

Моделирование процесса оптимального определения параметров состояния двигателя внутреннего сгорания измерительной экспертной системой

И. П. Добролюбов, О. Ф. Савченко*, В. В. Альт, С. Н. Ольшевский,
Д. Н. Клименко

Сибирский физико-технический институт аграрных проблем, Новосибирск, Россия

*Контактный e-mail: sof-oleg46@yandex.ru

На основе анализа известных методов статистической обработки сигналов исследовано и обосновано применение оптимального метода обнаружения структурных параметров двигателя внутреннего сгорания, скрытых в высоком уровне других составляющих рабочих процессов. Рассмотрено использование измерительной экспертной системы для определения информативных параметров сигналов, отражающих эти структурные параметры при экспертизе технического состояния двигателей. Выполненное компьютерное моделирование оптимального обнаружения и измерения в условиях помех информативных параметров — амплитуды углового ускорения коленчатого вала и угла опережения подачи топлива — позволяют сформировать требования к наиболее эффективной структурной схеме измерительной экспертной системы.

Ключевые слова: двигатель внутреннего сгорания, ресурсные структурные параметры, сигнал, обнаружение, измерение, функция правдоподобия, пороговый уровень, оптимальное правило решения.

Введение

При экспертизе технического состояния двигателей внутреннего сгорания (ДВС) с помощью измерительной экспертной системы двигателей (ИЭСД) [1, 2] измеряются рабочие процессы (давления в камере сгорания, топливопроводе; линейные и угловые перемещения и др.), находятся диагностические признаки и по ним оценивается состояние ДВС. Предварительная обработка сигналов, поступающих с датчиков рабочих процессов, согласование с датчиками, усиление, фильтрация, дискретизация по времени, квантование по уровню осуществляются в ИЭСД устройством сопряжения с объектом. Затем сигналы обрабатываются процессорным устройством.

С целью принятия решений по оценке состояния ДВС обработка в ИЭСД проводится с применением методов анализа сигналов, полученных в результате проводимых в СибФТИ многолетних исследований. Среди них — статистические методы и частотный анализ рабочих процессов ДВС [3–7], выбор информативных признаков и параметров состояния [8], методы определения структурных ресурсных параметров ДВС и обобщенных показателей состояния [9], оценка погрешностей измерений, оптимизация

метрологического обеспечения ИЭСД [10–12], применение компьютерной настраиваемой модели ДВС [13, 14].

Проведенные исследования позволили обосновать требования к функциональным возможностям и структуре ИЭСД, разработать ее информационное, алгоритмическое и программное обеспечение и создать информационную технологию диагностирования ДВС [15–17]. Однако многообразие решаемых задач при расширении сферы применения ИЭС для оценки технического состояния отдельных агрегатов и систем двигателя, осуществлении экспертизы технического состояния для обеспечения работоспособности двигателя в процессе его эксплуатации требует совершенствования технического и программного обеспечения, решения оптимизационных задач по структуре, параметрам, методам анализа сигналов.

Как известно, работа ДВС характеризуется случайностью процессов подачи топлива и его сгорания от цикла к циклу, а также процессов трения в сопряжениях ДВС, вызывающих случайные отклонения сигналов, например угловых скорости и ускорения коленчатого вала $\omega(t)$ и $\varepsilon(t)$ от их средних значений. Это приводит к необходимости рассматривать измеряемые процессы как аддитивную смесь полезного информативного (диагностического) случайного процесса и детерминированной составляющей, вызванной неуравновешенными составляющими крутящего момента. Кроме того, возникает необходимость оценить структурные параметры двигателя, диагностические признаки которых слабо проявляются на фоне других детерминированных и случайных процессов. Например, превышающие допустимый уровень такие ресурсные структурные параметры, как износы, жесткость рабочего процесса, люфты и др. (в значительной степени нелинейные элементы), характеризуются диагностическими 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, бывает достаточно сложно.

Цель настоящей работы — повышение эффективности идентификации технического состояния ДВС в эксплуатационных условиях с применением ИЭСД путем исследования и обоснования оптимального метода обнаружения структурных параметров ДВС, скрытых в высоком уровне других составляющих рабочих процессов с использованием известных вероятностных методов анализа сигналов, статистических методов оптимальной обработки сигналов на фоне помех [18–20].

1. Постановка задачи

Статистическая задача измерения параметров объекта экспертизы состоит в том, чтобы на основании измеренного значения вектор-столбца $\mathbf{x}(t) = \{x_1(t), x_2(t), \dots, x_M(t)\}$, найденного при усреднении M реализаций (повторности) $x(t)$ и априорной плотности распределения вероятностей (ПРВ) $f(\boldsymbol{\alpha})$ измеряемого вектора $\boldsymbol{\alpha} = \{\alpha_1, \alpha_1, \dots, \alpha_n\}$ информативных диагностических признаков, получить оценку $\boldsymbol{\alpha}^*$.

Сигнал, использующийся для обнаружения и измерения указанных признаков, описывается уравнением

$$\mathbf{x}(t) = A\mathbf{u}_c(t, \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}) + \mathbf{u}_n(t, \boldsymbol{\gamma}),$$

где A — дискретный случайный параметр, принимающий два значения: $A_0 = 0$ и $A_1 = 1$, что соответствует условиям отсутствия и наличия полезного сигнала $\mathbf{u}_c(t, \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta})$, отра-

жающего диагностируемые признаки; $\beta = \{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m\}$ — неинформативные параметры; $\mathbf{u}_n(t, \gamma)$ — помеха, вызванная разбросом параметров рабочих процессов двигателя; $\gamma = \{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_l\}$ — параметры помехи [19].

При дискретизации каждая реализация $x_i(t)$ ($i = \overline{1, M}$) состоит из L отсчетов. Общее число отсчетов (дискрет) $m = LM$. Решение при обнаружении и измерении сигнала принимается по m -мерному вектору-столбцу $\mathbf{x}(t)$.

Оценка α^* должна быть оптимальной, т. е. удовлетворять критерию минимума среднего риска (для квадратичной функции риска это эквивалентно требованию минимума средней квадратичной погрешности измерений [18, 20]):

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

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

Для каждого измеренного значения $\mathbf{x}(t)$ дается вполне определенная оценка $\alpha^* = \alpha(u_c)$. В выражении (1) ПРВ $f(\mathbf{x})$ процесса $\mathbf{x}(t)$ является заданной функцией и не может принимать отрицательных значений. Поэтому минимум подынтегрального выражения (1) достигается при $\bar{r}(\alpha^* | \mathbf{x}) \rightarrow \min$.

Апостериорная ПРВ $f(\alpha^* | \mathbf{x}) = k_x f(\alpha) f(\mathbf{x} | \alpha)$, где $k_x = 1/f(\mathbf{x})$ — коэффициент, не зависящий от α . Из условия нормировки $\int_{-\infty}^{+\infty} f(\alpha | \mathbf{x}) d\alpha = 1$ получаем

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

Кривая апостериорной ПРВ $f(\alpha | \mathbf{x})$ уже, чем априорной $f(\alpha)$. Условное отношение правдоподобия

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

где $f_n(\mathbf{x})$ — ПРВ помехи. Тогда имеем $f(\alpha | \mathbf{x}) = k_u f(\alpha) l(\mathbf{x} | \alpha)$, где

$$k_u = \frac{f_r(\mathbf{x})}{f(\mathbf{x})} = \left[\int_{-\infty}^{+\infty} f(\alpha) l(\mathbf{x} | \alpha) d\alpha \right]^{-1}, \quad \ln f(\alpha | \mathbf{x}) = \ln [f(\alpha)] + \ln [l(\mathbf{x} | \alpha)] + \text{const.}$$

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

$$\begin{aligned} \bar{r}(\alpha^* | \mathbf{x}) &= \int_{\alpha} (\alpha^* - \alpha)^T \|B\| (\alpha^* - \alpha) f(\alpha | \mathbf{x}) d\alpha, \\ \bar{r}(\alpha^* | x) &= \int_{-\infty}^{\infty} (\alpha^* - \alpha)^2 f(\alpha | x) d\alpha. \end{aligned} \quad (2)$$

Минимум (2) при симметричной неособенной матрице веса $\|B\|$, характеризующей важность того или иного признака α , обеспечивается для векторного и скалярного параметров при следующих условиях:

$$\alpha^*_{\text{opt}} = M \{ \alpha \mid \mathbf{x} \} = \int_{-\infty}^{\infty} \alpha f(\alpha \mid \mathbf{x}) d\alpha;$$

$$\alpha^*_{\text{opt}} = M \{ \alpha \mid \mathbf{x} \} = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} \alpha f(\alpha \mid \mathbf{x}) d\alpha}{\int_{-\infty}^{\infty} f(\alpha \mid \mathbf{x}) d\alpha} = \int_{-\infty}^{\infty} \alpha f(\alpha \mid \mathbf{x}) d\alpha, \quad (3)$$

где $M \{ \dots \}$ — математическое ожидание. При этом условный средний риск и средний риск погрешности измерения для скалярного параметра α_{opt} равны:

$$\bar{r}(\alpha^* \mid \mathbf{x}) = \int_{-\infty}^{+\infty} (\alpha - M \{ \alpha \mid \mathbf{x} \})^2 f \{ \alpha \mid \mathbf{x} \} d\alpha = D \{ \alpha \mid \mathbf{x} \};$$

$$\bar{r} = \int_{-\infty}^{+\infty} D \{ \alpha \mid \mathbf{x} \} f(\mathbf{x}) d\mathbf{x}, \quad (4)$$

где $D \{ \dots \}$ — дисперсия [18–20].

Зависимость \bar{r} в (4) характеризует минимальное значение среднего квадрата погрешности измерения, которое обеспечивается условием для $\bar{r}(\alpha^* \mid \mathbf{x})$ в (4). Выполнение этого условия для любого значения x свидетельствует о том, что оценка параметра α^* не имеет систематической погрешности: $M \{ \alpha^* - \alpha \} = M \{ (\alpha^* - \alpha) \mid \mathbf{x} \} = 0$.

Допустимо полагать, что зависимость $f(\alpha \mid \mathbf{x})$ для процессов двигателя симметричная и унимодальная. Тогда оценки (3) и (4) совпадают с оценкой по критерию максимума апостериорной ПРВ.

Итак, ставится задача моделирования процесса оптимальной оценки информативных параметров, отражающих рабочий процесс ДВС, а именно амплитуды углового ускорения коленчатого вала, измеренной в угловом интервале работы данного цилиндра в цикле, сигнала, отражающего угол опережения подачи топлива, и совместно измеряемых параметров ДВС. Данную задачу необходимо рассмотреть также при наличии априорных данных.

2. Определение оптимальной оценки амплитуды углового ускорения коленчатого вала ДВС по цилиндрам

Одним из информативных параметров, отражающих рабочий процесс каждого цилиндра ДВС, является амплитуда углового ускорения коленчатого вала u_c , измеренная в угловом интервале работы данного цилиндра в цикле. Априорную ПРВ этого скалярного параметра $\alpha = u_c$ полагаем имеющей равномерное распределение, а помехи — нормальное (рис. 1, а):

$$f(u_c) = \frac{1}{u_{c2} - u_{c1}}, \quad u_{c1} < u_c < u_{c2};$$

$$f(u_c) = 0, \quad u_c < u_{c1}, \quad u_c > u_{c2}.$$

Условная ПРВ одномерного сигнала $f(x | u_c)$ в функции неизвестного значения u_c (рис. 1, а):

$$f(x | u_c) = f_n(x - u_c) = (1/\sqrt{2\pi\sigma_n}) \exp [-(x - u_c)^2/2\sigma_n^2],$$

где σ_n — среднее квадратическое значение помехи.

На рис. 1, а представлена также кривая апостериорной ПРВ $f(u_c | x)$, полученная в результате перемножения функций $f(u_c)$ и $f(x | u_c)$ с учетом нормирующего множителя k_x . Площадь под этой кривой равна единице. Функция $f(u_c | x)$ учитывает как результат измерения x , так и априорные данные о возможных значениях измеряемой величины сигнала u_c и помехи. Существенное влияние на апостериорную ПРВ $f(u_c|x)$ оказывает уровень помех (рис. 1, б, в).

При экспертизе многоцилиндровых двигателей наблюдается значительное перекрытие измеренного углового ускорения контролируемого цилиндра угловыми ускорениями соседних с ним цилиндров, а также при идентификации нелинейностей: зазоров, сухого трения, зоны нечувствительности. Уровень этих сигналов существенно ниже уровня сигналов от работающих цилиндров. Измерения проводятся в условиях очень сильной помехи, при этом центр тяжести кривой апостериорной ПРВ и оптимальная оценка равны $(u_{c1} + u_{c2})/2$ независимо от измеренного значения x (рис. 1, в). Наоборот, для случая слабой гауссовой помехи (например, при экспертизе четырехцилиндровых двигателей) оптимальная оценка равна измеренному значению, так как x соответствует центру тяжести на кривой апостериорной ПРВ (рис. 1, б).

Для симметричных выпуклых кривых ПРВ центр тяжести всегда совпадает с максимумом кривой. Поэтому вместо оценки $\alpha_{\text{opt}} = u_{c\text{opt}}$ в качестве оптимальной оценки можно использовать абсциссу максимума кривой апостериорной ПРВ $f(u_c | x)$, т. е. наи-

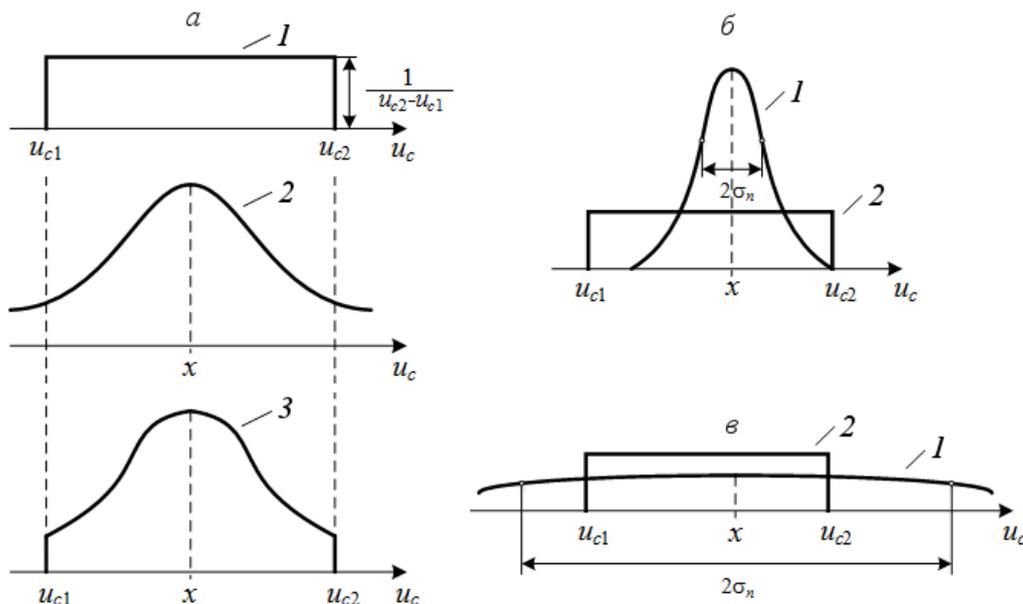


Рис. 1. Плотности распределения вероятностей для амплитуды ускорения коленчатого вала u_c : а — формирование апостериорной ПРВ: кривая 1 — функция $f(u_c)$, 2 — $f(x|u_c)$, 3 — $f(u_c|x)$; б — ПРВ для слабой помехи ($\sigma_n < u_{c2} - u_{c1}$): 1 — $f(x|u_c) \approx f(u_c|x)$, 2 — $f(u_c)$; в — ПРВ для сильной помехи ($\sigma_n > u_{c2} - u_{c1}$): 1 — $f(x|u_c) \approx (u_c)$, 2 — $f(u_c)$

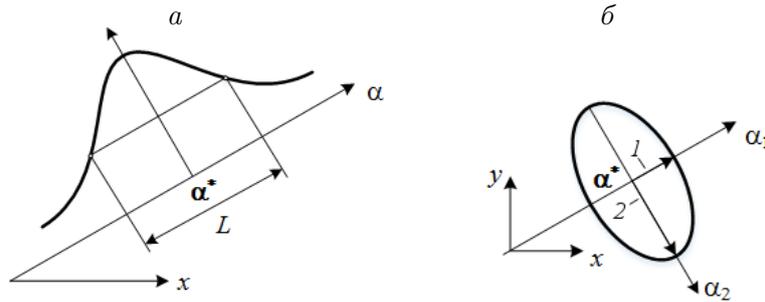


Рис. 2. Интервал погрешностей измерения параметров ДВС: *a* — функция $f(\alpha|\mathbf{x})$, $L = 2k\sigma_\alpha$ при измерении одного параметра (одномерное измерение); *б* — функция $f(\alpha|\mathbf{x}) = f(\alpha_1|\mathbf{x})(\alpha_2|\mathbf{x})$, $1 - 2k\sigma_2$, $2 - 2k\sigma_1$ для совместно измеряемых двух параметров (двумерное измерение)

более вероятную оценку. Для слабых гауссовых помех, так как σ_n не зависит от x , показатели качества измерения $\alpha^* = u_c^*$:

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

Для сильных помех дисперсия апостериорной ПРВ совпадает с дисперсией априорной ПРВ, а ее значение также не зависит от x :

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

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

где $\alpha_2 - \alpha_1 = u_{c2} - u_{c1}$.

Оптимальная средняя квадратичная погрешность измерения при изменении помехи от очень сильной до слабой изменяется в $\frac{\alpha_2 - \alpha_1}{\sigma_n \sqrt{12}} = \frac{u_{c2} - u_{c1}}{\sigma_n \sqrt{12}}$ раз.

Если априорная ПРВ параметра $\alpha = u_c$ неизвестна, то из-за множества влияющих параметров одномерную апостериорную ПРВ можно считать нормальной:

$$f(\alpha | \mathbf{x}) = 1/\sqrt{2\pi\sigma_\alpha} \exp\left[-(\alpha - \alpha^*)^2/2\sigma_\alpha^2\right].$$

Дисперсия погрешностей точечной оценки скалярного параметра $\alpha = u_c$ составляет

$$\sigma_\alpha^2 = \left| \frac{d^2}{d\alpha^2} \ln l(\mathbf{x} | \alpha^*) \right|^{-1}.$$

Вероятность попадания истинного значения $\alpha = u_c$ при одномерном измерении ($n = 1$) в интервал $l = 2k\sigma_\alpha$ (рис. 2, *a*) равна

$$P_0 = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^k e^{-t^2/2} dt.$$

Например, при $P_0 = 0.9$ значение $k = l/2\sigma_\alpha = 1.64$, $l = 2k\sigma_\alpha = 3.28\sigma_\alpha$.

3. Определение оптимальной оценки угла опережения подачи топлива

В качестве измеряемого параметра, отражающего угол опережения подачи топлива, можно рассматривать время задержки сигнала t_3 относительно верхней мертвой точки при известной частоте вращения коленчатого вала. Согласно (3) при измерении оптимальной оценкой является центр тяжести функции апостериорной ПРВ $f\{\alpha^* | \mathbf{x}(t)\} = f\{t_3^* | \mathbf{x}(t)\}$. Принимая в качестве оптимальной наиболее вероятную оценку $\alpha_{\text{opt}}^* = t_{3\text{opt}}^*$, определяем максимум функции $f\{\alpha^* | \mathbf{x}(t)\} = \{t_3^* | \mathbf{x}(t)\}$:

$$\frac{d}{dt_3} f\{t_3 | \mathbf{x}(t)\} = 0, \quad t_3 = t_3^*.$$

Так как на интервале изменения $t_{31} < t_3 < t_{32}$ априорную ПРВ можно считать неизменной, достаточным является выполнение одного из двух условий:

$$\frac{d}{dt_3} l\{\mathbf{x}(t) | t_3\} = 0, \quad t_3 = t_3^*,$$

$$\frac{d}{dt_3} \ln l\{\mathbf{x}(t) | t_3\} = 0, \quad t_3 = t_3^*.$$

Поскольку значения $l\{\mathbf{x}(t) | t_3\}$ определяются для различных ожидаемых значений t_3 последовательно во времени (по множеству циклов ДВС), о них можно судить погибающей напряжению отдельных импульсов на выходе оптимального фильтра. Такое же последовательное поступление данных во времени происходит и после некогерентного суммирования. Поэтому поиск максимума определяемой функции практически сводится к нахождению момента наступления максимума наибольшего импульса напряжения на выходе схемы некогерентного суммирования (накопления сигналов по множеству циклов ДВС [18–20]).

Влияние помехи (от слабой до сильной) на погрешность измерения параметра t_3 и вероятность попадания в интервал апостериорной ПРВ аналогичны рассмотренным в предыдущем пункте. Описанные ранее зависимости справедливы при измерении других скалярных структурных параметров ДВС (например, при обнаружении и измерении уровня зазоров в зоне перекладки поршня в цилиндре, уровня сухого трения при повышенной жесткости работы двигателя, зоны нечувствительности в сопряжениях ДВС и др.).

4. Определение оптимальной оценки совместно измеряемых параметров ДВС

При измерении векторного параметра $\alpha = \begin{vmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{vmatrix}$ (например, амплитуды индикаторной составляющей углового ускорения отдельного цилиндра и смещения максимума этой составляющей относительно верхней мертвой точки по углу поворота коленчатого вала ДВС, характеризующего временное запаздывание или угол опережения впрыскивания топлива) сигнала $\mathbf{u}_c(t)$ полагаем составляющие погрешности измерения α_1 и α_2 независимыми:

$$\|\tilde{N}_{\hat{x}}\| = \begin{vmatrix} 1/\sigma_1^2 & 0 \\ 0 & 1/\sigma_2^2 \end{vmatrix}.$$

Апостериорная плотность вероятности

$$f(\alpha | \mathbf{x}) = f(\alpha_1 | \mathbf{x}) f(\alpha_2 | \mathbf{x}) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{(\alpha_1 - \alpha_1^*)^2}{\sigma_1^2} + \frac{(\alpha_2 - \alpha_2^*)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\}.$$

Оценки α_1^* и α_2^* соответствуют решениям уравнений правдоподобия $d \ln l / d\alpha_1 = 0$, $d \ln l / d\alpha_2 = 0$ при $\alpha_1 = \alpha_1^*$ и $\alpha_2 = \alpha_2^*$. Дисперсии погрешностей измерения σ_1^2 и σ_2^2 определяются из условий

$$\frac{1}{\sigma_{1,2}^2} = \left| \frac{d^2 \ln l}{d\alpha_{1,2}^2} \right|_{\alpha_1=\alpha_1^*, \alpha_2=\alpha_2^*}.$$

Полуоси эллипса погрешностей (рис. 2, б) при $P_0 = 0.9$ и $n = 2$ имеют размеры:

$$k\sigma_1 = 2.12\sigma_1, \quad k\sigma_2 = 2.12\sigma_2.$$

5. Оптимальное обнаружение сигналов двигателя и измерение их параметров при наличии априорных данных

Априорные данные позволяют значительно уточнить оценку измерения параметров α . Допустимо полагать априорную ПРВ вектора параметров α нормальной:

$$f(\alpha) = (2\pi)^{-n/2} \|C_0\|^{1/2} \exp \left[-\frac{1}{2} (\alpha - \alpha_0^*)^T \|C_0\| (\alpha - \alpha_0^*) \right],$$

где α_0^* — его априорная оценка; $\|C_0\| = \|C_0\|^T$ — симметричная матрица точности измерения α .

Апостериорная ПРВ [18–20]:

$$f(\alpha | \mathbf{x}) = (2\pi)^{-n/2} \|C_p\|^{1/2} \exp \left[-\frac{1}{2} (\alpha - \alpha_p^*)^T \|C_p\| (\alpha - \alpha_p^*) \right],$$

где $\alpha_p^* = \|C_p\|^{-1} (\|C_0\| \alpha_0^* + \|C_x\| \alpha_x^*)$ — оценка вектора параметров при измерении \mathbf{x} ; $\|C_p\| = \|C_0\| + \|C_x\|$ — апостериорная матрица точности измерения \mathbf{x} ; $\|C_x\|$ — матрица точности измерения \mathbf{x} .

Оценка α_p^* является апостериорным математическим ожиданием вектора параметров α и соответствует максимуму апостериорной ПРВ $f(\alpha | \mathbf{x})$, которая оптимальна по критерию минимума среднего риска как при квадратичной, так и при простой функции риска. Результирующая корреляционная матрица погрешностей $\|C_p\|^{-1}$ получается путем обращения суммарной матрицы точности $\|C_p\|$. С учетом того, что

$$\|C_p\|^{-1} \|C_0\| + \|C_p\|^{-1} \|C_x\| = \|C_p\|^{-1} (\|C_0\| + \|C_x\|) = 1,$$

оценка вектора параметров примет вид

$$\alpha_p^* = \alpha_0^* + \|C_p\|^{-1} \|C_x\| (\alpha_x^* - \alpha_0^*).$$

В качестве примера рассмотрим измерение, когда вектор параметров сводится к скалярному параметру α (см. рис. 1). Априорная плотность вероятности $f(\alpha)$ имеет нормальное распределение с дисперсией α_0^2 , апостериорная плотность вероятности $f(\alpha | \mathbf{x})$

имеет нормальное распределение с дисперсией σ_x^2 , а результирующая дисперсия — σ_p^2 . При этом $\|C_0\| = 1/\sigma_0^2$, $\|C_x\| = 1/\sigma_x^2$, $\|C_p\| = 1/\sigma_p^2 = 1/\sigma_0^2 + 1/\sigma_x^2$. Оценка параметра α_p^* находится по функции

$$\alpha_p^* = \frac{\sigma_x^2}{\sigma_0^2 + \sigma_x^2} \alpha_0^* + \frac{\sigma_0^2}{\sigma_0^2 + \sigma_x^2} \alpha_x^* = \alpha_0^* + \frac{\sigma_p^2}{\sigma_x^2} (\alpha_x^* - \alpha_0^*).$$

Результирующая апостериорная дисперсия σ_p^2 не превышает как априорную σ_0^2 , так и дисперсию измерения σ_x^2 : $\sigma_p^2 \leq \sigma_0^2$, $\sigma_p^2 \leq \sigma_x^2$. Оценка α_p^* представляет собой весовую сумму оценок α_0^* и α_x^* с коэффициентами, составляющими в сумме единицу, поэтому α_p^* располагается между этими оценками. В крайнем случае ($\sigma_0^2 \gg \sigma_x^2$) получаем значение $\alpha_0^* \approx \alpha_p^*$, т. е. априорная информация не улучшает результат измерения. В другом крайнем случае ($\sigma_x^2 \gg \sigma_0^2$) имеем значение $\alpha_p^* \approx \alpha_x^*$, т. е. априорная информация намного надежнее результата измерения. Весовой коэффициент невязки $0 < \sigma_p^2/\sigma_x^2 < 1$. Он близок к единице при $\sigma_x^2 \ll \sigma_0^2$ и близок к нулю при $\sigma_x^2 \gg \sigma_0^2$.

Для определения результирующей оценки α_p^* необязательно находить текущую оценку α_x^* на каждом этапе измерения. Более удобно оценивать малую невязку $\alpha_x^* - \alpha_0^*$ или величину, ей пропорциональную. При этом в качестве опорного значения α_0^* можно в измерительном устройстве использовать номинальное или другое заданное значение (например, соответствующее определенному классу состояния ДВС). В качестве примера на рис. 3 представлено моделирование процесса оптимального обнаружения и измерения нелинейностей типа “люфт” в зоне перекадки поршня одного из цилиндров в режиме разгона ДВС на фоне помех (угловых ускорений от работы других цилиндров, разброса этих значений из-за случайности процессов сгорания топлива, трения в сопряжениях двигателя и др.) с применением статистических методов.

Заключение

В работе на основе методов статистической обработки сигналов исследовано и обосновано применение оптимального метода обнаружения структурных параметров ДВС, скрытых в высоком уровне других составляющих рабочих процессов, измерения информативных параметров сигналов, отражающих эти структурные параметры при экспертизе технического состояния двигателей измерительной экспертной системой.

Показано, что оценка измеряемых информативных параметров сигналов будет оптимальной, если выполняется требование минимума средней квадратичной погрешности измерений этих параметров, которое эквивалентно критерию минимума среднего риска.

В качестве примера рассмотрено оптимальное обнаружение и измерение в условиях слабой и сильной помех одного из информативных параметров, отражающих рабочий процесс каждого цилиндра ДВС, а именно амплитуды углового ускорения коленчатого вала, измеренной в угловом интервале работы данного цилиндра в цикле. Установлено, что для случая слабой гауссовой помехи (например, при экспертизе четырехцилиндровых двигателей) оптимальная оценка равна измеренному значению, так как в этом случае измеренный процесс соответствует центру тяжести кривой апостериорной плотности распределения вероятностей. Поэтому целесообразны применение накопителей сигналов и выделение сигналов на фоне помех с помощью фильтрации. Аналогичные исследования и выводы справедливы для сигнала, отражающего угол опережения подачи топлива, а также при совместной обработке этого сигнала с предыдущим сигналом.

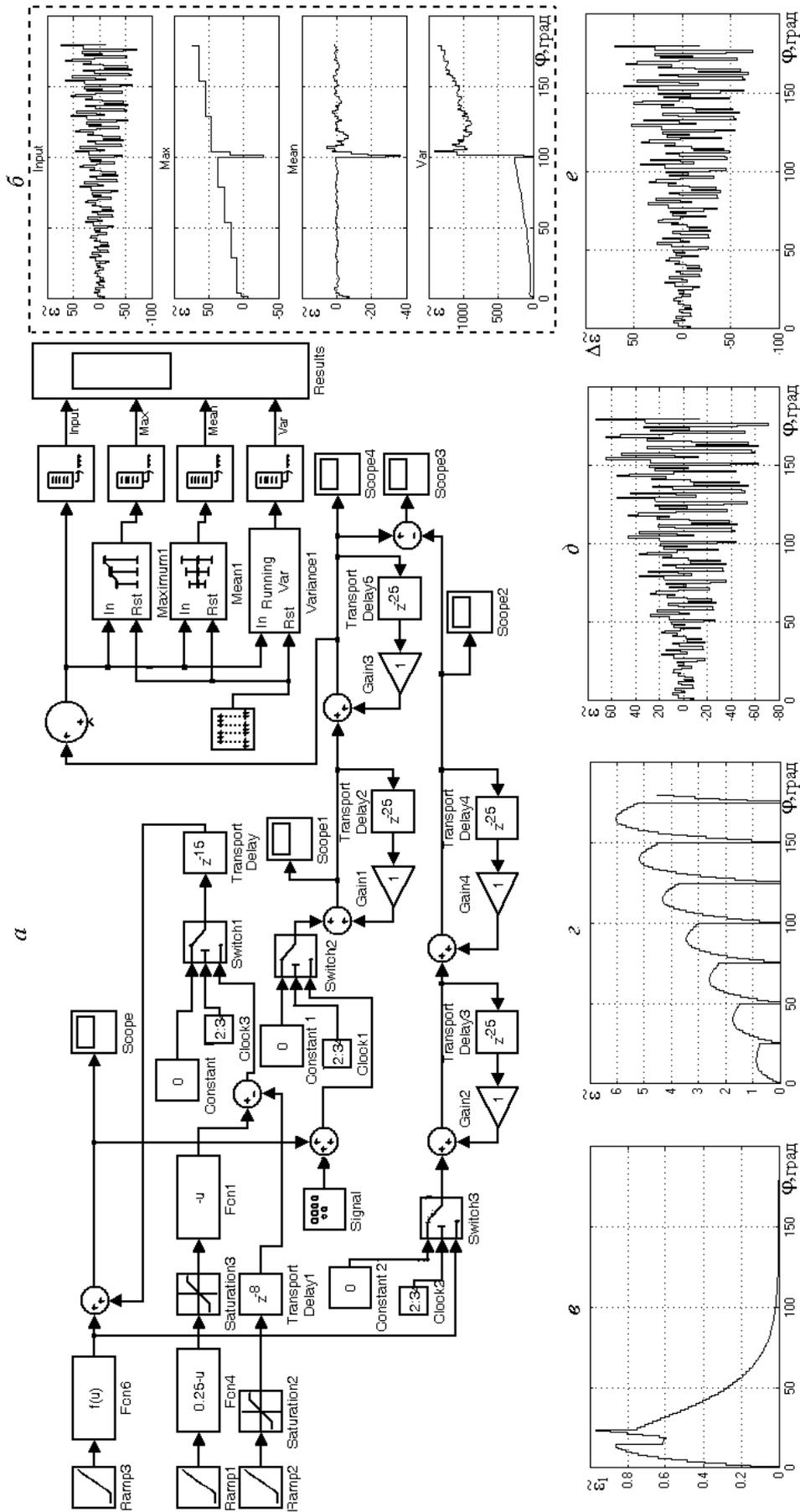


Рис. 3. Моделирование статистическими методами процесса оптимального обнаружения и измерения нелинейностей типа “люфт” на фоне помех в зоне перекалки поршня (0–25° угла поворота коленчатого вала) одного из цилиндров в режиме разгона ДВС: *a* — структурная схема моделирования; *b* — входное, максимальное, скользящее среднее и среднеквадратическое значения суммарного углового ускорения цилиндров (Results); *c* — импульс индикаторной составляющей углового ускорения одного цилиндра при появлении нелинейности “люфт” (Score); *d* — импульсы индикаторной составляющей суммарного углового ускорения цилиндров без нелинейности (Score 2); *e* — импульсы индикаторной составляющей суммарного углового ускорения цилиндров с нелинейностью “люфт” (Score 4); *e* — разностный сигнал между ускорением без нелинейностей и ускорением с наличием нелинейностей (Score 3)

При этом необходимо, по возможности, в качестве пороговых (опорных) значений использовать полученные ранее априорные статистические характеристики и параметры, отражающие различные классы состояний ДВС (номинальный, допустимый, предаварийный, аварийный).

Компьютерное моделирование процесса оптимального обнаружения структурных параметров ДВС и их измерения на фоне помех статистическими методами позволяет сформировать наиболее эффективную структурную схему измерительного блока ИЭСД, обеспечивающую заданные нормативно-технические требования к диагностированию технического состояния ДВС.

Благодарности. Государственная работа. Фундаментальные и прикладные исследования в рамках реализации Программы фундаментальных научных исследований государственных академий наук на 2013–2020 годы.

Список литературы / References

- [1] **Савченко О.Ф., Добролюбов И.П., Альт В.В.** Особенности и принципы построения экспертной системы оценки состояния ДВС // Современные методы, средства измерений и автоматизации для исследований физических процессов в сельском хозяйстве: сб. науч. тр. / РАСХН. Сиб. отд-ние. СибФТИ. Новосибирск, 1993. С. 59–73.
Savchenko, O.F., Dobrolyubov, I.P., Alt, V.V. Design features and principles for the expert system determining the condition of internal combustion engine // Modern Methods, Measurement and Automation Facilities for Researching the Physical Processes in Agriculture: Collection of Science Papers / RASHN. Sib. otделение. SibFTI. Novosibirsk, 1993. P. 59–73. (in Russ.)
- [2] **Добролюбов И.П., Савченко О.Ф., Альт В.В.** Измерительная экспертная система для определения технического состояния двигателей внутреннего сгорания // Приборы и системы управления. 1998. № 12. С. 56–59.
Dobrolyubov, I.P., Savchenko, O.F., Alt, V.V. Measurement expert systems for determining the condition of internal combustion engine // Pribory i Sistemy Upravleniya. 1998. No. 12. P. 56–59. (in Russ.)
- [3] **Савченко О.Ф., Добролюбов И.П.** Классификация состояния объектов статистическими методами с помощью измерительной экспертной системы // Методы и технические средства исследований физических процессов в сельском хозяйстве: сб. науч. тр. / РАСХН. Сиб. отд-ние. СибФТИ. Новосибирск, 2001. С. 70–81.
Savchenko, O.F., Dobrolyubov, I.P. Classification of objects condition by statistical methods with measurement expert system // Methods and Technical Means for Researching the Physical Processes in Agriculture: Collection of Science Papers / RASHN. Sib. otделение. SibFTI. Novosibirsk, 2001. P. 70–81. (in Russ.)
- [4] **Добролюбов И.П.** Частотный анализ рабочих процессов ДВС с помощью измерительной экспертной системы // Тракторы и сельхозмашины. 2004. № 10. С. 17–19.
Dobrolyubov, I.P. Frequency analysis of work processes in internal combustion engine with measurement expert system // Tractory i Sel'khoz mashiny. 2004. No. 10. P. 17–19. (in Russ.)
- [5] **Савченко О.Ф.** Экспертиза технического состояния ДВС на основе интеллектуального анализа данных // Труды ГОСНИТИ. 2008. Т. 101. С. 96–103.
Savchenko, O.F. Expertize of the technical condition of internal combustion engine based on data mining // Trudy GOSNITI. 2008. Vol. 101. P. 96–103. (in Russ.)

- [6] **Добролюбов И.П.** Экспертиза состояния машин корреляционными методами // Тр. междунар. конф. “Энергообеспечение и энергосбережение в сельском хозяйстве”. М.: ГНУ ВИЭСХ, 2010. Т. 1. С. 447–451.
Dobrolyubov, I.P. Expertize of the machinery’s condition by correlation methods // Papers of Intern. Conf. “Power Supply And Power Economy in Agriculture”. М.: GNU VIESKH, 2010. Vol. 1. P. 447–451. (in Russ.)
- [7] **Добролюбов И.П., Савченко О.Ф., Ольшевский С.Н.** Экспертиза состояния дизель-генератора по статистическим характеристикам // Тр. междунар. конф. “Энергообеспечение и энергосбережение в сельском хозяйстве”. М.: ГНУ ВИЭСХ, 2014. Т. 1. С. 185–190.
Dobrolyubov, I.P., Savchenko, O.F., Olshevskiy, S.N. Expertize of the condition of a diesel generator by statistical characteristics // Papers of Intern. Conf. “Power Supply and Power Economy in Agriculture”. М.: GNU VIESKH, 2010. Vol. 1. P. 185–190. (in Russ.)
- [8] **Добролюбов И.П., Савченко О.Ф.** Выбор информативных признаков при использовании измерительной экспертной системы двигателя // Измерительная техника. 2005. № 2. С. 18–21.
Dobrolyubov, I.P., Savchenko, O.F. The choice of informative characteristics when using the expert measuring system of an engine // Measurement Techniques. 2005. Vol. 48, No. 2. P. 128–132.
- [9] **Добролюбов И.П., Савченко О.Ф.** Выбор совокупности косвенных диагностических параметров для измерительной экспертной системы ДВС // Двигателестроение. 2012. № 2. С. 30–33.
Dobrolyubov, I.P., Savchenko, O.F. Selection of complex indirect diagnostics parameters for measurement expert system of an internal combustion engine // Dvigatolestroyeniye. 2012. No. 2. P. 30–33. (in Russ.)
- [10] **Добролюбов И.П., Савченко О.Ф.** Оптимизация метрологического обеспечения измерительных экспертных систем ДВС // Тр. междунар. конф. “Энергообеспечение и энергосбережение в сельском хозяйстве”. М.: ГНУ ВИЭСХ, 2010. Т. 1. С. 441–443.
Dobrolyubov, I.P., Savchenko, O.F. Optimization of metrological supply for measurement expert systems of ICE // Papers of Intern. Conf. “Power Supply and Power Economy in Agriculture”. М.: GNU VIESKH, 2010. Vol. 1. P. 441–443. (in Russ.)
- [11] **Добролюбов И.П.** Повышение точности измерения характеристик двигателей внутреннего сгорания // Измерительная техника. 2007. № 2. С. 48–51.
Dobrolyubov, I.P. Increasing the precision of measurements of the characteristics of internal combustion engines // Measurement Techniques. 2007. Vol. 50. No. 2. P. 173–178.
- [12] **Добролюбов И.П., Савченко О.Ф., Ольшевский С.Н.** Оптимизация обнаружения и измерения параметров ДВС измерительной экспертной системой // Ползуновский вестник. 2011. № 2/2. С. 275–279.
Dobrolyubov, I.P., Savchenko, O.F., Olshevskiy, S.N. Optimization of determining and measurement of ICE parameters by measurement expert system // Polzunovsky Vestnik. 2011. No. 2/2. P. 275–279. (in Russ.)
- [13] **Добролюбов И.П., Савченко О.Ф., Альт В.В., Ольшевский С.Н.** Разработка компьютерной настраиваемой модели двигателя внутреннего сгорания // Вычисл. технологии. 2013. Т. 18. № 6. С. 54–61.
Dobrolyubov, I.P., Savchenko, O.F., Alt, V.V., Olshevskiy, S.N. Development of a modifiable computer model for internal combustion engine // Computational Technologies. 2013. Vol. 18. No. 6. P. 54–61. (in Russ.)
- [14] **Добролюбов И.П., Савченко О.Ф., Ольшевский С.Н.** Принципы разработки компьютерной динамической модели автотракторных ДВС // Вестник НГАУ. 2014. № 2. С. 141–146.

- Dobrolyubov, I.P., Savchenko, O.F., Olshevskiy, S.N. Principles to design a computer dynamic model of autotractor ICE // Bulletin of NSAU. 2014. No. 2. P. 141–146. (in Russ.)
- [15] **Савченко О.Ф., Ольшевский С.Н., Добролюбов И.П.** Информационная технология определения технического состояния тракторных двигателей // Механизация и электрификация сельского хозяйства. 2010. № 11. С. 27–30.
Savchenko, O.F., Olshevskiy, S.N., Dobrolyubov, I.P. Information technology for determining the technical condition of tractor's engine // Agriculture Mechanization and Electrification. 2010. No. 11. P. 27–30. (in Russ.)
- [16] Техническое обеспечение измерительных экспертных систем машин и механизмов в АПК / В.В. Альт, И.П. Добролюбов, О.Ф. Савченко, С.Н. Ольшевский. Новосибирск: ГНУ СибФТИ СО РАСХН, 2013. 523 с.
 Technical support for measuring expert systems for machinery and devices in agriculture / Alt, V.V., Dobrolyubov, I.P., Savchenko, O.F., Olshevskiy, S.N. Novosibirsk: GNU SibFTI SO RASKHN, 2013. 523 p. (in Russ.)
- [17] Патент RU 2428672 С2. МПК G01M15/04. Способ определения технического состояния двигателей внутреннего сгорания и экспертная система для его осуществления / И.П. Добролюбов, В.В. Альт, О.Ф. Савченко, С.Н. Ольшевский. Бюл. № 25. 10.09.2011.
 Patent RU 2428672 С2. МПК G01M15/04. Method of determining the technical condition of ICE and expert system for its implementation / I.P. Dobrolyubov, V.V. Alt, O.F. Savchenko, S.N. Olshevskiy. Bulletin No. 25. 10.09.2011. (in Russ.)
- [18] **Фалькович С.Е., Хомяков Э.Н.** Статистическая теория измерительных систем. М.: Радио и связь, 1981. 288 с.
Falkovich, S.E., Nomyakov, E.N. Statistical theory of measurement systems. M.: Radio i Svyaz, 1981. 288 p. (in Russ.)
- [19] **Ширман Я.Д., Манжос В.Н.** Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. М.: Радио и связь, 1981. 416 с.
Shirman, Y.D., Manzhos, V.N. Theory and engineering for processing the radiolocation information with background noise. M.: Radio i Svyaz, 1981. 416 p. (in Russ.)
- [20] **Купер Дж., Макгиллем К.** Вероятностные методы анализа сигналов и систем: Пер. с англ. М.: Мир, 1989. 376 с.
Cooper, G.R., McGillem, C.D. Probabilistic methods for signal and system analysis. New York: Oxford University Press, 1999. 496 p.

Поступила в редакцию 9 сентября 2015 г.

Modelling the process of optimal determination for the parameters of the conditions of internal combustion engine by measurement expert system

DOBROLIUBOV, I.P., SAVCHENKO, OLEG F.*, OLSHEVSKY, S.N., ALT, V.V., KLIMENKO, D.N.

Siberian Physical-Technical Institute of Agrarian Problems, Novosibirsk, 630501, Russia

Corresponding author: Savchenko, Oleg F., e-mail: sof-oleg46@yandex.ru

Goals and methods: The problem of improvement of the efficiency for internal combustion engine (ICE) in operational conditions as well as the identification of its technical condition with the help of the measurement expert system is discussed. The

research and justification of the optimal method of detection of structural parameters of the engine, hidden in the high level of other components of the workflow was performed using known probabilistic methods of signal analysis, statistical methods of optimal signal processing on the background noise.

Results: The modelling of process for optimal estimate of informative parameters was conducted using a priori data. These parameters describe the operating process of ICE, which include: 1) the amplitude of angular acceleration of the crankshaft measured within the angular interval of operation of the specific cylinder during the cycle; 2) the signal that describes the advance angle of fuel injection; 3) jointly measured ICE parameters. It was revealed that the estimation of the measured information parameters of the signals will be optimal when the requirement of standard deviation minimum for these parameters is met, and that is equivalent for minimum average risk criteria.

Consider an optimal detection and measurement conditions for weak and strong interference amplitude of the angular acceleration of the crankshaft, measured in an angular range of operation of the cylinder in the cycle. It was found that in the case of a weak Gaussian noise (for example, the examination of four-cylinder engines) best estimate is equal to the measured value. In this case, a process corresponds to the measured center of gravity curve posterior probability density. Therefore it is advisable to use the signal accumulators and to distinguish the signals from the noise via filtration. Similar studies and conclusions are valid for the signal representing the advance fuel injection angle, as well as co-processing of the signal from the previous signal. It should, if possible, be used as a threshold (reference) values previously obtained from a priori statistical characteristics and parameters reflecting the different classes of states of the internal combustion engine (nominal, valid, pre-fault, fault).

Conclusion: The numerical modelling of the optimal detection and measurement of the background noise using statistical methods allows creating the most effective block diagram of the measuring unit. It provides the desired regulatory and technical requirements for diagnosing ICE's technical condition.

Keywords: ICE, resource structure parameters, signal, discovering, measurement, likelihood function, threshold level, optimal solution rule.

Acknowledgements. State engagement. Fundamental and applied research within the Fundamental Scientific Research Program for State Academies of Sciences for 2013–2020 years.

Received 9 September 2015