ДИСПЕРСИЯ ОЦЕНКИ СЛУЧАЙНОГО СИГНАЛА НА ВЫХОДЕ ДАТЧИКА ПАРАМЕТРА С УЧЕТОМ НЕЛИНЕЙНЫХ ИСКАЖЕНИЙ ФУНКЦИИ ПРЕОБРАЗОВАНИЯ

Семенов А.С.
ФБГОУ ВПО ЮУрГУ (НИУ), 454080, г. Челябинск пр. Ленина 76,
email: 560101@rambler.ru

Резюме: Рассматривается задача оценки случайного сигнала на фоне аддитивного шума с учетом возможных нелинейных искажений в приемном тракте. Используется метод разложения закона распределения входного сигнала и нелинейного преобразования по системе ортогональных функций. Показано, что нелинейная компонента в тракте обработки сигнала приводит к дополнительной погрешности оценки, зависящей от полиномиального преобразования автокорреляционной функции исходного сигнала. Полученные результаты могут явиться основой для разработки измерительных систем с контролем погрешности измерения.

Ключевые слова: согласованная фильтрация, ортогональные функции, корреляционная функция, переходная характеристика, дисперсия

Введение

Задача выделения информации при наличии шумов и искажений в приемопередающем тракте является классической задачей радиотехники и теории управления [1,2]. В процессе развития возникли два направления решения задачи. Одно из них можно назвать оценкой параметров (при этом оценивается некоторый вектор параметров сигнала), а второе – фильтрацией сигнала (при этом оценивается форма сигнала). Однако и в том и в другом случае в качестве критерия качества решения задачи обычно используется дисперсия оценки (в первом случае – дисперсия оценки параметров, во втором – дисперсия отклонения оценки формы сигнала от истинной). При этом обычно предполагается независимость шумов и сигналов. Кроме того, параметры приемо-передающего тракта считаются известными и неизменными.

Однако, при исследовании даже простейшей реальной измерительной системы, состоящей из датчика параметра и линейного фильтра (рис.1), всегда встает вопрос об отклонении фактических параметров функции преобразования от предполагаемой. Возможный нелинейный характер отклонения дополнительно усложняет задачу оценки входного сигнала.

В статье рассматривается влияние нелинейных искажений функции преобразования датчика параметра на дисперсию оценки формы сигнала, как основного критерия качества работы измерительной системы.

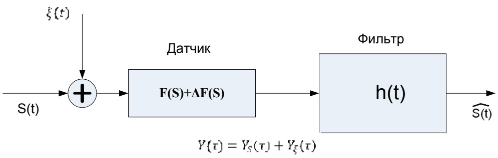

Рис.1 Модель сигнала

1. Модель оценки процесса на выходе датчика параметра

Определим, в соответствии с [2] , оценку случайного процесса как

$$\widehat{S}(t) = \int_{-\infty}^{\infty} h(t,\tau) Y(\tau)\, d\tau = \\ = \int_{-\infty}^{\infty} h(t,\tau) \left(Y_S(\tau) + + Y_\xi(\tau) \right) d\tau \qquad (1)$$

где *S(t)* – оцениваемый процесс.

Без большого ограничения общности будем считать процесс *S(t)* процессом с нулевым средним и дисперсией σ_S^2. *h(t,τ)* – импульсная переходная функция фильтра на выходе датчика параметра (без учета ограничений, связанных с его физической реализуемости), $Y(\tau) = Y_S(\tau) + Y_\xi(\tau)$ – процесс на выходе датчика параметра (на входе фильтра).

Если обозначить функцию преобразования датчика как *F(S)*, а искажения этой функции Δ*F(S)*, то, как показано в [3], сигнал на выходе датчика параметра с нелинейными искажениями функции преобразования можно представить в виде.

$$Y(t) = S(t) + U(S(t)) + \xi(t)[1 + U'(S(t))] \quad (2)$$

где $U(S(t)) = \frac{\Delta F[S(t)]}{F_0'[S(t)]}$, *ξ(t)* случайная помеха на входе датчика (в формуле (2) и далее, если это не указано, дифференцирование идет по параметру *S*). При этом необходимо заметить, что в силу особенностей функции преобразования датчиков, знаменатель функции *U(t)* в области значений *S(t)* в ноль не обращается и *U(t)* ограничена (*).

Сравнивая (2) и (1), получаем $Y_s(t) = S(t) + U(S(t))$ – компонента, определяемая полезным сигналом,

$Y_\xi(t) = \xi(t)[1 + U'(S(t))]$ – компонента, появляющаяся при наличии помехи *ξ(t)*.

Выражения (1) и (2), в соответствии с [2] дают возможность вычислить значение дисперсии ε^2 оценки входного процесса:

$$\varepsilon^2 = m_1\{[\hat{S}(t) - S(t)]^2\} \quad (3)$$

m_1 операция усреднения.

Предполагая *S(t)* и *ξ(t)* стационарными процессами (в этом случае корреляционные и импульсная переходная функции будут зависеть только от одного параметра) и проводя операцию усреднения, с учетом (1) можно получить:

$$\varepsilon^2 = \sigma_S^2 - 2m_1\{S(t)\hat{S}(t)\} + m_1\left\{\left[\hat{S}(t)\right]^2\right\} =$$
$$= \sigma_S^2 - 2\int_{-\infty}^{\infty} h(\tau)R_{SY}(\tau)d\tau +$$
$$\iint_{-\infty}^{\infty} h(\tau)h(u)R_{YY}(\tau - u)d\tau du \quad (4)$$

В выражении (4) σ_S^2 – дисперсия оцениваемого процесса, $R_{SY}(\tau)$ взаимная корреляционная функция оцениваемого процесса и сигнала на выходе преобразователя, $R_{YY}(\tau)$ – автокорреляционная функция на выходе преобразователя.

2. Расчет корреляционных функций.

Для полного описания случайного процесса о процессе необходимо получить выражении для его многомерной функции распределения. Однако, известно [2], что для получения энергетических характеристик, достаточно знать статистики второго порядка, т.е. корреляционные соотношения, что и видно из выражения (4).

Запишем выражения для функций $R_{SY}(\tau)$ и $R_{YY}(\tau)$ в явном виде:

$$R_{SY}(\tau) = m_1(S(t+\tau)[S(t) + U(t) +$$
$$+ \xi(t) * [1 + U'(t)]]) = m_1(S(t+\tau) * S(t)) +$$
$$+ m_1(S(t+\tau) * U(t)) +$$
$$+ m_1(S(t+\tau) * \xi(t) * [1 + U'(t)]) \quad (5)$$

$$R_{YY}(\tau) = m_1([S(t) + U(t) + \xi(t) *$$
$$* [1 + U'(t)]][S(t+\tau) + U(t+\tau) +$$
$$+ \xi(t+\tau) * [1 + U'(t+\tau)]]) \quad (9)$$

Выражения (5) и (6) не предполагают каких либо допущений по поводу законов распределения вероятности процессов *ξ(t)* и *S(t)*.

Допустим, что *ξ(t)* – шум с автокорреляционной функцией $R_{\xi\xi}(\tau)$ некоррелированный с измеряемым сигналом *S(t)*. Тогда

$$m_1(S(t+\tau)[\xi(t) * [1 + U'(t)]]) = 0$$

и, с учетом стационарности процессов *S(t), ξ(t)* выражения (5,6) упрощаются:

$$R_{SY}(\tau) = R_{SS}(\tau) + R_{SU}(\tau) \quad (7)$$

$$R_{YY}(\tau) = R_{SS}(\tau) + 2R_{SU}(\tau) +$$
$$+ R_{UU}(\tau) + R_{FF}(\tau) \quad (8)$$

В выражениях (7, 8) *R* обозначает взаимнокоррелционную (автокорреляционную) функцию процессов, обозначенных нижними индексами. При этом $F(t) = \xi(t) * [1 + U'(t)]$.

RSS(τ) – автокорреляционная функция измеряемого процесса, которую будем считать известной (при этом закон распределения пока не оговаривается).

Учитывая то, что *U(t)* является преобразованием *S(t)*, основной проблемой является нахождение взаимнокорреляционных функций типа $R_{F1(S(t))F2(S(t))}$, где *F1(S(t))* и *F2(S(t))* преобразования, в общем случае нелинейные, процесса *S(t)*. Если задача ограничивается только нахождением статистик второго порядка, то можно использовать либо метод контурных интегралов [4], либо метод разложения по ортогональным функциям [5].

Исходя из того, что функцию *U(t)* можно разложить по ортогональным функциям, целесообразным представляется использование второго варианта.

Основным допущением в этом методе является предположение о возможности разложения совместной плотности вероятности величин x_1 и x_2 в ряд

$$W(x_1, x_2) = f_1(x_1)f_2(x_2)\sum_{n=0}^{\infty} a_n\, \theta_{1n}(x_1)\, \theta_{2n}(x_2) \quad (9)$$

где

$a_n = \iint_{-\infty}^{\infty} W(x_1, x_2)\, \theta_{1n}(x_1)\theta_{2n}(x_2) dx_1 dx_2,$

$f_1(x_1)$ и $f_2(x_2)$ одномерные плотности вероятности соответствующих величин, а $\{\theta_{1n}\}, \{\theta_{2n}\}$ – совокупности ортонормированных полиномов с весовыми функциями $f_1(x_1)$ и $f_2(x_2)$, т.е.

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_1(x_1)\theta_{1n}(x_1)\theta_{1m}(x_1)dx_1 = \delta_{nm} \qquad (10)$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_2(x_2)\theta_{2n}(x_2)\theta_{2m}(x_2)dx_2 = \delta_{nm} \qquad (11)$$

Так как система полиномов $\{\Theta_n(x)\}$ является ортонормированной с весом $f(x)$, то нелинейное преобразование, с учетом замечания (*), можно представить в виде ряда:

$$U(S) = \sum_{n=0}^{\infty} C_n\, \theta_n(S), \qquad (12)$$

где

$$C_n = \int_{-\infty}^{\infty} U(S)\, f(S)\Theta_n(S)dS \qquad (13)$$

Выражения (9, 12, 13) дают возможность выразить компоненты функций (7,8) чрез вероятностные характеристики входного процесса.

2.1. Автокорреляционная функция $R_{UU}(\tau)$ процесса на выходе нелинейного элемента

$$R_{UU}(\tau) = \iint_{-\infty}^{\infty} W(S_1, S_2, \tau)U(S_1)U(S_2)\, dS_1 dS_2 =$$

$$\iint_{-\infty}^{\infty} f(S_1)f(S_2) \sum_{m=0}^{\infty}\sum_{n=0}^{\infty}\sum_{k=0}^{\infty} C_m C_n a_k(\tau)\, \theta_k(S_1)\theta_k(S_2) *$$

$$* \theta_n(S_2)\theta_m(S_1)dS_1 dS_2 = \sum_{k=0}^{\infty} C_k^2\, a_k(\tau) \qquad (14)$$

В случае, если $W(S_1,S_2,\tau)$ двумерная плотность нормального стационарного процесса, то, как указано в [5]

$$a_k = \rho^k(\tau),$$

где ρ – коэффициент корреляции. Так как дисперсия процесса $S(t)$ предполагается равной σ_S^2, то

$$\rho(\tau) = \frac{R_{SS}(\tau)}{\sigma_S^2} \qquad (15)$$

2.2. Взаимнокорреляционная функция $R_{US}(\tau)$ входного процесса и процесса на выходе нелинейного элемента

В соответствии с [5]

$$R_{SU}(\tau) = C_1\sigma_S\rho(\tau), \qquad (16)$$

где C_1 и $\rho(\tau)$ соответствуют [12,13,15]

2.3. Автокорреляционная функция $R_{FF}(\tau)$ шумового процесса

Для $R_{FF}(\tau)$, с учетом предыдущих замечаний, имеем

$$R_{FF}(\tau) = \langle \xi(t) * \xi(t+\tau)[1 + U'(t)][1 + U'(t+\tau)]\rangle =$$

$$= R_{\xi\xi}(\tau)(1 + 2\langle U'(t)\rangle + \langle U'(t)U'(t+\tau)\rangle) \qquad (17)$$

Учитывая то, что $U(S(t))$ предполагается разложимой по системе ортогональных полиномов (12), производную по параметру $U'(S(t))$ можно представить в виде:

$$U'(S) = \sum_{m=0}^{\infty} C_m\, \theta'_m(S) \qquad (18)$$

или

$$U'(S) = \sum_{m=0}^{\infty} B_m\, \theta_m(S), \qquad (19)$$

с соответствующей коррекцией выражения (13) для коэффициентов суммирования.

Проводя вычисления аналогичные п.п. 2.1 и учитывая (19) можно показать, что

$$\langle U'(t)U'(t+\tau)\rangle = \sum_{k=0}^{\infty} B_k^2\, a_k(\tau)$$

Тогда для (18) получаем

$$R_{FF}(\tau) = R_{\xi\xi}(\tau)(1 + 2U'_{\text{ср}} + \sum_{k=0}^{\infty} B_k^2\, a_k(\tau))$$

Если вернуться к предположению о нормальности процесса $S(t)$, то тогда ортогональными полиномами является ортонормированная система полиномов Эрмита, а весовой функцией гауссов закон, т.е.

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}},\ \theta_n(x) = \frac{H_n(\frac{x}{\sigma})}{\sqrt{n!}},$$

$a_n(\tau) = \rho^n(\tau)$, и, соответственно

$$W(x_1, x_2, \tau) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{x_1^2+x_2^2}{2\sigma^2}} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\rho^n(\tau)}{n!} H_n\left(\frac{x_1}{\sigma}\right) H_n\left(\frac{x_2}{\sigma}\right),$$

Эти предположения дают возможность установить связь между коэффициентами выражений (18) и (19).

Действительно, из [6] имеем

$$\frac{dH_n(x)}{dx} = \frac{2n}{\sigma} H_{n-1}(x).$$

Тогда из (18) получаем

$$U'(S) = \sum_{m=1}^{\infty} 2\frac{m}{\sigma_S} C_m\, \theta_{m-1}(S),$$

или, меняя пределы суммирования,

$$U'(S) = 2\sum_{m=0}^{\infty} \frac{m+1}{\sigma_S} C_{m+1}\, \theta_m(S) \qquad (20)$$

Отсюда, сравнивая с (19), получаем

$$B_m = 2\frac{m+1}{\sigma_S} * C_{m+1}$$

Так как, в соответствии с процедурой ГрамаШмитда принимается $\Theta_0(S)=1$, из (13, 20) легко получить

$$m_1\{U(S)\} = C_0 \qquad m_1\{U'(s)\} = \frac{2}{o_S}C_1$$

По результатам вычислений п.п. 2.12.3 запишем общий вид корреляционных функций:

$$R_{YY}(\tau) = R_{SS}(\tau) + 2C_1\sigma_S\rho(\tau) + \sum_{n=0}^{\infty} C_n^2\rho^n(\tau) +$$

$$+R_{\xi\xi}(\tau)\left(1 + \frac{4}{o_S}C_0 + \sum\nolimits_{k=0}^{\infty} B_k^2\rho^k(\tau)\right) \quad (21)$$

$$R_{SY}(\tau) = R_{SS}(\tau) + \sigma_S C_1\rho(\tau) \quad (22)$$

3. Оценка дисперсии сигнала на выходе фильтра

Полученные выражения (21, 22) для корреляционных функций дают возможность оценить дисперсию оценки формы сигнала на выходе фильтра.

Обозначим через ε_0 – СКО формы сигнала на выходе фильтра при отсутствии искажений функции преобразования, т.е.

$$\varepsilon_0^2 = \sigma_S^2 - 2\int_{-\infty}^{\infty} h(\tau)R_{S_0S_0}(\tau)d\tau +$$

$$+\iint_{-\infty}^{\infty} h(\tau)h(u)[(R_{S_0S_0}(\tau-u) + R_{\xi\xi}(\tau-u)]d\tau du$$

Тогда из (4), с учетом (2022) можно получить

$$\varepsilon^2 = \varepsilon_0^2 - 2\frac{C_1}{\sigma_S}\int_{-\infty}^{\infty} h(\tau)R_{S_0S_0}(\tau)d\tau +$$

$$+\iint_{-\infty}^{\infty} h(\tau)h(u)[\frac{2C_1}{\sigma_S}R_{S_0S_0}(\tau-u) +$$

$$+\sum\nolimits_{n=0}^{\infty} C_n^2\rho^n(\tau-u) + R_{\xi\xi}(\tau-u)\left(\frac{4}{o_S}C_0 +\right.$$

$$\left.\sum\nolimits_{n=0}^{\infty} B_k^2\rho^n(\tau-u)\right)]d\tau du \quad (23)$$

Допустим, что фильтр синтезировался как линейная система по критерию минимума среднего квадрата ошибки воспроизведения сигнала при условии неискаженной функции преобразования. Тогда переходная функция $h^*(t)$ должна удовлетворять условию [2].

$$R_{S_0S_0}(t) = \int_{-\infty}^{\infty} h^*(u)[R_{S_0S_0}(t-u) + R_{\xi\xi}(t-u))]du \quad (24)$$

Дисперсия погрешности ε_0^2 при этом примет минимальное значение ε_{min}^2 и (23) переходит в выражение:

$$\varepsilon_1^2 = \varepsilon_{min}^2 + \iint_{-\infty}^{\infty} h^*(\tau)h^*(u)[\sum_{n=0}^{\infty} C_n^2\rho^n(\tau-u) +$$

$$+R_\xi(\tau-u)\left(\frac{2C_1}{\sigma_S} + \sum_{n=0}^{\infty} B_n^2\rho^n(\tau-u)\right)]d\tau du \quad (25)$$

Выделим в выражении (25) первую часть интеграла

$$I_1 = \iint_{-\infty}^{\infty} h^*(\tau)h^*(u)\sum\nolimits_{n=0}^{\infty} C_n^2\rho^n(\tau-u)d\tau du =$$

$$\sum\nolimits_{n=0}^{\infty} C_n^2 \iint_{-\infty}^{\infty} h^*(\tau)h^*(u)\rho^n(\tau-u)d\tau du \quad (26)$$

Но, как показано в [2]

$$\begin{cases} \iint_{-\infty}^{\infty} h^*(\tau)h^*(u)B_n(\tau-u)d\tau du = \frac{1}{2\pi}\int_0^{\infty} F_n(\omega)H^2(\omega)d\omega \\ H^2(\omega) = |F_S(\omega)|^2 \\ F_n(\omega) = 2\sigma_S^2\int_{-\infty}^{\infty}\rho^n(\tau)e^{-i\omega\tau}d\tau \end{cases} \quad (27)$$

Тогда (26) приобретает вид

$$I_1 = \frac{1}{2\pi\sigma_S^2}\sum_{n=0}^{\infty} C_n^2\int_0^{\infty} F_n(\omega)H^2(\omega)d\omega \quad (28)$$

Для анализа выражения (28) сделаем следующие допущения

а) предположим, что $S(t)$ является Марковским;

б) шум $\xi(t)$ является белым со спектральной плотностью N_0;

в) соотношение шум/сигнал $\beta^2 = \frac{E}{\sigma_S^2} \ll 1$,

где Еэнергия шума в полосе пропускания фильтра.

Из допущения а) следует, что $R_{S_0S_0}(\tau) = \sigma_S^2 e^{-\alpha\tau} = \sigma_S^2\rho(\tau)$ и энергетический спектр процесса $S(t)$ можно представить в виде функции:

$$F_S(\omega) = F_1(\omega) = \frac{\alpha\sigma_S^2}{\alpha^2+\omega^2};\ F_n(\omega) = \frac{\alpha\sigma_S^2 n}{(an)^2+\omega^2},$$

$$F_0(\omega) = \sigma_S^2\delta(\omega) \quad (29)$$

где $\alpha = \frac{1}{\tau_0}$, , τ_0 время корреляции процесса. Из (29) следует, что $\beta^2 = \frac{N_0\alpha}{\sigma_S^2}$

Выражение для $H(\omega)$ можно найти из (24) с учётом (29).

$$H(\omega) = \frac{F_S(\omega)}{F_S(\omega) + N_0} = \frac{\alpha^2}{\beta^2} \frac{1}{u^2 + \omega^2},$$

где $u^2 = \dfrac{\alpha^2}{\beta^2} + \alpha^2$

Выражения (2729) позволяют привести (28) к виду:

$$I_1 = \frac{1}{2\pi} C_0^2 \frac{1}{1+\beta^2} + \frac{\alpha^4}{\beta^4} \frac{1}{8u^3} \sum_{n=1}^{\infty} C_n^2 \frac{2u+n\alpha}{(u+n\alpha)^2},$$

с учетом условия в),

$$I_1 \approx \frac{1}{2\pi} C_0{}^2 + \frac{1}{8} \sum_{n=1}^{\infty} C_n^2 \frac{2+n\beta}{(1+n\beta)^2}] \qquad (30)$$

Рассмотрим второй компонент (25)

$$I_2 = \iint_{-\infty}^{\infty} h^*(\tau) h^*(u) [R_{\xi\xi}(\tau - u) \left(\frac{2C_1}{\sigma_S} + \sum_{n=0}^{\infty} B_n^2 \rho^n (\tau - u) \right)] d\tau du$$

Проводя с I2 преобразования аналогичные I_1 получим

$$I_2 = \frac{1}{4} \beta [C_1 \sigma_S + \sum_{n=1}^{\infty} n^2 C_n^2] \qquad (31)$$

Используя (3031) выражение (25) можно привести к виду

$$\varepsilon_1^2 = \varepsilon_{min}^2 + \frac{1}{2\pi} C_0{}^2 + \frac{1}{4} \beta C_1 \sigma_S +$$

$$+ \frac{1}{8} \sum_{n=1}^{\infty} C_n^2 [\frac{2+n\beta}{(1+n\beta)^2} + +2\beta n^2] \qquad (32)$$

В выражении (32) конкретные параметры искажения функции преобразования датчика выражаются через коэффициенты C_n. К сожалению, какихлибо данных о возможных параметрах функции искажения в доступных источниках не обнаружено.

Из общих соображений можно сделать предположение о том, что функцию искажения можно аппроксимировать полиномами с порядком равным порядку полинома аппроксимирующего функцию преобразования. Обычно это значение не превышает 4. Очевидно, что в этом случае $C_n=0$ при $n>4$.

Тогда выражение (32) упрощается при соответствующих значениях соотношения шум/сигнал

$$\varepsilon_1^2 = \varepsilon_{min}^2 + \frac{1}{2\pi} C_0{}^2 + \frac{1}{4} C_1 \sqrt[2]{\alpha N_0} + \frac{1}{4} \sum_{n=1}^{4} C_n^2 \qquad (33)$$

Выражения (32,33) являются решением поставленной задачи.

Заключение

Проведенные расчеты показывают возникновение дополнительной погрешности оценки формы сигнала при отклонении функции преобразования датчика от номинальной, причем дополнительная погрешность имеет компоненты как зависшие от соотношения сигнал/шум, так и не зависящие от него. При этом значение погрешности определяется коэффициентами, являющимися интегральным преобразованием (13) от функции искажения в диапазоне значений сигнала. Это означает, что при изменении характеристик сигнала погрешность воспроизведения формы также будет изменяться, т.е. погрешность становится нестационарной.

Формально это подтверждает результаты, полученные в [3]. Однако приведенные расчеты позволяют свести задачу нелинейной фильтрации к задаче оценке параметров Cn что в ряде случаев значительно проще.

Кроме того полученные соотношения позволяют оценить влияние внешнего фильтра на характеристики погрешности, зависящей от искажения функции преобразования. Это дает возможность реализовать конкретные устройства с оценкой отклонения собственных метрологических характеристик от номинала.

Литература

[1] **К.Браммер, Г.Зиффилинг. Фильтр КалманаБьюси.** *Детерминированное наблюдение и стохастическая фильтрация*, Москва, изд. Наука, 1982 г., с.200

[2] **Левин Б.Р.** *Теоретические основы статистической радиотехники* т1., т2., т3.

[3] **Семенов А.С., Шестаков А.Л.** *Метод самодиагностики первичных преобразователей использующий нелинейные свойства функции преобразования*// МЕТРОЛОГИЯ И МЕТРОЛОГИЧЕСКОЕ ОБЕСПЕЧЕНИЕ: сборник докладов XXIII национального научного симпозиума с международным участием (Болгария, г. Созополь, 913 сентября). – София: «Софтрейд», 2013. – с. 165170.

[4] **Миддлтон Д.** *Введение в статистическую теорию связи,* т. 1 пер. с английского, М., «Сов.Радио,», 1961. с. 782

[5] **Деч Р.** *Нелинейные преобразования случайных процессов,* Москва, «Сов. Радио», 1965, с. 207

[6] **Эмде Ф., Янге Е., Леш Ф.** *Специальные функции,* пер. с немецкого, М., Наука, 1964, с.344

Благодарность

Представленные результаты в докладе отражают работы по договору № 2005122 Техническое задание № 64 от 12.05.15 г. Автор высказывает свою благодарность за финансовую помощь и поддержку

Данные авторов

Семенов Александр Сергеевич.
Московский Авиационный институт, радиоэлектроника летательных аппаратов (1979). К.Т.Н. (1989)., старший научный сотрудник (2014); ЮжноУральский государственный университет, кафедра Информационноизмерительная техника. Научные интересы: Обработка сигналов.

VARIANCE ESTIMATE OF RANDOM SIGNAL AT THE OUTPUT OF THE PARAMETER SENSOR CONSIDERING NONLINEAR DISTORTION OF TRANSFORM FUNCTION

Alexandr S. Semenov
South Ural State University, 454080, Chelyabinsk, pr. Lenina, 76,
email: 560101@rambler.ru

Abstract: Considers the problem of estimating a random signal in additive noise taking into account possible nonlinear distortion in the receive path. Is used the method of decomposition of the distribution of the input signal and the nonlinear conversion on system of orthogonal functions. It is shown that the nonlinear component in the signal path leads to an additional valuation error, dependent of polynomial transformation autocorrelation function of the original signal. The obtained results can serve as a basis for the development of measurement systems with check error of measurement

Keywords: matched filtering, orthogonal functions, correlation function, transient characteristic, variance

References

[1] **K.Brammer, G.Ziffiling.** *Fil'tr KalmanaB'yusi. Determinirovannoye nablyudeniye i stokhasticheskaya* fil'tratsiya, Moskva, izd. Nauka, 1982 g., s.200

[2] **Levin B.R.** *Teoreticheskiye osnovy statisticheskoy radiotekhniki* t1., t2., t3.

[3] **Semenov A.S., Shestakov A.L.** *Metod samodiagnostiki pervichnykh preobrazovateley ispol'zuyushchiy nelineynyye svoystva funktsii preobrazovaniya*// METROLOGIYA I METROLOGICHESKOYE OBESPECHENIYE: sbornik dokladov XXIII natsional'nogo nauchnogo simpoziuma s mezhdunarodnym uchastiyem (Bolgariya, g. Sozopol', , 913 sentyabrya). – Sofiya: «Softreyd», 2013. – s. 165170.

[4] **Middlton D.** *Vvedeniye v statisticheskuyu teoriyu svyazi,* t. 1 per. s angliyskogo, M., «Sov. Radio,», 1961. s. 782

[5] **Dech R.** Nelineynyye preobrazovaniya sluchaynykh protsessov, Moskva, «Sov. Radio», 1965, s. 207

[6] **Emde F., Yange YE., Lesh F.** Spetsial'nyye funktsii, per. s nemetskogo, M., Nauka, 1964, s.344

ДИСПЕРСИЯ НА ОЦЕНКАТА НА СЛУЧАЙНИЯ СИГНАЛ НА ИЗХОДНИЯ ПАРАМЕТЪР НА ДАТЧИКА С ОТЧИТАНЕ НА НЕЛИНЕЙНИТЕ ИЗКРИВЯВАНИЯ НА ФУНКЦИЯТА НА ПРЕОБРАЗУВАНЕ

Семенов А.С.
ФБГОУ ВПО ЮУрГУ (НИУ), 454080, г. Челябинск пр. Ленина 76,
email: 560101@rambler.ru

Резюме: Разглежда се задачата за оценка на случаен сигнал на фона на адитивен шум, като се отчитат възможните нелинейни изкривявания в приемния тракт. Използва се методът на разлагане на закона за разпределение на входния сигнал и нелинейно преобразуване в система от ортогонални функции. Показано е, че нелинейната компонента в тракта за обработване на сигнала, води до допълнителна грешка на оценката, зависеща от полиноминалното преобразуване на автокорелационната функция на изходния сигнал. Получените резултатите могат да бъдат основа за разработване на измервателни системи с контрол на грешката за измерване.

Ключови думи: съгласувано филтриране, ортогонални функции, корелационна функция, преходна характеристика, дисперсия.