

中国资源型城市“三生系统”耦合协调 时空分异演变及其影响因素分析*

窦睿音¹⁾ 张生玲²⁾ 刘学敏^{3)†}

(1)西安外国语大学旅游学院人文地理研究所, 710128, 陕西西安;

2)北京师范大学经济与资源管理研究院, 100875, 北京;

3)北京师范大学地理科学学部, 100875, 北京)

摘要 在构建资源型城市“三生系统”耦合协调发展评价指标体系的基础上,通过熵权法、耦合协调度模型、回归分析等,对中国104个资源型城市2001—2017年耦合协调发展时空演化特征及其影响因素进行系统分析. 结果发现:1)中国资源型城市“三生系统”的耦合协调度呈上升趋势,但是发展速率仍较慢;2)在空间变化上呈现“西南地区波动幅度较小、西北地区上升较快、华东地区零散波动、华北和东北起伏最大”的分布特征;3)经济增长、实际利用外资、科技、社会保障、教育与节能环保等要素投入增加对耦合协调起到明显促进作用,工业发展、空间扩张与单位GDP能耗上升对耦合协调起到显著制约. 资源型城市今后应该:加快打破传统资源产业的路径依赖,培育战略新兴产业、现代服务业等替代产业,深度参与国际产业分工;加强社会保障、教育事业和科学技术体系的建设;选择高效和集约的发展方式进行城市公共基础设施建设和土地开发;从技术层面改变经济发展方式和人民生活方式,从根本上减弱人类经济社会活动对于生态系统的影响.

关键词 资源型城市;“三生”系统;耦合协调;时空演变;影响因素

中图分类号 F062.1

DOI: 10.12202/j.0476-0301.2019287

随着经济增长过程中生产要素结构的不断调整,资源型城市面临着因资源枯竭而剧增的开采成本和外部竞争性,资源经济的发展动力逐渐不足^[1-3].早期的资源型产业多为粗放式发展,高投入、高能耗和高污染的发展模式给地区生态环境产生了巨大的负面影响,部分城市的生态压力已经超过了环境的“阈值”^[4-5].在面临经济不振、资源枯竭、生态恶化问题的基础上,受到长期机制体制的约束,高昂的社会沉淀成本也成为束缚资源型城市转型的主要阻力之一^[6].资源型城市经济系统、社会系统和环境系统发展失衡的问题愈发突出,成为可持续发展的主要阻力.

耦合协调发展可体现系统间及系统内部达到配合得当、和谐一致的程度,对于促进系统内部的良性循环,提升可持续发展水平具有重要的实践意义^[7].近年来被广泛应用于不同学科,在方法论上:王新星等^[8]利用耦合协调度模型分析京津冀地区城市外向度与耦合协调发展水平;戢晓峰等^[9]运用基于改进的

欧式距离耦合协调模型计算云南省城市化、区域经济、交通运输和旅游业之间的耦合协调关系;孙雪花等^[10]利用灰色关联分析法探讨了制造业与物流业的耦合协调发展.在不同学科之间:经济学研究技术与制造业^[11]、产业-人口-空间^[12]的耦合;地理学关注生态环境脆弱性与经济贫困之间^[13]、城镇化与工业化之间^[14]、旅游地快速交通优势度与旅游流强度^[15]等的耦合;管理学侧重区域绿色金融与生态环境^[16]的耦合.借鉴前人研究,耦合协调度模型为解决目前资源型城市内部经济社会与资源环境发展的不均衡问题,提供了研究思路与方法.

在党的十九大上,习近平总书记强调中国需要走“生产空间集约高效、生活空间宜居适度、生态空间山清水秀”的“三生道路”.针对资源型城市经济、社会和环境系统之间的不可持续问题,本文构建中国资源型城市生产、生活和生态“三生系统”指标体系,运用耦合协调度模型,探讨2001—2017年来中国资源型

* 国家重点研发计划课题资助项目(2016YFC0500805)

作者简介:窦睿音(1989—),男,博士,副教授.研究方向:资源经济与管理. E-mail: douruiyin0816@163.com

† 通信作者:刘学敏(1963—)男,博士,教授.研究方向:区域经济发展. E-mail: liuxuemin@bnu.edu.cn

收稿日期:2019-06-25

城市“三生系统”耦合协调发展的时空演化特征,并基于面板数据和耦合协调发展指标对影响“三生系统”耦合协调发展的具体因素进行分析,从而全面厘清目前中国资源型城市“三生系统”耦合协调发展现状,并为资源型城市今后的转型提供对策建议。

1 研究区概况与研究方法

1.1 研究区选择 2013年12月,国务院颁布的《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》(以下简称《规划》)正式出台,该《规划》首次明确中国具有262个资源型城市,其中包括126个地级市、62个

县级市、58个县(自治县、林区)、16个市辖区(开发区、管理区)等。

部分资源型地级市所辖的县级市或开发区同样被归为资源型城市,为避免重复计算,保证研究区域级别的一致性,本文仅以地级市为研究对象。同时,考虑指标的可获得性问题,近年兴起的资源型城市大都处于中国老少边穷地区,如新疆的巴音郭勒蒙古自治州、四川的凉山彝族自治州等,这类城市建制时间短,政府部门在逐年健全,早期的统计数据残缺较多。基于研究的严谨性,最终确定了104个地级资源型城市为最终研究对象(表1)。

表 1 本文具体研究对象

省份	研究对象	省份	研究对象	省份	研究对象
河北	邢台、承德、唐山、邯郸	安徽	淮南、淮北、宿州、亳州、池州、马鞍山、铜陵、滁州、宣城	四川	泸州、广元、广安、达州、攀枝花、自贡、雅安
山西	大同、阳泉、长治、晋城、朔州、晋中、运城、忻州、临汾、吕梁	福建	南平、龙岩、三明	贵州	六盘水
内蒙古	乌海、赤峰、鄂尔多斯、呼伦贝尔、包头	江西	萍乡、新余、赣州、宜春、景德镇	云南	昭通、保山、丽江
辽宁	阜新、抚顺、鞍山、本溪、盘锦、葫芦岛	山东	淄博、枣庄、济宁、泰安、东营、莱芜、临沂	陕西	铜川、咸阳、榆林、延安、宝鸡、渭南
吉林	辽源、白山、吉林、松原、通化	河南	洛阳、平顶山、鹤壁、焦作、南阳、濮阳、三门峡	甘肃	张掖、庆阳、白银、武威
黑龙江	鸡西、鹤岗、双鸭山、七台河、大庆、伊春、牡丹江、黑河	湖北	黄石、鄂州	宁夏	石嘴山
江苏	徐州、宿迁	湖南	衡阳、邵阳、娄底、郴州	新疆	克拉玛依
浙江	湖州	广东	韶关、云浮		

1.2 数据来源与指标体系构建

1.2.1 数据来源 选取2001—2017年104个资源型城市社会经济发展相关的面板数据指标。基础数据来自于2002—2018年《中国城市统计年鉴》、各市的统计年鉴、相应省份统计年鉴以及历年各城市国民经济和社会发展统计公报。

1.2.2 指标体系构建 关于“三生系统”协调发展和资源型城市可持续发展的指标构建方面已经取得了大量的研究成果^[17-19],在结合前人对二者研究的基础上,依据指标被使用频次以及指标的重要性和可获得性,结合资源型城市的转型发展特点,综合构建了包含目标层—准则层—指标层3个层次的资源型城市“三生系统”耦合协调发展评价指标体系(表2)。

1.2.3 数据标准化和指标权重计算 由于数据的量纲、数量级以及属性各有不同,必须排除由于各项指标的单位、含义以及其数量级不同所带来的影响,本文采取标准化处理对指标进行无量纲化处理^[12]。

首先应用全部数据组成初始矩阵

$$X = (x_{ij})_{nm}, i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, m.$$

式中 m 表示指标, n 表示城市数量, x_{ij} 表示第 i 个城市第 j 个指标值。本文的指标分为正向指标和负向指标,2类指标的无量纲化处理公式分别为

$$y_{ij} = \begin{cases} \frac{x_{ij} - x_{j\min}}{x_{j\max} - x_{j\min}}, & x_{ij} \text{ 为正向} \\ \frac{x_{j\min} - x_{ij}}{x_{j\max} - x_{j\min}}, & x_{ij} \text{ 为负向} \end{cases} \quad (1)$$

式中 $x_{j\min}$ 和 $x_{j\max}$ 分别表示 j 项指标的最小值和最大值。为了满足取对数的要求,全部指标平移处理,即

$$y'_{ij} = y_{ij} + 0.5. \quad (2)$$

本文采用熵权系数法确定指标权重,熵权法主要是对 n 个评价指标, m 个被评对象问题中,定义第 i 项指标的熵值为

$$g_i = -k \sum_{j=1}^m f_{ij} \ln f_{ij}, \quad (3)$$

式中 $f_{ij} = x_{ij} / \sum_{j=1}^m x_{ij}$, $k = 1 / \ln m$ 。定义了熵值后,指标 x_i 的权数为

$$w_i = \frac{1 - g_i}{n - \sum_{i=1}^n g_i}, \quad (4)$$

表2 资源型城市“三生系统”耦合协调发展评价指标体系

目标层	准则层	指标层	单位	功效性	权重		
生产系统		GDP增长率(X_1)	%	+	0.13		
		人均GDP增长率(X_2)	%	+	0.13		
		工业增加值占GDP比例(X_3)	%	-	0.13		
		第三产业增加值占GDP比例(X_4)	%	+	0.13		
		固定资产投资占GDP比例(X_5)	%	+	0.18		
		实际利用外资占GDP比例(X_6)	%	+	0.11		
		全员劳动生产率(X_7)	万元·人 ⁻¹	+	0.19		
耦合协调发展		城镇化水平(X_8)	%	+	0.17		
		建成区人口密度(X_9)	人·m ⁻²	+	0.14		
		生活系统	科技支出占GDP比例(X_{10})	%	+	0.11	
			社会保障支出占GDP比例(X_{11})	%	+	0.29	
			教育支出占GDP比例(X_{12})	%	+	0.29	
		生态系统		单位GDP能耗(X_{13})	t·万元 ⁻¹	-	0.32
				节能环保支出占GDP比例(X_{14})	%	+	0.20
建成区绿化覆盖率(X_{15})	%			+	0.24		
城市污水处理率(X_{16})	%			+	0.11		
生活垃圾无害化处理率(X_{17})	%			+	0.13		

式中 $1 - g_i$ 称为第*i*项指标的差异性系数,其值越大,则指标 x_i 在综合评价中的重要性就越强^[19-20]。

确定每个指标的权重后,可以计算出资源型城市历年来“三生系统”的综合发展水平,记为

$$U_i = \sum_{j=1}^m w_j z_{ij} \quad (5)$$

按照指标的系统不同,式(5)可以依次计算出资源型城市生产系统发展水平 U_1 、生活系统发展水平 U_2 和生态系统发展水平 U_3 。

1.3 耦合协调度评价方法

1.3.1 耦合度模型 耦合度用以表示 ≥ 2 个的系统紧密配合相互影响的作用关系^[13],借用耦合度函数,可以揭示资源型城市生产系统、生活系统和生态系统彼此之间的相互作用、相互影响的内在协同机制。耦合度函数表示为

$$C = \left[(U_1 \times U_2 \times U_3) / \left(\frac{U_1 + U_2 + U_3}{3} \right)^3 \right], \quad (6)$$

式中 C 表示耦合度,取值为0~1。值越大,耦合度越好,说明系统之间有序配合,紧密相关。

1.3.2 耦合协调度模型 耦合度函数的不足在于仅仅能够描述系统之间协调发展的程度,但是无法确定系统是在较高的水平上相互促进,还是在较低的水平上紧密联系。基于此,本文进一步引入耦合协调度函数,不仅能够反映系统之间的协调程度,还能体现协

调发展水平的阶段性^[18-19, 21]。即

$$D = \sqrt{C \times T}, \quad (7)$$

式中 $T = \alpha U_1 + \beta U_2 + \gamma U_3$, α 、 β 和 γ 分别表示生产系统、生活系统和生态系统重要程度的权数。本文认为三者同等重要,所以 α 、 β 和 γ 均为1/3。参照前人的研究^[17-18],具体的耦合协调度标准见表3。

表3 耦合协调度划分标准

耦合协调度	等级	耦合协调度	等级
0~0.15	完全不协调	>0.50~0.55	接近协调
>0.15~0.30	非常不协调	>0.55~0.60	较协调
>0.30~0.40	基本不协调	>0.60~0.70	基本协调
>0.40~0.45	较不协调	>0.70~0.85	非常协调
>0.45~0.50	接近不协调	>0.85~1.00	完全协调

1.4 面板数据回归模型 面板数据是同时在时间和截面空间上取得的二维数据。与截面数据相比大幅提高了样本容量,在线性回归模型的估计中,能有效缓解多重共线性,提高模型参数估计的精确度,尤其是当存在不可观测的异质性而引起内生性时,采用面板数据可以消除这种异质性,得到回归系数的一致估计^[22]。面板数据模型形式为

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta + u_{it}, \quad (8)$$

式中: i 表示截面数量, $i=1,2,\dots,n$; t 表示时间标示, $t=1,2,\dots,T$; x_{it} 是 $k \times 1$ 解释变量; β 是 $k \times 1$ 系数数量向量; α_i 是个体 i 不随时间改变的影响因素; u_{it} 是随着截面和时间变化的不可观测的影响因素^[23]. 本文以“三生系统”耦合协调度 D 作为被解释变量 (Y), 将耦合协调度评价指标中的各个因素 ($X_1 \sim X_{17}$) 作为解释变量, 实证分析使用数据为 104 个资源型城市 2001—2017 年共计 17 年的面板数据.

2 资源型城市“三生系统”耦合协调发展时空分异演化特征

2.1 基于资源型城市整体

1) 时间序列变化. 中国资源型城市“三生系统”2001—2017 年的耦合协调度发展变化趋势如图 1 所示. 总体呈上升趋势, 2001 年的耦合协调度发展水平最低, 发展指数仅为 0.43, 随着国家政策对于资源型城市投入力度不断加大, 中国资源型城市的生产、生活和生态系统持续调整, “三生系统”的耦合协调水平不断上升, 到 2017 年达到 0.54, 由 2001 年的较不协调逐渐优化到 2017 年的接近协调.

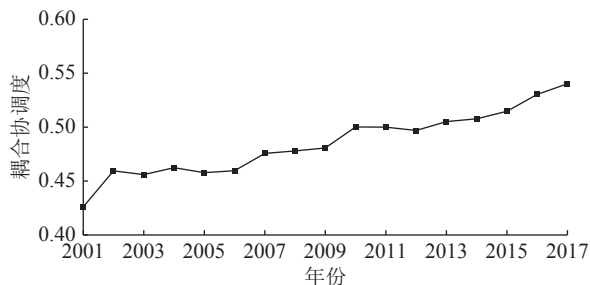


图 1 2001—2017 年资源型城市“三生系统”耦合协调度发展时间序列

由于中国资源型城市数量众多、资源类型多样、发展基础差异巨大, 近年来城市整体发展速率仍然较慢, 可归类分为 5 个阶段:

第 1 阶段为 2001—2002 年的起步期. 此阶段资源型城市仍然处于经济建设为第一要务的发展思路中, 部分已经进入衰退阶段的资源型城市也并未培育出新的经济增长极, 城市的生活系统和生态系统发展滞后, “三生系统”耦合协调度较低.

第 2 阶段为 2003—2006 年的缓慢上升期. 随着资源型城市各系统的发展矛盾日益突出, 经济基础较好的资源型城市开始注重完善城市基础设施、搭建社会公共服务体系以及治理城市生态环境, 推动了“三生系统”整体的耦合协调发展.

第 3 阶段为 2007—2009 年的抬升期. 2007 年底, 国务院发布《国务院关于促进资源型城市可持续发展

的若干意见》(国发[2007]38 号), 对于改善资源型城市与其他类型城市可持续发展的不均衡问题起到了重要的指导作用, 也进一步促进了资源型城市“三生系统”耦合协调度的提升.

第 4 阶段为 2010—2013 年的平稳期. 由于国际金融危机的持续扩散, 全球经济结构深化调整, 以资源为生产要素的低端能耗产业发展缓慢, 我国传统煤炭型和钢铁型等长期产能过剩的资源型城市经济发展严重下滑, 经济增长受阻直接阻碍了生活系统和生态系统的发展效率, 因而此阶段的“三生系统”基本处于停滞阶段.

第 5 阶段为 2014—2017 年的加速期. 2013 年底, 国务院发布《国务院关于印发全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020 年)的通知》(国发[2013]45 号), 对于资源型城市的转型明确了方向, 此时资源型城市的“三生系统”正式进入主动发力期. 部分资源型城市前期培育的战略新兴产业、现代服务业等朝阳产业逐渐成熟, 城市经济新动能不断增强. 此外, 随着政府和民众对于城市人文环境、营商环境、生态环境等城市软实力的培育和保护意识的提升, 资源型城市的“三生系统”耦合协调发展速率明显加快.

2) 空间分布特征. 从空间分布来看, 2001—2017 年中国资源型城市的“三生系统”的耦合协调发展状况整体呈现“全域不协调、零散接近协调”的分布格局(表 4). 由于历史原因, 大部分资源型城市阻碍协调发展的不利因素过多, 协调发展速率较慢. 同时, 由于中国资源型城市的数量过多、基数较大, 造成近 17 年来, 中国资源型城市整体的“三生系统”耦合协调发展程度的空间分布差异并不明显, 仅有邢台、池州、鸡西、达州、淮南、咸阳和包头在历年来达到接近协调水平.

表 4 2001—2017 年资源型城市“三生系统”耦合协调整体情况

协调度	城市	数量
完全不协调	无	0
非常不协调	无	0
基本不协调	无	0
较不协调	无	0
接近不协调	其他城市	97
接近协调	邢台、池州、鸡西、达州、淮南、咸阳、包头	7
较协调	无	0
基本协调	无	0
非常协调	无	0
完全协调	无	0

2.2 基于资源型城市个体

1)时间序列变化.对本研究的104个资源型城市在典型年份2001、2005、2010、2015和2017年的“三生系统”耦合协调度的变化进行统计发现(表5),这些城市的耦合协调度整体呈现良性发展趋势.

表5 不同年度中国资源型城市耦合协调度统计

年份	完全不协调	非常不协调	基本不协调	较不协调	接近不协调	接近协调	较协调	基本协调	非常协调	完全协调
2001	0	0	17	67	20	0	0	0	0	0
2005	0	0	2	38	57	7	0	0	0	0
2010	0	0	0	1	55	45	3	0	0	0
2015	0	0	0	2	30	57	15	0	0	0
2017	0	0	0	3	10	47	38	6	0	0

2)空间特征分析.对本研究的104个资源型城市在典型特征年份的“三生系统”耦合协调发展的空间分布变化特征进行分析发现,在历年来呈现“西南地区波动幅度较小、西北地区上升较快、华东地区零散调整、华北和东北起伏最大”的分布特征.

2001年,基本不协调的17个城市分布较为零散,包括东北3省的盘锦、松原、大庆、七台河和双鸭山,西北地区的庆阳,西南地区的达州、雅安和昭通,华北地区的大同、包头,华东地区的宿迁、徐州、临沂、宿州、东营和湖州.经过“十五”时期的发展,2005年,大部分城市的耦合协调度都呈现好转.

进入“十一五”末期,全国资源型城市的转型步伐逐渐加快,2010年,104个资源型城市的“三生系统”耦合协调发展有了明显的改善,其中仅有内蒙古的乌海、赤峰、鄂尔多斯,安徽的淮南、滁州,福建的三明、南平,湖北的鄂州,四川的泸州,5省区共9个城市的耦合协调度得分低于2005年.值得注意的是,三明、南平和鄂州这3个城市在本省属于个别类型城市,上级政府对于此类城市的关注度有可能低于山西、陕西等资源大省,这些城市的转型任务和转型难度更加艰巨.

“十二五”末期,“三生系统”的耦合协调发展持续好转,仅剩32个城市处于不协调的大区间之间.但是在一些典型地区,也存在逆向发展的情况,尤其以内蒙古和东北3省最为明显,4省区共24个研究城市中,有18个城市在“十二五”时期的耦合协调度发生下滑,出现这种情况是与前期粗放的经济增长方式有关,重经济、轻人文、忽视生态环境的建设造成“三生系统”的失衡.此外,东北3省经济缺乏增长极,造成地区经济发展缓慢,人口流失严重,进一步加剧了城市转型的难度.

2001年,资源型城市全部处于不协调大区间内,其中有17个城市属于基本不协调,大部分城市属于较不协调状态.经过近17年的发展,截至2017年,有91个城市转型至协调大区间内,其中6个城市已经发展至基本协调状态.

“十三五”中期,104个资源型城市中共有20个城市的“三生系统”耦合协调度得分低于2015年,主要集中于东北3省和山西省.东北3省资源型城市的耦合协调水平较“十二五”时期进一步改善,目前仅有鞍山、抚顺、本溪、葫芦岛、鹤岗和黑河6个城市在继续下降.值得注意的是,山西省的阳泉、长治、晋城、运城和临汾的耦合协调度较2015年也有所下滑,数量占全省地级资源型城市的50%.这种发展趋势值得各市关注,也为山西省政府和其他煤炭型城市的可持续发展提出了预警.

3 资源型城市“三生系统”耦合协调发展影响因素分析

3.1 基于面板数据的影响指标分析

1)面板数据的平稳性检验.为了防止回归模型中出现“伪回归”现象,对所选取的数据进行平稳性检验,如表6所示.本文选择相同单位根过程下的LLC(Levin-Lin-Chu)检验,以及不同单位根过程下的IPS(Im-Pesaran-Shin)检验、Fisher-ADF检验和Fisher-PP检验4种检验方法同时进行.从表6可以看出,在5%的显著性水平下,除了 X_4 、 X_5 、 X_7 、 X_8 不平稳,其余变量全部通过水平方向的单位根检验,这13个变量对应的水平方程是零阶单整平稳序列 $I(0)$.

2)面板数据的协整检验.为了确定各个变量之间的长期关系和方程的具体形式,对因变量和相关自变量进行协整检验,且协整检验须满足同阶单整,由单位根检验可以知道,除了 X_4 、 X_5 、 X_7 、 X_8 不平稳外,其余变量是零阶单整序列 $I(0)$.因此对这13个变量进行面板的混合回归分析,并对模型的残差序列进行单位根检验.结果如表7所示,这13个变量之间存在协整关系,即从长期来看这13个变量之间有着稳定的

表 6 面板数据水平方向的单位根检验

变量		LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP
D	检验值	-1.9101	1.1368	227.4430	266.0620
	P	0.0281	0.0722	0.0691	0.0040
X ₁	检验值	-5.5678	-4.2381	318.3930	332.0530
	P	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001
X ₂	检验值	-6.3162	-4.5807	302.1620	307.7110
	P	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001
X ₃	检验值	-7.2079	-2.0376	251.2630	162.5350
	P	<0.0001	0.0208	0.0216	0.9914
X ₄	检验值	4.2317	3.7888	208.6840	161.4840
	P	1.0000	0.9999	0.4736	0.9927
X ₅	检验值	-1.2082	1.9856	195.9090	198.5460
	P	0.1135	0.9765	0.7163	0.6693
X ₆	检验值	-6.2136	-6.4972	396.6480	364.6620
	P	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001
X ₇	检验值	7.0196	15.4179	98.6194	48.6175
	P	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
X ₈	检验值	-3.9886	9.2262	181.8280	103.1130
	P	<0.0001	1.0000	0.8864	1.0000
X ₉	检验值	-7.5289	-4.3339	338.6020	343.3840
	P	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001
X ₁₀	检验值	-3.2593	-0.5173	271.6890	279.8510
	P	0.0006	0.3025	0.0020	0.0007
X ₁₁	检验值	-8.6125	-3.4762	280.5690	387.1120
	P	<0.0001	0.0003	0.0006	<0.0001
X ₁₂	检验值	-8.6267	-3.4574	280.1320	386.2170
	P	<0.0001	0.0003	0.0006	<0.0001
X ₁₃	检验值	-19.0456	-1.8073	304.9570	766.0550
	P	<0.0001	0.0354	<0.0001	<0.0001
X ₁₄	检验值	-3.8837	-1.1705	277.5180	272.7570
	P	0.0001	0.1209	0.0009	0.0017
X ₁₅	检验值	-11.3079	-6.0717	353.3820	402.8240
	P	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001
X ₁₆	检验值	-20.9368	-16.5589	818.8000	841.3980
	P	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001
X ₁₇	检验值	-13.5577	-8.5432	408.3450	300.1530
	P	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001

均衡关系。

3) 面板数据模型估计. 在确定这 13 个变量之间存在协整关系的情况下, 本文进一步对数据进行回归分析. 在面板数据线性回归的模型中, 主要有个体固

定效应模型和个体随机效应模型. 因此通过对面板数据进行豪斯曼(Hausman)检验选择模型, 结果如表 8 所示. 由于 $P < 0.01$, 从而建立固定效应模型.

表 7 残差序列的平稳性检验

变量	Levin-Lin-Chu	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP	
Resid	检验值	-1.6157	-1.4737	278.908	289.228
	P	0.0031	0.0003	0.0007	0.0002

表 8 面板数据的 Hausman 检验

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	552.1457	13	<0.0001

确定个体固定效应模型后, 对耦合协调度(D)与 X₁、X₂、X₃、X₆、X₉、X₁₀、X₁₁、X₁₂、X₁₃、X₁₄、X₁₅、X₁₆、X₁₇ 共 13 个自变量进行回归分析, 基于协调度和各影响指标之间的固定效应模型表达式的结果如表 9 所示.

表 9 面板数据回归分析系数

变量	系数	标准误	t 统计量	P
D	0.5565	0.0093	60.0819	<0.0001
X ₁	0.0012	0.0001	9.5997	<0.0001
X ₂	0.0002	4.95×10 ⁻⁵	3.7841	0.0002
X ₃	-0.0022	0.0001	-17.7273	<0.0001
X ₆	0.0006	9.82×10 ⁻⁵	6.4871	<0.0001
X ₉	-0.0060	0.0009	-6.3818	<0.0001
X ₁₀	0.0117	0.0050	-2.3281	0.0200
X ₁₁	0.3019	0.1844	-1.6375	0.1017
X ₁₂	0.2736	0.1659	1.6488	0.0994
X ₁₃	-0.0229	0.0012	-19.1980	<0.0001
X ₁₄	0.0071	0.0013	5.3597	<0.0001
X ₁₅	0.00112	0.0001	10.5551	<0.0001
X ₁₆	2.24×10 ⁻⁶	3.50×10 ⁻⁵	0.0640	0.9489
X ₁₇	0.0001	4.62×10 ⁻⁵	3.1148	0.0019

$$\begin{aligned}
 Y = & 0.5565 + \\
 & 0.0014X_1 + 0.0002X_2 - 0.0022X_3 + 0.0006X_6 \\
 & (-9.5997) \quad (3.7841) \quad (-17.7273) \quad (6.4871) \\
 & -0.0061X_9 + 0.0117X_{10} + 0.3019X_{11} + 0.2736X_{12} \\
 & (-6.3818) \quad (-2.3282) \quad (-1.6375) \quad (1.6488) \\
 & -0.0229X_{13} + 0.0071X_{14} + 0.00112X_{15} + 0.0000022X_{16} \\
 & (-19.1980) \quad (5.3597) \quad (10.5551) \quad (0.0641) \\
 & + 0.0001X_{17}, \\
 & (3.1148) \\
 R^2 = & 0.9250, \quad F = 15.7149, \quad d.w. = 0.7245.
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

由式(9)可知, 回归模型的拟合优度达到 0.9250,

说明模型效果较好。

3.2 主要影响因素结果讨论 根据上述模型检验与回归分析的结果可知,中国资源型城市“三生系统”的耦合协调度 D (解释变量 Y),分别与 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_6 、 X_9 、 X_{10} 、 X_{11} 、 X_{12} 、 X_{13} 、 X_{14} 、 X_{15} 、 X_{16} 、 X_{17} 这 13 个自变量之间存在长期稳定的均衡关系。

生产系统的影响因素中, X_1 、 X_2 与 X_6 的增加均对于耦合协调发展呈现积极的促进作用,而 X_3 与耦合协调发展呈现负相关关系。在这 4 项存在明显相关影响因素的指标中,负向作用的 X_3 对于资源型城市耦合协调发展的影响作用最强,达到 -0.0022 。由于目前大多资源型城市已经进入工业化中期阶段,城市的经济增长对于工业的依赖程度不断增强,虽然城市的产业结构和能源结构在持续调整,但是上述二者结构调整的红利并未完全释放,战略新兴产业、现代服务业等替代产业规模虽然有所扩大,但是传统的资源产业发展路径依赖依然严重,替代产业的规模和基础尚显薄弱,大部分城市的资源产业主导地位没有改变。此外,近年来,实际利用外资的变化对于资源型城市耦合协调发展的影响要强于固定资产的投入和全员劳动生产率 2 项指标,表明资源型城市需要更加注重与国际市场的接轨,加快参与进国际产业分工之中,争取更多的外商投资促进本地经济发展。

生活系统的影响因素中, X_{10} 、 X_{11} 、 X_{13} 均对资源型城市的耦合协调发展起到促进作用,其中社会保障支出的影响力最强,系数达到 0.3019,其次是教育支出和科技支出,也分别达到 0.2736 和 0.0117。社会保障体系的加强与完善,对于目前资源型城市的耦合协调发展起到重要的促进作用。教育事业和科学技术是促进资源型城市转型的根本保障,对于资源型城市经济发展方式的转变和生态环境修复与改善都会产生决定性的作用,在后续耦合协调发展中需继续加强这 2 方面的关注和投入力度。值得注意的是,资源型城市的建成区面积与耦合协调发展呈现负相关关系,城市的空间扩张与城市的经济发展关联紧密,“摊大饼”式的发展方式只会造成各种自然资源和社会资源不必要的浪费,“空城”“鬼城”已经在许多资源型城市中存在,目前资源型城市在城市公共基础设施投入和土地开发中,更应该注重选择集约和高效的发展方式,在已经开发的城区中进行二次开发,进一步提升面积土地产出,避免因过度开发造成资源浪费。

生态系统的影响因素中, X_{13} 、 X_{14} 、 X_{15} 、 X_{16} 、 X_{17} 共 5 个指标均对资源型城市的耦合协调发展产生作用,其中,单位 GDP 能耗对于耦合协调发展的影响最强,

达到 -0.0229 ,可见降低经济社会活动的能源消耗仍然是促进生态系统达到耦合协调发展的最重要因素。此外,节能环保支出同科技和教育支出相同,都是生态环境改善的根本,对于耦合协调的影响也表现出较强的作用,系数达到 0.0071。综合生态系统的各项指标而言,从技术层面改变经济发展方式和人民生活方式,减弱经济社会活动对于生态系统的影响,促进城市耦合协调发展,需要政府、企业和城市居民共同努力。

4 结论

本文在数据可获得的情况下,以中国 104 个资源型城市为研究对象,对其 2001—2017 年耦合协调发展的时空演化情况进行了系统分析,在此基础上,对影响资源型城市耦合协调发展的主要因素进行了定量讨论,得出以下结论。

1) 中国资源型城市“三生系统”的耦合协调度发展呈上升趋势,但是发展速度仍然较慢,可划分为 2001—2002 年的起步期,2003—2006 年的缓慢上升期,2007—2009 年的抬升期,2010—2013 年的平稳期,2014—2017 年的加速期。

2) 104 个资源型城市“三生系统”的耦合协调发展在空间上呈现“西南地区波动幅度较小、西北地区上升较快、华东地区零散调整、华北和东北起伏最大”的分布特征。对于资源型城市密集的区域来说,东北 3 省需要促进经济发展稳定“三生系统”的耦合,山西省需要加快调整产业结构减缓耦合协调下降趋势。对于资源型城市较为零散的区域来说,各级政府与企业需要加大政策与资本投入,鼓励地区资源型城市转型。

3) 经济增长、实际利用外资、社会保障、科技与教育支出、节能环保支出、建成区绿化覆盖率、污水与垃圾处理率等因素对于资源型城市“三生系统”的耦合协调起到明显促进作用;工业发展、空间扩张与单位 GDP 能耗对于资源型城市“三生系统”的耦合协调起到明显抑制作用。

4) 在经济发展中,资源型城市应加快打破传统资源产业的路径依赖,培育战略新兴产业、现代服务业等替代产业,同时更加注重与国际市场的接轨,深度参与到国际产业分工之中;在社会发展中,加强社会保障体系的建设与完善,加大教育事业和科学技术的关注与投入力度,在城市公共基础设施建设和土地开发中选择集约和高效的发展方式;在生态环境发展中,从技术层面改变经济发展方式和人民生活方式,减弱经济社会活动对于生态系统的影响。

5 参考文献

- [1] 曾万平. 我国资源型城市转型政策研究[D]. 北京: 中国财政科学研究院, 2013
- [2] 张文忠, 余建辉. 中国资源型城市可持续发展研究[M]. 北京: 科学出版社, 2014
- [3] 仇方道, 袁荷, 朱传耿, 等. 再生性资源型城市工业转型效应及影响因素[J]. 经济地理, 2018, 38(11): 68
- [4] 赵辉, 刘学敏. 资源型经济转型路径分析[J]. 城市问题, 2013(7): 31
- [5] 窦睿音, 刘学敏. 中国典型资源型地区能源消耗与经济增长动态关系研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(12): 164
- [6] 张生玲, 李跃, 酒二科, 等. 路径依赖、市场进入与资源型城市转型[J]. 经济理论与经济管理, 2016(2): 14
- [7] 李汝资, 宋玉祥, 李雨婷, 等. 吉林省资源型城市转型阶段识别及其特征成因分析[J]. 地理科学, 2016, 36(1): 90
- [8] 王新星, 徐培玮. 京津冀城市外向度与发展水平耦合协调研究[J]. 北京师范大学学报(自然科学版), 2019, 55(2): 248
- [9] 戢晓峰, 谢世坤. 基于SEM的云南省URTT复合系统耦合协调机制研究[J]. 经济地理, 2019, 39(6): 46
- [10] 孙雪花, 何彦平. 基于灰色关联分析的东莞市制造业与物流业协调发展研究[J]. 交通与运输, 2014, 30(增刊2): 145
- [11] 祝影, 邓小琪, 雷家骥. 中国省域高技术产业研发与制造系统耦合评价[J]. 科技进步与对策, 2019, 36(13): 58
- [12] 朱江丽, 李子联. 长三角城市群产业-人口-空间耦合协调发展研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(2): 75
- [13] 王昭, 刘建红, 李同昇, 等. 秦巴特困区生态脆弱性与经济贫困的耦合关系分析: 以陕西省山阳县为例[J]. 生态学报, 2019, 39(11): 3908
- [14] 李秋颖, 方创琳, 王少剑, 等. 山东省人口城镇化与空间城镇化协调发展及空间格局[J]. 地域研究与开发, 2015, 34(1): 31
- [15] 郭向阳, 穆学青, 明庆忠, 等. 旅游地快速交通优势度与旅游流强度的空间耦合分析[J]. 地理研究, 2019, 38(5): 1119
- [16] 李虹, 袁颖超, 王娜. 区域绿色金融与生态环境耦合协调发展评价[J]. 统计与决策, 2019, 35(8): 161
- [17] 陈妍, 梅林. 东北地区资源型城市转型过程中社会-经济-环境协调演化特征[J]. 地理研究, 2018, 37(2): 307
- [18] 洪开荣, 浣晓旭, 孙倩. 中部地区资源-环境-经济-社会协调发展的定量评价与比较分析[J]. 经济地理, 2013, 33(12): 16
- [19] 旷开金, 刘金福, 蓝陆云. 福建省社会-经济-资源环境耦合协调测度及时序特征研究[J]. 统计与管理, 2018(11): 3
- [20] 乔家君. 改进的熵值法在河南省可持续发展能力评估中的应用[J]. 资源科学, 2004, 26(1): 113
- [21] 贾琦, 运迎霞, 尹泽凯. 城市群土地利用效益与城镇化水平的时空耦合分析: 我国三大城市群的实证分析[J]. 现代城市研究, 2014(8): 9
- [22] 樊欢欢, 刘荣. EViews统计分析与应用[M]. 2版. 北京: 机械工业出版社, 2014
- [23] 黄木易, 程志光. 区域城市化与社会经济耦合协调发展度的时空特征分析: 以安徽省为例[J]. 经济地理, 2012, 32(2): 77

Spatial and temporal diversity patterns and influencing factors in “production system-life system-ecosystem” coupled coordination in resource-based cities in China

DOU Ruiyin¹⁾ ZHANG Shengling²⁾ LIU Xuemin^{3)†}

(1) School of Tourism & Research Institute of Human Geography, Xi'an International Studies University, 710128, Xi'an, Shaanxi, China;

2) School of Economics and Resource Management, Beijing Normal University, 100875, Beijing, China;

3) Faculty of Geographical Science and Technology, Beijing Normal University, 100875, Beijing, China)

Abstract An evaluation index for coupled coordinated development of “production system-life system-ecosystem” in resource-based cities was constructed, spatio-temporal evolution characteristics and influencing factors of coordinated development from 2001 to 2017 in 104 resource-based cities in China were analyzed with entropy weight method, coupled coordination degree model, and regression analysis. The coupled coordination degree of the “production system-life system-ecosystem” is found to be on the rise, but development rate is slow. The problem of uncoordination in resource-depleting cities has emerged. Small fluctuation range is found in Southwest China, fast rise

in Northwest China, scattered fluctuation in East China, largest fluctuation in North and Northeast China. Economic growth, actual utilization of foreign capital, science and technology, social security, education, energy conservation and environmental protection and other factors are found to all play significant roles in promoting coupled coordinated development. Industrial development, spatial expansion, and energy consumption per unit GDP are found to play a significant restrictive role in coupled coordinated development. In future, resource-based cities should break swiftly path dependence of traditional resource industries, but cultivate strategic emerging industries, modern service industries and other alternative industries, and participate in international industrial division of labor. Construction of social security, education, scientific and technological system must be strengthened. Efficient and intensive development methods should be selected for urban public infrastructure construction and land development. Alterations in economic development and life style at the technical level will fundamentally weaken the impact of economic and social activities on the ecosystem.

Keywords resource-based cities; production system-life system-ecosystem; coupling coordination; spatial temporal evolution; influencing factors

【责任编辑: 武 佳】