

А.М. Лавров

**ИССЛЕДОВАНИЕ КИНЕТИЧЕСКОГО УРАВНЕНИЯ ПАВУЛЫ
ДЛЯ НЕСТАЦИОНАРНОГО ГАУССОВСКОГО
СЛУЧАЙНОГО ПРОЦЕССА**

Рассматривается вопрос о переходной плотности, то есть фундаментальном решении кинетического уравнения Павулы для одномерной плотности вероятности нестационарного гауссовского случайного процесса. Полученные результаты можно применить к некоторым характерным задачам статистической радиофизики, теории случайных процессов и дифференциальных уравнений в частных производных.

гауссовский (нормальный) случайный процесс, кинетические коэффициенты, марковские и немарковские случайные процессы, переходная плотность, уравнение Фоккера – Планка – Колмогорова.

В литературе (см., напр. [5; 9]) неоднократно подчеркивалось, что кинетическое уравнение для переходной плотности вероятности $w(x, t | x_0, t_0)$ случайного процесса $x(t)$, выведенное первоначально для марковских процессов,

$$\frac{\partial w}{\partial t} = -\frac{\partial}{\partial x}[A_1(x, t)w(x, t | x_0, t_0)] + \frac{1}{2}\frac{\partial^2}{\partial x^2}[A_2(x, t)w(x, t | x_0, t_0)] \quad (1)$$

(так называемое уравнение Фоккера – Планка – Колмогорова (ФПК)), справедливо также и для немарковских процессов с последствием. При этом в марковском случае кинетические коэффициенты $A_n(x, t)$ определяются соотношением

$$A_n(x, t) = \lim_{\Delta \rightarrow +0} (1/\Delta) \langle [x(t+\Delta) - x(t)]^n | x(t) \rangle. \quad (2)$$

В работе [11] американский математик Р. Павула вывел обобщенное уравнение ФПК на условную плотность вероятности $w(x, t | X, T)$, которое в явном виде отражает немарковость процесса:

$$\frac{\partial w}{\partial t} = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(-1)^n}{n!} \frac{\partial^n}{\partial x^n} [A_n(x, t; X, T) w(x, t | X, T)], \quad (3)$$

где

$$A_n(x, t; X, T) = \lim_{\Delta \rightarrow +0} (1/\Delta) \langle [x(t+\Delta) - x(t)]^n | x, t, X, T \rangle; \quad (4)$$

зависимость плотности вероятности $w(x, t | X, T)$ и кинетических коэффициентов $A_n(x, t; X, T)$ от множества фиксированных значений X, T процесса $x(t)$ отражает его немарковость.

Далее В.А. Казаковым [2] предложена новая форма записи кинетических коэффициентов, которая отличается от известного определения (4) и вместе с тем согласуется с выводом классического (1) и обобщенного (3) уравнений ФПК. Согласно [2], кинетические коэффициенты определяются в виде первой производной по времени от соответствующей условной моментной функции приращения случайного процесса

$$\alpha_n(\hat{t} | x, t, X, T) = \langle [x(\hat{t}) - x(t)]^n | x, t, X, T \rangle : \\ A_n(x, t; X, T) = \left. \frac{\partial \alpha_n(\hat{t} | x, t, X, T)}{\partial \hat{t}} \right|_{\hat{t} = t + 0}. \quad (5)$$

В работах [3; 4; 7; 8] на основе новой формы записи (5) получены значения кинетических коэффициентов для *стационарных* немарковских случайных процессов гауссовского, релеевского и пирсоновского типа и проведено исследование соответствующих обобщенных уравнений ФПК. В данной работе нами начато решение аналогичной задачи для *нестационарного* гауссовского случайного процесса.

Рассмотрим гауссовский случайный процесс общего вида с достаточно гладкими корреляционными функциями

$$k_1(t) = m(t) \text{ и } k_2(t_1, t_2) = \sigma(t_1)\sigma(t_2)R(t_1, t_2) = \sigma_1\sigma_2R_{12},$$

где

$$\sigma_1 = \sigma(t_1) = \sqrt{k_2(t_1, t_1)}, \quad \sigma_2 = \sigma(t_2) = \sqrt{k_2(t_2, t_2)},$$

$$R_{12} = R(t_1, t_2) = \frac{k_2(t_1, t_2)}{\sqrt{k_2(t_1, t_1)}\sqrt{k_2(t_2, t_2)}}.$$

Вычисленные в работе [9] коэффициенты A_n

$$A_1(x, t) = m'(t) + [x - m(t)] \left[\frac{\sigma'(\hat{t})}{\sigma(t)} + \frac{\partial R(\hat{t}, t)}{\partial \hat{t}} \right]_{\hat{t} = t + 0}, \quad (6)$$

$$A_2(x, t) = -2[\sigma(t)]^2 \frac{\partial R(\hat{t}, t)}{\partial \hat{t}} \Big|_{\hat{t} = t + 0}, \quad A_n(x, t) \equiv 0 \text{ при } n \geq 3,$$

позволяют выписать для рассмотренного случая уравнение Павулы (3):

$$\frac{\partial w}{\partial t} = -\frac{\partial}{\partial x} \left\{ \left[m' + (x - m) \left(\frac{\sigma'}{\sigma} + \hat{R}' \right) \right] w \right\} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial x^2} (-2\sigma^2 \hat{R}' w) \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \frac{\partial w}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial x} \left\{ \left[m' + (x - m) \left(\frac{\sigma'}{\sigma} + \hat{R}' \right) \right] w \right\} + \sigma^2 \hat{R}' \frac{\partial^2 w}{\partial x^2} = 0, \quad (7)$$

где для краткости обозначено

$$m' = m'(t), \quad \sigma' = \sigma'(t) \quad \text{и} \quad \hat{R}' = \frac{\partial R}{\partial \hat{t}} \Big|_{\hat{t}=t+0}.$$

В соответствии с теорией этому уравнению должна удовлетворять одномерная гауссовская плотность распределения

$$w_1(x, t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma(t)} \exp \left\{ -\frac{[x - m(t)]^2}{2[\sigma(t)]^2} \right\}, \quad (8)$$

что легко проверяется непосредственно.

В качестве примера рассмотрим нормальный марковский процесс с нулевым математическим ожиданием, постоянной дисперсией σ и корреляционной функцией

$$k_2(\hat{t}, t) = \sigma^2 e^{-\alpha|\hat{t}-t|}, \quad \alpha > 0.$$

Считая $\hat{t} > t$, получаем $R(\hat{t}, t) = e^{-\alpha(\hat{t}-t)}$.

Вычислим коэффициенты A_1 и A_2 по формулам (6).

$$\text{Так как } \hat{R}' \equiv \frac{\partial R}{\partial \hat{t}} \Big|_{\hat{t}=t+0} = -\alpha e^{-\alpha(\hat{t}-t)} \Big|_{\hat{t}=t} = -\alpha,$$

$$\text{то } A_1(x, t) = m' + (x - m) \left(\frac{\sigma'}{\sigma} + \hat{R}' \right) = -\alpha x \quad \text{и} \quad A_2(x, t) = -2\sigma^2 \hat{R}' = 2\sigma^2 \alpha.$$

Тем самым в рассматриваемом случае уравнение ФПК (7) принимает вид

$$\frac{\partial w}{\partial t} = -\frac{\partial}{\partial x} (-\alpha x w) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial x^2} (2\sigma^2 \alpha w) \Leftrightarrow \frac{\partial w}{\partial t} = \alpha \frac{\partial}{\partial x} (x w) + \sigma^2 \alpha \frac{\partial^2 w}{\partial x^2}. \quad (9)$$

Этому уравнению удовлетворяет одномерная плотность распределения (8) при $m = 0$ и $\sigma = \text{const}$:

$$w(x, t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} \exp \left(-\frac{x^2}{2\sigma^2} \right). \quad (10)$$

Однако, как известно (см., напр., [9]), помимо безусловной плотности (10), уравнению (9) при $t \neq t_0$ удовлетворяет также и условная (переходная) плотность

$$w(x, t | x_0, t_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2 [1 - e^{-2\alpha(t-t_0)}]}} \exp \left\{ -\frac{[x - x_0 e^{-\alpha(t-t_0)}]^2}{2\sigma^2 [1 - e^{-2\alpha(t-t_0)}]} \right\},$$

которая представляет собой фундаментальное решение уравнения (9).

Возникает естественный вопрос: может быть, и в случае гауссовского процесса общего вида условная (переходная) плотность

$$w(x, t | x_0, t_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi[\sigma(t)]^2 \{1 - [R(t, t_0)]^2\}}} \times \exp \left\{ - \frac{\left\{ \left[x - m(t) \right] - \frac{\sigma(t)}{\sigma(t_0)} \left[x_0 - m(t_0) \right] R(t, t_0) \right\}^2}{2[\sigma(t)]^2 \{1 - [R(t, t_0)]^2\}} \right\} \quad (11)$$

при $t \neq t_0$ будет удовлетворять соответствующему уравнению Павулы (9)?

Покажем вначале, что $w(x, t | x_0, t_0)$ образует дельта-образную последовательность при $t \rightarrow t_0$. Если бы при этом условная плотность $w(x, t | x_0, t_0)$ удовлетворяла уравнению (9), то она являлась бы фундаментальным решением этого уравнения.

Проверим, что данная плотность $w(x, t | x_0, t_0)$ как функция от «х» имеет дельта-образный вид. Точно это выражается следующими условиями [1]:

а) $\forall M > 0$ при $|c| \leq M, |d| \leq M$ величины $\left| \int_c^d w(x, t | x_0, t_0) dx \right|$ ограниче-

ны постоянной, зависящей только от M ;

б) при любых фиксированных $c, d \neq x_0$

$$\lim_{t \rightarrow t_0} \int_c^d w(x, t | x_0, t_0) dx = \begin{cases} 1 & \text{при } c < x_0 < d, \\ 0 & \text{при } c < d < x_0 \text{ и } x_0 < c < d. \end{cases}$$

Обозначим $\sigma(t_0) = \sigma_0, m(t_0) = m_0$ и $R(t, t_0) = R$. С учетом этих, а также ранее приведенных обозначений $\sigma(t) = \sigma$ и $m(t) = m$ условная плотность (11) принимает вид

$$w(x, t | x_0, t_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2(1-R^2)}} \exp \left\{ - \frac{\left[(x - m) - (x_0 - m_0) \sigma R / \sigma_0 \right]^2}{2\sigma^2(1-R^2)} \right\}. \quad (12)$$

Рассмотрим интеграл

$$\int_c^d w(x, t | x_0, t_0) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2(1-R^2)}} \int_c^d \exp \left\{ -\frac{\left[(x-m) - (x_0-m_0)\frac{\sigma R}{\sigma_0} \right]^2}{2\sigma^2(1-R^2)} \right\} dx$$

и сделаем в нем замену переменной $\frac{(x-m) - (x_0-m_0)\frac{\sigma R}{\sigma_0}}{\sqrt{2\sigma^2(1-R^2)}} = y$.

Получим

$$\int_c^d w(x, t | x_0, t_0) dx = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{y(c,t)}^{y(d,t)} e^{-y^2} dy,$$

где

$$y(b, t) = \frac{(b-m) - (x_0-m_0)\frac{\sigma R}{\sigma_0}}{\sqrt{2\sigma^2(1-R^2)}} \equiv \frac{\left[b - x_0 \frac{\sigma(t)}{\sigma(t_0)} R(t, t_0) \right] + \left[m(t_0) \frac{\sigma(t)}{\sigma(t_0)} R(t, t_0) - m(t) \right]}{\sqrt{2[\sigma(t)]^2 \{1 - [R(t, t_0)]^2\}}} \quad (13)$$

Заметим, что если $b < x_0$ (соответственно $b < x_0$), то при t , достаточно близких к t_0 , числитель в (13) становится положительным (соответственно отрицательным), а так как знаменатель в (13) стремится к $+0$ при $t \rightarrow t_0$, то $\lim_{t \rightarrow t_0} y(b, t) = +\infty$ (соответственно $\lim_{t \rightarrow t_0} y(b, t) = -\infty$) и

$$\lim_{t \rightarrow t_0} \int_c^d w(x, t | x_0, t_0) dx = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-y^2} dy = 1 & \text{при } c < x_0 < d, \\ \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{\pm\infty}^{\pm\infty} e^{-y^2} dy = 0 & \text{при } x_0 < c < d \text{ или } c < d < x_0, \end{cases}$$

то есть условие (b) выполнено.

Условие (a) также выполнено, так как $\forall c, d \in \mathbb{R}$:

$$0 < \int_c^d w(x, t | x_0, t_0) dx < 1.$$

Переходим к вопросу о том, будет ли условная плотность вероятности (13), (14) удовлетворять уравнению ФПК (7), которое после вычисления производных во втором слагаемом принимает вид

$$\frac{\partial w}{\partial t} + \left(\frac{\sigma'}{\sigma} + \hat{R}' \right) w + \left[m' + (x - m) \left(\frac{\sigma'}{\sigma} + \hat{R}' \right) \right] \frac{\partial w}{\partial x} + \sigma^2 \hat{R}' \frac{\partial^2 w}{\partial x^2} = 0. \quad (14)$$

Для этого найдем производные $\frac{\partial w}{\partial t}$, $\frac{\partial w}{\partial x}$, $\frac{\partial^2 w}{\partial x^2}$ функции $w(x, t | x_0, t_0)$ и подставим их в уравнение (14).

Опуская несущественный постоянный множитель $\frac{1}{\sqrt{2\pi}}$ и обозначая оставшуюся функцию по-прежнему как $w = \frac{e^-}{\sigma\sqrt{1-R^2}}$, получаем:

$$\begin{aligned} \frac{\partial w}{\partial t} &= -\frac{\sigma' e^-}{\sigma^2 \sqrt{1-R^2}} + \frac{R \frac{\partial R}{\partial t} e^-}{\sigma(1-R^2)^{3/2}} + \frac{e^-}{\sigma^4 (1-R^2)^{5/2}} \left\{ \sigma(1-R^2) \times \right. \\ &\times \left[(x-m) - \frac{\sigma}{\sigma_0} (x_0 - m_0) R \right] \cdot \left[m' + \frac{\sigma'}{\sigma_0} (x_0 - m_0) R + \frac{\sigma}{\sigma_0} (x_0 - m_0) \frac{\partial R}{\partial t} \right] + \\ &+ \left[(x-m) - \frac{\sigma}{\sigma_0} (x_0 - m_0) R \right]^2 \left[\sigma'(1-R^2) - \sigma R \frac{\partial R}{\partial t} \right] \left. \right\}; \\ \frac{\partial w}{\partial x} &= -\frac{(x-m) - (x_0 - m_0) \sigma R / \sigma_0}{\sigma^3 (1-R^2)^{3/2}} e^-; \\ \frac{\partial^2 w}{\partial x^2} &= e^- \left\{ \frac{\left[(x-m) - (x_0 - m_0) \sigma R / \sigma_0 \right]^2}{\sigma^5 (1-R^2)^{5/2}} - \frac{1}{\sigma^3 (1-R^2)^{3/2}} \right\}. \end{aligned}$$

Подставляя найденные производные в уравнение (14), умножая обе части на $\sigma^5 (1-R^2)^{3/2}$ и сокращая на $e^- \neq 0$, после приведения подобных получаем

$$\begin{aligned} &\sigma^2 R \frac{\partial R}{\partial t} + \sigma^2 \hat{R}' (1-R^2) + \\ &+ \left[(x-m) - \frac{\sigma}{\sigma_0} (x_0 - m_0) R \right] \cdot \left[m' + \frac{\sigma'}{\sigma_0} (x_0 - m_0) R + \frac{\sigma}{\sigma_0} (x_0 - m_0) \frac{\partial R}{\partial t} \right] + \\ &+ \left[(x-m) - \frac{\sigma}{\sigma_0} (x_0 - m_0) R \right]^2 \cdot \left(\frac{\sigma'}{\sigma} - \frac{R \frac{\partial R}{\partial t}}{1-R^2} \right) - \end{aligned}$$

$$-\left[m' + (x - m) \left(\frac{\sigma'}{\sigma} + \hat{R}' \right) \right] \times \left[(x - m) - (x_0 - m_0) \frac{\sigma R}{\sigma_0} \right] + \\ + \hat{R}' \left\{ \frac{\left[(x - m) - (x_0 - m_0) \frac{\sigma R}{\sigma_0} \right]^2}{1 - R^2} - \sigma^2 \right\} \equiv 0.$$

Выражение, стоящее в левой части, есть многочлен второй степени от $(x - m)$. Так как он тождественно равен нулю, то его коэффициенты также должны быть нулевыми. В частности, для коэффициента при $(x - m)^2$ получаем

$$\frac{\sigma'}{\sigma} - \frac{R}{1 - R^2} \frac{\partial R}{\partial t} - \left(\frac{\sigma'}{\sigma} + \hat{R}' \right) + \frac{\hat{R}'}{1 - R^2} = 0 \Rightarrow \\ \Rightarrow -R \frac{\partial R}{\partial t} - \hat{R}' (1 - R^2) + \hat{R}' = 0 \Rightarrow -R \frac{\partial R}{\partial t} - \hat{R}' + R^2 \hat{R}' + \hat{R}' = 0 \Rightarrow \frac{\partial R}{\partial t} = \hat{R}' \cdot R$$

или, более подробно,

$$\frac{\partial R(t, t_0)}{\partial t} = R(t, t_0) \frac{\partial R(\hat{t}, t)}{\partial \hat{t}} \Big|_{\hat{t}=t+0}. \quad (15)$$

Покажем, что при этом тождественно равны нулю коэффициент при $(x - m)$ и свободный член.

Для коэффициента перед $(x - m)$ имеем

$$m' + \frac{\sigma'}{\sigma_0} (x_0 - m_0) R + \frac{\sigma}{\sigma_0} (x_0 - m_0) \frac{\partial R}{\partial t} - 2 \frac{\sigma}{\sigma_0} (x_0 - m_0) R \left(\frac{\sigma'}{\sigma} - \frac{R}{1 - R^2} \frac{\partial R}{\partial t} \right) - m' + \\ + \left(\frac{\sigma'}{\sigma} + \hat{R}' \right) \frac{\sigma}{\sigma_0} (x_0 - m_0) R - 2 \frac{\hat{R}'}{1 - R^2} \frac{\sigma}{\sigma_0} (x_0 - m_0) R \equiv 0 \Rightarrow \\ \Rightarrow \frac{\partial R}{\partial t} + R \hat{R}' + \frac{2R^2}{1 - R^2} \frac{\partial R}{\partial t} - \frac{2R \hat{R}'}{1 - R^2} \equiv 0 \Rightarrow \\ \Rightarrow \frac{\partial R}{\partial t} + R \hat{R}' - R^2 \frac{\partial R}{\partial t} - R^3 \hat{R}' + 2R^2 \frac{\partial R}{\partial t} - 2R \hat{R}' \equiv 0 \Rightarrow \\ \Rightarrow \frac{\partial R}{\partial t} (1 + R^2) - R \hat{R}' (1 + R^2) \equiv 0 \Rightarrow \frac{\partial R}{\partial t} - R \hat{R}' \equiv 0,$$

что истинно ввиду (15).

Для свободного члена имеем

$$\begin{aligned}
& \sigma^2 R \frac{\partial R}{\partial t} + \sigma^2 \hat{R}' (1 - R^2) - \\
& - \frac{\sigma}{\sigma_0} (x_0 - m_0) R \cdot \left[m' + \frac{\sigma'}{\sigma_0} (x_0 - m_0) R + \frac{\sigma}{\sigma_0} (x_0 - m_0) \frac{\partial R}{\partial t} \right] + \\
& + \frac{\sigma^2}{\sigma_0^2} (x_0 - m_0)^2 R^2 \cdot \left(\frac{\sigma'}{\sigma} - \frac{R \frac{\partial R}{\partial t}}{1 - R^2} \right) + m' \frac{\sigma}{\sigma_0} (x_0 - m_0) R + \\
& + \hat{R}' \left\{ \frac{\left[(x_0 - m_0) \frac{\sigma R}{\sigma_0} \right]^2}{1 - R^2} - \sigma^2 \right\} \equiv 0 \Rightarrow \\
& \Rightarrow R^2 \left(\frac{\sigma'}{\sigma} - \frac{R \frac{\partial R}{\partial t}}{1 - R^2} \right) - R \left(\frac{\sigma'}{\sigma} - \frac{R \frac{\partial R}{\partial t}}{1 - R^2} \right) + \hat{R}' \frac{R^2}{1 - R^2} \equiv 0 \Rightarrow \\
& \Rightarrow -\frac{\partial R}{\partial t} - R^2 \frac{\frac{\partial R}{\partial t}}{1 - R^2} + \hat{R}' \frac{R}{1 - R^2} \equiv 0 \Rightarrow -\frac{\partial R}{\partial t} + R^2 \frac{\partial R}{\partial t} - R^2 \frac{\partial R}{\partial t} + \hat{R}' R \equiv 0,
\end{aligned}$$

что также истинно ввиду (15).

Тем самым условная плотность $w(x, t | x_0, t_0)$ (11), (12) удовлетворяет уравнению ФПК (7) тогда и только тогда, когда выполняется условие (15):

$$\frac{\partial R(t, t_0)}{\partial t} = R(t, t_0) \frac{\partial R(\hat{t}, t)}{\partial \hat{t}} \Big|_{\hat{t}=t+0}.$$

В частности, для стационарных марковских процессов

$$R(t_1, t_2) = e^{-\alpha|t_1 - t_2|} = e^{-\alpha(t_1 - t_2)} \text{ при } t_1 > t_2.$$

Следовательно, считая $t > t_0$ и $\hat{t} > t$, получаем:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial R(t, t_0)}{\partial t} &= \frac{\partial}{\partial t} \left(e^{-\alpha(t - t_0)} \right) = -\alpha e^{-\alpha(t - t_0)}; \\
\frac{\partial R(\hat{t}, t)}{\partial \hat{t}} \Big|_{\hat{t}=t+0} &= \frac{\partial}{\partial \hat{t}} \left[e^{-\alpha(\hat{t} - t)} \right] \Big|_{\hat{t}=t+0} = -\alpha e^{-\alpha(\hat{t} - t)} \Big|_{\hat{t}=t+0} = -\alpha,
\end{aligned}$$

а значит и правая часть (15) будет иметь вид

$$R(t, t_0) \frac{\partial R(\hat{t}, t)}{\partial \hat{t}} \Big|_{\hat{t}=t+0} = e^{-\alpha(t-t_0)} (-\alpha) \equiv \frac{\partial R(t, t_0)}{\partial t},$$

то есть для марковских процессов условие (15) выполнено.

Решим уравнение (15) в общем виде. Поделив обе части (15) на $R(t, t_0)$, получим

$$\frac{1}{R(t, t_0)} \frac{\partial R(t, t_0)}{\partial t} = \frac{\partial R(\hat{t}, t)}{\partial \hat{t}} \Big|_{\hat{t}=t+0}.$$

Правую часть, зависящую только от t , обозначим как $f(t)$. Тогда

$$\begin{aligned} \frac{1}{R(t, t_0)} \frac{\partial R(t, t_0)}{\partial t} = f(t) &\Rightarrow \frac{\partial}{\partial t} [\ln |R(t, t_0)|] = f(t) \Rightarrow \\ &\Rightarrow \ln |R(t, t_0)| = \int f(t) dt + h(t_0) = g(t) + h(t_0) \Rightarrow \\ &\Rightarrow |R(t, t_0)| = e^{g(t)+h(t_0)} \Rightarrow R(t, t_0) = G(t) \cdot H(t_0). \end{aligned}$$

Подставим это выражение в уравнение (15). Имеем

$$R(\hat{t}, t) = G(\hat{t}) \cdot H(t) \Rightarrow \frac{\partial R(\hat{t}, t)}{\partial \hat{t}} \Big|_{\hat{t}=t+0} = G'(t) \cdot H(t),$$

и (15) превращается в

$$G'(t) \cdot H(t_0) \equiv [G(t) \cdot H(t_0)] [G'(t) \cdot H(t)] \Rightarrow G(t) \cdot H(t) \equiv 1 \Rightarrow H(t) = \frac{1}{G(t)},$$

то есть при $t > t_0$

$$R(t, t_0) = \frac{G(t)}{G(t_0)}. \quad (16)$$

В частности, для стационарных марковских процессов при $t > t_0$

$$R(t, t_0) = e^{-\alpha(t-t_0)} = \frac{e^{-\alpha t}}{e^{-\alpha t_0}}, \text{ то есть } G(t) = e^{-\alpha t}.$$

Взяв $s < t < \tau$, из (16) получаем

$$\begin{aligned} R(\tau, t) &= \frac{G(\tau)}{G(t)}; \quad R(t, s) = \frac{G(t)}{G(s)} \Rightarrow \\ \Rightarrow R(\tau, t) \cdot R(t, s) &= \frac{G(\tau) G(t)}{G(t) G(s)} = \frac{G(\tau)}{G(s)} = R(\tau, s), \end{aligned}$$

то есть

$$\forall s \leq t \leq \tau, R(\tau, t) \cdot R(t, s) = R(\tau, s). \quad (17)$$

В соответствии с работой [10, т. 2] условие (17) характеризует **марковские** процессы. Тем самым доказано следующее утверждение.

Теорема. Условная (переходная) плотность вероятности

$$w(x, t | x_0, t_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi[\sigma(t)]^2 \{1 - [R(t, t_0)]^2\}}} \times \\ \times \exp \left\{ - \frac{\left[\left[x - m(t) \right] - \frac{\sigma(t)}{\sigma(t_0)} R(t, t_0) [x_0 - m(t_0)] \right]^2}{2[\sigma(t)]^2 \{1 - [R(t, t_0)]^2\}} \right\}$$

является фундаментальным решением уравнения типа ФПК

$$\frac{\partial w}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial x} \left\{ \left[m'(t) + [x - m(t)] \left[\frac{\sigma'(\hat{t})}{\sigma(\hat{t})} + \frac{\partial R(\hat{t}, t)}{\partial \hat{t}} \Big|_{\hat{t} = t+0} \right] \right] w \right\} + \\ + \sigma^2 \left[\frac{\partial R(\hat{t}, t)}{\partial \hat{t}} \Big|_{\hat{t} = t+0} \right] \frac{\partial^2 w}{\partial x^2} = 0$$

тогда и только тогда, когда нормированная корреляционная функция $R(t, t_0)$ случайного процесса удовлетворяет условию

$$\forall s \leq t \leq \tau, R(\tau, t) \cdot R(t, s) = R(\tau, s),$$

то есть тогда и только тогда, когда рассматриваемый процесс – марковский.

Следствие. Если известно дополнительно, что $R(t, t_0) = R(t - t_0)$,

то из (17) следует, что $R(t, t_0) = e^{-\alpha|t-t_0|}$ (см. [10, т. 1]).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Гельфанд, И.М. Обобщенные функции и действия над ними [Текст] / И.М. Гельфанд, Г.Е. Шилов. – М. : ГИФМЛ, 1958. – 439 с.
2. Казаков, В.А. Кинетические коэффициенты в прямом уравнении для дифференцируемых процессов с последствием [Текст] // Изв. вузов. Радиофизика. – 1986. – Т. 29, № 11. – С. 1344–1354.
3. Казаков, В.А. Кинетические уравнения для немарковских процессов с пирсоновскими распределениями [Текст] / В.А. Казаков, А.М. Лавров // Изв. вузов. Радиофизика. – 1995. – Т. 38, № 7. – С. 695–704.

4. Казаков, В.А. О связи между кинетическими уравнениями различных видов [Текст] / В.А. Казаков, А.М. Лавров // Изв. вузов. Радиофизика. – 1993. – Т. 36, № 10. – С. 944–948.
5. Кузнецов, П.И. Корреляционные функции в теории броуновского движения. Обобщение уравнения Фоккера – Планка [Текст] / П.И. Кузнецов, Р.Л. Стратонович, В.И. Тихонов // ЖЭТФ. – 1954. – Т. 26. – Вып. 2. – С. 189–207.
6. Лавров, А.М. Вычисление кинетических коэффициентов, входящих в обобщенное уравнение ФПК для нестационарного гауссовского случайного процесса [Текст] // Математические методы в научных исследованиях : сб. науч. тр. / РГРТА. – Рязань, 2002. – С. 23–29.
7. Лавров, А.М. Исследование кинетического уравнения Павулы в случае немарковских процессов с пирсоновскими распределениями [Текст] // Вестник Рязанской государственной радиотехнической академии. – Рязань, 1996. – Вып. 1. – С. 58–64.
8. Лавров, А.М. Исследование кинетического уравнения Павулы в случае релеевского случайного процесса [Текст] // Вестник Рязанской государственной радиотехнической академии. – Рязань, 1998. – Вып. 5. – С. 45–49.
9. Стратонович, Р.Л. Избранные вопросы теории флуктуаций в радиотехнике [Текст]. – М. : Сов. радио, 1961. – 558 с.
10. Феллер, В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения [Текст] : в 2 т. – Т. 1. – М. : Мир, 1984. – 528 с. ; Т. 2. – 738 с.
11. Pawula, R.F. Generalizations and Extensions of the Fokker-Planck-Kolmogorov Equations [Text] // Trans. IEEE. – 1967. – Vol. 1. – Т. 3, № 1. P. 33–41.

A.M. Lavrov

PAWULA'S KINETIC EQUATION FOR NON-STATIONARY GAUSSIAN RANDOM PROCESSES

The paper deals with transitive density, i.e. the fundamental solution of Pawula's kinetic equation for one-dimensional probability density function of non-stationary Gaussian random processes. The obtained results are applicable to statistical radiophysics, theory of causal processes and partial differential equations.

Markov and non-markov random processes, Fokker-Planck-Kolmogorov equation, kinetic coefficients, transition density function, Gaussian (normal) random processes.