马越越,蒋思琪,郭永帅.绿色技术进步及其偏向性对减污降碳协同的影响研究 [J]. 中国环境科学, 2025,45(12):7070-7083.
Ma Y Y, Jiang S Q, Guo Y S. Research on the impact of green technological progress and its bias on the synergy of pollution reduction and carbon emission reduction [J]. China Environmental Science, 2025,45(12):7070-7083.

绿色技术进步及其偏向性对减污降碳协同的影响研究

马越越*,蒋思琪,郭永帅 (东北财经大学管理科学与工程学院,辽宁 大连 116025)

摘要：为探讨绿色技术进步及其偏向性对减污降碳协同的影响,利用 2007~2021 年全国 251 个地级市面板数据,使用非期望产出 EBM 模型和 Malmquist-Luenberger 指数测度绿色技术进步并分离城市层面的有偏技术进步.结合耦合协同度模型评价碳排放和大气污染物的协同程度,实证分析了绿色技术进步及其偏向性对减污降碳协同的影响方向及作用机制.研究表明:绿色技术进步和资本增强劳动节约型技术进步显著推动减污降碳协同进程,平均影响为 0.023 和 0.005,这一促进作用在经过多种稳健性检验和内生性处置后结论依然成立.绿色技术进步能够通过增加人力资本积累促进减污降碳协同,中介效应占比为 8.7%,政府环境规制在人力资本和减污降碳协同间发挥积极的调节作用,有调节的中介指数为 0.008;资本增强劳动节约型技术进步改善减污降碳协同的同时不利于城市人力资本水平提高.异质性分析发现绿色技术进步在中小城市以及"胡焕庸"线东侧对减污降碳协同的促进作用显著,特大超大城市和大城市阻碍了减污降碳协同发展,大城市的负向作用更强;资本增强劳动节约型技术进步在特大超大城市和"胡焕庸"线西侧对减污降碳协同的推动作用更为明显.

关键词：减污降碳协同；绿色技术进步；技术进步偏向性；耦合协同度
中图分类号：X322;F124.5 **文献标识码**：A **文章编号**：1000-6923(2025)12-7070-14

Research on the impact of green technological progress and its bias on the synergy of pollution reduction and carbon emission reduction.

MA Yue-yue*, JIANG Si-qi, GUO Yong-shuai (School of Management Science and Engineering, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China). *China Environmental Science*, 2025,45(12)：7070~7083

Abstract：To explore the impact of green technological progress and its bias on the synergy of pollution reduction and carbon emission reduction, this study utilizes panel data of 251prefecture-level cities in China between 2007 and 2021, it employs the EBM model with undesirable outputs and the Malmquist-Luenberger index to measure green technological progress and separate biased technological progress at the city level. Then, after employing the coupling synergy degree model for evaluating the synergy degree of carbon emissions and air pollutants, this paper empirically analyzes the specific influences of green technological progress and its bias on air pollution and carbon emission reduction, as well as the mechanism through which it exerts its influences. According to the research findings: Green technological progress and capital-augmenting labor-saving technological progress can significantly promote the synergy between pollution reduction and carbon reduction, the average effect is 0.023 and 0.005. The promoting effect remains robust after a series of robustness checks and treatments for endogeneity. Green technological progress can promote the synergy between pollution reduction and carbon reduction by increasing the accumulation of human capital, with a mediating effect accounting for 8.7%. Government environmental regulation plays a positive moderating role between human capital and the pollution-carbon reduction synergy, with a moderated mediation index of 0.008. However, capital-augmenting labor-saving technological progress, while improving the synergy, is detrimental to the enhancement of urban human capital. According to the results of the heterogeneity analysis, green technological progress has a stronger promoting effect on the synergy in small and medium-sized cities and in the east of the Hu Line, while in super large cities, very large cities, and large cities, it hampers the synergy between pollution reduction and carbon reduction. Meanwhile, the negative effects are more pronounced in large cities. Capital-augmenting labor-saving technological progress has a stronger promoting effect on the synergy in super large cities, very large cities, and in the west of the Hu Line.

Key words：synergy of pollution reduction and carbon emission reduction；green technological progress；biased technological progress；coupling synergy degree

2024 年全国地级及以上城市 $PM_{2.5}$ 平均浓度为 29.3μg/m^3[1],同比下降 2.7%,距离世界卫生组织 $PM_{2.5}$ 浓度的指导值 5μg/m^3 仍有较大差距.据《中国能源展望 2060(2025 年版)》[2],2024 年中国能源活动相关 CO_2 排放总量达到 106.6 亿 t,正在进入平台

收稿日期：2025-04-21
基金项目：辽宁省社会科学规划基金重点项目(L24AGL009)
* 责任作者, 副教授, mayueyue812@126.com

期.可见,当前环境污染的压力长期存在.面对大气污染物防治和双碳目标的双重约束,需要重新审视协同减污降碳的动力机制和路径,以制定更有针对性的协同治理策略.

绿色技术进步是抑制环境污染和实现碳减排的关键因素[3],但技术进步的方向并非都是中性的,生产要素相对价格变化诱导技术偏向价格较低的要素时产生偏向性技术进步[4].偏向性技术进步是实现中国经济绿色转型的重要手段[5],当技术进步偏向使用更少的资源环境要素时可以有效地实现节能减排和促进经济增长的双重目标[6].已有研究聚焦绿色技术进步及其偏向性的测度,学者们从投入和产出角度通过 R&D[7]和绿色专利[8]代理绿色技术进步,也有采用非参数数据包络方法测度全要素生产率[9].偏向性技术进步的测度,参数法通过随机前沿技术分解偏向性技术进步对全要素生产率的作用机制提取[10-11],非参数法借助生产前沿面不同时期的非等位移动产生要素边际产出比的变化度量[12-14].绿色技术进步对减污降碳的影响早有证实,谢荣辉[15]指出绿色技术进步能直接减少环境污染,Shen 等[16]表明绿色技术进步在影响空气质量的过程中发挥积极的中介作用,企业和行业层面的研究也表明绿色技术进步对节能减排具有显著的正向影响[5,17].少数研究关注到技术进步的能源偏向性对减污降碳的影响,刘备等[18]认为技术进步偏向能源会产生显著的碳排放锁定效应,刘自敏等[19]证实能源增强型技术进步可以显著降低碳排放.

综上,现有研究对绿色技术进步及其偏向的减污和降碳效应进行了有益探索,但仍存在不足.大多数研究围绕绿色技术进步单一的“减污”和“降碳”效应,其协同减污降碳的机制尚不明确,此外,鲜有研究关注绿色技术进步偏向的减污降碳协同效应,且对绿色技术进步偏向的分解探讨不足,无法识别协同减污降碳中偏向性技术进步的选择和作用路径.基于此,本文以 2007~2021 年 251 个城市为样本探讨绿色技术进步及其偏向对减污降碳协同的影响,识别不同绿色技术进步偏向推动减污降碳协同的作用路径,并从人力资本和政府环境规制两个角度分析其影响机制,为城市协同减污降碳的技术路径选择提供决策参考.

1　理论基础与研究假说

绿色技术进步是减少环境污染,改善环境质量的关键手段,当技术进步更有利于提升某种要素的边际产出,便形成技术进步偏向性,称为技术进步偏向该要素[17],通常分为资本、劳动和能源偏向性.在劳动-能源中表现为能源偏向性对碳排放效率产生负向影响,抑制减污降碳协同[5].目前,中国的“清洁”技术发展较快,但水平偏低,经济仍处在高污染、高耗能的能源驱动阶段.在资本-能源中表现为资本偏向性会加剧“肮脏”技术[17],增加污染物和碳排放水平,抑制减污降碳协同.此外,中国的资本要素更多依赖设备进口和新技术引进,当技术进步在资本-劳动中表现为资本偏向性会显著提高碳生产率水平[20],降低 CO_2 和污染物排放强度,促进减污降碳协同.据此,提出假设:

H1:绿色技术进步对实现减污降碳协同具有显著促进作用.

H1a:资本增强劳动节约型技术进步对实现减污降碳协同具有显著促进作用.

H1b:能源增强劳动节约型技术进步对实现减污降碳协同具有显著抑制作用.

H1c:资本增强能源节约型技术进步对实现减污降碳协同具有显著抑制作用.

在绿色技术进步及其偏向性协同减污降碳过程中,人力资本发挥重要作用.一方面,根据技能需求变化理论,绿色技术进步伴随新技术、新工艺的引入,具有明显的技能偏向性,引致技能型劳动需求增长[21],此外,绿色技术进步形成新知识的产生和传播,其影响包括技术、管理和政策等多个方面,有助于提升社会整体人力资本水平[22];另一方面,人力资本是减少污染物和碳排放的关键环节,一个地区人力资本水平越高,人均收入和消费水平也越高,需求层次理论决定人们在满足低层次需求后,会追求更高层次的需求和自我价值,对产品质量、风格的要求提高,驱动产业结构向合理化和高级化转型[22],降低生产过程中的污染物和碳排放水平.不仅如此,随着人力资本水平提高,公众环保意识增强,更倾向选择环境友好型生产和生活方式,改善环境质量[23].也有学者认为绿色技术进步和人力资本存在双向因果关系[24].可见,绿色技术进步和人力资本二者相互作用,

共同推进减污降碳协同.当有偏技术进步存在显著的减排效应时,技术进步偏向资本或能源[25],有偏技术进步在资本-劳动中表现为资本增强劳动节约型技术进步会抑制劳动收入份额,降低教育投入和人力资本水平,抑制人力资本外溢;有偏技术进步在资本-能源中表现为资本增强能源节约型技术进步对经济增长具有显著促进作用,能够有效提高公共教育支出,增加人力资本存量;由于清洁能源产量低且价格高,当有偏技术进步在劳动-能源中偏向使用非清洁能源会增加生产过程中的污染物和碳排放,抑制人力资本积累.据此,提出假设:

H2:绿色技术进步通过人力资本积累促进减污降碳协同.

H2a:资本增强劳动节约型技术进步通过人力资本的中介效应影响减污降碳协同.

H2b:能源增强劳动节约型技术进步通过人力资本的中介效应影响减污降碳协同.

H2c:资本增强能源节约型技术进步通过人力资本的中介效应影响减污降碳协同.

环境规制是政府从宏观层面改善环境问题的重要举措.首先,从内部激励看,环境规制强度提升使企业面临更高的治污成本,为实现利润最大化,企业需加大绿色技术的研发力度;其次,从外部压力看,政府环境规制实施有效推动淘汰落后产能,促使企业通过支付治污费用等方式规避潜在的环境成本[26],可见内部激励和外部压力均能使环境规制形成"创新补偿效应",环境规制力度越大,越能提高绿色技术进步水平,对减污降碳协同的促进作用越显著;第三,环境规制的"创新补偿效应"会同时增加企业对高技能劳动力的需求,倒逼劳动力通过再教育、再培训等方式提升自身的技术水平,优化劳动力的技能结构,推动人力资本结构升级[27].人力资本可以显著影响技术开发、能源使用和生产过程绿色化[28].因此环境规制在人力资本与减污降碳协同间具有正向调节作用.据此,提出假设:

H3:政府环境规制在绿色技术进步及其偏向影响减污降碳协同的过程中发挥正向调节作用.

H3a:政府环境规制在绿色技术进步及其偏向影响人力资本的过程中发挥正向调节作用.

H3b:政府环境规制在人力资本影响减污降碳协同的过程中发挥正向调节作用.

2 研究方法和数据来源

2.1 绿色技术进步测度

Tone 等[29]提出兼具径向与非径向的混合距离函数 EBM(Epsilon-based Measure)模型放宽了传统 DEA 模型要素投入同比例变化的假设,解决松弛变量的设置问题,同时避免效率前沿投影值原始比例失真的现象,测度结果更为准确客观.在此基础上引入非期望产出将其扩展为非导向、基于非期望产出的 EBM 模型[30],表示为:

$$r^{*}=\min\frac{\theta-\varepsilon_x\sum_{m=1}^{M}\frac{\omega_m^{-}s_m^{t-}}{x_{mk'}^{t}}}{\varphi+\varepsilon_y\sum_{r=1}^{R}\frac{\omega_r^{+}s_r^{t+}}{y_{rk'}^{t}}+\varepsilon_b\sum_{p=1}^{P}\frac{\omega_p^{b-}s_p^{bt-}}{b_{pk'}^{t}}}$$

$$s.t.\begin{cases}\sum_{k=1}^{K}\lambda_k^{t}x_{mk}^{t}+s_m^{t-}=\theta x_{mk'}^{t},m=1,\cdots,M\\ \sum_{k=1}^{K}\lambda_k^{t}y_{rk}^{t}-s_r^{t+}=\varphi y_{rk'}^{t},r=1,\cdots,R\\ \sum_{k=1}^{K}\lambda_k^{t}b_{pk}^{t}+s_p^{bt-}=\varphi b_{pk'}^{t},p=1,\cdots,P\\ \sum_{k=1}^{K}\lambda_k^{t}=1,\lambda_k\geqslant 0,s_m^{-},s_r^{+},s_p^{b-}\geqslant 0\end{cases}\tag{1}$$

式中:r^{*}为最优效率值;K为决策单元数;λ为决策单元的线性组合系数;θ为径向效率值;ε为考虑径向效率值和非径向松弛参数,取值[0,1];φ为产出扩大比;$x_{mk'}^{t}$、$y_{rk'}^{t}$和$b_{pk'}^{t}$为第k'个决策单元在t时期的第m种投入、第r种期望产出和第p种非期望产出,s_m^{t-}、s_r^{t+}和s_p^{bt-}为松弛量,ω_m^{-}、ω_r^{+}和ω_p^{b-}为权重,$\sum_{m=1}^{M}\omega_m^{-}=1$,$\sum_{r=1}^{R}\omega_r^{+}+\sum_{p=1}^{P}\omega_p^{b-}=1$,$\omega_m^{-}\geqslant 0$,$\omega_r^{+}\geqslant 0$,$\omega_p^{b-}\geqslant 0$,$\sum_{k=1}^{K}\lambda_k^{t}=1$为规模报酬可变.基于Malmquist-Luenberger(ML)指数测算绿色全要素生产率,表示为:

$$\mathrm{ML}_t^{t+1}=\frac{1+\vec{D}_v(x^{t},y^{t},b^{t};y^{t},-b^{t})}{1+\vec{D}_v(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};y^{t+1},-b^{t+1})}\tag{2}$$

式中:x^{t}、y^{t}和b^{t}为t时期的投入、期望产出和非期望产出;$\vec{D}_v$为方向距离函数,v为规模报酬可变,ML_t^{t+1}进一步分解为效率变化指数(EC_t^{t+1})和技术变化指数(TC_t^{t+1}),表示为:

$$\mathrm{ML}_t^{t+1}=\mathrm{EC}_t^{t+1}\cdot\mathrm{TC}_t^{t+1}=$$

$$\frac{1+\vec{D}_v^t(x^t,y^t,b^t;y^t,-b^t)}{1+\vec{D}_v^{t+1}(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};y^{t+1},-b^{t+1})}\cdot \left[\frac{1+\vec{D}_v^{t+1}(x^t,y^t,b^t;y^t,-b^t)}{1+\vec{D}_v^t(x^t,y^t,b^t;y^t,-b^t)}\cdot \frac{1+\vec{D}_v^{t+1}(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};y^{t+1},-b^{t+1})}{1+\vec{D}_v^t(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};y^{t+1},-b^{t+1})}\right] \tag{3}$$

式中: TC_t^{t+1} 为相对上一年绿色技术进步的变化率,假定 2006 年基期绿色技术进步为 1,2007 年绿色技术进步为: $TC_{2007}=TC_{2006}\times TC_{2006\text{-}2007}$ [31],据此得到调整后 2007~2021 年当期绿色技术进步指数.

2.2　有偏技术进步指数测算及要素偏向性识别

Färe 等[12]将绿色技术进步指数进一步分解为中性绿色技术进步指数、投入偏向性绿色技术进步指数和产出偏向性绿色技术进步指数,借鉴丁黎黎等[32]分离城市层面的有偏技术进步指数,表示为:

$$TC_t^{t+1}=MATC_t^{t+1}\cdot IBTC_t^{t+1}\cdot OBTC_t^{t+1} \tag{4}$$

$$MATC_t^{t+1}=\frac{1+\vec{D}_v^{t+1}(x^t,y^t,b^t;y^t,-b^t)}{1+\vec{D}_v^t(x^t,y^t,b^t;y^t,-b^t)} \tag{5}$$

$$IBTC_t^{t+1}=\left[\frac{1+\vec{D}_v^t(x^t,y^t,b^t;y^t,-b^t)}{1+\vec{D}_v^{t+1}(x^t,y^t,b^t;y^t,-b^t)}\cdot \frac{1+\vec{D}_v^{t+1}(x^{t+1},y^t,b^t;y^t,-b^t)}{1+\vec{D}_v^t(x^{t+1},y^t,b^t;y^t,-b^t)}\right]^{1/2} \tag{6}$$

$$OBTC_t^{t+1}=\left[\frac{1+\vec{D}_v^{t+1}(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};y^{t+1},-b^{t+1})}{1+\vec{D}_v^t(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};y^{t+1},-b^{t+1})}\cdot \frac{1+\vec{D}_v^t(x^{t+1},y^t,b^t;y^t,-b^t)}{1+\vec{D}_v^{t+1}(x^{t+1},y^t,b^t;y^t,-b^t)}\right]^{1/2} \tag{7}$$

式中: $MATC_t^{t+1}$ 为中性绿色技术进步指数,表示去除偏向性成分后 t 到 t+1 期生产前沿面的移动, $IBTC_t^{t+1}$ 为投入要素组间偏向性绿色技术进步指数, $OBTC_t^{t+1}$ 为产出要素组间偏向性绿色技术进步指数, $IBTC_t^{t+1}(OBTC_t^{t+1})>1$ 表示绿色技术进步在投入(产出)要素间的偏向推动全要素生产率提高,反之为抑制. $IBTC_t^{t+1}$ 和 $OBTC_t^{t+1}$ 从投入端和产出端衡量绿色技术进步组间偏向对全要素生产率的贡献,但仍无法识别投入要素的组内偏向.Weber 等[33]提出根据要素边际替代率的跨期变动及技术进步偏向性指数实现对要素偏向的分析,借鉴杨翔等[34]构建要素组内偏向指数,表示为:

$$\pi_{x_1,x_2}=\left(\frac{x_1^{t+1}}{x_2^{t+1}}\Big/\frac{x_1^t}{x_2^t}-1\right)\cdot(IBTC_t^{t+1}-1) \tag{8}$$

式中: π_{x_1,x_2} 为投入要素组内偏向指数,表示技术变动在要素 x_1 和 x_2 中的偏向性.假设不同时期存在技术变迁, $\frac{x_1^{t+1}}{x_2^{t+1}}\Big/\frac{x_1^t}{x_2^t}$ 为要素 x_1 和 x_2 从 t 到 t+1 期边际替代率之比,反映要素配置变化.当 $IBTC_t^{t+1}>1$ 时, $\frac{x_1^{t+1}}{x_2^{t+1}}\Big/\frac{x_1^t}{x_2^t}>1$ 对应 $\pi_{x_1,x_2}>0$ 表示偏向性技术的进步是由密集使用 x_1(或节约 x_2)导致,定义为要素 x_1 增强型技术进步(或要素 x_2 节约型技术进步), $\frac{x_1^{t+1}}{x_2^{t+1}}\Big/\frac{x_1^t}{x_2^t}<1$ 对应 $\pi_{x_1,x_2}<0$ 表示偏向性技术的进步是由密集使用 x_2(或节约 x_1)导致,定义为要素 x_2 增强型技术进步(或要素 x_1 节约型技术进步);当 $IBTC_t^{t+1}<1$ 时, $\frac{x_1^{t+1}}{x_2^{t+1}}\Big/\frac{x_1^t}{x_2^t}<1$ 对应 $\pi_{x_1,x_2}>0$ 表示偏向性技术的倒退是由密集使用 x_2(或节约 x_1)导致,定义为要素 x_1 增强型技术进步(或要素 x_2 节约型技术进步), $\frac{x_1^{t+1}}{x_2^{t+1}}\Big/\frac{x_1^t}{x_2^t}>1$ 对应 $\pi_{x_1,x_2}<0$ 表示偏向性技术的倒退是由密集使用 x_1(或节约 x_2)导致,定义为要素 x_2 增强型技术进步(或要素 x_1 节约型技术进步); $IBTC_t^{t+1}=1$ 表示投入偏向性技术不变.

2.3　减污降碳协同水平测度

考虑到我国煤炭为主的能源消费结构、重化工业为主的产业结构和公路为主的运输结构,加之大气污染物和碳排放同根、同源、同过程的特点,决定了减污与降碳间具有很强的协同效应.此外,在大气污染的末端治理中会产生大量碳排放,因此,碳减排和大气污染物控制同属一个系统中的不同子系统,存在紧密的耦合互动关联.耦合协同度模型反映不同子系统间的协同发展态势,以及系统间整体功效.借鉴陈晓红等[35]利用耦合协同度模型评价减污降碳协同水平,分析各城市碳减排和污染物控制系统间的协同度差异,构建模型表示为:

$$C=\frac{2\sqrt{U_1U_2}}{U_1+U_2} \tag{9}$$

$$T=aU_1+bU_2 \tag{10}$$

$$D=\sqrt{C\cdot T} \tag{11}$$

式中: U_1 为碳减排系统水平,用碳排放强度表示, U_2 为大气污染物控制系统水平,用 $PM_{2.5}$ 排放

量表示,U_1 和 U_2 进行极差标准化处理以消除量纲影响;C 为两个系统的耦合度;T 为综合协调指数,a、b 为权重系数,假定碳减排和控制大气污染物同等重要,即 $a=b=0.5$;D 为耦合协同度,取值[0,1],D 值越接近 1,表明碳减排和大气污染物控制系统间的协调性越佳,协同水平越强;反之,D 值越接近 0,表明两个系统间的协调性越差,协同水平越弱.

2.4 基准模型

为验证绿色技术进步对减污降碳协同的影响,构建基准回归模型,表示为:

$$D_{it}=\beta_0+\beta_1\mathrm{TC}_{it}+\sum_{k=1}^{5}\delta_k X_{it}+\mu_i+v_t+\varepsilon_{it} \quad (12)$$

式中:D_{it} 为城市 i 第 t 年的减污降碳协同水平;TC_{it} 为城市 i 第 t 年的绿色技术进步指数;X_{it} 为控制变量,μ_i 为城市固定效应,v_t 为时间固定效应,ε_{it} 为随机扰动项.为验证绿色技术进步偏向对减污降碳协同的影响,构建模型表示为:

$$D_{it}=\beta_0+\beta_1\mathrm{IBTC}_{it}+\sum_{k=1}^{5}\delta_k X_{it}+\mu_i+v_t+\varepsilon_{it} \quad (13)$$

式中:IBTC_{it} 为投入偏向性绿色技术进步,包含 LKb、EKb 和 LEb 三种偏向性.若城市的有偏绿色技术进步在劳动与资本中偏向资本增强劳动节约,则 LKb=1,反之 LKb=0;若城市的有偏绿色技术进步在能源与资本中偏向资本增强能源节约,则 EKb=1,反之 EKb=0;若城市的有偏绿色技术进步在劳动与能源中偏向能源增强劳动节约,则 LEb=1,反之 LEb=0,其余变量设定同上.

2.5 机制检验模型

为检验人力资本的中介效应,设定模型(14)和模型(15),通过逐步回归法检验绿色技术进步及其偏向性是否通过影响人力资本促进减污降碳协同,模型表示为:

$$\mathrm{HC}_{it}=\beta_0+\beta_1\mathrm{TC}_{it}(\mathrm{IBTC}_{it})+\sum_{k=1}^{5}\delta_k X_{it}+\mu_i+v_t+\varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$D_{it}=\alpha_0+\alpha_1\mathrm{TC}_{it}(\mathrm{IBTC}_{it})+\alpha_2\mathrm{HC}_{it}+\sum_{k=1}^{5}\delta_k X_{it}+\mu_i+v_t+\varepsilon_{it} \quad (15)$$

式中:HC_{it} 为中介变量,表示城市 i 第 t 年的人力资本水平,其余变量设定同上.若模型(14)的系数 β_1 显著,说明存在中介效应,进一步检验模型(15)的系数 α_1 和 α_2,若同时显著,说明存在部分中介效应,若仅 α_2 显著,则存在完全中介效应.

为检验环境规制对绿色技术进步及其偏向性与减污降碳协同的调节作用,设定模型为:

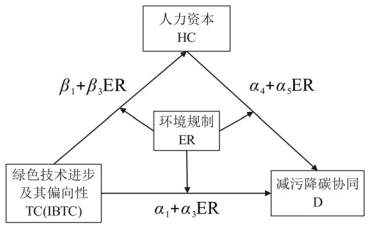
$$D_{it}=\alpha_0+\alpha_1\mathrm{TC}_{it}(\mathrm{IBTC}_{it})+\alpha_2\mathrm{ER}_{it}+\alpha_3\mathrm{TC}(\mathrm{IBTC}_{it})\cdot\mathrm{ER}_{it}+\sum_{k=1}^{5}\delta_k X_{it}+\mu_i+v_t+\varepsilon_{it} \quad (16)$$

式中:ER_{it} 为调节变量,表示城市 i 第 t 年的政府环境规制水平,其余变量设定同上,α_3 为关注系数.环境质量改善显著提高健康水平和学习能力,促进人力资本积累,可见人力资本的中介作用可能同样受到环境规制的调节效应,借鉴温忠麟等[36]建立有调节的中介模型,即模型(17)和模型(18),刻画绿色技术进步及其偏向性通过人力资本和环境规制对减污降碳协同的多步作用路径,表示为:

$$\mathrm{HC}_{it}=\beta_0+\beta_1\mathrm{TC}_{it}(\mathrm{IBTC}_{it})+\beta_2\mathrm{ER}_{it}+\beta_3\mathrm{TC}_{it}(\mathrm{IBTC}_{it})\cdot\mathrm{ER}_{it}+\sum_{k=1}^{5}\delta_k X_{it}+\mu_i+v_t+\varepsilon_{it} \quad (17)$$

$$D_{it}=\alpha_0+\alpha_1\mathrm{TC}_{it}(\mathrm{IBTC}_{it})+\alpha_2\mathrm{ER}_{it}+\alpha_3\mathrm{TC}(\mathrm{IBTC}_{it})\cdot\mathrm{ER}_{it}+\alpha_4\mathrm{HC}_{it}+\alpha_5\mathrm{HC}_{it}\cdot\mathrm{ER}_{it}+\sum_{k=1}^{5}\delta_k X_{it}+\mu_i+v_t+\varepsilon_{it} \quad (18)$$

为验证调节变量在中介作用中发挥的调节效应,绘制路径图如图 1 所示,验证规则为:若 β_3、α_4 显著说明环境规制在前半段起调节作用,如图 1(b),中介效应为 $\alpha_4(\beta_1+\beta_3\mathrm{ER})$,斜率 $\alpha_4\beta_3$ 为有调节的中介指数;若 β_1、α_5 显著说明环境规制在后半段起调节作用,如图 1(c),中介效应为 $\beta_1(\alpha_4+\alpha_5\mathrm{ER})$,斜率 $\beta_1\alpha_5$ 为有调节的中介指数;若系数均显著说明环境规制在前后两段路径均起到调节作用,如图 1(a),中介效应为两段路径中介效应乘积,即 $(\beta_1+\beta_3\mathrm{ER})\cdot(\alpha_4+\alpha_5\mathrm{ER})$.



(a) 调节前后路径和直接路径

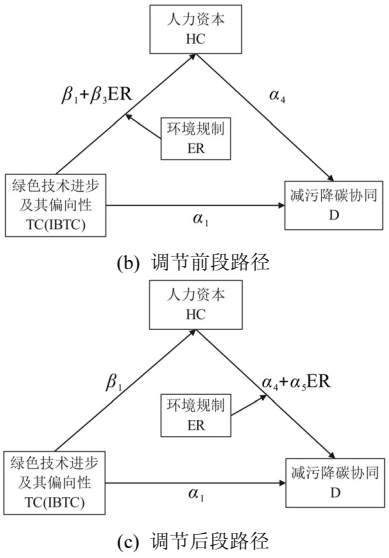


图 1　有调节的中介模型路径

Fig.1　Path diagram of the moderated mediation model

2.6　指标选取与数据来源

2.6.1　绿色技术进步的投入产出指标　资本投入利用“永续盘存法”测度各城市的实际资本存量,单位:亿元,表示为:

$$K_{it}=K_{i,t-1}(1-\sigma)+I_{it} \tag{19}$$

式中:K、σ、I 为资本存量、折旧率和新增不变价投资,I_{it} 为 2006 年平减后的社会固定资产投资,折旧率 σ 为 10.96%,基期资本存量为 $K_0=I_0/(\sigma+g)$,g 为固定资产投资的年均增长率,设为 10%.劳动投入采用各城市年末劳动力从业人数,单位:万人.能源投入使用各地级市的液化石油气、天然气和电力换算成万吨标准煤加总得到,单位:万 tce.

期望产出采用 2006 年为基期平减的各城市各年地区生产总值,单位:亿元.非期望产出选取科学数据银行各城市各年的 $PM_{2.5}$ 排放量,单位:μg/m^3,以及根据能源消费量计算的碳排放.考虑到数据可获得性和我国“富煤贫油少气”的资源禀赋特征以及相对低廉的煤炭价格,燃煤发电为主的电力结构仍是 CO_2 排放量增加的主要原因[37].因此以天然气、液化石油气和电力三种能源消耗产生的碳排放计算城市碳排放总量,表示为:

$$\mathrm{CE}=C_{\mathrm{ng}}+C_{\mathrm{lpg}}+C_{\mathrm{e}}=\theta E_{\mathrm{ng}}+\gamma E_{\mathrm{lpg}}+\phi(\eta\cdot E_{\mathrm{e}}) \tag{20}$$

式中:C_{ng}、C_{lpg} 和 C_{e} 为城市消耗天然气、液化石油气和城市用电导致的碳排放量,kg;θ、γ为天然气和液化石油气的 CO_2 排放系数,折合 CO_2 为 2.1622kg/m^3 和 3.1013kg/kg;ϕ 为煤电燃料链温室气体排放系数,折合 CO_2 为 1.3023kg/kW.h;η为煤电发电量占总发电量比例;E_{ng} 为天然气消耗量,万 m^3;E_{lpg} 为液化石油气消耗量,t;E_{e} 为用电量,kW.h.

2.6.2　相关变量及说明　被解释变量为减污降碳协同水平,解释变量包括核心解释变量、中介变量、调节变量和控制变量,具体设定如下:

(1)核心解释变量　结合非导向、非期望产出 EBM 模型和 Malmquist-Luenberger 指数测度得到技术变化指数作为绿色技术进步,并从投入要素资本、劳动和能源分离城市层面的有偏技术进步指数 IBTC 得到资本增强劳动节约型技术进步 LKb、资本增强能源节约型技术进步 EKb 和能源增强劳动节约型技术进步 LEb 作为核心解释变量.

(2)中介变量　选择人力资本为中介变量,人力资本指经过教育、培训和学习凝聚在劳动者身上,能够创造经济社会价值的知识、技术、能力与素质的总和,是影响经济增长的主要因素[38].通常认为城市受教育水平越高,人力资本水平也越高,采用城市普通高等学校在校人数占当地户籍人数的比重衡量.

(3)调节变量　政府环境规制激励绿色技术进步进而推动城市绿色发展,从污染物排放治理角度度量环境规制强度,参考童健等[39]计算 SO_2 处理率和废水排放达标率两个子项构建环境规制综合指数,两个单项指标设定为:

$$\mathrm{SO_2}\text{处理率}=\frac{\text{工业}\mathrm{SO_2}\text{去除量}}{(\text{工业}\mathrm{SO_2}\text{排放量}+\text{工业}\mathrm{SO_2}\text{去除量})} \tag{21}$$

$$\text{废水排放达标率}=\frac{\text{工业废水达标排放量}}{\text{工业废水排放量}} \tag{22}$$

随后,通过标准化将其转换至[0,1]区间,取算术平均计算综合指标 ER_{it} 表示环境规制强度,ER_{it} 越大,城市污染治理决心越大,环境规制强度越高.为检验环境规制调节效应的稳健性,参考董直庆等[40]选择城市工业 SO_2、工业废水和烟粉尘排放三类污染物计算污染排放综合指数(ERI_{it})进行稳健性分析,考虑到污染物排放较高的城市未必具有较高的环境规制强度,因此对指标进行正向化处理予以修正.

(4)控制变量　共选取五个控制变量,包括:财政自主度(CZ),采用各城市财政预算内收入与预算内支出的比重表示;经济发展水平(GDP),利用各地区当期人均 GDP 的自然对数衡量;政府支出规模(SG),利用政府一般财政内支出占 GDP 比重衡量;城镇化

率(UL),利用常住城镇人口占常住人口比重衡量;产业结构(IS),采用第三产业 GDP 比重衡量.

鉴于城市层面数据可得性和一致性,选取2007~2021年中国地级及以上城市为研究对象,不含港澳台地区.考虑部分城市数据缺失问题,删除鄂尔多斯、呼伦贝尔、巴彦淖尔、乌兰察布、绥化、莱芜、怀化、三沙、儋州、毕节、铜仁、遵义、安顺、丽江、普洱、嘉峪关、金昌、天水、海东、拉萨、日喀则、昌都、林芝、山南、那曲、吐鲁番、哈密、亳州、沂州、石嘴山、中卫、西宁、乌海、铜川、滨州、乌鲁木齐、吴忠、银川、百色、攀枝花、白银、通辽、本溪、阳泉、新余和运城数据,保留 251 个城市的面板数据.缺失值通过移动平均法填补,变量数据来自《中国城市统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、各省统计年鉴、国民经济和社会发展统计公报和科学银行数据库,变量描述性统计见表 1.

表 1 变量描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of variables

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
D	3765	0.799	0.088	0.297	0.959
TC	3765	1.158	0.273	0.249	3.643
LKb	3765	0.592	0.491	0.000	1.000
EKb	3765	0.423	0.494	0.000	1.000
LEb	3765	0.558	0.497	0.000	1.000
CZ	3765	0.473	0.226	0.054	1.541
SG	3765	0.184	0.112	0.013	2.186
GDP	3765	10.577	0.694	4.595	15.675
UL	3765	0.530	0.157	0.115	1.000
IS	3765	40.746	10.175	9.000	84.000
HC	3765	0.192	0.247	0.000	1.398
ER	3765	0.614	0.295	0.012	1.983
ERI	3765	0.983	0.057	0.000	1.000

3 实证结果及分析

3.1 绿色技术进步对减污降碳协同的影响

基准回归结果见表 2,Hausman 检验表明采用固定效应模型.由表 2 可知,绿色技术进步对减污降碳协同的影响系数为 0.023,在 1%水平显著,即绿色技术进步提高 1 个单位,减污降碳协同水平平均上升 0.023 个单位,验证假设 H1.中国特色社会主义新时代以来,大力推动生态环保的绿色技术创新,引导能源、工业和交通运输等领域进行结构调整.2016 年,中共中央、国务院印发《国家创新驱动发展战略纲要》,提出“发展资源高效利用和生态环保技术”,引导完善环境技术管理体系建设,强化环境承载能力.“双碳”战略提出后,相继推动重点行业节能降碳技术改造和绿色技术研发升级,组织实施国家重点研发计划“可再生能源技术”,以及“变革性洁净能源关键技术与示范”等战略先导科技专项,相关政策的提出为促进减污降碳协同提供强大的技术支撑.

表 2 基准回归结果

Table 2 Baseline regression results

变量	(1) *D*	(2) 随机效应	(3) 固定效应
TC	0.017***	0.014**	0.023***
	(0.006)	(0.006)	(0.007)
CZ		0.016	0.043***
		(0.013)	(0.015)
SG		−0.023*	−0.030**
		(0.013)	(0.013)
GDP		−0.009**	−0.011**
		(0.004)	(0.005)
UL		−0.060***	−0.058***
		(0.018)	(0.021)
IS		0.001**	0.001*
		(0.000)	(0.000)
常数项	0.740***	0.832***	0.825***
	(0.008)	(0.044)	(0.050)
时间固定	是	是	是
城市固定	是	是	是
样本量	3765	3765	3765
Adj-R^2	0.613	0.045	0.616
Hausman 统计量		——	64.46*** (0.000)

注:括号内的数值为异方差稳健标准误,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%水平上显著.以下各表同.

控制变量财政自主度和产业结构分别在 1%和10%水平对减污降碳协同产生显著的正向影响,政府支出规模、经济发展水平和城镇化水平分别在 5%和1%水平对减污降碳协同产生显著负向作用.财政自主度反映政府对财政分权的控制能力,财政分权程度高的城市有充足的环境治理基金,环境治理强度大,有利于延缓环境恶化程度,促进减污降碳协同[41].第三产业以人力资本和知识密集型产业为主,单位 GDP 能耗和碳排放强度显著低于第二产业,因此产业结构改善有助于提升减污降碳协同水平.经济发展水平提高虽有利于经济规模扩张和总量提高,但随着投入资源增多,经济活动的副产品污染物排放也随之加重,且大部分城市经济结构仍以工业为主,伴随工业化进程加快,

资源消耗增多超过环境的承载力,加重环境污染,不利于减污降碳协同发展.政府支出规模扩张导致政府融资需求增加,引发税负增长,降低环境需求,阻碍减污降碳协同发展[42],城镇化带来的人口集聚效应和工业产业快速发展会加剧污染物和碳排放,也不利于协同减污降碳.

3.2　绿色技术进步偏向性对减污降碳协同的影响

进一步检验绿色技术进步偏向性对减污降碳协同的影响,结果见表 3.资本增强劳动节约型技术进步(LKb)对减污降碳协同的影响系数为 0.005,在 5%水平显著,资本增强劳动节约型技术进步提高 1 个单位,减污降碳协同水平平均上升0.005个单位,验证假设H1a.我国的技术进步由早期的劳动偏向转变为资本偏向,生产要素在不同产业和生产部门间重新配置,促进各地区产业结构从低级向高级变迁,实现传统部门向现代部门,低生产率部门向高生产率部门的转变,提高了生产要素的利用效率,在产出一定的情况下减少资源消耗和污染物排放,实现减污降碳的协同发展.

资本增强能源节约型技术进步(EKb)和能源增强劳动节约型技术进步(LEb)对减污降碳协同的影响均不显著.一方面,中国目前的能源现状表现为“多煤少气”的特征,相对煤炭等非清洁型能源,以天然气为代表的清洁型能源产量低且价格高,当技术进步偏向于使用能源时,厂商更倾向于使用非清洁型能源,使得生产过程中污染物和碳排放上升,抑制减污降碳协同.另一方面,技术进步偏向于使用更多的资本会加剧“肮脏技术”,违背了从先污染后治理转向源头预防和源头治理的生态环境治理体系,在经济高质量发展和减污降碳协同增效相互作用、相互渗透的新阶段影响并不显著.

表 3　绿色技术进步偏向性对减污降碳协同的影响

Table 3　Impact of biased green technological progress on the synergy of pollution reduction and carbon emission reduction

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
LKb	0.004**			0.005**
	(0.002)			(0.003)
EKb		−0.002		−0.0001
		(0.002)		(0.002)
LEb			0.001	−0.002
			(0.002)	(0.002)
常数项	0.871***	0.875***	0.872***	0.873***
	(0.049)	(0.049)	(0.049)	(0.049)
控制变量	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
样本量	3765	3765	3765	3765
Adj-R^2	0.615	0.615	0.615	0.615

3.3　稳健性分析

3.3.1　剔除直辖市　由于北京、上海、天津和重庆四个直辖市独立受中央直接管辖,为排除行政因素的干扰,剔除四个直辖市再次进行回归,结果见表 4 列(1)和列(2).结果显示绿色技术进步和资本增强劳动节约型技术进步分别在 10%和 5%水平显著提高减污降碳的协同度,与上文结果一致.

表 4　稳健性检验结果

Table 4　Result of robustness test

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	D	*D*	*D*	*D*	*D*	*D*	*D*	TC	*D*
TC	0.014*		0.027***		0.008***		0.025***		0.019*
	(0.008)		(0.007)		(0.002)		(0.009)		(0.010)
LKb		0.005**		0.005***		0.008***			
		(0.002)		(0.002)		(0.002)			
ivTC								0.981***	
								(0.019)	
常数项	0.834***	0.860***	0.811***	0.863***	0.602***	0.614***	1.136***	0.380***	0.776***
	(0.051)	(0.049)	(0.052)	(0.050)	(0.022)	(0.022)	(0.137)	(0.127)	(0.066)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份×时间固定							是		
F 统计量								2627.69	
样本量	3705	3705	3514	3514	3630	3630	3690	3765	3765
Adj-R^2	0.616	0.616	0.604	0.603	0.848	0.848	0.709	0.857	0.643

3.3.2 滞后一期绿色技术进步 考虑到技术进步具有显著的路径依赖特征[43],采用绿色技术进步及其偏向性的滞后一期替代原有解释变量进行回归,结果见表 4 列(3)和列(4).结果表明绿色技术进步及其偏向性的滞后期对减污降碳协同的影响均在 1%水平显著为正,不仅证实结论稳健,而且绿色技术进步及其偏向性的滞后变量的影响强于当期,说明绿色技术进步及其偏向性具有一定的滞后效应.

3.3.3 更换因变量 将城市碳排放数据更换为 CEADs 数据库中的碳排放计算减污降碳协同水平进行回归,结果见表 4 列(5)和列(6),可见绿色技术进步及其偏向性的估计系数仍在 1%水平显著为正.

3.3.4 内生性检验 为避免绿色技术进步导致的内生性,在回归中加入“省份×年份”高维交互固定效应,解决遗漏变量可能导致的内生性问题,结果见表 4 列(7).绿色技术进步的系数在 1%水平显著为正,同时为避免绿色技术进步和减污降碳协同存在双向因果关系造成估计偏误,选取同省同年份绿色技术进步的平均值为工具变量(ivTC)进行两阶段回归,结果见表 4 列(8)和列(9).第一阶段回归中,工具变量与绿色技术进步在 1%水平显著,F 统计量为 2627.69 大于 10,拒绝工具变量识别不足和弱识别的原假设,表明工具变量选取合理.第二阶段回归中,绿色技术进步的系数在 10%水平显著为正,表明绿色技术进步对城市减污降碳协同具有显著的促进作用,采用工具变量法控制内生性问题后结论仍然稳健.

3.4 机制分析

3.4.1 中介效应分析 绿色技术进步及其偏向性对减污降碳协同的作用机制见表 5.其中,列(1)和列(2)为人力资本对绿色技术进步的中介效应,结果显示人力资本对绿色技术进步中介效应为列(1)TC 系数 0.028 与列(2)HC 系数 0.058 的乘积,结果为 0.002 在 1%水平显著,表明绿色技术进步通过促进人力资本积累提升减污降碳协同水平,存在部分中介效应,中介效应占总效应的比为 8.7%.随着科技强国战略、创新驱动战略和“中国制造 2025”等一系列以推动科技创新为目标的国家重大战略实施,我国的科学技术获得稳步发展,技术进步水平快速提升,绿色技术进步通过改变要素收益结构促进人力资本积累,作用于制造业升级,减缓传统制造业生产过程中造成的环境污染问题,改善环境质量,促进减污降碳协同水平提升.列(3)和列(4)为人力资本对资本增强劳动节约型技术进步的中介效应,结果显示人力资本在资本增强劳动节约型技术进步和减污降碳协同间存在负向部分中介效应,即资本增强劳动节约型技术进步在提升减污降碳协同水平的同时不利于城市人力资本的积累.考虑到绿色技术进步及其偏向性与人力资本存在双向因果关系,即与高等教育相关的人力资本存量增加可能引发更为密集的创新和发展,驱动新一轮技术变革的发生[44],因此采用绿色技术进步及其偏向性滞后一期的方法缓解人力资本与其内生性,结果见列(5)和列(6).滞后一期绿色技术进步及其偏向性系数分别在 1%和 10%水平显著,结论一致,验证中介效应的稳健性.

人力资本发挥中介效应的原因在于:一方面,中国在工业发展中大量使用资本,形成对资本的超额需求,导致资本的边际产出增加值高于劳动的边际产出,因而技术进步偏向于使用效率水平相对较低的资本,抑制效率水平相对较高的劳动,引发“资本低效率”陷阱,造成全要素生产率的损失,降低资源利用效率,削弱协同减污降碳的效用;另一方面,随着经济增长步入稳态,资本累积速度下降和人口红利消失引致的中国经济增速下滑,将削弱“人力资本红利”对减污降碳协同的促进作用[45].

表 5 中介效应结果

Table 5 Intermediation effect

变量	(1) HC	(2) *D*	(3) HC	(4) *D*	(5) HC	(6) HC
TC	0.028***	0.022***			0.026***	
	(0.006)	(0.007)			(0.007)	
LKb			−0.004**	0.005**		−0.002*
			(0.002)	(0.002)		(0.001)
HC		0.058***		0.064***		
		(0.018)		(0.018)		
常数项	0.121***	0.818***	0.178***	0.860***	0.115***	0.166***
	(0.047)	(0.050)	(0.045)	(0.049)	(0.048)	(0.046)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
样本量	3765	3765	3765	3765	3514	3514
Adj-R^2	0.958	0.617	0.958	0.616	0.961	0.960

3.4.2 调节效应分析 环境规制在绿色技术进步影响减污降碳协同过程中的调节效应结果见表 6 列(1)和列(2).交互项系数分别为 0.135 和 0.132 在 1%

水平显著,表明环境规制在绿色技术进步促进减污降碳协同的过程中发挥正向的调节作用,验证假设H3.当政府采取严格的环境规制措施时,为提高国家的环保水平会在财政政策和产业政策上对企业技术创新提供支持,从根本上解决企业创新资金不足的问题,同时环境规制政策的实施要求政府逐步调整现有的政策规定,有利于环保政策和措施的实施,例如政府将制定全面反映社会成本和环境成本的能源价格政策或对使用新能源、新材料给予一定的政策优惠,这些政策措施的制定能够推动绿色技术进步,促进减污降碳协同的正向作用.

表 6　调节效应和有调节的中介效应

Table 6　Moderation effect and moderated mediation effect

变量	(1) *D*	(2) *D*	(3) HC	(4) *D*	(5) HC	(6) *D*
TC	−0.012	−0.012	0.034***	−0.014*		
	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)		
TC×ER	0.135***	0.132***	−0.002	0.084***		
	(0.018)	(0.018)	(0.016)	(0.018)		
LKb					−0.004**	0.005***
					(0.002)	(0.002)
LKb×ER					−0.010	0.011
					(0.006)	(0.006)
ER	0.063***	0.062***	0.008	0.072***	0.009	0.068***
	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
HC				−0.028		−0.035*
				(0.020)		(0.020)
HC×ER				0.242***		0.274***
				(0.022)		(0.021)
常数项	0.742***	0.830***	0.126***	0.773***	0.193***	0.773***
	(0.009)	(0.050)	(0.046)	(0.049)	(0.044)	(0.048)
控制变量	否	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
样本量	3735	3735	3735	3735	3735	3735
Adj-R^2	0.623	0.625	0.959	0.638	0.959	0.637

有调节的中介模型回归结果见表6列(3)~列(6).列(3)和列(5)中TC×ER和LKb×ER系数均不显著,不存在前段调节效应,即政府环境规制在绿色技术进步及其偏向性影响人力资本的过程中并未发挥显著的调节作用.列(3)和列(5)中TC和LKb系数分别在1%和5%水平显著,列(4)和列(6)中HC×ER系数在1%水平显著,说明政府环境规制在人力资本与减污降碳协同的作用中发挥正向调节作用,存在后段调节效应,有调节的中介指数分别为0.008和−0.001,验证假设H3b.原因一方面,环境规制内化了企业排污的外部性成本,倒逼企业生产转型和促进绿色技术研发应用,增加企业对技能型劳动力的需求,促使企业通过优化人力资本结构、改善生产效率等方式积极应对,提高人力资本水平;另一方面,波特的“创新补偿效应”改变了技能需求结构,获得绿色技能的劳动者能够更有效的促进新生产模式下生产力的提升,不仅如此,劳动力的再教育和再培训提高了人们对环境的认识,使其更容易采取环保行为,减少人类对生态环境的负面影响,提高减污降碳协同水平.为验证调节效应和有调节中介效应的稳健性,参考董直庆等[40]构建污染排放综合指数代理环境规制,结论仍然稳健.

3.5　异质性分析

3.5.1　城市规模异质性　不同规模城市的经济集聚效应不同,绿色技术进步及其偏向性对减污降碳协同的作用可能存在差异.根据国务院《关于调整城市规模划分标准的通知》以及《2020中国人口普查分县资料》,将城区常住人口大于500万划入特大及超大城市、100万到500万为大城市、100万以下纳入中小城市分别进行回归,结果见表7列(1)~列(6).结果显示,中小城市绿色技术进步对减污降碳协同的影响系数为0.018在10%水平显著,特大超大城市和大城市的绿色技术进步影响系数为−0.021和−0.071分别在10%和1%水平阻碍减污降碳协同发展,大城市的负向作用更强.大城市人口规模增长促使经济集聚不断提升,产能规模快速扩张引致能源需求急剧增加超过了绿色技术溢出带来的正外部性.此外,城市蔓延理论指出,人口规模增长推动城市向外扩张,增加通勤距离和能源消耗的同时排放出大量的废水、废气等污染物,抵消了绿色技术进步带来的减排效果[46].由于特大超大城市已处于经济发展的成熟阶段,绿色技术溢出作用更强,民众对高质量环境的诉求对能源消费形成有效的“倒逼”效应,因此负向作用减弱.中小城市由于处于经济发展的起步阶段,绿色技术进步能有效发挥正向外溢效应促进减污降碳协同.绿色技术进步偏向方面,特大超大城市和中小城市资本增强劳动节约型技术进步的系数分别为0.014和0.007,均在5%水平促进减污降碳协同,特大超大城市的正向作用更大.特大超大城市具备完善的产业配套和基础设施,资本增强劳动节约型技术进步能有效替代高污染、高耗能的劳

动密集型产业,通过规模效应实现协同减污降碳,中小城市工业化程度低,资本增强劳动节约型技术进步有助于减少粗放型生产占比,推动绿色产业发展,大城市多处于工业化中后期,由于“中等规模陷阱”陷入绿色技术锁定和污染路径依赖的冲突,短期内未能呈现显著作用.

3.5.2 “胡焕庸”线两侧异质性 1935 年, 地理学家胡焕庸提出基于人口密度的区域划分黑河−腾冲分割线即“胡焕庸”线.以“胡焕庸”线为分界线将城市分为东南区域及西北区域分别进行回归,结果见表 7 列(7)~列(10). 结果显示,绿色技术进步对“胡焕庸”线以东的东南区域城市协同减污降碳作用为 0.027 在 1%水平显著.资本增强劳动节约型技术进步系数分别为 0.003 和 0.040 在 10%和 5%水平对“胡焕庸”线东侧和西侧地区减污降碳协同产生正向作用,西北区域作用大于东南区域.首先,“胡焕庸”线东侧城市多为沿海和经济发达地区,绿色技术进步相比西北地区具有优势,为产业结构转型升级和清洁能源发展提供重要的外部条件;其次,“胡焕庸”线东侧人口密度较大,城镇化水平高,城市通过“人口集聚效应”产生正外部性,有利于提高技术创新效率,增强资源利用水平,改善环境质量,促进绿色技术进步发挥减污降碳协同的积极作用;最后,“胡焕庸”线西侧区域劳动力稀缺,能源资源相对丰富,资本增强劳动节约型技术进步可以提高能源利用效率,降低资源消耗和碳排放,推动减污降碳协同.

表 7 绿色技术进步及其偏向对减污降碳协同影响的异质性分析

Table 7 Heterogeneity analysis of impact of green technology progress and its bias on the synergistic effect of pollution reduction and carbon reduction

变量	绿色技术进步			绿色技术进步偏向			绿色技术进步		绿色技术进步偏向	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	特大超大城市	大城市	中小城市	特大超大城市	大城市	中小城市	“胡焕庸线”东侧	“胡焕庸线”西侧	“胡焕庸线”东侧	“胡焕庸线”西侧
TC	−0.021*	−0.071***	0.018*				0.027***	−0.040		
	(0.012)	(0.013)	(0.011)				(0.007)	(0.061)		
LKb				0.014**	−0.000	0.007**			0.003*	0.040**
				(0.006)	(0.003)	(0.003)			(0.002)	(0.016)
常数项	0.795***	0.841***	0.745***	0.798***	0.703***	0.772***	0.826***	2.154***	0.875***	2.167***
	(0.186)	(0.070)	(0.073)	(0.184)	(0.067)	(0.070)	(0.050)	(0.532)	(0.048)	(0.483)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	315	1125	2325	315	1125	2325	3630	135	3630	135
Adj-R^2	0.740	0.724	0.605	0.743	0.715	0.606	0.632	0.440	0.631	0.467
组间检验 P 值		0.057*			0.054*			—	0.040**	

注:组间检验P值分别为列(1)和列(2)、列(4)和列(6)、列(9)和列(10)系数差异检验,方法采用费舍组合检验抽样2000次得到,Chow检验结果各组均在1%水平下差异显著,不再列出.

4 结论

4.1 绿色技术进步和资本增强劳动节约型技术进步每增加一个单位,减污降碳协同水平平均提升 0.023 和 0.005 个单位,显著推动减污降碳协同进程,这一促进作用在经过多种稳健性检验和内生性处置后结论依然成立.

4.2 绿色技术进步通过促进人力资本积累提升减污降碳协同水平,中介效应占比为 8.7%,政府环境规制在绿色技术进步推进减污降碳协同过程中发挥后段调节作用,有调节的中介指数为 0.008.而资本增强劳动节约型技术进步在提升减污降碳协同水平的同时并不利于城市人力资本的积累.

4.3 异质性分析发现绿色技术进步在中小城市以及“胡焕庸”线东侧对减污降碳协同的促进作用显著,系数分别为 0.018 和 0.027,特大超大城市和大城市由于技术锁定和污染路径依赖的冲突阻碍了减污降碳协同发展,大城市的负向作用更强.资本增强劳动节约型技术进步在特大超大城市和“胡焕庸”线西侧对减污降碳协同的推动作用更为明显,主要受到

规模效应和生产要素相对稀缺性的影响.

5　建议

5.1　强化绿色技术进步对减污降碳协同的促进作用.加快完善绿色研发体系和研发投入力度,推进绿色技术进步末端治理向系统循环转变,有效利用绿色技术进步推动全面绿色转型.同时,政府应关注绿色技术进步的有偏性特征.资本增强劳动节约型绿色技术进步有利于促进产业结构从低级向高级的转变,不仅反映在二、三产业比重提升的“量”上,也反映在产业劳动生产率提高的“质”上,有效利用绿色技术进步的偏向性特征实现产业结构的升级转型,助力全面绿色转型.

5.2　地方政府应加大环境规制力度,发挥环境规制的倒逼作用.提高环境规制力度不仅可以促进绿色技术创新,还可以倒逼企业进行生产流程优化、生产工艺创新等从而间接促进绿色技术进步,充分发挥绿色技术进步的减污降碳协同效应,但各级政府也要警惕盲目制定规制政策,以免造成反效果.

5.3　因地制宜制定差异化的减污降碳协同提升路径.首先,特大超大城市应制定政策引导企业积极进行绿色技术研发,利用地区整体研发优势,强化技术扩散效应,中小城市以绿色投资为引导,注重技术引进与自主研发,发挥绿色技术的减污降碳协同效应提高当地环境质量,大城市则需进一步调整产业结构,突破关键低碳技术,避免“锁定效应”,完善绿色技术基础设施和社会保障机制以缓解转型阵痛.其次,“胡焕庸”线以西地区,应加快制定和实施绿色低碳战略,大力发展绿色环保技术,强化绿色低碳技术研发和应用,依托中心城市布局建设一批绿色低碳技术领域的国家实验室和技术创新平台,推动绿色低碳重大先进技术成果示范与应用.

参考文献:

[1] 生态环境部.2024 中国生态环境状况公报 [Z]. 北京:生态环境部, 2025.
Ministry of Ecology and Environment of People’s Republic of China. 2024 Report on the state of China ecology and environment [Z]. Beijing: Ministry of Ecology and Environment of People’s Republic of China, 2025.

[2] 中国石化集团经济技术研究院有限公司.中国能源展望 2060 (2025 年版) [R]. 北京:中国石油化工集团有限公司, 2025.
Sinopec Economics and Development Research Institute Company Limited. China energy outlook 2060 (2025 Edition) [R]. Beijing: China Petrochemical Corporation, 2025.

[3] 孙博文,郑世林.环境规制的减污降碳协同效应——来自清洁生产标准实施的准自然实验 [J]. 经济学(季刊), 2024,24(2):624-642.
Sun B W, Zheng S L. The synergistic effect of pollution reduction and carbon reduction of environmental regulation——Evidence from the Quasi-Natural experiment of cleaner production standards implementation [J]. China Economic Quarterly, 2024,24(2):624-642.

[4] Antonelli C. Technological congruence and the economic complexity of technological change [J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2016,38:15-24.

[5] 何小钢,王自力.能源偏向型技术进步与绿色增长转型——基于中国 33 个行业的实证考察 [J]. 中国工业经济, 2015,(2):50-62.
He X G, Wang Z L. Energy biased technology progress and green growth transformation—An empirical analysis based on 33industries of China [J]. China Industrial Economics, 2015,(2):50-62.

[6] 王林辉,王　辉,董直庆.经济增长和环境质量相容性政策条件——环境技术进步方向视角下的政策偏向效应检验 [J]. 管理世界, 2020,(3):39-59.
Wang L H, Wang H, Dong Z Q. Policy conditions for compatibility between economic growth and environmental quality: A test of policy bias effects from the perspective of the direction of environmental technological progress [J]. Journal of Management World, 2020,(3): 39-59.

[7] Zhang Y, Peng Y, Ma C, et al. Can environmental innovation facilitate carbon emissions reduction? Evidence from China [J]. Energy Policy, 2017,100:18-28.

[8] Zhang Z Y, Dai X, Ding Y. Government environmental governance and firms’ green innovation: Evidence from listed firms in heavy pollution industries of China [J]. Finance Research Letters, 2023,55: 103848.

[9] Jiakui C, Abbas J, Najam H, et al. Green technological innovation, green finance, and financial development and their role in green total factor productivity: Empirical insights from China [J]. Journal of Cleaner Production, 2023,382:135131.

[10] Qiu Y, Han W W, Zeng D. Impact of biased technological progress on the total factor productivity of China's manufacturing industry: The driver of sustainable economic growth [J]. Journal of Cleaner Production, 2023,409:137269.

[11] 李小克,郑珊珊,张姝晴,等.偏向性技术进步适宜性的测度与结构分解 [J]. 统计研究, 2024,41(7):91-105.
Li X K, Zheng S S, Zhang S Q, et al. Measurement and structural decomposition of the appropriateness of biased technological change [J]. Statistical Research, 2024,41(7):91-105.

[12] Färe R, Grifell-Tatjé E, Grosskopf S, et al. Biased technical change and the Malmquist productivity index [J]. Scandinavian Journal of Economics, 1997,99(1):119-127.

[13] Chen P C, Yu M M. Total factor productivity growth and directions of technical change bias: Evidence from 99OECD and non-OECD countries [J]. Annals of Operations Research, 2014,214:143-165.

[14] 刘伟江,杜明泽,白　玥.环境规制对绿色全要素生产率的影响——基于技术进步偏向视角的研究 [J]. 中国人口.资源与环境, 2022, 32(3):95-107.

Liu W J, Du M Z, Bai Y. Impact of environmental regulations on green total factor productivity: Based on the perspective of technological progress bias [J]. China Population, Resources and Environment, 2022,32(3):95−107.

[15] 谢荣辉.绿色技术进步、正外部性与中国环境污染治理 [J]. 管理评论, 2021,33(6):111−121.
Xie R H. Green technology progress, positive externality and environmental pollution control of China [J]. Management Review, 2021,33(6):111−121.

[16] Shen Y, Zhang X. Intelligent manufacturing, green technological innovation and environmental pollution [J]. Journal of Innovation & Knowledge, 2023,8(3):100384.

[17] 胡 晓,冯乾彬,宫大庆,等.技术进步偏向性对中国城市碳中和进程的作用机制 [J]. 中国人口.资源与环境, 2022,32(7):91−103.
Hu X, Feng Q B, Gong D Q, et al. Influencing mechanisms of directed technical change on the carbon neutrality realization process of Chinese cities [J]. China Population, Resources and Environment, 2022,32(7):91−103.

[18] 刘 备,董直庆.技术进步的能源偏向诱发“碳锁定效应”了吗? [J]. 产经评论, 2020,11(4):133−148.
Liu B, Dong Z Q. Has the energy bias of technological progress induced carbon lock−in? [J]. Industrial Economic Review, 2020,11(4):133−148.

[19] 刘自敏,申 颢.有偏技术进步与中国城市碳强度下降 [J]. 科学学研究, 2020,38(12):2150−2160.
Liu Z M, Shen H. Biased technological progress and carbon intensity reduction in Chinese cities [J]. Studies in Science of Science, 2020,38(12):2150−2160.

[20] Wang D W, Yu Z N, Liu H Y, et al. Impact of capital and labour based technological progress on carbon productivity [J]. Journal of Cleaner Production, 2024,467:142827.

[21] 宁光杰,林子亮.信息技术应用、企业组织变革与劳动力技能需求变化 [J]. 经济研究, 2014,(8):79−92.
Ning G J, Lin Z L. Information technology adoption, workplace organization innovation and labor skill demand change [J]. Economic Research Journal, 2014,(8):79−92.

[22] 阳立高,龚世豪,王 铂,等.人力资本、技术进步与制造业升级 [J]. 中国软科学, 2018,(1):138−148.
Yang L G, Gong S H, Wang B, et al. Human capital, technology progress and manufacturing upgrading [J]. China Soft Science Magazine, 2018,(1):138−148.

[23] 王金南,张晓婧,薛 强,等.生态环境民生理论与新时期发展任务探究 [J]. 中国环境科学, 2024,44(8):4700−4708.
Wang J N, Zhang X J, Xue Q, et al. The theory of the people’s livelihood of Eco−environment and the task of development in the new era [J]. China Environmental Science, 2024,44(8):4145−4153.

[24] 吴 康,耿一睿,郭 涛.城市群绿色技术创新对碳排放的影响——基于人力资本的调节效应 [J]. 自然资源学报, 2024,39(9):2121−2139.
Wu K, Geng Y R, Guo T. The impact of green technology innovation on carbon emissions from the perspective of urban agglomeration: The moderating effect of human capitals [J]. Journal of Natural Resources, 2024,39(9):2121−2139.

[25] 赵领娣,张 磊,徐 乐,等.人力资本、产业结构调整与绿色发展效率的作用机制 [J]. 中国人口.资源与环境, 2016,26(11):106−114.
Zhao L D, Zhang L, Xu L, et al. Mechanism of human capital, industrial structure adjustment and green development efficiency [J]. China Population, Resources and Environment, 2016,26(11):106−114.

[26] 黄和平,周桂明.产业数字化对绿色全要素生产率的影响机制研究——兼议环境规制的门槛效应 [J]. 中国环境科学, 2025,45(3):1713−1730.
Huang H P, Zhou G M. Research on the impact mechanism of industrial digitalization on green total factor productivity: The threshold effect of environmental regulation [J]. China Environmental Science, 2025,45(3):1713−1730.

[27] 王洪庆.人力资本视角下环境规制对经济增长的门槛效应研究 [J]. 中国软科学, 2016,(6):52−61.
Wang H Q. Study on threshold effects of environmental regulation on economic growth from the perspective of human capital [J]. China Soft Science, 2016,(6):52−61.

[28] Jahanger A, Usman M, Kousar R, et al. Implications for optimal abatement path through the deployment of natural resources, human development, and energy consumption in the era of digitalization [J]. Resources Policy, 2023,86:104165.

[29] Tone K, Tsutsui M. An epsilon−based measure of efficiency in data envelopment analysis [J]. European Journal of Operational Research, 2010,207(3):1554−1563.

[30] 贯 君,苏 蕾.双重环境规制下政府经济竞争对绿色高质量发展的影响 [J]. 中国环境科学, 2021,41(11):5416−5426.
Guan J, Su Lei. Influence of government economic competition on green high−quality development under dual environmental regulations [J]. China Environmental Science, 2021,41(11):5416−5426.

[31] 晏 雄,郭菊梅,普 蔚.文旅融合对我国绿色全要素生产率的影响研究 [J]. 中国环境科学, 2025,45(2):1162−1175.
Yan X, Guo J M, Pu W. A study on the impact of culture and tourism integration on green total factor productivity in China [J]. China Environmental Science, 2025,45(2):1162−1175.

[32] 丁黎黎,杨 颖,郑 慧,等.中国省际绿色技术进步偏向异质性及影响因素研究——基于一种新的 Malmquist−Luenberger 多维分解指数 [J]. 中国人口.资源与环境, 2020,30(9):84−92.
Ding L L, Yang Y, Zheng H, et al. Heterogeneity and the influencing factors of provincial green−biased technological progress in China: Based on a novel Malmquist−Luenberger multidimensional decomposition index [J]. China Population, Resources and Environment, 2020,30(9):84−92.

[33] Weber W L, Domazlicky B R. Total factor productivity growth in manufacturing: A regional approach using linear programming [J]. Regional Science and Urban Economics, 1999,29(1):105−122.

[34] 杨 翔,李小平,钟春平.中国工业偏向性技术进步的演变趋势及影响因素研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019,(4):101−119.
Yang X, Li X P, Zhong C P. Study on the evolution trend and influencing factors of China’s industrial directed technical change [J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2019,(4):101−119.

[35] 陈晓红,周方毅,胡东滨.数字化对矿产资源与生态环境协调发展的影响 [J]. 中国环境科学, 2025,45(4):2346−2357.

Chen X H, Zhou F Y, Hu D B. The impact of digitalization on the coordinated development of mineral resources and the ecological environment [J]. China Environmental Science, 2025,45(4):2346-2357.

[36] 温忠麟,叶宝娟.有调节的中介模型检验方法:竞争还是替补? [J]. 心理学报, 2014,46(5):714-726.
Wen Z L, Ye B J. Different methods for testing moderated mediation models: Competitors or backups? [J]. Acta Psychologica Sinica, 2014, 46(5):714-726.

[37] 陈洪波,张骁潇.国家大数据综合试验区如何促进城市绿色转型:基于碳排放量增速和碳生产率增幅的双重视角 [J]. 中国软科学, 2024,(11):172-188.
Chen H B, Zhang X X. How can National Comprehensive Big Data Pilot Zone promote green transformation of cities: Based on the dual perspective of the growth rate of carbon emissions and carbon productivity [J]. China Soft Science Magazine, 2024,(11):172-188.

[38] 杨建芳,龚六堂,张庆华.人力资本形成及其对经济增长的影响——一个包含教育和健康投入的内生增长模型及其检验 [J]. 管理世界, 2006,(5):10-18,34,171.
Yang J F, Gong L T, Zhang Q H. Human capital formation land its effects on economic growth [J]. Journal of Management World, 2006, (5):10-18, 34,171.

[39] 童　健,刘　伟,薛　景.环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级 [J]. 经济研究, 2016,(7):43-57.
Tong J, Liu W, Xue J. Environmental regulation, factor input structure and industrial transformation [J]. Economic Research Journal, 2016, (7):43-57.

[40] 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.
Dong Z Q, Wang H. Local-neighborhood effect of green technology of environmental regulation [J]. China Industrial Economics, 2019, (1):100-118.

[41] 曹　婧,毛　捷.财政分权与环境污染——基于预算内外双重视角的再检验 [J]. 中国人口.资源与环境, 2022,32(4):80-90.
Cao J, Mao J. Fiscal decentralization and environmental pollution [J]. China Population, Resources and Environment, 2022,32(4):80-90.

[42] 杨子晖.政府规模、政府支出增长与经济增长关系的非线性研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2011,28(6):77-92.
Yang Z H. An investigation on the nonlinear relationship between government size, expenditure growth and economic growth [J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2011,28(6):77-92.

[43] 马越越,王维国.环境分权、地方政府竞争对绿色技术创新影响的“本地——邻地”效应 [J]. 中国管理科学, 2021,29(12):68-80.
Ma Y Y, Wang W G. The “local-adjacent” effect of environmental decentralization and local government competition on green technology innovation [J]. Chinese Journal of Management Science, 2021,29(12):68-80.

[44] Soto G H. The role of high human capital and green economics in environmental sustainability in the Asia-Pacific region, 1990~2022 [J]. Management of Environmental Quality, 2024,35(8):1929-1952.

[45] 封永刚,蒋雨彤,彭　珏.中国经济增长动力分解:有偏技术进步与要素投入增长 [J]. 数量经济技术经济研究, 2017,34(9):39-56.
Feng Y G, Jiang Y T, Peng Y. Decomposition of economic growth’s motive force in China: Biased technical progress and factor input growth [J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2017, 34(9):39-56.

[46] 李　强,高　楠.城市蔓延的生态环境效应研究——基于 34 个大中城市面板数据的分析 [J]. 中国人口科学, 2016,(6):58-67.
Li Q, Gao N. A study on the effect of urban sprawl on ecological environment: An empirical study based on 34 cities municipal panel data [J]. Chinese Journal of Population Science, 2016,(6):58-67.

作者简介：马越越(1985-),女,辽宁本溪人,副教授,博士,主要从事资源与环境管理、环境政策评价研究.发表论文 20 余篇.mayueyue812@126.com.