

МПП 15-04 составит 10 месяцев, а для БСПЭ 22007-16 8 месяцев в условиях холодного климата. Для термопластов стабилизированных техническим углеродом для оценки вероятности безотказной работы кроме задачи аппроксимации относительной деформации при разрыве, необходимо прогнозировать ее среднее квадратическое отклонение при больших сроках старения. Считается [2], что дисперсия при старении проходя через максимум стремиться к первоначальному значению. Экспериментальные исследования показывают, что среднее квадратическое отклонение относительной деформации при разрыве при больших сроках старения достигают 1-2 % и менее.

На рис. 8,б показана зависимость вероятности безотказной работы от времени старения для материала МПП 15-04, черный для двух уровней значений средних квадратических отклонений. При значении вероятности безотказной работы 0,99 срок службы для МПП 15-04 составит 16,6 лет, если среднее квадратическое отклонение относительной деформации при разрыве равно 20 % и 20,8 лет, если среднее квадратическое отклонение равно 2 %. Для термопласта МПП 15-06, черного при старении в условиях холодного климата, срок службы составит более 25 лет.

Полученные результаты расчета вероятности безотказной работы по деформационному критерию при старении для ряда конструкционных термопластов, свидетельствуют о возможности вероятностно-статистической оценки климатической устойчивости материалов в различных климатических условиях.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Павлов Н.Н. Старение пластмасс в естественных и искусственных условиях. – М.: Изд-во Химия, 1982. – 220 с.
2. Филатов И.С. Климатическая устойчивость полимерных материалов. – М.: Изд-во Наука, 1983. – 215 с.
3. Реутов А.И., Реутов Ю.И., Сидоренко А.А. Prediction of the Reliability of Plastic Products. The 4 Korea-Russia Int. Symp. 5 of Science and Technology, KORUS, 2000. С. 199-203.
4. Капур К., Ламберсон Л. Надежность и проектирование систем. – М.: Изд-во Мир, 1980. – 351 с.

В.А. КОРНЕВ, Ю.Б. ПРИХОДЬКО, А.Ф. ТРОЕГЛАЗОВ

ВЛИЯНИЕ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ПРИРОДЫ НОРМАТИВНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ДИАГНОСТИЧЕСКОГО ПАРАМЕТРА НА КАЧЕСТВО ДИАГНОСТИРОВАНИЯ

Как показал аналитический обзор работ по диагностике, при моделировании качества диагностирования авторы принимают значения нормативов (пределов) на диагностический параметр детерминированными на момент измерения при заданных режимах проведения диагностирования. Однако, в силу ряда причин, нормативы обладают некоторой неопределенностью. Каждая сложная машина обладает своего рода индивидуальностью. Особенно явно это прослеживается на примере автомобиля. Это можно объяснить технологической неоднородностью процессов производства и целым рядом других причин. Данный факт убедительно доказан экспериментально профессором Серовым. Поэтому правомерно предположить, что предельные значения диагностического параметра – величины случайные, подчиняющиеся определенным законам распределения. Попробуем оценить влияние статистической природы поля допуска на достоверность диагностирования при различных сочетаниях законов распределения параметра работоспособности, предельных значений параметра и погрешностей измерительных средств. Распределение погрешностей, как и ранее, считаем нормальным.

Рассмотрим случай нормальных распределений диагностического параметра и предельного значения. Этот случай проиллюстрирован на рисунке.

Допустим, что функция плотности распределения предельного значения диагностического параметра имеет вид:

$$\theta(S_n) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \delta_n} e^{-\frac{(S_n - S_{ncp})^2}{2\delta_n^2}}, \quad (1)$$

где δ_n – среднее квадратическое отклонение предельного значения диагностического параметра; S_{ncp} – среднее значение предела диагностического параметра.

Разобьем интервал варьирования поля допуска на K участков. Тогда из общего количества диагностируемых узлов вероятное количество узлов, имеющих предельное значение S_{ni} будет:

$$N_i = P_i \cdot N = N \frac{S_{ncp} - 3\delta S + (j+1)\Delta S_n}{\int_{S_{ncp} - 3\delta S + j\Delta S_n}^{\theta(S) dS}}, \quad (2)$$

где $\Delta S_n = \frac{\delta S_n}{m}$.

В процессе диагностирования возникают ошибки диагностирования $P_{ло}$ и $P_{но}$ – вероятности ложных и необнаруженных отказов соответственно. Найдем величины $P_{ло}$ и $P_{но}$ с учетом распределения диагностического параметра S по нормальному закону. Для i -го значения предела получим выражение $P_{ijло}$

$$(P_{ijло}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} M_i} \int_0^{D_i} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi} \frac{3}{3k-j}} \int_0^3 e^{-\frac{z^2}{2}} dz, \quad (3)$$

$$M_i = \frac{S_{ni} - S_{cp}}{\delta S} + \frac{3(j-k)}{e \cdot k}; \quad D_i = \frac{S_{ni} - S_{cp}}{\delta S} + \frac{3(j+1-k)}{e \cdot k},$$

$$\Delta S = \frac{3\delta\varphi}{k} = \frac{3\delta S}{e \cdot k}.$$

Вероятностью $P_{ло}$ для предела S_n равна:

$$(P_{ло})_i = \sum_{j=0}^k (P_{jло})_i = \sum_{j=0}^k \frac{1}{\sqrt{2\pi} M_i} \int_0^{D_i} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi} \frac{3}{3k-j}} \int_0^3 e^{-\frac{z^2}{2}} dz. \quad (4)$$

Вероятное количество узлов, ошибочно забракованных из партии N_i , для случая ложных отказов будет равным:

$$N_i = N_i (P_{ло})_i. \quad (5)$$

Вероятное количество узлов, ошибочно забракованных для случая из всей партии N , выразится формулой:

$$N_{ло} = \sum_{i=0}^m N \int_{L_i}^{H_i} \theta(S_n) dS_n \left[\sum_{j=0}^k \frac{1}{\sqrt{2\pi} \theta_i} \int_0^{D_i} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi} \frac{3}{3j}} \int_0^3 e^{-\frac{z^2}{2}} dz \right], \quad (6)$$

$$L_i = S_{ncp} - 3\delta S_n + j\Delta S_n; \quad H_i = S_{ncp} - 3\delta S_n + (j+1)\Delta S_n.$$

Вероятное количество узлов, для случая необнаруженных отказов будет:

$$P_{\text{ло}} = \sum_{i=0}^m N \int_{L_i}^{H_i} \theta(S) dS \left[\sum_{j=0}^k \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\lambda_i}{\theta_i} \int_0^{\frac{3}{2}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\frac{3}{2}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \right], \quad (7)$$

$$\theta_i = \frac{S_{ni} - S_{cp}}{\delta S} + \frac{3j}{e \cdot k}; \quad \lambda_i = \frac{S_{ni} - S_{cp}}{\delta S} + \frac{3(j+1)}{e \cdot k}.$$

В случае распределения предельных значений по нормальному закону, а диагностического параметра по закону Вейбулла, что довольно часто встречается на практике, заменим в выражении (7) значение S_n на S_{ni} , получим для случая ложных отказов значение вероятности $P_{\text{ло}i}$

$$P_{\text{ло}i} = \sum_{j=0}^k P(j_{\text{ло}})i = \sum_{j=0}^k \left[\exp\left(-\frac{S_i^\beta}{\alpha}\right) - \exp\left(-\frac{S_{i+1}^\beta}{\alpha}\right) \right] \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\frac{3}{2}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz, \quad (8)$$

$$S_j = S_n + j\Delta S = S_{ni} - 3\delta\varphi + j\Delta S,$$

$$S_{j+1} = S_{ni} - 3\delta\varphi + j\Delta S,$$

$$\Delta S = \frac{3\delta\varphi}{k}; \quad S_{ni} = S_{cp} + n\delta S - 3\delta S_n + i\Delta S_n.$$

Количество узлов, ложно забракованных узлов в процессе диагностирования будет равно

$$N_{\text{ло}} = \sum_{i=0}^m (\Delta N_i) = \left(N \int_{L_i}^{H_i} \theta(S) dS \right) \cdot \sum_{j=0}^k \left[\exp\left(-\frac{S_i^\beta}{\alpha}\right) - \exp\left(-\frac{S_{i+1}^\beta}{\alpha}\right) \right] \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\frac{3}{2}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz =$$

$$= \sum_{i=0}^m N \int_{L_i}^{H_i} \theta(S) dS \times \sum_{j=0}^k \left\{ \exp \left[\frac{\left\{ \frac{1}{\alpha\beta} \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) + n \sqrt{\frac{1}{\alpha\beta} \left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{\beta}\right) - \left\{ \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \right\}^2 \right]} \right\} - 3\delta\varphi + j\Delta S}{\alpha} \right]^\beta \right\} -$$

$$- \exp \left[\frac{\left\{ \frac{1}{\alpha\beta} \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) + n \sqrt{\frac{1}{\alpha\beta} \left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{\beta}\right) - \left\{ \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \right\}^2 \right]} \right\} - 3\delta\varphi + (j+1)\Delta S}{\alpha} \right]^\beta \right] \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\frac{3}{2}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

В случае необнаруженных отказов, количество узлов, пропущенных узлов из партии N , будет оцениваться выражением

$$N_{\text{но}} = \sum_{i=0}^m \left(N_{\text{Ли}}^{H_i} \int \theta(S) dS \right) \times \sum_{j=0}^k \left\{ \exp \left[\frac{\left\{ \frac{1}{\alpha\beta} \Gamma \left(1 + \frac{1}{\beta} \right) + n \sqrt{\frac{1}{\alpha\beta} \left[\Gamma \left(1 + \frac{2}{\beta} \right) - \left\{ \Gamma \left(1 + \frac{1}{\beta} \right) \right\}^2 \right]} - 3\delta\varphi - (j+1)\Delta S \right\} \beta}{\alpha} \right] - \exp \left[\frac{\left\{ \frac{1}{\alpha\beta} \Gamma \left(1 + \frac{1}{\beta} \right) + n \sqrt{\frac{1}{\alpha\beta} \left[\Gamma \left(1 + \frac{2}{\beta} \right) - \left\{ \Gamma \left(1 + \frac{1}{\beta} \right) \right\}^2 \right]} + 3\delta\varphi - j\Delta S \right\} \beta}{\alpha} \right] \right\} \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\frac{3-\Delta S}{\delta\varphi}}^{+3} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

Результаты машинного моделирования влияния вариаций погрешности прибора и предельных значений на достоверность диагностирования представлены на рис. 1.

На рис. 1 также представлена полиномиальная модель достоверности диагностирования Z в функции погрешности X и пределов Y .

$$z = 22,677 - 20,506y + 2,405y^2 + 3,639xy - 0,563x^2y - 0,001y^3y$$

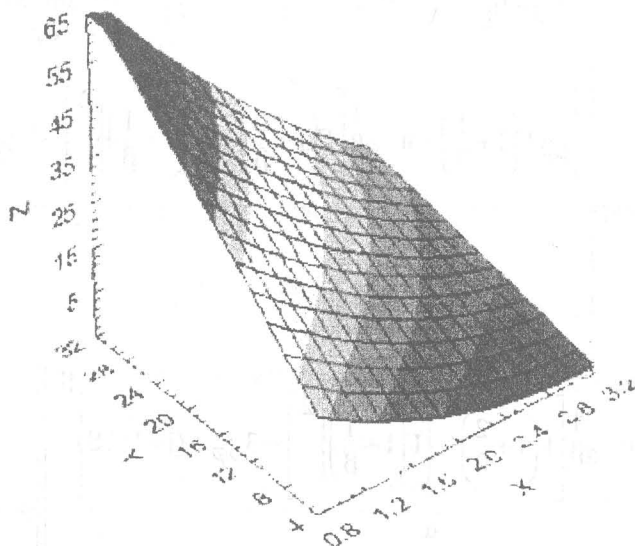


Рис. 1. Зависимость достоверности диагностирования Z в функции погрешности прибора X и вариаций пределов Y