

СЛУЧАЙНЫЕ ВОЗМУЩЕНИЯ РЕГУЛЯРНОЙ
ПРЕЦЕССИИ ГИРОСКОПА

Ю. В. Линник, В. С. Новоселов

(Ленинград)

§ 1. О распределении вероятностей решения системы дифференциальных уравнений. 1. В работе рассматриваются системы дифференциальных уравнений, в правые части которых входят некоторые случайные функции, описывающие случайные процессы.

Случайный процесс будем понимать согласно установившейся математической терминологии [1] как вектор-функцию $u = \{u_i(v_1, \dots, v_r)\}$ ($i = 1, \dots, n$) со случайными значениями, причем для любого набора аргументов v_{1k}, \dots, v_{rk} ($k = 1, \dots, s$) величины $u_i(v_{1k}, \dots, v_{rk})$ образуют ns -мерную случайную величину, для которой должно быть задано ns -мерное распределение вероятностей. Будем рассматривать непрерывные процессы, для которых при близких значениях аргументов вероятность больших отклонений векторных функций мала. Позднее будет дана строгая формулировка требуемой нами непрерывности. Пусть в системе (1.1)

$$\frac{dx_i}{dt} = X_i[x_j, A_k(t), t] + S_i[x_j, A_k(t), t] \quad (i, j = 1, \dots, n) \quad (1.1)$$

функция $A_k(t)$ ($k = 1, \dots, l$) описывает l -мерный случайный процесс. Обозначая через $a_k(t)$ математическое ожидание $A_k(t)$, получим

$$A_k(t) = a_k(t) + b_k(t)$$

где математическое ожидание случайных функций $b_k(t)$ равно нулю.

Далее $S(x_j, A_k(t), t) = \{S_i[x_j, A_k(t), t]\} \quad (i = 1, \dots, n)$

n -мерная случайная вектор-функция, которая при заданных значениях аргументов описывает n -мерный случайный процесс указанного выше типа. Пусть начальные данные системы (1.1) случайны и задаются некоторым совокупным распределением с плотностью вероятности

$$P \{ \xi_i^\circ \leq x_i^\circ - y_i^\circ < \xi_i^\circ + d\xi_i^\circ \} = f(\xi_1^\circ, \dots, \xi_n^\circ) d\xi^\circ$$

$$d\xi^\circ = d\xi_1^\circ d\xi_2^\circ \dots d\xi_n^\circ \quad (i = 1, \dots, n)$$

Здесь y_i° означает математическое ожидание для x_i° . Решение системы (1.1) будет некоторым n -мерным случайным процессом $x(t) = \{x_i(t)\}$ ($i = 1, \dots, n$). Задача заключается в изучении распределения вероятностей n -мерного процесса отклонений решения системы (1.1) от $y_i(t)$, где $y_i(t)$ ($i = 1, \dots, n$) означает решение (1.1) при

$$x_i^\circ = y_i^\circ, \quad A_k(t) = a_k(t), \quad S_i[x_j, A_k(t), t] = 0$$

2. Рассматривая конечный промежуток времени и предполагая, что вероятные значения $\max |b_k(t)/a_k(t)|$ и $\max |(x_i - y_i)/y_i|$ на этом промежутке малы, т. е. малы соответствующие дисперсии, можно считать

$$\frac{dx_i}{dt} = X_i[x_j, a_k(t)] + \varphi_i(t) + S_i[x_j, A_k(t), t] \quad (i, j=1, \dots, n) \quad (1.2)$$

где случайные функции $\varphi_i(t)$ равны

$$\varphi_i(t) = \sum_{k=1}^l \left(\frac{\partial X_i}{\partial A_k} \right) b_k(t) \quad \begin{pmatrix} x_i = y_i(t) \\ A_i = a_j(t) \end{pmatrix} \quad (1.3)$$

Процесс, описываемый функциями $S_i[x_j, A_k(t), t]$, можно рассматривать как набор случайных поверхностей, про которые предполагаем, что с вероятностью единица они имеют ограниченные частные производные $\partial S_i / \partial x_j$ и $\partial S_i / \partial A_k$; тогда, принимая во внимание это предположение, можно ограничиться в системе (1.2) главной частью функций S_i , т. е. рассматривать систему

$$\frac{dx_i}{dt} = X_i[x_j, a_k(t), t] + \varphi_i(t) + S_i(t) \quad (i, j = 1, \dots, n) \quad (1.4)$$

где

$$S_i(t) = S_i[y_j(t), a_k(t), t]$$

В силу предположения, что вероятные значения $\max |(x_i - y_i)/y_i|$ на рассматриваемом конечном промежутке малы, систему (1.4) можно линеаризировать; получим

$$\frac{dz_i}{dt} = \sum_{j=1}^n X_{ij}(t) z_j + F_i(t) \quad (i=1, \dots, n) \quad (1.5)$$

Здесь

$$z_i = x_i + y_i, \quad X_{ij}(t) = \left[\frac{\partial}{\partial x_j} X_i(x_s, a_k(t), t) \right]_{x_s=y_s(t)}, \quad F_i(t) = \varphi_i(t) + S_i(t)$$

Как известно [2], решение системы (1.5) дается в виде

$$\left\| \begin{pmatrix} z_1 \\ \vdots \\ z_n \end{pmatrix} \right\| = Z(t) \left\| \begin{pmatrix} z_1^\circ \\ \vdots \\ z_n^\circ \end{pmatrix} \right\| + \int_{t_0}^t Z(t) Z^{-1}(u) F(u) du \quad (1.6)$$

где $Z(t) = \|z_{\lambda\mu}(t)\|$ ($\lambda, \mu = 1, \dots, n$) — нормальная фундаментальная матрица решений однородной системы для (1.5), а $F(u)$ — одностробцовая матрица с элементами $F_i(u)$.

В формуле (1.6) $F_i(t)$ представляют собой n -мерный случайный процесс; кривые, составляющие процесс, будем считать непрерывными с вероятностью единица.

Может случиться, что в качестве некоторых b_k будут служить z_i° ($i = 1, \dots, n$), тогда вектор-функцию $\Phi(t) = \{\varphi_i(t)\}$ можно представить в виде суммы двух вектор-функций $\Phi(t) = \Phi_1(t) + \Phi_2(t)$, где $\Phi_1(t)$ не зависит от z_i° , а $\Phi_2(t)$ зависит от z_i° . Имеем

$$\Phi_2(t) = \Psi_2(t) z^\circ, \quad z^\circ = \{z_i^\circ\} \quad (i=1, \dots, n)$$

где матрица $\Psi_2(t)$ равна

$$\Psi_2(t) = \left\| \left(\frac{\partial X_i}{\partial A_{k\rho}} \right)_{x_j, A_j} \right\|, \quad A_{k\rho} = y_\rho^\circ + z_\rho^\circ \quad \begin{pmatrix} x_j = y_j(t) \\ A_j = a_j(t) \end{pmatrix} \quad (i, \rho = 1, \dots, n)$$

Далее

$$\Phi_1(t) = \Psi_1(t) B(t)$$

где $B(t)$ — вектор-функция с элементами $b_s(t)$ ($s = 1, \dots, m$; $m \leq l$); матрица $\Psi_1(t)$ имеет n строчек и m столбцов и будет равна

$$\Psi_1(t) = \left\| \left(\frac{\partial X_i}{\partial A_{ks}} \right)_{x_j, A_j} \right\|, \quad A_{ks} = a_s(t) + b_s(t) \quad \begin{pmatrix} x_j = y_j(t) \\ A_j = a_j(t) \end{pmatrix} \quad \begin{matrix} (i=1, \dots, n) \\ (s=1, \dots, m) \end{matrix}$$

Решение (1.6) можно записать в виде

$$z = \int_{t_0}^t [Z_1(t, u) B(u) + Z_2(t, u) S(u) + Z_3(t, u) z^\circ] du \quad (1.7)$$

где

$$z = \{z_i(t)\} \quad (i=1, \dots, n)$$

$$Z_1(t, u) = Z(t) Z^{-1}(u) \Psi_1(u), \quad Z_2(t, u) = Z(t) Z^{-1}(u)$$

$$Z_3(t, u) = Z(t) \left[Z^{-1}(u) \Psi_2(u) + \frac{1}{t-u} I \right]$$

Здесь I — единичная матрица.

Будем считать процессы $B(t)$, $S(t)$ и z° статистически независимыми, а процессы $B(t)$ и $S(t)$ кроме того и вероятностно установившимися (стационарными по А. Я. Хинчину [1]). Процесс $Q = \{g_\mu(t)\}$ ($\mu = 1, \dots, s$) называется стационарным, если корреляционная матрица процесса

$$r = \|r_{\mu\nu}\|, \quad r_{\mu\nu} = E [g_\mu(t + \tau) g_\nu(t)] \quad (\mu, \nu = 1, \dots, s)$$

где E означает математическое ожидание, не зависит от t . Будем считать корреляционные матрицы непрерывными, что обеспечит в данном случае непрерывность процессов. В этих предположениях формула (1.7) позволяет изучить распределение вероятности n -мерного процесса $z = \{z_i(t)\}$ по известным процессам $B(t)$, $S(t)$ и z° .

Следует заметить, что все наши рассуждения будут легко обобщаться на тот случай, когда вероятностно неустановившийся процесс $S(t)$ представлен в виде произведения некоторой матрицы, зависящей от времени, на процесс, вероятностно установившийся.

3. Для определения вероятностных характеристик искомого процесса вычислим его корреляционную матрицу. Употребляя обозначения И. А. Лаппо-Данилевского [3], получим

$$R_{\mu\nu}(t, \tau) = E \left[\int_{t_0}^{t+\tau} \{Z_1(t + \tau, u_1) B(u_1) + Z_2(t + \tau, u_1) S(u_1) + Z_3(t + \tau, u_1) z^\circ\}_\mu du_1 \int_{t_0}^t \{Z_1(t, u_2) B(u_2) + Z_2(t, u_2) S(u_2) + Z_3(t, u_2) z^\circ\}_\nu du_2 \right]$$

В силу статистической независимости процессов $B(t)$, $S(t)$ и z° имеем

$$R_{\mu\nu}(t, \tau) = E \left[\int_{t_0}^{t+\tau} \{Z_1(t+\tau, u_1) B(u_1)\}_\mu du_1 \int_{t_0}^t \{Z_1(t, u_2) B(u_2)\}_\nu du_2 \right] + \\ + E \left[\int_{t_0}^{t+\tau} \{Z_2(t+\tau, u_1) S(u_1)\}_\mu du_1 \int_{t_0}^t \{Z_2(t, u_2) S(u_2)\}_\nu du_2 \right] + \\ + E \left[\int_{t_0}^{t+\tau} \{Z_3(t+\tau, u_1) z^\circ\}_\mu du_1 \int_{t_0}^t \{Z_3(t, u_2) z^\circ\}_\nu du_2 \right]$$

Обозначим элементы корреляционных матриц для процессов $B(t)$, $S(t)$ и z° соответственно r_{ij}^1 , r_{ij}^2 и r_{ij}^3 . Так как процессы $B(t)$ и $S(t)$ предполагаются вероятностно установившимися (стационарными), то будем иметь

$$r_{ij}^1(u_1 - u_2) = E [b_i(u_1) b_j(u_2)] \quad (i, j=1, \dots, m) \\ r_{ij}^2(u_1 - u_2) = E [S_i(u_1) S_j(u_2)] \quad (i, j=1, \dots, n)$$

Величины r_{ij}^3 будут постоянными. Тогда для корреляционной матрицы искомого процесса получим выражение

$$R(t, \tau) = \int_{t_0}^{t+\tau} du_1 \int_{t_0}^t [Z_1(t+\tau, u_1) r_1(u_1 - u_2) Z_1^*(t, u_2) + \\ + Z_2(t+\tau, u_1) r_2(u_1 - u_2) Z_2^*(t, u_2) + Z_3(t+\tau, u_1) r_3 Z_3^*(t, u_2)] du_2 \quad (1.8)$$

где $r_s = \|r_{ij}^s\|$, а Z_s^* обозначает сопряженную матрицу для Z_s .

Будем считать входные процессы $B(t)$, $S(t)$ и z° гауссовыми, тогда и $\{z_i(t)\}$ будет процессом Гаусса, причем корреляционная матрица $R(t, \tau)$ его полностью описывает. Действительно, пусть требуется получить распределение вероятностей процесса $z = \{z_i(t)\}$ ($i=1, \dots, n$) в моменты времени $t_1 < t_2 < \dots < t_r$. Это дает rn -мерный вектор

$$\begin{matrix} z_1(t_1), & z_1(t_2), & \dots, & z_1(t_r) \\ z_2(t_1), & z_2(t_2), & \dots, & z_2(t_r) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ z_n(t_1), & z_n(t_2), & \dots, & z_n(t_r) \end{matrix}$$

При помощи корреляционной матрицы $R(t, \tau)$ можно построить корреляционную матрицу для этого rn -мерного вектора. Имеем

$$E [z_i(t_\alpha) z_j(t_\beta)] = E [z_i(t_\alpha - t_\beta + t_\beta) z_j(t_\beta)] = R_{ij}(t_\beta, t_\alpha - t_\beta)$$

Отсюда получается корреляционная матрица

$$\Lambda = \|\Lambda_{ij}\| \quad (i, j=1, \dots, rn)$$

для рассматриваемого rn -мерного вектора и плотность его распределения

$$f(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_{rn}) = [2^{rn} \pi^{rn} D(\Lambda)]^{-1/2} \exp \left(-\frac{1}{2D(\Lambda)} \sum_{i,j=1}^{rn} \Delta_{ij} \xi_i \xi_j \right) \quad (1.9)$$

где $D(\Lambda)$ — определитель матрицы Λ , а Δ_{ij} — алгебраические дополнения ее элементов. При $r=1$ и $t_1=t$ имеем n -мерную плотность распределения вероятностей для $z = \{z_i(t)\}$ в данный момент.

Замечание 1. Если процесс $S(t)$ полностью разрывной, т. е. представляет собой бесконечно частые независимые воздействия, и если дисперсия ограничена, то корреляционная матрица для этого процесса существует и отлична от нуля только при нулевом аргументе; тогда

$$\int_{t_0}^{t+\tau} du_1 \int_{t_0}^t Z_2(t+\tau, u_1) r_2(u_1 - u_2) Z_2^*(t, u_2) du_2 = 0$$

Такие случайные возмущения не сказываются на решении. Однако подобные возмущения могут оказать влияние при бесконечной дисперсии.

Замечание 2. Для того чтобы процесс $z(t)$ был вероятностно установившимся, необходимо и достаточно, чтобы $\partial R(t, \tau) / \partial t = 0$.

4. Почти во всех случаях исследования корреляционные функции не определяются чисто теоретическим путем, а должны быть выведены из экспериментальных данных по предварительной графической записи случайных воздействий. Здесь возможно применение способов, разработанных для исследования случайных шумов в радиотехнике [4].

Если случайная «сила» экспериментально записана в виде $S_i(t)$ для достаточно большого промежутка $[t_0, T]$, то величины

$$\frac{1}{T-t_0} \int_{t_0}^T S_\mu(t+\tau) S_\nu(t) dt$$

будут согласно эргодической теореме близки к $r_{\mu\nu}(\tau)$. Эргодическая теорема справедлива при некоторых общих ограничениях, на которых мы не останавливаемся.

§ 2. Вероятности уклонения движения гироскопа от регулярной прецессии. 1. Пусть θ — угол нутации, ψ — угол прецессии, φ — угол собственного вращения гироскопа, тогда кинетическая энергия последнего равна

$$T = \frac{1}{2} [A(\dot{\theta}^2 + \dot{\psi}^2 \sin^2 \theta) + C(\dot{\varphi} + \dot{\psi} \cos \theta)^2]$$

где A и C — моменты инерции гироскопа. Отсюда уравнения Лагранжа для гироскопа при действии случайных сил имеют вид:

$$\begin{aligned} A\ddot{\theta} - A\dot{\psi}^2 \sin \theta \cos \theta + C(\dot{\varphi} + \dot{\psi} \cos \theta) \dot{\psi} \sin \theta &= mgl \sin \theta + M_\theta \\ \frac{d}{dt} [A\dot{\psi} \sin^2 \theta + C(\dot{\varphi} + \dot{\psi} \cos \theta) \cos \theta] &= M_\psi \\ C \frac{d}{dt} (\dot{\varphi} + \dot{\psi} \cos \theta) &= M_\varphi \end{aligned} \quad (2.1)$$

где моменты M_θ , M_ψ и M_φ являются случайными функциями и пусть зависят только от переменных $\theta, \dot{\theta}, \dot{\psi}, \dot{\varphi}, t$. В уравнениях (2.1) m — масса гироскопа, l — расстояние центра тяжести от неподвижной точки.

Систему (2.1) преобразуем к виду

$$\begin{aligned} \ddot{\theta} &= \dot{\psi}^2 \sin \theta \cos \theta - \frac{C}{A} (\dot{\varphi} + \dot{\psi} \cos \theta) \dot{\psi} \sin \theta + \frac{mgl}{A} \sin \theta + \frac{M_\theta}{A} \\ \ddot{\psi} &= \frac{C(\dot{\varphi} + \dot{\psi} \cos \theta) \cos \theta - 2A \cos \theta \dot{\psi} \dot{\theta}}{A \sin \theta} + \frac{M_\psi}{A \sin^2 \theta} \\ \frac{d}{dt} (\dot{\varphi} + \dot{\psi} \cos \theta) &= \frac{M_\varphi}{C} \end{aligned} \quad (2.2)$$

Система (2.2) при начальных данных $\theta_0, \dot{\theta}_0 = 0, \dot{\psi}_0, \dot{\varphi}_0$, удовлетворяющих условию

$$(A - C) \dot{\psi}_0^2 \cos \theta_0 - C \dot{\varphi}_0 \dot{\psi}_0 + mgl = 0 \quad (2.3)$$

и при $M_\theta = M_\psi = M_\varphi = 0$ имеет единственное решение:

$$\theta = \theta_0, \quad \dot{\psi} = \dot{\psi}_0, \quad \dot{\varphi} = \dot{\varphi}_0 \quad (2.4)$$

Мы исключили лишь случай $\sin \theta_0 = 0$. Решение (2.4) носит название регулярной прецессии гироскопа, а (2.3) называется условием регулярной прецессии. Пусть характеристики гироскопа равны ξ_i :

$$A = A_{cp} + b_1, \quad C = C_{cp} + b_2, \quad ml = (ml)_{cp} + b_3$$

где величины b_i случайны, независимы и задаются законом Гаусса

$$P(a_i \leq b_i < a_i + da_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_i} \exp\left(-\frac{\alpha_i^2}{2\sigma_i^2}\right) da_i^\circ$$

Начальные данные при $t = 0$ также случайны, независимы и равны

$$\theta_0 + z_1^\circ, \quad \dot{\theta}_0 + z_2^\circ, \quad \dot{\theta}_0 = 0, \quad \dot{\psi}_0 + z_3^\circ, \quad \dot{\varphi}_0 + z_4^\circ$$

для z_i° задана плотность вероятностей также в виде закона Гаусса

$$P(\xi_i \leq z_i^\circ < \xi_i^\circ + d\xi_i^\circ) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \delta_i} \exp\left(-\frac{\xi_i^{\circ 2}}{2\sigma_i^2}\right) d\xi_i^\circ$$

Будем предполагать выполнение условия регулярной прецессии для средних значений величин, т. е.

$$(A_{cp} - C_{cp}) \dot{\psi}_0^2 \cos \theta_0 - C_{cp} \dot{\varphi}_0 \dot{\psi}_0 + (ml)_{cp} g = 0 \quad (2.5)$$

Предположим далее, что $M_\varphi = 0$. Изучим в этом случае вероятности уклонения движения гироскопа от регулярной прецессии.

2. Систему (2.2) можно записать в виде:

$$\begin{aligned} \ddot{\theta} = & \dot{\psi}^2 \sin \theta \cos \theta - \frac{C_{cp} + b_2}{A_{cp} + b_1} [\dot{\varphi}_0 + z_4^\circ + (\dot{\psi}_0 + z_3^\circ) \cos(\theta_0 + z_1^\circ)] \dot{\psi} \sin \theta + \\ & + \frac{[(ml)_{cp} + b_3]g}{A_{cp} + b_1} \sin \theta + \frac{M_\theta}{A_{cp} + b_1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ddot{\psi} = & \frac{(C_{cp} + b_2) [\dot{\varphi}_0 + z_3^\circ + (\dot{\psi}_0 + z_3^\circ) \cos(\theta_0 + z_1^\circ)] \dot{\theta} - 2(A_{cp} + b_1) \cos \theta \dot{\psi} \dot{\theta}}{(A_{cp} + b_1) \sin \theta} + \\ & + \frac{M_\psi}{(A_{cp} + b_1) \sin^2 \theta} \end{aligned}$$

Полагая $\theta = x_1, \dot{\theta} = x_2, \dot{\psi} = x_3$, получим и $F_1 = 0$

$$\begin{aligned} F_2 = & \left[\frac{C_{cp}}{A_{cp}^2} (\dot{\varphi}_0 + \dot{\psi}_0 \cos \theta_0) \dot{\psi}_0 \sin \theta_0 - \frac{(ml)_{cp} g}{A_{cp}^2} \right] b_1 - \\ & - \frac{1}{A_{cp}} (\dot{\varphi}_0 + \dot{\psi}_0 \cos \theta_0) \dot{\psi}_0 \sin \theta_0 b_3 + \frac{g}{A_{cp}} \sin \theta_0 b_3 + \\ & + \frac{C_{cp}}{A_{cp}} \dot{\psi}_0^2 \sin^2 \theta_0 z_1^\circ - \frac{C_{cp}}{A_{cp}} \dot{\psi}_0 \sin \theta_0 \cos \theta_0 z_3^\circ - \frac{C_{cp}}{A_{cp}} \dot{\psi}_0 \sin \theta_0 z_4^\circ + S_2(t) \end{aligned}$$

где

$$S_2(t) = \frac{M_\theta(t, \theta_0, \dot{\psi}_0, \dot{\varphi}_0)}{A_{\text{cp}}}$$

Или в новых обозначениях

$$F_2 = g_1 b_1 + g_2 b_2 + g_4 z_1^\circ + g_5 z_3^\circ + g_6 z_4^\circ + S_2(t)$$

Далее имеем

$$F_3 = S_3(t), \quad S_3(t) = \frac{M_\psi(t, \theta_0, \psi_0, \varphi_0)}{A_{\text{cp}} \sin^2 \theta_0}$$

Вычисляя $\{X_{ij}\}$, находим

$$\begin{aligned} X_{11} &= 0, & X_{12} &= 1, & X_{13} &= 0 \\ X_{21} &= -\dot{\psi}_0^2 \sin^2 \theta_0, & X_{22} &= 0, & X_{23} &= 2\dot{\psi}_0 \sin \dot{\theta}_0 \cos \theta_0 - \frac{C_{\text{cp}}}{A_{\text{cp}}} (\dot{\varphi}_0 + \dot{\psi}_0 \cos \theta_0) \sin \theta_0 \\ X_{31} &= 0, & X_{32} &= \frac{C_{\text{cp}} (\dot{\varphi}_0 + \dot{\psi}_0 \cos \theta_0) - 2A_{\text{cp}} \cos \theta_0 \dot{\psi}_0}{A_{\text{cp}} \sin \theta_0}, & X_{33} &= 0 \end{aligned}$$

При этом, вычисляя X_{21} , следует учесть условия (2.5).

Линейные уравнения (1.4) для нашего случая будут иметь вид:

$$\begin{aligned} \frac{dz_1}{dt} &= z_2 \\ \frac{dz_2}{dt} &= az_1 + cz_3 + F_2(t) \\ \frac{dz_3}{dt} &= bz_2 + F_3(t) \end{aligned} \quad (2.6)$$

где положено $a = X_{21}$, $b = X_{32}$ и $c = X_{23}$. Характеристическое уравнение системы (2.6) имеет корни

$$0, \quad \pm ik, \quad i = \sqrt{-1}, \quad k = \sqrt{-(a+bc)}$$

$$k = \sqrt{\dot{\psi}_0^2 \sin^2 \theta_0 + \left[\frac{C_{\text{cp}}}{A_{\text{cp}}} (\dot{\varphi}_0 + \dot{\psi}_0 \cos \theta_0) - 2\dot{\psi}_0 \cos \theta_0 \right]^2}$$

Нормальная фундаментальная матрица

$$Z = Z(t)$$

решений однородной системы найдется в виде

$$Z = \left\| \begin{array}{ccc} \frac{bc + a \cos kt}{a + bc} & \frac{1}{k} \sin kt & -\frac{c(1 - \cos kt)}{a + bc} \\ -\frac{ak \sin kt}{a + bc} & \cos kt & -\frac{ck \sin kt}{a + bc} \\ -\frac{ab(1 - \cos kt)}{a + bc} & \frac{b}{k} \sin kt & \frac{a + bc \cos kt}{a + bc} \end{array} \right\|$$

Обратная матрица $Z^{-1} = Z^{-1}(t)$ имеет вид:

$$Z^{-1} = \begin{vmatrix} \frac{bc + a \cos kt}{a + bc} & -\frac{1}{k} \sin kt & -\frac{c(1 - \cos kt)}{a + bc} \\ \frac{ak}{a + bc} \sin kt & \cos kt & \frac{ck}{a + bc} \sin kt \\ -\frac{ab}{a + bc} (1 - \cos kt) & -\frac{b}{k} \sin kt & \frac{a + bc \cos kt}{a + bc} \end{vmatrix}$$

Легко убедиться, что

$$Z_2(t, u) = Z(t) Z^{-1}(u) = Z(t - u)$$

Далее мы имеем

$$\Psi_1 = \begin{vmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ g_1 & g_2 & g_3 & g_6 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{vmatrix}, \quad B = \begin{vmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \\ b_4 \end{vmatrix}, \quad b_4 = z_4^\circ$$

$$r^1 = \begin{vmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_4^2 \end{vmatrix}, \quad \Psi = \begin{vmatrix} 0 & 0 & 0 \\ g_4 & 0 & g_5 \\ 0 & 0 & 0 \end{vmatrix}$$

$$S = \begin{vmatrix} 0 \\ S_2(t) \\ S_3(t) \end{vmatrix}, \quad z^\circ = \begin{vmatrix} z_1^\circ \\ z_2^\circ \\ z_3^\circ \end{vmatrix}, \quad r^3 = \begin{vmatrix} \delta_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \delta_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & \delta_3^2 \end{vmatrix}$$

Корреляционная матрица r^2 также предполагается известной, она может быть определена опытным путем, как указывалось в § 1. Будем иметь

$$r^2 = \begin{vmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & r_{22}^2(u_1 - u_2) & r_{23}^2(u_1 - u_2) \\ 0 & r_{23}^2(u_1 - u_2) & r_{33}^2(u_1 - u_2) \end{vmatrix}$$

Отсюда легко вычисляются $Z_1(t, u)$ и $Z_3(t, u)$ и по формуле (1.8) рассчитывается корреляционная матрица искомого процесса; тогда (1.9) дает плотность распределения вероятностей для отклонения движения гироскопа от регулярной прецессии.

Поступила 26 I 1953

ЛИТЕРАТУРА

1. Хинчин А. Я. Теория корреляции стационарных стохастических процессов. Успехи математ. наук, вып. 5, 1938.
2. Немыцкий В. В. и Степанов В. В. Качественная теория дифференциальных уравнений. ГИИ, 1949.
3. Лапко-Данилевский И. А. Теория функций от матриц и системы линейных дифференциальных уравнений. Ленинград, 1934.
4. Яглом А. М. Введение в теорию стационарных случайных функций. Успехи матем. наук, т. VII, вып. 5, 1951.