УДК. 658.53:338.2
Н. С. ГЕТАЛО, научный сотрудник
Харьковская национальная академия городского хозяйства, г. Харьков

КОРРЕЛЯЦИОННЫЕ МОДЕЛИ ОПРЕДЕЛЕНИЯ НОРМ РАСХОДА ЭНЕРГОРЕСУРСОВ ДЛЯ ПРЕДПРИЯТИЙ ЖКХ

Рассматривается методика расчета норм энергопотребления на основе использования многофакторных корреляционных моделей. Акцентируется внимание на несовершенстве традиционных методов нормирования. Доказывается, что корреляционные модели позволяют повысить степень конкретности норм, а также учесть влияние на нормы значительного числа существенных факторов.

Розглядається методика розрахунків норм енергоспоживання на основі використання багатофакторних кореляційних моделей. Акцентується увага на недосконалості традиційних методів нормування. Доводиться, що кореляційні моделі дозволяють підвищити ступінь конкретності норм, а також урахувати вплив на норми значного числа істотних факторів.

Введение

Разработка норм расхода энергоресурсов является одной из ключевых составных частей проводимой в нашей стране политики энергосбережения. Рост энергопотребления неразрывно связан с развитием научно-технического прогресса. Это стало серьезным побудительным мотивом проведения значительного числа фундаментальных научных исследований в области теории термодинамики, генерирования и передачи электричества, а также практических проблем энергоэффективности во всех сферах общественного производства.

Анализ исследований и публикаций по проблематике статьи

В жилищно-коммунальном хозяйстве наиболее весомым потребляемым энергоресурсом является тепло, используемое для отопления жилых домов в отопительный период и подготовки горячей воды для бытовых нужд населения. Говоря о весомости стоимости тепла для жилищно-коммунальной сферы, следует указать, что отрасль ежегодно потребляет около 26 % топливно-энергетических ресурсов страны. При этом теплотехническое оборудование жилого фонда, как правило, является морально устаревшим с критически высоким уровнем физического износа. Отсюда средний расход тепловой энергии, используемой для отопления одного квадратного метра полезной площади жилого фонда, сегодня в 3–4 раза выше, чем аналогичные показатели у таких «северных» странах как Норвегия, Швеция и Финляндия.

Очевидно, что в условиях огромных масштабов энергопотребления и при наличии чрезвычайно высоких непродуктивных потерь тепла, проблемам повышения энергоэффективности в жилищно-коммунальном хозяйстве посвящается все большее число научных исследований и разработок, рассматривающих технико-экономические и организационные аспекты энергосбережения. Результаты этих исследований отражены во многих публикациях известных ученых и специалистов, в частности Вострикова В. А., Маляренко В. А., Билянского А. М., Торкатюка В. И., Бакалина Ю. И., Семчука Г. М., Ратушняка Г. С., Сухоноса Н. К., Юрченко О. Ф. [1–9] и др. Указанные работы внесли весомый вклад в теорию и практику решения различных аспектов проблемы энергосбережения. Однако ряд важных вопросов совершенствования методов нормирования энергопотребления требуют в плане конкретизации норм еще существенных проработок.

При анализе литературных источников и ряда научных рекомендаций относительно формирования нормативной базы по вопросам энергоэффективности наблюдаются такие общие недостатки:

●далеко не всегда учитывается многообразие и эксплуатационные характеристики объектов энергопотребления;

●разработка норм слабо увязывается с режимами энергопотребления в зависимости от изменений количества потребляемых коммунальных услуг по периодам года, дням недели и часам суток;

- рассчитываемые нормы весьма укрупнены и малоэффективны, а иногда и вообще непригодны для целей энергосбережения;
- рекомендуемые методы нормирования, как правило, не ориентированы на использование современной электронно-вычислительной техники и программное обеспечение.

Такие недостатки в полной мере присущи и официально действующим руководящим техническим материалам. Так, сегодня основным техническим документом по разработке норм потребления тепла для отопления зданий является РТМ 204 Украина 244-94 "Нормы и указания по нормированию затрат топлива и тепловой энергии на отопление жилых и общественных сооружений, а также на хозяйственно-бытовые нужды в Украине". Эти нормы утверждены Госжилкоммунхозом Украины 14 декабря 1993 года. Для примера характерных недостатков, перечень которых указан выше, рассмотрим приведенную ниже табл. 1 (2.3 РТМ 204).

Таблица 1

Удельные отопительные характеристики жилых домов, построенных до 1930 г., кДж/(м^3 год ^{0}С)[ккал,(м^3 год ^{0}С)]

Объем зданий по внешнему обмеру, м^3	Удельные отопительные характеристики жилых домов для районов с внешней температурой воздуха		
	меньше -30^{0}С	от -30^{0}С до -30^{0}С	больше -30^{0}С
500 - 2000	1,55(0,37)	1,72(0,41)	1,88(0,45)
2000 - 5000	1,17(0,28)	1,26(0,3)	1,59(0,38)
5000 - 10000	1,00(0,14)	1,11(0,265)	1,19(0,285)
10000 -15000	0,88(0,21)	0,96(0,23)	1,05(0,25)
15000 - 25000	0,82(0,196)	0,88(0,21)	0,96(0,23)
Более 25000	0,77(0,185)	0,82(0,195)	0,90(0,215)

Очевидным недостатком приведенных параметров в таблице является чрезмерная разбросанность принятой шкалы как объемов зданий по внешнему обмеру, так и удельных отопительных характеристик. Такой разброс норм безусловно допускает значительную погрешность при определении требуемого количества топлива. Понятно, что этот же разброс исключает возможность использования этих норм в качестве приемлемого инструмента энергосбережения. Автор разделяет мнение ряда ученых и специалистов, полагающих, что для целей энергосбережения нормы должны во-первых, учитывать ключевые факторы, определяющие расход энергоресурсов, а во-вторых, быть максимально адаптированы к конкретным объектам энергопотребления. Необходимая конкретность норм расхода топливно-энергетических ресурсов может быть достигнута на основе использования методов корреляционного моделирования.

Цель статьи. На конкретном примере показать методические особенности разработкис исполь-зованием ЭВМ корреляционной модели, на основании которой представляется возможность рассчитывать нормы расхода топлива на растопку котлов после проведения в них капитального ремонта. Наряду с разработкой корреляционной модели ставится задача проиллюстрировать методику оценки ее стандартных качественных параметров.

Основная часть

Допустим, имеется статистическая выборка показателей, которая характеризует некую зависимость между удельным расходом топлива на одну растопку котла после проведения в нем капитального ремонта (У), продолжительностью остановки котла для проведения ремонтных работ (Х1) и площадью поверхности нагрева котла (Х2). Имеющиеся показатели сгруппированы в таблице 2. Необходимо рассчитать с использованием ЭВМ двухфакторную корреляционную модель.

Таблица 2

Статистическая выборка показателей для определения корреляционной модели

№ пп	Удельный расход топлива на одну растопку котла, кг у.т. – ***У***	Продолжительность остановки котла, час. – $\mathbf{X_1}$	Площадь поверхности нагрева котла, м^2 – $\mathbf{X_2}$
1	50	2	300
2	100	6	200
3	150	6	300
4	200	6	400
5	250	6	500
6	300	12	250
7	350	12	400
8	400	18	300
9	500	12	500
10	600	24	300
11	800	24	400
12	1000	24	500

Уравнение множественной корреляции может быть представлено в общем виде:

$$Y = f(\beta , X) + \varepsilon ,$$

где $X = X(X_1, X_2, ..., X_m)$ – вектор независимых (объясняющих) переменных; β - вектор параметров (подлежащих определению);

ε – случайная ошибка (отклонение);

Y – зависимая (объясняемая) переменная.

Обычно для определения параметров уравнения множественной регрессии применяют метод наименьших квадратов (далее МНК). Сначала определим вектор оценок коэффициентов уравнения корреляции. Согласно МНК, вектор *S* получается из выражения:

$$S = (X^TX)^{-1}X^TY$$

Матрица Y

50
100
150
200
250
300
350
400
500
600
800
1000

Матрица X

1	2	300
1	6	200
1	6	300
1	6	400
1	6	500
1	12	250
1	12	400
1	18	300
1	12	500
1	24	300
1	24	400
1	24	500

Матрица X^T

1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	6	6	6	6	12	12	18	12	24	24	24
300	200	300	400	500	250	400	300	500	300	400	500

Умножаем матрицы, (X^TX)

$$X^T X = \begin{vmatrix} 12 & 152 & 4350 \\ 152 & 2632 & 57000 \\ 4350 & 57000 & 1692500 \end{vmatrix}$$

В матрице, (X^TX) число 12, лежащее на пересечении 1-й строки и 1-го столбца, получено как сумма произведений элементов 1-й строки матрицы X^T и 1-го столбца матрицы X.

Умножаем матрицы, (X^TY)

$$X^T Y = \begin{vmatrix} 4700 \\ 82900 \\ 1870000 \end{vmatrix}.$$

Находим обратную матрицу $(X^TX)^{-1}$

1.29	-0.0099	-0.003
-0.0099	0.0015	-0
-0.003	-0	0

Вектор оценок коэффициентов корреляции равен

$$s = (X^TX)^{-1}X^TY =$$

$$y(x) = \begin{vmatrix} 1,286 & -0,01 & -0,003 \\ -0,01 & 0,001 & -0 \\ -0,003 & -0 & 0 \end{vmatrix} \bullet \begin{vmatrix} 4700 \\ 82900 \\ 1870000 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} -334,537 \\ 30,55 \\ 0,936 \end{vmatrix}.$$

Искомое уравнение корреляции будет иметь такой вид

$$Y = - 334.5366 + 30.5499{*}X_1 + 0.9358{*}X_2 \quad (1)$$

Если в это уравнение подставить какие-либо значения продолжительности остановки котла на ремонт – X_1 и площади нагрева его поверхности – X_2 , то полученное после вычислений значение **Y** будет характеризовать необходимое количество топлива для растопки котла. Например, X_1 = 10 часов, X_2 = 450 м^2. Подставив эти значения в уравнение, получим

$$Y = - 334.5366 + 30.5499{*}10 + 0.9358{*}450 =$$
$$= - 334.5366 + 305.499 + 421,11 = 392 \text{ кг у.т.}$$

После определения вида уравнения переходим к статистическому анализу полученного уравнения: проверке значимости уравнения и его коэффициентов, исследованию абсолютных и относительных ошибок аппроксимации.

Для несмещенной оценки дисперсии проделаем следующие вычисления:

Несмещенная ошибка $\varepsilon = Y - Y(x) = Y - X{*}s$ (абсолютная ошибка аппроксимации)

Y	Y(x)	ε	$(Y\text{-}Y_{ср})^2$
50	7.31	42.69	116736.11
100	35.93	64.07	85069.44

150	129.51	20.49	58402.78
200	223.09	-23.09	36736.11
250	316.68	-66.68	20069.44
300	266.02	33.98	8402.78
350	406.39	-56.39	1736.11
400	496.11	-96.11	69.44
500	499.98	0.0243	11736.11
600	679.41	-79.41	43402.78
800	772.99	27.01	166736.11
1000	866.57	133.43	370069.44
			919166.67

$$s_e^2 = (Y - X*s)^T(Y - X*s) = 49735{,}94.$$

Несмещенная оценка дисперсии равна:

$$s^2 = \frac{1}{n-m-1} s_e^2 = \frac{1}{12-3} 49735.94 = 5526.22.$$

Оценка среднеквадратичного отклонения равна (*ошибка для оценки Y*):

$$S = \sqrt{S^2} = \sqrt{5526.22} = 74.34.$$

Найдем оценку ковариационной матрицы вектора $k = S \bullet (X^TX)^{-1}$

$$k(x) = 74.3385 \begin{vmatrix} 1{,}286 & -0{,}01 & -0{,}003 \\ -0{,}01 & 0{,}001 & -0 \\ -0{,}003 & -0 & 0 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 95{,}635 & -0{,}738 & -0{,}221 \\ -0{,}738 & 0{,}11 & -0{,}002 \\ -0{,}221 & -0{,}002 & 0{,}001 \end{vmatrix}.$$

Дисперсии параметров модели определяются соотношением $S^2_i = K_{ii}$, т. е. это элементы, лежащие на главной диагонали.

Важным качественным показателем полученной модели является индекс множественной корреляции - R. При значении R близком к 1, уравнение лучше описывает фактические данные и факторы сильнее влияют на результат. При значении R близком к 0 уравнение регрессии плохо описывает фактические данные и факторы оказывают слабое воздействие на результат.

$$R = \sqrt{1 - \frac{s_e^2}{\sum (y_i - \overline{y})^2}} = \sqrt{1 - \frac{49735.94}{919166.67}} = 0.97 .$$

При полученном выше результате R = 0,97 можно сказать, что связь между признаком Y факторами X является сильной.

Значимость коэффициента корреляции равна:

$$T_{набл} = R \frac{\sqrt{n-m-1}}{\sqrt{1-R^2}} = 0.97 \frac{\sqrt{9}}{\sqrt{1-0.95}} = 12.54 .$$

По специальной таблице Стьюдента находим $T_{набл}$

$$T_{крит}(n-m-1;\alpha/2) = (9;0.025) = 1.833 .$$

Поскольку $T_{набл} > T_{крит}$, то гипотезу о равенстве 0 коэффициента корреляции отклоняем. Другими словами, коэффициент корреляции статистически – *значим.*

Оценка значения результативного признака при заданных значениях факторов выполняется следующим образом. Задав значения продолжительности остановки котла на ремонт $X_1 = 0{,}0$ и площади нагрева его поверхности $X_2 = 0{,}0$ в корреляционное уравнение 1, получим

$$Y(0.0,0.0,) = -334.54 + 30.5499 * 0.0 + 0.9358 * 0.0 = -334.54$$

Доверительные интервалы с вероятностью 0.95 для среднего значения результативного признака M(Y) будут равны.

$$S^2 = X_0^T(X^TX)^{-1}X_0,$$

где $X_0^T = [\ 1\ ;\ 0.0\ ;\ 0.0]$

Матрица $(X^TX)^{-1}$

1.29	-0.0099	-0.003
-0.0099	0.0015	-0
-0.003	-0	0

Матрица X_0

1
0
0

Умножаем матрицы $(X^TX)^{-1}$ и X_0, находим $S^2 = 1.29$

$$S_y = S\sqrt{X_0\,(X^T\,X)^{-1}\,X_0} = 74.34\sqrt{1.29} = 84.43$$

$$(Y - t*S_Y\ ;\ Y + t*S_Y\ )$$

$$(-334.54 - 1.833*84.43\ ;\quad -334.54 + 1.833*84.43)$$

$$(-489.3;-179.78)\ .$$

С вероятностью 0,95 среднее значение Y при X_{0i} находится в *указанных пределах*. Доверительные интервалы с вероятностью 0,95 для индивидуального значения результативного признака.

$$S_y = S\sqrt{1 + X_0\,(X^T\,X)^{-1}\,X_0} = 74.34\sqrt{1 + 1.29} = 112.49;$$

$$(-334.54 - 1.833*112.49\ ;\ -334.54 + 1.833*112.49);$$

$$(-540.73;-128.35)\ .$$

С вероятностью 0,95 индивидуальное значение Y при X_{0i} находится в *указанных пределах.*Проверку гипотез относительно коэффициентов уравнения регрессии проводим в такой последовательности. Выражение $v = n - m - 1$ называется числом степеней свободы. Считается, что при оценивании множественной линейной корреляции для обеспечения статистической надежности требуется, чтобы число наблюдений, как минимум, в 3 раза превосходило число оцениваемых параметров.

1) t-статистика

$$T_{табл}\ (n\text{-}m\text{-}1;\alpha) = (9;0.025) = 1.833\ ,\qquad t_i = \frac{bi}{S_{bi}}\ .$$

Находим стандартную ошибку коэффициента регрессии b_0:

$$S_{b0} = \sqrt{95.63} = 9.78;\ t_0 = \frac{-334.54}{9.78} = 34.21>1.833.$$

Статистическая значимость коэффициента регрессии b_0 *подтверждается*.

Находим стандартную ошибку коэффициента регрессии b_1:

$$S_{b1} = \sqrt{0.11} = 0.33;\ t_1 = \frac{30.55}{0.33} = 92.09>1.833\ .$$

Статистическая значимость коэффициента регрессии b_1 *подтверждается*.

Находим стандартную ошибку коэффициента регрессии b_2:

$$S_{b2} = \sqrt{0.0007} = 0.0259;\ t_2 = \frac{0.94}{0.0259} = 36.08 > 1.833\ .$$

Статистическая значимость коэффициента регрессии b_2 *подтверждается*.

Далее определим доверительные интервалы коэффициентов регрессии, которые с надежность 95 % будут следующими:

$$(b_i - t_i\ S_{bi};\ b_i + t_i\ S_{bi})$$

b_0: (-334.5366 - 1.833 · 9.7793 ; -334.5366 + 1.833 · 9.7793) = (-352.4621;-316.6111);

b_1: (30.5499 - 1.833 · 0.3318 ; 30.5499 + 1.833 · 0.3318) = (29.9418;31.158);

b_2: (0.9358 - 1.833 · 0.0259 ; 0.9358 + 1.833 · 0.0259) = (0.8883;0.9834) .

В заключении проведем проверку общего качества уравнения. Оценка значимости уравнения осуществляется путем проверки гипотезы о равенстве нулю коэффициента детерминации, рассчитанного по данным генеральной совокупности:

$$R^2 \text{ или } b_1 = b_2 = ... = b_m = 0\ .$$

Для ее проверки используют F-критерий Фишера. При этом вычисляют фактическое (наблюдаемое) значение F-критерия, через коэффициент детерминации R^2, рассчитанный по данным конкретного наблюдения.

По таблицам распределения Фишера-Снедоккора находят критическое значение F-критерия ($F_{кр}$). Для этого задаются уровнем значимости α (обычно его берут равным 0,05) и двумя числами степеней свободы k_1=m и k_2=n-m-1.

Критерий Фишера

$$R^2 = 1 - \frac{s_e^2}{\sum(y_i - \overline{y})^2} = 1 - \frac{49735.94}{391.67} = 0.95\ .$$

Чем ближе этот коэффициент к единице, тем больше полученное уравнение 1 объясняет поведение Y. Более объективной оценкой является скорректированный коэффициент детерминации:

$$\overline{R}^2 = 1 - (1 - R^2)\frac{n-1}{n-m-1}\ .$$

Добавление в модель новых объясняющих переменных осуществляется до тех пор, пока растет скорректированный коэффициент детерминации.

Проверим гипотезу об общей значимости - гипотезу об одновременном равенстве нулю всех коэффициентов уравнения 1 при объясняющих переменных:

$$H_0:\ \beta_1 = \beta_2 = ... = \beta_m = 0.$$

Проверка этой гипотезы осуществляется с помощью F-статистики распределения Фишера. Если $F < F_{kp} = F_{\alpha\,;\,n-m-1}$, то нет оснований для отклонения гипотезы H_0.

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2}\ \frac{(n - m - 1)}{m} = \frac{0.95}{1 - 0.95}\ \frac{12-3-1}{3} = 52.45$$

Табличное значение при степенях свободы k_1 = 2 и k_2 = n-m-1 = 9, Fkp(2;9) = 4,26.

Поскольку фактическое значение $F > F_{kp}$, то коэффициент детерминации статистически *значим и уравнение корреляции статистически надежно.*

Выводы

Хотя приведенные в статье вычисления охватывают только основные процедуры, доказывающее необходимое качество полученного уравнения, все же этого достаточно для подтверждения его статистической значимости и надежности. Разумеется, что для получения уравнений, пригодных для практического использования, следует использовать полный аппарат всех доказательных процедур. Если доказательные процедуры расчетов дадут отрицательный результат, то структуру и количество факторов следует пересматривать до тех пор, пока не будет получен приемлемый результат.

Очень важно, что рассмотренный метод нормирования энергозатрат носит универсальный характер. Он может использоваться во всех подотраслях жилищно-коммунального хозяйства. Преимуществом данного метода является также то, что полученные на основе корреляционных уравнений нормы позволят производить контроль рациональности энергопотребления практически в режиме реального времени и оперативно выявлять непроизводительные энергозатраты.

Список литературы

1. Бакалін Ю. І. Енергозбереження та енергетичний менеджмент: Навчальний посібник / Ю. І. Бакалін. – 3-є вид., перероб. та доп. – Харків: БУРУН і К, 2006. – 320 с.

2. Білянський О. М. Актуальні питання енергозбереження в житлово-комунальному господарстві України / О. М. Білянський // Зб. наукових праць міжнар. науково-технич. конференції «Енергоефективність - 2002». – К.: Навчальна книга, 2002. – С. 41.

3. Востриков В. А. Стратегия и тактика реализации мероприятий по энергосбережению в ЖКХ / В. А. Востриков // Энергосбережение. – 2005. – № 3. – С. 9–12.

4. Маляренко В. А. Енергоефективність та енергоаудит: навч. посібник / В. А. Маляренко, І. А. Немировський. – Х.: «Видавництво САГА», 2009. – 324 с.

5. Ратушняк Г. С. Енергозбереження та експлуатація систем теплопостачання: Навч. посіб. для студ. вищих навч. закл. / Г. С. Ратушняк, Г. С. Попова / Вінницький національний технічний ун-т. – Вінниця : УНІВЕРСУМ-Вінниця, 2004. – 136 с.

6. Семчук Г. М. Стан реалізації державної політики енергозбереження в сфері житлово-комунального господарства / Г. М. Семчук // Матеріали міжнародного конгресу «Інституційні та технічні аспекти реформування житлово-комунального господарства-2006». – К., 2006. – С. 16.

7. Сухонос М. К. Энергосберегающие мероприятия в системах водоснабжения и канализации / М. К. Сухонос // Энергосбережение • Энергетика • Энергоаудит. – 2009. – № 8(66). – С. 55–62.

8. Торкатюк В. И. Управляющая компания как основное звено экономического механизма энерго- и ресурсосбережения в жилищно-коммунальной отрасли / В. И. Торкатюк, Н. П. Пан, В. И. Углов // Энергосбережение • Энергетика • Энергоаудит. – 2006. – № 12. – С. 21–28.

9. Юрченко О. Ф. Стан енергоспоживання та енергозбереження на об'єктах житлово-комунального господарства / О. Ф. Юрченко // Энергосбережение. – 2006. – № 8. – С. 29–32.

CORRELATION MODELS FOR CALCULATING THE ENERGY CONSUMPTION NORMS FOR A HOUSING AND COMMUNAL SERVICES

N. S. GETALO, scientist

Method of calculating the energy consumption norms based on multiple-factor correlation models is considered. In particular imperfections of traditional methods of the norm calculation are pointed out. There some evidences are presented to prove that using of the correlation models can increase a concretization level of the calculated norms and take considerable number of essential factors into account.

Поступила в редакцию 02.11.2011 г.