

## ПРЕОБРАЗОВАНИЕ НЕПРЕРЫВНЫХ СЛУЧАЙНЫХ ФУНКЦИЙ В ДИСКРЕТНЫЕ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТИ НЕКОРРЕЛИРОВАННЫХ ВЕЛИЧИН

*Рассмотрено преобразование, позволяющее перейти от описания непрерывного случайного процесса к описанию дискретного случайного процесса типа «практического белого шума», обладающего теми же вероятностными свойствами, что и исходный случайный процесс.*

*Работа выполнена по гранту 08-08-00086-а.*

**Косвенными методами прогнозирования надежности** предусматривается определение состояния работоспособности объекта к некоторому моменту будущего. Работоспособность объекта связана с составляющими комплекса условий его испытания причинно-следственными зависимостями. Эти зависимости выражаются в форме критериев отказа или работоспособного состояния объекта прогноза. При этом характеристики комплекса условий испытаний на интервале прогноза показателей надежности могут быть не связаны со сценарием прогноза надежности, а вытекать из иных прогнозов.

Построения такого сценария существенно упрощается, если описание аргументов логической функции исходов испытаний, выражаемой в форме предикатов, представить в виде совокупности *случайных величин*, а не *случайных функций*, каковыми, по сути дела, они являются.

Тогда сценарий прогноза надежности можно было бы представить в виде последовательности независимых *одноактных взаимодействий* со случайными (неопределенными) исходами, описываемыми в рамках теории случайных величин.

В большинстве случаев действительность такова, что нагрузка предстает в виде случайной величины, зависящей от времени, т. е. в виде случайного процесса  $\hat{u}(t)$ . Практика показывает, что многие процессы нагруженная в технике имеют стационарный случайный характер. Такие процессы нагружения связаны, например, со случайными колебаниями параметров тока или напряжения в электросетях, со сменой режимов обработки деталей, с флуктуациями характеристик внешней среды (ветра, температуры, влажности и т.п.) и другими неподдающимися точному учету факторами. Наблюдения за случайными режимами нагружения объектов на достаточно длительных отрезках времени свидетельствуют,

что в большинстве случаев они стационарны.

Прогнозирование вероятностей отказов объектов в условиях случайных нагружений существенно упрощается, если исход одной реализации комплекса условий испытания  $\hat{\mathcal{A}}(\hat{u}, \hat{x})$  не зависит от исхода других реализаций (принцип независимости событий). Чтобы свести реальные непрерывные случайные процессы нагружения  $\hat{u}(t)$  к последовательности независимых реализаций комплекса условий испытания  $\hat{\mathcal{A}}(\hat{u}, \hat{x})$ , необходимо найти соответствующие *формы аналитического представления случайных функций, описывающих эти процессы, совокупностями случайных величин.*

Можно показать, что известные модели случайных процессов в форме матричных, канонических и неканонических разложений случайных функций использовать для подобного рода преобразований не представляется возможным [1].

Отправным положением в этом вопросе может являться представление о взаимодействиях объекта со средой в форме случайных «сигналов», которыми обмениваются взаимодействующие объекты. Каждый сигнал, детерминированный или случайный, характеризуется пространственно – временной структурой, т. е. имеет конечную длительность во времени и конечную амплитуду. Поэтому случайный процесс  $\hat{u}(t)$  может рассматриваться как бесконечная (или конечная) последовательность случайных сигналов, имеющих случайную продолжительность (период), случайное наибольшее значение (амплитуду) и случайную фазу. Пренебрегая значениями фазы случайного сигнала, т. е. полагая, что фазовые изменения неразличимы, в качестве периода, определяющего в стохастическом смысле длительность сигнала, следует принять интервал корреляции  $\tau_{кор}$  случайного процесса  $\hat{u}(t)$ , а его амплитудой может служить наибольшее значение процесса  $\hat{u}$  на отрезке времени, равном интервалу корреляции.

При этом справедливо следующее утверждение:

*Дедков Виталий Кирилович – доктор технических наук, ведущий научный сотрудник ВЦ им. А.А.Дородницына РАН.*

«если за время  $\tau_{кор}$  случайная амплитуда  $\hat{u}$  сигнала не превысила соответствующего значения сопротивляемости объекта  $\hat{x}(t)$  (отказ не произошел), то любые другие значения нагрузки за этот промежуток времени также не превысят значение сопротивляемости (не приведут к отказу)». Тогда в качестве нагрузки, действующей на объект, можно воспользоваться ее наибольшим значением  $\hat{u}$  на интервале  $\tau_{кор}$  и рассматривать вместо непрерывного процесса нагружения дискретную цепь последовательных нагружений (испытаний) на отрезках времени, равных интервалам корреляции.

Итак, прогнозирование нагрузки, действующей на объект, сводится к прогнозированию последовательности ее наибольших значений  $\hat{u}$  на интервалах  $\tau_{кор}$ . Рассмотрим методику преобразования непрерывного случайного процесса нагружения объекта в дискретную последовательность некоррелированных случайных величин нагрузок, подробное изложение которой дано в работе [1].

В большинстве случаев, как уже отмечалось, воздействие случайных внешних факторов на объект (особенно на установившихся режимах работы) можно считать стационарным.

Исследователь получает информацию о действии на объект случайных процессов нагружения при испытаниях или эксплуатации в форме осциллограмм, которые содержат реализации либо непрерывных измерений нагрузок, либо последовательностей измерений случайной величины нагрузки в некоторые моменты времени. Требование к исходной информации таково: *исходная информация должна быть представительной по объему и позволять судить о характере изменения рассматриваемых переменных во времени.*

Известно, что в общем случае отдельная реализация случайного процесса не дает исчерпывающей информации для определения его вероятностных характеристик, поэтому необходим определенный статистический набор реализаций. Только в частном случае, если стационарный процесс обладает свойством *эргодичности*, достаточно одной произвольной реализации, чтобы описать вероятностные характеристики процесса в целом. Однако во многих работах отмечается, что большинство случайных процессов нагружений, встречающихся в физике и технике, обладают свойством *эргодичности* [2,3]. Поэтому будем рассматривать стационарный процесс нагружения  $\hat{u}(t)$ , обладающий свойством эргодичности.

В основу метода обработки реализации случайного процесса нагружения  $\hat{u}(t)$  положено его представление в виде «практического» белого шума: последовательности независимых случайных импульсов, имеющих

некоторую случайную амплитуду  $\hat{u}$  с конечной дисперсией и определенной длительностью, равной  $\tau_{кор}$ . Методу преобразования реального непрерывного стационарного случайного процесса  $\hat{u}(t)$  к такому виду будем называть «методом некоррелированных максимумов» [1]. Методика преобразования включает выполнение следующих операций.

1. Анализ временной структуры случайного процесса  $\hat{u}(t)$ , выполняемый посредством обработки  $k$ -й реализации  $u_k(t)$  случайного процесса и построения автокорреляционной функции

$$k_{\hat{u}}(t, t') = k_{\hat{u}}(\tau) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T u_k(t) u_k(t + \tau) dt. \quad (1)$$

Автокорреляционная функция  $k_{\hat{u}}(\tau)$  показывает тесноту связи между значениями случайного процесса в момент времени  $t, t \in [0, T]$ , и в некоторые другие моменты  $t + \tau, \tau \in [0, T]$ .

2. Определение промежутка времени  $\tau$ , по прошествии которого обеспечивается в стохастическом смысле некоррелированность двух соседних значений случайного процесса  $\hat{u}(t)$ . Минимальным промежутком времени  $\tau$ , обеспечивающим выполнение данного требования, является интервал корреляции случайного процесса  $\tau_{кор}$ . Существует несколько способов определения  $\tau_{кор}$ . Выбор того или иного способа расчета  $\tau_{кор}$  определяется целью анализа случайного процесса и опытом исследователя. Отметим, что корреляционные связи между значениями случайного процесса в различные моменты времени определяются статистическим путем, поэтому интервал корреляции  $\tau_{кор}$  является нестрогим математическим объектом. Он носит статистический характер и является неслучайной величиной, характеризующей временную структуру случайного процесса [2].

Автокорреляционной функцией  $k_{\hat{u}}(\tau)$  случайного процесса  $\hat{u}(t)$ , как следует из выражения (1), является действительная четная функция с максимумом в точке  $\tau=0$  (где  $\tau = t' - t$ ), которая может принимать как положительные, так и отрицательные значения. Для упрощения анализа временной структуры процесса во многих приложениях используется нормированная корреляционная функция

$$\tilde{k}_{\hat{u}}(\tau) = \frac{k_{\hat{u}}(\tau)}{\sigma_{\hat{u}}(t)\sigma_{\hat{u}}(t')}$$

Для центрированного случайного процесса при  $\tau=0$  имеем

$$\tilde{k}_{\hat{u}}(0) = \frac{\dot{k}_{\hat{u}}(0)}{\sigma_{\hat{u}}^2(0)}, \quad (2)$$

так как  $\dot{k}_{\hat{u}}(0) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T [\hat{u}(t)]^2 dt = \sigma_{\hat{u}}^2(0)$ .

Использование нормированной корреляционной функции дает наглядное представление о степени связи между значением случайного процесса в данный момент и другие моменты времени. Так, при  $\tilde{k}_{\tilde{u}}(0) = 1$  нормированная корреляционная функция является показателем наибольшей тесноты связи между рассматриваемыми значениями случайного процесса, а  $\tilde{k}_{\tilde{u}}(t) = 0$  – свидетельством отсутствия как корреляционных, так и иных связей.

Есть несколько способов определения интервала времени, в пределах которого корреляционные связи между значениями процесса «полностью» исчезают (точного значения такого интервала не существует). Такой интервал времени называют *интервалом корреляции*. Интервал корреляции или интервал «стохастической независимости» (независимости в среднем) между значениями случайного процесса будем обозначать  $\tau_{кор}$ .

Для определения уровня дискретизации случайного процесса по времени необходимо исследовать зависимость между значением, которое принимает случайная переменная в данный момент  $t$  и ее значениями в последующие моменты времени. Другими словами, следует выяснить, как долго сохраняет случайный процесс «память» о том, что в момент  $t_1$  его значение было равно  $\tilde{u}_1(t)$ .

Одним из возможных путей определения интервала корреляции  $\tau_{кор}$  может служить следующий графический прием: построим прямоугольник, площадь которого равна площади под кривой нормированной корреляционной функции центрированного случайного процесса. Если в качестве высоты этого прямоугольника принять значение  $\tilde{k}_{\tilde{u}}(0) = 1$ , то шириной прямоугольника будет  $\tau'_{кор}$ :

$$\tau'_{кор} = \frac{d}{\tilde{k}_{\tilde{u}}(0)} \int_0^{\infty} \tilde{k}_{\tilde{u}}(\tau) d\tau. \quad (3)$$

Этот способ определения интервала корреляции дает грубое приближение величины  $\tau'_{кор}$  (рис. 1а).

Другой путь определения величины  $\tau_{кор}$  заключается в следующем. В качестве критерия стохастической независимости между значениями случайного процесса,

примем такую величину нормированного корреляционного процесса ( $\min \tilde{k}_{\tilde{u}}(\tau)$ ), значением которой можно пренебречь. Тогда отрезок времени между значениями нормированной корреляционной функции, равными  $\tilde{k}_{\tilde{u}}(t) = 0$  и  $\min \tilde{k}_{\tilde{u}}(\tau)$ , будет определять величину интервала корреляции  $\tau''_{кор}$  (рис. 1б). В этом случае величина  $\tau''_{кор}$  определяется из условия малости корреляционной связи между значениями случайного процесса.

В случае знакопеременной автокорреляционной функции, такой, например, как показана на рис. 1в, интервал корреляции находится из условия равенства площади, расположенной между кривой  $\tilde{k}_{\tilde{u}}(\tau)$  и осью абсцисс, и площади прямоугольника с высотой  $\tilde{k}_{\tilde{u}}(0) = 1$ . Ширина (вдоль оси абсцисс) этого прямоугольника принимается равной интервалу корреляции  $\tau_{кор}$  (рис. 1в).

Итак, в общем случае, *интервал корреляции* ( $\tau''_{кор}$ ) – это такой *минимальный интервал времени*, который определяет в стохастическом смысле, что значения случайной функции, разделенные любым большим интервалом, можно считать *практически некоррелированными*.

Используя понятие интервала корреляции можно любой случайный стационарный процесс представить в форме последовательности «случайных сигналов». Каждый сигнал характеризуется случайной продолжительностью (или «периодом»  $\tau_{кор}$ ), случайной «амплитудой» (или наибольшим значением переменной  $\tilde{u}$ ) и случайной фазой.

С этих позиций интервал корреляции может рассматриваться как некоторое среднее значение длительности произвольного случайного сигнала – его «период» в стохастическом смысле.

Если бы имелась возможность «наблюдать» каждый случайный сигнал в отдельности, то весь процесс можно было бы представить последовательностью отрезков случайной длительности, в каждом из которых содержится наибольший из максимумов функции  $\tilde{u}(\tau)$ ,  $\tau \in (t, t+\tau)$ , т.е. «амплитуда сигнала».

Однако корреляционные связи, характеризующие длительность сигнала, могут быть определены лишь

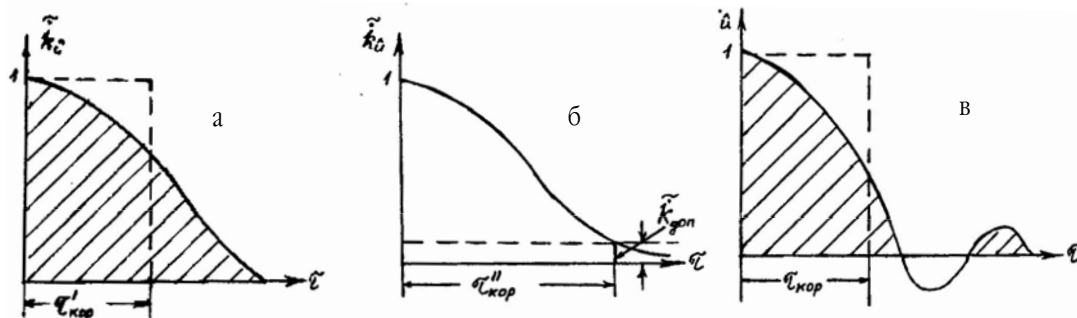


Рис. 1. Автокорреляционные функции случайных процессов и возможные значения интервалов корреляции

статистическим путем. Поэтому интервал корреляции  $\tau_{кор}$  представляет собой неслучайную величину, а фаза случайного сигнала, соответствующая началу отсчета интервала корреляции, оказывается случайной.

Амплитуда произвольного случайного сигнала должна удовлетворять двум признакам:

- амплитуда есть наибольшее значение случайного сигнала;

- амплитуды смежных сигналов некоррелированы.

3. Определение случайной амплитуды  $\hat{u}$  процесса  $\hat{u}(t)$ . Для этого реализация  $u_i(t)$  случайного процесса  $\hat{u}(t)$ , начиная с некоторого момента времени  $t_0$  (в частном случае с  $t_0=0$ ), разбивается на отрезки длительностью не менее  $\tau_{кор}$ . Принципиально отрезки разбиения (дискретизации) процесса  $\hat{u}(t)$  могут быть и больше  $\tau_{кор}$  (важно, чтобы не меньше), но при этом возрастает потребная длина реализации  $\hat{u}(t)$ , используемая для получения представительной выборки  $n$  реализаций  $u_i$  случайной величины  $\hat{u}$ . В каждом  $i$ -м отрезке случайного процесса выбирается  $u_i$  – наибольшее значение процесса  $\hat{u}(t)$  в пределах интервала разбиения (интервала корреляции)

$$\hat{u}_i = \sup_{[i-1, (1)n]} < \hat{u}(\tau) >, \quad \tau \in [t_i, t_i + \tau_{кор}], \quad t_i \in [0, T]. \quad (4)$$

Чтобы с гарантией избежать попадания в выборку  $<u_i>$ ,  $[i=1(1)n]$  коррелированных значений случайного процесса, рекомендуется включать в «зачет» значения  $u_i$  только из четных или нечетных интервалов разбиения. Однако во многих практических случаях для обеспечения некоррелированности значений  $u_i$  вполне достаточно производить выборку наибольших значений процесса  $\hat{u}(t)$  из каждого интервала разбиения, тем более что методика

определения некоррелированных величин  $\hat{u}$  включает в себя проверку выборки  $<u_i>$ ,  $[i=1(1)n]$  на независимость.

4. Проверка выборки  $<\hat{u}_i>$ ,  $[i=1(1)n]$  на независимость составляющих ее компонент может осуществляться любым параметрическим методом. В частности, для этой цели можно рекомендовать использование «критерия серий» [3].

5. Определение параметров закона распределения максимальных некоррелированных значений  $u_i$  случайного процесса нагружения на интервалах разбиения выполняется известными статистическими методами по выборке  $<\hat{u}_i>$ ,  $[i=1(1)n]$ . При этом в силу стационарности процесса  $\hat{u}(t)$  наибольшие некоррелированные значения  $u_i$  для всех  $[i=1(1)n]$  подчинены одному и тому же закону распределения

$$F_{\hat{u}_i}(u) = F_{\hat{u}_2}(u) = \dots = F_{\hat{u}_i}(u) = \dots = F_{\hat{u}_n}(u) = F_{\hat{u}}(u). \quad (5)$$

Изложенный выше метод «некоррелированных максимумов» позволяет представить стационарную, случайную функцию в виде более простой случайной функции («практического белого шума»), сохранив при этом необходимые для прогнозирования надежности свойства исходного процесса

$$\hat{u}(t) \xrightarrow{P} < \sup \hat{u}(\tau) >; t_i \in T;$$

$$\tau \in (t_i; t_i + \tau_{кор}); [i=1(1)n]; n \rightarrow \infty. \quad (6)$$

Такое преобразование позволяет перейти от описания непрерывного случайного процесса к описанию дискретного случайного процесса типа «практического белого шума», обладающего теми же вероятностными свойствами, что и исходный случайный процесс.

*Литература*

1. Дедков В.К. Модели прогнозирования индивидуальных показателей надежности. М.: ВЦ им. Дородницына РАН. 2003. –188 с.  
 2. Дунин–Барковский И.В., Смирнов Н.В. Теория вероятностей и математическая статистика в технике (общая часть). М.: Гостехиздат. 1955.  
 3. Бендат Дж., Пирсол А. Измерение и анализ случайных процессов. М.: Мир. 1974.

Материал поступил в редакцию 03. 04. 2008г.