ОБЩАЯ ПРОЦЕДУРА ВЫЧИСЛЕНИЯ ШАГА ОПРОСА НЕПРЕРЫВНОГО СЛУЧАЙНОГО ПАРАМЕТРА ПРИ ОБЕГАЮЩЕМ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОМ КОНТРОЛЕ

А. Д. Болычевцев

Харьков

Постановка задач

Обегающий последовательный контроль непрерывных технологических параметров обычно выступает в двух качественно различных формах, которые условно можно отнести к пассивной и активной формам контроля. Первая из них — это простейшая форма контроля, задача которой своевременно выделить качественно различные состояния контролируемого параметра. Вторая форма приспособлена к нуждам управления, ее цель — своевременно обнаружить признаки контролируемых событий [1], несущих информацию об отклонениях в движении параметра.

Пассивный контроль можно организовать как собственно контроль и как контроль с измерением [2].

Для первого варианта задача ставится так. Известна норма контролируемого параметра $X(t)$, заданная верхним и нижним технологическими уровнями x и x' (рис. 1). Циклически, через некоторые промежутки времени τ_0, именуемые шагом опроса, над параметром $X(t)$ осуществляются контрольные операции, в процессе которых устанавли-

вается его принадлежность норме. Чем выше частота контрольных операций, тем менее вероятен выход параметра за пределы нормы на интервале шага опроса и, значит, тем выше качество соответствующей контрольной операции. Исходя из заданной величины нормы контролируемого параметра $X(t)$ и его априорных статистических характеристик, требуется определить необходимую длительность шага опроса τ_0, удовлетворяющую заданному значению выбранного показателя качества контроля L.

Формулируя постановку задачи, мы не конкретизировали, какое количество результатов предыдущих контрольных операций запоминается. В общем случае число их может быть произвольным — n. Однако при расчетах, как правило, дополнительно используется лишь ближайший предыдущий результат контроля. Очевидно, именно он вносит определяющий вклад в численное значение L.

Нетрудно показать, что решение поставленной задачи в классе стационарных случайных параметров приводит к некоторому постоянному (не зависящему от момента контроля) значению τ_0. Поэтому описанный вариант пассивного контроля именуется часто равномерным последовательным контролем.



Рис. 1. Расположение контрольных уровней. x и x' — верхний и нижний граничные (аварийные) уровни; x_0 и x_0' — верхний и нижний уровни сравнения.

Во втором варианте пассивного контроля каждой контрольной операции сопутствует операция измерения. В остальном задача ставится так же. Естественно, что в этих условиях шаг контроля независимо от того, стационарен контролируемый параметр или нет, переменен во времени.

Более развитой и содержательной по своему функциональному назначению является активная форма последовательного контроля. В этом случае, помимо величин x, x' и L, дополнительно задаются уровни сравнения x_0 и x_0', определяющие условную норму и зоны запаса нормы (рис. 1). Пересечение параметром одного из этих уровней свидетельствует о неблагоприятной тенденции в движении этого параметра и расценивается как контролируемое событие. Если к моменту предстоящей контрольной операции параметр $X(t)$ не выйдет за пределы нормы, то контролируемое событие именуется обнаруженным. В противном случае контролируемое событие считается необнаруженным. Предполагается, что единственная причина возникновения аварийных ситуаций в системе контроля — наличие необнаруженных контролируемых событий. Чем чаще выполняются контрольные операции, тем менее вероятны необнаруженные контролируемые события и, значит, тем выше качество активного контроля. Исходя из заданной величины нормы контролируемого параметра $X(t)$ и его априорных статистических показателей, требуется определить необходимый шаг контроля τ_0, удовлетворяющий заданному значению выбранного показателя качества контроля L.

Общая процедура решения

Рассмотрим в общих чертах решение подобных задач.

Вначале выбирают какую-то характеристику выбросов процесса, которая бы могла служить мерой качества выполнения контрольных

операций. Между отдельными показателями выбросов существует определенная, часто неизученная взаимосвязь, и в принципе можно останавливаться на различных характеристиках, предпочтительных в том или ином отношении. Важно лишь правильно соотнести выбранный критерий качества с естественной мерой достоверности контроля. Заметим, что в рассмотренной нами постановке задач логичной мерой достоверности контроля является, например, вероятность того, что на интервале предстоящего опроса контролируемый параметр выйдет (или не выйдет) за пределы нормы.

После того как выбран критерий качества, находят функциональную зависимость этого критерия от статистических характеристик процесса (желательно числовых, например, среднеквадратичного отклонения процесса σ_x и (или) его производной σ_v) и параметров контроля (граничных уровней x и x', результата измерения x_i, если таковое проводилось, предстоящего шага опроса τ_0). Этот этап основной. Он наиболее трудоемок и требует максимума внимания, так как точное решение часто громоздко или не выражается в аналитических функциях, и нужно найти приемлемое приближение, используя саму специфику задачи.

На заключительном этапе задаются конкретным численным значением критерия качества, которое при заданных величинах показателей процесса (например, σ_x, σ_v) и параметров контроля (x, x_i) однозначно определяет шаг опроса τ_0. Операцию вычисления τ_0 можно передать вычислительному устройству, алгоритм работы которого составлен на основании ранее полученной зависимости. Автоматическое вычисление τ_0 имеет смысл в случае, если шаг опроса переменен.

Говоря о зависимости критерия качества от числовых вероятностных характеристик процесса $X(t)$, мы опустили такой важный показатель последнего, как его среднее значение $m=M[X(t)]$. Величина m обычно определяется начальной уставкой, положение которой может быть выбрано нами произвольно. Естественно выбирать его таким, чтобы априорная вероятность нахождения процесса вне нормы была минимальной. Для процессов с симметричным законом распределения это равносильно расположению среднего значения m по центру нормы (см. рис. 2).

В задачах, подобных описываемым, за критерий качества контрольной операции обычно выбирают один из показателей выбросов процесса за пределы нормы на интервале шага опроса или в момент предстоящего опроса (вероятность первого выброса [3, 4], условную плотность вероятности выбросов [5] и т. д.). Нас безусловно интересует участок малых значений этих показателей. Чем они меньше, тем выше качество контроля. Однако при выполнении контрольных операций нет необходимости в точном соблюдении заданного численного значения критерия качества. Разумнее считать, что контрольные операции равноценны по качеству, если численные значения их показателей качества — величины сравнимые. Поясним это. Как правило, критерий качества описываемого типа (обозначим его условно через $L(x, x_i, \sigma_x, \sigma_v, \tau_0)$ имеет участок малых абсолютных значений, в пределах которого располагается область допустимых рабочих значений параметров процесса (σ_x, σ_v) и последовательного контроля (x, x_i, τ_0). На этом участке для критерия качества характерна резко выраженная функциональная зависимость от его аргументов x, x_i, τ_0, σ_x, σ_v. Изменение их в пределах инженерной точности может привести к изменению величины критерия на порядок и более. Если принять во внимание, что точность задания части этих параметров зависит от точности их измерения и вычисления, что в про-

цессе контроля они могут иметь определенный дрейф и что шаг опроса всегда кратен некоторому базисному шагу, то станет ясно, что действительное значение критерия качества может заметно отличаться от заданного при переходе от одной контрольной операции к другой. Однако если эти отклонения и колебания происходят в пределах сравнимого, то, учитывая цели контроля, их можно считать несущественными.

Из сказанного следует, что задание конкретного численного значения критерия качества необязательно и практически равноценно заданию его порядка. Естественным следствием этого является снижение требований к точности искомых функциональных зависимостей, особенно в том случае, когда это позволяет упростить расчетные фор-

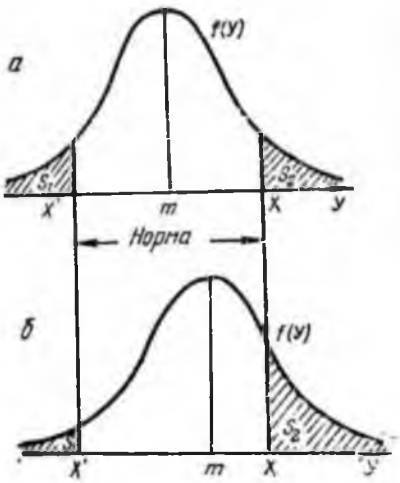


Рис. 2. Правильное (*а*) и неправильное (*б*) расположение среднего значения процесса m по отношению к норме.
$f(y)$ — одномерная плотность распределения процесса; s_1 и s_2 — площади, в сумме дающие априорную вероятность нахождения процесса за пределами нормы.

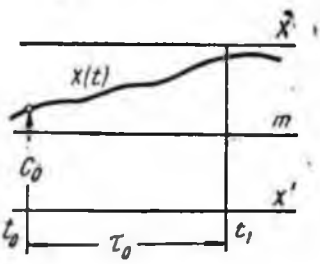


Рис. 3. Контроль с измерением (пояснения)
t_0, t_1 — моменты контроля; τ_0 — шаг опроса; C_0 — результат измерения в момент t_0.

мулы и алгоритм функционирования системы контроля.

Частичное исключение составляет пассивный равномерный контроль, при котором повышаются требования к скоростным данным системы контроля.

Случай пассивного контроля с измерением

Рассмотрим решение задачи пассивного контроля с измерением.

Как уже отмечалось, логичным критерием качества исследуемых контрольных операций является вероятность выхода параметра за пределы нормы на интервале контроля. Однако этот критерий оказывается слишком громоздким. Поэтому практически целесообразнее заменить его другим, более сжатым и приближенным.

Пусть в начальный момент времени t_0 контролируемый параметр $X(t)$ находится в пределах нормы, причем известна его начальная ордината $X(t_0)=C_0$ (рис. 3). Как показывает анализ, при положительных значениях центрированной начальной ординаты ($C_0-m>0$) вероятность выхода параметра за пределы нормы на интервале контроля τ_0 обеспечивается в основном выбросами за верхний граничный уровень x, а при ее отрицательных значениях ($C_0-m<0$) доминирующий вклад вносят выбросы за нижнюю технологическую границу x'. Результаты решения обоих вариантов задачи для процесса с симметричным законом распре-

деления одинаковы. Поэтому можно считать $C_0 - m > 0$ и ограничиться рассмотрением вероятности выхода параметра за верхнюю технологическую границу x.

Рассмотрим далее сложное событие E, состоящее в том, что параметр $X(t)$ в момент времени $t_1 = t_0 + \tau_0$ находится выше граничного уровня x при условии, что в начальный момент времени t_0 он принял значение $X(t_0) = C_0$. Это событие можно практиковать как сумму несовместных событий $E_1 \pm E_2 + \ldots$, представленных на рис. 4. Вероятность первого из них $P(E_1)$ и является той априорно очевидной мерой, которой мы оценили достоверность контроля. Как показывает анализ, в разумном интервале изменения шага опроса τ_0 вероятности $P(E_1)$ и $P(E)$ практически совпадают. Это позволяет при несущественном завышении результата принимать вероятность $P(E)$ за критерий качества контрольных операций.

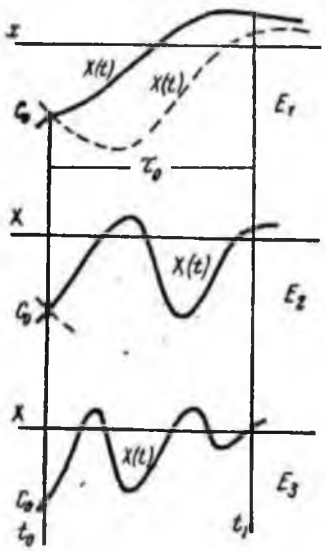


Рис. 4. Возможные варианты аварийного движения процесса с момента контроля.
E_1, E_2, E_3,... — события, соответствующие первому, второму, третьему и т. д. выбросу процесса в интервале шага опроса.

Вероятность $P(E)$ легко выражается через априорные показатели процесса и опрашивающего контроля. Результаты соответствующих вычислений для нормального стационарного случая приведены в [6]

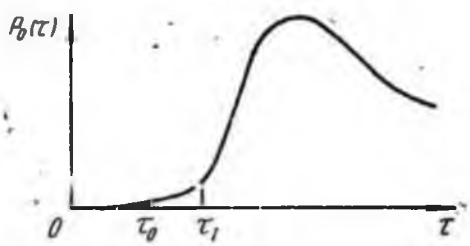


Рис. 5. Общий вид вероятности $p_0(\tau)$. $(0, \tau_1)$ — интервал малых значений вероятности.

$$P(E) = P_0(\tau) = 1 - \Phi(h), \tag{1}$$

где $\Phi(h)$ — интеграл вероятности,

$$\Phi(h) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^h e^{-u^2} du, \tag{2}$$

а h — некоторый обобщенный параметр контроля, связывающий величины уставок системы контроля с вероятностными показателями процесса $X(t)$

$$h = (\zeta - c_0 R) / \sqrt{2(1 - R^2)}. \tag{3}$$

Здесь ζ и c_0 — нормированные величины уровней x и C_0

$$\zeta = (x - m)/\sigma_x, \quad c_0 = (C_0 - m)/\sigma_x, \tag{4}$$

$R = R(\tau)$ — нормированная корреляционная функция процесса $X(t)$. Последняя в неявном виде определяет зависимость описываемой вероятности от времени τ.

Общий вид зависимости $p_0(\tau)$ показан на рис. 5. Интервал $(0, \tau)$ малых значений $p_0(\tau)$ соответствует начальному участку корреляционной функции, где обобщенный параметр контроля h хорошо аппроксимируется выражением

$$h = (x - C_0)\sqrt{2}\sigma_v\tau. \quad (5)$$

Задавшись теперь конкретным значением вероятности $p_0(h) = P_{доп}$ и определив соответствующую величину $h_{доп}$ (по таблицам интеграла вероятности), легко подсчитать требуемое значение опроса τ_0:

$$\tau_0 = (x - C_0)\sqrt{2}\sigma_v h_{доп}. \quad (6)$$

ЛИТЕРАТУРА

1. В. Ю. Кнеллер. Об определении и специфике автоматического контроля. «Автоматика и телемеханика», № 4, 1962.
2. Электрические методы автоматического контроля под редакцией К. Б. Карандеева. Изд-во «Энергия», 1965.
3. В. И. Тихонов. Характеристики выбросов случайных процессов. «Радиотехника и электроника», № 3, 1964.
4. Б. Р. Левин, А. Я. Фомин. Приближенное определение распределения времени первого достижения уровня. «Радиотехника», № 3, 1966.
5. А. Д. Болычевцев. Условная плотность выбросов контролируемого процесса при централизованном управлении. «Автоматика и телемеханика», № 4, 1966.
6. А. Д. Болычевцев. Апостериорные вероятности аварийного режима контролируемого процесса. «Автометрия», № 4, 1968.

ПОСТРОЕНИЕ И ПОМЕХОУСТОЙЧИВОСТЬ АДАПТИВНЫХ ЧАСТОТНО-ВРЕМЕННЫХ СИСТЕМ ПЕРЕДАЧИ ДИСКРЕТНОЙ ИНФОРМАЦИИ

Ф. А. Катков, Ю. П. Жураковский

Киев

Для передачи сообщений в автоматизированных системах управления и в системах телемеханики используется аппаратура передачи дискретной информации. Основным требованием, предъявляемым к аппаратуре, является обеспечение высокой помехоустойчивости или верности передаваемой информации. Однако при построении систем передачи следует учитывать, что каналы связи, как правило, отличаются невысоким качеством. Они имеют уровень помех значительно выше нормы и в сильной степени подвержены кратковременным прерываниям. В этих условиях преимущества частотно-временных кодов перед двоичными особенно значительны. Основное преимущество таких кодов заключается в том, что их кодовые комбинации состоят из малого количества посылок $n_в$. Это обусловливает повышение помехоустойчивости по сравнению с двоичным кодом при одинаковой скорости передачи информации в знаках в секунду, так как длительность посылок может быть увеличена обратно пропорционально их количеству в кодовой комбинации [1].

Кроме того, при частотном разделении канал связи делится на n_4 подканалов по количеству используемых частот для построения данного кода, что влечет за собой уменьшение помехи.

Напряжение помехи на выходе линейного фильтра

$$U_п = v^2\sqrt{\Delta f}, \quad (1)$$