УДК 621.37:621.391

**В.Г. Ципоренко, к.т.н., доц.**
*Житомирський державний технологічний університет*

# ВИЯВЛЕННЯ РАДІОСИГНАЛІВ З НЕВІДОМИМ СПЕКТРОМ

*Показано, що оптимальне виявлення радіосигналів з невідомим комплексним спектром при наявності адитивного шуму може бути реалізовано в частотно-просторовій області визначення. Основною операцією такого аналізу є визначення частотно-просторової кореляційної функції. Визначені кількісні характеристики операції виявлення в частотно-просторовій області. Одержані основні співвідношення для неперервного, неперервно-дискретного та дискретно-дискретного видів аналізу.*

В сучасних радіоелектронних системах реалізується сукупність операцій пошуку, селекції, виявлення та аналізу радіосигналів [1, 2]. Зазвичай пошук та селекція радіосигналів реалізуються в різних областях визначення. Наприклад, виявлення – у часовій області, аналіз – у часовій та частотній областях, селекція – у просторовій, частотній та часовій областях визначення. Для підвищення ефективності функціонування радіоелектронних систем в цілому доцільно реалізовувати основні операції обробки радіосигналів в одній області визначення, тобто використовувати монофазну обробку. Найбільш перспективним варіантом вирішення цієї задачі є реалізація монофазної обробки саме в частотній області визначення, коли основні операції обробки радіосигналів реалізуються шляхом аналізу їх спектра [3, 4].

На сьогодні цю задачу необхідно вирішувати також в умовах складної електромагнітної обстановки, що характеризується великою апріорною невизначеністю відносно форми і параметрів корисних сигналів і завад. В першу чергу це стосується радіоелектронних систем вимірювання, навігації та радіоконтролю.

Найбільш складним варіантом умов виявлення та аналізу радіосигналів є такий, що характеризується апріорною невизначеністю їх комплексного спектра та самої їх наявності.

У часовій області визначення ця проблема в загальному вигляді вирішується оптимальним чином на основі кореляційного або фільтрового аналізу з виключенням супроводжуючих параметрів, використовуючи реалізації сигналу та завади, що є навчальними [5, 6]. Недоліком таких методів є великі часові витрати і неможливість виявлення короткочасних або нестаціонарних радіосигналів.

Тому актуальною є проблема виявлення радіосигналів з невідомим частотним спектром при наявності завад шляхом аналізу спектра суміші, що приймається, при обмеженому часі прийому.

Задача виявлення та аналізу радіосигналів шляхом обробки їх спектрів певною мірою вже розв'язувалась в ряді публікацій [7, 8]. Але вихідні умови задачі у цих роботах характеризуються високим рівнем апріорної визначеності, що не відповідають поставленій у статті задачі.

Розглянемо задачу виявлення радіосигналу $S(t,\lambda,\beta)$ з невідомим частотним спектром, що приймається в адитивній суміші $U(t)$ зі статистично незалежним білим гаусовим шумом $n(t)$ впродовж обмеженого часового інтервалу $t \in [0, T_a]$. Нехай шум $n(t)$ та радіосигнал $S(t,\lambda,\beta)$ є обмеженими по смузі частот $\{0, f_B\}$. Вихідні умови запишемо таким чином:

$$U(t) = S(t,\lambda,\beta) + n(t), \tag{1}$$

де: $\lambda = \{\lambda_i\}_{i=\overline{1,m}}$ – вектор параметрів, від яких залежить радіосигнал, значення яких відомі;

$\beta = S(jf) = S(f)\cdot \exp(j\varphi(f))$ – комплексний частотний спектр радіосигналу, що є випадковою функцією і апріорі невідомий, з рівномірним розподілом густини ймовірності модуля $S(f)$ і аргументу $\varphi(f)$ на кожній частоті діапазону $\{0, f_B\}$;

$S(t,\lambda,\beta)$ – відома детермінована функція аргументів $t$, $\lambda$, $\beta$, що має вигляд:

$$S(t,\lambda,\beta) = A(\lambda,\beta)\cdot a(t,\lambda,\beta)\cdot Cos(2\pi ft + \gamma(t,\lambda,\beta) + \wp), \tag{2}$$

де: $a(t,\lambda,\beta)$, $\gamma(t,\lambda,\beta)$ – детерміновані функціональні залежності, що відображають закони амплітудної та кутової модуляції;

$A$ – апріорі невідома амплітуда складного радіосигналу, що є випадковою величиною з рівномірним розподілом густини ймовірності в інтервалі $[A_H, A_B]$;

$\wp$ – початкова фаза;

$n(t)$ – адитивний білий гаусів шум з відомими ймовірносними характеристиками.

 

Для наших умов виявлення радіосигналу $S(t,\lambda,\beta)$ невідомим є тільки факт його наявності або відсутності в прийнятій суміші $U(t)$ та конкретне значення його комплексного частотного спектра $S(j\omega)$. Тому рівняння (1) доцільно записати у вигляді:

$$U(t)=\aleph\cdot S(t,\lambda,\beta)+n(t), \tag{3}$$

де: $S(t,\lambda,\beta)$ – випадковий корисний радіосигнал, що повністю розташований на інтервалі спостереження-аналізу $[0,T_a]$;

$\aleph$ – випадковий параметр, що може приймати тільки два значення: нуль або один, і статистично не залежить від параметрів радіосигналу $S(t,\lambda,\beta)$.

Нехай відомі апріорі всі необхідні ймовірносні характеристики випадкової величини $\aleph$ та шуму $n(t)$:

$P_{pr}(\aleph=0)$, $P_{pr}(\aleph=1)$ – розподіл відповідно апріорних ймовірностей відсутності та наявності радіосигналу $S(t,\lambda,\beta)$;

$M_n$, $Д_n$ – відповідно математичне очікування та дисперсія шуму $n(t)$, зазвичай $M_n=0$;

$N=\text{const}$ – двостороння спектральна густина потужності шуму $n(t)$.

Тоді необхідно оптимальним чином визначити значення параметру $\aleph$ за прийнятою реалізацією $U(t)$ в інтервалі $[0,T_a]$.

Розв'яжемо цю задачу в частотній області визначення, коли обробці підлягає спектр прийнятої суміші $U(t)$.

За умови безперервно-безперервного аналізу [3] в частотній області визначення аналізується спектральна густина $U(jf)$ прийнятої суміші, яку можна записати у вигляді:

$$U(jf)=\aleph\cdot S(jf,\lambda)+n(jf), \tag{4}$$

де: $S(jf,\lambda)$, $n(jf)$ – відповідно комплексні спектральні густини корисного сигналу і шуму;

$S(jf,\lambda)=S(f,\lambda)\cdot e^{j\varphi(f,\lambda)}$ – багатовекторна випадкова функція аргументу частоти $f$ з відомими апріорі іншими параметрами $\lambda$;

$S(f,\lambda)$, $\varphi(f,\lambda)$ – відповідно випадкові амплітудний та фазовий спектри радіосигналу, що залежать також від параметрів $\lambda$.

Для розв'язання задачі виявлення радіосигналу в загальному випадку доцільно використовувати частотне відношення правдоподібності $l_f(\aleph)$ [3], що дорівнює:

$$l_f(\aleph)=\frac{L_f(\aleph)\big|_{S(jf,\lambda)\neq 0}}{L_f(\aleph)\big|_{S(jf,\lambda)=0}},$$

де: $l_f(\aleph)$ – частотне відношення правдоподібності, визначене в частотній області;

$L_f(\aleph)\big|_{S(jf,\lambda)\neq 0}$, $L_f(\aleph)\big|_{S(jf,\lambda)=0}$ – відповідно частотні функціонали правдоподібності при наявності та відсутності у вхідній спектральній реалізації $U(jf)$ корисного сигналу.

Порівнюючи значення $l_f(\aleph)$ з порогом $h$, приймається рішення про наявність сигналу $S(t,\lambda,\varphi(f))$, якщо $l_f(\aleph)\geq h$, або про його відсутність, якщо $l_f(\aleph)\prec h$.

Таким чином, частотне відношення правдоподібності $l_f(\aleph)$ для умов поставленої задачі визначається рівнянням [8]:

$$l_f(\aleph)=\frac{\int\limits_{S(-jf_B)}^{S(jf_B)} P_{pr}(S(jf))\cdot\exp\left\{-\frac{1}{2N}\int\limits_{-f_B}^{f_B}\left(U(jf)-S(jf,\lambda)\right)^2 df\right\}dS(jf)}{\exp\left\{-\frac{1}{2N}\int\limits_{-f_B}^{f_B}U^2(jf)df\right\}}= \tag{5}$$

$$=\exp\left\{-\frac{E_S}{2N}\right\}\cdot\int\limits_{S(-jf_B)}^{S(jf_B)} P_{pr}(S(jf))\cdot\exp\left\{\frac{1}{N}\int\limits_{-f_B}^{f_B}\mathrm{Re}\left(U(jf)\cdot S^*(jf,\lambda)\right)df\right\}dS(jf)$$

де: $\mathrm{Re}(\bullet)$ – функція виділення дійсної частини комплексного числа;

$(\bullet)^*$ – операція комплексного спряження спектра радіосигналу;

$P_{pr}(S(jf))$ – апріорна ймовірність комплексного спектра $S(jf)$ радіосигналу $S(t,\lambda,\beta)$ при заданому $\lambda$;

$E_s$ – енергія радіосигналу $S(t,\lambda,\beta)$.

Для локалізованих просторово-стаціонарних чи рухомих радіоелектронних засобів основною інформаційною властивістю радіосигналів є апріорна незалежність їх часових і частотних характеристик від просторових параметрів $\lambda(\theta)$, таких, наприклад, як напрямок на джерело радіовипромінювання або пеленг, кут місця, поляризація та інші, тобто $\lambda(\theta) = \mathrm{const}$ або є відомою функцією. Тому доцільно їх комплексний спектр представити у тривимірній формі [8]:

$$S(jf,if,\lambda) = S(f,\lambda)\cdot e^{j\varphi(f)}\cdot e^{i\lambda(\theta)}. \tag{6}$$

Рівняння (6) враховує те, що просторові параметри $\lambda(\theta)$ можна представити як просторову фазу радіосигналу і ввести як складову частину узагальненого тривимірного фазочастотного спектру $\varphi_{\Sigma}(f)$:

$$\varphi_{\Sigma}(f) = j\varphi(f) + i\lambda(\theta), \tag{7}$$

де $i$ – комплексна уявна змінна з модулем, що дорівнює одиниці, але описує комплексно-уявну площину, що є нормальною до комплексно-уявної площини змінної $j$.

Обидві складові узагальненого фазочастотного спектра $\varphi_{\Sigma}(f)$ відповідають одному і тому ж амплітудно-частотному спектру $S(f)$ радіосигналу, вони формуються одночасно і статистично незалежні. Тому для усунення апріорної статистичної невизначеності часового фазочастотного спектра $\varphi(f)$ доцільно при розв'язанні задачі виявлення радіосигналу використовувати його апріорі відомий просторовий фазочастотний спектр $\varphi_{\theta}(f) = \lambda(\theta)$, для якого $P_{pr}(\varphi_{\theta}(f)) = 1$.

Апріорна ймовірність амплітудного частотно-просторового спектра $P_{pr}(S(f,\lambda))$ є також величина відома, стала в межах смуги $\{-f_B, f_B\}$ і може бути врахована як коефіцієнт пропорційності, значення якого визначається з умови нормування повної ймовірності $\int_{-f_B}^{f_B} S^2(f,\lambda)df = E_S$:

$$P_{pr}(S(f,\lambda)) = \frac{1}{\sqrt{E_S}}. \tag{8}$$

Визначимо можливість усунення апріорної невизначеності амплітудно-частотного спектра радіосигналу $S(f)$, використовуючи його багатовекторність. Для цього представимо його комплексний спектр $S(jf)$ як шукану комплексну частотну характеристику еквівалентного узгодженого фільтра [5]:

$$S_a^*(jf) = K_y(jf) = \frac{\hat{S}^*(jf)}{\sqrt{N(f)}}, \tag{9}$$

де: $K_y(jf)$ – комплексна передаточна частотна характеристика еквівалентного узгодженого фільтра;

$\hat{S}^*(jf)$ – оцінка шуканого комплексного спектра радіосигналу;

$N(f)$ – спектральна густина потужності шуму $n(t)$.

Аналіз рівняння (9) показує, що шукане значення модуля $S(f)$ дорівнює модулю $K_y(f)$, значення якого в межах смуги $\{-f_B, f_B\}$ визначається відношенням сигнал/шум (ВСШ) на кожній частоті. Тому його значення доцільно визначити як вибіркове значення $Q_B(f)$ диференційного частотного ВСШ [10] з урахуванням багатовекторності комплексного спектра $S(jf,\lambda)$:

$$K_y(f) = Q_B(f) = \frac{\mathrm{Re}_{\lambda}(f)\cdot \mathrm{Re}_U(f) + \mathrm{Im}_{\lambda}(f)\cdot \mathrm{Im}_U(f)}{\sqrt{N(f)}}, \tag{10}$$

де: $\mathrm{Re}_{\lambda}(f) = \cos(\varphi_{\lambda}(f))$;

$\mathrm{Im}_{\lambda}(f) = \sin(\varphi_{\lambda}(f))$;

$\mathrm{Re}_U(f) = \mathrm{Re}\left[U(jf)\right]$;

$\mathrm{Re}[\bullet]$, $\mathrm{Im}[\bullet]$ – відповідно операції визначення дійсної та уявної частини комплексного числа.

Таким чином, з урахуванням (6) і (10) рівняння (9) матиме вигляд:

$$S^*(jf) = S_a^*(if) = Q_B(f)\cdot \exp\{\lambda(\theta)\}. \tag{11}$$

З урахуванням вищезазначеного, рівняння (5) може бути записане як:

$$l_f(\aleph) = \exp\left\{-\frac{E_S}{2N}\right\}\cdot \exp\left\{\frac{1}{N}\cdot \int_{-f_B}^{f_B} \mathrm{Re}\left(U(if)\cdot S_a^*(if)\right)df\right\}, \tag{12}$$

де: $U(if)$, $S_a^*(if)$ – відповідно комплексні просторово-спектральні густини прийнятої суміші $U(t)$ та корисного радіосигналу $S(t,\lambda,\beta)$.

Експоненціальна функція є монотонною від свого аргументу, тому рівняння (12) доцільно представити в логарифмічному масштабі:

$$\ln l_f(\aleph) = -\frac{E_S}{2N} + \frac{1}{N}\int_{-f_в}^{f_в} \mathrm{Re}\left(U(if)\cdot S_a^*(if,\lambda)\right)df \geq\leq \ln h. \tag{13}$$

Спростивши вираз (13), остаточно отримуємо:

$$\mu(f,\aleph) = \frac{1}{N}\int_{-f_в}^{f_в} \mathrm{Re}\left(U(if)\cdot S_a^*(if,\lambda)\right)df \geq\leq \frac{E_S}{2N} + \ln h = h_1, \tag{14}$$

де: $h_1 = \frac{E_S}{2N} + \ln h$ – еквівалентне значення порогу прийняття рішення про виявлення;

$\mu(f,\aleph)$ – частотно-просторова кореляційна функція.

Аналіз рівняння (14) показує, що базовою операцією при оптимальному виявленні сигналу $S(t,\lambda,\varphi(f))$ в частотній області є визначення значення частотно-просторової кореляційної функції $\mu(f,\aleph)$.

Визначимо кількісні характеристики отриманого оптимального виявлення, що реалізується в частотній області, наприклад для випадку використання критерію Неймана-Пірсона [5]. Для цього визначимо закон розподілу та параметри розподілу густини ймовірностей гіпотез: $\Gamma_1$ – наявності сигналу та $\Gamma_0$ – відсутності сигналу.

Для випадку наявності сигналу $S(t,\lambda,\varphi(f))$ маємо:

$$\begin{aligned}\mu\big|_{\Gamma_1} = \mu_1 &= \frac{1}{N}\int_{-f_в}^{f_в} \mathrm{Re}\left(\left(S(if,\lambda) + n(if)\right)\cdot S_a^*(if,\lambda)\right)df = \\ &= \frac{1}{N}\int_{-f_в}^{f_в} \mathrm{Re}\left(S(if,\lambda)\cdot S_a^*(if,\lambda)\right)df + \frac{1}{N}\int_{-f_в}^{f_в} \mathrm{Re}\left(n(if)\cdot S_a^*(if,\lambda)\right)df\end{aligned}, \tag{15}$$

де: $n(if)$ – спектрально-просторова густина шуму $n(t)$.

Аналіз рівняння (9) і (11) показує, що спектр $S_a^*(if)$ має детермінований фазо-частотний спектр $\varphi_\theta(f)$ і статистично залежний від вхідного шуму $n(t)$ амплітудно-частотний спектр $\left|S_a^*(if)\right|$. Останній доцільно представити як адитивну суму детермінованої складової і шумової:

$$\left|S_a^*(if)\right| = \left|S_Д^*(if)\right| + \left|S_Ш^*(if)\right| = Q_{ВД}(f) + Q_{ВШ}(f), \tag{16}$$

де: $Q_{ВД}(f)$, $Q_{ВШ}(f)$ – відповідно детермінована та шумова складові $\left|S^*(jf)\right|$.

В свою чергу, значення детермінованої складової $Q_{ВД}(f)$ дорівнює математичному очікуванню $Q_B(f)$ і є незміщеною достовірною оцінкою [5, 10]:

$$Q_{ВД}(f) = M\left[Q_B(f)\right], \tag{17}$$

де $M[\bullet]$ – операція математичного очікування.

Шумова складова $Q_{ВШ}(f)$ є випадковою величиною і її ймовірність розподілена за нормальним законом [5, 10] з дисперсією $\frac{N}{2T_a}$.

З урахуванням (17) рівняння (15) матиме вигляд:

$$\mu\big|_{\Gamma_1} = \frac{1}{N}\cdot\int_{-f_B}^{f_B} \mathrm{Re}\left(S(if,\lambda)\cdot S_Д^*(if,\lambda)\right)df + \frac{1}{N}\cdot\int_{-f_B}^{f_B} \mathrm{Re}\left(S(if,\lambda)\cdot S_Ш^*(if,\lambda)\right)df + \\ +\frac{1}{N}\cdot\int_{-f_B}^{f_B} \mathrm{Re}\left(n(if)\cdot S_Д^*(if,\lambda)\right)df + \frac{1}{N}\cdot\int_{-f_B}^{f_B} \mathrm{Re}\left(n(if)\cdot S_Ш^*(if,\lambda)\right)df \quad (18)$$

Перший доданок рівняння (18) є відомою величиною з постійним значенням:

$$\frac{1}{N}\cdot\int_{-f_B}^{f_B} \mathrm{Re}\left(S(if,\lambda)\cdot S_Д^*(if,\lambda)\right)df = \frac{E_S}{N}. \quad (19)$$

Другий, третій та четвертий доданки рівняння (18) є випадковими величинами з нормальним законом розподілу густини ймовірності. Тому сума цих трьох доданків є також випадковою величиною з нормальним законом розподілу і відповідними параметрами розподілу: математичне очікування $M_\Sigma = 0$, дисперсія $Д_\Sigma = \frac{E_S\cdot(T_a+1)+N}{2N\cdot T_a}$.

В цілому значення функції $\mu_1$ також є випадковою величиною, густина ймовірності якої розподілена за нормальним законом з відповідними параметрами: математичним очікуванням $M_1 = \frac{E_S}{N}$, дисперсією $Д_1 = \frac{E_S(T_a+1)+N}{2N\cdot T_a}$.

Для випадку відсутності сигналу $S(if,\lambda)$ в суміші $U(if)$ маємо:

$$\mu\big|_{\Gamma_0} = \mu_0 = \frac{1}{N}\int_{-f_в}^{f_в} \mathrm{Re}\left(n(if)\cdot S_a^*(if,\lambda)\right)df. \quad (20)$$

Значення $\mu_0$ є випадковою величиною, закон розподілу густини її ймовірності – нормальний з відповідними параметрами: математичним очікуванням $M_0 = 0$, дисперсією $Д_0 = \frac{E_S\cdot T_a + N}{N\cdot T_a}$.

Відповідно до критерію Неймана-Пірсона апріорі задається необхідна вірогідність хибної тривоги $p_{XT}$:

$$p_{XT} = \int_h^\infty p_0(\mu)\,d\mu = 1-\Phi\left(\frac{h}{\sqrt{Д_0}}\right), \quad (21)$$

де: $\Phi(x)$ – інтеграл ймовірності.

При цьому ймовірність $p_{ПВ}$ правильного виявлення сигналу $S(jf,\lambda)$ знаходиться як:

$$p_{ПВ} = \int_h^\infty p_1(\mu)\,d\mu = 1-\Phi\left(-\frac{h}{\sqrt{Д_1}} - \sqrt{\frac{E_S}{N}}\right). \quad (22)$$

Аналіз рівнянь (21) і (22) показує, що вони подібні до відомих рівнянь для ймовірностей $p_{XT}$ та $p_{ПВ}$ у випадку виявлення повністю відомого радіосигналу в часовій області [5, 6]. Відмінність полягає в неоднаковості дисперсій $Д_0 \neq Д_1$ і більшому їх значенні. Тому необхідні значення порогу $h$ та відношення сигнал/шум $\frac{E_S}{N}$ розраховуються за відомими співвідношеннями для часової кореляційної обробки [5].

Апаратурно аналізатори спектру для дійсних сигналів визначають комплексний спектр тільки для додатних частот. Тому співвідношення (12) для дійсних сигналів $S(t,\lambda,\beta)$ доцільно записати у вигляді:

$$l_f(\aleph) = \exp\left\{-\frac{E_S}{2N}\right\}\cdot\exp\left\{\frac{2}{N}\int_0^{f_в} \mathrm{Re}\left(U(if)\cdot S_a^*(if,\lambda)\right)df\right\}. \quad (23)$$

При обробці дійсних сигналів на проміжній частоті, смуга частот яких визначена як $\{f_H, f_B\}$, де $f_H \succ 0$ і $f_H \prec f_B \prec \infty$, рівняння (23) матиме вигляд:

$$l_f(\aleph) = \exp\left\{-\frac{E_S}{2N}\right\} \cdot \exp\left\{\frac{2}{N}\int_{f_n}^{f_e} \mathrm{Re}\left(U(if) \cdot S_a^*(if, \lambda)\right) df\right\}. \qquad (24)$$

Для випадків дискретно-дискретного аналізу та безперервно-дискретного аналізу сигналів у частотній області [3] співвідношення (12) та (14) матимуть вигляд відповідно (25) та (26):

$$l_f(\aleph) = \exp\left\{-\frac{E_S}{2N}\right\} \cdot \exp\left\{\frac{1}{N}\sum_{k=-\frac{L}{2}}^{k=\frac{L}{2}-1} \mathrm{Re}\left(U(if_k) \cdot S_a^*(if_\kappa, \lambda)\right)\right\}; \qquad (25)$$

$$\mu = \frac{1}{N}\sum_{k=-\frac{L}{2}}^{k=\frac{L}{2}-1} \mathrm{Re}\left(U(if_\kappa) \cdot S_a^*(if_\kappa, \lambda)\right) \geq \leq \frac{E_S}{2N} + \ln h = h_1, \qquad (26)$$

де: $k$ – ціле число;

$L$ – кількість дискретних гармонік у частотній області визначення.

Таким чином, задачу виявлення радіосигналу з апріорі невідомим комплексним частотним спектром при наявності адитивного нормального шуму можливо розв'язати, використовуючи аналіз прийнятої реалізації в частотно-просторовій області визначення. Основною операцією такого аналізу є визначення частотно-просторової кореляційної функції. При цьому кількісні ймовірнісні характеристики операції виявлення в частотно-просторовій області не суттєво відрізняються від відомих значень характеристик операції виявлення в частотній та часовій областях визначення для випадку апріорі відомого радіосигналу.

Отримані результати показують перспективність використання частотно-просторової обробки радіосигналів, особливо в умовах великої апріорної невизначеності та обмеженого часу аналізу. Отримані співвідношення також досить просто реалізуються сучасними засобами цифрової обробки сигналів [4, 11], що визначає перспективність їх практичної реалізації.

## ЛІТЕРАТУРА:


1. *Гуткин Л.С.* Проектирование радиосистем и радиоустройств. – М.: Радио и связь, 1986. – 288 с.
2. *Комиссаров Ю.А., Родионов С.С.* Помехоустойчивость и электромагнитная совместимость радиоэлектронных средств. – К.: Техніка, 1978. – 208 с.
3. *Ципоренко В.Г.* Визначення апостеріорної імовірності радіосигналу в частотній області // Вісник ЖІТІ. – 2000. – № 13 / Технічні науки. – С. 87–91.
4. Цифровые радиоприемные системы: Справочник / М.И. Жодзишский, Р.Б. Мазепа, Е.П. Овсянников и др. / Под ред. М.И. Жодзишского. – М.: Радио и связь, 1990. – 208 с.
5. *Тихонов В.И.* Оптимальный приём сигналов. – М.: Радио и связь, 1983. – 320 с.
6. *Гуткин Л.С.* Теория оптимальных методов радиоприёма при флуктуационных помехах: Изд. 2-е, доп. и перераб. – М.: Советское радио, 1972. – 448 с.
7. Обнаружение радиосигналов / П.С. Акимов, Ф.Ф. Евстратов, С.И. Захаров и др. / Под общ. ред. А.А. Колосова. – Радио и связь, 1989.
8. *Ципоренко В.Г.* Виявлення радіосигналів з невідомим фазовим спектром // Вісник ЖІТІ. – 2002. – № 3(22) / Технічні науки. – С. 94–98.
9. Методы фильтрации сигналов в корреляционно-экстремальных системах навигации / В.К. Баклицкий, А.М. Бочкарев, М.П. Мусьяков / Под общ. ред. В.К. Баклицкого. – М.: Радио и связь, 1986. – 216 с.
10. *Ципоренко В.Г.* Визначення умов оцінки параметрів радіосигналів на основі спектрального аналізу // Вісник ЖІТІ. – 2003. – № 1(24) / Технічні науки. – С. 100–104.
11. *Марпл С.Л.* Цифровой спектральный анализ и его приложения / Пер. с англ. – М.: Мир, 1990. – 584 с.


ЦИПОРЕНКО Валентин Григорович – кандидат технічних наук, доцент кафедри радіотехніки Житомирського державного технологічного університету.

Наукові інтереси:

– радіоелектроніка з використанням цифрової обробки сигналів.

Подано 28.10.2003