

УДК 681.3.088.8

Оптимизация характеристик динамических фильтров

Е.К. Самаров

Санкт-Петербургский государственный морской технический университет,
Санкт-Петербург, Россия

АННОТАЦИЯ

Актуальность. Одним из направлений дальнейшего совершенствования фильтровых методов спектрального анализа случайных сигналов является переход от обычных узкополосных фильтров к нестационарным узкополосным динамическим фильтрам, работающим в переходном режиме, что позволяет повысить точность измерения оценки спектральной плотности мощности при одинаковом порядке классического и динамического фильтров.

Цель — оптимизировать методические алгоритмы, обобщенные выражения для функции спектрального окна и относительной дисперсии измеряемой оценки спектральной плотности мощности, оптимального синтеза законов перестройки характеристик узкополосных динамических фильтров: коэффициента затухания, центральной частоты и коэффициента передачи в полосе анализа, для проведения спектрального анализа случайных сигналов.

Методы. Для определения относительной дисперсии оценки спектральной плотности мощности применяется корреляционно-фильтровой метод с использованием узкополосных динамических фильтров второго порядка.

Результаты. В статье развиваются и конкретизируются теоретические результаты применительно к узкополосным динамическим фильтрам второго порядка для оптимизации законов перестройки (измерения) их характеристик, причем основное внимание в ней уделено более совершенному корреляционно-

фильтровому методу спектрального анализа случайных сигналов.

Выводы. Полученные в работе результаты показывают, что применение узкополосных динамических, перестраиваемых в полосе анализа фильтров позволяет получить более высокую точность спектрального анализа по сравнению с классическими, стационарными фильтрами того же порядка.

Ключевые слова: спектральный анализ; спектральная плотность мощности; динамический фильтр.

Как цитировать

Самаров Е.К. Оптимизация характеристик динамических фильтров // Труды Санкт-Петербургского государственного морского технического университета. 2025. Т. 4, № 4. С. XX–XX. DOI: XXXXXX EDN: LDULAD

Рукопись получена: 07.08.2025

Рукопись одобрена: 09.09.2025

Опубликована online: 02.10.2025

Optimization of dynamic filter characteristics

Evgeny K. Samarov

Saint Petersburg State Marine Technical University, Saint Petersburg, Russia

ABSTRACT

BACKGROUND: One of the ways to further improve the filter methods of spectral analysis of random signals is to switch from conventional narrow-band filters (NBF) to non-stationary narrow-band dynamic filters (NBDF) operating in the transient mode, which allows to increase the accuracy of measuring the estimation of the spectral power density (SPD) with the same order of the classical and dynamic filters.

AIM: is to optimize methodological algorithms, generalized expressions for the spectral window function (SWF) and the relative variance of the measured estimate of the spectral power density, and to optimize the synthesis of laws for adjusting the characteristics of the UDF: the attenuation coefficient, the central frequency, and the transmission coefficient in the analysis band, in order to perform spectral analysis of random signals.

METHODS: To determine the relative variance of the SPM estimate, the correlation-filter method is used with the use of narrow-band dynamic filters of the second order (UDFVP).

RESULTS: The article develops and specifies the theoretical results in relation to UDFVP in order to optimize the laws of restructuring (measurement) of their characteristics, with a focus on a more advanced correlation-filter method for spectral analysis of random signals

CONCLUSIONS: The results obtained in the work show that the use of narrow-band dynamic filters that are reconfigured in the analysis band allows for higher accuracy in spectral analysis compared to classical, stationary filters of the same order.

Keywords: spectral analysis; spectral power density; dynamic filter.

To cite this article:

Samarov EK. Optimization of dynamic filter characteristics. *Transactions of the Saint Petersburg State Marine Technical University*. 2025;4(4):XX–XX. DOI: XXXXXX
EDN: LDULAD

Submitted: 07.08.2025

Accepted: 09.09.2025

Published online: 02.10.2025

Accepted for publication

ВВЕДЕНИЕ

Одним из перспективных направлений развития фильтровых методов спектрального анализа случайных сигналов является внедрение нестационарных узкополосных динамических фильтров (УДФ), функционирующих в переходных режимах, взамен традиционно используемых узкополосных фильтров (УПФ). Такой подход позволяет повысить точность оценки спектральной плотности мощности (СПМ) без увеличения порядка фильтра по сравнению с классическими решениями. В данной работе представлены и проанализированы алгоритмические основы построения таких фильтров, обобщенные аналитические выражения для спектрального окна и относительной дисперсии оценки СПМ, а также проанализированы принципы оптимального проектирования законов перестройки параметров УДФ, таких как коэффициент затухания, центральная частота и коэффициент передачи в полосе анализа. Особое внимание уделено развитию теоретических положений применительно к узкополосным динамическим фильтрам второго порядка (УДФВП), с целью оптимизации процессов адаптации их характеристик. Основной акцент сделан на усовершенствовании корреляционно-фильтрового подхода к спектральному анализу случайных сигналов.

ОПТИМИЗАЦИЯ ЗАКОНОВ ПЕРЕСТРОЙКИ ХАРАКТЕРИСТИК УЗКОПОЛОСНОГО ДИНАМИЧЕСКОГО ФИЛЬТРА ВТОРОГО ПОРЯДКА

Запишем выражение для комплексной частотной характеристики УДФВП в общем виде:

$$W_t(i\omega) = \frac{A(t) + i\omega B(t)}{\omega_0^2(t) - \omega^2 + i\alpha(t)\omega}, \quad (1)$$

где $\omega_0(t)$ — функция перестройки центральной частоты ω_0 фильтра во времени; $\alpha(t)$ — функция перестройки коэффициента затухания α фильтра во времени; $A(t)$, $B(t)$ — функции перестройки во времени параметров A и B фильтра, определяющие его коэффициент передачи; индекс t указывает на перестройку характеристик фильтра во времени в полосе анализа.

Функция спектрального окна УДФВП для корреляционно-фильтрового метода спектрального анализа имеет вид [1–3]:

$$\Phi(\omega) = \frac{1}{T} \int_0^T \operatorname{Re} W_t(i\omega) dt. \quad (2)$$

Для ее определения находим вещественную часть комплексной частотной характеристики фильтра (1):

$$\operatorname{Re} W_t(i\omega) = \frac{1}{2\tilde{\omega}} \left[\frac{(A-\alpha B)(\omega+\tilde{\omega})+\alpha\tilde{\omega}B}{(\omega+\tilde{\omega})^2+\alpha^2} + \frac{(\alpha B-A)(\omega-\tilde{\omega})+\alpha\tilde{\omega}B}{(\omega-\tilde{\omega})^2+\alpha^2} \right],$$

где $\tilde{\omega} = \sqrt{\omega_0^2 - \alpha^2}$.

Чтобы составляющая $\operatorname{Re} W_t(i\omega)$ была симметрична относительно частот $\omega = \pm\omega_0$, положим $A = \alpha B$ и получим

$$\operatorname{Re} W_t(i\omega) = \frac{1}{2} \left[\frac{\alpha}{(\omega-\tilde{\omega})^2+\alpha^2} + \frac{\alpha}{(\omega+\tilde{\omega})^2+\alpha^2} \right] B. \quad (3)$$

Подставляя равенство (3) в (2), имеем

$$\Phi(\omega) = \frac{1}{2} \int_0^T \frac{\alpha(t)}{[\omega-\tilde{\omega}(t)]^2+\alpha^2(t)} B(t) dt. \quad (4)$$

Эта формула связывает функцию спектрального окна узкополосного динамического фильтра второго порядка для корреляционно-фильтрового метода спектрального анализа с его характеристиками $\alpha(t)$, $\tilde{\omega}(t)$, $B(t)$.

Для определения относительной дисперсии оценки СПМ, измеряемой корреляционно-фильтровым методом с использованием УДФВП, воспользуемся формулой [1]:

$$\delta \hat{G} = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T [\operatorname{Re} W_t(i\omega)]^2 dt}{\left[\int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T \operatorname{Re} W_t(i\omega) dt \right]^2}.$$

Перейдем в этой формуле от комплексной частотной характеристики $W_t(i\omega)$ к импульсной переходной характеристике $h_t(\tau)$. Используя преобразование Фурье [4, 5]

$$W_t(i\omega) = \int_0^e h_t(\tau) \exp\{-i\omega\tau\} d\tau,$$

получаем

$$\delta \hat{G} = \frac{4 \int_{-\infty}^{\infty} dt \int_0^T h_t^2(\tau) d\tau}{\left[\int_0^T h_t(0) dt \right]^2}. \quad (5)$$

При естественных для УПФ условиях $\alpha T \gg 1$ и $\alpha \ll \tilde{\omega}$ формулу (5) можно привести к следующему виду:

$$\delta \hat{G} = \int_0^T \frac{B(t)}{\alpha(t)} dt \left[\int_0^T B(t) dt \right]^{-2}. \quad (6)$$

Выражение (6) связывает характеристики $\alpha(t)$, $B(t)$ УДФВП с относительной дисперсией оценки спектральной плотности мощности $\delta \hat{G}$, измеряемой корреляционно-фильтровым методом.

Чтобы получить УПФ с центральной частотой ω_0 , необходимо изменить центральную частоту (или частоту настройки) $\tilde{\omega}_0(t)$ элементарного УДФ по закону

$$\tilde{\omega}_0(t) = \omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2} x(t), \quad (7)$$

где $\Delta\omega/2$ — половина полосы пропускания УДФ; $x(t)$ — функция, определяющая закон изменения во времени частоты $\tilde{\omega}_0(t)$ и удовлетворяющая граничным условиям $x(0) = -1$ и $x(T) = 1$.

Для упрощения дальнейших преобразований перейдем в выражениях (4)

и (6) к безразмерным величинам. Введем следующие обозначения:

$$\beta = 2\alpha/\Delta\omega; \quad (8)$$

$$dt = Tdx/\rho(x); \quad (9)$$

$$\rho(x) = Tdx/dt; \quad (10)$$

$$c(x) = TB/[\Delta\omega\rho(x)/2]; \quad (11)$$

$$\Omega = 2(\omega - \omega_0)/\Delta\omega. \quad (12)$$

С учетом равенств (8)–(12) формулы (4), (6) принимают вид:

$$\Phi(\Omega) = \frac{1}{2} \int_{-1}^1 \frac{\beta(x)c(x)}{[\Omega-x]^2 + \beta^2(x)} dx; \quad (13)$$

$$\delta\hat{G} = \frac{1}{T\Delta\omega} \int_{-1}^1 \frac{c^2(x)\rho(x)}{\beta(x)} dx \left[\int_{-1}^1 c(x) dx \right]^{-2}. \quad (14)$$

Выражения (13) и (14) являются исходными для оптимизации законов перестройки характеристик УДФВП для корреляционно-фильтрового метода спектрального анализа случайных сигналов.

Перейдем к решению задачи оптимизации.

РЕШЕНИЕ ЗАДАЧИ ОПТИМИЗАЦИИ

Предположим, что коэффициент передачи УДФВП поддерживается постоянным, а его центральная частота изменяется по линейному закону. В этом случае

$$x(t) = \frac{2t}{T} - 1, \quad 0 \leq t \leq T;$$

$$\rho(x) = 2; \quad c(x) = \frac{TB}{\Delta\omega} = \text{const},$$

тогда формулы (13) и (14) принимают вид:

$$\Phi(\Omega) = \frac{k_{\phi}}{2\pi} \int_{-1}^1 \frac{\beta(x)}{[\Omega-x]^2 + \beta^2(x)} dx; \quad (15)$$

$$\delta \hat{G} = k_{\delta G} \int_{-1}^1 \frac{dx}{\beta(x)}, \quad (16)$$

где $k_{\phi} = \pi T B / \omega$; $k_{\delta G} = 1 / T \Delta \omega$.

В качестве оптимизации примем относительную площадь под кривой функции спектрального окна УДФВП в полосе анализа (рабочая площадь) ко всей (полной) площади под кривой функции спектрального окна (ФСО). Тогда задача оптимизации формулируется так: необходимо определить закон изменения безразмерного коэффициента затухания УДФВП, обеспечивающий при заданном значении относительной дисперсии оценки спектральной плотности мощности $\delta \hat{G}$ максимум площади под кривой функции спектрального окна $\Phi(\Omega)$ фильтра в полосе анализа.

Вычислим полную площадь S_{π} , заключенную под кривой ФСО, и площадь S_p , ограниченную ФСО в рабочей полосе относительных частот $-\gamma \leq \Omega \leq \gamma$. Отметим, что значение величины γ несколько больше единицы за счет некоторого расширения полосы пропускания $\Phi(\omega)$ от номинальной.

Полная площадь

$$S_{\pi} = \int_{-\infty}^{\infty} \Phi(\Omega) d\Omega.$$

Подставляя в эту формулу выражение (15), после вычислений получаем:

$$S_{\pi} = \frac{k_{\phi}}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} dx \int_{-1}^1 \frac{\beta(x)}{[\Omega-x]^2 + \beta^2(x)} d\Omega = \frac{\pi T B}{\Delta \omega} = k_{\phi}. \quad (17)$$

Аналогично имеем для рабочей площади

$$S_p = \int_{-\gamma}^{\gamma} \Phi(\Omega) d\Omega = \frac{S_{\pi}}{2\pi} \int_{-1}^1 \left[\arctg \frac{(\gamma-x)}{\beta(x)} + \arctg \frac{(\gamma+x)}{\beta(x)} \right] dx. \quad (18)$$

Для решения задачи оптимизации использован метод неопределенных

множителей Лагранжа, в соответствии с которым проведена минимизация функционала

$$\psi = -S_p + \lambda \int_{-1}^1 dx/\beta(x),$$

где λ — коэффициент Лагранжа.

Для оптимального закона изменения коэффициента затухания УДФВП во времени получено следующее выражение:

$$\beta(x) = (1 + 8\mu - x^2) \sqrt{\frac{\mu}{1 + 4\mu - x^2}}, \quad (19)$$

где $\mu = \frac{1}{4}\beta_m \left(1 + \frac{2\beta_m}{\sqrt{1+\beta_m^2}}\right)^{1/2}$; β_m — максимальное значение коэффициента затухания $\beta(x)$ (при $x = \pm 1$); оно связано с начальным значением β_0 коэффициента затухания $\beta(x)$ (при $x = 0$) соотношением

$$\beta_0 = \beta_m \sqrt{1 + \chi_0}, \quad (20)$$

где

$$\chi_0 = 2\beta_m \left[(2 + 3\beta_m^2) \sqrt{1 + \beta_m^2} + 3\beta_m^2 + \frac{7}{2}\beta_m \right]^{-1}. \quad (21)$$

Оптимальная зависимость коэффициента затухания УДФВП для корреляционно-фильтрового метода спектрального анализа приведена на **рис. 1** (кривая 1), а зависимость β_0 от β_m на **рис. 2**.

Из рис. 2 следует, что существенное различие между начальным и конечным значениями коэффициента затухания УДФВП для корреляционно-фильтрового метода анализа имеется при $\beta_m < 0,5$. Более строгий анализ показывает, что при $\beta_m < 0,2$ и даже при $\beta_m < 0,3$ для расчета параметров оптимального закона перестройки УДФВП можно пользоваться приближенной формулой, полученной из (20) с учетом равенства (21):

$$\beta_0 = \frac{\sqrt{\beta_m}}{2} \left(1 + \frac{9}{8} \beta_m \right).$$

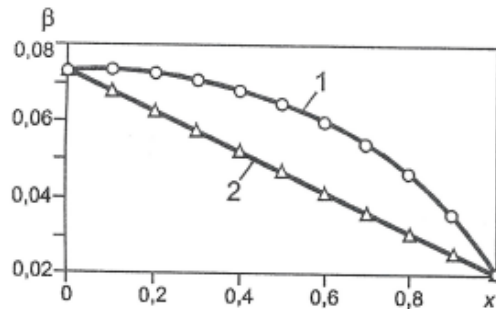


Рис. 1. Зависимость коэффициента затухания от x : 1 — для оптимального закона перестройки $\beta(x)$; 2 — для линейного закона перестройки.

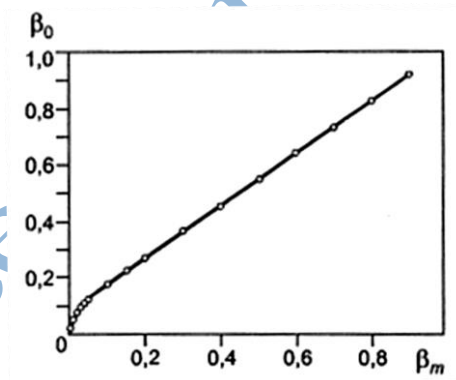


Рис. 2. Зависимость β_0 от β_m для узкополосных динамических фильтров второго порядка.

Относительная систематическая погрешность вычисления β_0 , вызываемая упрощением (20), при $\beta_m = 0,2$ составляет $\delta\beta_0 = -1,01\%$, а в диапазоне $\beta_m = 0,3 - 0,9$ она изменяется от $-1,34$ до $-3,6\%$.

Коэффициент γ в формуле (18) определяется параметрами μ и β :

$$\gamma = 8\mu\beta_m^2/(16\mu^2 - \beta_m^2).$$

Таким образом, перестройка коэффициента затухания УДФВП в полосе анализа, согласно зависимости (19), обеспечивает при указанном выше значении γ , постоянном коэффициенте передачи и линейном сканировании центральной частоты фильтра максимальную точность аппроксимации идеального окна и заданную относительную дисперсию оценки СПМ, измеряемую корреляционно-фильтровым методом спектрального анализа случайных сигналов.

Оптимальная зависимость (19) даже для УДФВП является линейной, что осложняет ее аппаратную реализацию в корреляционно-фильтровых анализаторах спектра. Поэтому целесообразно рассмотреть более простые законы задания коэффициента затухания УДФВП, например линейный закон изменения и поддержания постоянного значения коэффициента затухания в полосе анализа при линейном законе изменения центральной частоты УДФВП в обоих случаях.

ЛИНЕЙНЫЙ ЗАКОН ИЗМЕНЕНИЯ И ПОДДЕРЖАНИЯ ПОСТОЯННОГО ЗНАЧЕНИЯ КОЭФФИЦИЕНТА ЗАТУХАНИЯ В ПОЛОСЕ АНАЛИЗА

С учётом равенства $k_{\delta G} = 1/T\Delta\omega$ запишем выражение (16) в следующем виде:

$$\delta\hat{G} = \frac{1}{T\Delta\omega} \int_{-1}^1 \frac{dx}{\beta(x)}. \quad (22)$$

Пусть закон изменения коэффициента затухания УДФВП описывается линейной функцией (кривая 2 на рис. 1):

$$\beta(x) = \beta_0 - (\beta_0 - \beta_m)|x|. \quad (23)$$

Подставив это соотношение в (22), после преобразования получим

выражение для относительной дисперсии оценки СПМ

$$\delta \hat{G} = \frac{1}{T \Delta \omega (\beta_0 - \beta_m)} \ln \frac{\beta_0}{\beta_m}. \quad (24)$$

Далее определим зависимость относительной погрешности аппроксимации функции спектрального окна УДФВП от начального значения коэффициента затухания, выразив ее через площади $S_p(\beta_0)$ и $S_\pi(\beta_0)$:

$$\delta \hat{G}_a = \frac{S_p(\beta_0) - S_\pi(\beta_0)}{S_\pi(\beta_0)}. \quad (25)$$

Используя (18), вычислим площадь $S_p(\beta_0)$, которая с учетом равенства (23) принимает вид

$$S_p(\beta_0) = \frac{S_\pi(\beta_0)}{2\pi} \left[\int_{-1}^1 \operatorname{arctg} \frac{\gamma - x}{\beta_0 - |q|x} dx + \int_{-1}^1 \operatorname{arctg} \frac{\gamma + x}{\beta_0 - |q|x} dx \right],$$

где $q = \beta_0 - \beta_m$.

После вычислений и подстановки полученного равенства для $S_p(\beta_0)$ в (25) имеем

$$\begin{aligned} \delta \hat{G}_{a.1} &= \frac{S_p(\beta_0)}{S_\pi(\beta_0)} - 1 = \frac{1}{\pi} \times \\ &\times \left\{ \operatorname{arctg} \frac{\gamma - x}{\beta_0 - q} + \operatorname{arctg} \frac{\gamma + x}{\beta_0 - q} + \frac{\beta_0 - q\gamma}{2(1+q^2)} \ln \frac{(1-\gamma)^2 + (q-\beta_0)^2}{\gamma^2 + \beta_0^2} + \right. \\ &\quad \left. + \frac{\beta_0 + q\gamma}{2(1+q^2)} \ln \frac{\gamma^2 + \beta_0^2}{(1+\gamma)^2 + (q-\beta_0)^2} + \frac{\gamma + q\beta_0}{1+q^2} \times \right. \\ &\quad \times \left[\operatorname{arctg} \frac{1+q^2 - (\gamma + q\beta_0)}{\beta_0 - q\gamma} + \operatorname{arctg} \frac{\gamma + q\beta_0}{\beta_0 - q\gamma} \right] + \frac{\gamma - q\beta_0}{1+q^2} \times \\ &\quad \times \left[\operatorname{arctg} \frac{1+q^2 + (\gamma - q\beta_0)}{\beta_0 + q\gamma} + \operatorname{arctg} \frac{q\beta_0 - \gamma}{\beta_0 + q\gamma} \right] \Big\} - 1. \end{aligned} \quad (26)$$

Эта зависимость приведена на **рис. 3** (кривая 1).

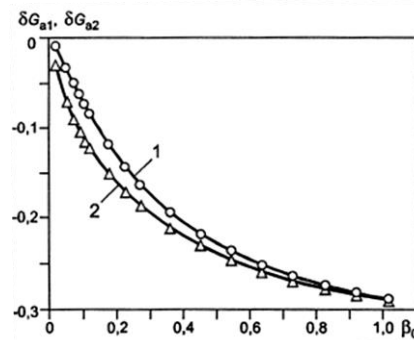


Рис. 3. Зависимость погрешности аппроксимации $\delta \hat{G}_{a.1}$, $\delta \hat{G}_{a.2}$ от коэффициента затухания β_0 : 1 — для линейного закона изменения коэффициента затухания; 2 — для постоянного коэффициента затухания.

Из рис. 1 видно, что точность аппроксимации идеального (прямоугольного) спектрального окна реальным спектральным окном УДФВП возрастает с уменьшением начального значения коэффициента затухания β_0 .

Переходим к варианту задания постоянного значения коэффициента затухания УДФВП, т. е. $\beta(x) = \beta_0 = \text{const}$. В этом случае выражения (24) и (26) принимают вид:

$$\delta \hat{G}_2 = \frac{2}{T \Delta \omega \beta_0};$$

$$\delta \hat{G}_{a.1} = \frac{1}{\pi} \left\{ (1 + \gamma) \arctg \frac{1 + \gamma}{\beta_0} + (1 - \gamma) \arctg \frac{1 - \gamma}{\beta_0} + \frac{\beta_0}{2} \ln \frac{(1 - \gamma)^2 + \beta_0^2}{(1 + \gamma)^2 + \beta_0^2} \right\} - 1. \quad (27)$$

Зависимость (27) приведена на рис. 3 (кривая 2). Сравнение двух зависимостей подтверждает естественный факт: использование УДФВП с линейным законом перестройки коэффициента затухания $\beta(x)$ приводит к меньшей относительной погрешности аппроксимации при измерении оценки СПМ, чем применение УДФВП с постоянным коэффициентом затухания. Для проверки полученных результатов проведено их моделирование на

персональной электронно-вычислительной машине и сравнительный анализ обоих вариантов закона изменения характеристик УДФВП применительно к корреляционно-фильтровому методу спектрального анализа.

Подставляя равенство (23) в (15) для линейного закона изменения коэффициента затухания, после вычислений получаем следующее выражение:

$$\begin{aligned} \Phi_1(\Omega) = \frac{1}{2\pi(1+q^2)} \left\{ \sin(\beta_0 - q\Omega) \left[\arctg \frac{1+q^2-\Omega-q\beta_0}{|\beta_0-q\Omega|} + \right. \right. \\ \left. \left. + \arctg \frac{\Omega+q\beta_0}{|\beta_0-q\Omega|} \right] + \arctg \frac{1+q^2+\Omega-q\beta_0}{|\beta_0+q\Omega|} + \arctg \frac{q\beta_0-\Omega}{|\beta_0-q\Omega|} - \right. \\ \left. - \frac{q}{2} \ln \frac{[(\Omega-1)^2+(\beta_0-q)^2][(\Omega+1)^2+(\beta_0-q)^2]}{(\Omega^2+\beta_0^2)} \right\}. \end{aligned} \quad (28)$$

Два УДФВП с постоянным коэффициентом затухания ($\beta(x) = \beta_0 = \text{const}$) из (28) при $q = 0$ получаем выражение для ФСО:

$$\Phi_2(\Omega) = \frac{1}{2\pi} \left\{ \sin(\beta_0 - q\Omega) \left[\arctg \frac{1-\Omega}{\beta_0} + \arctg \frac{1+\Omega}{\beta_0} \right] \right\}. \quad (29)$$

Зависимости функций спектральных окон УДФВП $\Phi_1(\Omega)$ и $\Phi_2(\Omega)$, определяемые соответственно выражениями (28), (29) для различных значений начального коэффициента затухания β_0 , приведены на **рис. 4**.

Для наглядности графики функций $\Phi_1(\Omega)$, $\Phi_2(\Omega)$ для $\beta_0 = 0,05$ совмещены на **рис. 5**, там же приведена зависимость $\Phi_3(\Omega)$ для стационарного (не перестраиваемого, классического) фильтра, которая определяется выражением

$$\Phi_3(\Omega) = \frac{\beta}{\pi(\Omega^2 + \beta_0^2)}.$$

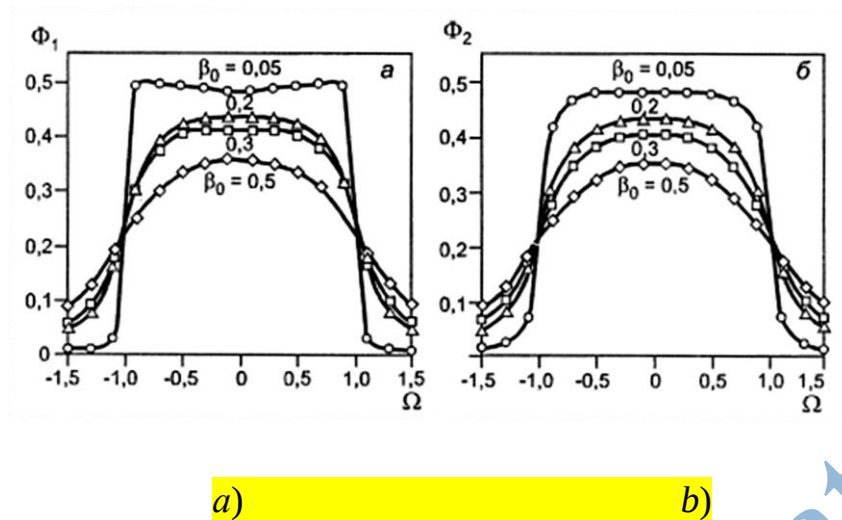


Рис. 4. Зависимости функций спектрального окна узкополосных динамических фильтров второго порядка для различных значений начального коэффициента затухания β_0 : *a* — при линейном изменении коэффициента затухания $\beta(x)$; *b* — при постоянном значении коэффициента затухания $\beta(x) = \beta_0$.

Из сравнения графиков видно, что применение квазиоптимальных УДФВП с линейной перестройкой коэффициента затухания при одной и той же относительной дисперсии оценки СПМ позволяет получить меньшую относительную погрешность аппроксимации, чем при использовании УДФВП с постоянным коэффициентом затухания и тем более стационарного фильтра.

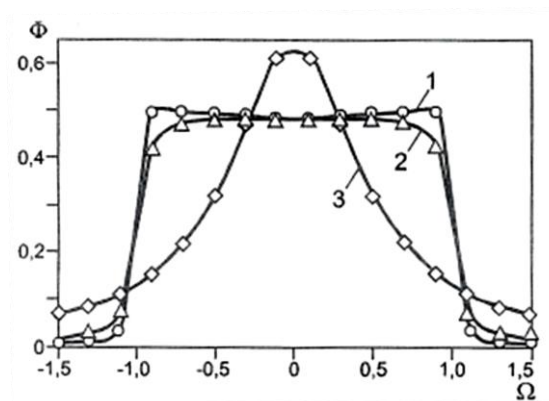


Рис. 5. Зависимости функции спектральной окна узкополосных фильтров: 1 — функция спектрального окна для линейного закона перестройки центральной частоты и линейного закона изменения коэффициента затухания узкополосных динамических фильтров второго порядка; 2 — функция спектрального окна для линейного закона перестройки центральной частоты при постоянном затухании узкополосных динамических фильтров второго порядка; 3 — функция спектрального окна стационарного фильтра.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Таким образом, применение узкополосных динамических (перестраиваемых в полосе анализа) фильтров позволяет получить более высокую точность спектрального анализа по сравнению с классическими, стационарными фильтрами того же порядка.

ДОПОЛНИТЕЛЬНАЯ ИНФОРМАЦИЯ

Вклад автора. Самаров Е.К. — концепция и дизайн исследования, сбор и обработка материалов, поиск публикаций по теме статьи, написание текста рукописи, редактирование. Автор одобрил рукопись (версию для публикации), а также согласился нести ответственность за все аспекты настоящей работы, гарантируя надлежащее рассмотрение и решение вопросов, связанных с точностью и добросовестностью любой ее части.

Источники финансирования. Отсутствуют.

Раскрытие интересов. Автор заявляет об отсутствии отношений, деятельности и интересов за последние три года, связанных с третьими лицами (коммерческими и некоммерческими), интересы которых могут быть затронуты содержанием статьи.

Оригинальность. При создании настоящей работы автор не использовал ранее опубликованные сведения.

Генеративный искусственный интеллект. При создании настоящей статьи технологии генеративного искусственного интеллекта не использовали.

Рассмотрение и рецензирование. Настоящая работа подана в журнал в инициативном порядке и рассмотрена по обычной процедуре.

ADDITIONAL INFO

Author contribution: Samarov E.K. — concept and design of the study, collection and processing of materials; search for publications on the topic of the article, writing the text of the manuscript, editing the text of the manuscript. The author approved the version of the manuscript to be published and agrees to be accountable for all aspects of the work, ensuring that questions related to the accuracy or integrity of any part of the work are appropriately investigated and resolved.

Funding source: No funding.

Disclosure of interests: The author has no relationships, activities or interests for the last three years related with for-profit or not-for-profit third parties whose interests may be affected by the content of the article.

Statement of originality: The author did not use previously published information to create this paper.

Generative AI: Generative AI technologies were not used for this article creation.

Provenance and peer review: This work was submitted to the journal on its own initiative and reviewed according to the usual procedure.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Хьюлсман Л., Аллен Ф. Введение в теорию и расчет активных фильтров. М.: Радио и связь, 1984.
2. Мошиц Г., Хорн П. Проектирование активных фильтров. М.: Мир, 1984.
3. Чинков В.Н. Оптимизация законов перестройки характеристик динамических фильтров второго порядка для спектрального анализа случайных сигналов // Измерительная техника. 2003. №11. С.61-65. EDN: PDAIBH
4. Гоноровский И.С. Радиотехнические цепи и сигналы. М.: Радио и связь, 1986.
5. Артюшенко В.М., Самаров Е.К. Применение алгоритма фильтрации Калмана-Бьюси в задачах анализа качества электроэнергии // Электротехнические и информационные комплексы и системы. 2006. Т. 2, № 1. С. 17-23. EDN: IJVLTB

REFERENCES

1. Huelsman L, Allen P. *Introduction to the Theory and Design of Active Filters*. Moscow: Radio i Svyaz; 1984. (In Russ.)
2. Moschytz G, Horn P. *Active Filter Design*. Moscow: Mir; 1984. (In Russ.)
3. Chinkov VN. Optimization of the tuning laws for second-order dynamic filter characteristics for spectral analysis of random signals. *Izmeritel'naya Tekhnika*. 2003;(11):61-65. (In Russ.) EDN: PDAIBH
4. Gonorovsky IS. *Radio Circuits and Signals*. Moscow: Radio i Svyaz; 1986. (In Russ.)
5. Artyushenko VM, Samarov EK. Application of the Kalman-Bucy filtering algorithm in power quality analysis problems. *Electrotekhnicheskie i Informatsionnye Kompleksy i Sistemy*. 2006;2(1):17-23. (In Russ.) EDN: IJVLTB

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРАХ

Самаров Евгений Кимович*, д-р техн. наук; адрес: Россия, 190121, Санкт-Петербург, ул. Лоцманская, 3; ORCID: 0009-0006-7926-8553; SPIN-код: 1077-2126; e-mail: omega511@mail.ru	Evgeny K. Samarov, Dr. Sci. (Engineering); address: 3 Lotsmanskaya st, Saint Petersburg, Russia, 190121; ORCID: 0009-0006-7926-8553; SPIN-код: 1077-2126; e-mail: omega511@mail.ru
--	--

* Автор, ответственный за переписку / Corresponding author

Accepted for publication