

产业转型升级与绿色全要素生产率提升的互动关系 ——基于中国116个地级资源型城市的实证研究

李博¹, 秦欢¹, 孙威^{2,3}

(1. 天津理工大学管理学院, 天津 300384; 2. 中国科学院地理科学与资源研究所, 北京 100101;

3. 中国科学院大学资源与环境学院, 北京 100049)

摘要: 促进产业转型升级, 提升绿色全要素生产率是推进我国资源型城市高质量发展的关键。但是, 产业转型升级能否提升绿色全要素生产率在学术界一直存在争论。以2003—2018年中国116个地级资源型城市为对象, 分析了产业转型升级与绿色全要素生产率提升的演化特征和互动关系。结果表明: (1) 56.9%的资源型城市产业转型升级并不理想, 处于产业结构高级化和合理化不同步或双低的状态; 有57.8%的资源型城市绿色全要素生产率实现了正增长, 但仍有一些资源型城市绿色全要素生产率增长缓慢, 主要是因为技术效率未得到有效改善。(2) PVAR模型和脉冲响应估计结果表明, 资源型城市绿色全要素生产率提升的滞后期对其自身的影响存在负向作用。同时, 资源型城市长期的传导路径为绿色全要素生产率提升受到反映产业结构合理化的泰尔指数的负向冲击后, 对产业结构高级化产生持续性的积极作用, 之后, 产业结构高级化不断对自身产生正向冲击作用。(3) 通过方差分解预测可知, 未来绿色全要素生产率提升、产业结构高级化与合理化仍主要依赖自身发展路径。产业结构高级化对绿色全要素生产率提升的解释力高于产业结构合理化的解释力。随着期数的增加, 产业结构高级化与绿色全要素生产率提升的相互解释力逐渐上升。

关键词: 资源型城市; 绿色全要素生产率; 产业结构高级化; 产业结构合理化

党的十八大以来, 习近平总书记多次强调推动经济高质量发展。2018年3月习总书记在参加十三届全国人大一次会议内蒙古代表团审议时做出重要论断, 即“要把重点放在推动产业转型升级上”。2020年6月, 习近平总书记在宁夏考察时再次强调“要坚持不懈推动高质量发展, 加快转变经济发展方式, 加快产业转型升级, 加快新旧动能转换, 推动经济发展实现量的合理增长和质的稳步提升”。显然, 新时代改造传统产业、发展新兴产业、实现产业转型升级、带动经济高质量发展成为我国区域发展中必须解决的关键问题。

围绕产业转型升级与绿色全要素生产率提升的关系, 学术界还存在争论, 概括起来主要有两种观点: 一种观点认为产业转型升级会带来生产效率的提升。Kuznets^[1]和Kaldor^[2]提出劳动力在各个产业间的转移可反映产业转型速度, 并认为第一产业向第二、三产业转移的过程会导致生产效率的提升; 李平^[3]通过分析发现, 促进产业转型是提高生产率的重要途径, 鲁志国等^[4]的研究也支持了这一观点; 曾国平等^[5]认为产业转型导致的生产率提高存在滞后期; 史丹等^[6]认为产业转型升级有助于提高生产率, 但会扩大我国区域

收稿日期: 2021-01-31; 修订日期: 2021-03-25

基金项目: 国家社会科学基金项目 (18BJY061)

作者简介: 李博 (1981-), 男, 天津人, 博士, 副教授, 博士生导师, 主要从事城市与区域经济研究。

E-mail: mg2011818@126.com

通讯作者: 孙威 (1975-), 男, 河南开封人, 博士, 岗位教授, 副研究员, 主要从事经济地理与区域发展研究。

E-mail: sunw@jgsnrr.ac.cn

经济差距。另一种观点认为,产业转型升级并不必然导致生产率的提升,甚至会造成生产率的下降^[7]。于斌斌^[8]研究发现我国产业结构“服务化”倾向(即本文所指的“高级化”)是导致中国经济进入“结构性减速”的重要原因;杨向阳等^[9]得到了相似的结论,即认为产业结构服务化并不能带来全要素生产率的必然增长,但工业化与服务业高级化有利于提高全要素生产率。因此,产业转型升级可能受产业差别和区域差异的限制^[10]。李学兰等^[11]、朱风慧等^[12]、韩晶等^[13]通过实证研究也证明了这一点,并建议实施产业转型差别化政策。另外,还有部分学者认为产业转型升级与生产率的提高存在门槛效应。柯善咨等^[14]研究发现产业结构影响城市生产率取决于城市规模,当达到一定的门槛规模时,城市生产率才可以从产业结构升级中获益。毛丰付等^[15]、孙学涛等^[16]指出,当产业结构升级达到一定水平将会促进生产率增长,而当超过这一门槛值时,产业结构的高级化将会反作用于生产率增长。范庆泉等^[17]通过研究证实了环境污染政策在产业转型升级促进生产率提高中的门槛作用。

总结已有文献可以发现:一是,虽然已有研究对两者关系进行了分析,但涉及资源型城市的研究还较少。资源型城市转型问题是我国高度重视的问题,其发展较一般城市有其特殊性,且经济发展更依赖于资源保障能力,因此其产业转型升级促进经济高质量发展的效果可能存在差异性。换言之,当地方经济与资源强关联时,产业转型升级对推进全要素生产率提升的效果可能不同。二是,鲜有研究关注产业转型升级与全要素生产率提升之间的互动关系,大部分是产业转型升级促进生产率的单向研究,如基于时间序列的回归、门槛回归效应、空间面板计量研究等。本文认为,产业转型升级与全要素生产率提升之间可能存在双向互动关系,并通过面板向量自回归模型予以解答。三是,已有研究多为传统测度全要素生产率的方法。随着我国对绿色发展理念倡导力度的不断增大,将环境污染纳入全要素生产率的综合测算符合推进资源型城市绿色发展、建设“美丽中国”的题中要义,对于衡量新时代资源型城市高质量发展也更具现实意义。综上所述,本文的主要贡献在于:一是针对产业转型升级与绿色全要素生产率提升之间的互动关系进行了实证研究,填补了现有研究的空白。二是采用产业结构高级化和合理化指标、GML指数、PVAR模型进行了计量分析,这些方法的组合和涉及的指标选取较为科学,进一步增强了对资源型城市经济高质量发展现状、产业转型升级与绿色全要素生产率提升关系分析的可靠性。因此,本文对推进资源型城市高质量发展具有重要的理论价值和现实意义。

1 研究方法 with 数据来源

1.1 研究对象

根据2013年国务院出台的《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,中国有262个资源型城市。由于资源型城市中的地级市发展历史较长,规模与经济总量较大,发展压力较突出,对经济转型与高质量发展的要求更迫切。因此,本文选取地级资源型城市作为研究对象。由于各盟州首府的统计数据存在完整性与可得性方面的问题,因此本文研究对象为116个地级资源型城市。

1.2 研究方法

1.2.1 产业结构高级化: W 值

根据已有研究,产业转型升级可以通过产业结构高级化和产业结构合理化衡量^[18,19]。

其中,产业结构高级化是指随着经济增长,产业结构相应地发生规律性变化的过程,主要表现为三次产业比例沿着第一、二、三产业的顺序不断上升^[20]。为此,定义产业结构高级化变化值 W 如下: 首先将三次产业划分为三个部分, 每一个部分增加值占 GDP 的比例作为空间向量中的一个分量, 从而构成一组三维向量 $X_0=(x_{1,0}, x_{2,0}, x_{3,0})$ 。然后分别计算 X_0 与产业由低层次到高层次排列的向量 $X_1=(1, 0, 0)$ 、 $X_2=(0, 1, 0)$ 、 $X_3=(0, 0, 1)$ 的夹角 θ_1 、 θ_2 、 θ_3 :

$$\theta_j = \arccos \left[\frac{\sum_{i=1}^3 (x_{i,j} \times x_{i,0})}{\left[\sum_{i=1}^3 (x_{i,j}^2) \right]^{1/2} \times \left[\sum_{i=1}^3 (x_{i,0}^2) \right]^{1/2}} \right], \quad j=1, 2, 3 \quad (1)$$

其次, 定义产业结构高级化值 W 的计算公式如下:

$$W = \sum_{K=1}^3 \sum_{j=1}^k \theta_j \quad (2)$$

1.2.2 产业结构合理化: 产业结构泰尔指数

产业结构合理化是指某个地区各个产业之间的资源要素配置的合理化程度。借鉴于春晖等^[21]的做法, 通过改进的产业结构泰尔指数来衡量地区产业结构合理化, 其公式为:

$$indr = \sum_{j=1}^3 \frac{Y_{i,j,t}}{Y_{i,t}} \times \ln \left(\frac{\frac{Y_{i,j,t}}{Y_{i,t}}}{\frac{L_{i,j,t}}{L_{i,t}}} \right), \quad j=1, 2, 3 \quad (3)$$

式中: $\frac{L_{i,j,t}}{L_{i,t}}$ 表示第 j 产业就业人数在总就业人数中的占比 (%); $\frac{Y_{i,j,t}}{Y_{i,t}}$ 表示第 j 产业产值在总产值中的占比 (%); $indr$ 为产业结构非均衡状态程度, $indr$ 越大, 产业结构越不合理。

1.2.3 DEA-Global Malmquist-Luenberger 指数: GML

针对传统 ML 指数在测度跨期方向性距离函数时可能面临着潜在的线性规划无解和非传递性问题, 采用 Oh^[22]的思路构建的 GML (Global Malmquist-Luenberger) 指数衡量生产率指数及其分解项。设研究总期数为 T , 利用各个城市第 t 期的投入和产出值, 构造生产可行集合:

$$\begin{cases} \bar{D}(k, l, e, g_y, g_b) = \max \beta \\ \text{s.t.} \sum_{n=1}^N \lambda_n k_n \leq k' \sum_{n=1}^N \lambda_n l_n \leq l' \sum_{n=1}^N \lambda_n e_n \leq e' \sum_{n=1}^N \lambda_n y_n \leq y' + \beta g_y \\ \sum_{n=1}^N \lambda_n b_n \leq b' - \beta g_b \\ \sum_{n=1}^N \lambda_n = 1 \quad \lambda_n \geq 0 \quad \beta \in [0, 1] \end{cases} \quad (4)$$

式中: \bar{D} 表示方向性距离函数; β 表示期望产出最大化、投入和非期望产出最小化; k 、 l 、 e 分别表示资本、劳动、能源三种要素投入; y 表示期望产出; b 表示非期望产出, 具体指标如表 1 所示; $g=(g_y, g_b)$ 表示方向向量; λ_n 表示构建生产函数时分配给决策单元的权重, 其和为 1, 生产函数是规模报酬可变的, 公式如下:

$$GML = \frac{1 + \bar{D}^G(k^t, l^t, e^t, y^t, b^t)}{1 + \bar{D}^G(k^{t+1}, l^{t+1}, e^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \quad (5)$$

$$GEC = \frac{1 + \overline{D'}(k', l', e', y', b')}{1 + \overline{D'^{t+1}}(k^{t+1}, l^{t+1}, e^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \tag{6}$$

$$GTC = GML / GEC \tag{7}$$

当 $GML > 1$ 时，生产率提高；反之，生产率不变或降低。 GML 指数可分解为技术效率变化指数 (GEC) 和技术进步指数 (GTC)。若 $GEC > 1$ ，对生产率的提升为推动作用；若 $GEC \leq 1$ ，则抑制了生产率的提高。若 $GTC > 1$ ，决策单元通过技术进步推动了生产率的提升；若 $GTC \leq 1$ ，决策单元的技术进步抑制了生产率的提升。在绿色全要素生产率提升的指标选取上，根据现有研究，从资本、劳动、能源三个角度选取投入变量（表1）。其中，固定资本存量采用永续盘存法进行估算，计算公式如下：

$$K_t = K_{t-1} \times (1 - \delta) + I_t / p_t \tag{8}$$

式中： δ 为折旧率，取9.6%； p_t 为以2000年为基期计算的固定资产投资价格指数。基期省份的固定资本存量参考张军等^[23]的计算结果，其次参考陈伟等^[24]的研究，首先得到各个省份2000年固定资本存量数据，然后利用各城市固定资产投资总额占省份比例与相应省份固定资本存量的乘积得到各城市基期的固定资本存量。对于能源投入变量的选取，已有研究^[25,26]认为，用电量可作为能源消费的指标，一方面在于电力需求的GDP弹性值非常接近能源需求的GDP弹性值。另一方面在于煤炭和石油的供需在中国的能源生产和消费总量中被明显低估，而由计算机直接读取的能源消耗数据较为准确。因此，本文将全社会用电量作为替代变量。劳动力投入采用单位从业人员指标进行衡量。非期望产出包括工业SO₂排放量、工业烟尘排放量、工业废水排放量。通过对三种非期望产出指标选用熵权法确定权重，然后对原始数据进行归一化处理，通过赋权来进行环境污染程度的综合衡量。

表1 资源型城市绿色全要素生产率提升的投入产出指标选取

Table 1 Selection of input-output indicators for green total factor productivity in resource-based cities		
一级指标	二级指标	具体数据
投入	资本要素	固定资本存量
	劳动力要素	年末单位从业人员
	能源要素	全社会用电量
产出	期望产出	地区生产总值
	非期望产出	工业SO ₂ 排放量
		工业烟尘排放量
		工业废水排放量

1.3 数据来源

由于2003年以前数据缺失情况较多，本文选取的数据时间跨度为2003—2018年，数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《国民经济和社会发展统计公报》和地方统计局网站。对原始数据中少量缺失的数据采用了均值插补法，所有涉及价格的指标均以2003年为基期进行了平减。

2 结果分析

2.1 产业转型升级与绿色全要素生产率提升演变特征分析

2.1.1 产业转型升级的特征

资源型城市产业结构高级化呈现不断上升的趋势，这在一定程度上体现了资源型城市整体产业发展逐渐呈现多元化的趋势。产业结构泰尔指数大体经历了倒“V”型的发展过程，以2012年为峰值，之后呈现逐渐下降的趋势，体现了政策因素在产业转型升级中的作用（图1），但总体而言，改善进展仍然较为缓慢。

具体来看,以产业结构合理化为横轴,以产业结构高级化为纵轴,通过二维象限法将其划分为四类(图2)。其中,I类有50座城市,这类城市的产业结构高级化较好且产业结构合理化也较好,约占总数的43.10%。II类有15座城市,这类城市的产业结构高级化较好但产业结构合理化一般,约占总数的12.93%。III类有12座城市,这类城市的产业结构高级化一般但产业结构合理化较好,约占总数的10.34%。IV类有39座城市,这类城市的产业结构高级化一般且产业结构合理化也一般,约占总数的33.62%。总体而言,尽管I类城市占总数的比例最大,但仍有56.9%的资源型城市属于产业结构高级化和合理化不同步或双低的状态,这可能是因为资源型城市整体产业发展环境较差,主要体现在投资结构倚重于资源产业,阻碍了服务业和新兴产业的发展,因而在国家倡导新能源与资源逐渐耗尽的情况下,多数资源型城市较难提供有利于产业转型升级的环境。

2.1.2 绿色全要素生产率及其分解项演变特征

通过对DEA-GML指数测算可知,2003—2018年有67座资源型城市的绿色全要素生产率变动GML指数大于1。可见,大部分资源型城市的绿色全要素生产率实现了正增长。但其中只有25座资源型城市绿色全要素生产率年均增长超过1%(表2)。总体来看,大多数资源型城市绿色全要素生产率增长较为缓慢,这也体现了由于当前资源型城

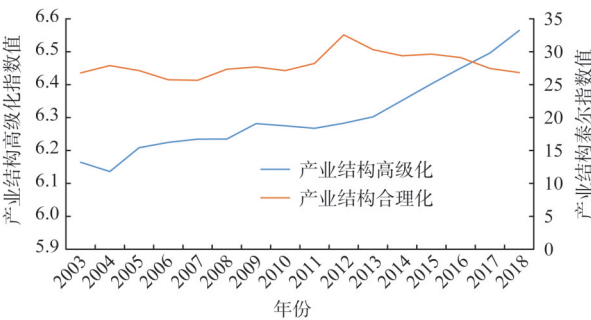


图1 产业结构高级化与合理化的发展趋势
Fig. 1 Trend of industrial structure advancement and rationalization

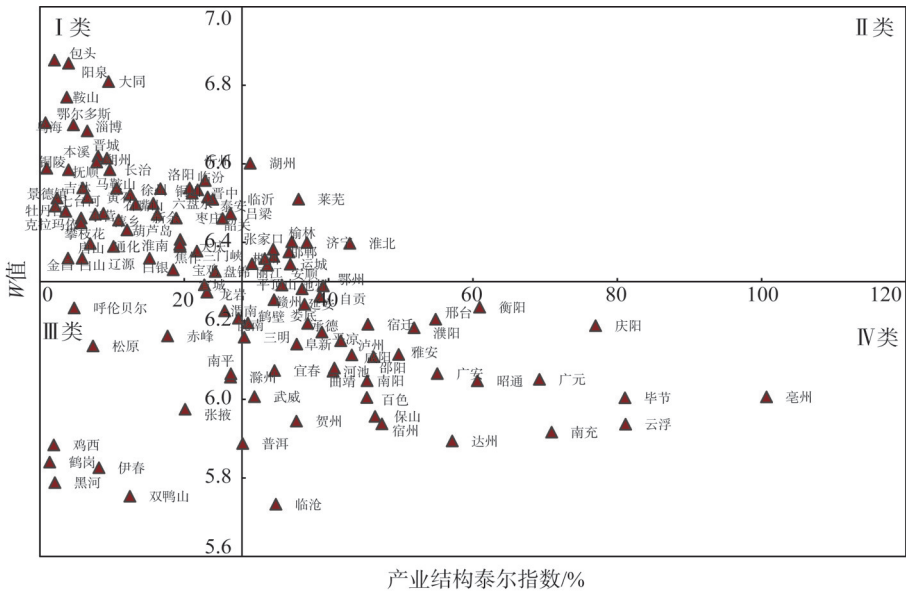


图2 2003—2018年资源型城市产业结构高级化、合理化平均值分类
Fig. 2 Classification of the average value of industrial structure advancement and rationalization of resource-based cities in 2003-2018

表2 2003—2018年资源型城市绿色全要素生产率GML指数

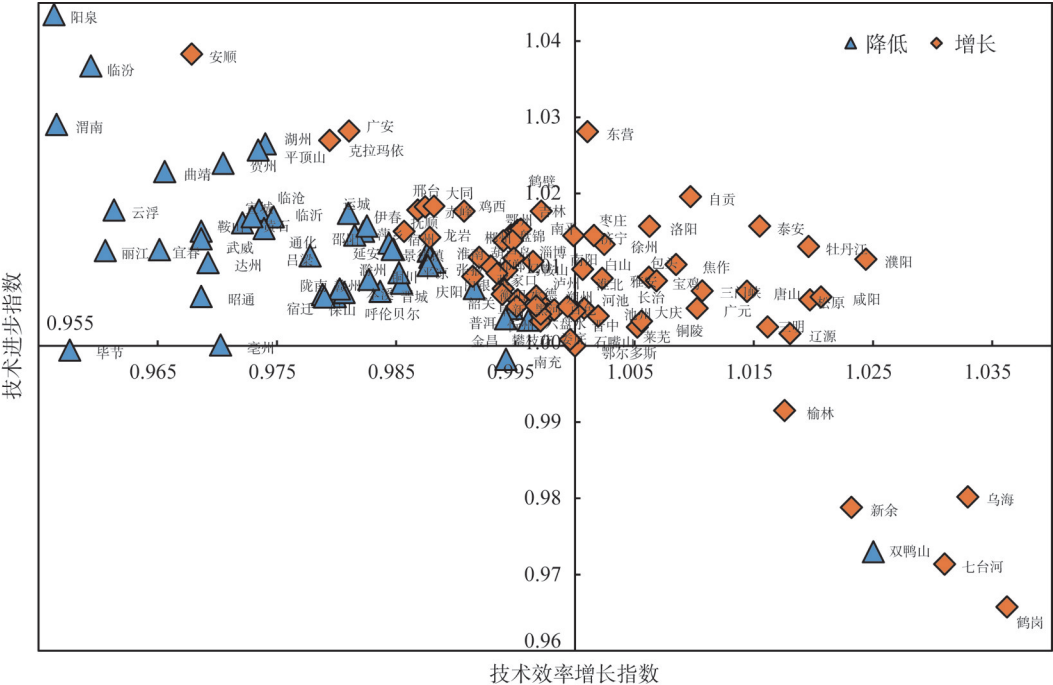
Table 2 GML index of green total factor productivity of resource-based cities in 2003-2018

排名	城市	GML	排名	城市	GML	排名	城市	GML	排名	城市	GML
1	濮阳	1.0361	30	盘锦	1.0085	59	攀枝花	1.0013	88	铜川	0.9947
2	牡丹江	1.0329	31	鸡西	1.0082	60	阜新	1.0012	89	临汾	0.9946
3	泰安	1.0315	32	南平	1.0077	61	鹤岗	1.0008	90	贺州	0.9937
4	自贡	1.0295	32	莱芜	1.0077	62	衡阳	1.0006	91	平凉	0.9936
5	东营	1.0292	34	南阳	1.0075	63	抚顺	1.0005	92	南充	0.9925
6	咸阳	1.0272	35	淄博	1.0063	63	白银	1.0005	93	滁州	0.9913
7	松原	1.0259	35	邢台	1.0063	65	石嘴山	1.0004	94	临沂	0.9912
8	洛阳	1.0220	37	晋中	1.0059	65	娄底	1.0004	95	临沧	0.9908
9	唐山	1.0217	38	克拉玛依	1.0058	67	忻州	1.0002	96	本溪	0.9907
10	辽源	1.0197	39	池州	1.0057	68	鄂尔多斯	1.0000	97	宣城	0.9894
11	焦作	1.0193	40	大同	1.0055	68	淮南	1.0000	98	吕梁	0.9893
12	三明	1.0187	41	安顺	1.0049	70	湖州	0.9999	99	通化	0.9889
13	三门峡	1.0180	42	淮北	1.0045	71	金昌	0.9996	100	黄石	0.9878
14	枣庄	1.0161	42	大庆	1.0045	72	六盘水	0.9995	101	曲靖	0.9877
15	徐州	1.0158	44	赤峰	1.0044	73	晋城	0.9993	102	呼伦贝尔	0.9876
16	宝鸡	1.0155	45	马鞍山	1.0042	74	庆阳	0.9990	103	赣州	0.9875
17	包头	1.0153	46	葫芦岛	1.0035	74	韶关	0.9990	104	保山	0.9862
18	广元	1.0152	47	邯郸	1.0034	76	平顶山	0.9984	105	陇南	0.9854
19	鹤壁	1.0148	48	朔州	1.0033	77	张掖	0.9981	106	宿迁	0.9853
20	济宁	1.0144	49	泸州	1.0031	77	运城	0.9981	107	渭南	0.9843
21	乌海	1.0125	50	黑河	1.0030	79	伊春	0.9980	108	鞍山	0.9832
22	雅安	1.0112	51	张家口	1.0029	80	阳泉	0.9979	109	武威	0.9823
23	吉林	1.0107	52	百色	1.0027	81	普洱	0.9977	110	达州	0.9798
23	白山	1.0107	53	长治	1.0020	81	宿州	0.9977	111	云浮	0.9785
25	鄂州	1.0103	54	河池	1.0019	83	双鸭山	0.9973	112	宜春	0.9773
26	郴州	1.0091	54	龙岩	1.0019	83	景德镇	0.9973	113	昭通	0.9749
27	榆林	1.0090	56	新余	1.0015	85	延安	0.9971	114	丽江	0.9726
28	铜陵	1.0088	56	七台河	1.0015	86	萍乡	0.9970	115	亳州	0.9704
29	广安	1.0087	58	承德	1.0014	87	邵阳	0.9958	116	毕节	0.9571

市产业层次和产品附加值较低而导致绿色经济处于较弱势的地位。

从绿色全要素生产率GML指数的分解项可知(图3),有24座资源型城市既通过技术效率提高又通过技术进步促进了绿色全要素生产率的增长,有38座资源型城市仅通过技术进步促进了绿色全要素生产率的增长,有45座资源型城市尽管技术进步指数大于1,但由于技术效率未得到改善使绿色全要素生产率未实现增长或处于下降状态。此外,还有4座城市由于技术进步方面原因导致绿色全要素生产率未能有效改善,同时有5座资源型城市仅通过技术效率的提高促进了绿色全要素生产率的增长。

总体而言,通过观察绿色全要素生产率GML指数及其分解项可知,资源型城市的绿色全要素生产率的增长原因存在差异性,多数资源型城市是由于技术效率未得到改善使绿色全要素生产率的增长滞缓。这可能是由于先进的绿色产业链管理水平存在显著外部性,因



注：橙色标签代表绿色全要素生产率增长，蓝色标签代表绿色全要素生产率降低。

图3 资源型城市绿色全要素生产率分解项情况

Fig. 3 Decomposition of green total factor productivity in resource-based cities

而一旦少数先进城市技术管理水平处于较领先的地位，将会导致资源型城市竞相模仿，然而由于资源型城市的特殊性，此举可能会限制绿色产业链管理水平的提升。因此，实现绿色全要素生产率提升的重点在于各城市根据自身情况，优化资源配置水平，提高技术效率。

2.2 产业转型升级与绿色全要素生产率提升的互动关系分析

2.2.1 模型构建

通过前文分析可知，资源型城市产业转型升级与绿色全要素生产率提升存在不同的变化特点，为了更好地促进资源型城市经济高质量发展，运用PVAR模型对两者关系进行实证检验。PVAR模型相对于时间序列模型而言，不仅能使观测样本数据成倍扩大，降低多重共线性的影响，而且能够控制横截面的异质性，减少估计值的偏差程度^[27,28]。为了进一步分析中国资源型城市产业转型升级与绿色全要素生产率提升的互动关系，基于前文测算出来的产业结构合理化与高级化、绿色全要素生产率提升进行PVAR模型分析^①，建立如下PVAR模型：

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \tag{9}$$

式中： $i=1, 2, 3, \dots, N$ ； $t=1, 2, 3, \dots, T$ ，即样本包含有 N 个城市，时间跨度为 T 的观测值； μ_i 是第 i 个城市的固定效应，表示不可观察的异质性； β_0 和 β_i 分别为常数项和滞后内生变量的估计系数；内生变量的滞后阶数为 q ； ϵ_{it} 为PVAR模型的残差； $Y_{i,t}$ 为随时间和地区变化的内生变量，包括产业结构高级化（ W 值）、产业结构合理化（产业结构泰尔

① 为了使数据具有可比性，将产业结构高级化与合理化进行了相比上一年的指数计算。

指数)和绿色全要素生产率变动指数(*GML*)三个变量; $Y_{i,t-j}$ 为各内生变量的滞后*j*期。

2.2.2 实证结果分析

(1) 面板单位根检验与滞后期选择

对面板数据进行单位根检验,三个变量*p*值均小于0.01,在1%的水平上强烈拒绝存在单位根的原假设(表3)。因此,绿色全要素生产率提升、产业结构高级化、产业结构合理化序列是平稳的。采取AIC准则、BIC准则、HQIC准则可以确定PVAR模型分析的最优滞后阶数(表4)。研究结果表明,对资源型城市的研究选择滞后3期最合适。

(2) PVAR模型的GMM估计结果

通过对滞后阶数的选取,进行Helmert变换,保证滞后变量与被解释变量正交,并且与残差项无关,从而可以采用滞后变量作为工具变量进行GMM广义矩估计。具体结果见表5。

首先,从绿色全要素生产率提升对自身的影响看,其滞后期对自身的影响存在负向作用,出现这种现象的原因可能是,在一定的技术条件下,经济增长存在极限。伴随资源与环境约束力的增强,绿色全要素生产率的增长率会逐渐放缓。同时也验证了资源型城市当前存在的“资源诅咒”、路径依赖等问题^[29-31],导致产业结构单一与接续产业发展乏力^[32,33],从而使其原有粗放型、投资拉动型的增长模式难以为继,若不及时转型,绿色全要素生产率将会持续下降。其次,从产业转型升级对自身的影响看,产业结构高级化滞后期均存在正向影响,产业结构合理化滞后3期存在正向影响。最后,从三者之间互动关系可以看出,产业结构合理化滞后1期、2期对绿色全要素生产率的提升呈显著促

表3 面板数据的单位根检验

Table 3 Unit root test of panel data

单位根检验方法	LLC	IPS
<i>GML</i>	-25.50***	-23.30***
<i>W</i> 值	-21.01***	-16.22***
产业结构合理化	-120.00***	-120.00***

注:括号外为*t*值,***代表在1%的水平上拒绝原假设。

表4 三种信息准则测算结果

Table 4 Test results of three information criteria

滞后阶数	三种信息准则测算值		
	AIC	BIC	HQIC
1	-2.60	-1.34	-2.13
2	-2.95	-1.58	-2.44
3	-3.50*	-1.99*	-2.93*
4	-3.43	-1.75	-2.80

注:*代表最佳滞后期。

表5 基于面板向量自回归模型的GMM参数估计

Table 5 GMM parametric estimation based on panel vector autoregressive model

被解释变量	h_ <i>GML</i>	h_ <i>W</i> 值	h_产业结构泰尔指数
L.h_ <i>GML</i>	-0.336***	0.002	0.184
L.h_ <i>W</i> 值	0.329	0.469***	-3.469
L.h_产业结构泰尔指数	-0.003***	0.000	0.014
L2.h_ <i>GML</i>	-0.141***	0.009***	0.398**
L2.h_ <i>W</i> 值	0.364	0.336***	-1.159
L2.h_产业结构泰尔指数	-0.002***	0.000***	-0.005
L3.h_ <i>GML</i>	-0.076**	0.015***	-0.110
L3.h_ <i>W</i> 值	0.469**	0.230***	3.595
L3.h_产业结构泰尔指数	0.000***	0.000**	0.000**

注: *、**、***分别表示参数的估计值在10%、5%、1%的统计水平上显著。

进作用,而其滞后3期对绿色全要素生产率的提升存在一定抑制作用但作用较小。绿色全要素生产率 GML 指数滞后2期对产业结构合理化呈显著抑制作用,其原因可能在于绿色全要素生产率的提高会减少对劳动力的需求,从而使产业部门之间劳动力资源再配置,从而抑制了产业结构合理化的提升;产业结构高级化滞后3期对绿色全要素生产率的提升呈显著促进作用,绿色全要素生产率 GML 指数滞后2期、3期对产业结构高级化影响为显著促进作用。产业结构合理化滞后2期、3期对产业结构高级化影响呈显著抑制作用,反过来影响则不显著,这可能是因为劳动资源再配置的过程中并未摆脱原有的资源依赖,因此也没能打破原有的低级均衡状态和带动产业向高级化方向调整。

总体上看,研究结果证实了资源型城市“资源诅咒”的存在,支持了产业转型升级促进绿色全要素生产率增长的观点,同时也发现了绿色全要素生产率提升对产业转型升级的反向作用的复杂关系,在短期内绿色全要素生产率提升对产业结构合理化形成负面影响,但对产业结构高级化形成促进作用。此外,产业转型升级过程中产业结构合理化不利于产业结构高级化,存在着矛盾的作用关系,因此在调整过程中需要注重两者的平衡。

(3) 脉冲响应分析

基于上述研究结论,通过脉冲响应函数进一步对变量之间的动态传导路径进行分析。脉冲响应函数是用来衡量随机扰动项的一个标准差的冲击对其他变量当前和未来取值的影响轨迹,能比较直观地刻画出变量之间的动态交互作用和效应,并从动态反应中判断变量间的时滞关系,从而判断出变量之间的传导机制。通过给予变量1个标准差的冲击,使用蒙特卡罗模拟500次得到脉冲响应函数图,并给出了95%的置信区间(图4)。

其中,横轴表示冲击反应的响应期数,滞后期为6,纵轴表示内生变量对于冲击的响应程度。从图4可以看出,本文研究的资源型城市各变量之间的脉冲响应基本呈收敛趋势,效果较好。限于篇幅,对于脉冲响应图结果的描述仅涉及具有显著意义的变量关系。

① 绿色全要素生产率的提升受到产业结构泰尔指数的1个标准差冲击作用后,在第0~2期均为负效应,第1期的负效应达到峰值,第3~4期为微弱的正效应,之后趋近于0。产业结构泰尔指数受到绿色全要素生产率 GML 指数1个标准差冲击作用后,仅在第1~2期之间有短暂的正效应,之后收敛。这是由于前期产业结构泰尔指数的下降促进了资源配置的利用最大化,有利于绿色全要素生产率的提升,但两者之间同时存在动态关系,产业结构的长期静态性的合理化配置并不利于绿色全要素生产率的提高,应是逐渐向高级化方向发展的动态均衡过程。② 当绿色全要素生产率受到产业结构高级化一个标准差的冲击后,总体呈正向作用,而当产业结构高级化受到绿色全要素生产率 GML 指数1个标准差冲击作用后,在第2期之后表现为持续且稳定的正效应,说明应该鼓励产业结构高级化以提高绿色全要素生产率。反映产业结构合理化的泰尔指数对产业结构高级化从第2期开始经历了较为明显的正效应,表明当前资源型城市产业结构还处于较低水平,这种从低级均衡状态向高级均衡状态的过渡期所导致的产业结构合理化上升是并未对于产业结构高级化产生有利影响。从对自身的脉冲响应可以看出,绿色全要素生产率提升受自身冲击一开始为正效应,但之后很快转变为负效应,在第2期之后逐渐趋于0。产业结构泰尔指数受到自身1个标准差冲击后在第0~1期均为负效应,之后趋于0。产业结构高级化对自身的冲击作用始终为正效应。

(4) 方差分解

为了揭示产业转型升级与绿色全要素生产率提升的互动关系的未来变化趋势,分别

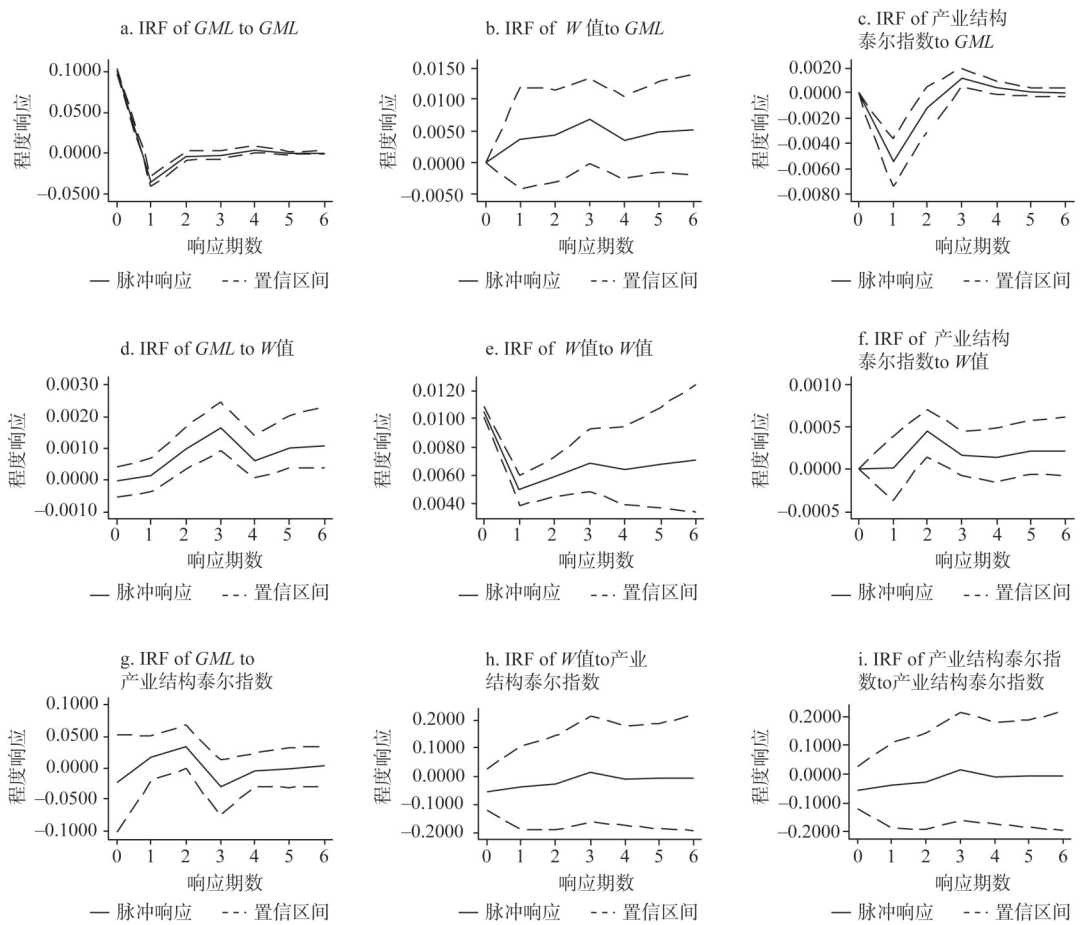


图4 脉冲响应分析

Fig. 4 Impulse response analysis diagram

选取5个和10个预测期进行方差分解预测（表6）。

根据方差分解结果，从资源型城市整体来看，绿色全要素生产率提升、产业结构高级化、产业结构合理化均主要依赖于自身的发展路径，但三者之间互有一定的解释力。主要存在以下特点：资源型城市产业结构高级化对绿色全要素生产率提升的解释力高于产业结构合理化对绿色全要素生产率提升的解释力。随着期数的升高，产业结构高级化与绿色全要素生产率提升相互解释力有上升趋势，这是由于我国资源型城市总体还处于劳动力市场与绿色经济结构调整严重不匹配的状态，两者关系的不均衡制约了产业结构的合理化，导致对绿色全要素生产率的促进作用较低。然而，产业结构高级化是资源型

表6 方差分解结果

被解释变量	s=5			s=10		
	GML	W值	泰尔指数	GML	W值	泰尔指数
GML	0.989	0.015	0.001	0.978	0.018	0.001
W值	0.008	0.984	0.002	0.020	0.981	0.002
泰尔指数	0.003	0.001	0.997	0.003	0.001	0.997

城市从生产率较低的资源部门转向生产率较高的绿色产业部门的过程,是资源型城市摆脱“资源诅咒”的重要途径,因此,产业结构高级化可直接促进绿色全要素生产率提高并随时间变化两者解释力有上升趋势。鉴于此,在未来促进资源型城市经济高质量发展过程中,应侧重于产业结构高级化以提升绿色全要素生产率,同时应将推进产业结构合理化作为重要任务,以尽快实现与绿色全要素生产率提升的良性互动。

3 结论与展望

3.1 结论

首先,以116个地级资源型城市为对象,利用二维象限法从产业结构高级化和合理化两个维度刻画了产业转型升级的现状,研究表明多数资源型城市集中在产业结构高级化和合理化不同步或双低的状态,说明资源型城市产业转型升级的步伐较慢,主要原因是反映产业结构合理化的泰尔指数在2012年之后经历了逐步下降的过程,虽然改善,但进展较为缓慢。

其次,考虑到绿色发展的要义,将环境污染物排放作为非期望产出纳入GML指数模型,对绿色全要素生产率的提升情况进行了测度与评价。研究结果表明:有67座资源型城市的绿色全要素生产率GML指数大于1,实现了正增长。但是,从总体看,资源型城市绿色全要素生产率增长较缓慢。通过绿色全要素生产率GML指数的分解项可知,多数资源型城市是由于技术效率未得到改善而使绿色全要素生产率的增长迟缓。

再次,利用PVAR模型实证分析了产业转型升级与绿色全要素生产率提升的互动关系。研究结果表明:资源型城市绿色全要素生产率GML指数滞后期对其自身的影响存在负向作用,验证了“资源诅咒”效应的存在。同时,通过脉冲响应分析可知,资源型城市长期的传导路径为绿色全要素生产率提升受到反映产业结构合理化的泰尔指数的负向冲击后,对产业结构高级化产生持续的积极作用,之后产业结构高级化不断对自身进行正向冲击作用,并进一步促进绿色全要素生产率提升。

最后,通过方差分解预测可知,未来绿色全要素生产率提升、产业结构高级化、产业结构合理化仍将主要依赖自身路径发展。但是,随着产业结构高级化、合理化与绿色全要素生产率提升之间持续性的相互影响,绿色全要素生产率提升与产业结构高级化“路径锁定”的问题将逐步得到缓解。从相互解释力的比较看,产业结构高级化对绿色全要素生产率提升的解释力高于产业结构合理化的解释力。随着期数的升高,产业结构高级化与绿色全要素生产率提升的相互解释力有上升趋势。

3.2 展望

资源型城市普遍面临转型发展的问題,产业结构的合理化和高级化符合产业转型升级的客观规律。在经济高质量发展的指标衡量上,反映绿色全要素生产率提升的GML指数相较于一般经济指标,不仅考虑了期望产出,还综合考虑了投入约束和环境污染约束,能够更好地反映现阶段经济高质量发展的内涵。本文基于我国116个地级资源型城市,在分析产业转型升级和绿色全要素生产率演化特征的基础上,进一步分析了两者之间的互动关系,丰富了已有研究关于两者关系的认知,也为更深入地研究资源型城市发展演化的规律提供了新思考。但是,我们的研究也存在可以进一步提升的空间。例如,根据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》可知,资源型城市可以分为成长型、成熟型、衰退型、再生型等不同类型,产业转型升级与绿色全要素生产率提升之间的关系是否在不同类型城市之间存在差异性,仍需要开展进一步的实证研究工作。

同时,两者关系是否随着时间的演化而发生规律性变化,如何精准识别其变化的拐点或临界点、揭示其内在的演化规律和驱动机制,特别是知识、技术、信息、创新、人力资本等新因素在其中发挥的影响和作用,都有待进一步探索。

参考文献(References):

- [1] KUZNETS S. Modern economic growth: Findings and reflections. *American Economic Review*, 1973, 63(3): 829-846.
- [2] KALDOR N. *Capital Accumulation and Economic Growth*. London: Palgrave Macmillan UK, 1961.
- [3] 李平. 提升全要素生产率的路径及影响因素: 增长核算与前沿面分解视角的梳理分析. *管理世界*, 2016, 32(9): 1-11.
[LI P. The path and influencing factors of improving total factor productivity: Combined analysis from the perspective of growth accounting and frontier decomposition. *Management World*, 2016, 32(9): 1-11.]
- [4] 鲁志国, 赵培阳. 金融效率、产业结构升级与全要素生产率的动态关系及区域差异研究: 以广东省为例. *经济问题探索*, 2020, 41(10): 94-109. [LU Z G, ZHAO P Y. Research on the dynamic relationship and regional differences of financial efficiency, industrial structure upgrade and total factor productivity: Taking Guangdong province as an example. *Inquiry into Economic Issues*, 2020, 41(10): 94-109.]
- [5] 曾国平, 彭艳, 曹跃群. 产业结构调整与全要素生产率增长实证分析. *重庆大学学报: 社会科学版*, 2015, 21(6): 77-85. [ZENG G P, PENG Y, CAO Y Q. Empirical analysis of industrial restructuring and total factor productivity growth. *Journal of Chongqing University: Social Science Edition*, 2015, 21(6): 77-85.]
- [6] 史丹, 李鹏, 许明. 产业结构转型升级与经济高质量发展. *福建论坛: 人文社会科学版*, 2020, 40(9): 108-118. [SHI D, LI, XU M. Industrial structure transformation and upgrading and high-quality economic development. *Fujian Forum: Humanities and Social Sciences Edition*, 2020, 40(9): 108-118.]
- [7] FASSIO C. CIS indicators and sectoral levels of production in Italy: 1995-2006. <https://conference.druid.dk/infosite/DRUID-Academy10%20Rebuild.pdf>, 2018-07-05.
- [8] 于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应: 基于中国城市动态空间面板模型的分析. *中国工业经济*, 2015, 32(12): 83-98. [YU B B. Economic growth effects of industrial restructuring and productivity improvement: Analysis of dynamic spatial panel model with Chinese city data. *China Industrial Economy*, 2015, 32(12): 83-98.]
- [9] 杨向阳, 潘妍, 童馨乐. 因地制宜: 产业结构变迁与全要素生产率. *北京工商大学学报: 社会科学版*, 2019, 34(2): 104-115. [YANG X Y, PAN Y, TONG X L. Adjustable to local conditions: Industrial structure change and total factor productivity. *Journal of Beijing Technology and Business University: Social Sciences Edition*, 2019, 34(2): 104-115.]
- [10] 余泳泽, 刘冉, 杨晓章. 我国产业结构升级对全要素生产率的影响研究. *产经评论*, 2016, 33(4): 45-58. [YU Y Z, LIU R, YANG X Z. Research on the impact of industrial structure upgrading to TFP in China. *Industry Economics Review*, 2016, 33(4): 45-58.]
- [11] 李学兰, 王海元. 产业结构升级提升了城市生产率吗? 基于空间计量模型的实证检验. *云南财经大学学报*, 2017, 33(2): 140-150. [LI X L, WANG H Y. Does the upgrading of industrial structure promote urban productivity? An empirical study based on the spatial econometric model. *Journal of Yunnan University of Finance and Economics*, 2017, 33(2): 140-150.]
- [12] 朱风慧, 刘立峰. 我国产业结构升级与经济高质量发展: 基于地级及以上城市经验数据. *云南财经大学学报*, 2020, 36(6): 42-53. [ZHU F H, LIU L F. Industrial structure upgrading and high-quality economic development of China: Based on the empirical data from prefecture-level cities and the above. *Journal of Yunnan University of Finance and Economics*, 2020, 36(6): 42-53.]
- [13] 韩晶, 孙雅雯, 陈超凡, 等. 产业升级推动了中国城市绿色增长吗?. *北京师范大学学报: 社会科学版*, 2019, 64(3): 139-151. [HAN J, SUN Y W, CHEN C F, et al. Has industrial upgrading promoted the green growth of Chinese cities?. *Journal of Beijing Normal University: Social Science Edition*, 2019, 64(3): 139-151.]
- [14] 柯善咨, 赵曜. 产业结构、城市规模与中国城市生产率. *经济研究*, 2014, 60(4): 76-88. [KE S Z, ZHAO Y. Industrial structure, city size and urban productivity in China. *Economic Research*, 2014, 60(4): 76-88.]
- [15] 毛丰付, 潘加顺. 资本深化、产业结构与中国城市劳动生产率. *中国工业经济*, 2012, 30(10): 32-44. [MAO F F, PAN J S. Capital deepening, industrial structure and labor productivity in Chinese cities. *China Industrial Economy*, 2012, 30(10): 32-44.]
- [16] 孙学涛, 王振华, 张广胜. 全要素生产率提升中的结构红利及其空间溢出效应. *经济评论*, 2018, 39(3): 46-58. [SUN

- X T, WANG Z H, ZHANG G S. The spatial spillover effect of industrial structure on total factor productivity. *Economic Review*, 2018, 39(3): 46-58.]
- [17] 范庆泉, 储成君, 高佳宁. 环境规制、产业结构升级对经济高质量发展的影响. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(6): 84-94. [FAN Q Q, CHU C J, GAO J N. The impact of environmental regulations and industrial structure upgrading on high-quality economic development. *China Population, Resources and Environment*, 2020, 30(6): 84-94.]
- [18] 林秀梅, 关帅. 环境规制推动了产业结构转型升级吗? 基于地方政府环境规制执行的策略互动视角. *南方经济*, 2020, 38(11): 99-115. [LIN X M, GUAN S. Does environmental regulation promote the transformation and upgrading of industrial structure? Based on strategic interaction of local government environmental regulation. *Southern Economy*, 2020, 38(11): 99-115.]
- [19] 张国建, 胡玉梅, 艾永芳. 地方政府债务扩张会促进产业结构转型升级吗. *山西财经大学学报*, 2020, 42(10): 69-82. [ZHANG G J, HU Y M, AI Y F. Will the expansion of local government debt promote the transformation and upgrading of industrial structure. *Journal of Shanxi University of Finance and Economics*, 2020, 42(10): 69-82.]
- [20] 付凌晖. 我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究. *统计研究*, 2010, 27(8): 79-81. [FU L H. An empirical research on industry structure and economic growth. *Statistical Research*, 2010, 27(8): 79-81.]
- [21] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响. *经济研究*, 2011, 46(5): 4-16, 31. [GAN C H, ZHENG R G, YU D F. Cyclical fluctuations and nonlinear dynamics of inflation rate. *Economic Research*, 2011, 46(5): 4-16, 31.]
- [22] OH D H. A global malmquist-luenberger productivity index. *Journal of Productivity Analysis*, 2010, 34(3): 183-197.
- [23] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000. *经济研究*, 2004, 50(10): 35-44. [ZHANG J, WU G Y, ZHANG J P. The estimation of China's provincial capital stock: 1952-2000. *Economic Research*, 2004, 50(10): 35-44.]
- [24] 陈伟, 吴群. 长三角地区城市建设用地经济效率及其影响因素. *经济地理*, 2014, 34(9): 142-149. [CHEN W, WU Q. Economic efficiency of urban construction land and its influential factors in Yangtze River Delta. *Economic Geography*, 2014, 34(9): 142-149.]
- [25] 秦炳涛. 中国区域能源效率研究: 地级市的视角. *世界经济文汇*, 2014, 58(1): 95-104. [QIN B T. Research on China's regional energy efficiency: The perspective of prefecture-level cities. *World Economic Papers*, 2014, 58(1): 95-104.]
- [26] 李博, 张文忠, 余建辉. 考虑环境约束的中国资源型城市全要素能源效率及其差异研究. *自然资源学报*, 2016, 31(3): 377-389. [LI B, ZHANG W Z, YU J H. A study on total factor energy efficiency and its difference in resource-based cities in China with consideration of environmental constraints. *Journal of Natural Resources*, 2016, 31(3): 377-389.]
- [27] LOVE I, ZICCHINO L. Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2006, 46(2): 190-210.
- [28] 连玉君. 中国上市公司投资效率研究. 北京: 经济管理出版社, 2009. [LIAN Y J. Research on the Investment Efficiency of Chinese Listed Companies. Beijing: Economic Management Press, 2009.]
- [29] 邵帅, 杨莉莉. 自然资源开发、内生技术进步与区域经济增长. *经济研究*, 2011, 46(s2): 112-123. [SHAO S, YANG L L. Natural resource exploitation, endogenous technological progress and regional economic growth. *Economic Research*, 2011, 46(s2): 112-123.]
- [30] 张馨, 牛叔文, 丁永霞, 等. 中国省域能源资源与经济增长关系的实证分析: 基于“资源诅咒”假说. *自然资源学报*, 2010, 25(12): 2040-2051. [ZHANG X, NIU S W, DING Y X, et al. An empirical analysis of the relationship between energy resources and economic growth in China's provinces: Based on the "Resource Curse" hypothesis. *Journal of Natural Resources*, 2010, 25(12): 2040-2051.]
- [31] 斯日吉楞楞, 毛培. 资源型地区自然资源对经济增长影响的实证分析: 基于2000—2016年中国重点煤炭城市样本. *自然资源学报*, 2019, 34(12): 2491-2503. [SI R, MAO P. Empirical analysis of the influence of natural resources on regional economic growth: Based on the sample of key coal cities in China from 2000 to 2016. *Journal of Natural Resources*, 2019, 34(12): 2491-2503.]
- [32] 湛东升, 吴倩倩, 余建辉, 等. 中国资源型城市房价时空变化与影响因素分析. *自然资源学报*, 2020, 35(12): 2888-2900. [ZHAN D S, WU Q Q, YU J H, et al. Spatiotemporal change and influencing factors of resource-based cities' housing prices in China. *Journal of Natural Resources*, 2020, 35(12): 2888-2900.]
- [33] 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. *自然资源学报*, 2020, 35(2): 269-283. [JIANG H N, ZHANG W Z, YU J H, et al. Spatial coupling of innovative milieu and industrial structure transformation of resource-based cities in Shanxi province. *Journal of Natural Resources*, 2020, 35(2): 269-283.]

Interaction mechanism between industrial transformation and upgrading and green total factor productivity improvement: An empirical study based on 116 China's prefecture-level resource-based cities

LI Bo^{1,2}, QIN Huan¹, SUN Wei^{2,3}

(1. School of Management, Tianjin University of Technology, Tianjin 300384, China;

2. Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, CAS, Beijing 100101, China;

3. School of Resources and Environment, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China)

Abstract: Advancing industrial transformation and upgrading and improving green total factor productivity are the key to promoting the high-quality development of resource-based cities in China. However, whether industrial transformation and upgrading can improve green total factor productivity has been controversial in academic circles. Focusing on 116 prefecture-level resource-based cities in China from 2003 to 2018, this paper analyzes the evolutionary characteristics and interactive relationship between industrial transformation and upgrading and green total factor productivity improvement. The results are as follows: (1) 56.9% of resource-based cities have implemented unsatisfactory industrial transformation and upgrading, and are in unbalanced state or double-low state between advanced and industrial structure rationalizations; 57.8% of resource-based cities have achieved positive growth in green total factor productivity, but the average annual growth rates of green total factor productivity in some resource-based cities increased slowly due to unimproved technological inefficiency. (2) The estimation results of PVAR model and impulse response show that there exists a time lag in the negative impact of green total factor productivity improvement on itself. At the same time, the long-term impact transmission mechanism is that after receiving the negative impact from the Theil index, an indicator to reflect industrial structure rationalization, the green total factor productivity improvement has a continuous positive effect on the industrial structure advancement. Then industrial structure advancement continuously imposes a positive effect on itself. (3) According to the analysis of variance decomposition forecast, green total factor productivity improvement, as well as industrial structure advancement and rationalization are mainly dependent on their own development paths. It can be seen that the explanatory power of the industrial structure advancement for green total factor productivity improvement is higher than that of the industrial structure rationalization. With the increase of periods, the mutual explanatory powers of both industrial structure advancement and green total factor productivity improvement gradually increase.

Keywords: resource-based cities; green total factor productivity; industrial structure advancement; industrial structure rationalization