

既有公共建筑运行碳排放影响因素研究

李沫¹, 李梦迪¹, 郭朝辉¹, 郭志新²

(1. 河北省建筑科学研究院有限公司, 石家庄 050227; 2. 衡水市不动产登记服务中心, 衡水 053000)

摘要: 为研究既有公共建筑运行阶段碳排放特征及影响因素, 支撑制定区域碳减排策略。以邯郸市为例, 采集 2002—2021 年公共建筑面积与能源消耗数据, 分析碳排放特征, 构建包含人口、第三产业增加值、碳排放量和碳排放强度因子的 STIRPAT 扩展模型, 采用线性回归与岭回归方法解析各因素对碳排放的作用机制。研究表明: 公建电力碳排放强度在 0.0037~0.0425 万 t/万 m² 之间波动且逐渐超过煤炭成为公建碳排放主要来源; 建筑运行碳排放总量与电力碳排放量、第三产业增加值、城镇人口呈显著正相关, 其中电力碳排放量弹性系数达 0.33 ($P<0.001$), 贡献率超过其他因素总和。模型通过岭回归分析验证模型稳定性, 当取 $K=0.166$ 时, 有效缓解了多重共线性问题, F 检验的显著性 $P<0.001$, 表明水平上呈现显著性。

关键词: 公共建筑; 碳排放; STIRPAT 模型; 影响因素

中图分类号: X322

文献标志码: A

文章编号: 1005-8249 (2026) 04-0162-07

DOI: 10.19860/j.cnki.issn1005-8249.2026.04.024

Research on Factors Influencing Operational Carbon Emissions in Existing Public Buildings

LI Mo¹, LI Mengdi¹, GUO Zhaohui¹, GUO Zhixin²

(1. Hebei Academy of Building Research, Shijiazhuang 050227, China;

2. Hengshui Municipal Real Estate Registration Service Center, Hengshui 053000, China)

Abstract: To investigate the carbon emission characteristics and influencing factors during operational phase of existing public buildings and support regional carbon reduction strategies, this study collected public building area and energy consumption data in Handan City from 2002 to 2021. Through carbon emission analysis and construction of an extended STIRPAT model incorporating population, tertiary industry added value, carbon emission quantity, and intensity factors, linear regression and ridge regression methods were employed to examine driving mechanisms. Results demonstrate that: 1) Electricity-related carbon emission intensity fluctuated between 0.0037–0.0425 million tons/10,000 m², gradually surpassing coal as the primary emission source. 2) Total operational carbon emissions showed significant positive correlations with electricity emissions (elasticity coefficient 0.33, $P<0.001$), tertiary industry development, and urban population, with electricity contributing over 50% of total emission growth. Ridge regression analysis with $K=0.166$ effectively resolved multicollinearity issues, while F -test significance ($P<0.001$) confirmed model reliability. The findings provide quantitative evidence for optimizing energy structure and formulating differentiated emission control policies in public building operations.

Key words: existing public buildings; operational carbon emissions; STIRPAT model; factors

作者简介: 李沫 (1988—), 女, 硕士研究生, 高级工程师, 研究方向: 建筑节能。

通信作者: 郭志新 (1974—), 女, 本科, 高级工程师, 研究方向: 建筑工程。

收稿日期: 2025-01-05

0 引言

据国际能源署的统计数据显示,在社会碳排放的总体格局中,建筑领域的终端能源消耗占比高达 36%,其碳排放占比也达到了 39%,尤其建筑运营阶段所产生的碳排放占比达到了 60%~70%^[1]。因此,大力推进既有公共建筑碳排放削减工作,对于有效降低该领域的环境负面影响,助力实现“30·60”目标具有重要意义。

随着建筑面积持续增长,建筑领域所面临的能源消耗压力与环境影响进一步加剧^[2-3]。为缓解建筑碳排放带来的环境影响,国内外学者对建筑运行阶段碳排放的情景、影响因素等展开了一系列研究。林跃东等^[4]提出了以运营阶段为基准,利用区间估计和层次分析法构建一种可评估量化的评价方法,解决了不同建筑类型碳排放量不可比、非运营阶段基准值无法获取等问题;Alaux 等^[5]对奥地利公共办公建筑可能的温室气体减排途径进行了探索,发现到 2050 年较高的更新改造率可以通过降低能源需求促进化石燃料的淘汰,但同时隐含温室气体排放变得越来越重要,也是温室气体排放的主要来源;罗浩^[6]利用 LMDI 分解对 2005~2019 年福建省能源消费碳排放的影响因素进行了分解,探究了碳排放主要驱动因素;王春霞等^[7]运用 Kaya 恒等式和 LMDI 分解法研究张家口市 2006~2020 年碳排放分布特征与影响因素,发现经济发展是碳排放增长的主要影响因素;吕明旭^[8]采用 STIRPAT 模型分别构建河南省住宅、公建热力、电力碳排放模型,并对 6 个关键影响因素进行分析;张楚蓓^[9]基于碳排放量测算结果构建云南省民用建筑碳排放 LMDI 模型,探究经济、社会和能源各细分因素对民用建筑碳排放量的定量影响;尚青^[10]通过文献分析和建筑业全生命周期估算模型选取了十个有代表性的主要影响因素,构建了 STIRPAT 影响因素分析模型,定量分析了影响山东省建筑碳排放的因素。

目前,碳排放影响因素分析多集中于省级层面且对整个建筑业的分析^[11-12],针对单个城市某类建筑的研究较少,而各地低碳节能改造技术或政策,多针对单一类别建筑,基于此,以邯郸市为例,分析 2002~2021 年公共建筑运行阶段碳排放特征,从

而构建 STIRPAT 模型^[13-14]分析其影响因素,为邯郸市既有公共建筑减碳路径提供借鉴。

1 邯郸市既有公共建筑碳排放现状

1.1 建筑及能源消费情况

既有公共建筑面积、第三产业增加值、城镇常住人口信息分别取自《邯郸市 2003~2022 年统计年鉴》^[15]中建筑业板块、统计公报和综合板块。

煤炭、液化石油气、天然气、电力和热力数据主要来源于《邯郸市 2003~2022 年统计年鉴》中能源板块“终端消费量”,本研究既有公共建筑用能主要对应邯郸市“批发零售贸易餐饮业、运输邮电业及其它行业”用能。

经统计年鉴数据和实际调查数据整合得到 2002~2021 年邯郸市既有公共建筑面积、人口、第三产业增加值和能源消费情况。邯郸市 2002~2021 年公共建筑面积持续增长,能源消费结构多元。煤炭、天然气、液化石油气、集中供热热力、电力的终端消费量在不同年份呈现波动变化,为碳排放核算提供基础数据支撑。

1.2 碳排放量与碳排放强度计算及分析

根据 IPCC 排放因子法^[16]及 GB/T 51366—2009《建筑碳排放计算标准》等文献确定的碳排放因子,计算可得邯郸市 2002~2021 年既有公共建筑碳排放量和碳排放强度情况,如图 1、2 所示。

由图 1 可知,在碳排放量方面,电力和煤炭是主要碳排放能源。电力碳排放量逐年攀升,2017 年后超越煤炭成为首要排放源;煤炭碳排放总量前期增长后下降。集中供热和天然气排放量呈上升趋势,液化石油气占比小。

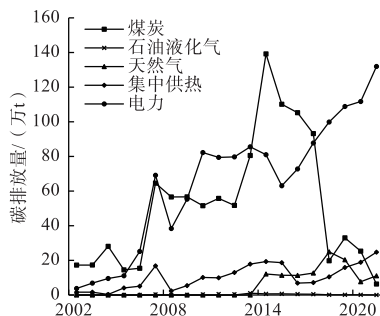


图 1 邯郸市 2002~2021 年既有公共建筑碳排放量
Fig. 1 Carbon emissions of existing public buildings in Handan from 2002~2021

研究与应用

由图 2 可知,在碳排放强度方面,煤炭变化剧烈,先升后降;天然气随“煤改气”政策实施有所上升;集中供热相对稳定;电力波动大,与清洁能源供应及需求增长紧密相关。

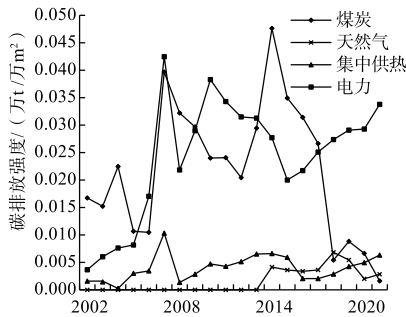


图 2 邯郸市 2002~2021 年既有公共建筑碳排放强度
Fig.2 Carbon emission intensity of existing public buildings in Handan from 2002~2021

2 邯郸市既有公共建筑碳排放影响因素分析

2.1 模型建立

为了研究既有公共建筑碳排放影响因素,选择模拟碳排放幅度较常用的 STIRPAT 建筑碳排放模型,作为建筑碳排放影响因素模型。该模型主要从人口、经济、技术三方面因素进行计算分析。其中环境因素为碳排放量和碳排放强度,人口因素取邯郸市城镇常住人口(万人),经济因素为第三产业增加值,技术因素为公共建筑集中供热碳排放强度(万吨/万 m²)、既有公共建筑电力碳排放强度(万吨/万 m²)、公共建筑集中供热碳排放量(万吨)、既有公共建筑电力碳排放量(万吨);构建适合邯郸市的碳排放影响因素分析模型,并通过取对数转化为多元线性回归方程形式,便于分析计算。

因此,将碳排放强度 STIRPA 模型的表达式进一步调整为公式(1)和碳排放量 STIRPA 模型的表达式进一步调整为公式(2):

$$\ln I_1 = \alpha_1 + b_1 \ln P_1 + c_1 \ln A_1 + d_1 \ln T_1 + s_1 \ln S_1 + e_1 \tag{1}$$

$$\ln I_2 = \alpha_2 + b_2 \ln P_2 + c_2 \ln A_2 + d_2 \ln T_2 + s_2 \ln S_2 + e_2 \tag{2}$$

式中: α_1 、 α_2 为常数项系数; b_1 、 b_2 、 c_1 、 c_2 、 d_1 、 d_2 、 s_1 、 s_2 为各个因素的弹性系数; e_1 、 e_2 为随机误差项; I_1 为碳排放强度(万吨/万 m²); I_2 为碳排放量(万吨); P_1 、 P_2 为城镇常住人口(万人); A_1 、 A_2 为第三产业增加值(亿元); T_1 为集中供热碳排放强度(万吨/万 m²); T_2 为集中供热碳排放量(万吨); S_1 为电力碳排放强度(万吨/万 m²); S_2 为电力碳排放量(万吨)。

其中, b_1 、 b_2 、 c_1 、 c_2 、 d_1 、 d_2 、 s_1 、 s_2 弹性系数越高,对应因素对 I_2 、 I_1 , 影响越大。

2.2 模型计算结果分析

2.2.1 线性回归分析

将 20 组碳排放强度模型信息样本数据 ($n=20$) 导入 SPSSAU 在线分析软件进行线性回归分析,将 $\ln I_1$ 作为因变量, $\ln P_1$ 、 $\ln A_1$ 、 $\ln T_1$ 、 $\ln S_1$ 作为自变量,由表 1 可知,将 $\ln P_1$ 、 $\ln A_1$ 、 $\ln T_1$ 、 $\ln S_1$ 作为自变量,而将 $\ln I_1$ 作为因变量进行线性回归分析,可得模型公式为: $\ln I_1 = 4.655 - 1.539 \times \ln P_1 + 0.554 \times \ln A_1 - 0.020 \times \ln T_1 + 0.568 \times \ln S_1$, 模型 R^2 为 0.768, 意味着 $\ln P_1$ 、 $\ln A_1$ 、 $\ln T_1$ 、 $\ln S_1$ 可以解释 $\ln I_1$ 的 76.8% 变化原因。对模型进行 F 检验时发现模型通过 F 检验 ($F = 12.440$, $p < 0.001$), 也即说明 $\ln P_1$ 、 $\ln A_1$ 、

表 1 碳排放强度线性回归分析结果 ($n=20$)
Table 1 Results of linear regression analysis of carbon emission intensity ($n=20$)

	非标准化系数		标准化系数	回归系数显著性		共线性诊断	
	B	标准误差	Beta	t 检验	p	VIF	容忍度
常数	4.655	8.214		0.567	0.579		
$\ln P_1$	-1.539	2.48	-0.766	-0.621	0.544	98.709	0.010
$\ln A_1$	0.554	0.985	0.763	0.562	0.582	119.331	0.008
$\ln T_1$	-0.02	0.102	-0.037	-0.201	0.844	2.204	0.454
$\ln S_1$	0.568	0.177	0.872	3.215	0.006**	4.769	0.210
R^2				0.768			
调整 R^2				0.707			
F				$F(4, 15) = 12.440, p < 0.001$			
D-W 值				1.051			

注: t 代表回归系数显著性 t 检验, t 绝对值越大, 越容易显著。 p 代表显著性, $p < 0.01$ 表明在 1% 的显著性水平下拒绝回归系数为 0 的原假设, 统计结果显著; ** 代表 $p < 0.01$ 。 VIF 代表方差膨胀因子, $VIF > 10$ 存在严重多重共线性。

$\ln T_1$ 、 $\ln S_1$ 中至少一项会对 $\ln I_1$ 产生影响关系，另外，针对模型的多重共线性进行检验发现，模型中 VIF 值出现大于 10，意味着存在着共线性问题，需进一步运用岭回归或者逐步回归解决共线性问题。同时， $\ln S_1$ 会对 $\ln I_1$ 产生显著的正向影响关系。

同样将碳排放量模型信息数据导入 SPSSAU 在线分析软件进行线性回归分析，将 $\ln I_2$ 作为因变量， $\ln P_2$ 、 $\ln A_2$ 、 $\ln T_2$ 、 $\ln S_2$ 作为自变量，由表 2 可知，将 $\ln P_2$ 、 $\ln A_2$ 、 $\ln T_2$ 、 $\ln S_2$ 作为自变量，而将 $\ln I_2$ 作为因变量进行线性回归分析，可得模型公式为：

$\ln I_2 = 6.538 - 1.585 \times \ln P_2 + 0.830 \times \ln A_2 - 0.024 \times \ln T_2 + 0.572 \times \ln S_2$ ，模型 R^2 为 0.916，意味着 $\ln P_2$ 、 $\ln A_2$ 、 $\ln T_2$ 、 $\ln S_2$ 可以解释 $\ln I_2$ 的 91.6% 变化原因。对模型进行 F 检验时发现模型通过 F 检验 ($F = 41.045$ ， $p < 0.001$)，也即说明 $\ln P_2$ 、 $\ln A_2$ 、 $\ln T_2$ 、 $\ln S_2$ 中至少一项会对 $\ln I_2$ 产生影响关系。另外，针对模型的多重共线性进行检验发现，模型中 VIF 值出现大于 10，意味着存在着共线性问题，需进一步运用岭回归或者逐步回归解决共线性问题。同时， $\ln S_2$ 会对 $\ln I_2$ 产生显著的正向影响关系。

表 2 碳排放量线性回归分析结果 ($n=20$)
Table 2 Results of linear regression analysis of carbon emission ($n=20$)

	非标准化系数		标准化系数		t	p	共线性诊断	
	B	标准误差	Beta				VIF	容忍度
常数	6.538	8.471			0.772	0.452		
$\ln P_2$	-1.585	2.477	-0.474		-0.640	0.532	98.224	0.010
$\ln A_2$	0.830	1.050	0.687		0.791	0.441	135.162	0.007
$\ln T_2$	-0.024	0.102	-0.034		-0.234	0.818	3.779	0.265
$\ln S_2$	0.572	0.175	0.772		3.263	0.005**	10.024	0.100
R^2					0.916			
调整 R^2					0.894			
F					$F(4, 15) = 41.045, p < 0.001$			
D-W 值					1.011			

2.2.2 岭回归分析

针对上述碳排放强度 STRIPAT 模型进一步进行岭回归分析来解决多重共线性问题。应用 SPSSPRO 分析软件，将岭回归系数 K 设为自动值 0~1 之间。同样，将 $\ln I_1$ 作为因变量， $\ln P_1$ 、 $\ln A_1$ 、 $\ln T_1$ 、 $\ln S_1$ 作为自变量，运行岭回归分析，由图 3 可知，当 $K > 0.18$ 时，既有公共建筑碳排放强度 STRIPAT 模型回归岭迹图的变化趋势趋于稳定，各自变量的决定系数 R^2 和回归系数都较稳定。由表 3 可知，当取 $K = 0.185$ 时， F 检验的显著性 $p < 0.001$ （在 1% 显著性水平下显著），缓解了多重共线性问题，模型表现出一定的解释力度。

常数项为 -2.273， t 值为 -1.352， p 值为 0.196，未通过显著性检验 ($p > 0.05$)，表明无自变量影响下， $\ln I_1$ 与常数项间的直接关联较弱。

$\ln P_1$ 的非标准化系数为 0.076，标准化系数 (Beta) 为 0.038， t 值为 0.421， p 值为 0.679，未通过显著性检验。这表明在当前模型中， $\ln P_1$ 对 $\ln I_1$

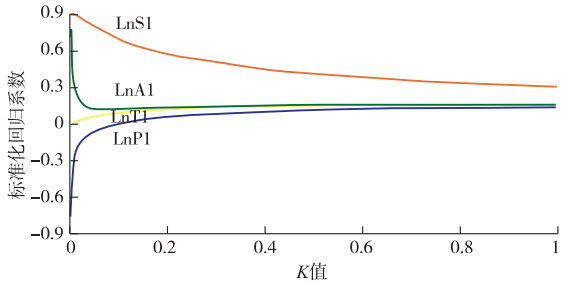


图 3 既有公共建筑碳排放强度岭迹图
Fig. 3 Carbon emission intensity ridge map of existing public buildings

的影响不显著。

$\ln A_1$ 的非标准化系数为 0.085，标准化系数为 0.118， t 值为 1.502， p 值为 0.154，未通过显著性检验。因此，在当前模型中， $\ln A_1$ 对 $\ln I_1$ 的影响不显著。

$\ln T_1$ 的非标准化系数为 0.057，标准化系数为 0.103， t 值为 0.8， p 值为 0.436，同样未通过显著性检验。这表明 $\ln T_1$ 对 $\ln I_1$ 的影响在本模型中不显著。

研究与应用

表 3 碳排放强度岭回归结果
Table 3 Carbon emission intensity ridge regression results

K=0.185	非标准化系数		标准化系数	t	p	R ²	调整 R ²	F
	B	标准误差	Beta					
常数	-2.273	1.681		-1.352	0.196			
lnP ₁	0.076	0.181	0.038	0.421	0.679			
lnA ₁	0.085	0.057	0.118	1.502	0.154	0.731	0.659	10.169
lnT ₁	0.057	0.071	0.103	0.800	0.436			(0.000 ***)
lnS ₁	0.369	0.090	0.567	4.105	0.001 ***			

因变量: lnI₁

注: ***, **, * 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。通常 $p < 0.01$ (***) 表示极显著, $p < 0.05$ (**) 表示显著, $p < 0.1$ (*) 表示边际显著/弱显著。

lnS₁ 的非标准化系数为 0.369, 标准化系数为 0.567, t 值为 4.105, p 值为 0.001, 系数高度显著。这表明在 1% 的显著性水平下, lnS₁ 与 lnI₁ 之间存在显著的正向关系, 即 lnS₁ 每增加一个单位, lnI₁ 平均增加 0.369 个单位 (在标准化, 影响更为显著, Beta 值为 0.567)。

模型整体表现方面, R^2 为 0.731, 表明自变量能解释因变量 lnI₁ 变化的 73.1%, 虽然调整 R^2 有所降低, 但仍具有较强的解释力。 F 值为 10.169, 对应 $p < 0.001$, 强烈拒绝了所有系数同时为 0 的原假设, 说明模型至少有一个自变量对因变量有显著影响。

由图 4 可知, 模型的拟合优度 R^2 为 0.731, 模型表现为较为良好, 因此, 确定岭回归方程如下:

$$\ln I_1 = 2.273 - 0.076 \times \ln P_1 + 0.085 \times \ln A_1 + 0.057 \times \ln T_1 + 0.369 \times \ln S_1 \quad (3)$$

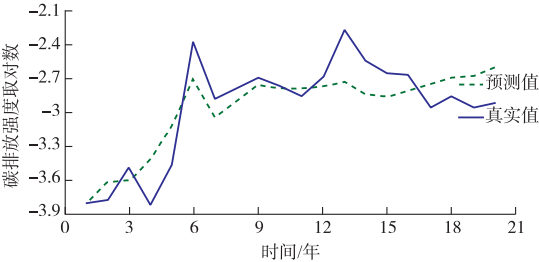


图 4 碳排放强度模型结果图
Fig. 4 Carbon emission intensity model results

进一步将邯郸市碳排放量 STRIPAT 模型进行岭回归分析来解决多重共线性问题。应用 SPSSPRO 分析软件, 将岭回归系数 K 设为自动值 0~1 之间, 同样, 将 lnI₁ 作为因变量, lnP₂、lnA₂、lnT₂、lnS₂ 作为自变量, 运行岭回归分析, 由图 5 可知, 当 $K > 0.16$ 时, 邯郸市既有公共建筑碳排放量 STRIPAT 模

型回归岭迹图的变化趋势趋于稳定, 各自变量的决定系数 R^2 和回归系数都较稳定。由表 4 可知, 当取 $K=0.166$ 时, 有效缓解了多重共线性问题, F 检验的显著性 $p < 0.001$, 表明水平上呈现显著性。

常数项为 -1.443, 其 t 值为 -0.997, 对应的 p 值不显著 ($p = 0.335$), 表明在无自变量影响时, lnI₂ 与常数项间的直接关联较弱。

lnP₂ 的非标准化系数为 0.494, 标准化系数 (Beta) 为 0.148, t 值为 2.307, p 值为 0.036, 在 5% 水平上呈现显著性。这表明在当前模型中, lnP₂ 对 lnI₂ 有正向且统计上显著的影响, 但影响相对较小。

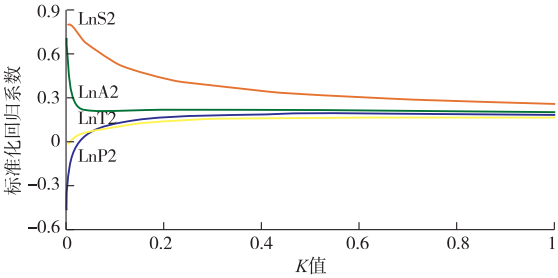


图 5 既有公共建筑碳排放量岭迹图
Fig. 5 Carbon emission ridge map of existing public buildings

lnA₂ 的非标准化系数为 0.254, 标准化系数为 0.21, t 值为 4.118, p 值为 0.001, 在 1% 水平上呈现显著性。这表明在当前模型中, lnA₂ 对 lnI₂ 有较强的正向且统计上显著影响。即 lnA₂ 每增加一个单位, lnI₂ 平均增加 0.254 个单位。

lnT₂ 的非标准化系数为 0.091, 标准化系数为 0.129, t 值为 1.442, p 值为 0.17, 未通过显著性检验。这表明 lnT₂ 对 lnI₂ 的影响在本模型中不显著。

表4 碳排放量岭回归结果
Table 4 Carbon emission ridge regression results

K=0.166	非标准化系数		标准化系数	t	p	R ²	调整 R ²	F
	B	标准误	Beta					
常数	-1.443	1.447		-0.997	0.335			
lnP ₂	0.494	0.214	0.148	2.307	0.036**			
lnA ₂	0.254	0.062	0.210	4.118	0.001***	0.894	0.866	31.705
lnT ₂	0.091	0.063	0.129	1.442	0.170			(0.000***)
lnS ₂	0.330	0.065	0.445	5.112	0.000***			

注：***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。通常 $p < 0.01$ (***) 表示极显著, $p < 0.05$ (**) 表示显著, $p < 0.1$ (*) 表示边际显著/弱显著。

lnS₂ 的非标准化系数为 0.33, 标准化系数为 0.445, t 值为 5.112, $p < 0.001$, 系数高度显著。这表明在 1% 的显著性水平下, lnS₂ 与 lnI₂ 之间存在显著的正向关系, 即 lnS₂ 每增加一个单位, lnI₂ 平均增加 0.33 个单位 (在标准化, 影响更为显著, Beta 值为 0.445)。

模型整体表现方面, R^2 为 0.894, 表明自变量能解释因变量 lnI₁ 变化的 89.4%, 虽然调整 R^2 有所降低, 但仍具有较强的解释力。 F 值为 31.705, 对应 $p < 0.001$, 强烈拒绝了所有系数同时为 0 的原假设, 说明模型至少有一个自变量对因变量有显著影响。

由图 6 可知, 模型的拟合优度 R^2 为 0.894, 模型表现为较为优秀, 因此, 确定岭回归方程如下:

$$\ln I_2 = -1.443 + 0.494 \times \ln P_2 + 0.254 \times \ln A_2 + 0.091 \times \ln T_2 + 0.33 \times \ln S_2$$

(4)

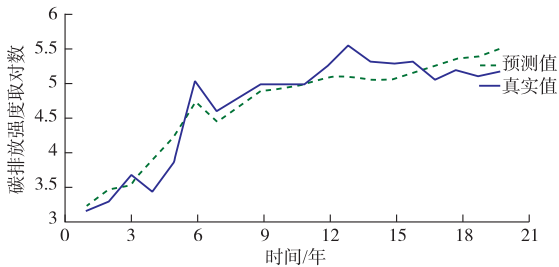


图6 碳排放量模型结果图
Fig.6 Carbon emission model results

3 结论

通过构建包含人口、第三产业增加值、碳排放量和碳排放强度因子的 STIRPAT 扩展模型, 采用线性回归与岭回归方法解析各因素对碳排放的作用机制, 得出如下结论:

(1) 邯郸市既有公共建筑碳排放量较大的能源有煤炭和电力, 其中电力碳排放量逐年上涨, 成为主要的碳排放来源。因此, 加强电力能源的管理与优化, 提高能源利用效率, 推广可再生能源利用, 降低电力碳排放水平。

(2) 公建电力碳排放强度与既有公建碳排放强度显著呈正相关, 公建电力碳排放量、第三产业增加值以及城镇人口均对邯郸市既有公共建筑碳排放量产生正向影响, 其中公建电力碳排放量最为显著。

参 考 文 献

[1] 林明超, 李晓娟, 卢家婧. 绿色建筑碳排放核算方法及减排路径研究 [J]. 上海节能, 2023 (8): 1111-1124.

[2] 张时聪, 吕燕捷, 徐伟. 64 栋超低能耗建筑最佳案例控制指标和技术路径研究 [J]. 建筑科学, 2020, 36 (6): 7-13, 135.

[3] 张孟蓉, 陈莎, 李素梅. 基于生命周期的北京风味餐厅食物消费温室气体排放与减排案例分析 [J]. 气候变化研究进展, 2021, 17 (2): 140-150.

[4] 林跃东, 单平平, 黄薇, 等. 基于 CIE-AHP 的福建省建筑碳排放评价方法研究 [J]. 福建建设科技, 2021 (2): 77-80.

[5] Alaux N, Truger B, Lackner T, et al. Public buildings: life-cycle GHG emission scenarios and reduction trajectories by 2050 [J] Journal of Physics: Conference Series, Volume 2600, Issue 15. 2023.

[6] 罗浩. 基于 Kaya 拓展模型的福建省能源消费碳排放驱动因素分析 [J]. 化学工程与装备, 2024 (8): 149-152.

[7] 王春霞, 李佳彪, 王莹. 张家口市碳排放区域差异及影响因素分析 [J]. 河北北方学院学报 (社会科学版), 2024, 40 (3): 35-41.

[8] 吕明旭. 双碳目标下河南既有建筑碳排放影响因素与路径研究 [D]. 郑州: 中原工学院, 2023.

[9] 张楚蓓. 云南省民用建筑碳排放影响因素及达峰预测研究 [D]. 昆明: 昆明理工大学, 2023.

[10] 尚青. 山东省建筑业碳排放影响因素及达峰预测研究 [D].

研究与应用

济南: 山东建筑大学, 2023.

- [11] 王红亚, 滕佳颖. 吉林省建筑业碳排放测算及 LMDI 影响因素分析 [J]. 北方建筑, 2025, 10 (3): 23-28.
- [12] 张娜. 安徽省建筑业碳排放影响因素分析及预测研究 [D]. 合肥: 安徽建筑大学, 2023.
- [13] 牛波, 段佳妮, 赛云秀, 等. 基于 LMDI 及 STIRPAT 模型的陕西省建筑业碳排放影响因素及情景预测研究 [J]. 节能, 2025, 44 (9): 109-113.

- [14] 张伟健, 季柳金, 杨恒亮, 等. STIRPAT 模型在探究江苏省建筑业碳排放影响因素中的应用 [J]. 绿色建造与智能建筑, 2026 (1): 11-14.
- [15] 邯郸市统计局, 国家统计局邯郸调查队. 邯郸统计年鉴 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2002-2022.
- [16] 张舒言, 陈国杰, 康洵, 等. 广东地区校园公共建筑墙体各因素对运行阶段碳排放量的敏感性分析 [J]. 南华大学学报 (自然科学版), 2025, 39 (5): 56-66.

(上接第 106 页)

(1) 断层带影响区隧道变形具有显著时空差异性特征。监测数据显示: 围岩变形呈现加速-缓变-再加速的三阶段演化规律, 最大拱顶沉降达 541.7 mm, 水平收敛突破 600.5 mm, 变形持续时间较长; 变形空间分布表现为距断层带越近变形量越大, 且呈现明显的非对称性。

(2) 断层带隧道支护体系荷载传递呈现动态重分布特性。双层初期支护系统承担了主要的围岩荷载, 其中第二层支护钢架内力峰值达 20 MPa, 既有支护体系存在结构性安全隐患。仰拱区域围岩压力持续发展至 1.6 MPa, 是导致断层带隧道支护失效的关键因素。

(3) 针对断层带隧道提出了支护加固措施, 采用套拱加固、超前加固及断面优化等改进方案, 通过对处置段变形监测判断隧道变形基本处于稳定阶段, 验证了改进加固措施的有效性。

参 考 文 献

- [1] 李智超, 吴中海, 卢海峰, 等. 程海断裂带期纳—宾川段晚新生代活动特征及其对川滇块体挤出的构造指示 [J]. 地质学报, 2025, 99 (9): 2908-2927.
- [2] 黄小龙, 吴中海, 刘锋, 等. 滇西北程海断裂带主要古地震滑坡及其分布特征的构造解释 [J]. 地学前缘, 2021, 28 (2): 125-139.
- [3] 唐锐, 李世琦, 王俊, 等. 富水断裂带隧道涌水突泥灾害机制及处治技术研究 [J]. 地下空间与工程学报, 2021, 17 (4): 1264-1272, 1290.
- [4] 李辉. 客运专线铁路大断面隧道断层涌水、涌泥处治技术研究 [J]. 铁道标准设计, 2017, 61 (7): 131-136.
- [5] Guo Xiaoxiong, Wang Ning, Xu Xueliang, et al. Analysis of extent of

deformation range and failure characteristics of rocks surrounding a tunnel crossing fault zone based on FDEM [J]. Advances in Civil Engineering, 2022, 2022: 9643584.

- [6] Cao Chengyong, Shi Chenghua, Lei Mingfeng, et al. Squeezing failure of tunnels: a case study [J]. Tunnelling and Underground Space Technology, 2018, 77: 188-203.
- [7] 刘晓龙, 孙闯, 王慧, 等. 含断层偏压隧道围岩变形机理及支护方案优化 [J]. 中国地质灾害与防治学报, 2025, 36 (1): 108-118.
- [8] 杨晓芳, 李玉倩, 吴金刚. 某高速深埋隧道断层构造带围岩变形破坏分析与防控 [J]. 公路交通科技, 2022, 39 (6): 103-110, 118.
- [9] Wang Yingchao, Jing Hongwen, Su Haijian, et al. Effect of a fault fracture zone on the stability of tunnel-surrounding rock [J]. International Journal of Geomechanics, 2017, 17 (6): 04016135.
- [10] 王永雷, 石宣, 张文接, 等. 穿越断层隧道留核心土开挖支护参数优化分析 [J]. 公路与汽运, 2024, 40 (6): 132-138.
- [11] 万飞, 谭忠盛, 马栋. 关角隧道 F2-1 断层破碎带支护结构优化设计 [J]. 岩石力学与工程学报, 2014, 33 (3): 531-538.
- [12] Huo Shusen, Tao Zhigang, He Manchao, et al. Deformation mechanism and NPR anchor cable truss coupling support in tunnel through fault fracture zone [J]. Journal of Mountain Science, 2025, 22 (1): 354-374.
- [13] Zheng Chengcheng, He Peng, Wang Gang, et al. Study on the instability of surrounding rock and optimization of support systems in fault-crossing tunnels [J]. Bulletin of Engineering Geology and the Environment, 2025, 84 (2): 71.
- [14] Tan Dongmei, Tao Yu, Ji Baifeng, et al. Full-section deformation monitoring of high-altitude fault tunnels based on three-dimensional laser scanning technology [J]. Sensors, 2024, 24 (8): 2499.
- [15] 陈绍恺, 蔡海兵, 姚方兴, 等. 断层破碎带隧道围岩变形监测技术及应用 [J]. 低温建筑技术, 2025, 47 (1): 105-109.