

## ЛИТЕРАТУРА

1. В. В. Солодовников. Статистическая динамика линейных систем автоматического управления. М., Физматгиз, 1960.
2. А. А. Фельдбаум. Вычислительные устройства в автоматике. М., Физматгиз, 1959.
3. Я. З. Цыпкин. Основы теории обучающихся систем. М., «Наука», 1970.
4. А. Г. Сенин. К задаче фильтрации сигнала.— Автоматика и телемеханика, 1967, № 11.
5. Основы автоматического управления. Под ред. В. С. Пугачева. М., Физматгиз., 1963.

Поступила в редакцию 26 июня 1973 г.

УДК 621.391

В. В. ВОЛГИН, И. А. САКОВ

(Москва)

### ПОСТРОЕНИЕ ДОВЕРИТЕЛЬНЫХ ИНТЕРВАЛОВ НА КОРРЕЛЯЦИОННЫЕ ФУНКЦИИ, РАССЧИТАННЫЕ ПО ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫМ ДАННЫМ

**Введение.** При статистических измерениях, так же как и при других измерениях, возникает задача метрологического обеспечения, куда входит определение и нормирование погрешностей измерения вероятностных характеристик по экспериментальным данным. Аппроксимация полученной экспериментально-вероятностной характеристики какой-нибудь аналитической моделью без оценки точности может привести к существенным ошибкам, особенно при не очень большом объеме экспериментальных данных.

Во многих ситуациях случайные процессы в промышленных системах управления можно считать стационарными и эргодическими. Для таких процессов рассмотрим вопросы определения точности одной из важнейших вероятностных характеристик случайных процессов — корреляционной функции.

Погрешности измерения корреляционных функций обычно делят на методические и инструментальные. Ограничимся рассмотрением методических погрешностей.

**Постановка задачи.** Существует довольно много работ, посвященных исследованию погрешностей оценок корреляционных функций в зависимости от длины реализации  $T$ . Однако, как правило, во всех этих исследованиях определяется лишь простейшая характеристика закона распределения оценки корреляционной функции  $R^*(\tau, T)$  — дисперсия. Хотя дисперсия при  $T \rightarrow \infty$  стремится к нулю, ее величина не может дать количественных оценок точности  $R^*(\tau, T)$ .

Доверительные интервалы дают возможность математически обоснованно выбрать модель корреляционной функции, ее параметры, оценить точность измерения  $R(\tau)$  при заданном объеме экспериментальных данных. Кроме того, они позволяют с известной точностью и надежностью определить дисперсию и интервал корреляции случайного процесса, построить доверительные интервалы на спектральную плотность процесса [1]. Для построения доверительных интервалов необходимо знать закон распределения оценки.

Закон распределения оценки  $R^*(\tau, T)$  сложным образом зависит от закона распределения случайного процесса, метода вычисления оценки, модели корреляционной функции, от оценки математического ожи-

дания  $m^*$ , длины реализации  $T$  и корреляционного сдвига  $\tau$ . Поэтому в практических рекомендациях либо ограничиваются построением доверительных интервалов для  $\tau = \tau_3$  [2], либо предлагают использовать для оценки доверительных интервалов очень большие длины реализации (порядка нескольких сотен  $T/\tau_0$ , где  $\rho(\tau_3) = 0,05$ ) [3], либо рекомендуют экспериментально исследовать доверительные интервалы путем непосредственного вычисления по реализации высших моментов распределения оценки корреляционной функции [4].

**Решение задачи.** Ограничимся рассмотрением множительного алгоритма вычисления  $R(\tau)$  [5], который имеет вид

$$R^*(\tau, T) = \frac{1}{T-\tau} \int_0^{T-\tau} [X(t) - m][X(t + \tau) - m] dt, \quad (1)$$

где  $m$  — математическое ожидание процесса.

Этот алгоритм формирования оценки  $R^*(\tau, T)$  по одной реализации лежит в основе большинства отечественных и зарубежных коррелометров. Благодаря своей простоте он чаще всего применяется и в программах ЭЦВМ. Из других его преимуществ следует отметить то, что он применим для вычисления корреляционных функций случайных процессов с произвольным законом распределения. Кроме того, как показано в [6], множительный алгоритм дает оптимальную оценку корреляционной функции при достаточно больших  $T$ . Отметим также, что оценка (1) состоятельная и несмещенная.

Закон распределения оценки  $R^*(\tau, T)$  вида (1) при конечной длине  $T$  будет отличаться от нормального. При увеличении длины  $T$  распределение оценки  $R^*(\tau, T)$  нормализуется [7], переходя при  $T \rightarrow \infty$  в нормальное. Учитывая это обстоятельство, закон распределения оценки  $R^*(\tau, T)$  можно аппроксимировать рядом Эджворта, ограничиваясь четырьмя членами ряда, содержащими коэффициент асимметрии  $\gamma_1$  и эксцесса  $\gamma_2$  [8], при этом остаточный член его имеет порядок первого отброшенного члена [9], т. е.

$$\Delta F(u) < \frac{10}{6!} \gamma_1^2 \Phi^{VI}(u). \quad (2)$$

Для нормальных процессов высшие моменты весьма просто определяются через моменты второго порядка на основе общего выражения, получаемого при дифференцировании характеристической функции нормального закона:

$$M[X(t_1) X(t_2) \dots X(t_{2n})] = \sum_{\text{все пары } i \neq j} \prod M[X(t_i) X(t_j)]. \quad (3)$$

Из (3) при  $n=3$  и  $n=4$  можно найти начальные моменты третьего и четвертого порядка закона распределения  $R^*(\tau, T)$  и далее по известным соотношениям определить соответствующие центральные моменты.

Анализ [10] показал, что при изменении  $\tau$  от 0 до  $\tau_3$  асимметрия  $\gamma_1 \rightarrow 0$ , а эксцесс  $\gamma_2$  уменьшается в 2 раза. Из этого следует, что в точке наибольшей корреляции значений  $\tau=0$  распределение оценки  $R^*(\tau, T)$  будет медленнее всего сходиться к нормальному закону при  $T \rightarrow \infty$ . Это утверждение справедливо для широкого класса корреляционных функций, стремящихся к нулю при увеличении  $\tau$  [7].

Представление закона распределения  $R^*(\tau, T)$  в виде ряда Эджворта позволяет построить доверительные интервалы на оценку  $R^*(\tau, T)$  при конечных длинах реализации с учетом погрешности усечения ряда (2). Как было отмечено выше, распределение оценки  $R^*(\tau, T)$  будет стремиться к нормальному распределению, поэтому доверительные интервалы, полученные из ряда Эджворта, следует сравнить с доверительными интервалами нормального распределения при одинаковых доверительных вероятностях  $p$ .

Сравнение доверительных интервалов распределения  $R^*(\tau, T)$  и нормального было проведено для широкого класса случайных процессов с дробно-рациональными спектральными плотностями, типичными для промышленных систем управления вида:

$$S(\omega) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{(T_i^2 \omega^2 + 1)}; \quad (4)$$

$$S(\omega) = \prod_{j>i=1}^n \frac{(T_i^2 \omega^2 + 1)}{(T_j^2 \omega^2 + 1)}; \quad (5)$$

$$S(\omega) = \frac{S_0}{(\alpha^2 T_i^2 \omega^2 + 1)(T_i^4 \omega^4 + \beta T_i^2 \omega^2 + 1)}; \quad (6)$$

$$S(\omega) = \frac{S_0 \omega^2}{(\alpha^2 T_i^2 \omega^2 + 1)^2 (T_i^4 \omega^4 + \beta T_i^2 \omega^2 + 1)}; \quad (7)$$

и широкого диапазона длин реализаций  $10 \leq T/\tau_3 \leq 100$ . Доверительные интервалы строились в точке  $\tau=0$  для двух доверительных вероятностей  $p=0,8$  и  $p=0,95$ . Из рис. 1 видно, что относительная разница в доверительных интервалах

$$\Delta = \frac{\varepsilon_p - \varepsilon_n}{\varepsilon_n} 100\%, \quad (8)$$

где  $\varepsilon_p$  — доверительный интервал распределения оценки;  $\varepsilon_n$  — доверительный интервал нормального закона, уже при  $T/\tau_3 \geq 30$  менее 10%. Это

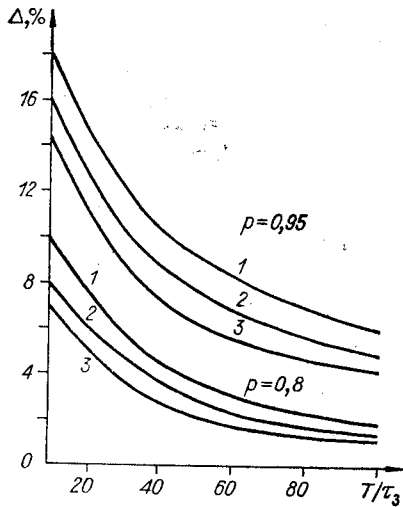


Рис. 1. Зависимость  $\Delta$  % от величины  $T/\tau_3$ :

- 1 — модель вида  $S(\omega) = \frac{S_0}{(T_i^2 \omega^2 + 1)^2}$ ;  
 2 — модель вида  $S(\omega) = \frac{S_0 \omega^2}{(T_i^2 \omega^2 + 1)^2 (T_i^4 \omega^4 + 0,5 T_i^2 \omega^2 + 1)}$ ;  
 3 — модель вида  $S(\omega) = \frac{S_0}{(0,5 T_i^2 \omega^2 + 1)(T_i^4 \omega^4 + 0,5 T_i^2 \omega^2 + 1)}$ .

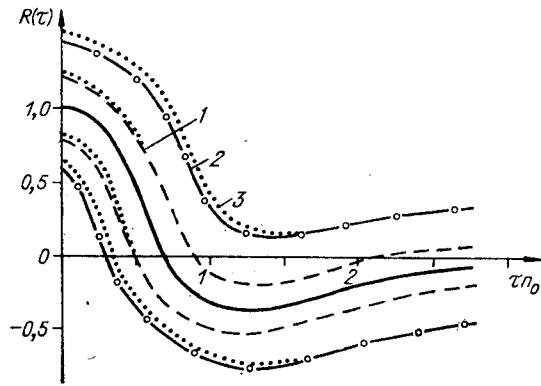


Рис. 2. Пример построения доверительных интервалов корреляционной функции вида (5): 1 — при  $T/\tau_3=100$  на основе нормального закона; 2 — при  $T/\tau_3=10$  на основе нормального закона; 3 — на основе ряда Эджворта.

дает возможность применить нормальный закон распределения для построения доверительных интервалов на оценку  $R^*(\tau, T)$  при этих длинах реализации. При  $T/\tau_3 < 30$  для построения доверительных интервалов может быть использована формула ряда Эджворта.

Следует, однако, иметь в виду, что информационная ценность оценок в этом случае очень низка (рис. 2).

При расчете оценки корреляционной функции по алгоритму (1) математическое ожидание процесса предполагалось известным. Часто ма-

тематическое ожидание заранее неизвестно, и оценка его определяется по алгоритму

$$m^* = \frac{1}{T} \int_0^T X(t) dt. \quad (9)$$

Замена математического ожидания  $m$  его оценкой (9) приводит к изменению статистических свойств оценки корреляционной функции: появлению смещения и изменению дисперсии  $R^*(\tau, T)$ . Величина смещения оценки  $R^*(\tau, T)$  определяется выражением [11]

$$\xi_{\text{см}} = -\frac{2}{T} \int_0^T \left(1 - \frac{\theta}{T}\right) R(\theta + \tau) d\theta. \quad (10)$$

Из (10) видно, что смещение зависит от вида корреляционной функции и величины корреляционного сдвига  $\tau$ . Оно максимально (равно дисперсии математического ожидания) при  $\tau=0$  и практически равно нулю при  $\tau=\tau_3$ . Анализ дисперсии оценки  $R^*(\tau, T)$  показал, что она описывается следующим выражением:

$$\begin{aligned} D[R^*(\tau, T)] &= \frac{2}{T} \int_0^T \left(1 - \frac{\theta_1}{T}\right) [R^2(\theta_1) + R(\theta_1 + \tau) R(\theta_1 - \tau)] d\theta_1 - \\ &- \frac{2}{T^3} \int_0^T \int_0^T \int_0^T [R(\theta_3 - \theta_2) R(\theta_2 - \theta_1) + R(\theta_3 - \theta_2 - \tau) R(\theta_2 - \theta_1 - \tau)] \times \\ &\times d\theta_1 d\theta_2 d\theta_3 + \left[ \frac{2}{T} \int_0^T \left(1 - \frac{\theta_1}{T}\right) R(\theta_1 + \tau) d\theta_1 \right]^2 + \left[ \frac{2}{T} \int_0^T \left(1 - \frac{\theta_1}{T}\right) R(\theta_1) d\theta_1 \right]^2. \end{aligned} \quad (11)$$

Отметим, что первый интеграл дисперсии оценки  $R^*(\tau, T)$  есть дисперсия несмещенной оценки (1). Вычисление смещения и дисперсии оценки  $R^*(\tau, T)$  проведено в точке  $\tau=0$  для процессов с монотонными корреляционными функциями (для этого класса смещение максимально). Результаты расчета  $\xi_{\text{см}}/R(0)$  (в процентах) в функции длины реализации  $T/\tau_3$  приведены в табл. 1, а результаты расчета  $\sigma[R^*(0, T)]/R(0)$  (в процентах) — в табл. 2 (цифра 1 соответствует алгоритму вычисления  $R^*(\tau, T)$  — (1), а цифра 2 также алгоритму (1), но при неизвестном математическом ожидании). Из табл. 2 видно, что замена в алгоритме расчета корреляционной функции математического ожидания его оценкой практически не оказывает влияния на величину дисперсии оценки корреляционной функции уже при  $T/\tau_3 \geq 10$ . Сравнение смещения оценки  $\xi_{\text{см}}$  (см. табл. 1) и ее доверительного интервала  $\varepsilon_n$  для  $p=0,95$  показывает, что  $\xi_{\text{см}}$  при  $T/\tau_3=10$  составляет 13% от величины  $\varepsilon_n$ , при  $T/\tau_3=30$  — 7%, при  $T/\tau_3=100$  — 4%. Для

Таблица 1

S( $\omega$ )			
$\frac{T}{\tau_3}$	$\frac{S_0}{T_i^2 \omega^2 + 1}$	$\frac{S_0}{(T_i^2 \omega^2 + 1)^4}$	$S_{0e} - T_i^2 \omega^2$
10	6,65	9,26	10,25
30	2,23	3,10	3,43
100	0,67	0,93	1,03

Таблица 2

S( $\omega$ )				
$\frac{T}{\tau_3}$		$\frac{S_0}{T_i^2 \omega^2 + 1}$	$\frac{S_0}{(T_i^2 \omega^2 + 1)^4}$	$S_{0e} - T_i^2 \omega^2$
10	1	25,8	35,4	38,2
	2	24,3	34,2	37,8
30	1	19,1	20,7	22,4
	2	13,9	20,6	22,4
100	1	8,1	11	12,7
	2	8,1	11	12,7

других  $R(\tau)$  величина  $\xi_{\text{см}}$  еще меньше, поэтому смещения оценок  $P^*(\tau, T)$  можно не учитывать при построении доверительных интервалов для всех рассмотренных моделей корреляционных функций.

Для построения доверительных интервалов необходимо знать дисперсию  $R^*(\tau, T)$  в каждой точке интервала  $0 \leq \tau \leq \tau_3$ . Вычисление ее является весьма трудоемким процессом, за исключением  $\tau=0$  и  $\tau=\tau_3$ . Однако графический анализ точных выражений  $D[R^*(\tau, T)]$  моделей (4)–(7) показал, что  $D[R^*(\tau, T)]$  на интервале  $0 \leq \tau \leq \tau_3$  можно аппроксимировать посредством линейной интерполяции ее значений в точках  $\tau=0$  и  $\tau=\tau_3$ , в соответствии с формулой

$$D[R^*(\tau, T)] = D[R^*(0, T)] \left(1 - \frac{\tau}{2\tau_3}\right). \quad (12)$$

При этом ошибка интерполяции при малых  $\tau$  (занижение дисперсии) не превосходит 2%. На середине интервала интерполяции ошибка больше, но она приводит к завышению дисперсии. Применение (12) позволяет значительно упростить построение доверительных интервалов в промежуточных точках  $0 \leq \tau \leq \tau_3$ , так как для этого достаточно располагать величинами  $D[R^*(0, T)]$  и  $\tau_3$ , которые определяются при аппроксимации экспериментальной корреляционной функции, и задаться доверительной вероятностью  $p$ .

Анализ доверительных интервалов на оценки  $R^*(\tau, T)$  производится выше в предположении о нормальности закона распределения процесса. Между тем учет даже простейших особенностей изменения координат промышленного случайного процесса (ограничение на величину сигнала, зависимость амплитуды от его знака) позволяет считать, что законы распределения отличаются от нормального. Необходимо оценить влияние негауссовости процесса на доверительные интервалы.

Доверительные интервалы на оценку  $R^*(\tau, T)$  алгоритма (1) при достаточно больших  $T$  можно строить на основании дисперсии оценки. Дисперсия оценки для центрированных негауссовых процессов имеет вид [7]

$$\begin{aligned} D[R^*(\tau, T)] &= \frac{1}{T^2} \int_0^T \int_0^T M \left[ \overset{0}{X}(t_1) \overset{0}{X}(t_1 + \tau) \overset{0}{X}(t_2) \overset{0}{X}(t_2 + \tau) \right] - R^2(\tau) = \\ &= \frac{2}{T-\tau} \int_0^{T-\tau} \left(1 - \frac{\theta}{T-\tau}\right) [R^2(\theta) + R(\theta + \tau)R(\theta - \tau) + K_4(\tau, \theta, \tau + \theta)] d\theta. \end{aligned}$$

Здесь  $K_4$  — корреляционная функция процесса четвертого порядка, характеризующая вероятностную связь между четырьмя значениями процесса (для нормальных процессов  $K_4=0$ ).

Для вычисления дисперсии  $R^*(\tau, T)$  негауссова процесса требуется найти такой способ описания негауссова процесса, который позволял бы находить  $K_4(\tau, \theta, \tau + \theta)$ .

Можно предложить модель негауссова процесса как результат прохождения «белого» шума  $Y$  последовательно через нелинейный элемент и линейную систему с весовой функцией  $q(t)$ . Тогда

$$R(\tau) = D[Y] \int_0^\infty q(t) q(t + \tau) dt; \quad (13)$$

$$\begin{aligned} K_4(\tau, \theta, \tau + \theta) &= \gamma_2 D^2 \int_0^\infty q(t) q(t + \tau) q(t + \theta) q(t + \tau + \theta) dt \leq \\ &\leq \gamma_2 D^2 \int_0^\infty q(t) q(t + \tau) dt \int_0^\infty q(t + \theta) q(t + \theta + \tau) dt \leq \gamma_2 R(\tau) R(\tau + \theta). \quad (14) \end{aligned}$$

Из (14) следует, что для процессов с эксцессом  $\gamma_2 > 0$  дисперсия  $R^*(\tau, T)$  и доверительные интервалы увеличиваются, а для процессов

с  $\gamma_2 < 0$  — уменьшаются по сравнению с дисперсией и доверительными интервалами процесса с нормальным распределением.

Анализ гистограмм законов распределения промышленных случайных процессов показывает, что подавляющее большинство таких процессов имеет  $\gamma_2 < 0$ . Поэтому для построения доверительных интервалов можно воспользоваться приведенными выше рекомендациями, относящимися к нормальным процессам. При этом будет иметь место некоторое завышение доверительных интервалов. Однако оно распространяется лишь на малые  $\tau$ , ибо величина  $K_4$ , как это следует из (14), быстро уменьшается с ростом  $\tau$ , и влияние негауссовости на доверительные интервалы становится пренебрежимо малым.

В качестве примера рассмотрим применимость (14) для определения  $D[R^*(\tau, T)]$  случайного процесса с релейевским распределением ординат. Используя разложение двумерной плотности вероятности в ряд Лагерра [12], получим:

$$M_4(0, \theta) = D^2[1 + 2\rho^2(\theta) + 0,84\rho^4(\theta)]; K_4(0, \theta) = K_4(0, \tau) = D^2 0,84\rho^4(\theta). \quad (15)$$

Значения  $\int_0^{T-\tau} K_4 d\theta$ , вычисленные по (15) и (14) для  $\rho(\tau) = e^{-\frac{|\tau|}{T}}$ , соответственно равны 0,21 и 0,23. Следовательно, влияние  $K_4$  на дисперсию  $R^*(\tau, T)$  для негауссовых процессов можно учесть посредством (14) (оценка сверху).

**Пример.** Рассмотрим получение оценки корреляционной функции температуры перегретого пара. Длина реализации ограничена 500 мин. Задача сводится к определению величины доверительного интервала при заданной длине реализации. Проверка на нормальность распределения процесса с помощью критерия согласия Пирсона показала, что его можно принять в качестве исходного распределения. Аппроксимирующую модель оценки корреляционной функции выбираем по формуле (7), как наиболее подходящую к условиям задачи.

1. По реализации процесса регулирования определяем среднее число нулей  $n_0 = 0,455$  1/мин и максимумов  $m_0 = 0,345$  1/мин ( $z = m_0/n_0 = 0,755$ ) [2]. Далее, используя связь  $n_0, m_0$  и априорно заданную степень колебательности  $l$  с параметрами корреляционной функции (7), определяем предварительные значения  $\alpha = 3,5$  и  $\beta = 0,57$ , а по ним и  $\tau_3 = 7,7$  мин.

2. Выбираем шаг дискретности по времени процесса (7), равным  $\Delta t = \tau_3/15 = 0,5$  мин, и вычисляем оценку корреляционной функции (рис. 3, кривая 1).

3. Уточняя предварительные параметры  $\alpha$  и  $\beta$ , аппроксимируем  $R^*(\tau, T)$  моделью (7) с параметрами  $\alpha = 0,45$ ,  $\beta = 0,5$  (см. рис. 3, кривая 2).

4. Для аппроксимирующей модели  $R(\tau)$  определяем дисперсию  $R^*(0, T)$  при  $T = 500$  мин и уточняем  $\tau_3$  ( $\tau_3 = 8,5$  мин).

5. Учитывая, что  $T/\tau_3 = 500/8,5 > 30$ , на основании нормального закона распределения с использованием (18) строим кривые границ верхнего и нижнего доверительных интервалов (кривые 3 и 4 на рис. 3).

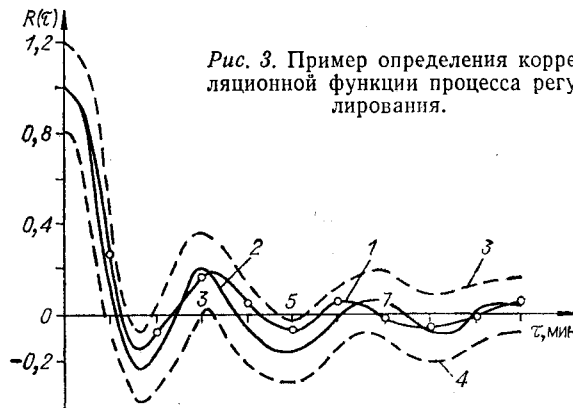


Рис. 3. Пример определения корреляционной функции процесса регулирования.

На рис. 3 видно, что найденная оценка  $R^*(\tau, T)$  лежит в границах доверительных интервалов, следовательно, аппроксимирующая модель выбрана правильно.

**Заключение.** При  $T/\tau_0 \geq 30$  доверительные интервалы на оценки корреляционных функций можно строить на основе гипотезы нормального распределения оценки. Дисперсию  $R^*(\tau, T)$  можно определить только в точках  $\tau=0$  и  $\tau=\tau_0$ , а для промежуточных точек — линейной интерполяцией значений в  $\tau=0$  и  $\tau=\tau_0$ . При  $T/\tau_0 < 30$  доверительные интервалы необходимо строить, пользуясь рядом Эджворта, однако информационная ценность таких оценок низка.

Влиянием оценки  $m^*$  на построение доверительных интервалов можно пренебречь, если  $m^*$  оценивается по той же длине реализации, что и  $R^*(\tau, T)$ .

Для негауссовых процессов с  $\gamma_2 < 0$  доверительные интервалы сужаются, а при  $\gamma_2 > 0$  расширяются по сравнению с доверительными интервалами нормального закона. С увеличением  $\tau$  влияние негауссовости быстро уменьшается, и при  $\tau$ , близких к  $\tau_0$ , ее можно не учитывать.

Следует отметить, что построение доверительных интервалов для оценок  $R^*(\tau, T)$ , определяемых по другим алгоритмам, также необходимо и требует специального исследования.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. В. В. Волгин, И. А. Саков. Определение точности оценок корреляционных функций и спектральных плотностей, рассчитанных по экспериментальным данным.— Труды V симпозиума «Методы представления и аппаратный анализ случайных процессов и полей». Вильнюс, ВНИИЭП, 1972.
2. В. В. Волгин, Р. Н. Каримов. О выборе длины реализации при вычислении корреляционных функций по экспериментальным данным.— Автоматика и телемеханика, 1967, № 6.
3. В. Я. Ротач. К вопросу о выборе оптимального опорного сигнала и оценке корреляционной функции возмущений при идентификации САР.— Докл. научно-технической конференции по итогам НИР за 1968—1969 гг. М., МЭИ, 1969.
4. А. А. Косякин, Г. Ф. Филаретов, Г. Г. Синегуб. Экспериментальное исследование точности цифровых методов вычисления корреляционных функций.— Труды МЭИ, вып. 68, М., 1969.
5. Г. Я. Мирский. Аппаратурное определение характеристик случайных процессов. М., «Энергия», 1967.
6. У. Гренандер. Случайные процессы и статистические выводы. М., «Наука», 1961.
7. Э. Хеннан. Анализ временных рядов. М., «Наука», 1965.
8. С. Я. Виленкин. Статистические методы исследования систем автоматического регулирования. М., «Советское радио», 1967.
9. С. Уилкс. Математическая статистика. М., «Наука», 1967.
10. Р. Н. Каримов, В. В. Волгин. Статистические характеристики случайных сигналов в системах автоматического управления. Саратов, СПИ, 1971.
11. А. Ф. Романенко, Г. А. Сергеев. Вопросы прикладного анализа случайных процессов. М., «Советское радио», 1968.
12. В. И. Тихонов. Статистическая радиотехника. М., «Советское радио», 1966.

*Поступила в редакцию 14 февраля 1973 г.*

УДК 621.391.8 : 519.2

А. Г. СЕНИН  
(Новосибирск)

### ФИЛЬТРАЦИЯ И ОБНАРУЖЕНИЕ НЕПРЕРЫВНЫХ СИГНАЛОВ ПО ДИСКРЕТНОЙ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТИ С РАСПРЕДЕЛЕНИЕМ ПУАССОНА

При решении многих практических задач измерения плотности, толщины материала с использованием радиоактивных методов контроля [1], скорости жидкости и газа — лазерными доплеровскими приборами [2] носителем информации, по которой осуществляется оценка иско-