)^[26], 企业通过跨国并购嵌入东道国技术创新网络, 可以学习和吸收东道国的先进绿色技术, 并且能够通过内部知识转移渠道影响母国的绿色创新能力。因此, 本文提出假说 1。

假说 1: 跨国并购能够提升企业绿色创新能力。

(二) 跨国并购影响绿色创新能力的机制分析

1. 生产率效应的中介作用

跨国并购使得企业可以获取全球市场中的稀缺资源和战略优势资源 (Deng,

2009)^[27]，在此过程中学习国际上先进的技术和管理经验，从而促进其生产率的提升（蒋冠宏，2017）^[28]。此外，区别于一般传统技术创新，绿色创新体现了企业的绿色发展战略以及对创新更高层次的诉求，即绿色创新的实现路径之一是企业生产率的提升。企业通过跨国并购取得的较高生产效率和综合管理水平，能够满足其进行绿色创新的生产率要求，从而有助于推动企业进行绿色创新。因此本文提出假说2。

假说2：跨国并购能够通过生产率效应促进企业绿色创新能力的提升。

2. 海外业务扩张效应的中介作用

企业通过跨国并购能够在短时间内获取东道国的市场份额，通过靠近海外市场和扩大海外业务加强对知识技术的获取和更新（明秀南等，2019）^[29]。在海外业务扩张的过程中，一方面，跨国公司可能会面对具有绿色消费意识的海外消费者、生产环境友好型产品的下游企业，以及拥有绿色技术的上游企业，市场绿色需求形成的压力会倒逼企业在生产经营过程中进行绿色创新；另一方面，跨国公司为了在东道国市场实现长期稳定发展，需要通过提供差异化产品或服务等方式来培育独特的竞争优势，而带有绿色环保特征的产品和服务会为东道国市场创造新的需求，从而促使企业主动提升自身的绿色创新能力。因此，本文提出假说3。

假说3：跨国并购通过海外业务扩张实现绿色创新能力的提升。

3. 企业自愿型环境规制的中介作用

跨国并购使得并购方企业面临东道国在环境方面的政策约束，以及国外消费者、环保利益相关者等多方对于企业环保行为的关注，而以环境管理体系认证（ISO14001）为代表的自愿型环境规制作为企业在环境管理方面自我约束的信号，有利于树立环境友好型企业形象，从而促使跨国并购企业进行自愿型环境规制。此外，企业在实施自愿型环境规制的过程中，不仅需要维护现阶段的绿色设备和技术，还需要进一步加强企业环境管理，提高员工环境意识，减少环境负荷，创造新的绿色产品增长点，这就促使企业不断增加对绿色技术的研发投入并进行绿色创新活动（王分棉等，2021）^[30]。因此，本文提出假说4。

假说4：跨国并购使得企业通过自愿型环境规制提升绿色创新能力。

三、模型、变量和数据

（一）模型设定

本文模型设定如式（1）所示：

$$GreenInnov_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MA_{it} + \lambda X_{it} + \eta_t + \gamma_m + \varphi_n + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $GreenInnov$ 表示企业 i 在 t 年绿色创新能力， MA 表示企业 i 在 t 年是否发生跨国并购事件。 X_{it} 表示所有控制变量，包括企业研发投入 $Input$ 、政府补贴 Gov 、企业规模 $Scale$ 、企业盈利水平 ROA 、企业年龄 Age ， η_t 、 γ_m 和 φ_n 分别为年份、行业和地区固定效应， ε_{it} 为误差项。

（二）变量和数据

在变量选取方面，首先，文章的解释变量为企业 i 在 t 年是否发生跨国并购事件，若存在跨国并购事件则取值为 1，否则取值为 0；其次，文章的被解释变量参考王馨和王营（2021）^[31] 对绿色创新的测度方法，使用企业绿色专利申请数量表示企业 i 在 t 年所具有的绿色创新能力，具体包括绿色发明专利申请数量、绿色实用新型专利申请数量和绿色专利申请总数；最后，借鉴已有文献，文章选取的控制变量如下。（1）企业研发投入，使用企业研发投入金额与总资产的比值表示；（2）政府补贴，使用企业政府补贴金额表示（单位：亿元）；（3）企业规模，使用企业总资产表示（单位：十亿元）；（4）企业盈利水平，使用企业资产收益率表示；（5）企业年龄，使用企业成立年限表示。

在数据方面，本文以 2007—2019 年发生已完成跨国并购事件的中国 A 股上市公司作为研究对象，其中剔除了跨国并购发生在企业上市之前的样本。此外，跨国并购和绿色专利相关数据来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）数据库，控制变量相关数据来源于国泰安数据库。

（三）变量描述性统计及相关性分析

从变量描述性统计结果可知^①，解释变量跨国并购 MA 作为二分变量，其均值为 0.1443，说明 2007—2019 年企业跨国并购样本数占总样本数的 14.43%；绿色发明专利申请数量、绿色实用新型专利申请数量和绿色专利申请总数的最小值为 0，最大值分别为 1161、808 和 1869，均值分别为 8.964、5.866 和 14.829，标准差分别为 45.506、30.682 和 71.460，一方面说明相比于绿色实用新型创新，中国企业更偏向于进行绿色发明创新，另一方面说明企业之间绿色创新能力存在差异。此外，变量间相关性检验表明所有变量之间的相关性较弱，并且方差膨胀因子 VIF 值小于 5，因此不存在严重的多重共线性问题，可以进行后续回归分析。

四、实证分析

（一）基准回归结果

表 1 汇报了跨国并购影响企业绿色创新能力的基准回归结果，列（1）和列（2）的被解释变量为绿色发明专利申请数量，其中列（1）仅控制了行业和地区固定效应，列（2）控制了年份、行业和地区固定效应，结果表明跨国并购 MA 的回归系数均在 5% 的水平上显著为正，说明跨国并购增加了企业绿色发明专利申请数量；列（3）和列（4）的被解释变量为绿色实用新型专利申请数量，列（5）和列（6）的被解释变量为绿色专利申请总数，结果表明 MA 的回归系数均为正值，且在 1% 的水平上显著，说明跨国并购增加了企业绿色实用新型专利申请数量和绿色专利申请总数，即跨国并购有利于提升企业绿色创新能力，验证了假说 1。

^①限于篇幅，描述性统计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。

表1 跨国并购影响企业绿色创新能力的基准估计结果

变量	绿色发明专利申请数量		绿色实用新型专利申请数量		绿色专利申请总数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>MA</i>	4.9906** (2.1487)	4.6444** (2.1956)	4.7499*** (1.5172)	4.6555*** (1.5492)	9.7405*** (3.4126)	9.2999*** (3.4841)
<i>Input</i>	1.0775*** (0.3217)	1.0621*** (0.3249)	0.1976 (0.2272)	0.1663 (0.2292)	1.2751** (0.5109)	1.2283** (0.5155)
<i>Gov</i>	2.3077*** (0.1955)	2.3258*** (0.1951)	1.1615*** (0.1380)	1.1903*** (0.1377)	3.4692*** (0.3105)	3.5161*** (0.3096)
<i>Scale</i>	0.0381*** (0.0055)	0.0377*** (0.0055)	0.0152*** (0.0039)	0.0146*** (0.0039)	0.0533*** (0.0088)	0.0524*** (0.0087)
<i>ROA</i>	-1.1189 (8.1857)	0.9952 (8.2839)	4.4244 (5.7801)	6.1704 (5.8449)	3.3056 (13.0005)	7.1656 (13.1454)
<i>Age</i>	0.4375*** (0.1351)	0.2360 (0.1558)	0.1743* (0.0954)	0.0384 (0.1099)	0.6118*** (0.2146)	0.2744 (0.2472)
常数项	-4.6668** (2.3713)	-1.6635 (2.6670)	0.1185 (1.6744)	2.1538 (1.8818)	-4.5482 (3.7661)	0.4903 (4.2322)
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
样本量	3 063	3 063	3 063	3 063	3 063	3 063
R ²	0.1701	0.1800	0.0898	0.1020	0.1511	0.1626

注：括号内为标准误；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。下表同。

(二) 稳健性检验

本文通过更改解释变量测度方式和更改模型估计方法来分析基准回归是否具有稳健性。第一，将解释变量测度方式更改为企业当年进行跨国并购的总数，从而分析企业跨国并购频率对绿色创新能力产生的影响，回归结果如表2列(1) — (3)所示；第二，由于被解释变量含有较多零值，因此借鉴刘维刚等(2020)^[32]处理具有零膨胀特征样本的方法，使用零膨胀泊松回归进行稳健性检验，回归结果如表2列(4) — (6)所示。可见，跨国并购*MA*的回归系数均显著为正，表明跨国并购能够提升企业绿色创新能力，即文章基准回归的结果是稳健可信的。

表2 稳健性检验

变量	更改解释变量测度方式			零膨胀泊松回归		
	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>MA</i>	3.1381* (1.7357)	3.1479** (1.2249)	6.2860** (2.7547)	0.3612*** (0.0148)	0.5499*** (0.0178)	0.4260*** (0.0113)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	3 063	3 063	3 063	3 063	3 063	3 063
R ²	0.1797	0.1013	0.1621			
Prob > Chi2				0.0000	0.0000	0.0000

(三) 内生性问题处理

虽然在基准回归过程中加入了年份固定效应、行业固定效应和地区固定效应，在一定程度上能够缓解模型中潜在的内生性问题，但还会遗漏一些随个体变化且无法准确测度的因素。此外，本文选择的样本是进行了跨国并购的企业，但不排除跨国并购企业具有较高绿色创新能力的可能性，即存在“自选择效应”，使得模型可能存在样本选择偏误，因此本文采用以下四种方式缓解潜在的内生性问题。

1. 工具变量法

企业当年跨国并购决策可能会受到前一年中国企业跨国并购整体环境的影响，但是前一年中国企业跨国并购规模较难直接影响某一企业当年的绿色创新能力。因此，本文选用上一年中国企业跨国并购规模（全部上市公司的跨国并购数量）作为工具变量，并且采用两阶段最小二乘法（2SLS）进行回归，具体结果如表3所示。可以看出，第一阶段F统计量为58.85，并且通过了不可识别检验和弱工具变量检验，说明选取上一年中国企业跨国并购规模作为工具变量具有有效性。根据第二阶段回归结果，当被解释变量分别为绿色发明专利申请数量、绿色实用新型专利申请数量和绿色专利申请总数时，跨国并购的回归系数均在1%的水平上显著为正，说明考虑了可能存在的内生性问题之后，基准回归结果仍然成立。

表3 内生性问题处理：工具变量法

变量	MA	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数
	一阶段	二阶段	二阶段	二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)
MA		82.5334*** (19.1138)	49.1808*** (12.7862)	131.7142*** (30.2696)
工具变量	11.6725*** (1.5619)			
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	3 063	3 063	3 063	3 063
第一阶段F统计量	58.85			
Anderson canon. corr. LM 统计量	55.308 [0.0000]			
Cragg-Donald Wald F 统计量	55.847 {16.38}			
Anderson-Rubin Wald 检验		26.83 [0.0000]	19.03 [0.0000]	27.07 [0.0000]

注：[] 内为P值；{ } 内为Stock-Yogo弱工具变量检验10%显著性水平上的临界值。

2. 动态面板广义矩估计

企业创新活动往往呈现持续性特征，相关技术专利产出也存在相关性，因此有必要考虑企业上一年绿色专利申请数量对当年绿色专利申请数量的影响，即需要在基准回归模型中引入被解释变量的滞后项。但是引入滞后项后可能会产生内生性问题，因此本文使用系统广义矩估计（GMM）进行回归，结果如表4所示。从表4下方的统计值可以看出模型通过了自相关检验和过度识别检验，说明使用系统GMM进行估

计具有有效性。此外，列（1）—（3）结果表明，跨国并购 *MA* 的回归系数在 1% 水平上显著为正，被解释变量一阶滞后项的回归系数也在 1% 水平上显著为正，不仅说明企业绿色创新能力会受到已有技术创新经验的影响，也说明基准回归结果是可信的。

表 4 内生性问题处理：系统 GMM 估计结果

变量	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利申请 总数
	(1)	(2)	(3)
<i>MA</i>	32.5450*** (0.0150)	22.3814*** (0.0088)	55.9710*** (0.0290)
L1. 绿色发明专利申请数量	0.5358*** (0.0001)		
L1. 绿色实用新型专利申请数量		0.7378*** (0.0001)	
L1. 绿色专利申请总数			0.6500*** (0.0001)
控制变量	是	是	是
AR (1) (P 值)	0.0626	0.0712	0.0257
AR (2) (P 值)	0.1124	0.4799	0.1952
Sargan 检验 (P 值)	0.1312	0.2979	0.1436
样本量	2 601	2 601	2 601

3. Heckman 两阶段回归

为了检验样本选择偏差，本文采用 Heckman 两阶段模型进行内生性问题分析，第一阶段为企业是否进行跨国并购的 Probit 模型，将计算出的逆米尔斯比率作为控制变量引入式（1）进行第二阶段回归。表 5 结果显示，解释变量 *MA* 的回归系数均显著为正，即跨国并购提升了企业绿色创新能力，说明在控制了样本选择偏差可能带来的内生性问题之后，基准回归的结果依然成立。

表 5 内生性问题处理：Heckman 两阶段回归结果

变量	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数
	(1)	(2)	(3)
<i>MA</i>	4.6412** (2.1955)	4.6536*** (1.5492)	9.2948*** (3.4839)
逆米尔斯比率	-37.2712 (33.2720)	-22.2268 (23.4774)	-59.4980 (52.7980)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	3 063	3 063	3 063
R ²	0.1803	0.1022	0.1630

4. 倾向得分匹配—双重差分法

首先,将在样本期间内发生跨国并购的企业设定为实验组,并将企业规模、企业年龄、研发投入、盈利水平等企业特征变量作为协变量,在运用 Logit 模型估计倾向得分的基础上,使用一对一近邻匹配的方式寻找控制组;其次,经过倾向得分匹配后,多数变量的标准化偏差小于 5%,且主要变量 t 检验表明实验组和控制组之间无显著差异,匹配后实验组和控制组的核密度分布曲线基本重合^①,从而说明了倾向得分匹配的有效性;接下来,使用匹配后的样本进行双重差分回归分析,结果如表 6 列 (1) — (3) 所示,可见, *Treated* (是否为跨国并购企业) \times *time* (跨国并购发生前后) 的回归系数均在 1% 水平上显著为正,说明跨国并购有利于提升企业的绿色创新能力;最后,借鉴魏志华等 (2022)^[33] 的方法,将跨国并购发生时间分别提前一年、两年和三年进行平行趋势检验,结果如表 6 列 (4) — (6) 所示。可见在跨国并购发生前一年、前两年和前三年,跨国并购的估计系数均不显著,说明跨国并购前实验组和控制组绿色创新能力的变化趋势基本一致,满足平行趋势假设。

表 6 内生性问题处理: PSM—DID 回归和平行趋势检验结果

变量	PSM—DID			平行趋势检验		
	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treated</i> \times <i>time</i>	2.8141 *** (0.5596)	1.7071 *** (0.2846)	4.5212 *** (0.7481)			
提前 1 年				4.5856 (4.8039)	2.9191 (3.1556)	7.5048 (7.9563)
提前 2 年				-2.9804 (4.4849)	-1.9172 (3.1796)	-4.8977 (7.6509)
提前 3 年				0.6671 (0.7776)	0.2489 (0.5108)	0.9160 (0.7260)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	5 599	5 599	5 599	5 599	5 599	5 599
R ²	0.1356	0.1342	0.1527	0.1356	0.1341	0.1526

五、机制分析

本文使用式 (2) — (4) 构建中介效应模型进行机制分析,从而检验企业跨国并购通过何种途径提升其自身的绿色创新能力。

^①限于篇幅,核密度分布曲线图查阅同前。

$$GreenInnov_{it} = a_0 + a_1MA_{it} + \lambda X_{it} + \eta_t + \gamma_m + \varphi_n + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$M_{it} = b_0 + b_1MA_{it} + \lambda X_{it} + \eta_t + \gamma_m + \varphi_n + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$GreenInnov_{it} = c_0 + c_1MA_{it} + c_2M_{it} + \lambda X_{it} + \eta_t + \gamma_m + \varphi_n + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,式(2)与基准回归模型一致, M 代表文章涉及三个主要机制,包括生产率 TFP 、海外业务扩张 For_Reve 以及企业自愿型环境规制 ISO 。同时,跨国并购 MA 、绿色创新能力 $GreenInnov$ 和所有控制变量 X 的含义与基准回归一致。

(一) 生产率效应的中介作用

本文使用LP法测度企业全要素生产率,从而分析跨国并购能否通过生产率效应影响企业绿色创新能力,具体回归结果如表7所示。其中,列(1)—(3)为式(2)的回归结果,跨国并购的回归系数均显著为正,说明跨国并购影响绿色创新能力的总体效应存在;列(4)为根据式(3)进行回归的结果, MA 的系数显著为正,并且列(5)—(7)回归结果表明, TFP 的回归系数均在1%的水平上显著为正,满足 b_1 和 c_2 同时显著的条件;此外,列(5)—(7)中跨国并购的回归系数均显著为正,系数值分别小于列(1)—(3)中 MA 的回归系数值,并且满足 b_1c_2 与 c_1 同号的要求,可见存在部分中介效应。因此,跨国并购通过生产率效应进一步提升了企业绿色创新能力,验证了假说2。

表7 生产率效应的中介作用

变量	绿色发明专利申请数量	绿色实用新型专利申请数量	绿色专利申请总数	TFP	绿色发明专利申请数量	绿色实用新型专利申请数量	绿色专利申请总数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
MA	4.6434* (2.4387)	4.6561** (2.0640)	9.2995* (4.5006)	0.0027* (0.0015)	4.3566* (2.3577)	4.4430** (2.0029)	8.7995* (4.3587)
TFP					106.7469*** (27.8296)	79.2949*** (21.0009)	186.0418*** (48.0324)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	3 060	3 060	3 060	3 060	3 060	3 060	3 060
R^2	0.1800	0.1019	0.1626	0.3497	0.1993	0.1254	0.1865

(二) 海外业务扩张效应的中介作用

本文使用海外业务收入度量海外业务扩张,即若跨国并购使得企业海外业务收入增加,则在一定程度上说明产生了海外业务扩张效应,具体检验结果见表8列(1)—(4)。由于中介效应模型的式(2)和基准回归模型一致,因此表8中仅汇报了式(3)和式(4)的回归结果。其中,列(1)为根据式(3)进行回归的结果,可见跨国并购促进了企业海外业务扩张,列(2)—(4)为根据式(4)进行回归的结果,其中 For_Reve 的系数均在1%水平上显著为正,满足 b_1 和 c_2 同时显著的条件;此外,列(2)—(4)中跨国并购的回归系数均显著为正,同时满

足 b_1c_2 与 c_1 同号的要求。因此, 跨国并购通过海外业务扩张效应实现了企业绿色创新能力的提升, 验证了假说 3。

(三) 企业自愿型环境规制的中介作用

本文使用企业是否通过 ISO14001 来衡量企业自愿型环境规制, 若企业通过了 ISO14001 认证, 则 *ISO* 取值为 1, 反之取值为 0, 具体回归结果见表 8 列 (5) — (8)。其中, 列 (5) 为根据式 (3) 进行回归的结果, *MA* 的回归系数显著为正, 表明跨国并购推动了企业进行自愿型环境规制, 并且列 (6) — (8) 表明, 自愿型环境规制 *ISO* 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正, 即满足 b_1 和 c_2 同时显著的条件; 此外, 列 (6) — (8) 中 *MA* 的系数均显著为正, 可见跨国并购通过推动企业进行自愿型环境规制而实现绿色创新能力的提升, 验证了假说 4。

表 8 海外业务扩张效应和企业自愿型环境规制的中介作用

变量	海外业务扩张效应				企业自愿型环境规制			
	<i>For_Reve</i>	绿色发明专利申请数量	绿色实用新型专利申请数量	绿色专利申请总数	<i>ISO</i>	绿色发明专利申请数量	绿色实用新型专利申请数量	绿色专利申请总数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>MA</i>	0.0273 * (0.0137)	4.4531 * (2.4437)	4.5256 * (2.0619)	8.9787 * (4.5036)	0.0211 ** (0.0085)	4.3968 * (2.3214)	4.5298 ** (2.0176)	8.9266 * (4.3372)
<i>For_Reve</i>		7.0119 *** (1.4294)	4.7588 *** (1.1731)	11.7707 *** (2.6016)				
<i>ISO</i>						11.7104 *** (2.6183)	5.9444 *** (1.1747)	17.6548 *** (3.6496)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	3 063	3 063	3 063	3 063	3 063	3 063	3 063	3 063
R ²	0.1280	0.2336	0.1563	0.2239	0.0577	0.1874	0.1061	0.1694

注: 限于篇幅, 式 (2) 对应的回归结果参见表 1。

六、扩展研究

(一) 调节作用分析

1. 供应链关系的调节作用

企业的供应链关系涉及到上游供应商和下游客户, 一方面, 企业对主要客户具有一定的依赖性, 大客户的变化会影响企业的销售稳定性, 带来经营风险和现金流风险等 (孟庆玺等, 2018)^[34]; 另一方面, 供应商集中度反映了企业对核心供应商的依赖程度, 更高的供应商集中度使得企业更易面临供应商不确定性带来的生产风险。这些风险会减少企业从事创新活动所能调动的资源, 从而使企业缺少进行技术创新的动力。因此, 本文从客户集中度和供应商集中度这两个方面探究供应链关系

是否调节了跨国并购对企业绿色创新能力的提升作用。其中，客户集中度使用企业前五大客户业务总额占年业务总额比重来衡量，供应商集中度使用企业前五大供应商业务总额占年业务总额比重来衡量，数据来源于国泰安数据库。

表9列(1) — (3)中客户集中度和跨国并购交互项的回归系数在1%的水平上显著为负，说明企业的客户集中度越高，越会削弱跨国并购对绿色创新能力的正向影响；此外，列(4) — (6)中供应商集中度和跨国并购交互项的回归系数在1%的水平上显著为负，说明企业的供应商集中度越高，越会削弱跨国并购对绿色创新能力的正向影响。可见，企业客户集中度或供应商集中度过高，意味着其市场化程度相对较低，不利于企业通过跨国并购提升绿色创新能力。

表9 供应链关系的调节作用

变量	客户集中度			供应商集中度		
	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
客户集中度×MA	-0.2569*** (0.0940)	-0.2274*** (0.0761)	-0.4843*** (0.1622)			
客户集中度	0.0113 (0.0401)	-0.0398 (0.0325)	-0.0285 (0.0691)			
供应商集中度×MA				-0.4992*** (0.1375)	-0.4505*** (0.1118)	-0.9497*** (0.2376)
供应商集中度				-0.0668 (0.0566)	-0.0967** (0.0461)	-0.1635* (0.0979)
MA	14.0995*** (3.6817)	12.6168*** (2.9809)	26.7163*** (6.3492)	21.5432*** (4.7751)	19.3798*** (3.8845)	40.9230*** (8.2535)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2 716	2 716	2 716	2 222	2 222	2 222
R ²	0.1482	0.0933	0.1305	0.1174	0.0991	0.1164

2. 企业环境责任的调节作用

跨国公司在国际经济交往中对环境的关注有助于树立环境友好型企业形象，因此其会主动生产对环境有益的产品，并且在生产经营过程中注重对能源的节约，而这在一定程度上会促使企业在跨国并购过程中关注绿色技术的研发和运用，进而提升其绿色创新能力。因此，本文将企业环境责任与跨国并购的交互项引入估计方程中，进一步分析企业环境责任对跨国并购影响绿色创新能力的调节作用。其中，企业环境责任分别使用企业是否生产对环境有益的产品 (*EBP*) 和是否具有节约能源的特征 (*SAVE*) 进行度量。若企业拥有对环境有益的创新产品、设备或技术，则 *EBP* 取值为1，否则为0；若企业拥有节约能源的政策措施或技术，则 *SAVE* 取值为1，否则为0。数据来源于 CNRDS 数据库。

表10列(1) — (3)中环境有益产品和跨国并购交互项 $EBP \times MA$ 的回归系数在1%的水平上显著为正,表明企业生产对环境有益的产品使得跨国并购提升绿色创新能力的效应加强;此外,列(4)和列(6)中节约能源和跨国并购交互项 $SAVE \times MA$ 的回归系数显著为正,说明企业存在节约能源的行为会强化跨国并购对绿色发明专利申请数量和绿色专利申请总数的正向影响;但是列(5)结果表明 $SAVE \times MA$ 的估计系数不显著,可能的原因是,实现能源节约的技术偏向于体现实质性进步,而相对于发明专利而言,实用新型专利对创造性的要求较低,因此跨国并购对企业绿色创新能力的提升作用更偏向于促进绿色发明专利申请数量的增长。

表10 企业环境责任的调节作用

变量	环境有益产品			节约能源		
	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$EBP \times MA$	19.3190*** (5.2896)	18.4422*** (3.7309)	37.7612*** (8.3733)			
EBP	15.0383*** (2.1813)	9.1457*** (1.5385)	24.1840*** (3.4529)			
$SAVE \times MA$				10.5204** (5.1306)	5.7946 (3.6269)	16.3150** (8.1379)
$SAVE$				12.1590*** (2.1177)	7.8211*** (1.4970)	19.9801*** (3.3589)
MA	0.5296 (2.4140)	0.7873 (1.7026)	1.3169 (3.8212)	2.1167 (2.4560)	3.2472* (1.7362)	5.3639 (3.8956)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	3 063	3 063	3 063	3 063	3 063	3 063
R^2	0.2042	0.1291	0.1913	0.1944	0.1144	0.1780

(二) 异质性分析

1. 企业所有制性质差异

表11中列(1) — (3)为国有企业跨国并购影响绿色创新能力的回归结果,可见跨国并购的系数为负且不显著;列(4) — (6)为并购方企业是非国有企业的回归结果,可见跨国并购的回归系数在1%的水平上显著为正,说明非国有企业进行跨国并购能够提升其绿色创新能力。产生上述结果的可能原因有两点,一方面,进行跨国并购的国有企业容易被东道国看作母国政府的代理人,这使得涉及绿色技术方面的跨国并购更易受到东道国的投资安全审查;另一方面,国有企业进行跨国并购可能偏向于考虑长期战略目标,从而在跨国并购中的技术获取动机较弱,使得跨国并购的逆向绿色技术溢出效应并没有充分显现。

表 11 异质性分析：按企业所有制性质分组

变量	国有企业			非国有企业		
	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
MA	-2.6375 (5.7270)	-1.2276 (2.1750)	-3.8651 (7.1864)	6.2760*** (1.8827)	5.8295*** (1.6952)	12.1055*** (3.3666)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	777	777	777	2 286	2 286	2 286
R ²	0.2662	0.3399	0.3207	0.3743	0.2861	0.3592

2. 企业所属行业差异

本文根据《上市公司行业分类指引（2012年修订）》的行业分类标准将样本企业划分为制造业企业和非制造业企业，实证分析跨国并购作用于企业绿色创新能力是否会受到所属行业差异的影响，回归结果如表 12 所示。结果表明，制造业企业跨国并购能够显著提升其绿色创新能力，而非制造业企业跨国并购并不能影响绿色创新能力。可能的原因主要是，中国制造业企业具有更丰富的国际市场经验，在跨国并购过程中更能了解国际市场对绿色技术的需求；同时，相较于非制造业企业，中国制造业企业绿色低碳转型的迫切性和重要性更为突出，这促使相关企业更加关注国际绿色技术的发展以及学习吸收先进绿色技术，从而有助于其通过跨国并购实现绿色创新能力的提升。

表 12 异质性分析：按企业所属行业分组

变量	制造业企业			非制造业企业		
	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
MA	7.6668*** (2.2193)	6.3875*** (1.9247)	14.0542*** (3.9731)	-5.7816 (5.3435)	-1.3534 (1.5473)	-7.1350 (6.1465)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2 311	2 311	2 311	752	752	752
R ²	0.2265	0.1281	0.1907	0.2672	0.4714	0.3604

3. 企业所属地理区位差异

下面根据企业所属地理区位将样本企业划分为东部省份企业和非东部省份企业（含中西部地区和东北地区企业），从而探究在不同地理区位条件下，跨国并购对企业绿色创新能力是否存在差异影响，回归结果如表 13 所示。结果表明，相较于

非东部省份企业，东部省份企业进行跨国并购更能提升其绿色创新能力。可能的原因主要是，东部省份经济发展水平较高，对于经济发展的关注点逐渐偏向绿色低碳，相关鼓励政策也使得东部省份企业更加注重产业升级和绿色转型，绿色创新动力相对明显，从而使得其在跨国并购过程中更加关注绿色技术的吸收和运用。

表 13 异质性分析：按企业所属地理区位分组

变量	东部省份企业			非东部省份企业		
	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数	绿色发明专利 申请数量	绿色实用新型 专利申请数量	绿色专利 申请总数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
MA	6.5778 ** (2.8216)	6.3193 *** (2.0202)	12.8971 *** (4.5046)	-1.4160 (2.5277)	-0.8214 (1.4596)	-2.2374 (3.7331)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2 254	2 254	2 254	808	808	808
R ²	0.1905	0.1022	0.1687	0.0999	0.1737	0.1360

七、主要结论和政策启示

为了研究在双循环新发展格局下企业能否通过嵌入外循环赋能国内绿色发展，本文以中国跨国并购企业作为研究对象，探究跨国并购对企业绿色创新能力的影 响，得出如下结论。

第一，跨国并购不仅能够促进企业绿色发明专利申请数量的增长，也能够促进绿色实用新型专利申请数量的增长，即企业进行跨国并购可以提升自身的绿色创新能力。同时也说明绿色技术作为一种创新资源，能够通过对外投资活动实现在全球的流动，并且中国企业进入国际市场能激发其绿色创新潜力。

第二，机制分析表明，跨国并购提升企业绿色创新能力主要通过生产率效应、海外业务扩张效应和自愿型环境规制实现。生产率机制表明企业通过跨国并购实现了逆向技术溢出，为绿色创新提供了更好的技术能力保障；海外业务扩张机制表明企业通过海外业务深入了解国际市场需求并实现规模经济，为绿色技术创新提供了信息和资金的支持；自愿型环境规制机制体现了企业通过环境管理的自我规范增加了自身绿色创新持续发展的动力。

第三，企业环境责任对跨国并购影响绿色创新能力具有正向的调节作用，但企业过高的客户集中度或供应商集中度会削弱跨国并购对绿色创新能力的正向影响，即跨国并购对绿色创新能力的影响受到企业自身供应链关系的负向调节。此外，异质性分析表明，非国有企业、制造业企业和东部省份企业更能通过跨国并购提升自身的绿色创新能力。

结合上述实证研究结论，我国需要考虑到跨国并购在衔接国内外市场中的作

用,以及畅通国内外循环对于提升国内绿色创新能力的影 响,应采取以下措施推动双循环新发展格局下的绿色低碳发展。

第一,充分发挥双循环新发展格局对经济绿色转型发展的推动作用,实现绿色技术资源在国内国际两个循环中流通。政府不仅需要基于国内市场的环境规制政策激励企业和科研机构等进行自主绿色技术创新,还需要为在国际市场中并购具有绿色生产或经营特征的企业提供便利条件和政策环境;通过双边或多边投资协定的签订,为我国企业的跨国并购减少东道国制度方面的阻碍,使得企业进入绿色产业尽量不受投资负面清单的限制,为其在国际市场学习吸收绿色技术创造条件。

第二,推动我国企业以跨国并购等形式参与国际区域绿色技术创新合作,促进企业深度融入全球绿色创新网络。鼓励具有绿色技术优势的企业通过跨国并购的方式参与国际循环,推动企业与东道国科研机构、绿色环保团体等组织建立国际绿色技术合作平台,使其更易接近和了解国际市场需求,为国际市场创造新的绿色消费需求,从而有助于我国掌握绿色技术创新的主动权和进行全球绿色产业布局。

第三,我国企业需结合自身情况合理实施跨国并购战略,培育具有国际竞争力的核心绿色技术。一方面,企业需要关注国外绿色技术的发展情况,将有绿色技术或者有能力进行绿色创新的外国企业列为潜在合作或者收购对象;另一方面,在通过跨国并购拓展海外业务的过程中,了解和分析当地市场对绿色产品的需求,利用被并购方企业的供应链关系,寻找国外技术与自身已有绿色技术的契合点,通过进一步承担环境责任,加强环境管理自我约束等方式塑造绿色竞争优势。

[参考文献]

- [1] 江小涓,孟丽君.内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践[J].管理世界,2021,37(1):1-19.
- [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] 冼国明,明秀南.海外并购与企业创新[J].金融研究,2018(8):155-171.
- [4] BERTRAND O, ZUNIGA P. R&D and M&A: Are Cross-border M&A Different? An Investigation on OECD Countries [J]. International Journal of Industrial Organization, 2006, 24(2): 401-423.
- [5] 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.
- [6] 张文菲,金祥义,张诚.跨国并购、市场化进程与企业创新——来自上市企业的经验证据[J].南开经济研究,2020(2):203-225.
- [7] 张鹏飞,陈凤兰.外资并购促进了目标企业创新吗[J].国际贸易问题,2021(11):140-156.
- [8] KAWAI N, STRANGE R, ZUCHELLA A. Stakeholder Pressures, EMS Implementation, and Green Innovation in MNC Overseas Subsidiaries [J]. International Business Review, 2018, 27(5): 933-946.
- [9] PAN X, LI M, WANG M, et al. The Effects of Outward Foreign Direct Investment and Reverse Technology Spillover on China's Carbon Productivity [J]. Energy Policy, 2020, 145: 111730.
- [10] 龚新蜀,李梦洁,张洪振. OFDI 是否提升了中国的工业绿色创新效率——基于集聚经济效应的实证研究[J].国际贸易问题,2017(11):127-137.
- [11] 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.
- [12] 邵朝对, 苏丹妮, 杨琦. 外资进入对东道国本土企业的环境效应: 来自中国的证据 [J]. 世界经济, 2021, 44 (3): 32-60.
- [13] DEAN J M, LOVELY M E, WANG H. Are Foreign Investors Attracted to Weak Environmental Regulations? Evaluating the Evidence from China [J]. *Journal of Development Economics*, 2009, 90 (1): 1-13.
- [14] 董直庆, 王辉. 环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应 [J]. 中国工业经济, 2019 (1): 100-118.
- [15] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据 [J]. 中国工业经济, 2021 (2): 136-154.
- [16] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, et al. The Environment and Directed Technical Change [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (1): 131-166.
- [17] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新 [J]. 中国工业经济, 2020 (12): 178-196.
- [18] 李青原, 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据 [J]. 经济研究, 2020, 55 (9): 192-208.
- [19] 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.
- [20] CHEN Z, ZHANG Y, WANG H, et al. Can Green Credit Policy Promote Low-carbon Technology Innovation? [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2022, 359: 132061.
- [21] CALEL R, DECHEZLEPRÊTRE A. Environmental Policy and Directed Technological Change: Evidence from the European Carbon Market [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2016, 98 (1): 173-191.
- [22] LI D, ZHENG M, CAO C, et al. The Impact of Legitimacy Pressure and Corporate Profitability on Green Innovation: Evidence from China Top 100 [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 141: 41-49.
- [23] WANG Y, SHEN T, CHEN Y, et al. CEO Environmentally Responsible Leadership and Firm Environmental Innovation: A Socio-psychological Perspective [J]. *Journal of Business Research*, 2021, 126: 327-340.
- [24] 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.
- [25] 杨波, 李波. “一带一路”倡议与企业创新升级 [J]. 科研管理, 2021, 42 (1): 47-56.
- [26] 李飞, 陈岩. 并购资源互补性、海外子公司自主权与技术创新 [J]. 科研管理, 2018, 39 (12): 18-29.
- [27] DENG P. Why do Chinese Firms Tend to Acquire Strategic Assets in International Expansion? [J]. *Journal of World Business*, 2009, 44 (1): 74-84.
- [28] 蒋冠宏. 我国企业跨国并购真的失败了吗? ——基于企业效率的再讨论 [J]. 金融研究, 2017 (4): 46-60.
- [29] 明秀南, 阎虹戎, 冼国明. 对外直接投资对企业创新的影响分析 [J]. 南方经济, 2019 (8): 39-55.
- [30] 王分棉, 贺佳, 孙宛霖. 命令型环境规制、ISO 14001 认证与企业绿色创新——基于《环境空气质量标准 (2012)》的准自然实验 [J]. 中国软科学, 2021 (9): 105-118.
- [31] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究 [J]. 管理世界, 2021, 37 (6): 173-188+11.
- [32] 刘维刚, 周凌云, 李静. 生产投入的服务质量与企业创新——基于生产外包模型的分析 [J]. 中国工业经济, 2020 (8): 61-79.
- [33] 魏志华, 王孝华, 蔡伟毅. 税收征管数字化与企业内部薪酬差距 [J]. 中国工业经济, 2022 (3): 152-170.
- [34] 孟庆玺, 白俊, 施文. 客户集中度与企业技术创新: 助力抑或阻碍——基于客户个体特征的研究 [J]. 南开管理评论, 2018, 21 (4): 62-73.

Cross-border M&As and Green Innovation Ability: Evidence from Chinese Listed Companies

WAN Xiaowen YANG Bo

Abstract: In order to promote the green and low-carbon development of China and the green recovery of global economy with the background of the new “dual circulation” development pattern, it is necessary to further improve enterprises’ green innovation ability. Focusing on Chinese listed companies with cross-border M&As activities, this paper empirically analyzes the effect of cross-border M&As on enterprises’ green innovation ability. The results reveal that cross-border M&As improve enterprises’ green innovation ability because cross-border M&As not only increase productivity and expand overseas business, but also promote enterprises’ voluntary environmental regulations. In addition, enterprises’ environmental responsibility has a positive moderating effect on the relationship between cross-border M&As and green innovation ability; however, excessively high supplier or customer concentration of enterprises has a negative moderating effect. Besides, heterogeneous factors such as enterprise ownership, industries and geographical areas induce the differential effects of cross-border M&As on enterprises’ green innovation ability. In conclusion, cross-border M&As play a significant role in connecting internal and external circulation, which provides a theoretical basis and policy implications for China to improve enterprises’ green innovation ability with the background of the new “dual circulation” development pattern.

Keywords: Cross-border M&As; Green Innovation; New “Dual Circulation” Development Pattern; Enterprises’ Environmental Responsibility

(责任编辑 张晨烨)