

$$U_{cp} = \frac{I \cdot r_1}{W_1}, \quad (2)$$

где r_1 – активное сопротивление в цепи первичной обмотки.

В этом случае температурные погрешности компенсируются, а основное преимущество устройства – помехозащищенность – сохраняется, так как по каналам связи информация передается в виде широтно-модулированного сигнала.

Разработанные устройства для измерения постоянных токов могут найти широкое применение при замене измерительных шунтов, в качестве сумматоров тока, в системах

Рис. 3. Схема устройства с аналоговым выходом

контроля и диагностики, в различных системах управления и настройки параметров.

Список литературы: 1. Портной Г.Я., Болотин О.А. Новое поколение датчиков для измерения токов // Приборы и системы управления. 1996. №1. С.34. 2. Портной Г.Я., Болотин О.А., Борбот С.В., Старков С.А. Датчики систем контроля, учета и

снижения энергопотребления // Приборы и системы управления. 1997. №12. С.35–37.

Поступила в редколлегию 07.12.2000

Кошевой Николай Дмитриевич, д-р техн. наук, доцент, заведующий кафедрой авиационных приборов и измерений Национального аэрокосмического университета им. Н.Е. Жуковского "ХАИ".
Научные интересы: математическое моделирование, конструирование приборов и измерительных систем. Адрес: Украина, 61176, Харьков, ул. Солнечная, 11, кв. 10, тел. (0572) 44-23-47, (0572) 11-50-20.

Куст Сергей Михайлович, директор ОООФ ИКУСТИ. Научные интересы: системы автоматического управления. Адрес: Украина, 61023, Харьков, ул. Веснина, 5, тел. (0572) 33-13-39.

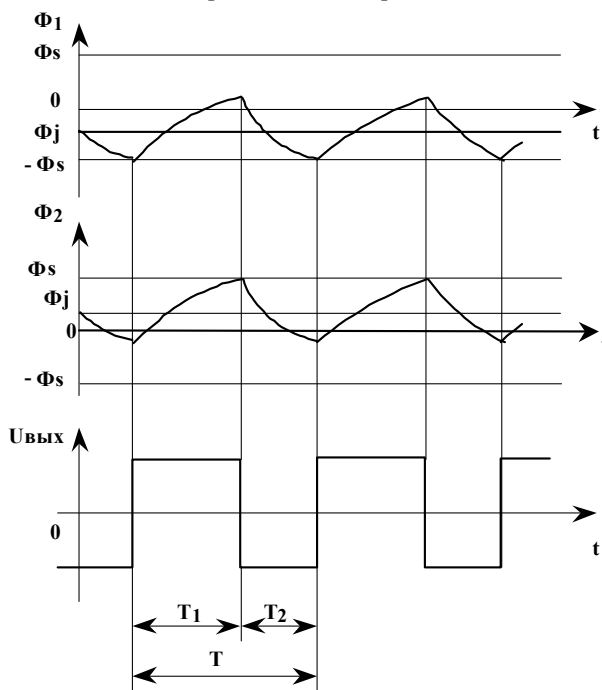


Рис. 4. Диаграммы, иллюстрирующие работу устройства с аналоговым выходом

МОДИФИЦИРОВАННЫЙ МНОГООРУБЕНЧАТЫЙ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫЙ КОНТРОЛЬ

Описывается методика модифицированного многоступенчатого измерительного контроля, позволяющая эффективно снизить риск изготовителя и заказчика при незначительном увеличении временных и экономических затрат. Данная методика практически не требует модернизации систем контроля предприятия и применения более точных по сравнению с существующими на предприятии средств контроля.

1. Разновидности измерительного контроля

К настоящему времени традиционный однопараметрический числовой контроль претерпел огромное количество модификаций и представляет собой значительное многообразие форм. Такая ситуация обусловлена тем, что в эпоху рыночных отношений, когда между фирмами-производителями продукции ведется ожесточенная борьба за потребителя, контроль качества выпускаемой продукции становится едва ли не самой важной проблемой современного производства. Рассмотрим наиболее распространенные формы однопараметрического числового контроля. Одной из них является так называемый допусковый контроль. При этом вначале производится измерение контролируемого параметра (КП) изделия, затем сопоставление результата измерения с нижней и верхней границами контрольной нормы и в итоге формируется исход контроля, фиксирующий попадание или непопадание измеренного значения внутрь границ. Для повышения качества контроля при таком подходе используется более узкая, по сравнению с технологической нормой, контрольная норма [1, 2]. В этом случае снижение риска заказчика обеспечивается за счет увеличения риска изготовителя, которое значительно больше, чем снижение риска заказчика.

В промышленности также широко используется многоэтапный измерительный контроль. В этом случае изделия, признанные годными на первом этапе контроля, подвергаются дальнейшим повторным проверкам [3]. Очевидно, что при таком варианте контроля значительно уменьшается риск заказчика при небольшом возрастании риска изготовителя, однако в этом случае резко возрастает стоимость и время процедуры контроля. Кроме того, как было отмечено в [4], такую процедуру можно именовать термином контроль лишь с большой натяжкой, так как контроль есть некая единая, методически целостная процедура. Здесь же имеется сочетание нескольких самостоятельных процедур.

В [5] предложена схема контроля, которая является развитием описанных выше методик контроля. Здесь предложен способ контроля, при котором уставки сдвигают внутрь границ технологического допуска на величину максимальной погрешности измерения, а при выходе измеренного значения за пределы интервала, заданного уставками, осуществляют повторный контроль с применением более точного средства контроля (СК). Такой способ позволяет избежать недостатка, который свойственен методике гарантийного контроля, более того, происходит одновременное уменьшение рисков изготовителя и заказчика. Недостатком данной методики является тот факт, что в производственных условиях не всегда можно использовать более точные средства контроля по причине их высокой стоимости.

В работе [6] рассмотрен способ повышения достоверности контроля, который сходен с многоэтапным контролем. Повышение достоверности контроля осуществляется при помощи многократного измерения контролируемой величины, но не отдельно организованными процедурами контроля на каждом этапе, как при многоэтапной адаптации, а единой процедурой контроля. В этом случае при n -кратном измерении КП показатели достоверности и качества контроля улучшаются в \sqrt{n} раз. Данная методика позволяет снизить экономические затраты по сравнению с многоэтапной методикой, однако временные затраты по-прежнему существенны.

В работе [7] представлен довольно интересный и оригинальный метод контроля, который позволяет одновременно уменьшить средние риски изготовителя и заказчика. Метод реализуется при помощи СК, состоящего из одного измерительного средства и трех устройств сравнения. Каждое такое устройство имеет собственный допуск на сравнение, соответственно $[A_1; B_1]$, $[A_2; B_2]$ и $[A_3; B_3]$. При этом между допусками выполняется следующее соотношение:

$$[A_3; B_3] \in [A_2; B_2] \in [a; b] \in [A_1; B_1],$$

где $[a; b]$ – технологический допуск.

Если после первого сравнения окажется, что измеренное значение контролируемого параметра $Y \in [A_3; B_3]$, то СК выработает сигнал «в допуске»; если после первого сравнения Y оказывается вне $[A_1; B_1]$ или $Y \in [A_1; B_1] - [A_2; B_2]$, то формируется сигнал «вне допуска» и изделие признается негодным. В противном случае СК выработает сигнал только после повторных сравнений: «в допуске», если оценка Y по крайней мере в двух из трех сравнений не вышла за пределы $[A_2; B_2]$ и ни разу не вышла за пределы $[A_1; B_1]$, и сигнал «вне допуска» – для всех других исходов. Данный метод позволяет эффективно снизить риски изготовителя и заказчика, но эффект достигается за счет сложной процедуры контроля, которая требует координального переоснащения и модернизации существующих на производстве систем контроля, что не всегда под силу предприятию.

В описанных выше алгоритмах повышение качества контроля (качества выпускаемой продукции) достигается за счет значительного увеличения риска либо изготовителя, либо экономических и временных затрат на процедуру контроля.

В [4] представлена методика однопараметрического числового контроля, который именуется термином многоступенчатый числовой контроль (МСК). Данная методика практически лишена описанных выше недостатков и позволяет значительно снизить риск заказчика при относительно небольшом возрастании риска изготовителя и незначительном повышении времени и стоимости контроля. Здесь, в зависимости от получаемой измерительной информации Y , контроль отдельного изделия в партии осуществляется за один, два и большее число циклов опознавания его категории. При этом в данной методике вводится три категории изделий: «годные изделия», «негодные изделия» и «спорные изделия». Годными признаются те изделия, КП которых на одном из циклов опознавания попал в гарантийную норму; негодными считаются те изделия, КП которых на одном из циклов опознавания вышел из технологической нормы. Остальные изделия считаются спорными и переходят на следующий цикл опознавания. Количество циклов опознавания определяется необходимым качеством проведения контроля – чем большее количество циклов, тем выше качество контроля. Те изделия, которые остались спорными по истечении последнего цикла опознавания, считаются годными.

В данной работе рассматривается методика модифицированного многоступенчатого контроля. Она обладает всеми качествами, присущими традиционному многоступенчатому контролю, и отличается от него тем, что лишена его главного недостатка – увеличения риска изготовителя. Это особенно важно в настоящее время, когда производитель вынужден работать в условиях ограниченности природных ресурсов, и ложный брак приводит не только к ущербу, который несет изготовитель, но и к нецелесообразному использованию природных ресурсов, а также к загрязнению окружающей среды, что обусловлено утилизацией ложного брака.

2. Исходные посыпки и обозначения

Пусть существует партия изделий объема n ; контролируемый параметр изделия X и погрешность его измерения E – независимые случайные величины. Обозначим через $f_0(x)$ и $f_E(\varepsilon)$ их плотности распределения. Если в процессе контроля использованы измерительные средства разных классов точности, то плотность распределения погрешности измерения целесообразно обозначить через $f_{Ei}(\varepsilon)$. Обозначим через $N = [x_H, x_B]$ технологическую норму, а через $N^* = [x'_H, x'_B]$ – контрольную норму ($[x'_H, x'_B] \in [x_H, x_B]$), и будем считать, что они целиком располагаются в области ненулевых значений $f_0(x)$. Без нарушения общности погрешность сравнения в процессе контроля

можно считать пренебрежимо малой величиной, в противном случае она легко учитывается в погрешности измерения (см. [8]).

В последующих рассуждениях, так же как и при многоступенчатом контроле, существенную роль играет понятие спорного изделия. Только в отличие от традиционного МК ([4]) данное понятие имеет несколько иное значение, поэтому рассмотрим его детальнее.

Каждое изделие, которое подлежит контролю, описывается конкретным числовым значением своего контролируемого параметра X . Полноправным представителем КП выступает результат его измерения $Y=X+E$. По обе стороны от x_H и x_B – границ технологической нормы устанавливаются отрезки длиной $k \cdot \hat{\varepsilon}$ ($\hat{\varepsilon}$ – среднее арифметическое погрешности измерения, k – коэффициент, зависящий от вида плотности распределения погрешности измерения ε), определяющие зону повешенных рисков (риска заказчика и риска изготовителя). Коэффициент k выбирается таким, чтобы вероятность брака изделия, измеренное значение КП которого попадает в гарантийные допуски, было пренебрежимо малым (например для равномерного распределения $f_{\varepsilon}(\varepsilon) k=2$). Образованное отрезками подмножество точек можно представить в следующем виде:

$$N' = [x''_H, x'_H] \cup [x'_B, x''_B],$$

где $x'_H = x_H + k \cdot \hat{\varepsilon}$, $x''_H = x_H - k \cdot \hat{\varepsilon}$, $x'_B = x_B - k \cdot \hat{\varepsilon}$, $x''_B = x_B + k \cdot \hat{\varepsilon}$.

Изделие, для которого $Y \in N'$, и будем называть спорным. Изделия, для которых $Y \in [x''_H, x'_H]$ или $Y \in [x'_B, x''_B]$, будем называть соответственно спорными снизу и спорными сверху (рис. 1).

Рис. 1. Диапазон возможных исходов контроля

3. Схема организации модифицированного многоступенчатого контроля

В зависимости от получаемой измерительной информации Y контроль отдельного изделия в партии осуществляется за один или большее число циклов опознавания его категории. Первый цикл является основным, через него, как и при стандартном МК, проходят все изделия партии, и контроль большинства из них на этом и заканчивается. Через последующие циклы проходят только спорные изделия. Номер 1-го цикла, решившего судьбу (годен, негоден) того или иного спорного изделия, именуется порядком спорности этого изделия. Как и при МК, максимальный порядок спорности выбирается заранее [4].

Каждый цикл, за исключением последнего, сводится к такой совокупности действий:

- измерению значения контролируемого параметра x изделия;
- сопоставлению результата измерения $X_i = X + E_i$ (E_i – погрешность измерения в i -м цикле) с интервалами $[x''_H, x'_H]$ и $[x'_B, x''_B]$;
- выработке суждения о категории изделия – годные, негодные, спорные.

Погрешности измерения E_i в разных циклах полагаются независимыми друг от друга. Те изделия, для которых $Y_i \in N^*$ и $Y_i \in \overline{N^* \cup N'}$, относятся к категории годных или негодных соответственно, и контроль для них завершается с выдачей соответствующего исхода «годен», «негоден». Те изделия, для которых $Y_i \in N'$, относятся к категории спорных и передаются на следующий цикл опознавания. Если, дойдя до последнего цикла, изделие остается спорным, то оно передается на итоговый заключительный цикл измерения, в котором измеренное значение Y сопоставляется с диапазоном возможных результатов, разбитым в соответствии с классическим допусковым контролем ($Y_i \in N$ – годные изделия, $Y_i \in \overline{N}$ – не годные изделия), иными словами, на заключительном цикле опознавания проводится классический допусковый контроль.

Как и при стандартном МК [4], в каждом цикле опознавания, спорные изделия могут быть лишь одной «полярности»: либо спорными снизу, либо спорными сверху. Таким образом, при уточнении категории спорного изделия в каждом цикле опознавания нет необходимости сопоставлять результат измерения КП с обеими зонами повышенных рисков.

4. Распределение КП по циклам

Для оценки эффекта модифицированной многоступенчатой адаптации вначале выясним, как распределяется число спорных изделий по циклам опознавания без учета заключительного цикла контроля. Для этого введем в рассмотрение понятие плотности распределения КП в i -м цикле $f_i(x)$, понимая под $f_i(x)dx$ вероятность того, что произвольное, наугад взятое из партии изделие на заключительном этапе контроля окажется спорным (для определенности допустим – спорным снизу) и его КП лежит в интервале $[x, x+dx]$.

Таким образом, имеем:

$$f_i(x)dx = P\{X \in [x, x+dx], Y_1 \in [x''_H, x'_H], Y_2 \in [x''_H, x'_H], \dots, Y_{i-1} \in [x''_H, x'_H], Y_i \in [x''_H, x'_H]\}, \quad i=1,2,\dots,m, \quad (1)$$

где Y_i – результат измерения КП в i -м цикле.

Для первого цикла в качестве $f_1(x)$ выступает заранее известная плотность распределения контролируемого параметра $f_0(x)$. Эта характеристика в совокупности с плотностью распределения погрешности измерения $f_\varepsilon(\varepsilon)$ позволяют найти $f_1(x)$ в любом цикле i , а также на заключительном этапе.

Перепишем выражение (1), учитывая при этом, что событие $Y_i \in [x''_H, x'_H]$ равнозначно событию $E_i \in [x''_H - x, x'_H - x]$, $i=1, 2, \dots, m$:

$$f_i(x)dx = P\{X \in [x, x + dx], E_1 \in [x''_H - x, x'_H - x], E_2 \in [x''_H - x, x'_H - x], \dots, E_{i-1} \in [x''_H - x, x'_H - x], E_i \in [x''_H - x, x'_H - x]\}, \quad i=1, 2, \dots, m. \quad (2)$$

Так как случайные величины X, E_1, E_2, \dots, E_i независимы, независимы и события, стоящие в фигурных скобках (2), то вероятность их совместного наступления в процессе контроля равна произведению их вероятностей:

$$f_i(x)dx = P\{X \in [x, x + dx]\} \cdot P\{E_1 \in [x''_H - x, x'_H - x]\} \times \\ \times P\{E_2 \in [x''_H - x, x'_H - x]\} \cdot \dots \cdot P\{E_i \in [x''_H - x, x'_H - x]\}, \\ i = 1, 2, \dots, m$$

или $f_i(x) = f_0(x) \prod_{j=1}^i \int_{x''_{Hj}-x}^{x'_{Hj}-x} f_{\varepsilon_j}(\varepsilon_j) d\varepsilon_j$, $i=1, 2, \dots, m$, где $f_0(x)$ – исходная плотность распределения КП изделия; $f_{\varepsilon_j}(\varepsilon_j)$ – плотность распределения погрешности измерения в j -м цикле; x'_{Hj} – нижняя граница контрольной нормы годных изделий в j -м цикле; x''_{Hj} – верхняя граница контрольной нормы годных изделий в j -м цикле.

Для того чтобы определить годность или негодность изделий, оказавшихся спорными после m -го этапа контроля, их посылают на заключительный этап контроля, который проводится по классической схеме.

Введем в рассмотрение понятие плотности распределения КП на заключительном этапе – $f_{1i}(x)$, понимая под $f_{1i}(x)dx$ вероятность того, что произвольное, наугад взятое из партии изделие на последнем этапе контроля окажется негодным (для определенности – негодным снизу) и его параметр X лежит в интервале $[x, x+dx]$.

Таким образом, имеем:

$$f_{1i}(x)dx = P\{X \in [x, x + dx], Y_1 \in [x''_H, x'_H], Y_2 \in [x''_H, x'_H], \dots, Y_i \in [x''_H, x'_H], Y_{i+1} \in [-\infty, x_H]\}, \quad i=1, 2, \dots, m,$$

или

$$f_{1i}(x) = f_0(x) \left(\prod_{j=1}^i \int_{x''_{Hj}-x}^{x'_{Hj}-x} f_{\varepsilon_j}(\varepsilon_j) d\varepsilon_j \right) \cdot \int_{-\infty}^{x_H-x} f_\varepsilon(\varepsilon) d\varepsilon, \quad i=1, 2, \dots, m, \quad (3)$$

где $f_\varepsilon(\varepsilon)$ – плотность распределения погрешности измерения на конечном этапе. Если во всех циклах опознавания используются одни и те же измерительные средства ($f_{\varepsilon_j}(\varepsilon_j) = f_\varepsilon(\varepsilon)$) и контрольные допуски одинаковы ($x''_{Hj} = x''_H, x'_{Hj} = x'_H$), то результат (3) примет вид:

$$f_{1i}(x) = f_0(x) \left(\int_{x''_H-x}^{x'_H-x} f_\varepsilon(\varepsilon) d\varepsilon \right)^i \cdot \int_{-\infty}^{x_H-x} f_\varepsilon(\varepsilon) d\varepsilon, \quad i=1, 2, \dots, m.$$

Аналогичным образом вводится понятие плотности распределения $f_{2i}(x)$. Под $f_{2i}(x)dx$ понимается вероятность того, что произвольное, наугад взятое из партии изделие на последнем этапе контроля окажется годным (годным снизу) и его контролируемый параметр X лежит в интервале $[x, x+dx]$. Зависимость $f_{2i}(x)$ для случая $f_{\varepsilon_j}(\varepsilon_j) = f_\varepsilon(\varepsilon)$ и ($x''_{Hj} = x''_H, x'_{Hj} = x'_H$) запишется следующим образом:

$$f_{2i}(x) = f_0(x) \left(\int_{x''_H-x}^{x'_H-x} f_\varepsilon(\varepsilon) d\varepsilon \right)^i \cdot \int_{x_H-x}^{\infty} f_\varepsilon(\varepsilon) d\varepsilon, \quad i=1, 2, \dots, m.$$

Конкретизируем полученный результат для случая равномерного распределения погрешности измерения $f_\varepsilon(\varepsilon)$:

$$f_\varepsilon(\varepsilon) = \begin{cases} 1/2l, & x \in [-1, 1] \\ 0, & x \notin [-1, 1] \end{cases}$$

где l – максимальная погрешность средства измерения. При этом $k=2$ и $l=2\tilde{\varepsilon}$ (см. [9]). Запишем значение $f_{1i}(x)$ после его интегрирования:

$$f_{1i}(x) = \begin{cases} f_0(x) \cdot ((2l - x_H + x)/2l)^i, & x_H - 2l \leq x \leq x_H - l, \\ f_0(x) \cdot ((2l - x_H + x)/2l)^i \cdot (l + x_H - x)/2l, & x_H - l \leq x \leq x_H, \\ f_0(x) \cdot ((2l + x_H - x)/2l)^i \cdot (l + x_H - x)/2l, & x_H \leq x \leq x_H + l, \\ 0, & x < x_H - 2l, x > x_H + l. \end{cases}$$

На рис. 2 представлены графики $f_{1i}(x)$ при различных значениях i . Значение $f_{2i}(x)$ вычисляется аналогичным образом:

$$f_{2i}(x) = \begin{cases} f_0(x) \cdot ((2l - x_H + x)/2l)^i \cdot (l - x_H + x)/2l, & x_H - l \leq x \leq x_H, \\ f_0(x) \cdot ((2l - x_H + x)/2l)^i \cdot (l - x_H + x)/2l, & x_H \leq x \leq x_H + l, \\ f_0(x) \cdot ((2l + x_H - x)/2l)^i, & x_H + l \leq x \leq x_H + 2l, \\ 0, & x < x_H - l, x > x_H + 2l. \end{cases} \quad (4)$$

Из (4) следует, что график функции $f_{2i}(x)$ аналогичен графику $f_{1i}(x)$ и отличается от последнего тем, что отражен относительно вертикальной оси, проходящей через точку x_H .

Аналогичным образом ведут себя плотности распределения $f_i(x)$, $f_{1i}(x)$ и $f_{2i}(x)$ в окрестности верхней границы нормы x_B .

Рис. 2. Графики $f_{1i}(x)$ при различных значениях i

5. Эффект модифицированной многоступенчатой адаптации

Для того чтобы оценить эффект модифицированной многоступенчатой адаптации, достаточно сравнить её риски изготовителя и заказчика с соответствующими рисками при стандартном допусковом контроле. Риск изготовителя \bar{p}_1 определяется как вероятность того, что КП

забракованного контролем изделия на самом деле окажется в норме. Тогда в нашем случае \bar{p}_1 может быть легко найден из $f_{1i}(x)$ как удвоенная площадь под правой параболической частью $f_{1i}(x)$:

$$\bar{p}_{1,m} = 2 \cdot \int_{x_H}^{x_H+l} f_{1m}(x) dx.$$

Здесь коэффициент «2» учитывает такое же симметричное поведение $f_{1m}(x)$ в окрестности верхней границы нормы x_B :

$$\bar{p}_{1,m} = \frac{f_0(x_H) \cdot (1 + 2^{m+1} \cdot m) \cdot l}{2^m \cdot (m+2) \cdot (m+1)}. \quad (5)$$

При умножении данного значения на объем партии n можно получить оценку числа ошибочно забракованных изделий.

Риск изготовителя \bar{p}_1 при стандартном допусковом контроле можно определить из выражения (5), приняв $m=0$: $\bar{p}_1 = \frac{f_0(x_H) \cdot l}{2}$.

Таким образом, эффект данной адаптации можно оценить, если вычислить отношение $\bar{p}_1 / \bar{p}_{1,m}$:

$$\rho = \frac{2^{m-1} (m+2)(m+1)}{(1 + 2^{m+1} m)}. \quad (6)$$

Значение ρ показывает, во сколько раз первый риск $\bar{p}_{1,m}$ меньше второго \bar{p}_1 при различных значениях m . Так, при $m=2$ $\rho=1,412$, при $m=4$ $\rho=1,86$, при $m=6$ $\rho=2,33$, при $m=10$ $\rho=3,3$.

Риск заказчика \bar{p}_{2m} определяется аналогичным образом (определяется из $f_{2i}(x)$ как удвоенная площадь под левой параболической

частью $f_{1i}(x)$: $\bar{p}_{2,m} = 2 \cdot \int_{x_H-l}^{x_H} f_{2m}(x) dx$). В результате вычислений можно

легко убедиться в том, что $\bar{p}_{2m} = \bar{p}_{1m}$, т.е. \bar{p}_{2m} определяется выражением (5), а следовательно, отношение \bar{p}_2 / \bar{p}_{2m} равно выражению (6).

Таким образом, модифицированный многоступенчатый контроль выступает как эффективная форма однопараметрического измерительного контроля, позволяющая одновременно снизить риск изготовителя и риск заказчика. В заключение стоит отметить, что изложенный здесь

метод подходит не только для однопараметрического контроля, но и для других его форм.

Список литературы: 1. Фрумкин В. Д. и др. Достоверность контроля средств радиоизмерений и контрольные допуски. М: Изд-во стандартов, 1975. 86 с. 2. Фридман И. Д. Анализ влияния размера приемочного допуска на метрологические характеристики измерительного контроля // Измерительная техника. 1988. №6. С. 13. 3. Рубичев Н.А., Фрумкин В. Д. // Измерительная техника. 1988. № 9. С. 10. 4. Большевцев А. Д. Многоступенчатый измерительный контроль // Измерительная техника. 1990. №11. С. 15. 5. Камкин Я. Б. и др. Исследование эффективности двухступенчатого автоматического контроля размеров изделий моделированием на ЭЦВМ // Измерительная техника. 1972. №7. С. 16. 6. Ординарцева Н. П. Метрологические аспекты технического контроля в инженерных расчетах // Измерительная техника. 1993. №7. С. 13. 7. Лучкин С. Л. Об одном способе повышения достоверности результатов контроля // Метрология. 1976. №9. С. 10. 8. Бородачев Н. А. Основные вопросы теории точности производства. М.: Изд-во АН СССР, 1950. 9. Большевцев А. Д. Числовой измерительный контроль повышенного качества / Измерительная техника. 1990. №5. С. 13.

Поступила в редколлегия 14.11.2000

Шулик Павел Викторович, аспирант кафедры прикладной математики ХТУРЭ. Научные интересы: системный анализ и числовой измерительный контроль. Адрес: Украина, 61166, Харьков, пр. Ленина, 14, тел. 40-94-36.

УДК 621.317

В.М.ВОЛКОВ, О.Б.ЗАЙЧЕНКО, А.В.ОГУЙ

СИНТЕЗ ЭКВИДИСТАНТНЫХ ПРЕОБРАЗОВАТЕЛЕЙ ДЛЯ МНОГОЗОНДОВЫХ МИКРОВОЛНОВЫХ МУЛЬТИМЕТРОВ

Исследуется проблема оптимального проектирования многозондовых микроволновых мультиметров с улучшенными точностными характеристиками для работы в широком диапазоне длин волн. Оптимизация проводилась выбором расположения датчиков, в качестве критерия использовалось число обусловленности системы линеаризованных уравнений, где каждое уравнение соответствует определенному датчику. Показывается оптимальное расположение датчиков, что в сочетании с перекоммутацией для кратных длин волн обеспечивает устойчивость системы в широком частотном диапазоне.

Многозондовый микроволновый мультиметр (МММ) – это многофункциональный прибор диапазона СВЧ, который предназначен для

измерения проходящей, падающей, отраженной мощности, комплексного коэффициента отражения, а также длины волны. Принцип действия мультиметра основан на анализе картины стоячей волны по дискретным отсчетам с датчиков, размещенных в передающем тракте. Вопреки традиционному размещению датчиков на расстоянии $l_{\text{в}}/8$ друг от друга в ряде работ указывается и обосновывается оптимальность расстояния $l_{\text{в}}/6$, как, например, в работах [1, 3]. Отсутствием единого мнения относительно размещения датчиков в тракте продиктована необходимость еще раз вернуться к вопросу оптимизации размещения датчиков.

Задачей данного исследования является определение и обоснование выбора оптимального расстояния между датчиками в многозондовом микроволновом мультиметре. Критерием оптимальности служит тот факт, что при некотором расположении датчиков погрешность измерения будет в наименьшей степени зависеть от их погрешностей.

Рассмотрим несколько способов расположения датчиков, в том числе эквидистантное с фазовым расстоянием между ними $l_{\text{в}}/6$ и $l_{\text{в}}/8$.

Количественной мерой оптимальности размещения выбрано число обусловленности [2], причем чем оно меньше, тем менее чувствительно решение системы линейных алгебраических уравнений, описывающей многозондовую систему, ко всякого рода погрешностям первичных преобразователей, а следовательно, выше точность. Квадрат числа обусловленности равен отношению максимального и минимального сингулярного чисел матрицы А, которые представляют собой неотрицательные квадратные корни из собственных значений матрицы $A^T A$ [4].

Кроме того, точность мультиметра или автоматического анализатора цепей зависит не только от расположения датчиков, но и от алгоритмов обработки отсчетов, которые позволяют определять проходящую мощность, а также модуль и фазу коэффициента отражения.

Для определения искомого параметра существует два основных метода анализа: графоаналитический [2] и аналитический [1]. Графоаналитический метод заключается в построении на плоскости комплексного коэффициента отражения пересекающихся окружностей, каждая из которых соответствует нормированному показанию датчика, а точка пересечения этих окружностей дает искомым коэффициент отражения нагрузки, но такое решение не содержит сведений о мощности. В данной работе рассмотрен аналитический подход как более универсальный и пригодный для анализа, т.е. позволяющий определить не только модуль и фазу коэффициента отражения, но и проходящую мощность и длину волны.

В большинстве случаев сигналы в МММ являются квадратичными по напряженности поля (или линейными по мощности), и как правило датчики не вносят существенных неоднородностей в передающий тракт:

$$U_i = k_i P_{\text{над}} \left[1 + \Gamma^2 + 2\Gamma \cos\left(\frac{4\pi l_i}{\lambda} + \varphi\right) \right],$$