

产业发展与环境结构扭曲的新结构环境经济学解释

顾岩¹, 陈军飞^{1,2,3}, 阎晓东¹

(1. 河海大学商学院, 江苏 南京 211100; 2. 河海大学长江保护与绿色发展研究院, 江苏 南京 210098;
3. 河海大学江苏长江保护与高质量发展研究基地, 江苏 南京 210098)

摘要:党的二十大报告中提出要加快发展方式绿色转型,绿色转型立足于产业发展现状和资源环境承载能力,因此解释和处理产业经济发展与环境体系之间的关系至关重要。遵循新结构经济学理论底层逻辑,基于新结构环境经济学视角,围绕产业发展方式偏离比较优势原则所造成的环境结构扭曲现象,构建了理论分析框架,提出绿色技术选择指数概念以识别环境要素禀赋比较优势偏离程度,剖析产业污染与自生能力的内生和传导机制并提出相关假设,采用 2007—2021 年长江经济带化工产业省级面板数据进行实证检验。研究表明:要素禀赋结构比较优势偏离将导致产业自生能力缺失和污染加剧,引发环境结构扭曲;环境要素相较于生产要素,比较优势偏离造成的扭曲程度更严重;新结构环境经济学将环境纳入生产要素投入,重新定义区域要素禀赋结构,更加适配现阶段社会经济发展的理论指导需求;长江经济带化工产业发展存在一定程度的结构性扭曲,在环境规制和产业存续的压力下进退两难。为了实现产业可持续发展,发展方式绿色转型路径的构建需从环境要素禀赋出发,政企携手通过政策手段和市场机制内生最优结构,形成良性循环。

关键词:新结构环境经济学;环境结构扭曲;自生能力;污染;长江经济带;化工产业

中图分类号:F062.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-4970(2024)03-0147-14

党的二十大报告中强调“推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节”^[1]。产业发展必然伴随着环境资源的投入和污染的产出,而环境作为产业的载体,其在供给生产资料的同时消纳污染。随着城市化、工业化进程的加快,产业发展和生态环境矛盾日趋突出。目前围绕产业污染的研究不胜枚举,但多数都将产业污染视为一个整体,很少从理论层面剖析污染的生成机制和属性。假设产业

处于帕累托最优状态,则发展生成的环境污染具有短期性和可消纳性,若产业偏离最优状态,则发展生成的环境污染存在长期性和不可逆性,并且程度随产业特性同比增加,将对生态环境体系造成结构性损伤^[2]。因此,在以环境承载阈值为基本目标,以资源消耗型和环境污染密集型产业为重点对象的前提下,如何解释、处理产业发展与环境体系之间的内在关系是绿色转型进程中值得关注和思考的重难点。

引用本文:顾岩,陈军飞,阎晓东.产业发展与环境结构扭曲的新结构环境经济学解释[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2024,26(3):147-160.

基金项目:江苏省社会科学基金重点项目(21GLA006);国家自然科学基金项目(42071278);国家重点研发计划项目(2019YFC0409000)

作者简介:顾岩(1992—),男,博士研究生,主要从事自然资源管理和产业高质量发展研究。E-mail:guyan30@hhu.edu.cn

近年来,国内外学者分别从产业分工、产业布局、技术创新、资源配置、企业责任等视角切入,对产业与环境之间的影响因素、风险评估、优化路径、产业转移和生态补偿问题进行了研究,研究过程严格遵循了新古典环境经济学研究范式。新古典环境经济学衍生于新古典经济学底层逻辑,聚焦于给定生产结构约束条件下,多类型自然资源和污染的最优配置问题^[3]。但是该理论在研究产业与环境关系时存在两点不足。其一,未能紧密联系实际,潜在假设产业具备自生能力。理论底层逻辑默认在有效市场中,产业无需外部扶持或保护就能获得可接受的预期利润率。但一些发展中国家因国防、战略需求等影响因素,对产业予以保护并造成其违背比较优势、缺乏自生能力,致使在环境和预算软约束作用下,无法激发“波特效应”^[4]。其二,忽略环境污染治理的无排他性产权特征和低市场化特征。生态环境是最公平的公共产品,在处理关于公共产品的问题时,如果单纯依赖自由市场体系,个体理性往往不能带来集体的帕累托改进,发生“公地悲剧”“资源诅咒”现象的风险将会激增。因此,20世纪末,林毅夫围绕要素禀赋结构比较优势原则,强调结构的内生性和扭曲的内生性以及各个内生结构上经济运行的内生性这三个基本点(以下简称“一个中心三个基本点”),提出了新结构经济学理论^[5]。近年来,在强调发展方式绿色转型的背景下,从新结构经济学知识体系中进一步衍生出新结构环境经济学,这一新学科以马克思主义为指导,以“一个中心三个基本点”为范式,研究经济体的环境结构及其变迁的决定因素^①。新结构环境经济学从环境要素禀赋结构出发,重新定义产业自生能力,根据比较优势偏离衡量环境体系污染程度,弥补了新古典环境经济学的缺陷,为解释产业结构与环境体系互动机理提供了理论指导^[6]。

新结构环境经济学秉承新结构经济学形成了一以贯之的理论逻辑,并且提供了环境库兹涅茨曲线、环境扭曲和环境转型、环境规制与产业结构、空间与环境以及碳达峰碳中和等13个领域的研究方向^[7]。首先,新结构环境经济学理论对环境库兹涅茨曲线进行了适配中国国情

的全新解读,提出在不同经济发展阶段产业经济发展与环境污染的关系不同,环境库兹涅茨曲线是两者的基本变迁规律,经济体的要素禀赋结构不同,偏离最优所产生的污染排放特性不同,使得经济发展对环境污染的影响存在不同;其次,新结构环境经济学理论的扭曲观将污染分为阶段性污染和结构性污染,结构性污染指一个经济体中部门的结构状态偏离最优状态所产生的污染排放,阶段性污染则是最优生产结构的能耗和污染特性决定的客观存在的最优污染排放量;最后,新结构环境经济学理论对产业发展空间结构扭曲引发的额外污染排放量进行了梳理,认为单纯依赖技术手段处理这部分污染将导致巨额的成本投入,会进一步削减产业自生能力,加重环境结构扭曲,建议以内生为手段,通过渐进式转型为消除扭曲创造条件。但新结构环境经济学理论框架目前缺乏实证分析和量化方法,尤其是落实到具体区域、具体产业的定量论证。化工产业是我国工业体系中的重要支柱产业之一,其产品应用在建筑、医药、粮食生产、军工等多个领域,是典型的资源消耗型和环境污染密集型产业,且具有资本和技术密集特征。我国化工产能约占全球40%,2016—2021年实现了年均复合增长率6%的稳步发展,其代价是全国工业能源消耗量的约20%、工业用水总量的约10%和工业过程碳排放总量的约30%,且数据呈逐年上升趋势^[8]。长江经济带作为中国化工产业集聚区域,以我国21%的国土面积承载着近46%的化工产能。产业的高速发展为长江沿线省市提供就业岗位、供给化工产品的同时也造成了严重的环境污染,长江流域单位面积化学需氧量、氨氮、二氧化硫排放强度高于全国平均水平1.5—2.0倍^[9]。因此,本研究以长江经济带化工产业为例,构建了新结构环境经济学视角下,比较优势偏离内生环境结构扭曲的逻辑分析框架;以要素禀赋结构比较优势作为研究起点,探讨产业自生能力缺失和污染排放加剧造成的环境结构

①环境结构指环境体系内部(具有相同的环境属性)各种不同的环境要素的组合。

扭曲现象^①;通过长江经济带化工产业的实证结果证明新结构环境经济学理论的适用性;为解决环境结构扭曲问题和实现发展方式绿色转型提出政策建议。以期在理论上解释新结构环境经济学相较于其他经济学理论在研究环境结构扭曲问题中的创新性和指导性,在实证上致力于构建产业结构与环境要素禀赋结构比较优势偏离程度量化模型,为发展方式绿色转型建言献策。

一、理论分析与研究假设

环境经济学为识别市场失灵和环境资源的稀缺性提供了基础^[10]。新古典环境经济学强调应用经济规律来解决环境污染问题,聚焦于静态环境资源的经济价值及配置效率,为环境资源经济价值的识别以及产业绿色发展评价体系的构建提供了指导,但是对于少数重污染产业个体“污而不倒”的问题很难给出合理的解释。新结构经济学理论指出生产结构内生决定于该时点上要素禀赋结构的相对丰裕程度^{[11]②},简言之,要素禀赋结构的差异决定了经济体在该时点的总预算和生产要素间的相对价格,进而决定了可选择技术和产业的生产成本不同,所有理性的决策者会做出成本最低的选择,并形成相应的均衡结构。新结构经济学理论从要素禀赋比较优势的视角重新审视环境结构扭曲问题,但其研究焦点是生产要素,以新结构经济学理论解释环境结构问题可能会弱化环境要素的考量权重。因此,本研究在遵循“一个中心三个基本点”的基础上,从生产要素到环境要素,应用新古典环境经济学的相关方法,对产业发展与环境结构扭曲问题展开讨论。

1. 新古典环境经济学视角下产业发展与环境结构的相关研究

产业在生产经营过程中有必要对承载其活动行为的社会和环境影响负责,环境经济学是进行商业决策时,对环境要素进行货币价值量化的技术工具^[12]。但是,准确的环境价值衡量必须建立在“有效的市场”的基础上,目前针对环境的“有效的市场”仍处于发展初期。同时,环境资源具有无排他性产权属性,这导致对森林、生物、湖泊、海洋、湿地等环境资源和污染的

估值无法为处理环境结构扭曲问题提供准确的决策指导,说明仅依靠市场是不可行的。因此,需要“有为的政府”通过环境规制手段对产业发展过程中的环境污染行为进行约束管制,环境规制的尺度和方式是其中的重难点。环境规制尺度过大,会造成发展抑制效应,不但无法减少环境污染行为,还会降低生产效率^[13];尺度过小则无法达到环境保护的预期目标。不同类型的环境规制在不同地区的影响也不同,市场激励型环境规制在经济发达地区起正向作用,在欠发达地区则效果不佳,命令控制型环境规制适用范围则与之相反^[14]。进而,有学者提出解决产业发展与环境结构矛盾需要政企携手,即“有效的市场”和“有为的政府”相结合^[15],这一思想与新结构经济学理论不谋而合。

2. 新结构经济学视角下产业发展与环境结构的相关研究

新结构经济学强调在动态视角下结构和扭曲的内生性,以生产要素禀赋结构作为底层逻辑,根据比较优势和“理性选择”,内生均衡的生产结构。由于基础产业延展强、应用范围广的内部特性以及国家间贸易摩擦频发、贸易保护主义上升的外部环境,我国政府对产业空间结构和规模进行了干预,一定程度上造成了产业发展偏离比较优势和生产结构的扭曲,并内生非最优的环境结构,“僵尸企业”和企业的国有性质都是这一过程的衍生物^[16-17],微观表现为产业自生能力偏弱,因此本研究提出待检验假说H₁,产业生产比较优势偏离程度越高,产业自生能力越弱。

环境规制会在短期内增加生产成本,自生能力偏弱的产业个体无法消化这部分新增成本,没有能力进行污染处理技术的创新,导致产业个体污染消纳能力降低,同时产业受预算约束和环境约束影响,生产效率降低,无法实现“波特效应”,造成污染加剧。已有学者采用新结构经济学理论对重污染产业环境污染问题进

①环境结构扭曲指环境体系内的要素群体结构失衡导致个体自生能力不足且污染排放严重,致使环境结构偏离最优状态。

②要素禀赋结构指国家或地区资源、劳动力、人力资本和物质资本的相对丰裕程度。

行了研究,证明要素禀赋比较优势偏离程度与污染相关^[18],因此本研究提出待检验假说 H₂, 产业生产比较优势偏离程度越高,污染越严重。

以生产要素禀赋结构比较优势(以下简称生产比较优势)作为研究逻辑起点的经济学理论解释环境结构扭曲的问题仍欠妥,因此将在下文基于新结构环境经济学理论,梳理逻辑链条。

3. 新结构环境经济学视角下产业发展与环境结构扭曲形成的理论逻辑梳理

新结构环境经济学遵循新结构经济学底层逻辑,以环境要素禀赋结构为研究起点,以自然资源丰裕程度、污染消纳能力、环保技术能力为核心的环境承载为依据,根据环境要素禀赋结构绿色比较优势(以下简称环境比较优势)内生生产结构^①,进而内生最优环境结构。环境要素禀赋的供求均衡决定了环境要素的相对价格,决策者关于环境结构的理性决策受到环境成本的约束,因此不同生产结构选择的收益与成本不同,环境体系中所有理性的决策者会做出最佳的生产结构选择,并形成相应的最优环境均衡结构。部分重污染产业个体“污而不倒”是环境结构扭曲的直观体现,这类企业违背市场规律,以高价消费环境资源为代价,通过低利润、大销量维持脆弱的生存状态,因此本研究提出待检验假说 H₃, 产业环境比较优势偏离程度越高,产业自生能力越弱。

识别产业比较优势偏离的主要方法有两种:方法一,以该产业国有及国有控股企业工业总产值占比作为偏离程度的衡量指标^[19];方法二,采用技术选择指数描述地区产业技术选择,根据实际技术选择指数(TCI)与给定要素禀赋

结构下最优技术选择指数(TCI*)之间的偏离程度来描述^[20]。基于新结构环境经济学理论研究产业发展与环境结构扭曲的问题时,采用方法一明显是不合适的,因为环境规制对国有企业减少污染的行为是不确定的。有的学者认为环境规制对国有企业可能具有更强的约束力,对其监管更为严格,从而降低污染排放^[21];有的学者认为国有企业相较于私有企业具有更强的讨价还价能力,可能通过寻租等手段规避环境规制,造成更严重的污染^[22]。因此本研究提出绿色技术选择指数概念,在技术选择指数的基础上补充环境要素考量,以实际绿色选择指数(GTCI)与最优绿色选择指数(GTCI*)的偏离程度来描述产业的环境比较优势偏离程度。基于新结构经济学结构内生的核心思想,围绕环境系统,指出环境要素禀赋结构偏离内生生产结构偏离,最终导致环境结构扭曲,即产业自生能力不足,无法消化环境规制带来的额外成本,环境污染加剧,并构建环境结构理论逻辑分析框架,如图1所示。据此,本研究提出待检验假说 H₄, 产业环境比较优势偏离程度越高,污染越严重。

二、研究设计

1. 模型构建

为了检验假说 H₁、H₂、H₃、H₄, 构建静态面板回归模型:

$$Profit_{it} = \beta_0 + \beta_1 PDS_{it} + \sum_{j=2}^n \beta_j X_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Pol_{it} = \beta_0 + \beta_1 PDS_{it} + \sum_{j=2}^n \beta_j X_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Profit_{it} = \beta_0 + \beta_1 GDS_{it} + \sum_{j=2}^n \beta_j X_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

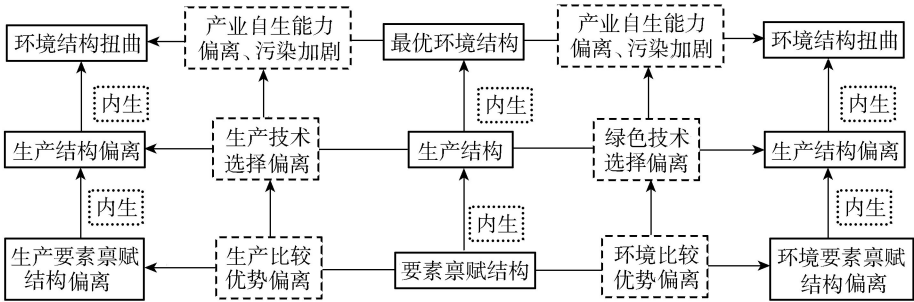


图1 环境结构理论逻辑分析框架

①环境要素禀赋和环境标准的差异性共同形成了环境要素禀赋结构绿色比较优势。

$$Pol_{it} = \beta_0 + \beta_1 GDS_{it} + \sum_{j=2}^n \beta_j X_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中： $Profit_{it}$ 为产业自生能力，即产业能够获得可接受的利润率，是式（1）、式（3）的被解释变量； Pol_{it} 为化工产业污染指数，是式（2）、式（4）的被解释变量； PDS_{it} 为化工产业生产比较优势偏离程度，是式（1）、式（2）的核心解释变量； GDS_{it} 为化工产业环境比较优势偏离程度，是式（3）、式（4）的核心解释变量； $X_{j,it}$ 为一系列控制变量的向量； ε_{it} 为随机误差项； i 为化工产业； t 为年份。

2. 变量说明和数据处理

(1) 被解释变量

产业自生能力($Profit$)，该指标是对产业盈利能力的反映，以区域化工产业平均利润率来表达，即产业利润总额和主营业务收入的比值^[23]。

化工产业污染指数(Pol)，结合国内外化工产业发展及污染物排放的相关研究^[24-25]，构建化工产业污染指数评价指标，如表 1 所示，为提升指标信息的效用价值，采用熵权法确定各项指标权重，标准化后加权求和得出化工产业污染指数 Pol_{it} 。

表 1 化工产业污染指数评价指标

环境要素	化工产业环境污染物
大气	废气中二氧化硫排放强度
土壤	固体废弃物产生强度
水体	废水中化学需氧量排放强度

(2) 解释变量

PDS_{it} 采用分母中点法以 TCI_{it} 与 TCI_{it}^* 的偏离程度来描述，见式（5）。 TCI_{it} 是产业资本劳动率与地区资本劳动率的比值的动态体现，见式（6）。 TCI_{it}^* 以所在省市与国家、城市群的资金劳动率比值来表达，见式（7）^[26]。长江经济带及各省市区化工产业的资本存量，采用永续盘存法对 2007—2021 年的数值进行推算，见式（8）。

$$PDS_{it} = \frac{|TCI_{it} - TCI_{it}^*|}{(TCI_{it} + TCI_{it}^*)/2} \quad (5)$$

$$TCI_{it} = \frac{K_{it}/L_{it}}{K_t/L_t} \quad (6)$$

$$TCI_{it}^* = \frac{K_t/L_t}{AK_t/AL_t} \quad (7)$$

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + P_t I_t \quad (8)$$

式中： K_{it} 、 L_{it} 分别为长江经济带各省市区化工产业的资本存量和劳动要素； K_t 、 L_t 分别为长江经济带各省市区资本存量和劳动要素； AK_t 、 AL_t 分别为长江经济带资本存量和劳动要素的整体数据； δ 为经济折旧率，取 9.6%^[27]； P_t 为固定资产投资价格指数； I_t 为资产投资量。

在计算地区总体资本存量时，借鉴张军等的计算方法^[28]，并在其基础上延续测度至 2020 年；在计算地区化工产业资本存量时，以 2005 年产业固定资产净值年平均余额为基期不变价，取当年固定资产投资价格指数为 100 向后延续。

GDS_{it} 的计算方法参照式（5），引入规模报酬不变的 Cobb-Douglas 型生产函数进行测算：

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta, \alpha + \beta = 1 \quad (9)$$

则有：
$$\frac{Y_t}{A_t} = A_t \left(\frac{K_t}{L_t} \right)^\alpha \quad (10)$$

式中： Y_t 为产业产出； A_t 为全要素生产率^[29]； α 、 β 分别为资本和劳动力产出弹性。

对式（6）进行扩展：

$$TCI_{it} = \frac{K_{it}/L_{it}}{K_t/L_t} = \left(\frac{Y_{it}}{L_{it}} \right)^{1/\alpha} \left(\frac{Y_t}{L_t} \right)^{-1/\alpha} \frac{A_t^{1/\alpha}}{(A_t^*)^{1/\alpha}} \quad (11)$$

式中 * 为目标产业的相关参数。

为了强化产业发展与环境结构的联系，对化工产业绿色技术选择指数进行有效测度，本研究将环境要素投入和污染产出补充到生产率评价过程，采用考虑环境要素的绿色全要素生产率 GA_t 替代式（9）中的 A_t 进行分析，如式（12）所示。类比式（7），最优绿色技术选择指数按照式（13）进行测度。

$$GTCL_{it} = \frac{K_{it}/L_{it}}{K_t/L_t} = \left(\frac{Y_{it}}{L_{it}} \right)^{1/\alpha} \left(\frac{Y_t}{L_t} \right)^{-1/\alpha} \frac{GA_t^{1/\alpha}}{(GA_t^*)^{1/\alpha}} \quad (12)$$

$$GTCL_{it}^* = \frac{K_t/L_t}{AK_t/AL_t} = \left(\frac{Y_t}{L_t} \right)^{1/\alpha} \left(\frac{AY_t}{AL_t} \right)^{-1/\alpha} \frac{GA_t^{1/\alpha}}{(GA_t^*)^{1/\alpha}} \quad (13)$$

式中 GA_t 、 GA_t^* 分别为地区和区域内化工产业的绿色全要素生产率^①。本研究通过构建相关

①为保证测度指标的前后一致性， GA_t 的测算方法与 GA_t^* 相同，将指标调整为区域数据。

评价指标体系,采用 VRS 假设下考虑非期望产出的 SBM-DEA 模型进行处理:

$$GA_t^* = \min \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{\bar{x}}{x_{ik}} \right)}{\frac{1}{r_1 + r_2} \left(\sum_{s=1}^{r_1} \frac{\bar{y}^d}{y_{sk}^d} + \sum_{q=1}^{r_2} \frac{\bar{y}^u}{y_{qk}^u} \right)} \quad (14)$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} \bar{x} \geq \sum_{j=1, j \neq k}^n x_{ij} \lambda_j \\ \bar{y}^d \leq \sum_{j=1, j \neq k}^n y_{sj}^d \lambda_j \\ \bar{y}^u \geq \sum_{j=1, j \neq k}^n y_{qj}^u \lambda_j \\ \bar{x} \geq x_k, \bar{y}^d \leq y_k^d \\ \bar{y}^u \geq y_k^u, \lambda_j \geq 0 \\ i = 1, 2, \dots, m \\ j = 1, 2, \dots, n \\ s = 1, 2, \dots, r_1 \\ q = 1, 2, \dots, r_2 \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \end{cases} \quad (15)$$

参考相关文献[30],结合化工产业业务流程和污染排放特征,构建化工产业绿色全要素生产率评价指标体系,如图 2 所示。

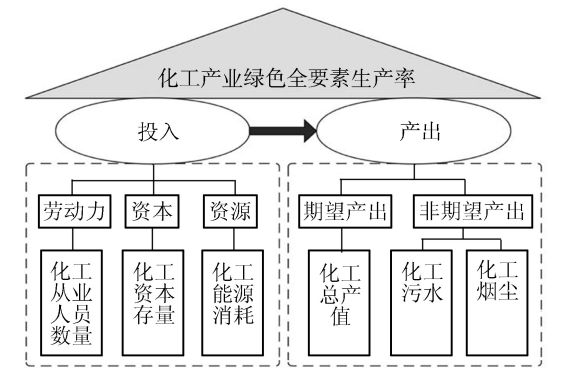


图 2 化工产业绿色全要素生产率评价指标体系

部分省份统计年鉴未公布细分产业生产总值,采用收入法进行计算^[31],为劳动者报酬、生产税净额、固定资产折旧、营业盈余的总和。此外,借鉴罗浩等的方法对化工产业及地区资本产出弹性 α 进行测算^[32],对式(9)两侧取对数,得到线性方程式(15)后,采用最小二乘法,对 α 进行估计:

$$\ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \varepsilon \quad (16)$$

(3)控制变量

本研究针对多个假说,分别构建回归模型进行检验,并以自生能力及污染为核心关键词,进行关于影响因素、经济增长、环境质量的文献检索^[33-35],总结可能对化工产业自生能力和污染排放产生影响的控制变量,如表 2 所示。

表 2 变量定义与说明

变量类型	符号	指标	指标描述
被解释变量	<i>Profit</i>	自生能力(H_1 、 H_3)	化工产业平均利润率
	<i>Pol</i>	化工产业污染指数(H_2 、 H_4)	化工产业污染指数
解释变量	<i>PDS</i>	生产比较优势偏离程度(H_1- 、 H_2+)	<i>TCI</i> 与 <i>TCI</i> [*] 的偏离程度
	<i>GDS</i>	环境比较优势偏离程度(H_3- 、 H_4+)	<i>GTCI</i> 与 <i>GTCI</i> [*] 的偏离程度
控制变量	<i>Rgdp</i>	经济发展水平(H_1+ 、 H_2- 、 H_3+ 、 H_4-)	人均 GDP (万元/人)
	<i>Indus</i>	产业结构(H_1- 、 H_2+ 、 H_3- 、 H_4+)	第二产业增加值占 GDP 比重
	<i>Urban</i>	城市化程度(H_1- 、 H_2+ 、 H_3- 、 H_4+)	城镇人口占总人口比重
	<i>Open</i>	经济开放程度(H_1- 、 H_2+ 、 H_3- 、 H_4+)	进出口贸易总额占 GDP 比重

注:括号内“+、-”表示检验该假设时的理论预期估计系数符号。

3. 样本选取及数据说明

本研究以 2007—2021 年长江经济带 11 个省市化工产业为初始样本,涵盖石油、煤炭及其他燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、橡胶和塑料制品业五大细分产业。化工产业的资本投入、产出、就业、污染数据主要来自《中国工业统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国化学工业年鉴》、各省市《生态环境状况公报》、中国环境保护数据库和中经网数据库,区域经济规模、产业结构、城镇化水平、对外贸易等相关数据来自各省市《统计年鉴》。

三、实证结果及分析

1. 描述性统计

变量及相关参数的描述性统计如表 3 所示,数据观测值均为 165。被解释变量产业自生能力(*Profit*)均值为 6.29,标准差为 1.74,观测值波动较小,从变化趋势来看,长江经济带各地区化工产业自生能力逐年增强;污染指数(*Pol*)标准差为 13.97,体现了长江经济带省域间化

表 3 主要变量及变量指标描述性统计结果

变量符号/类型	指标	变量单位	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Profit</i>	化工产业平均利润率	%	6.29	1.74	1.19	11.71
<i>Pol</i>	化工产业污染指数		18.13	13.97	1.19	76.12
化工产业污染 指数指标	化工产业 SO ₂ 排放强度	万吨/亿元	19.82	20.86	1.19	132.35
	化工产业固体废弃物产生强度	万吨/亿元	1302.77	956.45	224.52	4549.94
	化工产业化学需氧量排放强度	万吨/亿元	7.34	7.41	0.71	50.87
<i>PDS</i>	化工产业生产比较优势偏离程度		0.57	0.41	0.01	1.64
生产比较优势 偏离程度指标	化工产业资本存量	亿元	3987.07	4423.34	267.37	24414.1
	地区资本存量	亿元	74790.6	66845.6	4959.06	354742
<i>GDS</i>	化工产业环境比较优势偏离程度		1.61	0.28	0.93	1.99
环境比较优势 偏离程度指标	化工产业绿色全要素生产率		0.75	0.23	0.27	1.12
	地区绿色全要素生产率		0.66	0.23	0.35	1.19
	化工产业总产值	亿元	5361.55	6024.12	349.09	29905.6
	化工产业资本产出弹性 ^①		0.54	0	0.54	0.54
	地区资本产出弹性 ^②		0.65	0	0.65	0.65
<i>Rgdp</i>	人均 GDP	元/人	47072.1	30689.1	6103	156803
<i>Indus</i>	第二产业增加值 GDP 占比	%	43.60	5.91	26.59	56.45
<i>Urban</i>	城镇人口占比	%	54.32	14.82	27.46	89.29
<i>Open</i>	进出口贸易额的 GDP 占比	%	30.75	36.3	2.7	171.14

注：①基于最小二乘法测算，化工产业资本产出弹性 $\alpha=0.54423$ ，劳动力产出弹性 $\beta=0.509$ ，结果在 1% 水平上显著， $R^2=0.8931$ ，且 $\alpha+\beta=1.053$ ，接近 1，符合规模报酬不变特征。②基于最小二乘法测算，长江经济带资本产出弹性 $\alpha=0.645$ ，劳动力产出弹性 $\beta=0.3586$ ，结果在 1% 水平上显著， $R^2=0.933$ ，且 $\alpha+\beta=1.003$ ，接近 1，符合规模报酬不变特征。

工产业污染强度的差异化较大；生产比较优势偏离程度 (*PDS*) 的偏离程度和波动相对较小；环境比较优势偏离程度 (*GDS*) 相较于 *PDS* 而言更为严重。通过计算相关系数和方差膨胀因子 (*VIF*)，结果显示模型不存在无法接受的多重共线性。

2. 计量回归方法

对于静态面板，按照 Hausman 检验结果，选择固定效应模型 (FE) 估计。考虑到可能存在的产业自生能力动态滞后性和污染物排放的连续性，补充滞后一期被解释变量作为控制变量，构建动态面板回归模型，使模型具有动态解释能力，并选择混合模型 (POLS) 进行估计。为了更好地处理内生性问题，且动态面板的控制变量中包含被解释变量的一阶滞后项，传统方法估计的结果可能是有偏、非一致的，遂采用广义矩方法 (GMM) 对动态模型进行估计。

GMM 估计方法分为差分广义矩估计 (DIF-GMM) 和系统广义矩估计 (SYS-GMM)。GIF-GMM 是通过回归方程进行一阶差分变换以消除个体异质项，同时采用滞后变量作为差分方程中相应内生变量的工具变量进行差分估计的方法。SYS-GMM 能够修正未观测到的个体异质性问题、遗漏变量偏差、测量误差和潜

在的内生性问题，同时消除了 DIF-GMM 弱工具变量问题，对工具变量的有效性进行了优化^[36]。本研究将采用以上两种 GMM 方法进行估计，并优先采纳 SYS-GMM 结果作为本研究结论。

估计结果是否有效，需要通过过度识别检验和序列相关性检验。对于前者，利用 Sargan 检验和 Hansen 检验验证工具变量的有效性；对于后者，利用 Arellano-Bond 的 AR (1) 和 AR (2) 验证序列相关性，以保证 GMM 的一致估计。

3. 回归结果

根据不同的回归方法和核心变量，构建 16 个模型，分别采用静态面板固定效应估计、动态面板混合估计、差分广义矩估计、系统广义矩估计，逐一分析生产比较优势偏离 (模型 1、模型 2、模型 3、模型 4) 和环境比较优势偏离 (模型 5、模型 6、模型 7、模型 8) 对产业自生能力的影响，以及生产比较优势偏离 (模型 9、模型 10、模型 11、模型 12) 和环境比较优势偏离 (模型 13、模型 14、模型 15、模型 16) 对产业污染指数的影响。在回归分析之前，为避免共线性，变量进行对数变换处理。基准回归结果按照不同的被解释变量分为表 4 和表 5，且根据不同的核心解释变量分为左右两部分依次展示。

表 4 基准回归结果(一)

变量	模型 1 (FE)	模型 2 (POLS)	模型 3 (DIF-GMM)	模型 4 (SYS-GMM)	模型 5 (FE)	模型 6 (POLS)	模型 7 (DIF-GMM)	模型 8 (SYS-GMM)
<i>PDS/GDS</i>	-0.579** (-2.41)	-0.0322** (-2.51)	-0.0096* (-1.85)	-0.029* (-1.91)	-0.71*** (-3.38)	-0.2342 (-1.45)	-0.1607* (-1.91)	-0.585*** (-3.6)
<i>Profit(t-1)</i>		0.3009*** (4.43)	0.4005*** (6.97)	0.3160*** (5.04)		0.3107*** (4.97)	0.411*** (7.39)	0.3165*** (5.31)
<i>Rgdp</i>	0.2779 (0.51)	0.7024** (2.13)	0.071 (0.46)	0.4765** (2.1)	0.5241* (1.82)	0.6439 (0.58)	-0.0495 (-0.32)	0.4625** (2.08)
<i>Indus</i>	0.2566** (2.24)	0.0006 (0)	-0.1601 (-0.47)	-0.2323** (-2.5)	0.1394*** (2.66)	-0.2482 (-1.08)	-0.1743* (-1.87)	-0.4017* (-1.91)
<i>Urban</i>	-0.324*** (-4.31)	-0.1626** (-2.25)	-0.2317* (-1.89)	-0.1424* (-1.74)	-3.129*** (-4.73)	-0.1567** (-2.09)	-0.2653* (-1.92)	-0.181*** (-2.59)
<i>Open</i>	-0.1315* (1.88)	0.0955 (1.31)	0.1125 (1.27)	-0.25 (-0.49)	-0.1344* (1.93)	0.1026 (1.3)	0.1158*** (2.98)	-0.0054 (-0.01)
<i>_cons</i>	13.086** (2.33)	11.922*** (2.9)	6.463*** (3.88)	4.323*** (3.16)	22.836*** (5.18)	16.597 (0.28)	8.406*** (3.58)	5.947*** (3.63)
R ²	0.6054	0.4897			0.6406	0.4922		
AR(1)			0.02	0.000			0.012	0.000
AR(2)			0.219	0.378			0.324	0.387
Sargan			0.206	0.124			0.199	0.168
Hansen			0.583	0.377			0.243	0.399

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著,下同。

表 5 基准回归结果(二)

变量	模型 9 (FE)	模型 10 (POLS)	模型 11 (DIF-GMM)	模型 12 (SYS-GMM)	模型 13 (FE)	模型 14 (POLS)	模型 15 (DIF-GMM)	模型 16 (SYS-GMM)
<i>PDS/GDS</i>	0.0954** (2.53)	0.2944*** (5.04)	0.4511* (1.76)	0.4351* (1.89)	0.613** (2.24)	0.6377 (0.87)	0.6875* (1.93)	0.6763*** (3.22)
<i>Pol(t-1)</i>		0.7011*** (11.93)	0.8161*** (20.29)	0.635*** (12.63)		0.8234*** (18.05)	0.8397*** (22.84)	0.6335*** (12.98)
<i>Rgdp</i>	0.4583* (1.86)	-0.141*** (-3.82)	-0.5138 (-0.24)	-0.4844** (-2.2)	0.6134* (1.77)	-0.133*** (-3.39)	-0.2946 (-0.13)	-0.2054** (-2.44)
<i>Indus</i>	-0.23 (-0.25)	-0.7005 (-1.32)	-0.2831* (-1.77)	0.1458 (0.86)	0.4687 (0.7)	-0.8267 (-1.1)	-0.2016 (-0.95)	-0.0579 (-0.1)
<i>Urban</i>	0.6113 (0.52)	0.8411 (0.71)	0.4819* (1.8)	0.2253** (2.34)	0.4415 (0.38)	0.9187 (0.65)	0.467 (1.31)	0.5292** (2.82)
<i>Open</i>	0.4129*** (2.6)	0.3386** (2.46)	0.0466 (0.87)	0.1513* (1.81)	0.3486*** (2.69)	0.1763 (1.04)	0.0198 (0.38)	0.1009* (1.82)
<i>_cons</i>	-5.4499 (-0.85)	-13.44 (-1.41)	7.021*** (3.18)	5.53*** (3.29)	-13.661* (-1.75)	10.546 (0.6)	4.721* (1.89)	3.9*** (2.63)
R ²	0.8182	0.6281			0.8186	0.5394		
AR(1)			0.000	0.000			0.023	0.000
AR(2)			0.538	0.619			0.472	0.534
Sargan			0.191	0.206			0.137	0.166
Hansen			0.57	0.069			0.479	0.871

模型 1 和模型 5 分别验证在忽略自生能力延滞性影响的前提下,比较优势偏离越大,化工产业自生能力下降越显著,估计系数符合预期符号,分别是-0.579 和-0.71。采用同样方法进行估计的是模型 9 和模型 13,用来验证不考虑污染物排放连续性时,比较优势偏离对化工产业污染均存在明显的正向影响,估计结果均在 5%水平上显著。其中,经济发展水平和产

业结构的回归系数与预期不符,可能是内生性问题导致结果有偏。

模型 2、模型 6、模型 10、模型 14 被赋予了动态解释能力,各项系数正负性与预期相符合,被解释变量滞后项的系数均为正,且均在 1%水平上显著,进一步验证了化工产业生产比较优势偏离和环境比较优势偏离对产业自生能力有负向作用,对污染排放强度呈现正向作用。

但是受内生性影响,环境比较优势偏离的回归系数并不显著。

SYS-GMM 估计相较于传统的估计方法更为合理,估计的结果也更为显著。模型 4、模型 8 的回归结果显示,生产比较优势偏离与环境比较优势偏离均对产业自生能力存在影响,符合预期,且环境比较优势偏离产生的影响更加显著,结果全部通过了过度识别检验和序列相关性检验,假说 H_1 、 H_3 得到证实。模型 12 和模型 16 同样采用 SYS-GMM 估计方法,将被解释变量替换为化工产业污染指数,可以看出化工产业污染强度与比较优势偏离呈正相关,并且对环境比较优势偏离更为敏感,假说 H_2 、 H_4 得到证实。自生能力和污染指数滞后项的回归系数均为正,结果在 1% 水平上显著,说明当期化工产业自生能力和污染排放强度均会受到上期的影响。

从 SYS-GMM 的 Sargan 和 Hansen 检验结果来看,无法拒绝“所有工具变量均有效”的原假设,说明工具变量不存在过度识别问题。从残差序列相关性的 AR(1) 和 AR(2) 检验结果来看,SYS-GMM 存在误差项的一阶序列相关,但不存在二阶序列相关,证明 SYS-GMM 结果具有可靠性。将 DIF-GMM 估计结果(模型 3、模型 7、模型 11、模型 15)与 SYS-GMM 估计结果(模型 4、模型 8、模型 12、模型 16)进行对比后发现:相关变量的回归系数符号和数值未出现明显差异,证明 SYS-GMM 估计结果是比较稳健可靠的。

综上,核心解释变量 PDS 、 GDS 几乎在所有模型中对化工产业自生能力和污染排放强度均表现出稳健、显著并符合理论预期的一致性结果;在忽略静态面板固定效应模型结果有偏的前提下,控制变量对被解释变量的影响与预期一致,存在不够稳健的现象。

4. 回归结果分析

基于 SYS-GMM 估计结果针对 4 个问题展开探讨:第一,生产比较优势偏离对环境结构扭曲的内生机理;第二,环境比较优势偏离对环境结构扭曲的内生机理;第三,其他因素对环境结构扭曲的作用机理;第四,对比生产比较优势偏离和环境比较优势偏离对环境结构的影响

程度。

(1) 生产比较优势偏离将导致环境结构扭曲

长江经济带化工产业的过度集聚是违背比较优势原则的直观表现,说明生产结构扭曲的存在,严重的产业污染排放则佐证了因生产比较优势偏离内生出“以环境换发展”的扭曲生产结构。在扭曲的生产结构下,产业个体缺乏技术研发资金投入的积极性和能力,产品利润率低且污染强度大,只能依靠增加固定资本投入、提高产能以维持生存,在排放大量污染物的同时,承担巨额的环境行政罚款,造成产业发展的恶性循环,形成了扭曲的环境结构。

(2) 环境比较优势偏离将导致环境结构扭曲

自 2016 年,长江经济带各省市围绕化工产业压减过剩产能、去同质化、绿色高质量发展、守住生态保护红线等目标,先后出台了一系列发展规划和政策,并取得了显著成效。但是以强制性行政手段和命令控制型环境规制为主的管理模式,在短期内使缺乏自生能力的化工产业被迫萎缩,对经济发展造成一定冲击。因此,在化工产业从高速发展向高质量发展的绿色转型进程中,应当遵循环境比较优势原则,按照识别地区环境要素禀赋结构特征、衡量比较优势、确定匹配产业及产业规模、内生最优的生产结构和环境结构的顺序进行战略规划,使化工产业自生能力提升并降低污染排放,进而反哺优化地区环境结构,形成产业发展良性循环。

(3) 其他因素对环境结构的影响

随着区域发展水平($Rgdp$)的提升,经济进入绿色高质量发展阶段,地区愈加重视生态环境服务价值的实现,在各项环境规制的约束下,化工产业污染排放强度得到降低。同时,经济发展使消费者对产品的价值和多样性需求提升,倒逼化工产业供给侧改革,提升研发投入,改良产品工艺,产品利润率上升;产业结构($Indus$)的回归结果并不显著,分析其中原因是该变量可能对被解释变量产生两个方向的影响:一是第二产业发展带动化工产业走向多样化,企业间形成供应链、物流链、信息链、价值链、资金链闭环,促进整体产业结构优化。二是化工产业内部形成恶性竞争,各企业只能通过提升产量来降低边际成本,造成产能过剩、污染

加剧和自生能力削弱。基于城市化程度(*Urban*)的回归结果可以看出,城镇化水平提升带来资源消耗和化工产品的需求的同比增长,受消费能力限制,集中在低端化工产品(塑料、化肥、农药等)的消费,导致污染增加、化工产业平均利润降低^[37];围绕经济开放程度(*Open*)的回归结果展开分析,可知我国化工进出口产品主要为基础化工产品,单位产品利润低、污染重。

(4)环境比较优势偏离将造成更加严重的环境结构扭曲

生产是将要素投入转化为产品的过程,聚焦土地、资本、劳动力等传统生产要素配置效率的发展方式并不能完全适配化工产业绿色转型需求。因此,新结构经济学提出根据要素市场供求关系判断生产要素的稀缺性,基于禀赋结构比较优势形成合理的生产结构。在环境优先的背景下,忽略环境要素禀赋结构,以环境污染为代价的资源掠夺式产业发展一旦触碰生态保护红线将面临严厉的环境行政处罚,使自生能力不足的化工产业快速走向衰落,造成环境结构扭曲的恶性循环。因此新结构环境经济学将环境作为生产要素投入之一,使产业发展规划准确识别环境要素特征,遵循比较优势原则,进而构建供需匹配的生产结构,提升化工产业自生能力以应对环保成本提升带来压力,并增加创新研发投入降低污染排放强度,最终内生最优环境结构。

5. 稳健性检验

为确保本研究结论的可靠性,从三方面进

行稳健性检验。

(1)模型设定和估计方法的替换

在模型设定上,分别采用了静态面板模型和动态面板模型。在动态面板模型的估计方法分别采用 DIF-GMM 和 SYS-GMM,两种方法都可以较好地解决内生性问题。根据表 4、表 5,回归结果在显著性水平和符号上非常一致,证实了比较优势偏离与环境结构扭曲正相关,说明动态面板 GMM 估计结果是较为稳定的。

(2)补充遗漏变量

由于影响环境结构扭曲的因素众多,遗漏变量问题也不可避免。因此,为了缓解内生性问题,本研究尝试增加外生工具变量来验证结果的可靠性。参考郑洁等的处理方法^[38-39],添加年末常住人口(*Pop*)和外商直接投资(*Fdi*)指标作为补充控制变量,采用 SYS-GMM 方法进行估计。以污染指数作为被解释变量时,*Pop* 理论预期符号为正,*Fdi* 为负;以自生能力为被解释变量时,*Pop* 理论预期符号为正,*Fdi* 为正。稳健性检验结果如表 6 所示,各项指标回归系数正负性与原先结果相同,核心解释变量回归结果依旧显著,且新增控制变量符号符合预期,表明了实证检验结果具有稳健性。

(3)核心解释变量代理指标的替换

为了提高结果的稳健性,采用“技术选择指数”替换本研究原先的解释变量“比较优势偏离程度”^[40],对化工产业自生能力和污染排放指数进行回归。稳健性检验结果如表 7 所示,所得回归结果与前文基准回归结果基本保持一致,且均通过了过度识别检验和序列相关

表 6 补充遗漏变量的稳健性检验

变量	<i>Pol</i>	<i>Profit</i>	变量	<i>Pol</i>	<i>Profit</i>
自变量 <i>PDS</i>	0.0614 [*] (1.95)	-0.264 [*] (-1.86)	自变量 <i>GDS</i>	0.6443 ^{***} (3.61)	-0.6175 ^{***} (-3.74)
因变量(<i>t</i> -1)	0.646 ^{***} (12.9)	0.3239 ^{***} (5.16)	因变量(<i>t</i> -1)	0.6443 ^{***} (13.3)	0.3109 ^{***} (5.28)
<i>Rgdp</i>	-0.5864 ^{**} (-2.4)	0.4428 ^{**} (2.14)	<i>Rgdp</i>	-0.3097 [*] (-1.77)	0.2935 [*] (1.82)
<i>Indus</i>	0.0768(0.14)	-0.1844(-0.4)	<i>Indus</i>	0.0415(0.08)	-0.2463(-0.56)
<i>Urban</i>	0.541 [*] (1.78)	-0.1424 [*] (-2.46)	<i>Urban</i>	0.5671 ^{**} (2.35)	-0.1445 ^{***} (-2.65)
<i>Open</i>	0.209 ^{**} (2.1)	-0.0375(-0.48)	<i>Open</i>	0.1162 [*] (1.84)	-0.0197(-0.27)
<i>Pop</i>	0.2113 [*] (1.88)	0.0179(0.16)	<i>Pop</i>	0.0478(0.37)	0.1168 [*] (1.77)
<i>Fdi</i>	-0.3825 [*] (-1.79)	0.0067(0.15)	<i>Fdi</i>	-0.073 [*] (-1.71)	0.0358 [*] (1.85)
<i>_cons</i>	5.7031 ^{***} (3.41)	6.9925 ^{**} (2.37)	<i>_cons</i>	3.1121 ^{**} (2.47)	6.232 ^{***} (3.47)
AR(1)	0.000	0.000	AR(1)	0.000	0.000
AR(2)	0.624	0.381	AR(2)	0.515	0.342
Sargan	0.129	0.166	Sargan	0.106	0.065
Hansen	1	1	Hansen	1	1

表 7 核心解释变量代理指标替换的稳健性检验

变量	<i>Pol</i>	<i>Profit</i>	变量	<i>Pol</i>	<i>Profit</i>
自变量 <i>TCI</i>	0.096 2 [*] (1.76)	-0.053 5 ^{**} (-2.4)	自变量 <i>GTCI</i>	0.069 7 [*] (1.82)	-0.000 8 [*] (1.99)
因变量 (<i>t</i> -1)	0.835 7 ^{***} (14.13)	0.311 9 ^{***} (4.97)	因变量 (<i>t</i> -1)	0.820 8 ^{***} (13.48)	0.313 9 ^{***} (5.02)
<i>Rgdp</i>	-0.161 8 ^{**} (-2.33)	0.443 8 ^{**} (2.17)	<i>Rgdp</i>	-0.094 3 [*] (-1.89)	0.492 8 ^{**} (2.29)
<i>Indus</i>	0.584 2 (0.98)	-0.282 4 (-0.6)	<i>Indus</i>	0.570 6 [*] (1.95)	-0.310 7 (-0.66)
<i>Urban</i>	0.441 1 ^{**} (2.13)	0.137 2 ^{**} (2.38)	<i>Urban</i>	0.384 5 [*] (1.74)	-0.145 7 ^{**} (-2.56)
<i>Open</i>	0.070 3 [*] (1.73)	-0.026 3 (-0.36)	<i>Open</i>	0.081 5 [*] (1.82)	-0.027 [*] (-1.87)
<i>_cons</i>	19.525 ^{***} (2.91)	12.391 ^{**} (2.25)	<i>_cons</i>	9.597 ^{**} (2.31)	12.771 2 ^{***} (3.13)
AR(1)	0.000	0.000	AR(1)	0.000	0.000
AR(2)	0.511	0.355	AR(2)	0.44	0.359
Sargan	0.262	0.093	Sargan	0.248	0.104
Hansen	0.4	0.314	Hansen	1	0.709

性检验,说明比较优势偏离将导致化工产业自生能力减弱和污染加剧,最终内生环境结构扭曲的理论逻辑是稳健的。

四、结论与启示

1. 研究结论

本研究基于新结构环境经济学理论,以长江经济带化工产业为例,聚焦于产业发展与环境结构扭曲的内在机理,提出绿色技术选择指数概念,通过比较优势偏离程度描述产业发展现状,并以自生能力及污染排放指数作为环境结构扭曲的量化形式和外在表现,探讨其中的作用关系。第一,基于新结构经济学,按照“生产要素禀赋结构-生产结构-环境结构”的逻辑链条,解释了化工产业生产比较优势偏离造成的环境结构扭曲现象的内在机理;第二,基于新结构环境经济学,按照“环境要素禀赋结构-生产结构-环境结构”的逻辑链条,解释化工产业环境比较优势偏离造成的环境结构扭曲现象的内在机理;第三,对新结构环境经济学的合理性进行论述,证明了相较于其他经济学理论而言,强调环境要素的新结构环境经济学是更加适配产业绿色转型目标的发展指导依据。

2. 产业发展启示

(1)政府层面

第一,以比较优势原则指导化工产业发展方式绿色转型路径的构建。实证表明,越是拟合环境要素禀赋结构供给的产业结构越是能够降低单位产值的污染物排放量。因此,在环境优先的前提下,掌握区域内的环境要素禀赋特征是产业发展的风向标,通过对产业要素密集

度、技能密集度、污染与能耗、环境规制标准等特征进行自检,和地区水、大气、土地等外部环境要素的承载能力进行审视,坚持“要素禀赋结构识别-比较优势遵循-生产结构调整-环境结构优化”的流程对产业结构进行动态循环调整。优先发展资源利用率高、附加值高的化工产品,围绕这一产品构建产业集群,推动资源的高效利用,形成有针对性的化工产业发展方式绿色转型路径。

第二,设立因地制宜的环境规制标准。基于结果分析,“有为的政府”能够加快区域产业结构向最优状态趋近。因此,应当根据地区发展水平和环境现状设立差异化环境规制标准,避免“环境赶超”和“一刀切”行为压缩产业合理发展空间。命令控制型和激励型环境规制手段并用,兼顾传统化工产业的生存和新兴化工产业的崛起,同步保障基础化工原料的供给和新材料的研发进度。通过政策手段优化化工园区建设和认定管理,以具体化工产业链分支为脉络,集聚产业链上中下游各部分企业,在园区内部形成产业链闭环,缩短上下游企业间的空间距离,实现运输、生产成本的降低,进而打造“区位品牌”,提升产品附带价值,激发企业自生能力。园区统一管理、统一监测,实现产品溯源、污染溯源,责任溯源。

第三,建立健全环境资源交易市场体制机制。基于结果分析,“有效的市场”能够显著增强产业自生能力且降低污染排放。因此,可以进一步优化环保标准和排污权交易制度,约束企业的污染行为,通过增加碳源碳汇交易、水权交易市场试点数量,逐步完善环境资源交易法律法

规,加快环境资源价值货币化进程,构建环境要素交易平台。同时采用 ESG 投资、绿色信贷、环境基金、环境保险等方式,加快资本流速,为产业绿色转型提供资金保障,通过市场价格机制、供求关系等,有效地配置资源,降低污染排放。

综上,政府在化工产业发展方式绿色转型过程中应扮演好负责明确改革目标的决策者、平衡长期和短期利益的规划者、确保转型措施切实执行的监管者、优化要素投入的引导者、多方博弈环节中的协调者和营造良好经营环境的服务者等多重角色。

(2)企业层面

第一,创新赋能化工产业发展绿色转型。实证表明,进出口贸易加重了环境结构扭曲的程度,说明长江经济带化工产业存在技术选择偏离,与国际产业链脱钩,产业结构仍需优化。应当在生产经营过程中加大生态系统保护和修复技术的研发力度,如湿地保护、水土保持、生物多样性保护等,加快恢复和维持生态系统的稳定性,改善区域环境要素禀赋结构,为产业发展提供生态支撑,降低环境投入成本。以技术创新为手段提升生产效率和发展质量,降低单位产品污染物排放强度。同时加强污染物捕集与转化利用能力,使污染物“变废为宝”实现二次利用,有效保证环境结构的稳定承载。

第二,业务流程再造匹配市场需求。实证表明,盲目加快工业化进程将扭曲生产结构,形成恶性竞争,虽然工业化水平对污染的影响系数为负值,但是结果并不显著。因此,需要决策者瞄准地区环境比较优势,根据市场需求压减过剩产能,针对“卡脖子”的化工新材料和技术,集中力量攻坚突破,实现对市场反馈的动态快速响应。从供给侧出发,利用大数据、云计算、物联网等现代信息技术,实现生产过程的智能化和数字化管理,不断调整组织、技术、战略和人员配置,在提高生产效率,降低能耗的同时还能实时监控污染排放,通过精准治理,实现新型工业化。

第三,加快化工企业人力资本积累。实证表明,长江经济带的城市化进程并不能降低企业生产成本,反而会增加污染排放,在我国人口负增长的大背景下,要素禀赋价值发生变动,劳

动力密集型产业逐渐迁移。因此,长江经济带化工产业应积极调整管理模式,构建全周期人才培养计划,提升员工技术能力,培养掌握化学、环境科学、工程学、经济学知识的复合型人才,为从业人员提供全流程培训和进修机会,不断更新知识储备,通过人力资本积累激发企业自生能力增长,加快发展方式的绿色转型。

综上,企业在化工产业发展方式绿色转型过程中应扮演好推动技术和产业升级的创新者、响应政策导向的执行人、受环境规制严格约束的环保责任承担者、降低环境污染事故风险的安全生产保障者、提高自生能力的市场参与者和积极落实生态补偿的社会责任履行者等多重角色。

参考文献:

[1] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告 [M]. 北京:人民出版社,2022.

[2] 林毅夫,蔡嘉瑶,夏俊杰. 比较优势产业政策与企业减排:基于新结构经济学视角 [J]. 改革,2023 (5):1-17.

[3] DORE M. The problem of valuation in neoclassical environmental economics [J]. Environmental Ethics, 1996(86):47-61.

[4] 吴清扬,姜磊. 工业企业自生能力与存活时间:基于新结构经济学视角 [J]. 经济评论,2021 (4): 96-113.

[5] 林毅夫. 新结构经济学 [M]. 北京:北京大学出版社,2019.

[6] 林毅夫,付才辉,郑洁. 新结构环境经济学:一个理论框架初探 [J]. 南昌大学学报(人文社会科学版),2021,52(5):25-43.

[7] 林毅夫,付才辉,郑洁. 新结构环境经济学:新框架与新见解 [J]. 经济理论与经济管理,2023,43 (9):4-17.

[8] 孙天阳. 中国化工产业“十三五”发展回顾与“十四五”展望 [J]. 经济问题,2021(7):87-96.

[9] 陈军飞,顾岩. 政企携手推动江苏沿江化工产业转型升级 [J]. 水利发展研究,2021,21 (11): 85-90.

[10] EIBINGER T, DEIXELBERGER B, MANNER H. Panel data in environmental economics: econometric

- issues and applications to IPAT models [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2024, 125: 102941.
- [11] 林毅夫. 新结构经济学——重构发展经济学的框架[J]. 经济学(季刊), 2011, 10(1): 1-32.
- [12] KING S, AGRA R, ZOLYOMI A, et al. Using the system of environmental-economic accounting ecosystem accounting for policy: a case study on forest ecosystems [J]. Environmental Science and Policy, 2024, 152: 103653.
- [13] 肖雁飞, 尹慧, 廖双红. 环境规制对产业链区际分工影响的本地与邻地效应——基于长江经济带化工行业实证分析[J]. 经济地理, 2021, 41(6): 116-125.
- [14] 尹礼汇, 孟晓倩, 吴传清. 环境规制对长江经济带制造业绿色全要素生产率的影响[J]. 改革, 2022(3): 101-113.
- [15] XIANG Y B, SHAO W, WANG S Y, et al. Study on regional differences and convergence of green development efficiency of the chemical industry in the Yangtze River Economic Belt based on grey water footprint [J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2022, 19(3): 1703-1703.
- [16] FENG L, LANG H, PEI T T. Zombie firms and corporate savings: evidence from Chinese manufacturing firms [J]. International Review of Economics and Finance, 2022, 79: 551-564.
- [17] 林毅夫. 比较优势、竞争优势与区域一体化[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2021, 23(5): 1-8.
- [18] 郑洁, 付才辉. 企业自生能力与环境污染: 新结构经济学视角[J]. 经济评论, 2020(1): 49-70.
- [19] LIN Y F. State-owned enterprise reform in China: the new structural economics perspective [J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2021(58): 106-111.
- [20] 李毅, 李明, 罗妮. 湖南省各地级市产业技术选择指数的实证研究[J]. 经济地理, 2019, 39(6): 147-153.
- [21] 周雪莹, 李义松. 生态环境标准“入法”反思——基于 71 例生态环境损害判例的实证分析[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2024, 26(1): 94-103.
- [22] 杨帆, 周沂, 贺灿飞. 产业组织、产业集聚与中国制造业产业污染[J]. 北京大学学报(自然科学版), 2016, 52(3): 563-573.
- [23] 罗浩, 陈仁. 比较优势、技术选择与自生能力——中国酒店业“高增长低效益”之谜的新结构经济学解释[J]. 旅游学刊, 2021, 36(12): 13-25.
- [24] 孟浩, 张美莎. 环境污染、技术创新强度与产业结构转型升级[J]. 当代经济科学, 2021, 43(4): 65-76.
- [25] WANG M Q, CHEN Y W, ZHOU Z X. Assessing environmental efficiency of China's industry system using two-stage range-adjusted measure model [J]. Management of Environmental Quality: An International Journal, 2021, 32(6): 1401-1421.
- [26] 林毅夫. 发展战略、自生能力和经济收敛[J]. 经济学(季刊), 2002(1): 269-300.
- [27] 张军, 章元. 对中国资本存量 K 的再估计[J]. 经济研究, 2003(7): 35-43.
- [28] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35-44.
- [29] 薛继亮. 技术选择与产业结构转型升级[J]. 产业经济研究, 2013(6): 29-37.
- [30] 陆玲, 聂志萍. 长江经济带水污染、环境规制与高质量经济发展关系研究[J]. 水利经济, 2024, 42(1): 28-33.
- [31] WU J, XIA Q, LI Z Y. Green innovation and enterprise green total factor productivity at a micro level: a perspective of technical distance [J]. Journal of Cleaner Production, 2022, 344: 1-11.
- [32] 罗浩, 陈仁. 中国酒店产业的增长核算[J]. 旅游学刊, 2020, 35(9): 14-25.
- [33] 杨丹辉, 李红莉. 地方经济增长与环境质量——以山东省域为例的库兹涅茨曲线分析[J]. 经济管理, 2011, 483(3): 37-46.
- [34] 许志源. 我国互联网产业自生能力建设研究[J]. 经济纵横, 2020(12): 70-76.
- [35] 刘伟明, 王明, 吴志军. 长江经济带环境质量和经济增长的双向互动关系及空间分异[J]. 经济地理, 2022, 42(4): 54-64.
- [36] 周健, 邓晶晶. 数字经济发展的口红红利效应——来自中国的经验证据[J]. 人口与经济, 2023(4): 1-21.
- [37] 张樾樾, 曹正旭, 董会忠. 京津冀地区产业结构、城镇化与生态环境耦合关联与动态响应研究[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2021, 42(12): 121-128.
- [38] 郑洁, 付才辉, 张彩虹. 财政分权与环境污染——基于新结构经济学视角[J]. 财政研究, 2018(3):

57-70.

[39] 刘传江,张劭辉,李雪. 绿色信贷政策提升了中国重污染行业的绿色全要素生产率吗? [J]. 国际金融研究,2022(4):3-11.

[40] 林毅夫,刘明兴. 经济发展战略与中国的工业化[J]. 经济研究,2004(7):48-58.

(编辑:余迪)

New Structural Environmental Economics Interpretation of Industrial Development and of Environmental Structural Distortion/GU Yan¹, CHEN Junfei^{1,2,3}, YAN Xiaodong¹ (1. Business School, Hohai University, Nanjing 211100, China; 2. Yangtze River Protection and Green Development Research Institute, Hohai University, Nanjing 210098, China; 3. Jiangsu Yangtze River Protection and High Quality Development Research Base, Hohai University, Nanjing 210098, China)

Abstract: The report of the 20th National Congress of the Communist Party of China proposes to accelerate the green transformation of industrial development mode. Green transformation is based on the current status of industrial development and the carrying capacity of resources and environment, and it is crucial to explain and handle the relationship between industrial economic development and environmental system. Therefore, following the underlying logical chain of new structural economic theory and based on the perspective of new structural environmental economics, a theoretical analysis framework is constructed around the distortion of environmental structure caused by the deviation of industrial development mode from the principle of comparative advantage. The concept of green technology selection index is proposed to identify the comparative advantage of environmental factor endowment, analyze the endogenous and transmission mechanisms of industrial pollution and endogenous capacity, and propose relevant hypotheses. Empirical testing is conducted using provincial panel data of the chemical industry in the Yangtze River Economic Belt from 2007 to 2021. The research results indicate that deviation from the comparative advantage of factor endowment structure will lead to a lack of industrial viability and intensified pollution, leading to distortion of environmental structure. The distortion caused by the deviation of comparative advantage in environmental factors is more severe compared to production factors. The new structural environmental economics incorporates the environment into the input of production factors, redefines the regional factor endowment structure, and better adapts to the theoretical needs of current social and economic development. And the structural distortion in the development of the chemical industry in the Yangtze River Economic Belt exists under the pressure of environmental regulations and industry survival. In order to achieve sustainable development of the industry, the construction of a green transformation path for development needs to start from environmental factor endowment, and the government and enterprises should work together to generate the optimal structure through policy means and market mechanisms, forming a virtuous cycle.

Key words: new structural environmental economics; distortion of environmental structure; viability; pollution; the Yangtze River Economic Belt; chemical industry