

Чебан В.І. Державний університет інфраструктури та технологій, старший викладач кафедри судноводіння та експлуатації технічних систем на водному транспорті, м.Ізмаїл

СИНТЕЗ ФІЛЬТРУ ДЛЯ СПЕКТРАЛЬНОГО АНАЛІЗУ ВИПАДКОВИХ СИГНАЛІВ ПРИ КОНТРОЛІ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ ДВИГУНІВ

Постановка проблеми. В апаратурі спектрального аналізу, особливо в системах діагностування технічних об'єктів, таких як двигуни засобів водного транспорту, використовують вузько-смугові фільтри малих порядків, що спрощує їх синтез і технічну реалізацію апаратури. Як показано в попередніх розділах, отримання однакових характеристик точності спектрального аналізу може бути забезпечено динамічними фільтрами менших порядків, ніж класичних, стаціонарних (які не перебудовуються), фільтрів.

Для перевірки отриманих результатів, у статті наведено теорія синтезу динамічних фільтрів другого порядку для спектрального аналізу випадкових сигналів кореляційно-фільтровим методом, і результати обчислювального експерименту (моделювання за допомогою ЕОМ).

Для підвищення точності параметрів випадкових сигналів, які характеризують дефекти (несправності) двигуна при спектральному аналізі, необхідні вузько-смугові фільтри.

Мета статті – синтез фільтру для спектрального аналізу випадкових сигналів при контролі технічного стану двигунів.

Для отримання вузько-смугового фільтра з центральною частотою $\tilde{\omega}_0$ і пропускною здатністю (смугою пропускання випадкових сигналів) $\Delta\omega$ необхідно змінювати центральну частоту (частоту настройки) динамічного фільтра $\tilde{\omega}(t)$ за законом

$$\tilde{\omega}(t) = \tilde{\omega}_0 + \frac{\Delta\omega}{2} x(t), \quad (1)$$

де $\frac{\Delta\omega}{2}$ – половина смуги пропускання динамічного фільтра;

$x(t)$ – функція, яка визначає закон зміни в часі частоти настройки динамічного фільтра $\tilde{\omega}(t)$ залежно від $\Delta\omega$ задовольняє граничним умовам [1–3]:

$$x(0) = -1; \quad x(T) = +1.$$

Введемо змінні $\alpha(t)$ – функцію перебудови коефіцієнта загасання α динамічного фільтра в часі; $A(t)$, $B(t)$ – функції зміни в часі параметрів A і B фільтра, що визначають його коефіцієнт передачі [4].

Позначимо $\beta = \frac{2\alpha}{\Delta\omega}$, після переходу від змінної t до змінної x , запишемо:

$$\frac{1}{T} dt = \frac{dt}{T dx} dx = \frac{dx}{\rho(x)}, \quad (2)$$

$$\text{де } \rho(x) = T \frac{dx}{dt}. \quad (3)$$

Введемо функцію

$$c(x) = \frac{2TB_1}{\Delta\omega\rho(x)}, \quad (4)$$

так що

$$B_1 dt = c(x) \frac{\Delta\omega}{2} dx, \quad (5)$$

Позначення

$$\Omega = \frac{2(\omega - \tilde{\omega}_0)}{\Delta\omega}. \quad (6)$$

З урахуванням виразів (1) – (6) отримуємо

$$\Phi_{1+}(\Omega) = \frac{1}{2} \int_{-1}^1 \frac{\beta(x)c(x)}{(\Omega - x)^2 + \beta^2(x)} dx. \quad (7)$$

Знайдемо відносну дисперсію фільтра δG_1 . Для цього, використовуючи рівність (2), обчислимо [5]

$$\int_0^T B_1 dt = \frac{\Delta\omega}{2} \int_{-1}^1 c(x) dx; \quad (8)$$

$$\int_0^T \frac{B_1^2}{\alpha(t)} dt = \frac{\Delta\omega}{2T} \int_{-1}^1 \frac{c^2(x)\rho(x)}{\beta(x)} dx. \quad (9)$$

Маємо

$$\delta \hat{G}_1 = \frac{2}{T\Delta\omega} \frac{\int_{-1}^1 \frac{c^2(x)\rho(x)}{\beta(x)} dx}{\left[\int_{-1}^1 c(x) dx \right]^2}. \quad (10)$$

Формули (7), (10) є вихідними для оптимізації законів перебудови характеристик динамічного фільтра, необхідного при апаратурній реалізації методу множення вимірювання оцінки СЩП випадкових сигналів, які характеризують дефекти (несправності) двигунів засобів водного транспорту.

Оптимізація в загальному випадку полягає у відповідному виборі функцій $\alpha(t)$, $\tilde{\omega}(t)$ і $\tilde{\beta}(t)$ [5,6].

Як приклад прикладного використання співвідношень (7), (10) вирішимо наступну задачу оптимізації законів перебудови параметрів динамічного вузько-смугового фільтра для контролю технічного стану електродвигуна засобу водного транспорту, який має несправність у вигляді тертя ротора та статора [7].

Припустимо, що коефіцієнт передачі фільтра підтримується постійним, а його центральна частота змінюється за лінійним законом, тобто здійснюється лінійне сканування центральної частоти фільтра.

При цьому [7, 8]

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

і з рівності (3), (4) знаходимо

$$\rho(x) = 2; \quad c(x) = \frac{TB_1}{\Delta\omega} = \text{const.}$$

Для цього випадку формули (7), (10) приймають відповідно вигляд [8]:

$$\Phi_{1+}(\Omega) = \frac{k_\Phi}{2\pi} \int_{-1}^1 \frac{\beta(x)}{(\Omega - x)^2 + \beta^2(x)} dx; \quad (11)$$

$$\delta\hat{G}_1 = k_{\delta G} \int_{-1}^1 \frac{dx}{\beta(x)}, \quad (12)$$

де $k_\Phi = \frac{\pi T}{\Delta\omega} B_1$; (13)

$$k_{\delta G} = \frac{1}{T\Delta\omega}. \quad (14)$$

За показник оптимізації приймемо площу під кривою ФСВ $\Phi_{1+}(\Omega)$ у смузі аналізу [117].

При цьому завдання оптимізації формулюється так: необхідно визначити закон зміни безрозмірного коефіцієнта загасання $\beta(x)$ динамічного фільтра, що забезпечує при заданому значенні відносної дисперсії оцінки СЩП $\delta\hat{G}_1$ максимум площі під кривою ФСВ $\Phi_{1+}(\Omega)$ в смузі аналізу [9].

Повна площа, яка знаходиться під кривою ФСВ $\Phi_{1+}(\Omega)$ визначається рівністю

$$S_n = \int_{-\infty}^{\infty} \Phi_{1+}(\Omega) d\Omega. \quad (15)$$

Підставляючи рівність (11) в формулу (15), маємо [10]

$$S_n = \frac{k_\Phi}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-1}^1 \frac{\beta(x)}{(\Omega-x)^2 + \beta^2(x)} dx d\Omega = \frac{k_\Phi}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} dx \int_{-1}^1 \frac{\beta(x)}{(\Omega-x)^2 + \beta^2(x)} d\Omega.$$

Після обчислень отримаємо

$$S_n = \frac{k_\Phi}{2\pi} \int_{-1}^1 \left[\arctg \frac{\Omega-x}{\beta(x)} + \arctg \frac{\Omega+x}{\beta(x)} \right]_{-\infty}^{\infty} dx = \frac{k_\Phi}{2} \int_{-1}^1 dx = k_\Phi. \quad (16)$$

Введемо площу, обмежену функцією $\Phi_{1+}(\Omega)$, в робочій смузі частот $-\gamma \leq \Omega \leq \gamma$:

$$S_p = \int_{-\gamma}^{\gamma} \Phi_{1+}(\Omega) d\Omega.$$

Аналогічно до попереднього, з урахуванням рівності (11) і (16), маємо

$$S_p = \frac{S_n}{2\pi} \int_{-\gamma-1}^{\gamma} \int_{-1}^1 \frac{\beta(x)}{(\Omega - x^2) + \beta^2(x)} dx d\Omega,$$

або після обчислень

$$S_p = \frac{S_n}{2\pi} \int_{-1}^1 \left[\arctg \frac{\gamma - x}{\beta(x)} + \arctg \frac{\gamma + x}{\beta(x)} \right] dx. \quad (17)$$

Відзначимо, що значення величини γ дещо більше одиниці за рахунок деякого розширення смуги пропускання $\Phi(\omega)$ від номінальної, вона буде визначена нижче.

Для вирішення завдання оптимізації скористаємося варіаційним методом (методом невизначених множників Лагранжа) мінімізації функціоналу [11]:

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

Обчислюючи часткову похідну $\frac{\partial \psi}{\partial \beta}$ з урахуванням рівності (17),

отримаємо

$$\frac{\partial \psi}{\partial \beta} = \frac{S_n}{\pi} \cdot \frac{\gamma \beta^2 (\beta^2 + u) - \mu [4\gamma^2 \beta^2 + (\beta^2 - u)^2]}{\beta^2 [4\gamma^2 \beta^2 + (\beta^2 - u)^2]}, \quad (18)$$

де

$$\mu = \frac{\pi\lambda}{S_n}, \quad (19)$$

$$u = \gamma^2 - x^2. \quad (20)$$

Оптимальну функцію $\beta(u)$ знайдемо, прирівнюючи нулю чисельник у виразі (18):

$$\gamma^2\beta^2(\beta^2 + u) - \mu [4\gamma^2\beta^2 + (\beta^2 - u)^2] = 0. \quad (21)$$

При $0 < \mu < \gamma$ розв'язок $\beta^2(u)$ рівняння (21) має вигляд [11]:

$$\beta^2(u) = \frac{1}{2(\gamma - \mu)} \left[-(\gamma u - 4\mu\gamma^2 + 2\mu u) + \sqrt{(\gamma u - 4\mu\gamma^2 + 2\mu u)^2 + 4\mu(\gamma - \mu)u^2} \right]. \quad (22)$$

Аналогічно з рівняння (21) знайдемо величину $u(\beta)$ як функцію від $\beta^2(u)$:

$$u(\beta) = \frac{1}{2\mu} \left\{ (\gamma + 2\mu)\beta^2 \pm \sqrt{\left(\gamma + 2\mu\right)^2\beta^4 - [4\mu\gamma^2\beta^2 - \beta^4(\gamma - \mu)]} \right\}. \quad (23)$$

Точку мінімуму функції $\beta^2(u)$ визначимо з умови $\frac{d\beta^2(u)}{du} = 0$. Після диференціювання правій частині виразу (22) і перетворень отримаємо [12]

$$(\gamma + 2\mu)^2\beta^4 - 4\mu[4\mu\gamma^2\beta^2 - \beta^4(\gamma - \mu)] = 0.$$

Вирішуючи це рівняння щодо величин β^2 і u , отримаємо їх значення β_m і u_m , відповідні точці мінімуму функції $\beta^2(u)$:

$$\beta_m^2 = \frac{16\mu^2\gamma}{\gamma + 8\mu}. \quad (24)$$

$$u_m = \frac{8\mu\gamma(\gamma + 2\mu)}{\gamma + 8\mu}. \quad (25)$$

Виберемо величину γ таким чином, щоб значення (точка) u_m збігалася з кінцем інтервалу сканування по частоті, $u_m = \gamma^2 - 1$. Підставами це рівність в вираз (25)

$$\gamma^2 - 1 = \frac{8\mu\gamma(\gamma + 2\mu)}{\gamma + 8\mu},$$

звідки маємо рівняння для величини γ :

$$\gamma^3 - (1 + 16\mu^2)\gamma - 8\mu = 0. \quad (26)$$

Наближено вирішуючи рівняння (26), отримаємо:

$$\gamma^3 \approx 1 + 4\mu. \quad (27)$$

Рівність (27) справедливо як для $\mu \gg 1$, так і для $\mu \ll 1$. З нього випливає, що зі збільшенням μ значення γ також монотонно зростає. Величина u , як випливає з співвідношення (20), змінюється від $(\gamma^2 - 1)|_{x=1}$ до $\gamma^2|_{x=0}$. Тому виходить, що при $\mu \gg 1$ має місце рівність $u|_{x=1} \approx u|_{x=0}$, а, значить, $\beta^2|_{x=1} \approx \beta^2|_{x=0}$. При цьому [11, 12]

$$\beta^2 \approx \frac{16}{3}\mu^2.$$

Вираз (23), для спрощення подальших обчислень, перетворимо наступним чином. Введемо позначення:

$$\chi = \frac{\beta^2}{\beta_m^2 - 1}; \quad \xi = \frac{u}{u_m} - 1,$$

звідки

$$\beta^2 = \beta_m^2(1 + \chi); \quad u = u_m(1 + \xi). \quad (28)$$

З урахуванням рівності (28) вираз (23) запишемо у вигляді [13]

$$u_m(1 + \xi) = \frac{1}{2\mu} \left\{ (\gamma + 2\mu)\beta_m^2(1 + \chi) + \sqrt{\beta_m^2(1 + \chi) \left[\beta_m^2(1 + \chi)(\gamma^2 + 8\mu\gamma) - 16\mu^2\gamma^2 \right]} \right\}. \quad (29)$$

Вирішуючи рівняння (29) щодо ξ , знаходимо

$$\xi = \chi + k_\xi \sqrt{\chi(1 + \chi)}, \quad (30)$$

де $k_\xi = \frac{\sqrt{\gamma(\gamma + 8\mu)}}{\gamma + 2\mu}$. (31)

При $\mu \ll 1$ із співвідношень (24), (25), (29), (30) і (31) отримаємо:

$$\left. \begin{aligned} \gamma^2 - 1 &\approx 8\mu; & \beta_m &\approx 4\mu; & u_m &\approx 8\mu; \\ k_\xi &= \sqrt{\frac{(1 + 4\mu)(1 + 12\mu)}{1 + 6\mu}} \approx 1 + 2\mu; \\ \xi &= \frac{1 - x^2}{8\mu}; & \chi &= \frac{\xi^2}{1 + 2\xi}. \end{aligned} \right\} \quad (32)$$

При $x = 0$ маємо

$$\xi_0 \approx \frac{1}{8\mu}; \quad \chi \approx \frac{1}{16\mu}; \quad \beta_0 \approx \mu.$$

Тоді формула (22) для оптимального закону перебудови коефіцієнта загасання $\beta(x)$ динамічного фільтра набуває вигляду

$$\beta^2(x) = \mu \frac{(1 + 8\mu - x^2)^2}{1 + 4\mu - x^2}. \quad (33)$$

Вирази (32) і (33) справедливі при такому $\mu < 1$, щоб виконувалася нерівність $\mu \gg \mu^2$, тобто за умови $\mu \ll \frac{1}{16}$. При цьому, як випливає з рівності

$$(24), \quad \beta_0 \ll \frac{1}{4}.$$

Знайдемо зв'язок між початковим значенням коефіцієнта загасання $\beta_0(x = 0)$ і кінцевим його значенням $\beta_m(x = \pm 1)$. Для цього виразимо величини γ і k_ξ через β_m . Зі співвідношення (24) знаходимо [14]

$$\gamma = \frac{8\mu\beta_m^2}{16\mu^2 - \beta_m^2}. \quad (34)$$

Підставивши рівність (34) в рівняння (26), після перетворень, за умов $\gamma > 0$, $\mu > 0$, $16\mu^2 - \beta_m^2 > 0$, отримаємо

$$\mu = \frac{1}{4} \beta_m \left(1 + \frac{2\beta_m}{\sqrt{1 + \beta_m^2}} \right)^{\frac{1}{2}}. \quad (35)$$

При цьому вираз (34) набирає вигляду [15]

$$\gamma = \sqrt{1 + \beta_m^2} \cdot \left(1 + \frac{2\beta_m}{\sqrt{1 + \beta_m^2}} \right)^{\frac{1}{2}}. \quad (36)$$

Підставляючи співвідношення (35) і (36) в формулу (32), після перетворень знаходимо коефіцієнт

$$k_\xi = \frac{\left(1 + \frac{2\beta_m}{\sqrt{1 + \beta_m^2}} \right)^{\frac{1}{2}}}{1 + \frac{\beta_m}{2\sqrt{1 + \beta_m^2}}}. \quad (37)$$

Рівняння (30) перетворимо до наступного вигляду

$$(k_\xi - 1)^2 \chi^2 + (k_\xi^2 + 2\xi)\chi - \xi^2 = 0.$$

Вирішуючи це рівняння щодо χ , отримаємо

$$\chi = \frac{\xi^2}{k_\xi \sqrt{\xi^2 + \xi + \frac{k_\xi^2}{4}} + \xi + \frac{k_\xi^2}{2}}. \quad (38)$$

Вираз (38) є функцією $\chi = f(\xi)$. Запишемо його для умови $x = 0$, для якого із відповідних рівностей (28) і (32) маємо [15]

$$\xi = \frac{1}{\gamma^2 - 1}; \quad (39)$$

$$\chi_0 = \frac{\beta_0^2}{\beta_m^2} - 1. \quad (40)$$

Підставляючи співвідношення (39) в формулу (38), отримаємо

$$\chi_0 = \frac{1}{(\gamma^2 - 1) \cdot \left[k_\xi \sqrt{\gamma^2 + \frac{k_\xi^2}{2} (\gamma^2 - 1)^2} + 1 + \frac{k_\xi^2}{2} (\gamma^2 - 1) \right]}. \quad (41)$$

В результаті перетворення виразу (41), з урахуванням співвідношень (56) і (57), отримаємо

$$\chi_0 = \frac{1}{2\beta_m \left[(2 + 3\beta_m^2) \sqrt{1 + \beta_m^2} + 3\beta_m^2 + \frac{7}{2}\beta_m \right]}, \quad (42)$$

а з виразу (40) запишемо

$$\beta_0 = \beta_m \sqrt{1 + \chi_0}. \quad (43)$$

Рівняння (43), з урахуванням виразу (42), визначає шукану залежність для коефіцієнта загасання динамічного фільтра $\beta_0 = f(\beta_m)$.

При $\beta_m < 0,2$ для розрахунку параметрів оптимального закону перебудови динамічного фільтра можна користуватися наближеною формулою, яку отримують з виразу (43) з урахуванням рівності (42):

$$\beta_0 \approx \frac{\sqrt{\beta_m}}{2} \left(1 + \frac{9}{8}\beta_m \right). \quad (44)$$

Таким чином, в результаті рішення задачі оптимізації визначено оптимальний закон зміни перебудови коефіцієнта загасання $\beta(x)$ динамічного вузько-смугового фільтра в часі, який відповідно до виразу (33) описується формулою [15]

$$\beta(x) = \sqrt{\mu \frac{(1 + 8\mu - x^2)^2}{1 + 4\mu - x^2}} = (1 + 8\mu - x^2) \sqrt{\frac{\mu}{1 + 4\mu - x^2}}. \quad (45)$$

Він забезпечує при постійному коефіцієнті передачі та лінійному скануванні центральної частоти фільтра максимальну точність апроксимації ідеального вікна та задану відносну дисперсію оцінки СЩП при методі множення спектрального аналізу випадкових сигналів [15, 16].

Графік залежності $\beta_0 = f_2(\beta_m) = \beta_m \sqrt{1 + \chi_0}$, відповідно до (43), наведено на рис.1.

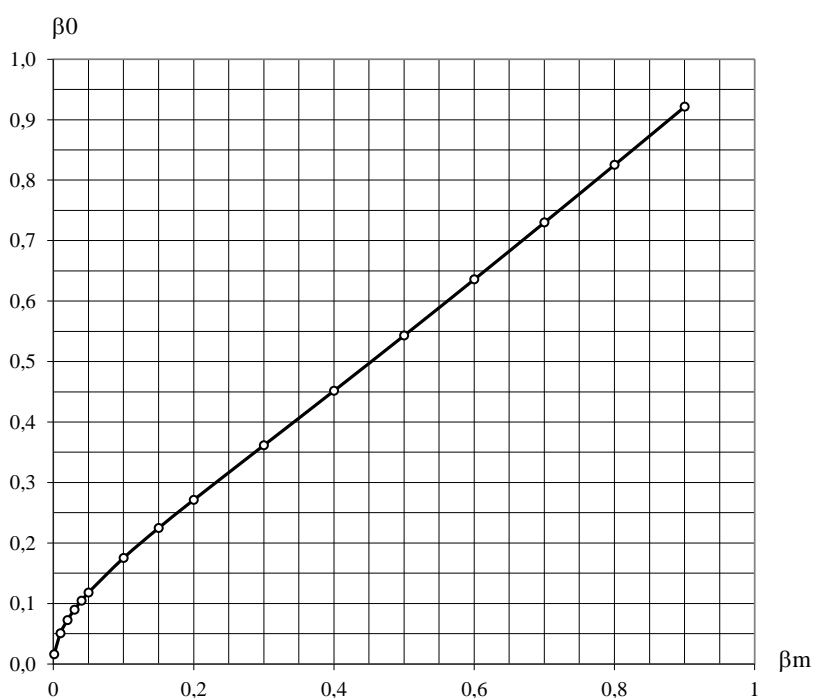


Рисунок 2 – Графіки залежності $\beta_0 = f_2(\beta_m)$ для динамічного фільтра

З цього графіка видно, що істотна відмінність між початковим і кінцевим значеннями коефіцієнта загасання динамічного фільтра для методу множення спектрального аналізу має місце при $\beta_m < 0,5$.

На рис. 2 наведені графіки залежності функції $\beta_0 = f_3(\beta_m)$, побудовані по точній формулі (43) – крива 1 і за наближеною формулою (44) – крива 2. крива 1 – по точній формулі (63); крива 2 – по наближеній формулі (64)

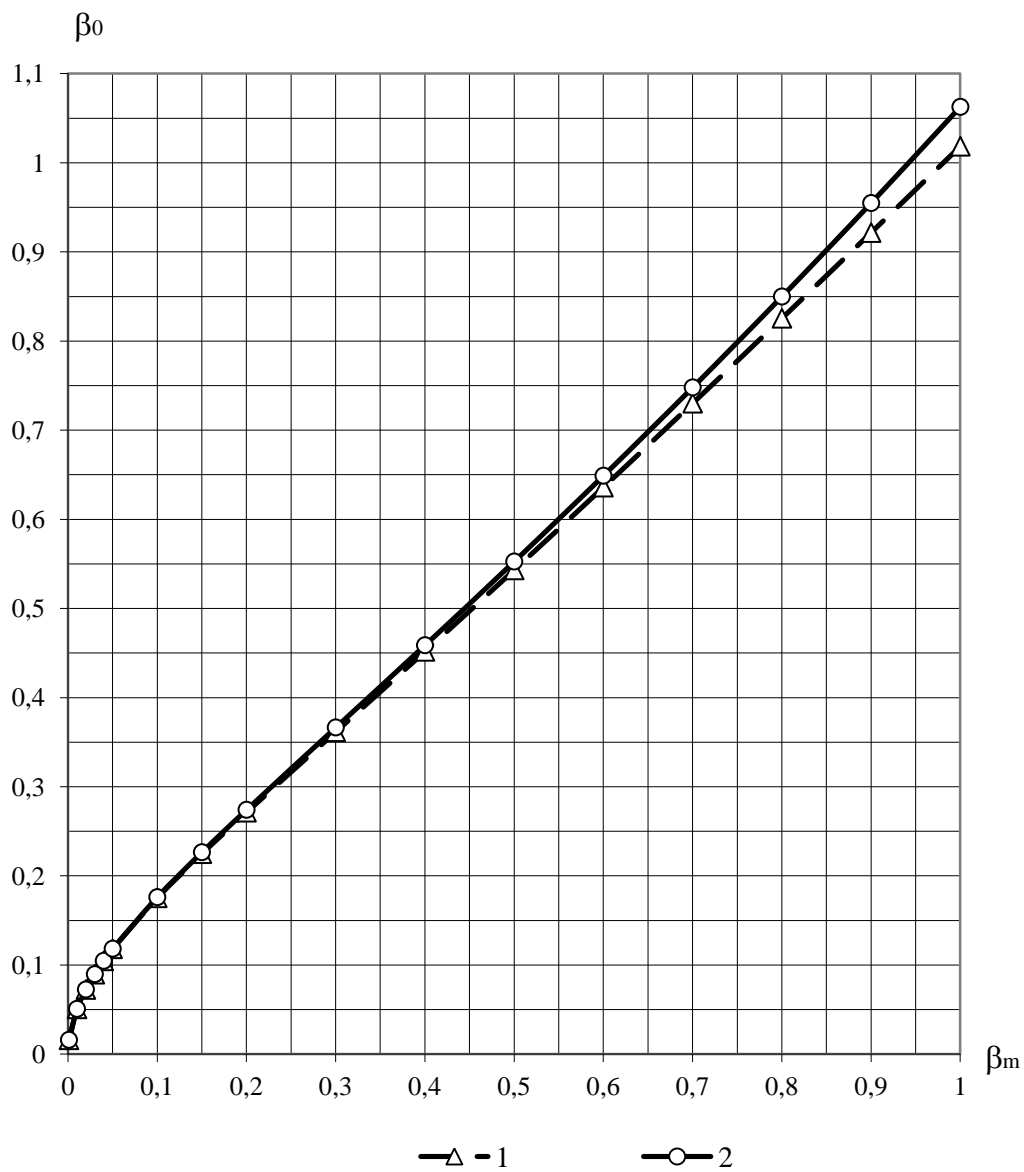


Рисунок 2 – Графіки залежності функції $\beta_0 = f_3(\beta_m)$

Вони підтверджують, що при $\beta_m < 0,2$, і навіть при $\beta_m < 0,3$, можна користуватися наближеною формулою (44), а при інших значеннях β_m – більш точною формулою (43), але можливе використання й наближеної формули залежно від допустимої похибки обчислення β_0 .

Так, при $\beta_m = 0,2$ відносна систематична похибка обчислення β_0 становить $\delta\beta_0 = -1,01\%$, а при зміні β_m від $\beta_m = 0,3$ до $\beta_m = 0,9$ вона змінюється від $\delta\beta_0 = -1,34\%$ до $\delta\beta_0 = -3,6\%$ (рис. 3). У разі необхідності підвищення точності вона може бути врахована.

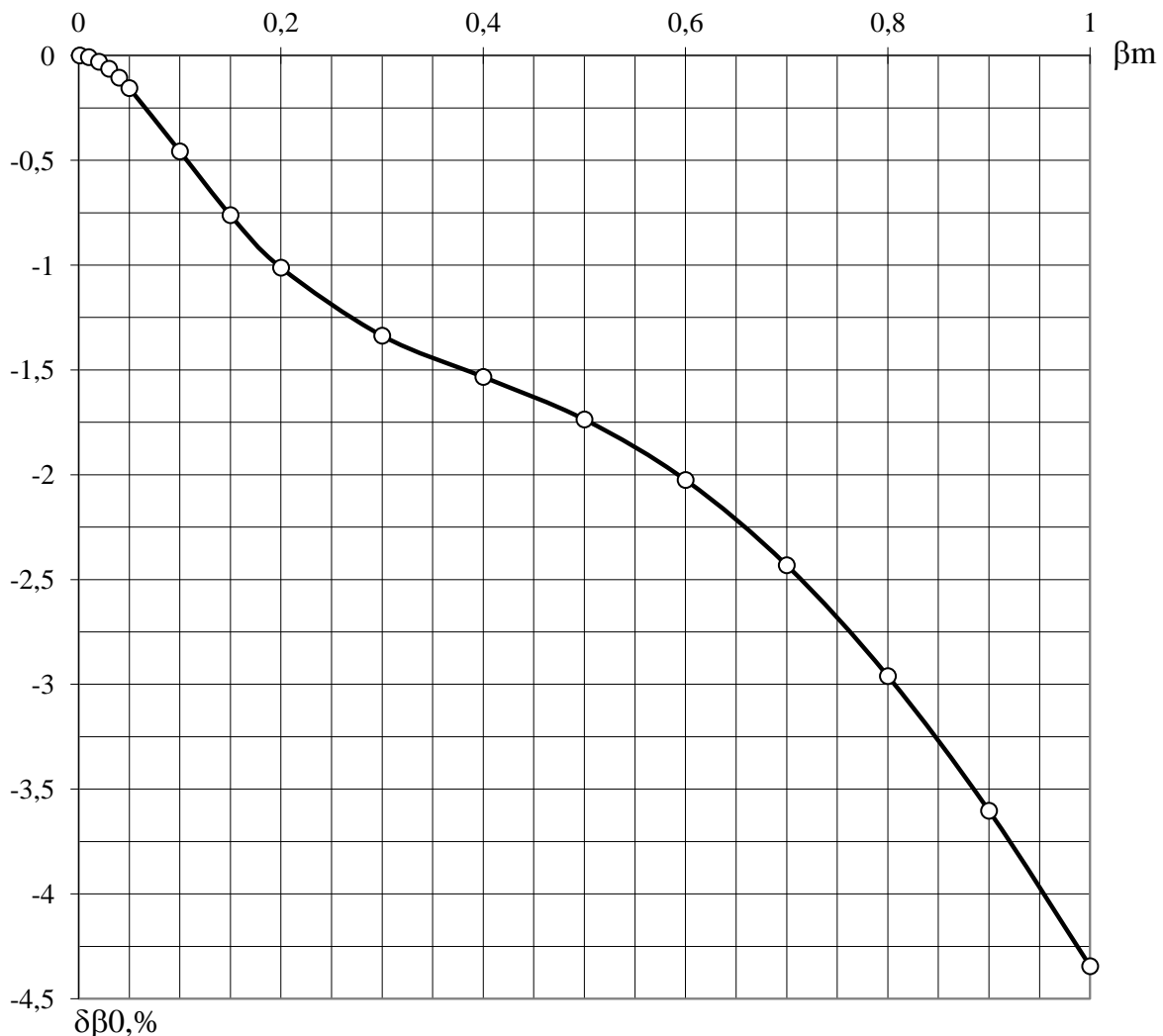


Рисунок 3 – Графіки залежності $\delta\beta_0 = f(\beta_m)$ відносної систематичної похибки обчислення β_0 за точною формулою (43) і за наближеною формулою (44)

На рис. 4 наведено приклади графіки залежності $\beta = f_1(x)$, при $\beta_m = 0,02$, для оптимального закону перебудови (крива 1) і для лінійного закону перебудови (крива 2). Графік залежності $I' = f'_4(\beta_0)$ наведено на рис.5 (крива 2).

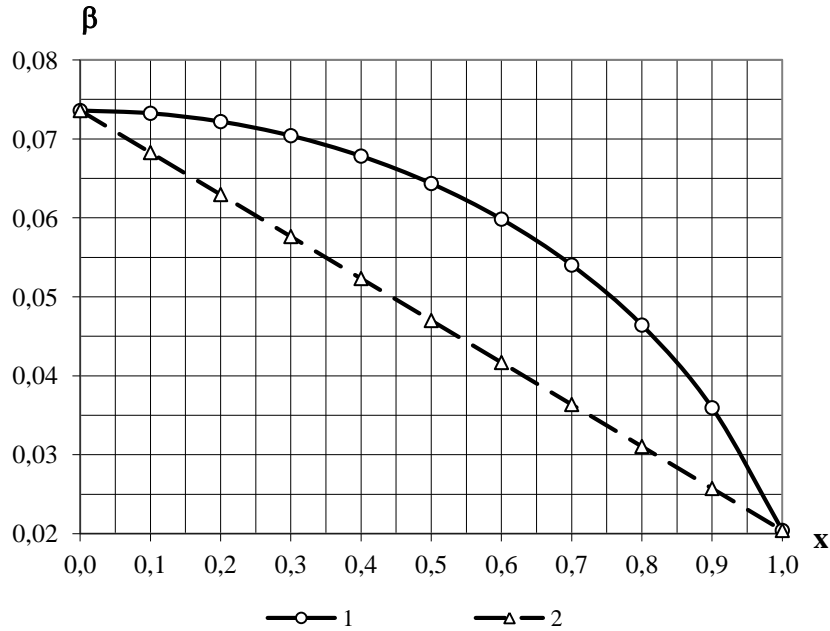


Рисунок 4 – Графіки залежності $\beta = f_1(x)$: крива 1 – для оптимального закону перебудови $\beta(x)$ за формулою (45); крива 2 – для лінійного закону перебудови $\beta(x)$ згідно (47)

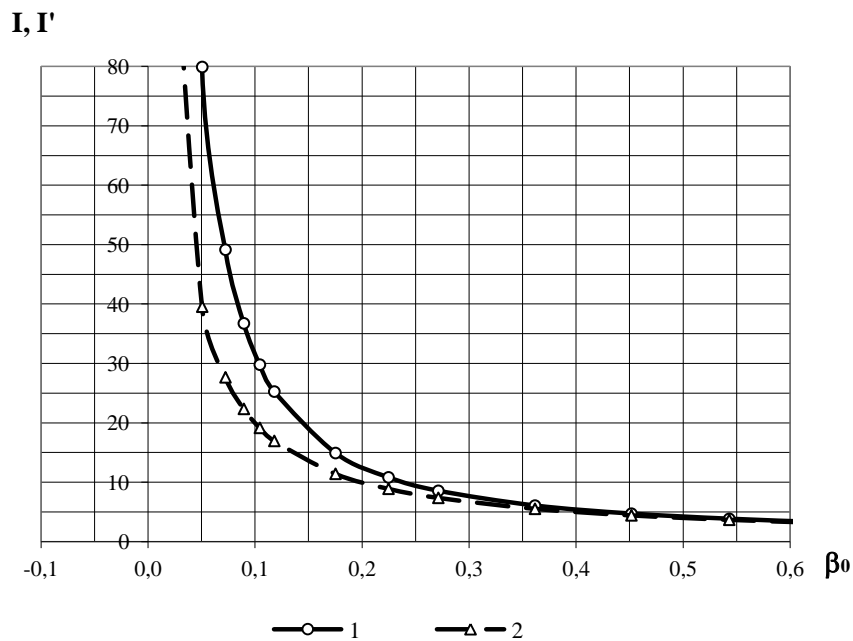


Рисунок 5 – Графіки залежності $I = f_4(\beta_0)$ – крива 1 і $I' = f'_4(\beta_0)$ – крива 2.

За графіками, наведеними на рис.5 і 6, можна також побудувати залежність відносної дисперсії оцінки СЦП від похибки апроксимації для методу множення спектрального аналізу з використанням динамічного вузько-смугового фільтра. Графік цієї залежності $\delta\hat{G}_a = f_6(I)$, наведено на рис. 7 (крива 1). Крива 1 – для відносної похибки $\delta\hat{G}_a = f_5(\beta_0)$, відповідної лінійному закону перебудови центральної частоти фільтра та лінійним законом зміни коефіцієнта загасання динамічного фільтра; крива 2 – для відносної похибки $\delta\hat{G}'_a = f'_5(\beta_0)$, відповідної лінійному закону перебудови центральної частоти фільтра при постійному коефіцієнті затухання динамічного фільтра.

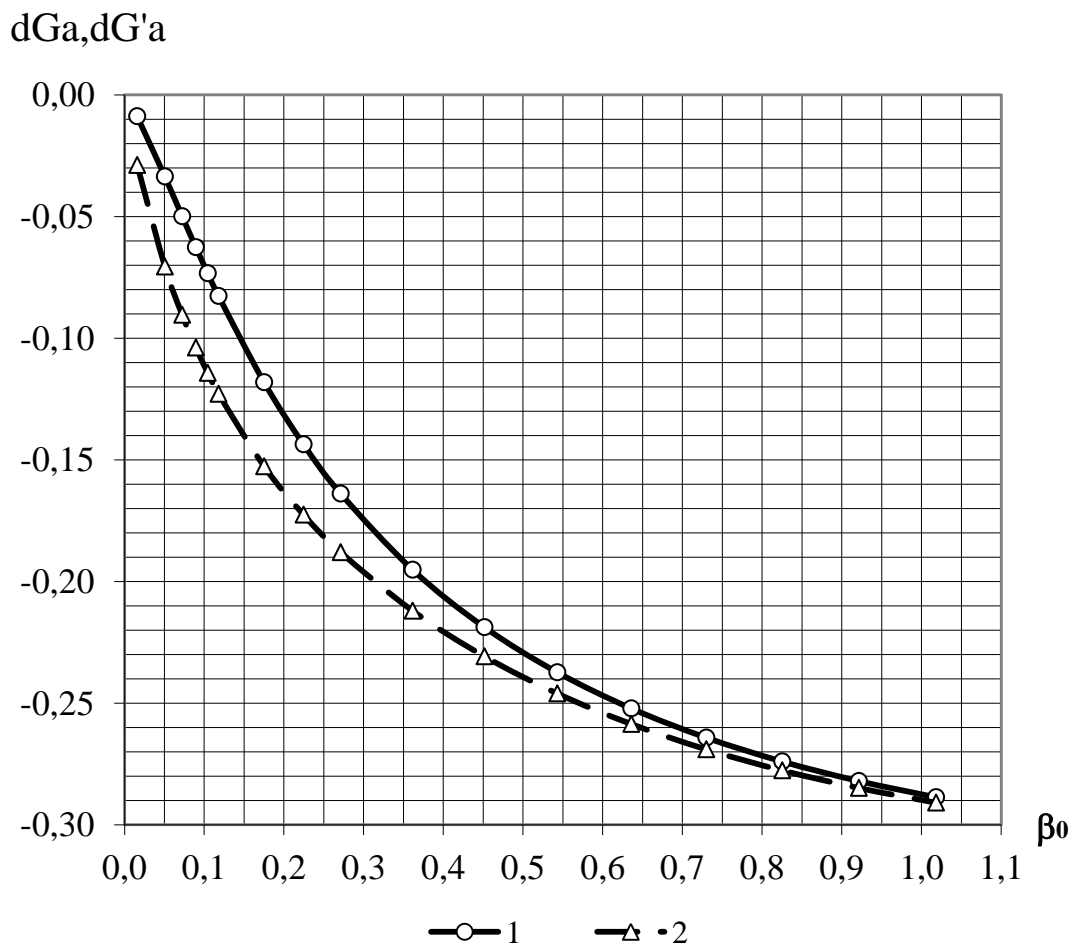
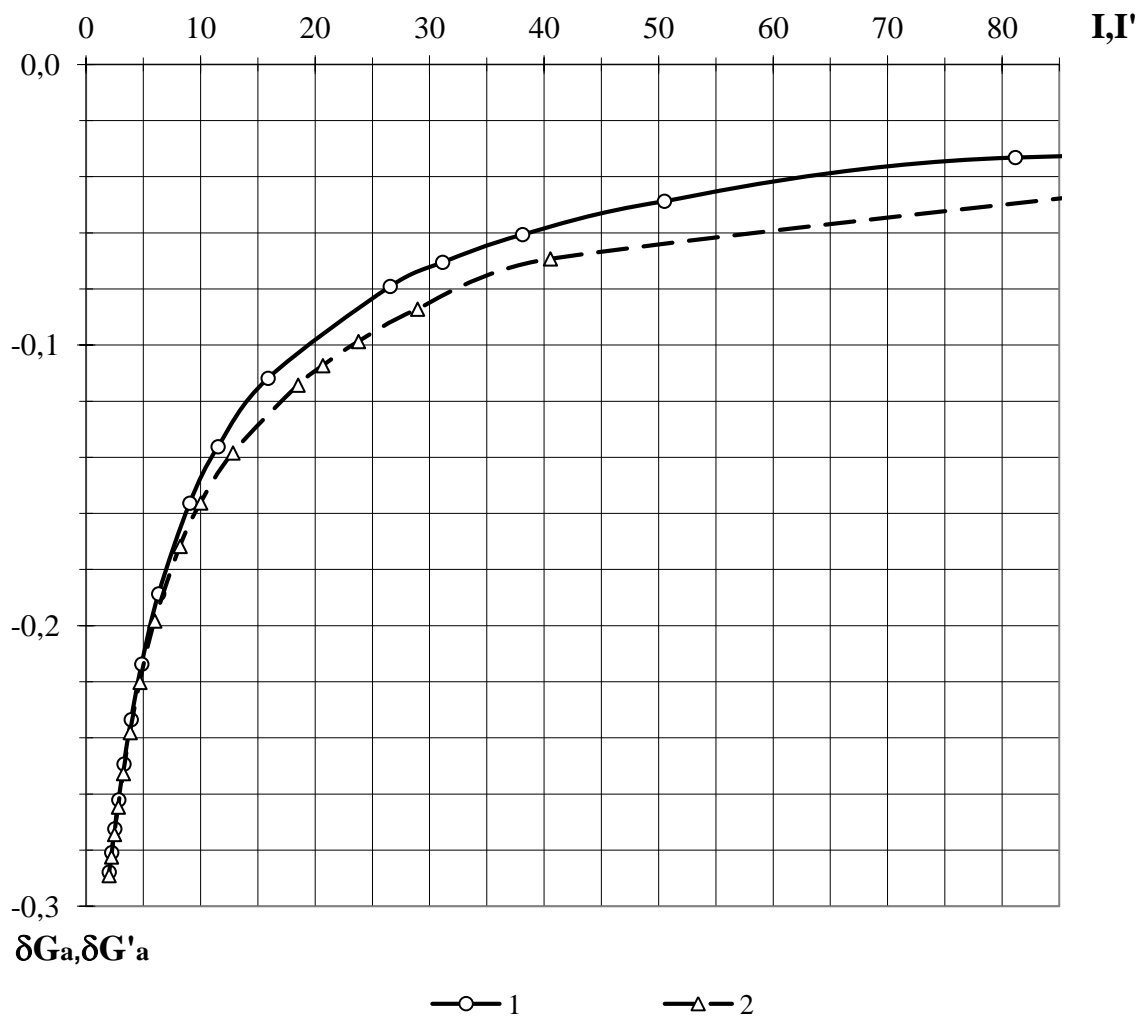


Рисунок 6 – Графіки залежностей похибки апроксимації $\delta\hat{G}_a$, $\delta\hat{G}'_a$ ідеального спектрального вікна від коефіцієнта загасання β_0



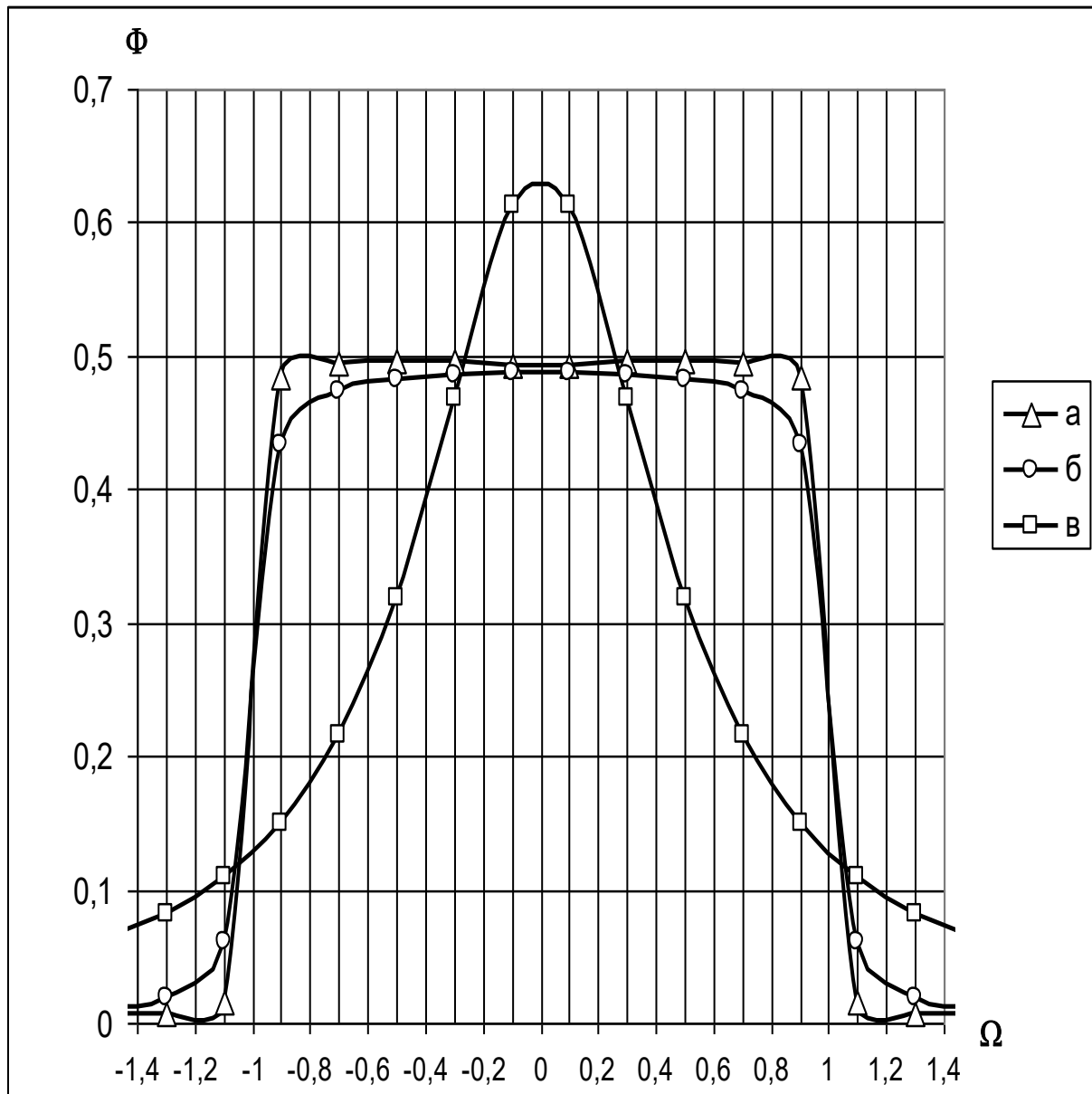
$$\delta \hat{G}_a = f_6(I) - \text{крива 1} \quad \text{і} \quad \delta \hat{G}'_a = f'_6(I') - \text{крива 2}$$

Рисунок 7 – Графіки залежностей функцій

Отже, синтезований динамічний фільтр для спектрального аналізу випадкових сигналів при контролі технічного стану двигунів засобів водного транспорту, згідно співвідношення (11) з розрахованими характеристиками, має ФСВ, яка прагне до «ідеального» (рис. 8) [17]. На рис. 8 залежності відображають наступні ФСВ:

- крива а – «ідеальний» фільтр;
- крива б – синтезований фільтр за допомогою запропонованого методу множення;

– крива в – відомий фільтр, синтезований за допомогою методу безпосередньої фільтрації.



а) «ідеальний» фільтр; б) синтезований фільтр; в) відомий фільтр

Рисунок 8 – Функції спектрального вікна фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів

Висновки. Аналіз залежностей на рис.8 показують переваги синтезованого фільтру для спектрального аналізу. За рахунок наближення форми ФСВ синтезованого фільтру до «ідеальної» такий фільтр дозволить точно виділяти необхідні частоти спектру випадкового сигналу, який характеризує дефекти (несправності) двигунів засобів водного транспорту. Отже, такий фільтр при більш точному виділенні складових спектру випадкових сигналів дозволить підвищити достовірність контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

Список літератури

1. Барзилович Е.Ю. Модели технического обслуживания сложных систем. М.: Высшая школа, 1982. 231 с.
2. Узагальнений показник ефективності контролю технічного стану радіотехнічних засобів і методика його оцінювання / Богом'я В.І., Шапран Ю.Є., Кас'яненко М.В., Якобінчук О.В. *Сучасні інформаційні технології у сфері безпеки та оборони*. 2017. № 3 (30). С. 5–8.
3. Большаков В.Ф., Фомин Ю.Я., Павленко В.И. Эксплуатация судовых среднеоборотных дизелей. М.: Транспорт, 1983. 160 с.
4. Буравлев А.И., Доценко Б.И., Казаков И.Е. Управление техническим состоянием динамических систем / под общ. ред. И.Е. Казакова. М.: Машиностроение, 1995. 240 с.
5. Бусленко Н.П. Моделирование сложных систем. М.: Наука, 1978. 400 с.
6. Василенко В.М., Вечурко О.М., Штрибець В.В. Модель оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів морських навігаційних приладів. *Наукоємні технології*. 2018. №4 (40). С. 487–491.
7. Управление и оптимизация производственно-технологическими процессами / Н.М. Вихров, Д.В. Гаскаров, А.А. Грищенков, А.А. Шнуренко; под ред. Гаскарова Д.В. С-Пб.: Изд. Энергоатомиздат, 1995. 301 с.

8. Герасимов С.В., Штрибец В.В. Оптимизация законов перестройки динамического фильтра для аппаратурного спектрального анализа технического состояния судовых двигательных установок. *XIV International scientific-technical conference on «Water transport problems»* (Баки, 2–3 May 2019). Баки 2019. С. 16.

9. Elmi Əsərləri. Proceedings Of Azerbaijan State Marine Academy. ВАКІ-2019. № 2. Р. 102–106.

10. Герасимов С.В., Штрибец В.В. Оптимизация законов перестройки динамического фильтра для аппаратурного спектрального анализа технического состояния судовых двигательных установок. *XIV International scientific-technical conference on «Water transport problems»* (Баки, 2–3 May 2019). Баки, 2019. С. 16.

11. Герасимов С.В., Штрибець В.В. Розробка методу діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту для зменшення витрат на перевезення вантажів. *Матеріали Міжнародної науково-практичної конференції «Інформаційна безпека та інформаційні технології»*, (Харків, 24–25 квітня 2019 р.) Х.: ХНЕУ імені Семена Кузнеця, 2019. С. 3.

12. Дакі О.А., Трофіменко А.О., Штрибець В.В. Аналіз методів формування вимірювальних сигналів для контролю систем навігації. *Наукоємні технології*. 2019. № 1(41). С. 88–94. DOI: 10.18372/2310-5461.41.13534.

13. Данилов А.А. Метрологическое обеспечение измерительных систем / А.А. Данилов. Пенза: Професионал, 2008. 63 с.

14. Демидович Б.П., Кудрявцев В.А. Краткий курс высшей математики. М.: Астрель, 2001. 655 с.

15. Новицкий П.В., Зограф И.В. Оценка погрешностей результатов измерений. Л.: Энергоатомиздат, 1985. 245 с.

16. Чинков В.Н., Тищенко В.А. Основные направления совершенствования фильтровых методов спектрального анализа. *Системы обработки інформації*. 1999. Вип. 2 (6). С. 44–47.

17. Чинков В.Н., Тищенко В.А. Основы теории оптимизации полосовых фильтров для спектрального анализа случайных сигналов. *Вестник ХГПУ*. 1998. Вып. 21. С. 129–133.

18. Шильман С.В. Адаптивные фильтры Кальмана. Докл. РАН. 1994. Т. 338. № 6. С. 724–744.