

УДК 621.376

## УПРАВЛЯЕМЫЙ ОГРАНИЧИТЕЛЬ, УСТОЙЧИВЫЙ К ДЕЙСТВИЮ ШИРОКОГО КЛАССА НЕГАУССОВСКИХ ПОМЕХ

А.В. ОВСЯННИКОВ

Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники  
П. Бровка, 6, Минск, 220013, Беларусь

Поступила в редакцию 21 апреля 2009

Рассмотрен робастно-адаптивный подход к синтезу усилителя-ограничителя, устойчивого к действию широкого класса мощных негауссовских помех. Приведена методика синтеза устройства с использованием метода множителей Лагранжа. Найдена "наихудшая" в классе плотности распределения вероятностей, определены ее характеристики. Разработаны аналоговый и дискретный алгоритмы адаптивной оценки параметров усилителя-ограничителя. Показана эффективность разработанного усилителя-ограничителя по отношению к изменению мощности шумовой компоненты и в сравнении с линейным демодулятором.

*Ключевые слова:* робастно-адаптивный подход, метод стохастической аппроксимации, эмпирический функционал.

### Введение

Нелинейные элементы, осуществляющие ограничение сигнала, находят широкое применение в радио- и электротехнической аппаратуре. Функция ограничения в зависимости от функционального назначения устройства может быть различна: "жесткий" ограничитель, "жесткий" ограничитель с зоной нечувствительности, "мягкий" ограничитель с линейной функцией, "мягкий" ограничитель с заданной нелинейностью и т.п. Кроме того, различают одностороннее и двухстороннее ограничение.

В ряде случаев ограничителям различного типа присущи робастные свойства, они являются робастными элементами, т.е. элементами, придающими устройству устойчивость к действию мощных негауссовских помех. Эффективность таких ограничителей становится существенной при отношении сигнал-помеха на входе (ОСП<sub>вх</sub>) меньше единицы [1, 2]. Эффективной также может оказаться адаптация параметров нелинейного ограничителя (преобразователя) к параметрам помех [3].

В статье рассматривается робастно-адаптивный подход к синтезу нелинейного усилителя-ограничителя, устойчивого к действию широкого класса мощных негауссовских помех.

### Теоретический анализ

Общим подходом, позволяющим синтезировать устойчивые (робастные) характеристики нелинейных преобразователей, является информационный [4], который рассматривает информацию о помехе в виде плотности распределения вероятностей (ПРВ)

$P(n) = P_n(r|s)$ , где  $P_n(r|s)$  — функция правдоподобия,  $r(t) = s(t) + n(t)$  — наблюдаемая смесь полезного сигнала  $s(t)$  и помехи  $n(t)$ .

Робастный метод максимального правдоподобия состоит в использовании ПРВ  $P^*(n)$ , отвечающей "наихудшему" (наименее благоприятному) распределению из заданного класса распределений вместо  $P(n)$ , где "наихудшее" распределение определяется из условия [2,4]  $P_n^*(r|s) = \arg \min_{P_n \in \mathfrak{R}_n} \text{tr}(I)$ ;  $I$  — информационная матрица Фишера;  $\mathfrak{R}_n$  — класс распределений  $P_n(r|s)$ . Таким образом, оценка  $s(t)$  сводится к реализации алгоритма  $s^* = \arg \max_r P_n^*(r|s)$ .

В вычислительном отношении удобнее рассматривать вместо функции  $P_n^*$  функцию  $\mathfrak{Z}^*(n) = -\ln[P_n^*]$ . Эта функция представляет собой функцию потерь, выбор которой определяет качество искомой оценки  $s^*$ . При этом оптимальной в классе  $\mathfrak{R}_n$  функцией потерь будет та, для которой выполняется условие  $D[\mathfrak{Z}_n^*, P_n^*] \geq D[\mathfrak{Z}_n^*, P_n]$ , где  $D$  — асимптотическая корреляционная матрица погрешностей оценки  $s^*$ .

В изопериметрической задаче [5] требуется найти функцию  $P_n^*(r|s)$ , реализующую экстремум функционала  $I = \int_n F(n, P_n, P_n') dn = \int_n (P_n')^2 / P_n dn$ , представляющего собой информацию Фишера, и подчиняющегося условиям

$$\int_n Y_m(n, P_n, P_n') dn = C_m, \quad m = 0, 1, \dots, \quad (1)$$

где  $P_n' = \text{grad}(P_n)$ ,  $C_m$  — заданные постоянные.

Система функциональных ограничений может быть выбрана в виде гладких функций, и в этом случае применим метод множителей Лагранжа, т.е. неизвестная функция  $P_n^*(r|s)$ , подчиненная условиям (1), должна удовлетворять дифференциальному уравнению Эйлера

$$\frac{d}{dn} \left( \frac{\partial L}{\partial P_n'} \right) - \frac{\partial L}{\partial P_n} = 0, \quad (2)$$

где функция Лагранжа

$$L = F + \sum_m \lambda_m Y_m(n, P_n, P_n'). \quad (3)$$

Множители Лагранжа  $\lambda_m$  являются постоянными и их вместе с неизвестными функциями можно найти из соотношений (1)–(3).

В качестве системы ограничений (1) выбирают условия, вытекающие из практических задач. В частности, согласно указанной выше процедуре для класса всех невырожденных распределений, когда известно только то, что оно существует (ограничение в виде нормировки распределения  $C_0 = 1$ ):  $\mathfrak{R}_1 = P: P_n(0) \geq \varepsilon > 0$ , "наихудшее" распределение, определяемое выражениями (1)–(3), представляет собой лапласовское (двойное экспоненциальное)  $P^*(n) = (\lambda/2)e^{-\lambda|n|}$ , где  $\lambda > 0$ , параметр распределения. Для класса распределений с ограниченной дисперсией  $\mathfrak{R}_2 = P: \int n^2 P_n dn \leq \sigma_n^2$  и функциями  $Y_0 = P_n$ ,  $C_0 = 1$ ,  $Y_1 = n^2 P_n$ ,  $C_1 = \sigma_n^2$ , получаем "наихудшее" в классе распределение, описываемое гауссовской ПРВ  $P^*(n) = (\sqrt{2\pi}\sigma_n)^{-1} e^{-n^2/2\sigma_n^2}$ . В рассмотренных случаях характеристики нелинейного преобразования, определяются выражением  $Z(n) = -d\mathfrak{Z}_n^*/dn = -d\ln P_n^*/dn$  и имеют известный вид: первая — "жесткий" ограничитель  $Z(n) = \lambda \text{sign}(n)$  с масштабным коэффициентом  $\lambda$ , вторая — линейная  $Z(n) = n/\sigma_n^2$  с коэффициентом наклона  $\sigma_n^{-2}$ .

## Методика синтеза робастно-адаптивного нелинейного усилителя-ограничителя (РАУО)

Рассмотрим ограничения, накладываемые на энергетические составляющие  $n(t) = r(t) - s^*(t)$  (моменты высших порядков распределения,  $s^*(t)$  — оценка) в виде последовательности функций четных порядков  $Y_{2k} = n^{2k} P_n$ , с константами  $C_{2k} = f(\gamma_2, \gamma_4, \dots, \gamma_{2k}) \sigma^{2k}$ , где  $\gamma_{2k}$  — безразмерные кумулянтные коэффициенты,  $\gamma_2 = 1$ , а  $\gamma_4$  — коэффициент эксцесса.

Такая система ограничений в виде кумулянтов высших порядков позволяет достаточно просто, с любой степенью точности, описывать негауссовские распределения, так как конечному набору кумулянтов всегда соответствует некоторая вещественная функция (модельное распределение), хорошо аппроксимирующая соответствующие негауссовские распределения [6].

Рассматриваемая система ограничений может быть представлена в виде ряда  $\sum_m \lambda_m Y_m(n, P_n, P'_n) = \sum_{2k} \lambda_{2k} n^{2k} P_n$ ,  $m, k = 1, 2, \dots$  и сведена к функции  $\text{th}^2(n)$ . Действительно, для функции  $\text{th}(x)$  в результате разложения в ряд имеем  $\text{th}(x) = x - x^3/3 + 2x^5/15 - \dots + O[x^{2n+1}]$ , при  $x^2 < \pi^2/4$ , и, следовательно,  $\text{th}^2(x) = x^2 - 2x^4/3 + 17x^6/45 + \dots + O[x^{2n}]$ . Такое представление ограничения, с физической точки зрения вполне оправдано, поскольку величина  $\int \beta^2 \text{th}^2(\alpha n) P_n dn$  имеет смысл энергии процесса  $n$  на выходе нелинейного усилителя-ограничителя, заданного функцией  $\beta \text{th}(\alpha n)$ , которая легко может быть реализована практически на основе управляемого дифференциального усилителя-ограничителя.

Таким образом, функция Лагранжа (3) принимает вид:

$$L = F + \lambda_0 P_n + \lambda_2 \beta^2 \text{th}^2(\alpha n) P_n, \quad (4)$$

где  $\lambda_0, \lambda_2$  — множители Лагранжа,  $\beta, \alpha > 0$  — постоянные коэффициенты и, следовательно, уравнение Эйлера (2) определяется выражением:  $-2Z' + Z^2 - \lambda_0 - \lambda_2 \beta^2 \text{th}^2(\alpha n) = 0$ , где

$$Z(n) = -d \ln P_n^* / dn \quad (5)$$

— функция нелинейного преобразования.

Решение уравнения Эйлера с учетом нормировки приводит к "наихудшему" в классе распределению следующего вида:

$$P^*(n, \alpha, \beta) = \frac{\alpha \Gamma(\frac{\alpha + \beta}{2\alpha})}{\sqrt{\pi} \Gamma(\frac{\beta}{2\alpha})} \text{ch}(\alpha n)^{-\frac{\beta}{\alpha}}. \quad (6)$$

Множители Лагранжа, найденные из (4), определяются коэффициентами  $\beta, \alpha$  как постоянные  $\lambda_0 = -2\alpha\beta$ ,  $\lambda_2 = 1 + 2\alpha/\beta$ . Заметим, что при соотношении  $\beta/\alpha = 2$  ПРВ (6) совпадает с известным законом распределения  $(\alpha/2) \text{ch}(\alpha n)^{-2}$ .

Функция (6) представлена на рис. 1. На рис. 1,а представлена ПРВ  $P^*(n, \alpha, \beta = 1)$  с параметрами  $n \in [-3, \dots, 3]$ ,  $\alpha \in [10^{-2}, \dots, 5]$ . На рис. 1,б представлена ПРВ  $P^*(n, \alpha = 1, \beta)$  с параметрами  $n \in [-3, \dots, 3]$ ,  $\beta \in [10^{-2}, \dots, 5]$ . Нелинейное преобразование (5) с учетом возмущающей помехи с ПРВ (6) определяется выражением

$$Z(n) = \beta \text{th}(\alpha n). \quad (7)$$

Рассмотренный класс распределений  $\mathfrak{R}_3 = P: \int n^{2k} P_n dn \leq C_{2k}$  шире, чем рассмотренные выше  $\mathfrak{R}_1, \mathfrak{R}_2$ , так как включает их в себя как предельные случаи. При параметре

$\alpha \rightarrow \infty$  распределение (6) с учетом (5) стремится к лапласовскому, а при достаточно малых значениях  $\alpha$  — к гауссовскому.

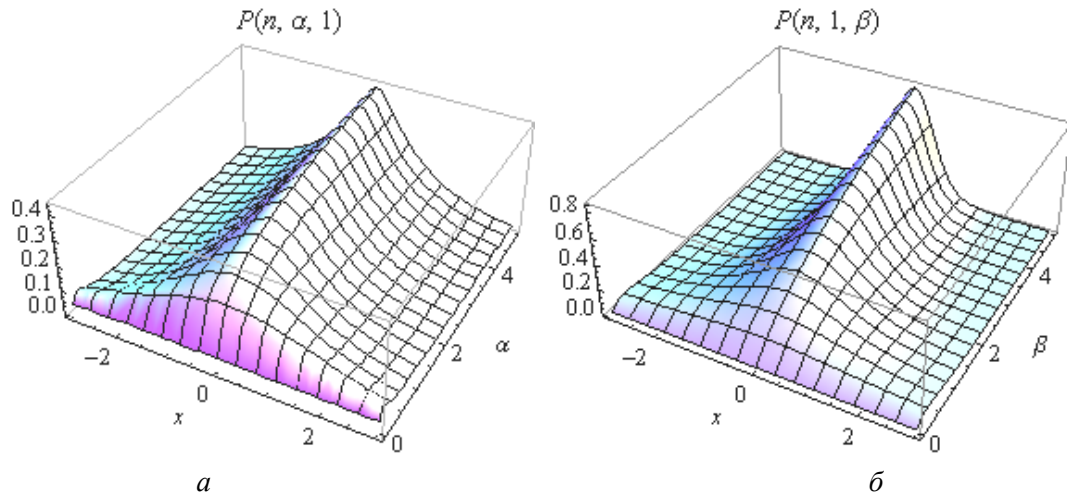


Рис. 1. Распределение (6)  $P^*(n, \alpha, \beta)$ : а —  $\beta=1$ ; б —  $\alpha=1$

Математическое ожидание ПРВ (6) равно нулю, а дисперсия распределения определяется функцией, зависящей от параметров  $\beta$  и  $k = \beta / \alpha$ :

$$D(n, k, \beta) = \frac{2^{k+2} \Gamma(\frac{k+1}{2})}{k \sqrt{\pi} \Gamma(\frac{k}{2}) \beta^2} {}_4F_3 \left( \left[ \frac{k}{2}, \frac{k}{2}, \frac{k}{2}, k \right], \left[ \frac{k}{2} + 1, \frac{k}{2} + 1, \frac{k}{2} + 1 \right], -1 \right), \quad (8)$$

где  ${}_4F_3$  — обобщенная гипергеометрическая функция [5]. График зависимости  $D(n, k, \beta)$  от параметров  $\beta$  и  $k$  приведен на рис. 2.

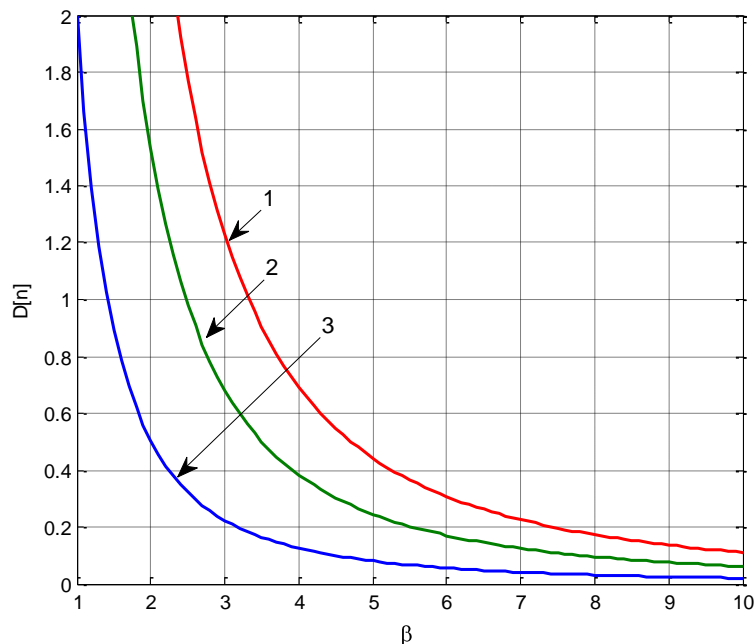


Рис. 2. Дисперсия распределения  $P^*(n, \alpha, \beta)$  (8): 1 —  $k=0$ ; 2 —  $k=5$ ; 3 —  $k=10$

При построении адаптивного алгоритма настройки параметров  $\alpha, \beta$  усилителя-ограничителя воспользуемся методами максимального правдоподобия и эмпирического функционала [7], согласно которым оценки определяются из условия

$$[\alpha^*, \beta^*] = \arg \min_{\alpha^* \in A, \beta^* \in B} W_{\mathcal{D}}^*(n, \alpha, \beta), \quad (9)$$

где  $W_{\mathcal{D}}^*(n, \alpha, \beta) = -\sum_{k=1}^N \ln P^*(n_k, \alpha, \beta) / N$  — эмпирический функционал.

Совместные оценки максимального правдоподобия приводят к системе уравнений:

$$\begin{cases} \frac{dW_{\mathcal{D}}^*(n, \alpha, \beta)}{d\alpha} \Big|_{\alpha=\alpha^*} = \frac{\alpha}{N} \sum_k n_k \operatorname{th}(\alpha n_k) + \frac{\beta}{2} \left[ \Psi\left(\frac{\alpha+\beta}{2\alpha}\right) - \Psi\left(\frac{\beta}{2\alpha}\right) \right] - \left[ \alpha + \frac{\beta}{N} \sum_k \ln(\operatorname{ch}(\alpha n_k)) \right] = 0, \\ \frac{dW_{\mathcal{D}}^*(n, \alpha, \beta)}{d\beta} \Big|_{\beta=\beta^*} = \frac{2}{N} \sum_k \ln(\operatorname{ch}(\alpha n_k)) - \left[ \Psi\left(\frac{\alpha+\beta}{2\alpha}\right) - \Psi\left(\frac{\beta}{2\alpha}\right) \right] = 0, \end{cases} \quad (10)$$

где  $\Psi(x) = d \ln \Gamma(x) / dx$  — логарифмическая производная гамма-функции [5]. Полученная система не позволяет найти явные выражения для оценок  $\alpha^*$ ,  $\beta^*$ .

Упростим систему (10), используя аппроксимацию сложных нелинейных функций более простыми. Так, например, функция  $\ln(\operatorname{ch}(\alpha n))$  может быть аппроксимирована зависимостью вида  $\alpha |n|$ , при этом приведенная погрешность такой аппроксимации на интервале  $n \in [-100 \dots +100]$  в точках  $\alpha = [0,1; 0,5; 1,5]$  составляет соответственно  $\gamma = [13\%, 2,7\%; 1,4\%; 0,3\%]$ . Функцию  $\Psi\left(\frac{\alpha+\beta}{2\alpha}\right) - \Psi\left(\frac{\beta}{2\alpha}\right)$  на интервале изменения отношения  $\beta/2\alpha \in [0,01 \dots 100]$  можно аппроксимировать пропорциональной зависимостью  $1,38\alpha/\beta$  с приведенной погрешностью аппроксимации, не превышающей 0,12%.

Таким образом, система (10) принимает вид:

$$\begin{cases} \frac{dW_{\mathcal{D}}^*(n, \alpha, \beta)}{d\alpha} \Big|_{\alpha=\alpha^*} = \frac{1}{N} \sum_k n_k \operatorname{th}(\alpha n_k) - \frac{\beta}{N} \sum_k |n_k| - 0,31 = 0; \\ \frac{dW_{\mathcal{D}}^*(n, \alpha, \beta)}{d\beta} \Big|_{\beta=\beta^*} = \frac{1}{N} \sum_k |n_k| - 0,69/\beta = 0. \end{cases} \quad (11)$$

С учетом предельного перехода  $\Delta t \rightarrow dt$  и  $T = \Delta t N$  система (11) преобразуется к виду

$$\begin{cases} \frac{1}{T} \int_0^T [n(t) \operatorname{th}(\alpha n(t)) - \beta |n(t)|] dt \Big|_{\alpha=\alpha^*, \beta=\beta^*} - 0,31 = 0; \\ \beta^* = 0,69 \left[ \frac{1}{T} \int_0^T |n(t)| dt \right]^{-1}. \end{cases} \quad (12)$$

В дискретной форме, используя метод стохастической аппроксимации [7], уравнения для совместной оценки параметров  $\alpha^*$ ,  $\beta^*$  по результатам наблюдения на множестве  $R \in [r_1, \dots, r_N]$  определяются системой ( $n_k = r_k - s_k$ )

$$\begin{cases} \alpha_{k+1}^* = \alpha_k^* + \gamma_k^\alpha [n_k \operatorname{th}(\alpha_k^* n_k) - \beta_k^* |n_k| - 0,31] \\ \beta_{k+1}^* = \beta_k^* + \gamma_k^\beta [ |n_k| - 0,69/\beta_k^* ] \end{cases} \quad (13)$$

где  $\gamma_k^\alpha$ ,  $\gamma_k^\beta$  — неотрицательные числа со свойствами  $\sum_{k=1}^{\infty} \gamma_k = \infty$ ,  $\sum_{k=1}^{\infty} \gamma_k^2 < \infty$ .

Алгоритм оценки непосредственно самого информационного параметра определяется аналогично выражениям (9), (10):

$$\lambda^* = \arg \min_{\lambda \in \Lambda} W_3^*(r - s(\lambda), \alpha^*, \beta^*)$$

$$\frac{dW_3^*(n, \alpha^*, \beta^*)}{d\lambda} \Big|_{\lambda=\lambda^*} = \frac{1}{N} \sum_k \beta_k^* n_k \operatorname{th}(\alpha_k^* n_k) \frac{ds(\lambda)}{d\lambda} \Big|_{\lambda=\lambda^*} = 0 \quad (14)$$

Алгоритмы оценки  $\lambda^*$  в аналоговой и дискретной форме приведены ниже.

$$\begin{cases} \int_0^T \beta^*(t) \operatorname{th}[\alpha^*(t) r(t) - s(t, \lambda)] \frac{\partial s(t, \lambda)}{\partial \lambda} dt \Big|_{\lambda=\lambda^*} = 0; \\ \lambda_{k+1}^* = \lambda_k^* + \gamma_k \beta_k^* \operatorname{th}[\alpha_k^* (r_k - s(t, \lambda_k^*))] \frac{\partial s(t, \lambda_k^*)}{\partial \lambda_k^*}. \end{cases} \quad (15)$$

С учетом приведенных уравнений (12) и (15) структура устройства демодулятора, включающего РАУО, имеет вид, представленный на рис. 3.

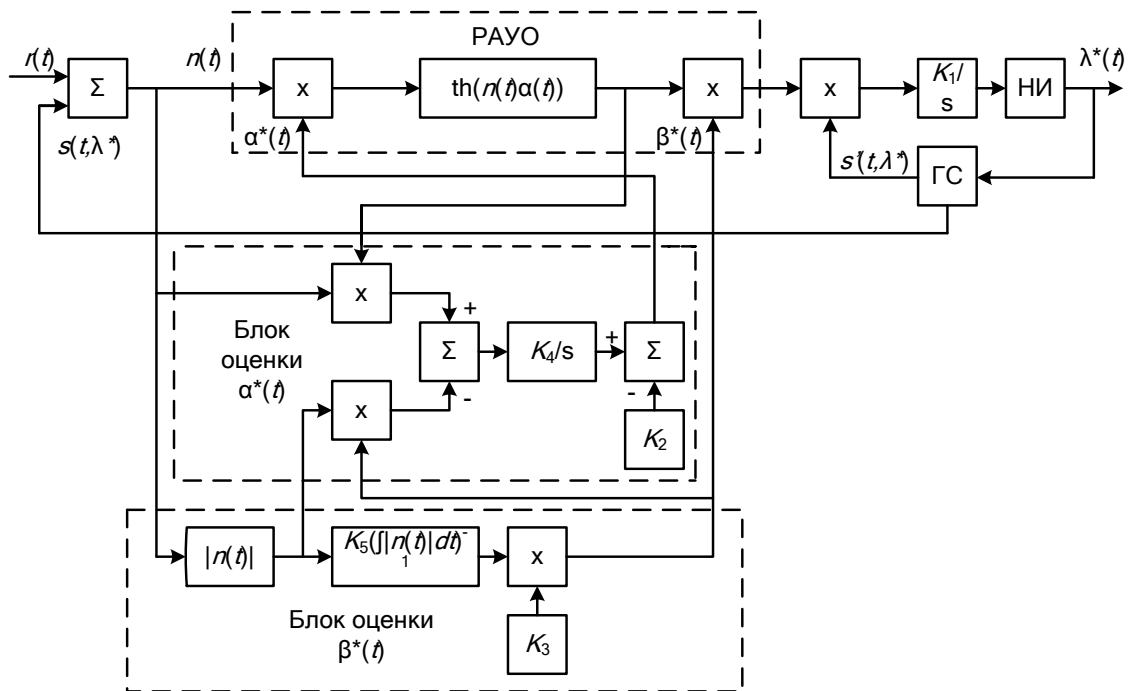


Рис. 3. Структура демодулятора с РАУО: ГС — генератор сигналов; НИ — ноль-индикатор

### Моделирование РАУО

Формирование случайного процесса с ПРВ  $P^*(n, \alpha, \beta)$  осуществляется формирующим фильтром (ФФ) [8], построенным в соответствии со стохастическим дифференциальным уравнением (СДУ):

$$\frac{dn}{dt} = f(t, n) + g(t, n) \xi_n(t). \quad (16)$$

В уравнении (16) для симметризованного СДУ коэффициенты сноса и диффузии определяются через нелинейные функции:  $a(t, n) = f(t, n) + \partial b(t, n) / \partial n / 4$ ,  $b(t, n) = N_\xi g^2(t, n) / 2$ , где  $\xi_n(t)$  — нормальный стационарный белый шум с нулевым средним и дельтаобразной корреляционной функцией  $M \xi_n(t) = 0$ ,  $M \xi_n(t_1) \xi_n(t_2) = N_\xi \delta(t_2 - t_1) / 2$ , здесь  $N_\xi$  — односторонняя спектральная плотность.

При известной стационарной ПРВ  $P^*(n, \alpha, \beta)$  и  $b = \text{const}$  с помощью стандартных способов решения линейных дифференциальных уравнений в частных производных (уравнения Фоккера–Планка–Колмогорова) можно найти функцию  $f(n, \alpha, \beta)$ . Таким образом, можно синтезировать СДУ для стационарного случая [9].

Таким образом, уравнение (16) принимает вид  $\frac{dn}{dt} = \frac{b}{2} \frac{d \ln P^*(n, \alpha, \beta)}{dn} + \sqrt{\frac{2b}{N_\xi}} n_\xi t$  или,

$$\text{с учетом (6), } \frac{dn}{dt} = \frac{b}{2} \frac{Z(n, \alpha, \beta)}{dn} + \sqrt{\frac{2b}{N_\xi}} n_\xi t = -\frac{b\beta}{2} \text{th}(\alpha n) + \sqrt{\frac{2b}{N_\xi}} n_\xi t.$$

Как следует из [9], стационарная ПРВ определяется решением линейного дифференциального уравнением первого порядка:

$$P_{st}^*(n, \alpha, \beta) = \frac{K}{g} \exp\left(-\frac{2b\beta}{N_\xi} \int_0^n \text{th}(\alpha n) dn\right) = \frac{K}{g} \cosh(\alpha n)^{-\frac{2b\beta}{N_\xi \alpha}}.$$

В сопоставлении с ПРВ (6) получаем  $K/g = \alpha \Gamma\left(\frac{\alpha + \beta}{2\alpha}\right) / \left[\sqrt{\pi} \Gamma\left(\frac{\beta}{2\alpha}\right)\right]$ ,  $N_\xi = 2b$ .

Моделирование проводилось в системе Simulink Matlab. В качестве источника нормального белого шума был выбран блок, реализующий белый шум с ограниченной полосой. Были выбраны параметры:  $b=2$ ;  $g=1$ ;  $N_\xi=4$ ;  $T_\xi=0,1$ ; при этом мощность шумовой компоненты составила  $D_\xi = N_\xi / T_\xi = 40$ .

Исследовались два РАУО, реализующих систему (12) в сопоставлении с обычным линейным демодулятором вида  $\int_0^T r(t) - s(t, \lambda) \frac{\partial s(t, \lambda)}{\partial \lambda} dt \Big|_{\lambda=\lambda^*} = 0$ . Для упрощения моделирования робастно-адаптивного алгоритма было принято  $s(t, \lambda) = \lambda = \text{const} = 0,2$ . Первый и второй ФФ со стационарной дисперсией (8) реализуют СДУ

$$\begin{aligned} \text{ФФ1: } \quad \frac{dn_1}{dt} &= -\text{th}(0,5n_1(t)) + n_\xi t, \quad D(n_1, 2, 1) = 3,29; \\ \text{ФФ2: } \quad \frac{dn_2}{dt} &= -5\text{th}(3n_2(t)) + n_\xi t, \quad D(n_2, 5/3, 5) = 0,12. \end{aligned} \tag{17}$$

При моделировании получены следующие результаты.

На рис. 4 приведены временные зависимости  $K_{\text{оцп}}(t) = 10 \lg(\text{ОСП}_{\text{вых}}(t) / \text{ОСП}_{\text{вх}}(t))$ . В системе ФФ1 (усилитель-ограничитель) это — коэффициент  $K1_{\text{оцп}}(t)$ , который представлен кривой 1, а системе ФФ2 (усилитель-ограничитель) это — коэффициент  $K2_{\text{оцп}}(t)$ , представленный кривой 2.

Рассчитывались в режиме реального времени:

- дисперсия ошибки оценки информационного параметра  $\lambda^*$  для системы ФФ1 — РАУО —  $D11s^*(t)$ ;
- дисперсия ошибки оценки информационного параметра  $\lambda^*$  для системы ФФ1 — линейный демодулятор  $D01s^*(t)$ ;
- дисперсия ошибки оценки информационного параметра  $\lambda^*$  для системы ФФ2 — РАУО —  $D12s^*(t)$ ;
- дисперсия ошибки оценки информационного параметра  $\lambda^*$  для системы ФФ2 — линейный демодулятор  $D02s^*(t)$ .

На рис. 5 приведены временные зависимости  $Ki_D(t) = 10 \lg(D0is^*(t) / D1is^*(t))$ , где  $i=1, 2$ . Временные зависимости  $K1_D(t)$  и  $K2_D(t)$  представлены кривой 1 и кривой 2.

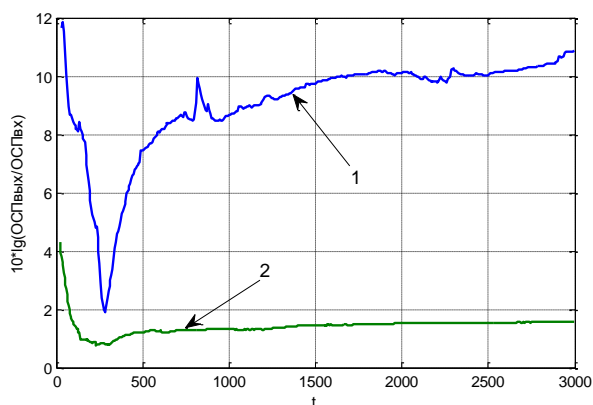


Рис. 4. Временные зависимости  $K_{\text{оцп}}(t)$ :  
1 —  $K1_{\text{оцп}}(t)$ ; 2 —  $K2_{\text{оцп}}(t)$

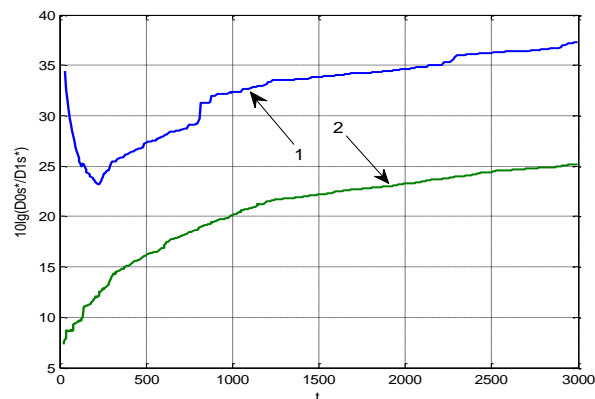


Рис. 5. Временные зависимости  $Ki_D(t)$ :  
1 —  $K1_{D}(t)$ ; 2 —  $K2_{D}(t)$

### Заключение

Анализ результатов теоретического исследования и моделирования позволяет сделать следующие выводы.

Во-первых, рассмотренная методика синтеза РАУО позволяет теоретически обоснованно ввести в структуру радио- и электротехнического устройства управляемый усилитель-ограничитель, реализующий функцию (7)  $Z(n, \alpha^*, \beta^*) = \beta^* \text{th}(\alpha^* n)$ . Причем практическая реализация функции  $Z(n, \alpha^*, \beta^*)$  может быть осуществлена на базе управляемого дифференциального усилителя-ограничителя.

Во-вторых, найдено "наихудшее" в классе  $\mathfrak{R}_3$  распределение процесса (6), определены характеристики найденного распределения. Показано, что класс  $\mathfrak{R}_3$  шире, чем  $\mathfrak{R}_1$  ("наихудшая" в классе лапласовская ПРВ) и  $\mathfrak{R}_2$  ("наихудшая" в классе гауссовская ПРВ), так как включает их в себя как предельные случаи.

В-третьих, получены аналоговый и дискретный алгоритмы адаптивной оценки параметров  $\alpha^*, \beta^*$ . На основе дискретного алгоритма оценки параметров  $\lambda_k^*, \alpha_k^*, \beta_k^*$  можно построить цифровые алгоритмы.

В-четвертых, результаты моделирования, представленные на рис. 3, позволяют сделать вывод о том, что при увеличении стационарной дисперсии шумовой компоненты (17) возрастает эффективность использования РАУО. Так, в численном выражении при увеличении дисперсии на  $\Delta D \sim 14$  дБ эффективность в среднем возрастает на величину, составляющую не менее  $\sim 8$  дБ.

В-пятых, результаты моделирования, представленные на рис. 4, позволяют сделать вывод о том, что при увеличении стационарной дисперсии шумовой компоненты (17) примерно на ту же величину возрастает эффективность использования РАУО по отношению к линейному демодулятору.



# THE CONTROLLED LIMITER RESISTANT TO ACTION OF WIDE CLASS NON-GAUSSIAN NOISES

A.V. OVSYANNIKOV

## Abstract

The robust-adaptive approach to synthesis of the amplifier-limiter steady against action of a wide class powerful no Gaussian of noise is considered. The technique of synthesis of such device with use of a method of multipliers, functions Lagrange is resulted. "Worst" is found in class distributions of stationary stochastic process, characteristics of the found distribution are defined. Analogue and discrete algorithms of an adaptive estimation of parameters of the amplifier- limiter are developed. Efficiency of the developed amplifier- limiter in relation to change of power noise components and in comparison with use of the linear demodulator is shown.

## Литература

1. *Фомин А.Ф., Хорошавин А.И., Шелухин О.И.* Аналоговые и цифровые синхронно-фазовые измерители и демодуляторы / Под ред. А.Ф. Фомина. М., 1987.
2. *Чердынцев В.А., Овсянников А.В., Козел В.М.* // Радиотехника. 1991. № 11. С. 8–10.
3. А.с. 1734215 (СССР). МПК H04B1/10 Адаптивное устройство подавления помех / Чердынцев В.А., Овсянников А.В., Козел В.М. Опубл. 15.05.1992, Бюл. №18.
4. *Цыпкин Я.З.* Основы информационной теории идентификации. М., 1984.
5. *Корн Г., Корн Т.* Справочник по математике (для научных работников и инженеров). Пер с англ. М., 1973.
6. *Малахов А.Н.* Кумулянтный анализ случайных негауссовых процессов и их преобразования. М., 1978.
7. *Фомин В.Н.* Рекуррентное оценивание и адаптивная фильтрация. М., 1984.
8. *Овсянников А.В.* // Тр. БГТУ. Сер. физ.-мат. наук и информ. Вып. X. 2002. С. 133–136.
9. *Тихонов В.И., Кульман Н.К.* Нелинейная фильтрация и квазикогерентный прием сигналов. М., 1975.