

## Динамический подход к оценке энергоэффективности оборудования

© 2010 Е.А. Серпер

кандидат экономических наук

Самарский государственный экономический университет

E-mail: kafedra-kl@yandex.ru

В статье рассмотрен динамический подход к оценке энергетической эффективности котельного оборудования. Поставлена и решена задача по оценке надежности и прогнозированию работоспособности котельного оборудования.

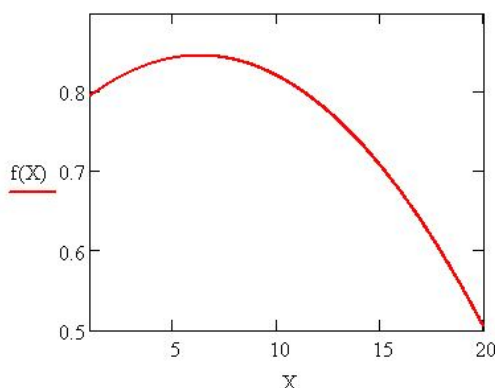
**Ключевые слова:** теплоэнергетическое оборудование, энергоэффективность, закон распределения, функция надежности, функция отказов, методы оценки надежности, вероятность безотказной работы.

Динамический подход к определению интегрального показателя энергоэффективности котельного оборудования обеспечивается как на этапе отбора вариантов котельного оборудования, так и на этапе мониторинга изменения энергоэффективности в период эксплуатации выбранного оборудования.

Рассмотрим методы динамической оценки отдельных показателей энергоэффективности теплоэнергетического оборудования.

Динамический метод оценки экологичности котельного оборудования основан на изменении ее показателя в течение периода эксплуатации. Экономико-математическое моделирование функции экологичности работы котельного оборудования ( $Y$ ) от срока его эксплуатации ( $X$ ) позволило получить следующее уравнение (график которого представлен на рис. 1).

$$f(X) := 0,774 + 0,023 \cdot X - 0,00182 \cdot X^2.$$



**Рис. 1.** Зависимость степени экологичности котельного оборудования от срока его эксплуатации

Для решения задач по оценке надежности и прогнозированию работоспособности котельного оборудования необходимо иметь математичес-

кую модель, которая представлена аналитическими выражениями одного из показателей: вероятности отказа  $P(t)$ , или функции отказа  $f(t)$ , или интенсивности отказа  $\lambda(t)$ <sup>1</sup>.

Опыт эксплуатации показывает, что изменение интенсивности отказа  $\lambda(t)$  подавляющего большинства котельного оборудования описывается U-образной кривой. Кривую можно условно разделить на три характерных участка: первый - период приработки; второй - период нормальной эксплуатации; третий - период старения объекта. В период нормальной эксплуатации интенсивность отказа уменьшается и практически остается постоянной, при этом отказы носят случайный характер и появляются внезапно, прежде всего, из-за несоблюдения условий эксплуатации, случайных изменений нагрузки, неблагоприятных внешних факторов и т. п. Именно этот период соответствует основному времени эксплуатации.

Возрастание интенсивности отказа относится к периоду старения котельного оборудования и вызвано увеличением числа отказов от износа, старения и других причин, связанных с длительной эксплуатацией.

Вид аналитической функции, описывающей изменение показателей надежности  $P(t)$ ,  $f(t)$  или  $\lambda(t)$ , определяет закон распределения случайной величины, который выбирается в зависимости от свойств котельного оборудования, условий его работы и характера отказов.

Статистическая обработка результатов испытаний и определение показателей надежности осуществляются в следующем порядке.

По результатам испытаний  $N$  невосстанавливаемых одинаковых объектов формируется статистическая выборка - массив наработки (в любых единицах измерения) до отказа каждого из  $N$  испытывавшихся объектов. Выборка характе-

ризует случайную величину наработки до отказа объекта  $T_0$ .

Необходимо выбрать закон распределения случайной величины  $T$  и проверить правильность выбора по соответствующему критерию. Подбор закона распределения осуществляется на основе аппроксимации (сглаживания) экспериментальных данных о наработке до отказа, которые могут быть представлены в наиболее компактном графическом виде. Выбор той или иной аппроксимирующей функции носит характер гипотезы. Экспериментальные данные могут с большим или меньшим правдоподобием подтвердить или не подтвердить справедливость той или иной гипотезы. Поэтому необходимо определить, согласуются ли результаты эксперимента с гипотезой о том, что случайная величина наработки подчинена выбранному им закону распределения. Ответ на этот вопрос дается в результате расчета специальных критериев.

При большом числе испытываемых объектов полученный массив наработок  $\{t_1, \dots, t_p, \dots, t_n\}$  является громоздкой и мало наглядной формой записи случайной величины  $T$ . Поэтому для компактности и наглядности выборка может быть в графическом изображении статистического ряда - гистограмме наработки до отказа.

По оси абсцисс ( $t$ ) откладываются интервалы  $\Delta t$ , на каждом из которых, как на основании, строится прямоугольник, высота которого пропорциональна (в выбранном масштабе) соответствующей частоте  $P$ .

Используя данные сформированного статистического ряда, определяют статистические оценки показателей надежности, т. е. эмпирические функции:

- функция распределения отказов;
- функция надежности;
- плотность распределения отказов;
- интенсивность отказов.

Для расчета следующих статистических оценок числовых характеристик можно воспользоваться данными сформированного статистического ряда.

Оценки характеристик определяются:

- оценкой средней наработки до отказа (статистическое среднее наработки);
- оценкой дисперсии наработки до отказа (эмпирическая дисперсия наработки).

Целесообразно рассчитать оценки и некоторых вспомогательных характеристик рассеивания случайной величины  $T$ :

- выборочный коэффициент асимметрии наработки до отказа;
- выборочный эксцесс наработки до отказа.

Данные характеристики используются для выбора аппроксимирующей функции.

Выбор закона распределения состоит в подборе аналитической функции, наилучшим образом аппроксимирующей эмпирические функции надежности. Выбор - процедура неопределенная и во многом субъективная, при этом многое зависит от априорных знаний об объекте и его свойствах, условиях работы, а также анализа вида графиков  $P(t)$ ,  $f(t)$ ,  $\lambda(t)$ .

Распределение будет зависеть, прежде всего, от вида эмпирической функции  $f(t)$ , а также от вида  $\lambda(t)$ . Выбор закона распределения носит характер принятия той или иной гипотезы.

В качестве критерия проверки гипотезы о том, что случайная величина  $T$ , представленная своей выборкой, имеет распределение предполагаемого типа, используется критерий согласия  $\chi^2$  (Пирсона), как некоторая мера расхождения теоретического и эмпирического распределений, причем эта мера является случайной величиной. Чем больше мера расхождения, тем хуже согласованность эмпирического распределения с теоретическим, следовательно, гипотезу о выборе закона распределения следует отвергнуть, как малоправдоподобную. В противном случае экспериментальные данные не противоречат принятому распределению.

Использование методов и моделей теории надежности в ее классическом виде требует их некоторой модификации (приспособления) к условиям проведения ремонтно-профилактических работ, плановых и экстренных замен оборудования в результате износа и выбытия из эксплуатации.

Статистическая обработка данных заключается в определении закона распределения интервалов времени проведения ремонтно-профилактических работ. На основе графического и математического анализа данных об интервалах времени проведения профилактик выдвигается гипотеза о законе распределения случайной величины (функции распределения). Как правило, работоспособность (надежность) оборудования подчиняется экспоненциальному закону распределения.

Таким образом, одной из главных задач анализа является установление истинного закона распределения случайной величины на основании экспериментальных данных. Вид закона распределения определяют из общих технических, финансовых и других соображений, учитывая схожесть условий эксперимента с исследованными ранее, или из теоретических предпосылок.

На практике о виде закона распределения можно судить по графику выборочной плотности распределения вероятностей. Параметры закона распределения обычно неизвестны, и их заменяют на выборочные значения. Однако, как бы ни выбирался вид закона распределения и

его параметры, полной уверенности в том, что в результате получится истинный закон распределения, к которому принадлежит имеющаяся выборка, не существует. Поэтому может ставиться вопрос лишь о том, что на определенном уровне доверия выбранный закон согласуется с данными выборки. В соответствии с этим критерии, устанавливающие закон распределения, являются критериями согласия.

Ручной вариант проверки гипотезы об экспоненциальном законе распределения (функции распределения) является трудоемким, поэтому не используется в практической деятельности технологических и коммерческих служб предприятия. Ручной вариант проверки гипотезы заключается в следующем.

Пусть  $\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$  - выборка из некоей генеральной совокупности  $X$ ,  $F(X)$  - предлагаемая функция теоретического распределения. На основании выборки построим интервальный ряд:

$$\{\Delta_i, n_i\}, i=1, m,$$

где  $n_i$  - число элементов выборки, попавших в интервал  $\Delta_i = [a_i, a_{i+1}]$ .

Для каждого интервала  $\Delta_i$  определяются теоретические вероятности  $p_i$  попадания случайной величины  $X$  в интервал  $\Delta_i$ :

$$p_i = P\{X \in \Delta_i\} = F(a_{i+1}) - F(a_i).$$

Числа  $n_i$  и  $np_i$  являются эмпирическими и теоретическими частотами. Доказано, что при  $n \rightarrow \infty$  статистика

$$t = \sum_{i=1}^m \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i}$$

имеет  $\chi^2$ -распределение с  $k = m - r - 1$  степенями свободы, где  $m$  - число интервалов вариационного ряда,  $r$  - число параметров теоретического распределения, вычисленных по экспериментальным данным.

Основная гипотеза  $H_0$  состоит в том, что функцией распределения случайной величины  $X$  является выбранная теоретическая функция  $F(X)$ .

Для заданного уровня доверия  $\gamma$  по таблицам распределения  $\chi^2_k$  определяется критическое значение:

$$\chi^2_{k, kp} : P\{\chi^2_k < \chi^2_{k, kp}\} = \gamma.$$

Гипотеза  $H_0$  о согласии экспериментальных данных с распределением  $F(X)$  принимается, если:

$$t < \chi^2_{k, kp}.$$

Статистика  $t$  имеет распределение  $\chi^2$  при  $n \rightarrow \infty$ , поэтому критерий Пирсона следует применять только при больших  $n$  ( $n > 30$ ).

Проведенными исследованиями установлено, что, например, газовые котлы "VISSMAN" имеют следующие показатели надежности (см. рис. 2)<sup>2</sup>:

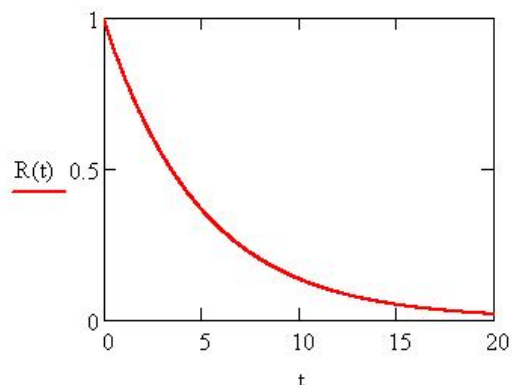


Рис. 2. Экспоненциальный закон безотказной работы котельного оборудования

- функция теоретических частот ( $n_i$ ) имеет экспоненциальный вид с  $\lambda$ , равной 0,2, как обратной величине наработки котельного оборудования на отказ (5 лет);

- проверка гипотезы на экспоненциальный закон распределения осуществляется на основе оценки расхождения теоретических и фактических частот ( $m_i$ ) в соответствии с критерием Пирсона (*qchisq*).

Показатель надежности  $R$  (работоспособности котельного оборудования) определяется по формуле плотности вероятностей:

$$R(t) := \exp(-0,2 \cdot t).$$

Расчет вероятности безотказной работы котельного оборудования за указанные периоды времени представлен ниже:

$$R_{0,5} = \exp(-0,2 \cdot 0,5) = 0,905;$$

$$R_1 = \exp(-0,2 \cdot 1) = 0,819;$$

$$R_{1,5} = \exp(-0,2 \cdot 1,5) = 0,741;$$

$$R_2 = \exp(-0,2 \cdot 2) = 0,67;$$

$$R_{2,5} = \exp(-0,2 \cdot 2,5) = 0,607;$$

$$R_3 = \exp(-0,2 \cdot 3) = 0,549.$$

Разработанные методы и модели позволяют принимать научно обоснованные решения в управлении инновациями в энергетическом хозяйстве предприятий.

<sup>1</sup> Халафян А. А. Statistica 6. Математическая статистика с элементами теории вероятностей. М., 2010.

<sup>2</sup> Эксплуатация оборудования и объектов газовой промышленности (комплект из 2 книг). М., 2008.

Поступила в редакцию 05.07.2010 г.