А К А Д Е М И Я Н А У К С С С Р
СИБИРСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ
А В Т О М Е Т Р И Я
№ 1 1977

МЕТОДЫ И ТЕХНИЧЕСКИЕ СРЕДСТВА АВТОМАТИЗАЦИИ ЭКСПЕРИМЕНТА

УДК 519.8 : 681.3

Ю. М. КРЕНДЕЛЬ
(*Новосибирск*)

АНАЛИЗ СИСТЕМЫ ПРЕРЫВАНИЯ С ПОТЕРЯМИ И ОГРАНИЧЕННОЙ ГЛУБИНОЙ

Система прерываний текущих программ является важным и неотъемлемым звеном современных вычислительных систем [1]. В [2] представлен анализ некоторых характеристик функционирования одноуровневых и многоуровневых систем прерывания. При этом в [2] для анализа этих систем используются модели массового обслуживания с ожиданием. Однако возможна ситуация, когда некоторые из запросов прерывания имеют ограничения на время ожидания или вовсе не могут ожидать обслуживания, что приводит к потерям части запросов. В этом случае целесообразно для анализа систем прерывания использовать модели массового обслуживания, относящиеся к классу систем смешанного типа или к системам с потерями.

В данной работе проводится анализ основных характеристик системы прерывания с программным распознаванием причин прерывания и ограниченной глубиной прерывания. При этом предполагается, что запросы прерывания, поступающие от источников, теряются, если в момент их поступления выполняется программа по запросу от более приоритетного источника или глубина прерывания исчерпана. Для исследования такой системы прерывания предлагается следующая модель.

На вход однолинейной системы обслуживания поступают заявки от N статистически независимых источников, каждый из которых генерирует пуассоновский поток заявок на обслуживание с интенсивностью $\lambda_i (i=1, 2, \ldots, N)$. Среди заявок установлен приоритет: заявка i-го источника считается более приоритетной по отношению к заявке j-го источника, если $i<j$. Заявки с более высоким приоритетом могут прерывать обслуживание заявок низшего приоритета.

В системе имеется буферная память емкостью r, используемая для хранения номеров источников, обслуживание заявок которых было прервано более приоритетными заявками. Таким образом, здесь глубина прерывания определяется максимальным числом заявок, которые могут ожидать возобновления обслуживания. Заметим, что на практике всегда $r \ll N$. Если заявка i-го источника застает систему свободной, она немедленно начинает обслуживаться. Если же заявка i-го источника пришла в момент, когда система занята обслуживанием заявки j-го источника, то она прерывает обслуживание заявки j-го источника и поступает на обслуживание, если $i<j$ и при этом в буфере имеется, по крайней мере, одна свободная ячейка. Если хотя бы одно из

этих условий не выполняется, заявка i-го источника теряется. Номер источника, обслуживание заявки которого было прервано, записывается в ячейку буферной памяти. После окончания обслуживания заявки некоторого источника немедленно начинается обслуживание заявки источника, наиболее приоритетного среди ожидающих обслуживания, и ячейка, занимаемая номером этого источника, освобождается. При возобновлении обслуживания заявки некоторого источника производится или обслуживание этой заявки вновь (схема 1), или дообслуживание с учетом времени, в течение которого данная заявка обслуживалась до прерывания (схема 2).

В описанной системе (для схем 1 и 2) определяются:

вероятность свободного состояния системы (под которой понимается отношение времени, в течение которого система находится в свободном состоянии, ко всему времени T функционирования системы при $T \to \infty$);

распределение времени пребывания заявки каждого источника в системе (под временем пребывания заявки в системе понимается время с момента поступления заявки в систему до момента окончания ее обслуживания);

вероятность потери заявки каждым источником (под которой понимается отношение числа заявок, потерянных данным источником, к числу заявок, посланных данным источником за время T функционирования системы при $T \to \infty$).

Времена обслуживания заявок — независимые в совокупности случайные величины; время обслуживания заявок i-го источника имеет функцию распределения $B_i(t)$ $(i=1, 2, \ldots, N)$, для которой предполагается существование математического ожидания.

Обозначим $H_\varepsilon^{(\gamma)}(t)$ — функцию распределения времени пребывания заявки ε-го источника в системе при условии, что после начала обслуживания этой заявки число свободных ячеек буфера равно γ. Будем в дальнейшем для краткости называть этот промежуток времени «ε-промежутком при условии γ».

Обозначим далее $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)$ и $\beta_\varepsilon(s)$ — соответственно преобразование Лапласа — Стилтьеса функций $H_\varepsilon^{(\gamma)}(t)$ и $B_\varepsilon(t)$; $\Lambda_m = \sum_{k=1}^{m} \lambda_k$, $\Lambda_0 \equiv 0$; $\tau_\varepsilon^{(\gamma)}$ — математическое ожидание «ε-промежутка при условии γ», которое определяется как

$$\tau_\varepsilon^{(\gamma)} = -\frac{d}{ds} h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)\Big|_{s=0}.$$

Утверждение 1. Для схемы 1

$$h_\varepsilon^{(\gamma)}(s) = \beta_\varepsilon(s+\Lambda_{\varepsilon-1})\left\{1-[1-\beta_\varepsilon(s+\Lambda_{\varepsilon-1})]\frac{\sum_{j=1}^{\varepsilon-1}\lambda_j h_j^{(\gamma-1)}(s)}{s+\Lambda_{\varepsilon-1}}\right\}^{-1}; \quad (1)$$

$$\varepsilon = 2, 3, \ldots, N; \quad \gamma = 1, 2, \ldots, r;$$

$$h_\varepsilon^{(0)}(s) = \beta_\varepsilon(s); \quad h_1^{(\gamma)}(s) = \beta_1(s);$$

причем эта система рекуррентных соотношений определяет единственные функции $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)$ $(\varepsilon=1, 2, \ldots, N;\ \gamma=0, 1, \ldots, r;\ \varepsilon-\gamma \leqslant N-r)$, аналитические в полуплоскости $\operatorname{Re} s>0$, в которой $|h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)|<1$, и представимые в виде

$$h_\varepsilon^{(\gamma)}(s) = \int_0^\infty e^{-st} dH_\varepsilon^{(\gamma)}(t),$$

где $H_\varepsilon^{(\gamma)}(t)$ — функции распределения.

Доказательство. Воспользовавшись методом введения дополнительного события [3], придадим преобразованию Лапласа—Стилтьеса вероятностный смысл и проведем рассуждения в терминах «катастроф», аналогично использованным в [4, 5]. Для того чтобы за «ε-промежуток при условии γ» не произошла «катастрофа» (вероятность чего есть $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)$), необходимо и достаточно, чтобы либо за время обслуживания заявки ε-го приоритета в указанных условиях не произошло «нежелательное» событие следующего суммарного потока событий: потока «катастроф» и потока заявок приоритета выше ε (вероятность чего есть $\beta_\varepsilon(s+\Lambda_{\varepsilon-1})$), либо за время обслуживания заявки ε-го приоритета произошло «нежелательное» событие (вероятность чего есть $1-\beta_\varepsilon(s+\Lambda_{\varepsilon-1})$), при этом таким «нежелательным» событием оказалось появление заявки приоритета выше ε, прервавшего текущее обслуживание (вероятность чего есть $\Lambda_{\varepsilon-1}/s+\Lambda_{\varepsilon-1}$), и чтобы за «$j$-промежуток при условии $\gamma-1$» ($j=1, 2, \ldots, \varepsilon-1$) не произошла «катастрофа» (вероятность чего есть $\sum\limits_{j=1}^{\varepsilon-1}\frac{\lambda_j}{\Lambda_{\varepsilon-1}}h_j^{(\gamma-1)}(s)$); после этого заявка ε-го приоритета начинает обслуживаться заново и нужно, чтобы за вторичный «ε-промежуток при условии γ» «катастрофа» не произошла (вероятность чего есть $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)$). Таким образом, получаем систему рекуррентных соотношений:

$$h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)=\beta_\varepsilon(s+\Lambda_{\varepsilon-1})+[1-\beta_\varepsilon(s+\Lambda_{\varepsilon-1})]\left(\frac{\Lambda_{\varepsilon-1}}{s+\Lambda_{\varepsilon-1}}\times\right.$$

$$\left.\times\sum_{j=1}^{\varepsilon-1}\frac{\lambda_j}{\Lambda_{\varepsilon-1}}h_j^{(\gamma-1)}(s)\right)h_\varepsilon^{(\gamma)}(s),$$

откуда следуют соотношения (1).

В (1) $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)$ отлична от нуля для ε и γ, удовлетворяющих соотношению $\varepsilon-\gamma\leqslant N-r$. Это становится очевидным, если учесть, что минимальная глубина, при которой заявки ε-го источника могут поступать на обслуживание, не меньше величины $r-(N-\varepsilon)$.

Заметим, что для всех $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)$, для которых $\gamma\geqslant\varepsilon-1$, имеем $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)\equiv h_\varepsilon^{(*)}(s)$, и соотношения (1) принимают вид

$$h_\varepsilon^{(*)}(s)=\beta_\varepsilon(s+\Lambda_{\varepsilon-1})\left\{1-[1-\beta_\varepsilon(s+\Lambda_{\varepsilon-1})]\frac{\sum\limits_{j=1}^{\varepsilon-1}\lambda_j h_j^{(*)}(s)}{s+\Lambda_{\varepsilon-1}}\right\}^{-1};$$

соответствующую $h_\varepsilon^{(*)}(s)$ функцию распределения обозначим через $H_\varepsilon^{(*)}(t)$. Смысл условия $\gamma\geqslant\varepsilon-1$ состоит в том, что глубину γ, отвечающую такому соотношению, можно для ε-источника считать неограниченной, т. е. в этом случае глубина прерывания не оказывает влияния на распределение длительности пребывания в системе заявки ε-го источника (это распределение обозначено выше через $H_\varepsilon^{(*)}(t)$). Методом математической индукции нетрудно доказать, что функции $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)$ ($\varepsilon=1, 2, \ldots, N$; $\gamma=0, 1, \ldots, r$; $\varepsilon\leqslant N-r+\gamma$) при $s>0$ являются вполне монотонными функциями, причем $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)<1$.

Действительно, при $\varepsilon=1$ это утверждение верно, поскольку $h_1^{(\gamma)}(s)=\beta_1(s)$ — вполне монотонная функция. Предположим, что для всех $\alpha_1<\varepsilon$ и $\alpha_2<\gamma$ данное утверждение верно; докажем его справедливость для $\alpha_1=\varepsilon_1$ и $\alpha_2=\gamma$.

По предположению индукции $h_{\alpha_1}^{(\gamma-1)}(s)$ (здесь $\alpha_1<\varepsilon$) — вполне монотонная функция при $s>0$, где $h_{\alpha_1}^{(\gamma-1)}(s)<1$; $\beta_\varepsilon(s+\Lambda_{\varepsilon-1})$ — тоже вполне монотонная функция, поэтому вполне монотонна функция

$$\left\{1-[1-\beta_\varepsilon(s+\Lambda_{\varepsilon-1})]\frac{\sum_{j=1}^{\varepsilon-1}\lambda_j h_j^{(\gamma-1)}(s)}{s+\Lambda_{\varepsilon-1}}\right\}^{-1}$$

как сумма произведений вполне монотонных сомножителей. Наконец, из (1) следует, что $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)$ как произведение двух вполне монотонных сомножителей вполне монотонна. При $h_{\alpha_1}^{(\gamma-1)}(s)<1$ из (1) следует, что $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)<1$.

Как вполне монотонная функция $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)$ при $s>0$ представима в виде

$$h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)=\int_0^\infty e^{-st}dH_\varepsilon^{(\gamma)}(t),$$

где $H_\varepsilon^{(\gamma)}(t)$ — функция распределения.

Возьмем аналитическое продолжение функции $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)$, заданной в форме преобразования Лапласа — Стилтьеса от функции распределения $H_\varepsilon^{(\gamma)}(t)$ в области $\operatorname{Re}s>0$. Из единственности аналитического продолжения $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)$ в области $\operatorname{Re}s>0$ и из представления $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)$ в форме преобразования Лапласа — Стилтьеса из (1) имеем $|h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)|<1$ [6].

Таким образом, утверждение 1 доказано.

Функция распределения $F(t)$ периода занятости системы определится из соотношения

$$F(t)=\frac{1}{\Lambda_N}\sum_{\varepsilon=1}^{N}\lambda_\varepsilon H_\varepsilon^{(r)}(t).$$

Теперь вероятность P_0 свободного состояния системы

$$P_0=1/(1+\Lambda_N M). \qquad (2)$$

Для определения M — математического ожидания величины, имеющей распределение $F(t)$, — достаточно воспользоваться выражениями $h_\varepsilon^{(r)}(s)$ $(\varepsilon=1, 2, \ldots, N)$, найденными из системы (1); при этом

$$M=\sum_{j=1}^{N}\frac{\lambda_j}{\Lambda_N}\tau_j^{(r)}. \qquad (3)$$

Найдем соотношение для определения вероятности потери заявки каждым источником. С этой целью заметим, что функционирование системы за время T характеризуется чередующимися периодами двух различных категорий: периодом занятости со средним значением M и периодом свободного состояния системы со средним $1/\Lambda_N$. Будем называть совокупность двух следующих друг за другом периодов занятости и свободы «представительным периодом». Тогда вероятность потери заявки ε-источником найдется так:

$$P_{\text{п}}^{(\varepsilon)}=\frac{\beta_\varepsilon^*}{\beta_\varepsilon^*+\beta_\varepsilon}, \qquad (4)$$

где β_ε — среднее число заявок ε-источника, обслуженных за «представительный период»; β_ε^* — среднее число заявок ε-источника, потерянных за «представительный период».

Для определения β_ε и β_ε^* необходимо прежде найти величину $\beta_\varepsilon(r-m)$ — среднее взвешенное число обслуженных заявок ε-источника за «представительный период» — в условиях, когда их обслуживание производилось при числе свободных ячеек буфера, равном $r-m$.

Из приведенного выше соотношения $\varepsilon-\gamma\leqslant N-r$ следует, что для каждого ε $(\varepsilon=1, 2, \ldots, N)$ величина $(r-m)$ изменяется в пределах

$$\alpha\leqslant(r-m)\leqslant r,$$

где

$$\alpha=\begin{cases}0, & \text{если } r-(N-\varepsilon)\leqslant 0;\\ r-(N-\varepsilon), & \text{если } r-(N-\varepsilon)>0.\end{cases}$$

Таким образом, величина m изменяется в пределах $0\leqslant m\leqslant\bar{m}$, где

$$\bar{m}=\begin{cases}r, & \text{если } \varepsilon\leqslant N-r;\\ N-r, & \text{если } \varepsilon>N-r.\end{cases} \tag{5}$$

Нетрудно видеть, что

$$\beta_\varepsilon(r)=P_0\frac{\lambda_\varepsilon}{\Lambda_N};$$

$$\beta_\varepsilon\,(r-m)=P_0\lambda_\varepsilon\sum_{j_1=\varepsilon+m}^{N}\frac{\lambda_{j_1}}{\Lambda_N}\,\frac{1-\gamma_{j_1}}{\gamma_{j_1}}\sum_{j_2=\varepsilon+m-1}^{j_1-1}\frac{\lambda_{j_2}}{\Lambda_{j_1-1}}\times$$
$$\times\frac{1-\gamma_{j_2}}{\gamma_{j_2}}\ldots\sum_{j_l=\varepsilon+(m+1)-l}^{j_{l-1}-1}\frac{\lambda_{j_l}}{\Lambda_{j_{l-1}}-1}\,\frac{1-\gamma_{j_l}}{\gamma_{j_l}}\ldots$$
$$\ldots\sum_{j_m=\varepsilon+1}^{j_{m-1}-1}\frac{\lambda_{j_m}}{\Lambda_{j_{m-1}}-1}\,\frac{1-\gamma_{j_m}}{\gamma_{j_m}}\,\frac{1}{\Lambda_{j_m-1}}. \tag{6}$$

В формуле (6)

$$\sum_{j_l=\varepsilon+(m+1)-l}^{j_{l-1}-1}\frac{\lambda_{j_l}}{\Lambda_{j_{l-1}-1}}\,\frac{1-\gamma_{j_l}}{\gamma_{j_l}}=\sum_{j_l=\varepsilon+(m+1)-l}^{j_{l-1}-1}\frac{\lambda_{j_l}}{\Lambda_{j_{l-1}-1}}\gamma_{j_l}\times$$
$$\times\sum_{k_l=1}^{\infty}(1-\gamma_{j_l})^{k_l}k_l.$$

Здесь $\gamma_{j_l}=\int\limits_0^\infty\{\exp(-\Lambda_{j_{l-1}}t)\}\,dB_{j_l}(t)$ — вероятность обслуживания без прерывания заявки j_l-источника; $j_0-1\equiv N$; P_0 определяется из (2); $(1-\gamma_{j_l})/\gamma_{j_l}$ — среднее число прерываний обслуживания j_l-источника суммарным потоком более приоритетных заявок интенсивностью $\Lambda_{j_{l-1}}$.

Теперь среднее число заявок ε-источника, обслуженных за «представительный период», равно

$$\beta_\varepsilon=\sum_{m=0}^{\bar{m}}\beta_\varepsilon(r-m),$$

здесь $\bar{m}$ определяется из (5).

Для определения величины β_ε^* необходимо воспользоваться очевидным соотношением

$$\beta_\varepsilon^* = \sum_{m=0}^{\overline{m}} \delta_\varepsilon(r-m)\,\lambda_\varepsilon,$$

где величина $\delta_\varepsilon(r-m) = \beta_\varepsilon(r-m)\,\tau_\varepsilon^{(r-m)}$ — средняя длительность всех «ε-промежутков при условии $(r-m)$» в «представительном периоде».

Заметим, что вероятность обслуживания заявки ε-источника в условиях, когда число свободных ячеек буфера равно $(r-m)$, определится следующим образом:

$$Q_\varepsilon(r-m) = \frac{\beta_\varepsilon(r-m)}{\beta_\varepsilon^*(r-m) + \beta_\varepsilon(r-m)},$$

где $\beta_\varepsilon^*(r-m) = \delta_\varepsilon(r-m)\,\lambda_\varepsilon$.

Теперь распределение $F_\varepsilon(t)$ $(\varepsilon=1, 2, \ldots, N)$ времени пребывания заявки ε-источника в системе определяется из соотношения

$$F_\varepsilon(t)\,\frac{\sum\limits_{m=0}^{\overline{m}} Q_\varepsilon(r-m)\,H_\varepsilon^{(r-m)}(t)}{\sum\limits_{m=0}^{\overline{m}} Q_\varepsilon(r-m)}. \tag{7}$$

По поводу (7) заметим, что знание $h_\varepsilon^{(r-m)}(s)$ позволяет определять любые моменты распределения $F_\varepsilon(t)$, а в некоторых случаях (когда удается найти обратное преобразование) и распределение $F_\varepsilon(t)$.

Таким образом, для схемы 1 указанные выше характеристики полностью определены. (Эти характеристики для случая $r=1$ были найдены ранее в [7].)

Перейдем теперь к определению аналогичных характеристик для схемы 2.

Утверждение 2. Для схемы 2

$$h_\varepsilon^{(\gamma)}(s) = \beta_\varepsilon\left(s + \Lambda_{\varepsilon-1}\left(1 - \sum_{i=1}^{\varepsilon-1} \frac{\lambda_i}{\Lambda_{\varepsilon-1}} h_i^{(\gamma-1)}(s)\right)\right); \tag{8}$$

$$\varepsilon=2, 3, \ldots, N;$$

$$\gamma=1, 2, \ldots, r;$$

$$h_\varepsilon^{(0)}(s) = \beta_\varepsilon(s);$$

$$h_1^{(\gamma)}(s) = \beta_1(s);$$

причем эта система рекуррентных соотношений определяет единственные функции $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)$ $(\varepsilon=1, 2, \ldots, N;\ \gamma=0, 1, \ldots, r;\ \varepsilon-\gamma \leqslant N-r)$, аналитические в полуплоскости $\operatorname{Re} s>0$, в которой $|h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)| < 1$, и представимые в виде

$$h_\varepsilon^{(\gamma)}(s) = \int_0^\infty e^{-st}\,dH_\varepsilon^{(\gamma)}(t),$$

где $H_\varepsilon^{(\gamma)}(t)$ — функции распределения.

Доказательство. Для того чтобы за «ε-промежуток при условии γ» не произошла «катастрофа», необходимо и достаточно, чтобы за время обслуживания заявки ε-источника в указанных условиях не произошло событие следующего суммарного потока событий: потока «катастроф» и потока заявок источников более высокого приоритета, в соответствующие «промежутки при условии $\gamma-1$» которых наступает «катастрофа». Слагаемые этого суммарного потока независимые, и каждый из них является пуассоновским с параметром s и $\Lambda_{\varepsilon-1}\left(1-\sum_{i=1}^{\varepsilon-1}\frac{\lambda_i}{\Lambda_{\varepsilon-1}}h_i^{\gamma-1}(s)\right)$ соответственно; следовательно, суммарный поток также пуассоновский с параметром

$$s+\Lambda_{\varepsilon-1}\left(1-\sum_{i=1}^{\varepsilon-1}\frac{\lambda_i}{\Lambda_{\varepsilon-1}}h_i^{(\gamma-1)}(s)\right).$$

Отсюда и следует соотношение (8). Дальнейшие рассуждения аналогичны приведенным для схемы 1. Заметим (аналогично схеме 1), что для всех $\gamma\geqslant\varepsilon-1$ $h_\varepsilon^{(\gamma)}(s)\equiv h_\varepsilon^{(*)}(s)$ и соотношения (8) принимают вид

$$h_\varepsilon^{(*)}(s)=\beta_\varepsilon\left(s+\Lambda_{\varepsilon-1}\left(1-\frac{1}{\Lambda_{\varepsilon-1}}\sum_{i=1}^{\varepsilon-1}\lambda_i h_i^{(*)}(s)\right)\right).$$

Для данной схемы вычисление вероятности свободного состояния системы производится по (2). Вероятность потери заявки ε-источником ($\varepsilon=1, 2, \ldots, N$) вычисляется по (4), при этом величина $\beta_\varepsilon(r-m)$ определяется из соотношений

$$\beta_\varepsilon(r)=P_0\frac{\lambda_\varepsilon}{\Lambda_N};$$

$$\beta_\varepsilon(r-m)=\frac{P_0}{\Lambda_N}\lambda_\varepsilon\sum_{j_1=\varepsilon+m}^{N}\lambda_{j_1}\tau_{j_1}^{(r)}\sum_{j_2=\varepsilon+m-1}^{j_1-1}\lambda_{j_2}\tau_{j_2}^{(r-1)}\ldots$$

$$\ldots\sum_{j_k=\varepsilon+m-(k-1)}^{j_{k-1}-1}\lambda_{j_k}\tau_{j_k}^{(r-(k-1))}\ldots\sum_{j_m=\varepsilon+1}^{j_{m-1}-1}\lambda_{j_m}\tau_{j_m}^{(r-(m-1))}. \tag{9}$$

Для всех $r-(k-1)\geqslant j_k-1$ в (9)

$$\tau_{j_k}^{(r-(k-1))}\equiv\tau_{j_k}^{(*)},$$

$j_0-1=N$; $0<m\leqslant\bar{m}$ ($\bar{m}$ определяется по (5)).

Выскажем соображения по выбору глубины прерывания при проектировании систем прерывания. Ясно, что с увеличением глубины прерывания увеличивается в среднем время пребывания запросов i-го источника ($1<i\leqslant N$) в системе.

По поводу поведения вероятности потери запросов при изменении глубины прерывания следует сказать следующее. Увеличение глубины прерывания для i-го источника ($1<i<N$) приводит, с одной стороны, к увеличению числа обслуженных запросов этого источника (за счет возросшей возможности прервать обслуживание запросов от менее приоритетных источников); с другой стороны,— к увеличению числа потерянных запросов (за счет возрастания среднего времени пребывания запросов данного и более приоритетных источников в системе). Здесь, таким образом, для i-го источника ($1<i<N$) существует глубина прерывания, доставляющая минимум вероятности $P_\text{п}^{(i)}$ потери его запросов. В общем случае эта глубина различна для каждого источника.

При задании исходных параметров системы прерывания и степени важности обслуживания запросов каждого из источников можно, используя полученные в работе соотношения, обоснованно назначать глубину прерывания для систем, в которых характер поведения запросов отвечает рассмотренным схемам.

ЛИТЕРАТУРА

1. Б. М. Каган, М. М. Каневский. Цифровые вычислительные машины и системы. М., «Энергия», 1973.
2. В. В. Липаев, К. К. Колин, Л. А. Серебровский. Математическое обеспечение управляющих ЦВМ. М., «Сов. радио», 1972.
3. D. van Danzig. Chaines de Markof dans les ensembles abstraits et applications aux processus avec régions absorbantes et au prolbème des boucles.— "Ann. de J.'Inst. H. Poincare", 1955, fasc. 3, p. 145—199.
4. Г. П. Климов. Стохастические системы обслуживания. М., «Наука», 1966.
5. Приоритетные системы обслуживания. М., Изд-во МГУ, 1973.
6. М. А. Лаврентьев, Б. В. Шабат. Методы теории функций комплексного переменного. М., «Наука», 1965.
7. Ю. Н. Золотухин, Ю. М. Крендель. Об одной системе обслуживания с ограниченной глубиной прерывания.— В кн.: Применение вероятностных методов в системах измерения и контроля. Новосибирск, Изд. ИАиЭ СО АН СССР, 1972.

Поступила в редакцию 28 июня 1976 г.

УДК 621.391.172

С. Л. ГОРЕЛИК, Б. М. КАЦ

(Ленинград)

ЭЛЕКТРОННО-ОПТИЧЕСКАЯ ФИЛЬТРАЦИЯ ПРИ ОБРАБОТКЕ ИЗОБРАЖЕНИЙ ВО ВВОДНЫХ УСТРОЙСТВАХ ЭВМ

Сведения об использовании анизотропных электронных апертур для обработки информации и повышения качества телевизионных изображений известны сравнительно давно. Так, например, штриховая апертура использовалась для уничтожения строчной структуры телевизионного растра [1] и для анизотропной фильтрации контуров [2], прямоугольную и квадратную апертуры предлагалось применять в передающих трубках с накоплением для увеличения их разрешающей способности [3] и т. п. Однако реальная возможность эффективного использования анизотропных апертур для синтеза сложных электронно-оптических фильтров появилась после того, как были разработаны достаточно простые способы высококачественного формирования и управления формой, размером, ориентацией и положением анизотропной апертуры [4—7].

В настоящей работе рассмотрены методы расчета характеристик электронно-оптических фильтров и принципы применения их в системах обработки изображений. Перспективность электронно-оптических фильтров по сравнению с другими техническими реализациями обусловлена большей гибкостью при перестройках за счет плавного изменения размеров, ориентации, распределения плотности в электронной апертуре. При этом в значительных пределах перестраивается пространственно-частотная характеристика фильтра. Кроме того, поскольку операция свертки при реализации предложенного алгоритма