Министерство высшего и среднего специального образования
Р С Ф С Р
Куйбышевский ордена Трудового Красного Знамени
авиационный институт им.академика С.П.Королева

МОДЕЛИРОВАНИЕ ПОТОКОВ СОБЫТИЙ ПО ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫМ ДАННЫМ

Утверждено
редакционно-издательским
советом института в качестве
методических указаний к
лабораторным, курсовым и
дипломным работам для студентов

Куйбышев - 1989

УДК 621.37: 621.391

В методических указания представлены сведения, достаточные для рационального моделирования тех различных реальных явлений, которые концептуально могут быть описаны как потоки событий. Предложенный метод иллюстрируется примером построения имитатора поведения програмы в вычислительной системе со страничной организацией виртуальной памяти.

Методические указания предназначены для студентов всех специальностей, выполняющих лабораторные, курсовые и дипломные работы, где необходимо построение моделей потоков событий различной природы.

Составители: В.И.Блохин, С.В.Смирнов

Рецензенты:

ОБЩАЯ СХЕМА МЕТОДА ПОСТРОЕНИЯ СТАТИСТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ ПОТОКА СОБЫТИЙ

Концепция потока событий является весьма плодотворной в исследовании поведения сложных систем. В большинстве практически интересных задач потоки событий, переводящие систему из одного состояния в другое, могут быть с достаточным основанием аппроксимированы простыми рекуррентными потоками, изучаемыми в /I/.

Промежутки времени между соседними событиями в рекуррентном потоке рассматривают как независимые реализации случайной величины $\tau \in (0, \infty)$ с функцией распределения

$$F(t) = P\{\tau < t\}$$

Поэтому задание $F(t)$ полностью определяет простой рекуррентный стационарный поток событий.

На практике основой для построения модели потока событий является рассмотрение физических условий его возникновения и анализ статистического материала, получаемого при наблюдении этого потока.

Последователь ность построения статистической модели потока событий можно представить в следующем виде (рис.I):

I) Построение эмпирической модели потока на основе статистических данных.

Здесь статистические данные обычно представляют собой экспериментально зарегистрированную последовательность промежутков времени между событиями в исследуемом потоке. Поэтому, во-первых, необходимо осуществить проверку гипотез о стационарности этой последовательности (и, следовательно, исследуемого потока) и возможности расценивать члены такой последовательности как независимые реализации некоторой одномерной случайной величины.

Проверку этих гипотез проводят либо путем анализа физической сущности условий возникновения потока (здесь важно установить неизменность этих условий, выявить характер влияния, или последействие, факта наступления некоторго события на условия появления последующих событий этого потока), либо формальными методами (для проверки стационарности целесообразно использование непараметрических статистических критериев типа серий, тренда, Уилкоксон необходимым условием независимости является отсутствие корреляции ряда наблюдений /2/). Принятие гипотез позволяет рассматривать имеющийся статистический материал как первичную статистическую совокупность /3/ реализаций случайной величины τ промежутка времени между событиями в рекуррентном потоке.

Следующим шагом в построении эмпирической модели является построение эмпирической функции распределения

(либо плотности распределения), оценка числовых характеристик эмпирического распределения (математического ожидания, дисперсии, высших моментов) /3/;

2) Выбор наиболее удобного аналитического вида аппроксимирующей (теоретической) функции распределения величины τ.

Вид распределения оказывает определяющее влияние на удобство и саму возможность использования модели потока в дальнейших исследованиях системы. Как правило, наиболее удобным видом теоретического распределения τ (с точки зрения возможности аналитического исследования системы, простоты воспроизведения потока в имитационных экспериментах) является экспоненциальное, а также образуемые на его основе гипо- и гиперэкспоненциальные распределения (2, 4 - 6/;

3) Нахождение параметров (параметризация) теоретической функции распределения.

Исходной информацией для определения числовых значений параметров, входящих в аналитическое выражение теоретической функции распределения выбранного вида, является эмпирическая функция распределения и /или оценки числовых характеристик эмпирического распределения.

Поскольку эта информация является, вообще говоря, функцией выборки, то задача параметризации сводится к определению оценок параметров теоретической функции распределения.

На практике наибольшее применение нашли методы параметризации, использующие средние квадратические критерии различия теоретической и эмпирической функций распределения (метод наименьших квадратов, максимума правдоподобия /7/), графоаналитический метод на основе критерия Колмогорова /7/, метод моментов /3/.

Например, в основу метода моментов положено то обстоятельство, что распределение ограниченной случайной величины полностью определяется ее моментами /7/. Поэтому в методе моментов параметры теоретического распределения определяются из условия равенства важнейших моментов - математического ожидания, дисперсии, иногда высших центральных моментов μ_3, μ_4 (моментами выше четвертого порядка пользоваться нерационально, так как точность оценки моментов резко падает с увеличением их порядка), - у теоретического и эмпирического распределений /3/;

4) Проверка возможности использования выбранного распределения в качестве теоретического с использованием критерия согласия.

Среди различных критериев согласия наиболее удобным и универсальным считается критерий χ^2 Пирсона /3,7/;

5) Анализ результатов проверки по предыдущему пункту, принятие решения о виде теоретической функции распределения.

При необходимости пункты 2-5 повторяются до получения требуемой точности аппроксимации реального явления, представленного экспериментальными данными, статистической моделью.

РАЦИОНАЛЬНЫЙ ВЫБОР ТЕОРЕТИЧЕСКОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ НА ОСНОВЕ МЕТОДА МОМЕНТОВ

Рассмотрим совместно задачи выбора и параметризации теоретического распределения (блоки 2,3 на рис.I) на основе метода моментов. Считаем, что надежно оценены математическое ожидание и дисперсия положительно определенной случайной величины τ: m_τ, D_τ .

Рассматриваемая комплексная задача сводится к определению случайной величины T , для математического ожидания $M\{T\}$ и дисперсии $D\{T\}$ которой выполняется система условий:

$$\begin{cases} M\{T\} = m_\tau, \\ D\{T\} = D_\tau . \end{cases} \qquad (I)$$

Очевидно, вид условий (I) ограничивает выбор распределений T двухпараметрическими (т.е. зависящими от двух параметров - P_1 и P_2) распределениями: $F_T(t) = F_T(t, P_1, P_2)$, с ограниченными $M\{T\} = \varphi_1(P_1, P_2)$ и $D\{T\} = \varphi_2(P_1, P_2)$.

При таком выборе распределения T система условий (I) является системой двух уравнений относительно 2-х неизвестных P_1 и P_2 :

$$\begin{cases} \varphi_1(P_1, P_2) = m_\tau , \\ \varphi_2(P_1, P_2) = D_\tau \end{cases} \qquad (2)$$

Можно показать, что для важнейших двухпараметрических распределений положительно определенных случайных величин (Вейбулла, гамма-распределения, усеченного нормального, логарифмически-нормального) решение системы (2) существует и может быть вычислено для любых величин оценок $0 < m_\tau, D_\tau < \infty$. Однако, с точки зрения удобства использования соответствующих моделей потоков в аналитических и имитационных исследованиях, указанные двухпараметрические законы распределения часто оказываются малоприемлемыми как из-за некоторых принципиальных свойств этих моделей, так и в следствие громоздкости вычислений, сопровождающих использование таких распределений.

В /4/ обоснован метод замены произвольного рекуррентного потока обобщенным потоком Эрланга k -го порядка, у которого случайный промежуток времени T между событиями является суммой экспоненциальных случайных величин $T_i, i=\overline{1,k}, k-1$ из которых подчиняется экспоненциальному закону распределения с параметром λ_0 и одна – экспоненциальному закону с параметром λ_1. Параметры λ_0, λ_1 распределения величины T, т.е. параметры гипоэкспоненциального распределения, определяются из системы уравнений (2), которая для такого распределения может быть приведена к виду

$$\begin{cases} \lambda_1 = \lambda_0 / (1-k+\lambda_0 m_\tau), \\ (m_\tau^2 - D_\tau)\lambda_0^2 + 2(1-k)m_\tau\lambda_0 + k(k-1) = 0 \end{cases} \qquad (3)$$

Значение параметра k определяется предварительно по экспериментальным данным согласно формуле

$$k = \begin{cases} m_\tau^2 / D_\tau, \\ [m_\tau^2 / D_\tau] + 1, & \text{если первое выражение дает дробное значение} \end{cases} \qquad (4)$$

Тогда решением системы (3) являются две различные пары значений параметров:

$(\lambda_0^{(1)}, \lambda_1^{(1)}$ и $(\lambda_0^{(2)}, \lambda_1^{(2)})$, одинаково пригодные для моделирования.

Определение случайной величины T, распределенной по гипоэкспоненциальному закону, указывает весьма простой и достаточно эффективный способ имитации ее реализаций: получение необходимого количества случайных чисел с экспоненциальным распределением и вычисление их суммы.

Преимущества использования обобщенных потоков Эрланга в аналитических исследованиях показано в /4/ и связано с возможностью сведения исследуемых процессов к марковским, которые более удобны для анализа.

Однако, из (4) и очевидного требования $k \geq 2$ ясно, что описанный способ моделирования величины T может быть применен только при соблюдении условия

$$D_\tau < m_\tau^2,$$

т.е. при условии, что выборочный коэффициент вариации величины промежутка времени между событиями в рекуррентном потоке не превышает единицы:

$$V_\tau = \sqrt{D_\tau} / m_\tau < 1.$$

Коэффициент вариации является относительной (в единицах математического ожидания) мерой "степени случайности" или "регулярности" неотрицательной случайной величины. Для константы, дисперсия которой равна нулю, равен нулю и коэффициент вариации. Чем "более случайны", разбросаны около математического ожидания реализации случайной величины, тем больше коэффициент вариации.

Для экспоненциально распределенной случайной величины коэффициент вариации равен единице. Для гипоэкспоненциального распределения (гипо...- приставка,указывающая на понижение против нормы, в данном случае - против экспоненциального распределения) коэффициент вариации принадлежит интервалу (0,I), т.е. это распределение более "вялое", нежели экспоненциальное.

Естественно, при $V_{\tau} = 1$ наиболее приемлемой аппроксимацией реального потока следует признать простейший поток, в котором промежутки времени между соседними событиями распределены по экспоненциальному закону с параметром $\lambda_o = 1/m_{\tau} = 1/\sqrt{D_{\tau}}$.

На практике нередки случаи наблюдения "сверхнерегулярных" потоков, в которых оценка коэффициента вариации промежутка времени между событиями превышает единицу /6/. В /6/ в качестве аппроксимирующего теоретического распределения величины T предложено использовать специальный вид гиперэкспоненциального распределения, которое всегда имеет коэффициент вариации больший единицы (гипер... - приставка, указывающая на превышение нормы, в данном случае - превышение коэффициента вариации у экспоненциального распределения) и параметризация которого возможна для всего диапазона возможных значений m_{τ} и D_{τ} при $D_{\tau} > m_{\tau}^2$.

В общем случае механизм образования гиперэкспоненциальной случайной величины T можно представить формулой

$$T = \begin{cases} T_o & \text{с вероятностью } P_o, \\ T_1 & \text{с вероятностью } P_1, \\ \vdots & \quad \dots \\ T_n & \text{с вероятностью } P_n \end{cases}, \qquad (5)$$

где $n > 0$, $\sum_{i=0}^{n} P_i = 1$, T_i - случайная величина, распределенная по экспоненциальному закону с параметром λ_i, $i = \overline{0,n}$.

Имитация реализации случайной величины T , распределенной по гиперэкспоненциальному закону, очевидно включает два этапа. На первом моделируется значение случайного номера N с дискретным распределением $P(N=i) = P_i$, $i = \overline{0,n}$. На втором этапе генерируется случайное число, экспоненциально распределенное с параметром λ_i , которое и фиксируктся как реализация T . Таким образом, алгоритм получения случайных чисел с гиперэкспоненциальным распределением основан на использовании экспоненциально распределенных случайных чисел и не требует большого обьема вычислений.

В аналитических исследованиях систем потоки, где промежутки времени между событиями распределены по гиперэкспоненциальному распределению, могут быть сведены к марковским схемам, аппарат анализа которых хорошо разработан /5/.

Специальный вид гиперэкспоненциального распределения, предложенный в /8/ и допускающий параметризацию по экспериментальным данным в смысле (I), определяется следующей конкретизацией общей схемы (5): $n=1$, $p_0=1-p$, $p_1=p$, $\lambda_1=p\lambda_0$.
Другими словами, в качестве распределения величины T предлагается выбирать гиперэкспоненциальное распределение с $n=1$, двумя независимыми параметрами которого являются $p\in(0,1)$ и $\lambda_0>0$, а зависимости p_0, p_1 и λ_1 . В этом случае система уравнений (2) существует и может быть приведена к виду

$$\left.\begin{aligned}&\lambda_0=(2-p)/m_\tau,\\&(V_\tau^2+1)p^3-(4V_\tau^2+2)p^2+(4V_\tau^2+2)p-2=0.\end{aligned}\right\}\qquad(6)$$

Для отыскания решения (6) необходимо вначале найти корень кубического уравнения системы. Для этого можно воспользоваться известными алгоритмами /9/ либо библиотечными программами ЭВМ. Допустимо определять p по выборочному значению V_τ путем интерполяции табличных значений функции p (V_τ) /8/:

Таблица I

Вероятность смешения p в двухпараметрическом гиперэкспоненциальном распределении

V_τ	p	V_τ	p	V_τ	p	V_τ	p
I,0000	I,000	I,84I9	0,I50	3,5377	0,040	I5,8II	0,002
I,0009	0,900	2,0527	0,I20	3,78I4	0,035	22,36I	0,00I
I,0069	0,800	2,2447	0,I00	4,0839	0,030	3I,623	0,0005
I,0226	0,700	2,3644	0,090	4,4732	0,025	70,7II	0,000I
I,0530	0,600	2,5062	0,080	5,0008	0,020	I00,00	0,00005
I,I055	0,500	2,6776	0,070	5,7740	0,0I5	223,6I	0,0000I
I,I924	0,400	2,8907	0,060	7,07I3	6,0I0	707,II	0,00000I
I,3384	0,300	3,0I86	0,055	8,45I7	0,007		
I,4498	0,250	3,I653	0,050	I0,000	0,005		
I,6063	0,200	3,3359	0,045	I2,9I0	0,003		

Таким образом, рациональный выбор теоретического распределения величины промежутка времени между событиями на основе метода моментов включает следующие шаги:

а) вычисление оценки коэффициента вариации V_τ по известным эмпирическим оценкам m_τ и D_τ ;

б) в зависимости от величины V_τ ($V_\tau\in(0,1)$, $V_\tau\in(1,\infty)$, либо $V_\tau\approx 1$ выбирается тип теоретического распределения $F_\tau(t)$

(соответственно гипо-, гипер-, либо "чисто" экспоненциальное распределение);

в) производится параметризация теоретического распределения одним из вышеизложенных методов в соответствии с типом распределения.

ПРИМЕР. ПОСТРОЕНИЕ ИМИТАТОРА ПОВЕДЕНИЯ СТРАНИЧНОЙ ПРОГРАММЫ

При исследовании качества организации виртуальной страничной памяти /10,11/ вычислительной системы необходимо описать последовательность страниц ℓ_1 , ℓ_2 ,..., к которым происходят обращения в процессе выполнения программы. Другими словами необходимо определить соответствующую модель поведения программы. Одной из простейших моделей поведения программы в указанном смысле является модель восстановления /12/ Она задается посредством совмещения n независимых простых рекуррентных потоков, каждый из которых моделирует поток обращений к определенной странице программы. (При этом время в модели как правило носит условный характер, величина единицы такого условного времени выбирается таким образом, чтобы адекватно отразить соотношение частот обращений к различным страницам программы через интенсивности соответствующих рекуррентных потоков модели восстановления. Кроме того, предполагается, что временные измерения выполняются только тогда, когда программа обрабатывается центральным процессором (виртуальное время /12/.)

Во втором и третьем столбцах табл.2 представлены экспериментальные данные, характеризующие случайную величину промежутка виртуального времени между соседними обращениями к каждой из 12-ти страниц адресного пространства некоторой программы. В следующих столбцах табл.2 представлены определенные по рассмотренной выше методике параметры распределений, аппроксимирующих эти случайные величины в модели восстановления.

В табл.2 использованы обозначения:

$Э_p$ - гипоэкспоненциальное распределение с параметрами $(k, \lambda_0^{-1}, \lambda_1^{-1})$;

$Г$ - гиперэкспоненциальное распределение с параметрами $(1-p, \lambda_0^{-1}, \lambda_1^{-1})$;

$Э$ - экспоненциальное распределение с параметром (λ_0^{-1}).

Таблица 2

ХАРАКТЕРИСТИКИ МОДЕЛИ ВОССТАНОВЛЕНИЯ СТРАНИЧНОЙ ПРОГРАММЫ

№ страницы	Экспериментальные данные			Расчетные данные	№ страницы в GPSS модели
	выборочное среднее [illegible]	выборочное стандартное отклонение $\sqrt{D_\tau}$	оценка коэффициент вариации V_τ	аппроксимирующее распределение и его параметры	
I	565.9	537.7	0.950	$Э_р$(2,29.I,537)	I
2	841.5	349.8	0.4I6	$Э_р$(6,I28,200)	2
3	I52.9	320.5	2.096	Г (0.885,8I.I,706)	I2
4	43I.2	630.7	I.453	Г (0.755,246,I002)	II
5	580.4	596.2	I.027	Г (0.320,440,647)	I0
6	7I9,5	44I.0	0.6I3	$Э_р$ (3,I79,36I)	3
7	I39.I	444.9	3.200	Г (0.95I,7I3,I457)	9
8	422.2	689.I	I.632	Г (0.807,234,I209)	8
9	536.5	365.8	0.682	$Э_р$ (3,9[illegible].4,33[illegible])	4
I0	658.5	368.I	0.559	$Э_р$ (4,II7,307)	5
II	595.6	596.3	I.00I	Э (596)	6
I2	465.7	565.6	I.2I5	Г (0.6I9,228,755)	7

Для имитации поведения программы на основе модели восстановления наиболее адекватным будет использование системы программирования, включающей возможности описания, а затем и поддержания выполнения параллельных процессов. Действительно, модель восстановления задается посредством совмещения независимых (и параллельных) рекуррентных потоков, каждый из которых моделирует автономный процесс обращений к определенной странице программы, и следовательно, использование средств параллельного программирования для реализации модели восстановления будет предпочтительно.

Поэтому в качестве базовой системы программирования для рассматриваемого примера удобно использовать пакет дискретного моделирования систем GPSS (этот выбор определяется не только возможностью имитации параллельных процессов, но и, естественно, наличием в GPSS других весьма удобных средств для разработки имитационных моделей, для управления и представления результатов имитационного эксперимента /I3-I6/.

На рис. 2 приведена блок-схема GPSS -имитатора поведения страничной программы, когда это поведение описывается моделью восстановления.

Обращение к странице имитируется появлением транзакта на выходе блока ADVANCE . Атрибуты этого события: момент возникновения во времени, промежуток времени с момента предшествующего события и номер страницы, к которой происходит обращение, регистрируются с помощью блоков SAVEVALUE в GPSS - ячейках памяти TTT, TAU и NOM соответственно, а затем выводятся с помощью блока PRINT на печать.

Блок GENERATE последовательно вводит в модель совокупность транзактов-имитаторов; их число равно количеству страниц программы, в нашем примере - I2. Вводимые транзакты снабжаются одним параметром, значение которого для каждого транзакта устанавливает блок ASSIGN . Приведенная на рис.2 конструкция обеспечивает присвоение первому параметру входящего в блок ASSIGN транзакта порядкового номера этого транзакта во вводимой последовательности транзактов (т.е. I,2,...,I2). Следовательно, этот параметр в дальнейшем может использоваться как атрибут "номер страницы".

Таким образом поток обращений программы к страницам имитируется суммарным потоком транзактов в GPSS - модели на рис.2. Рекуррентный характер потоков обращений к каждой из страниц отражается в имитаторе циклическим движением транзактов, причем "время восстановления",т.е. промежуток времени до имитации очередного обращения к некоторой странице, - это время задержки соответствующего транзакта в блоке .

Функция ADVANCE , определяющая величину задержки в блоке ADVANCE зависит от величины первого параметра транзакта (т.е. от номера запрашиваемой страницы) и является выходным полюсом каскада функций и переменных (рис.3), который реализует описывающую поведение программы модель восстановления (табл.2). При этом входным полюсом каскада кроме P_1 - величины первого параметра транзакта, является RN1 - реализация равномерно распределенной на интервале /0,I) случайной величины.

Элементами каскада являются:

EERLØ, EERL1 - функции, определяющие необходимый набор обратных величин параметров λ_0 и λ_1 гипоэкспоненциальных распределений;

ERL1, ERL2,..., ERLr - переменные, формирующие реализации случайных величин, распределенных по закону Эрланга порядка I,2,...,r соответственно с требуемой величиной параметра λ_0 (состав переменных вида ERLi и величина r определяются значениями параметров k (точнее k - I) гипоэкспоненциальных распределений, входящих в модель восстановления; в рассматриваемом примере (табл.2) для имитации обращений к страницам I,6,9,I0,2 необходимы ERL1, ERL2, ERL3 и ERL5);

ERL0 – функция, доставляющая реализацию случайной величины распределенной по закону Эрланга требуемого порядка с требуемой величиной параметра λ_0 ;

ERLA – переменная, значением которой является реализация случайной величины распределенной по гипоэкспоненциальному закону с требуемыми величинами параметров k, λ_0 и λ_1 ;

EHI_s +1, EHI_s+2,...., EHI_n – функции, определяющие случайный выбор обратных величин параметров λ_0, λ_1 экспоненциальных распределений в гиперэкспоненциальных схемах с требуемыми величинами частот смешения $1-p$ и p соответственно (s – число страниц, промежутки времени между обращениями к которым распределены по гипоэкспоненциальным законам; в нашем примере (табл.2) $s = 6$, причем экспоненциальный закон, характеризующий поток обращений к странице 11, рассматривается как частный случай гипоэкспоненциального распределения с параметрами $k = 2$, $\lambda_0 = 0$, и $\lambda_1 = 596$);

EHIPO – функция определяющая обратную величину требуемого параметра (λ_0 или λ_1) экспоненциального распределения в гиперэкспоненциальной схеме с установленными величинами параметров p, λ_0 , λ_1 ;

HIPO – переменная, доставляющая реализацию случайной величины распределенной по гипер кспоненциальному закону с требуемыми величинами параметров p , λ_0, λ_1 ;

EXPON функция-датчик реализаций экспоненциально распределенной случайной величины с параметром 1.

В Приложении приведен текст GPSS –имитатора поведения страничной программы, характеризуемой данными из табл.2. Для упрощения построения каскада функций и переменных, реализующих модель восстановления, страницы программы перенумерованы так, что первые номера назначены страницам, потоки обращения к которым описываются гипоэкспоненциальными распределениями (см. 5-й столбец в табл.2).

Для ограничения эксперимента с имитатором из Приложения можно воспользоваться приемом, использующим транзакт (процесс)- таймер /9/. Например, таймер

```
GENERATE   1000
TERMINATE  1
```

при использовании в GPSS- программе карты START 1 обеспечивает имитацию поведения программы в течении 1000 единиц модельного времени. При этом на АЦПУ будет получена трасса записей величины TTT, TAU и NOM, характеризующих каждое из происшедших за это время событий обращения программы к страницам своего адресного пространства.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

I. Кокс Д.,Смит В. Теория восстановления.-М.:Сов.радио.-I967. -299с.

2. Ван дер Варден Б.Л. Математическая статистика.-М.:Ил.- I969.

3. Вентцель Е.С.,Овчаров Л.А. Теория вероятностей и ее инженерны приложения.-М.:Наука.-I988.-480с.

4. Тараканов К.В., Овчаров Л.А.,Тырышкин А.Н. Аналитические методы исследования систем.-М.:Сов.радио.-I974. -240 с.

5. Клейрок Л.

6. Феррари Д.Оценка производительности вычислительных систем.-М.:Мир.-I98I.-576с.

7. Пугачев В.С.Теория вероятностей и математическая статистика.-М.:Наука,-I979.-496с.

8. Смирнов С.В.Моделирование "сверхнерегулярных" случайных величин по экспериментальным данным //Автоматизация экспериментальных исследований. -Куйбышев: КуАИ.- I989.

9. Бронштейн И.Н.,Семендяев К.А. Справочник по математике для инженеров и учащихся ВТУЗов. -М.:Наука. -I986. -544с.

I0. Кейлингерт П. Элементы операционных систем. Введение для пользователей.-М.:Мир.-I985.-295с.

II. Шоу А. Логическое проектирование операционных систем. -М.:Мир.-I98I. -360с.

I2. Авен О.И.,Коган Я.А. Управление вычислительным процессом в ЭВМ. Алгоритмы и модели.-М.: Энергия. -I978. - 240 с.

I3. Смирнов С.В. Работа с пакетом моделирования дискретных систем GPSS : Методические указания.- Куйбышев: КуАИ.-I986.- 32с.

I4. Смирнов С.В. Редактирование вывода в системе моделирования GPSS : Методические указания.- Куйбышев: КуАИ.-I984.-20с.

I5. Шрайбер Т.Дж. Моделирование на GPSS . -М.:Машиностроение.-I980. -592с.

I6. Кораблин М.А. Программирование моделей дискретных систем на языке .. -Куйбышев: КуАИ. -I98I. -70 с.

Рис. I Схема построения статистической модели потока (ТРФ – теоретическая функция распределения случайной величины τ)

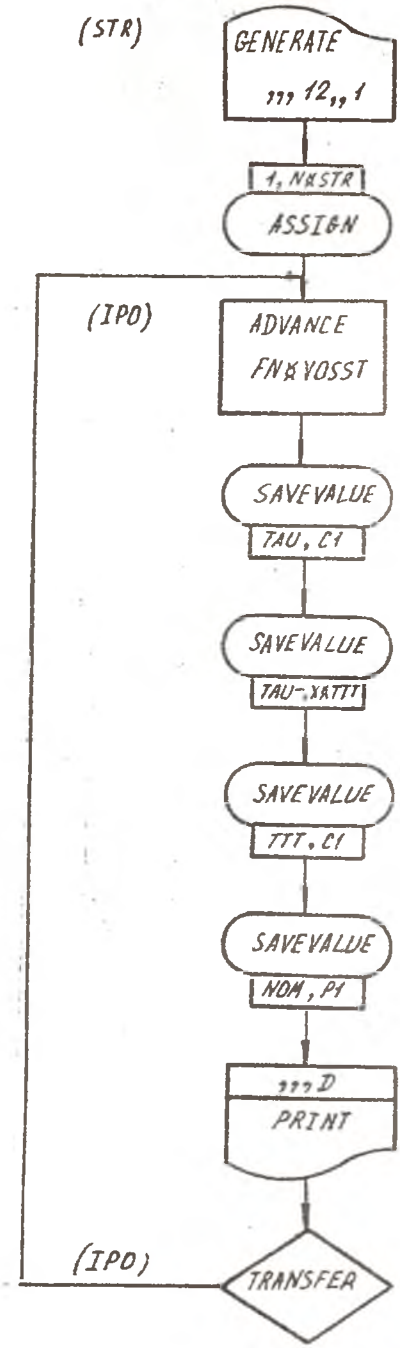

Рис. 2 Блок-схема имитатора поведения страничной программы

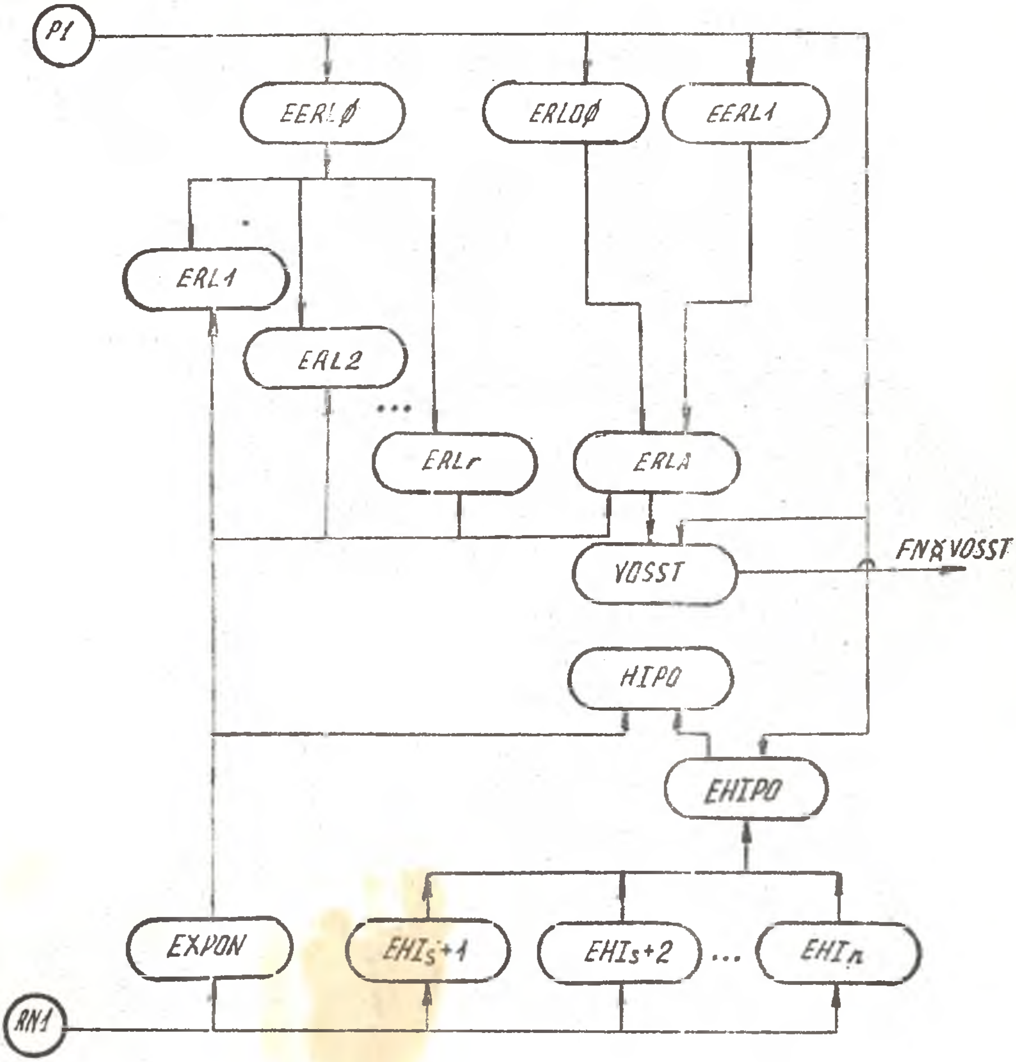

Рис. 3 Каскад функций и переменных, реализующих модель восстановления

Приложение

GPSS - имитатор поведения страничной программы

```
                 SIMULATE
*
 EXPON  FUNCTION     RN1, C24
 Ø,Ø/.1,.104/.2,.222/.3,.355/.4,.509/.5,.69
 .6,.915/.7,1.2/.75,1.38/.8,1.6/.84,1.83
 .88,2.12/.9,2.3/.92,2.52/.94,2.81/.95,2.99
 .96,3.2/.97,3.5/.98,3.9/.99,4.6/.995,5.3
 .998,6.2/.999,7/.9998,8
*
 EERLØ FUNCTION  P1,L6
 1.29.1/2,228/3,129/4,93.4/5,117/6,593
 EERL1 FUNCTION  P1,L6
 1.537/2,2ØØ/3.361/4,338/5,327/6,2
*
 ERL1 FVARIABLE  FN¤EERLØ * FN¤EXPON
 ERL2 FVARIABLE  FN¤EERLØ *(FN¤EXPON+FN¤EXPON)
 ERL3 FVARIABLE  FN¤EERLØ * FN¤EXPON+V¤ERL2
 ERL5 FVARIABLE  V¤ERL2+V¤ERL3
*
 ERLØØ FUNCTION    P1,D6
 1,V¤ERL1/2,V¤ERL3/3,V¤ERL2
 4,V¤ERL2/5,V¤ERL5/6,V¤ERL1
*
 ERLA FVARIABLE  FN¤ERLØ+ FN¤EERL1 * FN¤EXPON
*
 EHI7  FUNCTION   RN1,D2
 Ø.619,238/1,755
 EHI8  FUNCTION   RN1, D2
 Ø.807,234/1,12Ø9
 EHI9  FUNCTION   RN1, D2
 Ø.951,71.3/1,1457
 EHI1Ø FUNCTION   RN1, D2
 Ø.320,44Ø/1,649
 EHI11 FUNCTEON  RN1, D2
 Ø.155,246/1,1Ø32
 EHI12 FUNCTION  RN1, D2
 Ø.885.81.1/1.1Ø6
*
 EHIPO FUNCTION    P1, E6
 7,FN¤EHI7/8,FN¤EHI8/9,FN¤EHI9
 1Ø,FN¤EHI1Ø/11,FN¤EHI11/12,FN¤EHI12
*
 HIPO FVARIABLE    FN¤EHIPO * FN¤EXPON
*
 VOSST FUNCTION   P1, E2
 6,V¤ERLA/7,V¤HIPO
*
STR    GENERATE     ,,,12,,1
       ASSIGN       1,N¤STR
IPO    ADVANCE      FN¤VOSST
       SAVEVA,UE    TAU,C1
       SAVEVA,UE    TAU-,X¤TTT
       SAVEVA,UE    TTT,C1
       SAVEVA,UE    NOM,P1
       PRINT        ,,,D
       TRANSFER     ,IPO
*
       GENERATE   1ØØØ
       TERMINATE  1
       START
       END
```