

УДК 338.27

*С.М. Никоноров, Сюй Юнь, Чжан Шулин*

**ЭМПИРИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ВЗАИМОСВЯЗИ МЕЖДУ  
ПОТРЕБЛЕНИЕМ ЭНЕРГИИ, ПРОМЫШЛЕННОЙ СТРУКТУРОЙ  
И ЭКОНОМИЧЕСКИМ РАЗВИТИЕМ В КИТАЕ**

*S.M. Nikonorov, Syuj Yun', Chzhan Shulin'*

**AN EMPIRICAL STUDY ON THE RELATIONSHIP BETWEEN  
ENERGY CONSUMPTION, INDUSTRIAL STRUCTURE  
AND ECONOMIC DEVELOPMENT IN CHINA**

*Ключевые слова: Китай, шоковое влияние, энергопотребление, промышленная структура, экономический рост, экономическое развитие, ВВП, структура промышленности, коинтеграция, прогнозирование, энергозатраты, бережливая экономика.*

*Keywords: China, shock impact, energy consumption, industrial structure, economic growth, economic development, GRP, industrial structure, cointegration, forecasting, energy costs, lean economy.*

Цель: исследовать взаимосвязи между потреблением энергии, промышленной структурой и экономическим развитием в Китае. Обсуждение: три переменных (потребление энергии, структура промышленности и экономический рост) рассматриваются как система в динамической модели для изучения взаимосвязи между потреблением энергии в Китае, структурой промышленности и экономическим ростом. В статье проведен тест ADF и тест коинтеграции Йохансена для переменных LnGDP, LnET и LnIS. Результаты показывают, что все три переменные представляют собой стационарные последовательности одиночного интегрирования второго порядка, существуют отношения коинтеграции, поэтому они соответствуют условиям для создания модели VAR. Результаты: на основе векторной авторегрессионной модели (VAR), теста коинтеграции, теста причинности Грейнджера, анализа импульсных откликов и метода разложения дисперсий была проведена эмпирическая проверка взаимосвязи между потреблением энергии в Китае, структурой промышленности и экономическим ростом с 1978 по 2023 г..

Purpose: to explore the relationships between energy consumption, industrial structure and economic development in China. Discussion: Three variables (energy consumption, industrial structure and economic growth) are considered as a system in a dynamic model to study the relationship between China's energy consumption, industrial structure and economic growth. The article carried out the ADF test and the Johansen cointegration test for the variables LnGDP, LnET and LnIS. The results show that all three variables are stationary sequences of second-order single integration and cointegration relationships exist, so they meet the conditions for establishing a VAR model. Results: Based on vector autoregression (VAR) model, cointegration test, Granger causality test, impulse response analysis and variance decomposition method, the relationship between China's energy consumption, industrial structure and economic growth from 1978 to 2023 was empirically tested.

*Электронный адрес: nico.73@mail.ru, 370202279@qq.com, 2534415499@qq.com*

**Введение**

Модели VECM и VAR обычно используются для изучения взаимосвязей между переменными, а когда переменных более двух, модель VAR является более подходящей. Поскольку в этой статье выбираются три переменные, а между структурой промышленности и экономическим развитием обычно нет линейной зависимости, модель VAR является более подходящей [9-12]. Математическое выражение многомерной модели VAR(p) таково:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \mu_t \quad (1)$$

где

$Y_t = (GDP, ET, IS)^T$ ;

GDP (ВВП) – экономический рост;

ET – потребление энергии;

IS – промышленная структура;

$A_1, A_2, A_p$  – матрицы параметров, которые необходимо оценить;

p – количество лаговых периодов;

$\mu_t$  – случайные величины.

**Методы**

Для реализации цели были использованы следующие методы научного исследования: модель ARIMA, тест единичного корня, метод Йохансена, коинтеграционный тест, тест Грейнджера, модель VAR, импульсный отклик, натуральное логарифмическое преобразование, разложение дисперсий, синтез, анализ, сравнение аналогия, моделирование.

**Результаты**

Для анализа выбраны данные о потреблении энергии, экономическом росте и структуре промышленности Китая с 1978 по 2023 г.. Общее потребление энергии выражается ET, единица измерения – 10 тыс. т условного угля; структура промышленности выражается долей вторичной промышленности IS (%), экономический рост измеряется валовым внутренним продуктом (ВВП), единица измерения – 100 млн юаней. Чтобы устранить явление гетероскедастичности, существующее во временных рядах, мы выполняем натуральное логарифмическое преобразование ВВП, энергопотребления и структуры промышленности, как показано на рис. 1, после обработки LnGDP, LnET, LnIS соответственно.

Создание модели векторной авторегрессии VAR обычно требует, чтобы временной ряд был стационарным. Если временной ряд нестационарен, легко может возникнуть ложная регрессия. Тест единичного корня (ADF) – один из наиболее часто используемых методов проверки стационарности данных. Тест единичного корня используется для проверки стационарности переменных (табл. 1).

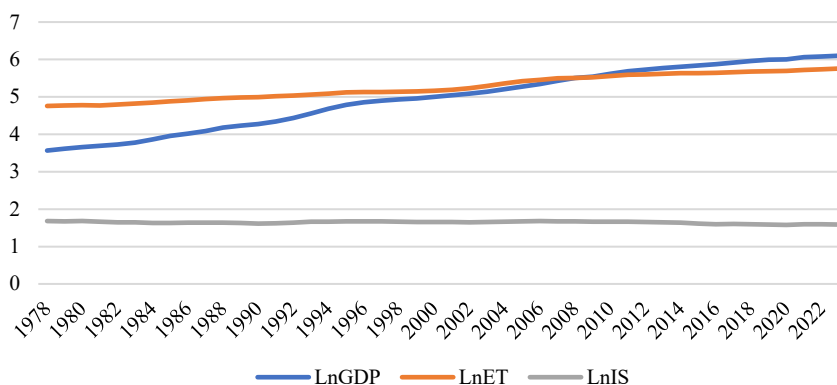


Рис. 1. Временные ряды LnGDP, LnET, LnIS

Таблица 1

| Результаты модульного корневого теста |          |                      |        |        |                |
|---------------------------------------|----------|----------------------|--------|--------|----------------|
| Переменная                            | Р        | Критическое значение |        |        | Стационарность |
|                                       |          | 1%                   | 5%     | 10%    |                |
| <i>LnGDP</i>                          | 0.098*   | -3.601               | -2.935 | -2.606 | нестационарная |
| <i>LnET</i>                           | 0.888    | -3.61                | -2.939 | -2.608 | нестационарная |
| <i>LnIS</i>                           | 0.732    | -3.589               | -2.93  | -2.603 | нестационарная |
| <i>DLnGDP</i>                         | 0.076*   | -3.589               | -2.93  | -2.603 | нестационарная |
| <i>DLnET</i>                          | 0.217    | -3.61                | -2.939 | -2.608 | нестационарная |
| <i>DLnIS</i>                          | 0.000*** | -3.589               | -2.93  | -2.603 | стационарная   |
| <i>D2LnGDP</i>                        | 0.000*** | -3.593               | -2.932 | -2.604 | стационарная   |
| <i>D2LnET</i>                         | 0.001*** | -3.61                | -2.939 | -2.608 | стационарная   |
| <i>D2LnIS</i>                         | 0.000*** | -3.601               | -2.935 | -2.606 | стационарная   |

\*\*\*, \*\* и \* обозначают уровни значимости 1%, 5% и 10% соответственно

*DLnGDP*, *DLnET* и *DLnIS* представляют взятие первой разности, а *D2LnGDP*, *D2LnET* и *D2LnGDP*. *D2LnIS* представляют собой взятие второй разности. Как показано на рис. 1, все последовательности *LnGDP*, *LnET* и *LnIS* нестационарны. Разность первого порядка *DLnIS* является значимой на уровне 1%, а две другие переменные все еще принимают нулевую гипотезу. Нулевая гипотеза отвергается на уровне 1%, что указывает на то, что *D2LnGDP*, *D2LnET* и *D2LnIS* становятся стационарными последовательностями после разности второго порядка. Мы используем метод Йохансена для проверки взаимосвязи между *LnGDP*, *LnET* и *LnIS* (табл. 2) [1-6].

Таблица 2

| Результаты коинтеграционного теста Йохансена      |                           |                                 |        |        |        |
|---------------------------------------------------|---------------------------|---------------------------------|--------|--------|--------|
| Нулевая гипотеза                                  | Характеристический корень | Наибольшее собственное значение | 10%    | 5%     | 1%     |
| Отсутствие коинтеграции                           | 0.56                      | 31.990                          | 27.067 | 29.796 | 35.463 |
| Существует не более одного отношения коинтеграции | 0.164                     | 5.750                           | 13.429 | 15.494 | 19.935 |
| Существует не более двух отношений коинтеграции   | 0                         | 0.004                           | 2.705  | 3.841  | 6.635  |

Из табл. 2 видно, что только в нулевой гипотезе «отсутствие коинтеграции» наибольшее собственное значение составляет > 5% критического значения при уровне значимости 5%, а нулевая гипотеза отвергнута. Это показывает, что между тремя переменными существует взаимосвязь коинтеграции, поэтому существует долгосрочная равновесная взаимосвязь между экономическим развитием Китая, потреблением энергии и структурой промышленности. Уравнение коинтеграции:

$$\text{LnGDP} = -9.345 + 2.468\text{LnET} + 0.805\text{LnIS} \quad (2)$$

(0.000)    (0.262)

Тест на причинность Грейнджера используется для определения того, полезен ли один временной ряд для прогнозирования другого, при условии, что между переменными существуют долгосрочные равновесные отношения коинтеграции (табл. 3).

Таблица 3

| Результаты теста Грейнджера                                 |       |         |                |
|-------------------------------------------------------------|-------|---------|----------------|
| Нулевая гипотеза                                            | F     | p       | Результат      |
| <i>LnGDP</i> не является причиной <i>LnET</i> по Грейнджеру | 5.387 | 0.009** | Отвергается    |
| <i>LnGDP</i> не является причиной <i>LnIS</i> по Грейнджеру | 1.263 | 0.294   | Не отвергается |
| <i>LnET</i> не является причиной <i>LnGDP</i> по Грейнджеру | 1.540 | 0.227   | Не отвергается |
| <i>LnET</i> не является причиной <i>LnIS</i> по Грейнджеру  | 2.746 | 0.077   | Не отвергается |
| <i>LnIS</i> не является причиной <i>LnGDP</i> по Грейнджеру | 0.857 | 0.432   | Не отвергается |
| <i>LnIS</i> не является причиной <i>LnET</i> по Грейнджеру  | 1.531 | 0.229   | Не отвергается |

Как видно из табл. 3, только значение  $p$  гипотезы «LnGDP не является причиной LnET по Грейнджеру» составляет менее 5%, нулевая гипотеза отвергается, а остальные принимают нулевую гипотезу. Существует односторонняя причинно-следственная связь экономического роста с потреблением энергии Китая. Это показывает, что экономический рост Китая может способствовать потреблению энергии, но потребление энергии не является причиной экономического роста. Это показывает, что прошлые значения потребления энергии не могут предсказать будущую ценность экономического роста.

#### Обсуждение

Мы провели тест ADF и тест коинтеграции Йохансена для переменных LnGDP, LnET и LnIS. Результаты показывают, что все три переменные представляют собой стационарные последовательности одиночного интегрирования второго порядка, существуют отношения коинтеграции, поэтому они соответствуют условиям для создания модели VAR. Перед построением модели необходимо определить ее оптимальное количество лагов. Для определения оптимального количества лагов для VAR обычно используются информационные критерии FPE, AIC, BIC и HQIC (табл. 4).

Таблица 4

| Порядок модели VAR |          |          |       |          |
|--------------------|----------|----------|-------|----------|
| Lag                | AIC      | BIC      | FPE   | HQIC     |
| 0                  | -14.222  | -14.090  | 0.000 | -14.176  |
| 1                  | -25.696  | -25.168  | 0.000 | -25.512  |
| 2                  | -26.953* | -26.029* | 0.000 | -26.631* |
| 3                  | -26.729  | -25.410  | 0.000 | -26.269  |

Из табл. 4 видно, что при лаге 2 порядка AIC BIC FPE HQIC имеет минимальное значение, поэтому оптимальный порядок лага равен 2. Оценим параметры модели VAR и установим модель VAR.

$$\begin{bmatrix} \text{LnGDP} \\ \text{LnET} \\ \text{LnIS} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.162 \\ 0.343 \\ 0.397 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.491 & -0.354 & -0.288 \\ 0.148 & -0.938 & 0.128 \\ -0.063 & -0.224 & -0.112 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \text{LnGDP}_{t-1} \\ \text{LnET}_{t-1} \\ \text{LnIS}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Визуализируем распределение характеристических корневых полиномов AIR (рис. 2)

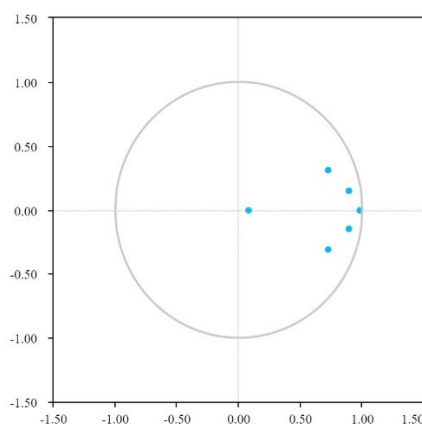


Рис. 2. Распределение характеристических корневых полиномов AR

Характеристический полином AR используется для проверки устойчивости построенной модели VAR. На рис. 2 видно, что из распределения обратимых корней характеристического полинома AR все шесть единичных корней попадают в единичный круг. Это показывает, что модель VAR стабильна и может выполнять анализ импульсных откликов и разложение дисперсий (рис. 3).

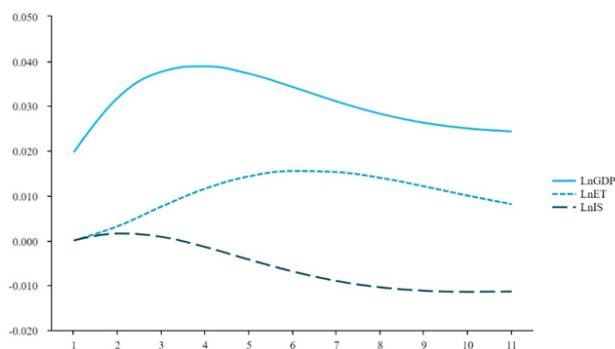


Рис. 3. Ортогональный импульсный отклик от LnGDP

Как видно из рис. 3, влияние трех переменных на ВВП соответственно. По мере уменьшения доли вторичной промышленности экономический уровень увеличивается. Для достижения устойчивого экономического развития Китай постепенно начал переход от экстенсивной экономики к интенсивной и бережливой экономике. Теперь визуализируем ортогональный импульсный отклик от LnET (рис. 4).

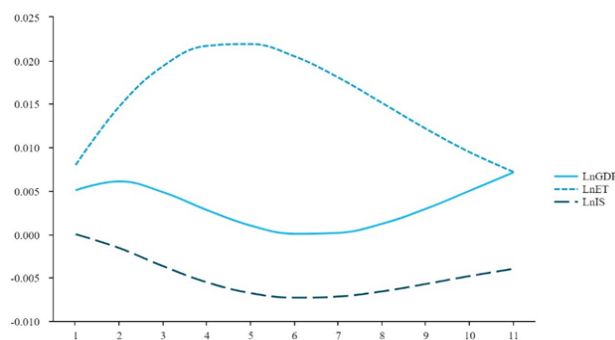


Рис. 4. Ортогональный импульсный отклик от LnET

Как видно из рис. 4, влияние трех переменных на потребление энергии соответственно. Энергопотребление на собственный положительный шок отвечает, достигнув максимума 0,02 в 5-м периоде, а затем начало снижаться, упав до 0,01 в 11-м периоде. Ещё одним важным показателем шоковых влияний является декомпозиция дисперсии переменных (Variance Decomposition of S.E.). VD представляет собой разложение на составные части дисперсии эндогенной переменной, что позволяет оценить вклад дисперсии одной переменной в дисперсию другой (табл. 5).

Таблица 5

Результаты разложения дисперсии LnGDP [3]

| Период | Декомпозиция дисперсии переменных | LnGDP (%) | LnET (%) | LnIS (%) |
|--------|-----------------------------------|-----------|----------|----------|
| 1      | 0.020                             | 100.000   | 0.000    | 0.000    |
| 2      | 0.038                             | 99.107    | 0.721    | 0.172    |
| 3      | 0.054                             | 97.557    | 2.335    | 0.107    |
| 4      | 0.067                             | 95.447    | 4.439    | 0.114    |
| 5      | 0.078                             | 93.011    | 6.611    | 0.378    |
| 6      | 0.087                             | 90.565    | 8.503    | 0.932    |
| 7      | 0.094                             | 88.382    | 9.906    | 1.711    |
| 8      | 0.100                             | 86.620    | 10.769   | 2.611    |
| 9      | 0.105                             | 85.315    | 11.158   | 3.527    |
| 10     | 0.109                             | 84.419    | 11.199   | 4.382    |

Как видно из табл. 5, прогнозируемая дисперсия изменений экономического роста в основном обусловлена его собственными изменениями. Вклад дисперсии медленно снижается с течением времени и в целом остается выше 80%. Изменения в потреблении энергии оказывают небольшое влияние на экономический рост. Вклад дисперсии в десятом периоде составил 11,2%, что указывает на то, что вклад потребления энергии в экономический рост имеет долгосрочный эффект. Изменения в структуре промышленности оказывают очень слабое влияние на экономический рост, составляя менее 1% до шестого периода (табл. 6).

Таблица 6

Результаты разложения дисперсии LnET

| period | Variance Decomposition of S.E. | LnGDP (%) | LnET (%) | LnIS (%) |
|--------|--------------------------------|-----------|----------|----------|
| 1      | 0.009                          | 28.739    | 71.261   | 0.000    |
| 2      | 0.019                          | 18.145    | 81.112   | 0.743    |
| 3      | 0.028                          | 11.357    | 86.512   | 2.131    |
| 4      | 0.036                          | 7.406     | 88.896   | 3.698    |
| 5      | 0.042                          | 5.287     | 89.534   | 5.179    |
| 6      | 0.048                          | 4.183     | 89.363   | 6.453    |
| 7      | 0.051                          | 3.588     | 88.930   | 7.482    |
| 8      | 0.054                          | 3.301     | 88.433   | 8.266    |
| 9      | 0.056                          | 3.378     | 87.804   | 8.819    |
| 10     | 0.057                          | 4.009     | 86.832   | 9.159    |

Экономический рост оказывает определенное влияние на потребление энергии. Тенденция к постепенному снижению с 28,73% в начале до 3,3% в восьмом периоде. После восьмого периода наблюдалась тенденция медленного восстановления. В определенной степени это показывает, что потребление энергии в Китае зависит от экономического развития. Вклад структуры промышленности в потребление энергии почти сохранил годовую тенденцию роста на уровне 1%, достигнув 6,5% в шестом периоде, что превышает влияние экономического роста на потребление энергии (табл. 7). Влияние экономического роста на структуру промышленности в шестом периоде превысило влияние самой структуры энергетики и стало фактором, наиболее влияющим на структуру энергетики. Это показывает, что экономический рост является основным способом оптимизации структуры энергетики. Влияние потребления энергии на структуру промышленности медленно возрастает, и вклад дисперсии меньше, чем экономический рост. Модель ARIMA может быть представлена в виде.

$$(1 - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i)(1 - L)^d X_t = (1 + \sum_{i=1}^q \theta_i L^i) \varepsilon_t \quad (4)$$

где:

L – величина лага;

d – количество дифференцирований исходного временного ряда до достижения его стационарности;

p – порядки сезонной авторегрессии;

q – порядки сезонного скользящего среднего соответственно [6-12].

Таблица 7

Результаты разложения дисперсии LnIS

| Период | Декомпозиция дисперсии переменных | LnGDP (%) | LnET (%) | LnIS (%) |
|--------|-----------------------------------|-----------|----------|----------|
| 1      | 0.01                              | 24.67     | 1.165    | 74.165   |
| 2      | 0.015                             | 34.358    | 3.186    | 62.456   |
| 3      | 0.018                             | 40.137    | 5.284    | 54.579   |
| 4      | 0.02                              | 43.577    | 6.846    | 49.577   |
| 5      | 0.022                             | 45.875    | 7.562    | 46.563   |
| 6      | 0.023                             | 47.673    | 7.516    | 44.811   |
| 7      | 0.024                             | 49.163    | 7.144    | 43.693   |
| 8      | 0.024                             | 50.276    | 7.022    | 42.702   |
| 9      | 0.025                             | 50.9      | 7.58     | 41.52    |
| 10     | 0.025                             | 51.029    | 8.901    | 40.069   |

Мы использовали данные о ВВП Китая с 1978 по 2023 г., чтобы создать прогнозную модель ARIMA и спрогнозировать ВВП Китая с 2024 по 2035 г. (рис. 5).

$$\Delta GDP = 6147.385 - 1.021\Delta^2 GDP_{t-1} - 0.919\Delta^2 GDP_{t-2} - 0.473\Delta^2 GDP_{t-3} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Визуализируем прогноз модели ARIMA по ВВП Китая (рис. 5).

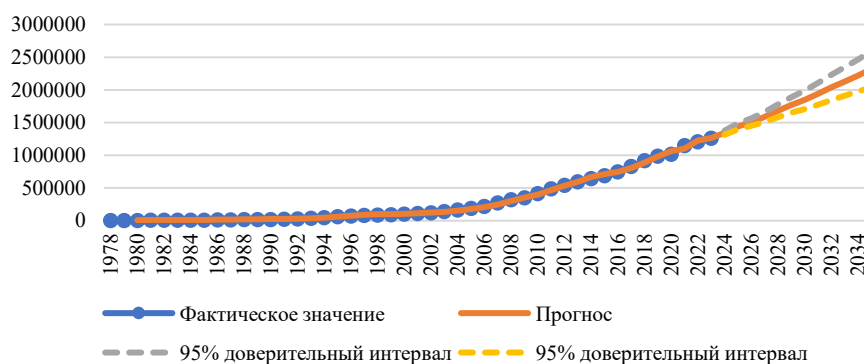


Рис. 5. Прогноз модели ARIMA по ВВП Китая

ВВП Китая демонстрировал тенденцию к росту с 1978 по 2023 год. Фактическое значение ВВП в 2023 году составляет 126 трлн юаней, а прогнозируемое значение в 2023 году — 126,7 трлн юаней. Модель имеет высокую степень соответствия. Прогнозное значение ВВП в 2024 году составляет 134,4 трлн юаней при темпе роста 6,6%, достигнув в 2035 году 232 трлн юаней. Мы создали модель прогнозирования ARIMA на основе данных о потреблении энергии в Китае с 1978 по 2023 г. и спрогнозировали потребление энергии в Китае за двенадцать лет с 2024 по 2035 г. Значение AIC составляет 897,168, значение BIC — 900,736, а формула оптимальной модели — ARMA 0,2,0 (рис. 6).

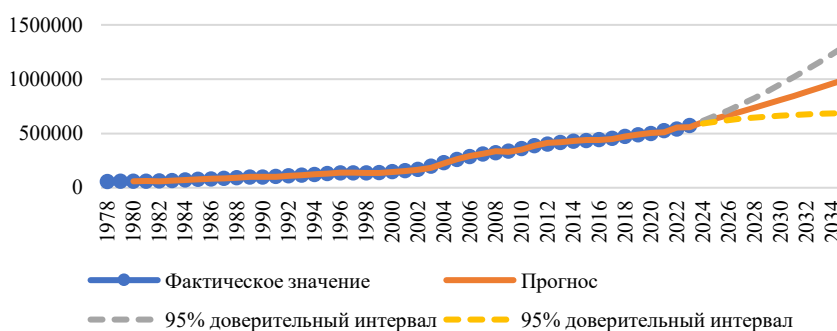


Рис. 6. Прогноз энергопотребления Китая по модели ARIMA

Потребление энергии в Китае демонстрировало тенденцию к росту с 1978 по 2023 г.. Фактическое потребление энергии в 2023 г. составит 5,72 млрд т условного угля, а прогнозируемое значение в 2023 году — 5,56 млрд т условного угля. Прогнозное значение энергопотребления в 2024 году составляет 6,03 млрд т условного угля с темпом роста 5,5% и достигнем 9,96 млрд т условного угля в 2035 году.

#### Заключение

Создана прогнозная модель ARIMA, спрогнозированы ВВП Китая с 2024 по 2035 г..

#### Литература

1. Акулова А.Ш., Острина Е.М. Перспективы развития возобновляемой энергетики в Китае // Инновационная наука, 2020. — № 11.
2. Алжеев А.В., Кочаров Р.А. Сравнительный анализ прогнозных моделей ARIMA и LSTM на примере акций российских компаний // Финансы: теория и практика, 2020. — № 24. — С. 14-23.

3. Армашова-Тельник Г.С. Ключевая проблематика энергопотребления российских промышленных регионов // Вестник ВГУИТ, 2022. – № 2.
4. Горкина Т.И. Особенности энергетического перехода азиатских стран // Вестник Московского университета. Сер. 5. География. – 2023. – № 3.
5. Дёмина О.В. Особенности развития региональных систем электро- и теплоснабжения // Регионалистика, 2017. – № 5.
6. Дзюба А.П., Семиколонов А.В. Исследование мировых энергетических трендов, влияющих на развитие активных энергетических комплексов // Вестник Удмуртского университета. Сер. «Экономика и право». – 2023. – № 1.
7. Колдунов Э.Д. Эконометрическое моделирование импульсных откликов макроэкономических показателей / Э.Д. Колдунов, Е.С. Филонова // Фундаментальные исследования, 2022. – № 6. – С. 5-10.
8. Ломоносов Д.А., Полбин А.В., Фокин Н.Д. Влияние шоков мировой деловой активности, предложения нефти и спекулятивных нефтяных шоков на экономику РФ // Экономический журнал Высшей школы экономики, 2021. – № 25. – С. 227-262.
9. Marques A.C., Fuinhas J.A., Menegaki A.N. Interactions between electricity generation sources and economic activity in Greece: A VECM approach // Applied Energy, 2014. – № 132. – P. 34-46.
10. Salahuddin M.A., Gow J. Economic growth, energy consumption and CO2 emissions in Gulf Cooperation Council countries // Energy, 2014. – № 73. – P. 44-58.
11. Raghutla C., Chittedi K.R. Financial development, energy consumption, technology, urbanization, economic output and carbon emissions nexus in BRICS countries: an empirical analysis // Management of Environmental Quality: An International Journal, 2020.
12. Zhang Fengxia. Energy consumption, human capital accumulation and economic growth in resource-based areas // Acta Statistica Sinica, 2021. – № 05. – P 35-48.