

低碳技术创新的测算及其对碳强度影响研究^{*}

鄢哲明 杨志明 杜克锐

内容提要:低碳技术创新被视为解决全球气候变暖问题的最关键工具之一,然而其碳强度抑制效应及影响机理却较少获得实证经验支持。本文基于全球专利数据库,利用专利统计方法,测算 1992—2012 年全球 15 个经济体的低碳技术创新水平。事实特征分析发现,低碳技术创新水平、能源使用结构和碳强度在演变规律上存在密切联系。本文进一步提出理论假设,利用中介效应模型实证探讨低碳技术创新的碳强度影响机理。实证结果表明:(1)无论是低碳技术创新,还是细分的清洁技术创新和灰色技术创新,都具有直接且显著的碳强度抑制效应;(2)低碳技术创新和能源使用结构皆为碳强度变化的关键影响因素,且低碳技术创新能够以提升清洁能源使用比例为中介渠道,发挥显著的碳强度间接抑制效应。

关键词:低碳技术创新 专利统计 碳强度 中介效应

作者简介:鄢哲明,陕西师范大学国际商学院讲师、博士,710119;

杨志明(通讯作者),北京科技大学东凌经济管理学院讲师、博士,100083;

杜克锐,山东大学经济研究院助理研究员、博士,250100。

中图分类号:F062.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1002—8102(2017)08—0112—17

一、引言

为了应对气候变化问题,实现气候环境包容式经济增长(或称“绿色增长”),全球主要经济体都致力于推动碳强度^①的持续降低。根据广泛关注的“环境库兹涅茨曲线”假说,经济规模、经济结构和技术是碳排放变化的三个主要驱动因素。在保证基本福祉的前提下,考虑到抑制经济增长的不可行性和经济结构变动影响的有限性,低碳技术创新可能是人类打开绿色增长大门的关键钥匙。以中国为例,《能源技术革命创新行动计划(2016—2030 年)》明确了 15 项能源技术创新任务,

^{*} 基金项目:山东省自然科学基金博士项目“考虑个体异质性下的山东省环境效率测度及影响因素分析”(ZR2016GB10);中国博士后科学基金面上项目“异质技术和空间相关下的能源效率测度方法研究”(2016M590627);中央高校基本科研业务费专项资金项目“利用资本市场力量保护环境:企业环境保护投融资决策行为机制与对策研究”(FRF—TP—16—050A1)。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

^① 在本文中,“碳强度”与“碳排放强度”同义,在宏观经济层面上表示为碳排放总量与经济总产出之比。

提出要在 2030 年进入技术强国行列。依照定义,中国实施战略布局的重点能源技术属于低碳技术之列:低碳技术广泛应用于建筑、能源、交通等与生产或生活密切相关的领域,它既包含维持能源系统长期可持续发展的、产生零碳排放的清洁技术,又包含旨在提升化石能源使用效率并降低化石能源需求的灰色技术。可见在理论上,低碳技术创新一方面与旨在降低碳强度的生产或生活方式紧密联系,另一方面与能源使用结构的优化过程密切相关。随着低碳技术新概念的普及,我们有理由追本溯源地提问:现实中低碳技术创新是否如概念所描述的具备碳强度抑制作用?为了寻求答案,我们不仅应关注低碳技术创新所具备的直接碳强度抑制潜力,而且有必要探讨它是否通过能源使用结构为渠道实现间接的碳强度抑制效应。关于以上问题的回答,有助于我们科学把握低碳技术的环境绩效,为低碳技术创新研究提供基础数据和事实特征,对制定低碳技术发展政策具有重要的参考意义。

为了研究低碳技术创新的碳强度影响,选择合适方法去衡量低碳技术创新是关键。在环境创新研究领域,至少存在以下三种技术创新测算方法。(1)基于研究与试验发展(R&D)投入数据。R&D 投入数据是从知识创造过程中的投入角度去测算技术创新。例如,Gallagher 等(2011)比较了 1978—2008 年经济合作与发展组织(OECD)成员国的政府能源 R&D 投入数据,并尝试统计和分析金砖国家的相关数据。R&D 投入数据为观察技术创新提供了一个直观的测量指标,其不足之处在于难以从产出角度衡量技术进步(Rosenberg,1996)、难以细分到具体技术领域、私有部门数据的可得性问题(Gallagher 等,2011),以及不同国家统计口径差异导致的数据可比性问题等。(2)基于科学出版物数据。科学出版物的数据,可以用于测算技术发展更加早期阶段的基础性研究活动,是测算一国技术能力的重要指标之一(Fagerberg 和 Srholec,2008)。该方法已经被应用于环境领域研究(Doranova 等,2010)。其优势在于观察非商业性的、具有重要理论价值(如高引文献)的技术发展情况,而其不足之处在于测量范围较窄,以及不同语言出版物之间的相互对照比较存在处理难度(Popp,2012)。(3)基于专利统计数据。专利统计数据主要从产出的角度去观察技术创新情况(Griliches,1990)。每一项专利申请,都提供了与技术相关信息的详细记录。根据著录资料,研究者可以查询到专利的发明人居住国、专利分类、专利内容以及专利引用等重要信息(OECD,2009)。在气候环境相关研究中,专利统计方法已经得到了广泛应用。Lanjouw 和 Mody (1996)是较早利用专利统计研究环境相关技术创新的学者,此后的学者利用此方法,更全面地、多角度地研究了缓解气候变化技术的演变(Dechezleprêtre 和 Martin,2010)。专利统计数据的优势在于其数据的高度可分拆性,即可以观察具体某一细分技术领域的技术创新情况;而专利统计数据的缺点主要集中在由低价值专利(Lanjouw 等,1998)和专利制度(Dechezleprêtre 等,2011)导致的数据准确性上。

关于技术创新对碳排放的影响效果,现有文献通常从更加宏观的技术进步视角展开讨论。而技术进步的影响效果如何?文献中存在不同观点。政府间气候变化专门委员会(IPCC)曾指出,技术进步是应对气候变化最重要的决定因素,其潜在作用甚至超过了其他因素之和(IPCC,2007;杨芳,2013)。在技术经济学领域,大多数基于对数平均迪氏指数分解(LMDI)或类似指数分解方法的文献认为技术进步是未来中国碳减排的基本动力(陈诗一,2011)。也有不少学者运用参数计量经济学方法,验证了历史上技术进步对碳排放的显著影响:Ang(2009)的实证分析基于 1953—2006 年的中国碳排放数据,结果表明中国的研究强度、国际间技术转移以及中国对国外技术的吸收和消化能力与碳排放显著负相关;魏巍贤、杨芳(2010)构建并测算了 1997—2007 年中国省份的知识存量和国外技术引进存量指标,其结果显示自主研发和技术引进皆显著促进了碳排放总量下

降。然而,也有研究认为,技术进步通过推动工业经济增长带来的碳增排效应大于其通过能源效率改进带来的减排效应(金培振等,2014),或者认为技术进步推动了中国碳排放总量上升(袁鹏等,2012)。已有文献倾向于从加总的宏观技术层面开展研究,却较少关注更加细分的清洁技术、灰色技术和污染技术的差异。例如,根据 Acemoglu 等(2012)的偏向性技术进步理论,清洁技术与污染技术在技术禀赋和创新水平上的差异,将导致经济整体上的技术进步呈现出偏向性,进一步引起差异性的经济和环境的影响结果。从趋势上看,当前实证研究正关注不同门类技术创新的差异,从广义技术中提取出低碳技术、能源技术或其他技术,分析具体技术对碳排放的影响细节(Weina 等,2016)。

简单总结,为了探究碳强度的影响因素,已有文献从广义技术进步的角度开展了诸多富有洞见的研究。但是,涉及被寄予厚望的低碳技术创新,方法与数据问题在很大程度上限制了早期文献挖掘其影响细节。随着数据可得性增强,尽管有文献开始从知识创造过程的投入或产出等不同角度衡量低碳技术创新,但是中国低碳技术创新的测算却是凤毛麟角。纵览中国低碳技术创新的相关研究文献,一方面专利统计通常限于简单的专利申请数量分析,仅分析发明人在中国国家知识产权局的专利申请,却忽略了在其他专利局的专利申请,另一方面,鲜见对专利进行低价值和高价值的筛选,存在技术创新测算数据的准确性问题。因此,本文将采用改进的专利统计方法,利用全球专利数据库,构建基于专利数据的低碳技术创新指标,研究低碳技术创新对碳排放的影响作用。本文对技术创新环境绩效相关研究的贡献主要有两点。首先,已有文献着重分析技术创新是否具备碳减排效应,本文进一步从影响机理上探讨低碳技术创新对碳强度抑制效应的细节。本文对于能源使用结构中中介效应的分析,将以往彼此割裂的有关碳排放影响因素的两大类主流文献联系起来,即技术创新因素研究与能源使用结构因素研究。其次,本文认为在研究技术创新的环境绩效时,有必要关注不同技术范畴的差异性。在既有研究普遍关注广义技术进步的基础上,本文从广义技术中提取低碳技术,从低碳技术中区分清洁技术和灰色技术,观察不同技术创新代理变量的结果,解释结果的差异或共性存在的理论原因。

二、事实特征和理论假设

(一)低碳技术创新与碳排放强度演变的事实特征

本文尝试通过观察低碳技术创新和碳强度的演变规律,为探究低碳技术创新对碳强度的影响凝练出事实特征。本文使用专利数量指标的原因在于,经济中的研发资源总量有限,低碳技术专利数量占环境技术专利数量或占有所有技术专利数量之比,在一定程度上反映出稀缺研发资源配置的方向。以中国和经合发展组织(OECD)均值为例,图 1 描绘了低碳技术创新与碳排放强度的历史演变轨迹,并同时考虑了与二者具有天然联系的能源使用结构的变动轨迹。观察(a)图,中国低碳技术专利数占有所有技术专利数的比重在波动中呈现出整体上升趋势,其占环境技术专利数的比重也在波动上升后稳定在 80%左右。可见,中国研发资源正倾向配置于低碳技术创新活动中。相似地,在(b)图中,OECD 经济体的低碳技术专利数占环境技术专利数的比重,以及其占有所有技术专利数的比重均高于中国,在一定程度上与其更加富有成效的缓解气候变化实践相吻合。对比(a)图与(c)图,可以发现低碳技术创新和碳强度的反向变化关系。以 1999—2003 年为例,中国的低碳技术创新活动呈现出不稳性,低碳技术专利比重波动上升后急剧下降,相应地,碳强度表现为持续下降后的大幅反弹趋势。除此之外,对比(a)图与(c)图,还能观察到低碳技术创新和清洁能源

比重的同向变动关系。在(c)图和(d)图中,无论是中国还是 OECD 经济体,清洁能源使用比重和碳排放强度在整体上均呈现出相反的变动趋势,即清洁能源比重上升,碳强度会相应降低。

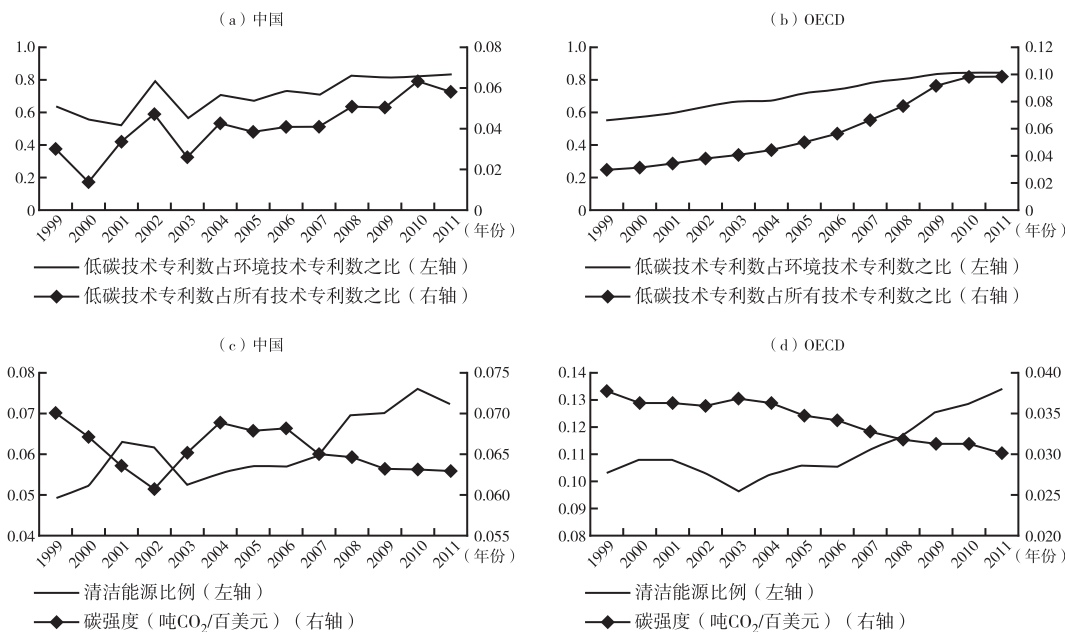


图 1 低碳技术创新与碳强度的历史演变

资料来源:本文研究整理,详见后文的指标构造原理。

综上,可以总结出以下几点事实特征:(1)在技术研发资源的配置结构中,低碳技术的比重正逐渐上升,低碳技术已经成为技术研发的一个重要方向;(2)低碳技术专利在环境技术中占据稳定的主导地位,表明环境技术研究的重心偏向于在缓解气候变化问题上具有潜力的低碳技术;(3)低碳技术专利数量的上升,通常伴随着清洁能源使用比重的上升以及碳排放强度的下降。上述事实特征,一方面反映出低碳技术创新对碳排放强度的潜在抑制作用,另一方面提示我们,在探究上述影响关系时,有必要将能源使用结构因素纳入考虑。

(二)低碳技术创新对碳排放强度的双重影响机理

事实特征分析指出,低碳技术专利数量持续上升,是专利总量中愈发重要的组成部分。结合偏向性技术进步理论,这种研发资源的配置比例体现了技术进步方向,是经济产出和环境绩效最关键的影响因素(Acemoglu 等,2012)。因此,本文尝试利用偏向性技术进步理论解释低碳技术创新对碳排放强度的影响机理。

给定公式“碳强度=碳排放总量/经济总产出”,本文从清洁技术与灰色技术二分法视角去探讨低碳技术创新对碳强度的直接影响机理。清洁技术并不直接产生碳排放,与常见的污染技术呈现替代关系。例如,电动汽车可以替代化石能源汽车;灰色技术既可以是对污染技术的渐进型创新,也可以与污染技术形成互补,它的基本特征是能够提升污染能源使用过程中的碳排放效率。例如,汽车引擎技术可以提高内燃机技术的燃油经济性(Dechezleprêtre 等,2013; Aghion 等,2016)。(1)清洁技术创新对碳强度的直接影响机理。在内生技术进步偏向性的经济增长理论模型下,清洁技术创新是清洁生产部门产出增长的最根本源泉,可以带动经济总产出增加;由于生产

方式为清洁无碳,因此其产出增长不会导致碳排放上升;给定碳强度公式,若其他条件不变,清洁技术创新能够引起碳强度下降。(2)灰色技术创新对碳强度的直接影响机理。在每单位能源使用的碳排放系数(ζ)和能源结构不变的前提假设下,碳强度(C/Y)变动等价于能源强度(E/Y)变动,即 $C/Y=\zeta(E/Y)$ 。从构成上看,灰色技术以能效技术为主,它可以提升单位产品的能源利用效率并抑制能源使用量的上升速度;同时,灰色技术创新能够增强技术拥有者和相关产品的市场竞争力,并增加绿色就业机会,使得高效能产品和相关产业成为经济增长的重要驱动力。因此,给定碳强度公式,灰色技术创新可以降低能源强度,从而直接影响碳强度。于是,本文提出有待实证检验的假说1。

假说1:低碳技术创新能够促进经济增长并抑制碳排放上升速度,从而直接地抑制碳排放强度上升。

能源是经济生产中不可或缺的投入要素,而能源使用结构与碳排放强度有着密不可分的联系。根据 Acemoglu 等(2012)的理论逻辑,假设最终商品的生产存在两种相互竞争的替代性技术:低化石能源消耗技术和高化石能源消耗技术。在单位化石能源的碳排放系数不变的前提下,前者对应于低碳技术,而后者即为高碳技术。拥有不同技术的生产部门竞争性地提供同一种最终产品,其各自的产品价格、技术能力和市场规模决定了谁拥有更强的市场竞争力,并决定了未来的技术进步方向。倘若经济中的资源更多地配置于低碳技术,那么广义的技术进步就更可能呈现出低碳偏向性。这种偏向性,通过经济生产函数的传导,使得经济总产出增长由拥有低化石能源消耗技术的部门主导。相比于高碳偏向的技术进步情形,低碳偏向性下技术创新水平上升在推动经济增长的同时,能够实现相对较少的化石能源消耗。因此,尽管经济规模膨胀会导致能源需求增加,但是在低化石能源消耗技术部门主导的经济均衡中,化石能源使用的比重和增速相对更低,相应的碳排放强度也更低。即低碳技术创新以能源使用结构优化为传导路径,实现碳强度抑制作用。

按照是否产生碳排放为标准,可将清洁能源使用结构定义为清洁能源使用量占能源使用总量之比。可以从清洁技术和灰色技术二分法的视角去理解能源使用结构的中介作用。(1)清洁技术创新旨在促进清洁能源的生产和使用,能够直接地促进清洁能源使用比重上升。(2)灰色技术创新主要致力于提升当前化石能源的使用效率,它具有潜在化石能源的节约效应,能够在技术层面上抑制化石能源使用量的上升速度。例如,小排量的高燃油效率汽车在技术上能够实现更低的单位里程化石能源消耗量。给定其他条件不变,由灰色技术创新引致的化石能源使用总量下降或者增速放缓,能够引起清洁能源比重上升。给定上述两种技术创新与能源使用结构的关系,在能源使用总量一定的情况下,清洁能源的大量普及将抑制化石能源的使用,使得经济产出增加与碳排放“脱钩”,从而实现碳强度下降目标。据此,本文提出有待实证检验的假说2。

假说2:低碳技术创新能够通过优化经济中的能源使用结构,提升清洁能源使用比重,进而间接地抑制碳排放强度上升。

三、基于中介效应模型的实证方法与数据

(一)模型设定

在假说1和假说2中,除了直接影响效应外,低碳技术创新还可能通过能源使用结构产生间接影响,那么能源使用结构就是所谓的中介变量。据此,本文拟构建式(1)至式(3)的中介效应模型。

$$\text{Incintensity}_i^t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Intech}_i^t + \alpha_j Z_{j,t}^i + \epsilon_{1t}^i \quad (1)$$

$$\text{cleanrate}_i^t = \beta_0 + \beta_1 \text{Intech}_i^t + \epsilon_{2t}^i \quad (2)$$

$$\text{Incintensity}_u = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Intech}_i^t + \gamma_2 \text{cleanrate}_i^t + \gamma_j Z_{j,t}^i + \epsilon_{3t}^i \quad (3)$$

其中,上标 i 代表各个经济体,下标 t 代表年份,符号“ln”代表指标的对数化处理。 Incintensity 代表碳强度; Intech 代表低碳技术创新; cleanrate 代表能源使用结构; Z 代表其他影响碳强度的控制变量; lnkpc 代表经济结构, tradeintensity 代表经济开放程度, lnrdpc 代表研发支出水平, cpricepoliay 代表碳排放价格政策; ϵ_1 、 ϵ_2 和 ϵ_3 为模型的随机误差项。考虑到数据的结构特征,本文拟使用面板回归方法中的固定效应模型(FE)和随机效应模型(RE)开展实证分析,具体的模型选择采用 Hausman 检验方法确定。

在式(1)中, α_1 代表低碳技术创新对碳排放强度的总效应;在式(2)中, β_1 代表低碳技术创新对能源使用结构的影响;在式(3)中, γ_1 代表低碳技术创新对碳排放强度的直接影响。结合式(2)与式(3),可以得到式(4):

$$\text{Incintensity}_u = (\gamma_0 + \gamma_2 \beta_0) + (\gamma_1 + \gamma_2 \beta_1) \text{Intech}_i^t + \gamma_j Z_{j,t}^i + \epsilon_{4t}^i \quad (4)$$

其中,系数 $\gamma_2 \beta_1$ 代表低碳技术创新通过中介变量——能源使用结构对碳排放强度造成的间接影响效应。

为了检验假说 1,本文拟通过回归分析,观察低碳技术创新的影响系数(α_1 和 γ_1)是否显著。为了检验假说 2 中能源使用结构的中介效应,本文参考 Hayes(2013)、陈瑞等(2013)与陈艳莹、王二龙(2013),拟采取以下三种方法开展检验。(1)检验 $H_0: \beta_1 = 0$ 和 $H_0: \gamma_2 = 0$ 。倘若拒绝原假设,那么中介效应显著,反之则表明中介效应并不显著。(2)检验 $H_0: \gamma_2 \beta_1 = 0$,即考察低碳技术创新通过中介变量实现的间接影响系数是否显著。倘若拒绝原假设,那么中介效应显著,反之则表明中介效应并不显著。(3)检验 $H_0: \alpha_1 - \gamma_1 = 0$,即总影响系数(α_1)与直接影响系数(γ_1)的差异是否显著。倘若拒绝原假设,那么中介效应显著,反之则表明中介效应并不显著。严格地讲,三种方法都存在各自缺陷。因此,本文结合三种方法共同验证假说 2,从而提高结论的稳健性。

(二)变量设计

1. 基于专利统计的低碳技术创新水平测算

(1)专利数量作为技术创新水平测算指标的原理。基于专利统计的技术创新测算方法,是指通过对专利申请的著录资料进行统计查询,提取出某一领域内专利申请的数量,从而观察该领域的技术前沿发展情况。从最基本的角度看,基于专利数量的低碳技术创新指标可用于衡量宏观经济中低碳技术研究的活跃程度,对应于偏向性技术进步理论中研究资源在低碳技术领域的配置水平,即专利数量越多的企业、行业或领域通常具备越高的研发资金投入和人员配置。在以 Acemoglu 等(2012)为代表的偏向性技术进步理论文献中,稀缺研究资源在某一领域的配置水平在根本上决定了该部门的技术进步程度、经济产出和环境绩效。鉴于技术创新是一个复杂过程,基于专利数据,本文拟采用多个指标以相对全面地实现创新测算。在基本模型中,本文使用低碳技术知识存量指标(Intech_stock);在稳健性检验中,本文使用低碳技术创新的流量指标,即分别使用低碳技术创新质量指标(Intech_quality)和低碳技术创新发展指标(Intech_develop)。表 1 列举了基于不同测算原理的低碳技术创新水平指标。

表 1 低碳技术创新水平的测算方法

指标	方法	含义
技术创新发展	优先权专利数量	反映技术创新活动的活跃程度
技术创新质量	经过高价值专利筛选的优先权专利数量	反映具有较高商业价值和技术水平的创新数量
知识存量	利用永续盘存法对高价值专利的加工	反映技术创新的累积水平

资料来源：作者研究整理。

(2)专利原始数据测算偏误的解决策略。正如文献综述所指出,专利申请中存在的低价值专利比例高、各个专利局的专利宽度差异和发明人居住国信息缺失等问题,使得专利数量并不是完美的技术创新测算指标。鉴于此,本文拟采取下述方法对专利原始数据进行处理,从而使得专利统计更加准确地表征技术创新水平。^① 首先,以国际专利文献中心(简称 INPADOC)专利族概念来定义相同或者相似专利。在专利统计过程中可能出现多个相同或者相似专利保护同一项发明的现象,当发明者在多个专利局为同一发明申请专利保护时,此现象尤为明显。如果无区别地对上述所有专利计数,可能造成重复计数问题。根据《OECD 专利统计手册》,专利族是指“在多个国家申请的专利集合,集合内的专利成员通过一个或者几个共同的优先权申请来建立彼此联系”(OECD,2009)。其中,初次申请的专利被称为优先权(申请)专利,它通常是由发明人或者申请人在其居住国完成申请工作,且它与一系列后续专利申请共同构成了一个专利族。对“相同或者相似专利”的不同定义,产生了多种专利族范畴,目前在气候环境相关研究中得到应有的主要有等同专利族(Equivalents)(Nagaoka 等,2010;Dechezleprêtre 等,2011)、OECD 三边专利族(Triadic Patent Families)(Aghion 等,2016)和世界知识产权组织专利族(简称 WIPO Families)。本文将使用 INPADOC 专利族的概念,它主要描述了保护相同或者相关发明的专利集合,相比于以往研究,能够更大范围地涵盖相似专利信息。其次,本文将采取结构性计数方法,即在每个专利的发明人总数中,依据来自同一经济体的发明人的数量比例来为该经济体计数,且单个发明中所有经济体的计数总和为 1。^② 最后,考虑到在各个专利局中专利申请的宽度不同,本文将按照 Dechezleprêtre 等(2011)提供的 EPO 等价系数(EPO-equivalent coefficient),对来自不同专利局的专利数量进行加权,避免因为专利申请局政策差异(主要是专利宽度不同)所造成的统计偏误。

(3)低碳技术专利的统计性定义。本文利用最新的 CPC 专利分类——Y02 体系定义低碳技术专利,从而实现对专利原始数据的分类查询。考虑到技术创新和知识产权在缓解气候变化上日益凸显的重要性,从 2009 年开始,EPO、联合国环境署(简称 UNEP)以及国际贸易和可持续发展中心(简称 ICTSD)启动了关于低碳专利分类的重要研究项目,旨在为关于缓解气候变化技术的相关实证分析提供一个公共知识平台(Veefkind 等,2012)。通过对分散于不同分类体系中的专利进行标记,该研究项目从庞大的全球专利数据库中识别出旨在缓解气候变化问题的技术专利,并在 CPC 分类中形成了一个新的大类(class):Y02 分类体系。从 2011 年开始,EPO 开始逐步公开 Y02 分类体系的数据信息,该体系于 2013 年基本完善并主要包含了 B、C、E 和 T 四个小类(subclass),分别代表了建筑、温室气体控制、能源和交通四个领域的缓解气候变化技术。纵览 Y02 分类的小

① 本文的专利统计使用 MySQL 语言,软件版本号为 MySQL5.6,作者留存查询语句以备索取。
② 专利数量统计采用结构性计数(fractional count)方法,例如,若一项专利有 3 个发明者,其中 1 个来自 A 经济体,2 个来自 B 经济体,则该专利为 A 经济体计数为 1/3,为 B 经济体计数为 2/3,因而总计数为 1。

类和大组定义(见表 2),不难发现它涵盖了清洁能源生产(Y02E50)、可再生能源发电(Y02E10)等完全清洁的技术,以及热电联产(Y02E20/14)与高效燃烧和热利用技术(Y02E20/30)等旨在提高化石能源利用效率的“灰色技术”。因此,可以将 Y02 分类中的专利技术等价于前文所提及的“低碳技术”。

表 2

Y02 分类体系

分类号	中文名称	分类号	中文名称
Y02B	与建筑有关的气候变化缓解技术	Y02E	与能源发电、输电和配电相关的,减少温室气体排放的技术
Y02B10	可再生能源在建筑中资源的整合	Y02E10	可再生能源发电技术
Y02B20	节能照明技术	Y02E20	具有气候缓解潜力的燃烧技术
Y02B30	高效节能的加热、通风和空调技术	Y02E30	核能源发电技术
Y02B40	旨在提高家用电器效率的技术	Y02E40	高效的发电、输电和配电技术
Y02B50	在电梯、自动扶梯和自动人行道方面的节能技术	Y02E50	非化石来源的燃料生产技术
Y02B60	旨在减少自身能源使用的信息和通信技术	Y02E60	运输领域的其他技术
Y02B70	有效的用户侧电力管理和消费技术	Y02E70	其他减少温室气体排放的能源转换或管理系统
Y02B80	改善建筑热性能的建筑要素或建筑构件	Y02T	与运输有关的气候变化缓解技术
Y02B90	建筑相关领域的其他技术	Y02T10	与公路客、货运输相关
Y02C	对温室气体进行捕捉、存储、封存或处置的技术	Y02T30	与铁路客、货运输相关
Y02C10	二氧化碳捕获或存储技术	Y02T50	与航空或空运相关
Y02C20	捕获或处置(除二氧化碳外)其他温室气体的技术	Y02T70	与海上或水路运输相关
		Y02T90	运输领域的其他技术

注:关于更加细分的小组(subgroup)信息,可参考 CPC 分类官方网站(<http://www.cooperativepatentclassification.org/cpcSchemeAndDefinitions>)。

(4)低碳技术创新发展的统计策略。本文用优先权专利数量代表技术发明数量,并以之表征技术创新发展程度。由于优先权专利位于保护同一发明的专利族的顶端,因此优先权专利的数量恰好代表了发明的数量,经筛选的优先权专利数量可以避免重复计数问题。需要注意的是,未经高价值发明筛选的优先权专利数,它虽然在创新质量测算上因低价值专利的影响而可能存在偏误,但却是众多文献中关于研发活跃程度的衡量指标(Popp,2012)。这是因为,在研发活动的早期阶段,发明人可能会通过专利申请活动实现对初期成果的排他性保护(即优先权),并以此为基础开展后续研究活动;尽管优先权专利的价值有高有低,但是它的数量多少恰能反映出企业、个人和研究机构在研发活动上的投入变化,即专利申请活动较为频繁的领域通常具有较高的研究活跃度。因此也被定义为技术发展指标(Haščić和 Migotto,2015)。

(5)低碳技术创新质量的统计策略。本文以 INPADOC 专利族成员数大于 1 的优先权专利代表高价值发明,并以其数量表征技术创新的质量。当 INPADOC 专利族成员数大于 1 时,一方面

表明该项发明可能在多个经济体申请知识产权保护,即该发明具有国际化的市场潜力,另一方面则表明该项发明可能具有内容上的延续性,原因在于,新加入的优先权可以反映出该项发明在内容上的丰富或者在技术品质上的提升。因此,通过定义和统计高价值发明数量,可以过滤掉大量的同族专利和低价值发明,从而更加准确地衡量一个经济体前沿技术的发展情况,即可以体现出技术创新的质量变化。

(6)低碳技术知识存量的测算方法。相比于前文从流量角度对技术创新发展程度和创新质量的衡量,知识存量分析更加侧重于从存量角度考察技术创新的累积水平。在文献中,与气候环境相关的知识存量测算主要有三类方法。一是专利数量简单加总(Porter 和 Stern,2000);二是考虑学习效应的知识存量测算(Fischer 和 Newell,2008);三是基于永续盘存法知识存量测算(Verdolini 和 Galeotti,2011;Bottazzi 和 Peri,2007)。以 Popp(2001)为例,在考虑知识的陈腐(或折旧)和扩散后,低碳技术的知识存量可以表述如下:

$$K_{i,t} = \sum_{s=0}^{\infty} e^{-\beta_1 s} (1 - e^{-\beta_2 (s+1)}) PAT_{i,s} \tag{5}$$

其中, β_1 和 β_2 分别为知识的陈腐率和扩散率。尽管杨芳(2013)利用上述方法衡量了中国技术创新的知识存量,但该研究的数据来源仅限于中国国家知识产权局,且并未专门研究与气候环境相关的技术创新。综合分析以上方法,基于永续盘存法知识存量测算更加符合“知识资本”的概念要求,且 Popp(2001)的方法相比于 Verdolini 和 Galeotti(2011)的方法的优势在于对知识溢出效应的捕捉,更加吻合当今低碳技术全球协作创新下的技术扩散环境,也呼应了学者对于低碳技术的扩散效应不容忽视的判断(Dechezleprêtre 等,2013)。综上所述,本文拟使用式(5)的知识存量测算方法,具体看,使用前文中介绍的高价值发明专利数量来衡量 PAT 指标,并参考 Popp(2001)和杨芳(2013),将 β_1 和 β_2 分别设为 0.36 和 0.03。

2. 其他变量的度量

对于碳排放强度($Incintensity$),使用每单位 GDP 的二氧化碳排放量为表征指标;对于能源使用结构($cleanrate$),使用各经济体能源使用中的非化石能源比重来表征;对于经济结构变量($lnkpc$),使用各经济体资本存量与就业人数的比重来表征(王兵等,2008);对于经济开放程度变量($tradeintensity$),使用各经济体进出口总额占 GDP 的比重来表征(李锴、齐绍洲,2011);对于研发支出水平变量($lnrdpc$),使用可比价格的各经济体人均 R&D 支出数额来表征;对于碳排放价格政策变量($cpricepolicy$),使用虚拟变量,即当第 i 个经济体在第 t 年实施碳税政策,或者参与全国性或区域性碳排放交易市场(如 EU ETS)时,则 $cpricepolicy$ 取值为 1,否则为 0。

(三)样本与数据来源

考虑到数据的可得性,本文实证回归的研究样本限定于 1992—2012 年全球 15 个主要的低碳技术发明来源国家(或地区),包括:奥地利、丹麦、德国、法国、韩国、荷兰、加拿大、美国、日本、瑞典、西班牙、意大利、英国、中国和中国台湾。低碳技术创新变量($Intech$)的基础数据来源于欧洲专利局(简称 EPO)的 PATSTAT 数据库(版本号为 2015Autumn)。各经济体人均 GDP 数据,根据实际 GDP 数据与人口总数计算而得,其基础数据来自 Penn World Table, version 9.0(以下简称 PWT90);各经济体进出口总额占 GDP 的比重、就业人数和可比价格下资本存量的数据来自 PWT90;一次能源使用量、分种类的能源消费量和碳排放总量的数据来自“2014BP 全球能源统计”(BP Statistical Review of World Energy June 2014)。

以 PATSTAT 数据库为基础,我们编辑 MySQL 语句,查询在 1986—2012 年来自不同经济体的发明人在全球超过 80 个专利局所申请的属于 Y02 分类的所有发明专利。研究期间开始于 1986 年,其原因在于中国在 1985 年 3 月 19 日加入《保护工业产权巴黎公约》(简称《巴黎公约》)并从 1985 年开始使用 IPC 分类,本文顺延一年至 1986 年以保证年度数据的可比性;研究期间结束于 2012 年的原因是由于在专利申请活动和专利著录信息纳入 PATSTAT 数据库之间存在时间延迟(Dechezleprêtre 和 Martin,2010)。^① 但由于 1991 年以前的低碳专利数量仅集中在日本和美国等少数经济体,导致 1986—1991 年各经济体的专利数量(尤其是经过高质量筛选的专利数量)存在较大波动和较多缺失值,因此回归分析的时间范围是 1992—2012 年(限于篇幅,此处忽略了变量的描述性统计)。

四、低碳技术创新对碳强度影响的实证结果分析

(一)基本模型结果

以低碳技术知识存量作为技术创新的表征指标,表 3 报告了式(1)至式(3)模型的回归结果。在第二列中,低碳技术知识存量(lntech_stock)对碳排放强度的影响系数为-0.1139 且在 1%的显著性水平下显著,对应于式(1)中低碳技术创新的总影响效应系数 α_1 ;在第四列中,低碳技术知识存量的影响系数为-0.0577 且在 1%的显著性水平下显著,对应于式(3)中低碳技术创新的直接影响效应系数 γ_1 。因此,无论是总体影响还是直接影响,研究期间内样本经济体的低碳技术创新确实显著地抑制了碳排放强度,从而验证了假说 1。

通过式(2)和式(3)的模型回归结果,可以进一步考察低碳技术创新通过中介变量——能源使用结构对碳排放强度造成的间接影响效应。根据中介效应检验方法一,在式(2)的回归结果中,低碳技术知识存量对能源使用结构的影响系数(β_1)为 0.0099 且显著;在式(3)的回归结果中,中介变量——能源使用结构的回归系数(γ_2)为-3.2718 且显著。根据式(4)的原理,中介效应的影响系数($\gamma_2\beta_1$)为-0.0324,即表明低碳技术创新有可能通过能源使用结构对碳排放强度造成间接的抑制作用,即假说 2 得到初步验证。

根据中介效应检验方法二,检验 $H_0:\hat{\gamma}_2\hat{\beta}_1=0$ 。本文构造检验统计量:

$$z = \frac{\hat{\gamma}_2\hat{\beta}_1}{s_{\gamma_2\beta_1}} = \frac{\hat{\gamma}_2\hat{\beta}_1}{\sqrt{\hat{\gamma}_2^2 s_{\beta_1}^2 + \hat{\beta}_1^2 s_{\gamma_2}^2}} \quad (6)$$

其中, $\hat{\gamma}_2$ 和 $\hat{\beta}_1$ 分别代表方程(3)中的中介变量和方程(2)中的关键自变量的估计系数; s_{γ_2} 和 s_{β_1} 分别代表估计系数 $\hat{\gamma}_2$ 和 $\hat{\beta}_1$ 的标准差; $s_{\gamma_2\beta_1}$ 代表 $\hat{\gamma}_2\hat{\beta}_1$ 的标准差,其采用 Sobel(1982)根据一阶 Taylor 展开式得到的近似公式获得。依据表 3 的估计结果可知: $\hat{\gamma}_2=-3.2718$, $s_{\gamma_2}=0.2375$; $\hat{\beta}_1=0.0099$, $s_{\beta_1}=0.0012$ 。计算获得 $s_{\gamma_2\beta_1}=0.0046$ 和统计量 $z=-7.0779$,在 1%的显著性水平下显著,即拒绝原假设,假说 2 得到验证。

根据中介效应检验方法三,检验 $H_0:\hat{\alpha}_1-\hat{\gamma}_1=0$ 。本文构造检验统计量:

^① 在相关文献中,在分析专利数量的时间趋势时,将研究期间截至写作之日的 5 年以前,是常用并且谨慎的操作方法,详见 Dechezleprêtre 和 Martin(2010)。

$$t = \frac{\hat{\alpha}_1 - \hat{\gamma}_1}{s_{\alpha_1 - \gamma_1}} = \frac{\hat{\alpha}_1 - \hat{\gamma}_1}{\sqrt{s_{\alpha_1}^2 + s_{\gamma_1}^2 - 2s_{\alpha_1}s_{\gamma_1}} \sqrt{1 - r^2}}$$

(7)

其中， $\hat{\alpha}_1$ 和 $\hat{\gamma}_1$ 分别代表方程(1)和(3)中关键自变量的估计系数； s_{α_1} 和 s_{γ_1} 分别代表估计系数 $\hat{\alpha}_1$ 和 $\hat{\gamma}_1$ 的标准差； $s_{\alpha_1 - \gamma_1}$ 代表 $\hat{\alpha}_1 - \hat{\gamma}_1$ 的标准差，其利用 Freedman 和 Schatzkin(1992)推出的公式获得； r 代表关键自变量和中介变量的相关系数。依据估计结果可知： $\hat{\alpha}_1 = -0.1139$ ， $s_{\alpha_1} = 0.0188$ ； $\hat{\gamma}_1 = -0.0577$ ， $s_{\gamma_1} = 0.0152$ ； $r = 0.0432$ 。计算获得 $s_{\alpha_1 - \gamma_1} = 0.0037$ 和统计量 $t = -15.2994$ ，在 1% 的显著性水平下显著，即拒绝原假设，假说 2 得到验证。

表 3 低碳技术知识存量对碳强度的影响分析

	因变量： <i>lncintensity</i> 式(1)	因变量： <i>cleanrate</i> 式(2)	因变量： <i>lncintensity</i> 式(3)
<i>lntech_stock</i>	-0.1139*** (0.0188)	0.0099*** (0.0012)	-0.0577*** (0.0152)
<i>cleanrate</i>			-3.2718*** (0.2375)
<i>lnkpc</i>	0.3116*** (0.0886)		0.1816*** (0.0697)
<i>tradeintensity</i>	-0.3587*** (0.0624)		-0.3318*** (0.0487)
<i>lnrdpc</i>	-0.0066 (0.0565)		-0.0137 (0.0440)
<i>cpricepolicy</i>	-0.0921*** (0.0231)		-0.0806*** (0.0180)
<i>cons</i>	-11.1442*** (0.9024)	0.0763*** (0.0350)	-9.3348*** (0.7154)
R ²	0.5705	0.1806	0.7401
F 统计量/Wald 统计量	77.58***	65.45***	138.10***
Hausman 检验统计量	76.04***	0.52	74.01***
方法	FE	RE	FE
样本数量	315	315	315

注：(1)***、**和* 分别代表显著性水平为 1%、5%和 10%，括弧内报告的是标准误。下表同。(2)FE 和 RE 分别代表固定效应和随机效应的回归方法。

通过以上三种中介效应检验的结果发现，能源使用结构变量的中介效应显著，表明低碳技术创新通过优化能源使用结构，降低经济中化石能源使用比重，从而间接地抑制碳排放强度。据此，假说 2 得到验证。回顾已有文献，有研究肯定了低碳技术创新对碳强度的直接影响(Weina 等，2016)，也有研究认为能源使用结构优化是碳强度上升的最关键抑制因素(王锋、冯根福，2011；王韶华、于维洋，2013)。但上述研究结论通常彼此割裂，较少关注技术创新和能源使用结构优化等因素之间的相互联系。经本文研究，低碳技术创新对碳强度的直接影响效应和间接影响效应均显

著存在,补充了已有研究的视角和结论。

关于其他控制变量的结果。(1)经济开放程度(*tradeintensity*)上升能够显著降低碳强度。一个经济体的经济开放度越高,它参与低碳技术相关国际合作的机会越多。通过在技术研发、技术推广、技术有偿交易或无偿转让等方面的国际合作,一个经济体可以向低碳技术前沿靠拢,实现绿色生产力进步,从而推动碳强度下降。(2)资本深化过程(*lnkpc*)对碳强度具有显著促进作用。可能的原因是,尽管资本深化过程代表了劳动生产率的提升,但是当今全球范围内的资本使用仍然聚集于高污染的设备、企业和行业,清洁创新仍然存在较大的资本“缺口”,这样的资本—劳动配置状态不利于经济中碳强度的下降。(3)碳价格政策变量(*cpricepolicy*)具有显著的负向影响作用。无论是构建碳交易市场,还是征收碳税,都可以为与碳排放直接相关的商品贴上价格标签,从需求侧影响消费者关于无碳商品和有碳商品,以及关于低碳商品和高碳商品的购买决策,从而对这些商品供给侧的市场规模、投资者信心和研发动力产生深远的影响,最终改变碳排放强度。(4)一个经济体研发支出水平(*lnrdpc*)的提升对碳强度的影响不显著,这样的结果似乎并不令人满意。考虑到研发支出水平与专利数量在一定程度上同为创新活动的表征指标,它们在影响作用上的差异值得关注。可以从理论上解释此种差异:根据 Acemoglu 等(2012)的偏向性技术进步理论,经济中不断强化的研发活动,既可能偏向于污染型的技术,也可能偏向于清洁型的技术;当现实情形呈现为前者时,研发支出水平的提升会不断强化污染技术水平和污染产业生产力,从而阻碍我们通过技术替代或者产业替代的方式去实现碳减排目标;若技术进步方向不稳定,那么广义研发投入上升的碳强度影响则不确定。

(二)稳健性分析

为了获得稳健的实证结果,本文尝试使用低碳技术创新质量指标(*lntech_quality*)和低碳技术创新发展程度指标(*lntech_develop*)代替基本模型中的低碳技术知识存量指标,并重复与表 3 相同的回归程序和假设检验程序。

表 4 低碳技术创新质量对碳强度的影响分析

	因变量: <i>lncentensity</i> 式(1)	因变量: <i>cleanrate</i> 式(2)	因变量: <i>lncentensity</i> 式(3)
<i>lntech_quality</i>	−0.0794*** (0.0164)	0.0090*** (0.0012)	−0.0426*** (0.0129)
<i>cleanrate</i>			−3.3571*** (0.2348)
<i>lnkpc</i>	0.2223** (0.0870)		0.1388** (0.0670)
<i>tradeintensity</i>	−0.4318*** (0.0608)		−0.3645*** (0.0469)
<i>lnrdpc</i>	−0.0220 (0.0585)		−0.0162 (0.0449)
<i>cpricepolicy</i>	−0.1014*** (0.0236)		−0.0829*** (0.0182)

续表 4

	因变量： lncintensity 式(1)	因变量： cleanrate 式(2)	因变量： lncintensity 式(3)
cons	−9.8651*** (0.8468)	0.0646*** (0.0060)	−8.7341*** (0.6549)
R ²	0.5526	0.1604	0.7372
F 统计量/Wald 统计量	72.12***	57.14***	136.04***
Hausman 检验统计量	24.12***	1.15	49.57***
方法	FE	RE	FE
样本数量	315	315	315

表 4 中汇报了低碳技术创新质量对碳强度的影响。在表 4 的第二列与第四列中,低碳技术创新质量的影响系数显著为负,表明低碳技术创新的直接影响显著存在,即证明了假设 1。为了证明假设 2,本文着重利用中介效应检验方法二和方法三。依据表 4 的估计结果,可以计算,中介效应检验方法二的统计量: $z=-6.642$,在 1%的显著性水平下显著;中介效应检验方法三的统计量: $t=-10.5139$,在 1%的显著性水平下显著。

表 5 低碳技术创新发展程度对碳强度的影响分析

	因变量： lncintensity 式(1)	因变量： cleanrate 式(2)	因变量： lncintensity 式(3)
lntech_develop	−0.0929*** (0.0177)	0.0106*** (0.0013)	−0.0468*** (0.0141)
cleanrate			−3.3294*** (0.2365)
lnkpc	0.2034** (0.0852)		0.1260* (0.0661)
tradeintensity	−0.3976*** (0.0619)		−0.3501*** (0.0479)
lnrdpc	−0.0091 (0.0584)		−0.0142 (0.0451)
cpricepdicy	−0.1048*** (0.0230)		−0.0864*** (0.0178)
cons	−9.5923*** (0.8098)	0.0479*** (0.0077)	−8.5400*** (0.6301)
R ²	0.5584	0.1770	0.7373
F 统计量/Wald 统计量	73.84***	62.59***	136.11***
Hausman 检验统计量	41.28***	−3.85	49.88***
方法	FE	RE	FE
样本数量	315	315	315

表 5 中汇报了低碳技术创新发展程度对碳强度的影响。同理,依据估计结果可以计算统计量: $z=-7.056;t=-11.4487$;两者均在 1% 的显著性水平下显著。综上,根据表 4 和表 5 的结果,所有检验统计量均一致地显著,表明能源使用结构在低碳技术创新对碳强度的影响过程中扮演了显著的中介变量角色,即证明了假设 2。

(三)关于异质性低碳技术创新对碳强度影响的进一步讨论

在第三部分关于低碳技术创新对碳强度影响的论证过程中,本文分别讨论了清洁技术和灰色技术的异质性影响机理,认为两者均可能对碳强度产生直接和间接的双重影响。为了证明上述观点,本文进一步挖掘专利数据,根据 CPC 专利分类号,结合 Gillingham 和 Sweeney (2012) 与 Aghion 等(2016)关于清洁技术与灰色技术的定义,对 Y02 系列专利(即本文的低碳技术专利)进行分类。分类思路为:(1)挑选出不直接产生碳排放的清洁技术的专利号;(2)将剩余的 Y02 专利号归类为灰色技术的专利号。基于上述专利号分类,本文按照第四部分的方法构建清洁技术知识存量指标和灰色技术知识存量指标,分别探讨异质性低碳技术创新对碳强度的影响(见表 6)。

按照第四部分设计的中介效应模型检验程序,表 6 报告了对应的实证结果。

表 6 清洁技术创新和灰色技术创新对碳强度的影响分析

	关键自变量:清洁技术知识存量			关键自变量:灰色技术知识存量		
	因变量: lncintensity 式(1)	因变量: cleanrate 式(2)	因变量: lncintensity 式(3)	因变量: lncintensity 式(1)	因变量: cleanrate 式(2)	因变量: lncintensity 式(3)
lncleantech_ stock	-0.1015*** (0.0162)	0.0087*** (0.0010)	-0.0452*** (0.0134)			
lngraytech_ stock				-0.0693*** (0.0218)	0.0093*** (0.0015)	-0.0538*** (0.0164)
cleanrate			-3.2566*** (0.2421)			-3.4650*** (0.2306)
lnkpc	0.2867*** (0.0864)		0.1585** (0.0686)	0.2492*** (0.0957)		0.1844** (0.0721)
tradeintensity	-0.3435*** (0.0627)		-0.3339*** (0.0494)	-0.4394*** (0.0631)		-0.3521*** (0.0478)
lnrdpc	0.0232 (0.0579)		-0.0094 (0.0456)	-0.0847 (0.0571)		-0.0332 (0.0430)
cpricepolicy	-0.0846*** (0.0234)		-0.0808*** (0.0184)	-0.1220*** (0.0235)		-0.0868*** (0.0178)
cons	-11.1724*** (0.8913)	0.0883*** (0.0348)	-9.1588*** (0.7169)	-9.9903*** (0.9845)	0.0835** (0.0350)	-9.2517*** (0.7417)
R ²	0.5744	0.1973	0.7376	0.5330	0.1216	0.7370
F/Wald 统计量	78.81***	73.14***	136.30***	66.64***	41.00***	135.91***
Hausman 检验统计量	108.97***	0.38	44.31***	18.34***	0.46	52.00***
方法	FE	RE	FE	FE	RE	FE
样本数量	315	315	315	315	315	315

(1)清洁技术创新对碳强度的影响。在第二列和第四列中,清洁技术知识存量($\ln cleantech_stock$)的系数为负且显著,说明直接影响效应显著;关于能源使用结构的中介效应,利用前文所述的检验方法二与方法三,检验结果依次为, $z=-7.217$, $t=-37.5037$,均在1%的显著性水平下显著,说明间接影响效应显著。(2)灰色技术创新对碳强度的影响。在第五列和第七列中,灰色技术知识存量($\ln graytech_stock$)的系数为负且显著,说明直接影响效应显著;同理,中介效应检验结果为, $z=-5.891$, $t=-2.8718$,均在1%的显著性水平下显著,说明间接影响效应显著。综上,作为低碳技术创新的异质性组成,清洁技术创新和灰色技术创新均能够对碳强度产生显著的双重影响效应,进一步验证了本文第三部分所提出的理论影响机理。

五、结 论

本文基于1992—2012年的全球专利数据库,利用专利统计方法测算低碳技术创新水平,根据中介效应影响模型研究低碳技术创新对碳排放强度的影响作用。本文的主要结论如下:

第一,低碳技术创新具有显著和直接的碳强度抑制效应。无论是加总的低碳技术创新,还是具体的清洁技术创新和灰色技术创新,均能够显著地促进碳强度降低。相比于既有研究关于广义技术进步的碳强度影响的不确定结论,本文从广义技术中分离出低碳技术并通过不同原理构造多个低碳创新指标,一致性的结论既肯定了低碳技术创新在抑制碳强度任务中扮演的关键角色,也为未来的低碳技术创新研究提供了新方法和新数据。

第二,低碳技术创新能够通过优化能源使用结构,进而产生显著和间接的碳强度抑制效应。关于碳排放变动的影响因素,既有文献或关注技术创新,或关注能源使用结构变动,较少关注或者低估了以上两个关键因素的相互联系。在实践中,当前《中美气候变化联合声明》中的能源结构优化目标和《能源技术革命创新行动计划(2016—2030年)》中的低碳技术创新目标并非彼此割裂,而是存在如本文研究结果所描述的紧密联系。本文关于能源使用结构中介作用的实证结果,既符合理论直觉,也为上述政策目标的彼此联系提供了理论与经验支持。因此,为了实现2030年以前碳强度大幅下降的政策目标,我国应该跟踪观察和评价低碳技术创新对化石能源比重的削减作用,通过政策配合与协调以充分发挥能源结构优化的中介作用。

第三,经济开放程度提升,以及全国性或区域性的碳市场和碳税政策都具有显著的碳强度抑制作用。因此,在努力发挥低碳技术创新的碳强度削减作用之时,我国一方面应注意深化低碳技术创新的国际合作以享受技术外溢效应,从而实现自身低碳技术能力提升,另一方面,应尽快构建全国性的碳市场制度,以碳价格为杠杆实现低碳技术创新的引致效应和碳强度抑制效应。

除了上述研究结论与创新,本文仍然存在以下两点不足之处。^①首先,本文将低碳技术专利数量进行加总以获得低碳技术创新指标,主要关注于低碳技术创新对碳强度的影响方向,虽然也讨论了细分技术创新,但关于低碳技术内部不同门类技术的碳强度影响程度差异却并未深入研究。未来研究可以利用更加精确的计量方法,分门别类地探讨具体低碳技术的碳强度影响大小。其次,囿于研究样本,本文仅从宏观经济视角探讨了低碳技术创新的碳强度影响。这种影响的实现,在根本上来源于企业的低碳技术创新活动和生产组织行为。未来研究有必要利用企业层面数据,探讨企业低碳技术创新活动对环境绩效的影响,从而为本文研究提供微观证据。

^① 感谢匿名评审人的精彩点评和未来研究建议。

参考文献:

1. 陈诗一:《中国碳排放强度的波动下降模式及经济解释》,《世界经济》2011 年第 4 期。
2. 陈瑞、郑毓煌、刘文静:《中介效应分析:原理、程序、Bootstrap 方法及其应用》,《营销科学学报》2013 年第 4 期。
3. 陈艳莹、王二龙:《要素市场扭曲、双重抑制与中国生产性服务业全要素生产率:基于中介效应模型的实证研究》,《南开经济研究》2013 年第 5 期。
4. 金培振、张亚斌、彭星:《技术进步在二氧化碳减排中的双刃效应——基于中国工业 35 个行业的经验证据》,《科学学研究》2014 年第 5 期。
5. 李锴、齐绍洲:《贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放》,《经济研究》2011 年第 11 期。
6. 王兵、吴延瑞、颜鹏飞:《环境管制与全要素生产率增长:APEC 的实证研究》,《经济研究》2008 年第 5 期。
7. 王锋、冯根福:《优化能源结构对实现中国碳强度目标的贡献潜力评估》,《中国工业经济》2011 年第 4 期。
8. 王韶华、于维洋:《一次能源消费结构变动对碳强度影响的灵敏度分析》,《资源科学》2013 年第 7 期。
9. 魏巍贤、杨芳:《技术进步对中国二氧化碳排放的影响》,《统计研究》2010 年第 7 期。
10. 杨芳:《技术进步对中国二氧化碳排放的影响及政策研究》,经济科学出版社 2013 年版。
11. 袁鹏、程施、刘海洋:《国际贸易对我国 CO₂ 排放增长的影响——基于 SDA 与 LMDI 结合的分解法》,《经济评论》2012 年第 1 期。
12. Acemoglu, D., Aghion, P., Bursztyn, L., & Hemous, D., The Environment and Directed Technical Change. *American Economic Review*, Vol. 102, No. 1, 2012, pp. 131—166.
13. Aghion, P., Dechezleprêtre, A., Hemous, D., Martin, R., & Van Reenen, J., Carbon Taxes, Path Dependency and Directed Technical Change: Evidence From the Auto Industry. *Journal of Political Economy*, Vol. 124, No. 1, 2016, pp. 1—51.
14. Ang, J. N., CO₂ Emissions, Research and Technology Transfer in China. *Ecological Economics*, Vol. 68 No. 10, 2009, pp. 2658—2665.
15. Bottazzi, L., & Peri, G., The International Dynamics of R&D and Innovation in the Long Run and in the Short Run. *The Economic Journal*, Vol. 117, No. 3, 2007, pp. 486—511.
16. Dechezleprêtre, A., Glachant, M., Hascic, I., Johnstone, N., & Meniere, Y., Invention and Transfer of Climate Change-Mitigation Technologies: A Global Analysis. *Review of Environmental Economics and Policy*, Vol. 5, No. 1, 2011, pp. 109—130.
17. Dechezleprêtre, A., & Martin, R., Low Carbon Innovation in the UK: Evidence from Patent Data. from Centre for Climate Change Economics and Policy (CCCEP) Policy Paper, 2010.
18. Dechezleprêtre, A., Martin, R., & Mohnen, M., Knowledge Spillovers from Clean and Dirty Technologies: A Patent Citation Analysis. Centre for Climate Change Economics and Policy (CCCEP) Working Paper, No. 151, 2013.
19. Doranova, A., Costa, I., & Duysters, G., Knowledge Base Determinants of Technology Sourcing in the Clean Development Mechanism Projects. *Energy Policy*, Vol. 38, No. 10, 2010, pp. 5550—5559.
20. Fagerberg, J., & Srholec, M., National Innovation Systems, Capabilities and Economic Development. *Research Policy*, Vol. 37, No. 9, 2008, pp. 1417—1435.
21. Fischer, C., & Newell, R. G., Environmental and Technology Policies for Climate Mitigation. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 55, No. 2, 2008, pp. 142—162.
22. Freedman, L. S., & Schatzkin A., Sample Size for Studying Intermediate Endpoints within Intervention Trials of Observational Studies. *American Journal of Epidemiology*, Vol. 136, No. 9, 1992, pp. 1148—1159.
23. Gallagher, K. S., Anadon L. D., Kempener R., & Wilson, C., Trends in Investments in Global Energy Research, Development, and Demonstration. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*, Vol. 2, No. 3, 2011, pp. 373—396.
24. Gillingham, K., & Sweeney, J., Barriers to Implementing Low-carbon Technologies. *Climate Change Economics*, Vol. 3, No. 4, 2012.
25. Griliches, Z., Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey. *Journal of Economic Literature*, Vol. 28, No. 4, 1990, pp. 1661—1707.
26. Haščič, I., & Migotto, M., *Measuring Environmental Innovation Using Patent Data*. Paris: OECD Publishing, 2015.
27. Hayes, A. F., *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach*. New York: The Guilford Press, 2013.

28. IPCC, *The Physical Science Basis of Climate change (Contribution to The Fourth Assessment Report of the International Panel on Climate Change)*. Geneva: International Panel on Climate Change (IPCC), 2007.
29. Lanjouw, J. O., & Mody, A., Innovation and the International Diffusion of Environmentally Responsive Technology. *Research Policy*, Vol. 25, No. 4, 1996, pp. 549–571.
30. Lanjouw, J. O., Pakes, A., & Putnam J., How to Count Patents and Value Intellectual Property: The Uses of Patent Renewal and Application Data. *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 46, No. 4, 1998, pp. 405–432.
31. Nagaoka, S., Motohashi, K., & Goto A., Patent Statistics as an Innovation Indicator. In Hall B. H., & Rosenberg N. (eds.), *Handbook of the Economics of Innovation*. Amsterdam: North-Holland, 2010, pp. 1083–1127.
32. OECD, *OECD Patent Statistics Manual*. Paris: OECD Publishing, 2009.
33. Popp, D., The Role of Technological Change in Green Growth. NBER Working Paper, No. 18506, 2012.
34. Popp, D., The Effect of New Technology on Energy Consumption. *Resource and Energy Economics*, Vol. 23, No. 3, 2001, pp. 215–239.
35. Porter, M. E., & Stern, S., Measuring the “Ideas” Production Function: Evidence from International Patent Output. NBER Working Paper, No. 7891, 2000.
36. Rosenberg, N., Uncertainty and Technological Change. In Landau R., Taylor T., & Wright G. (eds.), *The Mosaic of Economic Growth*. Stanford: Stanford University Press, 1996, pp. 91–125.
37. Sobel, M. E., Asymptotic Confidence Intervals for Indirect Effects in Structural Equation Models. *Sociological Association*, Vol. 13, 1982, pp. 290–312.
38. Veefkind, V., Hurtado-Albir, J., Angelucci, S., Karachalios, K., & Thumm, N., A New EPO Classification Scheme for Climate Change Mitigation Technologies. *World Patent Information*, Vol. 34, No. 2, 2012, pp. 106–111.
39. Verdolini, E., & Galeotti, M., At Home and Abroad: An Empirical Analysis of Innovation and Diffusion in Energy Technologies. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 61, No. 2, 2011, pp. 119–134.
40. Weina, D., Gilli, M., Mazzanti, M., & Nicolli, F., Green Inventions and Greenhouse Gas Emission Dynamics: A Close Examination of Provincial Italian Data. *Environmental Economics and Policy Studies*, Vol. 18, No. 2, 2016, 247–263.

Impact of Low-carbon Technological Innovation on Carbon Intensity

YAN Zheming (Shaanxi Normal University, 710119)

YANG Zhiming (University of Science & Technology Beijing, 100083)

DU Kerui (Shandong University, 250100)

Abstract: Low-carbon technological innovation is well-known because of its potential in climate change mitigation, but its impact on carbon intensity is rarely supported by empirical studies. Using a patent-based indicator for innovation, this paper measures the level of low-carbon innovation across 15 economies from 1992 to 2012. Given some stylized facts and theoretical hypotheses, this paper investigates the mechanism of impact of low-carbon technological innovation on carbon intensity. The results firstly show that, the low-carbon technological innovation, and its main subclasses have direct and significant effect on carbon intensity reduction. And the results of mediation effect analysis further show that, the energy structure plays a mediation role when low-carbon technological innovation is affecting carbon intensity; that is, low-carbon technological innovation can enable higher ratio of clean energy use, which can further cause reduction of carbon intensity.

Keywords: Low-carbon Technological Innovation, Patent Statistics, Carbon Intensity, Mediation Effect

JEL: O33, Q56