

В. Пусть, например, выбраны $\{V_1^+, V_1^-, V_2\}$; тогда будем считать $\varphi_1 = V_1^+, \varphi_2 = V_2$ и найдем $\Delta_{\varphi_1 \varphi_2}^+$, затем примем $\varphi_1' = V_1^-, \varphi_2' = V_2$ и найдем $\Delta_{\varphi_1 \varphi_2}'$.

$$\text{Если } \Delta_{\varphi_1 \varphi_2}' > \Delta_{\varphi_1 \varphi_2}^-, \text{ то } \varphi_1' = V_1^+, \varphi_2' = V_2; \quad (20)$$

$$\text{если } \Delta_{\varphi_1 \varphi_2}' < \Delta_{\varphi_1 \varphi_2}^-, \text{ то } \varphi_1' = V_1^-, \varphi_2' = V_2. \quad (21)$$

Проверка условий (20) и (21) производится для того, чтобы в формулах (10) и (11) сделать максимальной величину $-(\rho, \varphi_1') B_1 + (\rho, \varphi_2') B_2$ с помощью выбора знака у ψ_j . Благодаря этому уменьшается дисперсия второго слагаемого в (10) и третьего — в (11).

Полученные результаты можно обобщить и для случая приема полезного сигнала с неизвестной фазой α . Если сигнал представляется в виде

$$x(t) = \mu \sin \alpha s_1(t) + \mu \cos \alpha s_2(t) + a \sin(\omega t + \psi) X[t_1, t_2] + n(t); \quad t \in [0, T], \quad (22)$$

где $s_1(t)$ и $s_2(t)$ — известные квадратурные составляющие полезного сигнала; α — случайная фаза. Тогда при выполнении условий

$$(s_1, s_2) = 0, \quad (\dot{s}_1, \dot{s}_2) = 0, \quad (s_1, \ddot{s}_2) = 0, \quad (\ddot{s}_2, s_1) = 0, \quad (23)$$

которые справедливы в большинстве реальных случаев, можно произвести оценку величин $\mu \sin \alpha$ и $\mu \cos \alpha$.

Пусть оценка $\mu \sin \alpha$ есть $\hat{\mu}_s$, оценка $\mu \cos \alpha$ есть $\hat{\mu}_c$; тогда можно, например, принять $\hat{\mu}^2 = \hat{\mu}_s^2 + \hat{\mu}_c^2$.

Предложенная методика построения оценки применима и для сложной помехи, представляющей несколько не перекрывающихся во времени помех рассмотренного вида.

Можно доказать, что для любого сколь угодно малого ε существует такое значение амплитуды помехи a^* , что для любого $a > a^*$ с вероятностью, большей, чем $1 - \varepsilon$, оценка амплитудного множителя полезного сигнала по указанному выше методу является случайной нормальной величиной с $E\hat{\mu} = \mu$ и дисперсией, не зависящей от a .

ЛИТЕРАТУРА

1. В. Г. Парфенов. Оценка амплитудного множителя полезного сигнала на фоне гармонической помехи с неизвестными параметрами и шума. — ИВУЗ, Приборостроение, 1973, № 4.
2. А. М. Заездный. Разделение сигналов и измерение их параметров по структурным свойствам сигналов. — Сборник трудов научно-технической конференции по вопросам разделения и измерения сигналов по их структурным свойствам. Л., 1968.
3. И. С. Гоноровский. Радиотехнические цепи и сигналы. М., «Советское радио», 1971.
4. А. Н. Колмогоров, С. В. Фомин. Элементы теории функций и функционального анализа. М., «Наука», 1968.

Поступило в редакцию 16 апреля 1973 г.

УДК 389.001.11

В. Г. КОСТОРНИЧЕНКО, А. П. СТАХОВ

(Таганрог)

НЕКОТОРЫЕ СПОСОБЫ ПОВЫШЕНИЯ ДОСТОВЕРНОСТИ РЕЗУЛЬТАТОВ СРАВНЕНИЯ ЭЛЕКТРИЧЕСКИХ ВЕЛИЧИН

В цифровых измерительных приборах ЦИП и аналого-цифровых преобразователях АЦП получение измерительной информации осуществляется путем последовательного сравнения измеряемой x и образцовой x_{0i} величин [1] с помощью двоичных компараторов, идеальное функционирование которых описывается уравнением

$$y(t_j) = \text{sign}[x(t_j) - x_{0i}(t_j)] = \begin{cases} 0, & \text{если } x(t_j) < x_{0i}(t_j); \\ 1, & \text{если } x(t_j) \geq x_{0i}(t_j). \end{cases} \quad (1)$$

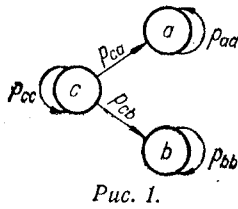


Рис. 1.

где t_j — j -й момент выполнения операции сравнения; $y(t_j)$ — результат сравнения в момент времени t_j ; $x(t_j)$, $x_0(t_j)$ — соответственно значения измеряемой и образцовой величин в момент времени t_j .

В реальных условиях на величины x и x_0 всегда накладываются случайные возмущения, которые приводят к появлению случайной погрешности результата измерения. Естественно, что для повышения достоверности результата измерения необходимо увеличивать достоверность результатов операций сравнения.

В данной работе исследуется возможность использования метода последовательного анализа [2] для повышения достоверности результата операции сравнения в ЦИП и АЦП.

Будем считать, что результатом сравнения является событие A , если удовлетворяются условия, заданные выражением (1), и событие B — в противном случае. Другими словами, событию A соответствует правильный результат операции сравнения, а событию B — ложный. Соответствующие вероятности будем обозначать $P(A)$ и $P(B)$.

Таким образом, задача повышения достоверности результата операции сравнения становится адекватной увеличению вероятности $P(A)$.

Организуем выборку из n результатов операции сравнения

$$y(t) = [y(t_1), y(t_2), y(t_3), \dots, y(t_n)] \quad (2)$$

и разобьем пространство возможных значений величины $z = \sum_{i=1}^n y(t_i)$ на три области.

Пусть область L_1 содержит z из интервала $[0, k]$, область L_2 — z из интервала $[k+1, n-m-1]$ и область L_3 включает в себя значения z из интервала $[n-m, n]$. Тогда для принятия решения относительно результата сравнения можно предложить следующий алгоритм:

$$y(t) = \begin{cases} 0, & \text{если } z \leq k; \\ 1, & \text{если } z \geq n-m; \end{cases} \quad (3)$$

если же $k < z < n-m$, то снова образуем выборку $y(t)$ и проверим выполнение соотношений (3) и т. д.

Процесс принятия решения в данном случае может быть описан конечной цепью Маркова [3] с тремя состояниями a, b, c . Состоянию a соответствует принятие правильного результата операции сравнения, состоянию b — ложного. Состояние c будет обозначать необходимость образования следующей выборки $y(t)$. После попадания в состояния a и b процесс анализа заканчивается, поэтому эти состояния и сама цепь будут поглощающими (рис. 1).

Матрица переходных вероятностей данной цепи будет иметь вид

$$P = \begin{vmatrix} p_{aa} & p_{ab} & p_{ac} \\ p_{ba} & p_{bb} & p_{bc} \\ p_{ca} & p_{cb} & p_{cc} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ p_{ca} & p_{cb} & p_{cc} \end{vmatrix}. \quad (4)$$

Определим значения переходных вероятностей, входящих в (4). Вероятность перехода из состояния c в состояние a равна вероятности появления в выборке (2) не менее m правильных результатов, поэтому

$$p_{ca} = \sum_{i=0}^m C_n^i [P(A)]^{n-i} [P(B)]^i. \quad (5)$$

Вероятность перехода из состояния c в состояние b равна вероятности появления в выборке (2) не более k ложных результатов; тогда

$$p_{cb} = \sum_{i=0}^k C_n^i [P(B)]^{n-i} [P(A)]^i. \quad (6)$$

И наконец,

$$p_{cc} = 1 - \sum_{i=0}^k C_n^i [P(B)]^{n-1} [P(A)]^i - \sum_{i=0}^m C_n^i [P(A)]^{n-1} [P(B)]^i. \quad (7)$$

Зная матрицу переходных вероятностей, легко определить все характеристики цепи Маркова, а значит, и процесса анализа. Среднее время принятия решения (среднее число выборок):

$$M(t) = \frac{1}{\sum_{i=0}^m C_n^i [P(A)]^{n-1} [P(B)]^i + \sum_{i=0}^k C_n^i [P(B)]^{n-1} [P(A)]^i}. \quad (8)$$

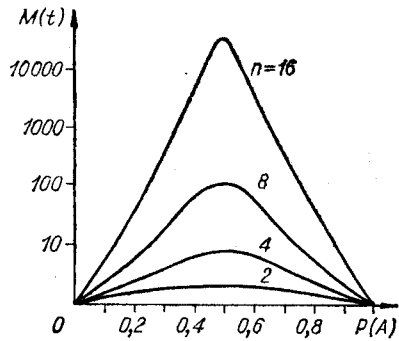


Рис. 2.

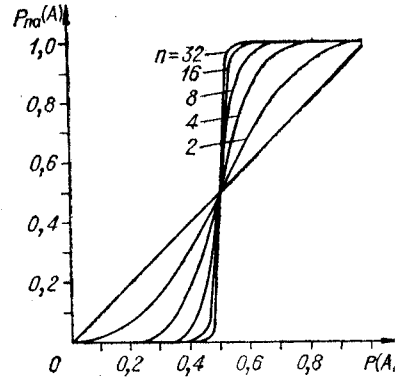


Рис. 3.

Дисперсия времени принятия решения:

$$D(t) = \frac{1}{\left\{ \sum_{i=0}^m C_n^i [P(A)]^{n-i} [P(B)]^i + \sum_{i=0}^k C_n^i [P(B)]^{n-i} [P(A)]^i \right\}^2} = \frac{1}{\sum_{i=0}^m C_n^i [P(A)]^{n-i} [P(B)]^i + \sum_{i=0}^k C_n^i [P(B)]^{n-i} [P(A)]^i} \quad (9)$$

Вероятность принятия верного решения:

$$P_{na}(A) = \frac{\sum_{i=0}^m C_n^i [P(A)]^{n-i} [P(B)]^i}{\sum_{i=0}^m C_n^i [P(A)]^{n-i} [P(B)]^i + \sum_{i=0}^k C_n^i [P(B)]^{n-i} [P(A)]^i} \quad (10)$$

На рис. 2 приведена зависимость, характеризующая выражение (8), а на рис. 3 — выражение (10) для случая, когда $k=m=0$. Из рис. 3 следует, что, увеличивая длину выборки (2), можно существенно повысить достоверность результата операции сравнения.

На рис. 4 показана структурная схема помехозащищенного блока сравнения ЦИП или АЦП. Его работа описывается следующим образом. В соответствии с требуемой вероятностью получения верного результата операции сравнения в регистры Rgm и Rgk заносятся значения коэффициентов m и k , а в генераторе пачек импульсов ГПИ устанавливается необходимое число импульсов в пачке, которое будет определять длину выборки n . Измеряемая x и образцовая x_{0i} величины поступают на соответствующие входы сравнивающего устройства СУ. Импульсы с ГПИ опрашивает СУ, и в результате на его выходе появляется импульс, если $x > x_{0i}$, который поступает на вход счетчика Сч. После прихода n импульсов в Сч будет сформировано число, соответствующее количеству выполнений неравенства $x > x_{0i}$ при опросе СУ. Затем содержимое Сч сравнивается с содержимым Rgm и Rgk с помощью схем сравнения кодов ССК₁ и ССК₂. При этом, если содержимое Сч больше или равно содержимому Rgk , на выходе ССК₂ появляется сигнал, соответствующий результату сравнения $x > x_{0i}$, а если содержимое счетчика окажется меньше или равно содержимому Rgm , то сигнал появится на выходе 1 ССК₁, который будет соответствовать результату $x < x_{0i}$. Если же содержимое Сч окажется больше содержимого Rgm и меньше Rgk , то на выходе логической схемы И — Не появится сигнал, который установит Сч в «ноль» и запустит ГПИ. В результате описанный выше процесс повторится и т. д., пока не появится сигнал на выходах 1 или 2 блока сравнения.

Рассмотренная процедура анализа позволяет существенно повысить достоверность результата о соотношении сравниваемых величин.

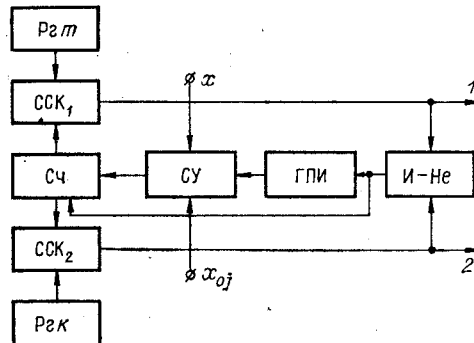


Рис. 4.

Так, для $P(A)=0,7$, $k=m=0$ и $n=6$ получим вероятность принятия верного решения относительно сравниваемых величин $P_{na}(A) > 0,993$, т. е. достоверность результата сравнения практически будет равна «единице». Реализация же предложенных методов осуществляется незначительным усложнением дискретной части АЦП или ЦИП, что показывает целесообразность их использования.

ЛИТЕРАТУРА

1. М. П. Чапенко. О классификации цифровых измерительных приборов.— Измерительная техника, 1961, № 5.
2. А. Вальд. Последовательный анализ. М., Физматгиз, 1960.
3. Дж. Кемени, Дж. Снелл. Конечные цепи Маркова. М., «Наука», 1970.

Поступило в редакцию 27 февраля 1973 г.

УДК 389.0+528.27+531.50 : 621.325.826

Г. Б. ГУТМАН
(Ленинград)

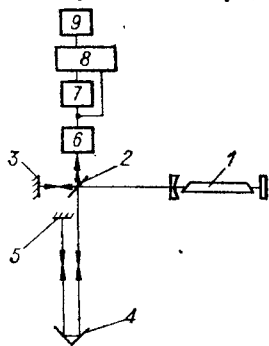
НОВЫЙ СПОСОБ ИЗМЕРЕНИЯ АБСОЛЮТНОГО ЗНАЧЕНИЯ УСКОРЕНИЯ СИЛЫ ТЯЖЕСТИ

В настоящее время максимальная точность измерения абсолютного значения ускорения силы тяжести g достигается при использовании метода свободного падения тела в вакууме. Теоретическое значение погрешности измерения g при одном бросании составляет 10^{-7} [1]. В этом методе значение g определяют, измеряя отрезок пути s , пройденный падающим телом за время t , с последующим вычислением g по формуле *

$$g = \frac{2s}{t^2}. \quad (1)$$

Измерение отрезков, проходимых падающим зеркалом, осуществляется путем счета интерференционных полос. Однако измерение длины порядка сантиметров с относительной погрешностью $5 \cdot 10^{-8}$, т. е. измерение длины с точностью до сотых и тысячных долей полосы, сопряжено с большими трудностями. Эти трудности усугубляются тем, что частота следования полос не постоянна, а зависит от скорости падающего зеркала и меняется в широких пределах (от 4 до 20 МГц при $s \approx 1$ м и $t \approx 0,5$ с в экспериментах [1]). В то же время представляет большой интерес измерение абсолютного значения g за минимальные промежутки времени, соответствующие малым длинам падения тела, так как такие измерения позволяют обнаружить и учесть некоторые систематические погрешности.

Рассмотрим способ определения абсолютного значения g , при котором удается без потери точности существенно уменьшить время измерения. Схема измерения g этим способом представлена на рисунке. От источника света 1, в качестве которого может быть использован, например, стабилизированный аттестованный гелий-неоновый ОКГ ($\lambda = 0,6328$ мкм), излучение направляется на светоделительное зеркало 2. На зеркале 2 излучение делится на две части. Часть излучения отражается от опорного зеркала 3, светоделительного зеркала 2 и направляется на фотодетектор 6. Другая часть излучения, последовательно отражаясь от падающего триэдра 4, неподвижного зеркала 5, снова от триэдра 4, тоже попадает на фотодетектор 6. С выхода 6 соответствующий доплеровскому сдвигу сигнал разностной частоты (сигнал биений), пройдя схему задержки 7, поступает в смеситель 8, где смешивается с незадержанным сигналом биений, идущим непосредственно с выхода 6. С выхода смесителя 8 полезный сигнал с частотой, равной разности частот задержанного и незадержанного сигналов биений, попадает на схему измерения частоты 9.



* Вообще в этом способе используют формулу $g = \left(s_2 - s_1 \frac{t_2}{t_1} \right) / (t_2^2 - t_1 t_2)$. Измерение g при одном «бросании» по двум отрезкам s_1 и s_2 и двум временным интервалам t_1 и t_2 обусловлено необходимостью исключить влияние начальной скорости на результат измерения g . Однако для дальнейших оценок достаточно (1).