

Вестник Башкирского института социальных технологий). 2025. № 2(67). С. 98–105
Vestnik BIST (Bashkir Institute of Social Technologies). 2025;2(67):98–105

ЭКОНОМИКА И МЕНЕДЖМЕНТ ПРЕДПРИЯТИЙ

Научная статья
УДК 338(470.57)
doi: 10.47598/2078-9025-2025-2-67-98-105

МОДЕЛЬ ПОТРЕБЛЕНИЯ ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ПРИРОДНЫХ УСЛОВИЙ

Александр Ильич Быстров^{1✉}, Риф Забирович Гильмутдинов^{2✉}

^{1,2}Башкирский институт социальных технологий (филиал) Академии труда и социальных отношений,
Уфа, Россия

¹bistrovalex@rambler.ru

²gilrif@rambler.ru

Аннотация. Предлагается эконометрическая модель линейной множественной регрессии потребления электроэнергии в зависимости от природных условий. Рассматривается задача составления уравнения линейной множественной регрессии на примере потребления электроэнергии в Республике Башкортостан по месяцам в 2020 году. Такие модели могут быть полезны при сезонных прогнозированиях, а, следовательно, могут применяться для планирования потребления электроэнергии в зависимости от прогнозирования погоды и закономерностей статистических данных в регионе. Результаты могут быть использованы также при прогнозировании и планировании потребления электроэнергии населенными пунктами, районами и предприятиями как в Республике Башкортостан, так и в других регионах по предлагаемой методике. Методика может быть использована для преподавателей при проведении практических занятий в области математического моделирования и эконометрики.

Ключевые слова: эконометрика, энергопотребление, линейная множественная модель, корреляционный анализ, среднемесячная температура, средняя продолжительность дней, количество ясных дней в месяце, прогнозирование

Для цитирования: Быстров А. И., Гильмутдинов Р. З. Модель потребления электроэнергии в зависимости от природных условий // Вестник БИСТ (Башкирского института социальных технологий). 2025. № 2 (67). С. 98–105. <https://doi.org/10.47598/2078-9025-2025-2-67-98-105>.

ECONOMY AND ENTERPRISE MANAGEMENT

Research article

ELECTRICITY CONSUMPTION MODEL DEPENDING ON NATURAL CONDITIONS

Alexander I. Bystrov^{1✉}, Rif Z. Gilmutdinov^{2✉}

^{1,2}Bashkir Institute of Social Technologies (branch) of the Academy of Labor and Social Relations, Ufa, Russia

¹bistrovalex@rambler.ru

²gilrif@rambler.ru

Abstract. An econometric model of linear multiple regression of electricity consumption depending on natural conditions is proposed. The problem of compiling a linear multiple regression equation is considered using electricity consumption by months in 2020 in the Republic of Bashkortostan. Such models can be useful in seasonal forecasting, and, therefore, can be used to plan electricity consumption depending on weather forecasting and statistical data patterns in the region. The results can also be used in forecasting and planning electricity consumption by settlements, districts and enterprises both in the Republic of Bashkortostan and in other regions using the proposed methodology. The methodology

can be used for teachers when conducting practical classes in the field of mathematical modeling and econometrics.

Keywords: econometrics, energy consumption, linear multiple model, correlation analysis, average monthly temperature, average length of days, number of clear days per month, forecasting

For citation: Bystrov A. I., Gilmutdinov R. Z. Electricity consumption Model depending on natural conditions. *Vestnik BIST (Bashkirskogo instituta social'nykh tekhnologii) = Vestnik BIST (Bashkir Institute of Social Technologies)*. 2025;(2(67)):98–105. (In Russ.). <https://doi.org/10.47598/2078-9025-2025-2-67-98-105>.

Введение

В литературе известно достаточно много методов для моделирования процессов зависимости потребления электроэнергии от расхода в кВт/ч в основном по месяцам с использованием однофакторных функций. Для этого в эконометрике обычно применяют временные ряды (аддитивные и мультипликативные). Предлагаем использовать многофакторный регрессионный анализ для моделирования подобных задач.

В данной статье рассматривается зависимость потребления электроэнергии жителями региона по месяцам в 2020 году (Y , млрд

кВт/ч.) от среднемесячной температуры (X_1 , в градусах), средней продолжительности дней в месяце (X_2 , в часах), количеству ясных дней в месяце (X_3 , в днях).

Статистические данные потребления электроэнергии взяты с сайта www.so-ups.ru «Системный оператор единой энергетической системы», по среднемесячной температуре и количеству ясных дней в месяце — с сайта www.weatherarchive.ru «Прогноз и архив погоды», по средней продолжительности дня — с сайта www.ru.365.wiki «Крупнейшие города мира».

Теоретические основы

В качестве основания для построения многофакторной модели построения функции потребления электроэнергии используем ранее разработанную нами методику построения подобных функций от нескольких факторов [1].

Опишем последовательность алгоритма, реализующего данную методику.

1. Вводим табличные (статистические) данные функции Y_i и ее факторов X_{ij} ($i = 1, \dots, n$; $j = 1, \dots, m$), где n – количество наблюдений, m – количество факторов.

2. Проанализируем матрицу парных корреляций для факторов X_{ij} . Выберем $n = 12$ и $m = 3$. Вычислим суммы и средние значения $X_{i1}, X_{i2}, X_{i3}, X_{i1}^2, X_{i2}^2, X_{i3}^2, X_{i1}X_{i2}, X_{i1}X_{i3}, X_{i2}X_{i3}$ ($i = 1, \dots, n$).

3. Коэффициенты парной корреляции R_{yxj} ($j = 1, \dots, m$).

4. Строим линейную множественную модель, считая Y зависимой от X_1, X_2 и X_3 . $Y = a + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3$. Коэффициенты в уравнении регрессии находим методом наименьших квадратов [2].

5. Исследуем модель на соответствие заданным значениям. Проверку независимо-

сти остатков проведем с помощью d -критерия Дарбина-Уотсона:

$$d = \frac{\sum (E(t) - E(t-1))^2}{\sum (E(t))^2}.$$

6. Оценим нормальность распределения остаточной компоненты по RS -критерию:

$$S_E = \sqrt{\frac{\sum (E(t))^2}{n-m}}, \quad RS = \frac{E_{\max} - E_{\min}}{S_E}.$$

7. Определим линейный коэффициент множественной корреляции R [5].

8. Вычислим средние коэффициенты эластичности E_j по формуле из [6].

9. Определим коэффициенты уравнения в стандартизованном масштабе:

$$\beta_j = a_j \cdot \frac{S_{xj}}{S_y},$$

где S_{xj}, S_y — стандартные среднеквадратичские отклонения множеств значений X_1, X_2, X_3 и Y [3].

10. Определим дельта-коэффициенты $\delta_j = (r_{yxj}\beta_j)/R^2$, ($j = 1, \dots, m$).

11. Оценим статистическую надежность уравнения регрессии на основе вычисления F -критерия Фишера [4]:

$$F = (R^2(n - k - 1)) / ((1 - R^2)k),$$

где k — число степеней свободы факторов в уравнении регрессии.

12. Оценим с помощью t -критерия Стьюдента статистическую значимость коэффициентов уравнения множественной регрессии [5].

13. Построим точечный и интервальный прогнозы на 2 шага вперед на основе приростов от фактически достигнутого уровня. Для

этого определим средний абсолютный прирост (САП) по формуле:

$$САП_{X_j} = \frac{X_j(n) - X_j(1)}{n - 1}.$$

Параллельно определим прогнозные значения

$$X_{jp}(n + 1) = X_j(n) + САП_{X_j} \cdot 1$$

$$\text{и } X_{jp}(n + 2) = X_j(n) + САП_{X_j} \cdot 2.$$

14. Прогнозные значения по модели определим подстановкой полученных значений $X_{jp}(n + 1)$ и $X_{jp}(n + 2)$ в модель Y .

15. Определим доверительный интервал для прогнозируемых значений по модели [3].

Практическая часть

Приведем статистические данные по потреблению электроэнергии в зависимости от некоторых природных условий (табл. 1).

Рассмотрим следующие вопросы: 1) анализ матрицы коэффициентов парной корреляции; 2) выбор факторных признаков для построения трехфакторной регрессионной модели.

В качестве статистических данных возьмем показатели 12 месяцев в году, то есть $n = 12$, и три независимые переменные $m = 3$.

Найдем частные коэффициенты парной корреляции:

$$R_{yx1} = -0,924, R_{yx2} = -0,822, R_{yx3} = -0,792.$$

Коэффициенты показывают, что на потребление электроэнергии значительное влияние оказывает среднемесячная температура, а средняя продолжительность дня и количество ясных дней влияют меньше (табл. 2).

Построим линейную множественную модель, считая Y зависимой от X_1 , X_2 и X_3 .

Коэффициенты в уравнении регрессии находим методом наименьших квадратов [2].

Уравнение линейной регрессии имеет вид:

$$Y = 2,0032 - 0,0317X_1 + 0,0355X_2 - 0,016X_3.$$

Исследуем модель на соответствие заданным значениям (табл. 3).

Таблица 1 — Статистические данные

Месяц	Потребление электроэнергии (Y , млрд кВт/ч)	Среднемесячная температура (X_1 , в градусах)	Средняя продолжительность дня (X_2 , в часах)	Количество ясных дней (X_3 , в днях)
Январь	2,55	-5,57	7,97	3
Февраль	2,42	-4,96	9,77	5
Март	2,45	0,91	11,92	9
Апрель	2,18	6,15	14,17	10
Май	1,88	14,87	16,15	12
Июнь	1,79	16,40	17,22	10
Июль	1,84	22,63	16,63	11
Август	1,8	17,67	14,83	11
Сентябрь	1,81	11,67	12,67	10
Октябрь	2,06	6,38	10,43	6
Ноябрь	2,23	-4,24	8,42	5
Декабрь	2,52	-12,63	7,33	5

Таблица 2 — Расчет показателей для модели

t	Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₁ ²	X ₂ ²	X ₃ ²	X ₁ X ₂	X ₁ X ₃	X ₂ X ₃
1	2,55	-5,57	7,97	3	31,02	63,52	9	-44,393	-16,71	23,91
2	2,42	-4,96	9,77	5	24,6	95,45	25	-48,459	-24,8	48,85
3	2,45	0,91	11,92	9	0,83	142,09	81	10,8472	8,19	107,28
4	2,18	6,15	14,17	10	37,82	200,79	100	87,1455	61,5	141,7
5	1,88	14,87	16,15	12	221,12	260,82	144	240,151	178,44	193,8
6	1,79	16,4	17,22	10	268,96	296,53	100	282,408	164	172,2
7	1,84	22,63	16,63	11	512,12	276,56	121	376,337	248,93	182,93
8	1,8	17,67	14,83	11	312,23	219,93	121	262,046	194,37	163,13
9	1,81	11,67	12,67	10	136,19	160,53	100	147,859	116,7	126,7
10	2,06	6,38	10,43	6	40,7	108,78	36	66,5434	38,28	62,58
11	2,23	-4,24	8,42	5	17,98	70,9	25	-35,701	-21,2	42,1
12	2,52	-12,63	7,33	5	159,52	53,73	25	-92,578	-63,15	36,65
Сумма:	25,53	69,28	147,5	97	1763,09	1949,63	887	1252,21	884,55	1301,83
Ср. значение:	2,13	5,77	12,29	8,08	146,92	162,47	73,92	104,35	73,71	108,49

Таблица 3 — Расчеты исследования остатков

t	Y	Y _p	X ₁	X ₂	X ₃	E(t)	(E(t)) ²	E(t) – E(t – 1)	(E(t) – E(t – 1)) ²
1	2,55	2,41	-5,57	7,97	3	0,14	0,0196		
2	2,42	2,43	-4,96	9,77	5	-0,01	0,0001	-0,15	0,02250000
3	2,45	2,25	0,91	11,92	9	0,2	0,04	0,21	0,04410000
4	2,18	2,15	6,15	14,17	10	0,03	0,0009	-0,17	0,02890000
5	1,88	1,91	14,87	16,15	12	-0,03	0,0009	-0,06	0,00360000
6	1,79	1,93	16,4	17,22	10	-0,14	0,0196	-0,11	0,01210000
7	1,84	1,7	22,63	16,63	11	0,14	0,0196	0,28	0,07840000
8	1,8	1,79	17,67	14,83	11	0,01	0,0001	-0,13	0,01690000
9	1,81	1,92	11,67	12,67	10	-0,11	0,0121	-0,12	0,01440000
10	2,06	2,08	6,38	10,43	6	-0,02	0,0004	0,09	0,00810000
11	2,23	2,36	-4,24	8,42	5	-0,13	0,0169	-0,11	0,01210000
12	2,52	2,58	-12,63	7,33	5	-0,06	0,0036	0,07	0,00490000
Сумма:	25,53	25,51	69,28	147,5	97	0,02	0,1338	-0,2	0,246
Ср. значение:	2,13	2,13	5,77	12,29	8,08				

Проверку независимости остатков проведем с помощью *d*-критерия Дарбина-Уотсона:

$$d = \frac{\sum (E(t) - E(t-1))^2}{\sum (E(t))^2} = \frac{0,246}{0,1338} = 1,839.$$

По таблице Дарбина-Уотсона для $m = 3$ определим критические точки (уровень значимости 0,05, числа наблюдений 12):

$$d_1 = 0,66, d_2 = 1,86.$$

Так как расчетное значение больше d_1 , то свойство независимости выполняется.

Это является одним из подтверждений высокого качества модели.

Оценим нормальность распределения остаточной компоненты по *RS*-критерию с критическими уровнями 2,8–2,9:

$$S_E = \sqrt{\frac{(E(t))^2}{n-m}} = \sqrt{\frac{0,1338}{9}} = 0,122;$$

$$RS = \frac{E_{\max} - E_{\min}}{S_E} = \frac{0,2 - (-0,14)}{0,122} = 2,787.$$

Гипотеза о нормальном распределении ряда остатков отвергается.

На основе полученной модели нельзя строить интервальный прогноз.

Линейный коэффициент множественной корреляции $R = 0,932$ (табл. 4).

Из величины коэффициента детерминации следует, что 86,83 % вариации зависимой переменной происходят под влиянием факторов X_j .

Таблица 4 — Регрессионная статистика

Регрессионная статистика	
Коэффициент корреляции R	0,9318
Коэффициент детерминации R^2	0,8683
Нормированный R^2	0,8189
Стандартная ошибка	0,1287
Наблюдения n	12

Найдем средние коэффициенты эластичности по формуле [2]:

$$E_j = a_j \cdot \frac{X_j}{Y} : E_1 = (-0,0317) \cdot \frac{5,77}{2,13} = -0,086;$$

$$E_2 = (0,0355) \cdot \frac{12,29}{2,13} = 0,205;$$

$$E_3 = (-0,016) \cdot \frac{8,08}{2,13} = -0,061.$$

Из определения эластичности следует, что при увеличении среднемесячной температуры на 1 % (при постоянстве средней продолжительности дня и числа ясных дней) потребление электроэнергии будет меньше на 0,086 %. А при увеличении средней продолжительности дня на 1 % (при постоянстве среднемесячной температуры и числа ясных дней) потребление электроэнергии возрастет на 0,205 %. Увеличение числа ясных дней на 1 % (при постоянстве среднемесячной температуры и средней продолжительности дня) уменьшит потребление электроэнергии на 0,061 %.

Определим коэффициенты уравнения в стандартизованном масштабе:

$$\beta_j = a_j \cdot \frac{S_{xj}}{S_y},$$

где S_{xj} , S_y — стандартные среднеквадратические отклонения множеств значений X_1 , X_2 , X_3 и Y :

$$\beta_1 = a_1 \cdot \frac{S_{x1}}{S_y} = (-0,0317) \cdot \frac{10,658}{0,287} = -1,179;$$

$$\beta_2 = a_2 \cdot \frac{S_{x2}}{S_y} = 0,0355 \cdot \frac{3,371}{0,287} = 0,417;$$

$$\beta_3 = a_3 \cdot \frac{S_{x3}}{S_y} = (-0,016) \cdot \frac{2,929}{0,287} = -0,163.$$

Коэффициенты в уравнении в стандартизованном масштабе имеют ясный смысл. Если

увеличить среднемесячную температуру на величину среднеквадратического отклонения, то потребление электроэнергии уменьшается на 1,179 ее среднеквадратического отклонения (средняя продолжительность дня и число ясных дней считаются постоянными). Аналогично, если увеличить среднюю продолжительность дня на величину среднеквадратического отклонения, то потребление электроэнергии увеличится на 0,417 ее среднеквадратического отклонения (среднемесячная температура и число ясных дней условно постоянны). И наконец, если увеличить число ясных дней на величину среднеквадратического отклонения (среднемесячная температуры и средняя продолжительность дня условно постоянны), то потребление электроэнергии уменьшится на 0,163 ее среднеквадратического отклонения.

Расчеты дельта-коэффициентов дают следующие результаты:

$$\delta_1 = \frac{r_{yx1}\beta_1}{R^2} = \frac{(-0,924278101) \cdot (-1,1788)}{0,8683} = 1,255;$$

$$\delta_2 = \frac{r_{yx2}\beta_2}{R^2} = \frac{(-0,821462725) \cdot 0,4172}{0,8683} = -0,395;$$

$$\delta_3 = \frac{r_{yx3}\beta_3}{R^2} = \frac{(-0,791947232) \cdot (-0,163)}{0,8683} = 0,14.$$

Отсюда следуют выводы, что на уменьшение потребления электроэнергии наибольшее влияние оказывают увеличение среднемесячной температуры (125,5 %), затем увеличение количества ясных дней (14 %), в то же время уменьшение средней продолжительности дня оказывает существенное влияние на уменьшение потребления электроэнергии (отрицательное значение –39,5 %).

Осуществим оценку статистической надежности уравнения регрессии на основе вычисления F -критерия Фишера [2]:

$$F = \frac{R^2(n-k-1)}{(1-R^2)k} = \frac{0,8683 \cdot 8}{(1-0,8683) \cdot 3} = 17,$$

где k – число степеней свободы факторов в уравнении регрессии.

Табличное значение F -критерия Фишера при уровне значимости 0,05, то есть при доверительной вероятности 0,95 при $\nu_1 = k = 3$ и $\nu_2 = n - 1 = 8$ составляет 4,0662. Так как $F > F_{табл}$, то уравнение множественной линейной регрессии признается статистически надежным.

Оценим с помощью t -критерия Стьюдента статистическую значимость коэффициентов уравнения множественной регрессии.

Используем данные обратной матрицы $(X^T X)^{-1}$

$$(X^T X)^{-1} = \begin{pmatrix} 6,2418 & 0,1614 & -0,6336 & 0,0864 \\ 0,1614 & 0,0054 & -0,015 & -0,0011 \\ -0,6336 & -0,015 & 0,0917 & -0,0503 \\ 0,0864 & -0,0011 & -0,0503 & 0,0666 \end{pmatrix};$$

$$b_{11} = 6,2418;$$

$$b_{22} = 0,0054;$$

$$b_{33} = 0,0917;$$

$$b_{44} = 0,0666;$$

$$t_{ai} = \frac{a_i}{S_{ai}};$$

$$t_{a0} = \frac{2,0032}{0,321555704} = 6,2297;$$

$$t_{a1} = \frac{-0,031744195}{0,00944} = -3,3627;$$

$$t_{a2} = \frac{0,035523744}{0,038970967} = 0,9115;$$

$$t_{a3} = \frac{-0,01597103}{0,033220523} = -0,4808.$$

Табличное значение t -критерия при 5 %-ном уровне значимости:

$$T_{табл} = t(\alpha : n - m - 1) = t(0,05; 8) = 2,306,$$

где m – факторное количество переменных.

$$|t_{\alpha 0}| > t_{табл},$$

$$|t_{\alpha 1}| < t_{табл},$$

$$|t_{\alpha 2}| < t_{табл},$$

$$|t_{\alpha 3}| < t_{табл}.$$

Значит, коэффициенты α_0 и α_1 являются статистически значимыми, а коэффициенты α_2 и α_3 не являются статистически значимыми.

Построим точечный и интервальный прогнозы на два шага вперед на основе приростов от фактически достигнутого уровня.

Средний абсолютный прирост X_1 :

$$САП_{X1} = \frac{X_1(12) - X_1(1)}{n-1} = \frac{-12,63 - (-5,57)}{12-1} = -0,64;$$

$$X_{1p}(13) = X_1(12) + САП_{X1} \cdot 1 = -12,63 + (-0,64) \cdot 1 = -13,27;$$

$$X_{1p}(14) = X_1(12) + САП_{X1} \cdot 2 = -12,63 + (-0,64) \cdot 2 = -13,91.$$

Средний абсолютный прирост X_2 :

$$САП_{X2} = \frac{X_2(12) - X_2(1)}{n-1} = \frac{7,33 - 7,97}{12-1} = -0,06;$$

$$X_{2p}(13) = X_2(12) + САП_{X2} \cdot 1 = 7,33 + (-0,06) \cdot 1 = 7,27;$$

$$X_{2p}(14) = X_2(12) + САП_{X2} \cdot 2 = 7,33 + (-0,06) \cdot 2 = 7,21.$$

Средний абсолютный прирост X_3 :

$$САП_{X3} = \frac{X_3(12) - X_3(1)}{n-1} = \frac{5-3}{12-1} = 0,18;$$

$$X_{3p}(13) = X_3(12) + САП_{X3} \cdot 1 = 5 + 0,18 \cdot 1 = 5,18;$$

$$X_{3p}(14) = X_3(12) + САП_{X3} \cdot 2 = 5 + 0,18 \cdot 2 = 5,36.$$

Для получения прогнозных оценок по модели

$$Y = 2,0032 - 0,0317X_1 + 0,0355X_2 - 0,016X_3$$

подставим в нее найденные прогнозные значения факторов:

$$Y_p(13) = 2,0032 - 0,0317 \cdot (-13,27) + 0,0355 \cdot 7,27 - 0,016 \cdot 5,18 = 2,6;$$

$$Y_p(14) = 2,0032 - 0,0317 \cdot (-13,91) + 0,0355 \cdot 7,21 - 0,016 \cdot 5,36 = 2,61.$$

Доверительный интервал прогноза будет иметь следующие границы:

Для $X(13)$:

Верхняя граница прогноза: $Y_p(N+1) + U(1)$.

Нижняя граница прогноза: $Y_p(N+1) - U(1)$.

$$U(1) = S_e t_{кр} \sqrt{X_{пр}^T (X^T X)^{-1} X_{пр}};$$

$$S_E = 0,129;$$

$$t_{кр} = t(\alpha; n - m - 1) = t(0,05; 8) = 2,306;$$

$$X_{пр}^T = (1; -13,27; 7,27; 5,18);$$

$$(X^T X)^{-1} = \begin{pmatrix} 6,2418 & 0,1614 & -0,6336 & 0,0864 \\ 0,1614 & 0,0054 & -0,015 & -0,0011 \\ -0,6336 & -0,015 & 0,0917 & -0,0503 \\ 0,0864 & -0,0011 & -0,0503 & 0,0666 \end{pmatrix};$$

$$U(1) = 0,122 * 2,306 * \sqrt{0,4823} = 0,195.$$

Для $X(14)$:

Верхняя граница прогноза: $Y_p(N+1) + U(2)$.

Нижняя граница прогноза: $Y_p(N+1) - U(2)$.

$$U(1) = S_e t_{кр} \sqrt{X_{пр}^T (X^T X)^{-1} X_{пр}};$$

$$S_E = 0,129;$$

$$t_{кр} = t(\alpha; n - m - 1) = t(0,05; 8) = 2,306;$$

$$X_{пр}^T = (1; -13,91; 7,21; 5,36);$$

$$U(2) = 0,122 * 2,306 * \sqrt{0,5515} = 0,209.$$

Пример прогноза значений потребления электроэнергии в январе и феврале 2021 года (13-й и 14-й месяцы) показан в таблицах 5 и 6 и на рисунке 1.

Таблица 5 — Таблица прогнозов

Упреждение	Прогноз	Нижняя граница	Верхняя граница
1	2,6	2,405	2,795
2	2,61	2,401	2,819

Таблица 6 — Табличные и расчетные данные потребления электроэнергии по месяцам с прогнозом, млрд кВт/ч

t	Y	Y_{p1}	Y_{p2}
1	2,55	2,41	2,41
2	2,42	2,43	2,43
3	2,45	2,25	2,25
4	2,18	2,15	2,15
5	1,88	1,91	1,91
6	1,79	1,93	1,93
7	1,84	1,70	1,70
8	1,80	1,79	1,79
9	1,81	1,92	1,92
10	2,06	2,08	2,08
11	2,23	2,36	2,36
12	2,52	2,58	2,58
13	2,600	2,405	2,795
14	2,610	2,401	2,819

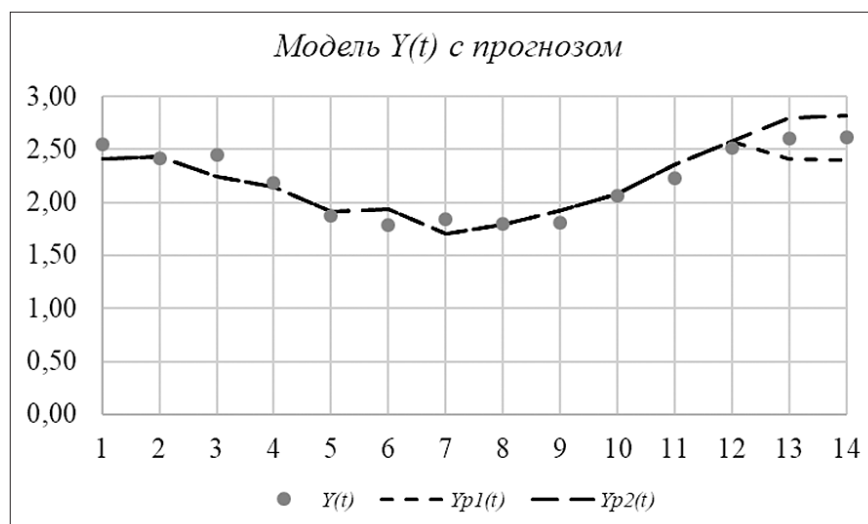


Рисунок 1 — Графики табличных и расчетных данных с прогнозированием

Figure 1 — Graphs of tabular and calculated data with forecasting

Заключение

Предложенная методика позволяет моделировать дискретные временные процессы потребления электроэнергии не только по одному

фактору (расходу в кВт/ч в месяц), но и строить прогнозную модель и анализировать функциональную зависимость расхода электроэнер-

гии с учетом других факторов (среднемесячной температуре, средней продолжительности дня в каждом месяце и количеству ясных дней в месяцах). Используя многофакторный регрессионный анализ можно по этой методике анализировать и другие процессы, имеющие подробную статистическую информацию с учетом

предполагаемых новых факторов, оказывающих значимое воздействие на рассматриваемый процесс. Использование приведенной методики может быть полезно преподавателям и студентам в области математического моделирования, программирования в решении задач с применением матричных методов.

Список источников

1. Гильмутдинов Р. З., Нурисламова Л. Ф. Эконометрика : учебное пособие. Уфа : Уфимский государственный университет экономики и сервиса. 2016. 98 с.
2. Глинский В. В., Долженкова В. Г., Майкова В. П. Сборник задач по теории статистики : учебное пособие для студентов вузов. 3-е изд. Москва : ИНФРА-М ; Новосибирск : Сиб. соглашение, 2012. 257 с.
3. Васнев С. А. Статистика. Москва : Московский государственный университет печати, 2011. 170 с.
4. Гильмутдинов Р. З., Чернятьева М. Р. Анализ цен на акции компании «Газпром» // Вестник УГНТУ. 2019. № 4 (30). С.73–82.
5. Гильмутдинов Р. З., Быстров А. И., Сафин Р. Р. Математические методы и моделирование : учебное пособие. Уфа : Изд-во Уфимского государственного нефтяного технического университета, 2018. 148 с.
6. Быстров А. И., Гильмутдинов Р. З. Математическое моделирование в экономике : учебное пособие для студентов финансово-экономических специальностей. Уфа : Изд-во БИСТ (филиала) ОУП ВО «АТиСО», 2017. 270 с.

References

1. Gilmutdinov R. Z., Nurislamova L. F. Econometrics: a textbook. Ufa: Ufa State University of Economics and Service; 2016. 98 p. (In Russ.).
2. Glinsky V. V., Dolzhenkova V. G., Maikova V. P. Collection of problems in the theory of statistics: a textbook for university students. 3rd ed. Moscow: INFRA-M; Novosibirsk: Sib. Agreement; 2012. 257 p. (In Russ.).
3. Vasnev S. A. Statistics. Moscow: Moscow State University of Printing Arts; 2011. 170 p. (In Russ.).
4. Gilmutdinov R. Z., Chernyatyeva M. R. Analysis of prices for shares of Gazprom. *Vestnik UGNTU = Bulletin of UGNTU*. 2019;(4(30)):73–82. (In Russ.).
5. Gilmutdinov R. Z., Bystrov A. I., Safin R. R. Mathematical methods and modeling: a tutorial. Ufa: Publishing house of Ufa State Petroleum Technological University; 2018. 148 p. (In Russ.).
6. Bystrov A. I., Gilmutdinov R. Z. Mathematical modeling in economics: a tutorial for students of financial and economic specialties. Ufa: Bashkir Institute of Social Technologies (branch) of the Academy of Labor and Social Relations; 2017. 270 p. (In Russ.).

Информация об авторах

А. И. Быстров — кандидат технических наук, доцент кафедры экономики и информационных технологий;
Р. З. Гильмутдинов — кандидат физико-математических наук, доцент кафедры экономики и информационных технологий.

Information about the authors

A. I. Bystrov — Candidate of Science (Technical), Associate Professor of the Department of Economics and Information Technology;
R. Z. Gilmutdinov — Candidate of Science (Physical and Mathematical), Associate Professor of the Department of Economics and Information Technology.

Статья поступила в редакцию 05.05.2025; одобрена после рецензирования 21.05.2025; принята к публикации 23.06.2025.

The article was submitted 05.05.2025; approved after reviewing 21.05.2025; accepted for publication 23.06.2025.