

ностроительных конструкций для деревообрабатывающей промышленности и т.п., включая изготовление проектной документации.

Биогазом можно назвать всякий вид газа, который возникает в результате микробного анаэробного процесса. К производству биогаза (шламовый биогаз, биогаз со свалки) впервые приступили в 1890 г. в Англии при очистке городских канализационных систем, а в 1924 г. в Германии. В настоящее время биогаз получают с больших свалок коммунальных и промышленных отходов. Большинство эксплуатирующихся устройств перерабатывают отходы животноводства и сельскохозяйственного производства, между тем как переработка растительных отходов в большинстве случаев была направлена на получение протеина и алкоголя.

Анаэробный процесс основан на действии двух групп бактерий, которые разлагают органическую массу во многих стадиях:

1. Анаэробная стадия.
2. Анаэробная ацидогенная стадия.
3. Анаэробная метаногенная стадия.

ПОВЫШЕНИЕ ТОЧНОСТИ ИЗМЕРЕНИЯ ПРОЦЕССОВ ЭКСПЕРТНОЙ СИСТЕМОЙ ДИЗЕЛЬ-ГЕНЕРАТОРА ЗА СЧЕТ ОПТИМИЗАЦИИ ФИЛЬТРАЦИИ

Добролюбов И.П., Савченко О.Ф.,

Сибирский физико-технический институт аграрных проблем, г. Новосибирск

При определении технического состояния дизель-генератора измерительной экспертной системой (ИЭС) [1-4] важно адекватное представление измеряемых процессов объекта экспертизы (ОЭ). При съеме информации с датчиков производится предварительная обработка сигналов с целью выделения информативных признаков и защиты от помех. Одной из важнейших операций такой

обработки является фильтрация сигналов. При этом решается оптимизационная задача исходя из противоречий между необходимостью точного без потерь измерения процесса и помехозащищенности этого измерения.

В общем случае задача фильтрации формулируется следующим образом. Наблюдается процесс $r(t)$, являющийся известной детерминированной функцией от полезного сигнала $s(t, \bar{\lambda})$ и некоторой помехи $n(t)$. Полезный сигнал $s(t, \bar{\lambda})$ есть функция времени t и многокомпонентного параметра (информации, сообщения) $\bar{\lambda}(t) = \{\lambda_1(t), \dots, \lambda_n(t)\}$, представляющего векторный случайный процесс. Сигнал является известной функцией аргументов t и $\bar{\lambda}$, известными считаются все необходимые вероятностные характеристики случайного процесса $\bar{\lambda}(t)$ и помехи $n(t)$. Общая задача заключается в том, чтобы на основании априорных сведений и по наблюдаемой реализации процесса $r(t)$ для каждого момента времени t сформировать апостериорную плотность вероятности сообщения $\bar{\lambda}(t)$. В большинстве случаев требуется получить текущую оценку $\bar{\lambda}^*(t)$, наилучшую в смысле критерия минимума среднего риска. Различают несколько модификаций задачи построения оценок. При наблюдении процесса $r(t)$ на текущем интервале времени $[0, t]$ ищется оценка $\bar{\lambda}^*(t + \tau)$: если $\tau = 0$, имеет место задача *текущей фильтрации*; если $\tau > 0$, — задача фильтрации с предсказанием, или задача *экстраполяции*; при $\tau < 0$ — задача фильтрации с запаздыванием, или задача *интерполяции*.

Критерии оптимальности, используемые в теории фильтрации, при фиксированном значении t совпадают с критериями теории статистических оценок. Априорные сведения о вероятностных характеристиках параметра $\bar{\lambda}(t)$ и помехи $n(t)$ задаются либо в форме многомерных плотностей вероятности, либо в виде дифференциальных уравнений с заданными начальными условиями.

С достаточной точностью для каждого измерительного канала ИЭС можно принять измеряемый процесс $r(t)$ в виде

$$r(t) = s[t, \lambda(t)] + n(t), \quad (1)$$

где $n(t)$ — гауссовский белый шум с нулевым средним значением и δ -функцией корреляции: $M\{n(t)\}=0$; $R(\tau)=M\{n(t_1)n(t_2)\}=(N_0/2)\delta(t_1-t_2)$.

Для одного измерительного канала полагаем, что информационный параметр $\lambda(t)$ представляет однокомпонентный случайный процесс и формируется из белого гауссовского шума $n_\lambda(t)$, имеющего характеристики: $M\{n_\lambda(t)\}=0$;

$R_\lambda(\tau)=M\{n_\lambda(t_1)n_\lambda(t_2)\}=(N_\lambda/2)\delta(t_1-t_2)$; $N_\lambda/2$ - спектральная плотность процесса $n_\lambda(t)$. Формирование информации $\lambda(t)$ определяется дифференциальным уравнением

$$d\lambda(t)/dt=K_1(t, \lambda(t))+n_\lambda(t); \lambda(0)=\lambda_0, \quad (2)$$

где $K_1(t, \lambda(t))$ — известная функция аргументов t и λ .

В зависимости от вида уравнения наблюдения (1) и уравнения сообщения (2) различаются два класса задач фильтрации: *линейная фильтрация*, если уравнения (1) и (2) являются линейными относительно $\lambda(t)$; *нелинейная фильтрация*, если уравнение (1) или (2) содержит нелинейные функции сообщения $\lambda(t)$.

Случайный процесс $\lambda(t)$ является диффузионным марковским процессом, априорная плотность вероятности $w(t, \lambda(t))$ которого определяется уравнением Фоккера-Планка-Колмогорова (ФПК):

$$\frac{\partial w(t, \lambda)}{\partial t} = -\frac{\partial}{\partial \lambda}[K_1(t, \lambda)w(t, \lambda)] + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial \lambda^2} K_2(t, \lambda)w(t, \lambda) \equiv \Phi[w(t, \lambda)]; \quad (3)$$

$$\frac{\partial w(t, \lambda)}{\partial t} = -\frac{\partial}{\partial \lambda}[K_1(t, \lambda)w(t, \lambda)] + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial \lambda^2} [N_\lambda w(t, \lambda)] \equiv \Phi[w(t, \lambda)],$$

где K_1 и $K_2(t, \lambda) = N_\lambda w(t, \lambda)$ - коэффициенты сноса и диффузии; через $\Phi[\cdot]$ обозначен оператор ФПК.

Апостериорная плотность вероятности $w_{ps}(t, \lambda)$ однокомпонентного марковского процесса $\lambda(t)$ удовлетворяет уравнению Р.Л. Стратоновича:

$$\frac{\partial w_{ps}(t, \lambda)}{\partial t} = \Phi[w_{ps}(t, \lambda)] + [F(t, \lambda) - M\{F(t, \lambda)\}]w_{ps}(t, \lambda), \quad (4)$$

где $F(t, \lambda) = -\frac{1}{N_0}[\dot{r}(t) - s(t, \lambda)]^2$; $M\{F(t, \lambda)\} = \int_{-\infty}^{\infty} F(t, \lambda)w_{ps}(t, \lambda)d\lambda$.

Начальные условия для уравнения (4) определяются априорной плотностью вероятности $w(0, \lambda)$ начальной координаты сообщения $\lambda(0) = \lambda_0$.

Апостериорная плотность вероятности $w_{ps}(t, \lambda)$ содержит всю доступную информацию о параметре $\lambda(t)$, которую можно извлечь из наблюдения $r(t)$ на интервале $[0, t]$ и из априорных сведений о $\lambda(t)$. Определив апостериорную плотность $w_{ps}(t, \lambda)$, можно получить другие требуемые характеристики, например условное математическое ожидание $\lambda^*(t)$, представляющее оптимальную оценку сообщения по критерию минимума среднего квадрата ошибки или оценку, оптимальную по критерию максимума апостериорной вероятности.

При линейной фильтрации на выходе измерительного канала наблюдается смесь $r(t) = \lambda(t) + n(t)$, где процесс $\lambda(t)$ задан линейным уравнением

$$d\lambda(t)/dt = -a\lambda(t) + n_\lambda(t), \quad (5)$$

где a — постоянный коэффициент, определяющий ширину спектра сообщения $\lambda(t)$; $K_1(t, \lambda) = -a\lambda(t)$; $K_2(t, \lambda) = N_\lambda/2$.

Процесс $\lambda(t)$, заданный уравнением (5), может быть сформирован из белого шума $n_\lambda(t)$, характеристики которого известны. В качестве формирующего фильтра можно использовать RC-фильтр нижних частот с постоянной времени $T = RC = 1/a$ (например, T — постоянная времени дизеля или его элемента).

При линейной фильтрации $\lambda(t)$ апостериорная плотность вероятности $w_{ps}(t, \lambda)$ представляется гауссовским законом с параметрами: математическим ожиданием $m_\lambda(t)$ и дисперсией $\sigma_\lambda^2(t)$. Тогда, согласно (4):

$$d\lambda^*(t)/dt = -a\lambda^*(t) + \sigma_\lambda^2(t) [\partial F(t, \lambda^*) / \partial \lambda^*]; \quad (6)$$

$$-d\sigma_\lambda^2(t)/dt = (N_\lambda/2) - 2a\sigma_\lambda^2(t) + \sigma_\lambda^4(t) [\partial^2 F(t, \lambda^*) / \partial \lambda^{*2}]. \quad (7)$$

Уравнение (6) определяет алгоритм формирования оптимальной оценки, а уравнение (7) — эволюцию апостериорной дисперсии. Эти уравнения можно преобразовать с учетом соотношений (5) и (7). Так как

$$F(t, \lambda^*) = (-1/N_0) [(r(t) - \lambda^*(t))^2]; \quad \partial F(t, \lambda^*) / \partial \lambda^* = (2/N_0) [r(t) - \lambda^*(t)]; \quad \partial^2 F(t, \lambda^*) / \partial \lambda^{*2} = -2/N_0,$$

то
$$d\lambda^*(t)/dt = -a\lambda^*(t) + \sigma_{\lambda}^2(t)(2/N_0)[(r(t) - \lambda^*(t))]; \quad (8)$$

$$d\sigma_{\lambda}^2(t)/dt = (N_{\lambda}/2) - 2a\sigma_{\lambda}^2(t) - \sigma_{\lambda}^4(t)(2/N_0). \quad (9)$$

Уравнения (8) и (9) описывают фильтр Калмана для непрерывного времени [5]. Причем для стационарного режима $\sigma_{\lambda}^2 = aN_0 \left(\sqrt{1 + (N_{\lambda}/2a^2N_0)} - 1 \right)$.

Постановка задачи фильтрации в дискретном времени состоит в следующем. Измеряемый процесс и сообщение (полезная информация) задаются скалярными разностными уравнениями: $r_v = H_v \lambda_v + n_v$; $\lambda_v = \beta_{v-1} \lambda_{v-1} + n_{\lambda v}$, где n_v , $n_{\lambda v}$ — гауссовские шумы с нулевыми средними значениями и дисперсиями D_v и $D_{\lambda v}$ соответственно; $H_v = H(t_v)$, $\beta_v = \beta(t_v)$ — заданные функции времени; интервал времени $t_v - t_{v-1} = \Delta t$ определяется временем дискретизации процессов. Уравнения для оценки λ^* и дисперсии $\sigma_{\lambda v}^2$ определяют *дискретный фильтр Калмана* и носят рекуррентный характер (рис. 1, здесь $K_v = H_v (\sigma_{\lambda v}^2 / D_v)$):

$$\lambda_v^* = \beta_{v-1} \lambda_{v-1}^* + H_v (\sigma_{\lambda v}^2 / D_v) (r_v - H_v \beta_{v-1} \lambda_{v-1}^*); \quad (10)$$

$$1/\sigma_{\lambda v}^2 = (\beta_{v-1}^2 \sigma_{\lambda v-1}^2 + D_{\lambda v})^{-1} + (H_v^2 / D_v). \quad (11)$$

Уравнения (9) и (11) не зависят от процесса $r(t)$, поэтому коэффициент $K(t_v) = K_v$ может быть заранее вычислен, т.е. представляет известную функцию времени. При постоянных значениях величин β_v , D_v , $D_{\lambda v}$, H_v и при условии существования установившегося значения дисперсии $\sigma_{\lambda v}^2 = \lim_{v \rightarrow \infty} \sigma_{\lambda v}^2$ оценка λ^*_v равна:

$$\lambda^*_v = \beta \lambda^*_{v-1} + H (\sigma_{\lambda \infty}^2 / D_v) (r_v - H \beta \lambda^*_{v-1}). \quad (12)$$

Оценка в этом случае является асимптотически оптимальной (при $t \rightarrow \infty$), а фильтр, описываемый уравнением (12), — стационарным. Такой фильтр проще в реализации, чем нестационарный, однако в течение переходного процесса дисперсия оценки в нем больше, чем в нестационарном оптимальном фильтре.

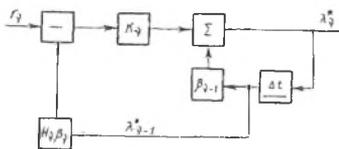


Рис. 1. Структурная схема дискретного фильтра Калмана

Приведенные результаты линейной фильтрации обобщаются на многомерный случай. При этом априорные сведения об измеряемых параметрах процессов (экс-

пертной информации) задаются системой стохастических дифференциальных уравнений:

$$d\lambda_i(t)/dt = a_{i1}(t)\lambda_1 + a_{i2}(t)\lambda_2 + \dots + a_{in}(t)\lambda_n + n_{\lambda i}(t); \quad i = \overline{1, n}. \quad (13)$$

Эти уравнения можно представить в виде одного векторно-матричного уравнения

$$d\bar{\lambda}/dt = [A(t)]\bar{\lambda} + \bar{n}_\lambda(t), \quad (14)$$

где $\bar{\lambda} = \|\lambda_1, \dots, \lambda_n\|^T$ — вектор-столбец измеряемых параметров размерности n ; $[A(t)]$ — $n \times n$ матрица коэффициентов системы (13); $\bar{n}_\lambda(t) = \|n_{\lambda 1}, \dots, n_{\lambda n}\|^T$ — вектор-столбец формирующих белых шумов с нулевыми математическими ожиданиями и матричной корреляционной функцией $\bar{M}\{\bar{n}_\lambda(t)\bar{n}_\lambda^T(t+\tau)\} = \|N_\lambda(t)\|\bar{\delta}(\tau)$; $\|N_\lambda(t)\|$ — симметрическая матрица деленных пополам спектральных плотностей.

Измеряемый процесс записывается в виде

$$\bar{r}(t) = [H(t)]\bar{\lambda}(t) + \bar{n}(t),$$

где $\bar{r}(t)$ — вектор-столбец сигналов размерности m (m — число измерительных каналов); $\|H(t)\|$ — матрица заданных функций сигналов размерности $m \times n$; $\bar{n}(t)$ — вектор-столбец аддитивных белых шумов размерности m с параметрами: $M\{\bar{n}(t)\} = 0$; $M\{\bar{n}(t)\bar{n}^T(t+\tau)\} = \|N_0(t)\|\delta(\tau)$; $\|N_0(t)\|$ — симметрическая $m \times m$ матрица спектральных плотностей, деленных пополам.

Уравнения оптимальной линейной фильтрации (с учетом (14)) имеют вид:

$$d\bar{\lambda}^*/dt = [A(t)]\bar{\lambda}^* + \|R\|\|H\|^T \|N_0\|^{-1} (\bar{r} - \|H\|\bar{\lambda}^*); \quad (15)$$

$$d\|R\|/dt = \|A(t)\|\|R\| + \|R\|\|A(t)\|^T - \|R\|\|H\|^T \|N_0\|^{-1} \|H\|\|R\| + \|N_\lambda\|, \quad (16)$$

где $\|R\|$ — корреляционная матрица ошибок фильтрации.

Пример. Пусть λ представляет случайную, но постоянную скалярную величину, заданную уравнением $d\lambda/dt=0$ (это частный случай уравнения (14) при

$\|A(r)\| \equiv 0$ и $n_{\lambda} \equiv 0$). Имеются два измерительных канала с независимыми белыми шумами: $r_1 = \lambda + n_1$; $r_2 = \lambda + n_2$. В данном случае справедливы следующие соотношения:

$$\bar{\lambda} = \lambda; \|H\| = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix}; \bar{r} = \begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \end{bmatrix}; \|N_0\| = \begin{bmatrix} N_{01}/2 & 0 \\ 0 & N_{01}/2 \end{bmatrix}; \|R\| = R \equiv \sigma_{\lambda}^2.$$

Тогда $\|R\| \|H\|^T \|N_0\|^{-1} = R \|2/N_{01} \ 2/N_{01}\|$.

Уравнение оптимальной фильтрации (16) примет вид (рис. 2):

$$d\lambda^*/dt = \sigma_{\lambda}^2 [(2/N_{01})(r_1 - \lambda^*) + (2/N_{02})(r_2 - \lambda^*)] \quad (17)$$

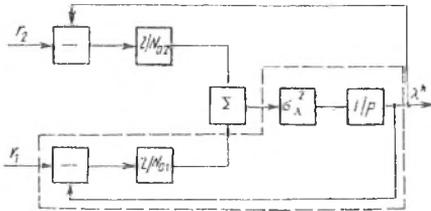


Рис. 2. Структурная схема оптимального фильтра ($p=d/dt$ — оператор дифференцирования)

Усложнение схемы по сравнению с одномерным случаем (ему соответствует обведенная штриховой линией часть схемы) повышает точность фильтрации. В соответствии с уравнением (17)

$$d\sigma_{\lambda}^2/dt = -[(2/N_{01}) + (2/N_{02})]\sigma_{\lambda}^4.$$

Решение этого уравнения при начальном условии $\sigma_{\lambda}^2(0) = \sigma_{\lambda 0}^2$ можно записать в виде

$$\sigma_{\lambda}^2(t) = \sigma_{\lambda 0}^2 / \{1 + \sigma_{\lambda 0}^2 [(2/N_{01}) + (2/N_{02})]t\}. \quad (18)$$

В установившемся режиме при $t \rightarrow \infty$ имеем $\sigma_{\lambda}^2 \rightarrow 0$. По сравнению с одномерным случаем, соответствующим одноканальной обработке, в данном примере слагаемое в знаменателе дроби (18) содержит больший по величине коэффициент, поэтому текущие значения $\sigma_{\lambda}^2(t)$ меньше.

Влияние отклонений параметров фильтра на точность фильтрации. При линейной фильтрации процесса, заданного уравнением (5), необходимо определить чувствительность характеристик полученного фильтра к отклонению его параметров от номинальных значений, определяемых решением задачи синтеза. Уравнение для оценки (8) можно представить в виде

$$d\lambda^*/dt = -a\lambda^* + k[r(t) - \lambda^*], \quad (19)$$

где $k=2\sigma_\lambda^2(t)/N_0$ — коэффициент, постоянный в стационарном режиме. Вычтя (8) из уравнения (19) и, обозначив разность $\lambda^* - \lambda = \varepsilon$, получим

$$d\varepsilon/dt = -a\varepsilon - n_\lambda + k(n - \varepsilon) = -(a+k)\varepsilon + (kn - n_\lambda). \quad (20)$$

Откуда определяется дисперсия оценки:

$$\sigma_\varepsilon^2(t) = (k^2 N_0 + N_\lambda) / (4(a+k)). \quad (20)$$

Из формулы (20) следуют допустимые пределы изменения коэффициента

$$k=2\sigma_\lambda^2(t)/N_0. \quad \text{Минимальной дисперсии соответствует}$$

значение $k_0 = a\{[1 + N_0/(a^2 N_\lambda)]^{1/2} - 1\}$. При этом относительная ошибка фильтрации

$$\delta^2 = \sigma_\varepsilon^2(t)/D_\lambda = [1/(2q)](\sqrt{1+4q} - 1), \quad (21)$$

где $D_\lambda = N_\lambda/(4a)$ — дисперсия сообщения (экспертной информации) $\lambda(t)$; $q = D_\lambda/(a N_0)$ — отношение сигнал/помеха (рис. 3).

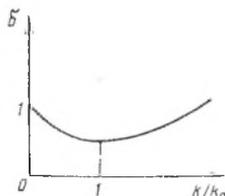


Рис. 3. Зависимость дисперсии оценки от коэффициента k

Фильтры Калмана позволяют повысить точность при обработке измерительной экспертной информации, а также они эффективны в системах автоматического управления. Эти фильтры достаточно точно реализуются в компьютерных ИЭС. Их применение позволит повысить эффективность экспертизы с помощью ИЭС.

Литература

1. Альт В.В. Информационное обеспечение экспертизы состояния двигателей / Альт В.В., Добролюбов И.П., Савченко О.Ф. ; РАСХН, Сиб. отд-ние, СибФТИ. – Новосибирск, 2001. – 220 с.
2. Добролюбов И.П. Идентификация состояния сельскохозяйственных объектов измерительными экспертными системами / Добролюбов И.П., Савченко О.Ф., Альт В.В. ; РАСХН, Сиб. отд-ние, СибФТИ. – Новосибирск, 2003. – 209 с.
3. Савченко О.Ф. Автоматизированные технологические комплексы экспертизы двигателей / Савченко О.Ф., Добролюбов И.П., Альт В.В., Ольшевский С.Н. ; РАСХН, Сиб. отд-ние, СибФТИ. – Новосибирск, 2006. – 272 с.

4. Добролюбов И.П. Выбор информативных признаков для измерительной экспертной системы дизель-генератора / Добролюбов И.П., Савченко О.Ф. // Аграрная энергетика в XXI веке : мат. междунар. науч.-техн. конф. / Институт энергетики АПК НАН Беларуси.– Минск, 2005. – С. 202-206.

5. Тихонов В.И. Оптимальный прием сигналов / Тихонов В.И. – М.: Радио и связь, 1983. – 320 с.

О ВОЗМОЖНОСТИ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ ОПЫТА СТРАН СЕВЕРОВОСТОЧНОЙ АЗИИ ПО ПРИМЕНЕНИЮ АЛЬТЕРНАТИВНЫХ ИСТОЧНИКОВ ЭНЕРГИИ В АПК БЕЛАРУСИ

В.Ф. Дудик

Академия управления при Президенте Республики Беларусь, г. Минск

К числу стран СВА относятся такие страны как Китайская Народная Республика (КНР) и территория Тайвань, как одна из провинций материкового Китая, Япония, Республика Корея, Корейская Народно-Демократическая Республика (КНДР), Монголия. Для всех этих стран характерна зависимость от нефтяного импорта, а для большинства из них от импорта и других энергетических ресурсов. В нефтяном отношении «Япония, Южная Корея и Тайвань, а сейчас и Китай, в наибольшей степени зависят от импорта из стран Ближнего Востока». При этом важное значение имеет «азиатская премия» ... Это понятие оформилось, когда подтвердились многолетние «полевые» наблюдения – азиатские страны в среднем платят за энергоносители больше, чем их американские и европейские «коллеги» [1].

Китай производит широкий спектр современного оборудования для производства, передачи, распределения энергии, а также измерительную и диагностическую аппаратуру. Значительное внимание уделяется альтернативным источникам энергии. Несмотря на существующие огромные запасы угля «Китай поста-