自然资源学报, 2025, 40(11): 3117-3139
Journal of Natural Resources
http://www.jnr.ac.cn
DOI: 10.31497/zrzyxb.20251113

碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的双边效应研究

许莹莹[1]，高红贵[2]

（1. 湖北第二师范学院经济与管理学院，武汉 430205；2. 中南财经政法大学经济学院，武汉 430073）

摘要：基于中国275个城市的面板数据，构建双边随机前沿模型，评估碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的“创新补偿”溢出效应、“遵循成本”挤出效应和净效应。结果表明：（1）碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率存在双边效应，且溢出效应占主导地位。溢出效应使绿色全要素生产率上升6.468%，挤出效应使绿色全要素生产率降低1.655%，两者角力使净效应提高4.814%。（2）双边效应具有时空变化特征，双边效应综合作用下的净效应随时间呈“U”型曲线，并在空间上表现为西部地区最强、中部地区次之、东部地区最弱。（3）地方经济增长压力、资源禀赋和金融发展水平差异使双边效应具有异质性表现。研究拓展了对中国式碳强度目标管理以复杂方式影响城市绿色发展的理解，有助于政府把握碳减排目标约束政策设计的切入点。

关键词：碳减排目标约束；绿色全要素生产率；双边效应；双边随机前沿模型

工业化和城市化的高速发展在推动中国经济增长的同时，也付出了巨大的生态代价。如何在缓解日益凸显的环境问题基础上保证经济发展不掉队，实现经济增长与环境治理的双赢是亟需解决的问题。绿色全要素生产率在资源有限约束下考虑了包括污染物排放在内的资源和环境成本，同时包含了生产力进步和环境保护的双重目的，已成为应对环境挑战、衡量城市经济和环境协调发展的重要指标之一[1,2]。研究如何加快绿色全要素生产率的提升有助于推动中国经济社会绿色转型发展。相关研究集中于从国家或区域层面[3,4]、省份或城市层面[5,6]、部门层面[7]以及微观企业层面[8]识别影响绿色全要素生产率的关键因素。其中，环境规制作为应对环境外部性问题的重要工具，是改善环境影响的重要驱动力。采用科学合理的环境规制政策助力城市绿色全要素生产率的增长已成为重要议题[9]。

为破解发展与污染之间的长期矛盾，中国在实践中摸索出一系列独具中国特色的创新型环境规制政策。结合中国国情，自上而下的命令控制型环境规制设定了明确的监管标准，其强制性兼具速度与效率优势，是最主要的环境治理手段[10]。与此同时，中国是世界上最大的温室气体排放国。中华人民共和国生态环境部《关于统筹和加强应对气候变化与生态环境保护相关工作的指导意见》中指明了未来污染防治攻坚战中降碳刚性约束的重要地位，指出要“围绕落实二氧化碳排放达峰目标与碳中和愿景，统筹推进应对

收稿日期：2025-02-24；**修订日期**：2025-06-04
基金项目：国家社会科学基金项目（23BGL222）
作者简介：许莹莹（1996- ），女，宁夏银川人，博士，讲师，研究方向为资源与环境经济。E-mail: 932809881@qq.com
通讯作者：高红贵（1964- ），女，湖北蕲春人，博士，教授，研究方向为资源与环境经济。
E-mail: gaohg1964@126.com

中国知网 https://www.cnki.net

气候变化与生态环境保护相关工作，加强顶层设计，着力解决与新形势新任务新要求不相适应的问题，协同推动经济高质量发展和生态环境高水平保护。”碳减排目标约束由中央政府制定全国二氧化碳减排总目标，再逐级将目标拆解分配到各省级、市级政府和控排单位，是一种典型的命令控制型降碳工具。相关文献认为以碳减排目标约束为代表的降碳政策和措施可以有效降低化石能源使用比例[11]、调节企业低碳路径[12]、促进产业低碳升级[13]、推动经济低碳转型[14]，但会增加低碳监测、规划等环境治理事权内容[15]。同时，碳减排目标约束的目标拆解并未坚持对等原则，而是根据地区实际，将刚性约束任务差异化地分配给下级政府，其目标拆解体现了政策设计的“良性”和政策力度的“刚性”，将有可能对城市绿色全要素生产率产生影响。

梳理已有文献，环境目标约束与绿色全要素生产率之间的关系研究的结论大致分为三类。一是支持“创新补偿说”。波特假说[16]认为适度的环境规制可以激励企业创新，部分或全部抵消环境监管带来的成本增加，最终提高企业生产力和竞争力。绿色全要素生产率包含经济增长和环境质量改善两方面的内涵。相关研究认为，合理的环境目标约束政策将遵循波特假说，促进企业绿色研发和新技术产生，推动技术扩散和行业结构升级，从而提升城市的整体绿色技术创新水平[17]。同时，绿色技术的发展不仅可以减少污染排放，达到环境治理的目的，也将克服边际收益递减的规律，有利于经济发展。故而，环境目标约束可以促进城市绿色全要素生产率的增长[18-20]。二是支持“遵循成本说”。遵循成本理论否定了波特假说，认为环境规制使得企业不得不支付环境成本，带来企业利润损失，不利于企业发展[21]。相关研究基于遵循成本理论，认为环境目标约束的实施产生了更高的生产要素价格和环境改善投资，企业不得不分配资金管理环境污染，将导致企业利润下降和竞争力削弱。城市中的微观企业利润降低减缓了地区经济发展。同时，治理污染的成本挤占了创新投资，也将抑制城市绿色全要素生产率的提高[22]。三是认为环境目标约束与绿色全要素生产率之间的关系并不是简单的线性关系，而是复合效应的结果[23]。具体来说，环境目标约束会引起生产要素的重新配置，一方面可以刺激研发投资，提高绿色技术创新动力，通过市场机制淘汰落后产能；另一方面增加了环境服从成本，挤出创新活动投资，对绿色全要素生产率产生负面作用。两者之间的具体关系取决于两种效应的净合力，并非单一的积极或消极的影响，其合力方向与环境规制类型[24]、环境规制强度[25]、区域范围选择[26]等均有关。已有研究发现，环境目标约束与绿色全要素生产率可能存在“U”型、倒“U”型、“N”型多种非线性关系[5,27,28]。部分研究也聚焦于以零碳或低碳为目标的多种降碳政策，仍然得出了截然相反的结论。具体来说，在正向作用的研究中，Wang等[29]、Zhou等[30]以碳排放权交易政策为例，认为碳排放权交易政策显著促进了城市、工业行业的绿色全要素生产率。而在负向作用的研究中，Liu等[31]认为在碳排放约束下，沿海城市的绿色全要素生产率仍处于下降阶段并面临巨大挑战。Lin等[32]从中国冶金行业分析了碳税政策对绿色全要素生产率的影响，表明征收碳税会对绿色全要素生产率产生负面影响，并建议政府不应以牺牲经济增长为代价来实现二氧化碳减排目标。

纵观现有研究，学者们对环境目标约束与绿色全要素生产率两者关系的观点仍未达成共识。造成这一现象的主要原因是环境目标约束的净效应取决于创新补偿和遵循成本两种相反的力的共同作用，从而导致了净效应的波动。已有研究往往只关注政策净效应

中国知网 https://www.cnki.net

或单边效应的估计，难以获得客观准确的结果。同时，由于中国幅员辽阔，区域发展不平衡、不充分的问题突出，下级政府在执行过程中容易出现认识、能力、行动等方面的差异[33]，使这种双边效应在时空差异和区域特征因素差异下可能具有异质性表现。两种相互矛盾的效应都具有一定的合理性，产生争议的根源在于现有研究对其共存的边界讨论不足。

在“双碳”目标加速推进的时代主题下，处理好降碳规制工具与绿色效率之间的关系，激发绿色创新动力，有利于满足城市经济发展与低碳环保的“双赢”要求。碳减排目标约束是中国式碳强度目标管理的典型代表，体现了不同城市降碳约束政策的差异化设计，是政府精准制策施策的真实反映。研究碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的双边效应，厘清双边效应在区域特征因素下的不同反应，有助于拓展现有研究对降碳政策以复杂方式影响城市发展的理解，并可以为政府部门明晰碳减排目标约束政策设计难点提供帮助。

本文的核心问题是识别和分析碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率双边效应的存在性和波动性。基于此，从效应分解的视角，采用双边随机前沿模型，分解碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的“创新补偿”溢出效应和“遵循成本”挤出效应，讨论双边效应的时空波动，并识别双边效应在区域特征因素下的不同反应。本文的边际贡献在于：（1）借助双边随机前沿模型分解碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的双边效应，重新审视中国式碳强度目标管理与城市绿色经济发展之间的关系，提供降碳政策影响城市经济绿色发展更细致的视角，深化碳减排目标约束政策有效性的经验研究。（2）分析双边效应的时空异质性和区域特征因素的影响，有助于明晰政策执行过程中的影响因素，动态评估碳减排目标约束的治理效果，填补碳减排目标约束有效性演化规律的研究空隙，将为完善碳减排目标约束持续助力城市高质量发展的政策切入点提供参考。

1　政策背景与理论假说

1.1　政策背景

自“十二五”开始，中国首次制定了全国二氧化碳强度下降17%的总目标，并将碳减排约束性量化目标正式纳入地方政府官员的政绩考核中。随后，中央政府结合不同省份自身发展水平和产业特征，在确保全国总减排任务完成的前提下，与各省级政府签订了差异化的、符合地区特质和能力的、可落地的减排目标责任书。省级政府进一步地将目标分解到辖区内各地级市，形成了中央—省—市层层分解的、量化的碳减排目标约束体系。碳减排目标约束在向下分解的过程中并未采用平均分配原则，而是在综合考量各地不均衡的发展现状、权衡经济增长与环境保护“双赢”的基础上，为不同地区设定了不同的目标任务。例如，“十二五”期间，广东省的碳减排目标为19.5%，而青海省仅为10%；江苏省南京市的减排目标为20%，而江苏省宿迁市仅为14%。

从全球范围和典型国家治理路径来看，可以将大气污染治理识别为碳硫双增、碳增硫减、协同防控三个过程[34]，治理高硫和治理高碳代表着两个不同阶段。自中国设立减排约束性指标以来，二氧化硫始终位列第一，其减排效果也取得了突出成就①，这既标志

① 2020年，全国二氧化硫排放量已从最高值2588万t下降到318.2万t。

中国知网　https://www.cnki.net

着中国空气污染治理取得了历史性成果，也意味着它需要进入一个新的阶段。“十四五”规划性文件中，二氧化硫彻底退出约束性量化指标体系，取而代之，“降碳”刚性约束从严从紧，已成为未来大气环境治理的重点战略方向。与此同时，中国碳达峰、碳中和的世界承诺也使得中国必须加快降碳步伐，合理协调碳减排与城市发展之间的关系。

碳减排目标约束以降碳约束为规制基础，在政策设计的“良性”与政策力度的“刚性”两方面具有进步性，可能影响城市绿色全要素生产率。从环境库茨尼茨曲线来看，位于拐点左边的城市不宜太强的环境规制，而对于拐点右边的城市，较强的环境规制反而有利于经济高质量发展[35]。碳减排目标约束的目标强度设计充分考虑到不同地区的真实发展现状、碳排放程度和控排能力，给高增长、高碳地区分配了相对严苛的减排任务，给低增长、低碳地区制定了相对宽松的减排任务，体现了政策设计的“良性”。与此同时，不同于过往文件形式化、表面化的泛泛而谈，碳减排目标约束用数字精准刻画、硬性界定治理责任，将干部的政治晋升与环境绩效直接挂钩，要求行政领导在岗期间拿出减排实绩。随着“一票否决”“终身追责”等考核措施的跟进，这项由中央牵头的跨部门长期降碳战役具有空前的震慑力和持久力，将引导地方政府间良性竞争，体现了政策力度的“刚性”。碳减排目标约束与城市绿色全要素生产率具体存在何种关系？下文将进一步梳理其中的理论机制。

1.2 理论假说

碳减排目标约束正如硬币的正反两面，对城市经济发展与环境保护具有积极和消极的双重影响，从而可能导致碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的净效应的不确定性。故而，本文从碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的双边效应出发，同时分析政策的“创新补偿”溢出效应和“遵循成本”挤出效应，其净效应则由双边效应的相对大小决定。

1.2.1 碳减排目标约束对绿色全要素生产率的溢出效应

基于波特假说的“创新补偿”理论，碳减排目标约束能够激发城市绿色创新潜能，推动城市“渐进式”和“颠覆式”技术创新水平的发展，对城市绿色全要素生产率产生“创新补偿”溢出效应[36]。

碳减排目标约束鼓励企业在现有产品的基础上改进生产工艺以满足更严格的环保标准，推动“渐进式”创新发展。在碳减排目标约束的外部重压下，拥有清洁技术的企业将获得更多的政策红利，资本的逐利性将“激励”辖区内企业投入绿色研发，降低污染排放。企业管理者不得不将眼光放得更长远，“倒逼”舍弃一部分短期利润用于绿色技术的研发，实现清洁、绿色生产。企业通过“渐进式”创新逐步将资源向绿色生产转移，避免了环境污染和资源浪费所带来的法律、社会和经济压力，降低了环境风险。当绿色技术水平发展到一定程度时，要素配置效率的优化在降低环境污染的同时提高了企业生产力，从而达到补偿甚至抵消环境治理成本的目的。

随着绿色创新的涌现和积累，碳减排目标约束催生“颠覆式”创新，根本改变城市产业发展方向，对城市绿色全要素生产率产生“创新补偿”溢出效应。碳减排目标可以激发良性竞争，随着同一地区内技术领先企业的示范和技术落后企业的模仿，技术辐射和人力资本流动使得绿色技术扩散和溢出，提高城市整体绿色技术水平。当绿色技术积累到一定程度，将彻底打破、迭代旧技术，产生“颠覆式”技术创新。地方政府在减排

中国知网 https://www.cnki.net

目标约束下，会“筛选”新入驻的清洁型、绿色型、创新型企业，并“清洗”淘汰城市原有落后产能，逐渐衍生绿色产业并形成新的经济增长点[37]，在一定程度上减缓了污染问题带来的经济和健康损失，产生了间接的补偿收益。从更长期来看，环境政策体系的完善、社会公众的监督、地区绿色经济增长点的形成将进一步反向扶持和规制城市发展与转型，用时间换取地区技术进步、产业升级、经济绿色发展的可能性，助力城市打破技术路径依赖、跳出传统经济发展模式[38]，从而对绿色全要素生产率产生溢出作用。

1.2.2 碳减排目标约束对绿色全要素生产率的挤出效应

基于“遵循成本”理论，碳减排目标约束会增加直接成本和间接成本，造成“成本损失”，对创新投资和绿色技术发展产生挤出效应，从而对绿色全要素生产率产生消极作用[39]。

碳减排目标约束的直接成本通常包括政府财政支出和企业的经济负担两方面。从政府角度出发，可以将成本损失分为两部分，一是由于执行碳减排目标约束而投入的人力和财力成本；二是在颁布碳减排目标约束后，必要的环境基础设施建设所消耗的成本。这些成本花费均在一定程度上压缩了政府财政支出，挤出了潜在的创新投资，从而抑制了绿色全要素生产率的增长[40]。从企业角度出发，一方面，由于碳减排目标约束迫使企业改进生产与经营方式、投资新的环保设备或技术以适应新的环境标准和法规，增加了企业的环境治理成本；另一方面，由于绿色技术研发具有时间长、投入高、风险大的特点，增设研发部门，研究与开发新产品、新工艺、新技术，都会大幅度增加企业的绿色研发成本[41]。这部分资金投入挤占了企业利润，短期内可能限制企业规模扩张和发展，对绿色全要素生产率产生不利影响。

碳减排目标约束的间接成本包含机会成本损失和“知识封锁”隐性成本。一方面，地方政府为了完成上级政府下达的减排任务，企业为了应对政府部门的环境监管，可能不得不放弃一部分盈利项目或投资，这部分被舍弃的潜在收益构成了政府和企业的机会成本损失。另一方面，由于绿色产业企业在资本市场上可能会获得更高的市场估值和投资者偏好，产生绿色溢价，因此，为避免知识溢出导致自身优势下降，先发技术企业将实施“知识封锁”，从而形成绿色产业壁垒，阻碍新企业的进入。绿色技术创新需要多元知识投入，陷于固定行业和业务将使得知识来源趋同，阻碍思想的碰撞和新技术的发现，从而对绿色技术创新产生挤出效应[42]，产生一定的隐性成本，抑制绿色全要素生产率的发展。

H1：碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率具有“创新补偿”和“遵循成本”的双边效应，其净效应取决于双边效应的相对大小。

1.2.3 地区经济增长压力与双边效应

在中央集权的政治体制下，经济增长目标是上级政府评价下级政府官员能力和政治晋升的关键指标。地方政府经济增长目标的设定通常受到三方面的影响：一是上级政府的压力；二是同级政府的横向竞争；三是基于政府对未来经济扩张速度期望和计划的考虑。地方政府面临着经济增长和环境保护的双重压力，目标的设定大小决定了地方政府面临冲突时的权衡余地，经济增长目标的设定一定程度上会影响环保目标的政策效力。具体来说，经济增长目标越高的地区，碳减排目标约束的溢出效应越小，挤出效应越大，两者角力使得净效应变小。一方面，过往研究发现，在经济压力较重的地区，为了实现

中国知网　https://www.cnki.net

既定的经济增长目标，地方政府可能存在放松环境监管的动机，并对没有短期增长效应的创新活动关注不足[43]。这将干扰碳减排目标约束发挥其应有的创新补偿作用，阻碍环境质量的改善，降低城市绿色全要素生产率，使得经济可持续增长和高质量发展受到限制，从而抑制了碳减排目标约束对绿色全要素生产率的溢出效应。另一方面，当经济增长目标的设定超过合理经济增长率的范围时，为了完成高额的“政治任务”，地方政府必须调整城市资源，优先投资于GDP实现周期较短的项目。第二产业的回报周期相对较短，可以在短期内为地区GDP和税收作出巨大贡献[44]。因此，将更多的财政资源分配到能够显著提高短期经济表现的基础设施领域自然成为地方政府的首选，这将不可避免地推动政府的经济发展政策偏向于能源消耗巨大、碳排放严重的重工业行业。扩大基础设施建设规模的经济发展战略会进一步挤占政府研发支出，阻碍绿色低碳技术进步，从而对绿色全要素生产率的增长产生抑制作用[45]，加剧碳减排目标约束对绿色全要素生产率的挤出效应。综上，碳减排目标约束对绿色全要素生产率的双边效应会因地方经济增长压力的差异而具有异质性表现。在经济增长目标较重的地区，可能存在抑制溢出效应并加剧挤出效应的现象，从而对净效应产生不利影响。

H2：双边效应会因地方经济增长压力的差异而具有异质性表现。在经济增长目标压力较重的地区，溢出效应相对较小，挤出效应相对较大，净效应相对较弱。

1.2.4 地区资源禀赋与双边效应

资源丰裕地区虽然不会受到资源不足的制约，但容易形成资源锁定和路径依赖，产生“资源诅咒”效应[46]。一方面，自然资源禀赋对一个地区的经济发展具有深远影响，资源丰裕地区借助自身资源优势形成了较为单一的产业结构，不利于资源配置效率的提升，将使得人才流动和技术发展受到限制。同时，资源丰裕地区更有利于形成倾向于强占者的制度，从而更加保护既得利益者，使得新的竞争者难以进入市场，阻碍公平竞争和创新。此外，低廉的资源要素价格和便利的资源获取条件会放大资本的逐利性，削弱政治制度的有效性，导致碳减排目标约束政策难以得到切实执行，这将加剧地区绿色技术发展的惰性，从而可能削弱碳减排目标约束对绿色全要素生产率的创新补偿溢出效应。另一方面，资源丰裕地区依靠自身优势大力发展自然资源原材料初加工产业，将排挤新兴产业和其他制造业的形成和发展。劳动力和资本集中于初级产业，将导致其他制造业部门所具备的学习和积累效应无法得以充分发挥，从而挤出其他行业技术进步的潜能。同时，过度依赖自然资源容易诱发寻租行为和腐败现象，资源的不合理分配也将导致资源利用效率低下，使得其他行业在人力资本积累和技术创新方面缺乏足够的资金投入，阻碍城市绿色经济转型的进程并削弱城市竞争力，加剧碳减排目标约束政策对绿色全要素生产率的挤出效应。综上，地区资源禀赋的差异会使得碳减排目标约束对绿色全要素生产率的双边效应具有异质性。相较于资源贫乏地区，资源丰裕地区可能存在“资源诅咒”现象，削弱溢出效应并加剧挤出效应，使碳减排目标约束的净效应相对较小。

H3：双边效应会因地方资源禀赋的差异而具有异质性表现。在资源相对丰裕地区，溢出效应相对较小，挤出效应相对较大，净效应相对较弱。

1.2.5 地区金融发展水平与双边效应

金融体系的发展是推动地区经济绿色发展的驱动力之一，碳减排目标约束的双边效应可能会因地区金融水平的差异具有异质性表现。一方面，金融发展水平较高的地区更

中国知网 https://www.cnki.net

有利于增加对先进生产技术的投资，降低绿色技术创新的风险。这些地区通过将更多的金融资源分配给绿色发展项目，能够促进低污染企业的发展，缓解技术创新项目长期面临的资本供应不足问题，进而减少地区的能源消耗和污染排放，从而扩大碳减排目标约束的溢出效应。另一方面，金融发展能够优化资源配置，减少经济系统中的摩擦，提高整体经济效率。在金融体系相对完善的地区，能够更有效地克服由于信息不对称导致的逆向选择和道德风险问题，并将资金精准分配到具有盈利前景的投资项目中。同时，金融体系的融资功能可以满足企业生产部门的资本需求，削弱融资约束对企业生产扩张的不利影响，为低污染企业扩大再生产提供有力的金融支持，从而缓解碳减排目标约束的挤出效应[47]。综上，地区金融发展水平会使碳减排目标约束对绿色全要素生产率的双边效应具有异质性，金融发展水平高的地区可能扩大溢出效应，缓解挤出效应，从而使得碳减排目标约束的净效应相对更大。

H4：双边效应会因地区金融发展水平的差异而具有异质性表现。在金融发展水平相对更高的地区，溢出效应相对较大，挤出效应相对较小，净效应相对较强。

2　研究方法与数据来源

2.1 变量说明与数据来源

2.1.1 被解释变量

绿色全要素生产率（*GTFP*）。学者们通常采用随机前沿分析（SFA）和数据包括分析（DEA）两种方法。DEA模型的优势是不需要预先估计参数和构建生产函数，可以直接处理多个产出和投入变量，但其缺点是对测量误差和极端值敏感。相较而言，SFA模型虽然需要预设函数形式，却具有允许统计噪声的优势[48,49]。参考匡远凤等[50]、李双燕等[51]对绿色全要素生产率的计算方法，采用超越对数形式的SFA模型测算中国城市层面的*GTFP*。具体来说，投入要素分别选取地级市年末从业人员的对数值衡量劳动力（*Labor*）、永续盘存法测算的资本存量的对数值衡量资本（*Capital*）、城市建设用地面积的对数值衡量土地（*Land*）、全社会用电量的对数值衡量能源（*Energy*）和$PM_{2.5}$浓度的对数值（$PM_{2.5}$）衡量环境污染。产出选取2011年为基期的实际GDP的对数值（*Rgdp*）。

2.1.2 解释变量

碳减排目标约束（*Policy*）。将碳减排目标约束界定为自上而下层层分解，适应城市差异化特征的约束性碳减排目标。手工搜集各市级人民政府《控制温室气体排放工作方案》《应对气候变化和节能规划》《碳达峰实施方案》等政策文件中的碳减排目标五年计划值，采用式（1）分解五年计划目标值。缺失的减排目标值采用两种方法进行补充，一是搜集《政府工作报告》中的年度计划值，二是采用单位GDP二氧化碳排放量的实际减排值补充。该数值越大，表明地方政府实施了更严苛的碳减排目标约束。

$$\text{年度计划值} = 1 - \sqrt[5]{1 - \text{五年计划值}} \tag{1}$$

2.1.3 控制变量

为了准确评估碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的双边影响，引入如下控制变量。经济发展水平（*Pgdp*）：采用人均GDP的对数表征。人口集聚（*Pop*）：采用人口密度的对数表征。开放水平（*Open*）：采用实际使用外资金额占GDP比例表征，其中实

中国知网　https://www.cnki.net

际使用外资金额的原始单位为美元，本文利用中间汇率水平将其单位统一为人民币。产业结构（*Indus*）：采用第三产业产值与第二产业产值的比值表征。金融发展水平（*Finance*）：用金融机构存贷款余额与GDP的比值表征。消费需求水平（*Consume*）：采用社会消费品零售总额与GDP的比值表征。人力资本水平（*Human*）：采用在校大学生占总人口的比例来表征。交通基础设施（*Tanspor*）：采用人均道路面积的对数表征。

2.1.4 数据来源

除去新疆维吾尔自治区、西藏自治区，以中国275个城市的面板数据为研究样本②，验证碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的双边效应。碳减排目标约束政策相关数据来源于不同城市的中央人民政府官网。截至目前，政府文件中已公布了完整的“十二五”“十三五”省级碳减排目标。而对于“十四五”期间，部分省份的碳排放强度下降约束性目标为“完成国家下达的目标”，并未公布明确的碳减排目标值，但公布了2030年的碳达峰目标值。与之类似的，“十四五”期间的城市碳减排目标约束的缺失值较多。为确保本文研究结果的准确性，将基准回归的样本期间确定为2011—2020年，即“十二五”至“十三五”期间。进一步地，在稳健性分析中，采用“十四五”碳减排目标值扩充数据至2011—2023年进行补充分析。$PM_{2.5}$浓度数据来源于美国圣路易斯华盛顿大学大气成分分析组（ACAG）发布的$PM_{2.5}$空间分布数据集。其他城市层面数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》和《中国统计年鉴》，个别缺失数据采用插值法补齐，为排除异常值的干扰，对样本数据作了1%的缩尾处理。表1报告了变量的描述性统计。

表1 变量描述性统计

Table1 Descriptive statistics of variables (*N*=2750)

变量	均值	标准差	最小值	最大值
GTFP	0.140	0.189	0.015	1.333
Policy	0.747	0.543	0.095	5.404
Pgdp	10.723	0.564	8.758	12.594
Pop	5.758	0.908	1.808	9.086
Open	1.974	2.097	0.007	9.179
Indus	1.025	0.579	0.175	5.331
Finance	1.022	0.608	0.118	6.023
Consume	0.387	0.109	0.026	1.012
Human	1.519	2.079	0.047	11.076
Tanspor	3.445	0.484	0.798	5.159
Labor	3.630	0.865	1.631	7.042
Capital	18.342	0.826	15.691	21.018
Land	4.556	0.858	1.792	8.072
Energy	4.367	1.190	0.105	7.430
Rgdp	7.498	0.935	4.899	11.023
$PM_{2.5}$	3.671	0.339	2.609	4.690

2.2 模型设定

各城市绿色全要素生产率的集合构成了中国绿色全要素生产率的前沿面，该前沿面代表在不受其他外界因素影响下的各城市绿色全要素生产率的最优效率。由上述理论分析可知，碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的影响包括创新补偿溢出效应和遵循成本挤出效应两个方面。在两种相反的力的共同作用下，各城市的绿色全要素生产率会偏离前沿面。为同时分解测度溢出和挤出两种效应的具体表现，参考Kumbhakarr等[52]、刘春艳等[53]的研究思路，设定双边随机前沿模型如下：

$$GTFP_{it} = \eta\mu(x_{it}) + \xi_{it}, \quad \xi_{it} = w_{it} - u_{it} + v_{it} \tag{2}$$

② 城市样本中不包含新疆维吾尔自治区、西藏自治区，以及缺失值严重的海东市、毕节市、铜仁市、遵义市、三沙市、儋州市、绥化市、黑河市、泰州市、淮北市、钦州市和亳州市。

中国知网 https://www.cnki.net

式中：$GTFP_{it}$代表i城市t时间的绿色全要素生产率；η代表待估计向量的参数；$\mu(x_{it})$是影响城市绿色全要素生产率的一系列城市个体的特征变量；ξ_{it}是复合残差项；w_{it}代表“创新补偿”溢出效应；u_{it}代表“遵循成本”挤出效应；v_{it}代表随机误差项。净效应则是由溢出效应和挤出效应共同决定。

采用极大似然估计方法（MLE）拟合结果，并假设w_{it}~$i.i.d.\exp(\sigma_w,\sigma_w^2)$，$u_{it}$~$i.i.d.\exp(\sigma_u,\sigma_u^2)$，$v_{it}$~$i.i.d.N(0,\sigma_v^2)$。$\sigma_w^2$、$\sigma_u^2$分别表示溢出效应、挤出效应服从指数分布条件下的方差；σ_v^2表示随机扰动项服从正态分布条件下的方差，w_{it}、u_{it}、v_{it}之间相互独立，并与$\mu(x_{it})$不存在相关关系。进一步推导ξ_{it}的概率密度函数$f(\cdot)$：

$$f(\xi_{it})=\frac{\exp(\lambda_{it})}{\sigma_w+\sigma_u}\varphi(\alpha_{it})+\frac{\exp(\gamma_{it})}{\sigma_w+\sigma_u}\int_{-\beta_{it}}^{\infty}\phi(z)\mathrm{d}z \tag{3}$$

式中：λ_{it}、α_{it}、β_{it}、γ_{it}分别表示其他参数；$\varphi(\cdot)$、$\phi(\cdot)$分别为标准正态分布下的累积分布函数、概率密度函数。各参数设定如下，并构建对数似然函数：

$$\lambda_{it}=\frac{\xi_{it}}{\sigma_u}+\frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2},\gamma_{it}=\frac{\sigma_v^2}{2\sigma_w^2}-\frac{\xi_{it}}{\sigma_w},\alpha_{it}=-\left(\frac{\xi_{it}}{\sigma_v}+\frac{\sigma_v}{\sigma_u}\right),\beta_{it}=\frac{\xi_{it}}{\sigma_v}-\frac{\sigma_v}{\sigma_w} \tag{4}$$

$$\ln L(X,\theta)=-n\ln(\sigma_w+\sigma_u)+\sum_{c=1}^{n}\ln[e^{\lambda_{it}}\varphi(\alpha_{it})+e^{\gamma_{it}}\varphi(\beta_{it})] \tag{5}$$

式中：$\theta=\{\eta,\sigma_w,\sigma_u,\sigma_v\}$，进一步地，$w_{it}$、$u_{it}$的条件密度函数为：

$$f(w_{it}|\xi_{it})=\frac{k\exp(-kw_{it})\varphi[w_{it}/\sigma_v+\alpha_{it}]}{\exp(\gamma_{it}-\lambda_{it})[\varphi(\beta_{it})+\exp(\lambda_{it}-\gamma_{it})\varphi(\alpha_{it})]} \tag{6}$$

$$f(u_{it}|\xi_{it})=\frac{k\exp(-kw_{it})\varphi[u_{it}/\sigma_v+\beta_{it}]}{\varphi(\beta_{it})+\exp(\lambda_{it}-\gamma_{it})\varphi(\alpha_{it})} \tag{7}$$

式中：$k=1/\sigma_w+1/\sigma_u$，计算w_{it}、u_{it}的条件期望如下：

$$E(w_{it}|\xi_{it})=\frac{1}{k}+\frac{\sigma_v[\phi(-\beta_{it})+\beta_{it}\varphi(\beta_{it})]}{\exp(\gamma_{it}-\lambda_{it})[\varphi(\beta_{it})+\exp(\lambda_{it}-\gamma_{it})\varphi(\alpha_{it})]} \tag{8}$$

$$E(u_{it}|\xi_{it})=\frac{1}{k}+\frac{\exp(\lambda_{it}-\gamma_{it})\sigma_v[\phi(-\alpha_{it})+\alpha_{it}\varphi(\alpha_{it})]}{\varphi(\beta_{it})+\exp(\lambda_{it}-\gamma_{it})\varphi(\alpha_{it})} \tag{9}$$

进一步换算为百分比形式：

$$E(1-e^{-w_{it}}|\xi_{it})=1-\frac{k}{(1+k)}\frac{[\varphi(\alpha_{it})+\exp(\gamma_{it}-\lambda_{it})\exp(\sigma_v^2/2-\sigma_v\beta_{it})\varphi(\beta_{it}-\sigma_v)]}{\exp(\gamma_{it}-\lambda_{it})[\varphi(\beta_{it})+\exp(\lambda_{it}-\gamma_{it})\varphi(\alpha_{it})]} \tag{10}$$

$$E(1-e^{-u_{it}}|\xi_{it})=1-\frac{k}{(1+k)}\frac{[\phi(\beta_{it})+\exp(\lambda_{it}-\gamma_{it})\exp(\sigma_v^2/2-\sigma_v\alpha_{it})\phi(\alpha_{it}-\sigma_v)]}{\varphi(\beta_{it})+\exp(\lambda_{it}-\gamma_{it})\varphi(\alpha_{it})} \tag{11}$$

最后，测算碳减排目标约束对绿色全要素生产率的净效应：

$$NE=E(1-e^{-w_{it}}|\xi_{it})-E(1-e^{-u_{it}}|\xi_{it})=E(e^{-u_{it}}-e^{-w_{it}}|\xi_{it}) \tag{12}$$

3　结果分析

3.1　基准模型估计

表2展示了碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的影响作用。列（1）是OLS估计的结果，初步表明碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率具有显著的正向影响。列（2）

中国知网　https://www.cnki.net

表2 基准回归结果

Table 2 Benchmark regression results

变量	(1) *GTFP*	(2) *GTFP*	(3) *GTFP*	(4) *GTFP*	(5) *GTFP*
Policy	0.019***				
	(3.615)				
Pgdp	0.016***	0.013***	0.011***	0.013***	0.013***
	(2.822)	(6.924)	(6.091)	(7.264)	(7.303)
Pop	0.014**	0.006***	0.006***	0.006***	0.006**
	(2.194)	(3.012)	(2.648)	(2.715)	(2.569)
Open	0.937***	0.195***	0.202***	0.191***	0.190***
	(3.716)	(3.756)	(4.057)	(3.764)	(3.711)
Indus	0.079***	0.008***	0.010***	0.009***	0.012***
	(4.886)	(3.788)	(4.014)	(4.302)	(4.076)
Finance	0.100***	0.036***	0.034***	0.037***	0.037***
	(6.105)	(10.911)	(10.353)	(12.418)	(12.394)
Consume	0.425***	0.084***	0.085***	0.083***	0.083***
	(11.095)	(8.793)	(9.135)	(8.891)	(8.853)
Human	0.298	0.526***	0.558***	0.533***	0.530***
	(1.146)	(9.486)	(10.351)	(9.304)	(9.146)
Tanspor	−0.031**	−0.003	−0.003	−0.005***	−0.005***
	(−2.349)	(−0.809)	(−0.781)	(−6.125)	(−6.166)
时间效应	Y	N	Y	N	Y
地区效应	Y	N	N	Y	Y
随机误差：σ_v					
cons		−5.262***	−5.343***	−5.212***	−5.190***
		(−12.300)	(−11.796)	(−14.013)	(−14.654)
挤出效应：σ_u					
Policy		2.387***	2.384***	2.474***	2.475***
		(6.297)	(6.118)	(6.247)	(6.208)
溢出效应：σ_w					
Policy		4.053***	4.066***	4.047***	4.044***
		(6.683)	(6.365)	(6.413)	(6.015)
Log *likelihood*		3331.962	3339.427	3466.217	3566.552
LR(χ^2)			93.487	1268.382	1377.389
P-value			0.000	0.000	0.000
N/个	2750	2750	2750	2750	2750

注：表中括号内为*t*值，**、***分别表示回归结果在5%、1%的水平上显著。下同。

~列（5）均为双边随机前沿下的MLE估计，其中，列（2）加入了控制变量，列（3）进一步控制了时间固定效应，列（4）在列（2）的基础上控制了地区固定效应，列（5）在加入控制变量的基础上同时控制了时间和地区固定效应。在列（2）~列（5）中，σ_u和σ_w

中国知网 https://www.cnki.net

的系数均在1%的水平上显著，初步证明碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率同时具有显著的“创新补偿”溢出效应和“遵循成本”挤出效应，其溢出效应和挤出效应相对前沿面的偏离程度仍需进一步分解。同时，通过对比列（2）~列（5）的对数似然函数值和极大似然比值，列（5）的对数似然函数值和极大似然比值最大，即列（5）的估计结果相对更优。故而，后文将选取模型（5）进行深入分析。控制变量的系数方向也基本符合预期。通过观察列（5），*Pgdp*、*Pop*、*Open*、*Indus*、*Finance*、*Consume*、*Human*的系数均显著为正，而*Tanspor*的系数显著为负。究其原因，*Pgdp*、*Open*、*Finance*和*Consume*分别反映了地区经济发展水平、对外开放程度、金融发展水平和消费水平，这四个指标均为构成地区经济基础的因素。*Pgdp*、*Open*、*Finance*和*Consume*相对更高的地区，意味着经济基础更为雄厚，反之则经济基础相较薄弱。绿色全要素生产率与地区经济增长息息相关，良好的经济基础有助于抵抗风险，减少经济增长的不确定性，有利于绿色全要素生产率的增长。*Pop*、*Human*两个指标反映了地区人口特征，一个地区的人口密度和教育水平是科技进步的源动力，随着*Pop*和*Human*的增加，有助于地区开展绿色技术研发，从而提高绿色全要素生产率。*Indus*指标反映了地区产业结构的服务化倾向，随着*Indus*的提高，地区产业结构由污染严重的工业向相对清洁的服务业转型，有助于改善地区生态环境，推动绿色全要素生产率的发展。*Tanspor*反映了地区交通基础设施的建设，道路、桥梁和隧道等设施建设需要大量耕地和森林资源，造成土地占用和生态破坏，将引致环境污染，不利于绿色全要素生产率的增长。

3.2 双边效应测算与方差分解

表3为模型（5）依据表2的双边效应分解结果。整体来看，碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的双边效应占总方差的比例为99.7%，表明碳减排目标约束的溢出和挤出效应共同解释了影响城市绿色全要素生产率总方差的99.7%，即碳减排目标约束是影响城市绿色全要素生产率的重要因素之一。与此同时，碳减排目标约束的溢出效应和挤出效应同时存在，有必要在估计过程中考虑其双边效应。观察碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率双边效应的系数值和占比，溢出效应和挤出效应的系数分别是0.092和0.017，表明碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率溢出效应的促进效果明显强于挤出效应的抑制效果；影响比例分别为96.8%和3.2%，表明溢出效应占主导地位。即无论是影响系数还是所占比例，碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的创新补偿效应可以抵消遵循成本效应，产生正向的净效应。

表3　双边效应的方差分解

Table 3　Variance decomposition of bilateral effects

变量	变量含义	符号	系数值
双边效应	随机误差项	σ_v	0.005
	溢出效应	σ_w	0.092
	挤出效应	σ_u	0.017
方差分解	随机项总方差	$\sigma_v^2+\sigma_u^2+\sigma_w^2$	0.009
	总方差中双边效应的影响比例	$(\sigma_u^2+\sigma_w^2)/(\sigma_v^2+\sigma_u^2+\sigma_w^2)$	0.997
	溢出效应的影响比例	$\sigma_w^2/(\sigma_u^2+\sigma_w^2)$	0.968
	挤出效应的影响比例	$\sigma_u^2/(\sigma_u^2+\sigma_w^2)$	0.032

3.3 双边效应偏离程度测算

进一步地，基于碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率双边效应的偏离特征进行分析，表4展示了创新补偿溢出效应、遵循成本挤出效应和净效应使城市绿色全要素生产

中国知网　https://www.cnki.net

率偏离前沿面的百分比。从单边效应估计结果来看，碳减排目标约束的溢出效应使绿色全要素生产率提升了6.468%，而挤出效应则使绿色全要素生产率降低了1.655%。创新补偿效应和遵循成本效应的相对大小综合使得绿色全要素生产率的净效应提高了4.814%。表4的后3列展示了双边效应的分布特征，结果验证了假说1。具体而言，双边效应在不同分位点具有明显差异，相较于溢出效应，挤出效应的变化幅度相对平缓，净效应的变化趋势主要由溢出效应决定，且净效应在75百分位约为25百分位的7倍。同时，无论在何种分位点上，创新补偿溢出效应均与遵循成本挤出效应共存，并产生了正向的净效应。

3.4 双边效应频率分布

图1更为直观地呈现了碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的溢出、挤出、净效应的分布特征，三种效应均呈现右拖尾特征。统计结果表明，净效应大多分布在0轴右侧，净效应小于0的样本只占总样本的16.8%，意味着83.2%的城市样本碳减排目标约束对绿色全要素生产率的溢出效应均大于挤出效应，具有积极的净效应。

3.5 稳健性分析

为确保上述检验结果的可靠性，本文进行了稳健性检验。

第一，剔除其他环保目标约束的影响。自“十一五”以来，国家同样对能耗（*EEnergy*）、二氧化硫（SO_2）、化学需氧量（COD）、氨氮（NH_3-N）、氮氧化物（NO_X）明确约束了减排定量指标，本文采用与碳减排目标约束相同的计算方法计算了上述五种减排目标约束，并加入到回归模型中。实证结果见表5列（1），双边效应检验结果与基准回归基本一致。

第二，考虑“十四五”期间的影响。采用以碳达峰目标值倒推计算得到的“十

表4 偏离程度估计

Table 4 Estimation of deviation (%)

变量	（1）平均值	（2）标准差	（3）25百分位	（4）50百分位	（5）75百分位
溢出效应	6.468	7.169	2.272	4.462	7.918
挤出效应	1.655	1.345	1.126	1.237	1.564
净效应	4.814	7.372	0.918	3.166	6.628

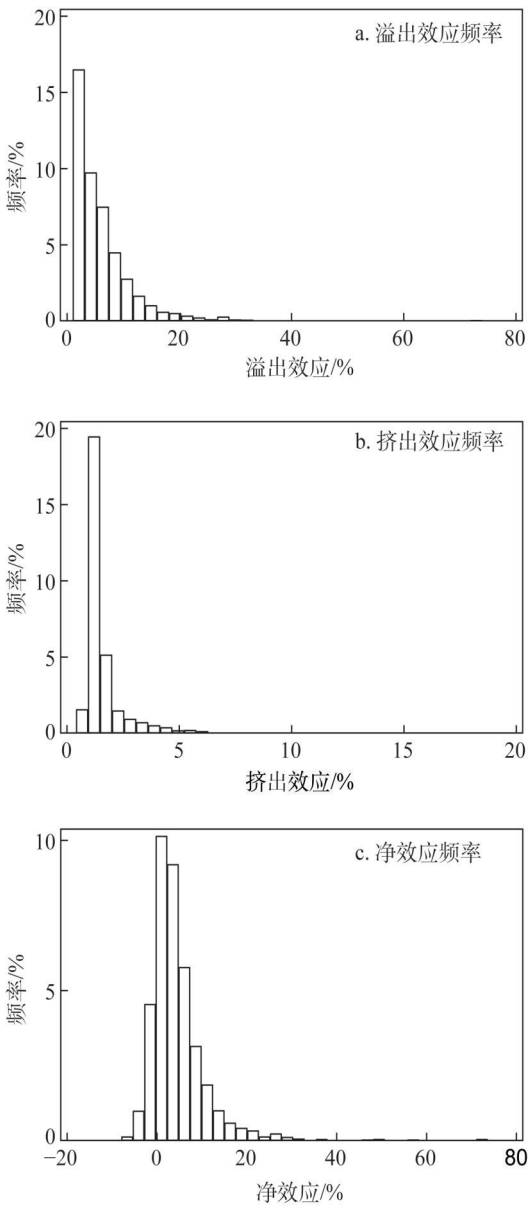

图1 双边效应频率分布

Fig. 1 Frequency distribution of bilateral effects

中国知网 https://www.cnki.net

表5　稳健性检验

Table 5　Robustness tests

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）
挤出效应：σ_u							
Policy	2.261***	2.401***	2.210***	2.383***	2.359***	2.468***	2.320***
	(5.385)	(8.932)	(5.041)	(7.703)	(6.080)	(8.217)	(7.675)
溢出效应：σ_w							
Policy	4.228***	4.045***	4.017***	4.373***	4.234***	4.183***	4.140***
	(5.029)	(6.005)	(6.087)	(7.511)	(7.527)	(6.595)	(6.507)
方差分解							
随机误差项	0.009	0.005	0.016	0.012	0.004	0.006	0.013
溢出效应	0.105	0.091	0.109	0.096	0.093	0.092	0.099
挤出效应	0.010	0.017	0.013	0.013	0.018	0.017	0.013
随机项总方差	0.011	0.009	0.012	0.009	0.009	0.009	0.010
总方差中双边效应的影响比例	0.993	0.997	0.980	0.986	0.999	0.996	0.983
溢出效应的影响比例	0.991	0.967	0.986	0.981	0.964	0.967	0.983
挤出效应的影响比例	0.009	0.032	0.015	0.019	0.036	0.033	0.017
偏离程度估计							
溢出效应	8.843	7.706	9.082	8.029	7.839	7.738	8.339
挤出效应	0.990	1.654	1.308	1.316	1.763	1.622	1.267
净效应	7.853	6.051	7.774	6.713	6.076	6.115	7.072
EEnergy	0.883***	—	—	—	—	—	—
	(9.055)	—	—	—	—	—	—
SO_2	0.356***	—	—	—	—	—	—
	(3.370)	—	—	—	—	—	—
COD	0.655***	—	—	—	—	—	—
	(5.100)	—	—	—	—	—	—
NH_3-N	0.717***	—	—	—	—	—	—
	(5.287)	—	—	—	—	—	—
NO_X	0.371***	—	—	—	—	—	—
	(8.685)	—	—	—	—	—	—
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市×年份	N	N	N	N	N	N	Y
地区×年份	N	N	N	N	N	N	Y
Log *likelihood*	2907.658	3346.028	2869.764	3244.431	3282.444	3362.561	3151.939
N/个	2750	3575	2750	2750	2750	2750	2750

四五”碳减排目标值扩充数据至2011—2023年。再次回归结果见表5列（2），依然稳健。

第三，替换被解释变量。参考Guo等[54]的计算方法，采用TFE-SFA模型再次计算城市

中国知网　https://www.cnki.net

绿色全要素生产率水平进行回归。结果见表5列（3），与基准回归结果基本一致。

第四，替换解释变量。一是采用0~1变量再次核算碳减排目标约束，认为碳减排目标值高于所有城市中位数的城市实施了更严苛的碳减排目标约束，取值为1，其余城市则取值为0，结果见表5列（4）。二是测算全国尺度下和省级尺度下不同城市的差异特征。具体来说，采用市级与全国总目标的差值再次衡量碳减排目标约束，结果见表5列（5）；采用市级与所属省份目标的差值再次衡量碳减排目标约束，结果见表5列（6）。回归结果均依然稳健。

第五，控制个体特征。考虑到一些随时间变化的地区因素对城市绿色全要素生产率的影响，引入城市—时间固定效应、省份—时间固定效应控制这些遗漏变量，进一步控制影响绿色全要素生产率的个体特征。结果见表5列（7），仍然证明基准回归结果的稳健性。

3.6 内生性分析

碳减排目标约束的设定和城市绿色全要素生产率的形成都与城市特征息息相关，为排除这一因果关系中可能存在的内生性问题，消除缓解可能存在的偏差，参考余泳泽等[55]对工具变量的设定，引入工具变量（*iv*）空气流通系数，运用2SLS方法再次检验。内生性检验的回归结果见表6。具体来说，从自然地理角度，选取空气流通系数作为工具变量。一方面，空气流通系数与地级市污染程度密切相关，空气流通系数越大的地级市的空气污染范围越容易扩散，而污染程度较高的地级市往往会实施更加严苛的减排目标约束政策。另一方面，空气流通系数属于自然地理条件，与城市发展特征和绿色经济增长无关，满足外生性要求。列（1）为第一阶段的结果，*F*值为41.298，不存在弱工具问题。列（2）为第二阶段的结果，碳减排目标约束的系数符号与表2列（1）一致，表明排除了内生性问题。

表6 内生性检验

Table 6 Endogeneity test

变量	（1）*Policy*	（2）*GTFP*
iv	0.486***	
	(7.582)	
Policy		0.065***
		(7.406)
控制变量	Y	Y
Cons	4.325***	−0.349***
	(18.156)	(−3.010)
N/个	2750	2750
R^2	0.595	0.310
*F*值	41.298	

3.7 双边效应的时空异质性分析

3.7.1 双边效应的年度分布特征

表7展示了碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率双边效应随时间变化的趋势。可以看到，样本期间的年度溢出效应均大于挤出效应，但溢出效应的波动幅度较大，挤出效应则处于相对平稳的状态。在图2中，碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的净效应虽然均为正值，但会随着时间呈现“U”型曲线。净效应的变化趋势主要由创新补偿溢出效应主导，其时间变化趋势也与创新补偿溢出效

表7 双边效应的年度分布特征

Table 7 Annual distribution characteristics of bilateral effects (%)

年份	溢出效应	挤出效应
2011	8.337	1.553
2012	7.655	1.676
2013	6.821	1.646
2014	6.087	1.599
2015	5.961	1.602
2016	5.294	1.722
2017	5.328	1.666
2018	5.645	1.734
2019	6.325	1.689
2020	7.231	1.659

中国知网 https://www.cnki.net

应基本一致。具体来说，创新补偿溢出效应的波动受自发创新、外购创新、创新周期等多方面因素的共同作用，是一个较为复杂的过程。碳减排目标约束的政策效果在颁布初期具有较强的震慑力，可以在短期内倒逼辖区内企业通过节能减排技术的采购和清洁生产设备的更新提高绿色技术水平，产生较高创新补偿效应。然而，通过购买得到的技术面临更新换代的问题，难以维持长久的发展，技术的自主研发亦需要长期的时间投入，因此，碳减排目标约束的创新补偿效应难以保持较高水平，可能在短期内出现大幅下降的趋势。随着时间的推移，绿色技术自主研发的成果开始显现，逐渐替代和超越原有技术，从而使得政策的创新补偿效应在下降到一定程度后慢慢回升。同时，伴随着碳减排热潮的持续推进，地区对降碳目标达成的重视程度逐渐加大，专业人才的输入和资源的优化配置将扩大政策的规制效果，从而加快创新补偿溢出效应的回升速度。与之相反，碳减排目标约束的挤出效应波动幅度较小。这可能是由于在政策颁布后，地方政府和企业每年对研发投资的支出是基本固定的，从而使得政策产生的遵循成本挤出效应相对稳定。在溢出效应和挤出效应的综合作用下，图2净效应的形态结果展示了相似的趋势。碳减排目标约束在政策实施当年对城市绿色全要素生产率具有较强的净效应，随后在短期内开始逐年快速下降，下降到一定程度后开始回升，且上升速率逐渐加快，形成了“U”型的波动趋势。

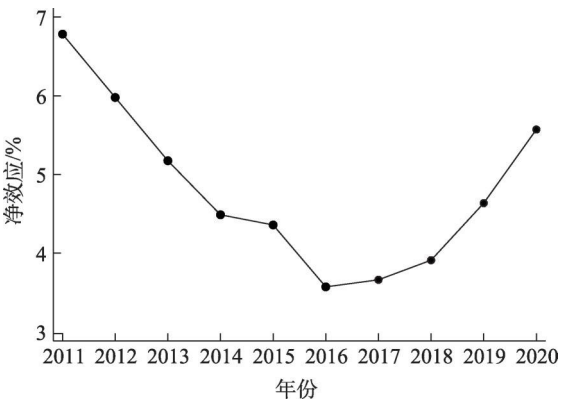

图2　净效应的年度分布特征

Fig. 2　Annual distribution characteristics of net effects

3.7.2 双边效应的地区分布特征

参照《全国城镇体系规划纲要》划分样本为东、中、西部地区。表8展示了碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率双边效应的地区分布特征，图3展示了不同地区的净效应。可以看到，碳减排目标约束对绿色全要素生产率的溢出效应始终大于挤出效应，即在不同省份、不同地理区位上，碳减排目标约束对绿色全要素生产率的净效应均表现为促进作用。进一步，通过观察不同省份的具体情况，发现不同地区的溢出效应、挤出效应和净效应具有较大差异。首先，四个直辖市的溢出效应均处于高水平，均值在10%以上，而挤出效应的均值处于总样本的中位数附近，两者角力使其净效应处于高水平。这可能是因为四个直辖市经济较为发达，具有完善成熟的金融体系，为地区绿色全要素生产率的提升提供了有力的金融支持，可以通过有效扩大“创新补偿”溢出效应提高碳减排目标约束的净效应。其次，河北、山西、内蒙古、陕西的溢出效应较高，可能是由于这四个省（自治区）原本的污染情况严重，碳减排目标约束的治理效果明显，对绿色全要素生产率的提升具有推动作用。值得注意的是，山西、内蒙古、陕西的挤出效应也同样处于较高水平，可能与其煤炭资源丰富的区域特征有关，资源禀赋造成了产业结构单一的问题，增强了挤出效应。再次，广东、四川、河南、山东的挤出效应相对较大，

中国知网　https://www.cnki.net

表8 双边效应的地区分布特征

Table 8 Regional distribution characteristics of bilateral effects (%)

地区	溢出效应	挤出效应	地区	溢出效应	挤出效应	地区	溢出效应	挤出效应
北京	13.221	1.190	山西	10.892	2.179	内蒙古	12.160	2.393
天津	10.625	1.215	吉林	6.017	1.402	广西	5.172	1.311
河北	12.325	1.501	黑龙江	8.652	1.311	重庆	11.862	1.253
辽宁	4.331	1.452	安徽	5.899	1.605	四川	4.713	2.066
上海	13.904	1.193	江西	3.821	1.216	贵州	9.977	1.235
江苏	4.485	1.228	河南	4.471	1.827	云南	5.563	1.388
浙江	3.881	1.271	湖北	6.963	1.205	陕西	9.731	2.085
福建	3.163	1.315	湖南	3.339	1.201	甘肃	6.628	1.462
山东	6.475	1.817				青海	9.366	1.407
广东	6.387	2.808				宁夏	9.497	1.291
海南	9.245	1.301						
东部	6.214	1.734	中部	6.063	1.513	西部	7.269	1.726

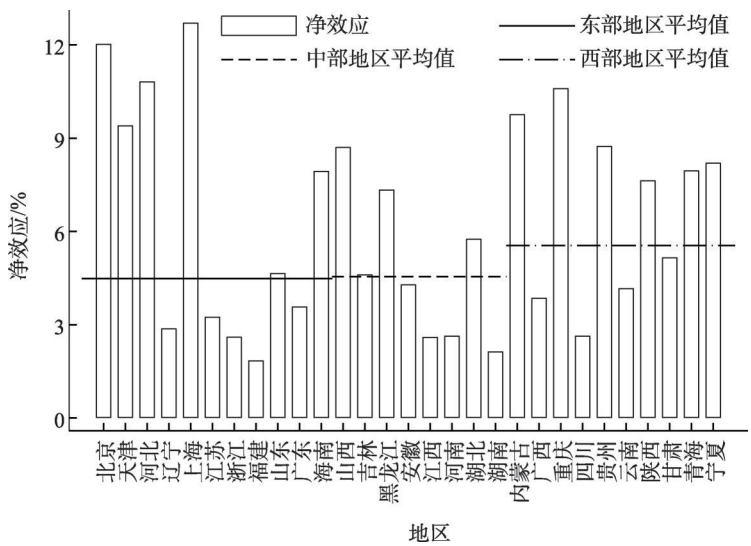

图3 净效应的地区分布特征

Fig. 3 Regional distribution characteristics of net effects

宁夏、贵州、青海、海南的溢出效应相对较大。余泳泽等[55]认为，省内地级市的数量可从一定程度上反映地区竞争激烈程度。通过对各省地级市数量从高到低进行排序，广东、四川、河南、山东四省均属于地级市数量众多的大省，而宁夏、贵州、青海、海南则处于序列末尾，初步说明溢出和挤出效应可能与因官员晋升动机产生的地区经济竞争压力有关。经济竞争压力的提升将可能削弱溢出效应，扩大挤出效应。最后，碳减排目标约束对中国东、中、西三大地区城市绿色全要素生产率的净效应仍然由创新补偿效应主导且具有异质性，表现为东部地区最弱、中部地区次之、西部地区最强。可能的原因在于

中国知网 https://www.cnki.net

东部和中部地区的绿色科技发展水平相较于西部地区具有明显优势，碳减排目标约束对其绿色全要素生产率的创新补偿溢出效应相对较小。西部地区因发展缓慢，地方政府多年来更致力于发展经济而不是治理环境，其粗放式的发展模式在政策冲击下更易得到改善，兼具“良性”和“刚性”的碳减排目标约束有助于地方政府采取措施绿色转型，故而，碳减排目标约束对西部地区绿色全要素生产率的溢出效应和净效应最大。

3.8 异质性分析

通过上述时空异质性分析发现，双边效应具有波动性且在不同地区存在较大差异，这一差异可能与经济增长压力、资源禀赋、金融发展水平等地区特征因素有关。进一步地，本文将上述因素纳入分析，通过异质性分析讨论了碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的双边效应的变化原因。

3.8.1 经济增长压力与双边效应

考虑到城市经济增长压力来源于上级政府的纵向压力、同级政府的横向竞争、地方政府对未来经济扩张速度期望和计划三个方面，本文基于各地级市、各省份年度政府工作报告中披露的地方政府经济增长目标，分别以市—省之间经济增长目标的差值（EGP_1）、地级市目标与同省内地级市目标均值的差值（EGP_2）、地级市经济增长目标与上一年度经济增长率之间的差额（EGP_3）[56]衡量经济增长压力。以经济增长压力的高低重新排序样本城市，将研究样本按 *EGP* 变量的25分位数、50分位数、75分位数划分为四组，重新分别计算碳减排目标约束在经济增长压力下对城市绿色全要素生产率的双边效应。表9的前3列展示了经济增长压力的异质性表现，结果表明，在经济增长压力较大的地区，碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的溢出效应更小，而挤出效应更大，在溢出效应与挤出效应的角力下，净效应更小。这与本文假说2的理论分析结果一致，即在源于上级政府、同级政府和自身扩张计划的经济增长压力下，碳减排目标约束对绿色全要素生产率的双边效应具有异质性表现。

表9　地区特征因素与双边效应

Table 9　Regional characteristic factors and bilateral effects (%)

效应分解	分组	(1) EGP_1	(2) EGP_2	(3) EGP_3	(4) *INRD*	(5) *FIN*
溢出效应	0~25	8.002	7.983	7.927	7.446	5.181
挤出效应		1.512	1.518	1.542	1.531	1.771
净效应		6.490	6.465	6.385	5.915	3.410
溢出效应	25~50	6.787	6.838	6.803	6.681	5.582
挤出效应		1.582	1.579	1.602	1.608	1.702
净效应		5.205	5.259	5.201	5.073	3.880
溢出效应	50~75	5.792	5.721	6.016	6.093	6.847
挤出效应		1.679	1.712	1.689	1.688	1.594
净效应		4.113	4.009	4.327	4.405	5.253
溢出效应	75~100	5.292	5.331	5.127	5.653	8.263
挤出效应		1.845	1.809	1.786	1.792	1.552
净效应		3.447	3.522	3.341	3.861	6.711

3.8.2 资源禀赋与双边效应

采矿业为工业部门提供了包含煤炭在内的诸多原材料，与能源、环境、经济息息相关，部分资源密集型城市高度依赖采矿业获得经济效益和社会效益，引发了严重的能源和环境问题。考虑到数据的连续性和可得性，选择采矿业从业人员占总人口比例的对数表征资源禀赋（*INRD*）变量[57]。与上文的做法相似，将研究样本分为0~25%、25%~50%、50%~75%、75%~100%四组，考察资源禀赋对碳减排目标约束与绿色全要素生产

中国知网　https://www.cnki.net

率的影响。从表8列（4）的实证结果来看，资源禀赋更好的城市，其碳减排目标约束对绿色全要素生产率的溢出效应越小、挤出效应越大，且净效应随着INRD的增加逐渐减弱。该结果证实了假说3，即相较于资源贫乏地区，资源丰裕地区的碳减排目标约束对绿色全要素生产率的溢出效应更小，挤出效应更大，净效应更小。

3.8.3 金融发展水平与双边效应

考虑到城市金融发展对企业的融资支持作用，采用金融机构贷款余额与GDP的比值（*FIN*）的25分位数、50分位数、75分位数将样本分为四组。表9列（5）展示了双边效应的异质性分析结果。对于溢出效应，75%~100%的组别明显高于其他组；对于挤出效应，0~25%的组别相对更大，综合使得净效应随城市金融发展水平的提升而增大。结果证实了假说4，即双边效应会因地区金融发展水平的差异而具有异质性表现，金融发展水平相对更高地区的溢出效应更大、挤出效应更小，净效应更强。

4 结论与政策建议

4.1 结论

研究碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的双边效应，有助于拓展碳减排目标约束以复杂方式影响城市绿色发展的理解，将为政府部门明晰政策设计难点提供依据。本文基于中国275个城市的面板数据，采用双边随机前沿模型，分解碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率的双边效应，并分析双边效应的异质性表现和区域发展特征因素的影响。主要结论如下：（1）碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率同时具有“创新补偿”溢出效应和“遵循成本”挤出效应。其中，溢出效应使绿色全要素生产率提升6.468%，挤出效应使绿色全要素生产率降低1.655%，两者角力使绿色全要素生产率的实际水平高于前沿面4.814%，稳健性检验仍支持上述结论。（2）双边效应具有时空异质性特征。在溢出效应和挤出效应的综合作用下，碳减排目标约束的净效应随时间变化呈“U”型曲线，并表现为东部地区最弱，中部地区次之，西部地区最强。同时，不同省份的双边效应具有差异化特征。（3）双边效应受地区经济增长压力、资源禀赋、金融发展水平的影响。其中，经济增长压力较强地区、资源丰裕地区会抑制溢出效应、加剧挤出效应，从而使净效应相对较弱；金融发展水平较强地区会扩大溢出效应、削弱挤出效应，从而使净效应相对较强。

4.2 政策建议

（1）构建降碳目标政策配套体系，助力城市绿色增效。碳减排目标约束对城市绿色全要素生产率同时存在“创新补偿”溢出效应和“遵循成本”挤出效应。单一政策往往调整效果有限，难以充分发挥预期效用。有必要进一步完善配套政策体系，如增加绿色产业政策补贴、设立低碳创新专项基金、健全碳减排目标约束的监测评估体系等，以政策组合拳形成强大合力，增强政策的溢出效应，降低政策的挤出效应，从而助力城市绿色增效。

（2）秉持差异化管理理念，实现区域协同增效。双边效应随时间、空间变化具有异质性。政策制定者应根据不同时期的地区特征，动态调整碳减排目标和配套政策措施，打破时空界限，加速发挥降碳约束对城市绿色增效的赋能作用。一方面，动态调整目标

中国知网 https://www.cnki.net

约束。在政策初期适当放缓目标任务，为企业和地方提供一定的适应期，并随着地区经济发展和绿色技术进步，逐步收紧目标约束，推动城市绿色增效。另一方面，加强区域差异化政策引导，实现区域协同治理。例如，鼓励东部地区充分发挥经济优势，加大对绿色金融的创新和应用，为绿色转型提供充足的资金支持；推动中部地区发展低碳、高附加值的产业，提高资源利用效率；加强西部地区的基础设施建设和技术培训，并借助其自然资源大力发展如太阳能、风能等可再生能源，实现能源结构优化升级。

（3）依据区域特征因素，调节政策的双边效应。经济增长压力、资源禀赋、金融发展水平是影响双边效应变化的区域特征因素。首先，经济增长目标的设定应符合地方实际，从可持续发展的角度制定城市经济任务，而非一味地追求官员自身政治成就和晋升机会，避免经济与环境政策之间的冲突和不协调。其次，丰裕的资源禀赋容易形成资源依赖，产生技术自主研发的惰性。政府应重视资源约束问题，科学合理规划和制定资源密集区的研发投资和环境监管，打破其经济发展的资源锁定问题，转化“资源约束”为“资源祝福”。最后，通过建立绿色产业投资基金、开展碳金融业务等引导金融机构将更多资金投向绿色低碳领域，为碳减排项目和绿色企业提供多元化的融资渠道。

参考文献(References):

[1] ZHOU L, FAN J S, HU M Z, et al. Clean air policy and green total factor productivity: Evidence from Chinese prefecture-level cities. Energy Economics, 2024, 133: 107512, Doi: 10.1016/j.eneco.2024.107512.

[2] 张杰, 范雨婷. 创新型城市绿色发展: 效率测算、外部性与提升路径. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(2): 102-112. [ZHANG J, FAN Y T. Green development of innovative cities: Efficiency measurement, network externalities, and improvement paths. China Population, Resources and Environment, 2023, 33(2): 102-112.]

[3] SHEN Z Y, BOUSSEMART J P, LELEU H. Aggregate green productivity growth in OECD's countries. International Journal of Production Economics, 2017, 189: 30-39.

[4] ZHENG H, WU S F, ZHANG Y, et al. Environmental regulation effect on green total factor productivity in the Yangtze River Economic Belt. Journal of Environmental Management, 2023, 325: 116465, Doi: 10.1016/j.jenvman.2022.116465.

[5] WU H T, HAO Y, REN S Y. How do environmental regulation and environmental decentralization affect green total factor energy efficiency: Evidence from China. Energy Economics, 2020, 91: 104880, Doi: 10.1016/j.eneco.2020.104880.

[6] 魏丽莉, 侯宇琦. 数字经济对中国城市绿色发展的影响作用研究. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(8): 60-79. [WEI L L, HOU Y Q. Research on the impact of China's digital economy on urban green development. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2022, 39(8): 60-79.]

[7] WANG Y, SUN X H, GUO X. Environmental regulation and green productivity growth: Empirical evidence on the Porter Hypothesis from OECD industrial sectors. Energy Policy, 2019, 132: 611-619.

[8] 李鹏升, 陈艳莹. 环境规制、企业议价能力和绿色全要素生产率. 财贸经济, 2019, 40(11): 144-160. [LI P S, CHEN Y Y. Environmental regulation, bargaining power of enterprises and green total factor productivity. Finance & Trade Economics, 2019, 40(11): 144-160.]

[9] 赵明亮, 冯健康, 孙威. 环境规制影响资源型城市绿色全要素生产率的途径与政策建议. 自然资源学报, 2023, 38(1): 186-204. [ZHAO M L, FENG J K, SUN W. Ways and policy suggestions of environmental regulation on green total factor productivity in resource-based cities. Journal of Natural Resources, 2023, 38(1): 186-204.]

[10] 高红贵, 许莹莹, 朱于珂. 命令控制型环境规制对碳市场价格的影响: 来自中央环保督察的准自然实验. 中国地质大学学报: 社会科学版, 2022, 22(3): 54-66. [GAO H G, XU Y Y, ZHU Y K. Impact of command controlled environmental regulation on carbon price: Experiment based on central environmental protection inspector. Journal of China University of Geosciences: Social Sciences Edition, 2022, 22(3): 54-66.]

[11] 王建民, 杨文培, 杨力. 双赢目标约束下中国能源结构调整测算. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(3): 27-36.

中国知网　https://www.cnki.net

[WANG J M, YANG W P, YANG L. Estimation of China's energy structure adjustment with the win-win goal constraints. China Population, Resources and Environment, 2016, 26(3): 27-36.]

[12] 周鹏, 高朱红, 闻雯. 政府补贴、碳减排目标约束与工业企业低碳策略选择. 北京理工大学学报: 社会科学版, 2022, 24(4): 118-128. [ZHOU P, GAO Z H, WEN W. Government subsidies, constraints on emission reduction targets and firm's low-carbon strategy selections in industrial sector. Journal of Beijing Institute of Technology: Social Sciences Edition, 2022, 24(4): 118-128.]

[13] 李锴, 齐绍洲. 碳减排政策与工业结构低碳升级. 暨南学报: 哲学社会科学版, 2020, 42(12): 102-116. [LI K, QI S Z. Carbon abatement policies and low-carbon upgrading of industrial structure. Jinan Journal: Philosophy & Social Science Edition, 2020, 42(12): 102-116.]

[14] 杨洋, 张倩倩. 碳减排绝对量约束目标下京津冀低碳经济发展路径分析. 软科学, 2015, 29(11): 105-109. [YANG Y, ZHANG Q Q. Low carbon economy development paths in Beijing-Tianjin-Hebei Region under carbon reduction target of absolute constraints. Soft Science, 2015, 29(11): 105-109.]

[15] 赵泽斌, 李映洁, 生世玉, 等. 区域碳减排政策协同的演化轨迹与影响因素: 基于网络分析视角. 公共管理与政策评论, 2024, 13(6): 20-33. [ZHAO Z B, LI Y J, SHENG S Y, et al. Evolutionary trajectory and influencing factors of regional carbon emission reduction policy collaboration: Based on network analysis perspective. Public Administration and Policy Review, 2024, 13(6): 20-33.]

[16] PORTER M E, LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.

[17] 刘颖, 吕明俐, 刘双丰. 碳交易政策对高碳产业绿色全要素生产率的影响研究. 经济纵横, 2024, (7): 56-66. [LIU Y, LYU M L, LIU S F. Impact of carbon trading policy on green total factor productivity of high-carbon industries. Economic Review Journal, 2024, (7): 56-66.]

[18] ZHANG M F, HONG Y X, WANG P, et al. Impacts of environmental constraint target on green innovation efficiency: Evidence from China. Sustainable Cities and Society, 2022, 83(8): 103973, Doi: 10.1016/j.scs.2022.103973.

[19] 徐妍, 郑冠群, 沈悦. 地方政府环境治理目标约束强度与绿色经济效率. 中国经济问题, 2022, (6): 165-177. [XU Y, ZHENG G Q, SHEN Y. Constraint intensity of environmental governance objectives of local governments and green economic efficiency. China Economic Studies, 2022, (6): 165-177.]

[20] ZHOU D, YIN X S, XIE D C. Local governments' environmental targets and green total factor productivity in Chinese cities. Economic Modelling, 2023, 120: 106189, Doi: 10.1016/j.econmod.2023.106189.

[21] 张卫东, 汪海. 我国环境政策对经济增长与环境污染关系的影响研究. 中国软科学, 2007, (12): 32-38. [ZHANG W D, WANG H. An empirical research on the effects of environmental policy on economic growth and pollution in China. China Soft Science, 2007, (12): 32-38.]

[22] DONG Z, CHEN W Q, WANG S J. Emission reduction target, complexity and industrial performance. Journal of Environmental Management, 2020, 260(4): 110148, Doi: 10.1016/j.jenvman.2020.110148.

[23] 夏建红, 刘松, 丁晨峰, 等. 环境规制与绿色全要素生产率: 促进还是抑制?. 经济问题, 2024, (4): 60-67. [XIA J H, LIU S, DING C F, et al. Environmental regulation and green total factor productivity: Promoting or suppressing?. On Economic Problems, 2024, (4): 60-67.]

[24] 孙英杰, 林春. 试论环境规制与中国经济增长质量提升: 基于环境库兹涅茨倒U型曲线. 上海经济研究, 2018, 30(3): 84-94. [SUN Y J, LIN C. Study on the relationship between environmental regulation and the quality of China's economic growth: A perspective based on environmental kuznets curve. Shanghai Journal of Economics, 2018, 30(3): 84-94.]

[25] 张同斌. 提高环境规制强度能否“利当前”并“惠长远”. 财贸经济, 2017, 38(3): 116-130. [ZHANG T B. Can enhancing the environmental regulation intensity address both current and long-term needs?. Finance & Trade Economics, 2017, 38(3): 116-130.]

[26] 张哲, 白雪洁. 经济增长压力下“能耗双控”政策会加剧绿色全要素生产率南北分化吗?. 南方经济, 2024, (5): 12-29, 94. [ZHANG Z, BAI X J. Will "dual-control" Energy policies under growth pressure exacerbate the north-south divide in green total factor productivity?. South China Journal of Economics, 2024, (5): 12-29, 94.]

中国知网 https://www.cnki.net

[27] TIAN Y, FENG C. The internal-structural effects of different types of environmental regulations on China's green total-factor productivity. Energy Economics, 2022, 113: 106246, Doi: 10.1016/j.eneco.2022.106246.

[28] WU R X, LIN B Q. Environmental regulation and its influence on energy-environmental performance: Evidence on the Porter Hypothesis from China's iron and steel industry. Resources, Conservation and Recycling, 2022, 176: 105954, Doi: 10.1016/j.resconrec.2021.105954.

[29] WANG K L, LI J, XU R Y, et al. The impact of low-carbon city pilot policy on green total-factor productivity in China's cities. Environmental Science and Pollution Research International, 2023, 30(9): 24299-24318.

[30] ZHOU Z, MA Z C, LIN X W. Carbon emissions trading policy and green transformation of China's manufacturing industry: Mechanism assessment and policy implications. Frontiers in Environmental Science, 2022, 10(9): 984612, Doi: 10.3389/fenvs.2022.984612.

[31] LIU P D, ZHU B Y. Temporal-spatial evolution of green total factor productivity in China's coastal cities under carbon emission constraints. Sustainable Cities and Society, 2022, 87(12): 104231, Doi: 10.1016/j.scs.2022.104231.

[32] LIN B Q, XU M M. Exploring the green total factor productivity of China's metallurgical industry under carbon tax: A perspective on factor substitution. Journal of Cleaner Production, 2019, 233: 1322-1333.

[33] 贾俊雪, 罗理恒, 顾嘉. 地方政府环境规制与经济高质量发展. 中国工业经济, 2023, (5): 99-117. [JIA J X, LUO L H, GU J. Local environmental regulation and high-quality economic development. China Industrial Economics, 2023, (5): 99-117.]

[34] 易兰, 杨田恬, 杜兴, 等. 减污降碳协同路径研究: 典型国家驱动机制及对中国的启示. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(9): 53-65. [YI L, YANG T T, DU X, et al. Collaborative pathways of pollution reduction and carbon abatement: Typical countries' driving mechanisms and their implications for China. China Population, Resources and Environment, 2022, 32(9): 53-65.]

[35] 严成樑, 赵扶扬, 牛欢. 环境目标责任制、环境治理与内生经济增长. 经济研究, 2024, 59(4): 133-152. [YAN C L, ZHAO F Y, NIU H. Environmental target responsibility system, environmental governance and endogenous economic growth. Economic Research Journal, 2024, 59(4): 133-152.]

[36] 杜龙政, 赵云辉, 陶克涛, 等. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应: 基于中国工业的经验证据. 经济研究, 2019, 54(10): 106-120. [DU L Z, ZHAO Y H, TAO K T, et al. Compound effects of environmental regulation and governance transformation in enhancing green competitiveness. Economic Research Journal, 2019, 54(10): 106-120.]

[37] 余泳泽, 林彬彬. 偏向性减排目标约束与技术创新: "中国式波特假说"的检验. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(11): 113-135. [YU Y Z, LIN B B. Empirical evidence from biased emission reduction targets and technological innovation. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2022, 39(11): 113-135.]

[38] 余泳泽, 尹立平. 中国式环境规制政策演进及其经济效应: 综述与展望. 改革, 2022, (3): 114-130. [YU Y Z, YIN L P. The evolution of Chinese environmental regulation policy and its economic effects: A summary and prospect. Reform, 2022, (3): 114-130.]

[39] 许东彦, 林婷, 张国建. 环境规制对绿色技术扩散的影响. 中南财经政法大学学报, 2022, (5): 147-160. [XU D Y, LIN T, ZHANG G J. The impact of environmental regulation on the diffusion of green technology. Journal of Zhongnan University of Economics and Law, 2022, (5): 147-160.]

[40] OUYANG X L, LIAO J Y, WEI X, et al. A good medicine tastes bitter: Environmental regulation that shapes China's green productivity. Environmental Impact Assessment Review, 2024, 105: 107423, Doi: 10.1016/j.eiar.2024.107423.

[41] 王杰, 李治国. 环境规制策略互动与绿色创新: 来自市场型与命令型环境规制的证据. 统计研究, 2023, 40(12): 26-38. [WANG J, LI Z G. Environmental regulation strategic interaction and the green innovation: Evidence from the market-type and command-type environment regulations. Statistical Research, 2023, 40(12): 26-38.]

[42] LIN B Q, ZHU J P. Policy effect of the clean air action on green development in Chinese cities. Journal of Environmental Management, 2020, 258: 110036, Doi: 10.1016/j.jenvman.2019.110036.

[43] 毛奕欢, 林雁, 谭洪涛. 经济增长目标、官员压力与企业绿色创新. 中南财经政法大学学报, 2022, (3): 113-125. [MAO Y H, LIN Y, TAN H T. Economic growth target, officials' pressure and corporate green innovation. Journal of Zhongnan University of Economics and Law, 2022, (3): 113-125.]

中国知网 https://www.cnki.net

[44] CHEN S Y, GOLLEY J. 'Green' productivity growth in China's industrial economy. Energy Economics, 2014, 44: 89-98.

[45] 马艺菲, 陈昕昀, 雷晓英, 等. 地方政府竞争对绿色全要素生产率的影响: 经济—环境综合竞争和转变效应. 自然资源学报, 2025, 40(2): 459-477. [MA Y F, CHEN X Y, LEI X Y, et al. The impact of local government competition on green total factor productivity: Economic-environmental comprehensive competition and transformation effects. Journal of Natural Resources, 2025, 40(2): 459-477.]

[46] 史丹, 李少林. 排污权交易制度与能源利用效率: 对地级及以上城市的测度与实证. 中国工业经济, 2020, (9): 5-23. [SHI D, LI S L. Emissions trading system and energy use efficiency: Measurements and empirical evidence for cities at and above the prefecture level. China Industrial Economics, 2020, (9): 5-23.]

[47] 戴其文, 郭忠媛, 赖璇宇, 等. 绿色金融政策对企业绿色发展的影响机制. 自然资源学报, 2025, 40(3): 667-691. [DAI Q W, GUO Z Y, LAI X Y, et al. The influence mechanism of green finance policy on green development of enterprises. Journal of Natural Resources, 2025, 40(3): 667-691.]

[48] SONG W F, HAN X F, LIU Q G. Patterns of environmental regulation and green innovation in China. Structural Change and Economic Dynamics, 2024, 71: 176-192.

[49] 刘书畅, 叶艳妹, 李林林, 等. 基于随机前沿分析的中国城镇建设用地利用效率研究. 自然资源学报, 2021, 36(5): 1268-1281. [LIU S C, YE Y M, LI L L, et al. Research on urban land use efficiency in China based on the stochastic frontier analysis. Journal of Natural Resources, 2021, 36(5): 1268-1281.]

[50] 匡远凤, 彭代彦. 中国环境生产效率与环境全要素生产率分析. 经济研究, 2012, 47(7): 62-74. [KUANG Y F, PENG D Y. Analysis of environmental production efficiency and environmental total factor productivity in China. Economic Research Journal, 2012, 47(7): 62-74.]

[51] 李双燕, 谈笑, 斯宏浩. 普惠金融与绿色全要素生产率: 基于R&D投入视角. 当代经济科学, 2021, 43(6): 77-88. [LI S Y, TAN X, SI H H. Inclusive finance and green TFP: From the perspective of R&D investment. Modern Economic Science, 2021, 43(6): 77-88.]

[52] KUMBHAKAR S C, PARMETER C F. The effects of match uncertainty and bargaining on labor market outcomes: Evidence from firm and worker specific estimates. Journal of Productivity Analysis, 2009, 31(1): 1-14.

[53] 刘春艳, 徐俊, 赵军. 对外直接投资对工业绿色转型的双重效应: 基于双边随机前沿模型的分析. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(4): 126-137. [LIU C Y, XU J, ZHAO J. Dual effects of outward foreign direct investment on industrial green transformation: An analysis based on the bilateral stochastic frontier model. China Population, Resources and Environment, 2024, 34(4): 126-137.]

[54] GUO B S, YU H, JIN G. Urban green total factor productivity in China: A generalized Luenberger productivity indicator and its parametric decomposition. Sustainable Cities and Society, 2024, 106: 105365, Doi: 10.1016/j.scs.2024.105365.

[55] 余泳泽, 孙鹏博, 宣烨. 地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?. 经济研究, 2020, 55(8): 57-72. [YU Y Z, SUN P B, XUAN Y. Do constraints on local governments' environmental targets affect industrial transformation and upgrading?. Economic Research Journal, 2020, 55(8): 57-72.]

[56] CHAI J X, WU H T, HAO Y. Planned economic growth and controlled energy demand: How do regional growth targets affect energy consumption in China. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 185: 122068.

[57] TIAN Y, FENG C. Breaking "resource curse" through green technological innovations: Evidence from 286 cities in China. Resources Policy, 2023, 85: 103816, Doi: 10.1016/j.resourpol.2023.103816.

中国知网 https://www.cnki.net

Bilateral effects of carbon emission reduction target constraints on urban green total factor productivity

XU Ying-ying[1], GAO Hong-gui[2]
(1. School of Economics and Management, Hubei University of Education, Wuhan 430205, China;
2. School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: It is necessary to assess the impact of carbon emission reduction targets on urban green total factor productivity, a topic with significant practical implications. Based on a panel data of 275 Chinese cities, this paper constructs a two-tier stochastic frontier model to evaluate the "innovation compensation" spillover effect, "compliance cost" crowding-out effect, and net effect of carbon emission reduction targets on urban green total factor productivity. The main conclusions of this paper are as follows: (1) Carbon emission reduction targets have both "innovation compensation" spillover effects and "compliance cost" crowding-out effects on urban green total factor productivity. Among the effects of carbon emission reduction targets, the spillover effect prevails over the crowding-out effect. Specifically, the spillover effect of carbon emission reduction targets increases urban green total factor productivity by 6.468% relative to the frontier, while the crowding-out effect reduces urban green total factor productivity by 1.655% relative to the frontier. The combined action of the spillover and crowding-out effects results in a net effect of a 4.814% increase in urban green total factor productivity due to carbon emission reduction targets. (2) The spillover effect, crowding-out effect, and net effect of carbon emission reduction targets on urban green total factor productivity exhibit temporal and spatial variations. Specifically, under the combined influence of the spillover and crowding-out effects, the net effect of carbon emission reduction targets on urban green total factor productivity shows a U-shaped curve over time. Spatially, under the combined influence of the spillover and crowding-out effects, the net effect of carbon emission reduction targets on urban green total factor productivity varies across eastern, central, and western regions. The net effect is strongest in the western region, followed by the central region, and weakest in the eastern region. (3) Regional characteristic factors influence the spillover and crowding-out effects of carbon emission reduction targets on urban green total factor productivity. Specifically, local economic growth pressure, resource endowment, and financial development level all contribute to heterogeneous manifestations of how carbon emission reduction targets affect urban green total factor productivity through spillover and crowding-out effects. The conclusions of this study have theoretical and practical significance. These findings not only enhance our understanding of the complex impact of China's carbon intensity target management on urban green development but also offer practical insights for local governments to refine the design of emission reduction policies.

Keywords: carbon emission reduction target constraint; green total factor productivity; bilateral effects; two-tier stochastic frontier model

中国知网 https://www.cnki.net