

считают актуальными в настоящее время. Это: 1) сравнительная количественная оценка алгоритмов, выявление областей применения и условий целесообразности применения; 2) увеличение скорости сходимости адаптивных алгоритмов; 3) доказательство сходимости алгоритмов, связанных с получением несмещенных оценок; 4) разработка проблемно ориентированного математического обеспечения ЦВМ.

ЛИТЕРАТУРА

1. В. В. Солодовников, А. С. Усков. Статистический анализ объектов регулирования. М., Машгиз, 1960.
2. Н. Винер. Нелинейные задачи в теории случайных процессов. М., ИЛ, 1961.
3. Я. З. Цыпкин. Адаптация и обучение в автоматических системах. М., «Наука», 1968.
4. З. З. Цыпкин. Основы теории обучающихся систем. М., «Наука», 1970.
5. И. И. Красовский. Теория управления движением. М., «Наука», 1968.
6. Н. С. Райбман. Адаптивные модели в системах управления. М., «Советское радио», 1966.
7. Н. С. Райбман. Идентификация объектов управления. М., ЦЭМИ АН СССР, 1967.
8. Я. Н. Ройтенберг. Автоматическое управление. М., «Наука», 1971.
9. М. Аоки. Оптимизация стохастических систем. М., «Наука», 1971.
10. Р. Ли. Оптимальные оценки, определение характеристик и управление. М., «Наука», 1966.
11. А. Н. Тихонов. О методах регуляризации задач оптимального управления.—ДАН СССР, 1965, т. 162, № 4.
12. Т. Петков. Идентификация на объекте за автоматизация. София, «Техника», 1972.
13. Н. М. Александровский, С. В. Егоров, Р. Е. Кузин. Адаптивные системы автоматического управления сложными технологическими процессами. М., «Энергия», 1973.
14. Я. А. Гельфанд бейн. Методы кибернетической диагностики динамических систем. Рига, «Зиннатне», 1967.
15. P. Eukhoff. Process Parameters and State Estimation. IFAC-Symp.—In: Identification in Autom. Control Sustems. Prague, 1967. Survey Paper.
16. A. V. Bolakrishnan, V. Peterka. Identification in Automatic Control Systems'—In: Proc. Fourts IFAC Congress. Warsaw, 1969. Survey Paper.
17. M. Cuenod, A. Sage. Comparison of Some Methods Used for Process Identification IFAC-Symp.—In: Identification in Autom. Control Systems. Prague, 1967. Survey Paper.
18. P. Eukhoff, P. M. Vander Grinten, H. Kwakernaak, B. P. Veltman. Systems Modelling and Identification.—In: Proc. Third IFAC Congress. London, 1966. Survey Paper.
19. K. J. Åström, P. Eukhoff. A Survey.—Automatica, 1971, v. 7, N 2.
20. A. Sage. Estimation and Identification. (In: Proc. Fifth IFAC-Congress. Paris, 1972.
21. T. Leondes, L. M. Novak. Optimal Minimal-Order Observers for Discrete-Time Systems—a Unified Theory.—In: Proc. Fifth IFAC-Congress. Paris, 1972.

Поступила в редакцию 16 апреля 1974.

УДК 519.2 : 681.3

А. Н. ДОМАРАЦКИЙ, Л. Н. ИВАНОВ
(Новосибирск)

ОБЩИЙ ПОДХОД К СТРУКТУРНОМУ ПОСТРОЕНИЮ ОПЕРАТИВНЫХ СТАТИСТИЧЕСКИХ АНАЛИЗАТОРОВ

В технике аппаратурного анализа случайных сигналов наметилась тенденция, направленная на построение оперативных статистических анализаторов (корреляторов, спектральных анализаторов и анализаторов

распределений), т. е. устройств, пригодных для работы непосредственно на исследуемом объекте в реальном масштабе времени.

При достигнутом уровне развития цифровой вычислительной техники и ее элементной базы значительно возросла роль синтеза структурных схем статистических анализаторов. Для решения этой задачи необходимо выработать общий подход к структурному построению средств обработки случайных сигналов. Разработка методов синтеза должна производиться с учетом специфики структуры вычислительных средств четвертого поколения. Этот факт обусловливает создание структурных схем оперативных статистических анализаторов по линии многочиповых микропроцессорных устройств, позволяющих широко использовать микросхемы с высокой степенью интеграции.

При анализе эргодических случайных сигналов за оценку Q^* искомой вероятностной характеристики Q , являющейся в общем случае функцией параметра α , принимают среднее значение реализации $\xi(t, \alpha)$ соответствующего случайного сигнала $x(t)$ на достаточно большом интервале наблюдения T [1]:

$$Q^*(\alpha) = \frac{1}{T} \int_0^T \xi(t, \alpha) dt. \quad (1)$$

Усредняемая реализация $\xi(t, \alpha)$ образуется из исходной $x(t)$ следующим образом:

$$\xi(t, \alpha) = h_\alpha\{x(t)\}, \quad (2)$$

где h_α — оператор, лежащий в основе определения оценки $Q^*(\alpha)$. Так, например, при вычислении оценок корреляционных функций

$$\xi(t, \alpha) = x(t)x(t-\tau), \quad \tau=\alpha, \quad (3)$$

т. е. действие оператора h_α сводится к сдвигу во времени исследуемой реализации на величину параметра τ и перемножению с исходной реализацией. При использовании дискретной выборки общая формула определения статистических характеристик случайных сигналов имеет вид

$$Q^*(\alpha) = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N-1} \xi(i\Delta t, \alpha), \quad (4)$$

где $N = T/\Delta t$ — количество ординат реализации $x(t)$, выбранных с шагом дискретизации Δt (объем выборки).

Оперативные статистические анализаторы вычисляют оценку (4) в виде ординат кривой в конечном числе точек α_j ($j=1, 2, \dots, n$). Каждая из этих ординат определяется одним из выражений

$$\left\{ \begin{array}{l} Q^*(\alpha_1) = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N-1} \xi(i\Delta t, \alpha_1), \\ Q^*(\alpha_2) = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N-1} \xi(i\Delta t, \alpha_2), \\ \dots \dots \dots \dots \dots \dots \\ Q^*(\alpha_n) = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N-1} \xi(i\Delta t, \alpha_n) \end{array} \right. \quad (5)$$

и получается в результате накопления N отсчетов промежуточной реализации $\xi(i\Delta t, \alpha)$.

Очевидно, что процесс вычисления ординат (5) можно производить последовательно во времени, когда значения $Q^*(\alpha_j)$ определяют друг

за другом; или параллельно, когда в результате N усреднений промежуточной реализации получают n ординат оценки. Ясно, что в устройствах последовательного действия необходим лишь один блок, вырабатывающий промежуточную реализацию $\xi(i\Delta t, \alpha)$ (например, по правилу (3)), и один накопитель. Однако, несмотря на исключительную простоту, такие устройства не пригодны для оперативной обработки из-за большого времени анализа.

При построении устройств параллельного действия необходимы n блоков (по числу определяемых ординат оценки), вырабатывающих промежуточные реализации для соответствующих параметров α_j , и n накопителей. Структурная схема такого статистического анализатора представлена на рис. 1. (На рисунках приняты следующие обозначения: Д — дискретизатор, БО — блок образования промежуточной реализации, Н — накопитель, К — коммутатор, У — умножитель, П — переключатель, ЛЗ — линия задержки, Кл — ключ, С — сумматор, ЗУ — запоминающее устройство.) Эта схема является обобщенной, так как из нее, как частные случаи, можно получить структурные схемы устройств оперативного анализа амплитудных и временных распределений, корреляционных функций и спектральных характеристик. Для получения схемы требуемого устройства необходимо общие блоки образования $\xi(i\Delta t, \alpha_j)$ заменить на конкретные: у оперативного коррелятора это сдвиговый регистр с n отводами и n умножителей [2]; у спектрального анализатора, осуществляющего преобразование Фурье корреляционных функций, — блок выработки тригонометрических функций и те же n умножителей.

Процесс вычисления множества ординат оценки (5) можно формально представить в следующем виде:

$$x(i\Delta t) \Rightarrow h_{\alpha_1}(\delta t_1)\{x(i\Delta t)\}, \dots, h_{\alpha_n} \times \\ \times (\delta t_n)\{x(i\Delta t)\} \Rightarrow \left\{ \begin{array}{l} \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N-1} \xi(i\Delta t, \alpha_1), \\ \dots \dots \dots \\ \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N-1} \xi(i\Delta t, \alpha_j), \\ \dots \dots \dots \\ \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N-1} \xi(i\Delta t, \alpha_n), \end{array} \right. \quad (6)$$

где стрелки показывают порядок выполнения операций, а величина δt_j в круглых скобках — время действия оператора h_{α} . Образование промежуточных реализаций в этом случае производится последовательно во времени так, что

$$\sum_{j=1}^n \delta t_j \leqslant \Delta t. \quad (7)$$

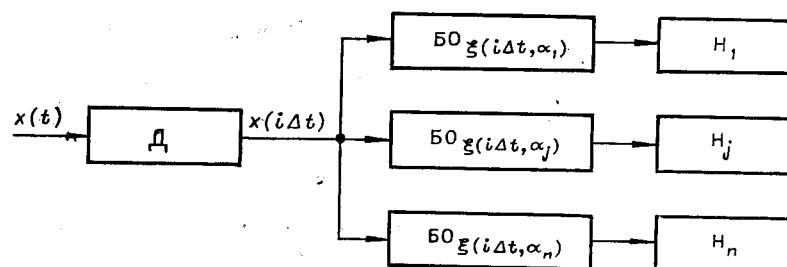


Рис. 1.

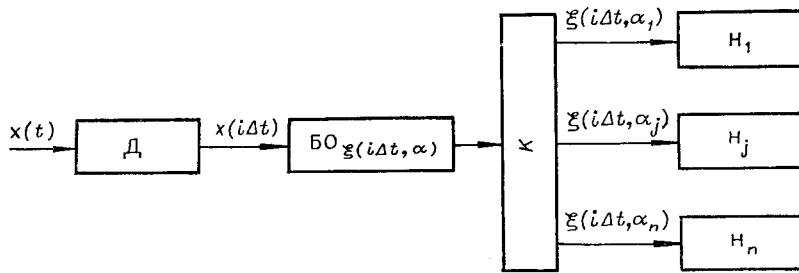


Рис. 2.

Условие (7) означает, что все ординаты оценки находятся по промежуточным реализациям, полученным по одним и тем же отсчетам $x(i\Delta t)$ наблюдаемой реализации случайного сигнала. Запись (6) определяет параллельно-последовательный процесс вычисления оценок статистических характеристик. Обобщенная структурная схема оперативного устройства параллельно-последовательного действия показана на рис. 2. Из нее, как и в предыдущем случае, также можно получить структурные схемы различных оперативных статистических анализаторов.

В качестве примера можно привести структурную схему оперативного коррелятора [3] или схему коррелятора с одним умножителем (рис. 3). В дискретной линии задержки циркулируют отсчеты ординат исследуемой реализации, произведенные с шагом временной дискретизации Δt . Период циркуляции равен интервалу временной дискретизации Δt оценки корреляционной функции. При помощи матрицы ключей $K_{\mu\nu}$ ($\mu=1, 2, \dots, m$; $v=1, 2, \dots, l$), управляемых коммутаторами 1 и 2, сдвинутые между собой во времени на величину $v\Delta t + \mu\Delta t$ парные произведения с выхода умножителя распределяются по накопительным RC -цепочкам. Временные параметры схемы связаны соотношениями:

$$\Delta t = \tau_k/l, \quad \Delta \tau = \Delta t/m, \quad n = ml, \quad (8)$$

где τ_k — интервал корреляции исследуемого случайного сигнала $x(t)$; n — число определяемых точек оценки корреляционной функции.

К этому же типу оперативных корреляторов относятся корреляторы с компарированием [4], обладающие малым временем умножения.

Процесс параллельно-последовательного вычисления статистических характеристик можно формально представить также иначе:

$$x(i\Delta t) \Rightarrow h_{\alpha_1}(\delta t_1) \{x(i\Delta t)\}, \dots, h_{\alpha_n}(\delta t_n) \{x(i\Delta t)\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow (\delta \tau_j) \{\xi[(s+1)\Delta t, \alpha_j] + \sum_{i=0}^s \xi(i\Delta t, \alpha_j)\} \Rightarrow Q^*(\alpha_j),$$

$$\boxed{\begin{array}{c} \Rightarrow \\ \left[\begin{array}{c} \sum_{i=0}^{s+1} \xi(i\Delta t, \alpha_1) \\ \dots \\ \sum_{i=0}^{s+1} \xi(i\Delta t, \alpha_{j-1}) \\ \dots \\ \sum_{i=1}^s \xi(i\Delta t, \alpha_{j+1}) \\ \dots \\ \sum_{i=0}^s \xi(i\Delta t, \alpha_n) \end{array} \right] \end{array}} \quad (9)$$

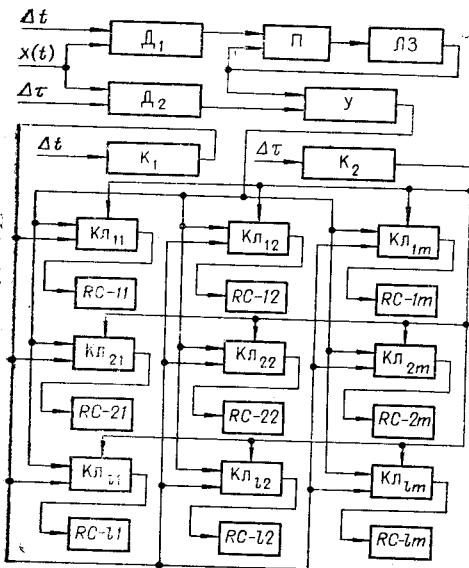


Рис. 3.

Назовем процесс вычисления ординат оценок статистических характеристик, представленный записью (9), накоплением по текущему индексу. На рис. 4 изображена обобщенная структурная схема устройства оперативного статистического анализа с накоплением по текущему индексу. Из нее легко получить путем соответствующих замен схемы различных статистических анализаторов. По такой схеме построены корреляторы с синхронным накоплением [5, 6].

Метод накопления по текущему индексу позволяет просто осуществить распараллеливание вычислений при оперативном статистическом анализе. Как видно из (9), вычисления можно производить в нескольких процессорах, опираясь в каждом с несколькими промежуточными суммами и присваивая величинам, одновременно участвующим в вычислениях, один индекс. Построение статистических анализаторов по такому принципу повышает их быстродействие пропорционально числу процессов, а наличие ряда процессоров позволяет осуществлять обработку данных от нескольких датчиков. Это значительно расширяет возможности устройств за счет получения пространственной или временной картины изменения определяемых характеристик.

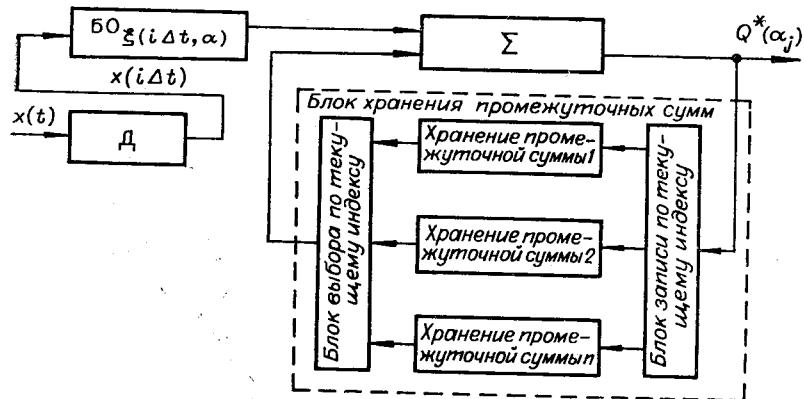


Рис. 4.

где δt_j — время выполнения операций сложения и извлечения промежуточных результатов, причем

$$\sum_{j=1}^n (\delta t_j + \delta \tau_j) \leq \Delta t. \quad (10)$$

Если процессы извлечения промежуточных результатов и образования реализаций $\xi(i\Delta t, \alpha_j)$ происходят одновременно, то временное ограничение (10) принимает вид

$$\sum_{i=1}^n \delta t_j \leq \Delta t, \quad \sum_{j=1}^n \delta \tau_j \leq \Delta t. \quad (11)$$

Соблюдение условий (10), (11) является обязательным, так как в противном случае будет наблюдаться несоответствие индексов величин при суммировании, что приведет к грубым просчетам при вычислениях.

20

Из сказанного следует, что при разработке корреляторов в качестве составной части многоцелевых статистических анализаторов целесообразно применять накопление по текущему индексу (рис. 5) [7, 8]. Распараллеливание вычислений придает корреляторам еще одно положительное свойство: расширение частотной полосы устройств при сохранении умеренных требований к расходу оборудования и быстродействию умножителей [9]. Промежуточные реализации $\xi(t, \alpha)$ (3) определяются раздельными процессорами, причем между ними вводится временное разнесение $\delta\theta$, которое можно сделать намного меньше Δt . Тогда минимальный шаг дискретизации по времени корреляционной функции $\Delta\tau_{\min}$ будет определяться величиной $\delta\theta$, зависящей лишь от времени переходных процессов входных устройств коррелятора. За счет этого появляется возможность существенно повысить верхнюю граничную частоту исследуемых сигналов при низких скоростях обработки в каждом процессоре (канале). Кроме того, простота и идентичность узлов многопроцессорной структуры статистических анализаторов создают предпосылку к применению интегральных схем с высокой степенью интеграции.

При конструировании цифровых статистических анализаторов одним из важнейших параметров, определяющих выбор структуры устройства в целом, является длительность вычислительных и логических операций δt , т. е. время действия оператора h_α , необходимое для образования одного отсчета промежуточной реализации $\xi(i\Delta t, \alpha)$. Обычно величина δt ограничивается либо быстродействием умножителя, либо временем обращения к запоминающему устройству. Разработчик аппаратуры, приступая к конструированию, располагает определенной элементной базой, имеющей конечное время δt . Поэтому перед ним возникает естественный вопрос выбора наиболее подходящей структурной схемы статистического анализатора, обеспечивающей получение заданных характеристик при минимальных затратах оборудования и времени анализа. Последнее особенно важно при разработке устройств оперативного анализа.

В процессе проектирования при фиксированной величине δt в зависимости от требуемых технических характеристик анализатора (для коррелятора прежде всего от $\Delta\tau_{\min}$ и τ_{\max}) возможны следующие случаи:

- 1) $\delta t \leq \Delta\tau_{\min}$;
- 2) $\Delta\tau_{\min} < \delta t < \tau_{\max}$;
- 3) $\delta t > \tau_{\max}$,

где τ_{\max} — максимальное значение аргумента корреляционной функции.

Первый случай характеризуется наличием быстродействующих элементов, что позволяет разработчику выбрать любую из рассмотренных структур, ориентируясь на затраты оборудования и необходимое время анализа t_a . Наиболее простым решением является выбор устройства параллельного действия (см. рис. 1) [2]. Время анализа при этом равно

$$t_{a_1} = N\Delta\tau. \quad (12)$$

Однако если $\delta t \leq \frac{\Delta\tau_{\min}}{n}$, возможно применение схемы с одним умножителем (см. рис. 2, 3) [3—6] без увеличения времени анализа.

Во втором случае использование схемы с одним умножителем приводит к удлинению анализа

$$t_{a_2} = nN'(\Delta\tau + \delta t), \quad (13)$$

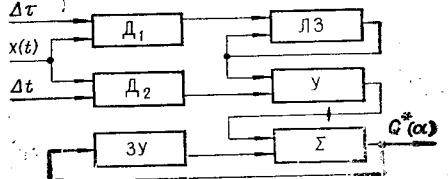


Рис. 5.

где $N' > N$ за счет некоррелированности выборки. Поэтому более целесообразно применение коррелятора параллельно-последовательного действия с распараллеливанием вычислений (см. рис. 5) [7]. Время анализа при этом характеризуется выражением (12), а необходимое число процессоров, определяющих промежуточные реализации $\xi(i\Delta t, \alpha)$, составляет

$$l = \frac{\delta t}{\Delta \tau_{\min}}. \quad (14)$$

Третий случай ($\delta t \geq \tau_{\max}$) характерен для обработки высокочастотных сигналов. Наименьшее время анализа можно получить также при использовании распараллеливания вычислений, когда оценка корреляционной функции определяется в m приемов по l точек [7—8]:

$$m = n/l, \quad (15)$$

т. е. время анализа составляет

$$t_{a_s} = mN\Delta\tau = \frac{nN}{l} \Delta\tau. \quad (16)$$

В заключение отметим, что любая ЭВМ может работать в режиме оперативного вычисления статистических характеристик случайных сигналов, если она сопряжена с аналого-цифровым преобразователем, работающим с шагом дискретизации Δt , выбранным из условий (10), (11), а программа вычислений составлена с учетом накопления по текущему индексу (9).

ЛИТЕРАТУРА

1. А. Н. Домарацкий. Общие вопросы в задаче автоматизации определения статистических характеристик случайных сигналов.—Автометрия, 1973, № 4.
2. Любау. Корреляционный анализ сигналов, выполняемый в реальном масштабе времени.—Электроника (русск. пер.), 1966, № 22.
3. А. Н. Домарацкий, Л. Н. Иванов, Е. Н. Карышев, В. А. Попов, А. И. Скурлатов, А. Н. Смородинов. Аналого-цифровой оперативный коррелятор КАЦО-240.—Автометрия, 1971, № 4.
4. А. Н. Домарацкий, А. И. Скурлатов. Применение процедуры компарирования в многоканальных корреляторах.—В кн.: Прикладной анализ случайных сигналов. Новосибирск, Изд. ИАЭ СО АН ССР, 1974.
5. Ю. Я. Зотов. Быстро действующие корреляторы с синхронными накопителями.—В кн.: Методы представления и аппаратурный анализ случайных процессов и полей (Труды II Всесоюзного симпозиума). Т. И. Новосибирск, 1969.
6. Hewlett—Packard Journal. November, 1969.
7. А. Н. Домарацкий, Л. Н. Иванов, Е. Н. Карышев, В. А. Попов, А. И. Скурлатов, А. Н. Смородинов. Коррелятор. Авт. свид. № 292169.—ОИПОТЗ, 1971, № 4.
8. Р. Н. Вильданов, А. Н. Домарацкий, Л. Н. Иванов, В. А. Попов, А. Н. Смородинов, Ю. И. Юрлов. Многоцелевой статистический анализатор САДКО.—Уникальные приборы. М., СЭВ, 1972, № 10.
9. Р. Н. Вильданов, А. Н. Домарацкий, Л. Н. Иванов, В. А. Попов, А. Н. Смородинов, Ю. И. Юрлов. Выбор параметров алгоритмов прикладного статистического анализа.—Автометрия, 1972, № 1.

Поступила в редакцию 9 апреля 1974 г.