

УДК 519.2+621.3:09(045)

**Ю. В. ПЕПА**

*Національний авіаційний університет, Україна*

**РОЗПІЗНАВАННЯ ВИПАДКОВИХ СИГНАЛІВ НА БАЗІ СПЕКТРАЛЬНИХ МІР**

*В роботі аналітично викладено два підходи щодо розпізнавання випадкових сигналів на фоні випадкових процесів, які можуть мати як гауссівський розподіл щільності ймовірності, так і негауссівський розподіл. В першому випадку пропонується метод переходу від часового простору до простору спектрального, що приводить до аналізу поведінки узагальнених коефіцієнтів Фур'є при заданих ймовірних мірах похибок розпізнавання. Особливість процесу розпізнавання полягає в аналізі ймовірних мір на просторі оцінок коефіцієнтів Фур'є, а не ймовірних мір на просторі реалізацій випадкових процесів. У другому випадку розпізнавання відбувається за рахунок чіткого опису в явному вигляді ймовірних мір випадкових процесів, що дає можливість використати гауссові міри. Для стаціонарних лінійних випадкових процесів в більшості випадків виконуються умови, які забезпечують нормальність оцінок їх спектральних щільностей, що і використано в процесі розпізнавання лінійних випадкових процесів на базі їх спектральних мір.*

**Ключові слова:** *випадковий сигнал, розпізнавання, лінійний випадковий процес, ймовірнісна міра, спектральна міра, критерій, реалізація, простір.*

**Вступ**

Як правило, вирішення задачі розпізнавання двох випадкових сигналів принципово нічим не відрізняється від вирішення аналогічної проблеми для випадку  $n > 2$  сигналів. Тому надалі розглядатиметься саме випадок розрізнення двох сигналів, тим паче, що цей випадок характерний і для завдань виявлення, де розрізняються по суті два види процесів: сигнал і сигнал плюс шум [1].

**1. Розпізнавання випадкових сигналів за узагальненими коефіцієнтами Фур'є**

Нехай спостерігається деяке коливання  $x(t)$  на кінцевому інтервалі часу  $T$ . Про це коливання відомо, що воно представляє собою реалізацію одного з двох випадкових сигналів:  $\xi_1(t)$  або  $\xi_2(t)$ , причому в обох випадках  $t \in T$ . Необхідно, аналізуючи інформацію, що міститься в прийнятому коливанні  $x(t)$ , винести мотивований висновок про те, якому із двох процесів  $\xi_1(t)$  або  $\xi_2(t)$  належить реалізація  $x(t)$ .

Позначимо через  $\{X, \mathfrak{R}\}$  вимірюваний простір всіх безперервних функцій  $t$ , заданих на інтервалі  $T$ , де  $\mathfrak{R}$  –  $\sigma$ -алгебра [2] підмножин  $X$ . Даний простір буде визначатися як простір реалізацій, що відповідає процесам  $\xi_1(t)$  та  $\xi_2(t)$ . Кожному з цих процесів на просторі реалізації  $X$  відповідає своя

ймовірна міра:

$$\xi_1(t) \rightarrow \mu_1$$

і

$$\xi_2(t) \rightarrow \mu_2.$$

В даному випадку ймовірна міра  $\mu_i$ ;  $i=1,2$  визначає ймовірність того, що реалізація процесу  $\xi_1(t)$  належить певній множині  $B \in \mathfrak{R}$ , тобто

$$\mu_i(B) = P\{\xi_1(t) \in B\}; \quad i=1,2.$$

Для введених мір  $\mu_i$ ;  $i=1,2$  справедлива рівність нормування

$$\mu_1(X) = \mu_2(X) = 1.$$

Вирішення задачі розрізнення двох сигналів  $\xi_1(t)$  та  $\xi_2(t)$  зводиться до розбивання на основі визначеного критерію безлічі реалізацій  $X$  на дві підмножини  $X^1$  і  $X^2$ . Таке розбиття суттєво залежить як від прийнятого критерію, так і від властивостей ймовірних мір  $\mu_1$  і  $\mu_2$ .

Відповідно до прийнятого розбиття безлічі реалізацій  $X$  рішення про те, що реалізація  $x(t)$  відповідає процесу  $\xi_1(t)$  приймається в тому випадку, якщо  $x(t) \in X^1$ . Інакше, коли  $x(t) \in X^2$ , приймається рішення, що  $x(t)$  відповідає процесу  $\xi_2(t)$ . Так як в загальному випадку

$$\mu_1(X^1) \leq 1$$

і

$$\mu_2(X^2) \leq 1,$$

тому при прийнятті рішення можуть виникнути помилки двох типів: прийняте коливання  $x^1(t)$  відповідає процесу  $\xi_1(t)$ , але в просторі реалізацій йому відповідає точка в підмножині  $X^2$  і це означає що приймається помилкове рішення про те, що  $x^1(t)$  відповідає процесу  $\xi_2(t)$ . Ймовірна міра такої помилки

$$\alpha = \mu_1(X^2) = 1 - \mu_1(X^1). \quad (1)$$

Другий тип помилки виникає таким же чином, але тільки по відношенню до процесу  $\xi_2(t)$ . Ймовірна міра такої помилки

$$\beta = \mu_2(X^1) = 1 - \mu_2(X^2). \quad (2)$$

Як видно, значення помилок  $\alpha$  та  $\beta$  дорівнюють нулю, якщо в (1) та (2) виконується строга рівність. Цей випадок, хоч і особливий, має більше значення для вирішення задач розпізнавання та виявлення сигналів. Він отримав назву сингулярного випадку, а відповідні йому міри  $\mu_1$  і  $\mu_2$  називаються сингулярними [3] або перпендикулярними. Саме дві міри  $\mu_1$  і  $\mu_2$ , що задані на просторі  $\{X, \mathfrak{R}\}$ , називаються сингулярними, якщо в  $\mathfrak{R}$  знайдеться така множина  $B$ , що  $\mu_1(B) = 0$  і в той же час  $\mu_2(B) = 1$  або, що теж саме  $\mu_2(X/B) = 0$ . Якщо звернутись до підмножин  $X^1$  і  $X^2$ , то у відповідності з приведеним визначенням сингулярності можна, наприклад, покласти, що

$$X^2 = B,$$

а

$$X^1 = X/B.$$

Важливість сингулярного випадку для завдань розпізнавання полягає в тому, що за однією реалізацією виконується безпомилкове розпізнавання сигналів.

Нехай спостерігається реалізація  $x(t)$ ;  $t \in T$ , яка у відповідності з розглянутою вище постановкою завдання розпізнавання, належить множині реалізацій  $X$ . Як показано вище, реалізація  $x(t)$  може відповідати одному з випадкових сигналів  $\xi_1(t)$  або  $\xi_2(t)$ . Однак, на відміну від розглянутого вище, додатково вважатимемо, що процеси  $\xi_1(t)$  і  $\xi_2(t)$  належать гільбертовому простору  $H$  [4]. Нехай в цьому просторі визначений ортонормований базис  $\{e_0(t), e_1(t), \dots\}$ , тоді процеси  $\xi_1(t)$  і  $\xi_2(t)$  можна визначити у виді ортогональних рядів

$$\xi_1(t) = \sum_{n=0}^{\infty} C'_n e_n(t)$$

і

$$\xi_2(t) = \sum_{n=0}^{\infty} C''_n e_n(t),$$

де  $C'_n$  і  $C''_n$  – узагальнені коефіцієнти Фур'є [5].

Тепер процеси  $\xi_1(t)$  і  $\xi_2(t)$  при заданому фіксованому ортонормованому базисі  $\{e_n(t)\}_{n=0}^{\infty}$  будуть повністю описуватись своїми коефіцієнтами Фур'є  $\{C'_n\}$  і  $\{C''_n\}$ .

В даному випадку коефіцієнти Фур'є будуть не випадковими функціями. Однак, якщо знайти оцінки цих коефіцієнтів на основі прийнятої реалізації  $x(t)$ ;  $t \in T$ , то отримаємо послідовність випадкових величин  $\{\hat{C}_n\}$ . Тепер рішення про відповідність реалізації процесу  $\xi_1(t)$  або  $\xi_2(t)$  можна приймати на основі аналізу послідовності  $\{\hat{C}_n\}$ . Тим самим, ставлячи у відповідність кожній реалізації  $x(t) \in X$  відповідну послідовність  $\{\hat{C}_n\}$ , переходимо від розглядання простору реалізацій  $X$  до розглядання простору  $W$  послідовностей  $\{\hat{C}_n\}$ .

Кожному з процесів  $\xi_i(t)$ ;  $i = 1, 2$  на просторі послідовностей  $W$  відповідає свій розподіл. Задаючись, як при розгляді простору реалізацій  $X$ , відповідним критерієм, можна, в поєднанні зі знанням розподілів на просторі  $W$  послідовностей тепер вже реалізацій коефіцієнтів Фур'є [5], розбити простір  $W$  на два непересічні підпростори

$$W = W^1 + W^2.$$

Якщо  $\{\hat{C}_n\} \in W^1$ , то приймається рішення про належність реалізації  $x(t)$  до процесу  $\xi_1(t)$ . В альтернативному випадку, при  $\{\hat{C}_n\} \in W^2$ , робимо висновок, що  $x(t)$  відповідає процесу  $\xi_2(t)$ .

Відносно властивостей підпросторів  $W^1$  і  $W^2$ , а також помилок прийняття рішення  $\alpha$  і  $\beta$  можна сказати все те ж саме, що при розгляданні простору реалізацій  $X$ , тільки ймовірні міри будуть дещо іншими, для визначеності позначимо їх через  $\nu_1$  і  $\nu_2$ . Із них  $\nu_1$  характеризує розподіл вірогідності значень оцінок коефіцієнтів Фур'є в просторі  $W$  для процесу  $\xi_1(t)$ , а  $\nu_2$  – для процесу  $\xi_2(t)$ .

Доцільність переходу від розгляду при розрізненні випадкових процесів ймовірних мір  $\mu_1$  і

$\mu_2$  на просторі реалізацій  $X$  до розглядання ймовірних мір  $\nu_1$  і  $\nu_2$  на просторі  $W$  оцінок коефіцієнтів Фур'є пояснюється трьома причинами.

По-перше, при такому переході отримується можливість замінити розгляд процесу, що задається на континуальній множині  $T$ , на розгляд цього ж процесу на рахунковій множині  $\{0, 1, 2, \dots\}$ , що є порядковими індексами відповідних коефіцієнтів Фур'є. Без сумнівів, що на практиці значно зручніше розглядати другу ситуацію порівняно з першою.

По-друге, при розглянутому переході від тимчасового опису випадкових процесів  $\xi_1(t)$ ;  $i = 1, 2$  до узагальненого спектрального опису в термінах коефіцієнтів Фур'є відносно базису, що задається, може виникнути така ситуація, що, наприклад, для процесу  $\xi_1(t)$   $n$ -ий коефіцієнт Фур'є  $C'_n = 0$ , в той час як для процесу  $\xi_2(t)$  відповідає інший коефіцієнт  $C''_n \neq 0$ . В цьому випадку потрапляємо до сингулярного варіанта задачі розпізнавання. Тоді простір  $W$  можна розділити на два підпростори  $W^1$  і  $W^2$  такі, що

$$\nu_1(W^1) = 0$$

і

$$\nu_2(W^2) = 1.$$

Відмітимо тривіальний для даного випадку приклад, пов'язаний з розрізненням двох гармонійних сигналів з різними частотами і випадковими фазами. Природно, що перехід до сингулярного випадку завжди доцільний та необхідний.

По-третє, заміна простору реалізацій  $X$  на простір оцінок коефіцієнтів Фур'є  $W$  доцільніша в плані отримання послідовностей з незалежними або принаймні некорельованими значеннями.

Так, якщо спостерігати не всю реалізацію  $x(t)$ ;  $t \in T$ , а тільки  $n$  її відліків

$$\{x(t^i); t^i \in T; i = \overline{1, n}\},$$

то описати в ймовірному плані таку реалізацію можна  $n$ -мірним розподілом.

Якщо дані відліки незалежні в сукупності, то  $n$ -мірний розподіл можна представити у вигляді виразу з  $n$  одномірних розподілів. В цьому випадку значно спрощується, принаймні в теоретичному плані, вирішення задачі розпізнавання.

Відмітимо, що для того, щоб отримати незалежні відліки  $\{\tilde{X}(t^i)\}_{i=1}^n$  із залежних відліків

$\{X(t^i)\}_{i=1}^n$ , що відповідають деякому процесу

Гаусса [6], досить застосувати до них деяке лінійне перетворення. При інших видах розподілів перетворення мають бути в загальному випадку нелінійними. При цьому, якщо це перетворення можна виміряти, то властивості відповідних ймовірних мір, в сенсі їх абсолютної безперервності, зберігаються.

У цьому напрямку також корисними можуть виявитись ортогональні перетворення, ортогональні розкладання та канонічні представлення [7].

На базі таких ортогональних перетворень досліджуємо особливості побудови алгоритмів розрізнення і виявлення сигналів. В цьому випадку використовується перехід від простору реалізацій  $X$  до простору оцінок спектральних функцій або, у випадку їх абсолютної безперервності, до простору оцінок спектральної щільності потужності випадкових процесів.

## 2. Розпізнавання лінійних випадкових сигналів за спектром

Розглянемо тепер питання про застосування спектральних мір лінійних випадкових процесів [7] для розпізнавання сигналів. Будемо як і раніше розглядати задачу розпізнавання двох лінійних сигналів  $\xi_1(t)$  і  $\xi_2(t)$ :

$$\left. \begin{aligned} \xi_1(t) &= \int_{-\infty}^{\infty} \phi_1(t-\tau) d\eta_1(\tau); \\ \xi_2(t) &= \int_{-\infty}^{\infty} \phi_2(t-\tau) d\eta_2(\tau). \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

Нехай спостерігається коливання  $x(t)$ ;  $t \in [0, T]$ , про яке відомо, що воно відповідає відрізку однієї з реалізацій або процесу  $\xi_1(t)$ , або процесу  $\xi_2(t)$ . За прийнятим коливанням  $x(t)$  знаходимо оцінку спектральної щільності потужності  $\hat{f}_n(\lambda)$

$$\hat{f}_n(\lambda) = \int_{-\pi}^{\pi} U_n(\lambda - \omega) I_n(\omega) d\omega, \quad (4)$$

де  $I_n(\lambda)$  – періодограма [3] (у випадку безперервного спостереження за реалізацією  $x(t)$  при  $t \in [0, T]$ ), що визначається рівністю

$$I(\lambda) = \frac{1}{2\pi T} \left| \int_0^T x(t) e^{it\lambda} dt \right|^2; \quad (5)$$

$U_n(\lambda)$  – задана вагова функція, яка носить назву

спектрального вікна [5]. Серед найбільш відомих в літературі і тих що застосовуються при статичній обробці сигналів можна вказати спектральні вікна Хеннінга, Парзена Хеммінга, Блекмена-Тьюки, Даніеля, Ханна та ін. [5].

Кожній реалізації  $x(t) \in X$  ставиться у відповідність певна оцінка  $\hat{f}_n^{(x)}(\lambda)$  спектральної щільності потужності  $f(\lambda)$ . Тоді простір оцінок  $W$  величин  $\hat{f}_n^{(x)}(\lambda)$ , що відповідають реалізаціям  $x(t) \in X$ , будемо називати також і простором реалізацій спектральної щільності потужності для процесів  $\xi_1(t)$  і  $\xi_2(t)$ . Підставляючи вираз (4) в (5), отримуємо співвідношення

$$\hat{f}_n^{(x)}(\lambda) = \frac{1}{2\pi n} \int_{-\pi}^{\pi} U_n(\lambda - \omega) \left| \sum_{t \in T^0} x(t) e^{it\lambda} \right|^2,$$

яке і встановлює відповідність між простором реалізацій  $X$  і простором оцінок спектральних щільностей  $W$ .

Відмітимо, що при фіксованих множинах

$$T^0 = \{t^k : t^k \in [0, T], k = 1, 2, \dots, n\}$$

і спектральному вікні  $U_n(\lambda)$  вказане відображення буде взаємно однозначним.

Завдання полягає в тому, щоб по отриманій на основі аналізу, прийнятого коливання  $x(t)$ ;  $t \in [0, T]$ , оцінці спектральної щільності  $\hat{f}_n^{(x)}(\lambda)$  прийняти в певному значенні найкраще рішення про те, якому з процесів  $\xi_i(t)$ ;  $i = 1, 2$  вона відповідає, тобто, іншими словами, необхідно прийняти за істинну одну з гіпотез:

$H^1$ : прийняте коливання  $x(t)$ ,  $t \in [0, T]$  відповідає процесу  $\xi_1(t)$ ;

$H^2$ : прийняте коливання  $x(t)$ ,  $t \in [0, T]$  відповідає процесу  $\xi_2(t)$ .

Кожній з вказаних гіпотез  $H^i$  на просторі оцінок спектральної щільності відповідає своя ймовірнісна міра  $\nu_i$ ;  $i = 1, 2$ .

Подальший хід вирішення задачі розпізнавання випадкових процесів  $\xi_i(t)$ ;  $i = 1, 2$  залежить від того, чи являється міра  $\nu_2$  абсолютно безперервною відносно  $\nu_1$  (можлива і зворотна постановка питання) або вони сингулярні. При розпізнаванні випадкових сигналів за спектром вона грає роль функціонала відношення правдоподібності [2, 3].

В залежності від значення міри  $\nu_2$ , вказаної вище множини, можливі три випадки: регулярний при  $\nu_2(B) = 0$ , сингулярний при  $\nu_2(B) = 1$  і

проміжний при  $0 < \nu_2(B) < 1$ .

В першому випадку міра  $\nu_2$  є абсолютно безперервною відносно міри  $\nu_1$ . В цьому випадку міра  $\nu_2$  будь-якої множини  $E \subset W$  може бути виражена через міру  $\nu_1$ :

$$\nu_2^{(E)} = \int_E s(\hat{f}_n^{(x)}) d\nu_1(\hat{f}_n^{(x)}).$$

Якщо ж розглядати випадки  $\nu_2(B) = 1$  або  $0 < \nu_2(B) < 1$ , то в цьому випадку відносно міри  $\nu_1$  на множині  $W/B$ , міра  $\nu_2$  на множині  $B$  сходиться за ймовірністю до  $+\infty$ .

В якості критерію розпізнавання випадкових процесів за спектром обираємо критерій Неймана-Пірсона, в основі якого лежить використання відношення правдоподібності, а також необхідно задати поріг прийняття рішення  $\alpha$  – значення помилки першого роду.

Для цього розбиваємо простір  $W$  реалізацією оцінки спектральної щільності  $\hat{f}_n$  на дві непересічні підмножини:

$$W^1 = \{ \hat{f}_n^{(x)}(\lambda) : s(\hat{f}_n^{(x)}) > c(\lambda) \}$$

і

$$W^2 = \{ \hat{f}_n^{(x)}(\lambda) : s(\hat{f}_n^{(x)}) \geq c(\lambda) \}.$$

Якщо ж в результаті спостереження за реалізацією  $x(t)$ ;  $t \in [0, T]$  отримуємо, що

$$\hat{f}_n^{(x)}(\lambda) \in W^1,$$

то приймається гіпотеза  $H^1$ .

Якщо

$$\hat{f}_n^{(x)}(\lambda) \in W^2 = W/W^1,$$

то приймається гіпотеза  $H^2$ .

При цьому слід зауважити, що

$$\alpha = \nu_1(W^2),$$

а помилка другого роду, відповідно,

$$\beta = \nu_2(W^1).$$

Це характерно для випадку, коли міра  $\nu_2$  абсолютно безперервна відносно міри  $\nu_1$ .

Якщо ж міри  $\nu_1$  і  $\nu_2$  сингулярні, то задача розпізнавання за спектром зводиться до пошуку множини  $B \subset W$ , для якої

$$\nu_1(B) = 0$$

і

$$\nu_2(B) = 1.$$

В цьому випадку отримуємо безпомилкове розрізнення сигналів  $\xi_1(t)$  і  $\xi_2(t)$ , оскільки

$$\alpha = \nu_1(B) = 0,$$

а

$$\beta = \nu_2(W^1) = 0.$$

Отже, передусім необхідно з'ясувати, чи є міри  $\nu_1$  і  $\nu_2$  абсолютно безперервні, еквівалентні або вони сингулярні. Для цього необхідно мати опис в явному вигляді ймовірних мір  $\nu_1$  і  $\nu_2$ . Найбільш зручними як в теоретичному, так і в прикладному плані є гауссові міри. Як показано в [5], при певних умовах більшість оцінок спектральної щільності є асимптотично нормальними. Саме для стаціонарних лінійних випадкових процесів виду (3), що представляють собою процеси ковзного підсумовування в більшості випадків виконуються умови, що забезпечують асимптотичну нормальність оцінок їх спектральних щільностей. Саме цей факт є одним з основних, що виправдовує доцільність застосування для розпізнавання лінійних стаціонарних випадкових процесів на базі їх спектральних мір.

На рис. 1 наведена структурна схема пристрою, що реалізує критерій розпізнавання випадкового сигналу за спектром на фоні завадового випадкового лінійного процесу.

На рис. 1 в першому блоці здійснюється на основі отриманої реалізації  $x(t)$ ,  $t \in [0, T]$  оцінка  $N$  значень спектральної щільності, які перемножуються у другому блоці з відповідними  $N$  значеннями  $s(\lambda_k)$  виду

$$s(\lambda_k) = \frac{s_1(\lambda_k) - s_2(\lambda_k)}{\int_{-\pi}^{\pi} U_n(\omega) d\omega}; \quad k = \overline{1, N}.$$

Після підсумовування доданків у третьому блоці, отриманий сигнал подається на пороговий пристрій (ПП), де приймається рішення про першу  $H^1$  чи другу  $H^2$  гіпотези.

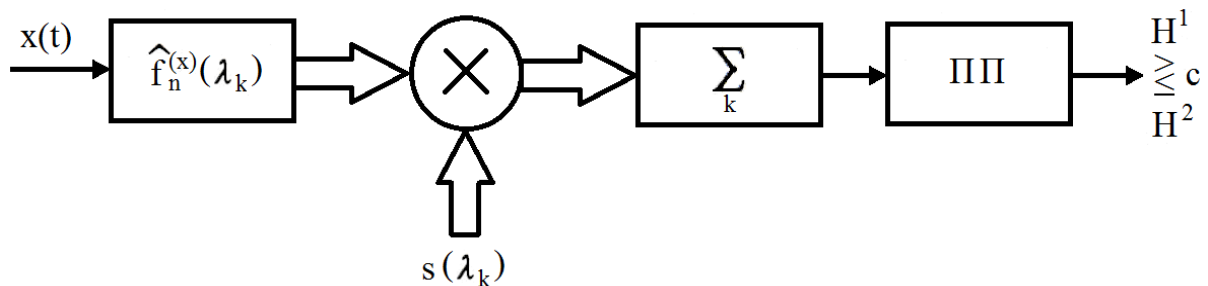


Рис. 1. Структурна схема пристрою розпізнавання випадкового сигналу

## Висновки

В роботі показана можливість та спосіб реалізації розпізнавання випадкових сигналів з використанням їх спектральних мір за умови гауссівського розподілу ймовірнісних мір  $\nu_1$  і  $\nu_2$ .

Слід зауважити, що існує інший метод вирішення задачі розпізнавання сигналів, прийнятний і для розрізнення нестационарних сигналів. Він пов'язаний з використанням ортогональних розкладань випадкових процесів в базисі ортонормованих стохастичних функціоналів від процесів з незалежними приростами. В такому випадку здійснюється перехід від простору реалізацій  $X$  до простору оцінок узагальнених коефіцієнтів Фур'є.

## Література

1. Ihara, S. On the capacity of channels with additive non-Gaussian noise [Text] / S. Ihara // Information and Control. – 1998. – Vol. 37, No. 1. – P. 34-39.
2. Papoulis, A. Probability, random variables and stochastic processes [Text] / A. Papoulis. – New York : McGraw-Hill, 1991. – 233 p.
3. Ludeman, L. Random processes: filtering, estimation and detection [Text] / L. Ludeman. – Wiley : IEEE Press, 2003. – 333 p.
4. Kowalski, E. Spectral theory in Hilbert space [Text] / E. Kowalski. – Switzerland : ETH Zurich, 2009. – 129 p.
5. Петров, В. В. Прикладная спектральная теория оценивания [Текст] / В. В. Петров. – М. : Наука, 1982. – 432 с.
6. Wang, V. Linear analysis of random process variability [Text] / V. Wang, D. Markovic // Proceedings of the IEEE/ACM International Conference on Computer-Aided Design (ICCAD '08). – Piscataway, NJ, USA : IEEE Press, 2008. – P. 292-296.

7. Бойко, И. Ф. Об абсолютной непрерывности Вероятностные модели и обработка случайных спектральных мер линейных случайных процессов сигналов и полей : сб. науч. тр. – К. : УМК ВО, 1991. [Текст] / И. Ф. Бойко, Б. Г. Марченко // – С. 24-27.

*Поступила в редакцию 18.05.2014, рассмотрена на редколлегии 17.06.2014*

**Рецензент:** д-р техн. наук, проф., проф. кафедры електроніки В. М. Шутко, Національний авіаційний університет, Київ.

## РАСПОЗНАВАНИЕ СЛУЧАЙНЫХ СИГНАЛОВ НА БАЗЕ СПЕКТРАЛЬНЫХ МЕР

*Ю. В. Пена*

В работе аналитически изложены два подхода по распознаванию случайных сигналов на фоне случайных процессов, которые могут иметь как гауссовское распределение плотности вероятности, так и негауссовское распределение. В первом случае предлагается метод перехода от временного пространства к пространству спектральному, что приводит к анализу поведения обобщенных коэффициентов Фурье при заданных вероятностных мерах погрешностей распознавания. Особенность процесса распознавания состоит в анализе вероятностных мер на пространстве оценок коэффициентов Фурье, а не вероятностных мер на пространстве реализаций случайных процессов. Во втором случае распознавание происходит за счет четкого описания в явном виде вероятностных мер случайных процессов, что дает возможность использовать гауссовские меры. Для стационарных линейных случайных процессов в большинстве случаев выполняются условия, которые обеспечивают нормальность оценок их спектральных плотностей, что и использовано в процессе распознавания линейных случайных процессов на базе их спектральных мер.

**Ключевые слова:** случайный сигнал, распознавание, линейный случайный процесс, вероятностная мера, спектральная мера, критерий, реализация, пространство.

## RECOGNITION OF RANDOM SIGNALS BASED ON SPECTRAL MEASURES

*Y. V. Pena*

The paper sets out two approaches analytically recognition of random signals on the background of random processes, which can have a Gaussian probability density, and non-Gaussian distribution. In the first case propose a method of transition from temporary space to spectral space, which leads to the analysis of generalized Fourier coefficients for given probability of error detection measures. Feature recognition process is to analyze the probability measures on estimates of the Fourier coefficients instead of probability measures on the space of realizations of random processes. In the second case is due to the recognition of a precise description of an explicit probability measure of random processes, which enables the use of Gaussian measures. For stationary linear stochastic processes in most cases, the conditions that ensure the normal assessment of their spectral densities, and that used in the recognition process of linear stochastic processes on the basis of their spectral measures.

**Key words:** random signal, recognition, linear random process, probability measure, spectral measure, criterion, implementation, space.

**Пена Юрій Володимирович** – канд. техн. наук, доцент, доцент кафедри радіоелектронних пристроїв та систем, Національний авіаційний університет, Київ, Україна, e-mail: yurka14@i.ua.