

## ОПТИМИЗАЦИЯ ОБНАРУЖЕНИЯ И ИЗМЕРЕНИЯ ПАРАМЕТРОВ ДВС ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ЭКСПЕРТНОЙ СИСТЕМОЙ

И.П. Добролюбов, О.Ф. Савченко, С.Н. Ольшевский

*Рассмотрены вопросы оптимизации точности обнаружения и измерения параметров ДВС с помощью измерительной экспертной системы по критерию минимума средней квадратической погрешности.*

*Ключевые слова: ДВС, параметры, обнаружение, измерение, точность, оптимизация.*

При экспертизе технического состояния ДВС с помощью измерительной экспертной системы двигателей (ИЭСД) возникает необходимость оценить некоторые структурные параметры двигателя, диагностические признаки которых слабо проявляются на фоне других циклических и случайных процессов. [1...3]. Например, превышающие допустимый уровень такие ресурсные структурные параметры как износы, жесткость рабочего процесса, люфты и др. (существенно нелинейные элементы) отражаются диагностическими признаками (сигналами), значение которых существенно ниже уровня измеряемых аддитивных и мультипликативных сигналов. Обнаружить и измерить такие признаки, даже при предварительном вычитании из результирующего сигнала зависимостей, известных для данного двигателя и отражающих другие структурные параметры (модели), бывает достаточно сложно. В этом случае эффективно применение статистических методов оптимальной обработки сигналов [4]. В ИЭСД осуществляется устройством сопряжения с объектом (УСО) предварительная обработка сигналов, поступающих с датчиков давления в камере сгорания, углового положения вала, расхода топлива и др. [1...3]: согласование с датчиками, усиление, фильтрация, дискретизация по времени, квантование по уровню и др. Затем сигнал обрабатывается процессорным устройством. При этом в измерительном канале от датчика до процессорного устройства также происходит накопление погрешностей. Случайность процессов подачи топлива и его сгорания от цикла к циклу, а также процессов трения в сопряжениях ДВС, вызывающих случайные отклонения угловых скорости и ускорения коленчатого вала  $\omega(t)$  и  $\varepsilon(t)$  от их средних значений, соответствующих цикличности работы, приводит к необходимости рассматривать измеряемые процессы как аддитивную смесь полезного информативного (диагностического) процесса и помехи. В

работах [1...3] были исследованы преимущественно инструментальные погрешности. Для повышения точности и достоверности экспертизы технического состояния ДВС необходимо оценить методическую погрешность измерения процессов ДВС, вызванную влиянием помех. Это особенно важно в том случае, когда производится запись процессов в производственных условиях с помощью контроллера и их последующая обработка на территориально удаленной ИЭСД.

Сигнал, используемый для обнаружения и измерения диагностических признаков, можно представить в виде

$$x(t) = Au_c(t, \vec{\alpha}, \vec{\beta}) + u_n(t),$$

где  $u_c(t, \vec{\alpha}, \vec{\beta})$  - полезный сигнал, отражающий диагностируемые признаки (с предварительно вычтенными известными составляющими);  $\vec{\alpha} = \{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n\}$  - информативные параметры;  $\vec{\beta} = \{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m\}$  - неинформативные параметры;  $A$  - дискретный случайный параметр, принимающий два значения:  $A_0=0$  и  $A_1=1$ , что соответствует условиям отсутствия и наличия полезного сигнала, отражающего диагностируемые признаки;  $u_n(t)$  - помехи.

Полагаем известными статистические характеристики случайных параметров и процессов: статистика помехи  $u_n(t)$ ; априорные вероятности  $P(A_1)$  и  $P(A_0)=1-P(A_1)$  — при обнаружении; априорная плотность вероятности  $f(\vec{\alpha}, \vec{\beta})$ , чаще всего,

$f(\vec{\alpha}, \vec{\beta}) = f(\vec{\alpha})f(\vec{\beta})$ . По измеренному сигналу  $x(t)$  и априорным данным требуется в первую очередь решить *статистическую задачу обнаружения*, т. е. надо подобрать такие оценки  $A^*$  (0 или 1), которые обеспечили бы минимум среднего риска. При этом должна быть проведена оптимальная обработка измеренного сигнала  $x(t)$  для определения наличия или отсутствия полезного сигнала.

Согласно критерию минимума среднего риска оптимальной является алгоритм обнаружения, который обеспечивает максимум интеграла

$$D - l_0 F = \int_{-\infty}^{\infty} f_n(x) A^*(x) [l(x) - l_0] dx,$$

где  $D$  и  $F$  – вероятности правильного обнаружения и ложной тревоги;  $l(x)$  – отношение правдоподобия ( $l_0$  – весовой множитель, порог):

$$D = \int_{-\infty}^{\infty} A^*(x) f_{cn}(x) dx;$$

$$F = \int_{-\infty}^{\infty} A^*(x) f_n(x) dx; \quad l(x) = f_{cn}(x) / f_n(x),$$

где  $f_{cn}(x)$  и  $f_n(x)$  – плотности вероятностей смеси сигнала и помехи.

Чтобы выполнить это условие, достаточно для каждого  $x$  добиться наибольшего значения подынтегрального выражения за счет выбора функции решения  $A^*(x)$ . Оптимальное правило решения задачи обнаружения:

$$A_{opt}^*(x) = \begin{cases} 1, & \text{если } l(x) > l_0; \\ 0, & \text{если } l(x) < l_0. \end{cases}$$

Приведенные зависимости справедливы для произвольного закона распределения. Объективно предположить, что помеха описывается центральным гауссовым распределением с дисперсией  $\sigma_n^2$ . При отсутствии сигнала  $x(t) = u_n(t)$ :

$$f_n(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_n} \exp(-x^2 / 2\sigma_n^2).$$

Так как  $f_{cn}(x) = f_n(x - u_c)$ , то (рисунок 7.1 при  $x_0 > 0$ )

$$l(x) = \frac{\exp[-(x - u_c)^2 / 2\sigma_n^2]}{\exp(-x^2 / 2\sigma_n^2)} = \exp(-u_c^2 / 2\sigma_n^2) \exp(-xu_c / \sigma_n^2)$$

Из-за монотонного хода кривой  $l(x)$  условие  $l(x) > l_0$  эквивалентно условию  $y > y_0$ , а условие  $l(x) < l_0$  — условию  $y < y_0$  (рис. 1). Тогда при  $x > 0$  (рис. 2)

$$A_{opt}^*(x) = \begin{cases} 1, & \text{если } x > x_0; \\ 0, & \text{если } x < x_0. \end{cases}$$

При известном уровне помех величина  $F$  зависит только от значения  $x_0$  (рисунок 2):

$$F = \int_{x_0}^{\infty} f_n(x) dx = \frac{1}{2} [1 - \Phi(x_0 / \sigma_n)];$$

$$D = \int_{x_0}^{\infty} f_{cn}(x) dx = \frac{1}{2} \left[ 1 + \Phi\left(\frac{u_c - x_0}{\sigma_n}\right) \right],$$

где  $\Phi(u) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^u \exp(-x^2 / 2) dx$  – интеграл вероятностей.

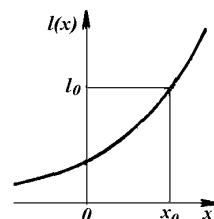


Рисунок 1 - Зависимость отношения правдоподобия от измеренного процесса

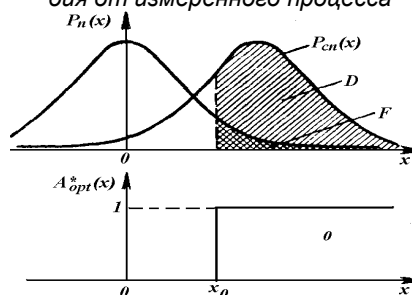


Рисунок 2 - Статистические зависимости и оптимальная функция решения при обнаружении

Следовательно, значение порога  $x_0$  можно выбрать непосредственно по заданному уровню вероятности  $F$ . Так как при измерении процессов ДВС нет априорных данных о наличии или отсутствии сигнала, отражающего диагностируемый структурный параметр, то целесообразно применить критерий Неймана-Пирсона (при котором задается значение  $F$ ).

Вероятность  $D$  при уровне помех  $\sigma_n^2$  зависит не только от порога  $x_0$ , но и от значения измеренного сигнала  $u_c(t)$ . При  $u_c(t) = 0$  значение  $D = F$ , при  $u_c(t) = x_0$  значение  $D = 0,5$ , при  $u_c(t) \gg x_0$  значение  $D \approx 1$ . Чем выше порог  $x_0$ , тем больше значение  $D$  (при  $F = const$ ). Следовательно, для обеспечения большего значения  $D$  необходим больший уровень полезного сигнала  $u_c(t)$ .

Задача статистической задачи измерения состоит в том, чтобы по измеренному  $x(t)$  и априорной плотности вероятности  $f(\bar{\alpha})$  измеряемого векторного параметра  $\bar{\alpha}$  получить оценку  $\bar{\alpha}^*$ . При этом оценка  $\bar{\alpha}^*$  должна быть оптимальной, т. е. удовлетворять критерию минимума среднего риска

## ОПТИМИЗАЦИЯ ОБНАРУЖЕНИЯ И ИЗМЕРЕНИЯ ПАРАМЕТРОВ ДВС ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ЭКСПЕРТНОЙ СИСТЕМОЙ

$$\bar{r} = M\{r\} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} r(\bar{\alpha}^*, \bar{\alpha}) f(\bar{\alpha}^*, \bar{\alpha}) d\bar{\alpha}^* d\bar{\alpha} \rightarrow \min.$$

Для квадратичной функции риска это эквивалентно требованию минимума средней квадратичной погрешности.

Для каждого измеренного значения  $x$  дается вполне определенная оценка  $\bar{\alpha}^* = \bar{\alpha}(u_c)$ . Заменяя элемент вероятности  $f(\bar{\alpha}^*, \bar{\alpha}) d\bar{\alpha}^* d\bar{\alpha}$  на ему равный  $f(\bar{\alpha}^*, \bar{\alpha}) d\bar{\alpha}^* d\bar{\alpha} = f(\bar{\alpha}, \bar{x}) d\bar{\alpha} d\bar{x} = f(\bar{x}) f(\bar{\alpha} | \bar{x})$ , для среднего риска получим

$$\begin{aligned} \bar{r} &= \int_{-\infty}^{\infty} d\bar{x} \int_{-\infty}^{\infty} r(\bar{\alpha}^*, \bar{\alpha}) f(\bar{x}) f(\bar{\alpha} | \bar{x}) d\bar{\alpha} = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} r(\bar{\alpha}^* | \bar{x}) f(\bar{x}) d\bar{x}, \end{aligned} \quad (1)$$

где  $\bar{r}(\bar{\alpha}^* | \bar{x}) = \int_{-\infty}^{\infty} r(\bar{\alpha}^*, \bar{\alpha}) f(\bar{\alpha} | \bar{x}) d\bar{\alpha}$  — условный средний риск.

В выражении (1) величина  $f(\bar{x})$  является заданной функцией и не может принимать отрицательных значений. Поэтому минимум подинтегрального выражения (1) достигается, если  $\bar{r}(\bar{\alpha}^* | \bar{x}) \rightarrow \min$ .

Апостериорная плотность вероятности  $f(\bar{\alpha} | \bar{x}) = k_x f(\bar{\alpha}) f(\bar{x} | \bar{\alpha})$ , где  $k_x = 1/f(\bar{x})$  - коэффициент, не зависящий от  $\bar{\alpha}$ . Из условия нормировки

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(\bar{\alpha} | \bar{x}) d\bar{\alpha} = 1; \quad k_x = \left[ \int_{-\infty}^{\infty} f(\bar{\alpha}) f(\bar{x} | \bar{\alpha}) d\bar{\alpha} \right]^{-1}.$$

Кривая апостериорной плотности вероятности  $f(\bar{\alpha} | \bar{x})$  уже кривой априорной плотности вероятности  $f(\bar{\alpha})$ . Условное отношение правдоподобия

$$l(\bar{x} | \bar{\alpha}) = f(\bar{x} | \bar{\alpha}) / f_n(\bar{x}),$$

где  $\bar{x}, \bar{\alpha}$  - многомерные случайные величины.

Тогда имеем  $f(\bar{\alpha} | \bar{x}) = k_u f(\bar{\alpha}) l(\bar{x} | \bar{\alpha})$ , где

$$k_u = f_n(\bar{x}) / f(\bar{x}) = \left[ \int_{-\infty}^{\infty} f(\bar{\alpha}) l(\bar{x} | \bar{\alpha}) d\bar{\alpha} \right]^{-1};$$

$$\ln f(\bar{\alpha} | \bar{x}) = \ln[f(\bar{\alpha})] + \ln[l(\bar{x} | \bar{\alpha})] + \text{const}.$$

Следовательно, для получения оценок параметров  $\bar{\alpha}$  измерителем применимы те же методы оптимальной обработки, что при обнаружении сигнала.

При квадратичной функции риска для векторного и скалярного параметров условный средний риск:

$$\bar{r}(\bar{\alpha}^* | \bar{x}) = \int_{-\infty}^{\infty} (\bar{\alpha}^* - \bar{\alpha})^T \|B\| (\bar{\alpha}^* - \bar{\alpha}) f(\bar{\alpha} | \bar{x}) d\bar{\alpha}; \quad (2)$$

$$\bar{r}(\alpha^* | x) = \int_{-\infty}^{\infty} (\alpha^* - \alpha)^2 f(\alpha | x) d\alpha.$$

Минимум (2) при симметричной неособенной матрице  $\|B\|$  обеспечивается векторной оценкой

$$\bar{\alpha}_{opt}^* = M\{\bar{\alpha} | \bar{x}\} = \int_{-\infty}^{\infty} \bar{\alpha} f(\bar{\alpha} | \bar{x}) d\bar{\alpha}. \quad (3)$$

При  $n=1$ , т.е. для скалярного параметра, приравнивая нулю производную  $\bar{r}(\bar{\alpha} | \bar{x})$ , получим

$$\begin{aligned} \alpha_{opt}^* &= M\{\alpha | x\} = \int_{-\infty}^{\infty} \alpha f(\alpha | x) d\alpha / \int_{-\infty}^{\infty} f(\alpha | x) d\alpha = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \alpha f(\alpha | x) d\alpha. \end{aligned} \quad (4)$$

Таким образом, оптимальная оценка параметра  $\alpha$  равна апостериорному математическому ожиданию величины  $\alpha$ . При этом условный средний риск и средний риск погрешности измерения для  $\alpha_{opt}$  равны:

$$\bar{r}(\alpha^* | x) = \int_{-\infty}^{\infty} (\alpha - M\{\alpha | x\})^2 f(\alpha | x) d\alpha = D\{\alpha | x\}; \quad (5)$$

$$\bar{r} = \int_{-\infty}^{\infty} D\{\alpha | x\} f(x) dx.$$

Зависимость  $\bar{r}$  в (5) характеризует минимальное значение среднего квадрата погрешности измерения, которое обеспечивается условием для  $\bar{r}(\alpha^* | x)$  в (5). Выполнение этого условия для любого значения  $x$  устанавливает, что оценка параметра  $\alpha^*$  не имеет систематической погрешности:

$$M\{\alpha^* - \alpha\} = M\{(\alpha^* - \alpha) | x\} = 0.$$

Допустимо полагать, что зависимость  $f(\bar{\alpha} | \bar{x})$  для процессов двигателя симметричная и унимодальная. Априорную плотность вероятности параметра  $\alpha$  (например, амплитуды сигнала) полагаем имеющей равномерное, а помехи - нормальное распределения (рисунок 3):

$$f(u_c) = \begin{cases} 1/(u_{c2} - u_{c1}) & \text{при } u_{c1} < u_c < u_{c2} \\ 0, & \text{при } u_c < u_{c1}, u_c > u_{c2}. \end{cases}$$

Условная плотность вероятности  $f(x | u_c)$  в функции неизвестного значения  $u_c$  (рисунок 3):

$$\begin{aligned} f(x | u_c) &= f_n(x - u_c) = \\ &= (1/\sqrt{2\pi}\sigma_n) \exp[-(x - u_c)^2 / 2\sigma_n^2]. \end{aligned}$$

На рисунке 3 представлена также кривая апостериорной плотности вероятности  $f(u_c | x)$ ,

полученная в результате перемножения кривых  $f(u_c)$  и  $f(x|u_c)$  с учетом нормирующего множителя  $k_x$ . Площадь под этой кривой равна единице. Кривая  $f(u_c|x)$  учитывает как результат измерения  $x$ , так и априорные данные о возможных значениях измеряемой величины сигнала  $u_c$  и помехи.

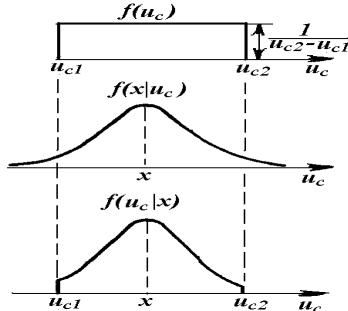
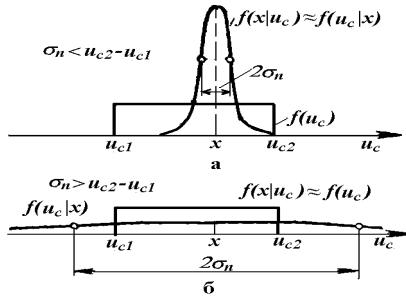


Рисунок 3 - Зависимости плотностей вероятности



а – для слабой помехи; б – для сильной помехи  
Рисунок 4 - Зависимости плотностей вероятности:

Существенное влияние на апостериорное распределение  $f(u_c|x)$  оказывает уровень помех (рисунок 4). Для случая очень сильной помехи (рисунок 4, б) центр тяжести кривой апостериорного распределения и оптимальная оценка равны  $(u_{c1}+u_{c2})/2$  независимо от измеренного значения  $x$ . Наоборот, для случая слабой гауссовой помехи (рисунок 4, а) оптимальная оценка равна измеренному значению, так как в этом случае  $x$  соответствует центру тяжести кривой апостериорного распределения. Для симметричных выпуклых кривых распределения вероятностей центр тяжести всегда совпадает с максимумом кривой. Поэтому вместо  $\alpha_{opt}$  в качестве оптимальной оценки можно использовать абсциссу максимума кривой апостериорного распределения  $f(u_c|x)$ , т. е. наиболее вероятную оценку. Для слабых гауссовых помех, так как  $\sigma_n$  не зависит от  $x$ , показатели качества измерения:

$$\bar{r}(\alpha^*|x) = D\{\alpha|x\} = \sigma_n^2; \quad \bar{r} = \sigma_n^2.$$

Для сильных помех дисперсия апостериорного распределения совпадает с дис-

персией априорного, а ее значение также не зависит от  $x$ :

$$\bar{r} = \bar{r}(\alpha_{opt}^*|x) = D\{\alpha|x\} = D\{\alpha\};$$

$$D\{\alpha\} = \int_{\alpha_1}^{\alpha_2} \alpha^2 \frac{1}{\alpha_2 - \alpha_1} d\alpha - \left[ \int_{\alpha_1}^{\alpha_2} \alpha \frac{1}{\alpha_2 - \alpha_1} d\alpha \right]^2 = \frac{(\alpha_2 - \alpha_1)^2}{12}.$$

Оптимальная средняя квадратичная погрешность измерения при изменении помехи от очень сильной до слабой изменяется в  $\frac{\alpha_2 - \alpha_1}{\sigma_n \sqrt{12}}$  раз.

Из-за случайного характера рабочих процессов ДВС от цикла к циклу, а также от разгона к разгону проводятся многократные измерения отдельных реализаций  $x_k$  на интервале времени измерений  $[0, T]$  с последующим усреднением реализаций. Каждая реализация  $x_k$  при дискретизации по времени и квантовании по уровню представляет собой конечномерный вектор  $\vec{x}_k = \{x_1, \dots, x_m\}$ , т. е. конечную дискретную выборку из непрерывного процесса  $x(t)$ :  $x_i = x(t_i)$ ,  $i = \overline{1, m}$ . При измерении индикаторной диаграммы давлений в цилиндре или этой же диаграммы, оцениваемой косвенно по измеренному угловому ускорению неравномерности вращения коленчатого вала ДВС в статическом режиме, зависимость процессов от угла поворота коленчатого вала (от времени  $t$ ) и от параметров  $\vec{\alpha}$  известна детерминированная:  $s = s(t, \vec{\alpha})$ . Тогда имеем  $x_i = s_i(\vec{\alpha}) + u_{ni}(t)$ ,  $s_i = s(t_i, \vec{\alpha})$ . Дискретизацию по времени полагаем равномерной, а отсчеты  $x_i$  некоррелированными. Изменение параметров  $\vec{\alpha}$  (значений давлений, ускорений, сдвига фаз и др.) находится, как правило, в определенных пределах:  $-\alpha_\delta < \alpha < \alpha_\delta$ . Принимаем погрешность измерения параметра  $\alpha$  средней квадратической:  $|\alpha - \alpha^*|^{1/2}$ , где  $\alpha^*$  - оценка параметра  $\alpha$ , априорную плотность распределения вероятностей параметра  $\alpha$  равномерной:  $f(\alpha) = 1/2\alpha_\delta$ , а помехи - нормальной с дисперсией  $\sigma_\xi^2$ . Тогда апостериорная плотность распределения вероятностей параметра  $\alpha$  [4]:

$$f(\alpha|\vec{x}) = kf(\alpha)f(\vec{x}|\alpha) = \frac{k}{2\alpha_\delta} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_\xi^2} \sum_{i=1}^m (x_i - \alpha)^2\right] = k_1 \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_\alpha^2} (\alpha - m_x)^2\right], \quad (6)$$

## ОПТИМИЗАЦИЯ ОБНАРУЖЕНИЯ И ИЗМЕРЕНИЯ ПАРАМЕТРОВ ДВС ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ЭКСПЕРТНОЙ СИСТЕМОЙ

где  $\sigma_\alpha^2 = \sigma_\xi^2 / m$ ;  $m_x = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m x_i$ ;  $k, k_1$  – нормирующие множители,  $k_1$  определяется из условия

$$\int_{-\alpha_\delta}^{\alpha_\delta} f(\alpha | \bar{x}) d\alpha = 1 \quad \text{и} \quad \text{равен:}$$

$$k_1 = \left\{ \int_{-\alpha_\delta}^{\alpha_\delta} \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma_\alpha^2} (\alpha - m_x)^2 \right] d\alpha \right\}^{-1} = \frac{k_2}{2\pi\sigma_\alpha};$$

$$k_2 = \{ F[(\alpha_\delta - m_x) / \sigma_\alpha] - F[-(\alpha_\delta - m_x) / \sigma_\alpha] \}^{-1};$$

F(...) – интеграл Лапласа:

$$F(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^t \exp[-\zeta^2 / 2] d\zeta.$$

С учетом (6) оценка параметра  $\alpha$  равна:

$$\begin{aligned} \alpha^* &= \int_{-\infty}^{\infty} \alpha f(\alpha | \bar{x}) d\alpha = \\ &= \frac{k_2}{\sqrt{2\pi}\sigma_\alpha} \int_{-\alpha_\delta}^{\alpha_\delta} \alpha \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma_\alpha^2} (\alpha - m_x)^2 \right] d\alpha = \quad (7) \\ &= m_x + \frac{\sigma_\alpha}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp(-\nu^2 / 2) - \exp(-\mu^2 / 2)}{F(\mu) - F(\nu)}, \end{aligned}$$

где  $\mu = (\alpha_\delta - m_x) / \sigma_\alpha$ ;  $\nu = (-\alpha_\delta - m_x) / \sigma_\alpha$ .

Как видно из (7) максимум апостериорной плотности распределения вероятностей параметра  $\alpha$  достигается при  $\alpha = m_x$ . Если кривая этого распределения достаточно узкая по сравнению с интервалом  $[-\alpha_\delta, \alpha_\delta]$ , т. е.  $\mu \gg 1$  и  $\nu \ll -1$ , то вторым слагаемым в (2) можно пренебречь:  $\alpha^* \approx m_x$ .

Если значение  $m_x$  находится близко к границам  $\pm \alpha_\delta$  априорной плотности распределения вероятностей параметра  $\alpha$  или выходит за эти границы, то погрешность может принимать большие значения. Действительно, пусть  $m_x$  лежит справа от  $\alpha_\delta$ , причем:  $\mu = \sqrt{m} (\alpha_\delta - m_x) / \sigma_\xi \ll -1$  и  $\nu = \sqrt{m} (-\alpha_\delta - m_x) / \sigma_\xi \ll -1$ .

Этот случай возможен, если уровни существенно нелинейных элементов «сухое трение» «зона нечувствительности», «люфт» превышают допустимые значения. При этом происходит смещение измеряемых значений параметра  $\alpha$ , т. е. вносится систематическая погрешность измерения. Используя асимптотическое разложение интеграла Лапласа  $F(\dots)$ , запишем (7) в виде

$$\begin{aligned} \alpha^* &\approx m_x + \frac{\sigma_\alpha}{\sqrt{2\pi}} \times \\ &\times \frac{\exp(-\nu^2 / 2) - \exp(-\mu^2 / 2)}{-(1/\sqrt{2\pi}\mu)\exp(-\mu^2 / 2) + (1/\sqrt{2\pi}\mu)\exp(-\nu^2 / 2)} = \quad (8) \\ &= m_x + \sigma_\alpha \frac{\exp[-(\nu^2 - \mu^2) / 2] - 1}{-\mu^{-1} + \nu^{-1} \exp[-(\nu^2 - \mu^2) / 2]} = m_x + \sigma_\alpha \mu \approx \alpha_\delta. \end{aligned}$$

Как видно из (8) априорная плотность распределения вероятностей параметра  $\alpha$  существенно влияет на точность его измерения.

Следовательно, при экспертизе технического состояния ДВС необходимо предварительно определить присутствие недопустимых значений существенных нелинейностей, а также априорную плотность распределения вероятностей измеряемого параметра. Чтобы повысить точность измерения целесообразно у двигателя в любом состоянии при измерении конкретного параметра компенсировать смещение, вызванное этими нелинейностями. При оптимизации точности обнаружения и измерения параметров ДВС по критерию минимума средней квадратической погрешности целесообразно применять критерий Неймана-Пирсона и увеличивать отношение сигнал/помеха.

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Альт, В.В. Информационное обеспечение экспертизы состояния двигателей / В.В. Альт, И.П. Добролюбов, О.Ф. Савченко // РАСХН, Сиб. отд-ние. – СибФТИ. – Новосибирск, 2001. – 223 с.
2. Добролюбов, И.П. Идентификация состояния сельскохозяйственных объектов измерительными экспертными системами / И.П. Добролюбов, В.В. Альт, О.Ф. Савченко // РАСХН, Сиб. отд-ние. – СибФТИ. – Новосибирск, 2003. – 209 с.
3. Савченко, О.Ф. Автоматизированные технологические комплексы экспертизы двигателей // И.П. Добролюбов, В.В. Альт, О.Ф. Савченко, Ольшевский С.Н. / РАСХН, Сиб. отд-ние – СибФТИ. – Новосибирск, 2006. – 272 с.
4. Березин, Л.В., Вейцель В.А. Теория и проектирование радиосистем / Л.В. Березин, В.А. Вейцель - М.: Сов. радио. – 1977. – 448 с.

**Добролюбов И.П.**, ведущий научный сотрудник, д.т.н., профессор, Сибирский физико-технический институт аграрных проблем Россельхозакадемии (ГНУ СибФТИ Россельхозакадемии), E-mail: [ols.ngs@ru](mailto:ols.ngs@ru);

**Савченко О.Ф.**, зам. директора, к.т.н., ст. научный сотрудник, Сибирский физико-технический институт аграрных проблем Россельхозакадемии (ГНУ СибФТИ Россельхозакадемии), E-mail: [sof-oleg46@yandex.ru](mailto:sof-oleg46@yandex.ru);

**Ольшевский С.Н.**, зав. лабораторией, к.т.н., Сибирский физико-технический институт аграрных проблем Россельхозакадемии (ГНУ СибФТИ Россельхозакадемии), E-mail: [ols.ngs@ru](mailto:ols.ngs@ru)