

基于时间序列的全国新型能源发电量模型建立与预测分析

宋婉宁, 覃丽娟, 吕萌, 周影慧, 高婉琪, 陈佳男, 白晓东

大连民族大学理学院, 辽宁 大连

收稿日期: 2024年12月16日; 录用日期: 2025年1月9日; 发布日期: 2025年1月16日

摘要

研究新型能源的发电能力可以为我国发电量的可持续发展提供有效策略。本文选取我国总发电量和新型能源发电量作为研究对象, 采用ARIMA模型、二次移动平均预测模型、Holt线性指数平滑预测模型以及灰色预测模型, 对我国发电量的时间序列进行模型拟合、预测及精度分析。结果显示, 对于总发电量序列, 二次移动平均、Holt线性指数平滑和灰色预测模型的组合模型具有较高的拟合精度; 对于水电、核电发电量序列, 二次移动平均预测模型表现出较好的拟合效果; 对于风电、太阳能发电量序列, 灰色预测模型的拟合精度最佳, 大多数数据的预测值与拟合值的相对误差不超过10%。此外, 研究预测2024至2025年间风电和太阳能发电量将快速增长, 推动我国总发电量持续上升。

关键词

新能源发电, ARIMA模型, 二次移动平均, Holt线性指数平滑, 灰色预测

Time Series-Based Modeling and Forecast Analysis of National New Energy Power Generation

Wanning Song, Lijuan Qin, Meng Lv, Yinghui Zhou, Wanqi Gao, Jianan Chen, Xiaodong Bai

School of Science, Dalian Minzu University, Dalian Liaoning

Received: Dec. 16th, 2024; accepted: Jan. 9th, 2025; published: Jan. 16th, 2025

Abstract

The study of power generation capacity from new energy sources offers effective strategies for the sustainable development of electricity generation in China. This paper analyzes China's total elec-

文章引用: 宋婉宁, 覃丽娟, 吕萌, 周影慧, 高婉琪, 陈佳男, 白晓东. 基于时间序列的全国新型能源发电量模型建立与预测分析[J]. 数据挖掘, 2025, 15(1): 40-54. DOI: [10.12677/hjdm.2025.151004](https://doi.org/10.12677/hjdm.2025.151004)

city generation and new energy generation using the ARIMA model, the quadratic moving average forecasting model, Holt's linear exponential smoothing model, and the grey forecasting model. These models are applied to fit, forecast, and evaluate the accuracy of the time series data on electricity generation. Results indicate that, for the total electricity generation series, a combination model based on the quadratic moving average, Holt's linear exponential smoothing, and grey forecasting models achieve high fitting accuracy. For hydropower and nuclear power generation, the quadratic moving average model provides the best fit, while the grey forecasting model is most accurate for wind and solar power generation, with most forecasted values exhibiting a relative error below 10%. Furthermore, the study predicts a rapid increase in wind and solar power generation between 2024 and 2025, contributing to a sustained annual rise in China's total electricity output.

Keywords

New Energy Power Generation, ARIMA Model, Quadratic Moving Average, Holt Linear Exponential Smoothing, Grey Forecasting

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

研究背景及意义

在全球能源转型趋势的推动下，我国明确了“双碳”目标，全国非化石能源发电量占比显著提高，特别是在水电、核电、风电和太阳能发电领域，非化石能源发电量大幅增长。推动构建以清洁低碳能源为主体的新型电力系统，并取得了显著的电力发展成果，中国的电力产量已稳居全球首位，占全球总量的30%。

本文的研究以全国总发电量及新型能源发电量为核心，通过时间序列预测模型(如 ARIMA、二次移动平均、Holt 线性指数平滑等)对我国新型能源发电量进行科学有效的预测分析。此研究不仅能为我国电力发展规划提供参考，还可有效推动清洁能源的应用和发展。结合“十四五”规划，研究提出合理的新能源发电措施，助力我国实现绿色可持续发展目标。

2. 预备知识及数据来源

2.1. 预备知识

2.1.1. ARIMA 模型

ARIMA 模型是由 Box 和 Jenkins 于上世纪 70 年代初提出的。设 $\{x_t, t \in T\}$ 为一个序列，则求和自回归移动平均模型，简记为 ARIMA(p, d, q)，模型结构如下：

$$\Phi(B)\nabla^d x_t = \Theta(B)\varepsilon_t$$

其中， ε_t 均值为零，方差为 δ_ε^2 的白噪声， $E(x_s \varepsilon_t) = 0, \forall s < t$ ； $\nabla^d = (1 - B)^d$ ； $\Phi(B) = 1 - \phi_1 B - \cdots - \phi_p B^p$ 为平稳可逆的 ARMA(p, q) 模型的自回归系数多项式； $\Theta(B) = 1 - \theta_1 B - \cdots - \theta_q B^q$ 为平稳可逆的 ARMA(p, q) 模型的移动平滑系数多项式[1]。

2.1.2. 二次移动平均法原理

移动平均法是 1884 年由英国波因廷教授提出的，是根据某一时间序列特定时间点周围一定数量的观测值的平均来平滑时间序列不规则的波动部分，从而显示出其特定的变化规律[2]。设时间序列 $\{x_t\}$ 从某一时期开始具有线性趋势，且认为未来时期也按此线性趋势变化，则此线性趋势预测模型为：

$$\hat{x}_{t+T} = a_t + b_t T, T = 1, 2, \dots$$

其中， t 为当前时期数， T 为由 t 时期至预测期的期间隔个数， a_t 为线性模型的截距， b_t 为线性模型的斜率。现根据移动平均值来确定 a_t, b_t 两个平滑系数。由式(2.2)可知：

$$\begin{aligned} a_t &= x_t \\ x_{t-1} &= x_t - b_t \\ &\vdots \\ x_{t-n+1} &= x_t - (n-1)b_t \end{aligned}$$

所以

$$\begin{aligned} \hat{l}_t &= \frac{x_t + x_{t-1} + \dots + x_{t-n+1}}{n} = \frac{x_t + (x_t - b_t) + \dots + [x_t - (n-1)b_t]}{n} \\ &= \frac{nx_t - [1 + 2 + \dots + (n-1)]b_t}{n} = x_t - \frac{n-1}{2}b_t \end{aligned}$$

于是，可得到 a_t, b_t 平滑系数的计算公式为：

$$\begin{cases} a_t = 2\hat{l}_t - \hat{L}_t \\ b_t = \frac{2}{n-1}(\hat{l}_t - \hat{L}_t) \end{cases}$$

2.1.3. Holt 线性指数平滑法原理

Holt 线性指数平滑法也称二次指数平滑法，最早是由美国统计学家 Charles C. Holt 于 1957 年提出的，其是在简单指数平滑的基础上添加了趋势项 $\{r_t\}$ ，则第 t 期的估计值为：

$$\hat{x}_t = x_{t-1} + r_{t-1}$$

现用第 t 期的观察值和估计值的加权平均数作为第 t 期的修均值，即：

$$\hat{x}_t = \alpha x_t + (1-\alpha) \hat{x}_t = \alpha x_t + (1-\alpha)(x_{t-1} + r_{t-1}), 0 < \alpha < 1$$

由于 $\{r_t\}$ 也是随机序列，为了使得修均序列 $\{\tilde{x}_t\}$ 更平滑，现对 $\{r_t\}$ 也进行修均，即：

$$r_t = \beta(\tilde{x}_t - \tilde{x}_{t-1}) + (1-\beta)r_{t-1}, 0 < \beta < 1$$

从而，可以得到 Holt 线性指数平滑预测模型，其公式为：

$$\begin{cases} \tilde{x}_t = \alpha x_t + (1-\alpha)(\tilde{x}_{t-1} + r_{t-1}) \\ r_t = \beta(\tilde{x}_t - \tilde{x}_{t-1}) + (1-\beta)r_{t-1} \\ \tilde{x}_{t+T} = \tilde{x}_t + r_t^T \end{cases}$$

式中， \tilde{x}_{t+T} 表示第 $t+T$ 期的预测值， α 为水平平滑系数， β 为趋势平滑系数，取值范围均为 $[0, 1]$ 。平滑系数 α, β 的确定方法与简单指数平滑法相同。

2.1.4. 灰色预测模型

灰色系统理论是由邓聚龙教授于 1982 年提出的，把既含有已知信息又含有未知信息的系统称为灰色

系统[3]。为了保证建立灰色预测模型的可行性，先对训练数据作级比检验。

设时间序列为 $x^{(0)} = (x^{(0)}(1), x^{(0)}(2), \dots, x^{(0)}(n))$ ，计算序列的级比

$$\lambda(k) = \frac{x^{(0)}(k-1)}{x^{(0)}(k)}, k = 2, 3, \dots, 8$$

如果所有的级比 $\lambda(k)$ 都落在可容覆盖 $\Theta = \left(e^{-\frac{2}{k+1}}, e^{\frac{2}{k+2}}\right)$ 内，则序列 $x^{(0)}$ 可以作为模型 GM(1,1) 的训练

数据进行灰色预测。如果级比检验不通过，则需要对序列 $x^{(0)}$ 做平移变换等处理，使其落入可容覆盖 Θ 内，即

$$y^{(0)}(k) = x^{(0)}(k) + c, k = 1, 2, \dots, 8$$

通过级比检验之后，将原序列进行一次累加生成累加序列：

$$\begin{aligned} x^{(1)} &= (x^{(1)}(1), x^{(1)}(2), \dots, x^{(1)}(n)) \\ &= (x^{(0)}(1), x^{(0)}(1) + x^{(0)}(2), \dots, x^{(0)}(1) + x^{(0)}(2) + \dots + x^{(0)}(10)) \end{aligned}$$

式中， $x^{(1)}(t) = \sum_{i=1}^t x^{(0)}(i), t = 1, 2, \dots, n$ 。 $x^{(1)}$ 的均值生成均值序列：

$$z^{(1)}(t) = (z^{(1)}(2), z^{(1)}(3), \dots, z^{(1)}(n))$$

式中， $z^{(1)}(t) = 0.5x^{(1)}(t) + 0.5x^{(1)}(t-1), t = 2, 3, \dots, n$ 。

进而，建立灰微分方程：

$$x^{(0)}(t) + az^{(1)}(t) = b, t = 2, 3, \dots, n$$

相对应的白化微分方程为：

$$\frac{dx^{(1)}}{dt} - ax^{(1)}(t) = b$$

记

$$u = [a, b]^T, Y = [x^{(0)}(2), x^{(0)}(3), \dots, x^{(0)}(n)]^T, B = \begin{bmatrix} -z^{(1)}(2) & 1 \\ -z^{(1)}(3) & 1 \\ \vdots & \vdots \\ -z^{(1)}(n) & 1 \end{bmatrix},$$

则由最小二乘法，求得使 $J(u) = (Y - Bu)^T(Y - Bu)$ 达到最小值的 u 的估计值为：

$$\hat{u} = [\hat{a}, \hat{b}]^T = (B^T B)^{-1} B^T Y$$

于是，求解方程(2.19)得到累加序列 $x^{(1)}$ 的灰色预测模型：

$$\hat{x}^{(1)}(t+1) = \left(x^{(0)}(1) - \frac{\hat{b}}{\hat{a}}\right) e^{-\hat{a}t} + \frac{\hat{b}}{\hat{a}}, t = 0, 1, \dots, n-1, \dots$$

由此，得到原始序列 $x^{(0)}$ 的灰色预测模型：

$$\hat{x}^{(0)}(t+1) = \hat{x}^{(1)}(t+1) - \hat{x}^{(1)}(t)$$

2.2. 数据来源

本文数据来源于《中国电力统计年鉴》。选取了 2000 年至 2018 年全国总发电量、新型能源发电量(水能、核能、风能、太阳能)数据作为训练集用于训练模型，将 2019 年至 2022 年的数据作为测试集，用于检验模型的准确性。为了简便标注，时间变量 2000 年至 2022 年对应代码为 $t=1, 2, \dots, 23$ 。

3. 平稳性检验

针对全国发电量、新型能源发电量(水能、核能、风能、太阳能)五个序列特征绘制时序图对序列数据有一个初步认识进行观察。见图 1~5。从图中可以看出，时序图呈现明显增长趋势，因此可以确定该序列是非平稳序列。我们进一步对原序列进行差分运算提取线性趋势，对差分序列进行白噪声检验时，结果显示显著性大于 0.05，则可以说明差分序列为白噪声序列，处理后的序列可以进行后续建模分析。

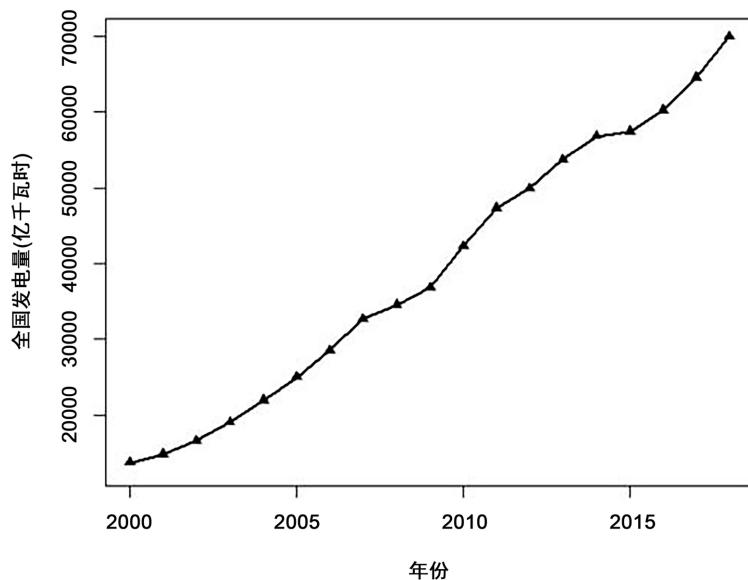


Figure 1. Time series chart of national power generation from 2000 to 2018
图 1. 2000~2018 年全国发电量的时序图

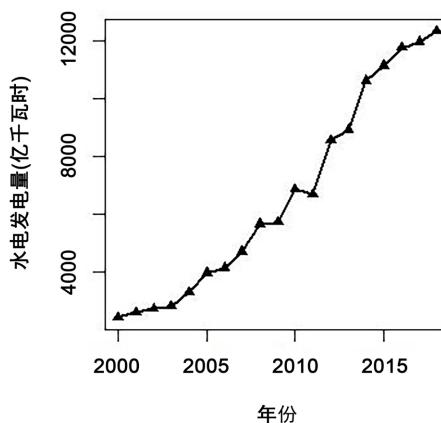


Figure 2. Time series chart of hydroelectric power generation from 2000 to 2018
图 2. 2000~2018 年水电发电量时序图

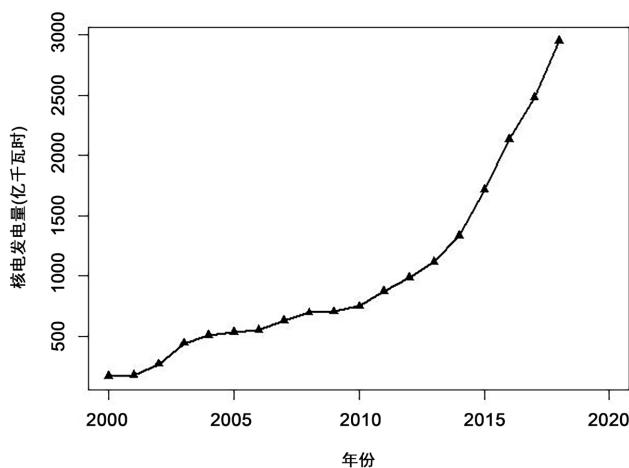


Figure 3. Time series chart of nuclear power generation from 2000 to 2018
图 3. 2000~2018 年核能发电量时序图

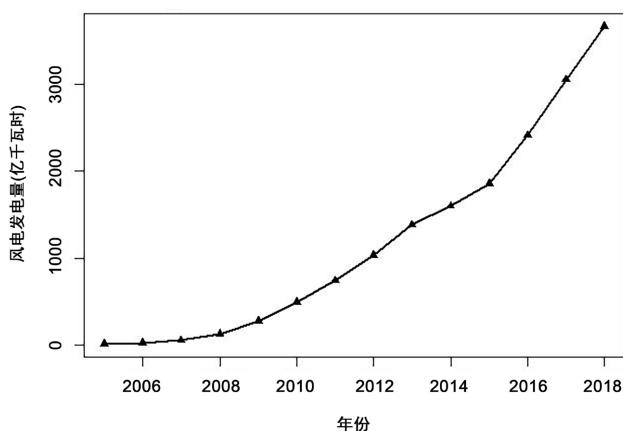


Figure 4. Time series chart of wind power generation from 2005 to 2018
图 4. 2005~2018 年风能发电量时序图

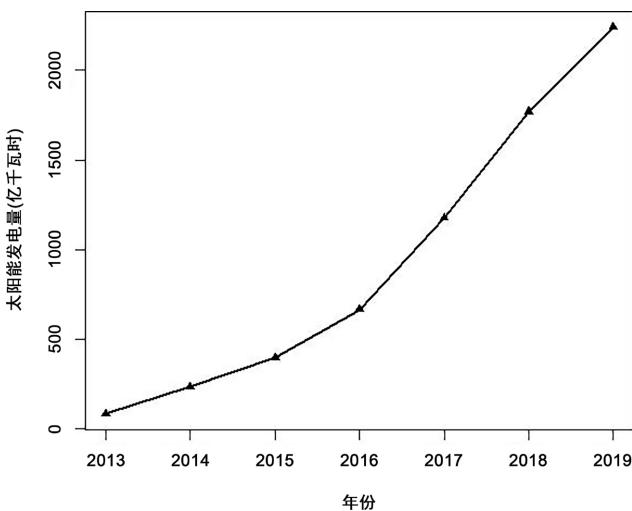


Figure 5. Time series chart of solar power generation from 2013 to 2019
图 5. 2013~2019 年太阳能发电量时序图

4. 模型建立

4.1. Holt 线性指数平滑预测模型

对于序列含有明显线性趋势的数据，采用 Holt 线性指数平滑法进行预测绘制出预测图见图 6，模型见表 1。

Table 1. Construction of holt linear exponential prediction model
表 1. Holt 线性指数预测模型的构建

	预测模型	模型拟合平均误差
总发电量	$\hat{x}_{19+T} = \tilde{x}_{19} + r_{19} \times T = 69947 + 4160.77 \times T$	2.44%
水发电量	$\hat{x}_{water} = \tilde{x}_{19} + r_{19} \times T = 12420.5230 + 128.8724 \times T$	6.61%
核发电量	$\hat{x}_{nuclear} = \tilde{x}_{19} + r_{19} \times T = 2950 + 469 \times T$	4.96%
风发电量	$\hat{x}_{wind} = \tilde{x}_{19} + r_{19} \times T = 3658 + 612 \times T$	7.98%

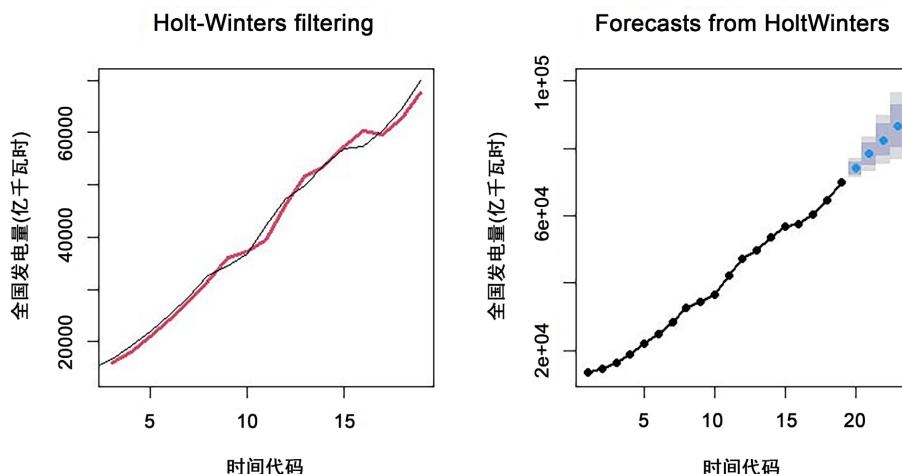


Figure 6. Fitting prediction diagram of Holt linear index smoothing prediction model for national power generation

图 6. 全国发电量 Holt 线性指数平滑预测模型拟合预测图

4.2. 灰色预测模型构建

使用 R 语言对数据进行级比检验，输出结果为数据通过级比检验。进而开始建立灰色预测模型，建立出来的预测模型见表 2、总发电量灰色预测模型拟合图见图 7。

Table 2. Construction table of grey prediction model
表 2. 灰色预测模型构建表

	预测模型	模型拟合平均误差
总发电量	$\hat{x}^{(0)}(t+1) = \hat{x}^{(1)}(t+1) - \hat{x}^{(1)}(t)$	1.46%
水发电量	$\hat{x}_{water}^{(0)}(t+1) = \hat{x}^{(1)}(t+1) - \hat{x}^{(1)}(t) - 2723$	15.04%
核发电量	$\hat{x}_{nuclear}^{(0)}(t+1) = \hat{x}^{(1)}(t+1) - \hat{x}^{(1)}(t) - 584$	4.96%

续表

风发电量	$\hat{x}_{wind}^{(0)}(t+1) = \hat{x}^{(1)}(t+1) - \hat{x}^{(1)}(t) - 918$	3.22%
太阳能发电量	$\hat{x}_{solar}^{(0)}(t+1) = \hat{x}^{(1)}(t+1) - \hat{x}^{(1)}(t) - 1142$	9.52%

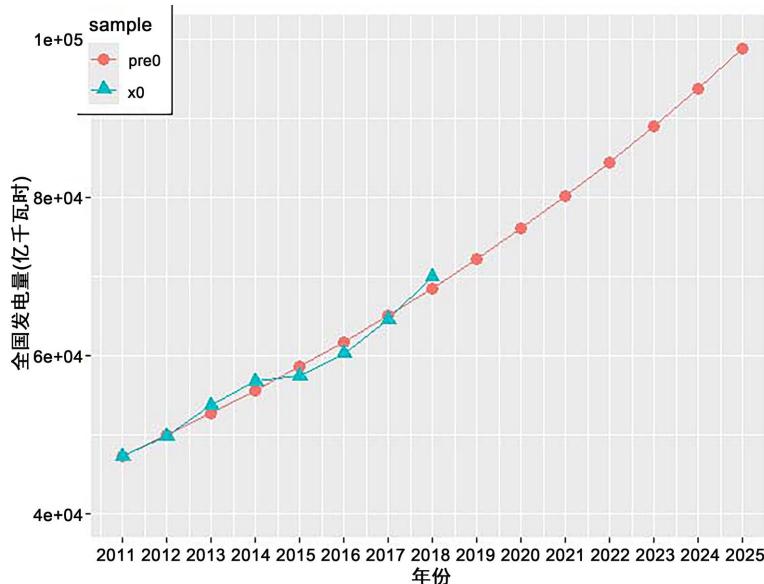


Figure 7. Grey model fitting diagram of total power generation
 图 7. 总发电量灰色模型拟合图

4.3. ARIMA 模型

通过绘制时序图、自相关图和偏自相关图可知，水电、核电序列呈现单调递增趋势，一阶差分后序列的自相关图分别呈现出拖尾和截尾特征见图 8。同时对于新能源序列进行的是未来三期的预测，与其他模型相比，ARIMA 模型具有较高的预测精度和可靠性并且更适合进行短期、线性时间序列的预测，因此引入 ARIMA 模型进行模型对比分析。根据图 8 自相关函数和偏自相关函数的特征，对 ARIMA 模型进行初步定阶见表 3，得出水能发电的拟合模型为 ARIMA(3,2,0)，核能发电的拟合模型为 ARIMA(0,1,2)。对于风能和太阳能序列，1 阶差分后的序列为白噪声序列，因此不考虑使用 ARIMA 模型进行建模。

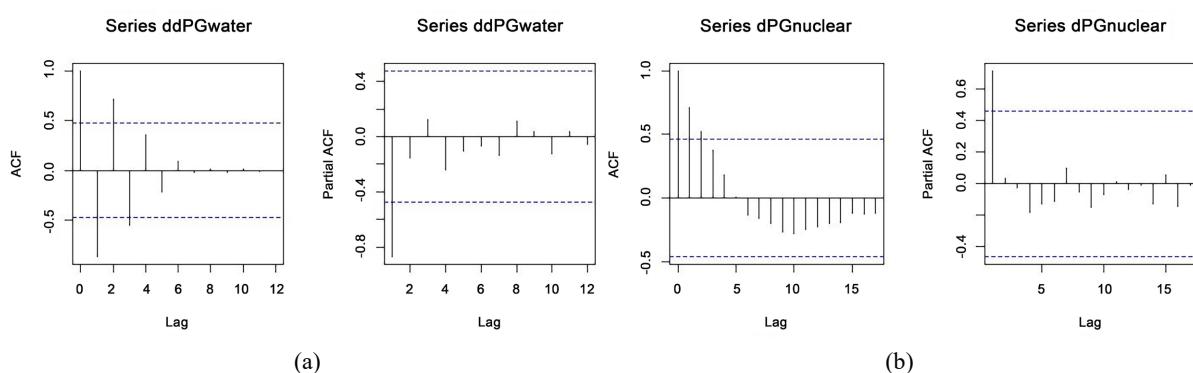


Figure 8. Autocorrelation function diagram and partial autocorrelation function diagram of hydroelectric and nuclear power differential sequences

图 8. 水电、核电差分序列的自相关函数图和偏自相关函数图

Table 3. ARIMA models for hydroelectric and nuclear power generation
表 3. 水发电量和核发电量的 ARIMA 模型

模型		模型拟合结果
水发电量	ARIMA(3,2,0)	$x_t = 1.0758x_{t-1} + 2.8614x_{t-2} - 0.1846x_{t-3} - 0.2582x_{t-4} + 0.1356x_{t-4} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, 196204)$
核发电量	ARIMA(0,1,2)	$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t - 1.1775\varepsilon_{t-1} - \varepsilon_{t-2}, \varepsilon_t \sim N(0, 8651)$

再分别对残差序列作白噪声检验，延迟 6 阶的白噪声和延迟 12 阶的白噪声检验的 p 值均大于 0.05，说明残差序列为白噪声序列。因此 ARIMA(3,2,0) 与 ARIMA(0,1,2) 模型都显著成立。

4.4. 二次移动平均预测模型

依据二次移动平均预测模型原理，取移动平均的项数 $n=3$ ，分别对水电发电量序列、核电发电量序列、总发电量与风电发电量序列进行二次移动平均。使用 R 语言输出见表 4、表 5 所示，模型公式见表 6。

Table 4. The result of secondary moving average of hydropower generation and nuclear power generation
表 4. 水电发电量、核电发电量二次移动平均结果

年份	总计	l_t	L_t	a_t	b_t	总计	l_t	L_t	a_t	b_t
2000	2431					167				
2001	2611					175				
2002	2746	2596				265	202.33			
2003	2813	2723.33				439	293.00			
2004	3310	2956.33	2758.56	3154.11	197.78	505	403.00	299.44	506.56	103.56
2005	3964	3362.33	3014	3710.67	348.33	531	491.67	395.89	587.44	95.78
2006	4148	3807.33	3375.33	4239.33	432	548	528.00	474.22	581.78	53.78
2007	4714	4275.33	3815	4735.67	460.33	629	569.33	529.67	609.00	39.67
2008	5655	4839	4307.22	5370.78	531.78	692	623.00	573.44	672.56	49.56
2009	5717	5362	4825.44	5898.56	536.56	701	674.00	622.11	725.89	51.89
2010	6867	6079.67	5426.89	6732.44	652.78	747	713.33	670.11	756.56	43.22
2011	6681	6421.67	5954.44	6888.89	467.22	872	773.33	720.22	826.44	53.11
2012	8556	7368	6623.11	8112.89	744.89	983	867.33	784.67	950.00	82.67
2013	8921	8052.67	7280.78	8824.56	771.89	1115	990.00	876.89	1103.11	113.11
2014	10,601	9359.33	8260	10458.67	1099.33	1332	1143.33	1000.22	1286.44	143.11
2015	11,127	10216.33	9209.44	11223.22	1006.89	1714	1387.00	117344	1600.56	213.56
2016	11,748	11158.67	10244.78	12072.56	913.89	2132	1726.00	1418.78	2033.22	307.22
2017	11,947	11607.33	10994.11	12220.56	613.22	2481	2109.00	1740.67	2477.33	368.33
2018	12,321	12005.33	11590.44	12420.22	414.89	2950	2521.00	2118.67	2923.33	402.33

Table 5. Secondary moving average results of total power generation and wind power generation
表 5. 总发电量、风电发电量二次移动平均结果

年份	总计	<i>lt</i>	<i>Lt</i>	<i>at</i>	<i>bt</i>	总计	<i>lt</i>	<i>Lt</i>	<i>at</i>	<i>bt</i>
2000	13,685									
2001	14,839									
2002	16,542	15022								
2003	19,052	16811								
2004	21,944	19179.33	17004.11	21354.56	2175.22					
2005	24,975	21990.33	19326.89	24653.78	2663.44	16				
2006	28,499	25139.33	22103	28175.67	3036.33	28				
2007	32,644	28706	25278.56	32133.44	3427.44	57	30.33			
2008	34,510	31884.33	28576.56	35192.11	3307.78	131	72			
2009	36,812	34655.33	31748.56	37562.11	2906.78	276	154.67	85.67	223.67	69
2010	42,278	37866.67	34802.11	40931.22	3064.56	494	300.33	175.67	425	124.67
2011	47,306	42132	38218	46046	3914	741	503.67	319.56	687.78	184.11
2012	49,865	46483	42160.56	50805.44	4322.44	1030	755	519.67	990.33	235.33
2013	53,721	50297.33	46304.11	54290.56	3993.22	1383	1051.33	770	1332.67	281.33
2014	56,801	53462.33	50080.89	56843.78	3381.44	1598	1337	1047.78	1626.22	289.22
2015	57,400	55974	53244.56	58703.44	2729.44	1856	1612.33	1333.56	1891.11	278.78
2016	60,228	58143	55859.78	60426.22	2283.22	2409	1954.33	1634.56	2274.11	319.78
2017	64,529	60719	58278.67	63159.33	2440.33	3046	2437	2001.22	2872.78	435.78
2018	69,947	64901.33	61254.44	68548.22	3646.89	3658	3037.67	2476.33	3599	561.33

Table 6. Secondary moving average prediction model for total power generation and new energy power generation
表 6. 总发电量和新型能源发电量二次移动平均预测模型

预测模型	
总发电量	$\hat{x} = a_{19} + b_{19}T = 68548.22 + 3646.89T, T = 1, 2, 3, 4$
水发电量	$\hat{x}_{water} = a_{19} + b_{19}T = 12420.22 + 414.89T, T = 1, 2, 3, 4$
核发电量	$\hat{x}_{nuclear} = a_{19} + b_{19}T = 2923.33 + 402.33T, T = 1, 2, 3, 4$
风发电量	$\hat{x}_{wind} = a_{19} + b_{19}T = 3599 + 561.33T, T = 1, 2, 3, 4$

5. 模型优化

在进行总发电量序列模型建立中发现，在拟合结果中，灰色预测模型的平均相对误差是最小的，而在预测结果中，Holt 线性指数平滑模型的平均相对误差是最小的。这表示单一预测模型可能存在拟合精度高的假象，为提高预测精度，考虑使用组合预测模型。

选取 2011 年至 2018 年的全国发电量数据，利用方差倒数加权法对二次移动平均预测模型、Holt 线性指数平滑预测模型和灰色预测模型这三个单一模型进行组合，通过计算得到权重系数依次为：0.8325，0.0412，0.1263。即得到的组合预测模型如下：

$$x_t = 0.8325x_{1t} + 0.0412x_{2t} + 0.1263x_{3t}$$

从拟合结果可以看出,组合预测模型的拟合平均相对误差为1.38%与各项单一预测模型对比误差最小,拟合效果最好。基于组合预测模型的2019年至2022年全国发电量预测平均相对误差为1.33%,低于各项单一预测模型,故拟合和预测效果均是最佳的。

6. 模型预测分析

6.1. 总发电量预测分析

模型拟合预测效果见表7,可以看出,灰色预测模型的平均相对误差较其他两个单一预测模型是最小的,为1.46%。但是,灰色预测模型的预测平均相对误差却比Holt线性指数平滑模型的大,为1.47%。从拟合结果可以看出,组合预测模型的拟合平均相对误差为1.38%,与各项单一预测模型对比误差最小,拟合效果最好。基于组合预测模型的2019年至2022年全国发电量预测平均相对误差为1.33%,低于各项单一预测模型,故拟合和预测效果均是最佳的,见表8和表9。

Table 7. The fitting result of single prediction model of total power generation

表7. 总发电量单一预测模型拟合结果

年份	实际值	二次移动平均预测模型		Holt线性指数平滑模型		灰色预测模型	
		拟合值	相对误差	拟合值	相对误差	拟合值	相对误差
2011	47,306	46046	0.0266	46076.07	0.026	47306	0
2012	49,865	50805.44	0.0189	51620.63	0.0352	50096.29	0.0046
2013	53,721	54290.56	0.0106	53442.28	0.0052	52779.87	0.0175
2014	56,801	56843.78	0.0008	57415.34	0.0108	55607.22	0.021
2015	57,400	58703.44	0.0227	60237.32	0.0494	58586.02	0.0207
2016	60,228	60426.22	0.0033	59644.68	0.0097	61724.4	0.0248
2017	64,529	63159.33	0.0212	62717.67	0.0281	65030.89	0.0078
2018	69,947	68548.22	0.0199	67779.41	0.031	68514.5	0.0205
平均相对误差		0.0155		0.0244		0.0146	
年份	实际值	二次移动平均预测模型		Holt线性指数平滑模型		灰色预测模型	
		预测值	相对误差	预测值	相对误差	预测值	相对误差
2019	73,269	72195.11	0.0147	74107.77	0.0114	72184.73	0.0148
2020	76,264	75841	0.0055	78268.55	0.0263	76051.57	0.0028
2021	81,122	79488.89	0.0201	82429.32	0.0161	80125.55	0.0123
2022	86,939	83135.78	0.0437	86590.1	0.004	84417.76	0.029
平均相对误差		0.021		0.0145		0.0147	

Table 8. Fitting and prediction results of the prediction model for the total energy generation portfolio

表8. 总发电量组合预测模型拟合和预测结果

年份	实际值	拟合值	相对误差
2011	47,306	46579.96	0.0153
2012	49,865	50640.53	0.0156
2013	53,721	53517.99	0.0038

续表

2014	56,801	56417.71	0.0067
2015	57,400	58904.13	0.0262
2016	60,228	60843.94	0.0102
2017	64,529	63873.2	0.0102
2018	69,947	68408.76	0.022
平均相对误差		0.0138	
年份	实际值	预测值	相对误差
2019	73,269	72502.47	0.0105
2020	76,264	76325.47	0.0008
2021	81,122	80235.44	0.0109
2022	86,939	84237.05	0.0311
平均相对误差		0.0133	

Table 9. Forecast results of total power generation in 2023~2025**表 9.** 2023~2025 年总发电量预测结果

年份	2023	2024	2025
总发电(亿千瓦时)	88335.20	92535.06	96842.10

6.2. 新型能源发电量预测分析

根据《“十四五”可再生能源发展规划》的可再生能源发电目标指出，到 2025 年，我国可再生能源发电量达到 3.3 万亿千瓦时左右。结合预测结果见表 10~13，分析得出，水能、核能、风能和太阳能这四类可再生能源的 2025 年发电量总共达到 42243.79 亿千瓦时，将会基本实现发展规划目标。风电、太阳能发电量的增速在 2024 年和 2025 年均超过水电、核电的增速，且均以两位数的增速快速增长，见表 14。

Table 10. Fitting and prediction results of hydropower forecasting models**表 10.** 水电预测模型的拟合和预测结果

年份	实际值	ARIMA		二次移动平均		Holt 线性指数平滑		GM(1,1)	
		拟合值	误差	拟合值	误差	拟合值	误差	拟合值	误差
2009	5717	6190.64	0.0828	5898.56	0.0316	6196.49	0.0839	5717	0
2010	6867	6648.07	0.0319	6732.44	0.0196	6404.85	0.0673	7083.44	0.0315
2011	6681	7050.89	0.0554	6888.89	0.0311	7394.54	0.1068	7685.56	0.1504
2012	8556	7624.67	0.1089	8112.89	0.0518	7332.71	0.143	8324.64	0.027
2013	8921	8656.4	0.0297	8824.56	0.0108	9029.76	0.0122	9002.96	0.0092
2014	10,601	10527.15	0.007	10458.67	0.0134	9924.87	0.0638	9722.92	0.0828
2015	11,127	11325.57	0.0178	11223.22	0.0086	11633.17	0.0455	10487.1	0.0575
2016	11,748	12531.83	0.0667	12072.56	0.0276	12401.69	0.0556	11298.19	0.0383

续表

2017	11,947	12444.55	0.0416	12220.56	0.0229	12724.27	0.0651	12159.09	0.0178
2018	12,321	12380.73	0.0048	12420.22	0.0081	12545.45	0.0182	13072.84	0.061
平均相对误差									
年份 实际值 ARIMA 二次移动平均 Holt 线性指数平滑 GM(1,1)									
		预测值	误差	预测值	误差	预测值	误差	预测值	误差
2019	13,021	12540.66	0.0369	12835.11	0.0143	12549.4	0.0362	14042.69	0.0785
2020	13,553	12848	0.052	13249.99	0.0224	12678.27	0.0645	15072.1	0.1121
2021	13,401	13096.04	0.0228	13664.89	0.0197	12807.14	0.0443	16164.71	0.2062
2022	13,522	13379.09	0.0106	14079.78	0.0413	12936.01	0.0433	17324.41	0.2812
平均相对误差									
		0.0306		0.0244		0.0471		0.1695	

6.2.1. 风能发电量的模型预测分析

Table 11. Fitting and prediction results of wind power prediction models

表 11. 风电预测模型的拟合和预测结果

年份	实际值	二次移动平均预测模型		Holt 线性指数平滑模型		灰色预测模型	
		预测值	相对误差	预测值	相对误差	预测值	相对误差
2009	276	222.56	0.1936	205	0.2572	276	0
2010	494	425	0.1397	421	0.1478	498.66	0.0094
2011	741	687.78	0.0718	712	0.0391	718.99	0.0297
2012	1030	990.33	0.0385	988	0.0408	973.59	0.0548
2013	1383	1332.67	0.0364	1319	0.0463	1267.79	0.0833
2014	1598	1626.22	0.0177	1736	0.0864	1607.75	0.0061
2015	1856	1891.11	0.0189	1813	0.0232	2000.58	0.0779
2016	2409	2274.11	0.056	2114	0.1225	2454.5	0.0189
2017	3046	2872.78	0.0569	2962	0.0276	2979.03	0.022
2018	3658	3599	0.0161	3683	0.0068	3585.13	0.0199
平均相对误差		0.0646		0.0798		0.0322	
年份	实际值	二次移动平均预测模型		Holt 线性指数平滑模型		灰色预测模型	
		预测值	相对误差	预测值	相对误差	预测值	相对误差
2019	4053	4160.33	0.0265	4270	0.0535	4285.5	0.0574
2020	4665	4721.67	0.0121	4882	0.0465	5094.8	0.0921
2021	6526	5283	0.1905	5494	0.1581	6029.97	0.076
2022	7627	5844.33	0.2337	6106	0.1994	7110.59	0.0677
平均相对误差		0.1157		0.1144		0.0733	

6.2.2. 核能发电量模型预测分析

Table 12. Fitting and prediction results of nuclear power prediction models
表 12. 核电预测模型的拟合和预测结果

年份	实际值	ARIMA		二次移动平均		Holt 线性指数平滑		GM(1,1)	
		预测值	误差	预测值	误差	预测值	误差	预测值	误差
2009	701	722.22	0.0303	725.89	0.0355	755	0.077	1285	0
2010	747	689.48	0.077	756.56	0.0128	710	0.0495	612.27	0.1804
2011	872	801.19	0.0812	826.44	0.0522	793	0.0906	782.34	0.1028
2012	983	1006.39	0.0238	950	0.0336	997	0.0142	976.59	0.0065
2013	1115	1026.53	0.0793	1103.11	0.0107	1094	0.0188	1198.45	0.0748
2014	1332	1205.91	0.0947	1286.44	0.0342	1247	0.0638	1451.86	0.0899
2015	1714	1571.94	0.0829	1600.56	0.0662	1549	0.0963	1741.29	0.0159
2016	2132	2006.84	0.0587	2033.22	0.0463	2096	0.0169	2071.86	0.0282
2017	2481	2416.6	0.026	2477.33	0.0015	2550	0.0278	2449.43	0.0127
2018	2950	2689.21	0.0884	2923.33	0.009	2830	0.0407	2880.68	0.0235
平均相对误差		0.0599		0.0355		0.0496		0.0535	
年份	实际值	ARIMA		二次移动平均		Holt 线性指数平滑		GM(1,1)	
		预测值	误差	预测值	误差	预测值	误差	预测值	误差
2019	3487	3318.47	0.0483	3325.67	0.0463	3419	0.0195	3373.24	0.0326
2020	3662	3565.87	0.0263	3728	0.018	3888	0.0617	3935.83	0.0748
2021	4075	3565.87	0.1249	4130.33	0.0136	4357	0.0692	4578.39	0.1235
2022	4178	3565.87	0.1465	4532.67	0.0849	4826	0.1551	5312.31	0.2715
平均相对误差		0.0865		0.0407		0.0764		0.1256	

6.2.3. 太阳能发电量模型预测分析

Table 13. Fitting and prediction results of a grey prediction model for solar power generation

表 13. 太阳能发电灰色预测模型的拟合和预测结果

年份	实际值	拟合值	相对误差
2013	84	84	0
2014	235	146.06	0.3785
2015	395	421.44	0.0669
2016	665	755.69	0.1364
2017	1178	1161.4	0.0141
2018	1769	1653.84	0.0651
2019	2240	2251.56	0.0052
平均相对误差			0.0952

续表

年份	实际值	预测值	相对误差
2020	2611	2977.08	0.1402
2021	3259	3857.69	0.1837
2022	4273	4926.58	0.153
平均相对误差			0.159

Table 14. Forecast results of new energy generation in 2023~2025**表 14.** 2023~2025 年新型能源发电量预测结果

年份	水电	核电	风电	太阳能发电
2023	14494.67	4934.99	8359.27	6223.99
2024	14909.56	5337.33	9802.16	7798.76
2025	15324.44	5739.67	11469.46	9710.22

7. 总结

本文以全国总发电量和新型能源发电量为研究对象，以 ARIMA 模型、二次移动平均预测模型、Holt 线性指数平滑预测模型和灰色预测模型为研究方法，对我国新能源发电进行研究。其中，针对水能发电量与核能发电量预测模型精度较高是二次移动平均预测模型，针对风能发电量与太阳能发电量预测模型精度较高是灰色预测模型。

未来水能、核能、风能和太阳能这四类可再生能源在总发电量的占比越来越高，且风能、太阳能发电量的增速迅速增长，将会基本实现发展规划目标。

基金项目

大连民族大学创新创业训练计划国家级大创项目(项目编号：20241202643)。

参考文献

- [1] 王燕. 时间序列分析[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2015.
- [2] 白晓东. 应用时间序列分析[M]. 北京: 清华大学出版社, 2017.
- [3] 邓聚龙. 灰色系统综述[J]. 世界科学, 1983(7): 1-5.