

绿色创新环境与工业转型升级耦合的 区域差异及收敛性分析

张弘滢 耿成轩¹

(南京航空航天大学 经济与管理学院, 江苏 南京 213300)

【摘要】: 基于创新环境-转型升级耦合视角, 采用 TOPSIS 熵权法、耦合协调度模型和非线性时变因子模型, 分析 2007-2017 年中国内地 30 个省市绿色创新环境与工业转型升级耦合关系的演进特征。结果发现: (1) 2007 年以来中国绿色创新环境与工业转型升级耦合度整体虽有提高之势, 但协调度仍然较低, 且耦合协调等级没有发生明显跃迁, 并呈现由东部向西部递减态势; (2) 区域间差异是系统耦合协调度差距的主要来源, 在地区差异多极化发展趋势下其波动存在 4 个潜在收敛俱乐部, 呈现出地理“区块链”收敛趋势; (3) 采用 QAP 方法对地区耦合度差异影响因素进行检验发现, 地区经济发展差异、信息化水平差异、教育水平差异和城镇化水平差异是主要原因, 而地理位置邻近、俱乐部收敛发展趋势有利于缩小地区耦合发展差异。

【关键词】: 绿色创新环境 耦合协调度 俱乐部收敛 QAP

【中图分类号】: F260 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1001-7348(2021)10-0036-10

0 引言

近年来, 劳动力需求下降、要素成本上升、发展中国家与发达国家之间工业化与“再工业化”所带来的资源浪费与环境污染等, 预示着中国传统工业高耗能、高排放、高污染“粗放型”增长模式已经难以为继。当前, 资源和能力的诸多限制使得我国传统企业面临诸多阻碍, 创新驱动转型升级成为工业企业发展的必然选择^[1]。然而, 个体企业较低的创新水平和模糊的改革思路使得企业难以凭借一己之力担负高质量发展的重任。有学者比较关注金融市场^[2-3]、政府干预^[4]等外部环境的影响, 强调在创新环境的协同作用下共同提升核心竞争力, 进而实现产业结构优化^[5]和企业创新绩效提升^[6]。可见, 创新发展不仅是工业转型升级的基础也是核心, 其对工业企业未来发展具有强劲的催化作用。

十八届五中全会提出“创新、协调、绿色、开放、共享”发展理念, 并将其作为中国未来经济社会发展的主要方向。其中, 地区“绿色”和“创新”被置于发展的首位。2017 年 10 月, 习近平总书记在十九大报告中提出“加快生态文明体制改革, 建设美丽中国”, 再次强调“构建市场导向绿色技术创新体系, 发展绿色金融, 壮大节能环保产业、清洁生产产业、清洁能源产业”。在新旧动能转换背景下, 传统以投资和要素驱动的经济动能已不再占据优势, “绿色创新”成为“创新驱动”与“绿色发展”的融合点, 能够有效推动企业可持续发展。当前, 中国总体上已进入工业化后期, 区域经济发展结构与模式发生深刻变化, 工业可持续发展更加依赖区域绿色创新环境所带来的新型动力机制^[7]。由此可见, 绿色创新环境与转型升级是工业企业发展的关键,

¹**作者简介:** 张弘滢(1994-), 女, 四川都江堰人, 南京航空航天大学经济与管理学院博士研究生, 研究方向为创新管理与产业转型;

耿成轩(1965-), 女, 辽宁大连人, 博士, 南京航空航天大学经济与管理学院教授、博士生导师, 研究方向为企业创新与可持续发展。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(15BGL056); 中央高校基本科研业务费前瞻性发展策略研究基金项目(NW2019002)

二者密不可分。如何科学、准确评估我国区域绿色创新环境与工业转型升级协同发展效果、打造更有活力的创新环境，对于推动我国工业企业转型升级、实现经济高质量发展具有重要意义。

国内外学者对绿色创新环境与工业转型升级的研究主要集中在以下几个方面：①创新和产业升级的影响及其在高质量发展过程中的优化路径。包括产业结构优化升级对经济增长的促进作用^[8]、产业结构优化路径^[9]、区域创新对经济发展的推动作用^[10]、区域创新模式与路径^[11]等；②创新与产业升级单向关系。大多数学者证实创新驱动在产业转型升级中的引领作用^[12]，并对其驱动机制进行分析。此外，也有学者从绿色金融市场^[13-14]、政府研发补贴^[15-16]、环境规制^[17]等视角进行分析。反之，从产业结构对区域创新的影响看，吴丰华等^[18]发现，产业结构升级能够有效带动自主创新能力提升；李伟庆等(2015)从空间关联视角检验产业升级对创新的溢出效应，发现溢出效应越显著，自主创新能力越强，但其作用在东、中、西部地区存在显著差异；③创新与产业间互动关系。王鹏等^[22]构建动态面板模型，分析产业结构与区域创新相互促进效应；李政等^[20]通过构建 LA-VAR 模型发现，处理好产业升级与创新的联动关系是形成两者联动机制的关键。近年来，也有学者基于系统耦合视角探讨创新与产业协调发展。徐晔等(2015)发现，珠三角地区产业创新与产业升级关联度和耦合协调度均处于一个比较低的阶段，虽有缓慢上升趋势，但未来仍有较大提升空间；方大春等^[21]、姜海宁等^[22]通过构建区域创新与产业结构综合指标体系，发现两大系统间整体协调发展度较低，并呈现“南北中度失调、中间严重失调”的特征。

本文通过对文献进行梳理发现，大多数学者比较注重区域创新与产业升级间的单向传导关系。而实际上，研究两大系统间的互动影响更有现实意义。一方面，工业转型升级的实质是生产要素由低附加值向高技术转变，在此过程中需要依靠环境绿色技术创新与制度协同；另一方面，绿色创新环境会为部分行业带来相关优惠政策，使得环保和创新技术产业更有竞争力。尽管也有少数学者对创新与产业升级互动关系进行分析，但主要停留在协调程度测度上，对协同发展长期趋势及区域动态差异的探讨较少，尤其是关于绿色创新技术与外部绿色环境创新政策融合的研究较少。鉴于此，本文基于系统协调发展视角，构建绿色创新环境与工业转型升级指标体系，测度系统间的协调发展水平，通过非线性时变因子模型和 QAP 模型揭示地区间耦合协调异质特征及影响地区差异的主要因素，为地区绿色创新环境与工业转型升级协调发展政策制定提供参考依据。

1 绿色创新环境-工业转型升级耦合机制

随着可持续发展理念的不断深入，绿色创新环境与工业转型升级间的相互影响不断加深。绿色创新环境与工业转型升级协调发展是指两个系统间的相互作用达到全局优化、共同发展的效果。一方面，绿色创新环境为实现工业转型升级提供基础和前提。区域绿色创新投入能够促进大量创新技术与新兴产业涌现，有助于带动地区工业将知识转化为新产品、新工艺、新服务，提升区域科技竞争力，推动区域工业经济结构合理化和工业经济高质量发展^[23-24]。此外，外部制度环境通过提供差别化绿色资金融资政策，以信贷倾斜、绿色证券、绿色债券、碳金融等方式聚集更多资金，降低企业绿色投资和融资风险，明确环境风险，间接提高高污染项目成本，推动高耗能企业转型升级^[25]。反之，落后的绿色创新环境则会降低地区绿色创新要素资源配置效率和绿色创新活动对市场的敏感性，从而造成大量技术创新成果无法实现市场转换，难以推进工业化绿色转型；另一方面，良好的工业转型效率是推进绿色创新可持续发展的重要驱动力。通过优化要素投入，能够获取更高的经济效益。工业转型升级会带来资金、信息和制度优惠补贴等一系列优势，吸引技术人才资源流入，促进区域绿色创新发展^[22]。工业转型升级效果越好，提供给社会的自然资源越多，经济增长越快，越能够吸引更多金融资源参与绿色创新，优化资本配置结构，促进绿色创新环境发展。反之，低质量工业生产模式则会影响绿色创新投入和要素集聚，阻碍绿色创新环境生成。

可见，绿色创新环境与工业转型升级耦合并不是简单的相加，而是两大系统要素之间通过资金流动、信息交流、人才输入和政策优惠等相互促进、相互作用而形成的系统经济网络。

2 研究方法 with 数据来源

2.1 研究方法

2.1.1 熵权 TOPSIS 法

熵权 TOPSIS 法是将传统 TOPSIS 法和熵权法相结合的一种方法。首先，利用熵权法确定各系统指标权重；其次，利用与理想解的完美贴合度排序对系统进行评价。具体步骤如下：

(1) 标准化处理。

在进行熵值法之前，需要对数据进行无量纲化处理，使数据具有可比性。

正向指标：
$$X_{ijt} = \frac{X_{ijt} - \min X_{jt}}{\max X_{jt} - \min X_{jt}} \times 0.9 + 0.1;$$

负向指标：
$$X_{ijt} = \frac{\max X_{jt} - X_{ijt}}{\max X_{jt} - \min X_{jt}} \times 0.9 + 0.1$$

其中， X_{ijt} 表示 t 年 i 省在第 j 项指标下的原始数据， $\max X_{jt}$ 、 $\min X_{jt}$ 分别表示 t 年第 j 指标的最大值和最小值； X_{ijt} 表示变量标准化后的数值 ($t=1、2、\dots、11; i=1、2\cdots、30; j=1、2、3、4$)。

(2) 熵权法确定权重。

通过公式 $e_{jt} = -\frac{1}{\ln n} \sum_{i=1}^n c_{ij} \ln c_{ij}$ 其中 $c_{jt} = \frac{X_{jt}}{\sum_{i=1}^n X_{jt}}$ 确定指标 j 的第 t 年的权重 $w_{jt} = \frac{1 - e_{jt}}{\sum_{j=1}^4 (1 - e_{jt})}$

(3) 构建标准化评价矩阵。

构建加权规范化矩阵 V_{ij} ，矩阵中各元素通过规范化矩阵 P 的每一列与其权重 w 相乘得到下式：

$$V_{ij} = \begin{pmatrix} v_{11} & v_{12} & \cdots & v_{1n} \\ v_{21} & v_{22} & \cdots & v_{2n} \\ \vdots & \vdots & v_{ij} & \vdots \\ v_{m1} & v_{m2} & \cdots & v_{mn} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} w_1 p_{11} & w_2 p_{12} & \cdots & w_n p_{1n} \\ w_1 p_{21} & w_2 p_{22} & \cdots & w_n p_{2n} \\ \vdots & \vdots & w_j p_{ij} & \vdots \\ w_1 p_{m1} & w_2 p_{m2} & \cdots & w_n p_{mn} \end{pmatrix} \quad (1)$$

(4) 确定理想解并计算贴近度。

在实际中，并不能绝对确定最优解和最差解，所以本文利用下式确定被评价对象各个指标的正理想解 A^+ 和负理想解 A^- 。

$$A^+ = \{(\max_i v_{ij}) \mid i = 1, 2, \dots, m\} \quad (2)$$

$$A^- = \{(\min_i v_{ij}) \mid i = 1, 2, \dots, m\} \quad (3)$$

计算与理想解的接近程度 H_i ：

$$H_i = \frac{d_i^-}{d_i^+ + d_i^-} \quad (4)$$

上式中： $d_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (v_{ij} - v_j^+)^2}$ 为第 i 个评估对象与正理想解的距离； $d_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (v_{ij} - v_j^-)^2}$ 为第 i 个评估对象与负理想解的距离。式 (4) 中， H_i 的取值范围介于 0~1 之间，该值越接近于 1，说明本文测量的绿色创新环境与工业转型升级能力越强。

2.1.2 耦合协调度模型

耦合关系是指两个系统发展过程中相互依赖和协调的动态联系。本文构建耦合协调度模型，考察绿色创新环境与工业转型升级间的耦合协调度。

首先，计算耦合度 $C: C = \left\{ \frac{U_1 U_2}{(U_1 + U_2)/2} \right\}^{1/2}$ 。其中， C 为耦合度， U_1 和 U_2 分别表示各省绿色创新环境与工业转型升级水平。为更好地测度两者间的协调发展水平，建立耦合协调度模型，具体公式如下： $T = \alpha U_1 + \beta U_2$ ， $D = \sqrt{CT}$ 。其中， D 反映两个系统间的耦合协调度， $D \in [0, 1]$ 。当 D 趋于 0 时，说明两个系统耦合协调度较低；当 D 趋于 1 时，说明绿色创新环境与工业转型升级耦合互动较好。 T 为两者间的综合调和指数，主要反映两大系统的贡献度， α 、 β 为待定系数，主要衡量各系统的重要程度，取 $\alpha = \beta = 0.5$ 。

2.1.3 区域差异测度

本文利用 Dagum^[26] 的基尼系数法检验区域间绿色创新环境与工业转型升级耦合协调空间差异。总体基尼系数可分解为内部差异 (G_w)、区域间差异 (G_{nb}) 和超变密度贡献 (G_i) 3 种。一般而言，基尼系数越小代表地区差异协同性越强；反之，基尼系数越大，则意味着区域协同性越弱。总体基尼系数可定义为：

$$G = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}| / 2n^2 \mu \quad (5)$$

其中， k 表示地区个数。本文将全国划分为东、中、西、东北四大地区， n 表示省份个数， y_{ji} (y_{hr}) 表示地区 j (h) 内省份 i (r) 的耦合协调度， n_j (n_h) 表示地区 j (h) 内的省份个数， μ_j (μ_h) 表示地区 j (h) 内的耦合协调度均值。其中，地区 j 的基尼系数 G_{jh} 、地区间净值差异 G_{nb} 和超变密度 G_i 公式如下：

$$G_{jj} = \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}| / 2n_j \mu_j \quad (6)$$

$$G_{jh} = \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}| / n_j n_h (\mu_j + \mu_h) \quad (7)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (8)$$

$$G_{nh} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (9)$$

$$G_i = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (10)$$

上式中, $p_j = n_j / n$, $s_j = n_j \mu_j / n \mu$; D_{jh} 用以衡量地区 j 与 h 间耦合协调度的互动影响; d_{jh} 代表地区间耦合协调度的差值, 表示地区 j 和 h 间 $y_{it} - y_{ht} > 0$ 的数学期望, p_{jh} 为超变一阶矩, 表示地区 j 和 h 间 $y_{it} - y_{ht} < 0$ 的数学期望。

$$D_{jh} = (d_{jh} - p_{jh}) / (d_{jh} + p_{jh}) \quad (11)$$

$$d_{jh} = \int_0^\infty dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x) \quad (12)$$

$$p_{jh} = \int_0^\infty dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x) \quad (13)$$

2.1.4 俱乐部收敛检验: 非线性时变因子模型

本文对收敛俱乐部识别方法进行梳理, 发现其主要包括核密度分析^[27]、空间马尔科夫链^[28]、空间探测^[29]等动态分析方法以及时间序列^[30]、空间计量^[31]等计量分析方法。上述方法均需要先对俱乐部区域进行界定, 如经济区分类或地理分布, 从而判断同一分布区域是否存在收敛趋势, 而无法对部分俱乐部成员进行筛选。因此, 本文借鉴 Phillips 等^[32]的非线性时变因子模型, 识别中国各区域绿色创新环境与工业转型升级耦合协调度可能存在的潜在俱乐部收敛趋势。该模型的优势在于能够将个体异质性特征考虑在内, 同时基于长期视角, 准确识别各地区耦合发展路径的稳态收敛趋势, 以有效避免短期发散带来的有偏影响。此外, 该模型不存在严重的内生性问题。

logt 检验。按照 2.1.2 的方法计算 i 省第 t 年的耦合协调度, 用 D_{it} 表示, D_{it} 可分解为 $g_{it} + a_{it}$, 变形后可得到时变因子表达式:

$$D_{it} = \left(\frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_i} \right) = \delta_{it} \mu_i \quad (14)$$

其中, g_{it} 表示数据中稳定的系统性共同因子, γ_{it} 表示数据中包含的暂时性异变成分, δ_{it} 表示时变因子载荷系数, μ_i 表示确定性或者随机趋势行为, 本文构建态因子模型。进一步, 将 δ_{it} 分解为:

$$\delta_{it} = \delta_i + \sigma_{it} \xi_{it}, \sigma_{it} = \frac{\delta_i}{L(t)t^{\sigma_i}} \geq 1, \sigma_i > 0 \quad (15)$$

其中, $\xi_{it} \sim iid(0,1)$, $L(t)$ 是一个慢变函数, 参数 α 为收敛速度。在实际应用中, $L(t)$ 和 α 有可能随个体 i 的不同而不同。本文借鉴 Phillips 等^[32] 的研究, $L(t)$ 以自然对数函数 $\log(t)$ 表示。当 $\alpha \geq 0$ 时, 本文提出省市 i 和省市 j 之间绿色创新环境与工业转型升级耦合协调度存在的假设:

$$H_0: \delta_i = \delta_j \text{ 且 } \alpha \geq 0, H_1: \delta_i \neq \delta_j \text{ 或 } \alpha < 0 \quad (16)$$

$$\text{为检验上述假设, 提出相对转移参数 } h_{it}: hit = \frac{N\delta_{it}}{\sum_{i=1}^N \delta_{it}} \quad (17)$$

当原假设成立时, 跨截面变量 H_{it} 满足如下条件:

$$H_{it} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2 \rightarrow 0 \quad (18)$$

进一步构建 $\log t$ 回归模型:

$$\log(H_{it}/H_{jt}) - \log(\log(t))^2 = a + b\log(t) + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

使用异方差自相关稳健标准误 (HAC) 计算参数 b 的 t 统计值 t_b , 当且仅当 $t_b < -1.65$ 时, 在 5% 显著性水平上拒绝原假设, t_b 计算公式如下:

$$t_b = \left(\sqrt{HAC(\varepsilon_{it}) \left\{ \left[\sum_{i=1}^T \left[\log(t) - \frac{1}{T-t+1} \sum_{i=1}^T \log(t) \right]^2 \right] \right\}^{(-1)} } \right)^{(-1)} (b - b) \Rightarrow N(0,1) \quad (20)$$

2.2 指标体系与数据来源

已有学者认为, 绿色创新环境的提出是为利用新技术、新发展理念提高资源和能源利用效率, 降低环境污染, 推动工业产值高质量增长, 实现经济与环境协调发展^[33]。本文从绿色创新投入、绿色创新产出、绿色制度环境和绿色资源环境 4 个方面构建指标体系, 如表 1 所示。其中, 省市级绿色专利申请授权数来源于国家知识产权局, 按照省份和年份检索并下载专利数据, 使用世界知识产权组织 (WIPO) 定义的绿色技术专利分类进行数据清洗和筛选, 得出各省市每年的绿色技术专利申请授权数。其它数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国经济普查年鉴》和 Wind 数据库。

工业转型升级以增强工业产能附加值和核心竞争力为目标实现工业产业结构变迁及动能转换。已有学者对工业转型升级进行了测度^[34-36]。本文结合中国工业发展实际, 构建包括经济转型总量升级、结构优化升级、资源利用效率和废气废物绿色化 4 个一级指标和 12 个具体指标的工业转型升级评价体系, 如表 2 所示。其中, 对于工业全要素生产率, 采用 DEA-Malmquist 指数法将工业就业人数和工业固定资产投资净额作为投入指标、工业销售产值作为产出指标进行测算。

表 1 绿色创新环境评价指标

一级指标	二级指标	单位	方向
绿色创新投入	R&D 人员全时当量	人年	正
	R&D 内部经费支出	亿元	正
	R&D 经费投入强度	%	正
绿色创新产出	省市级绿色专利申请授权数	个	正
	规模以上企业新产品销售收入占总销售收入的比重	%	正
	技术市场成交额占 GDP 的比重	%	正
	高新技术产业产值占工业总产值的比重	%	正
绿色制度环境	六大高耗能产业利息占总工业利息支出之比	%	负
	环境污染治理投资总额占 GDP 的比重	%	正
	政府科学技术支出占一般公共支出的比重	%	正
	政府节能环保支出占一般公共支出的比重	%	正
绿色资源环境	城镇生活污水处理率	%	正
	生活垃圾无害化处理率	%	正
	人均公园绿地面积	m ²	正
	每万人拥有公共交通数	标台	正
	人均城市道路面积	m ²	正
	建成区绿化覆盖率	%	正

表 2 工业转型升级评价指标

一级指标	二级指标	单位	方向
经济转型总量升级	工业全要素生产率	%	正
结构优化升级	六大高耗能行业产值占工业总产值的比重	%	负
	第三产业增加值占 GDP 的比重	%	正
资源利用效率升级	工业用水重复率	%	正
	一般工业固体废物综合利用率	%	正

	单位工业增长值能耗	万 t	负
	单位工业增长值面积	平方公里	正
废气废物绿色化	单位工业增加值二氧化硫排放量	万 t	负
	单位工业增加值烟(粉)尘排放量	万 t	负
	单位工业增加值固体废物产生量	万 t	负
	单位工业增加值废水排放量	万 t	负
	单位工业增加值二氧化碳排放量	万 t	负

3 耦合协调度分析

3.1 绿色创新环境与工业绿色转型测算

采用熵权 TOPSIS 法测算我国内地 30 个省市(西藏因数据不全,未纳入统计)2007-2017 年绿色创新环境与工业转型升级水平。借助 ArcGIS 软件,对各省市区考察期内两个指标的平均水平进行可视化分析,采用自然断点分级法将其划分为 5 个等级,结果如图 1 和图 2 所示。

由图 1 可知,我国绿色创新环境得分较低地区分布在中部和西部,特别是西北地区。东部地区绿色创新环境水平较高,除海南位于第五等级外,其它地区绿色创新环境水平均位于第二等级以上。其中,北京、山东、江苏、上海、浙江和广东位于第一等级,天津位于第二等级;在中西部地区,湖北和四川位于第二等级,其它地区均位于第三~第五等级。由图 2 可以看出,我国绿色创新环境与工业转型升级水平存在局部差异,在自然断点分类下,东部地区均位于第二等级以上。其中,第一等级为北京、天津、江苏、上海、浙江和广东,山东、福建和重庆位于第二等级,中西部地区除重庆在第二等级外,其它地区均在第三等级以下。在最低等级中,大部分为西部地区省市。

综上所述,中国绿色创新环境与工业转型升级时间演化和空间布局局部地区不一致,特别是中西部地区省市间存在较大差异。因此,对中国绿色创新环境与工业转型升级系统耦合协调度进行量化分析,以便更加有效地促进各地区绿色创新环境改善与工业转型升级。

3.2 耦合协调度时空演变特征与区域差异

采用耦合协调模型计算各省市耦合协调度,结合表 1 耦合度对应的耦合类型看,中国各省市绿色创新环境与工业转型升级耦合度相对较低。截至 2017 年,只有 7 个地区呈正向耦合状态,其中北京耦合度最高,属于中级协调发展;其次为上海、江苏和广东,均属于初级协调发展;山东、浙江和天津则表现为勉强协调发展。另外,在失调衰弱地区,濒临失调衰退(0.4~0.5)的有河北、辽宁、吉林、安徽、福建、河南、湖北、湖南、广西、重庆、四川和青海 12 个地区;处于轻度失调衰退(0.3~0.4)的有山西、内蒙古、黑龙江、江西、海南、云南和新疆 7 个地区;贵州、甘肃和宁夏耦合协调度最弱,属于中度失调衰弱地区。从四大区域看,东部地区耦合协调度远大于其它地区,其次为东北地区、中部地区和西部地区。从时间上看,除北京、山西、浙江、安徽、湖北、湖南、贵州、陕西和甘肃等省市耦合协调度略有下降外,其它地区均呈上升趋势,其中增长幅度最大的是青海,增长率为 46.37%。此外,上涨幅度较大的还有新疆(38.64%)和吉林(39.14%)。

综上所述,我国各省市绿色创新环境与工业转型升级系统耦合协调度虽然呈现增长态势,但均未达到理想水平,且各地区

耦合协调等级跨度不大，应该引起政府高度重视。

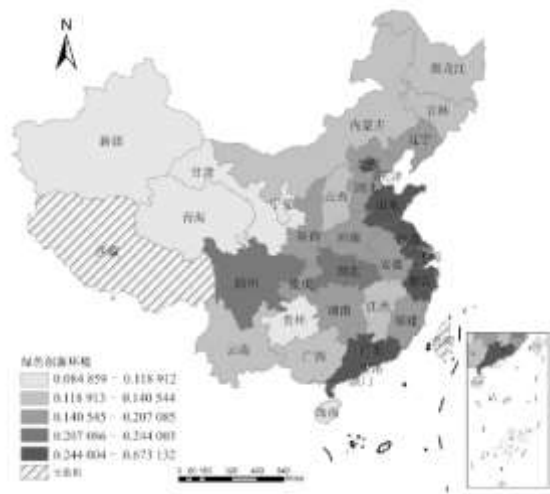


图 1 中国绿色创新环境空间格局

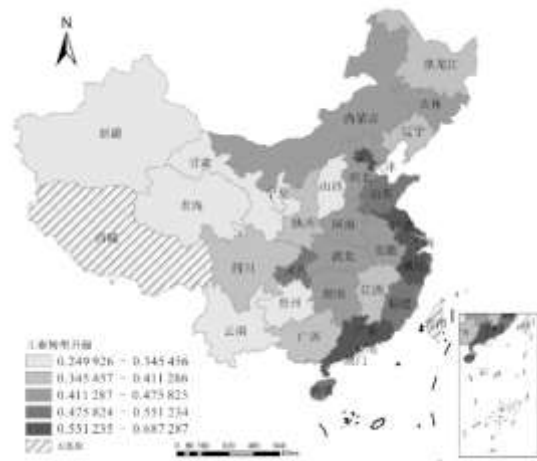


图 2 中国工业转型升级空间格局

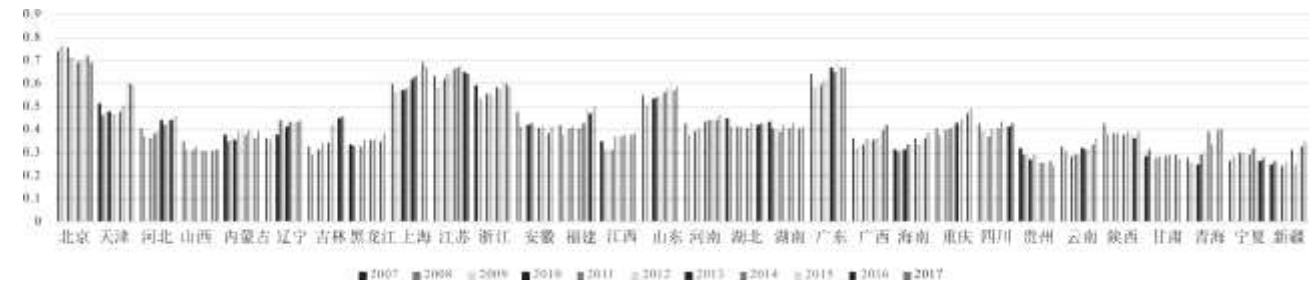


图 3 2007-2017 年绿色创新环境与工业转型升级耦合协调度

为揭示我国各地区绿色创新环境与工业转型升级区域差异的来源，本文按照地理分布特征进行区域划分，根据 Dagum^[30]的基

尼系数及其分解方法,测算 2007-2017 年我国内地 30 个省市区的区域差异,具体结果如表 3 所示。从中可见,总体差距介于 0.144~0.169 之间,说明虽然存在显著空间差异但总体系数浮动较小。从差异贡献率看,区域间差异是耦合协调度差异产生的主要原因,区域间差异均值为 72.13%。因此,缩小区域间差距是解决绿色创新环境与工业转型升级不平衡的关键。

从表中还可以看出,相较于区域内差异的动态变动,区域间波动更加明显。然而,本文中的区域分组是按照传统东、中、西、东北地区划分的,为避免地区分类可能导致结果有偏,本文进一步对绿色创新环境与工业转型升级耦合协调度差距收敛趋势进行检验。

3.3 俱乐部收敛检验

在各地绿色创新环境与工业转型升级存在异质性条件下,为克服同质性和线性假设的局限,利用非线性时变因子模型,对系统耦合协调度收敛性进行实证检验。首先,对整体收敛性进行 logt 检验。结果显示,统计值 tb^* 为-13.75,远小于-1.65,在 5%水平下拒绝趋同的原假设,说明未发现导致区域两系统耦合协调发展同质收敛的共同因素。为对样本在研究期内是否存在异质性进行判断,参照 Phillips 等^[32]的方法,本文按照如下步骤进行识别:

第一步:按照公式^[21]对观测值均值进行由大到小排序。

$$\log \bar{y}_{it} = (T - [Ta])^{-1} \sum_{t=[Ta]+1}^T X_{it} \quad (21)$$

一般推荐选取 $a=1/2$ 或 $a=2/3$,本文选取 $2/3$ 。

第二步:确定初始核心组 G_k^* 。从最高观测值按顺序每次加入一个成员进行 logt 检验,成为备选核心组。当检测结果 tb^* 首次小于-1.65 时便停止计算,然后在计算的 k 个 tb^* 值中选取最大值作为核心组成员 k^* 。选取标准如下:

$$k^* = \arg \max_k \{tb_k^*\}, s.t. \min \{tb_k^*\} > -1.65 \quad (22)$$

若初始两个成员无法满足 $\min \{tb_k^*\} > -1.65$,则去掉第一个成员,按顺序从第二个成员开始重复第二步;若结果依然不能满足,则顺延至第三个成员直至满足条件为止;若直到最后依然无法满足,说明观测值不存在趋同俱乐部。

第三步,确定俱乐部成员。当核心组 G_k^* 形成后,进行第二次检验,即将核心组以外的成员分别加入到核心组进行 logt 检验得到相应 tb^* 值。设定一个过滤临界值 $c=0$,当 $tb^* \geq c$ 时,则将该成员加入核心组,最后对筛选的全部俱乐部成员进行整体 logt 回归,确保 $tb^* > -1.65$ 。

第四步,停止规则。形成第一个俱乐部后,利用 logt 回归对剩余补集进行检验。若 $tb^* > -1.65$,则将剩下的成员作为一个趋同俱乐部。否则,再次进行 1~3 步骤,检验剩下的趋同俱乐部,直到最后依然没有被包含在内的成员,说明观测值为非收敛。

结合以上检验步骤发现,中国地区层面存在 4 个收敛俱乐部和一个非收敛小组。其中,收敛俱乐部 t 的统计值 tb^* 分别为 1.22、0.71、1.52 和-1.19,均大于-1.65,说明在 5%水平下显著接受收敛俱乐部存在的原假设。非收敛小组 $tb^* = -9.82 (< -1.65)$,说明该小组不存在收敛,结果如表 4 所示。

表 3 区域差异来源与贡献

年份	总体差异	地理分布		
		区域内差距 贡献率(%)	区域间差距 贡献率(%)	超变密度 贡献率(%)
2007	0.155	20.16	70.45	9.40
2008	0.155	20.50	70.86	8.64
2009	0.156	20.78	69.73	9.49
2010	0.162	20.07	72.17	7.75
2011	0.147	20.17	71.40	8.43
2012	0.147	19.93	72.75	7.32
2013	0.144	19.16	74.01	6.83
2014	0.156	20.41	70.87	8.72
2015	0.160	17.89	75.26	6.84
2016	0.153	18.36	73.85	7.79
2017	0.169	19.04	72.07	8.89
均值	0.155	19.68	72.13	8.19

由表 4 可以看出, 只有河南、福建、重庆、山西、贵州 5 个地区存在发散趋势, 说明我国当前大部分地区绿色创新环境系统与工业转型升级系统协调发展呈现多极收敛态势, 共形成 4 个收敛俱乐部。俱乐部 A 包括北京、江苏、广东、上海、浙江、山东、天津和吉林; 俱乐部 B 包括湖北、湖南、四川、河北、辽宁、广西、江西、海南、青海和新疆; 俱乐部 C 包括安徽、陕西、内蒙古、黑龙江和云南; 俱乐部 D 包括甘肃和宁夏。这种分类与一般研究中将全国省区按地理位置分成东、中、西、东北部地区存在一定差异。

进一步, 为更加直观地揭示各省市系统耦合协调度相对于全国均值的变化情况, 绘制各地区的相对时变参数 h_{it} 路径。从图 4 可以看出, 4 个俱乐部成员的相对时变参数均趋向于各自稳态水平。其中, B 俱乐部在 2014 年前存在较大波动, 之后逐渐趋于平稳; A 俱乐部、C 俱乐部和 D 俱乐部均以较为有序的趋势逐步收敛; 非收敛小组省份的相对时变参数呈现出发散状态, 在 2012 年以后发散态势逐渐扩大, 再次验证采用非时变因子模型对我国耦合协调度俱乐部进行识别的结果有效。

4 空间差异影响因素

4.1 模型构建

从上述分析可以发现, 地区间绿色创新环境与工业转型升级存在明显的不均衡现象, 且随着时间变化, 两系统间协调发展存在“俱乐部”收敛趋势。为进一步探讨地区间的耦合差异, 在总结以往经验的基础上, 将俱乐部收敛趋势等 8 个影响因素考

虑在内。由于变量间为关系矩阵, 不能采用传统统计法检验相关性, 因此采用 QAP 法。该方法的优势在于并不要求变量间相互独立, 能够有效避免传统相关性检验中出现的多重共线性问题, 使检验结果更加稳健, 模型设定如下:

$$D = f(M, GE, ECO, INF, OPEN, EDU, URB, GOV) \quad (23)$$

其中, D 为中国内地 30 个省市绿色创新环境与工业转型升级耦合协调度的差异矩阵; M 代表各省市间的地理邻近关系, 若两个省份存在共同边界, 则取值为 1, 否则取值为 0 (本文对海南与广东、广西作相邻处理); GE 表示俱乐部收敛, 若两个省份存在于同一俱乐部, 则取值为 1, 否则取值为 0; ECO 表示经济发展, 用各地区人均 GDP 差异矩阵表示; INF 表示信息化水平差异, 用各地区互联网普及率差异矩阵表示; OPEN 表示工业对外开放水平差异, 用各地区外商和港澳台投资工业主营业务收入占比差异矩阵表示; EDU 为教育水平差异, 用各地区每十万人大学生数差异矩阵表示; URB 为城镇化水平差异, 用城镇就业人口占总人口的比重差异矩阵表示; GOV 代表政府资助差异, 用各地区财政支出占 GDP 的比重差异矩阵表示。

表 4 俱乐部收敛检验结果

变量	整体收敛	俱乐部 A	俱乐部 B	俱乐部 C	俱乐部 D	非收敛小组
常数项 (a)	0.969 (0.066)	-0.012 (0.196)	0.199 (0.373)	0.081 (0.419)	1.365 (0.858)	1.688 (0.181)
系数 (b)	-0.461 (0.033)	0.120 (0.098)	0.132 (0.187)	0.319 (0.210)	-0.513 (0.431)	-0.892 (0.090)
t 统计值 (t_b)	-13.75	1.22	0.71	1.52	-1.19	-9.82
成员个数	30	8	10	5	2	5

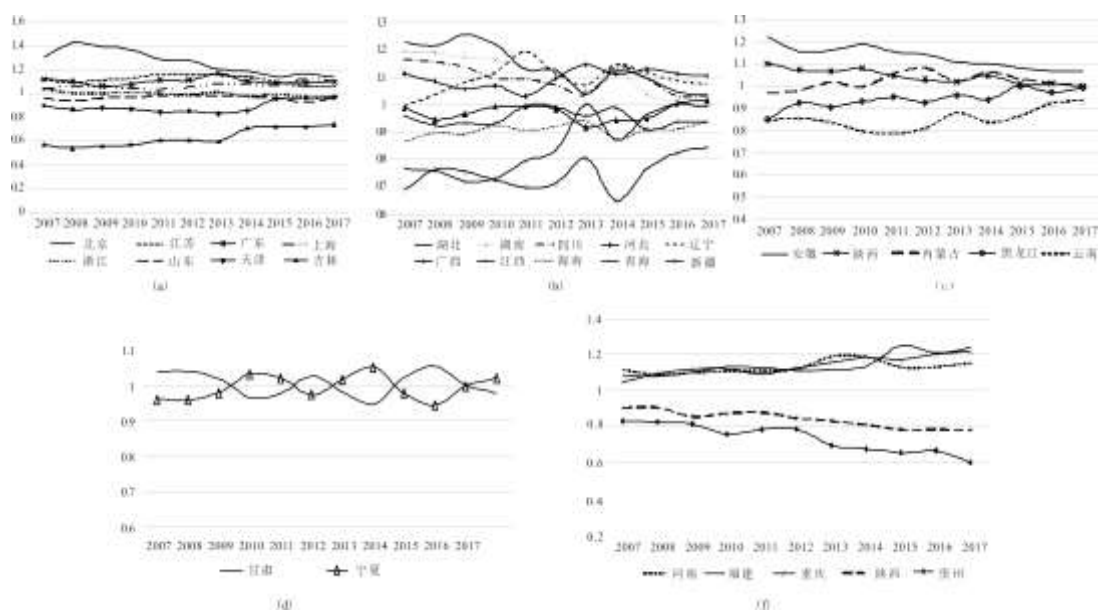


图 4 俱乐部相对时变参数趋势

4.2 QAP 相关性分析

本文运用 Ucinet 软件进行 2000 次随机置换, 分别得到解释变量与被解释变量绿色创新环境、工业绿色转型耦合协调度的 QAP 相关性分析结果, 如表 5 所示。从中可见, 空间邻近、俱乐部收敛趋势、经济发展水平差异、信息化程度差异、工业对外开放水平差异、教育水平差异、城镇化水平差异、政府补助差异 8 个变量均与绿色创新环境、工业转型升级耦合协调度差异存在密切联系, 且均通过 1%显著性检验。结果初步表明, 这 8 个代理变量对绿色创新环境与工业转型升级协调发展空间关联和溢出效应明显, 尤其是工业信息化水平和经济发展水平关系最密切, 相关系数分别为 0.660 和 0.555, 这也充分说明一个地区经济发展进程和信息化程度对缩小地区绿色创新环境与工业转型升级协调发展差距具有重要影响。

4.3 QAP 回归分析

为分析这 8 个因素的影响程度和方向, 选择 2000 次排列数进行随机置换, 以绿色创新环境与工业转型升级耦合协调度空间差异矩阵为被解释变量, 以 8 个变量的空间差异矩阵为解释变量进行 QAP 回归, 结果如表 6 所示。在回归结果中, 调整后判定系数 R^2 为 0.681, 表明这 8 个差异矩阵能够解释耦合协调度产生空间格局变异原因的 68.1%。

表 5 QAP 相关性分析结果与显著性水平

变量	D	M	GE	ECO	LNF	OPEN	EDU	URB	GOV
D	1.000***								
M	-0.161***	1.000***							
GE	-0.125***	0.056***	1.000***						
ECO	0.555***	-0.032*	-0.140***	1.000***					
LNF	0.660***	-0.057***	-0.149***	0.694***	1.000***				
OPEN	0.445***	-0.050**	-0.197***	0.501***	0.565***	1.000***			
EDU	0.481***	-0.040**	-0.138***	0.515***	0.457**	0.260**	1.000***		
URB	0.570***	-0.035**	-0.155***	0.840***	0.764***	0.614***	0.652***	1.000***	
GOV	0.434***	-0.059***	-0.082**	0.021	0.040**	0.234**	-0.100	-0.003	1.000***

从表中结果可见, 与非标准回归系数相比, 标准化回归系数具有可以直接比较的优势。因此, 运用标准化系数分析各因素对系统耦合协调度空间差异的影响。结果发现: ①地理邻近关系 (M) 和俱乐部收敛趋势发展 (GE) 对耦合协调度差异系数显著为负。空间邻近关系系数为 -0.040, 表明地理邻近省市有利于缩小地区间绿色创新环境与工业转型升级间的耦合协调度差异, 可见绿色创新环境与工业转型升级耦合协调度存在溢出效应。同时, 地区耦合度俱乐部收敛趋势对耦合协调度差异矩阵影响为负, 系数为 -0.058, 说明省际间俱乐部收敛方式对于缩小地区耦合协调差异有益。由此可见, 在考察期内, 中国绿色创新环境与工业转型升级耦合协调度不仅存在相邻省份间的溢出效应, 同时也依赖跨地区收敛俱乐部的带动作用; ②政府干预 (GOV) 影响系数为 -0.146, 且在 10%水平下显著, 说明实行差异化干预有利于缩小地区间的耦合协调差异。这是因为, 对我国目前来说, 财政支出

政策是干预资源分配的重要手段，差异性财政政策能够对地区创新资源进行优化配置，进而促进传统产业转型升级；③工业对外开放度水平 (OPEN) 对系统耦合协调度差异的影响系数为-0.022,但并不显著，说明工业开放度目前还不是造成地区绿色创新环境与工业转型升级耦合差异的主要因素；④经济发展水平差异 (ECO)、信息化水平差异 (LNF)、教育水平差异 (EDU) 和城镇化水平差异 (URB) 标准化回归系数均显著为正，说明它们是造成地区间绿色创新环境与工业绿色转型耦合协调度差异的主要原因。其中，地区工业信息化差异对耦合协调度差异的影响最大，回归系数为 0.505,通过信息化为创新环境提供载体，是支撑工业转型升级的重要途径。此外，提供公共服务和信息沟通平台能够间接影响区域间信息、知识、技术等要素流动，激发落后地区技术创新，从而缩小与发达地区的技术创新差异。因此，缩小地区信息资源开放流动与学习差距是缩小系统耦合协调度差异的关键路径。城镇化水平差异对系统耦合协调关键路径差异的影响次之，回归系数为 0.441,说明城镇化差异加剧地区绿色创新环境与工业绿色转型间耦合发展的不均衡。这是因为，城镇化发展促进劳动力、资本、土地等要素向城镇聚集，但因各个地区城市发展进度不同，工业绿色创新环境所需资本要素也不同。因此，缩小各地区城镇化差异有利于系统协调发展。教育水平差异对系统耦合协调度差异的影响系数为 0.304,可见地区教育水平差异扩大了系统耦合协调差异。随着人口整体素质的不断提升，对生态环境资源保护的观念深入人心，且在教育水平较高地区更容易培养高科技人才，这也是工业转型升级不可或缺的要素之一。经济发展水平差异系数为 0.169,说明地区经济发展差异加剧了系统间耦合差异不均衡性。这是因为，经济能够有效为地区绿色创新环境改善提供所需资金，用于环保、科研和基础设施建设，推动绿色金融与工业绿色化协调发展。

5 结语

5.1 研究结论

本文利用 TOPSIS 熵权法和耦合协调度模型测度我国绿色创新环境与工业转型升级系统耦合协调度，运用非线性时变因子模型，基于长期演变趋势识别两系统耦合协调度的收敛俱乐部，采用 QAP 方法分析造成系统耦合协调度空间差异的主要原因，得出如下结论：①绿色创新环境与工业转型升级耦合协调虽有逐步增强趋势，但耦合协调等级未发生明显跃迁，研究期内整体仍属于濒临失调衰弱范围，整体耦合性由东向西依次递减。具体来看，北京、上海、江苏、广东等东部省份耦合协调度较高，而甘肃、宁夏、新疆等西部欠发达地区耦合度最低；②2017 年绿色创新环境与工业转型升级总体基尼系数为 0.169,区域间差异是造成系统耦合协调度差异的主要原因。但是，我国内地 30 个省市区总体不存在收敛趋势。通过收敛性检验发现，绿色创新环境和工业转型升级耦合协调度形成 4 个潜在的收敛俱乐部，呈现出地理“区块链”收敛趋势。其中，收敛俱乐部 A 包括北京、江苏、广东、上海等耦合协调度水平较高的 8 个省市；其它省份处于 B、C、D 收敛俱乐部，发展水平较低，绿色创新环境与工业转型升级耦合度差距分布不均衡；③造成我国各地区绿色创新环境与工业转型升级耦合协调度地区差异的主要原因来自地区经济发展差异、信息化水平差异、教育水平差异和城镇化水平差异，而地理位置邻近、俱乐部收敛发展趋势对于缩小地区耦合协调度差距具有正向促进作用，工业对外开放度差异对地区耦合协调度差异无显著影响。

表 6 耦合协调度空间差异影响因素 QAP 回归结果

变量	非标准化回归系数	标准化回归系数	显著性概率	概率 A	概率 B
截距项	-0.025	0.000			
M	-0.012	-0.040	0.075	0.926	0.075
GE	-0.013	-0.058	0.000	1.000	0.000
ECO	0.051	0.169	0.019	0.019	0.982
LNF	0.680	0.505	0.000	0.000	1.000
OPEN	-0.016	-0.022	0.353	0.647	0.353

EDU	0.107	0.304	0.002	0.002	0.999
URB	0.000	0.441	0.000	0.000	1.000
GOV	-0.129	-0.146	0.096	0.904	0.096

5.2 研究启示

基于以上结论，本文提出如下启示：①注重由地理邻近产生的绿色创新环境与工业转型升级耦合发展溢出效应，最大限度地发挥区域间协同效应，各省市应明确自身地区资源优势，与其它地区形成利益互补联动系统，寻求利益共同点。对于经济发达的东部地区，企业应积极采取技术创新战略，充分发挥好绿色创新环境优势，推动产业高质量发展。对于经济较为落后的中西部地区，应重点吸收和借鉴先进省份的绿色技术经验，加强绿色基础设施建设，实现省域之间联动，形成相互促进的经济网络，推动绿色创新环境与工业转型升级同步协调发展，共同建设绿色发展新格局；②中国绿色创新环境与工业转型升级耦合发展呈现俱乐部式发展趋势，因此应积极探索跨区域“区块链”发展模式，打破行政区划限制，降低行业壁垒，加强俱乐部内各省份在技术、人才、资金和管理等方面的流动与协作，通过“以点带面”的方式实现重点省份工业可持续发展，带动俱乐部内其它省份绿色创新环境与工业转型升级协同发展；③加强区域间工业、信息、技术合作与交流，为中西部地区建立技术、人才和资金帮扶机制，积极摸索和开创新经济增长点，打造优质的绿色发展技术环境，使欠发达地区留住人才；④在保证公平的前提下，财政补贴应有所偏向和侧重，扩大欠发达地区绿色转型扶持力度和范围，向面临融资约束的科技创新型企业倾斜，简化申请流程，使财政补贴真正对工业企业转型起到“雪中送炭”的作用。同时，政府部门与转型企业应相互配合、信息共享，逐步缩小地区绿色创新环境与工业转型升级协调发展间的不均衡。

参考文献：

- [1]彭泗清，李兰，潘建成，等. 经济转型与创新：认识、问题与对策——2013·中国企业家成长与发展专题调查报告[J]. 管理世界，2013, 29(9):9-20.
- [2]王勋，ANDERS JOHANSSON. 金融抑制与经济结构转型[J]. 经济研究，2013, 48(1):54-67.
- [3]WANG R, MIRZA N, VASBIEVA D G, et al. The nexus of carbon emissions, financial development, renewable energy consumption, and technological innovation: what should be the priorities in light of COP 21 Agreements[J]. Journal of Environmental Management, 2020(271):111027.
- [4]于潇，常州. 政府介入视角下的产业转型与绿色发展[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版)，2020, 43(3):64-72.
- [5]叶丹，黄庆华. 区域创新环境对高技术产业创新效率的影响研究——基于 DEA-Malmquist 方法[J]. 宏观经济研究，2017, 39(8):132-140.
- [6]薛捷. 区域创新环境对科技型小微企业创新的影响——基于二元学习的中介作用[J]. 科学学研究，2015, 33(5):782-791.
- [7]何小钢. 能源约束、绿色技术创新与可持续增长——理论模型与经验证据[J]. 中南财经政法大学学报，2015, 58(4):30-38, 158-159.
- [8]生延超. 旅游产业结构优化对区域旅游经济增长贡献的演变[J]. 旅游学刊，2012, 27(10):11-19.

-
- [9]张永恒,郝寿义.高质量发展阶段新旧动力转换的产业优化升级路径[J].改革,2018,25(11):30-39.
- [10]杨朝峰,赵志耘,许治.区域创新能力与经济收敛实证研究[J].中国软科学,2015,30(1):88-95.
- [11]张炜,巩键.中国区域创新模式测度及其创新政策再设计[J].科研管理,2020,41(4):85-93.
- [12]LI J,SUTHERLAND D,NING L,et al.Firm ownership, industrial structure, and regional innovation performance in China's provinces[J].Technology Analysis & Strategic Management,2014,26(9):1001-1022.
- [13]李毓,胡海亚,李浩.绿色信贷对中国产业结构升级影响的实证分析——基于中国省级面板数据[J].经济问题,2020,42(1):37-43.
- [14]ZHOU X,TANG X,ZHANG R. Impact of green finance on economic development and environmental quality:a study based on provincial panel data from China[J].Environmental Science and Pollution Research,2020,27(16):19915-19932.
- [15]王昀,孙晓华.政府补贴驱动工业转型升级的作用机理[J].中国工业经济,2017,34(10):99-117.
- [16]袁航,朱承亮.政府研发补贴对中国产业结构转型升级的影响:推手还是拖累[J].财经研究,2020,46(9):63-77.
- [17]GENG C,CUI Z. Analysis of spatial heterogeneity and driving factors of capital allocation efficiency in energy conservation and environmental protection industry under environmental regulation[J].Energy Policy,2020(137):111081.
- [18]吴丰华,刘瑞明.产业升级与自主创新能力构建——基于中国省际面板数据的实证研究[J].中国工业经济,2013,30(5):57-69.
- [19]王鹏,赵捷.产业结构调整与区域创新互动关系研究——基于我国2002-2008年的省际数据[J].产业经济研究,2011,10(4):53-60.
- [20]李政,杨思莹.创新投入、产业结构与经济增长[J].求是学刊,2015,42(4):61-67.
- [21]方大春,马为彪.中国区域创新与产业结构耦合协调度及其经济效应研究[J].当代经济管理,2019,41(7):50-58.
- [22]姜海宁,张文忠,余建辉,等.山西资源型城市创新环境与产业结构转型空间耦合[J].自然资源学报,2020,35(2):269-283.
- [23]武力超,陈韦亨,林澜,等.创新及绿色技术创新对企业全要素生产率的影响研究[J/OL].数理统计与管理,2020,39(5):1-15.
- [24]韩立达,史敦友,张卫.技术创新与工业绿色化:作用机理和实证检验[J].经济问题探索,2020,41(5):176-190.
- [25]HE L Y,LIU, R Y,ZHONG Z Q, et al. Can green financial development promote renewable energy investment efficiency? a consideration of bank credit[J].Renewable Energy,2019(143):974-984.

-
- [26]DAGUM C. A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio[J]. Empirical Economics, 1997, 22(4):515-531.
- [27]韦胜, 王磊, 曹珺涵. 长三角地区创新空间分布特征与影响因素——以“双创”机构为例[J]. 经济地理, 2020, 40(8):36-42.
- [28]PAN X, LIU Q, PENG X. Spatial club convergence of regional energy efficiency in China[J]. Ecological Indicators, 2015, 51(4):25-30.
- [29]CHENG X, LONG R, CHEN H, et al. Coupling coordination degree and spatial dynamic evolution of a regional green competitiveness system—a case study from China[J]. Ecological Indicators, 2019, 104(9):489-500.
- [30]ANSARI S, HE N. Explaining the UCR-NCVS convergence:a time series analysis[J]. Asian Journal of Criminology, 2016, 12(1):39-62.
- [31]杨万平, 李冬. 中国生态全要素生产率的区域差异与空间收敛[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(9):80-99.
- [32]PHILLIPS P C B, SUL D. Transition modeling and econometric convergence tests[J]. Social Science Electronic Publishing, 2007(75):1771-1855.
- [33]黄丽, 林诗琦, 陈静. 中国区域创新能力与能源利用效率的时空耦合协调分析[J]. 世界地理研究, 2020, 29(6):1161-1171.
- [34]马静, 闫超栋. 中国工业转型升级效果评价、地区差距及其动态演化[J]. 现代经济探讨, 2020, 39(8):78-89.
- [35]王玉燕, 汪玲, 詹翩翩. 中国工业转型升级效果评价研究[J]. 工业技术经济, 2016, 35(7):130-138.