

УДК 519.21

Д. В. Гусак

Осциллирующие процессы с независимыми приращениями и невырожденной винеровской компонентой

Для осциллирующего процесса $\zeta_z(t)$ ($\zeta_z(0) = z, t \geq 0$), который задается с помощью двух однородных процессов $\xi_1(t)$ и $\xi_2(t)$ с независимыми приращениями и невырожденными винеровскими компонентами, при некоторых ограничениях установлено соотношение для

$$\varphi(\lambda, \alpha) = \lambda \int_0^{\infty} e^{-\lambda t} M \exp \{i \alpha \zeta_z(t)\} dt$$

и найдена характеристическая функция эргодического распределения рассматриваемого процесса.

Для осциллирующего процесса $\zeta_z(t)$ ($\zeta_z(0) = z, t \geq 0$), який задається за допомогою двох однорідних процесів $\xi_1(t)$ та $\xi_2(t)$ з незалежними приростами та невідродженими вінерівськими компонентами, при деяких обмеженнях встановлено співвідношення для

$$\varphi(\lambda, \alpha) = \lambda \int_0^{\infty} e^{-\lambda t} M \exp \{i \alpha \zeta_z(t)\} dt$$

і знайдена характеристична функція ергодичного розподілу розглядуваного процесу.

© Д. В. ГУСАК. 1990

В [1—6] рассмотрены различные модели осциллирующих случайных блужданий, прикладной аспект изучения которых отражен в [3]. В [3—6] основное внимание уделено исследованию условий эргодичности и нахождению эргодического распределения осциллирующих блужданий. В частности, в [4—5] при некоторых ограничениях установлены соотношения для характеристических функций (х. ф.) допредельных и эргодических распределений осциллирующего блуждания, описываемого обобщенными пуассоновскими процессами.

В данной работе изложены результаты сообщения [6] на 5-й Вильнюсской международной конференции по теории вероятностей. Здесь осциллирующий процесс задается с помощью двух однородных процессов $\xi_k(t)$, $k = 1, 2$, с независимыми приращениями с невырожденными винеровскими компонентами и соответствующими кумулянтами

$$\psi_k(\alpha) = i\alpha a_k - \alpha^2 \sigma_k^2 / 2 + \int_{-\infty}^{\infty} (e^{i\alpha x} - 1) \Pi_k(dx),$$

$$\int_{-1}^1 |x| \Pi_k(dx) < \infty, \quad k = 1, 2.$$

Для $\xi_1(t)$ разрешенной зоной блуждания является полуплоскость $\Pi_+ = \{y \geq 0\}$, для $\xi_2(t)$ — полуплоскость $\Pi_- = \{y \leq b\}$, $b > 0$. Осциллирующий процесс $\zeta_z(t)$ с началом в точке $z > 0$ описывается процессом $\xi_1(t)$ до момента первого выхода из зоны Π_+ затем — процессом $\xi_2(t)$ до выхода последнего из зоны Π_- и т. д.

С помощью граничных функционалов: $\xi_k^\pm(t)$ — экстремумов $\xi_k(t)$ на $[0, t]$, $\tau_k^\pm(x)$ — моментов первого достижения уровня x , $\pm x > 0$, $\gamma_k^\pm(x)$ — величин первого перескока через уровень x и обозначений

$$\tau_1^- = \tau_1^-(z), \quad \tau_2^+ (\gamma_1^-(z) + b),$$

$$\tau_1^* = \tau_1^- + \tau_2^+, \quad \gamma_2^* = \gamma_1^-(z) + b$$

так называемый осциллирующий процесс со сбрасыванием задается так:

$$\zeta_z(t) = \begin{cases} z + \xi_1(t), & 0 \leq t < \tau_1^-, \\ -\gamma_1^-(z) + \xi_2(t - \tau_1^-), & \tau_1^- \leq t < \tau_1^*, \\ \zeta_{\gamma_2^*}(t - \tau_1^*), & \tau_1^* \leq t. \end{cases} \quad (1)$$

Аналогично задается осциллирующий процесс без сбрасывания, но при этом третья строчка в представлении (1) заменяется соотношением

$$\zeta_z'(t) = b + \zeta_{\gamma_2^*}'(t - \tau_1^*), \quad \tau_1^* \leq t. \quad (1')$$

Чтобы найти с помощью представления (1) искомые х. ф.

$$\Phi_z(\lambda, \alpha) = M \exp \{i\alpha \zeta_z(\theta_\lambda)\} = \lambda \int_0^\infty e^{-\lambda t} M \exp \{i\alpha \zeta_z(t)\} dt,$$

$$\varphi_z(\lambda, \alpha) = M \exp \{i\alpha \zeta_z'(\theta_\lambda)\}, \quad P\{\theta_\lambda > t\} = e^{-\lambda t}, \quad \lambda > 0, \quad t > 0, \quad (2)$$

предположим, что при $\sigma_k > 0$, $k = 1, 2$,

$$\Pi_1(dx) = k_1 e^{c_1 x} dx, \quad x < 0; \quad \Pi_2(dx) = k_2 e^{-c_2 x} dx, \quad x > 0. \quad (3)$$

При условии (3) на основании факторизационных соотношений из [7] устанавливается независимость между $\tau_1^-(\cdot)$ и $\gamma_1^-(\cdot)$, $\tau_2^+(\cdot)$ и $\gamma_2^+(\cdot)$, при этом $\gamma_{1,2}^\pm(\cdot)$ условно показательны распределены с параметрами c_1, c_2 . Точнее

говоря, при $z > 0$

$$M [e^{-\lambda \tau_1^-(-x)}, \gamma_1^-(x) > z] = e^{-c_1 z} P \{ \xi_1^-(\theta_\lambda) < x \}, \quad x < 0,$$

$$M [e^{-\lambda \tau_2^+(x)}, \gamma_2^+(x) > z] = e^{-c_2 z} P \{ \xi_2^+(\theta_\lambda) > x \}, \quad x > 0,$$

$$M [e^{-\lambda \tau_1^-(x)}, \gamma_1^-(x) = 0] = \frac{1}{g_2^- - g_1^-} [(c_1 - g_1^-) e^{-g_1^- x} + (g_2^- - c_1) e^{-g_2^- x}], \quad (4)$$

$$M [e^{-\lambda \tau_2^+(x)}, \gamma_2^+(x) = 0] = \frac{1}{g_2^+ - g_1^+} [(c_2 - g_1^+) e^{-g_1^+ x} + (g_2^+ - c_2) e^{-g_2^+ x}],$$

где $g_k^\mp = g_k^\mp(\lambda)$, $k = 1, 2$, — нули знаменателей выражений, определяющих х. ф. $M e^{-s \xi_1^-(\theta_\lambda)}$ ($M e^{-s \xi_2^+(\theta_\lambda)}$) и являющихся квадратными трехчленами по s . Используя представление (1) и соотношения (4), находим

$$\Phi_z(\lambda, \alpha) = \tilde{\mathcal{J}}_1(z, \lambda, \alpha) + \tilde{\mathcal{J}}_2(z, \lambda, \alpha) + \Phi_0(\lambda, \alpha) \mathcal{J}_*(z, \lambda) + \hat{\Phi}(\lambda, \alpha) \mathcal{J}_{**}(z, \lambda), \quad (5)$$

где

$$\hat{\Phi}(\lambda, \alpha) = c_2 \int_0^\infty e^{-c_2 z} \Phi_z(\lambda, \alpha) dz,$$

$$\tilde{\mathcal{J}}_1(z, \lambda, \alpha) = e^{i \alpha z} M e^{i \alpha \xi_1^+(\theta_\lambda)} M [e^{i \alpha \xi_1^-(\theta_\lambda)}, \xi_1^-(\theta_\lambda) > z],$$

$$\tilde{\mathcal{J}}_2(z, \lambda, \alpha) = \tilde{\mathcal{J}}_2^0(z, \lambda, \alpha) + \tilde{\mathcal{J}}_2^+(z, \lambda, \alpha),$$

$$\tilde{\mathcal{J}}_2^0(z, \lambda, \alpha) = M [e^{i \alpha \xi_2^+(\theta_\lambda)}, \xi_2^+(\theta_\lambda) < b] M [e^{-\lambda \tau_1^-(-z)}, \gamma_1^-(-z) = 0], \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \tilde{\mathcal{J}}_2^+(z, \lambda, \alpha) &= M [e^{-\lambda \tau_1^-(-z)}, \gamma_1^-(-z) > 0] \times \\ &\times c_1 \int_0^\infty e^{-c_1 z} M [e^{i \alpha (\xi_2^+(\theta_\lambda) - b)}, \xi_2^+(\theta_\lambda) < z + b] dz, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathcal{J}_*(z, \lambda) &= M [e^{-\lambda \tau_1^-(-z)}, \gamma_1^-(-z) = 0] M [e^{-\lambda \tau_2^+(b)}, \gamma_2^+(b) = 0] + \\ &+ M [e^{-\lambda \tau_1^-(-z)}, \gamma_1^-(-z) > 0] M [e^{-\lambda \tau_2^+(b + \theta_{c_1})}, \gamma_2^+(b + \theta_{c_1}) = 0], \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathcal{J}_{**}(z, \lambda) &= M [e^{-\lambda \tau_1^-(-z)}, \gamma_1^-(-z) = 0] M [e^{-\lambda \tau_2^+(b)}, \gamma_2^+(b) = 0] + \\ &+ M [e^{-\lambda \tau_1^-(-z)}, \gamma_1^-(-z) > 0] M [e^{-\lambda \tau_2^+(b + \theta_{c_1})}, \gamma_2^+(b + \theta_{c_1}) > 0]. \end{aligned}$$

Подобно (6) введем обозначения

$$\hat{\mathcal{J}}_k(\lambda, \alpha) = c_2 \int_0^\infty e^{-c_2 z} \mathcal{J}_k(z, \lambda, \alpha) dz, \quad \hat{\mathcal{J}}_{*(...)}(\lambda) = c_2 \int_0^\infty e^{-c_2 z} \mathcal{J}_{*(...)}(z, \lambda) dz, \\ k = 1, 2,$$

и докажем следующее утверждение.

Теорема 1. При условии (3) х. ф. $\hat{\Phi}(\lambda, \alpha)$ определяется соотношением

$$\begin{aligned} \hat{\Phi}(\lambda, \alpha) &= \left[\tilde{\mathcal{J}}_1(\lambda, \alpha) + \hat{\mathcal{J}}_2(\lambda, \alpha) + \frac{\hat{\mathcal{J}}_*(\lambda)}{1 - \mathcal{J}_*(0, \lambda)} \times \right. \\ &\times \left. (\tilde{\mathcal{J}}_1(0, \lambda, \alpha) + \tilde{\mathcal{J}}_2(0, \lambda, \alpha)) \right] \left[1 - \hat{\mathcal{J}}_{**}(\lambda) - \frac{\hat{\mathcal{J}}_*(\lambda) \mathcal{J}_{**}(0, \lambda)}{1 - \mathcal{J}_*(0, \lambda)} \right]^{-1}. \quad (7) \end{aligned}$$

Доказательство. После подстановки в (5) $z = 0$ находим значение $\Phi_0(\lambda, \alpha)$. Применяя к (5) интегральное преобразование по $z > 0$ с учетом значения $\Phi_0(\lambda, \alpha)$, получаем соотношение (7).

Для нахождения эргодического распределения осциллирующего процесса $\xi_z(t)$, $t \rightarrow \infty$, кроме условия (3) потребуем выполнения условия

$$-\infty < M\xi_1(1) < 0, \quad 0 < M\xi_2(1) < \infty. \quad (8)$$

Очевидно, условие (8) является необходимым для эргодичности $\xi_z(t)$. Оно обеспечивает также невырожденность распределений абсолютных экстремумов: $\xi_1^+ = \xi_1^+(\infty)$, $\xi_2^- = \xi_2^-(\infty)$, $\varphi_1^+(\alpha) = M \exp\{i\alpha\xi_1^+\}$, $\varphi_2^+(\alpha) = M \exp\{i\alpha\xi_2^-\}$; при этом $\lim_{\lambda \rightarrow 0} g_1^-(\lambda) = \lim_{\lambda \rightarrow 0} g_1^+(\lambda) = 0$, $g_2^\pm(0) > 0$.

Следовательно, из соотношений (4) находим

$$P\{\gamma_1^-(z) = 0\} = \frac{1}{g_2^-(0)} [c_1 + (g_2^-(0) - c_1) e^{-g_2^-(0)z}],$$

$$P\{\gamma_1^-(z) > u\} = \frac{g_2^-(0) - c_1}{g_2^-(0)} (1 - e^{-g_2^-(0)z}) e^{-c_1 u}, \quad z > 0, u > 0,$$

$$P\{\gamma_2^+(x) = 0\} = \frac{1}{g_2^+(0)} [c_2 + (g_2^+(0) - c_2) e^{-g_2^+(0)x}],$$

$$P\{\gamma_2^+(x) > u\} = \frac{g_2^+(0) - c_2}{g_2^+(0)} (1 - e^{-g_2^+(0)x}) e^{-c_2 u}, \quad x > 0, u > 0.$$

С учетом последних соотношений процесс $\xi_z(t)$ можно связать с регенерирующей схемой блуждания. С этой целью обозначим через τ_1^* , τ_2^* , ... моменты последовательных переключений $\xi_z(t)$ на компоненту $\xi_1(\cdot)$ и $\kappa_k = \xi_z(\tau_k^* + 0)$, $k \geq 1$. Как и в [4], можно доказать, что цепь κ_k является эргодической марковской цепью с переходными вероятностями

$$Q[x, [0, u)) \equiv \int_{-0}^{\infty} P\{\gamma_1^-(x) \in dz\} P\{0 \leq \gamma_2^+(z) < u\} = \\ = 1 - \frac{g_2^-(0) - c_1}{g_2^-(0)} \frac{g_2^+(0) - c_2}{g_2^+(0) + g_2^-(0)} e^{-g_2^+(0)u} (1 - e^{-g_2^-(0)x}),$$

и установить, таким образом, эргодичность процесса $\xi_z(t)$.

Чтобы найти эргодическое распределение для $\xi_z(t)$, $t \rightarrow \infty$, воспользуемся предельным переходом ($\lambda \rightarrow 0$) в соотношении (7). В результате этого перехода получаем следующее утверждение.

С л е д с т в и е 1. При выполнении условий (3) и (8) х. ф. для эргодического распределения процесса $\xi_z(t)$, $t \rightarrow \infty$, определяется соотношением

$$\Phi_0(\alpha) = \lim_{t \rightarrow \infty} M e^{i\alpha \xi_z(t)} = m_*^{-1} (\hat{\mathcal{J}}'_1(0, \alpha) + \hat{\mathcal{J}}'_2(0, \alpha)), \quad (9)$$

где

$$\hat{\mathcal{J}}'_k(0, \alpha) = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \lambda^{-1} \hat{\mathcal{J}}_k(\lambda, \alpha), \quad k = 1, 2;$$

$$m_* = M\tau_1^-(\theta_{c_1}) + \hat{p}_0 M\tau_2^+(b) + \hat{p}_+ M\tau_2^+(b + \theta_{c_1})$$

— среднее время длительности регенерации — выражается через вероятности $\hat{p}_0 = P\{\gamma_1^-(\theta_{c_1}) = 0\}$, $\hat{p}_+ = P\{\gamma_1^-(\theta_{c_1}) > 0\}$.

Значения $\hat{\mathcal{J}}'_k$ выражаются следующим образом:

$$\hat{\mathcal{J}}'_1(0, \alpha) = \frac{g'_{1-}(0) \varphi_1^+(\alpha) g_{2-}^-(0) (c_1 + c_2)}{c_1(c_2 + g_{2-}^-(0)) (c_2 - i\alpha)}, \quad g'_{1\pm}(0) = \frac{d}{d\lambda} g_{1\pm}^{\pm}(\lambda) \Big|_{\lambda=0};$$

$$\hat{\mathcal{J}}'_2(0, \alpha) = g'_{1+}(0) \varphi_2^-(\alpha) \left[b M e^{i\alpha x_b} + \frac{\hat{p}_0}{c_2} \frac{c_2 - g_{2+}^+(0)}{i\alpha - g_{2+}^+(0)} (1 - e^{(i\alpha - g_{2+}^+(0))b}) + \right. \\ \left. + \frac{c_1 \hat{p}_+}{c_2} \left(\frac{1}{c_1 + i\alpha} \left(\frac{c_2}{c_1} + \frac{c_2 - g_{2+}^+(0)}{i\alpha - g_{2+}^+(0)} \right) - \right. \right. \\ \left. \left. - \frac{c_2 - g_{2+}^+(0)}{i\alpha - g_{2+}^+(0)} \frac{1}{c_1 + v_2^+(0)} e^{(i\alpha - g_{2+}^+(0))b} \right) \right]; \quad (10)$$

$$M e^{i\alpha x_b} = (i\alpha b)^{-1} (e^{i\alpha b} - 1).$$

Доказательство. Поскольку $\tilde{\mathcal{J}}_k(0, \lambda, \alpha) = 0$, $k = 1, 2$, $\hat{\mathcal{J}}_*(0) + \hat{\mathcal{J}}_{**}(0) = 1$, то при $\lambda \rightarrow 0$ из (7) нетрудно получить формулу (9). Формулы (10) следуют из представлений для $\tilde{\mathcal{J}}_k$ и установленных в [7] факторизационных соотношений. При этом устанавливается, что $-\hat{\mathcal{J}}'_*(0) - \hat{\mathcal{J}}'_{**}(0) = m_*$.

Введем необходимые для формулировки аналогичных утверждений в случае отсутствия сбрасывания (т. е. для процесса $\zeta'_z(t)$) обозначения

$$M_1^0(-z, \lambda) = P\{\xi_1^-(\theta_\lambda) < -z, \gamma_1^-(-z) = 0\},$$

$$M_2^0(b, \lambda) = P\{\xi_2^+(\theta_\lambda) > b, \gamma_2^+(b) = 0\},$$

$$M_1^+(-z, \lambda) = P\{\xi_1^-(\theta_\lambda) < -z, \gamma_1^-(-z) > 0\},$$

$$M_2^+(b, \lambda) = P\{\xi_2^+(\theta_\lambda) > b, \gamma_2^+(b) > 0\},$$

$$\tilde{\mathcal{J}}_1(z, \lambda, \alpha) = e^{i\alpha z} M[e^{i\alpha \xi_1^-(\theta_\lambda)}, \xi_1^-(\theta_\lambda) > -z],$$

$$\tilde{\mathcal{J}}_2(z, \lambda, \alpha) = M[e^{i\alpha \xi_2^+(\theta_\lambda)}, \xi_2^+(\theta_\lambda) < b] M_1^0(-z, \lambda) + \\ + c_1 \int_{+0}^{\infty} e^{-(i\alpha + c_1)y} M[e^{i\alpha \xi_2^+(\theta_\lambda)}, \xi_2^+(\theta_\lambda) < y + b] M_1^+(-z, \lambda) dy,$$

$$\hat{i}_*(z, \lambda) = M_1^0(-z, \lambda) M_2^0(b, \lambda) + c_1 M_1^+(-z, \lambda) \int_0^{\infty} e^{-c_1 y} M_2^0(y + b, \lambda) dy,$$

$$\hat{i}_{**}(z, \lambda) = M_1^0(-z, \lambda) M_2^+(b, \lambda) + c_1 M_1^-(-z, \lambda) \int_0^{\infty} e^{-c_1 y} M_2^+(y + b, \lambda) dy.$$

Теорема 2. При условии (3) х. ф. $\hat{\varphi}(\lambda, \alpha)$ для процесса $\zeta'_z(t)$ определяется соотношением

$$\hat{\varphi}(\lambda, \alpha) = \left[\hat{i}_1(\lambda, \alpha) + \hat{i}_2(\lambda, \alpha) + \frac{\hat{i}_*(\lambda)}{1 - \hat{i}_*(b, \lambda)} (\tilde{\mathcal{J}}_1(b, \lambda, \alpha) + \tilde{\mathcal{J}}_2(b, \lambda, \alpha)) \right] \times \\ \times \left[1 - \hat{i}_{**}(\lambda) \frac{\hat{i}_*(\lambda) \hat{i}_{**}(b, \lambda)}{1 - \hat{i}_*(b, \lambda)} \right]^{-1} \quad (11)$$

где

$$\hat{i}_k(\lambda, \alpha) = c_2 \int_0^{\infty} e^{-c_2 z} \tilde{g}_k(b+z, \lambda, \alpha) dz, \quad k = 1, 2,$$

$$\hat{i}_{*(...)}(\lambda) = c_2 \int_0^{\infty} e^{-c_2 z} i_{*(...)}(b+z, \lambda) dz.$$

Доказательство теоремы 2 аналогично доказательству теоремы 1, но соответствующие аналитические соотношения немного усложняются в виду изменения, приводимого в представлении (1').

С л е д с т в и е 2. При выполнении условий (3) и (8) х. ф. эргодического распределения для $\xi'_2(t)$, $t \rightarrow \infty$, определяется соотношением

$$\Phi_0(\alpha) = \lim_{t \rightarrow \infty} M e^{i\alpha \xi'_2(t)} = \frac{\hat{i}'_1(0, \alpha) + \hat{i}'_2(0, \alpha)}{m_*(b)}, \quad (12)$$

где

$$i'_k(0, \alpha) = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \lambda^{-1} \hat{i}_k(\lambda, \alpha), \quad k = 1, 2,$$

$$m_*(b) = M\tau_1^-(-b - \theta_{c_2}) + \hat{\rho}_0(b) M\tau_2^+(b) + \hat{\rho}_+(b) M\tau_2^+(b + \theta_{c_1}),$$

$$\hat{\rho}_0(b) = P\{\gamma_1^-(-b - \theta_{c_2}) = 0\}, \quad \hat{\rho}_+(b) = P\{\gamma_1^-(-b - \theta_{c_2}) > 0\}.$$

Доказательство основано на предельном переходе ($\lambda \rightarrow 0$) в (11). Соотношения для $\hat{i}'_k(0, \alpha)$ имеют вид

$$\hat{i}'_1(0, \alpha) = \frac{c_2 g'_{1-}(0) \varphi_1^+(\alpha)}{c_1 (g_2^-(0) + i\alpha)} \left[\frac{b g_2^-(0) (c_1 + i\alpha) M e^{i\alpha x_b}}{c_2 - i\alpha} + \right. \\ \left. + \frac{g_2^-(0) (c_1 + c_2) + c_1 (i\alpha - c_2)}{c_2 (c_2 - i\alpha)} + \frac{c_1 - g_2^-(0)}{g_2^-(0) + c_2} e^{-g_2^-(0)b} \right],$$

$$\hat{i}'_2(0, \alpha) = g'_{1+}(0) \varphi_2^-(\alpha) \left[b M e^{i\alpha x_b} + \hat{\rho}_0(b) \frac{c_2 - g_2^+(0)}{c_2 (g_2^+(0) - i\alpha)} (e^{i\alpha - g_2^+(0)b} - 1) + \right. \\ \left. + \frac{c_1}{c_2} \frac{\hat{\rho}_+(b)}{g_2^+(0) - i\alpha} \left(\frac{c_2 - g_2^+(0)}{c_1 + g_2^+(0)} e^{i\alpha - g_2^+(0)b} - \right. \right. \\ \left. \left. - \frac{c_2 (c_1 + i\alpha) - g_2^+(0) (c_1 + c_2)}{c_1 + i\alpha} \right) \right].$$

Следует заметить, что в отличие от эргодического распределения для осциллирующих вокруг прямой $y = 0$ пуассоновских процессов эргодические распределения с х. ф. $\Phi_0(\alpha)$ и $\varphi_0(\alpha)$ зависят не только от $M e^{i\alpha \xi_1^+}$, $M e^{i\alpha \gamma_2^+(\infty)}$ и $M e^{i\alpha \xi_2^-}$, $M e^{i\alpha \gamma_1^-(\infty)}$, но и от

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} \lambda^{-1} M e^{i\alpha \xi_1^-(\theta\lambda)} = \int_0^{\infty} M e^{i\alpha \xi_1^-(t)} dt, \quad \lim_{\lambda \rightarrow 0} \lambda^{-1} M e^{i\alpha \xi_2^+(\theta\lambda)} = \int_0^{\infty} M e^{i\alpha \xi_2^+(t)} dt.$$

Поскольку при $b > 0$ х. ф. $\Phi_0(\alpha) = \Phi_0(\alpha; b)$, $\varphi_0(\alpha) = \varphi_0(\alpha; b)$ зависят от b , то возникает вопрос: как связаны предельные соотношения для этих х. ф. при $b \rightarrow 0$? При предельном переходе в (9) и (12) легко устанавливается, что $\Phi_0(\alpha; +0) = \varphi_0(\alpha; +0)$, и полученное таким образом предельное соотношение определяет х. ф. эргодического распределения процесса $\xi_2^0(t)$, «склеенного» определенным образом из процессов $\xi_1(t)$ и $\xi_2(t)$.

Если $\xi_k(t) = a_k t + \sigma_k W_k(t)$, $k = 1, 2$, $\sigma_k > 0$, $W_1(t)$ и $W_2(t)$ — независимые между собой стандартные винеровские процессы, то для $\xi_{1,2}(t)$ $\Psi_{1,2}^+(\cdot) \equiv 0$ и при $s > 0$

$$M \exp \{i\alpha \xi_k^\pm(t)\} = \frac{\rho_k^\pm(\lambda)}{\rho_k^\pm(\lambda) \mp i\alpha}, \quad \rho_k^\pm(\lambda) > 0, \quad k = 1, 2.$$

При $a_1 < 0$, $a_2 > 0$ непрерывный осциллирующий процесс $\zeta'_2(t)$ (см. (1')) имеет предельное распределение с х. ф.

$$\lim_{t \rightarrow \infty} M \exp \{i\alpha \zeta'_2(t)\} = \frac{M \exp \{i\alpha \chi_b\}}{\rho'_{1-}(0) + \rho'_{2+}(0)} \left[\frac{\rho_1^+(0) \rho'_{1-}(0)}{\rho_1^+(0) - i\alpha} + \right. \\ \left. + \frac{\rho_2^-(0) \rho'_{2+}(0)}{\rho_2^-(0) + i\alpha} \right], \quad \rho'_{k\pm}(0) = \left. \frac{d}{d\lambda} \rho_k^\pm(\lambda) \right|_{\lambda=0}, \quad k = 1, 2.$$

Отсюда следует, что при $b \rightarrow 0$

$$\Phi_0(\alpha, +0) = \frac{1}{\rho'_{1-}(0) + \rho'_{2+}(0)} \left[\frac{\rho_1^+(0) \rho'_{1-}(0)}{\rho_1^+(0) - i\alpha} + \frac{\rho_2^-(0) \rho'_{2+}(0)}{\rho_2^-(0) + i\alpha} \right], \\ \rho_1^+(0) = \frac{2|a_1|}{\sigma_1^2}, \quad \rho_2^-(0) = \frac{2a_2}{\sigma_2^2}, \quad \rho'_{1-}(0) = \frac{1}{|a_1|}, \quad \rho'_{2+}(0) = \frac{1}{a_2}.$$

1. *Kemperman G.* The oscillating random walk // *Stochast. Process. and Appl.*— 1974.— 2, N 1.— P. 1—29.
2. *Keilson J., Servi L. D.* Oscillating random walk models for *GI / G/1* vacation systems with Bernoulli schedules // *J. Appl. Probab.*— 1986.— 23.— P. 790—802.
3. *Боровков А. А.* Предельные распределения осциллирующего случайного блуждания // *Теория вероятностей и ее применения.*— 1980.— 25, № 3.— С. 663—665.
4. *Братийчук Н. С., Гусак Д. В.* Эргодическое распределение осциллирующего процесса с независимыми приращениями // *Укр. мат. журн.*— 1986.— 38, № 5.— С. 547—554.
5. *Гусак Д. В.* Об осциллирующих схемах случайного блуждания. I, II // *Теория вероятностей и мат. статистика.*— 1988.— Вып. 39.— С. 33—39.— 1989.— Вып. 40.— С. 11—17.
6. *Гусак Д. В.* Предельные распределения для осциллирующих случайных блужданий // *Пятая Междунар. Вильнюс. конф. по теории вероятностей и мат. статистике, Вильнюс, 26 июня — 1 июля 1989 г.: Тез докл.*— Вильнюс: Ин-т математики и кибернетики АН ЛитССР, 1989.— 3.— С. 170—171.
7. *Гусак Д. В.* Метод факторизации в граничных задачах для однородных процессов с независимыми приращениями // *Распределение некоторых функционалов для процессов с независимыми приращениями и полумарковских процессов.*— Киев, 1985.— С. 12—56.— (Препринт / АН УССР. Ин-т математики; 85.43).