ектов, определяющие степень риска потери энергоэффективности и энергобезопасности комплексных энергосистем агрогородков.

Источники информации

1. Орлов М.А. Противоречие. Изобретение. Развитие. Избранные страницы классической ТРИЗ / М.А. Орлов, А.М. Широков. Минск: ИСЗ, 2001. 210 с.

2. Энергоэффективность аграрного производства / В. Г. Гусаков [и др.]; Нац. акад. наук Беларуси, Ин-т экономики; Ин-т энергетики; под общ. ред. академиков В. Г. Гусакова, Л. С. Герасимовича. – Минск : Беларус. навука, 2011. –776 с.

УДК 631.3:681.2.08:004.891(035.3)

ОПТИМАЛЬНОЕ АГРЕГИРОВАНИЕ ИЗМЕРЕНИЙ В ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ЭКСПЕРТНОЙ СИСТЕМЕ МАШИН И МЕХАНИЗМОВ

Добролюбов И.П., д.т.н., профессор, Савченко О.Ф., к.т.н., с.н.с., Ольшевский С.Н., к.т.н. *ГНУ Сибирский физико-технический институт аграрных проблем (СибФТИ) Россельхозакадемии, г. Новосибирск, Российская Федерация*

Известно, что для повышения точности экспертизы технического состояния машин и механизмов в эксплуатационных условиях при оценке одного и того же параметра машины, например, мощности ДВС, необходимо увеличивать число косвенно измеряемых физических величин, отражающих этот параметр. В измерительной экспертной системе машин и механизмов [1-6] заложен этот принцип. Например, при оценке мощности ДВС, в том числе отдельных цилиндров, используется измерение углового ускорения коленчатого вала при свободном разгоне и выбеге двигателя, неравномерности вращения коленчатого вала и ротора турбокомпрессора при полной нагрузке, давления наддува и других величин. Как правило, измеряемые физические величины, отражающие тот или иной параметр, изменяются случайным образом во времени. При этом экспертное заключение о состоянии указанного параметра выносится по каждой измеренной величине по-отдельности. Оценка параметра по среднему арифметическому значению измеренных величин не совсем корректна. Более достоверную оценку параметра можно получить при агрегировании измерений, т. е. при совместной обработке измеряемых величин. Этому вопросу и посвящена данная работа.

Возможны разные варианты совместной обработки [7]: оптимальное агрегирование – агрегирование по входам, т. е. осуществляется оптимальная совместная обработка измерений непосредственно от соответствующих датчиков; агрегирование по выходам, т. е. производится оптимальная обработка измерений от каждого датчика и затем результаты на выходе каждого измерителя оптимальным образом объединяются, а также другие, модернизированные варианты объединения нескольких измерений.

Пусть информативным параметром, подлежащим оценке, является случайный процесс $\lambda(t)$ и его текущая оценка $\lambda^*(t)$ должна быть получена на основе одной реализации $\xi(t)$, известной на интервале $[0, t]$ и имеющей в дискретном времени вид

$$\xi_\nu = s(t_\nu,\ \lambda_\nu) + n_{0\nu},$$

где $s(t_\nu,\ \lambda_\nu) = s[(t_\nu,\ \lambda_\nu(t_\nu)]$ — известная детерминированная функция аргументов; $n_{0\nu}$ — не зависящий от $\lambda(t)$ дискретный квазибелый случайный нормальный процесс с дисперсией $D_n = \sigma_n^2 =$const, вызванный различными помехами, в том числе в измерительном канале.

Например, составляющая углового ускорения коленчатого вала, определяющая активный рабочий процесс каждого цилиндра при полной нагрузке двигателя [1]:

$$e_{i_1}^{Г} = \frac{1}{J_Д} M_{i_1}^{Г}(\varphi - \xi_{1m}) = \frac{1}{J_Д} V_ц \bar{p}_i S_1(\varphi),$$

где $J_Д$ – момент инерции, $M^Г_i$ – газовая составляющая индикаторного момента; φ – угол поворота коленчатого вала; ξ_m – угол сдвига по фазе между индикаторными моментами отдельных цилиндров согласно диаграмме распределения вспышек; $V_ц$ – рабочий объем цилиндра двигателя; $\bar{p}_i$ – среднее индикаторное давление; $S_1(\varphi)=a_s\varphi[exp(-b_s\varphi)]$ – известная из теории ДВС безразмерная газовая (индикаторная) силовая функция, вызванная работой цилиндра; a_s, b_s – константы

Это ускорение может быть записано в виде

$$s(t_\nu,\ \lambda_\nu) = \lambda_\nu(t_\nu) s(t_\nu),$$

где $\lambda(t)$ – амплитуда сигнала известной формы $s(t_\nu)$,.имеющая априорный нормальный закон распределения вероятностей:

$$p_s(\lambda)=\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\lambda^2}}exp(\lambda^2/2\sigma_\lambda^2)$$

Наиболее вероятное значение параметра $\lambda(t)$, считающееся измеренным значением этого параметра, такое, при котором апостериорная плотность вероятностей максимальна:

$$p_\xi[s(\lambda)]=\frac{p_\xi[s(\lambda)]p[s(\lambda)\,|\,\xi(t)]}{p(\xi)}\to\max,$$

где $p_\xi[s(\lambda)]$, $p[s(\lambda)\,|\,\xi(t)]$ и $p(\xi)$ - плотность вероятностей сигнала $s(\lambda,\ t)$ с параметром $\lambda(t)$, условная плотность вероятностей измеренного процесса $\xi(t)$ при наличии в нем сигнала $s(\lambda)$ с параметром $\lambda(t)$ и плотность вероятностей процесса $\xi(t)$.

В дискретном виде

$$p_\xi[s(\lambda)]=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_\lambda}\exp\left\{\frac{\lambda}{\sigma_n^2}\sum_\nu\xi_\nu s_\nu(\lambda)-\frac{\lambda^2}{2}\left(\frac{1}{\sigma_\lambda^2}+\frac{1}{\sigma_n^2}\sum_\nu s_\nu^2(\lambda)\right)\right\}.\quad(1)$$

Найдя максимум (1), получим наиболее вероятное значение параметра $\lambda(t)$, т. е. его оценку $\lambda^*(t)$ и средне квадратическое значение погрешности измерения (при достаточно большом отношении сигнал/помеха):

$$\lambda^*=\sum_\nu\xi_\nu s_\nu(\lambda)\Big/\left(\sum_\nu s_\nu^2(\lambda)+\frac{\sigma_n^2}{\sigma_\lambda^2}\right).$$

$$\sqrt{\overline{(\lambda^*-\lambda)^2}}=\sigma_n^2\Big/\sum_\nu s_\nu^2(\lambda).$$

Пусть теперь текущая оценка $\lambda^*(t)$ должна быть получена на основе двух независимых реализаций $\xi(t)$ и $\eta(t)$, известных на интервале $[0,\ t]$ и имеющих в дискретном времени вид

$$\xi_\nu=s(t_\nu,\ \lambda_\nu)+n_{0\nu};$$

$$\eta_\nu=g(t_\nu,\ \lambda_\nu)+\varepsilon_\nu,$$

где $g(t_\nu,\ \lambda_\nu)=g[(t_\nu,\ \lambda_\nu(t_\nu)]$ – известная детерминированная функция аргументов; $\varepsilon = \varepsilon(t_\nu)$ – погрешность измерений, представляющая собой случайный процесс, не зависящий от λ_i и n_i, $i = \overline{1, \nu}$.

Справедливо полагать, что процессы. λ_ν, ε_ν марковские и для них известны условные плотности вероятностей перехода $\pi_\lambda(\lambda_\nu,\ \lambda_{\nu-1})$ и $\pi_\varepsilon(\lambda_\varepsilon,\ \lambda_{\varepsilon-1})$.

Наиболее вероятное значение измерения λ_ν такое, при котором апостериорная плотность вероятностей максимальна:

$$p(\lambda_\nu,\ \varepsilon_\nu \mid \xi_0^\nu,\ \eta_0^\nu) \to \max,$$

где $\xi_0^\nu = \{\xi_0,\ \xi_1,\ ...,\ \xi_\nu\}$, и $\eta_0^\nu = (\eta_0,\ \eta_1,\ ...,\ \eta_\nu\}$ - совместно обрабатываемые измеренные процессы.

С учетом независимости λ_i, ε_j, i, $j = \overline{1, \nu}$:

$$p(\lambda_\nu,\ \varepsilon_\nu \mid \lambda_{\nu-1},\ \varepsilon_{\nu-1}) = \pi_\lambda(\lambda_\nu \mid \lambda_{\nu-1})\pi_\varepsilon(\lambda_\varepsilon \mid \lambda_{\varepsilon-1}).$$

Тогда апостериорная плотность вероятностей:

$$\begin{aligned} p(\lambda_\nu,\ \varepsilon_\nu \mid \xi_0^\nu,\ \eta_0^\nu) &= c_0 p(\lambda_\nu,\ \varepsilon_\nu \mid \xi_0^{\nu-1},\ \eta_0^{\nu-1}) \times \\ &\times p(\xi_\nu,\ \eta_\nu \mid \lambda_\nu,\ \varepsilon_\nu,\ \xi_0^{\nu-1},\ \eta_0^{\nu-1}) = \\ &= p_n[\xi_\nu - s(t_\nu,\ \lambda_\nu)]\delta[\eta_\nu - g(t_\nu,\ \lambda_\nu) - \varepsilon_\nu] \times \\ &\times \iint p(\lambda_{\nu-1},\ \varepsilon_{\nu-1} \mid \xi_0^{\nu-1},\ \eta_0^{\nu-1})\pi(\varepsilon_\nu \mid \varepsilon_{\nu-1})d\lambda_{\nu-1}d\varepsilon_{\nu-1}, \end{aligned} \tag{2}$$

где c_0 — постоянная, не зависящая от λ_ν, ε_ν и определяемая из условия нормировки, $p_n(n_\nu)$ — известная нормальная плотность вероятностей дискретного квазибелого случайного нормального процесса n_ν; $\delta(...)$ —дельта-функция.

Рекуррентный алгоритм определения апостериорной плотности вероятностей параметров λ_ν согласно (2) имеет вид

$$\begin{aligned} p(\lambda_\nu \mid \xi_0^\nu,\ \eta_0^\nu) &= \int p(\lambda_\nu,\ \varepsilon_\nu \mid \xi_0^\nu,\ \eta_0^\nu)d\varepsilon_\nu = \\ &= c_0 p_n[\xi_\nu - s(t_\nu,\ \lambda_\nu)]\int p(\lambda_{\nu-1} \mid \xi_0^{\nu-1},\ \eta_0^{\nu-1}) \times \\ &\times \pi_\lambda(\lambda_\nu \mid \lambda_{\nu-1})\pi_\varepsilon[\eta_\nu - g(t_\nu,\ \lambda_\nu)] \mid [\eta_{\nu-1} - g(t_{\nu-1},\ \lambda_{\nu-1})]d\lambda_{\nu-1}. \end{aligned} \tag{3}$$

Оптимальная оценка λ_ν^* по критерию минимума среднего квадрата погрешности и ее дисперсия D_ν:

$$\begin{aligned} \lambda_\nu^* &= \int \lambda_\nu p(\lambda_\nu \mid \xi_0^\nu,\ \eta_0^\nu) d\lambda_\nu; \\ D_\lambda &= \int (\lambda_\nu - \lambda_\nu^*)^2 p(\lambda_\nu \mid \xi_0^\nu,\ \eta_0^\nu) d\lambda_\nu, \end{aligned} \qquad (4)$$

где апостериорное распределение $p(\lambda_\nu \mid \xi_0^\nu,\ \eta_0^\nu)$ имеет нормальный закон распределения.

Если измерение второго процесса отсутствует ($\eta_0^\nu \equiv 0$), то формулы (3) и (4) определяют оптимальный алгоритм обработки одного измеренного процесса ξ_0^ν.

В случае, когда проводится оценка параметра λ_ν при прямом измерении (например, при измерении мощности ДВС на тормозном стенде) имеем

$$\eta_\nu = \lambda_\nu + \varepsilon_\nu; \quad \lambda_\nu^* = \eta_\nu - \varepsilon_\nu^*.$$

При этом рекуррентный алгоритм определения апостериорной плотности вероятностей для ε_ν определяется по (3) при замене $\lambda_\nu = \eta_\nu - \varepsilon_\nu$.:

$$\begin{aligned} & p_0(\varepsilon_\nu \mid \xi_0^\nu,\ \eta_0^\nu) = \\ & = c_0 p_n[\xi_\nu - s(t_\nu,\ \eta_\nu - \varepsilon_\nu)] \int p_0(\varepsilon_{\nu-1} \mid \xi_0^{\nu-1},\ \eta_0^{\nu-1}) \times \\ & \times \pi_\lambda[(\eta_\nu - \varepsilon_\nu) \mid (\eta_{\nu-1} - \varepsilon_{\nu-1})] \pi_\varepsilon(\varepsilon_\nu \mid \varepsilon_{\nu-1}) d\varepsilon_{\nu-1}, \end{aligned} \qquad (5)$$

где $p_0(\varepsilon_i \mid \xi_0^i,\ \eta_0^i) = p(\eta_i - \lambda_i \mid \xi_0^i,\ \eta_0^i)$.

Дисперсия оценки погрешности ε_ν совпадает с дисперсией (4).

При достаточно малом шаге дискретизации по времени дисперсия погрешности ε_ν много меньше дисперсии λ_ν. Поэтому в пределах «узкой» плотности вероятностей $\pi_\varepsilon(\varepsilon_\nu \mid \varepsilon_{\nu-1})$

$$\pi_\lambda[(\eta_\nu - \varepsilon_\nu) \mid (\eta_{\nu-1} - \varepsilon_{\nu-1})] \approx const$$

и эту величину можно включить в коэффициент *c*.

Тогда формула (5) упрощается:

$$p_0(\varepsilon_\nu \mid \xi_0^\nu,\ \eta_0^\nu) =$$
$$= cp_n[\xi_\nu - s(t_\nu,\ \eta_\nu - \varepsilon_\nu)]\int p_0(\varepsilon_{\nu-1} \mid \xi_0^{\nu-1},\ \eta_0^{\nu-1}) \times$$
$$\times \pi_\varepsilon(\varepsilon_\nu \mid \varepsilon_{\nu-1}) d\varepsilon_{\nu-1},$$

По точности оценки λ_ν этот алгоритм близок к оптимальному (4). По некоторым параметрам измеряется и диагностируется больше двух физических процессов ДВС. В этом случае алгоритм применим при попарном агрегировании измеряемых процессов.

Применение в измерительной экспертной системе машин и механизмов рассмотренных статистических рекуррентных алгоритмов агрегирования позволяет повысить точность и достоверность экспертизы технического состояния машин и механизмов в эксплуатационных условиях.

Литература

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, О.Ф. Савченко, В.В. Альт // РАСХН, Сиб. отд-ние. – СибФТИ. – Новосибирск, 2003. – 209 с.

3. Савченко О.Ф. Автоматизированные технологические комплексы экспертизы двигателей / О.Ф. Савченко, И.П. Добролюбов, В.В. Альт, С.Н. Ольшевский // РАСХН, Сиб. отд-ние – СибФТИ. – Новосибирск, 2006. – 272 с.

4. Альт В.В. Техническое обеспечение измерительных экспертных систем машин и механизмов в АПК / Альт В.В., Добролюбов И.П., Савченко О.Ф., Ольшевский С.Н. // Россельхозакадемия, Сиб. отд-ние – ГНУ СибФТИ.- Новосибирск, 2013. – 523 с.

5. Добролюбов И.П. Идентификация состояния ДВС измерительной экспертной системой с помощью настраиваемой модели /Добролюбов И.П., Савченко О.Ф., Ольшевский С. Н. // Энергосбережение – важнейшее условие инновационного развития АПК: мат. междунар. науч.- техн. конф. / БГАТУ. – Минск, 2011.– С. 263–266.

6. Савченко О.Ф. Автоматизация экспериментальных исследований двигателей внутреннего сгорания /Савченко О.Ф., Ольшевский С.Н., Рихтер В.А.// Сибирский вестник сельскохозяйственной науки / Новосибирск, 2008. – № 9. – С. 82-91.

7. Тихонов В.И. Статистический анализ и синтез радиотехнических устройств и систем / Тихонов В.И., И.Н. Харисов // М.: Радио и связь, 1991. – 608 с.

УДК 681.3

ЭНЕРГЕТИКА СЕЛЬСКОГО ХОЗЯЙСТВА РЕСПУБЛИКИ БЕЛАРУСЬ

Маньшин Г.Г., д.т.н., профессор, член-корр. НАНБ,
ГНУ «Объединенный институт машиностроения НАНБ»,
Агаев Н.Н., генеральный директор ОАО «Агаев электрик»,
г. Минск, Республика Беларусь

По данным на 1980 г. под площади сельскохозяйственных угодий в республике отводилось $9{,}8\cdot10^6$ гектаров, что составляет 47,26 % от всей территории. Под пашни – $6{,}2\cdot10^6$ га (приблизительно 30 %). 33 % территории занимали смешанные леса.

В настоящее время под пашни сельскохозяйственных угодий отдано $8{,}9269\cdot10^6$ га, что составляет 43 %. На лесные земли и земли под древесно-кустарниковую растительность приходится $9{,}0648\cdot10^6$ га, что составляет 43,665 %. Под города, поселения и транспортные путепроводы приходится $0{,}875555\cdot10^6$ га или 4,21755 %. Энергетика сельского хозяйства – сезонная и площадная. Автотракторная техника проходит пашенные земли 3-4 раза в год, т.е. по существу вся территория РБ покрывается выхлопами дизельных двигателей, ассортиментом, состоящим из автотракторных запчастей, химикатами различных удобрений. Это очень разорительная технология, которая удорожается в годы засухи или «холодного» солнца, штормовых ветров или излишней дождевой активности. Мы так привыкли к плохим результатам в сельском хозяйстве, что редкие годы хороших урожаев считаем еще большим бедствием, т.к. не знаем и не умеем сохранять подарок природы. Чего стоит прошлогодний урожай яблок?!