

УДК 621.396.962.3(045)

¹І. Г. Прокопенко, д-р техн. наук, проф.,²І. П. Омельчук

КВАЗІОПТИМАЛЬНА ОЦІНКА ЧАСТОТИ ГАРМОНІЧНОГО СИГНАЛУ НА ОБМЕЖЕНОМУ ІНТЕРВАЛІ СПОСТЕРЕЖЕННЯ

¹Інститут електроніки та систем управління НАУ, e-mail: arec_nau@ukr.net²Науково дослідна частина НАУ, e-mail: elsi_td@ukr.net

Методом максимальної правдоподібності з використанням моделі авторегресії ковзної середньої еквідистантної вибірки гармонічного сигналу виконано синтез квазіоптимального алгоритму оцінювання його частоти в умовах дії адитивної некорельованої гаусівської завади. Статистичне моделювання синтезованого алгоритму показало суттєве зменшення зміщення оцінки частоти порівняно з відомим алгоритмом, що синтезується на основі авторегресійної моделі.

Вступ. Велика кількість праць [1 – 8], присвячених вимірюванню параметрів гармонічних сигналів свідчить, що питання підвищення завадостійкості та оперативності алгоритмів їх оцінювання, особливо у інфранизкочастотному діапазоні, є актуальними. У комплексі цих задач оцінювання частоти є центральною проблемою, оскільки за відомого її значення алгоритми визначення інших параметрів гармонічного сигналу досить зручні для практичного використання [2], наприклад, шляхом розрахунку коефіцієнтів лінійних тригонометричних поліномів за методом найменших квадратів [1].

Можливості сучасних цифрових технологій обробки інформації обумовили як найбільш перспективні ті методи оцінювання параметрів гармонічного сигналу, що ґрунтуються на обробці кривої миттєвих його значень [1 – 4]. Синтез таких алгоритмів в умовах дії завад здійснюється за двома основними принципами – оптимальним та квазіоптимальним. Оптимальні алгоритми [1; 2] синтезуються безпосередньо за методом максимальної правдоподібності. Але їх практична реалізація потребує або застосування ітераційних процедур розв'язання системи нелінійних рівнянь, або використання багатоканальних вимірювачів [5], що в обох випадках призводить до значних витрат обчислювальних ресурсів та часто є неприйнятним для оперативного оцінювання частоти гармонічного сигналу на обмеженому інтервалі спостереження. Квазіоптимальні алгоритми також розроблюються на підставі оптимальних методів, але за умов використання спрощених моделей сигналів та деяких евристичних припущень, що дозволяє виконати розрахунки за значно менший час, але з погіршенням точності оцінок. Одним із таких є алгоритм оцінювання частоти гармонічного сигналу [3], синтезований з використанням авторегресійної моделі (АР-модель) за методом найменших квадратів. Застосування дискретного перетворення Фур'є в задачах обробки гармонічних сигналів на обмеженому інтервалі спостереження не ефективно через недостатню роздільну здатності [6].

Постановка задачі. Предметом цієї роботи є синтез за методом максимальної правдоподібності оцінки частоти гармонічного сигналу з гаусівським шумом. Гармонічний сигнал розглядається як еквідистантна з інтервалом дискретизації τ послідовність значень $s_i = \rho \sin(\omega i\tau + \varphi_0)$, $i = 0, N-1$ з апіорно невідомими, але незмінними на інтервалі вимірювання: гармонічною частотою ω , амплітудою ρ та початковою фазою φ_0 . Інтервал спостереження вважаємо обмеженим, коли його тривалість не перевищує декількох періодів сигналу або менше одного. Дискретні відліки x_i вибірки сигналу вимірюються у суміші з адитивною стаціонарною некорельованою центрованою гаусівською завадою η_i невідомої потужності σ^2 :

$$x_i = s_i + \eta_i, \quad i = \overline{0, N-1}. \quad (1)$$

Оцінку частоти гармонічного сигналу будемо визначати за фазорізницею принципом [5]:

$$\omega^* = \gamma^* / \tau, \quad (2)$$

де γ^* – оцінка зсуву фаз між суміжними відліками гармонічного сигналу, що переводить подальші аналітичні дослідження у площину синтезу алгоритму розрахунку саме зсуву фаз.

Модель авторегресії ковзної середньої вибірки сигналів. Детермінований гармонічний сигнал можна також подати у типовій рекурентній формі [3; 7]:

$$s_i = \alpha s_{i-1} - s_{i-2}, \quad i = \overline{2, N-1}, \quad \alpha = 2 \cos(\gamma), \quad (3)$$

у якій параметр α однозначно пов'язаний із зсувом фаз між відліками сигналу, тобто – із його частотою. Для усунення неоднозначності між α та γ необхідно при вимірюваннях завжди забезпечувати $0 < \gamma < \pi$, що відповідає вимозі теореми Котельникова.

На підставі формул (1) та (3) запишемо рівняння

$$x_i = \alpha s_{i-1} - s_{i-2} + \eta_i, \quad i = \overline{2, N-1},$$

яке, використовуючи заміни $s_{i-1} = x_{i-1} - \eta_{i-1}$ та $s_{i-2} = x_{i-2} - \eta_{i-2}$, перетворимо до вигляду:

$$x_i = \alpha x_{i-1} - x_{i-2} + (\eta_i + \alpha \eta_{i-1} - \eta_{i-2}), \quad i = \overline{2, N-1}.$$

Як видно, отримане рекурентне рівняння описує модель авторегресії ковзного середнього (АРКС) [8; 9] із збуджувальним гаусівським шумовим процесом η_i . Цю модель формально також можна розглядати як суто авторегресійну:

$$x_i = \alpha x_{i-1} - x_{i-2} + v_i(\alpha), \quad i = \overline{2, N-1}, \quad (4)$$

збуджувальний процес якої $v_i(\alpha)$ є ковзним середнім і залежить від параметра сигналу:

$$v_i(\alpha) = \eta_i - \alpha \eta_{i-1} + \eta_{i-2}, \quad i = \overline{2, N-1}. \quad (5)$$

За цією моделлю можна виконати аналітичний синтез алгоритму оцінки невідомого параметра α . Для цього спочатку проаналізуємо стохастичні властивості збуджувального процесу (5). Кожне значення v_i як сума центрованих гаусівських шумів є гаусівським з нульовим математичним сподіванням та дисперсією:

$$\sigma_v^2 = \sigma^2(2 + \alpha^2). \quad (6)$$

Коефіцієнти кореляції між значеннями v_i та v_{i+k} , що мають затримку один відносно одного у k інтервалів дискретизації, визначаємо за формулою

$$r_k = \frac{1}{\sigma_v^2(N-2-k)} \sum_{i=k+2}^{N-1} v_i(\alpha) v_{i-k}(\alpha), \quad k = \overline{1, N-3},$$

з якої, враховуючи вирази (5) та (6), маємо:

$$r_1 = \frac{1}{\sigma_v^2(N-3)} \sum_{i=3}^{N-1} (\eta_i - \alpha \eta_{i-1} + \eta_{i-2})(\eta_{i-1} - \alpha \eta_{i-2} + \eta_{i-3}) = -\frac{2\alpha}{(2 + \alpha^2)}; \quad (7)$$

$$r_2 = \frac{1}{\sigma^2(2 + \alpha^2)(N-4)} \sum_{i=4}^{N-1} (\eta_{i-2}^2) = \frac{1}{(2 + \alpha^2)}; \quad r_m = 0, \quad m = \overline{3, N-3}; \quad r_0 = 1. \quad (8)$$

При цьому, на підставі некорельованості шуму, використовувалася рівність $E\{\eta_k \eta_m\} = 0$, $\forall (k \neq m)$, де $E\{\circ\}$ – символ математичного сподівання.

Отримані вирази коефіцієнтів кореляції (7) та (8) свідчать, що залежність між значеннями послідовності $\{v_i\}$ існує тільки на один та два кроки, тобто кореляційна матриця R має діагональний вигляд, у якій:

елементи головної діагоналі дорівнюють одиниці: $r_{i,i} = r_0 = 1$, $i = \overline{1, N-2}$;

елементи діагоналей, прилеглих до головної з обох боків, однакові та дорівнюють $r_{i+1,i} = r_{i,i+1} = r_1 = -2\alpha / (2 + \alpha^2)$, $i = \overline{1, N-3}$;

елементи діагоналей, що розміщуються з обох боків на два кроки від головної, однакові та дорівнюють $r_{i+2,i} = r_{i,i+2} = r_2 = 1 / (2 + \alpha^2)$, $i = \overline{1, N-4}$.

Таким чином, сумісну щільність розподілу імовірностей (ЩРІ) гаусівських корельованих центрованих випадкових величин $v_i(\alpha)$, $i = \overline{2, N-1}$ запишемо у вигляді [10]

$$f(v_2, \dots, v_{N-1} | \alpha, \sigma) = \frac{\sigma_v^{-(N-2)}}{\sqrt{(2\pi)^{N-2} |R|}} \exp \left[-\frac{1}{2|R|} \sum_{i=2}^{N-1} \sum_{k=2}^{N-1} \frac{d_{ik} v_i v_k}{\sigma_v^2} \right],$$

де $|R|$ – визначник кореляційної матриці R ; d_{ik} – алгебричне доповнення елемента $r_{i,k}$.

Якщо в останньому виразі, відповідно до формули (4), перейти від змінних v_i до змінних x_i , то враховуючи, що якобіан перетворень дорівнює одиниці, отримаємо:

$$f(x_2, \dots, x_{N-1} | x_0, x_1, \alpha, \sigma) = \frac{\sigma_v^{-(N-2)}}{\sqrt{(2\pi)^{N-2} |R|}} \exp \left[\frac{-1}{2|R|} \sum_{i=2}^{N-1} \sum_{k=2}^{N-1} \frac{d_{ik} (x_i - \alpha x_{i-1} + x_{i-2})(x_k - \alpha x_{k-1} + x_{k-2})}{\sigma_v^2} \right], \quad (9)$$

Розміщення змінних x_0, x_1 у загальній позначці ЩРІ (9) означає, що вона відображає умовну щільність випадкових величин $x_2, \dots, x_{N-1}$ за умови, коли величини x_0, x_1 фіксовані та дорівнюють своїм вибірковим значенням. Надалі, оскільки після вимірювання всі величини $x_0, \dots, x_{N-1}$ стають відомими, ЩРІ (9) розглядаємо як умовну функцію правдоподібності параметрів σ, α . Запишемо логарифм цієї функції правдоподібності (ЛФП):

$$\ln L(x_0, \dots, x_{N-1} | \alpha, \sigma) = \ln \frac{\sigma_v^{-(N-2)}}{\sqrt{(2\pi)^{N-2} |R|}} - \frac{1}{2|R|} \sum_{i=2}^{N-1} \sum_{k=2}^{N-1} \frac{d_{ik} (x_i - \alpha x_{i-1} + x_{i-2})(x_k - \alpha x_{k-1} + x_{k-2})}{\sigma_v^2}. \quad (10)$$

Синтез квазіоптимального алгоритму оцінки частоти. Значення невідомих параметрів α та σ ЛФП (10) знаходимо як розв'язок системи двох рівнянь правдоподібності:

$$\begin{cases} \partial \ln L(x_0, \dots, x_{N-1} | \alpha, \sigma) / \partial \alpha = 0; \\ \partial \ln L(x_0, \dots, x_{N-1} | \alpha, \sigma) / \partial \sigma = 0. \end{cases}$$

Але суттєва нелінійність цих рівнянь не дозволяє отримати розв'язок в явній формі. Для спрощення задачі використаємо припущення про незалежність між собою всіх величин послідовності $\{v_i\}$, тоді $d = 1$; $d_{ik} = 1$, $\forall (i = k)$; $d_{ik} = 0$, $\forall (i \neq k)$, а ЛФП (10) набуде вигляду:

$$\ln L(x_0, \dots, x_{N-1} | \alpha, \sigma) = \ln \frac{\sigma_v^{-(N-2)}}{\sqrt{(2\pi)^{N-2}}} - \frac{\sum_{i=2}^{N-1} (x_i - \alpha x_{i-1} + x_{i-2})^2}{2\sigma_v^2}. \quad (11)$$

Диференціюючи вираз (11) за α , отримаємо одне з рівнянь правдоподібності:

$$\frac{(N-2)}{\sigma_v} \frac{\partial \sigma_v}{\partial \alpha} + \frac{1}{\sigma_v^4} \left[\sigma_v^2 X - \sigma_v \frac{\partial \sigma_v}{\partial \alpha} Y \right] = 0,$$

де для спрощення запису аналітичних виразів позначено:

$$X = \sum_{i=2}^{N-1} (x_i - \alpha x_{i-1} + x_{i-2}) x_{i-1}, \quad Y = \sum_{i=2}^{N-1} x_i^2. \quad (12)$$

Після зведення цього рівняння до спільного знаменника маємо:

$$(N-2)\sigma_v^3 \frac{\partial \sigma_v}{\partial \alpha} + \sigma_v^2 X - \sigma_v \frac{\partial \sigma_v}{\partial \alpha} Y = 0. \quad (13)$$

Із формули дисперсії (6) запишемо такі вирази:

$$\sigma_v = \sigma \sqrt{2 + \alpha^2}, \quad \partial \sigma_v / \partial \alpha = \sigma \alpha / \sqrt{2 + \alpha^2}, \quad \sigma_v(\alpha) \partial \sigma_v / \partial \alpha = \sigma^2 \alpha,$$

підставивши які у рівняння (13), перетворюємо останнє до вигляду

$$(N-2)\alpha(2 + \alpha^2)\sigma^2 + (2 + \alpha^2)X - \alpha Y = 0. \quad (14)$$

Це рівняння є кубічним відносно невідомого параметра α та залежить від потужності шуму σ^2 . Якщо зробити ще одне припущення про незначний рівень шумів і знехтувати у рівнянні (14) першим доданком, то отримаємо квадратне рівняння тільки з однією змінною α :

$$(2 + \alpha^2)X - \alpha Y = 0. \quad (15)$$

За умови припущень про статистичну незалежність величин $\{v_i\}$ та малу потужність шуму оцінку частоти гармонічного сигналу називаємо “квазіоптимальною”.

Підставимо вирази (12) у рівняння (15) і після тотожних перетворень отримаємо

$$\alpha^2 \sum_{i=1}^{N-2} (x_{i+1}x_i + x_i x_{i-1}) - \alpha \sum_{i=1}^{N-2} [(x_{i+1} + x_{i-1})^2 - 2x_i^2] - 2 \sum_{i=1}^{N-2} (x_{i+1}x_i + x_i x_{i-1}) = 0.$$

Якщо далі введемо позначення:

$$B(x_0, \dots, x_{N-1}) = \sum_{i=1}^{N-2} [(x_{i+1} + x_{i-1})^2 - 2x_i^2] / \left[2 \sum_{i=1}^{N-2} (x_{i+1}x_i + x_i x_{i-1}) \right], \quad (16)$$

то квадратне рівняння (15) можна остаточно подати у зведеній формі (залежність коефіцієнта B від відліків не показано):

$$\alpha^2 - 2B\alpha - 2 = 0. \quad (17)$$

Воно завжди має два дійсні корені:

$$\alpha_{1,2}^{(+,-)} = B \pm \sqrt{B^2 + 2}, \quad (18)$$

один з яких є правильною оцінкою параметра α^* , за якою розраховуємо оцінку зсуву фаз:

$$\gamma^* = \arccos(\alpha^* / 2), \quad (19)$$

та відповідно до формули (2) – оцінку частоти.

Вибирати правильний корінь потрібно відповідно до критеріїв, зумовлених прикладною постановкою задачі, або апіорних відомостей, як це показано далі.

Асимптотичний аналіз похибки. Для визначення асимптотичної похибки оцінки параметра гармонічного сигналу α^* замінимо у виразі (16) відліки x_i відповідними значеннями сигналу s_i у тригонометричній формі без шуму. Скориставшись тотожністю

$$s_{i+1} + s_{i-1} = \rho \sin(\varphi_i + \gamma) + \rho \sin(\varphi_i - \gamma) \equiv 2\rho \sin \varphi_i \cos \gamma,$$

де $\varphi_i = \omega i t + \varphi_0$, отримаємо залежність коефіцієнта B від зсуву фаз у вигляді

$$B = \sum_{i=1}^{N-2} (4\rho^2 \sin^2 \varphi_i \cos^2 \gamma - 2\rho^2 \sin^2 \varphi_i) / \left[2 \sum_{i=1}^{N-2} (2\rho^2 \sin^2 \varphi_i \cos \gamma) \right] = (2 \cos^2 \gamma - 1) / (2 \cos \gamma).$$

Підставимо останній вираз у формулу (18), тоді:

$$\alpha_{1,2}^{(+,-)}(\gamma) = \frac{2 \cos^2 \gamma - 1}{2 \cos \gamma} \pm \sqrt{\left(\frac{2 \cos^2 \gamma - 1}{2 \cos \gamma} \right)^2 + 2} = \frac{2 \cos^2 \gamma - 1}{2 \cos \gamma} \pm \frac{2 \cos^2 \gamma + 1}{2 |\cos \gamma|}.$$

У випадку, коли $0 < \gamma < \pi/2$, тобто $\cos \gamma > 0$, значення коренів дорівнюють: $\alpha_1^{(+)} = 2 \cos \gamma$ – для правильного кореня, $\alpha_2^{(-)} = -1/\cos \gamma$ – хибного. Якщо $\pi/2 < \gamma < \pi$, відповідно $\cos \gamma < 0$ та $|\cos \gamma| = -\cos \gamma$, то значення хибного кореня $\alpha_1^{(+)} = -1/\cos \gamma$, а правильного – $\alpha_2^{(-)} = 2 \cos \gamma$. Із останнього випливає, що критерій вибору кореня потребує апіорну інформацію про розміщення очікуваного значення зсуву фаз на одному з двох інтервалів: $(0, \pi/2)$ або $(\pi/2, \pi)$. Якщо корінь вибрано правильно, то асимптотичної похибки оцінки параметра сигналу, а отже, й частоти не буде.

Статистичний аналіз похибок оцінки частоти. Аналіз похибок алгоритму оцінки частоти гармонічного сигналу, синтезованого у цій роботі на основі запропонованої АРКС-моделі (надалі АРКС-оцінка), виконано методом імітаційного моделювання порівняно з відомою оцінкою [3] (надалі АР-оцінка), що ґрунтується на авторегресійній моделі:

$$\alpha_{AP}^* = \sum_{i=2}^{N-1} (x_i + x_{i-2}) x_{i-1} / \sum_{i=1}^{N-1} x_{i-1}^2.$$

Оскільки в праці [3] фактор зміщення оцінки не розглядається як окрема складова похибки (а це суттєво для аналізу), то надалі наводяться результати паралельного статистичного моделювання для АРКС- та АР-оцінок за таких однакових базових умов: кількість реалізацій гармонічного сигналу в одному статистичному досліді – 10000; розміри вибірки сигналу $N = 32/128$; діапазон зсуву фаз $\gamma = 5^\circ \dots 85^\circ$; початкова фаза $\varphi_0 = 70^\circ$; відношення потужностей сигнал/шум $P_s/P_\eta = 10$ дБ.

Відповідно для двох розмірів вибірки, залежності зміщень АРКС-оцінки та АР-оцінки частоти гармонічного сигналу, нормованих відносно істинного значення частоти $\delta_\xi = 100 \xi / \omega$ (%), де ξ – абсолютне значення зміщення оцінки як функції значення зсуву фаз $\gamma^\circ = 360 \tau \omega$ гармонічного сигналу, показано на рис. 1.

Як видно з результатів моделювання: АР-оцінка має великий рівень похибки, що суттєво обмежує можливість практичного її застосування за наявності навіть малих шумів; спостерігається різке зростання зміщення АРКС-оцінки для малих значень зсувів фаз; величина зміщення АРКС-оцінки зменшується зі збільшенням розміру вибірки (це справедливо також для всіх інших результатів моделювання, що наводяться нижче).

Сім'ю графіків нормованого зміщення δ_ξ АРКС-оцінки залежно від істинного значення зсуву фаз γ° для трьох відношень потужностей сигнал/шум показано на рис. 2.

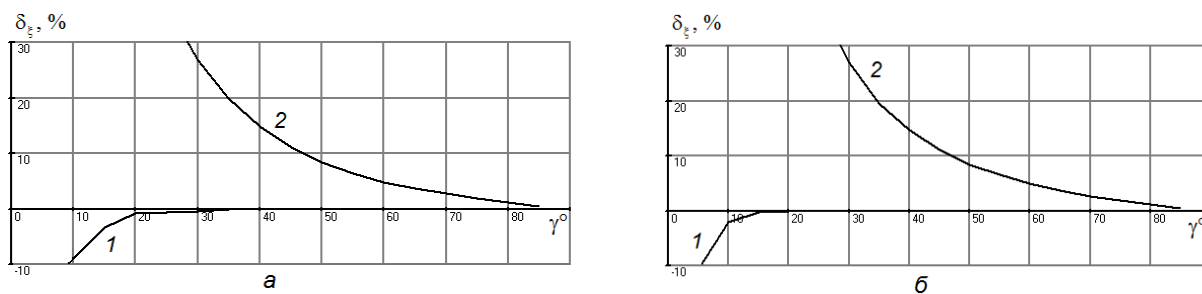


Рис. 1. Нормоване зміщення оцінок: *a* – за вибіркою $N = 32$; *б* – за вибіркою $N = 128$; 1 – АРКС-оцінка; 2 – АР-оцінка; $P_S/P_\eta = 10$ дБ

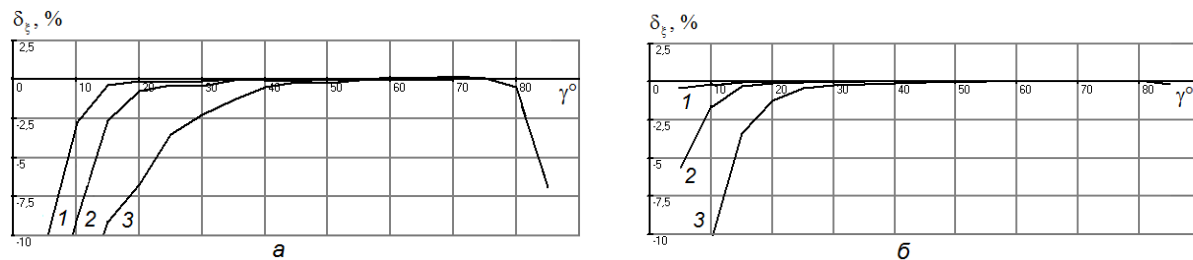


Рис. 2. Нормоване зміщення АРКС-оцінки: *a* – за вибіркою $N = 32$; *б* – за вибіркою $N = 128$; P_S/P_η : 1 – 15 дБ, 2 – 10 дБ, 3 – 4 дБ

Залежності значень середньоквадратичних відхилень (СКВ) АРКС-оцінки та АР-оцінки частоти гармонічного сигналу δ_σ (%), нормованих відносно істинного значення частоти як функції значення зсуву фаз γ° гармонічного сигналу, показано на рис. 3. Незначний програвш АРКС-оцінки спостерігається тільки у зоні $\gamma < 10^\circ \dots 15^\circ$.

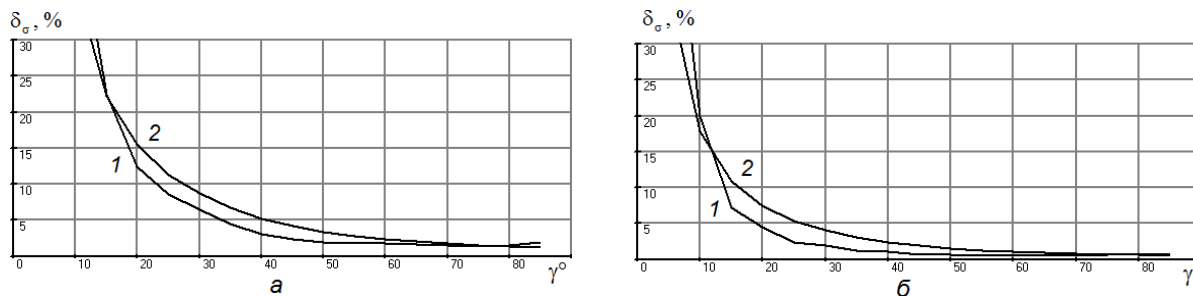


Рис. 3. Нормоване СКВ оцінок: *a* – за вибіркою $N = 32$; *б* – за вибіркою $N = 128$; 1 – АРКС-оцінка; 2 – АР-оцінка; $P_S/P_\eta = 10$ дБ

Сім'ю графіків нормованого СКВ АРКС-оцінки δ_σ залежно від істинного значення зсуву фаз для трьох відношень потужностей сигнал/шум показано на рис. 4. Спостерігається суттєве збільшення СКВ у діапазоні зсувів фаз, менших за $10^\circ - 20^\circ$ та більших за 80° .

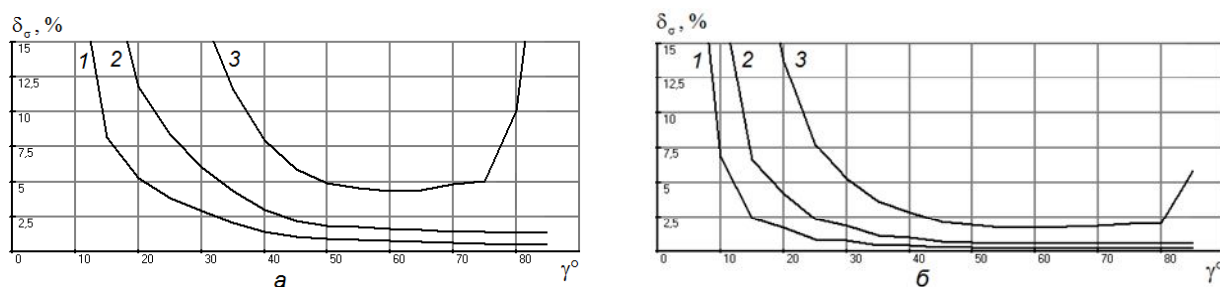


Рис. 4. Нормоване СКВ АРКС-оцінки: *a* – за вибіркою $N = 32$; *б* – за вибіркою $N = 128$; P_S/P_η : 1 – 15 дБ, 2 – 10 дБ, 3 – 4 дБ

Висновки

1. Еквідистантну вибірку адитивної суміші гармонічного сигналу та некорельованого гаусівського шуму можна подати як АРКС-модель.
2. Застосування АРКС-моделі дозволяє за методом максимальної правдоподібності синтезувати квазіоптимальну АРКС-оцінку частоти гармонічного сигналу.
3. Асимптотична похибка синтезованої АРКС-оцінки частоти дорівнює нулю.
4. Зміщення синтезованої АРКС-оцінки частоти значно менше порівняно з відомою АР-оцінкою [3]; СКВ обох цих оцінок майже однакові.
5. Спостерігається суттєве збільшення похибок АРКС- та АР-оцінок для малих значень зсувів фаз між суміжними відліками сигналу.

Список літератури

1. Минц М. Я., Чинков В. Н. Оперативный метод измерения параметров гармонического сигнала // Измерительная техника. – 1995. – №7. – С. 47 – 51.
2. Зандер Ф. В. Алгоритмы оптимальной оценки параметров радиосигнала при времени измерения менее периода и некратном периоде с привязкой результата к началу измерительного интервала // Измерительная техника. – 2003. – №2. – С. 43 – 46.
3. Никитин А. В., Юшанов С. В. Измерение мгновенной частоты широкополосных сигналов на коротком интервале наблюдения. // Измерительная техника. – 2008. – №2. – С. 50 – 54.
4. Ноткин Л. Р. Методы измерений напряжений в диапазоне инфранизких частот // Измерительная техника. – 1981. – №5. – С. 53 – 58.
5. Каюков Н. В., Манелис В. Б. Сравнительный анализ различных методов оценки частоты сигналов // Радиоэлектроника. – 2006. – №7. – С. 42 – 56.
6. Двинских В. А. Вычисление параметров периодических составляющих дискретных данных с ограниченным интервалом наблюдения // Измерительная техника. – 1999. – №2. – С. 10 – 12.
7. Мучиаури А. А., Гогелиане М. Х. О структурной схеме инфранизкочастотного цифрового фазометра // Тр. метрол. ин-в СССР. – 1971. – Т.1 – Вып. 125. – С. 228 – 231.
8. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов: Прогноз и управление. – М.: Мир, 1974. – Вып. 1. – 406 с.
9. Марпл-мл. С. Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения / пер. с англ.; под ред. И. С. Рыжака – М.: Мир, 1990. – 584 с.
10. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники. – М.: Радио и связь, 1989. – 656 с.

И. Г. Прокопенко, И. П. Омельчук

Квазиоптимальная оценка частоты гармонического сигнала на ограниченном интервале наблюдения

Методом максимального правдоподобия с использованием модели авторегрессии скользящего среднего эквидистантной выборки гармонического сигнала осуществлен синтез квазиоптимального алгоритма оценки его частоты в условиях действия аддитивной некоррелированной гауссовской помехи. Статистическое моделирование синтезированного алгоритма показало существенное уменьшение смещения оценки частоты в сравнении с известным алгоритмом, который синтезируется на основе авторегрессионной модели.

I. G. Prokopenko, I. P. Omelchuk

The quasioptimal valuation of harmonic signal frequency on a limited observation interval

The quasioptimal algorithm of signal frequency estimation by condition of additive uncorrelated noise action by the maximum likelihood method using autoregressive moving average model of equidistant samples of harmonic signal is synthesized. Static modeling of synthesized algorithm has shown substantial decreasing of frequency valuation shift in comparison with known algorithm that is synthesized on the basis of autoregressive model.