

气候变化对绿色技术创新的影响 ——来自 81 个发展中国家的证据

杨起城^{1,2}, 罗良文³

- (1. 中南财经政法大学公共管理学院, 湖北 武汉 430073;
2. 中南财经政法大学公共管理一级学科博士后流动站, 湖北 武汉 430073;
3. 中南财经政法大学经济学院, 湖北 武汉 430073)

摘要:在应对气候变化的背景下, 运用 SYS-GMM 模型及 1990—2018 年 81 个发展中国家面板数据, 测度气候变化对绿色技术创新的影响及异质性。研究发现: 气候变化促进了绿色技术创新; 经济增长和人口因素影响最为敏感; 政府稳定性、政府机构质量和可再生能源政策的调节作用、制造业和服务业占比不同的国家面对气候变化是否进行绿色技术创新存在差异。

关键词:气候变化; 绿色技术创新; 影响因素; SYS-GMM 模型

中图分类号:F22 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2023)01-0156-15

Impact of climate change on green technology innovation ——Evidence from 81 developing countries

YANG Qicheng^{1,2}, LUO Liangwen³

- (1. School of Public Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;
2. Zhongnan University of Economics and Law Postdoctoral Research Station of Public Administration,
Wuhan 430073, China; 3. School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: In the background of human actively respond to climate change, this paper used the dynamic panel SYS-GMM model and data from 81 developing countries from 1990 to 2018, we empirically analyzed the impact and heterogeneity of climate change on green technology innovation. The results show that climate change can promote green technology innovation, while economic growth and demographic factors are most sensitive to the impact of climate change on green technology innovation. Countries with different government stability, quality of government institutions, the moderating effect of renewable energy policies, and the proportion of manufacturing and service industries have certain differences in whether they carry out green technology innovation in the face of climate change.

Key words: climate change; green technology innovation; influencing factors; SYS-GMM model

气候变化是当今世界各国面临的一个至关重要的环境挑战。联合国政府间气候变化专门委员会 (IPCC) 于 2014 年发布的第五次评估报告 (AR5) 表明, 随着人为排放温室气体创历史新高, 气候变化对

收稿日期: 2022-10-11 修回日期: 2022-12-29

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“普惠金融发展促进巩固拓展脱贫攻坚同乡村振兴有效衔接的机制与路径研究”(21AJL007); 国家社会科学基金重点项目“习近平劳动经济思想研究”(18AJL002)。

作者简介: 杨起城(1992—), 男, 湖北武汉人, 中南财经政法大学公共管理学院讲师, 博士后, 研究方向为气候政策、环境应急管理。

人类和自然系统产生了广泛的影响。如大气升温、海平面上升、冻土面积减少、极端气候出现次数增多等。这些极端天气气候事件对工农业生产和公众生活造成了巨大损害和严重威胁,对经济、社会等多方面造成了不可逆的影响,且这种影响趋势不会停止。因此,积极应对气候变化成为世界各国工作的重中之重。2015年12月通过的《巴黎协定》要求世界各国大幅减少全球温室气体排放。世界产权组织将2020年主题定为“为绿色未来而创新”,呼吁优先考虑环境的可持续性,投资于国家创新生态系统并进行绿色创新,塑造一个安全、可持续和绿色的未来。因此,绿色技术领域创新将是成功应对这一全球挑战的关键。未来减少温室气体的排放、清洁能源的使用、绿色技术创新等科技的投入将会降低21世纪以后的气候风险,增加有效适应的前景。气候变化如何影响绿色技术创新?其影响在不同时段、不同样本国家是否存在异质性?这些都是需要在理论上进行深入研究的重大问题。

一、文献回顾与评述

气候变化(climate change)是气候(climate)的复合名词,被定义为地球气候和天气模式的重大而持久的变化或全球变暖,衡量某一特定地点的平均天气和天气变化,包括诸如温度、降水、湿度和风力等特征,气候是这些特征在较长时期内的平均状态和变异性。《大英百科全书》(Encyclopedia Britannica)对气候变化的定义是指由于大气的变化以及大气与地球系统内各种地质、化学、生物、地理因素的相互作用而引起的地球气候的周期性变化,包括气候现象、温度、海平面等全球气候条件的全面变化。《联合国气候变化框架公约》(UNFCCC)认为气候变化是指由于人类活动所引起的全球气候相当长一段时期内的变化。政府间气候变化专门委员会(IPCC)则认为,气候变化是指气候状态随时间(通常为几十年或更长)的可以通过数据测量和统计检验的变化,也包括特定地区与天气有关的特殊情况。在理论界气候变化经常被当成环境发展问题、移民问题和安全问题来讨论,因其观测主体不同,对气候变化

的内涵与外延以及其解决方案均有不同^[1]。一般认为,气候变化是指由于平均大气温度升高而引起的可以衡量的气候平均状态的巨大改变。气候变化是一种长期变化(典型为30年或者更长)和动态变化,且受火山、海洋、地壳运动、太阳辐射等多种因素的影响,其中人类活动所引起的温室气体排放增加是主要原因。人类活动对植被覆盖的影响可能对气候产生局部、区域甚至全球的影响,是一个重要的新兴研究领域。

不同学者从不同角度对绿色技术创新进行了定义。绿色技术创新是通过创新发展以产生经济、生态和社会三重效应的全新技术^[2],是通过研发与应用绿色产品和绿色工艺来实现企业生命周期的绿色化^[3],是在资源环境约束强度增大条件下既满足人类绿色需求同时减少生产和消费边际成本的可持续发展技术创新^[4]等。一般认为,绿色技术创新与生态创新、可持续创新、环境创新等紧密联系,是以保护环境为目标的管理创新和技术创新^[3-4]。从技术创新的角度来看,绿色技术创新强调通过生态创新即尊重生态经济规律,通过采用无公害化技术、工艺和产品或者绿色技术以减轻或者消除环境污染,显著降低环境冲击,使保护环境与经济发展有机融合^[5]。从环境创新的角度来看,绿色技术创新着眼于环境的组织实施和改变,强调有利于增强环境可持续性的产品、材料、工艺、设备等技术的设计、改良和创新,降低生产活动对环境的负面影响,使绿色技术创新的“环保——污染”正负外部二重性^[6]得到有机协调。

此外,有学者分析了气候变化与绿色技术创新的关系,如一个国家的气候技术创新会随着二氧化碳排放总量的增加而上升^[7],气候变化会诱导绿色创新且不同的排放造成的影响作用不同^[8],因此绿色技术创新活动是应对气候变化的主要手段之一。而绿色技术创新的影响因素则包括研发投入及其模式^[6]、知识距离^[9];政府能源管制与补贴^[10-11]、绿色信贷^[12]、可再生能源政策、碳排放权与环境权交易等规制政策^[13-14]以及公司治理、企业组织结构^[15]等都会对绿色技术创新产生影响。另外,出口和对外直接投资(FDI)^[16-17]、

全球化^[18]、政府意识形态^[19]、腐败^[20]、数字化综合水平^[21]等诸多因素都对绿色技术创新具有重要影响;而政策实施时机、政策力度、政策价格调控对绿色技术创新具有重要的引导作用^[22]。还有研究发现,当绿色技术创新水平较高时,企业开展绿色技术创新的能力更强,此时的政策激励有利于促进绿色技术创新^[23]。相反,当绿色技术创新水平较低时,人才和知识储备较弱,研发项目和研发人员投入不足^[24]。因此,政策支持对绿色技术创新的激励效应是适度的,并对绿色技术创新投资产生挤出效应^[25]。此外,不同类型的研发政策和环境规制政策都对绿色技术创新有积极的促进作用^[26];政府不同的奖惩措施如奖励、惩罚和奖惩等方式对绿色技术创新均有促进作用,有助于提高环境绩效,而且绿色技术创新动力随政府奖惩力度增加而提高^[27],政府环境规制政策有助于促进绿色技术创新,但不一定能提升绿色技术创新主体竞争力;消费者的抗污染措施会在一定程度上促进绿色技术创新,政府的高污染规制也会对绿色技术创新做出积极贡献^[28]。

由此可以看出,现有研究主要进行单方面的研究,如气候变化对宏观经济增长、区域发展等的影响,研发投入及政府环境规制政策等对环境绩效及企业绿色技术创新的影响等。但由于研究视角、实证分析方法、气候变化及环境数据获取等多方面差异,尤其是气候变化的动态性使气候政策的效果具有滞后性,关于气候变化影响绿色技术创新的内在机理及机制、异质性以及气候变化与绿色技术创新二者之间的相互关系等的研究较为零散,缺乏系统性。因此本文基于 1990—2018 年全球 81 个发展中国家和地区的数据,采用动态面板 SYS-GMM 模型实证分析气候变化对绿色技术创新的影响并检验其影响因素和异质性。首先测量二氧化碳(CO₂)和温室气体(Greenhouse Gas, GHG)对绿色技术创新的影响,然后分别引入政府稳定、官僚素质与可再生能源政策、人口结构、产业结构(制造业、服务业)等调节作用考察气候变化对绿色技术创新的影响及其机制,通过不同时间阶段、不同样本国家及使用替代变量测量方法

对气候变化影响绿色技术创新的异质性进行分析,以期各国政府应对气候变化并促进绿色技术创新提供参考和借鉴。

二、气候变化影响绿色技术创新的机制

气候变化是由一系列较为复杂的环境变化因素造成的,由于 CO₂ 和温室气体排放量占环境污染物的很大一部分,通常被认为是气候变化和环境影响的重要指标;本文总结气候变化影响绿色技术创新的机制如下。

第一,减少 CO₂ 和温室气体排放直接促进了相关绿色技术的开发、推广和应用。人类活动产生的 CO₂ 和温室气体排放增加将导致显著的全球变暖。化石燃料的生产和转换能源、空调和制冷设备的运行、采煤、生活污水处理及水泥制造等人类工业生产活动排放了大量有害气体,主要有 CO₂、CH₄、N₂O 等。这些气体排放的减少需要有专门的技术及技术创新;实现高碳燃料逐步淘汰、逐步扩大可再生能源开发和使用等,也需要加强清洁能源技术创新。目前,世界各国正在开发、推广和应用绿色技术,绿色技术创新的步伐不断加快,以努力适应全球环境变化的挑战。

第二,知识产权制度促进绿色技术创新及包括气候友好型技术在内的技术转让和传播。支持绿色技术创新和转让对于释放开发更清洁、更绿色和更高效的技术所需的创造力至关重要。发展中国家技术水平相对比较落后,尤其是在绿色技术领域,研究起步相对较晚,研发投入相对不足使其研发能力比较低,绿色技术水平与发达国家相比还存在较大差距。世界知识产权组织于 2013 年启动了绿色计划,旨在促进和加速绿色技术创新及其转让,以扩大对环境友好技术的吸收和使用,支持向低碳的未来过渡。在一个自然资源有限、全球人口不断增长的世界,这些技术解决方案将发挥核心作用,有助于实现可持续发展目标。世界知识产权组织的绿色计划为绿色技术创新者、绿色技术需求者、支持气候友好型技术的公共和私营实体、绿色技术创新及其他相关领域的专家构建了一个联系平台,从体制机制方面进一步促进了绿色技术创新。知识产权为绿色技术开发

及创新提供了经济激励,但也可以通过许可协议、合资企业等方式帮助绿色技术创新扩散到其他最需要的部门和企业。

第三,腐败行为会对绿色技术创新产生间接的不利影响。政府机构质量和腐败行为会对环境政策的严格性和环境监管的有效性产生负面影响,不利于绿色技术创新,从而导致环境退化。在一个腐败率很高的社会中,污染密集型行业的公司可能会进行贪污和贿赂,以诱使政府官员制定有利于企业但却损害环境的政策,躲避环境检查,推迟更严格的环境法规。此外,用于绿色创新、治理和保护环境的资金也更有可能被挪作他用甚至流向个人。这些都会阻碍绿色技术创新。一般来说,与经济市场化程度较高的国家和地区相比,在市场化程度较低的国家和地区,腐败对绿色技术创新的负面影响会相对更大一些。

第四,政府政策激励和约束有利于促进绿色技术创新。政府政策是影响绿色技术创新的因素之一。政府可以通过研发补助、低碳补贴等财政税收政策及绿色信贷政策,采用不同的环境规制工具,保护绿色技术产权,对绿色创新活动进行协调,引导和激励绿色技术创新。如政府的绿色技术专利制度有助于保护绿色技术发明、鼓励绿色技术创新,政府制定的技术创新政策可降低绿色技术创新风险,提高绿色技术创新收益,新能源产业政策可以引导绿色技术创新的方向等。可见,政府政策激励会促进绿色技术创新。另外,政府的监督核查与考核机制则成为绿色技术创新的约束条件,迫使社会各界必须高度重视减少排放以实现“双碳”目标的绿色技术的重要性,从而不断加快绿色技术创新的步伐(见图1)。

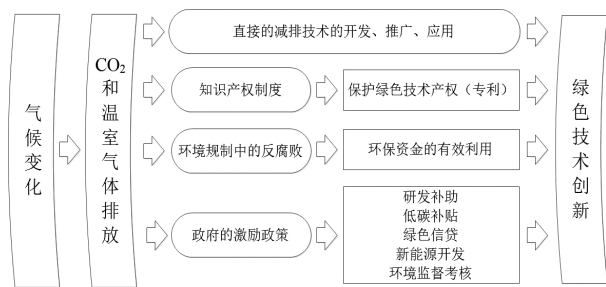


图1 气候变化影响绿色技术创新的机制

三、研究设计

本文基于全球视角,利用1990—2018年全球81个发展中国家和地区的数据,采用动态面板SYS-GMM模型实证分析气候变化对绿色技术创新的影响并检验其影响因素和异质性。

由于本文选取的样本较多且数据时间跨度较大,首先对实证分析所用指标及数据来源进行说明,然后说明拟采用的方法,再进行实证分析。

(一) 指标选取

本文借鉴已有相关研究成果,同时考虑数据的可得性,坚持数据的科学性、代表性、可操作性原则,选取气候变化对绿色技术创新影响相关指标。

本文的关键解释变量是气候变化。气候变化是由一系列较为复杂的环境变化因素造成的,因而不同学者采用不同指标来进行衡量。目前比较有代表的指标是环境保护绩效(EPI)、气候变化指数(CCLI),还有学者采用温度、降水、极端天气等指标来衡量,但是这些指数和衡量标准不能表示气候变化的全部影响。本文总结参照现有研究指标,主要用CO₂排放量(CO₂)和GHG排放量(GHG)来衡量气候变化。由于CO₂排放量占环境污染物的很大一部分,通常被认为是气候变化和环境影响的重要指标。目前国际上已经建立了较为完善的CO₂排放量数据库,因此该数据完备且易于获得。因不同国家和地区人口数量及人口密度不同,用CO₂排放量(用CO₂表示)衡量气候变化时将CO₂排放总量除以总人口,采用人均公吨作为计量单位。值得注意的是,CO₂含量越高,气候变化表现为越差。温室气体也是气候变化和环境影响的一项重要衡量指标。温室气体总排放量包括CO₂排放量、硫氧化物(SO_x)排放量、氮氧化物(NO_x)排放量和甲烷排放量。本文采用GHG排放量(以GHG表示)测量气候变化,这可以全面代表总体环境影响。温室气体排放越多,表明环境污染越严重,意味着气候变化表现越差。与CO₂排放相同,温室气体也采用人均公吨作为计量单位。

绿色技术创新有较多衡量标准,目前大多数

学者主要采用全球创新指数(GII)、环境保护支出(EPE)、绿色技术研发投入资金占 GDP 比重、绿色技术注册商标数量、知识存量和研发人员投入等指标来衡量。而经济学文献中较多的采用专利授权数量来度量绿色创新水平,因为专利数量的增加会使企业获得更多利润,专利数量代表着创新的发展路径或者趋势,因而本文采用的是一国居民每年申请的与可再生能源生产、传输或者分销相关的气候变化缓解技术的专利数量。其数据来源于经济合作与发展组织(OECD)2018 年及以前的统计数据库。该数据库不仅包括了 OECD 国家的数据,也有选定的非成员经济体的数据,因此整体样本具有较好的观测值。

本文的其他解释变量即控制变量主要包括人均 GDP 的对数(*GDP*)、对外直接投资(*FDI*)、贸易(*Trade*)、城市人口(*Urban*)、腐败治理(*Corruption*),同时使用了包括政府稳定性(*Government Stability*)、政府机构质量(*Bureaucracy Quality*)、可再生能源政策(*Policy*)、65 岁及以上人口(*Age*)、女性人口占总人口的百分比(*FE*)、制造业增加值(*MA*)、服务业增加值(*Ser*)作为机制检验的解释变量。此外还采用了 BP 世界能源统计数据库的 CO₂ 排放量作为替代变量测量,以检验实证结果的完备性。

(二)数据来源

本文的研究数据分别来自 1990—2018 年《世界发展指数》《OECD 统计数据库》《国际国别风险指南 ICRG》《IEA 政策数据库》和《BP 世界能源统计数据库》。原始数据均采用了归一化处理以消除指标之间的量纲影响,部分缺失的数据采用加权平均进行填补,最后将数据整合为一个长面板并用 STATA 16.0 软件进行面板平衡处理。表 1 列出了上述所有变量的详细释义和数据来源;最后的样本涵盖了从 1990 年到 2018 年的 81 个国家和地区。

(三)模型设定

由于本文的数据时间跨度大且包含样本较多,观测值也较多,因而首先采用动态面板 SYS-GMM 模型,使用 STATA 16.0 软件分别测量 CO₂ 和 GHG 对绿色技术创新的影响,再控制不同的控制

变量以对照结果的稳健性。然后分别引入政府稳定性、政府机构质量、可再生能源政策以及人口结构、产业结构(制造业、服务业)等调节作用,考察气候变化对绿色技术创新的影响及其机制;通过不同时间阶段、不同样本国家及使用替代变量测量方法对气候变化影响绿色技术创新的异质性进行分析,检验实证结论的稳健性。

表 1 变量定义和数据来源

变量名称	定义	单位	来源
GHG	温室气体排放量	人均公吨	世界发展指数 WDI (2018)
CO ₂	二氧化碳排放量	人均公吨	世界发展指数 WDI (2018)
Patent	与能源生产、传输或分配有关的缓解气候变化技术	数量	OECD 统计数据库 (2018)
GS	政府稳定性/0 - 12, 数值越大表示政府越稳定	得分	国际国别风险指南 ICRG (2018)
BQ	政府机构质量/0 - 4, 数值越大表示机构质量越高	得分	国际国别风险指南 ICRG (2018)
Policy	可再生能源政策	数量	IEA 政策数据库(2020)
GDP	人均 GDP 取对数	百分比	世界发展指数 WDI (2018)
POP	人口取对数	百分比	世界发展指数 WDI (2018)
FDI	外国直接投资,净流入,占国内生产总值的百分比	百分比	世界发展指数 WDI (2018)
Trade	贸易 = 进口 + 出口, 占国内生产总值的百分比	百分比	世界发展指数 WDI (2018)
Urban	城市人口,占总人口的百分比	百分比	世界发展指数 WDI (2018)
Corruption	腐败治理/0 - 6, 数值越大表示腐败越少	得分	国际国别风险指南 ICRG (2018)
Age	65 岁及以上人口, 占总人口的百分比	百分比	世界发展指数 WDI (2018)
FE	女性人口占总人口的百分比	百分比	世界发展指数 WDI (2018)
MA	制造业增加值, 占 GDP 的百分比	百分比	世界发展指数 WDI (2018)
Ser	服务业增加值, 占 GDP 的百分比	百分比	世界发展指数 WDI (2018)
CO ₂ bp	二氧化碳排放量	人均公吨	BP 世界能源统计数据库 (2020)

1. 动态面板 SYS-GMM 模型。本文使用 Wen 等^[28]和 Ouyang 等^[17]的面板数据模型和方法,同时采用动态面板 SYS-GMM 模型作为回归分析的主要估计方法。之所以采用此模型是因为与 OLS 估计可能会存在潜在的内生性变量问题不同, SYS-GMM 模型对于是否有内生性解释变量都适用,且当模型中具有一些内生变量时,普通面板回

归结果会产生偏差,而 SYS-GMM 模型可以同时克服内生性和弱工具变量的问题,从而可以得到更加有效的估计结果。此外,气候变化的影响具有滞后效应,使用 SYS-GMM 模型在估计结果中引入因变量的滞后项可以降低计量模型的设定偏误,具有有效的估计。

基于上述考虑,为了进行动态分析,同时控制气候变化影响的滞后期,利用动态面板模型和 SYS-GMM 估计分对 CO_2 以及 GHG 排放建立包含滞后项和国别效应的动态面板模型, SYS-GMM 模型测度公式如式(1)。

$$Y_{it} = C + aL.Y_{it} + bX_{it} + Control + \mu_i + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在式(1)中, i 和 t 分别代表国家和年份, i 的取值范围是 1 到 N , t 的取值范围是 1 到 T , $L.Y$ 是 Y 的滞后项,代表了 i 国在 $t-1$ 年的创新水平。 C 是常数项, X 表示 i 国在 t 年的排放水平,包括 CO_2 和 GHG 排放。 $Control$ 为控制变量, μ_i 是未观察到的国家异质性效应, η_i 是时间异质性效应, ε_{it} 为误差项。

2. 调节效应模型。调节效应是交互效应的一种,是有因果指向的交互效应。实际上,绿色技术创新对气候变化及气候政策也有影响,因而需要考虑交互项与二者之间的因果关系,因为调节变量一般不受自变量和因变量的影响,但是可以影响自变量和因变量。使用政府稳定性(GS)、政府机构质量(BQ)、可再生能源政策($Policy$)、65 岁及以上人口(Age)、女性人口占总人口的百分比(FE)、制造业增加值(MA)、服务业增加值(Ser)作为机制检验的调节变量,以此来验证气候变化对绿色技术创新的影响机制。模型的表达式如式(2)。

$$Y_{it} = C + aL.Y_{it} + bX_{it} + cM_{it} + c'M_{it}X_{it} + Control + \mu_i + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

四、气候变化影响绿色技术创新的实证结果

本文使用上述指标与模型,基于 1990—2018 年全球 81 个发展中国家和地区的数据,采用动态面板 SYS-GMM 模型实证分析气候变化对绿色技术创新的影响并检验其影响因素和异质性。

(一)描述性统计结果

在对指标及数据来源进行了说明后,对所采用的变量进行描述性统计,其基本分布如表 2 所示。

由表 2 可知,各个变量都具有良好的观测值且分布情况不同。用于表示气候变化的温室气体排放指标变量 GHG 尤为明显,其平均值为 5.858,而其最小值、标准偏差(S.D)和最大值分别为 0.445、5.255 和 41.206,这意味着不同国家的差异很大。变量 CO_2 平均值为 2.694,最小值为 0.028,最大值为 15.940,而标准差(S.D)为 0.028,说明变量 CO_2 的变化波动性小于变量 GHG 。

从表示绿色技术创新变量($Patent$)的情况来看, $Patent$ 变量具有最多的观测值以及较低的标准差(1.495),其平均值、最小值和最大值分别为 1.810、0.182 和 8.005,说明有较多的样本国家处于较低的绿色技术创新水平,其绿色技术创新水平有待提高。

表 2 变量的描述性统计

变量	N	均值	S. D	最小值	最大值
GHG	1 773	5.858	5.255	0.445	41.206
CO_2	1 958	2.483	2.694	0.028	15.940
$Patent$	2 349	1.810	1.495	0.182	8.005
GDP	2 295	7.748	0.981	5.102	9.620
POP	2 349	16.613	1.480	13.313	21.055
FDI	2 170	3.367	4.407	-37.155	55.076
$Trade$	2 213	47.166	45.739	0.021	274.973
GS	1 850	7.752	1.916	1	12
BQ	1 850	1.699	0.804	0	4
$Corruption$	1 850	2.320	0.895	0	5
$Urban$	2 349	31.680	26.341	2.705	91.870
Age	2 349	6.040	3.549	1.932	21.022
FE	2 349	50.437	1.118	47.614	54.565
MA	2 074	14.432	6.842	0.118	50.636
Ser	2 182	47.621	10.179	10.569	79.438
$Policy$	2 187	0.209	0.525	0	9
CO_2bp	1 617	8.363	7.518	0.172	49.587

从其他解释变量来看,3 个制度变量即政府稳定性(Government Stability)、政府机构质量(Bureaucracy Quality)和腐败(Corruption),用得分表示,其分数越低代表情况越差,分数越高表示情况越好。这代表各个国家和地区的政府治理水平以及政治意识形态有所不同,因而需要进行详细分析,即探讨气候变化对绿色技术创新的影响是否会由于政治制度的不同而不同。此外,变量 FDI 的

最小值为 -37.155,表示当地的 FDI 净流入为负数,代表外商直接投资有撤资行为给东道国造成不良影响,挤出效应明显。变量 *Age* 的平均值为 6.040,最大值为 21.022,说明部分国家人口老龄化较为明显。变量 *MA* 和 *Ser* 的平均值分别为 14.432 和 47.621,说明大部分国家的制造业增加值都低于服务业的增加值。可再生能源政策数量 (*Policy*) 的平均值为 0.209,最小值为 0,最大值为 9,说明各国可再生能源政策数量较少,急需增加该政策。

(二)动态面板 SYS-GMM 模型回归结果

基于气候变化与绿色技术创新的动态面板 SYS-GMM 模型进行回归分析,进行回归分析时在模型中控制了年份效应和国家效应,同时考虑了绿色技术创新的动态性,因而创新变量具有滞后性。回归结果见表 3。表 3 提供了所有国家样本的动态面板回归估计,第(1)列和第(2)列分别为包含了经济因素 (*GDP*) 和人口因素 (*POP*) 控制变量的回归结果,第(3)列和第(4)列则是包含了控制变量的所有影响因素的回归结果。

表 3 动态面板 SYS-GMM 模型回归估计结果

序号	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L. Patent</i>	0.135 *** (0.005)	0.119 *** (0.006)	0.161 *** (0.017)	0.105 *** (0.022)
<i>CO₂</i>	0.103 *** (0.013)	— —	0.225 *** (0.036)	— —
<i>GHG</i>	— —	0.055 *** (0.002)	— —	0.017 *** (0.006)
<i>GDP</i>	1.566 *** (0.037)	1.999 *** (0.025)	0.692 *** (0.216)	1.768 *** (0.099)
<i>POP</i>	1.611 *** (0.199)	1.180 *** (0.112)	4.008 *** (0.856)	2.594 *** (0.699)
<i>Trade</i>	— —	— —	0.004 *** (0.001)	-0.002 (0.002)
<i>FDI</i>	— —	— —	0.038 *** (0.008)	0.017 *** (0.006)
<i>Corruption</i>	— —	— —	-0.040 (0.027)	0.076 *** (0.028)
<i>Urban</i>	— —	— —	0.005 ** (0.002)	0.018 *** (0.002)
<i>N</i>	1 727	1 510	1 324	1 172
<i>AR(1)</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>AR(2)</i>	0.364	0.775	0.831	0.306
<i>Hansen</i>	0.995	0.890	1.000	1.000

第一,*CO₂* 和 *GHG* 的排放增加提升了绿色技术创新水平。在所有回归结果中,绿色技术创新对气候变化的反应都是显著的并在滞后一期的情

况下也具有有良好的显著性水平。也就是说,*CO₂* 的 *GHG* 的排放增加确实提升了区域的绿色技术创新水平。具体来说,当人均 *CO₂* 排放每增加 1 公吨,绿色技术创新专利数量增加 0.225 项;当人均 *GHG* 排放每增加 1 公吨,绿色技术创新专利数量增加 0.017 项。这一实证结果与马丽梅等^[29]、张意翔等^[8]关于气候变化影响绿色技术创新的理论研究结论相一致。

第二,经济增长、人口增长、对外直接投资及政府清廉程度增加都能够带来更多的绿色技术创新。从控制变量来看,表 3 显示,*GDP* 和 *POP* 的系数都显著为正,说明经济增长和人口增长都能够带来更多的绿色技术创新。这可能是由于 *GDP* 增长越快,经济发展水平越高,意味着政府越有能力支持绿色技术研发和创新,投入绿色技术创新的研发资金就会越多,从而将会有更多的人员从事创新研究和开发工作。*POP* 作为解释变量可以在一定程度上衡量国家规模或者经济规模,其系数越大说明较大规模国家和地区在应对气候变化时具有较强的绿色技术创新意愿和能力,气候变化的影响效果较为明显。*FDI* 显著为正,说明对外直接投资增加促进了绿色技术创新,这是由于一国 *FDI* 增加可能同时从国外引进更先进的技术,带来技术进步从而促进绿色技术创新,具有正的外部性。*Corruption* 显著为正,其得分越高创新越高,即政府越清廉越能够提高创新水平。

(三)气候变化影响绿色技术创新的调节作用分析

基于前文构建的气候变化与绿色技术创新的动态面板 SYS-GMM 模型,进一步考虑变量之间的交互作用,同时先后引入政府稳定性、政府机构质量和可再生能源政策调节作用,人口结构调节作用和产业结构调节作用等对气候变化影响绿色技术创新实证结果进行实证分析。

1. 政府稳定性、政府机构质量和可再生能源政策的调节作用分析。有学者如 Jorgenson 等^[30-31]从社会科学的角度提出了气候变化的驱动因素,表明文化、经济、政治、社会结构因素对气候变化至关重要,其中政治权力可以用来制定政策环境^[31],

这是环境保护和缓解气候变化的关键。也就是说,政府稳定性、政府效率、环境规制强度、可再生能源政策等对政府发挥作用、弥补市场失灵,采用市场型或者规制性的政策工具应对全球气候变化并提升绿色技术创新水平具有较为明显的积极作用。回归结果如表4所示。

第一,气候变化对绿色技术创新的影响与政府稳定性和政府机构质量这二者不相关或者联系不紧密。表4显示,引入政府稳定性和政府机构质量这两个调节变量后,不管是 CO_2 排放还是 GHG 排放指标,其回归结果分别为0.008、-3.306、-0.003和6.868,说明均不显著。也就是说,政府稳定性和政府机构质量这两个变量与气候变化对绿色技术创新的影响关联不大。这可能是由于气候变化是一个外变生量,其产生的影响较为客观,因此受到政府治理环境影响较小。

第二,可再生能源政策对气候变化影响绿色技术创新具有较为明显的调节作用。由表4中的第(5)列和第(6)列可以看出,其回归系数分别为0.079和0.011且均通过了1%显著性水平的检验。也就是说,每增加1个可再生能源政策数量,会分别提升0.079个和0.011个绿色技术创新专利数量。这是因为,可再生能源政策的颁布是国家和政府部门应对和适应气候变化的一种对策和手段,气候变化是推动政府制定可再生能源政策的助力。 CO_2 和 GHG 排放增加,气候变化越强,会促使政府制定更多可再生能源政策,从而激发了企业进行绿色技术创新的动力。此外,可再生能源政策的颁布和实施,能够较好地推动和推广可再生能源的使用,是节能减排、降低污染的行动指南,能够促进相关产业的发展并带动可再生能源的绿色技术创新。

第三,经济增长和人口因素对气候变化影响绿色技术创新的促进作用也比较明显。从控制变量来看,表4显示, GDP 和 POP 的回归系数均为正,分别为0.663**、1.565***、4.235***和3.976***,且均具

有较好的显著性水平。这说明经济发展和人口因素在调节作用的影响下也发挥了较好的作用。这与本文的基准回归结果相较一致,即经济增长和人口增长都能够带来更多的绿色技术创新。其他控制变量也与基准回归相符,从而说明本文的实证结论具有较好的可靠性。

表4 政府稳定性、政府机构质量和可再生能源政策调节作用回归结果

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$L. Patent$	0.184 *** (0.034)	0.136 *** (0.039)	0.198 *** (0.030)	0.171 *** (0.028)	0.114 *** (0.034)	0.144 *** (0.045)
$CO_2 \times GS$	0.008 (0.007)	— —	— —	— —	— —	— —
$GHG \times GS$	— —	-3.306 (2.622)	— —	— —	— —	— —
$CO_2 \times BQ$	— —	— —	-0.003 (0.042)	— —	— —	— —
$GHG \times BQ$	— —	— —	— —	6.868 (12.832)	— —	— —
$CO_2 \times Policy$	— —	— —	— —	— —	0.079 *** (0.008)	— —
$GHG \times Policy$	— —	— —	— —	— —	— —	0.011 ** (0.005)
CO_2	0.112 (0.070)	—	0.229 *** (0.077)	— —	0.216 *** (0.049)	— —
GHG	— —	0.028 (0.027)	— —	-0.000 (0.016)	— —	0.027 *** (0.010)
GDP	1.175 *** (0.224)	1.232 *** (0.162)	1.135 *** (0.160)	1.331 *** (0.167)	0.663 ** (0.276)	1.565 *** (0.181)
POP	1.903 (1.184)	3.627 *** (1.102)	1.217 (1.154)	2.126 (1.375)	4.235 *** (1.104)	3.976 *** (1.226)
$Trade$	-0.003 * (0.002)	0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	-0.000 (0.003)	-0.000 (0.003)
FDI	0.031 *** (0.006)	0.053 *** (0.008)	0.036 *** (0.006)	0.034 *** (0.008)	0.036 *** (0.006)	0.016 * (0.009)
$Corruption$	-0.019 (0.039)	-0.053 * (0.031)	-0.021 (0.035)	0.011 (0.039)	-0.050 (0.046)	0.071 * (0.041)
$Urban$	0.016 *** (0.002)	0.012 *** (0.002)	0.017 *** (0.003)	0.012 *** (0.002)	0.016 *** (0.003)	0.013 *** (0.002)
N	1 324	1 172	1 324	1 172	1 324	1 172
$AR(1)$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$AR(2)$	0.326	0.674	0.304	0.758	0.861	0.366
$Hansen$	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

2. 人口结构调节作用分析。为进一步分析气候变化对绿色技术创新的影响,接下来引入65岁^①及以上人口占总人口的百分比以及女性人口占总人口的百分比作为调节变量,分析造成绿色技术创新不同差异点的原因有哪些以及人口结构作为调节变数是否会使得气候变化对绿色技术创

① 依据法定退休年龄,在中国,老年人是指60岁及以上的人群。一些发达国家将65岁以上人称为老年人,联合国、世界银行、世界卫生组织将65岁及以上人群称为老年人。因本文的研究以全球81个发展中国家和地区为样本,因而依据世界银行等关于老年人的界定,选取65岁及以上人群作为样本进行分析。

新的影响更大。有学者指出,年龄越大对环境越敏感,对改善环境的需求越高,女性对环境要求高于男性。如 Loarne – Lemaire 等^[32]发现大公司和公共机构中更多的女性董事会成员有助于制定适当的气候变化政策。因此预期人口结构会对气候变化影响绿色技术创新产生积极的影响。具体回归结果如表 5 所示。

表 5 人口结构调节作用回归结果

序号	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L. Patent</i>	0.174 *** (0.028)	0.061 ** (0.030)	0.144 *** (0.016)	0.102 *** (0.033)
$CO_2 \times Age$	0.217 ** (0.103)	— —	— —	— —
$GHG \times Age$	— —	0.082 *** (0.031)	— —	— —
$CO_2 \times FE$	— —	— —	6.719 *** (1.466)	— —
$GHG \times FE$	— —	— —	— —	0.824 * (0.462)
CO_2	-0.340 (0.270)	— —	-26.251 *** (5.789)	— —
GHG	— —	-0.126 * (0.065)	— —	-3.223 * (1.820)
GDP	1.075 *** (0.240)	1.911 *** (0.122)	0.889 *** (0.118)	2.175 *** (0.217)
POP	1.973 (1.642)	2.408 * (1.331)	5.165 *** (0.676)	2.444 ** (1.203)
$Trade$	-0.001 (0.004)	-0.002 (0.001)	-0.000 (0.003)	0.005 *** (0.001)
FDI	0.032 *** (0.007)	0.010 ** (0.004)	0.034 *** (0.010)	0.012 * (0.006)
$Corruption$	0.004 (0.024)	0.061 ** (0.025)	0.003 (0.036)	0.014 (0.029)
$Urban$	0.011 *** (0.004)	0.016 *** (0.002)	0.006 ** (0.003)	0.006 ** (0.003)
N	1 324	1 172	1 324	1 172
$AR(1)$	0.000	0.000	0.000	0.000
$AR(2)$	0.450	0.144	0.845	0.383
$Hansen$	1.000	1.000	1.000	1.000

第一,65 岁及以上的老年人人口占比越大,加大了气候变化对绿色技术创新的影响。 Age 变量分别与 CO_2 和 GHG 交互作用下的回归系数都显著为正且具有较好的稳健性水平,说明 65 岁及以上的老年人人口占比越大,对气候变化的反应越明显,即需求更多的绿色技术创新以应对气候变化的不良后果。这可能是因为,老年人对良好生活环境的需求更高,尤其是西方发达国家和福利国家,老年居民更愿意购买良好的生活环境服务,在一定程度上促进了应对气候变化的绿色技术创

新。此外,交互项 CO_2 的回归系数相较于 GHG 的回归系数更大,说明人们对 CO_2 排放的反应更加明显,这是因为 CO_2 排放对气候变化的影响较大因而受到的关注较多。其他控制变量如 GDP 和 POP 的回归系数均为正,说明这两个控制变量也加大了气候变化对绿色技术创新的影响。

第二,女性人口越多,应对气候变化的绿色技术创新越多。表 5 中, FE 变量与 Age 变量的作用相同,其在与 CO_2 和 GHG 交互作用下的回归结果都显著为正。说明女性人口占总人口的百分比越高,人们对气候变化的要求也越明显,即女性人口越多,应对气候变化的绿色技术创新越多。此外,在与 CO_2 和 GHG 交互作用下, FE 变量的回归系数相较 Age 变量的回归系数更大,说明女性相较老年人对环境的变化更加敏感,因此女性人口占比较多的国家和地区更加需求绿色技术创新。

第三,经济增长和人口因素对气候变化影响绿色技术创新最为敏感。控制变量 GDP 和 POP 的回归系数最大,说明这两个变量对气候变化影响绿色技术创新最为敏感。 $Trade$ 和 FDI 回归系数最小,说明这两个变量敏感性不高。控制变量 POP 和 $Urban$ 都显著为正,说明人口和城镇化越高,应对气候变化并提升绿色技术创新的发明专利越多。这一结果也应证了前文的理论研究结论,即人口越多则进行绿色技术创新的研发人员和研发团队越多,就越能带来更多的发明专利。城镇化程度越高,说明地区经济较为发达,区域经济增长早期虽然可能会带来一定的环境污染,但是随着经济发展水平的不断提升,改善环境的需求越来越大,尤其是,随着气候变化的影响逐渐加深,对提升环境质量的需求也会不断增长,从而进一步促进绿色技术创新。

3. 产业结构调节作用分析。引入制造业增加值和服务业增加值占 GDP 的百分比作为调节变量分析产业结构调节作用对气候变化影响绿色技术创新的作用。根据“波特假说”,适当的环境管制、环境保护和污染治理可以促进绿色技术创新,提高能源利用率,环境与经济可以相互促进;根据“污染天堂假说”,环境标准较低的国家或者地区

污染密集型企业也较多。也就是说,环境标准、环境治理水平不同,绿色技术创新的动力也可能不同。因而制造业和服务业占比不同的国家和地区,面对气候变化、环境污染时是否会进行绿色技术创新,可能会存在一定差异。引入产业结构调整作用的回归结果如表6所示。

表6 产业结构调整作用(制造业和服务业)回归结果

序号	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L. Patent</i>	0.197 *** (0.041)	0.164 *** (0.036)	0.086 *** (0.031)	0.088 *** (0.016)
$CO_2 \times MA$	0.011 ** (0.005)	— —	— —	— —
$GHG \times MA$	— —	0.011 *** (0.003)	— —	— —
$CO_2 \times Ser$	— —	— —	-0.007 *** (0.001)	— —
$GHG \times Ser$	— —	— —	— —	-0.002 * (0.001)
CO_2	-0.110 (0.106)	— —	0.405 *** (0.080)	— —
GHG	— —	-0.122 *** (0.037)	— —	0.083 (0.057)
<i>GDP</i>	0.865 *** (0.209)	1.250 *** (0.168)	2.554 *** (0.206)	2.798 *** (0.145)
<i>POP</i>	3.149 *** (0.808)	2.522 *** (0.581)	-1.329 *** (0.367)	1.148 (0.864)
<i>Trade</i>	0.002 (0.003)	0.001 (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.001 (0.003)
<i>FDI</i>	0.026 *** (0.010)	0.013 ** (0.006)	0.015 *** (0.005)	-0.008 (0.005)
<i>Corruption</i>	-0.103 *** (0.020)	-0.036 (0.032)	-0.113 *** (0.018)	0.010 (0.015)
<i>Urban</i>	0.003 (0.004)	0.012 *** (0.002)	0.009 *** (0.002)	0.010 *** (0.002)
<i>N</i>	1 236	1 088	1 278	1 172
<i>AR(1)</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>AR(2)</i>	0.474	0.482	0.697	0.284
<i>Hansen</i>	1.000	1.000	0.902	1.000

由表6可以看出,第一,制造业占比较高的国家和地区面对气候变化会产生较多的绿色技术创新。表6显示, MA 变量与 CO_2 和 GHG 交互作用下的回归系数都显著为正且具有较好的稳健性水平,回归系数均为0.011。也就是说,制造业增加值每增加1%,气候变化对绿色技术创新的影响增加0.011,绿色技术创新水平将会提高。可能的原因:一是制造业具有进行绿色技术创新的动力和能力。由于绿色技术创新能够带来技术革新,降低生产成本并提升产量,使得企业能够扩大再生产、提高绩效。同时,制造业比非制造业具有更多

的资源要素能够进行绿色技术创新,制造业企业比非制造业企业拥有更强的综合能力从事绿色技术创新。此外,更低的能耗和更少的排放也能为实现“碳达峰”和“碳中和”目标奠定基础,因而制造业进行绿色技术创新的需求更加迫切。二是制造业面临进行绿色技术创新的巨大压力。由于制造业面临的环境规制更加严格,在各项节能降碳减污政策、改善生态环境质量目标的严格要求下,制造业企业不得不进行绿色技术创新和能源转型。因此,在需求拉动和政策驱动的双重作用下,制造业占比较高的国家和地区面对气候变化会产生较多的绿色技术创新。

第二,服务业增加不利于或者没有促进绿色技术创新。由表6可知, Ser 变量与 CO_2 和 GHG 交互作用下的回归系数显著为负数,说明服务业的增加不仅没有促进反而降低了绿色技术创新。这可能是由于服务业本身的 CO_2 排放很低,也不需要太多的绿色技术创新(尽管需要服务创新和管理创新),没有那么强烈的减排政策需求和减排政策压力,服务业占比较高的国家和地区,产业结构相对比较单一,绿色技术创新意愿和能力相对不强。

五、气候变化影响绿色技术创新的稳健性检验

前文基准回归分析结果表明,气候变化促进了绿色技术创新。引入政府稳定性、政府机构质量和可再生能源政策调节作用,人口结构调节作用和产业结构的调节作用之后的实证分析结果表明,不同因素对气候变化影响绿色技术创新的作用不尽相同,因而需要进一步进行稳健性检验。本部分分别以不同时间段、不同样本国家及使用替代变量测量方法对气候变化影响绿色技术创新的异质性进行分析。

(一)以不同时间段为区分的稳健性检验

由于许多政治和经济事件都会对气候变化或者绿色技术创新水平产生巨大影响,本文采用的又是长面板数据,因而需要考虑结构断点的影响。结构性断点是经济学研究中的常见案例,也是宏观经济研究中不可忽视的问题。

众所周知,绿色技术创新行为是不断变动的,无法对其变化特征进行总结,且不能避免像全球金融危机那样的常见外源冲击,如 2008 年在美国发生的金融危机是一场席卷全球、规模浩大、影响深远的经济波动,故本文首先排除 2008 年金融危机的影响。去除 2008 年的观测值后,使用 2008 年以前的数据即 1990—2008 年的样本构建了面板 A。同时,以 1997 年《京都议定书》的签订为时间节点^②,使用 1998—2018 年的数据样本构建了面板 B。通过面板 A 和面板 B 的不同实证回归结果,检验前述实证结果是否稳健。回归结果如表 7 所示。

表 7 稳健性检验(2008 年金融危机和 1997 年《京都议定书》)

面板 A:剔除金融危机	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L. Patent</i>	0.193 *** (0.026)	0.247 *** (0.022)	0.229 *** (0.019)	0.229 *** (0.023)
<i>CO₂ × Policy</i>	—	—	0.127 *** (0.013)	—
<i>GHG × Policy</i>	—	—	—	0.052 *** (0.004)
<i>CO₂</i>	0.346 *** (0.016)	—	0.251 *** (0.028)	—
<i>GHG</i>	—	0.089 *** (0.004)	—	0.022 *** (0.004)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	937	933	937	933
<i>AR</i> (1)	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>AR</i> (2)	0.360	0.149	0.640	0.265
<i>Hansen</i>	1.000	0.999	0.951	0.998
面板 B: 《京都议定书》签订后	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L. Patent</i>	0.083 *** (0.031)	0.139 *** (0.041)	0.177 *** (0.049)	0.182 *** (0.035)
<i>CO₂ × Policy</i>	—	—	0.068 *** (0.009)	—
<i>GHG × Policy</i>	—	—	—	0.011 ** (0.004)
<i>CO₂</i>	0.194 *** (0.050)	—	0.198 *** (0.036)	—
<i>GHG</i>	—	0.036 *** (0.006)	—	0.006 (0.007)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1 059	1 172	1 324	1 172
<i>AR</i> (1)	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>AR</i> (2)	0.124	0.714	0.354	0.564
<i>Hansen</i>	1.000	1.000	1.000	1.000

表 7 中的第(1)列和第(2)列是包含了所有控制变量的回归结果,第(3)列和第(4)列是可再生能源政策作用下的调节作用回归结果。表 7 显示,在考虑不同时间段的情况下,气候变化可以促进绿色技术创新,经济发展水平对气候变化影响绿色技术创新具有重要作用。从面板 A 的回归结果来看,在剔除了 2008 年金融危机的影响之后,变量 *CO₂* 和 *GHG* 对变量 *Patent* 依然具有较好的正显著性影响,同时在可再生能源政策作为交互项的调节作用下,气候变化对绿色技术创新的影响提高了,该回归结果与前文表 3、表 4、表 5 以及表 6 的回归结果一致。面板 B 的回归结果与面板 A 的回归结果一致,说明在 1997 年《京都议定书》签订之后,全球各个样本国家和地区都积极致力于应对气候变化并促进绿色技术创新且取得了一定效果。对比面板 A 和面板 B 的回归系数可以发现,面板 A 的回归系数相较面板 B 更大,说明在面板 A 的假定情况下,气候变化对绿色技术创新的影响更大。也就是说,剔除 2008 年金融危机影响后,相对而言,气候变化更加促进了绿色技术创新。这意味着,尽管 1997 年《京都议定书》的签订能够促使应对气候变化并提升绿色技术创新水平,但是 2008 年的金融危机在一定程度上削弱了这种影响。这一结果说明一国经济增长及经济发展水平对于绿色技术创新是必要且十分重要的。

(二)以不同国家样本为区分的稳健性检验

在整理原始数据时发现,金砖五国即中国、巴西、印度、俄罗斯联邦和南非的 *CO₂* 和 *GHG* 排放较大,且绿色技术创新发明专利数据多。这五个国家均为世界上最大的发展中国家,可能会因为大数据而影响实证结果,使得实证结果产生偏误。因此本部分剔除金砖五国后构建了面板 C,通过不同国家样本为区分进行稳健性检验。回归结果如表 8 所示。

与表 7 一样,表 8 中的第(1)列和第(2)列是包含了所有控制变量的回归结果,第(3)列和第(4)列是可再生能源政策作用下的调节作用回归

^② 由于签订《京都议定书》是人类历史上应对气候变化的一个具有重要里程碑意义的时间,其作用巨大、影响深远,故本文考察《京都议定书》签订后的 1998—2018 年气候变化对绿色技术创新的影响。

结果。表8显示,在考虑不同国家样本的情况下,气候变化依然可以促进绿色技术创新。在剔除了金砖五国的大数据之后,表8中面板观测值虽然下降了,但是回归结果的显著性并没有改变,尤其是在可再生能源政策的调节作用下结果依然显著为正。这说明,剔除了金砖五国样本后并不影响气候变化可以促进绿色技术创新这一研究结论。这表明,前文的实证结论是稳健的。

通过与表3的回归结果进行比较发现, CO_2 的回归系数由0.225下降为0.194, GHG 的回归系数由0.017上升至0.031。这说明大部分发展中国家对 CO_2 排放的变化不敏感, GHG 的排放更能促进应对气候变化的绿色技术创新。与表4对比政策(Policy)的交互项后发现,其回归系数也呈现出相同的情况, $CO_2 \times Policy$ 由0.079下降至0.062, $GHG \times Policy$ 由0.011上升为0.021。这说明,要全面揭示气候变化对绿色技术创新的影响程度,需要结合不同国家和地区的发展情况和经济发展水平的差异来进行分析。

表8 稳健性检验(剔除金砖五国样本)

面板 C:剔除金砖五国	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L. Patent</i>	0.144 *** (0.031)	0.086 *** (0.025)	0.105 *** (0.021)	0.104 *** (0.018)
$CO_2 \times Policy$	—	—	0.062 *** (0.016)	—
$GHG \times Policy$	—	—	—	0.021 ** (0.008)
CO_2	0.194 *** (0.054)	—	0.161 *** (0.033)	—
GHG	—	0.031 * (0.017)	—	-0.027 (0.024)
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1 214	1 077	1 214	1 077
<i>AR</i> (1)	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>AR</i> (2)	0.436	0.288	0.339	0.212
Hansen	1.000	1.000	1.000	0.986

(三)气候变化的替代变量测量

在有关国际能源工业和气候变化研究中,许多学者在研究 CO_2 排放时大多使用BP世界能源统计年鉴以及世界银行统计数据库颁布的世界发展指数(WDI)。由于统计方法和数据获取路径存在一定差异,关于 CO_2 排放数据也存在一定差异。如Solangi等^[33]使用BP能源数据库研究了全球能源政策,为空气污染治理和利用可再生能源技术

提供政策建议。为了验证本文的实证研究结果,本部分还使用2020年BP世界能源统计年鉴中的 CO_2 排放量数据作为本研究中解释变量 CO_2 的替代变量测量并构建面板D,进行稳健性检验。回归结果如表9所示。

由表9可以看出,在采用了替代变量测量后,气候变化对绿色技术创新的影响依然显著。表9显示,在控制了所有控制变量后,解释变量 CO_2 的替代变量 $BPCO_2$ 的回归系数为0.277且通过了10%的显著性水平检验,替代变量 $BPCO_2 \times Policy$ 的回归系数为0.104且通过了5%的显著性水平检验。与表3和表4中 CO_2 和 $CO_2 \times Policy$ 的系数(分别为0.225和0.079)相比较, $BPCO_2$ 与 CO_2 、 $BPCO_2 \times Policy$ 与 $CO_2 \times Policy$ 的系数较为接近,说明即使采用了替代变量测量即分别用 $BPCO_2$ 和 $BPCO_2 \times Policy$ 代替 CO_2 、 $CO_2 \times Policy$,实证结果依然具有较好的稳健性。这支持了气候变化可以促进绿色技术创新的结论。

表9 稳健性检验($BPCO_2$ 替代变量测量)

面板 D:BP CO_2 排放	(1)	(2)
<i>L. Patent</i>	0.239 ** (0.120)	0.443 ** (0.213)
$BPCO_2 \times Policy$	—	0.104 ** (0.052)
$BPCO_2$	0.277 * (0.153)	-0.073 (0.225)
控制变量	Yes	Yes
<i>N</i>	472	444
<i>AR</i> (1)	0.010	0.005
<i>AR</i> (2)	0.500	0.350
Hansen	1.000	1.000

六、结论与建议

(一)结论

第一,气候变化可以促进绿色技术创新。动态面板SYS-GMM模型基准回归的结果表明, CO_2 的 GHG 的排放增加提升了绿色技术创新水平。经济增长、人口增长、对外直接投资及政府清廉程度增加都能够带来更多的绿色技术创新。

第二,政府稳定性、政府机构质量和可再生能源政策调节作用对气候变化影响绿色技术创新的作用存在一定差异。政府稳定性和政府机构质量与气候变化对绿色技术创新的影响联系不紧密,可再生能源政策、经济增长、人口因素等对气候变

化影响绿色技术创新具有较为明显的调节作用,尤其是可再生能源政策在气候变化影响绿色技术创新中发挥了十分重要的作用。这是由于气候变化具有外部性,国家和政府是气候政策的主要实施者,对于应对气候变化的相关政策制定不可或缺。因此,气候政策的实施能够有效缓解气候变化、减少污染、提升环境绩效,促进绿色技术创新。

第三,人口结构对气候变化影响绿色技术创新产生积极的影响。65岁及以上的老年人口占比越大,女性人口越多,会加大气候变化对绿色技术创新的影响,应对气候变化的绿色技术创新也越多。经济增长和人口因素对气候变化影响绿色技术创新最为敏感,因而各国在促进经济增长的同时要注意人口结构的变化,适应气候变化并不断提升绿色技术创新水平。

第四,制造业和服务业占比不同的国家和地区面对气候变化是否进行绿色技术创新存在一定差异。制造业占比较高的国家和地区面对气候变化会产生较多的绿色技术创新,而服务业增加不利于或者没有促进绿色技术创新。因而各国积极应对气候变化时应注意产业结构调整,重视产业的多元化发展,实现传统制造业到现代制造业的转型和升级,促进现代服务业智能化、绿色化、数字化发展。

第五,在考虑不同时间阶段、不同样本国家及使用替代变量测量方法后,气候变化对绿色技术创新的影响依然显著,经济发展水平对气候变化影响绿色技术创新具有重要作用。因而各国应积极应对气候变化,同时应特别注重提高能源利用效率,实现节能减排和绿色转型,促进经济绿色增长。

(二) 建议

第一,应对气候变化不仅要实现节能减排,减少温室气体排放,也不能放松经济发展,因而需要兼顾气候环境与经济发展、资源使用等多方面的因素,实现人口、资源、环境、经济、社会的可持续发展。一是积极鼓励针对气候变化的基础研究,提高对气候变化的认知水平。二是兼顾气候政策

对环境与经济增长的影响,实现二者之间的均衡;同时合理有效配置环境资源以实现整体社会福利最大化。三是充分发挥市场化工具的作用。如结合“碳达峰”和“碳中和”的目标在降低CO₂排放量以缓解全球气候变暖这一关键性气候问题时,可采用碳税、可交易碳排放权等政策,将有利于发挥市场主体的积极性,有利于将碳排放作为经济要素由市场定价并进行交易,有利于科学核算碳成本等。

第二,多措并举促进绿色技术创新。绿色技术创新是一种包括以保护环境为目标的管理创新和技术创新,它与生态创新、可持续创新、环境创新等紧密联系。因此,一是要鼓励开发新技术,促进节能减排、新能源等绿色技术发展。如继续实施清洁能源政策,鼓励居民使用各种形式的清洁能源;有针对性地开发清洁能源设备,以应对极端天气事件造成的损失;根据具体环境实施差异化清洁能源计划。二是强化创新引领,加快传统产业转型和升级,促进新兴产业发展。如紧紧围绕传统产业转型和升级,实施一批绿色技术应用示范工程和绿色技术改造升级工程,加快传统产业转型。三是不断优化适应气候变化的绿色技术研发布局。如围绕具有比较优势和发展潜力的电子信息、高端装备制造、数字、新材料、新能源汽车等新兴产业,进行关键技术攻关,提升绿色技术创新能力,推动相关产业快速发展;强化技术支农力度。加快农业绿色技术创新和推广,大力发展绿色农业、观光农业、数字农业,提高农产品附加值,实现农业可持续发展。

第三,围绕市场主体调整产业结构,加快构建低碳型现代产业体系。应充分利用“区域全面经济伙伴关系协定”(RCEP)等国际多边或双边机制有关成员国能源开发利用互补机遇,以实现“碳达峰碳中和”目标为契机,加速推动产业绿色低碳转型。一是促进传统产业提质改造的同时保持制造业比重基本稳定,大力发展高新技术产业、战略性新兴产业尤其是节能减排的绿色产业和低碳排放产业;二是大力促进产业数字化和数字产业化,加快现代服务业高质量发展,以便带动并促进更多

的可再生能源绿色技术创新;三是将经济社会发展目标与“碳达峰碳中和”目标相结合,推动产业结构转型升级的同时不断优化能源结构,加速可再生能源的开发与利用。此外,在产业低碳化转型技术、可再生能源开发与利用等领域加强与其他国家的合作,大力发展低能耗先进制造业、高新技术产业、现代服务业,推动可再生能源绿色技术创新。

第四,保持政府的稳定性并提高制度质量,继续深化能源管理体制机制改革。如持续推进大型能源企业竞争性改革,创新能源资产管理体制,激发能源市场主体活力;进一步优化能源市场结构,培育并建立现代能源市场体系;建立健全能源法律法规体系,提升能源治理能力并完善治理体系。

第五,完善应对气候变化的绿色技术创新长效机制,实现应对气候变化与绿色技术创新协调发展。一是改善公共支出结构,鼓励绿色技术创新。如优化公共支出结构,改善环境质量;鼓励应用最新的绿色技术,提高能源利用率;强化环境监管,减少污染物和温室气体排放。二是制定环境保护长期规划,使持续稳定的绿色技术创新成为未来应对气候变化的重要技术保障。如采取措施更有效地分配公共环境支出,确保环境保护资金投入的可持续;通过规划来加大可再生能源领域的绿色技术研发投入,优化对环境保护绩效的综合评价。

参考文献:

- [1] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, et al. The environment and directed technical change [J]. *American economic review*, 2012, 102(1): 31-66.
- [2] 余丹. 绿色技术离不开绿色金融的有效支撑[J]. *人民论坛*, 2018(18): 86-87.
- [3] 李香菊, 何娜. 地区竞争下环境税对企业绿色技术创新的影响研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(9): 73-81.
- [4] 孙育红, 张春晓. 改革开放 40 年来我国绿色技术创新的回顾与思考[J]. *广东社会科学*, 2018(5): 5-12.
- [5] 刘勇. 绿色技术创新与传统意义技术创新辨析[J]. *工业技术经济*, 2011, 30(12): 55-60.
- [6] SONG M L, WANG S H, SUN J. Environmental regulations, staff quality, green technology, R&D efficiency, and profit in manufacturing[J]. *Technological forecasting and social change*, 2018(133): 1-14.
- [7] 秦佳良, 张玉臣, 贺明华. 气候变化会影响技术创新吗? [J]. *科学学研究*, 2018, 36(12): 2280-2291.
- [8] 张意翔, 成金华, 徐卓程, 等. 绿色创新是否适应气候变化: 中国专利和 GHG 排放数据的实证[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(1): 48-56.
- [9] 于飞, 苏彩云, 徐正丽. 研发模式、知识距离对企业绿色创新的影响[J]. *科技管理研究*, 2020(13): 203-210.
- [10] CARRIÓN-FLORES C E, INNES R, SAM A G. Do Voluntary Pollution Reduction Programs (VPRS) spur or deter environmental innovation [J]. *Journal of environmental economics and management*, 2013 (66): 444-459.
- [11] 郭进. 环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J]. *财贸经济*, 2019(3): 147-160.
- [12] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. *管理世界*, 2021(6): 173-189.
- [13] XIE R H, YUAN Y J, HUANG J J. Different types of environmental regulations and heterogeneous influence on “Green” productivity: evidence from China [J]. *Ecological economics*, 2017(132): 104-112.
- [14] 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(12): 129-143.
- [15] AMORE M D, BENNEDSEN M. Corporate governance and green innovation [J]. *Journal of environmental economics and management*, 2015(75): 54-72.
- [16] GALBREATH J. Drivers of green innovations: the impact of export intensity, women leaders, and absorptive capacity [J]. *Journal of business ethics*, 2019, 158(1): 47-61.
- [17] OUYANG L Q, YOU D M. Measurement method of economic difference of export-oriented green innovation economy in coastal cities based on taier index [J]. *Journal of coastal research, special issue*, 2019(93): 817-823.
- [18] FENG G F, ZHENG M, WEN J, et al. The assessment of globalization on innovation in Chinese manufacturing firms [J]. *Structural change and economic dynamics*, 2019(50): 190-202.
- [19] WANG J R, XUE Y J, SUN X L, et al. Green learning orientation, green knowledge acquisition and ambidextrous green innovation [J]. *Journal of cleaner production*, 2020 (250): 119475.
- [20] WEN J, ZHENG MB, FENG G F, et al. Corruption and innovation: linear and nonlinear investigations of OECD

- countries[J]. The singapore economic review, 2020, 65(1): 103-129.
- [21] 王锋正, 刘向龙, 张蕾, 程文超. 数字化促进了资源型企业绿色技术创新吗? [J]. 科学学研究, 2021(8): 1-21.
- [22] BERGHV, JEROEN C J M. Environmental and climate innovation: limitations, policies and prices[J]. Technological forecasting and social change, 2013, 80(1): 11-23.
- [23] ROGGE K S, SCHLEICH J. Do policy mix characteristics matter for low-carbon innovation? a survey-based exploration of renewable power generation technologies in germany [J]. Research policy, 2018, 47(9): 1639-1654.
- [24] HILLE E, ALTHAMMER W, DIEDERICH H. Environmental regulation and innovation in renewable energy technologies: does the policy instrument matter? [J]. Technological forecasting and social change, 2020(153): 119921.
- [25] 何小钢. 绿色技术创新的最优规制结构研究——基于研发支持与环境规制的双重互动效应[J]. 经济管理, 2014, 36(11): 144-153.
- [26] 朱建峰, 郁培丽, 石俊国. 绿色技术创新、环境绩效、经济绩效与政府奖惩关系研究——基于集成供应链视角[J]. 预测, 2015, 34(5): 61-66.
- [27] ZHONG L, ZHENG J. Research on dynamic game model of enterprise green technology innovation driving force [J]. Journal of artificial intelligence practice, 2017(2): 13-19.
- [28] WEN J, HAO Y, FENG G F, et al. Does government Ideology influence environmental performance? evidence based on a new dataset [J]. Economic systems, 2016, 40(2): 232-246.
- [29] 马丽梅, 王俊杰. 能源转型与可再生能源创新——基于跨国数据的实证研究[J]. 浙江社会科学, 2021(4): 21-30.
- [30] JORGENSEN A K, FISKE S, HUBACEK K, et al. , Social science perspectives on drivers of and responses to global climate change [J]. Wiley interdisciplinary reviews: climate change, 2019, 10(1): e554.
- [31] JORGENSEN A K, SCHOR J, HUANG X. Income inequality and carbon emissions in the United States: a state-level analysis, 1997-2012 [J]. Ecological economics, 2017(134): 40-48.
- [32] LOARNE-LEMAIRE L S, BERTRAND G, RAZGALLAH M. Women in innovation processes as a solution to climate change: a systematic literature review and an agenda for future research[J]. Technological forecasting and social change, 2021(164): 120440.
- [33] SOLANGI K H, ISLAM M R, SAIDUR R. A review on global solar energy policy[J]. Renewable & sustainable energy reviews, 2011, 15(4): 2149-2163.
- [34] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L. The environment and directed technical change [J]. American economic review, 2012, 102(1): 31-66.
- [35] YANG Q C, CHEN X, CHANG C P. What is the relationship between government response and COVID-19 pandemics? global evidence of 118 countries [J]. Structural change and economic dynamics, 2021, 12(59): 98-107.
- [36] YANG Q C, FENG G F, CHANG C P. Environmental protection and performance: a bi-directional assessment [J]. Science of the total environment, 2021, 20(774): 145747.
- [37] 董景荣, 张文卿, 陈宇科. 环境规制工具、政府支持对绿色技术创新的影响研究[J]. 产业经济研究, 2021(3): 1-16.
- [38] 韩国高, 王昱博. 环境税对 OECD 国家制造业产能利用率的影响研究——兼议对中国制造业高质量发展的启示[J]. 产业经济研究, 2020(2): 87-101.
- [39] 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(9): 192-208.
- [40] 吴传清, 黄磊, 文传浩. 长江经济带技术创新效率及其影响因素研究[J]. 中国软科学, 2017(5): 160-170.
- [41] 吴施美, 郑新业, 安子栋. 气候治理与短期经济波动: 气候变化奥肯定律[J]. 经济学动态, 2022(4): 49-66.
- [42] 郑石明, 何裕捷. 气候政策采纳的影响机制: 基于省级面板数据的证据[J]. 中国软科学, 2022(5): 169-182.
- [43] WINTOKI M B, LINCK J S, NETTER J M. Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance[J]. Journal of financial economics, 2012, 105(3): 581-606.
- [44] 陈宇科, 刘蓝天, 董景荣. 环境规制工具、区域差异与企业绿色技术创新——基于系统 GMM 和动态门槛的中国省级数据分析[J]. 科研管理, 2022, 43(4): 111-118.
- [45] 赵德昭. 地方政府财政治理对就地城镇化影响的实证研究[J]. 中国软科学, 2022(1): 87-97.

(本文责编: 海洋)