Keywords: *modeling, fluidized bed, dehydration, granulation.*

References

1. *Kornijenko, B. Ja.* Osoblyvosti modeljuvannja procesiv perenosu u dyspersnykh systemakh [Features of design of processes of transfer in the dispersible systems] / B. Ja. Kornijenko // Visnyk Nacionaljnogho tekhnichnogho universytetu Ukrajiny «Kyjivsjkyj politekhnichnyj instytut» , serija «Khimichna inzhenerija, ekologhija ta resursozberezhennja». – 2011. – No 2(8). – P. 5-9.
2. *Kornijenko, B. Ja.* Dynamika procesiv znevodnennja ta ghranuljuvannja u psevdozridzhenomu shari [A dynamics of processes of dehydration and granulation in the pseudofluidized layer] / B. Ja. Kornijenko. Visnyk Nacionaljnogho tekhnichnogho universytetu Ukrajiny «Kyjivsjkyj politekhnichnyj instytut» , serija «Khimichna inzhenerija, ekologhija ta resursozberezhennja». – 2012. – No 1(9). – P. 15-19.

УДК 519.216(045)

НЕЧИПОРУК В. В., к.т.н., доц.
Національний авіаційний університет

ОСОБЛИВОСТІ МОДЕЛЮВАННЯ НЕСТАЦІОНАРНИХ ЕНЕРГЕТИЧНИХ ВИПАДКОВИХ ПРОЦЕСІВ З ВИКОРИСТАННЯМ СТОХАСТИЧНИХ ЛІНІЙНИХ ПРОЦЕСІВ

Розглядається порівняльний аналіз двох підходів для моделювання енергетичних процесів: аксіоматичний і конструктивний, та їх використання в електроенергетиці. Показано, що маючи пуассонівські спектри стрибків у формі Колмогорова для процесів з дискретним або неперервним часом, можна знаходити n-вимірні характеристичні функції моделюючого процесу, а значить, і відповідні їм функції розподілу.
Ключові слова: *лінійний процес, аксіоматичні і конструктивні підходи, спектр стрибків, моделювання, просторово-часові сигнали.*

Постановка проблеми. Значного поширення серед теоретичних та прикладних досліджень, зокрема у задачах моделювання радіотехнічних сигналів, у технічній діагностиці, гідроакустиці, геофізиці, медичній діагностиці знайшли застосування лінійні випадкові процеси. Основною перевагою лінійного випадкового процесу є його конструктивність, бо це дає змогу ефективно використовувати лінійний випадковий процес для проведення імітації сигналів на ЕОМ. Крім того, на базі лінійного випадкового процесу можливо проводити опис та аналіз сигналів у рамках багатовимірних функцій розподілу та характеристичних функцій.

Вивчення моделей випадкових процесів та їх комп'ютерне моделювання відіграють важливу роль при розв'язуванні широкого кола прикладних задач. Спосіб моделювання випадкового процесу визначається способом його завдання. У цій роботі під моделюванням будемо розуміти операції, спрямовані на одержання реалізацій того чи іншого процесу з певними стохастичними властивостями. Функції, які будуть одержані в результаті моделювання, називатимемо моделями та їх реалізаціями. Як відомо, повний опис ймовірнісного процесу $\{\in(t), t \in T\}$, де T – деяка параметрична множина (найчасті-ше її фізичний зміст – це час або простір) дає послідовність скінченновимірних функцій розподілів, яка має вигляд

$$F(x_1, x_2, ..., x_n; t_1, t_2, ..., t_n); \quad \forall t_1, t_2, ... \in T; \quad n = 1, 2, ...; \quad x_1, ..., x_n \in R^n. \qquad (1)$$

Відзначимо, що елементи послідовності (1) не можна вибирати довільним чином, вони повинні відповідати певним умовам (інваріантності та узгодженості) [1].

Такий опис процесу носить назву аксіоматичного, оскільки базується на системі аксіом, запропонованих А. Колмогоровим [2] і на яких базується сучасна теорія ймовірностей та теорія випадкових процесів. Але крім описаного вище аксіоматичного підходу для опису процесу, що моделюється, часто використовують так званий конструктивний підхід, який є більш наочним, близьким до практики, а параметри його конструкцій є зручними для опису фізичних явищ. В якості таких конструктивних моделей сьогодні використовують конструктивну модель лінійного випадкового процесу, яка близька до згортки функцій або моделі фільтрації деякого породжуючого процесу фільтром із детермінованою імпульсною реакцією. При цьому використовують два види зображень лінійного процесу, що моделюється: лінійні процеси з дискретним часом або неперервним, в останньому разі використовують інтегральне зображення лінійного процесу, що моделюється.

Метою цієї праці є порівняльний аналіз двох підходів: аксіоматичного і конструктивного; намічаються шляхи їх розв'язання. Також розглядаються можливості використання моделей лінійного випадкового процесу для моделювання різних процесів в електроенергетиці.

Порівняльний аналіз аксіоматичних та конструктивних моделей

1. Аксіоматичний підхід [3]. При його використанні в найбільш повному виді вважається заданою скінченновимірна послідовність функцій розподілу (1). На практиці це означає таке: необхідно задати закон і загальний вид елементів скінченновимірних функцій розподілу, що входять у (1). Далі за допомогою методів моделювання розробити алгоритм і програми, які б моделювали окремі реалізації випадкового процесу для будь-якого наперед заданого n. Зрозуміло, що така задача пов'язана як з великою кількістю величин, що моделюються, так і з необхідністю перевірки отриманих реалізацій на близькість у певному стохастичному розумінні до заданих в умові задачі скінченновимірних функцій розподілу. І хоча при кожному фіксованому n таку задачу можна розв'язувати за допомогою сучасної електронної обчислювальної техніки, але часто на практиці такий підхід дає відповідь, яку важко осмислювати та аналізувати при використанні.

Стосовно шляхів перевірки точності такого моделювання може бути використаний гістограмний аналіз як у багатовимірному, так і в одновимірному випадку. Але навіть за таких умов гістограмний аналіз, який більш-менш добре розвинутий в одновимірному випадку, в багатовимірному – як в теорії, так і в плані реалізацій алгоритмів і програм – розвинений досить слабо. Тому конструктивний підхід найчастіше використовують лише в рамках перших двох функцій розподілу із послідовності (1). Більш того, цей аналіз часто зводиться лише до використання L_2 – теорії (кореляційної теорії).

2. Використання конструктивних моделей [4, 5]. Поряд з аксіоматичними останнім часом використовують і різні конструктивні моделі. Наприклад, однією з найпоширеніших моделей є мультиплікативна модель отримання реалізацій гауссівського процесу. Вона полягає в попередньому моделюванні двох реалізацій процесів, що входять в добуток двох випадкових величин, одна з яких має розподіл арксинуса, а друга – розподіл Релея. Відомо, що такий добуток у збіжні моменти часу для процесів дає третю випадкову величину з гауссовим розподілом.

Недоліком мультиплікативних моделей є те, що їх конструкції в широкому плані мало досліджені. У певному плані розвитком мультиплікативних моделей разом з адитивними моделями та граничним переходом є модель типу згортки, а в більш глибокому розумінні вона є попереднім кроком до створення моделі лінійного процесу. Використання лінійних процесів дає змогу значно розширити клас моделюючих процесів, а також зв'язати конструктивний підхід з аксіоматичним. Останнє стало можливим завдяки теоремам стосовно лінійних процесів, які встановлюють зв'язок між елементами конструкції лінійного процесу та канонічним видом їх характеристичних функцій і характеристичних функціоналів.

Слід відмітити, що як конструктивний, так і аксіоматичний підходи можуть бути використані при моделюванні як стаціонарних, так і нестаціонарних випадкових процесів і випадкових полів. Зауважимо також, що конструктивна модель лінійного випадкового процесу досить зручна для моделювання різних циклічних явищ в електротехніці. Наприклад таких, як енергонавантаження в системах передачі електроенергії та аналіз різних вібрацій і шумів у роботі вузлів електроенергетичних об'єктів.

Зупинимося детальніше на означенні лінійного процесу та його зв'язках з аксіоматичними та конструктивними моделями.

Моделі лінійних випадкових процесів

Розглянемо два види лінійних випадкових процесів: з дискретним та неперервним часом. Лінійний процес з дискретним часом може бути зображений у вигляді дискретної згортки породжуючого процесу, що є процесом (послідовністю) з незалежними значеннями з деякою числовою послідовністю. Інколи така згортка називається процесом ковзної суми.

Процес ковзної суми (ПКС) [3] визначається так. Нехай $\ldots\zeta_{-1}, \zeta_0, \zeta_1,\ldots$ – дійсна послідовність незалежних та однаково розподілених випадкових величин, а $\varphi_0, \varphi_1,\ldots, \varphi_q$ – послідовність q+1 довільних чисел. Тоді процес

$$\xi_t = \varphi_0\, \zeta_t + \varphi_1\, \zeta_{t-1} + \ldots + \varphi_q\, \zeta_{t-q}\ ;\ t = \ldots, -1, 0, 1,\ldots \qquad (2)$$

називається процесом ковзної суми (ковзного середнього зі скінченними межами підсумовування).

Коли $\varphi_0 = \varphi_1 = \ldots = \varphi_q = \dfrac{1}{q+1}$, випадкова величина ξ_t є середнім арифметичним, яке використовується в задачах статистики при «згладжуванні даних».

З означення випливає, що це є процес з незалежними приростами. Якщо позначити через $f_\zeta(u)$ характеристичну функцію довільного елемента послідовності однаково розподілених випадкових величин ζ_{-1}, ζ_0, ζ_1, тоді характеристичну функцію процесу ковзного середнього (2) визначають наступним чином:

$$f_\xi(u;t) = \mathbf{M}\exp(iu\,\xi) = \mathbf{M}\exp\left(iu\sum_{j=0}^{q}\varphi_j\,\zeta_{t-j}\right) = \prod_{j=0}^{q}\mathbf{M}\exp\left(iu\varphi_j\,\zeta_{t-j}\right) = \prod_{j=0}^{q} f\left(u\varphi_j\right). \tag{3}$$

Надалі послідовність ζ_{-1}, ζ_0, ζ_1 називатимемо породжуючою послідовністю процесу ковзної суми (2).

Якщо накласти умову, що характеристична функція (3) є безмежно подільною і до того ж гільбертовою, тобто $\mathbf{M}\zeta^2<\infty$, то тоді логарифм характеристичної функції (3) може бути представлений у канонічній формі Колмогорова

$$\ln f_\zeta(u;t) = im_\zeta u + \int_{-\infty}^{\infty}\left(e^{iux} - 1 - iux\right)\frac{dK_\zeta(x)}{x^2}, \tag{4}$$

де m_ζ – математичне сподівання ζ, а $K_\zeta(x)$ – спектральна функція стрибків у формі Колмогорова, параметри m_ζ і $K_\zeta(x)$ однозначно визначають характеристичну функцію (3) процесу ζ_t, отже, і закон розподілу величини ζ. І навпаки, по характеристичній функції (4) гільбертового безмежно подільного закону параметри m_ζ і $K_\zeta(x)$ визначаються однозначно.

Зауваження:

1. У більш загальному випадку замість виразу (2) можна подати цей процес у вигляді:

$$\xi_t = \sum_{\tau=-\infty}^{\infty}\varphi_\tau\zeta_{t-\tau}U_\tau U_{q-\tau}, \quad t\in\left(\overline{-\infty,\infty}\right), \tag{5}$$

де U_x – функція Хевісайда, $U_x = \begin{cases}0 & \text{коли } x<0\\ 1 & \text{коли } x\geq 0\end{cases}$.

2. Вираз (2) можна записати у формі $\xi_t = L[\zeta_t]$, де L – лінійний оператор, що повністю задається послідовністю φ_0, φ_1,…, φ_q і переводить послідовність …ζ_{-1}, ζ_0, ζ_1,… в іншу стаціонарну послідовність ξ_t, тобто описує деякий лінійний фільтр.

Позначимо через $F_\zeta(x) \equiv F_\zeta(x;t)$ функцію розподілу ζ_t, $\forall t\in\left(\overline{-\infty,\infty}\right)$. Якщо

$$\mathbf{M}\,\zeta = \int_{-\infty}^{\infty} x\,dF_\zeta(x) = m_\zeta \text{ і } \mathbf{M}\left\{\left(\zeta_t - m_\zeta\right)\left(\zeta_{\ldots s} - m_\zeta\right)\right\} = \begin{cases}\sigma_\zeta^2, & t=s\\ 0, & t\neq s\end{cases},$$

то

$$\mathbf{M}\,\xi_t = m_\zeta\left(\varphi_0 + \varphi_1 + \ldots + \varphi_q\right) = m_\zeta\sum_{j=0}^{q}\varphi_j;\ \mathbf{D}\,\xi_t = \sigma_\zeta^2\sum_{j=0}^{q}\varphi_j^2, \tag{6}$$

і, коли $s\geq 0$,

$$R(s) = \mathbf{M}\left\{\left(\xi_t - m_\zeta\right)\left(\xi_{t+s} - m_\zeta\right)\right\} = \begin{cases}\sigma_\zeta^2\left(\varphi_0\varphi_s + \ldots + \varphi_{q-s}\varphi_q\right) & \text{коли } s\in\left[\overline{0,q}\right],\\ 0 & \text{коли } s\geq q+1.\end{cases} \tag{7}$$

де σ^2_ζ – інтенсивність породжуючого процесу, який часто називають білим шумом [6].

У загальному випадку $R(s) = R(-s) = \sigma^2\sum_{j=0}^{q+|s|}\varphi_j\varphi_{j+|s|}U_{|s|-j}$, де U_x – функція Хевісайда. Тобто послідовність $\left\{\xi_t, t\in\left(\overline{-\infty,\infty}\right)\right\}$, $\xi_t = \sum_{\tau=0}^{q}\varphi_\tau\zeta_{t-\tau}$ є слабо стаціонарною. Для виконання останнього не обов'язково у визначенні вимагати незалежності ζ_t, достатньо вимоги щодо їх некорельованості, але тоді вирази, що наводяться в даній роботі для характеристичних функцій, можуть і не мати місця.

Використання моделей лінійних випадкових процесів в енергетиці

Коли в (2) чи (5) $q\to\infty$, то такий ПКС називають лінійним процесом з дискретним часом, а ζ_t – його породжуючим процесом. Тобто в загальному випадку лінійний процес з дискретним часом це ПКС порядку ∞ з нескінченними границями вигляду:

$$\xi_t=\sum_{\tau=0}^{\infty}\varphi_\tau\zeta_{t-\tau},\ t\in\left(\overline{-\infty,\infty}\right) \text{ або } \xi=\sum_{\tau=-\infty}^{\infty}\varphi_\tau\zeta_{t-\tau},\ t\in\left(\overline{-\infty,\infty}\right), \tag{8}$$

Такі процеси існують, якщо:

$$\sum_{\tau=0}^{\infty}\varphi_\tau^2<\infty \text{ або } \sum_{\tau=-\infty}^{\infty}\varphi_\tau^2<\infty. \tag{9}$$

У цьому випадку їх кореляційна функція має вигляд

$$R(s)=\sigma^2\sum_{j=0}^{\infty}\varphi_j\varphi_{j+|s|},$$

і, коли виконуються умови (6), остання функція існує, коли $s\in\left(\overline{-\infty,\infty}\right)$, тому що $2\left|\varphi_j\varphi_{j+|s|}\right|\le\varphi_j^2+\varphi_{j+|s|}^2$.

Ці вимоги є достатніми, якщо ζ_t некорельовані та мають спільне середнє і дисперсію. Взагалі у виразі (8) можна взяти ζ_t залежними, тоді ці процеси будуть лінійними дискретними процесами та існуватимуть, якщо виконується умова (9) і всі ζ_t мають постійні, математичне сподівання та дисперсію. Тоді формули для характеристичної функції можна одержати як і вище, але в цьому разі викладки ускладнюються.

Пуассонівські спектри стрибків $K_\xi(x)$ і $K_\zeta(x)$ пов'язані між собою так (у припущенні, що процес ξ_t – однорідний, а ζ_t – стаціонарний)

$$K_\xi(x)=\int_{-\infty}^{\infty}R_\varphi(x,y)dK_\zeta(y), \tag{10}$$

де $R_\varphi(x, y)$ – ядро перетворення, яке не залежить від породжуючого процесу ζ_t і однозначно визначається коефіцієнтами $\left\{\varphi_\tau,\ \varphi_\tau\ne0,\ \tau=\overline{0,q}\right\}$ для виразу (2) чи так само, як у виразі (4) для $\left\{\varphi_\tau,\ \tau=\left(\overline{-\infty,\infty}\right)\right\}$. Якщо існує обернене до $R_\varphi(x, y)$ ядро перетворення, можна розв'язувати і обернену задачу: за заданою функцією $K_\xi(x)$ знаходити $K_\zeta(x)$. Це окреме питання, що виходить за межі сформульованої задачі.

Процеси ковзного середнього добре вивчені з точки зору побудови їх конструкції як моделі, але в більшості випадків глибоко досліджені лише гауссівські моделі. Хоча аналогічні результати можуть бути легко отримані в класі безмежно подільних розподілів.

Крім лінійних процесів з дискретним часом при моделюванні можна використовувати інтегральне зображення лінійного випадкового процесу з неперервним часом. Воно має вигляд:

$$\xi(t)=\int_{-\infty}^{\infty}\varphi(\tau,t)d\eta(\tau),\ t\in T, \tag{11}$$

де T – область визначення процесу (11) у часі, $\varphi(\tau, t)$ – функція інтегрована з квадратом по τ при всіх $t\in T$, а $\eta(\tau)$, $\tau\in(-\infty,\infty)$ – процес з незалежними приростами. Вираз (11) існує для стаціонарних і нестаціонарних моделей і має загальний характер. Для стаціонарного процесу у виразі (11) треба взяти $\varphi(t-\tau)$ замість $\varphi(\tau, t)$, а $\eta(\tau)$ має бути однорідним процесом з незалежними приростами.

Логарифм характеристичної функції (11) у формі Колмогорова [6]:

$$\ln f_\xi(u;t)=iu\kappa_1\int_{-\infty}^{\infty}\varphi(\tau,t)d\tau+\int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty}\left(e^{iux\varphi(\tau,t)}-1-iux\varphi(\tau,t)\right)\frac{d_xK_\eta(x)}{x^2}d\tau, \tag{12}$$

де $\varphi(\tau, t)$ – ядро процесу (11), $K_\eta(x)$ – функція стрибків однорідного породжуючого процесу з незалежними приростами $\eta(\tau)$, а κ_1 – кумулянта $\eta(\tau)$, якщо $t=1$.

Знайдемо ймовірнісні характеристики процесу $\xi(t)$.

Вираз для n-вимірної неперервної компоненти $\xi_c(t)$ у моменти часу $t_1,...,t_n\in T$, коли $L(x,\tau)\equiv0$, $\varphi(\tau,t)\equiv\varphi_c(\tau,t)$:

$$f_{\xi_c}(u_1,...,u_n;t_1,...,t_n)=\exp\left\{i\sum_{k=1}^{n}u_k\int_{-\infty}^{\infty}\varphi(\tau,t_k)d\mu_w(\tau)-\frac{1}{2}\sum_{k,j=1}^{n}u_ku_j\int_{-\infty}^{\infty}\varphi(\tau,t_k)\varphi(\tau,t_j)dD_w(\tau)\right\},$$

де $\mu_w(\tau)$ $D_w(\tau)>0$ – невипадкові дійсні функції, які однозначно визначаються за процесом $w(\tau)$.

Для дискретного процесу $\xi(t)$ n-вимірна характеристична функція в моменти часу $t_1,...,t_n \in T$:

$$f_\xi(u_1,...,u_n;t_1,...,t_n) = \exp\left\{ i\sum_{k=1}^{n} u_k \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(\tau,t_k)\,d\mu(\tau) + \int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty} \left[e^{ix\sum_{k=1}^{n} u_k\varphi(\tau,t_k)} - 1 - \frac{ix\sum_{k=1}^{n} u_k\varphi(\tau,t_k)}{1+x^2} \right] dL(x,\tau) \right\},$$

де $\mu(\tau)$ – невипадкова дійсна функція, яка однозначно визначається за процесом $\pi_1(\tau)$, $L(x, \tau)$ – пуассонівський спектр стрибків процесу $\pi_1(\tau)$.

Через властивості сепарабельності процес $\xi(t)$ цілком описується послідовністю своїх n-вимірних характеристичних функцій. Відомі властивості характеристичних функцій дозволяють проводити його повний ймовірнісний аналіз. Наприклад, математичне сподівання, кореляційна функція та дисперсія визначаються відповідно

$$\mathbf{M}\xi(\tau) = -i\frac{\partial \ln f_\xi(u;t)}{\partial u}\bigg|_{u=0} = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi_c(\tau,t)\,d\mu_c(\tau) + \int_{-\infty}^{\infty} \varphi_b(\tau,t)\,d\mu_b(\tau) + \int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty} \frac{x^2}{1+x^2}\varphi_b(\tau,t)\,dL(x,\tau);$$

$$R_\xi(t_1,t_2) = -\frac{\partial^2 \ln f_\xi(u_1,u_2;t_1,t_2)}{\partial u_1 \partial u_2}\bigg|_{u_1=u_2=0} = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi_c(\tau,t_1)\varphi_c(\tau,t_2)\,dD(\tau) + \int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty} x\varphi_b(\tau,t_1)\varphi_b(\tau,t_2)\,dL(x,\tau),$$

звідки, якщо $t_1 = t_2 = t$,

$$\mathbf{D}\xi(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi_c(\tau,t)\,dD(\tau) + \int_{-\infty}^{\infty} x^2\varphi_b(\tau,t)\,dL(x,\tau).$$

Таким чином, модель лінійного випадкового процесу з безмежно подільним законом розподілу, будучи конструктивною, дозволяє легко переходити до аксіоматичної моделі і навпаки, маючи послідовність скінченновимірних характеристичних функцій (аксіоматичний підхід), можна переходити до конструктивної моделі. Це є можливим завдяки існуванню співвідношення (11).

Якщо використовують моделі лінійного випадкового процесу з дискретним часом, моделювання процесів в енергетиці зводиться до такої схеми.

Задаємося:

– видом ядра $\varphi(\tau, t)$, який отримуємо з фізичної моделі процесу. Наприклад, якщо моделюють графіки енергонавантажень у конкретній енергосистемі, це може бути детермінована функція, періодична по t, і отримана в результаті попередньої статистичної обробки графіків енергонавантажень за попередній період часу, зокрема $\varphi(\tau, t)$ може бути прямокутний або трапецевидний усереднений імпульс окремого енергоспоживача;

– функцією стрибків $K_\eta(x)$, яка характеризує стохастичний потік увімкнень та вимикань споживачів електроенергії. Моделювання моментів виникнення цих стрибків (потік подій) робиться одним з відомих методів стохастичного моделювання, наприклад таких, що описані в роботі [7].

За допомогою відповідних операцій (згортка, множення та інші) отримуємо з окремих компонент реалізації лінійного процесу з урахуванням його конструкції.

За допомогою статистичного аналізу (наприклад, оцінювання моментів, кореляційний аналіз, гістограмний аналіз та інших) оцінюємо точність моделювання та його надійність.

Висновки

1. Маючи пуассонівські спектри стрибків у формі Колмогорова для процесів з дискретним або неперервним часом, ми можемо знаходити n-вимірні характеристичні функції моделюючого процесу й відповідні їм функції розподілу.

2. Виходячи з виду відповідних ядер і функцій стрибків, користуючись виразами (2) чи (10), можемо будувати реалізації (їх графіки) для енергетичних процесів, що моделюються.

3. Маючи такі реалізації і відповідні їм скінченновимірні функції розподілу, можна розв’язувати різні задачі, пов’язані з функціонуванням енергетичних вузлів, що працюють у нестаціонарному режимі, наприклад, графіки енергонавантажень.

4. Отже, при використанні для моделювання лінійних випадкових процесів ми використовуємо всю послідовність скінченновимірних характеристичних функцій, які зв’язані з конструкцією лінійного випа-

дкового простору. Тому використання лінійних процесів у рамках безмежноподільних законів еквівалентне використанню аксіоматичного підходу, тобто отриманню реалізацій, для яких можна перевірити їх приналежність і відповідність певним системам скінченновимірних функцій розподілу.

Список використаної літератури

1. *Гнеденко Б. В.* Курс теории вероятностей / Б. В. Гнеденко. – М.: Гос. изд-во физ.-мат. лит., 1961. – 412 с.
2. *Ахманов С. А.* Введение в статистическую радиофизику и оптику / С. А. Ахманов, Ю. Е. Дьяков, А. С. Чиркин. – М. : Наука, 1981. – 163 с.
3. *Андерсон Т.* Статистический анализ временных рядов / Т. Андерсон ; пер. с англ. – М. : Мир, 1976. – 212 с.
4. *Колмогоров А. Н.* Основные понятия теории вероятностей / А. Н. Колмогоров. – М. : Наука, 1974. – 210 с.
5. *Боровков А. А.* Теория вероятностей / А. А. Боровков. – М. : Наука, 1976. – 89 с.
6. *Марченко Б. Г.* Метод стохастических интегральных представлений и его приложения в радиотехнике / Б. Г. Марченко. – К. : Наук. думка, 1973. – 86 с.
7. *Ермаков С. М.* Статистическое моделирование / С. М. Ермаков, Г. А. Михайлов. – М. : Наука, 1982. – 132 с.

Надійшла до редакції 15.01.2012

Nechiporuk V. V.

FEATURES ENERGY SIMULATION NONSTATIONARY RANDOM PROCESSES USING STOCHASTIC LINEAR PROCESSES

An comparative analysis of two approaches for modeling energy processes: axiomatic and constructive, and their use in power. It is shown that spectrum with Poisson jumps in the form of Kolmogorov for processes with discrete or continuous time, we can find n-dimensional characteristic function modeling process, and hence the corresponding distribution function.

Keywords: *linear process, axiomatic and constructive approaches, the range of jumps, modeling, spatio-temporal signals.*

References

1. *Gnedenko, B. V.* Kurs teorii verojatnostej [Probability theory course] / B. V. Gnedenko. – M.: Gos. izd-vo fiz.-mat. lit., 1961. – 412 s.
2. *Ahmanov, S. A.* Vvedenie v statisticheskuju radiofiziku i optiku [Introduction in statistical radiophysics and optics] / S. A. Ahmanov, Ju. E. D'jakov, A. S. Chirkin. – M. : Nauka, 1981. – 163 s.
3. *Anderson, T.* Statisticheskij analiz vremennyh rjadov [Statistical analysis of temporary ranks] / T. Anderson ; per. s angl. – M. : Mir, 1976. – 212 s.
4. *Kolmogorov, A. N.* Osnovnye ponjatija teorii verojatnostej [Main concepts of probability theory] / A. N. Kolmogorov. – M. : Nauka, 1974. – 210 s.
5. *Borovkov, A. A.* Teorija verojatnostej [Probability theory] / A. A. Borovkov. – M. : Nauka, 1976. – 89 s.
6. *Marchenko, B. G.* Metod stohasticheskih integral'nyh predstavlenij i ego prilozhenija v radiotehnike [Method of stochastic integrated representations and its appendix in radio engineering] / B. G. Marchenko. – K. : Nauk. dumka, 1973. – 86 s.
7. *Ermakov, S. M.* Statisticheskoe modelirovanie [Statistical modeling] / S. M. Ermakov, G. A. Mihajlov. – M. : Nauka, 1982. – 132 s.