钟军委,李雨欣,赵卓娅. 中国绿色税制对区域经济"碳锁定"的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2024,34(8):13-21.[ZHONG J W,LI Y X,ZHAO Z Y. Impact of China's green tax system on regional economic carbon lock-in[J]. China population, resources and environment, 2024,34(8):13-21.]

中国绿色税制对区域经济"碳锁定"的影响

钟军委[1], 李雨欣[1], 赵卓娅[2]

(1.河南财经政法大学财政税务学院,河南 郑州 450046; 2.中国财政科学研究院,北京 100142)

摘要 以"两山"理论和"双碳"目标为指引,排污、降碳、扩绿成为中国式现代化背景下绿色税制施策的关注点,同时也是推进中国能源革命、打破区域经济"碳锁定"的目标指向。基于2007—2021年中国省级层面数据,运用空间杜宾模型,该研究实证检验了绿色税收制度对区域经济"碳锁定"效应的非线性影响及其作用机制,并进一步探究绿色税制对区域经济"碳锁定"影响的空间异质性特征。研究表明:①中国区域经济"碳锁定"指数表现出高度的空间相关性,且呈现出明显的东部地区高、中西部地区低的层级分化特征。②绿色税制对区域经济"碳锁定"的影响呈现出"先促后抑"的非线性特征。这一研究结论在更换空间权重和更换被解释变量后依然稳健。③作用机制表明,绿色税收之所以推动"碳锁定"呈现出非线性特征,原因在于绿色税收的"庇古税"效应会使得企业采用更为绿色先进的生产技术,且环境规制和碳排放边际成本上升会使得部分绿色生产效率较低的企业被挤出市场。④区域异质性分析表明,中部地区绿色税制与"碳锁定"的非线性特征明显,但是东部地区和西部地区则不显著。基于此提出:①政策制定遏制"碳锁定"的主体对象主要为中国东部和中部区域,发展大规模的高效、绿色、清洁能源势在必行;②破解区域经济"碳锁定"应动态关注能源要素回报率的演进趋势和空间特征;③应协同推进"减污降碳",并逐渐摆脱对传统石化能源过度依赖。该研究结论对于优化中国绿色税制建构,推动"双碳"目标的实现具有重要战略意义。

关键词 绿色税制;"碳锁定";空间杜宾模型

中图分类号 F062.9 **文献标志码** A **文章编号** 1002-2104(2024)08-0013-09 **DOI:**10.12062/cpre.20240314

"多煤少油缺气"的传统能源格局在掣肘中国能源安全的同时,也极大地锁定了经济增长进程中能源投入格局的路径依赖特征。在经济实现快速增长的同时,中国碳排放总量始终居高不下,要素的边际报酬递增掩盖了传统能源投入的高CO_2排放短板,由此形成当前区域经济增长的"碳锁定"效应[1-2]。国际能源署《2023年碳排放报告》显示,2023年全球能源相关的CO_2排放量约为374.0亿t,相较2022年增加了4.1亿t,其中中国排放量增加了约5.7亿t,延续了排放密集型增长的态势。推动能源革命,打破区域经济"碳锁定"是落实"2030碳达峰"和"2060碳中和"战略,推进中国经济高质量发展的必然要求。中共二十大报告指出,要深入推进能源革命,加快规划建设新型能源体系,推动形成绿色低碳的生产方式和生活方式。2023年的中国政府工作报告进一步提出推动发展方式绿色转型,推动重点领域节能降碳减污。在此背景下,推进减污降碳、打破区域经济"碳锁定"成为新时代发展的核心命题。

绿色税制助力绿色发展,作为构建中国生态制度体系的重要一环,绿色税制是推动美丽中国生态文明建设的重要制度保证。中共十八大以来,中国已经形成了以环境保护税为主体,以资源税、耕地占用税为重点,以消费税、车船税、车辆购置税等多税种为辅助的绿色税收体系格局,推动社会经济发展的绿色转型。秉持"多排多缴、少排少缴、不排不缴"的征收原则,绿色税制对于推动能源结构转型、助推深度脱碳并最终实现打破区域经济"碳锁定",改善生态环境绩效无疑具有重要作用[3]。但现有关于绿色税制的研究主要聚焦于制度设计、指数测度及绿色税制的减排效应和创新效应等维度,而缺乏绿色税制对"碳锁定"影响的研究,这也是本研究的逻辑起点。

1 文献综述

基于中国经济低碳转型的现实实践和顶层设计的前瞻引领,学者们对中国绿色税制的体系设计多有研究,认为当前中国绿色税制建构存在着征税范围过窄、税率过低、碳税缺位等基本问题,并提出扩大绿色税收体系覆盖

收稿日期:2023-07-05 **修回日期:**2024-04-02

作者简介:钟军委,博士,讲师,主要研究方向为区域经济、能源环境经济。E-mail: zhongjunwei1989@126.com。

基金项目:河南省人文社会科学研究一般项目"我国经济高质量发展的路径和对策研究"(批准号:2022-ZZJH-286)。

范围、构建绿色税收征管体系、形成合理碳税定价机制等治理优化策略[4-5]。指数测度研究方面，学者们多以绿色税收收入占区域税收收入总额的比重来衡量区域税收绿色化程度[6]。刘磊等[7]的研究表明，中国区域绿色税收指数呈现出“先升后降”和“从沿海向内陆递增”的双重特征。绿色税制的碳减排效应方面，现有研究普遍表明绿色税制对碳排放具有明显的抑制效应[8]。但是也有部分学者的研究表明，绿色税制的碳减排效应存在区域异质性特征，即绿色税制能够有效地抑制中部、东部地区的碳排放量，但是对西部地区的碳排放抑制效应不明显[9]。绿色税制的创新效应方面，现有研究表明绿色税制显著促进了重污染企业的创新水平，且这种现象在非国有性质、低融资约束、行业竞争程度低的企业中更为明显[10]。以水资源费改税试点为政策样本，张婕等[11]的研究表明，水资源费改税加速了企业的绿色创新行为，且研发投入在其中发挥了有效的中介作用。相较于中国，欧美国家对“绿色税制”与“碳”关系的研究更聚焦于绿色税制的碳排放效应问题，且研究得出绿色税制的碳排放效应存在“倒逼减排效应”和“绿色悖论效应”两种截然相反的观点[12-13]。而在“碳锁定”研究方面，中国学者初步探析了“碳锁定”的测度和演进特征[14-15]、“碳锁定”的空间溢出效应[16]和技术偏向性进步对“碳锁定”的影响[17]等，国外的研究则更聚焦于分析“碳锁定”的驱动因素及政策选择[18]。但现有研究鲜有从绿色税制视角探讨对区域“碳锁定”的影响。

有鉴于此，本研究将以绿色税制为切入点，基于中国省际2007—2021年数据，运用空间杜宾模型，深入探究中国绿色税制的实施能否打破区域“碳锁定”这一关键问题。相较于已有研究，本研究可能的边际贡献在于：①立足于中国税制绿色转型的现实实践，从打破区域经济“碳锁定”的视角切入，将绿色税制与“碳锁定”纳入统一的研究框架，从技术进步和市场竞争两个维度探究绿色税制对区域经济“碳锁定”的影响机制，拓展绿色税制影响区域经济“碳锁定”的理论研究。②在基于差值法测度中国区域“碳锁定”指数的基础上，运用空间杜宾模型实证检验绿色税制对区域经济“碳锁定”影响的非线性特征及其空间异质性，从而在实践上为国家绿色税制设计的靶向性提供经验证据。

2 机理分析与研究假说

中国的改革开放已持续近半个世纪，其间中国在实现产业革命和经济跃升的同时，快速扩张的能源基础设施和显著增长的碳排放也极大地推动了区域“碳锁定”[19]。而绿色税收作为中国税收制度体系的重要组成部分，对于打破“碳锁定”，实现“双碳”目标无疑具有不可替代的关键作用。目前，中国已初步建立了以环境保护税、资源税、耕地占用税为主体，以消费税、城市维护建设税、城镇土地使用税、车船税、车辆购置税等为辅助的多层次绿色税收体系格局。但现有研究鲜有关注绿色税收对于区域“碳锁定”的影响，更多聚焦于环境规制对于碳排放的影响，且研究结论得出了“倒逼减排效应”和“绿色悖论效应”两种对立的观点[8,13]。其中，“绿色悖论效应”指出，环境规制的时间约束效应反而会引致前瞻生产者的前瞻供给侧应对，即环境政策短期内会刺激碳排放，引致环境政策失效。

与碳排放不同，作为一种“技术-制度复合体”，“碳锁定”关注由传统能源依赖所引致的技术路径依赖和制度嵌入依赖，进而引致新型能源变革弱化和应用不足。Unruh[20]、Driscoll[21]、徐盈之等[16]等的研究指出，围绕着传统石化能源产业所形成的技术变迁不断推进着规模报酬递增、制度演化和嵌入，由此形成区域以高碳排放为特征的路径依赖增长特征，即“碳锁定”。“碳锁定”的形成机理在于，由石化资源禀赋所形成的资源优势从本质上决定了高碳基技术具有技术成熟、收益高的基本特征。而改革开放以来，中国的发展路径和“碳锁定”特征基本与此相吻合。首先，自1978年以来，中国经济维持了超常规的、相对稳定的增长形态，其间GDP增长了约330倍，平均资本回报率约为10%[22]。由此，中国成为世界上吸引外资最多且最具经济活力的地区之一。但是，中国的经济增长在相当长时间内具有明显的外延式扩张特征，即依靠高碳基能源投入和大规模基建投资推动经济增长，甚至于在经济转型发展过程中坚持“效率优先”的基本导向和地方政府竞争策略导向下，高污染、高能耗产业也极易通过项目审批。同时，限于清洁能源技术的可得性和“多煤少油缺气”的基本能源格局，中国能源格局偏向于依赖传统石化能源资源。在这种背景下，企业传统能源消费扩张与经济转轨进程中的粗放型经济发展呈现出高度耦合，绿色税收规模、碳排放量等都会随着经济的增长而增长。据此，提出如下研究假说。

H1：限于经济增长进程中的规模报酬递增，绿色税收与区域“碳锁定”呈正相关关系。

绿色税收明显具有“庇古税”的基本性质，它通过对碳排放征税，使得由碳排放引致的环境负外部性转化为企业生产的税收成本，从而提升企业生产的边际成本，达到企业能源资源配置的最优化。且一般而言，区域绿色税收指数水平越高，该地区的资源消耗和“碳锁定”问题则越为严重[7]。但也存在着另外一种情形，即区域绿色税收指数水平越高，区域碳排放的税收边际成本越高，这将迫使高碳

排放区域推进清洁能源革命，进而引致区域“碳锁定”指数下降。同时，欠发达地区为了吸引资本和产业落户，在“经济晋升锦标赛”中往往放松对环境的规制水平，即在能源以高碳基石化能源为主体的同时，区域“碳锁定”路径依赖特征较为明显，但是绿色税收指数水平并未提升。具体而言，绿色税收的“庇古税”效应主要通过两种路径作用于区域“碳锁定”，即技术进步和市场竞争。

从技术进步的维度来说，伴随着经济发展阶段的演进和居民收入水平的提升，经济必然从外延式扩张向内涵式增长（或可称之为“精明增长”）转变，人们对高质量环境的渴求日趋增加，“绿水青山就是金山银山”发展理念深入人心，这种外在需求牵引就会促使政府、企业等主体倾向于增加环境保护支出和环境科技研发。譬如，2022年科技部、生态环境部、住房和城乡建设部等多部门制定了《“十四五”生态环境领域科技创新专项规划》，突出强调以“揭榜挂帅”等方式推进绿色技术创新体系建设。除了外在需求牵引，企业碳排放边际成本的上升是推进企业绿色技术研发的又一重要推动力。在竞争性市场经济体制下，企业产品边际收益不断递减，而边际碳排放则表现为不变或者上升趋势。同时，在碳排放限额和碳排放权交易制度设计下，企业碳排放池容量既定，也会推动政府采取更为严格的碳排放规制标准，并引致企业投入更多的资金以推动技术研发升级和产品绿色生产。

从市场竞争维度而言，中国企业市场结构存在国有企业、集体企业、私营企业、外商投资企业以及混合所有制企业等多种企业类型。其中，国有企业经济体量大、技术水平相对较高，主要经营事关国计民生与国家发展战略的产业行业，所提供产品往往表现出一定的垄断特征。且国有企业的碳排放目标往往作为一种政治责任履行，具有一定的硬性约束特征。而从企业数量来看，其他所有制企业占比相对较高，且从事产业生产具有高度的竞争性，市场垄断势力较弱。在企业碳排放池容量既定和碳排放边际成本递增的约束下，“庇古税”内含并拉升企业生产边际成本。因此，企业要想在产品市场持续维持竞争能力，必然不断地改进组织结构和生产率水平，而这将使得部分低绿色生产率水平的企业被挤出市场。同时，为了达成“双碳”目标，地方政府会采取更为严格的项目审批和投资准入制度，以防止高碳和高能耗企业带来的高碳排放。据此，本研究提出如下研究假说。

H2：限于“庇古税”理论，绿色税收与区域“碳锁定”呈负相关关系。

中国经济增长具有显著的阶段性特征[23]。袁志刚[24]认为，中国自改革开放以来的经济增长可以分为生产要素粗放驱动、生产要素配置效率提升、创新驱动发展3个阶段。对应于不同的经济增长阶段，区域绿色税收征收强度及“碳锁定”水平均不相同。与环境“库兹涅茨曲线”相对应，在经济发展的初期阶段，由于工业经济发展水平比较滞后，区域“碳锁定”较不显著，绿色税收实施强度相对较低。伴随着经济转型和工业化进程的加快，区域经济发展承压促使这一阶段碳环境规制水平降低，区域“碳锁定”特征明显。伴随着经济水平的大幅跃升，绿色税收所引致的企业边际成本超越碳基石化能源的边际递增收益时，清洁型能源将成为企业和社会能源应用的主体，这一阶段区域“碳锁定”得以突破，绿色税收指数则平稳下降并居于稳态。据此，本研究提出如下研究假说。

H3：绿色税收与区域“碳锁定”之间呈现出“先促后抑”的非线性特征关系。

3 “碳锁定”的测度及空间相关性分析

现有“碳锁定”的测度方法主要有“碳排放量-碳汇量”差值法[25-26]和因子合成法[27]。其中，因子合成法在分因子指标的选取上具有一定的主观性，因此，借鉴卢俊宇等[25]、孙丽文等[26]等的研究方法，以“碳排放量-碳汇量”差值法测度中国区域“碳锁定”水平，具体公式如下：

$$CLI = (CE - CA)/CA \tag{1}$$

其中：CLI代表区域“碳锁定”水平，CE表示区域碳排放量，CA表示区域碳汇量。对于区域碳排放量的计算，选取柴油、电力、焦炭、原煤、煤油、汽油、燃料油、天然气、原油、液化石油气等共计10类石化燃料的能源消费总量与其碳排放系数的乘积之和计算各区域碳排放量。参照《综合能耗计算通则》（GB/T 2589—2020），各能源类别碳排放系数依照如下公式计算：

$$r_{ij} = F_j \times e \times EF_j \times O_j \times 44/12 \tag{2}$$

其中：r_{ij}代表i地区第j类能源的碳排放系数，F_j为第j类能源的标准煤转化系数，e代表标煤热值，EF_j表示第j类能源的单位热值含碳量，O_j表示第j类能源的碳氧化率，具体数值参照《综合能耗计算通则》（GB/T 2589—2020）设定。

碳汇量CA为区域森林和草地的碳吸收量之和，具体计算公式表述为碳汇量=（区域森林面积×单位森林碳净积累量+区域草地面积×单位草地碳净积累量）。与卢俊宇等[25]、谢鸿宇等[28]一致，本研究中森林和草地的碳净积累量值分别设定为3.809 5 t/hm^{2}和0.949 4 t/hm^2。根据以上公式，测度并绘制了2007—2021年中国东部、中部、西部地区“碳锁定”指数走势，具体如图1所示。

可以看出，中国区域“碳锁定”指数呈现出明显的分层特征，即东部地区“碳锁定”指数远远高于中西部地区“碳锁定”指数，且西部地区“碳锁定”指数最低。平均而

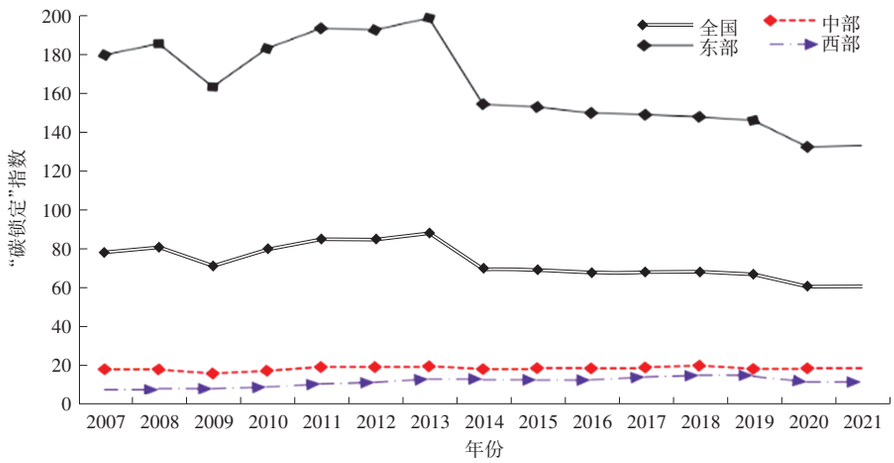


图 1 2007—2021 年中国分区域“碳锁定”指数走势

言，全国“碳锁定”指数均值与东部地区“碳锁定”指数走势较为一致，在 2009—2013 年“碳锁定”指数趋于上升，但是在 2014—2021 年碳锁定指数趋于稳步下降。这是因为 2013 年之前，中国延续着以投资、消费、进出口为主的“三驾马车”驱动经济增长的范式，外延式增长特征依旧突出。但是 2013 年之后，中国进入全面深化改革新时期，开始将经济增长的重心转至依靠科技和创新推动全要素生产率提升的集约经济增长路径上来。所以，不同的增长阶段，区域经济“碳锁定”指数表现不同。且东部地区一直以来都是制造业生产的集聚区域，人力资本和能源耗费量远远高于中西部地区。因而，其“碳锁定”指数徘徊在较高水平。同时，样本年限内，中部地区“碳锁定”指数趋于平稳，西部地区“碳锁定”指数虽略有上升，但是变化较不显著。

鉴于后续以空间计量模型为实证分析的研究方法，“碳锁定”为本研究的被解释变量，因此给出了“碳锁定”指数的全局莫兰指数值。从“碳锁定”指数的全局 Moran′s I 检验可以看出，无论是基于 0~1 空间邻接权重矩阵还是地理距离权重矩阵，被解释变量“碳锁定”指数均表现出明显的空间正相关性，即表明中国省域“碳锁定”会受到邻近省域“碳锁定”水平的影响。

同时，空间计量经济学模型包括空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型等多种类型。因此，在基于判别空间效应存在性的基础上，给出了基于 LM 的空间效应检验和基于 LR 的空间计量模型选择检验（此处略，备索）。从空间相关性检验及空间计量模型选择的检验结果可以看出，全局空间自相关指标均强烈拒绝“无空间相关性”的原假设，即认为存在空间相关特征。且基于 LR 的空间计量模型选择检验表明，空间面板杜宾模型不能转化为空间面板滞后模型或空间面板误差模型。

4 模型设定与变量选取

4.1 模型设定

为验证绿色税收对于区域“碳锁定”的影响，构建 3 个计量经济学模型，其中模型（3）、（4）未引入空间权重矩阵，且相较于模型（3），模型（4）引入了绿色税收的平方项以探查绿色税收指数与区域“碳锁定”的非线性关系。模型（5）同时引入了空间权重矩阵和绿色税收的平方项。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 gtax_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 gtax_{it} + \beta_2 gtax_{it}^2 + \gamma X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \boldsymbol{W} \times \delta Y_{it} + \beta_1 gtax_{it} + \boldsymbol{W} \times \phi gtax_{it} + \beta_2 gtax_{it}^2 + \boldsymbol{W} \times \eta gtax_{it}^2 + \gamma X_{it} + \boldsymbol{W} \times \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

其中：Y_{it} 是区域 i 在第 t 年的“碳锁定”水平，$gtax_{it}$ 是区域 i 在第 t 年的绿色税收指数，$gtax_{it}^2$ 是区域 i 在第 t 年的绿色税收指数的平方，X_{it} 为可能影响到区域“碳锁定”水平的控制变量。β_0、β_1、β_2、γ、δ、ϕ、η 等为表示回归系数，λ_i 为省域固定效应，u_t 为年份固定效应，ε_{it} 为随机扰动项。$\boldsymbol{W}$ 为空间权重矩阵，作者同时运用了 0~1 地理邻接空间权重矩阵、反地理距离空间权重矩阵和经济距离空间权重矩阵。其中反地理距离空间权重矩阵采用省域省会城市直线地理距离，经济距离空间权重矩阵采用样本年限内人均 GDP 差值绝对值的倒数来表示。

就模型选择来说，空间自回归模型（SAR）、空间误差模型（SEM）、空间滞后模型（SLM）和空间杜宾模型（SDM）是 4 种常用的空间计量经济模型，但是空间误差模型（SEM）仅考量遗漏变量的空间相关性，而空间自回归模型（SAR）和空间滞后模型（SLM）只是包含邻近空间单元属性的被解释变量或者控制变量的加权值，而现实实践中，“碳锁定”及绿色税制又往往均表现出高度的空间集聚和

区域策略互动特征。同时基于上述空间模型选择检验表明，空间杜宾模型不能退化为空间误差模型和空间滞后模型，因此本研究选择空间杜宾模型（SDM）进行实证分析，且SDM模型能够对所有变量的溢出效应进行有效分解。

4.2 变量选取

被解释变量：“碳锁定”指数*carb*，基于上文所述方法进行测度，同时为消除异方差采用$\ln(1+n)$方法对其作对数化处理。

解释变量：绿色税收*gtax*，以绿色税收收入/区域税收总收入表示。参考刘磊等[7]、周迪等[29]的研究，选取消费税、资源税、环境保护税、排污费、车船税、车辆购置税、城市维护建设税、城镇土地使用税、耕地占用税等具有绿化功能的税种衡量区域绿色税收收入。

控制变量：①工业化水平*indus*，以第二产业产值占区域生产总值的比重来表示，且一般来说工业化水平越高，区域“碳锁定”指数相应越高。②城市化水平*city*，以城镇人口占区域总人口的比重来表示。③经济发展水平*pgdp*，以区域人均生产总值的对数来表示。④产业集聚水平*aggl*，以单位面积就业人口数来表示，即就业总人口/区域面积。⑤对外开放度*open*，以进出口总额占地区生产总值的比重来表示。⑥市场化水平*mark*，数据源自王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告（2021）》[30]，其中对于2020年和2021年缺失指数，采用二次指数平滑法进行测算。本研究样本为中国省域层面样本数据，限于数据可得性，未涉及西藏、香港、澳门、台湾地区。研究样本数据跨期2007—2021年，数据源自《中国统计年鉴》《中国税务年鉴》《中国环境统计年鉴》以及中经网统计数据库等。主要研究变量的统计性描述略，备索。

5 实证检验与结果分析

5.1 基准回归

运用OLS和GLS回归方法，表1报告了模型（3）的基准回归结果。其中，列（1）、列（2）为基于OLS的回归结果，列（3）、列（4）为基于GLS的回归结果。且列（1）、列（3）列仅仅是包含解释变量的回归结果，未引入控制变量。样本回归中均控制了区域固定效应和年份固定效应。从表1可以看出，绿色税收的回归系数均为正值，且高度显著，验证了研究假说H1，即限于经济增长进程中的规模报酬递增，绿色税收与区域“碳锁定”呈现出正相关关系。从中国经济发展的进程及梯度分布特征亦不难看出，伴随着经济规模的急速膨胀，区域碳排放水平及绿色税收规模也会随之增长，且这种经济增长路径在短时间内难以快速转型到依靠内涵式增长的高质量路径上来。由此，形成区域“碳锁定”特征。

表1 基准回归结果（未加入平方项）

变量	OLS		GLS	
	（1）未加入控制变量	（2）加入控制变量	（3）未加入控制变量	（4）加入控制变量
gtax	1.053***	0.800***	0.233***	0.220***
	（7.31）	（5.56）	（3.00）	（2.71）
indus		0.408		0.391*
		（1.30）		（1.85）
city		1.900***		0.791*
		（3.00）		（1.80）
pgdp		−0.0381		0.0150
		（−0.46）		（0.28）
aggl		−2.427		−4.248***
		（−1.58）		（−4.03）
open		0.151		0.192**
		（1.43）		（2.26）
mark		−0.002		0.008
		（−0.12）		（0.80）
cons	3.475***	2.330***	3.572***	2.667***
	（66.89）	（3.01）	（31.49）	（4.79）
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.311	0.406	–	–

注：* $P<0.10$，** $P<0.05$，*** $P<0.01$；括号内数值为t值。

表1验证了研究假说H1，即绿色税收与区域“碳锁定”呈现出明显的正相关关系。但是需要关注的另外一个问题是，伴随着绿色税收规模的扩张，区域“碳锁定”能否被打破。据此，在模型（3）的基础上引入绿色税收的平方项，以检验绿色税收与“碳锁定”的非线性关系。表2给出了模型（4）的基准回归结果。其中，列（1）、列（2）是基于面板OLS的回归结果，列（3）、列（4）是基于面板GLS的回归结果。从表2中可以看出，绿色税收一次项的回归系数均为正值，绿色税收二次项的回归系数均为负值，且均在5%的水平上高度显著。这说明绿色税收对区域“碳锁定”呈现出明显的“先促后抑”影响，即伴随着绿色税收指数的持续加强，区域“碳锁定”将呈现出先上升而后下降的趋势，即验证了研究假说H3。

中国区域经济具有明显的空间集聚特征，且在政治晋升锦标赛治理模式下，地方政府在政府治理、环境规制、要素竞争层面往往表现出一定的策略互动特征，且从上述关于Moran's *I*的分析中可以看出，中国区域“碳锁定”具有明显的空间依赖和交互特征。因此，为进一步探求上述研究结论的可信性，使用空间杜宾模型以进一步检验上述研究假设。基于0~1空间邻接权重矩阵，表3给出了空间杜宾模型（SDM）的检验结果。

表3显示，绿色税收一次项回归系数为2.044，绿色税收二次项回归系数为−1.343，且均较为显著，与上述检

表 2 基准回归结果(加入平方项)

变量	面板 OLS		面板 GLS	
	(1)未加入控制变量	(2)加入控制变量	(3)未加入控制变量	(4)加入控制变量
gtax	3.166***	2.479***	0.935***	0.869***
	(6.51)	(4.88)	(3.59)	(3.31)
$gtax^2$	−2.018***	−1.543***	−0.635***	−0.580**
	(−4.54)	(−3.44)	(−2.82)	(−2.56)
indus		0.463		0.391*
		(1.49)		(1.87)
city		1.297**		0.673
		(2.00)		(1.50)
pgdp		0.032		0.032
		(0.38)		(0.58)
aggl		−2.744*		−4.115***
		(−1.81)		(−3.64)
open		0.144		0.198**
		(1.38)		(2.29)
mark		0.001		0.007
		(0.03)		(0.74)
cons	3.247***	1.857**	3.498***	2.500***
	(45.46)	(2.40)	(30.72)	(4.38)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.344	0.423	–	–

注:* $P<0.10$,** $P<0.05$,*** $P<0.01$;括号内数值为 t 值。

表 3 空间杜宾模型(SDM)检验结果

变量	(1) *Main*	(2) *WX*	(3) 直接效应	(4) 间接效应	(5) 总效应
gtax	2.044***	0.282	2.227***	2.043	4.270*
	(3.05)	(0.25)	(3.11)	(1.07)	(1.92)
$gtax^2$	−1.343**	−0.924	−1.566***	−2.577	−4.143**
	(−2.51)	(−0.94)	(−2.67)	(−1.49)	(−2.04)
indus	0.729	0.327	0.861**	1.113	1.974
	(1.61)	(0.48)	(1.93)	(0.98)	(1.49)
city	1.660	−0.060	1.734	1.342	3.077
	(1.37)	(−0.03)	(1.52)	(0.59)	(1.36)
pgdp	0.019	−0.006	0.013	−0.024	−0.010
	(0.12)	(−0.04)	(0.09)	(−0.11)	(−0.05)
aggl	−0.573	−2.496	−0.789	−4.174	−4.964
	(−0.20)	(−0.35)	(−0.26)	(−0.36)	(−0.38)
open	0.226	−0.269	0.207	−0.302	−0.094
	(1.27)	(−1.21)	(1.09)	(−0.73)	(−0.18)
mark	0.011	−0.058	0.003	−0.090*	−0.087
	(0.35)	(−1.42)	(0.11)	(−1.76)	(−1.53)
rho	0.434***				
	(8.05)				
R^2	0.397				

注:* $P<0.10$,** $P<0.05$,*** $P<0.01$;括号内数值为 t 值。

表 4 绿色税收对“碳锁定”的影响机制检验

变量	未引入空间因素		引入空间因素	
	技术进步	市场竞争	技术进步	市场竞争
Gtax	2.326***	2.745***	2.026**	2.203***
	(4.62)	(4.03)	(4.55)	(3.93)
$Gtax^2$	−1.428***	−1.632***	−1.298***	−1.427***
	(−3.22)	(−3.45)	(−3.31)	(−3.58)
W×Gtax			0.314	2.287**
			(0.43)	(2.29)
$W\times Gtax^2$			−0.923	−1.609**
			(−1.43)	(−2.43)
Gtax×tech	−0.025***		−0.013**	
	(−3.52)		(−2.08)	
Gtax×comp		−0.045*		−0.020**
		(−1.71)		(−2.14)
W×Gtax×tech			0.004	
			(0.50)	
W×Gtax×comp				−0.374***
				(−2.58)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	Yes	Yes	No	No
时间固定效应	Yes	Yes	No	No
rho	–	–	0.398***	0.386***
			(7.25)	(6.95)
R^2	0.415	0.424	0.410	0.422

注:* $P<0.10$,** $P<0.05$,*** $P<0.01$;括号内数值为 t 值。

验结果相一致。同时,空间自回归系数(*rho*)的估计值为 0.434,且在 1% 的水平上高度显著,故存在空间自回归效应。但是,空间权重项的符号虽然与预期相一致,但是均未显著。同时,表 3 的列(3)、列(4)、列(5)一并给出了基于空间杜宾模型检验的直接效应、间接效应和总效应。结果显示,绿色税收及其平方项的直接效应显著、总效应显著,但是间接效应并不显著,即表明本区域“碳锁定”的平均效应主要受到本辖区绿色税收规模的影响,且随着绿色税收规模的持续增长,“碳锁定”将出现一个转折点,与上述分析结果相一致。

5.2 **影响机制检验**。

参考张祥建等[31]、张可等[32]的研究方法,基于前述作用机制说明,在模型(5)中分别引入绿色税收×技术进步、绿色税收×市场竞争两个变量,以检验绿色税收对于“碳锁定”的影响机制。其中技术进步指标(*tech*)以每万人专利授权量来表示,市场竞争(*comp*)以每万人拥有企业法人单位数的对数表示,表 4 给出了绿色税制对“碳锁定”影响机制的检验结果。其中空间计量回归模型回归结果是基于 0~1 空间权重矩阵。从表 4 中可以看出,在未引入空间计量的模型回归结果中,绿色税收与技术进步交叉项的回归系数为 −0.025,且在 1% 的显著性水平上高度显

著，绿色税收与市场竞争交叉项的回归系数为-0.045，且在10%的显著性水平上较为显著。引入空间计量后，绿色税收与技术进步交叉项的回归系数为-0.013，且在5%的显著性水平上较为显著，绿色税收与市场竞争交叉项的回归系数为-0.020，且在5%的显著性水平上较为显著。回归结果表明绿色税收通过技术进步和市场竞争机制显著抑制了“碳锁定”。对比分析其回归系数可以发现，相较于技术进步，市场竞争机制对区域经济“碳锁定”的抑制效应更强，即在政策挤压和边际成本上升挤压下，市场竞争机制会筛选掉部分绿色生产效率不高的企业。

5.3 区域异质性分析

不同地区资源禀赋、制度根植性、经济地理各不相同，因而中国区域经济表现出明显的大国空间异质性特征。基于中国三大区域层级的划分方法，运用经济距离空间权重矩阵，将研究样本划分为东部、中部、西部3个区域进一步检验绿色税收对区域“碳锁定”的影响。

表5的回归结果显示出，东、中、西部地区绿色税收的一次项均为正值，且均较为显著，其二次项回归系数均为负值，但只有中部地区回归系数较为显著，即上述研究假设仅在中部地区成立，而东部和西部地区由于其碳能源排放的规模收益高于其绿色边际税率，其区域“碳锁定”暂未出现转折。

5.4 稳健性检验

为验证回归结果的稳健性，基于空间杜宾模型，通过以下两种方式展开稳健性检验。

（1）更换空间权重矩阵。地理学第一定律认为事物之间存在着普遍的联系，且较近的事物比较远的事物关联更为紧密。以反地理距离矩阵替代0~1空间邻接矩阵进行稳健性检验，其中地理距离测度的是两省域省会城市之间的直线距离。从表6的回归结果可知，绿色税收的一次项回归系数为正值，绿色税收的二次项回归系数为负值，回归参数的符号与前述研究结果相一致。

（2）更换被解释变量。从技术角度来说，“碳锁定”主要是对高碳基石化能源所形成的能源消费路径依赖，且一般而言“碳锁定”程度越高，经济体发展对石化能源消费的依赖程度越高，相应的碳排放水平也就越高。基于此，考量以碳排放水平作为“碳锁定”的替代变量以进行稳健性分析，表6给出了基于更换被解释变量的稳健性检验结果。回归结果进一步验证了上述研究结论的稳健性。

6 结论与政策启示

本研究基于中国省域2007—2021年研究数据，运用面板数据模型和空间杜宾模型实证检验了绿色税收对于区域“碳锁定”的影响，以探究绿色税制能否打破区域经济“碳锁定”。研究得出如下结论。

（1）中国区域“碳锁定”指数表现出高度的空间相关性，呈现出明显的东部地区高、中西部地区低的层级分化特征。且自2013年中国进入全面深化改革新时期以后，

表5 区域异质性分析

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	Main	*WX*	*Main*	*WX*	*Main*	*WX*
Gtax	1.399*	1.518	3.835**	1.305	1.885*	-1.032
	(1.79)	(1.09)	(2.53)	(0.39)	(1.71)	(-0.40)
$Gtax^2$	-0.719	-2.683*	-2.970**	-2.964	-1.313	-0.149
	(-0.86)	(-1.67)	(-1.99)	(-0.81)	(-1.54)	(-0.08)
indus	0.216	2.275**	1.005**	0.176	-0.561	-1.565
	(0.19)	(2.17)	(2.01)	(0.18)	(-0.45)	(-1.05)
city	1.436	3.031	0.192	0.814	-5.596	2.055
	(1.27)	(1.40)	(0.19)	(0.40)	(-2.21)	(0.50)
pgdp	0.578***	-0.566***	0.143	0.263	-0.108	0.890**
	(2.78)	(-3.98)	(1.12)	(1.55)	(-0.47)	(2.28)
aggl	0.078	-5.270*	24.035**	-39.660**	12.769	271.164***
	(0.04)	(-1.66)	(2.45)	(-2.50)	(0.51)	(2.61)
open	0.228	0.089	-0.278	1.887	-1.491***	0.469
	(0.99)	(0.34)	(-0.43)	(1.24)	(-2.94)	(0.22)
mark	0.010	-0.045	0.119	-0.158***	0.092***	-0.120**
	(0.31)	(-0.68)	(0.37)	(-2.64)	(2.88)	(-2.57)
rho	0.036		-0.450***		0.088	
	(0.64)		(-6.18)		(0.38)	
R^2	0.613		0.580		0.656	

注：* $P<0.10$，** $P<0.05$，*** $P<0.01$；括号内数值为t值。

表6 稳健性检验

变量	更换空间权重矩阵		更换被解释变量	
	Main	*WX*	*Main*	*WX*
Gax	2.253***	1.391	2.158***	0.395
	(2.62)	(0.58)	(3.73)	(0.42)
$Gtax^2$	−1.465**	−2.277	−1.366***	−0.806
	(−2.06)	(−1.00)	(−3.01)	(−1.01)
indus	0.488	−1.279	−0.147	0.856*
	(0.81)	(−0.91)	(−0.33)	(1.66)
city	1.779	−2.127	0.935	−0.859
	(1.24)	(−0.63)	(0.86)	(−0.49)
pgdp	−0.086	0.436	−0.363	−0.079
	(−0.48)	(1.36)	(−2.14)	(−0.39)
aggl	−1.083	−0.065	0.207	−4.790
	(−0.39)	(−0.01)	(0.12)	(−0.77)
open	0.184	0.796	0.158	−0.103
	(0.89)	(1.26)	(1.04)	(−0.66)
mark	0.004	−0.088	0.140	−0.078
	(0.13)	(−1.53)	(0.56)	(−2.15)
rho	0.234**		0.294***	
	(2.45)		(3.98)	
R^2	0.422		0.882	

注：* $P<0.10$，** $P<0.05$，*** $P<0.01$；括号内数值为 t 值。

东部地区“碳锁定”指数呈现出稳步下降趋势。

（2）限于经济增长进程中的规模报酬递增，中国绿色税收与区域碳锁定呈现出明显的正相关关系。但是这种正相关关系会随着绿色税收指数的不断增强而出现转折，即绿色税收对区域“碳锁定”呈现出“先促后抑”的影响特征。而之所以呈现出转折关系，其作用机制在于绿色税收的“庇古税”效应会使得企业采用更为绿色先进的生产技术，并且环境规制和碳排放边际成本上升会使得部分绿色生产效率较低的企业被挤出市场。

（3）区域异质性分析表明，中部地区绿色税收与“碳锁定”的“先促后抑”关系特征明显，但是东部地区和西部地区则不显著。即东部地区和西部地区“碳锁定”尚未出现转折点，意味着现阶段东部地区和西部地区“碳锁定”的边际规模收益依然高于其边际绿色税收成本。

基于以上结论，得出以下政策启示：首先，应认识到政策制定遏制“碳锁定”的主体对象主要为中国东部发达区域，东部地区较高的“碳锁定”水平也表明了其对传统能源的过度依赖。问题的核心在于，摆脱对传统能源的过度依赖必须有大规模可有效开采和利用的清洁能源以进行替代。因此，发展大规模的高效、绿色、清洁能源势在必行。其次，伴随着绿色税收指数的增长，区域“碳锁定”水平亦会出现转折，即呈现出“先促后抑”特征，但是这一特征的呈现与能源要素回报率及区域经济发展阶段息息相关。因此，应看到区域“碳锁定”、绿色税收及区域经济发展阶段性的关系，并动态关注能源要素回报率的演进趋势和特征。再次，经济发展进入新时代之后，协同推进“减污降碳”已成为绿色发展的核心要义，而以科技进步推动经济的“内涵式”增长，并借以摆脱对传统石化能源的经济增长依赖，则是贯彻落实高质量发展的应有之义。

参考文献

[1] UNRUH G C. Understanding carbon lock-in [J]. Energy policy, 2000, 28(12): 817-830.

[2] 李宏伟. “碳锁定”与“碳解锁”研究：技术体制的视角[J]. 中国软科学，2013(4)：39-49.

[3] 罗晓梅，武宇铎，黄鲁成. 深度脱碳研究：内涵特征、主题演进与启示[J]. 中国人口·资源与环境，2023，33(9)：70-85.

[4] 葛玉御. 以绿色发展理念“绿化”我国税制[J]. 税务研究，2016(10)：8-13.

[5] 许文. 我国绿色税制的改革进展、趋势与方向[J]. 财政科学，2023(1)：26-34.

[6] 王军，李萍. 绿色税收政策对经济增长的数量与质量效应：兼议中国税收制度改革的方向[J]. 中国人口·资源与环境，2018，28(5)：17-26.

[7] 刘磊，周阳. 中国绿色税收指数研究[J]. 税务研究，2023(4)：111-118.

[8] 付莎，王军. 绿色税收政策降低了中国的碳排放吗：基于扩展STIRPAT模型的实证研究[J]. 现代经济探讨，2018(2)：72-78.

[9] 史明霞，刘娜. 税制绿化能够降低碳排放吗：基于我国省级面板数据的实证分析[J]. 财政科学，2022(10)：98-112.

[10] 程博，熊婷，殷俊明. 他山之石或可攻玉：税制绿色化对企业创新的溢出效应[J]. 会计研究，2021(6)：176-188.

[11] 张婕，陈思颖，王凯琪. 水资源费改税对重污染企业绿色创新行为的影响研究[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版)，2023，25(5)：110-124.

[12] GRADUS R, SMULDERS S. The trade-off between environmental care and long-term growth: pollution in three prototype growth models[J]. Journal of economics, 1993, 58(1): 25-51.

[13] SINN H W. Public policies against global warming: a supply side approach[J]. International tax and public finance, 2008, 15(4): 360-394.

[14] 蔡海亚，徐盈之，双家鹏. 区域碳锁定的时空演变特征与影响机理[J]. 北京理工大学学报(社会科学版)，2016，18(6)：23-31.

[15] 牛鸿蕾. 中国制造业碳锁定测度及时空演变特征研究[J]. 统计与决策，2023，39(8)：153-157.

[16] 徐盈之，陈艳. 中国省际碳锁定的空间溢出效应：基于空间自回归模型的实证研究[J]. 华南师范大学学报(社会科学版)，2018(2)：126-134.

[17] 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.

[18] SETO K C, DAVIS S J, MITCHELL R B, et al. Carbon lock-In: types, causes, and policy implications[J]. Annual review of environment and resources, 2016, 41: 425-452.

[19] 清华大学能源基金会. 全球能源基础设施数据库建设及2019-2021年碳锁定核算[R]. 2023.
[20] UNRUH G C. Escaping carbon lock-in[J]. Energy policy，2002，30(4)：317-325.
[21] DRISCOLL P A. Breaking carbon lock-in：path dependencies in large-scale transportation infrastructure projects[J]. Planning practice & research，2014，29(3)：317-330.
[22] 陈英楠，张智威，刘仁和，等. 中国宏微观资本回报率的融合研究[J]. 经济研究，2023，58(4)：41-57.
[23] 刘伟，陈彦斌. “两个一百年”奋斗目标之间的经济发展：任务、挑战与应对方略[J]. 中国社会科学，2021(3)：86-102.
[24] 袁志刚. 新发展阶段中国经济新的增长动力：基于宏观经济的长期增长和短期波动分析框架[J]. 人民论坛·学术前沿，2021(6)：12-21.
[25] 卢俊宇，黄贤金，陈逸，等. 基于能源消费的中国省级区域碳足迹时空演变分析[J]. 地理研究，2013，32(2)：326-336.
[26] 孙丽文，赵鹏，任相伟，等. 碳排放权交易减轻中国工业碳锁定了吗：基于DID及SDID方法的实证分析[J]. 科技管理研究，2020，40(9)：205-211.
[27] 牛鸿蕾，刘志勇. 中国碳锁定效应的测度指标体系构建与实证分析[J]. 生态经济，2021，37(2)：22-27.
[28] 谢鸿宇，陈贤生，林凯荣，等. 基于碳循环的化石能源及电力生态足迹[J]. 生态学报，2008，28(4)：1729-1735.
[29] 周迪，罗东权. 绿色税收视角下产业结构变迁对中国碳排放的影响[J]. 资源科学，2021，43(4)：693-709.
[30] 王小鲁，胡李鹏，樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 北京：社会科学文献出版社，2021.
[31] 张祥建，徐晋，徐龙炳. 高管精英治理模式能够提升企业绩效吗：基于社会连带关系调节效应的研究[J]. 经济研究，2015，50(3)：100-114.
[32] 张可，李语晨，赵锦楸. 绿色信贷促进了节能减排吗[J]. 财经科学，2022(1)：15-30.

Impact of China′s green tax system on regional economic carbon lock-in

ZHONG Junwei[1]，*LI Yuxin*[1]，*ZHAO Zhuoya*[2]

(1. School of Public Finance and Taxation, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou Henan 450046, China;
2. Chinese Academy of Fiscal Sciences, Beijing 100142, China)

Abstract Under the guidance of the ‘Two Mountains’ theory and the ‘dual carbon’ goals, pollution control, carbon reduction, and green expansion have become the focus of green tax policies in the context of following a Chinese path to modernization. These are also the targets for promoting China′s energy revolution and breaking the regional ‘carbon lock-in.’ Based on provincial-level data in China from 2007 to 2021 and using the spatial Durbin model, this study empirically examined the nonlinear impact of China′s green tax system on the ‘carbon lock-in’ effect of the regional economy and its mechanisms. Furthermore, it explored the spatial heterogeneity characteristics of this impact. The research indicated that: ① The regional economic ‘carbon lock-in’ index in China showed a high degree of spatial correlation and exhibited a clear hierarchical differentiation feature of being high in the eastern region and low in the central and western regions. ② The impact of the green tax system on regional economic ‘carbon lock-in’ exhibited a ‘first promoting, then inhibiting’ non-linear characteristic. This research conclusion remained robust after changing spatial weights and explanatory variables. ③ The mechanism of action suggested that the reason why green taxes promoted the non-linear characteristic of ‘carbon lock-in’ was that the ‘Pigouvian tax’ effect of green taxes led enterprises to adopt greener and more advanced production technologies. Moreover, the increase in environmental regulation and the marginal cost of carbon emissions caused some enterprises with lower green production efficiency to be squeezed out of the market. ④ Regional heterogeneity analysis indicated that the non-linear characteristics of the green tax system and ‘carbon lock-in’ were significant in the central region, but not significant in the eastern and western regions. Based on this, we propose that: ① The main targets for policy formulation to curb ‘carbon lock-in’ are the eastern and central regions of China, and it is imperative to develop efficient, green, and clean energy on a large scale. ② To solve regional economic ‘carbon lock-in,’ there should be a dynamic focus on the evolving trends and spatial characteristics of the return on energy factors. ③ Efforts should be made to coordinate pollution control and carbon emission reduction and gradually break away from excessive dependence on traditional fossil fuels. The research conclusions of this paper have strategic significance for optimizing the construction of China′s green tax system and promoting the achievement of the ‘dual carbon’ goals.

Key words green tax system; carbon lock-in; spatial Durbin model

（责任编辑：刘照胜）