

ПРЕОБРАЗОВАТЕЛИ ФОРМЫ ИНФОРМАЦИИ

УДК 681.142.621 : 681.3

А. В. Симкин  
(Рязань)

ПАРАЛЛЕЛЬНЫЙ ПОМЕХОУСТОЙЧИВЫЙ АНАЛОГО-ЦИФРОВОЙ  
ПРЕОБРАЗОВАТЕЛЬ ИМПУЛЬСНЫХ СИГНАЛОВ  
НА ФОНЕ НИЗКОЧАСТОТНЫХ И ВЫСОКОЧАСТОТНЫХ ПОМЕХ

Рассматривается структура параллельного помехоустойчивого аналого-цифрового преобразователя импульсных сигналов со случайными моментами прихода и окончания на фоне низкочастотных и высокочастотных помех. На цифровой модели иллюстрируется процесс аналого-цифрового преобразования импульса гауссовой формы на фоне постоянной составляющей и высокочастотной помехи с нормальным законом распределения.

**Введение.** В различных информационно-оптических системах с фотоприемными устройствами обработки информации возникает задача помехоустойчивого аналого-цифрового преобразования (ПАЦП) периодически повторяющихся импульсных сигналов со случайными моментами прихода и окончания на фоне низкочастотных и высокочастотных помех [1]. Метод непосредственного преобразования такого сигнала безынерционным АЦП [2] с последующей фильтрацией преобразованного сигнала цифровыми методами [3] или программными средствами с привлечением ЭВМ не обеспечивает необходимого быстродействия обработки сигнала в темпе его следования во времени. Кроме того, для преобразования сигналов с большим динамическим диапазоном изменения (больше 70 дБ) требуется безынерционный АЦП с большим числом разрядов ( $m > 10$ ). При методе предварительной фильтрации наблюдаемого входного сигнала аналоговым полосовым фильтром с последующим преобразованием полученного сигнала безынерционным АЦП в двоичный код [4] не обеспечивается эффективное сглаживание высокочастотной помехи, обусловленное невозможностью выбора величины интервала интегрирования  $T$  для импульсных сигналов с неизвестными моментами прихода и окончания, а также искажается форма самого информационного импульса в процессе удаления низкочастотной помехи из наблюдаемого входного сигнала. Метод помехоустойчивого поразрядного АЦП наблюдаемого входного сигнала в двоичный код с одновременным выделением импульсного сигнала на фоне высокочастотной помехи [5, 6] не решает задачи выделения данного импульсного сигнала на фоне низкочастотной помехи из-за отсутствия в этом методе преобразования операции дифференцирования наблюдаемого сигнала.

Одним из возможных путей построения структуры ПАЦП периодически повторяющихся импульсных сигналов заданной формы со случайными моментами прихода и окончания на фоне низкочастотных и высокочастотных помех является многопороговое (распараллеленное) статистическое восстановление длительности интервалов информационных импульсных сигналов на заданных через равномерный шаг квантования  $\delta$  совокупностях возрастающих уровней порогов  $\{a_\gamma\}$  со значением каждого порога  $\gamma = \overline{1, G}$ , общее число которых перекрывает динамический диапазон возможного изменения значения амплитуды импульсного сигнала  $f(t)$  положительной полярности (рис. 1). По-

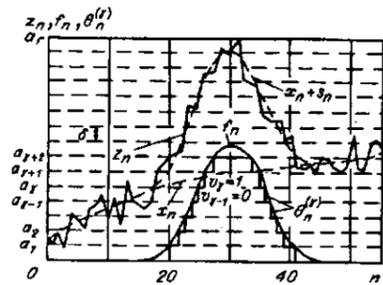


Рис. 1

следующее формирование текущего значения разряда двоичного кода и его выдача на выход АЦП в момент поступления тактового импульса считывания обеспечиваются общим безынерционным преобразователем совокупности заданных уровней  $\{a_\gamma\}$ ,  $\gamma = \overline{1, G}$ , в код. Построение структуры ПАЦП по параллельному принципу выделения длительности интервалов импульсного сигнала на заданной совокупности порогов  $\{a_\gamma\}$  позволяет свести синтез ПАЦП к синтезу структуры одного (однотипного) восстановителя длительности интервала информационного импульсного сигнала

$f(t)$  на заданном уровне порога  $a_\gamma$  ( $\gamma = \overline{1, G}$ ), оказывающегося в зоне между соседними нижним  $a_{\gamma-1}$  и верхним  $a_{\gamma+1}$  уровнями порогов. Процесс удаления низкочастотной и высокочастотной помехи из наблюдаемого входного сигнала не должен сопровождаться искажением длительности информационного импульсного сигнала на каждом заданном уровне порога  $a_\gamma$  ( $\gamma = \overline{1, G}$ ), что позволит, согласно полученным интервалам длительности, восстановить исходную форму импульсного сигнала. Эффекта отделения информационного импульсного сигнала от низкочастотной помехи с одновременным сохранением его длительности на заданном уровне порога  $a_\gamma$  можно добиться нелинейной дифференцирующей RC-цепью, параметр (постоянная времени)  $\tau^{(\gamma)}$  которой изменяется в зависимости от выходного сигнала, характеризуемого значением апостериорной вероятности  $v^{(\gamma)}$  превышения импульсным сигналом заданного уровня порога  $a_\gamma$ . Однако в аналоговом варианте найти необходимый закон изменения параметра  $\tau^{(\gamma)}$  дифференцирующей RC-цепи от значения апостериорной вероятности  $v^{(\gamma)}$ , обеспечивающей достижение упомянутого эффекта, не представляется возможным. Поэтому решение данной задачи целесообразно провести в цифровом варианте с дискретным изменением времени, а затем с привлечением метода предельного перехода от дискретного к непрерывному времени перейти к структуре аналогового порогового устройства статистического восстановления интервала импульсного сигнала на заданном уровне порога  $a_\gamma$ , на основе которого формируется затем структура параллельного ПАЦП.

**Постановка задачи.** В работе обосновывается структура параллельного ПАЦП периодически повторяющихся импульсных сигналов со случайной амплитудой и случайными моментами прихода и окончания на фоне низкочастотных и высокочастотных помех, состоящего из синтезируемых однотипных параллельно включенных аналоговых статистических восстановителей длительности интервалов импульсного сигнала на совокупности заданных через равномерный шаг квантования  $\delta$  уровней порогов  $\{a_\gamma\}$ ,  $\gamma = \overline{1, G}$ . Синтез аналогового восстановителя интервала импульсного сигнала проводится по его цифровой модели с привлечением критерия среднеквадратической ошибки.

Синтез структуры цифрового порогового восстановителя импульсного сигнала. Обозначим через  $f_n$  ( $n = \overline{1, \infty}$ ) дискретные отсчеты случайной последовательности импульсного сигнала  $f(t)$  заданной формы положительной полярности, моменты возникновения и окончания которых, а также их амплитуды случайны. Полезный дискретный импульсный сигнал  $f_n$ , пересекая заданную совокупность уровней порогов  $\{a_\gamma\}$ ,  $\gamma = \overline{1, G}$ , расположенных через равномерный шаг квантования  $\delta$ , в каждый момент времени  $t_n$  (на текущем  $n$  такте) будет находиться по отношению к заданному уровню порога  $a_\gamma$  зоны

между соседними нижним  $a_{\gamma-1}$  и верхним  $a_{\gamma+1}$  порогами в одном из двух бинарных состояний [7]:

$$\theta_n^{(\gamma)} = \begin{cases} v_\gamma = 1, & \text{если } a_\gamma < f_n \leq a_{\gamma+1}, \\ v_{\gamma-1} = 0, & \text{если } a_{\gamma-1} \leq f_n \leq a_\gamma, \\ n = \overline{1, \infty}, \gamma = \overline{1, \Gamma}. \end{cases} \quad (1)$$

В результате возможные значения импульсного сигнала  $f_n$  во всем его динамическом диапазоне изменения  $0 + a_\Gamma$  могут быть записаны через заданный уровень порога  $a_\gamma$  со значениями  $\gamma = \overline{1, \Gamma}$  и бинарное состояние  $\theta_n^{(\gamma)}$ . Считаем, что плотность распределения вероятностей  $W(f_n)$  амплитуды импульсного сигнала  $f_n$  известна и последовательность изменения его состояний  $\theta_n^{(\gamma)}$  по отношению к каждому заданному уровню порога  $a_\gamma$  ( $\gamma = \overline{1, \Gamma}$ ) характеризуется простой марковской цепью с двумя состояниями 0 и 1, с матрицей переходов  $[P_{i,j}]$  для  $i, j = 0, 1$  данного сигнала  $f_n$  через порог  $a_\gamma$ .

На импульсный сигнал  $f_n$  аддитивно наложена низкочастотная  $x_n$  (постоянная и медленно меняющаяся) и высокочастотная  $s_n$  помехи с нормальным законом распределения  $N_{x_n}(0, \sigma_x^2)$  и  $N_{s_n}(0, \sigma_s^2)$ , нулевыми математическими ожиданиями  $m_{x_n} = 0$ ,  $m_{s_n} = 0$  и дисперсиями  $\sigma_x^2$ ,  $\sigma_s^2$  соответственно, так что результатами наблюдения (измерения) будут дискретные отсчеты входной случайной последовательности

$$z_n = f_n + x_n + s_n, n = \overline{1, \infty}, \quad (2)$$

в которых значения  $x_n$  и  $s_n$  нам неизвестны. Интервал дискретизации  $\Delta t$  между отсчетами случайной последовательности (2) выбирается из условия некоррелированности высокочастотной помехи  $s(t)$ .

Для каждого заданного уровня порога  $a_\gamma$  ( $\gamma = \overline{1, \Gamma}$ ) удаление низкочастотной помехи  $x_n$  (в том числе и постоянной составляющей) из наблюдаемого входного сигнала (2) осуществим дифференцирующей RC-цепью, характеризующейся рекуррентным уравнением

$$y_n^{(\gamma)} = k_{n-1}^{(\gamma)} y_{n-1}^{(\gamma)} + \Delta z_n, n = \overline{1, \infty}, \quad (3)$$

где  $\Delta z_n = z_n - z_{n-1}$  — разностное значение между отсчетами  $z_n$  и  $z_{n-1}$  наблюдаемого входного сигнала  $z(t)$  на текущем  $n$  и предыдущем  $n-1$  тактах;  $y_n^{(\gamma)}$  и  $y_{n-1}^{(\gamma)}$  — значения выходных отсчетов дифференцирующей RC-цепи на  $n$  и  $n-1$  тактах для заданного уровня порога  $a_\gamma$ ;  $k_{n-1}^{(\gamma)}$  — значение весового коэффициента на предыдущем  $n-1$  такте. Рекуррентное уравнение (3) получено из аналогового дифференциального уравнения дифференцирующей RC-цепи при замене  $dz$  на  $\Delta z_n = z_n - z_{n-1}$ ,  $dy^{(\gamma)}$  на  $\Delta y_n^{(\gamma)} = y_n^{(\gamma)} - y_{n-1}^{(\gamma)}$  и  $dt$  на  $\Delta t$ , а также с учетом наличия функциональной зависимости параметра  $\tau_{n-1}^{(\gamma)} = \tau_{n-1}^{(\gamma)}(v_n^{(\gamma)}, y_n^{(\gamma)}, \Delta z_n)$  данной цепи на предыдущем  $n-1$  такте от значения на текущем  $n$  такте апостериорной вероятности  $v_n^{(\gamma)}$  превышения импульсным сигналом заданного уровня порога  $a_\gamma$ , значения выходного сигнала  $y_n^{(\gamma)}$  этой дифференцирующей RC-цепи и значения приращения наблюдаемого входного сигнала  $\Delta z_n$ . Весовой коэффициент  $k_{n-1}^{(\gamma)}$  дифференцирующей RC-цепи выражается через значение ее параметра  $\tau_{n-1}^{(\gamma)}$  и интервал дискретизации  $\Delta t = 1$  в виде

$$k_{n-1}^{(\gamma)} = k_{n-1}^{(\gamma)}(v_n^{(\gamma)}, y_n^{(\gamma)}, \Delta z_n) = 1 - \frac{1}{\tau_{n-1}^{(\gamma)}(v_n^{(\gamma)}, y_n^{(\gamma)}, \Delta z_n)}. \quad (4)$$

Запишем выходной сигнал  $y_n^{(\gamma)}$  рекуррентного дифференцирующего RC-фильтра (3) через выходное бинарное состояние  $\overline{\theta_n^{(\gamma)}}$  импульсного сигнала, а также значения наблюдаемых входных сигналов  $z_n = f_n + x_n + s_n$  и  $z_{n-1} = f_{n-1} + x_{n-1} + s_{n-1}$  на текущем  $n$  и предыдущем  $n-1$  тактах, входящих в текущую разность  $\Delta z_n = z_n - z_{n-1}$ , в виде

$$y_n^{(\gamma)} = k_{n-1}^{(\gamma)} y_{n-1}^{(\gamma)} + \Delta f_n + \Delta x_n + \xi_n = \overline{\theta_n^{(\gamma)}} l_n^{(\gamma)} + \xi_n, n = \overline{1, \infty}, \quad (5)$$

где  $l_n^{(\gamma)} = k_{n-1}^{(\gamma)} y_{n-1}^{(\gamma)} + \Delta f_n + \Delta x_n$  — значение амплитуды сигнала на выходе рекуррентного дифференцирующего фильтра на текущем  $n$  такте без учета результирующей высокочастотной помехи  $\xi_n$ ;  $\Delta f_n = f_n - f_{n-1}$ ,  $\Delta x_n = x_n - x_{n-1}$ ,  $\xi_n = s_n - s_{n-1}$  — значения приращений импульсного сигнала, низкочастотной и высокочастотной помех. Выходное бинарное состояние  $\overline{\theta_n^{(\gamma)}}$  импульсного сигнала  $f_n$  образуется из его бинарного (входного) состояния  $\theta_n^{(\gamma)}$  выражения (1) с той лишь разницей, что значение импульсного сигнала  $f_n$  заменяется на апостериорную вероятность  $v_n^{(\gamma)}$  превышения импульсным сигналом заданного уровня порога  $a_\gamma$ .

На основании вычисленного на текущем  $n$  такте значения сигнала  $y_n^{(\gamma)}$  на выходе дифференцирующего фильтра (5) установим на последующем  $n+1$  такте такое значение коэффициента  $k_n^{(\gamma)} = k_n(v_{n+1}^{(\gamma)}, y_{n+1}^{(\gamma)}, \Delta z_{n+1})$ , при котором во время присутствия импульсного сигнала  $f_{n+1}$  в зоне между нижним  $a_{\gamma-1}$  и верхним  $a_{\gamma+1}$  уровнями порогов и превышения этим импульсным сигналом заданного среднего уровня порога  $a_\gamma$  ( $\gamma = \overline{1, \Gamma}$ ), когда  $a_\gamma < \Delta f_{n+1} + \Delta x_{n+1} \leq a_{\gamma+1}$ , а следовательно,  $\overline{\theta_{n+1}^{(\gamma)}} = 1$ , выполняется условие

$$l_{n+1}^{(\gamma)} = k_n^{(\gamma)} y_n^{(\gamma)} + \Delta f_{n+1} + \Delta x_{n+1} = a_{\gamma+1}, \quad (6)$$

и данное условие обращается в нуль  $l_{n+1}^{(\gamma)} = 0$  при отсутствии импульсного сигнала над этим уровнем порога, когда  $a_{\gamma-1} \leq \Delta f_{n+1} + \Delta x_{n+1} \leq a_\gamma$  и соответственно  $1 - \overline{\theta_{n+1}^{(\gamma)}} = 0$ .

Полагаем, что полезный импульсный сигнал  $f_n$  и низкочастотная помеха  $x_n$  удовлетворяют условиям одинаковости приращений на соседних тактах:

$$\Delta x_n \approx \Delta x_{n+1}, \Delta f_n \approx \Delta f_{n+1},$$

т. е. импульсный сигнал  $f_n$  и низкочастотная помеха  $x_n$  в процессе своего изменения во времени на отдельных участках сохраняют постоянную скорость. Тогда после разрешения амплитуды сигнала  $l_n^{(\gamma)}$  текущего  $n$  такта относительно суммы величин  $\Delta f_n + \Delta x_n = l_n^{(\gamma)} - k_{n-1}^{(\gamma)} y_{n-1}^{(\gamma)}$  и подстановки этих значений в (6) данное условие приближения значения амплитуды сигнала  $l_{n+1}^{(\gamma)}$  на выходе рекуррентного дифференцирующего фильтра (5) на последующем  $n+1$  такте к значению верхнего уровня порога  $a_{\gamma+1}$ , когда импульсный сигнал присутствует над заданным порогом  $f_{n+1} > a_\gamma$ , и обращения этой амплитуды сигнала в нуль  $l_{n+1}^{(\gamma)} = 0$  при отсутствии импульсного сигнала над данным уровнем порога  $f_{n+1} \leq a_\gamma$  запишется в виде

$$l_{n+1}^{(\gamma)} = \begin{cases} k_n^{(\gamma)} y_n^{(\gamma)} + l_n^{(\gamma)} - k_{n-1}^{(\gamma)} y_{n-1}^{(\gamma)} = a_{\gamma+1}, & \text{когда } a_\gamma < v_n^{(\gamma)} \leq a_{\gamma+1}; \\ 0, & \text{когда } a_{\gamma-1} \leq v_n^{(\gamma)} \leq a_\gamma. \end{cases} \quad (7)$$

В условиях действия высокочастотной помехи  $s_n$  добиться точного выполнения условия (7) невозможно. Поэтому введем в рассмотрение ошибку по весовому коэффициенту  $\varepsilon_k^{(y)}$  для каждого заданного уровня порога  $a_\gamma$ :

$$\varepsilon_k^{(y)} = \begin{cases} k_n^{(y)} y_n^{(y)} + \hat{l}_n^{(y)} - k_{n-1}^{(y)} y_{n-1}^{(y)} - a_{\gamma+1}, & \text{если } a_\gamma < v_n^{(y)} \leq a_{\gamma+1}; \\ k_n - k_{n-1}, & \text{если } a_{\gamma-1} \leq v_n^{(y)} \leq a_\gamma. \end{cases}$$

Обозначим через  $v_n^{(y)}$ ,  $\hat{l}_n^{(y)}$  и  $k_n^{(y)}$  оценки состояния импульсного сигнала, значения амплитуды сигнала на выходе рекуррентного дифференцирующего фильтра и значения его весового коэффициента соответственно. Введем ошибки  $\varepsilon_v^{(y)}$ ,  $\varepsilon_l^{(y)}$  и  $\varepsilon_k^{(y)}$  в оценке этих величин для каждого заданного уровня порога  $a_\gamma$  ( $\gamma = 1, \Gamma$ ) [8]:

$$\varepsilon_v^{(y)} = (v_n^{(y)} - a_{\gamma+1}) \overline{\theta_n^{(y)}} + (v_n^{(y)} - a_{\gamma-1})(1 - \overline{\theta_n^{(y)}}); \quad (8)$$

$$\varepsilon_l^{(y)} = (\hat{l}_n^{(y)} - \overline{l_n^{(y)}}) \overline{\theta_n^{(y)}} + (\hat{l}_n^{(y)} - \hat{l}_{n-1}^{(y)})(1 - \overline{\theta_n^{(y)}}); \quad (9)$$

$$\varepsilon_k^{(y)} = (k_n^{(y)} y_n^{(y)} + \hat{l}_n^{(y)} - k_{n-1}^{(y)} y_{n-1}^{(y)} - a_{\gamma+1}) \overline{\theta_n^{(y)}} + (k_n^{(y)} - k_{n-1}^{(y)})(1 - \overline{\theta_n^{(y)}}). \quad (10)$$

Действие низкочастотных и высокочастотных помех в сигнале  $y_n^{(y)}$  приводит к тому, что ошибки  $\varepsilon_v^{(y)}$ ,  $\varepsilon_l^{(y)}$  и  $\varepsilon_k^{(y)}$  будут случайными величинами, зависящими от значения амплитуды сигнала  $\hat{l}_n^{(y)}$ , значения выходного бинарного состояния импульсного сигнала  $\overline{\theta_n^{(y)}}$  и значения низкочастотной помехи  $x_n$ . В качестве критерия получаемых оценок для каждого заданного уровня порога  $a_\gamma$  ( $\gamma = 1, \Gamma$ ) примем средние квадраты ошибок:

$$\overline{\varepsilon_v^2} = \sum_{\theta_n^{(y)} \hat{l}_n^{(y)} x_n} \int \int (\varepsilon_v^{(y)})^2 P(\hat{l}_n^{(y)}, x_n, \overline{\theta_n^{(y)}} | y_n^{(y)}) d\hat{l}_n^{(y)} dx_n; \quad (11)$$

$$\overline{\varepsilon_l^2} = \sum_{\theta_n^{(y)} \hat{l}_n^{(y)} x_n} \int \int (\varepsilon_l^{(y)})^2 P(\hat{l}_n^{(y)}, x_n, \overline{\theta_n^{(y)}} | y_n^{(y)}) d\hat{l}_n^{(y)} dx_n; \quad (12)$$

$$\overline{\varepsilon_k^2} = \sum_{\theta_n^{(y)} \hat{l}_n^{(y)} x_n} \int \int (\varepsilon_k^{(y)})^2 P(\hat{l}_n^{(y)}, x_n, \overline{\theta_n^{(y)}} | y_n^{(y)}) d\hat{l}_n^{(y)} dx_n. \quad (13)$$

В этих выражениях величины  $\varepsilon_v^{(y)}$ ,  $\varepsilon_l^{(y)}$ ,  $\varepsilon_k^{(y)}$  и  $P(\hat{l}_n^{(y)}, x_n, \overline{\theta_n^{(y)}} | y_n^{(y)})$  определяются соотношениями (8)–(10) и (ПЗ).

Приравняв нулю частную производную  $\frac{\partial \overline{\varepsilon_v^2}}{\partial v_n^{(y)}} = 0$  и учитывая, что при нормальном законе распределения вероятностей величин  $\hat{l}_n^{(y)}$  и  $x_n$  выполняются условия

$$\int_{\hat{l}_n^{(y)}} N_{\hat{l}_n^{(y)}}(M_{\hat{l}_n^{(y)}}, S_{\hat{l}_n^{(y)}}^2) d\hat{l}_n^{(y)} = 1, \quad \int_{x_n} N_{x_n}(\hat{x}_n, \sigma_x^2) dx_n = 1,$$

получим значение оценки  $v_n^{(\gamma)}$ , характеризуемой формулой Байеса:

$$v_n^{(\gamma)} = P(f_n \in v_\gamma | y_n^{(\gamma)}) = \frac{a_{\gamma+1} P(y_n^{(\gamma)} | f_n \in v_\gamma) P(f_n \in v_\gamma) + a_{\gamma-1} P(y_n^{(\gamma)} | f_n \in v_{\gamma-1}) P(f_n \in v_{\gamma-1})}{P(y_n^{(\gamma)} | f_n \in v_\gamma) P(f_n \in v_\gamma) + P(y_n^{(\gamma)} | f_n \in v_{\gamma-1}) P(f_n \in v_{\gamma-1})},$$

где

$$P(y_n^{(\gamma)} | f_n \in v_\gamma) = N_{y_n^{(\gamma)}}[\overline{f_n^{(\gamma)}} + x_n, \chi_1^2], P(y_n^{(\gamma)} | f_n \in v_{\gamma-1}) = N_{y_n^{(\gamma)}}[\hat{x}_n, \chi_0^2],$$

$$P(f_n \in v_\gamma) = \overline{v_n^{(\gamma)}}, P(f_n \in v_{\gamma-1}) = 1 - \overline{v_n^{(\gamma)}}, \chi_1^2 = \sigma_l^2 + \sigma^2, \chi_0^2 = \sigma^2.$$

После деления числителя и знаменателя формулы Байеса на величину  $P(y_n^{(\gamma)} | f_n \in v_{\gamma-1})$  с учетом отсутствия на выходе дифференцирующего фильтра (2) низкочастотной помехи, а следовательно,  $\hat{x}_n = 0$  и введения отношения правдоподобия условных вероятностей

$$\beta(y_n^{(\gamma)}) = \frac{P(y_n^{(\gamma)} | f_n \in v_\gamma)}{P(y_n^{(\gamma)} | f_n \in v_{\gamma-1})} = \frac{N_{y_n^{(\gamma)}}(\overline{f_n^{(\gamma)}} + x_n, \chi_1^2)}{N_{y_n^{(\gamma)}}(0, \chi_0^2)}, \quad (14)$$

выражение для оценки  $v_n^{(\gamma)}$  запишется в виде

$$v_n^{(\gamma)} = P(f_n \in v_\gamma | y_n^{(\gamma)}) = \frac{a_{\gamma-1} + [a_{\gamma+1} \beta(y_n^{(\gamma)}) - a_{\gamma-1}] \overline{v_n^{(\gamma)}}}{1 + [\beta(y_n^{(\gamma)}) - 1] \overline{v_n^{(\gamma)}}}. \quad (15)$$

Рекуррентный алгоритм вычисления апостериорной вероятности (15), совместно с заданным выходным порогом того же самого уровня  $a_\gamma$  ( $\gamma = \overline{1, \Gamma}$ ), решает задачу порогового выделения длительности интервала импульсного сигнала на заданном уровне порога  $a_\gamma$  во время пребывания этого сигнала в зоне между соседними нижним  $a_{\gamma-1}$  и верхним  $a_{\gamma+1}$  уровнями порогов в условиях действия высокочастотной помехи  $s_n$ , оставшейся после устранения дифференцирующим фильтром (5) низкочастотной помехи  $x_n$ . Априорная вероятность  $\overline{v_n^{(\gamma)}}$  пребывания импульсного сигнала на предыдущем  $n - 1$  такте над порогом  $a_\gamma$  в области  $v_\gamma = 1$  находится согласно формуле полной вероятности [9]:

$$\overline{v_n^{(\gamma)}} = v_{n-1}^{(\gamma)} (1 - q_{01}^{(\gamma)} - q_{10}^{(\gamma)}) + q_{01}^{(\gamma)},$$

включающей в себя значение сигнала  $v_{n-1}^{(\gamma)}$  на предыдущем  $n - 1$  такте и значения условных вероятностей  $q_{01}^{(\gamma)} = P(1 | 0)$  и  $q_{10}^{(\gamma)} = P(0 | 1)$  переходов импульсного сигнала  $f_n$  ( $n = \overline{1, \infty}$ ) через заданный уровень порога  $a_\gamma$  из состояния 0 в 1 и наоборот.

Аналогичным образом, приравнявая нулю другие частные производные  $\frac{\partial \epsilon_l}{\partial l_n} = 0$  и  $\frac{\partial \epsilon_k}{\partial k_n} = 0$  от выражений (12) и (13), находим значение оценки  $\hat{l}_n^{(\gamma)}$  амплитуды на выходе рекуррентного дифференцирующего фильтра и значения оценки его весового коэффициента  $\hat{k}_n^{(\gamma)}$  на текущем  $n$  такте для каждого

заданного через равномерный шаг квантования  $\delta$  возрастающего уровня порога  $a_\gamma$  ( $\gamma = \overline{1, \Gamma}$ ):

$$\hat{k}_n^{(\gamma)} = M_1^{(\gamma)} v_n^{(\gamma)} + \hat{k}_{n-1}^{(\gamma)} (1 - v_n^{(\gamma)}), \quad (16)$$

где

$$\begin{aligned} M_1^{(\gamma)} &= \overline{k}_n^{(\gamma)} w_1^{(\gamma)} + y_n^{(\gamma)} (1 - w_1^{(\gamma)}), \\ w_1^{(\gamma)} &= \frac{\sigma^2}{\sigma_l^2 + \sigma^2}, \\ k_n^{(\gamma)} &= q_{n,1}^{(\gamma)} + k_{n-1}^{(\gamma)} q_{n,2}^{(\gamma)}, \end{aligned} \quad (17)$$

где

$$\begin{aligned} q_{n,1}^{(\gamma)} &= \frac{(a_{\gamma+1} - M_1^{(\gamma)}) v_n^{(\gamma)} y_n^{(\gamma)}}{(1 - v_n^{(\gamma)}) + (y_n^{(\gamma)})^2 v_n^{(\gamma)}}, \\ q_{n,2}^{(\gamma)} &= \frac{(1 - v_n^{(\gamma)}) + y_{n-1}^{(\gamma)} y_n^{(\gamma)} v_n^{(\gamma)}}{(1 - v_n^{(\gamma)}) + (y_n^{(\gamma)})^2 v_n^{(\gamma)}}. \end{aligned}$$

Полученные рекуррентные соотношения (16), (17), (П2), (15) в сочетании с рекуррентными уравнениями (3), (4) обеспечивают восстановление длительности интервала импульсного сигнала на заданном уровне порога  $a_\gamma$  ( $\gamma = \overline{1, \Gamma}$ ) в условиях действия на этот импульсный сигнал низкочастотных и высокочастотных помех. Такой эффект достигается за счет управления по цепи обратной связи весовым коэффициентом  $k_n^{(\gamma)}$  дифференцирующей RC-цепи и через него с задержкой на один такт ее параметром

$$\tau_{n-1}^{(\gamma)} = \tau_{n-1}(v_n^{(\gamma)}, y_n^{(\gamma)}, \Delta z_n) = \frac{1}{1 - k_{n-1}(v_n^{(\gamma)}, y_n^{(\gamma)}, \Delta z_n)} \quad (18)$$

в зависимости от значения апостериорной вероятности  $v_n^{(\gamma)}$  превышения импульсным сигналом заданного уровня порога  $a_\gamma$  ( $\gamma = \overline{1, \Gamma}$ ) во время пребывания этого импульсного сигнала в зоне между соседними нижним  $a_{\gamma-1}$  и верхним  $a_{\gamma+1}$  уровнями порогов. Последующее выделение интервала длительности импульсного сигнала  $f_n$  ( $n = \overline{1, \infty}$ ) на заданном уровне порога  $a_\gamma$  достигается сравнением апостериорной вероятности  $v_n^{(\gamma)}$  с заданным выходным порогом аналогичного уровня.

Синтез структуры аналогового восстановителя длительности импульсного сигнала. На основании метода предельного перехода [7] запишем рекуррентные выражения (3), (П2), (14) — (17) с дискретным временем изменения в аналоговом виде с непрерывным временем изменения. С этой целью разложим экспоненту выражения (14) в ряд Тейлора и ограничимся двумя первыми членами. После деления числителя и знаменателя выражений (14) и (15) и отбрасывания членов, содержащих  $(\Delta t)^2$  и выше, в пределе при  $\Delta t \rightarrow 0$  получим стохастическое дифференциальное уравнение, характеризующее работу аналогового статистического восстановителя длительности импульсного сигнала в условиях действия высокочастотной помехи  $s_n$ :

$$\frac{1}{\alpha_\gamma} \frac{dv^{(\gamma)}(t)}{dt} + v^{(\gamma)}(t) = \frac{\beta_\gamma}{\alpha_\gamma} + \frac{(a_{\gamma+1} - a_{\gamma-1})}{\alpha_\gamma} \times \\ \times v^{(\gamma)}(t)(1 - v^{(\gamma)}(t))C^{(\gamma)}[y^{(\gamma)}(t) - B^{(\gamma)}], \quad (19)$$

где

$$C^{(\gamma)} = \frac{1}{N}(\hat{u}_{n,1}^{(\gamma)} - \hat{u}_{n,1}^{(\gamma-1)}), \quad B^{(\gamma)} = \frac{1}{2} \frac{\hat{u}_{n,2}^{(\gamma)} - \hat{u}_{n,2}^{(\gamma-1)}}{\hat{u}_{n,1}^{(\gamma)} - \hat{u}_{n,1}^{(\gamma-1)}},$$

$$\hat{u}_{n,1}^{(\gamma)} = \frac{\int_{a_\gamma}^{a_{\gamma+1}} f_n w(f_n) df_n}{\int_{a_\gamma} w(f_n) df_n}, \quad \hat{u}_{n,1}^{(\gamma-1)} = \frac{\int_{a_{\gamma-1}}^{a_\gamma} f_n w(f_n) df_n}{\int_{a_{\gamma-1}} w(f_n) df_n},$$

$$\hat{u}_{n,2}^{(\gamma)} = \frac{\int_{a_\gamma}^{a_{\gamma+1}} f_n^2 w(f_n) df_n}{\int_{a_\gamma} w(f_n) df_n}, \quad \hat{u}_{n,2}^{(\gamma-1)} = \frac{\int_{a_{\gamma-1}}^{a_\gamma} f_n^2 w(f_n) df_n}{\int_{a_{\gamma-1}} w(f_n) df_n},$$

$$\beta_\gamma = a_{\gamma-1} + \frac{a_{\gamma+1} - a_{\gamma-1}}{T - \lambda_\gamma}, \quad \alpha_\gamma = 1 - (a_{\gamma+1} - a_{\gamma-1}) \left(1 - \frac{T}{(T - \lambda_\gamma)\lambda_\gamma}\right),$$

$\lambda_\gamma$  и  $T$  — средние длительности импульсного сигнала и его период повторения на уровне порога  $a_\gamma$ . Удаление низкочастотной помехи  $x(t)$  на входе данного аналогового обнаружителя осуществляет дифференцирующая RC-цепь, параметр  $\tau^{(\gamma)} = \tau(v^{(\gamma)}, y^{(\gamma)}, \dot{z})$  которой изменяется по обратной связи в зависимости от апостериорной вероятности  $v^{(\gamma)} = v^{(\gamma)}(t)$  превышения импульсным сигналом заданного уровня порога  $a_\gamma$  ( $\gamma = \bar{1}, \bar{\Gamma}$ ), через уравнения:

$$\overline{f^{(\gamma)}}(t) = \hat{f}^{(\gamma)}(t) = y^{(\gamma)}(t) = M_1^{(\gamma)}; \quad (20)$$

$$k^{(\gamma)} = k(v^{(\gamma)}, y^{(\gamma)}, \dot{z}) = q_1^{(\gamma)}(t) + \frac{y^{(\gamma)}(t) - \dot{z}(t)}{y^{(\gamma)}(t)} q_2^{(\gamma)}(t); \quad (21)$$

$$\tau^{(\gamma)} = \tau(v^{(\gamma)}, y^{(\gamma)}, \dot{z}) = \frac{1}{1 - k^{(\gamma)}}, \quad (22)$$

где

$$q_1^{(\gamma)}(t) = \frac{[a_{\gamma+1} - y^{(\gamma)}(t)] y^{(\gamma)}(t) v^{(\gamma)}(t)}{(1 - v^{(\gamma)}(t)) + [y^{(\gamma)}(t)]^2 v^{(\gamma)}(t)}, \quad q_2^{(\gamma)}(t) = 1.$$

Выражения (20) — (22) получены на основании уравнений (П2), (16) — (18) с подстановкой из выражения (3) значения весового коэффициента

$$k_{n-1}^{(y)} = \frac{y_n^{(y)} - \Delta z_n}{y_{n-1}^{(y)}}$$

для предыдущего  $n - 1$  такта и заменой в пределе при  $\Delta t \rightarrow 0$  величин  $\hat{y}_n^{(y)}$  и  $\hat{y}_{n-1}^{(y)}$  на  $\hat{y}^{(y)}(t)$ ,  $y_n^{(y)}$  и  $y_{n-1}^{(y)}$  на  $y^{(y)}(t)$ ,  $\Delta z_n$  на  $\dot{z}(t)$ . Структурная схема параллельного ПАЦП, построенная согласно уравнениям (19)–(22), приведена на рис. 2, где ДЦ — дифференцирующая RC-цепь с управляемым по цепи обратной связи параметром  $\tau(v^{(y)}, y^{(y)}, \dot{z})$  в зависимости от значения апостериорной вероятности  $v^{(y)}$  превышения импульсным сигналом заданного уровня порога  $a_\gamma$  ( $\gamma = \overline{1, \Gamma}$ ) в зоне между соседними уровнями порогов  $a_{\gamma-1}$  и  $a_{\gamma+1}$ ; ВПВС — вычислитель производной входного сигнала  $z(t)$ ; НП1–НП4 — нелинейные преобразователи, осуществляющие вычисление коэффициентов  $B^{(y)}$ ,  $C^{(y)}$ ,  $q_1^{(y)}(t)$ ,  $\frac{y^{(y)}(t) - \dot{z}(t)}{y^{(y)}(t)}$ ; ПМКДЦ — преобразователь весового ко-

эффициента  $k(v^{(y)}, y^{(y)}, \dot{z})$  в параметр  $\tau(v^{(y)}, y^{(y)}, \dot{z})$  дифференцирующей RC-цепи. Данный преобразователь состоит из  $\Gamma$  параллельно включенных статистических восстановителей интервалов длительности импульсного сигнала на заданном уровне порога  $a_\gamma$  ( $\gamma = \overline{1, \Gamma}$ ) в зоне между соседними порогом  $a_{\gamma-1}$  и  $a_{\gamma+1}$  общего безынерционного преобразователя заданных уровней в двоичный код. Последнее звено статистического восстановителя имеет вид передаточной функции  $w(p) = \frac{\alpha_\gamma}{\alpha_\gamma + p}$ , соответствующей интегрирующей

RC-цепи. Параллельно включенные статистические восстановители импульсного сигнала решают задачу вычисления апостериорных вероятностей  $\{v^{(y)}(t)\}$ ,  $\gamma = \overline{1, \Gamma}$ , превышения данным импульсным сигналом совокупности заданных уровней порогов  $\{a_\gamma\}$ , расположенных через равномерный шаг квантования по амплитуде  $\delta$ . В безынерционном преобразователе совокупности заданных уровней порогов (в цифровом исполнении) происходят сравнение каждой апостериорной вероятности  $v^{(y)}$  множества  $\{v^{(y)}\}$  со своим аналогичным уровнем порога  $a_\gamma$  и формирование на его выходе в двоичном коде многопозиционной выходной оценки  $\hat{f}(t)$  состояний импульсного сигнала по правилу

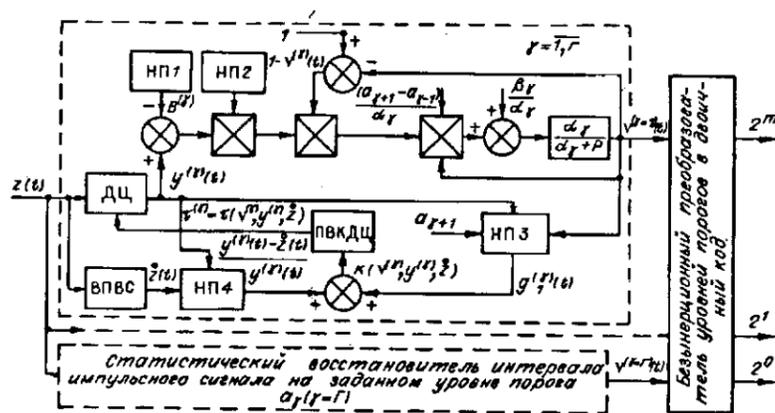


Рис. 2

$$\hat{f}(t) = \delta \sum_{\gamma=1}^{\Gamma} \overline{\theta^{(\gamma)}}(t), \text{ где } \overline{\theta^{(\gamma)}}(t) = \begin{cases} v_{\gamma} = 1, & \text{когда } a_{\gamma} < v^{(\gamma)} \leq a_{\gamma+1}, \\ v_{\gamma-1} = 0, & \text{когда } a_{\gamma-1} \leq v^{(\gamma)} \leq a_{\gamma}, \\ & \gamma = \overline{1, \Gamma}. \end{cases} \quad (23)$$

В текущий момент времени  $t$  сумма единичных состояний  $\overline{\theta^{(\gamma)}}(t) \approx 1$  каждой позиции в двоичном коде многопозиционной выходной оценки  $\hat{f}(t)$  (23) соответствует количеству одновременных превышений апостериорными вероятностями  $\{v^{(\gamma)}\}$  заданных уровней порогов  $\{a_{\gamma}\}$  со значением  $\gamma = \overline{1, \Gamma}$ , пропорциональным текущему значению импульсного сигнала  $f(t)$  во времени. Помехоустойчивость воспроизведения формы импульсного сигнала обеспечивается инерционностью изменения каждой апостериорной вероятности  $v^{(\gamma)}$ , которая формируется на основании статистических свойств импульсного сигнала  $f(t)$  и искажающих его помех.

**Результаты моделирования.** Кривые рис. 3 характеризуют результаты моделирования двухразрядного ПАЦП, определяющего интервалы длительности импульсного сигнала гауссовой формы с единичной амплитудой  $A1 = 1$  на трех заданных уровнях порогов  $a_{\gamma}$  ( $\gamma = \overline{1, \Gamma}$ ) в условиях действия низкочастотной помехи в виде постоянной составляющей с такой же амплитудой и высокочастотной помехи с нормальным законом распределения с дисперсией  $\sigma^2 = 0,016$ . Начальные значения весовых коэффициентов для каждого из трех заданных уровней соответствуют значениям  $k_0^{(1)} = 0,85$ ,  $k_0^{(2)} = 0,65$ ,  $k_0^{(3)} = 0,8$ .

Как видно из рисунка, вычисленная трехпозиционная выходная оценка  $\hat{f}(t)$  с постоянной погрешностью, равной интервалу квантования по амплитуде  $\delta = 0,25$ , воспроизводит импульсный сигнал гауссовой формы  $f(t)$  на основании разностного входного сигнала  $\Delta z(t)$ . Из этого же рисунка видно, что разностный сигнал значительно искажает как форму самого гауссового сигнала  $f(t)$ , так и его длительности на трех заданных уровнях порогов:  $a_1 = 0,25$ ;  $a_2 = 0,5$ ;  $a_3 = 0,75$  ( $z(t)$  — наблюдаемый входной сигнал). Данная трехпозиционная выходная оценка  $\hat{f}(t)$  построена на основании вычисления трех апостериорных вероятностей  $v_n^{(1)}$ ,  $v_n^{(2)}$ ,  $v_n^{(3)}$  превышения импульсным сигналом гауссовой формы трех заданных уровней порогов:  $a_1 = 0,25$ ;  $a_2 = 0,5$ ;  $a_3 = 0,75$  — во время его последовательного пребывания в каждой зоне между соседними порогом:  $a_0 = 0$  и  $a_2 = 0,5$ ;  $a_1 = 0,25$  и  $a_3 = 0,75$ ;  $a_2 = 0,5$  и  $a_4 = 1$ .

**Выводы и рекомендации.** Быстродействие рассмотренного ПАЦП и его число разрядов, перекрывающих динамический диапазон изменения импульсного сигнала, определяются значениями дисперсий  $\sigma^2$  и  $\sigma_1^2$  высокочастотной помехи и амплитуды сигнала  $f_n^{(\gamma)}$  на выходе дифференцирующего фильтра.

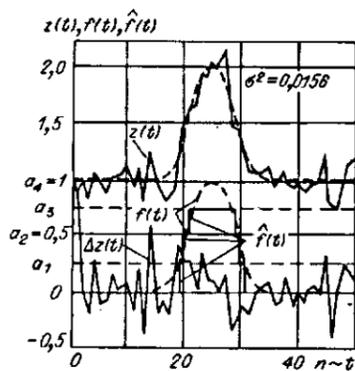


Рис. 3

Качество работы данного ПАЦП оценивается значением среднеквадратической ошибки отклонения многопозиционной оценки  $\hat{f}(t)$  от исходной формы импульсного сигнала  $f(t)$  [4]. Независимое формирование множества апостериорных вероятностей  $\{v^{(\gamma)}\}$ ,  $\gamma = \overline{1, \Gamma}$ , по параллельному принципу на совокупности возрастающих уровней порогов  $\{a_{\gamma}\}$  способствует сохранению формы информационного импульсного сигнала  $f(t)$  в процессе аналого-цифрового преобразования и устранению неопределенностей формирования соседних разрядов кода, особенно проявляющихся в условиях действия помех на импульсный сигнал.

Решение рассмотренной задачи ПАЦП с привлечением метода полосовой фильтрации сопровождается недопустимым искажением формы информационного импульсного сигнала.

#### ПРИЛОЖЕНИЕ

Как показано в [9], условное распределение вероятности при данном результате вычисления сигнала  $y_n^{(y)}$  на выходе рекуррентного дифференцирующего фильтра (5) на текущем  $n$  такте будет иметь вид

$$P(t_n^{(y)}, \overline{\theta}_n^{(y)}, x_n | y_n^{(y)}) = P(y_n^{(y)} | t_n^{(y)}, \overline{\theta}_n^{(y)}, x_n) \times \\ \times P(x_n | t_n^{(y)}, \overline{\theta}_n^{(y)}) P(\overline{\theta}_n^{(y)} | t_n^{(y)}) P(t_n^{(y)}) \frac{1}{P(y_n^{(y)})}. \quad (\text{П1})$$

Входящие в правую часть этого выражения условные распределения вероятностей  $P(x_n | t_n^{(y)}, \overline{\theta}_n^{(y)})$  и  $P(\overline{\theta}_n^{(y)} | t_n^{(y)})$  из-за независимости величин  $x_n$  от  $t_n^{(y)}$  и  $\overline{\theta}_n^{(y)}$ , а также  $\overline{\theta}_n^{(y)}$  от  $t_n^{(y)}$  будут равны безусловным вероятностям:

$$P(x_n | t_n^{(y)}, \overline{\theta}_n^{(y)}) = P(x_n), P(\overline{\theta}_n^{(y)} | t_n^{(y)}) = P(\overline{\theta}_n^{(y)}).$$

Поскольку согласно (5) результирующая высокочастотная помеха на выходе рекуррентного дифференцирующего фильтра соответствует значению  $\xi_n = y_n^{(y)} - \overline{\theta}_n^{(y)} t_n^{(y)}$  и имеет нормальное распределение  $w(\xi_n) = N_{\xi_n}(0, \sigma^2)$  с нулевым математическим ожиданием  $m_{\xi_n} = 0$  и дисперсией  $\sigma^2$ , то условная плотность

$$P(y_n^{(y)} | t_n^{(y)}, \overline{\theta}_n^{(y)}, x_n) = w(y_n^{(y)} - \overline{\theta}_n^{(y)} t_n^{(y)}) = N_{y_n^{(y)}(\overline{\theta}_n^{(y)} t_n^{(y)}, \sigma^2)}$$

будет иметь также нормальное распределение с той же самой дисперсией  $\sigma^2$ , но с другим математическим ожиданием:  $m_{y_n^{(y)}} = \overline{\theta}_n^{(y)} t_n^{(y)}$ . Считаем также, что на выходе дифференцирующего фильтра низкочастотная помеха  $x_n$  и амплитуда сигнала  $t_n^{(y)}$  удовлетворяют нормальному закону распределения  $N_{x_n}(\hat{x}_n, \sigma_x^2)$  и  $N_{t_n^{(y)}}(\hat{t}_n^{(y)}, \sigma_t^2)$  со своими математическими ожиданиями  $m_{x_n} = \hat{x}_n$ ,  $m_{t_n^{(y)}} = \hat{t}_n^{(y)}$  и дисперсиями  $\sigma_{x_n}^2, \sigma_t^2$  соответственно. Здесь  $\hat{x}_n$  — оценка значения низкочастотной помехи  $x_n$ , а  $\hat{t}_n^{(y)}$  — априорная оценка значения амплитуды сигнала  $t_n^{(y)}$  на текущем  $n$  такте. Априорную оценку амплитуды  $\hat{t}_n^{(y)}$  найдем на основании ее текущей оценки  $\hat{t}_n^{(y)} = k_{n-1}^{(y)} y_{n-1}^{(y)} + \Delta \hat{f}_{n-1} + \Delta \hat{x}_{n-1}$ , сдвинутой через интервал дискретизации  $\Delta t$  на один такт назад. Для этого определим из предыдущей текущей оценки  $\hat{t}_{n-1}^{(y)}$  значение двух слагаемых  $\Delta \hat{f}_{n-1} + \Delta \hat{x}_{n-1}$  и с учетом того, что  $\Delta \hat{f}_{n-1} \approx \Delta \hat{f}_n$ ,  $\Delta \hat{x}_{n-1} \approx \Delta \hat{x}_n$ , подставим их вместо двух других слагаемых  $\Delta \hat{f}_n + \Delta \hat{x}_n$  текущей оценки  $\hat{t}_n^{(y)}$ . В результате для каждого заданного уровня значения порога  $\gamma = \overline{1}, \overline{\Gamma}$  с общим числом  $\overline{\Gamma}$  априорная оценка амплитуды сигнала  $\hat{t}_n^{(y)}$  на выходе дифференцирующего фильтра (5) выразится через уже имеющуюся предыдущую оценку  $\hat{t}_{n-1}^{(y)}$  и пересчитанных к текущему моменту времени  $t_n$  значений выходных сигналов  $y_{n-1}^{(y)}, y_{n-2}^{(y)}$  данного фильтра

со своими коэффициентами  $k_{n-1}^{(y)}$ ,  $k_{n-2}^{(y)}$  на двух предыдущих ( $n-1$  и  $n-2$ ) тактах:

$$\overline{l_n^{(y)}} = \hat{l}_n^{(y)} = \hat{l}_{n-1}^{(y)} + k_{n-1}^{(y)} y_{n-1}^{(y)} - k_{n-2}^{(y)} y_{n-2}^{(y)}, \quad (\text{П2})$$

после чего условное распределение (П1) запишется следующим образом:

$$\begin{aligned} P(\overline{l_n^{(y)}}, \overline{\theta_n^{(y)}} | y_n^{(y)}) &= \\ &= N_{y_n^{(y)}}(\overline{\theta_n^{(y)}} \overline{l_n^{(y)}} | y_n^{(y)}, \sigma^2) N_{x_n}(\hat{x}_n | \overline{\theta_n^{(y)}} \overline{l_n^{(y)}}, \sigma_x^2) N_{l_n^{(y)}}(\overline{l_n^{(y)}} | \overline{\theta_n^{(y)}} \overline{l_n^{(y)}}, \sigma^2) P(\overline{\theta_n^{(y)}}) \frac{1}{P(y_n^{(y)})}. \end{aligned}$$

Раскроем сумму квадратов первого множителя показателя экспоненты и введем дополнительные слагаемые с разными знаками:

$$\pm 2 y_n^{(y)} \overline{\theta_n^{(y)}} \overline{l_n^{(y)}} \pm (\overline{\theta_n^{(y)}} \overline{l_n^{(y)}})^2.$$

После приведения подобных членов с учетом некоррелированности величин  $\overline{l_n^{(y)}}$ ,  $\overline{\theta_n^{(y)}}$ ,  $\sigma^2$  с величинами  $x_n$ ,  $\hat{x}_n$ ,  $\sigma_x^2$ , дающими в произведении нуль, условное распределение вероятности примет вид:

$$\begin{aligned} P(\overline{l_n^{(y)}}, \overline{\theta_n^{(y)}} | y_n^{(y)}) &= \\ &= N_{y_n^{(y)}}\left[\frac{(\overline{\theta_n^{(y)}} \overline{l_n^{(y)}} + x_n)^2}{\chi_\theta^2}\right] N_{l_n^{(y)}}(M_\theta^{(y)}, S_\theta^2) N_{x_n}(\hat{x}_n | \overline{\theta_n^{(y)}} \overline{l_n^{(y)}}, \sigma_x^2) P(\overline{\theta_n^{(y)}}) \frac{1}{P(y_n^{(y)})}, \end{aligned}$$

где

$$\chi_\theta^2 = \overline{\theta_n^{(y)}} \sigma_l^2 + \sigma^2, \quad S_\theta^2 = \frac{\sigma_l^2 \sigma^2}{\overline{\theta_n^{(y)}} \sigma_l^2 + \sigma^2} = \frac{\sigma_l^2 \sigma^2}{\chi_\theta^2}, \quad (\text{П3})$$

$$M_\theta^{(y)} = \frac{y_n^{(y)} \overline{\theta_n^{(y)}} \sigma_l^2 + \overline{l_n^{(y)}} \sigma^2}{\overline{\theta_n^{(y)}} \sigma_l^2 + \sigma^2} = W_\theta^{(y)} \overline{l_n^{(y)}} + y_n^{(y)} (1 - W_\theta^{(y)}) \overline{\theta_n^{(y)}}, \quad W_\theta^{(y)} = \frac{\sigma^2}{\overline{\theta_n^{(y)}} \sigma_l^2 + \sigma^2}.$$

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Госсорг Ж. Инфракрасная термография. Основы, техника, применение / Под общ. ред. Л. Н. Курбатова. — М.: Мир, 1988.
2. Вьюхин В. Н. Аналого-цифровые преобразователи и обработка широкополосных сигналов // Автметрия. — 1990. — № 1.
3. Хемминг Р. В. Цифровые фильтры. — М.: Недра, 1987.
4. Гитис Э. И., Пискулов Е. А. Аналого-цифровые преобразователи. — М.: Энергоиздат, 1981.
5. А. с. 618848 СССР. Способ преобразования непрерывных и импульсных сигналов в циклический код / Ю. М. Коршунов, А. В. Симкин, А. Н. Гаврилов. — Опубл. 5.08.78, Бюл. № 29.
6. Гаврилов А. Н., Коршунов Ю. М., Симкин А. В. Вероятностный преобразователь напряжения в код // ПТЭ. — 1980. — № 6.
7. Коршунов Ю. М., Симкин А. В., Филатов Ю. А. Статистический метод определения интервала существования импульсного сигнала относительно порогового уровня // Изв. вузов. Приборостроение. — 1982. — № 8.

8. Коршунов Ю. М., Симкин А. В. Стабилизация амплитуды импульсных сигналов // ЦНТИ. Информсвязь.—Деп. в ВИНТИ.—1984.—№ 4.—С. 120.
9. Тихонов В. И. Статистическая радиотехника.—М.: Сов. радио, 1982.

Поступила в редакцию 20 июня 1990 г.

УДК 681.335.2

В. М. Шилков  
(Санкт-Петербург)

### ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ИГРОВОГО ПОДХОДА ПРИ ОРГАНИЗАЦИИ АНАЛОГО-ЦИФРОВОГО ПРЕОБРАЗОВАНИЯ

Предлагается для формализации задач, возникающих при организации аналого-цифрового преобразования и связанных с принятием решений в условиях неопределенности, использовать теоретико-игровую основу. Рассматривается применение игрового подхода при организации преобразования с использованием одного индикаторного элемента, контроле граничного значения исходной аналоговой величины, повышении помехоустойчивости преобразования, переходе к последовательно-параллельному алгоритму. Основное внимание уделяется игровой постановке задач аналого-цифрового преобразования.

Теорию игр (ТИ) можно рассматривать как математический аппарат, описывающий принятие оптимальных решений в условиях неопределенности [1—3]. Аналого-цифровое (АЦ)-преобразование принципиально проходит в условиях неопределенности: значение исходной непрерывной величины «неизвестно» перед началом кодирования, и задача АЦ-преобразования состоит именно в том, чтобы раскрыть эту неопределенность, т. е. превратить «неизвестное» значение величины в «известный» код [4]. Кроме того, во всех реальных системах существуют другие источники неопределенности, например, внешние и внутренние помехи, временная нестабильность параметров, их технологические разбросы, динамическая погрешность преобразования. Поэтому, наряду с другими подходами [4, 5], можно считать обоснованными попытки формализации задач, возникающих при организации АЦ-преобразования, на ТИ-основе. В статье рассмотрен ряд подобных задач, приводящих к ТИ-моделям. Основное внимание уделено ТИ-постановке задач, поскольку именно в вопросах методологии зачастую лежат главные трудности применения математических методов обоснования решений [2].

Особенности используемых игровых моделей. Наличие неопределенных факторов при АЦ-преобразовании позволяет трактовать его как «игру против природы», что довольно характерно для технических приложений [6]. При решении рассматриваемых задач воспользуемся максиминным критерием Вальда, сознавая его ориентацию на наиболее неблагоприятные условия (принцип «гарантированного результата») [2, 6].

Рассматриваемые задачи будем приводить к классу конечных антагонистических (матричных) игр. Множество игроков, участвующих в АЦ-преобразовании, можно считать состоящим из игрока 1, проводящего преобразование, и игрока 2 — природы, определяющей условия неопределенности. В реальных системах код, служащий результатом АЦ-преобразования, имеет конечную разрядность; длительность цикла преобразования и быстродействие аппаратуры ограничены, поэтому игрок 1 имеет конечное число стратегий (хотя, возможно, и очень большое). Число стратегий игрока 2 (состояний природы) следует полагать бесконечным [6]. Но при ТИ-формализации большинства задач, исходя из конечности числа стратегий игрока 1, варианты «поведения» игрока 2 можно разбить на конечное число стратегий