УДК 519.2:005

АНАЛИЗ ИНФОРМАЦИОННОЙ ПРОГНОЗИРУЕМОСТИ ПРОЦЕССОВ СО СЛУЧАЙНОЙ СТРУКТУРОЙ

А.В. ОВСЯННИКОВ, В.М. КОЗЕЛ, Е.А. ХАРИТОВИЧ

Белорусский государственный университет
Независимости, 4, Минск, 220030, Беларусь

Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники
П. Бровки, 6, Минск, 220013, Беларусь

Поступила в редакцию 25 мая 2015

Приведены необходимые теоретические сведения для анализа информационной прогнозируемости процессов случайной структуры. Подробно рассмотрен случай с сосредоточенной сменой структуры. Приведен пример анализа информационной прогнозируемости стохастического процесса с сосредоточенной сменой структуры сноса.

Ключевые слова: информационная прогнозируемость, стохастический процесс, одномерная нестационарная плотность, структура.

Введение

Активный интерес к исследованию систем случайной структуры постоянен и обусловлен, с одной стороны, возможностями, реализуемыми при их применении, с другой – поиском адекватных моделей для описания реальных систем. Чрезвычайно важной и самостоятельной задачей в исследовании является задача прогнозирования поведения таких систем, описываемых марковскими стохастическими процессами со случайной структурой (ПСС). В общем случае процесс со случайной структурой может быть охарактеризован как кусочно-непрерывный, смешанный двухкомпонентный процесс $\{\xi_t = \xi(t), s(t)\}$, $t \in (t_0, T)$, где ξ_t – непрерывная компонента, $s(t) = s_q$, $q = \overline{1,Q}$ – дискретная компонента [1]. Различный характер взаимозависимости компонент $\{\xi_t, s(t)\}$ и способ перехода от одной структуры к другой определяет вид ПСС [2,3].

Решение задачи прогнозирования ПСС может включать оценку этой возможности (осуществления прогноза), заключающуюся в анализе функции информационной прогнозируемости (ИП) параметров процесса [4], например, математического ожидания или состояния процесса, характеризующегося номером (индексом) q.

Цель работы состоит в анализе информационной прогнозируемости ПСС, определении ИП математического ожидания процесса с сосредоточенными переходами между состояниями, определении ИП состояний ПСС.

Информационная прогнозируемость параметров ПСС

Пусть относительно марковского стохастического ПСС ξ_t известна его одномерная нестационарная плотность $f = f(t, \xi, s; \mathbf{X}) = p^s(t) f^s(t, \xi; \mathbf{X})$, где $s = \{s_q\}$, $q = \overline{1,Q}$ – конечное число структур, $\mathbf{X} = \{x_i\}$, $i = \overline{1,l}$ – набор параметров плотности, причем, в общем случае, $x = x(t)$. Нестационарная плотность (далее плотность) $f^s = f^s(t, \xi; \mathbf{X})$ при каждом фиксированном s удовлетворяет уравнению Фоккера-Планка-Колмогорова (ФПК) с начальным $f^s(t_0,\xi;\mathbf{X}) = f_0^s$ и граничным $f^s(t,\pm\infty;\mathbf{X}) = f_{\pm\infty}^s$ условиями. Дискретный марковский процесс $s(t)$ характеризуется нестационарной вероятностью состояния $p_t^q = p^q(t)$ и вероятностью перехода $p_t^{qn} = p(t,s_q \mid t',s_n)$, $q,n=\overline{1,Q}$.

В дальнейшем будем полагать, что для плотностей f^s и p_t^s выполняются общие условия регулярности, которые, с учетом их зависимости от t, заключаются в следующем:

а) плотность f^s и производные $\partial f^s/\partial x_i$ непрерывны по ξ_t на интервале соответствующем $s = s_q$, кроме, может быть, точек t_{qn}, t_{nq} – моментов времени смены структуры стохастического процесса;

b) $\forall\ i=\overline{1,l}$ существует и конечен интеграл $\int\left(\partial f^s/\partial x_i\right)^2(f^s)^{-1}d\xi$, где $f^s \neq 0$ для любого $\xi_t \in \Xi \subset R^1$ на интервале соответствующем $s = s_q$;

c) плотность p_t^s и производные $\partial p_t^s/\partial s$, $\partial f^s/\partial s$ непрерывны на интервале соответствующем $s = s_q$, кроме, может быть, точек t_{qn}, t_{nq} – моментов времени смены структуры стохастического процесса;

d) производные $\partial f^s/\partial x_i$, $\partial p_t^s/\partial s$, $\partial f^s/\partial s$ существуют и непрерывны на t, кроме, может быть, точки t_0 и моментов времени смены структуры стохастического процесса t_{qn}, t_{nq}.

В условиях a)–d) информационную прогнозируемость вектора параметров $\mathbf{X}$ плотности f^s по Фишеру определим как матрицу с элементами

$$\mathbf{IP_X}(t) = \left[IP_{x_ix_j}(t)\right], \tag{1}$$

где $IP_{x_ix_j}(t) = \sum_q E\left(\partial\ln f/\partial x_i\right)\left(\partial\ln f/\partial x_j\right) = \sum_q p_t^q IP_{x_ix_j}^q(t)$, $IP_{x_ix_j}^q(t) = E\left(\partial\ln f^q/\partial x_i\right)\left(\partial\ln f^q/\partial x_j\right)$, E – символ математического ожидания, $\mathbf{IP_X}(t) \geq 0$, $t \geq 0$.

В частном случае одномерного параметрического множества, ИП параметра $\mathbf{X} = \{x\}$ представляется функцией информационного количества Фишера, зависящего от времени $IP_x(t) = \sum_q p_t^q IP_x^q(t)^2$, $IP_x^q(t) = E\left(\partial\ln f^q/\partial x\right)^2$. Функция $IP_x(t)$ в точке t_0 и моментах времени изменения структуры t_{qn}, t_{nq} определяется условиями f_0, f_{qn}, f_{nq} и условием регулярности, т.е. $IP_x(t_0) = \lim_{t\to t_0} IP_x(t)$, $IP_x(t_{qn}) = \lim_{t\to t_{qn}+} IP_x(t) = \lim_{t\to t_{qn}-} IP_x(t)$, $IP_x(t_{qn}) = \lim_{t\to t_{qn}} IP_x(t)$.

Приведенное выше определение (1) остается справедливым для плотностей вероятности, в которых хотя бы один из параметров является функцией времени. Очевидно также, что если $IP_{x_ix_j}^q(t) = E\left(\partial\ln f^q/\partial x_i\right)\left(\partial\ln f^q/\partial x_j\right) = 0$, $i \neq j$, $i,j=\overline{1,l}$, то матрица $\mathbf{IP_X}(t) = \mathrm{diag}\left[IP_{x_i}(t)\right]$, $i=\overline{1,l}$.

Рассмотрим задачу анализа системы случайной структуры, в которой на периоде ее фиксированного состояния плотность f^q можно аппроксимировать гауссовской или близкой к ней плотностью $f^q = \left(2\pi d_t^q\right)^{-1/2}\exp\left[-\left[(\xi_t - m_t^q)/\sqrt{2d_t^q}\right]^2\right]$, с параметрами математического ожидания m_t^q и дисперсии d_t^q. Вероятностная модель, описывающая дискретный марковский процесс $s(t) = s_q$, может быть представлена уравнениями Колмогорова $\dot{p}_t^q = \sum_{n=1,n\neq q}^{Q} p_t^n\lambda_t^{qn} - p_t^q\lambda_t^{qq}$, где обозначено $\dot{p}_t^q = dp_t^q/dt$, $p^q(t_0) = p_0^q$, $p^q(t_{qn}) = p_{qn}^q$ – начальные условия, $\lambda_t^{nq} \geq 0$, $\lambda_t^{qq} \geq 0$ – интенсивности переходов. Тогда, при $\mathbf{X} = \{m_t^q, d_t^q\}$ получаем

$$\mathbf{IP_X}(t) = \mathrm{diag}[IP_m(t); IP_d(t)], \tag{2}$$

где $IP_m(t)=\sum_q IP_m^q(t)=\sum_q p_t^q\left[d_t^q\right]^{-1}$, $IP_d(t)=\sum_q IP_d^q(t)=0,5\sum_s p_t^s\left[d_t^s\right]^{-2}$. (3)

Рассмотрим ИП состояния стохастического процесса. В этом случае формула (1) преобразуется к виду

$$IP_s(t)=\sum_q IP_q(t)=IP_{p,s}(t)+\sum_q p_t^q IP_q^q(t), \tag{4}$$

где $IP_q(t)=E\left(\partial\ln f/\partial q\right)^2$, $IP_{p,s}(t)=\sum_q p_t^q(\partial\ln p_t^q/\partial q)^2$ – компонента ИП, связанная с нестационарной плотностью состояния марковского процесса p_t^q, $IP_q^q(t)=E\left(\partial\ln f^q/\partial q\right)^2$ – компонента, связанная с вкладом в ИП условной нестационарной плотности f^q.

В рамках гауссовской аппроксимации [2,3] условной плотности f^q функция $IP_q^q(t)$ упрощается:

$$IP_q^q(t)=E\left(\partial\ln f^q/\partial q\right)^2=\left[(m_t^q)'_q\right]^2/d_t^q+\left[(d_t^q)'_q/d_t^q\right]^2/2. \tag{5}$$

Таким образом, определяя вероятности состояний p_t^q из уравнений Колмогорова, параметры гауссовской аппроксимации m_t^q, d_t^q и их производные по параметру структуры *q*, вычисляем функцию ИП состояния марковского процесса со случайной сменой структуры.

Информационная прогнозируемость параметров марковского процесса с сосредоточенной сменой структуры

Адекватное вероятностное описание сложных помеховых ситуаций в задачах статистической радиотехники, описание случайных составляющих статистических данных при их обработке требует использования в этих целях универсальных, обобщенных, многопараметрических моделей. В то же время аналитическое получение обобщенных нестационарных плотностей для определения функций информационных прогнозируемостей является практически неразрешимой задачей. В этом случае удобно воспользоваться подходом рассматриваемым ниже. В качестве примера для иллюстрации такого подхода рассмотрим модель обобщенного sech^k-распределения (generalized secant hyperbolic *k* distribution – GSHK модель) с плотностью [5]:

$$f_{cm}=uC(k)\mathrm{sech}^k(u\xi),\ k=v/u,\ u,v>0, \tag{6}$$

где $C(k)=\Gamma((1+k)/2)\Gamma(k/2)^{-1}/\sqrt{\pi}$, $\Gamma(x)$ – гамма функция.

GSHK-модель описывает широкий класс унимодальных плотностей с коэффициентом эксцесса в диапазоне от нуля (гауссовская форма плотности) до трех (двойное экспоненциальное распределение).

Стохастическое дифференциальное уравнение Ито (СДУ), отвечающее процессу со стационарной плотностью (6), имеет вид

$$\dot\xi_t+vb\,\mathrm{th}(u\xi_t)/2=n_t,\ \xi(t_0)=\xi_0,\ \dot\xi_t=d\xi_t/dt, \tag{7}$$

где n_t – нормальный белый шум с нулевым средним $En_t=0$ и дельтообразной корреляционной функцией $En_tn_{t'}=b\delta(t'-t)$, $b=N/2$ – коэффициент диффузии, N – односторонняя спектральная плотность.

Рассмотрим кусочно-линейную аппроксимацию функции $\mathrm{th}(u\xi_t)$, при которой СДУ (7) можно записать в следующем виде:

$$\dot\xi_t+a_t^q(\xi_t)=n(t),\ \xi(t_0)=\xi_0^q,\ \xi(t_{qn})=\xi_{qn}^q, \tag{8}$$

где $a_t^q(\xi_t)=A_q+B_q\xi_t$, $A_q=vb\left[\mathrm{th}(uy^q)-\mathrm{seah}^2(uy^q)uy^q\right]/2$, $B_q=vub\,\mathrm{seah}^2(uy^q)/2$, $\{y^q\}$ – множество заданных точек в области определения функции $\mathrm{th}(u\xi_t)$, $q=\overline{1,Q}$ – индекс структуры, $Q=3,5,7...$ – нечетное число структур. Структурам с номерами $q=1,Q$ соответствует $a_t^q(\xi_t)=\mp vb/2$, а структуре с номером $q=\mathrm{nedian}(Q)=(Q+1)/2$ функция

$a_t^q(\xi_t) = bvu\xi_t / 2$. Таким образом, уравнение (8) описывает ПСС при сосредоточенных переходах из одного состояния в другое [2]. Выбор набора точек $\{y^q\}$ может быть осуществлен различными способами. Так, например, можно задаться абсолютной погрешностью непрерывной кусочно-линейной аппроксимации Δ_q участка структуры, соответствующего индексу q, в виде одного из условий:

$$\left| y^q - \xi_t \right| \le \Delta_{\xi,q} , \tag{9}$$

$$\left| a_t^q(\xi_t) - a_t(\xi_t) \right| \le \Delta_{a,q} . \tag{10}$$

Общее число требующихся структур Q, удовлетворяющих условию (9) или (10), будет однозначно определяться методом выбранной аппроксимации.

Решение (8) имеет вид

$$\xi_t^q = \xi_0^q e^{-B_q t} - (A_q / B_q)(1 - e^{-B_q t}) + \int_{t_{qn}}^{t_{nq}} e^{B_q(\tau - t)} n(\tau) d\tau , \ \xi(t_0) = \xi_0^q , \ \xi(t_{qn}) = \xi_{qn}^q , \ n = q \pm 1 . \tag{11}$$

При достижении и пересечении ординарным процессом ξ_t^q границ y^{nq}, определяемых из неравенства (9) или (10), происходит смена структуры q на $n = q \pm 1$. Далее, для определенности, остановимся на кусочно-линейной аппроксимации, полученной из условия (9). Тогда, на границах $y^{nq} = y^q \pm \Delta$ (здесь обозначено $\Delta = \Delta_{\xi,q}$) происходит поглощение реализации процесса ξ_t^q и восстановление реализации ξ_t^n с начальным условием $\xi_{nq}^n = y^{nq} = y^q \pm \Delta$, т.е. конечные условия процесса в состоянии q совпадают с начальным условием в состоянии n. Математическое ожидание и дисперсия процесса (8) с учетом решения (11) имеют вид $m_t^q = \xi_{qn}^q e^{-B_q t} - (A_q / B_q)(1 - e^{-B_q t})$, $d_t^q = d_{qn}^q e^{-2B_q t} + b(1 - e^{-2B_q t}) / 2B_q$, где d_{qn}^q – накопленная к моменту времени t_{qn} дисперсия.

Таким образом, при фиксированном $s = s_q$ с учетом начальных $f_{qn}^q = f^q(t_{qn}, \xi_{qn}^q; \mathbf{X})$ и граничных $f_{nq}^n = f^q(t_{nq}, \xi_{nq}^n; \mathbf{X})$ условий обобщенные уравнения ФПК образуют систему

$$\frac{\partial f^q}{\partial t} = -\frac{\partial \Phi_q}{\partial \xi_t} - \frac{\dot p_t^q}{p_t^q} f^q - \sum_{n=1, n \ne q}^{Q} \left[\alpha_t^{nq} - \frac{p_t^n}{p_t^q} \beta_t^{qn} \right], \ \Phi_q = a_t^q f^q - \frac{1}{2} \frac{\partial}{\partial \xi_t} (b f^q) , \ q, n = \overline{1, Q} ,$$

где α_t^{nq} и β_t^{qn} – функции поглощения и восстановления реализации ПСС [2]. В гауссовском приближении получаем решение в виде нестационарной плотности для участка структуры

$$f^q = \left[2\pi d_t^q \right]^{-1/2} \exp\left[-\left(\xi_t - m_t^q \right)^2 / 2 d_t^q \right] .$$

Уравнения Колмогорова для плотности p_t^s при сосредоточенных переходах в случае, когда функции поглощения и восстановления принимают простой вид $\alpha_t^{nq} = \lambda_t^{nq}(y^{nq})$, $\beta_t^{qn} = \lambda_t^{qn}(y^{qn})$ следующее:

$$\dot p_t^q = \sum_{n=1, n \ne q}^{Q} p_t^n \lambda_t^{qn}(y^{qn}) - p_t^q \lambda_t^{qq}(y^{qq}), \ \lambda_t^{qq}(y^{qq}) = \sum_{n=1, n \ne q}^{Q} \lambda_t^{nq}(y^{nq}) , \ q, n = \overline{1, Q} . \tag{12}$$

Поскольку в рассматриваемой задаче допустимы переходы из текущего состояния в состояние с индексом, отличающимся от текущего только на единицу, то уравнения (12) можно упростить. Интенсивности переходов, входящие в уравнения, в первом приближении определяются как стационарные величины $\lambda_t^{nq}(y^{nq}) = p_{cm}^n / p_{cm}^q$, где p_{cm}^q – вероятность стационарного состояния структуры s_q:

$$p_{cm}^q = \int_{y^{q,q-1}}^{y^{q+1,q}} f_{cm} d\xi = F(y^{q+1,q}) - F(y^{q,q-1}) , \ p_{cm}^q = p_{cm}^{Q-q+1} , \ q = \overline{2, Q-1} , \tag{13}$$

$$p_{cm}^1 = \int_{-\infty}^{y^{2,1}} f_{cm} d\xi = F(y^{2,1}) , \ p_{cm}^Q = p_{cm}^1 . \tag{14}$$

Функция распределения, соответствующая плотности (6), имеет вид [4,5]

$$F(z)=\frac{2^k}{k}C(k)e^{ukz}\,{}_2F_1\left(\left[\frac{k}{2},k\right],\left[1+\frac{k}{2}\right],-e^{2uz}\right), \tag{15}$$

где ${}_2F_1$ – обобщенная гипергеометрическая функция.

Таким образом, ИП ПСС (8), определяемую формулами (1)–(5), можно вычислить с использованием формул (12)–(15).

Анализ информационной прогнозируемости параметров марковского процесса с сосредоточенной сменой структур и *Q* = 3

Пусть заданным требованиям по точности кусочно-линейной аппроксимации (9) удовлетворяет аппроксимация с $Q=3$, т.е. $q=\overline{1,3}$, тогда СДУ (7) для этих структур имеет вид

$$\begin{cases}\dot{\xi}_t+\mu\operatorname{sign}(q-2)/u=n(t), \quad \xi(t_{q2})=\xi_{q2}^q, \text{ для } \left\{\xi_t\le -u^{-1}, \quad q=1:\ \xi_t\ge u^{-1}, \quad q=3\right\},\\ \dot{\xi}_t+\mu\xi_t=n(t), \ \xi(t_{qn},q)=\xi_{qn}^q, \text{ для } \left\{|\xi_t|\le u^{-1}, \quad q=2, \quad n=1,3\right\},\end{cases}$$

или в общем виде для индексов структур $q=\overline{1,3}$

$$\dot{\xi}_t+\frac{\mu}{u}\operatorname{sign}(q-2)+\mu\xi_t(1-|q-2|)=n(t),\ \xi(t_{qn})=\xi_{qn}^q,\ q,n=\overline{1,3},\ q\ne n, \tag{16}$$

где $\mu=bvu/2$, $y^{2,1}=-u^{-1}$, $y^{3,2}=u^{-1}$ – границы интервалов.

Параметры нестационарной плотности для соответствующих структур равны

$$\begin{cases}m_t^q=\xi_{qn}^q-\mu t\operatorname{sign}(2-q)/u, \quad d_t^q=d_{qn}^q+bt, \quad \text{для} \quad q=1,3,\\ m_t^q=\xi_{qn}^q e^{-\mu t}, \ d_t^q=d_{qn}^q e^{-2\mu t}+\sigma^2(1-e^{-2\mu t}), \quad \sigma^2=(vu)^{-1}, \quad \text{для} \quad q=2,\end{cases}$$

или в общем виде для индексов структур $q=\overline{1,3}$

$$\begin{cases}m_t^q=\xi_{qn}^q-\dfrac{\mu t}{u}(2-q)+\xi_{qn}^q(e^{-\mu t}-1)(1-|2-q|),\\ d_t^q=d_{qn}^q\rho_t^2+\sigma^2(1-\rho_t^2)+\left[d_{qn}^q+bt-d_{qn}^q\rho_t^2-\sigma^2(1-\rho_t^2)\right]|2-q|.\end{cases} \tag{17}$$

Вероятности стационарных состояний s_q определяем из выражений (13)–(15):

$$p_{cm}^2=\int_{-u^{-1}}^{u^{-1}}f_{cm}d\xi=F(u^{-1})-F(-u^{-1}),$$

$$p_{cm}^3=\int_{-\infty}^{-u^{-1}}f_{cm}d\xi=F(-u^{-1}),\ p_{cm}^1=p_{cm}^3.$$

Обозначим $\lambda=\lambda^{12}=\lambda^{32}=F(-u^{-1})\left[F(u^{-1})-F(-u^{-1})\right]^{-1}$, $\gamma=\lambda^{21}=\lambda^{23}=\lambda^{-1}$, тогда решение уравнений (12) дает

$$\begin{cases}p_t^q=\dfrac{\lambda(1-e^{-(2\lambda+\gamma)t})}{2\lambda+\gamma}=\dfrac{\lambda-|q-2|\lambda e^{-(2\lambda+\gamma)t})}{2\lambda+\gamma}, \quad \text{для} \quad q=1,3,\\ p_t^q=\dfrac{\gamma+2\lambda e^{-(2\lambda+\gamma)t}}{2\lambda+\gamma}=1-2, \quad \text{для} \quad q=2,\end{cases}$$

или в общем виде для индексов структур $q=\overline{1,3}$

$$p_t^q=\frac{\gamma+2\lambda e^{-(2\lambda+\gamma)t}-(\gamma-\lambda+3\lambda e^{-(2\lambda+\gamma)t})|q-2|}{2\lambda+\gamma}.\ p_t^3=p_t^1,\ p_t^2=1-2p_t^1. \tag{18}$$

Таким образом, уравнения (16)–(18) описывают вероятностную картину марковского ПСС с сосредоточенными переходами между состояниями, число которых равно $Q=3$. В уравнения (16)–(18) непосредственно входит индекс состояния *q*, поэтому все необходимые компоненты для нахождения ИП (4) и (5) можно вычислить.

Расчет функций ИП параметров ПСС (8) проведен для следующих значений параметров: $b=0{,}2$, $v=1$, $\xi_0=0$, $d_0=1$, $k=[0{,}2;0{,}7]$.

На рисунках приведены зависимости, характеризующие поведение нестационарных вероятностей состояний p_t^q (рис. 1), ИП математического ожидания $IP_m^q(t)$ (рис. 2) и ИП состояния структуры $IP_q(t)$ (рис. 3). Для всех рисунков кривая 1 и кривая 2 соответствует параметру $k=0,2$, кривая 3 и кривая 4 – параметру $k=0,7$. Также для всех рисунков кривая 1 и кривая 3 соответствует индексу структуры $q=1$, а кривая 3 и кривая 4 – структуре с индексом $q=2$.

Анализ зависимостей, представленных на рис. 1–3, показывает, что выбранный способ кусочно-линейной аппроксимации (9) функции сноса $a_t(\xi_t)$ адекватен поставленной задаче и отражает поведение реального процесса (7) со стационарной плотностью (6). Использование кусочно-линейной аппроксимации позволяет определить функции ИП математического ожидания и состояния ПСС. С ростом коэффициента k растет вероятность нахождения процесса в интервале значений второй структуры $|\xi_t| \le \Delta = u^{-1}$ (рис. 1), в результате чего возрастает ИП математического ожидания (рис. 2) и состояния (рис. 3) этой структуры.

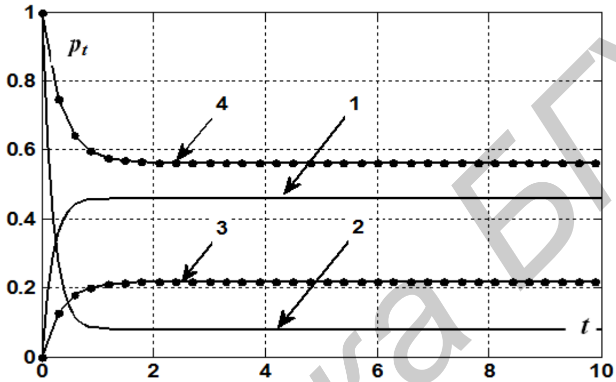

Рис. 1. Вероятности состояний: 1 – $q=1$, $k=0,2$; 2 – $q=2$, $k=0,2$;
3 – $q=1$, $k=0,7$; 4 – $q=2$, $k=0,7$

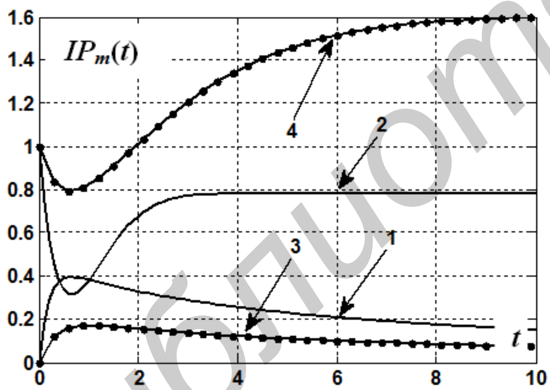

Рис. 2. ИП математического ожидания структуры:
1 – $q=1$, $k=0,2$; 2 – $q=2$, $k=0,2$;
3 – $q=1$, $k=0,7$; 4 – $q=2$, $k=0,7$

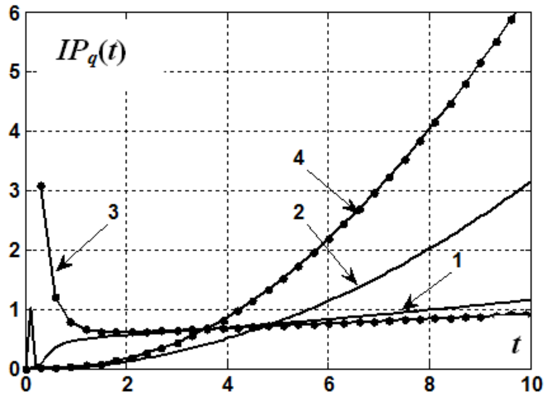

Рис. 3. ИП индекса структуры:
1 – $q=1$, $k=0,2$; 2 – $q=2$, $k=0,2$;
3 – $q=1$, $k=0,7$; 4 – $q=2$, $k=0,7$

Заключение

Рассмотрены вопросы анализа информационной прогнозируемости стохастических процессов со случайной сменой структуры. Показано, что функции ИП ПСС связаны со статистическими характеристиками процесса. В частности, при гауссовской аппроксимации плотности на участке фиксированной структуры ИП определяется характеристиками: математическим ожиданием, дисперсией и вероятностью состояния.

Теоретические результаты, полученные в работе, могут являться одним из инструментов анализа ПСС в целях выбора наиболее эффективных методов и алгоритмов их прогнозирования. Практический пример анализа ПСС с сосредоточенными переходами показывает, как с использованием этого подхода можно определять ИП процессов в случае, когда нестационарная плотность процесса неизвестна или не может быть определена аналитически.

ANALYSIS OF INFORMATION PREDICTABILITY OF PROCESS WITH RANDOM STRUCTURE

A.V. AUSIANNIKAU, V.M. KOZEL, K.A. KHARYTOVICH

Abstract

Necessary theoretical data for the analysis of information predictability of process of random structure are provided. The case with the concentrated change of structure is considered in detail. The example of the analysis of information predictability of stochastic process with the concentrated change of demolition structure is given.

Keywords: information predictability, stochastic process, dimensional time-dependent density, structure.

Список литературы

1. *Ярлыков М.С., Миронов М.А.* Марковская теория оценивания случайных процессов. М., 1993.
2. *Казаков И.Е., Артемьев В.М., Бухалев В.А.* Анализ систем случайной структуры. М., 1993.
3. *Артемьев В.М., Наумов А.О., Йениш Г.-Р.* Реконструкция динамических изображений в томографии процессов. Берлин–Минск, 2004.
4. *Овсянников А.В.* Фильтрация и прогнозирование стохастических процессов. Германия, 2015.
5. *Овсянников А.В.* // Радиотехника. 2011. № 3. С. 85–89.