

基于 STIRPAT 改进模型的河南省公路运输发展 影响碳排放强度统计效应分析

魏冉^{a,b}

(中原工学院 a.经济管理学院;b.系统与工业工程技术研究中心,郑州 450007)

摘要:高效的公路交通运输体系是实现河南省物流低碳化和可持续发展的关键.除考虑人口规模和人均 GDP 因素外,引入等级公路线路里程、民用车辆拥有量、货客运总周转量等公路发展主要因素,结合改进的 STIRPAT 模型,通过构建面板数据矩阵,并采用个体随机效应模型分析 2006—2016 年河南省公路发展因素对区域碳排放强度的影响.结果发现,近十年河南省等级以上公路线路里程和货客运总周转量对本区域碳排放强度有正向影响效应,而人口数量、人均 GDP 和民用车辆拥有量对本区域的碳排放强度有负向影响效应;其中,人均 GDP 是影响效应最为显著的因素,货客运总周转量是推高区域碳排放强度效应最为显著的因素.

关键词:STIRPAT 改进模型;统计效应;面板数据;碳排放强度;公路运输

中图分类号:X24

文献标志码:A

根据《联合国气候变化框架公约》,我国承诺至 2020 年降低碳排放量,河南省据此制订了各省辖市的碳排放强度控制分解目标.然而以公路运输为主的河南省物流业碳排放量增速超过 GDP 增速,因此,研究降低碳排放的驱动因素,特别是公路交通发展对碳排放的影响关系,对于河南省制订减排政策、发展区域低碳物流具有实践指导意义.

1 预备知识

我国近年来研究影响碳排放的文献中,包含交通发展因素的文献采用的分析方法较早起源于 Kaya 模型,分为对数平均指数分解法 LMDI(Logarithmic Mean Divisia Index)^[1]的影响因素分解法和基于 STIRPAT 模型^[2]的驱动力因素分析法两类.王锋等在三层因素分解法的基础上,对 1995—2007 年间中国 CO₂ 排放影响因素进行了分析,发现交通工具平均运输线路是 CO₂ 排放量增长负向驱动因素,而人均 GDP 增长为最大正向驱动因素^[3].交通行业经济产出对碳排放正向驱动效应的结论也出现在近期对于京津冀^[4]、山东省^[5]、贵阳市^[6]、西安市^[7]等交通碳排放影响因素的研究中.文献[8]应用 LMDI 分解法对广东交通碳排放进行因素分解分析,发现交通运输业中的公路碳排放量占比最大(56%~64%),交通运输业发展水平、运输结构、私人汽车数量规模对本区域碳排放增加具有正向作用,而运输强度和能源强度是抑制交通碳排放增长的因素.

文献[9]对环渤海地区道路交通在碳排放中的影响程度进行了研究,将人口数量、居民消费水平、能源消耗强度、私人汽车拥有量、公路客运量、公路货运量等引入 STIRPAT 模型的自变量,认为人口数量、富裕程度(包括公路客运量和公路货运量)是影响该区域碳排放的主要正向因素,能源消耗强度也有显著的正向影响.文献[10]基于 STIRPAT 模型对我国 1995—2010 年交通碳排放影响因素进行分析,发现人口数量、富裕

收稿日期:2018-03-05;修回日期:2018-07-23.

基金项目:国家自然科学基金项目(71273021;81450022);河南省高等学校青年骨干教师培养计划项目(2015GGJS-194);河南省软科学研究计划项目(182400410198);河南省哲学社会科学规划项目(2018BJJ065).

作者简介(通信作者):魏冉(1976—),女,河南郑州人,中原工学院副教授,研究方向为环境经济与区域可持续发展, E-mail:weiranhua@163.com.

程度和客运周转量等是影响我国碳排放的主要因素.文献[11]基于扩展的 STIRPAT 模型对比分析了我国不同地区交通碳排放的影响因素,模型参数选取交通碳排放量为因变量,人口规模、人均生产总值、交通碳排放强度和城市化率为自变量,面板数据来自于 1996—2013 年江西统计年鉴、吉林统计年鉴、辽宁统计年鉴、中国统计年鉴和中国能源统计年鉴,研究发现当经济发展到一定阶段,人均生产总值的增加对交通碳排放的驱动效应减弱.文献[12]利用 STIRPAT 模型和 PLS 分析方法分析了 1997—2014 年北京市交通碳排放影响因素,结果显示经济发展、人口规模、民用汽车拥有量、客运周转量和货运周转量是影响北京市交通碳排放的正向驱动因素.

在影响碳排放的因素方面,文献[13]通过对文献研究认为影响权重由高至低依次为交通方式、能源消费结构、土地利用、客运周转量、人口、出行需求量、交通政策、交通基础设施、经济收入.文献[14]利用京津沪渝四省交通参数构成的面板数据对城市交通碳排放影响因素进行研究,结果表明车辆拥有量通过影响客运和货运周转量,对城市交通碳排放产生重要影响,而货运周转量对城市交通碳排放具有显著正向影响.

可以看出,目前对于中国交通领域相关因素影响碳排放量的文献较为丰富.随着中国发展进入新时代,国家减排目标中对碳排放指标(碳排放强度)的要求更加严格,但是探讨交通运输发展各因素影响碳排放强度效应的研究较少,特别是没有发现针对河南省区域研究的文献.随着河南省加快实施中国(河南)自由贸易试验区、郑州航空港经济综合实验区、郑洛新国家自主创新示范区、中原城市群“三区一群”国家战略,公路运输体系势必得到迅猛发展,低碳交通研究需要尽快适应国家经济社会发展的需求,因此,迫切需要探讨新时代河南省公路运输体系发展对本区域碳排放强度的影响效应.鉴于此,本文采用改进的 STIRPAT 模型构建 2006—2016 年河南省各地级市公路发展主要因素和碳排放强度矩阵数据,分析各因素对于碳排放强度的影响效应.

2 数学模型及数据来源

2.1 数学模型

本文采用的面板数据是经过对数标准化处理后的数据矩阵,因此采用 STIRPAT 模型为基本模型更为合适.在分析中,对 STIRPAT 模型进行改进,引入等级公路线路里程、民用车辆拥有量、货客运总周转量等公路发展因素,将模型各项改进为自然对数形式,并进行标准化处理,得到如下分析模型表达式:

$$(\ln I_{ij})^* = a + b_{ij}(\ln P_{ij})^* + c_{ij}(\ln W_{ij})^* + d_{ij}(\ln G_{ij})^* + e_{ij}(\ln V_{ij})^* + f_{ij}(\ln T_{ij})^* + e_{ij},$$

式中, i 表示河南省地级市序号($i=1, \dots, 18$), j 表示数据年份($j=2006, \dots, 2016$); I_{ij} 为碳排放强度, P_{ij} 为人口规模, W_{ij} 为人均 GDP, G_{ij} 为等级公路线路里程, V_{ij} 为民用车辆拥有量, T_{ij} 为客货运输周转量, $(\ln I_{ij})^*$ 、 $(\ln P_{ij})^*$ 、 $(\ln W_{ij})^*$ 、 $(\ln G_{ij})^*$ 、 $(\ln V_{ij})^*$ 和 $(\ln T_{ij})^*$ 表示以上各参数取自然对数后再进行标准化; a 为常数项, b_{ij} 、 c_{ij} 、 d_{ij} 为指数项的系数, e_{ij} 为误差项.

改进的模型中,人口规模和人均财富两个因素仍然是传统 STIRPAT 模型的项;其他选用的新影响因素均为文献研究认为影响较为显著的因素^[9-10],鉴于周转量指标不仅包括了运输对象的数量,还包括了运输距离的因素,而且客运和货运的运输周转量具有相近的数学属性,因此本文分析中将两个因素合为一项;最为重要的是,考虑到碳排放强度因素表征了地区能源利用技术水平及碳排放效率,而且河南省在“十三五”控制温室气体排放工作实施方案中明确了各地市的碳排放强度指标,因此本文研究中将原 STIRPAT 模型中的环境压力因子定义为碳排放强度,不再直接使用碳排放量指标.

2.2 面板数据

本文分析所用数据包括河南省 18 个地级市构成的空间维度和 2006—2016 年序列构成的时间维度,建立起由人口规模、人均 GDP、等级公路线路里程、民用车辆拥有量、货客运总周转量和碳排放强度构成的面板数据.其中,历年河南省各地市名义人口规模、GDP、等级公路线路里程、民用车辆拥有量、客运周转量、货运周转量和用于计算碳排放强度的单位能耗的原始数据均来源于 2007—2017 年《河南省统计年鉴》^[15].在模型中使用的参数中,人均 GDP 按照 GDP 与人口规模之比进行计算;客货运输周转量按照货运周转量与客运周转量折算货运周转量(按照目前的统计制度,对于公路的客货折算系数为 0.1)之和进行计算;碳排放强

度按照单位 GDP 能耗与碳排放系数(根据文献研究^[16],取 0.69)之积计算。

在面板数据中,为消除各因素量纲不同的影响,对数据进行了对数处理(取自然对数);为了降低方差影响,提高分析结果的准确性,在构建面板数据过程中再次对数据进行标准化处理,采用偏差法(Dispersion)标准化,计算公式如下: $(\ln Y_{ij})^* = \frac{X_{ij} - \bar{X}_{ij}}{\delta_{ij}}$.式中, X_{ij} 为面板数据中各参数(可以取 $\ln I_{ij}, \ln P_{ij}, \ln W_{ij}, \ln G_{ij}, \ln V_{ij}$ 或 $\ln T_{ij}$), \bar{X}_{ij} 为面板数据中时间序列各地市截面的各参数数据平均值, δ_{ij} 为面板数据中时间序列各地市截面的各参数数据的标准方差。

3 面板数据研究与回归分析

对面板数据中各因素影响效应和回归分析,一般按照如下步骤开展:面板数据的单位根检验、面板数据的协整性检验、选定回归模型 3 个环节。

3.1 单位根检验

对面板数据进行单位根检验的目的是确定数据的平稳性,从而可以避免面板数据分析中可能出现的伪回归现象,确保分析结果的有效性.其基本方法是:将面板数据中各变量截面数据分别作为单个整体数据进行检验.截至目前,按照截面数据中有相同单位根和有不同单位根两个情况,主要形成了 Levin-Lin-Chu(LLC)检验(相同单位根情况)、Im-Pesaran-Shin(IPS)检验(不同单位根情况)、ADF-Fisher 检验(不同单位根情况)和 PP-Fisher 检验(不同单位根情况)4 种方法,所有检验方法均假设各因素变量的截面数据存在单位根。

为了避免单独选择一种检验方法可能会存在偏差,本文采用上面 4 种方法对面板数据分别进行原数据单位根检验和一阶差分单位根检验,结果汇总如表 1 和表 2 所示。

表 1 基于 LLC,IPS,ADF-Fisher 和 PP-Fisher 方法的原序列数据单位根检验结果

变量	相同单位根检验		不同单位根检验		
	Levin, Lin & Chu	Im, Pesaran and Shin	ADF-Fisher	PP - Fisher	
$(\ln I_{ij})^*$	统计量(Stat.)	0.722 62	4.953 50	5.096 93	3.734 89
	概率(Prob.)	0.765 0	1.000 0	1.000 0	1.000 0
$(\ln P_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-1.853 8	1.364 97	24.464 4	23.391 1
	概率(Prob.)	0.031 9**	0.913 9	0.927 7	0.948 0
$(\ln W_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-9.733 1	-2.517 74	57.842 6	110.97 3
	概率(Prob.)	0.000 0*	0.005 9*	0.011 9**	0.000 0*
$(\ln G_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-4.843 15	-1.951 11	60.349 1	81.806 8
	概率(Prob.)	0.000 0*	0.025 5**	0.006 7*	0.000 0*
$(\ln V_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-1.275 07	2.868 64	27.916 6	45.040 8
	概率(Prob.)	0.101 1	0.997 9	0.830 2	0.143 5
$(\ln T_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-18.219 8	-11.930 8	144.416	170.326
	概率(Prob.)	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*

注: * Prob.<0.01 (two-tailed tests), ** Prob.<0.05 (two-tailed tests)

从表 1 中可以看出,人均 GDP、等级公路线路里程和货客运总周转量等因素对应原序列数据的单位根检验结果均拒绝原存在单位根的假设,因此可以直接确定这 3 个变量的截面数据的平稳性(Prob.<0.05)。

从表 2 中可以看出,可以得到,所有变量一阶差分序列数据的单位根检验结果均拒绝原存在单位根的假设(Prob.<0.1),因此可以确定所有变量的截面数据的平稳性,即 I(1)单整。

3.2 协整性检验

作为分析面板数据各变量之间是否存在长期均衡关系、方程回归残差是否平稳的检验方法,目前常用的协整性检验方法包括两步检验法推广而来的检验方法(Pedroni 协积检验法和 Kao 协积检验法)和 Johansen

迹统计量推广而来的检验方法(Fisher 个体联合协积检验法)等.

表 2 基于 LLC, IPS, ADF-Fisher 和 PP-Fisher 方法的一阶差分序列数据单位根检验结果

变量	相同单位根检验		不同单位根检验		
	Levin, Lin & Chu	Im, Pesaran and Shin	ADF-Fisher	PP - Fisher	
$(\ln I_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-11.603 9	-5.433 08	95.713 5	122.658
	概率(Prob.)	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$(\ln P_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-17.037 6	-8.533 47	139.770	231.927
	概率(Prob.)	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$(\ln W_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-16.692 5	-9.952 52	159.988	174.769
	概率(Prob.)	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$(\ln G_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-8.356 26	-5.256 24	102.006	160.601
	概率(Prob.)	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$(\ln V_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-21.153 7	-9.628 67	144.852	144.387
	概率(Prob.)	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$(\ln T_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-11.507 5	-4.744 07	84.849 4	48.352 0
	概率(Prob.)	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.081 8***

注: * Prob.<0.01 (two-tailed tests), ** Prob.<0.05 (two-tailed tests), *** Prob.<0.1 (two-tailed tests)

为了避免使用上述的某一种方法可能会产生误差,下面将同时采用 Pedroni 协积检验法、Kao 协积检验法和 Fisher 个体联合协积检验法进行面板数据的协整性检验,检验结果如表 3 所示.

表 3 面板数据协整性检验结果

变量	Pedroni 检验,组内维度		Pedroni 检验,组间维度		Kao 检验 (ADF)	Fisher 检验		
	Panel PP-Stat.	Panel ADF-Stat.	Group PP-Stat.	Group ADF-Stat.		None	At most 1	
$(\ln P_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-8.124 7	-4.170 6	-9.078 1	-3.731 1	-3.304 2	80.390 0	57.140 0
$-(\ln I_{ij})^*$	概率(Prob.)	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 1*	0.000 5*	0.000 0*	0.013 9**
$(\ln W_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-9.387 2	-5.241 4	-10.159 7	-5.127 1	-9.406 4	288.600 0	92.630 0
$-(\ln I_{ij})^*$	概率(Prob.)	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$(\ln G_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-10.401 2	-5.426 1	-10.901 0	-4.229 9	-2.989 6	69.260 0	57.020 0
$-(\ln I_{ij})^*$	概率(Prob.)	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.001 4*	0.000 7*	0.014 3**
$(\ln V_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-3.753 3	-5.256 8	-3.853 2	-4.840 2	-10.801 1	93.760 0	67.770 0
$-(\ln I_{ij})^*$	概率(Prob.)	0.000 1*	0.000 0*	0.000 1*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.001 1*
$(\ln T_{ij})^*$	统计量(Stat.)	-1.769 7	-5.182 1	-0.957 2	-6.002 7	-6.587 2	251.800 0	108.400 0
$-(\ln I_{ij})^*$	概率(Prob.)	0.038 4***	0.000 0*	0.169 2	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*

注: * Prob.<0.01 (two-tailed tests), ** Prob.<0.05 (two-tailed tests), *** Prob.<0.1 (two-tailed tests)

从表 3 中可以看出,除 Pedroni 组间维度检验的 Group PP-Stat.方法时伴随概率(Prob.)为 0.169 2 外,其他检测均为拒绝原假设(Prob.<0.05),考虑少数服从多数原则,可以认为 $(\ln P_{ij})^*$ 、 $(\ln W_{ij})^*$ 、 $(\ln G_{ij})^*$ 、 $(\ln V_{ij})^*$ 和 $(\ln T_{ij})^*$ 分别和 $(\ln I_{ij})^*$ 之间均有着长期稳定的均衡关系.通过协整性检验的结果,可知本研究面板数据可进行回归分析.

3.3 回归分析

对面板数据的回归分析常用模型主要包括:混合效应模型(Pooled model)、固定效应模型(Fixed effects model)和随机效应模型(Random effects model).选择模型的方法一般为:通过极大似然比检验方法(Likelihood Ratio Test)判断面板数据估计回归模型是否应采用混合效应模型;通过豪斯曼检验方法(Hausman Test),确定回归模型应采用固定效应模型还是随机效应模型.

3.3.1 极大似然比检验法

使用极大似然比检验方法(Likelihood Ratio Test)之前,必须以碳排放强度因素 $(\ln I_{ij})^*$ 为因变量,以公路发展各影响因素 $(\ln P_{ij})^*$ 、 $(\ln W_{ij})^*$ 、 $(\ln G_{ij})^*$ 、 $(\ln V_{ij})^*$ 和 $(\ln T_{ij})^*$ 为自变量进行固定效应分析.通过 F 检验,得到的结果如表4所示,可以看出拒绝原假设,即选用混合效应模型是不合理的.

3.3.2 Hausman 检验

使用 Hausman 检验之前,同样应以碳排放强度因素 $(\ln I_{ij})^*$ 为因变量,以公路发展中各影响因素 $(\ln P_{ij})^*$ 、 $(\ln W_{ij})^*$ 、 $(\ln G_{ij})^*$ 、 $(\ln V_{ij})^*$ 和 $(\ln T_{ij})^*$ 为自变量进行随机效应分析.Hausman 检验的原假设为回归选用随机效应模型,Hausman 检验结果显示(见表5),应选择随机效应模型.

表5 面板数据 Hausman 检验结果

检验结果	估计量(Chi-Sq. Stat.)	伴随概率(Prob.)
Period random	0.000 0	1.000 0

表4 面板数据极大似然比检验结果

检验结果	估计量(Stat.)	伴随概率
Cross-section F	2.114 9	0.008 2*
Cross-section Chi-square	36.995 7	0.003 4*

注: * $P < 0.01$ (two-tailed tests)

4 结果和分析

4.1 面板数据回归

按照随机效应误差项的分类及选用原则,和基于 Lagrange 乘数方法检验,本文选用个体随机效应回归模型,估计结果与回归公式如下所示:

$$(\ln I_{ij})^* = -0.022 0 - 0.321 8(\ln P_{ij})^* - 0.522 4(\ln W_{ij})^* + 0.047 0(\ln G_{ij})^* - 0.278 2(\ln V_{ij})^* + 0.060 8(\ln T_{ij})^* \quad (1)$$

(-0.949 1) (-12.382 8) (-7.445 0) (1.983 3) (-3.950 0) (2.157 8)

得到回归相关参数的结果为: $R^2 = 0.955 4$, Adjusted $R^2 = 0.954 2$, $F = 821.883 0$, $P = 0.000 0$, DW 值为 1.377 4.

4.2 结果与分析

1)从公式1中可以看出,回归效果较为理想,其中 DW 值根据 DW 分布计算原则,在 5%显著性水平下符合正态分布,研究的面板数据应不存在自相关问题;回归系数(R^2)为 0.955 4,可以判断自变量与因变量之间存在着显著的线性相关性,约 95.54%的因变量数据可以被自变量数据所解释.

2)通过(1)式及各项估计值结果可以看出,对原始数据进行对数标准化后,河南省人口规模、人均 GDP、公路线路里程、民用车辆拥有量、客货运输周转量的变化对本区域碳排放强度的弹性系数分别为-0.321 8、-0.522 4、0.047 0、-0.278 2和 0.060 8.对本区域碳排放强度具有正向推动作用的因素包括公路线路里程、客货运输周转量;具有反向降低作用的因素包括人口规模、人均 GDP、民用车辆拥有量.

3)从各因素对应的弹性系数看,以 2006—2016 年为时间序列维度,在影响河南省碳排放强度的因素中,人均 GDP 对碳排放强度的影响最为显著,且为有利因素,即人均 GDP 的增加促进了碳排放强度的降低,该结果与文献[17]研究具有一定的一致性,同时与前期研究得到的第三产业比例的提升有利于降低碳排放量的结论具有一定意义上的一致性^[18].不可否认,尽管河南省所在的中国中部地区经济逐年增长,碳排放强度却不断降低,成为中国碳排放强度下降幅度较大的地区,这在一定程度上归功于直接碳排放系数效应、增加值系数效应和中间投入技术结构效应共同作用的结果^[19].此外,文献[17]也发现了河南省人口聚集对于碳排放强度的影响具有与 GDP 相近的反向作用.

4)假设其他变量不变,对数标准化后的人均 GDP 每增加 1%,相应处理后的碳排放强度降低 0.522 4%;对降低碳排放强度有利的因素还有人口规模和民用车辆拥有量,对数标准化处理后相应上述参数每增加 1%,相应处理后的碳排放强度分别降低 0.321 8%和 0.278 2%.公路线路里程和客货运输周转量两个参数对本区域碳排放强度具有正向推动作用,对数标准化处理后的两个参数每增加 1%,相应处理后的碳排放强度

分别增加 0.047 0% 和 0.060 8%。

5 结论与建议

1) 在 2006—2016 年间,河南省区域范围内,就本文研究的影响碳排放强度的公路发展因素而言,人口规模、人均 GDP、民用车辆拥有量对碳排放强度有显著的负向影响,而公路线路里程、客货运输周转量对碳排放强度有正向影响。

2) 河南省人均 GDP 在 2006—2016 年期间持续增长,但是表现为一个显著降低碳排放强度的正向影响因素,该结果与以往研究人均 GDP 影响碳排放量效应的结论并不矛盾。

3) 随着绿色交通和绿色生活理念逐步深入人心,拥有更多财富的人们在采购和使用车辆方面更有意愿于选择具有高效低排放新技术的车辆,因此,人口规模和民用车辆拥有量的增加在研究时间范围内同样成为降低本区域碳排放强度的正向因素。公路线路里程和客货运输周转量在研究期间具有相近的变化趋势,对于本区域的碳排放强度的提高产生了推进作用,进一步说明在该期间河南省交通运输模式需要进一步优化和提升。

4) 随着中国(河南)自由贸易试验区、郑州航空港经济综合实验区、郑洛新国家自主创新示范区、中原城市群等国家战略的实施,公路运输体系必然成为发展的重点,目前,河南省是我国的交通运输大省,但距离交通运输强省尚有一定距离,如何控制和减少公路运输碳排放量、降低碳排放强度将在今后很长时间内成为河南省政府管理部门和学术研究机构急需解决的关键问题。

5) 下一步研究建议针对不同经济水平地区交通碳排放强度驱动因素开展深入研究,考量经济水平差异下的交通碳排放影响驱动的差异性,并在面板数据中增加影响碳排放的研究因素,科学合理地确定各因素统计数据。最后还应根据研究新成果,提出针对不同经济水平区域交通运输体系的发展战略,为该区域制定相应的交通体系碳减排政策提供理论指导与参考。

参 考 文 献

- [1] Ang B. The LMDI approach to decomposition analysis: a practical guide[J]. Energy Policy, 2005, 33: 867-871.
- [2] Rosa E, Dierz T. Climate change and society: speculation, construction and scientific investigation[J]. International Sociology, 1998, 13(4): 421-455.
- [3] 王锋, 吴丽华, 杨超. 中国经济发展中碳排放增长的驱动因素研究[J]. 经济研究, 2010(2): 123-136.
- [4] 张文龙. 基于 LMDI 模型的京津冀物流业碳排放脱钩研究[D]. 天津: 天津理工大学, 2016.
- [5] 郝晴, 回晓洋, 闫桂焕, 等. 基于 LMDI 模型的山东省交通碳排放分析研究[J]. 科学与管理, 2017, 27(6): 51-67.
- [6] 曹甲威, 赵翠薇. 基于 LMDI 模型的贵阳市交通碳排放及其影响因素分析[J]. 贵州科学, 2017, 35(1): 55-61.
- [7] 朱长征, 曹英, 赵亮. 基于 LMDI 模型的西安市城市交通碳排放影响因素研究[J]. 经济研究导刊, 2017, 6: 85-87.
- [8] 庄颖, 夏斌. 广东省交通碳排放核算及影响因素分析[J]. 环境科学研究, 2017, 30(7): 1154-1162.
- [9] 刘佳宁. 环渤海地区道路交通在碳排放中影响程度的实证研究[D]. 北京: 北京交通大学, 2016.
- [10] Zhang C, Nian J. Panel estimation for transport sector CO₂ emissions and its affecting factors: A regional analysis in China[J]. Energy Policy, 2013, 63: 918-926.
- [11] 王泳璇, 张觉丹, 丁哲, 等. 不同经济水平地区交通碳排放影响因素研究[J]. 生态经济, 2017, 33(12): 28-40.
- [12] 时兆会, 赵涛. 基于 STIRPAT 模型北京市交通碳排放影响因素研究[J]. 甘肃科学学报, 2017, 29(2): 111-116.
- [13] 闫丽丽. 低碳视角下的北京市客运交通结构优化研究[D]. 北京: 北京交通大学, 2015.
- [14] 苏涛永, 张建慧, 李金良, 等. 城市交通碳排放影响因素实证研究——来自京津沪渝面板数据的证据[J]. 工业工程与管理, 2011, 16(5): 134-138.
- [15] 河南省统计局. 河南省统计年鉴 2007—2017[M]. 郑州: 河南统计出版社, 2018.
- [16] 涂华, 刘翠杰. 标准煤二氧化碳排放的计算[J]. 煤质技术, 2014, 2: 57-60.
- [17] 张翠菊, 张宗益. 产业和人口的空间聚集对中国区域碳排放强度的影响[J]. 技术经济, 2016, 35(1): 71-77.
- [18] 魏冉. 基于面板数据的河南省碳排放影响因素实证研究[J]. 桂林理工大学学报, 2015, 35(3): 565-570.
- [19] 尹伟华, 张亚雄, 李继峰, 等. 基于投入产出表的中国八大区域碳排放强度分析[J]. 资源科学, 2017, 39(12): 2258-2264.

corporating Aromatic Amino Acid Side Chains[J].J Phys Chem,1994,98:6906-6909.

Synthesis, electrochemistry and fluorescence quenching EY²⁻ performance of cobalt coordination polymer

Zheng Huiqin¹, Liu Lu², Fan Yaoting³

(1.Department of Chemistry and Environment, Henan Finance University, Zhengzhou 450046, China;

2.Chemistry and Chemical Engineering, Henan Institute of Science and Technology, Xinxiang 453003, China;

3.College of Chemistry and Molecular Engineering, Zhengzhou University, Zhengzhou 450001, China)

Abstract: A new two-dimensional network cobalt coordination polymer $\{[\text{Co}_{1.5}(\text{4,4'-bipy}) \cdot (\text{dmgH}_2)_{1.5} \cdot (\text{H}_2\text{O})]_n \cdot (\text{en})_n \cdot (13\text{H}_2\text{O})_n\}$ (**2**) was synthesized by hydrothermal synthesis method using a mononuclear cobalt complex $[\text{Co}(\text{dmgH})(\text{dmgH}_2)\text{Cl}_2]$ (**1**) as synthesis intermediate and 4,4'-bipyridine (4,4'-bipy) as bridging ligand, a small amount of ethylenediamine(en) was used to adjust the pH. The results of single crystal X-ray diffraction analysis show that the polymer crystallizes in orthorhombic, space group *Pbcn*. Cell Parameters are as follows: $a=2.546\ 30(8)\ \text{nm}$, $b=1.591\ 56(6)\ \text{nm}$, $c=1.636\ 22(5)\ \text{nm}$; $\alpha=90.00^\circ$, $\beta=90.00^\circ$, $\gamma=90.00^\circ$, $V=6.630\ 9(4)\ \text{nm}^3$, $Z=4$, $F(000)=2\ 812.00$. The crystal structure analysis shows that the Co(III) cation is a six-coordinated distorted octahedron with a 4,4'-bipyridyl N atom bridged into a two-dimensional network structure. The two-dimensional network structure stacked into three-dimensional solid structure by weak π - π force. Cyclic voltammetry and fluorescence quenching experiments show that the title coordination polymer has a low redox potential and has a strong fluorescence quenching effect on eosin Y. It can be used as a potential photochemical reduction catalyst for the photocatalytic decomposition of water to obtain hydrogen.

Keywords: two-dimensional cobalt coordination polymer; hydrothermal synthesis; crystal structure; electrochemical properties; fluorescence quenching

[责任编辑 赵晓华]

(上接第 21 页)

Statistic effects analysis of the impact on carbon emission intensity by highway transport development in Henan province based on an improved STIRPAT model

Wei Ran^{a,b}

(a.Department of Economics and Management; b.Systems and Industrial Engineering

Technology Research Center, Zhongyuan University of Technology, Zhengzhou 450007, China)

Abstract: An efficient highway transport pattern plays a key role for low-carbon logistics system and Economics of Sustainable Development in Henan province. STIRPAT model used in this study has been improved with data logarithm and standardized, and with three new independent variables of Length of Expressways and Highways (LEH), Possession of Civil Vehicles (PCV), Ton-miles of Passenger and Freight (TPF). Moreover, The total Number of Population (TNP) and Per Capita GDP (PCG) are also the independent variables of STIRPAT model. A random-effect model has been applied for studying the impact on carbon emission intensity by highway development parameters. Also a panel data matrix is used to analyze datum of the above variables during the period of 2006 to 2016 in 18 cities of Henan province. The result shows that the variables of LEH and TPF played the opposite effects on carbon emission intensity of Henan during the period of 2006 to 2016. However, TNP, PCG, and PCV played the negative roles. In addition, the variable of PCG was the most significant negative influence factor on carbon emission intensity in all studied variables, while TPF contributed to the increasing of carbon emission intensity significantly during the studied period in Henan province.

Keywords: improved STIRPAT model; statistic effects; panel data; carbon emission intensity; transport of highways

[责任编辑 陈留院]