

## ПОСТРОЕНИЕ ТРЕНДОВОЙ СОСТАВЛЯЮЩЕЙ АДДИТИВНОЙ МОДЕЛИ ДОЛГОСРОЧНОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ОБЪЕМОВ ПОТРЕБЛЕНИЯ ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ ОПТОВОГО РЫНКА ЭЛЕКТРИЧЕСКОЙ ЭНЕРГИИ И МОЩНОСТИ РОССИИ НА ПРИМЕРЕ ОБЪЕДИНЕННОЙ ЭНЕРГОСИСТЕМЫ УРАЛА

**В.Г. Мохов, Т.С. Демьяненко**

*Южно-Уральский государственный университет, г. Челябинск, Россия*

В статье решена задача построения трендовой составляющей аддитивной модели долгосрочного прогнозирования Оптового рынка электрической энергии и мощности России. Исходными данными для моделирования были значения объемов потребления электроэнергии Объединенной энергосистемы Урала за 2011–2017 гг., расположенные в открытом доступе сайта Системного оператора Единой энергетической системы России. Тестом Чоу доказано, что рассматриваемый временной промежуток можно считать единой совокупностью. На основе анализа ряда установленных наличие трендовой составляющей. Ошибка аппроксимации для модели тренда в виде полинома второго порядка составила 0,33 %. Рассчитаны значения критериев Стьюдента и Фостера-Стюарта, подтверждающие эффективность и адекватность построенной модели. Проверка значимости результатов исследования показала, что разработанная модель является достоверной для долгосрочного планирования объемов потребления рынка электрической энергии и мощности России, и ее использование позволит повысить энергоэффективность производства промышленным предприятиям при работе на Оптовом рынке электрической энергии и мощности. Результаты исследования рекомендуются субъектам электроэнергетики в их операционной деятельности и научным работникам, занимающимся исследованием электроэнергетического рынка России.

**Ключевые слова:** трендовая составляющая, аддитивная модель, долгосрочное прогнозирование, Оптовый рынок электрической энергии и мощности России, Объединенная энергосистема Урала, верифицируемость модели.

На электроэнергетическом рынке плановые объемы потребления формируются на основе двусторонних договоров. В действительности фактические объемы электропотребления практически всегда отличаются от плановых. Отклонения от плановых показателей продаются на балансирующем рынке (БР), при этом системный оператор Единой энергетической системы России (СО) регулярно проводит дополнительные конкурентные отборы заявок поставщиков, с учетом текущего прогнозного потребления электроэнергии.

Причины возникновения отклонений различны и квалифицируются собственными или внешними инициативами. Собственная инициатива возникает по причине действий участника рынка (потребителя или поставщика), внешняя – в результате команд СО или аварии, приведшей к вынужденному изменению режима производства или потребления электроэнергии [1].

Для определения стоимости отклонений для различных видов инициатив используются расчетные формулы (срезки), рассчитываемые на каждый час суток для каждого узла расчетной модели. Срезки определяются как максимальные (минимальные) значения индикатора БР и цены рынка на «сутки вперед» (PCB), тем самым стимулируя к более точному исполнению планового потребления

и производства электроэнергии. На основе стоимости отклонений определяются предварительные требования и предварительные обязательства БР, разница между которыми формирует небаланс БР. Цены балансирующего рынка формируются на основании рыночных кривых спроса и предложения, при возникновении изменений спроса, если нужно большее или меньшее количество электроэнергии. Если фактическое электропотребление энергосистемой превысило план, то системный оператор поочередно рассматривает заявки генераторов, начиная с ближайшей справа от равновесной цены. Заявки генераторов присоединяются, пока не будет удовлетворена потребность покупателей в электроэнергии. Цена балансирующего рынка в данном случае будет равна точке пересечения необходимого покупателям объема с кривой предложения.

Если же возникла обратная ситуация и фактическое электропотребление энергосистемой оказалось ниже плана, то системный оператор поочередно снижает нагрузку электростанций, начиная с ближайшей слева от равновесной цены. Цена балансирующего рынка в данном случае будет определена по цене заявки генератора, чья ступень оказалась на пересечении с необходимым потребителям объемом.

Таким образом, в условиях работы Оптового рынка электрической энергии и мощности России задача долгосрочного прогнозирования основных параметров рынка электроэнергии является весьма актуальной и практически значимой [2]. Одновременно важна оценка прогнозных значений максимальной нагрузки и максимального потребления, базой для которой служит накопленная статистика по работе рынка.

Определимся со структурой аддитивной модели прогнозирования.

Временной ряд является совокупностью трех составляющих [3]:

- долговременной тенденции или тренда (T);
- периодических колебаний (S);
- случайных колебаний (E).

Данные по объему потребления электроэнергии можно отнести к временному ряду, так как показатели объема потребления являются численными показателями, упорядоченными во времени

и характеризующими уровни развития потребляемой электроэнергии в последовательные моменты времени. Пример временного ряда объема потребления электроэнергии по данным ОЭС Урала с 2009 по 2017 гг. представлен на рис. 1.

На рис. 1 видно наличие случайных и периодических колебаний, но наличие тренда необходимо доказать с помощью формальных методов.

Интерес для данного исследования представляет анализ не только временного ряда объема потребления электроэнергии, но и тарифа РСВ. График динамики тарифа РСВ представлен на рис. 2.

Основная задача эконометрического исследования временного ряда заключается в выявлении функционального или количественного выражения всех отдельных составляющих аддитивной модели [4, 5].

Графический анализ временного ряда объема потребления электроэнергии (см. рис. 1) свидетельствует о наличии сезонных колебаний, период

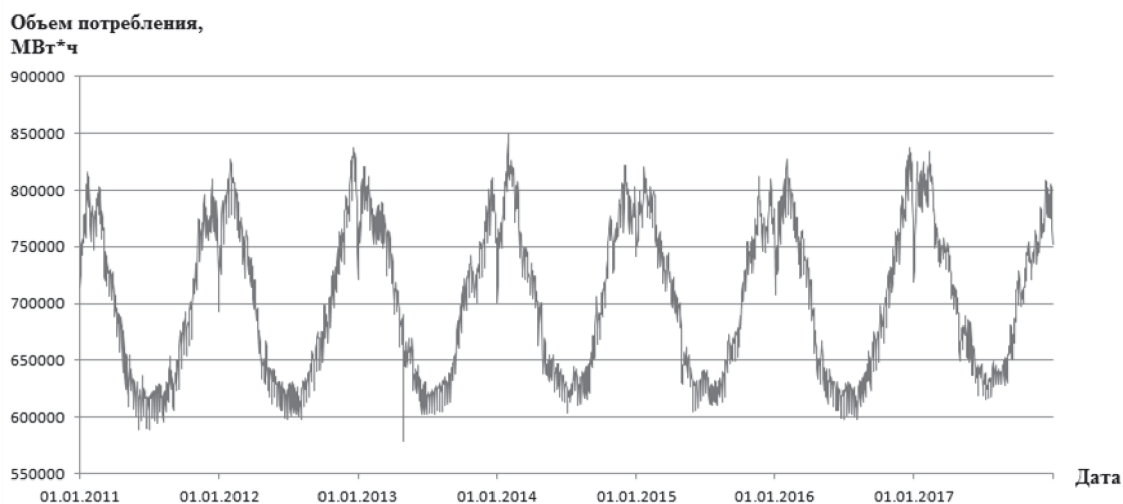


Рис. 1. Потребление электроэнергии ОЭС Урала в 2011 – 2017 гг.

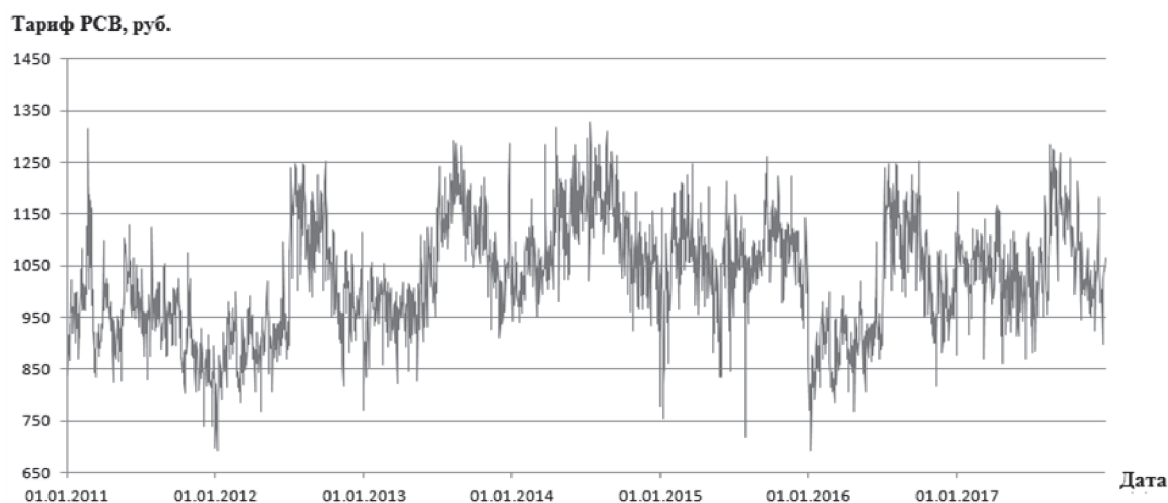


Рис. 2. Тариф рынка на сутки вперед по данным ОЭС Урала за 2011 – 2017 гг.

которых равен 1 году, наиболее существенные «всплески» в динамике ряда просматриваются при переходе из 4 квартала в 1, так как амплитуда периодических колебаний примерно постоянна, то для исследования выбираем аддитивную модель временного ряда:

$$Y = T + S + E. \quad (1)$$

Определение функциональной формы тенденции временного ряда является важнейшей задачей анализа экономических процессов. Решение задачи моделирования тенденции начинается с определения ее наличия и предположений о характере тренда.

Решим задачу подбора методики для определения наличия тренда.

Одним из наиболее широко применимых методов диагностики наличия тенденции является метод сравнения средних, который применим для выявления монотонной тенденции временного ряда, который разбивается напополам, в результате чего получаются ряды:  $y_1, y_2, \dots, y_{n_1}$  и  $y_{n_1+1}, y_{n_1+2}, \dots, y_{n_1+n_2}$  с количеством уровней  $n_1$  и  $n_2$ . Отдельно для каждой части вычисляются средние уровней ( $\bar{y}_1, \bar{y}_2$ ) и выборочные дисперсии ( $s_1^2, s_2^2$ ).

Далее рассчитывается значение критерия Стьюдента по формуле [6]:

$$\tau = \frac{|\bar{y}_1 - \bar{y}_2|}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}. \quad (2)$$

Нулевая гипотеза об отсутствии тенденции, т. е. о равенстве средних отвергается, если выполняется условие  $\tau > t_{1-\alpha, m}$ , где  $t_{1-\alpha, m}$  – табличное значение  $t$ -критерия Стьюдента при уровне значимости  $\alpha$  и числе степеней свободы  $m = n_1 + n_2 - 2$ .

Суть второго метода (Фостера-Стюарта) заключается в том, что каждому уровню ряда  $y_i$ , начиная со второго, ставится в соответствие два значения  $p_i$  и  $q_i$  по следующим критериям:

–  $p_i = 1$ , если уровень  $y_i$  меньше всех предыдущих уровней, иначе  $p_i = 0$ ;

–  $q_i = 1$ , если уровень  $y_i$  больше всех предыдущих уровней, иначе  $q_i = 0$ .

Критерий принятия решений вычисляется по формуле [6]:

$$t_p = \frac{\sum_{i=2}^n (p_i - q_i)}{2 \sum_{i=2}^n \frac{1}{i}}. \quad (3)$$

Аналогично методу сравнения средних выдвигается гипотеза об отсутствии тенденции, которая отвергается, если выполняется условие

$t_p > t_{1-\alpha, n-1}$ , где  $t_{1-\alpha, n-1}$  – табличное значение  $t$ -критерия Стьюдента при уровне значимости  $\alpha$  и числе степеней свободы  $n - 1$ .

Согласно методу сравнения средних для временного ряда объема потребления электроэнергии  $\tau = 7,62 > t_{0,95,2555} = 1,96$ , а для ряда тарифа РСВ  $\tau = 36,48 > t_{0,95,2555} = 1,96$ .

Согласно критерию Фостера-Стюарта для временного ряда объема потребления электроэнергии расчетное значение  $t_p = 50,537$ , что больше табличного значения  $t_{0,95,2556} = 1,96$ , а для ряда тарифа РСВ  $t_p = 109,5$ , следовательно, наличие тенденции установлено обоими методами для обоих временных рядов.

Для определения типа тенденции возможно использование разных методик.

Прогнозирование стационарных временных рядов дает существенно лучшие результаты. Временной ряд называется стационарным, если уровни ряда приблизительно однородны и имеют вид непрерывных случайных колебаний вокруг некоторого среднего значения, причем ни средняя амплитуда, ни характер этих колебаний не обнаруживают существенных изменений с течением времени.

Для определения стационарности временного ряда используется тест Дики-Фуллера (тест на единичный корень), который основан на оценке параметра  $\lambda = \alpha_1 - 1$  уравнения  $\tilde{Y}(t) = \lambda \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t$ . Выдвигаются 2 альтернативные гипотезы:  $H_0: \lambda = 0$ ;  $H_1: \lambda < 0$ . Для параметра  $\lambda$  рассчитывается значение  $t$ -статистики Стьюдента, если оно меньше нижнего порогового значения  $DF$ -статистики, то гипотезу о наличии единичного корня следует отклонить и принять альтернативную о стационарности процесса  $Y_t$  [1].

Самый распространенный метод приведения ряда к стационарному виду – это использование интеграции первого порядка, т. е. прогнозирование не самого ряда или процесса, а его изменения или прироста. Т. е. получаем ряд

$$\tilde{Z}(t) = Z(t) - Z(t-1),$$

где  $Z(t)$  – исходный временной ряд, а  $\tilde{Z}(t)$  – ряд прироста или разности соседних значений.

На практике иногда модель временного ряда получается более точной, если использовать интеграцию второго порядка, т. е. делать не одно вычитание, а два, последовательно:

$$\tilde{\tilde{Z}}(t) = \tilde{Z}(t) - \tilde{Z}(t-1) \quad (4)$$

$$\tilde{\tilde{\tilde{Z}}}(t) = \tilde{\tilde{Z}}(t) - \tilde{\tilde{Z}}(t-1)$$

В таком случае интегрировать, т. е. суммировать, придется дважды, чтобы спрогнозировать будущее значение искомого временного ряда. Брать порядок интеграции больше 2 раз неразумно.

но, так как давно показана неэффективность подобных моделей.

Исследования на наличие тренда были проведены для рядов абсолютных изменений тарифа РСВ и объема потребления электроэнергии. Наличие тенденции в обоих временных рядах подтверждается методом Фостера-Стюарта, следовательно, с вероятностью 0,95 можно утверждать, что присутствует восходящая тенденция в рядах абсолютных приростов тарифа РСВ и объема потребления.

Исследуя последовательные разности уровней ряда  $y_t$  первого ( $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ), второго ( $\Delta^2 y_t = \Delta y_t - \Delta y_{t-1}$ ) и следующих порядков, можно сделать вывод о наличии тенденции, описываемой полиномиальной функцией от времени  $t$  [7, 8].

Если исходный временной ряд содержит тенденцию, а временной ряд последовательных разностей  $n$ -го порядка не содержит тенденцию, то можно сделать вывод, что тенденция задается полиномом порядка  $n$ :

$$y_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + \dots + a_n t^n. \quad (5)$$

Для доказательства наличия экспоненциальной тенденции необходимо исследовать отношения последовательных уровней ряда (цепные коэффициенты роста)  $k_t = \frac{y_t}{y_{t-1}}$ , если исходный вре-

менной ряд содержит тенденцию, а временной ряд коэффициентов роста не содержит тенденцию, то можно сделать вывод, что тенденция экспоненциально зависит от времени ( $y_t = a_0 \cdot a_1^t$ ). Величина  $a_1$  в данном случае численно равна среднему коэффициенту роста уровня явления за единицу измерения временного параметра  $t$ .

Если наблюдается линейная зависимость между логарифмами уровней ряда  $\ln y_t$  и соответствующих промежутков времени  $\ln t$ , то рекомендуется использовать степенную функцию  $y_t = a_0 \cdot t^{a_1}$ .

Было проведено исследование наличия тенденции для разностей уровней с 1 по 10 порядков, для каждого полученного ряда методом Фостера-Стюарта подтверждается наличие тенденции. Исследование разностей уровней более высоких порядков нецелесообразно, так как сложность вычислений по построенным моделям не оправдывается их точностью. Таким образом, исследование разностей уровней разных порядков не дает однозначного ответа об эффективном применении полиномиальных функций. Наличие степенной и экспоненциальной зависимостей тоже отвергаются, так как существует тенденция между цепными коэффициентами ряда, а коэффициент корреляции между натуральным логарифмом уровней ряда и натуральным логарифмом промежутков времени

равен 0,244, что говорит об отсутствии корреляционной зависимости.

Аналогичные исследования были проведены отдельно для каждого года временного ряда объема потребления электроэнергии. Сводные результаты представлены в табл. 1.

Текущую экономическую ситуацию нельзя назвать стабильной, поэтому годовые экономические показатели могут существенно отличаться. Возникает вопрос, можно ли считать выборки наблюдения с 2011 по 2017 гг. единой выборкой или принципиально различными и уравнения регрессии для них должны строиться отдельно. Ответ на этот вопрос можно получить с помощью теста Чоу, согласно которому выдвигается гипотеза о том, что две выборки являются частями одной объединенной выборки.

Согласно тесту Чоу, нулевая гипотеза  $H_0$  о том, что две выборки являются частями одной объединенной выборки, отвергается при уровне значимости  $\alpha$ , если выполняется условие:

$$F = \frac{(E^2 - E_1^2 - E_2^2) \cdot (n - k_1 + k_2)}{(E_1^2 + E_2^2) \cdot (k_1 + k_2 - k)} > F_{\alpha; k_1 + k_2 - k; n - k_1 + k_2} \quad (6)$$

где  $E^2$  – сумма квадратов остатков объединенной выборки;  $E_1^2$  – сумма квадратов остатков первой выборки;  $E_2^2$  – сумма квадратов остатков второй выборки;  $k_1$  – количество объясняющих переменных первой выборки;  $k_2$  – количество объясняющих переменных второй выборки;  $k$  – количество объясняющих переменных объединенной выборки;  $F_{\alpha; k_1 + k_2 - k; n - k_1 + k_2}$  – квантиль Фишера при заданном уровне значимости  $\alpha$  и числом степеней свободы  $k_1 + k_2 - k$  и  $n - k_1 + k_2$ ;  $n$  – количество наблюдений в объединенной выборке [9].

Результаты теста Чоу для линейных парных регрессий двух выборок подтверждают гипотезу  $H_0$ . Следовательно, весь период данных потребления и тарифа РСВ с 2011 по 2017 гг. можно рассматривать как единую совокупность. Исследование отдельных периодов этой совокупности не даст искаженных представлений о поведении всей совокупности в целом.

Анализируя полученные результаты, можно сделать следующие выводы:

1. Тенденция присутствует в каждом временном ряду, так как расчетное значение критерия Фостера-Стюарта для разности уровней 0 порядка, т. е. для исходного ряда, выше, чем табличное значение 1,96.

2. Для 2013 и 2017 гг. наблюдается полиномиальная зависимость 4-го порядка, так как расчетное значение критерия Фостера-Стюарта для этих лет ниже табличного.

Показатели критерия Фостера-Стюарта для разностей уровней с 0 по 6 порядков

Порядок	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
0	6,48	22,67	16,19	12,95	6,48	6,48	29,14
1	3,24	16,18	12,95	6,47	19,42	9,71	3,24
2	6,47	12,94	6,47	12,94	3,24	6,47	6,47
3	9,70	3,23	3,23	3,23	9,70	6,47	12,93
4	6,47	6,47	0	16,17	3,23	12,94	0
5	3,24	6,47	0	6,47	0	12,95	3,24
6	3,24	3,24	9,71	19,42	6,47	0	16,18

3. Для 2015 и 2017 гг. наблюдается полиномиальная зависимость 5 и 6 порядков, соответственно.

Хотя использование полиномов высоких порядков может привести к повышению точности модели, но их построение и вычисления по ним являются трудоемким процессом. Так как в исследуемом временном ряду наблюдается сезонность, а наличие тенденции установлено, то целесообразно построить уравнения каждой компоненты аддитивной модели в отдельности. Уравнение тенденции получаем с помощью метода скользящего среднего. Цель сглаживания временного ряда по методу скользящего среднего заключается в получении ряда с меньшим разбросом уровней.

Сам метод заключается в замене исходных уровней ряда  $y_t$  сглаженными значениями  $y'_t$ , которые получаются как среднее значение  $g$  уровней исходного ряда, симметрично окружающих значение  $y_t$ . Было проведено сглаживание временного ряда объема потребления электроэнергии для различных интервалов сглаживания:

- недельный,  $g = 7$ ;
- месячный,  $g = 30$ ;
- годовой,  $g = 365$ .

Временной ряд, полностью не подверженный колебаниям, получился для интервала сглаживания, равного 365, т. е. с периодом в 1 год. Результаты сглаживания представлены на рис. 3.

Были построены различные модели, описывающие полученный сглаженный временной ряд, сводные результаты представлены в табл. 2.

Согласно результатов табл. 2 наибольшую эффективность показывает модель полинома второго порядка, так как имеет наибольший коэффициент детерминации и наименьшую среднюю ошибку аппроксимации, т. е. наилучшим образом описывает исходные данные. Данную модель рекомендуется применять как трендовую составляющую аддитивной модели временного ряда объема потребления электрической энергии.

Решена задача построения трендовой составляющей аддитивной модели долгосрочного прогнозирования рынка электрической энергии и мощности России. Рассчитаны показатели и критерии, доказывающие эффективность и адекватность полученной модели. На основе данных объема по-

требления электроэнергии ОЭС Урала за 2011–2017 гг., взятых с официального сайта Системного оператора Единой энергетической системы России, тестом Чоу доказано, что рассматриваемый временной промежуток можно считать единой совокупностью. Установлено наличие трендовой составляющей. Ошибка аппроксимации для модели тренда в виде полинома второго порядка составила 0,33 %. Совокупность данных фактов говорит о том, что разработанная модель является достоверной для долгосрочного планирования объемов потребления рынка электрической энергии и мощности России, и ее использование позволит повысить энергоэффективность производства промышленным предприятиям при работе на Оптовом рынке электрической энергии и мощности.

#### Литература

1. Garcia, R.C. et al. A GARCH forecasting model to predict day-ahead electricity prices / R.C. Garcia // *IEEE Transactions on Power Systems*. – 2005. – Vol. 20, No. 2. – P. 867–874. DOI: 10.1109/TPWRS.2005.846044
2. Mokhov, V.G. Modeling of the time series divergences by the example of the UPS of the Ural / V.G. Mokhov, T.S. Demyanenko. // *Вестник ЮУрГУ. Серия «Математическое моделирование и программирование»*. – 2015. – Т. 8, № 4. – С. 127–130. DOI: 10.14529/mmp150412
3. Gheyas, I.A. A Neural Network Approach to Time Series Forecasting / I.A. Gheyas, L.S. Smith // *Proceedings of the World Congress on Engineering*. – London, 2009. – Vol. 2. – P. 1292–1296.
4. Pradhan, R.P. Forecasting Exchange Rate in India. An Application of Artificial Neural Network Model / R.P. Pradhan, R. Kumar // *Journal of Mathematics Research*. – 2010. – Vol. 2, No. 4. – P. 111–117. DOI: 10.5539/jmr.v2n4p111
5. Singh, S. Pattern Modelling in Time-Series Forecasting / S. Singh // *Cybernetics and Systems: An International Journal*. – 2000. – Vol. 31, No. 1. – P. 49–65. DOI: 10.1080/019697200124919
6. Draper, N. Applied regression analysis / N. Draper, H. Smith. – New York: Wiley, 1981. – 709 p.
7. Alfares, H.K. Electric load forecasting: literature survey and classification of methods / H.K. Alfares, M. Nazeeruddin // *International Journal of*

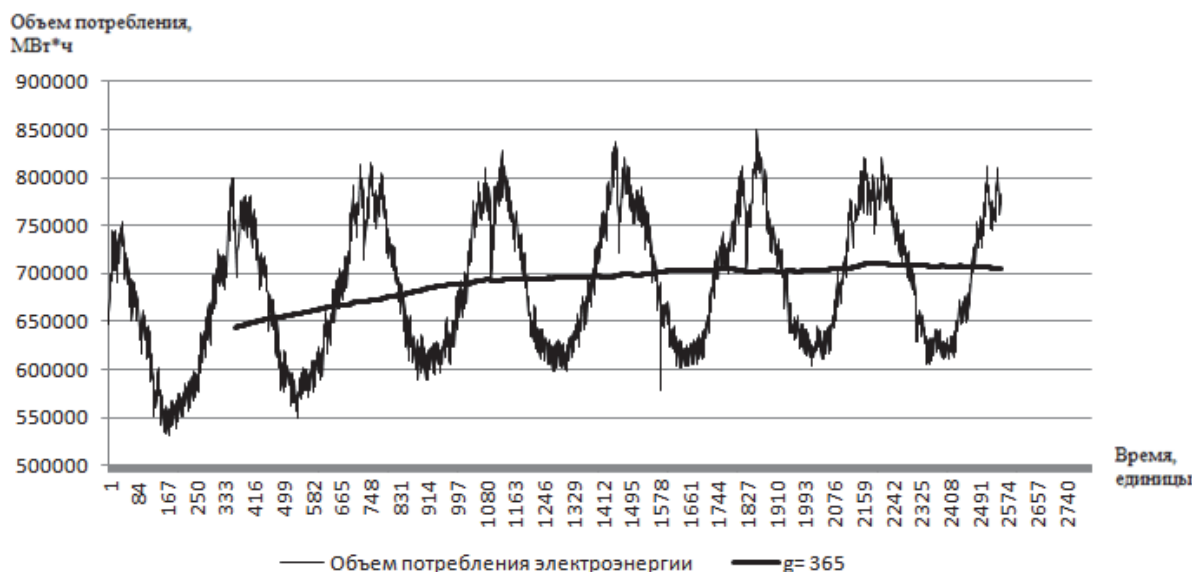


Рис. 3. Сглаживание методом скользящего среднего объема потребления электроэнергии

Таблица 2

Уравнения моделей тренда и их характеристики

Вид модели	Уравнение	Критерий Фишера	Ошибка аппроксимации, %	Коэффициент детерминации
Полином второго порядка	$y = -0,0198x^2 + 82,53x + 621322$	84371,26	0,33	0,975
Линейная	$y = 24,834x + 664577$	9366,73	0,98	0,810
Экспоненциальная	$y = 664603 \cdot e^{0,00004x}$	8943,71	1,89	0,803
Степенная	$y = 585841 \cdot x^{0,0248}$	25601,88	1,22	0,921
Логарифмическая	$y = 16862 \ln(x) + 578918$	24681,17	1,21	0,919

Systems Science. – 2002. – Vol. 33. – P. 23–34. DOI: 10.1080/00207720110067421

8. Taylor, J.W. Short-Term Load Forecasting Methods: An Evaluation Based on European Data / J.W. Taylor, P.E. McSharry // IEEE Transactions on Power Systems. – 2008. – Vol. 22. – P. 2213–2219.

DOI: 10.1109/TPWRS.2007.907583

9. Мохов, В.Г. Прогнозирование потребления электрической энергии на оптовом рынке электроэнергии и мощности / В.Г. Мохов, Т.С. Демьяненко // Вестник ЮУрГУ. Серия «Экономика и менеджмент». – 2014. – Т. 8, № 2. – С. 86–92.

**Мохов Вениамин Геннадьевич**, доктор экономических наук, профессор, профессор кафедры прикладной экономики, Южно-Уральский государственный университет (г. Челябинск), mokhovvg@susu.ru.

**Демьяненко Татьяна Сергеевна**, старший преподаватель кафедры математического и компьютерного моделирования, Южно-Уральский государственный университет (г. Челябинск), oop\_flp@mail.ru

Поступила в редакцию 17 мая 2018 г.

## CONSTRUCTION OF TREND COMPONENT OF ADDITIVE LONG-TERM FORECASTING MODEL OF ELECTRICITY CONSUMPTION VOLUME OF THE WHOLESALE ELECTRIC ENERGY AND POWER MARKET OF RUSSIA, BY THE EXAMPLE OF UNITED POWER SYSTEM OF THE URAL

V.G. Mokhov, T.S. Demyanenko

South Ural State University, Chelyabinsk, Russian Federation

In the article, the problem of construction of trend component of additive long-term forecasting model of electricity consumption volume of the Wholesale electric energy and power market of Russia is solved. The initial data for simulation were the values of electricity consumption volumes of the United Energy System of the Urals for the period of 2011–2017, located in the open access at the site of the System Operator of the Unified Energy System of Russia. As the Chow test proved, the time period under consideration can be considered to be a single aggregate. On the basis of analyzing the time-series, the presence of trend component was detected. Approximation error for the trend model in the form of a second-order polynomial was 0.33 %. The values of the Student and Foster-Stewart criteria confirming the effectiveness and adequacy of the constructed model were calculated. Verification of significance of the research results showed that the developed model is reliable for long-term planning of electricity consumption volume of the electric energy and power market of Russia, and its use will allow increasing energy efficiency of production by industrial enterprises when operating in the Wholesale electric energy and power market. Results of the research are recommended to entities of the electric power industry for their operational activities and to researchers engaged in research of the Russian electricity market.

**Keywords:** trend component, additive model, long-term forecasting, Wholesale electric energy and power market of Russia, United power system of the Ural, verifiability of the model.

### References

1. Garcia R.C. et al. A GARCH forecasting model to predict day-ahead electricity prices. *IEEE Transactions on Power Systems*, 2005, vol. 20, no. 2, pp. 867–874. DOI: 10.1109/TPWRS.2005.846044
2. Mokhov V.G., Demyanenko T.S. Modeling of the time series digressions by the example of the UPS of the Ural. *Bulletin of the South Ural State University. Ser. Mathematical Modelling, Programming & Computer Software*, 2015, vol. 8, no. 4, pp. 127–130. DOI: 10.14529/mmp150412
3. Gheyas I.A., Smith L.S. A Neural Network Approach to Time Series Forecasting. *Proceedings of the World Congress on Engineering*, London, 2009, vol. 2, pp. 1292–1296.
4. Pradhan R.P., Kumar R. Forecasting Exchange Rate in India. An Application of Artificial Neural Network Model. *Journal of Mathematics Research*, 2010, vol. 2, no. 4, pp. 111–117. DOI: 10.5539/jmr.v2n4p111
5. Singh S. Pattern Modelling in Time-Series Forecasting. *Cybernetics and Systems: An International Journal*, 2000, vol. 31, no. 1, pp. 49–65. DOI: 10.1080/019697200124919
6. Draper N., Smith H. *Applied regression analysis*. New York, Wiley, 1981. 709 p.
7. Alfares H.K., Nazeeruddin M. Electric load forecasting: literature survey and classification of methods. *International Journal of Systems Science*, 2002, vol. 33, pp. 23–34. DOI: 10.1080/00207720110067421
8. Taylor J.W., McSharry P.E. Short-Term Load Forecasting Methods: An Evaluation Based on European Data. *IEEE Transactions on Power Systems*, 2008, vol. 22, pp. 2213–2219. DOI: 10.1109/TPWRS.2007.907583
9. Mokhov V.G., Demyanenko T.S. Forecasting of consumption of electric energy on the wholesale market of energy and power. *Bulletin of the South Ural State University. Ser. Economics and Management*, 2014, vol. 8, no. 2, pp. 86–92. (in Russ.)

**Veniamin G. Mokhov.** Doctor of Sciences (Economics), Professor of the Department of Applied Economics, South Ural State University, Chelyabinsk, mokhovvg@susu.ru

**Tatyana S. Demyanenko.** Senior lecturer of the Department of Mathematical and Computer Simulation, South Ural State University, Chelyabinsk, oop\_flp@mail.ru.

*Received May 17, 2018*

---

**ОБРАЗЕЦ ЦИТИРОВАНИЯ**

Мохов, В.Г. Построение трендовой составляющей аддитивной модели долгосрочного прогнозирования объемов потребления электроэнергии оптового рынка электрической энергии и мощности России на примере объединенной энергосистемы Урала / В.Г. Мохов, Т.С. Демьяненко // Вестник ЮУрГУ. Серия «Экономика и менеджмент». – 2018. – Т. 12, № 2. – С. 80–87. DOI: 10.14529/em180209

**FOR CITATION**

Mokhov V.G., Demyanenko T.S. Construction of Trend Component of Additive Long-Term Forecasting Model of Electricity Consumption Volume of the Wholesale Electric Energy and Power Market of Russia by the Example of United Power System of the Ural. *Bulletin of the South Ural State University. Ser. Economics and Management*, 2018, vol. 12, no. 2, pp. 80–87. (in Russ.). DOI: 10.14529/em180209

---