

образом может быть выполнен анализ поверхностей обратных скоростей и волновых поверхностей для сред, описываемых деформационной теорией пластичности бетона, для идеальных жесткопластических сжимаемых и несжимаемых материалов и других сред, описываемых физическими соотношениями в форме произвольных перекрестных зависимостей между первыми инвариантами девиаторов напряжений и деформаций [2].

**СПИСОК ЦИТИРОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ**

1. Рахматуллин Х.А., Демьянов Ю.А. Прочность при интенсивных кратковременных нагрузках. - М.: Физматгиз, 1961. - 398 с.
2. Гениев Г.А., Лейтес В.А. Вопросы механики неупругих тел. - М.: Стройиздат, 1981. - 160 с.
3. Петрашень Г.И. Распространение волн в анизотропных упругих средах. - Ленинград: Наука, 1980. - 284 с.
4. Качанов Л.М. Основы теории пластичности. - М.: Наука, 1969. - 420 с.

Материал поступил в редакцию 24.10.2008

**BOSIAKOV S.M. The modeling of three-dimension wave fronts of deformations, propagating in nonelastic environments from dot source of disturbances**

Expressions for point's coordinates of nonelastic environment, which defined geometric forms of deformation's wave fronts, propagating from dot non-stationary source of disturbances, are obtained. Examples of construction of three-dimensional wave fronts for the environments described by the theory small elastoplastic of deformations (plastic metals) and for the environments possessing internal friction (soils) are given.

УДК 551.492

**Волчек А.А., Гладкий И.И., Махнист Л.П., Парфомук С.И.**

**О РЕШЕНИИ ОДНОЙ СТОХАСТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ РЕЧНОГО СТОКА**

Рассмотрим марковский процесс для описания колебаний речного стока, используемый в стохастической гидрологии.

Пусть  $\bar{V}$  – среднегодовой расход воды, а  $V_t$  – расход воды в момент времени  $t$ . Тогда, полагая  $X_t = (V_t - \bar{V}) / \bar{V}$ , процесс многолетних колебаний стока можно описать с помощью стационарного решения стохастического дифференциального уравнения (СДУ) Орнштейна-Уленбека с непрерывным временем [1]:

$$dX_t = -kX_t dt + \sigma dW_t, \quad (1)$$

где  $X_t = (V_t - \bar{V}) / \bar{V}$ ,  $\sigma = C_V \sqrt{2k}$ ,  $\sigma$  – интенсивность «белого шума»,  $C_V$  – коэффициент изменчивости речного стока,  $W_t$  – стандартный винеровский процесс,  $k^{-1}$  – время релаксации речного стока.

Заметим, что уравнению (1) соответствует уравнение Фоккера-Планка, т.е. прямого уравнения Колмогорова

$$\frac{\partial p}{\partial t} = k \frac{\partial}{\partial x} (x p) + \frac{\sigma^2}{2} \frac{\partial^2 p}{\partial x^2}, \quad -\infty < x < \infty,$$

где коэффициент  $k$  определяется по формуле  $k = -\ln r$ , так как автокорреляционная функция колебаний стока имеет вид  $e^{-kt}$ , а  $r$  – коэффициент автокорреляции годового стока.

Пусть в начальный момент времени  $t = 0$  сток равен  $y$ , а  $x^*$  – некоторое фиксированное значение стока. Выясним, за какой промежуток времени значение  $V$  будет находиться в полуинтервале  $[x^*, \infty)$  при условии, что  $y \in [x^*, \infty)$ . Решить эту задачу можно с помощью обратного уравнения Колмогорова. Так как случайные колебания стока, описываемые СДУ (1), однородны по времени, то для двумерной плотности вероятности справедливо соотношение  $p(x, t / y, 0) = p(x, 0 / y, t)$ .

Обратное уравнение Колмогорова для процесса (1) имеет вид

$$\frac{\partial}{\partial t} p(x, t / y, 0) = -ky \frac{\partial}{\partial y} p(x, t / y, 0) + \frac{1}{2} \sigma^2 \frac{\partial^2 p(x, t / y, 0)}{\partial y^2}. \quad (2)$$

Пусть  $T$  – момент времени, в который значение  $V$  покинет промежуток  $[x^*, \infty)$ . Тогда

$$prob(T \geq t) = G(y, t), \quad G(y, t) = \int_{x^*}^{\infty} p(x, t / y, 0) dx.$$

Интегрируя (2) по  $x$  на интервале от  $x^*$  до  $\infty$ , получаем

$$\frac{\partial G(y, t)}{\partial t} = -ky \frac{\partial G(y, t)}{\partial y} + \frac{\sigma^2}{2} \frac{\partial^2 G(y, t)}{\partial y^2}.$$

Учитывая условия отражения на бесконечности и поглощения в точке  $y = x^*$ , получим следующие начальные условия:

$$G(y, t)|_{y=x^*} = 0, \quad \frac{\partial G(y, t)}{\partial y} \Big|_{y=\infty} = 0.$$

Так как функция  $1 - G(y, t)$  является распределением случайной величины  $T$ , то среднее время достижения границы  $x^*$  и его дисперсия определяются соотношениями

$$T_1 = - \int_0^{\infty} t \frac{\partial G(y, t)}{\partial t} dt = \int_0^{\infty} G(y, t) dt,$$

$$T_2 = - \int_0^{\infty} t^2 \frac{\partial G(y, t)}{\partial t} dt = 2 \int_0^{\infty} t G(y, t) dt.$$

**Волчек Александр Александрович**, д.г.н., профессор кафедры сельскохозяйственных и гидротехнических мелиораций Брестского государственного технического университета.

**Гладкий Иван Иванович**, старший преподаватель кафедры высшей математики Брестского государственного технического университета.

**Махнист Леонид Петрович**, к.т.н., доцент кафедры высшей математики Брестского государственного технического университета.

**Парфомук Сергей Иванович**, к.т.н., доцент кафедры информатики и прикладной математики Брестского государственного технического университета.

Беларусь, БрГТУ, 224017, г. Брест, ул. Московская, 267.

Интегрируя (2) по  $t$  на интервале от 0 до  $\infty$  и учитывая, что

$$\int_0^{\infty} \frac{\partial G}{\partial t} dt = G(x, 0) = -1,$$

получаем следующие уравнения для  $T_1$  и  $T_2$ :

$$\frac{1}{2} \sigma^2 \frac{d^2 T_1}{dy^2} - ky \frac{dT_1}{dy} = -1, \text{ при } \frac{dT_1}{dy}(\infty) = 0, T_1(y)|_{y=x^*} = 0,$$

$$\frac{1}{2} \sigma^2 \frac{d^2 T_2}{dy^2} - ky \frac{dT_2}{dy} = -T_1, \text{ при } \frac{dT_2}{dy}(\infty) = 0, T_2(y)|_{y=x^*} = 0.$$

Введя безразмерные величины

$$kT_1 = \theta_1, k^2 T_2 = \theta_2, \\ y \sqrt{\frac{2k}{\sigma^2}} = \frac{y}{C_V} = \xi, x^* \sqrt{\frac{2k}{\sigma^2}} = \frac{x^*}{C_V} = \xi^*,$$

приходим к системе

$$\frac{d^2 \theta_1}{d\xi^2} - \xi \frac{d\theta_1}{d\xi} = -1, \frac{d\theta_1}{d\xi}(\infty) = 0, \theta_1(\xi)|_{\xi=\xi^*} = 0, \quad (3)$$

$$\frac{d^2 \theta_2}{d\xi^2} - \xi \frac{d\theta_2}{d\xi} = -\theta_1, \frac{d\theta_2}{d\xi}(\infty) = 0, \theta_2(\xi)|_{\xi=\xi^*} = 0.$$

Система (3), приведенная в [1], при решении различных прикладных задач, например в [2], интегрировалась численными методами. Найдем точное решение первого уравнения системы.

Введем обозначение  $\frac{d\theta_1}{d\xi} = f(\xi)$ . Тогда, учитывая, что

$$\frac{d^2 \theta_1}{d\xi^2} = \frac{df}{d\xi}, \text{ приходим к линейному дифференциальному урав-$$

нению первого порядка  $\frac{df}{d\xi} - \xi f = -1$ , с начальным условием

$$f(\xi)|_{\xi=\infty} = 0.$$

Решение последнего уравнения будем отыскивать в виде  $f(\xi) = u(\xi)v(\xi)$ . Тогда, учитывая, что  $f'(\xi) = u'(\xi)v(\xi) + u(\xi)v'(\xi)$ , получим уравнение  $u'v + uv' - \xi uv = -1$  или  $u'v + u(v' - \xi v) = -1$  (\*).

Найдем одно из ненулевых решений уравнения  $v' - \xi v = 0$ .

Разделяя переменные в уравнении  $\frac{dv}{d\xi} = \xi v$ , решением которого, очевидно является  $v = 0$ , получим  $\frac{dv}{v} = \xi d\xi$ . Интегрируя

последнее уравнение, имеем  $\int \frac{dv}{v} = \int \xi d\xi + C_2$ . Откуда

$$\ln|v| = \frac{\xi^2}{2} + \ln C_1 \text{ или } v = \pm C_1 e^{\frac{\xi^2}{2}}. \text{ Следовательно,}$$

$$v = C e^{\frac{\xi^2}{2}} - \text{общее решение дифференциального уравнения } v' - \xi v = 0.$$

Выберем одно из ненулевых решений этого уравнения, напри-

мер,  $v = e^{\frac{\xi^2}{2}}$ , при  $C = 1$ . Подставляя его, в уравнение (\*),

имеем  $u'e^{\frac{\xi^2}{2}} = -1$  или  $u' = -e^{-\frac{\xi^2}{2}}$ . Откуда

$$u = -\int e^{-\frac{\xi^2}{2}} d\xi + C.$$

Следовательно,  $f(\xi) = u(\xi)v(\xi) = (-\int e^{-\frac{\xi^2}{2}} d\xi + C)e^{\frac{\xi^2}{2}}$

или  $f(\xi) = (C - \int_{-\infty}^{\xi} e^{-\frac{t^2}{2}} dt)e^{\frac{\xi^2}{2}}$  – общее решение дифференциального уравнения  $\frac{df}{d\xi} - \xi f = -1$ .

Заметим, что  $\int_0^{+\infty} \frac{2}{\pi} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = 1$ . Тогда

$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = 2 \int_0^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \sqrt{2\pi}$  и, учитывая начальное

условие  $f(\xi)|_{\xi=\infty} = 0$ , имеем

$$f(\xi) = (\sqrt{2\pi} - \int_{-\infty}^{\xi} e^{-\frac{t^2}{2}} dt)e^{\frac{\xi^2}{2}}.$$

Действительно,  $f(\xi)|_{\xi=\infty} = \lim_{\xi \rightarrow +\infty} (\sqrt{2\pi} - \int_{-\infty}^{\xi} e^{-\frac{t^2}{2}} dt)e^{\frac{\xi^2}{2}} =$

$$\lim_{\xi \rightarrow +\infty} \frac{\sqrt{2\pi} - \int_{-\infty}^{\xi} e^{-\frac{t^2}{2}} dt}{\frac{\xi^2}{e^{\frac{\xi^2}{2}}}} \text{ и, учитывая } \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \sqrt{2\pi},$$

получаем, что последний предел имеет неопределенность вида  $\frac{0}{0}$ .

Тогда, используя правило Лопитала, имеем

$$f(\xi)|_{\xi=\infty} = \lim_{\xi \rightarrow +\infty} \frac{\left( \sqrt{2\pi} - \int_{-\infty}^{\xi} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right)'}{\left( e^{-\frac{\xi^2}{2}} \right)'} = \\ = \lim_{\xi \rightarrow +\infty} \frac{0 - e^{-\frac{\xi^2}{2}}}{e^{-\frac{\xi^2}{2}} \cdot (-\xi)} = \lim_{\xi \rightarrow +\infty} \frac{1}{\xi} = 0.$$

Таким образом  $f(\xi) = (\sqrt{2\pi} - \int_{-\infty}^{\xi} e^{-\frac{t^2}{2}} dt) e^{\frac{\xi^2}{2}}$ , или,  
 учитывая  $\int_{-\infty}^0 e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \sqrt{\frac{\pi}{2}}$ ,  $f(\xi) =$   
 $= \left( \sqrt{2\pi} - \int_{-\infty}^0 e^{-\frac{t^2}{2}} dt - \int_0^{\xi} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right) e^{\frac{\xi^2}{2}} =$   
 $= \left( \sqrt{2\pi} - \sqrt{\frac{\pi}{2}} - \int_0^{\xi} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right) e^{\frac{\xi^2}{2}} =$   
 $= \left( \sqrt{\frac{\pi}{2}} - \int_0^{\xi} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right) e^{\frac{\xi^2}{2}}$  – решение дифференциального  
 уравнения  $\frac{df}{d\xi} - \xi f = -1$ , удовлетворяющее начальному усло-  
 вию  $f(\xi)|_{\xi=-\infty} = 0$ .

Используя разложение функции  $e^z$  в ряд Тейлора  
 $e^z = 1 + z + \frac{z^2}{2!} + \frac{z^3}{3!} + \dots = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{z^n}{n!}$ , имеем

$$e^{\frac{\xi^2}{2}} = 1 + \frac{\xi^2}{2} + \frac{\xi^4}{2^2 2!} + \frac{\xi^6}{2^3 3!} + \dots = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{2^n n!}$$

$$e^{-\frac{t^2}{2}} = 1 - \frac{t^2}{2} + \frac{t^4}{2^2 2!} - \frac{t^6}{2^3 3!} + \dots = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n t^{2n}}{2^n n!}$$

Тогда  $\int_0^{\xi} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \int_0^{\xi} \left( \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n t^{2n}}{2^n n!} \right) dt =$   
 $= \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n t^{2n+1}}{2^n n! (2n+1)} \Big|_0^{\xi} = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n \xi^{2n+1}}{2^n n! (2n+1)}$ .  
 Следовательно, решение

$$f(\xi) = \left( \sqrt{\frac{\pi}{2}} - \int_0^{\xi} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right) e^{\frac{\xi^2}{2}}$$

можно представить в виде

$$f(\xi) = \left( \sqrt{\frac{\pi}{2}} - \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n \xi^{2n+1}}{2^n n! (2n+1)} \right) \cdot \left( \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{2^n n!} \right)$$

или

$$f(\xi) = \sqrt{\frac{\pi}{2}} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{2^n n!} - \left( \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(-1)^n \xi^{2n+1}}{2^n n! (2n+1)} \right) \cdot \left( \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{2^n n!} \right) =$$

$$= \sqrt{\frac{\pi}{2}} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{2^n n!} - \sum_{n=0}^{+\infty} \left( \sum_{k=0}^n \frac{(-1)^k}{2^k k! (2k+1) 2^{n-k} (n-k)!} \right) \xi^{2n+1} =$$

$$= \sqrt{\frac{\pi}{2}} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{2^n n!} - \sum_{n=0}^{+\infty} \left( \sum_{k=0}^n \frac{(-1)^k}{k! (2k+1) (n-k)!} \right) \frac{\xi^{2n+1}}{2^n} =$$

$$= \sqrt{\frac{\pi}{2}} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{2^n n!} - \sum_{n=0}^{+\infty} \left( \sum_{k=0}^n \frac{(-1)^k C_n^k}{(2k+1) n!} \right) \frac{\xi^{2n+1}}{2^n} =$$

$$= \sqrt{\frac{\pi}{2}} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{2^n n!} - \sum_{n=0}^{+\infty} \left( \sum_{k=0}^n \frac{(-1)^k C_n^k}{(2k+1)} \right) \frac{\xi^{2n+1}}{2^n n!}.$$

Можно доказать, что  $\sum_{k=0}^n \frac{(-1)^k C_n^k}{(2k+1) 2^n n!} = \frac{1}{(2n+1)!!}$ .

Следовательно,  $f(\xi) = \sqrt{\frac{\pi}{2}} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{2^n n!} - \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n+1}}{(2n+1)!!}$ .

Действительно,  
 $f(\xi) = \sqrt{\frac{\pi}{2}} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{2^n n!} - \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n+1}}{(2n+1)!!} =$   
 $= \sqrt{\frac{\pi}{2}} e^{\frac{\xi^2}{2}} - \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n+1}}{(2n+1)!!}$

$$\frac{df}{d\xi} = \left( \sqrt{\frac{\pi}{2}} e^{\frac{\xi^2}{2}} - \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n+1}}{(2n+1)!!} \right)' =$$

$$= \sqrt{\frac{\pi}{2}} e^{\frac{\xi^2}{2}} \xi - \left( \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n+1}}{(2n+1)!!} \right)' =$$

$$= \sqrt{\frac{\pi}{2}} e^{\frac{\xi^2}{2}} \xi - \left( \xi + \frac{\xi^3}{3} + \frac{\xi^5}{3 \cdot 5} + \frac{\xi^7}{3 \cdot 5 \cdot 7} + \dots \right)' =$$

$$= \sqrt{\frac{\pi}{2}} e^{\frac{\xi^2}{2}} \xi - \left( 1 + \xi^2 + \frac{\xi^4}{3} + \frac{\xi^6}{3 \cdot 5} + \dots \right) =$$

$$\sqrt{\frac{\pi}{2}} e^{\frac{\xi^2}{2}} \xi - 1 - \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{(2n-1)!!}$$

Тогда

$$\frac{df}{d\xi} - \xi f = \sqrt{\frac{\pi}{2}} e^{\frac{\xi^2}{2}} \xi - 1 - \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{(2n-1)!!} -$$

$$- \xi \left( \sqrt{\frac{\pi}{2}} e^{\frac{\xi^2}{2}} - \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n+1}}{(2n+1)!!} \right) =$$

$$= \sqrt{\frac{\pi}{2}} e^{\frac{\xi^2}{2}} \xi - 1 - \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{(2n-1)!!} - \xi \sqrt{\frac{\pi}{2}} e^{\frac{\xi^2}{2}} +$$

$$+ \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n+2}}{(2n+1)!!} = -1.$$

Так как  $\frac{d\theta_1}{d\xi} = f(\xi) = \sqrt{\frac{\pi}{2}} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{2^n n!} - \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n+1}}{(2n+1)!!}$ , то

$$\theta_1 = \int \left( \sqrt{\frac{\pi}{2}} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n}}{2^n n!} - \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n+1}}{(2n+1)!!} \right) d\xi =$$

$$= \sqrt{\frac{\pi}{2}} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n+1}}{2^n n!(2n+1)} - \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n+2}}{(2n+1)!!(2n+2)} + C$$

решение уравнения  $\frac{d^2\theta_1}{d\xi^2} - \xi \frac{d\theta_1}{d\xi} = -1$ .

Учитывая, начальное условие,  $\theta_1(\xi)|_{\xi=\xi_*} = 0$ , получаем, что

$$\theta_1 = \sqrt{\frac{\pi}{2}} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n+1}}{2^n n!(2n+1)} - \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi^{2n+2}}{(2n+1)!!(2n+2)} - C_*, \quad (4)$$

где  $C_* = \sqrt{\frac{\pi}{2}} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi_*^{2n+1}}{2^n n!(2n+1)} - \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\xi_*^{2n+2}}{(2n+1)!!(2n+2)}$ ,

решение уравнения  $\frac{d^2\theta_1}{d\xi^2} - \xi \frac{d\theta_1}{d\xi} = -1, \quad \frac{d\theta_1}{d\xi} \Big|_{\xi=\infty} = 0$ ,

$$\theta_1(\xi)|_{\xi=\xi_*} = 0.$$

Заметим, что легко доказать сходимость на всей числовой прямой степенных рядов в решении (4).

Аналогично, можно найти решение второго уравнения системы (3).

Рассмотрим пример, приведенный в [1]. Пусть среднегодовой сток Волги  $\bar{V} = 239 \text{ км}^3/\text{год}$ , среднеквадратичное отклонение равно 46

$\text{км}^3/\text{год}$ . Тогда  $C_V = 0,19$ . Если коэффициент корреляции  $r$  между смежными значениями стока равен 0,42, тогда  $k = -\ln 0,42 \cong 0,9 \text{ год}^{-1}$ ,  $\sigma = 0,257 \text{ год}^{0,5}$ ,  $\sigma^2 = 0,066 \text{ год}^{-1}$ . Предположим, что в начальный момент времени  $V = 377 \text{ км}^3/\text{год}$ . Через сколько лет сток достигнет  $101 \text{ км}^3/\text{год}$ , т.е. уменьшится на шесть среднеквадратичных отклонений ( $276 \text{ км}^3/\text{год}$ )? В данном случае  $\xi_* = -3$  (это отклонение от среднегодового значения стока, взятое в долях  $C_V$ ), а времени перехода стока от одного состояния к другому соответствует  $\xi = 3$ .

Таблица 1. Решения уравнения системы (3)

$\xi_*$	$\xi = 3$					
	-2	-1	0	1	2	3
-3	76,5	84,8	86,9	87,8	88,4	88,7
-2		8,3	10,4	11,3	11,8	12,2
-1			2,1	3,0	3,5	3,9
0				0,9	1,4	1,8

В соответствии с табл. 1, полученной с использованием решения (4),  $\theta_1 = 88,7$ , а размерное время составляет  $88,7 : 0,9 \approx 99$  лет.

По известным значениям  $C_V$  и  $r$  можно исследовать большой цикл задач стохастической гидрологии.

#### СПИСОК ЦИТИРОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Найденов В.И., Швейкина В.И. Нелинейные модели колебаний речного стока // Водные ресурсы. Том 29, № 1. – М., 2002. – С. 62 – 67.
2. Волчек А.А., Парфомук С.И. Сравнительная оценка марковских и нелинейных моделей годового стока рек Беларуси // Вестник Брестского государственного технического университета. Физика, математика, информатика. – Брест: БГТУ, 2006. – № 5 – С. 56-60.

Материал поступил в редакцию 12.11.2008

#### VOLCHEK A.A., HLADKI I.I., MAKHNIST L.P., PARFOMUK S.I. On solving one stochastic model of many years' fluctuations of river flow

Small – parameter dynamic model of many years' fluctuations of river flow has been considered. Stochastic differential equations corresponding to this model have been investigated, the solutions to them have been found, and they were written in the form of power series. The example for one of applied problems on stochastic hydrology using these solutions is given.

УДК 681.3

Мухов С.В., Муравьев Г.Л.

### ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МОДЕЛИ КЛАССИЧЕСКОГО УЧЕТНОГО БУХГАЛТЕРСКОГО ЦИКЛА ДЛЯ ОТРАБОТКИ НАВЫКОВ ПРОЕКТИРОВАНИЯ И РАЗРАБОТКИ ПРОГРАММНОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ

**Введение.** На данный момент уже достаточно сложились принципы и методология проектирования и разработки программного обеспечения. Но, как правило, для обучения используются достаточно гипотетические структуры данных, например, библиотечный фонд, список учебных групп и т.д. Учитывая то, что процесс обучения необходимо максимально приблизить к решению практических задач с целью формирования востребованных специалистов, и то, что в реальной жизни вычислительная техника в плане отработки вычислений в большей мере используется в задачах бухгалтерского учета, можно и нужно для отработки навыков проектирования и разработки программного обеспечения использовать структуры класси-

ческого учетного бухгалтерского цикла.

**Модель классического учетного бухгалтерского цикла.** Предлагается использовать для обучения классическую модель учетного бухгалтерского цикла. Для описания модели предлагается использовать минимальный и достаточный комплект документации:

- карту связей представляющую собой упрощенную схему используемой базы данных (см. рис.1) с расширением до указания функциональных преобразований. Здесь картотека изображена в виде прямоугольника с указанием ее названия, обозначения и имени в базе (поле название картотеки), ключа (поле ключа) и связующих реквизитов (поле связей);

Мухов Сергей Владимирович, доцент кафедры интеллектуальных информационных технологий Брестского государственного технического университета.

Муравьев Геннадий Леонидович, кандидат технических наук, профессор кафедры интеллектуальных информационных технологий Брестского государственного технического университета.

Беларусь, БрГТУ, 224017, г. Брест, ул. Московская, 267.

Физика, математика, информатика