陈海盛,沈满洪. 环境信用制度选择与绿色全要素生产率提升[J]. 中国人口·资源与环境,2024,34(10):106-115. [CHEN H S,SHEN M H. Choice of environmental credit systems and improvement of green total factor productivity[J]. China population, resources and environment,2024,34(10):106-115. ]

# 环境信用制度选择与绿色全要素生产率提升

陈海盛[1,2], 沈满洪[1,3]

(1. 浙江农林大学生态文明研究院,浙江 杭州 311300; 2. 浙江省信用中心,浙江 杭州 310007;
3. 浙江农林大学经济管理学院,浙江 杭州 311300)

**摘要** 作为中国生态文明制度重要组成部分,环境信用制度内涵丰富,类型多样,是拥有强制型、选择型、引导型的制度工具。为推动提升绿色全要素生产率,环境信用制度选择面临困境。该研究基于2003—2021年数据,理论探讨影响环境信用制度的因素,分别以《企业环境信用评价办法(试行)》《绿色信贷指引》《环境信息公开办法(试行)》的出台实施构建环境信用监管制度、绿色信贷制度、环境信息披露制度准自然实验,采用空间倍差法分析环境信用制度与绿色全要素生产率关系。研究发现:①尽管单一型环境信用制度在一定程度提升绿色全要素生产率,但组合型环境信用制度未起到"1+1>2""1+1+1>3"效果。②影响环境信用制度的关键因素是内生交易成本,当内生交易成本过高时,环境信用制度"宁缺毋滥";当内生交易成本忽略不计时,环境信用制度"多多益善";当内生交易成本处于中间位置时,需要权衡选择单一或组合型环境信用制度。③信用环境是环境信用制度影响绿色全要素生产率的重要调节变量,法制环境对环境信用制度支撑力偏弱。加强法制、信用环境建设,降低制度运行成本,是释放环境信用制度潜力提升绿色全要素生产率的重要条件,应着眼制度替代加强环境信用制度选择,着眼制度互补加强环境信用制度耦合,着眼制度冲突加强环境信用制度协同,着眼制度空缺加强环境信用制度查漏补缺,着眼定性定量完善环境信用制度绩效评价。

**关键词** 环境信用制度;绿色全要素生产率;内生交易成本;EBM模型;空间倍差法

**中图分类号** X24 **文献标志码** A **文章编号** 1002-2104(2024)10-0106-10 **DOI:10.12062/cpre.20240327**

改革开放以来,虽然中国借鉴国外成熟法律制度,但在本土环境制度制定上,进展相对缓慢。一部分学者认为,由于制度缺陷,发展中国家应放弃命令—控制型环境政策,重视经济激励型政策。另一部分学者认为,国际上经济激励型政策仍不成熟,转型国家应以标准明确的命令—控制型环境政策为主[1]。针对环境问题,1998年,国家h环境保护总局与世界银行合作在镇江、呼和浩特两市开展企业绿色信息公开试点。2005年11月21日,国家环境保护总局印发《关于加快推进企业环境行为评价工作的意见》(环发〔2005〕125号),对企业环境信用评价的程序、指标和技术作了说明。2012年2月24日,中国银行业监督管理委员会发布《绿色信贷指引》(银监发〔2012〕4号),要求"银行业金融机构应当从战略高度推进绿色信贷"。2021年11月2日,中共中央、国务院发布《关于深入打好污染防治攻坚战的意见》,指出"全面实施环保信用评价,发挥环境保护综合名录的引导作用。"2023年12月27日,中共中央、国务院发布《关于全面推进美丽中国建设的意见》,提出"加快构建环保信用监管体系"。从政策历程发现,构建环境信用制度是中国完善生态文明制度的重要尝试,对于推动经济深刻转型和高质量发展具有重要现实意义。根据影响领域差异,环境信用制度可进一步划分为强制型、选择型和引导型3种制度类型,分别以环境信用监管制度、绿色信贷制度和环境信息披露制度为重点。在实践工作中,为减少市场失败提升绿色全要素生产率,环境信用监管制度、绿色信贷制度、环境信息披露制度各有所长,制度选择陷入困境,究竟何种制度或制度组合更有效? 在理论分析基础上,构建多期空间倍差模型分析不同制度组合对绿色经济绩效影响,分别选择基础设施、信息技术作为外生交易成本和法制环境、信用环境作为内生交易成本的调节变量,讨论影响环境信用制度组合的关键因素,解决环境信用制度选择是"多多益善"还是"宁缺毋滥"问题。

## 1 研究综述

关于环境信用制度对绿色全要素生产率的影响,传

**收稿日期**:2023-11-17 **修回日期**:2024-06-20

**作者简介**:陈海盛,博士生,经济师,主要研究方向为环境信用制度。E-mail:chenhs@stu.zafu.edu.cn。

**通信作者**:沈满洪,博士,教授,博导,主要研究方向为资源与环境经济学。E-mail:shenmh@zafu.edu.cn。

**基金项目**:教育部哲学社会科学研究重大专项"习近平生态文明思想在中国大地的生动实践研究"(批准号:2022JZDZ009)。



中国知网 https://www.cnki.net

统理论认为，制度将提高企业污染防治和非生产性投入成本，具有遵循成本效应[2]，不利于绿色经济效率。但是，环境信用制度也可能倒逼企业创新加快绿色转型，具有创新补偿效应[3]。然而，不管“创新补偿”抑或遵循成本，效应均只局限于要素配置，忽略了企业跨地迁址现实。实际上，制度建设先行地区对创新驱动型企业具有更强吸引力，通过外地迁入，可能加强创新补偿效应。污染型企业则倾向于迁入制度薄弱地区，通过成本节约可能弱化遵循成本效应[4]。综上，研判环境信用制度对绿色全要素生产率作用，既要兼顾遵循成本、创新补偿，又要充分考虑空间因素的潜在影响。

从环境信用监管制度对绿色经济效率的影响研究看，主要存在两种观点，一种观点认为，作为绿色监管机制的本土创新，环境信用监管制度的实施工具和强度对企业微观决策和地区绿色经济效率具有不确定的作用，当引入新生产技术，影响结果则更难预测[5]。另一种观点认为，尽管环境信用监管制度具有一定的时滞性，但是其对企业可能产生非线性影响，随着监管强度提升，制度与绿色经济效率呈现“U”形曲线关系[6]。差异化环境信用监管工具分别体现差异化环保倾向与目标[7]，对绿色创新激励效应也存在不同[8]。

绿色信贷制度对绿色经济效率的影响研究重点基于宏观、微观视角。一是宏观视角。绿色信贷制度鼓励贷方将绿色风险作为放贷的重要依据，在不同信贷项目的规模、利率、年限等指标上予以差异化安排[9]，具有一定的资源再配置效应，但波特效应的实现则有待于激励和约束双重机制的构建与完善[10]。二是微观视角。绿色信贷制度缓解逆向选择、“道德祸因”，倒逼企业转型，但是在产权、债务和市场化水平等方面具有异质性[11]。绿色信贷制度与重污染企业绿色创新之间具有显著“U”形关系，主要传递机制是信贷规模降低与成本增加[12]。尽管制度对效率影响随时间具有减弱趋势[13]，但随着绿色执法、产权保护强化，绿色信贷制度对绿色经济绩效的支撑力将增强。然而，普遍存在的“金融所有制歧视”对民营企业资金需求具有一定的挤出效应，于绿色经济效率提升不利[14]。

环境信息披露制度对绿色经济效率影响的研究，主要分为三派。一派认为制度对效率产生消极影响。中国环境信息披露与企业绩效之间显著负相关，市场并非对所有披露的环境信息作出理想回应[15]。二派认为制度对效率具有积极影响[16]。环境信息披露状况与城市能源效率之间呈正相关关系[17]，通过缓解融资约束，提高企业研发持续性和投入转化率。三派认为环境信息披露制度对绿色全要素生产率失效。政治关联、环境失信成本偏低以及地方保护引致的环境软约束是环境信息披露制度失效的主要原因[18]。

综上所述，学界对环境信用制度及各类典型制度进行了较为系统研究，在交易成本普遍存在的现实世界中，环境信用监管制度、绿色信贷制度和环境信息披露制度对微观企业、中观区域和宏观经济的绿色经济绩效均具有潜在重要影响。但是，已有研究存在一定瑕疵，包括对环境信用监管、绿色信贷和环境信息披露等制度耦合交互存在缺乏研究，对制度作用于经济绩效的内在机理缺乏阐述，对兼顾动态、空间等特征的多期空间倍差模型缺乏使用。

针对研究不足，本研究特色和边际贡献包括：第一，将环境信用监管制度、绿色信贷制度和环境信息披露制度统一为环境信用制度研究框架，分析研判单一型、组合型环境信用制度对绿色全要素生产率的影响。第二，区分外生交易成本和内生交易成本，从理论视角阐述环境信用制度对绿色经济效率的影响机理，从实证视角构建模型开展检验。第三，充分考虑环境信用制度动态性和空间外溢性等特征，采用较为科学的多期空间倍差法开展研究。

## 2　理论分析框架

环境信用制度既涉及环境信用监管为重点的命令—控制型政策、绿色信贷为重点的经济激励型政策，又涉及环境信息披露为重点的社会引导型政策，是本土情境环境经济制度创新。如何选择适当环境信用制度推动经济高质量发展？以固定污染源治理为例，对实施不同环境信用制度实现经济发展目标开展理论分析。

假设在经济目标下，存在污染源之外的接收点和观测点，以获得污染控制成本动态信息。设定污染源$i$、控制成本$C_i$是被减少污染数的二次函数：

$$C_i(e_i)=c_i(\bar{e}_i-e_i)+d_i(\bar{e}_i-e_i)^2 \tag{1}$$

式(1)中：$\bar{e}_i$是第$i$个污染源在环境信用制度缺乏情形下排放的污染量，$e_i$是第$i$个污染源在环境信用制度约束下排放的污染量。$c_i$项、$d_i$项是简单常量。

为搜寻控制污染的最小成本方式，定义排放和周围集中之间关系。假定环境标准表达式：

$$\sum_i a_{ij}e_i+b_j\leqslant\bar{s} \tag{2}$$

式(2)中：$a_{ij}$表示污染源$i$和污染源$j$之间转移系数，$b_j$是来自其他人为污染源和自然界初始污染水平，$\bar{s}$是环境污染程度最大值。式(2)在所有接收点成立。

对模型具体化，寻找一套$e_i$满足下式：

$$\min_{e_i}\sum_i\left\{c_i(\bar{e}_i-e_i)+d_i(\bar{e}_i-e_i)^2\right\} \tag{3a}$$



中国知网 https://www.cnki.net

对所有接受点$j$,满足条件:

$$\sum_i a_{ij} e_i + b_j \leqslant \bar{s} \tag{3b}$$

对所有污染源$i$,满足条件:

$$0 \leqslant e_i \leqslant \bar{e}_i \tag{3c}$$

式(3)定义排放的有效水平,表示绿色约束下最低控制成本,与环境信息披露制度低成本运行及对应环境污染状况一致。

为模拟绿色信贷制度,下式代替式(3b):

$$\sum_i e_i \leqslant E \tag{4}$$

式(4)中:$E$表示地区污染排放限制。为达到与绿色信贷制度匹配的环境标准,从一个大数慢慢减小污染排放限制,逐渐降低所有接受点周围污染水平。当环境标准刚好在所有接受点满足时,得到合适的排放许可证数量$E^*$。

为模拟环境信用监管制度,对所有污染源$i$,下式代替式(3*b*):

$$e_i \leqslant E_i \tag{5}$$

式(5)中:$E_i$表示在环境信用监管制度下每个污染源具体排放量。

根据Charles[19]猜想,控制其他变量的前提下,实施命令—控制型、经济激励型、公众参与型制度的总控制成本依次递减。实施不同类型环境信用制度不可避免产生成本,既包括单一制度运行成本,又包括多种制度组合后引致的制度间协调成本,还包括制度转换、信息、策略等复合成本[20]。正是制度成本,引导政策制定者思考如何选择环境信用制度。但是,交易成本有外生交易成本和内生交易成本之分,究竟何种交易成本是环境信用制度影响绿色全要素生产率的主要"绊脚石"?为解决上述疑惑,需要寻找两类交易成本合适代理变量开展进一步讨论。

从外生交易成本看,一方面,在开放经济下,基础设施是要素流动基础条件,既对关税传导具有正面效应,又对产品价格产生影响[21],兼具分工效应、趋同效应和学习效应[22],对推动资源整合、优化产业空间布局、提升发展效率具有重要作用[23-24]。另一方面,信息技术推动更新生产设备、提升人力资本,叠加外溢效应,促进数字化转型和劳动生产率提升[25]。信息技术影响经济存在双通道,一是传统通道,作为生产要素,信息技术降低成本,提高生产率;二是网络通道,信息技术具有网络效应,有助于降低边际成本。潘越等[26]采用智慧法院建设评价指数,证实法院信息技术对司法效率和信用融资均具有显著提升作用。故基础设施、信息技术可作为外生交易成本的两个代理变量。

从内生交易成本看,对于发展中国家,良好法制环境是企业创新的前提[27],是影响改革发展的重要条件。法制环境弱化人际网、关系网,约束地方政府与污染企业合谋[28],减小制度成本、稳定市场预期、优化要素分配[29],对经济绿色转型发展具有重要导向效应[30]。此外,自改革开放以来,中国在相对滞后的金融体系中实现了较为快速的经济增长,该"金融发展悖论"根源在于商业信用部分取代正规金融作用[31]。信用环境与绿色全要素生产率呈倒"U"形非线性关系[32],在正规融资门槛偏高情形下,出台制度优化信用环境,对提升企业绿色创新能力至关重要。因此,法制环境和信用环境可考虑同时设置为环境信用制度作用绿色经济效率的两个调节变量。

在兼顾环境信用制度的供给与需求、外生交易成本与内生交易成本交织互动的情形下,在短期,如果忽略成本—收益分析,"多多益善"的制度设计初衷可能导致适得其反效果。在长期,多类型环境信用制度耦合是总体方向,故"宁缺毋滥"亦不可取。在现实世界中,以环境信用监管制度为重点的强制型环境信用制度、以绿色信贷制度为重点的选择型环境信用制度和以环境信息披露制度为重点的引导型环境信用制度发展阶段不同,与交易成本的互动存在一定差异。因此,环境信用制度选择是"多多益善"还是"宁缺毋滥",关键在于分析处理好制度与交易成本之间的关系,具体是外生交易成本还是内生交易成本,有待后文实证解答。

## 3 变量选取、模型设计与数据来源

### 3.1 变量选取

#### 3.1.1 被解释变量

传统DEA模型评价效率不考虑冗余量、副产出等问题,Tone等[33]提出将非期望产出纳入效率评价的非径向SBM模型,受到学界关注。由于非径向SBM模型规避了投入要素同比例变化前提,不可避免损失了效率前沿投影值的原始比例信息,产生一定误差。为兼顾径向和非径向混合距离函数,采用DEA方法下EBM模型测算绿色全要素生产率($GTFP_{it}$)。表达式为:

$$\begin{aligned} &\gamma^* = \min \theta - \varepsilon_x \sum_{i=1}^{m} \frac{w_i^- s_i^-}{x_0} \\ &\text{s.t.}\left\{\theta x_0 - X\lambda - s^- = 0;\ Y\lambda \geqslant y_0;\ \lambda \geqslant 0, s^- \geqslant 0\right\} \end{aligned} \tag{6}$$

式(6)对偶表达式为:

$$\begin{aligned} &\gamma^* = \max uy_0 \\ &S.t.\left\{\nu x_0 = 1; -\nu X + uY \leqslant 0;\ \nu_i \geqslant \frac{\varepsilon_x w_i^-}{x_{i0}};\ u \geqslant 0\right\} \end{aligned} \tag{7}$$

式(6)和式(7)中:$\gamma^*$表示待测算效率值,$\theta$表示径向效率值,$s^-$表示非径向投入要素的冗余量,$\lambda$为参考权重,$\varepsilon_x$表示考虑径向效率值和非径向冗余值的参数。EBM模型满足6个定理:第一,$\gamma^*$满足$0 \leqslant \gamma^* \leqslant 1$,且单位不变;第



中国知网 https://www.cnki.net

二，当$\varepsilon_x$=0时，EBM效率值等同投入导向下CCR模型的效率值；第三，当$\theta$、$\varepsilon$取1时，EBM效率值等同投入导向下SBM效率值；第四，当$\varepsilon_x \in [0,1]$时，式(6)和式(7)存有限最优解；第五，当$\varepsilon_x$>1时，式(7)不具可行解，式(6)存无穷解；第六，$\varepsilon_x$、$\gamma^*$是非增变量。

在绿色全要素生产率测算中，投入指标包括：①资本投入。参照单豪杰[34]做法，以2003年为基期，使用固定资产投资流量数据平减化处理，折旧率定为10.96%。②劳动力投入。选取第二产业、第三产业从业人员总数作为衡量指标。③资源、能源投入。分别选择供水总量、全社会用电量作为资源、能源投入衡量指标。④土地投入。选择建设用地面积作为测度指标。⑤期望产出。将经济发展水平、城市居民生活质量作为期望产出主要指标，实际地区生产总值、城市居民人均可支配收入作为对应代理变量。⑥非期望产出。选择工业烟尘排放量、工业废水排放量、工业$SO_2$排放量和$PM_{2.5}$浓度作为环境污染的衡量指标。

3.1.2 解释变量

关于虚拟变量交互项($DID_{it}$)，将环境信用制度划分为环境信用监管制度、绿色信贷制度和环境信息披露制度，分别以2013年环境保护部、国家发展改革委、中国人民银行、中国银监会联合印发《企业环境信用评价办法(试行)》(环发〔2013〕150号)、2012年《绿色信贷指引》正式实施、2008年国家环境保护总局《环境信息公开办法(试行)》正式施行构建准自然实验，对不同年份虚拟变量交互项($DID_{it}$)分别赋值为1或0。

3.1.3 控制变量

借鉴杨书等[36]研究，控制变量包括：城市化水平(*ul*)、所有制结构(*os*)、政府干预程度(*gov*)、对外开放水平(*fdi*)、产业结构(*ins*)、环保支出水平(*epel*)、科技创新能力(*teci*)、居民消费能力(*rscg*)、知识溢出水平(*knos*)。城市化水平、所有制结构、政府干预程度、对外开放水平、产业结构、环保支出水平、科技创新能力、居民消费能力、知识溢出水平分别由城市常住人口占区域总人口比例、私营企业职工人数占地区从业人员总数比例、财政支出占地区生产总值比例、实际利用外商直接投资额占地区生产总值比例、第二产业产值占地区生产总值比例、环境保护支出占地区生产总值比例、*R&D*经费支出占地区生产总值比例、社会消费品零售总额与区域常住人口比值、研发人员全时当量占地区从业人员总数比例测度。遵循惯例，对部分数据对数化处理。

## 3.2 模型设计

讨论环境信用制度与绿色全要素生产率关系，传统倍差法具有一定优势，当地区实施环境信用制度时，属于处理组，取虚拟变量1；当地区未实施环境信用制度时，属于对照组，取虚拟变量0。基本模型设定如下：

$$GTFP_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{K} X_{it,k}\beta_k + DID_{it}\beta_{k+1} + \varepsilon_{it} \tag{8}$$

式(8)中：$GTFP_{it}$表示绿色全要素生产率，$\beta$表示变量回归系数。$X_{it,k}$表示第$k$个控制变量，取值在$[1,K]$间，$K$为控制变量总数。$DID_{it}$表示虚拟变量交互项，由组别属性和环境信用制度虚拟变量取值相乘，再中心化处理而成。$\varepsilon_{it}$表示随机误差项。

在开放经济下，环境信用制度的经济绩效分析，必须置于空间互动情境。2003—2021年，绿色全要素生产率、环境信用监管制度、绿色信贷制度、环境信息披露制度全局单变量莫兰指数平均值分别为0.054、0.227、0.435和0.067，证实绿色全要素生产率及不同类型环境信用制度均具较为显著的空间相关性。

考虑空间多重共线性规避要求，在传统倍差法基础上，采用较为科学的多期空间倍差法，对环境信用制度如何影响绿色全要素生产率开展针对性分析。针对空间相关性问题，学界提出空间自回归模型，对模型参数的不同设定，引申出系列模型，其中最为典型的是空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)，分别表述如下：

$$GTFP_{it} = \sum_{it=1}^{NT} \rho_{SLM}\left(\xi \otimes \pi\right)_{it,it} GTFP_{it} + \beta_0 + \sum_{k=1}^{K} X_{it,k}\beta_k + DID_{it}\beta_{k+1} + \varepsilon_{it} \tag{9}$$

$$GTFP_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{K} X_{it,k}\beta_k + DID_{it}\beta_{k+1} + \mu_{it}$$

$$\mu_{it} = \sum_{it=1}^{NT} \rho_{SEM}\left(\xi \otimes \pi\right)_{it,it} \mu_{it} + \varepsilon_{it} \tag{10}$$

式(9)和式(10)中：$\xi$、$\pi$分别表示行标准化后的时间权重矩阵、空间权重矩阵，$\xi \otimes \pi$表示内生时空权重矩阵，根据区位关系判断，如空间相邻则矩阵元素为1，否则为0。$i=1,2,\cdots,N$，$N$为省份数量；$\rho$表示空间相关系数，$\mu$表示正态分布随机误差向量。值得注意的是，在对特定环境信用制度或组合开展讨论时，为排除干扰，将暂时搁置的其他环境信用制度作为控制变量纳入分析，以消除无关制度对实证结果的可能干扰。

## 3.3 数据来源

研究对象为30个省份(考虑数据的不可得性，未涉及西藏、香港、澳门和台湾)。2003年，江苏绿色信息公开试点经验向全国推广，掀起环境信用制度建设浪潮，故将2003年定为研究起点，研究区间为2003—2021年。地区生产总值、区域总人口、地区从业人员总数、固定资产投资、第二产业产值等数据来自2004—2022年《中国统计年鉴》，私营企业职工人数、工业烟尘排放量、工业废水排放



中国知网 https://www.cnki.net

量、工业$SO_2$排放量等数据来自2004—2022年《中国工业统计年鉴》,财政支出、研发人员全时当量、城市居民人均可支配收入、社会消费品零售总额等数据来自2004—2022年各省市统计年鉴和公报,供水总量、全社会用电量、建设用地面积、产业从业人员数、城市常住人口、环境保护支出、R&D经费支出、实际利用外商直接投资额等数据来自EPS数据平台,$PM_{2.5}$浓度数据来自美国国家航空航天局卫星遥感数据,基于国家基础地理信息中心1∶400万中国基础地理信息数据裁剪获得$PM_{2.5}$浓度均值。对于缺失数据,遵循惯例采用插值法处理。

## 4 实证检验

### 4.1 基准模型和空间异质性检验

运用多期空间倍差法实证环境信用制度对绿色全要素生产率影响,结果见表1。其中:*ecrs*、*gcs*、*eids*分别表示环境信用监管制度、绿色信贷制度、环境信息披露制度,*ecrs* × *gcs*、*gcs* × *eids*、*ecrs* × *eids*分别表示环境信用监管制度与绿色信贷制度协同、绿色信贷制度与环境信息披露制度协同、环境信用监管制度与环境信息披露制度协同,*ecrs* × *gcs* × *eids*表示环境信用监管制度、绿色信贷制度与环境信息披露制度的协同。结合*Log-likelihood*、*AIC*和*SC*值,从普通最小二乘法(OLS)、空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)中择优讨论。研究发现,环境信用监管制度、绿色信贷制度和环境信息披露制度对绿色经济效率处理效应系数分别为0.492(通过1%显著性检验)、0.061和−0.116(通过10%显著性检验)。证实环境信用监管制度、环境信息披露制度对绿色经济效率分别具有显著正、负向影响,绿色信贷制度的经济效应则不突出。

然而,环境信用监管、绿色信贷和环境信息披露等3类环境信用制度的随机组合对绿色全要素生产率的影响均不显著,表明制度耦合交互并未对绿色经济效率形成“1+1>2”或“1+1+1>3”的政策集成效果。可能解释是,环境信用制度的实施条件是收益高于成本,组合型制度发挥效能不仅对多主体协同提出要求,而且在政策互动和功能互补上提出更为严苛条件,故相对于单一制度,组合型制度要突破的成本显然更高。综上,环境信用制度选择并非总是“多多益善”,应根据成本和收益权衡选择特定制度并妥善实施,在成本远高于收益时,环境信用制度只能“宁缺毋滥”。

讨论环境信用制度对绿色全要素生产率影响的空间

**表1 基准模型与空间异质性分析**

| 变量 | 基准模型 | | | | | | | 空间异质性 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) |
| *ecrs* | 0.492*** | | | | | | | | | | |
| | (3.525) | | | | | | | | | | |
| *gcs* | | 0.061 | | | | | | | | | |
| | | (0.298) | | | | | | | | | |
| *eids* | | | −0.116* | | | | | | | | |
| | | | (−1.848) | | | | | | | | |
| *ecrs* × *gcs* | | | | 0.055 | | | | −0.003* | | | |
| | | | | (0.633) | | | | (−1.784) | | | |
| *gcs* × *eids* | | | | | −0.025 | | | | −0.087* | | |
| | | | | | (−0.674) | | | | (−1.669) | | |
| *ecrs* × *eids* | | | | | | 0.129 | | | | 0.110 | |
| | | | | | | (1.201) | | | | (1.071) | |
| *ecrs* × *gcs* × *eids* | | | | | | | 0.144 | | | | 0.122 |
| | | | | | | | (1.367) | | | | (1.228) |
| 控制变量 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 选择模型 | SEM | SEM | SEM | SEM | SEM | SEM | SEM | SEM | SEM | SLM | SEM |
| *N* | 570 | 570 | 570 | 1 140 | 1 140 | 1 140 | 1 710 | 1 140 | 1 140 | 1 140 | 1 710 |
| $R^2$ | 0.879 | 0.856 | 0.845 | 0.828 | 0.8652 | 0.8149 | 0.8141 | 0.9755 | 0.8716 | 0.8206 | 0.82 |
| *Log-likelihood* | 38.519 | 33.759 | 33.548 | 32.271 | 36.262 | 32.463 | 32.246 | 26.475 | 37.516 | 33.255 | 33.178 |
| *AIC* | −53.757 | −44.238 | −43.817 | −43.202 | −51.184 | −43.585 | −45.090 | −31.610 | −53.691 | −43.231 | −45.016 |
| *SC* | −36.696 | −27.176 | −26.756 | −27.563 | −35.545 | −27.946 | −30.873 | −15.971 | −38.052 | −26.171 | −29.376 |

注:*$P$<0.10,***$P$<0.01;括号内数值为标准误。列(1)—列(7)表示基准模型分析结果,解释变量分别为*ecrs*、*gcs*、*eids*、*ecrs* × *gcs*、*gcs* × *eids*、*ecrs* × *eids*、*ecrs* × *gcs* × *eids*。列(8)—列(11)表示空间异质性分析结果,解释变量分别为*ecrs* × *gcs*、*gcs* × *eids*、*ecrs* × *eids*、*ecrs* × *gcs* × *eids*。



中国知网 https://www.cnki.net

异质性。发现在中部和西部地区，环境信用制度对绿色经济效率的影响不突出。东部地区环境信用监管制度与绿色信贷制度组合、绿色信贷制度与环境信息披露制度组合对绿色经济效率处理效应系数分别为-0.003、-0.087，均通过10%显著性检验。由于制度成本降低和绿色偏好增强，在东部不同环境信用制度开始走向融合，体现多元化制度工具耦合交互的良好态势。但由于交易成本问题，环境信用制度不仅与外部管制、财税、投资等制度合作有改进空间，而且内部不同类型制度间的配合亦亟待加强。因此，环境信用制度对绿色全要素生产率的影响，关键在于对交易成本的分析，究竟是外生交易成本还是内生交易成本，有赖进一步检验。

### 4.2 外生交易成本：差异化信息技术与基础设施情境检验

针对外生交易成本抑或内生交易成本影响环境信用制度的疑惑，本部分将信息技术和基础设施状况作为外生交易成本主要代理变量，讨论两种情境下环境信用制度对绿色全要素生产率的影响问题。结合*Log-likelihood*、*AIC*、*SC*值，从OLS、SLM、SEM中识别最优模型讨论，结果见表2列(1)—列(8)。不同环境信用制度组合和绿色全要素生产率分别作为解释、被解释变量，信息技术(调节变量*I*)由互联网用户数占常住人口数比重表征，基础设施(调节变量*II*)由单位面积内铁路里程测度。

发现基于调节变量*I*、*II*，环境信用制度组合对绿色全要素生产率影响均不显著，表明在信息技术和基础设施情境下，降低外生交易成本并不必然增强环境信用制度对绿色全要素生产率的支撑力，降低外生交易成本难以直接影响制度的政策效果，证实影响环境信用制度选择的关键要素并非外生交易成本，很可能是内生交易成本，该观点留待下文讨论。

### 4.3 内生交易成本：差异化法制环境与信用环境情境检验

将法制环境、信用环境作为环境信用制度影响绿色全要素生产率的两种调节变量，验证内生交易成本对环境信用制度选择的可能影响。综合*Log-likelihood*、*AIC*、*SC*值，从OLS、SLM、SEM中选择合适模型分析，结果见表2列(9)至列(16)。法制环境(调节变量*III*)由中国市场化指数分项“市场中介组织的发育和法律制度环境”测度，数据来自“中国分省份市场化指数”数据库[37]，信用环境(调节变量*IV*)由中国管理科学研究院、中国市场学会信用工作委员会等单位联合开发的“中国城市商业信用环境指数(*CEI*)”衡量[38]。发现信用环境对环境信用制度经济绩效的调节效应更为明显，除绿色信贷制度、环境信息披露制度组合外，环境信用监管制度与绿色信贷制度组合、环境信用监管制度与环境信息披露制度组合及环境信用监管制度、绿色信贷制度与环境信息披露制度组合

**表2 外生交易成本与内生交易成本检验结果**

| 变量 | 信息技术 | | | | 基础设施 | | | | 法制环境 | | | | 信用环境 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) | (16) |
| *ecrs*×*gcs* | 0.055 | | | | 0.041 | | | | 0.055 | | | | 0.568*** | | | |
| | (0.633) | | | | (0.487) | | | | (0.633) | | | | (5.768) | | | |
| *gcs*×*eids* | | -0.02 | | | | -0.075 | | | | -0.025 | | | | -0.043 | | |
| | | (-0.392) | | | | (-1.274) | | | | (-0.674) | | | | (-0.801) | | |
| *ecrs*×*eids* | | | 0.129 | | | | 0.11 | | | | 0.129 | | | | 0.557*** | |
| | | | (1.201) | | | | (1.071) | | | | (1.201) | | | | (5.326) | |
| *ecrs*× | | | | 0.144 | | | | 0.122 | | | | 0.144 | | | | 0.557*** |
| *gcs*×*eids* | | | | (1.367) | | | | (1.228) | | | | (1.367) | | | | (5.368) |
| 控制变量 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 选择模型 | SEM | SEM | SEM | SEM | SLM | SEM | SLM | SLM | SEM | SEM | SEM | SEM | SEM | SEM | SEM | SEM |
| *N* | 1 140 | 1 140 | 1 140 | 1 710 | 1 140 | 1 140 | 1 140 | 1 710 | 1 140 | 1 140 | 1 140 | 1 710 | 1 140 | 1 140 | 1 140 | 1 710 |
| $R^2$ | 0.828 | 0.864 | 0.815 | 0.814 | 0.818 | 0.880 | 0.821 | 0.820 | 0.828 | 0.865 | 0.815 | 0.814 | 0.914 | 0.874 | 0.904 | 0.902 |
| *Log-likelihood* | 32.604 | 36.454 | 32.798 | 32.578 | 29.996 | 36.942 | 30.173 | 29.971 | 32.604 | 36.636 | 32.798 | 32.578 | 43.580 | 36.521 | 41.819 | 41.702 |
| *AIC* | -43.647 | -51.347 | -44.034 | -45.555 | -40.156 | -52.324 | -40.512 | -41.912 | -43.647 | -51.712 | -44.034 | -45.555 | -65.599 | -51.482 | -62.078 | -63.804 |
| *SC* | -27.847 | -35.547 | -28.234 | -31.191 | -25.619 | -36.524 | -25.976 | -28.696 | -27.847 | -35.911 | -28.234 | -31.191 | -49.799 | -35.681 | -46.278 | -49.439 |

注：***$P<0.01$；括号内数值为标准误。列(1)—列(4)表示差异化信息技术情境下的检验结果，解释变量分别为*ecrs*×*gcs*、*gcs*×*eids*、*ecrs*×*eids*、*ecrs*×*gcs*×*eids*。列(5)—列(8)表示差异化基础设施情境下的检验结果，解释变量分别为*ecrs*×*gcs*、*gcs*×*eids*、*ecrs*×*eids*、*ecrs*×*gcs*×*eids*。列(9)—列(12)表示差异化法制环境情境下的检验结果，解释变量分别为*ecrs*×*gcs*、*gcs*×*eids*、*ecrs*×*eids*、*ecrs*×*gcs*×*eids*。列(13)—列(16)表示差异化信用环境情境下的检验结果，解释变量分别为*ecrs*×*gcs*、*gcs*×*eids*、*ecrs*×*eids*、*ecrs*×*gcs*×*eids*。



中国知网 https://www.cnki.net

均对绿色全要素生产率具有显著正向影响。

延伸为两个结论：第一，法制环境对环境信用制度支撑有限，亟须加强制度规范性和信用法治化进程。受制于全国性社会信用法缺失，环境信用制度面临一定的执行软约束问题，导致环境信用在政务、市场、社会应用上陷入不同程度困境，如在推进联合奖惩中，对严重失信认定和惩戒措施缺乏上位法支持，对激励举措囿于规章政策。在法律依据不充分情形下，研究出台契合实际的过渡型环境信用政策至关重要。第二，信用环境有助缓解内生交易成本，是环境信用制度影响绿色经济效率的重要调节变量。信用环境自下而上体现了社会对环境信用制度的总体认知、互动参与和动态需求，既是环境信用建设成效外在反映，又是减少政策扭曲、解决资源错配、完善制度矩阵的积极因素[39]。在良好信用环境调节机制下，环境信用制度适应性增强，可以更及时精准有效调动政策工具箱推动提升绿色全要素生产率。

### 4.4 稳健性检验

#### 4.4.1 平行趋势检验

在《企业环境信用评价办法（试行）》《绿色信贷指引》《环境信息公开办法（试行）》等文件出台之前，不同省份绿色全要素生产率可能存在差异。为解决由此带来的内生性问题，检验环境信用制度实施前省份间是否具有共同趋势，设定模型：

$$GTFP_{it}=\psi_0+\sum_{k=1}^{K}X_{it,k}\psi_k+\sum_{-4}^{4}DID_{it}^{j}\psi_{k+1}+\varepsilon_{it} \tag{11}$$

$$GTFP_{it}=\sum_{it=1}^{NT}\rho_{SLM}\left(\xi\otimes\pi\right)_{it,it}GTFP_{it}+\psi_0+\sum_{k=1}^{K}X_{it,k}\psi_k+\sum_{-4}^{4}DID_{it}^{j}\psi_{k+1}+\varepsilon_{it} \tag{12}$$

$$GTFP_{it}=\psi_0+\sum_{k=1}^{K}X_{it,k}\psi_k+\sum_{-4}^{4}DID_{it}^{j}\psi_{k+1}+\mu_{it}$$

$$\mu_{it}=\sum_{it=1}^{NT}\rho_{SEM}\left(\xi\otimes\pi\right)_{it,it}\mu_{it}+\varepsilon_{it} \tag{13}$$

式（11）—式（13）中：$\psi$为变量回归系数，$DID_{it}^{j}$为省份$i$在制度实施前后虚拟变量交互项，当$j$为负值时，$DID_{it}^{j}$表示省份$i$在环境信用制度实施前$-j$年为1，否则为0；当$j$为正值时，$DID_{it}^{j}$表示省份$i$在环境信用制度实施后$j$年为1，否则为0。设定$DID_{it}^{-4}$为省份$i$在制度实施前4年或大于前4年均取1，不然为0；$DID_{it}^{4}$为省份$i$在制度实施后4年或大于4年均取1，否则为0。其他变量与信用环境调节效应检验模型一致。结果发现，环境信用制度实施前，虚拟变量交互项系数不显著；制度实施后，系数显著性提升。这证实在信用环境情境下环境信用制度对绿色全要素生产率具有明显促进影响。

#### 4.4.2 安慰剂检验

鉴于环境信用制度实施后，绿色经济效率变化可能由其他随机因素导致，产生遗漏变量问题，基于安慰剂检验排除其他随机因素对绿色全要素生产率影响。采取随机化处理组、对照组方法开展安慰剂检验，如第$t$年有$i$个省份实施环境信用制度，则在所有省份随机抽取$i$个省份作为新的制度实施省，获得伪政策冲击效果。在信用环境调节效应下，随机构造500次处理组，取得500次核心解释变量估计系数。研究发现，伪政策冲击效果趋于0，证实未观测变量对绿色经济效率几乎不存在影响，环境信用监管制度、绿色信贷制度、环境信息披露制度等不同类型环境信用制度的协同配合对绿色全要素生产率具有显著的正向作用。

#### 4.4.3 工具变量法

由于环境信用制度选择可能不是随机，考虑使用工具变量法（*IVM*）排除内生性问题。宗族是中国传统社会典型特征，清乾隆时任江西巡抚陈宏谋在《寄杨朴园景苏书》有言：“直省中惟闽中、江西、湖南皆聚族而居，族皆有祠。”宗族通过“天人合一”“徙木立信”“人而无信，不知其可也”等传统文化影响环境信用制度[40]，却不对绿色全要素生产率产生直接作用，可作为环境信用制度工具变量。基于地图搜索，测算每百万人平均宗祠数作为宗族文化程度（*Clan_level*）测度指标。自改革开放以来，经济特区和享有经济特区部分政策的沿海开放城市，积极对接和借鉴国际经验，以创新环境制度，加之早期开放政策对现阶段绿色经济效率不构成直接影响，故考虑将省域是否存在改革开放先行城市（*City_*1980s）作为反映环境信用制度的另一工具变量，如省域存在先行城市则“*City_*1980s”取为1，否则为0。表3列（1）—列（8）汇报了在信用环境调节作用下，加入工具变量后的重新估算结果。显示在替换解释变量后，实证结果依然稳健。

#### 4.4.4 替换被解释变量

为进一步排除可能存在的内生性问题，将被解释变量依次替换为使用径向半径（*gtfb__jxbj*）方法和超效率SBM（*gtfb__sbm*）方法测算的绿色全要素生产率进行重新估算，对信用环境情境下环境信用制度影响绿色全要素生产率的估计结果开展稳健性分析，结果汇报在表3列（9）—列（16）。发现基于不同方法测算绿色全要素生产率之后，实证结果仍然显著，证实了上述结论稳健可靠。

### 4.5 环境信用制度选择“多多益善”还是“宁缺毋滥”？

由于多方参与不足，环境信用制度普遍面临失信约束不足导致的绿色信号扭曲和绿色偏好偏移问题，可能导致内生交易成本上升，抑制绿色全要素生产率提升。环境信用制度选择“多多益善”抑或“宁缺毋滥”，取决于



中国知网 https://www.cnki.net

表3　稳健性检验结果

| 变量 | 工具变量1(*Clan_level*) | | | | 工具变量2(*City_1980s*) | | | | 径向半径方法(*gtfb_jxbj*) | | | | 超效率SBM方法(*gtfb_sbm*) | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) | (16) |
| *ecrs*×*gcs* | 0.486** | | | | 0.461*** | | | | 0.226*** | | | | 0.195*** | | | |
| | (4.934) | | | | (4.681) | | | | (2.923) | | | | (-2.470) | | | |
| *gcs*×*eids* | | -0.037 | | | | -0.035 | | | | -0.001 | | | | -0.006 | | |
| | | (-0.685) | | | | (-0.650) | | | | (0.025) | | | | (-0.119) | | |
| *ecrs*×*eids* | | | 0.477*** | | | | 0.448** | | | | 0.123* | | | | 0.161** | |
| | | | (4.556) | | | | (4.280) | | | | (1.752) | | | | (-1.960) | |
| *ecrs*×*gcs*×*eids* | | | | 0.456** | | | | 0.452*** | | | | 0.204*** | | | | 0.118** |
| | | | | (4.396) | | | | (4.355) | | | | (2.759) | | | | (-1.443) |
| 控制变量 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| 选择模型 | SEM | SLM | SLM | SEM | SEM | SEM | SEM | SEM | SEM | SLM | SLM | SEM | SLM | SLM | SLM | SLM |
| *N* | 1 140 | 1 140 | 1 140 | 1 710 | 1 140 | 1 140 | 1 140 | 1 710 | 1 140 | 1 140 | 1 140 | 1 710 | 1 140 | 1 140 | 1 140 | 1 710 |
| $R^2$ | 0.895 | 0.899 | 0.905 | 0.893 | 0.742 | 0.709 | 0.734 | 0.733 | 0.904 | 0.908 | 0.915 | 0.903 | 0.908 | 0.898 | 0.903 | 0.899 |
| *Log-likelihood* | 45.801 | 47.548 | 50.354 | 45.441 | 39.658 | 33.234 | 38.055 | 37.949 | 46.288 | 48.054 | 50.890 | 45.924 | 47.371 | 44.182 | 46.084 | 44.527 |
| *AIC* | -70.921 | -72.537 | -78.148 | -72.082 | -59.695 | -46.849 | -56.491 | -58.062 | -71.676 | -73.309 | -78.979 | -72.849 | -71.942 | -65.563 | -69.366 | -68.154 |
| *SC* | -55.766 | -56.003 | -61.615 | -58.304 | -45.317 | -32.470 | -42.113 | -44.989 | -56.359 | -56.599 | -62.271 | -58.924 | -55.233 | -48.854 | -52.657 | -52.836 |

注：* *P*<0.10，** *P*<0.05，*** *P*<0.01；括号内数值为标准误。列(1)—列(4)表示采用工具变量1(*Clan*_level)的估计结果，解释变量分别为*ecrs*×*gcs*、*gcs*×*eids*、*ecrs*×*eids*、*ecrs*×*gcs*×*eids*。列(5)—列(8)表示采用工具变量2(*City*_1980s)的估计结果，解释变量分别为*ecrs*×*gcs*、*gcs*×*eids*、*ecrs*×*eids*、*ecrs*×*gcs*×*eids*。列(9)—列(12)表示采用径向半径方法(*gtfb*__*jxbj*)的估计结果，解释变量分别为*ecrs*×*gcs*、*gcs*×*eids*、*ecrs*×*eids*、*ecrs*×*gcs*×*eids*。列(13)—列(16)表示采用超效率SBM方法(*gtfb*__sbm)的估计结果，解释变量分别为*ecrs*×*gcs*、*gcs*×*eids*、*ecrs*×*eids*、*ecrs*×*gcs*×*e ids*。

成本-收益比较。在收益确定情形下，当成本高昂时，环境信用制度选择“宁缺毋滥”路径。当成本忽略不计时，选择“多多益善”路径。当成本处于中间位置时，根据效应边际原则和试验，权衡选择单一或组合环境信用制度。释放环境信用制度潜力，关键在于缓解内生交易成本，既包括以法制建设为主的制度供给型内容，又包括以信用环境提升为主的制度需求型举措。随着中国市场化改革步入深水区，环境信用制度层次性、开放性和动态性优势将愈发受到关注，如何基于成本优化选择政策工具、迭代完善制度体系和创新实践路径，将是一项富有创新和挑战的重要课题。

## 5　结论与政策启示

如何选择环境信用制度提升绿色全要素生产率是研究重点。本研究基于2003—2021年数据，分别以《企业环境信用评价办法(试行)》《绿色信贷指引》《环境信息公开办法(试行)》构建环境信用监管、绿色信贷、环境信息披露制度准自然实验，运用多期空间倍差法分析环境信用制度与绿色全要素生产率提升关系，选取信息技术与基础设施、法制环境与信用环境分别作为外生、内生交易成本代理变量，识别影响制度选择的关键因素，尝试解决环境信用制度“多多益善”抑或“宁缺毋滥”难题。研究证实：①从总体看，环境信用监管制度、环境信息披露制度对绿色全要素生产率分别具有显著正、负向影响，组合型环境信用制度作用不明显。②从异质性看，东部环境信用制度出现耦合趋势，但是对绿色经济效率作用仍未取得“1+1>2”效果，中西部制度影响不显著。③信用环境是环境信用制度影响绿色全要素生产率的重要调节变量，法制环境调节效应不突出。④环境信用制度选择主要取决于内生交易成本。当内生交易成本过高时，制度“宁缺毋滥”；当内生交易成本忽略不计时，制度“多多益善”；当内生交易成本位于中间时，结合实践选择实施特定制度。

根据结论，获得以下政策启示：①着眼制度替代，加强环境信用制度选择。结合地域差异和发展实际，合理确定各类环境信用制度边界。在完善环境信用监管制度基础上，重视权衡利弊的绿色信贷制度和道德教化的环境信息披露制度。②着眼制度互补，加强环境信用制度耦合。健全信用与管制、经济等绿色手段协同的法律依据，丰富监管、信贷、信息披露等制度工具，强调绿色声誉，注重规范性监管与内生性运行相统一，以激励相容为原则优化全流程治理结构。③着眼制度冲突，加强环境信用制度协同。制度协同必然产生成本，应优化多部门参与的综合决策、联合行动和动态迭代机制，统筹长远目标与短期任务、局部利益与整体利益、本地发展与跨地合作关系，强化道德共识与舆论引导，增强环境信用制度对绿色全要素生产率适应性。④着眼制度空缺，加强环境



中国知网　https://www.cnki.net

信用制度查漏补缺。发挥信用环境对环境信用制度建设的牵引作用，紧扣制度需求研究政策供给，对标国际推动制度型开放。完善环境失信惩戒与守信激励机制，创新应用场景，注重大数据、区块链、机器算法等前沿技术协同使用。⑤着眼定性定量，完善环境信用制度绩效评价。制度实施前，运用仿真模拟、政策评估等方法，预判可能效果。制度实施中，通过“回头看”对问题及时解决，对路线偏离及时“纠偏”。制度实施后，在关键时点进行总体性评价，确保对有效的制度进行保留，对不合理的制度进行修正或废弃。为客观公正，绩效评价应动态开展，尽量开辟、畅通社会参与途径。

**参考文献**


[1] 菲尔德，菲尔德. 环境经济学[M]. 北京：中国财政经济出版社，2006：14-29.

[2] 宋跃刚，靳颂琳. 绿色信贷政策对企业环境绩效的影响效果与机制检验[J]. 中国人口·资源与环境，2023，33(9)：134-146.

[3] PORTER M E，VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. Journal of economic perspectives，1995，9(4)：97-118.

[4] 张明，张鹭，宋妍. 异质性环境规制、空间溢出与雾霾污染[J]. 中国人口·资源与环境，2021，31(12)：53-61.

[5] 钟茂初，李梦洁，杜威剑. 环境规制能否倒逼产业结构调整：基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国人口·资源与环境，2015，25(8)：107-115.

[6] 钱争鸣，刘晓晨. 环境管制与绿色经济效率[J]. 统计研究，2015，32(7)：12-18.

[7] 李树，陈刚. 环境管制与生产率增长：以APPCL2000的修订为例[J]. 经济研究，2013，48(1)：17-31.

[8] 韩超，刘鑫颖，王海. 规制官员激励与行为偏好：独立性缺失下环境规制失效新解[J]. 管理世界，2016(2)：82-94.

[9] 谢婷婷，刘锦华. 绿色信贷如何影响中国绿色经济增长?[J]. 中国人口·资源与环境，2019，29(9)：83-90.

[10] 陆菁，鄢云，王韬璇. 绿色信贷政策的微观效应研究：基于技术创新与资源再配置的视角[J]. 中国工业经济，2021(1)：174-192.

[11] 王馨，王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界，2021，37(6)：173-188.

[12] 杨柳勇，张泽野. 绿色信贷政策对企业绿色创新的影响[J]. 科学学研究，2022，40(2)：345-356.

[13] 吴晟，武良鹏，赵湘莲. 绿色信贷政策对制造业外部融资、经济增长和能源消费的影响[J]. 中国人口·资源与环境，2021，31(3)：96-107.

[14] 戴静，张建华. 金融所有制歧视、所有制结构与创新产出：来自中国地区工业部门的证据[J]. 金融研究，2013(5)：86-98.

[15] 何玉，唐清亮，王开田. 碳信息披露、碳业绩与资本成本[J]. 会计研究，2014(1)：79-86.

[16] 陶克涛，郭欣宇，孙娜. 绿色治理视域下的企业环境信息披露与企业绩效关系研究：基于中国67家重污染上市公司的证据[J]. 中国软科学，2020(2)：108-119.

[17] 闫志俊，张兵兵，胡榴榴. 环境信息披露能提升全要素能源效率吗：来自城市污染源监管信息公开的准自然实验[J]. 中国人口·资源与环境，2022，32(6)：67-75.

[18] 方颖，郭俊杰. 中国环境信息披露政策是否有效：基于资本市场反应的研究[J]. 经济研究，2018，53(10)：158-174.

[19] CHARLES D K. Enviromental economics[M]. New York：Oxford University Press，2010：21-49.

[20] 沈满洪. 水权交易与契约安排：以中国第一包江案为例[J]. 管理世界，2006(2)：32-40.

[21] 孙浦阳，张甜甜，姚树洁. 关税传导、国内运输成本与零售价格：基于高铁建设的理论与实证研究[J]. 经济研究，2019，54(3)：135-149.

[22] 孙伟增，牛冬晓，万广华. 交通基础设施建设与产业结构升级：以高铁建设为例的实证分析[J]. 管理世界，2022，38(3)：19-34.

[23] 谢呈阳，王明辉. 交通基础设施对工业活动空间分布的影响研究[J]. 管理世界，2020，36(12)：52-64.

[24] 骆永民，骆熙，汪卢俊. 农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业[J]. 管理世界，2020，36(12)：91-121.

[25] 林毅夫，孙希芳. 信息、非正规金融与中小企业融资[J]. 经济研究，2005，40(7)：35-44.

[26] 潘越，谢玉湘，宁博，等. 数智赋能、法治化营商环境建设与商业信用融资：来自“智慧法院”视角的经验证据[J]. 管理世界，2022，38(9)：194-208.

[27] 夏后学，谭清美，白俊红. 营商环境、企业寻租与市场创新：来自中国企业营商环境调查的经验证据[J]. 经济研究，2019，54(4)：84-98.

[28] 梁平汉，高楠. 人事变更、法制环境和地方环境污染[J]. 管理世界，2014(6)：65-78.

[29] 顾明. 加强法制，完善企业产权制度，缩短新旧体制交替过程[J]. 经济研究，1988，23(11)：38-40.

[30] 赵云辉，张哲，冯泰文，等. 大数据发展、制度环境与政府治理效率[J]. 管理世界，2019，35(11)：119-132.

[31] ALLEN F，QIAN J，QIAN M. Law，finance，and economic growth in China [J]. Journal of financial economics，2005，77 (1)：57-116.

[32] 沈满洪，陈海盛，应瑛. 商业信用环境影响绿色全要素生产率吗?[J]. 浙江学刊，2022(1)：113-122.

[33] TONE K，TSUTSUI M. Dynamic DEA：a slacks-based measure approach[J]. Omega，2010，38(3/4)：145-156.

[34] 单豪杰. 中国资本存量K的再估算：1952—2006年[J]. 数量经济技术经济研究，2008，25(10)：17-31.

[35] 孙莹，吴烁，王竹泉. 绿色信贷政策对重污染企业“脱实向虚”的影响[J]. 中国人口·资源与环境，2023，33(3)：91-101.

[36] 杨书，范博凯，顾芸. 投资型环境规制对绿色全要素生产率的非线性影响[J]. 中国人口·资源与环境，2022，32(5)：120-131.

[37] 樊纲，王小鲁，张立文，等. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. 经济研究，2003，38(3)：9-18.

[38] 林钧跃. 中国城市商业信用环境指数研制与分析[J]. 财贸经济，2012(2)：89-97.




中国知网 https://www.cnki.net

[39]陈海盛,沈满洪. 绿色信用制度理论研究:文献综述与展望[J]. 中国人口·资源与环境,2023,33(10):61-72.

[40]潘越,宁博,纪翔阁,等. 民营资本的宗族烙印:来自融资约束视角的证据[J]. 经济研究,2019,54(7):94-110.

# Choice of environmental credit systems and improvement of green total factor productivity

*CHEN Haisheng*[1,2], *SHEN Manhong*[1,3]

(1. Institute of Ecological Civilization, Zhejiang A&F University, Hangzhou Zhejiang 311300, China;
2. Zhejiang Provincial Credit Center, Hangzhou Zhejiang 310007, China;
3. College of Economics and Management, Zhejiang A&F University, Hangzhou Zhejiang 311300, China)

**Abstract** As an important part of China′s ecological civilization system, environmental credit systems are rich in content, with institutional tools having mandatory, selective, and guiding functions. Promoting green total factor productivity has met 'happy troubles' in the process of choosing environmental credit systems. Using the data from 2003 to 2021, this study theoretically explored the factors affecting environmental credit systems and constructed quasi-natural experiments of the environmental credit regulatory system, green credit system, and environmental information disclosure system based on the introduction and implementation of the *Measures for Corporate Environmental Credit Evaluation (Trial)*, *Guidelines for Green Credit*, and *Measures for Disclosure of Environmental Information (Trial)*. It also analyzed the relationship between environmental credit systems and green total factor productivity with the spatial difference-in-differences model. It is found that: ① Although a single environmental credit system enhanced green total factor productivity to a certain extent, the combined environmental credit systems did not have the effect of '1+1>2' or '1+1+1>3.' ② The key factor affecting the environmental credit systems was the endogenous transaction cost. When the endogenous transaction cost was too high, it was better to have more environmental credit systems than less; when the endogenous transaction cost was negligible, the more environmental credit systems there were, the better; and when the endogenous transaction cost was in the middle, the choice of either a single type or a combination of different environmental credit systems was appropriate. ③ The credit environment was an important moderator variable of environmental credit systems affecting green total factor productivity, and the support of the legal environment for environmental credit systems was weak. Therefore, strengthening the construction of the legal system and credit environment and reducing the operation cost of the system are important conditions for releasing the potential of environmental credit systems to enhance green total factor productivity. We should focus on system substitution to strengthen the choice of environmental credit systems, system complementarity to strengthen the coupling of environmental credit systems, system conflicts to strengthen the synergy of environmental credit systems, system vacancy to strengthen the checking and mending of environmental credit systems, and qualitative and quantitative evaluation of the performance of environmental credit systems.

**Key words** environmental credit systems; green total factor productivity; endogenous transaction cost; EBM Model; spatial difference-in-differences model

(责任编辑:于　杰)



中国知网 https://www.cnki.net