

15/10/67 175 + 4840

к-306

ОБЪЕДИНЕННЫЙ  
ИНСТИТУТ  
ЯДЕРНЫХ  
ИССЛЕДОВАНИЙ

Дубна

P11 - 3106



ЛАБОРАТОРИЯ ВЫЧИСЛИТЕЛЬНОЙ ТЕХНИКИ  
И АВТОМАТИЗАЦИИ

Л.А. Кулюкина, Г.А. Ососков

ОБ ИСПОЛЬЗОВАНИИ ГИСТОГРАММ  
ПРИ СТАТИСТИЧЕСКОМ МОДЕЛИРОВАНИИ

1967.

Кулюкина Л.А., Ососков Г.А.

Об использовании гистограмм при статистическом моделировании.

Излагаются следующие алгоритмы:

1. Получение последовательности случайных чисел с законом распределения, заданным в виде гистограммы.
2. Построение гистограммы для последовательности результатов статистического моделирования.
3. "Размазывание" такой гистограммы для учета ошибок эксперимента. Приложены стандартные программы для ЭВМ М-20.

**Препринт Объединенного института ядерных исследований,  
Дубна, 1967.**

Kulyukina L.A., Ososkov G.A.

P11-3106

On the Use of Histograms in the Statistical Modelling

The following algorithms are described:

1. Obtaining of a random number sequence with a distribution law, given as a histogram.
2. Construction of a histogram for a results sequence of a statistical modelling.
3. "Blurring" of such a histogram for taking into account the experimental errors. Standard programs for EC M-20 are given.

**Preprint, Joint Institute for Nuclear Research,  
Dubna, 1967.**

**P11 - 3106**

Л.А. Кулюкина, Г.А. Ососков

**ОБ ИСПОЛЬЗОВАНИИ ГИСТОГРАММ  
ПРИ СТАТИСТИЧЕСКОМ МОДЕЛИРОВАНИИ**

4778 / 1 чр.

Метод Монте-Карло часто используется для статистического моделирования сложных физических процессов с целью проверки справедливости теоретических предположений по этой модели и получения тех или иных характеристик процесса.

Информация о вероятностном распределении компонент модели обычно имеет вид экспериментальных гистограмм. Результаты моделирования также заносятся в гистограммы, которые потом сравниваются (по критерию  $\chi^2$ , например) с экспериментальными данными для проверки качества модели или с теоретическими распределениями, если требуется убедиться в справедливости предложенной теории.

Таким образом, при статистическом моделировании особенно часто употребляются две процедуры, в каком-то смысле взаимно обратные:

- 1) получение последовательности случайных чисел  $\{\eta_n\}$ , имеющих закон распределения, заданный в виде гистограммы;
- 2) построение гистограмм для данной последовательности  $\{\zeta_n\}$  результатов моделирования.

В связи с тем, что процедуры 1 и 2 используются многократно и от скорости их выполнения зависит время, требуемое для обеспечения заданной точности результата, необходимо иметь эти процедуры в виде компактных стандартных программ (СП). В настоящей работе приведены эти СП в кодах ЭВМ М-20, (БЭСМ-3М, БЭСМ-4), оформленные в интерпретирующей системе ИС-2<sup>1/</sup>.

Далее при сравнении гистограмм, полученных методом Монте-Карло, с экспериментальными данными следует иметь в виду искажения последних за счет ошибок измерения, ошибок методики эксперимента, аппаратуры и т.д. (см., например, <sup>1/2/</sup>).



Там, где это существенно искажает экспериментальную гистограмму в случае, если закон распределения этих искажений известен и поддается количественной оценке, мы можем учесть их при моделировании с помощью того же метода Монте-Карло. Пусть, например, суммарные искажения имеют нормальное распределение с известной дисперсией  $\sigma_{\xi}^2$  (которая в общем случае может зависеть от величины результата моделирования  $\eta$ ). Для учета искажений  $\xi$  мы должны перед занесением в гистограмму результатов прибавить  $\xi$  к результатам моделирования  $\eta$ .

В настоящей работе излагается другой метод учета экспериментальных ошибок при моделировании, так называемый метод "размазывания" гистограмм.

Метод основан на том обстоятельстве, что сложению двух случайных величин  $\eta$  и  $\xi$  отвечает преобразование их законов распределения – свертка, которую можно проделать только один раз после окончания моделирования, что делает метод существенно более экономичным.

Ниже приводится соответствующая СП "размазывания" гистограммы, оформленная в системе ИС-2.

## II

Вышеупомянутые процедуры 1 и 2 выглядят особенно просто в практически наиболее часто употребляемом случае гистограмм с равными интервалами.

Пусть область значений случайной величины  $\eta$ , заносимой в гистограмму, заключена между числами  $a$  и  $b$ , а отрезок  $(a, b)$  разбит на  $n$  интервалов одинаковой длины  $\Delta = \frac{b-a}{n}$ .

Обозначим через  $\nu_i$  число значений  $\eta$ , удовлетворяющих условию

$$(i-1)\Delta \leq \eta \leq i\Delta \quad (i = 1, 2, \dots, n), \quad (1)$$

т.е. попавших в  $i$ -ый интервал гистограммы.

Пусть  $\nu_1 + \nu_2 + \dots + \nu_n = N$ .

Для запоминания такой гистограммы в памяти ЭВМ необходимо  $n$  ячеек. В случае бесконечной области значений потребуются еще две ячейки: одна – для значений  $\eta < a$ , другая – для  $\eta > b$  (при полубесконечной области значений  $\eta$  достаточно  $n + 1$  ячейки).

В результате процедуры 1 мы должны получить число  $\eta$ , равномерно распределенное на отрезке  $((i-1)\Delta, i\Delta)$ , где вероятность появления номера отрезка  $i$  равна  $\frac{N_i}{N}$ .

Будем обозначать через  $a_k$  ( $k=0,1$ ) очередное случайное число, равномерно распределенное на отрезке  $(0,1)$ .

Очевидно, что

$$\eta = a + \Delta(i + a_1). \quad (2)$$

Для розыгрыша номера отрезка  $i$  можно воспользоваться известным способом: проверить, выполняется ли соотношение

$$N_{i-1} \leq a_2 \leq N_i, \quad (3)$$

где

$$N_i = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^i N_j, \quad (4)$$

Для сокращения времени полезно еще перед началом процедуры 1 перейти от ненормированной гистограммы  $N_i$  к нормированным суммам (4).

Случай неограниченной области значений  $\eta$  можно включить в процедуру 1, взяв вместо  $a$  и  $b$   $(a-\Delta)$  и  $(b+\Delta)$ . При этом мы пренебрегаем ошибкой, возникающей от замены бесконечных "хвостов" распределения на равномерное распределение в отрезке длины  $\Delta$ .

Обратная процедура 2 состоит в добавлении единицы к содержанию  $i$ -ой ячейки гистограммы всякий раз, когда выполняется соотношение (1) или равноценное ему соотношение

$$\left\lfloor \frac{\eta}{\Delta} \right\rfloor = i, \quad (1')$$

где символом  $\lfloor x \rfloor$  обозначена целая часть  $x$ .

При наличии значений  $\eta$ , выходящих за интервал  $(a,b)$ , необходимо до проверки соотношения (1') проверить, не имеем ли мы дело со случаем  $\eta > b$  (или  $\eta < a$ ), и, если да, — то учесть этот случай в специальной ячейке гистограммы.

Переходя к процедуре "размазывания" гистограммы, введем дополнительные обозначения:

пусть

$$\phi_y(x) = \frac{1}{\sigma(y) \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-y)^2}{2\sigma^2(y)}} \quad (5)$$

нормальная плотность распределения суммарной ошибки измерения  $\xi$  в точке  $\eta = y$ .

В результате "размазывания" в гистограмме слева и справа появятся дополнительные "добавки". Будем считать, что гистограмма вырастет от  $n$  до  $n + 2m + 2$  интервалов по  $m + 1$  ячейке слева и справа от старой гистограммы. Содержимое ячеек после "размазывания" мы обозначим  $\nu_j^*$ ,  $j = (-m, \dots, 0, \dots, n+m+1)$ .

В нашем случае, поскольку мы интересуемся величиной искажения  $\xi$  с точностью до  $\Delta$  - значения интервала гистограммы, мы должны "дискретизировать" распределение  $\xi$ , т.е. перейти от плотности (5) к таблице вероятностей, показывающей как "размажется" по близлежащим отрезкам столбик высоты 1 с основанием  $(0, 1)$ . Часть массы такого столбика, оказавшаяся при размазывании в  $k$ -м от середины интервале, будет равна

$$\phi_k = \frac{\Delta(k+\frac{1}{2})}{\Delta(k-\frac{1}{2})} \int \phi_0(x) dx \quad (k = 1, 2, \dots, m) \quad (6)$$

Мы ограничимся  $m + 1$  интервалом слева и справа от центрального. Тогда

$$\phi_{\pm(m+1)} = \int_{\Delta(m+\frac{1}{2})}^{\infty} \phi(x) dx \quad (7)$$

Если имеются  $\eta$  и  $\xi$  - две случайные дискретные величины, принимающие значения, кратные  $\Delta$ , так что  $P\{\eta = i\Delta\} = \nu_i$  ( $i=1, \dots, n$ ),  $P\{\xi = k\Delta\} = \phi_k$ ,  $k = -(m+1), \dots, m+1$ , то их сумма может принять любое значение от  $(-\Delta m)$  до  $\Delta(n+m+1)$  и будет равна  $j\Delta$  с вероятностью  $\nu_j^*$ , определяемой законом свертки,

$$\nu_j^* = \sum_{i=1}^n \nu_i \phi_{j-i} \quad -(m+1) \leq j \leq n+m+1 \quad (8)$$

Подставляя сюда значения  $\phi_k$  из (6) и (7) при  $k = |j-i|$ , получим интересные нас значения гистограммы после "размазывания". При этом надо учесть зависимость дисперсии в выражении для плотности распределения  $\xi$  от индекса, т.е. вместо  $\phi_0(x)$  под знаком интеграла в (6), (7) надо взять  $\phi_{\Delta|j-i|}(x)$ . Кроме того, формулу (8) полезно преобразовать к виду, удобному для вычислений на ЭВМ, в библиотеке СП которой имеется СП-0031, вычисляющая функцию

$$K(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-u^2} du.$$

С помощью формулы

$$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{u^2}{2\sigma^2}} du = \frac{1}{2} \left[ 1 + K\left(\frac{x}{\sigma\sqrt{2}}\right) \right]$$

преобразуем (6) и (7) и подставим полученные выражения в (8). Получим следующие формулы для

$$\nu_j^* = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \nu_i \left\{ K\left[ \frac{\Delta(j-i+\frac{1}{2})}{\sqrt{2}\sigma(a+\Delta(i-\frac{1}{2}))} \right] - K\left[ \frac{\Delta(j-i-\frac{1}{2})}{\sqrt{2}\sigma(a+\Delta(i-\frac{1}{2}))} \right] \right\} \quad (9)$$

$$j = (-(m+1), \dots, 0, \dots, n, \dots, (n+m)),$$

$$\nu_{-m}^* = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \nu_i \left\{ 1 - K\left[ \frac{\Delta(m+i-\frac{1}{2})}{\sqrt{2}\sigma(a+(i-\frac{1}{2})\Delta)} \right] \right\}, \quad (10)$$

$$\nu_{m+n+1}^* = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \nu_i \left\{ 1 - K\left[ \frac{b + \Delta(m-i+\frac{1}{2})}{\sqrt{2}\sigma(a+(i-\frac{1}{2})\Delta)} \right] \right\}. \quad (11)$$

Абсолютное значение разности индексов  $|j-i|$  в аргументе функции  $K$  заменено на разность  $j-i$  в силу нечетности  $K$ .

В предлагаемой СП "размазывания" гистограммы мы ограничились только линейной зависимостью среднеквадратичного уклонения  $\sigma(y)$  от расстояния  $y$  до центра размазывания (см. (5)), поскольку в этом случае для задания  $\sigma(y)$  достаточно всего двух коэффициентов,  $k_0$  и  $k_1$ :



$$\sigma(y) = k_0 + k_1 y. \quad (12)$$

В известных авторам случаях <sup>/2,3/</sup> линейной функции (12) было достаточно для описания  $\sigma(y)$ .

### III

#### Описание СП построения гистограммы

Обращение к программе

$\kappa - 1$		16	$\kappa$	7501	7810
$\kappa$	$\pi_1 \ 0 \ \pi_3$	00	$\langle \eta \rangle$	$N_{СП}$	$\langle h \rangle$
$\kappa + 1$	$\pi_1 \ \pi_2 \ \pi_3$	00	$\langle a \rangle$	$\langle c \rangle$	$\langle b \rangle$

Здесь  $\kappa$  - адрес второй строки обращения,

$\langle \eta \rangle$  - адрес ячейки, в которую засылается случайное число,

$\langle h \rangle$  - адрес ячейки, где находится величина интервала гистограммы  $\Delta$ ,

$\langle a \rangle \langle b \rangle$  - адреса ячеек конца и начала интервала,

$\langle c \rangle$  - первый адрес массива в  $\kappa + 2$  ячейки, где находится гистограмма  $\left[ a = \frac{b-a}{\Delta} \right]$ .

Характеристике программы

Длина программы ( $\kappa - 1$ ) - 0046,

Длина счетной части - 0015,

Рабочие ячейки - 0001 - 0005.

#### Описание СП получения случайных чисел

Обращение к СП

$\kappa - 1$		16	7501	7810
$\kappa$	$\pi_1 \ \pi_2 \ 0$	52	$\langle a \rangle$	$N_{СП} \ \langle \xi_0 \rangle$

Здесь  $\kappa$  - адрес второй строки обращения,

$\langle a' \rangle = \langle a \rangle + \pi_1 PA$  - адрес числа  $a$  - начала интервала гистограммы  $(a, b)$ .

До начала работы СП гистограмма и необходимая для работы СП информация должны быть размешены в памяти ЭВМ следующим образом:

- $\langle a \rangle' + 1$  - адрес  $\Delta$ -длины интервала гистограммы,  
 $\langle a \rangle' + 2$  - адрес ячейки, в которой размешен восьмеричный код

0	00	n - 1	0000	0000
---	----	-------	------	------

где  $n$  - число интервалов гистограммы,

$\langle a \rangle' + 3 \div \langle a \rangle' + n + 2$  - адреса ячеек, в которых размешаются значения гистограммы.

$\langle \xi_0 \rangle$  - рабочая ячейка программы, в которую перед началом счета необходимо заслать число  $\ln 2$  (имеется в ячейке 7755 ИС-2) и в дальнейшем нельзя занимать.

$\langle \xi_0 \rangle$  - сохраняется при обновлениях ИС-2 и повторных вызовах СП. Другие СП, использующие генератор случайных чисел с равномерным распределением, должны также пользоваться ячейкой  $\langle \xi_0 \rangle$ , в противном случае работу этих других СП следует начинать не с  $\ln 2$ , а с другого  $\xi_0$ .

Значения признака  $\pi_2$  :

$\pi_2 = 1$  - гистограмма заранее просуммирована и отнормирована к виду

$$N_i = \frac{\nu_i}{\sum_{j=1}^n \nu_j} \quad (13)$$

$\pi_2 = 0$  - гистограмма задана частотами  $\nu_i$ . СП сама приведет гистограмму к виду (13) и сформирует  $\pi_2 = 1$  во второй строке обращения в основной программе.

При использовании признака  $\pi_1$  для переадресации  $\langle a \rangle$  при наличии нескольких гистограмм следует иметь в виду, что константа переадресации не должна быть меньшей, чем  $\hat{n} + 3$ , где  $\hat{n}$  - максимальная из длин гистограмм.

Результат - случайное число  $\eta$  с распределением, соответствующим заданной гистограмме - получается в ячейке 0002.

Если  $\sum_{j=1}^n \nu_j = 0$ , то произойдет аварийный останов при делении на ноль.

Характеристика программы

Длина программы ( n - 1 ) - 0053 ,

Длина счетной части - 0024,

Количество нестандартных констант - 0007,

Рабочие ячейки - 0001 + 0004.

Обращение к СП размазывания

$k = 1$		16	$k$	7501	7610
$k$	$\pi_1$ 0 $\pi_3$	00	$\langle A_1 \rangle$	$N_{en}$	$\langle A_2 \rangle$

Здесь  $\langle A_1 \rangle$  - первый адрес массива, содержащего исходную гистограмму с параметрами в следующем порядке:  $k_1, k_0, m, n, a, b, \nu_i (i = 1, \dots, n)$  ;

$k_1, k_0$  - коэффициенты среднеквадратичного уклонения

$$\sigma(y) = k_0 + k_1 y,$$

$m$  - число добавлений в гистограмму;

$n$  - число точек в гистограмме;

$a, b$  - пределы изменения случайной величины, занесенной в гистограмму;

$\nu_i$  - число значений случайной величины в  $i$  - точке;

$\langle A_2 \rangle$  - первый адрес массива в  $2(n + m + 1)$  ячеек, отведенного под размазанную гистограмму и рабочие ячейки.

ПРИМЕЧАНИЕ: адреса  $A_1, A_2$  модификации не подлежат.

Программа работает в режимах:

1.  $\pi_1 = 0$  гистограмма, выбираемая непосредственно из МОЗУ (в восьмеричном коде);
2.  $\pi_1 = 1$  гистограмма с параметрами вводится с перфокарт;
3.  $\pi_3 = 1$  размазанная гистограмма печатается;
4.  $\pi_3 = 0$  размазанная гистограмма не печатается.

## Характеристика программы

Длина СП (в - 1) - 0173,

Длина счетной части - 0104,

Рабочие ячейки - 0001 - 0004.

В программе используются стандартные программы 0027, 0031, 0042.

ПРИМЕЧАНИЕ: Если стандартная программа, описываемая здесь, вводится непосредственно в МОЗУ с 2000, а не вызывается с помощью ИС-2, то к ней можно обратиться без обновления один раз.

## Л и т е р а т у р а

1. Библиотека стандартных программ ЦБТИ, Москва, 1961.
2. З.М. Косарева, Г.А. Ососков, К.Д. Толстов. Метод обработки экспериментальных данных с помощью суперпозиции нормальных законов. Препринт ОИЯИ, Р-10-3032, Дубна, 1966.
3. Д. Нягу. Моделирование методом случайных испытаний условий регистрации и идентификации  $V_0$  - событий в камере Вильсона. ОИЯИ, Б-1-1398, Дубна, 1963.

Рукопись поступила в издательский отдел  
10 января 1967 г.

СП получения случайных чисел с законом распределения,  
заданным в виде гистограммы

2000 016 2001 7602 7554  
 2001 055 7607 7730 7607  
 2002 016 2003 7611 7554  
 2003 013 2052 0002 2034  
 2004 055 7616 7712 0000  
 2005 076 2013 2027 2033  
 2006 072 0000 7610 0000  
 2007 575 7777 7712 7777  
 2010 072 0000 0002 0000  
 2011 213 2053 0002 2020  
 2012 013 2045 0002 2021  
 2013 052 0000 0000 0000

БЗА<sub>1</sub>  
 Стирание КОПа  
 БЗА<sub>2</sub>  
 Формирование  
 Проверка П<sub>2</sub>  
 Обход нормировки при П<sub>2</sub> = 1  
 Формирование П<sub>2</sub> = 1 в х  
 < a > ' на РА  
 Формирование

2014 013 2046 0002 2015  
 2015 652 0000 0000 2017  
 2016 701 0003 0004 0004  
 2017 000 0000 0000 0000  
 2020 112 7777 2015 0001  
 2021 204 7761 0003 0004  
 2022 013 2047 0002 2023  
 2023 652 0000 0000 2025  
 2024 505 0003 0004 0003  
 2025 000 0000 0000 0000  
 2026 132 0001 2023 7777  
 2027 034 2050 0001 0003

Формирование

Получение суммы  $\sum_{j=1}^k v_j$

$$[ \sum_{j=1}^k v_j ]^{-1} = N$$

Формирование

Нормировка

Начало генератора случайных чисел (ГС4)



2030 0I3 0003 000I 0003  
 203I 0I3 205I 0003 0003  
 2032 00I 0003 77II 000I  
 2033 000 0000 0000 0000  
 2034 202 000I 0003  
 2035 ISI 7777 2034 000I  
 2036 472 0000 0002 0004  
 2037 0I3 775I 0004 0004  
 2040 0I6 204I 2027 2033  
 204I 002 0004 000I 0002  
 2042 405 000I 0002 0002  
 2043 40I 0000 0002 0002

в 000I  
 Выход ГСЧ  
 Определение  $i$ , для которого  
 $N_{i_1} < \xi_1 < N_i$   
 $< a >$  на РА  
 Превращение адреса в число  $i$   
 $\xi_2$   
 $i - \xi_2$   
 $\Delta(i - \xi_2)$   
 $a + \Delta(i - \xi_2) \Rightarrow 0002$

2044 0I6 7606 7600 760I  
 2045 204 776I 0003 0004  
 2046 652 0000 0000 20I7  
 2047 652 0000 0000 2025  
 2050 III 0000 0000 0000  
 205I IO0 0000 0000 0003  
 2052 202 000I 0003 0000  
 2053 II2 7777 20I5 000I  
 306 5707 2767 5362

БЗР  
 Константы  
 Контрольная сумма

СП построения гистограммы

2000	I6 2005 7602 7554	БЗА <sub>1</sub>
I	I 0I 4000 4000	
2	3 0I 776I 000I 000I	для формирования
3	0I 776I 000I 000I	
4	0I 776I	
5	I6 2006 76II 7554	БЗА <sub>2</sub>
6	00 760I	нуль в 760I
7	00 000I 0004	Δ - 0004
20I0	00 0002 0003	2 - 0003
II	I6 20I2 7600 7554	БЗА <sub>I</sub> с восст. PA
I2	I6 20I3 76II 7554	БЗА <sub>2</sub>
I3	02 000I 0002 0005	б - а
I4	04 0005 0004 0005	$n = \frac{b-a}{\Delta}$
I5	4I 775I 0005 0005	n в од.
I6	55 0005 7732 0005	0 00 0 n 0
I7	25 0005 200I 0005	0 00 0 n n
2020	55 76I6 77I7	П <sub>2</sub> = 0
2I	36 2023	
22	I3 76I6 752I 76I6	П <sub>2</sub> = I
23	25 76I6 200I 2046	000 0 c c
24	I3 2002 2046 2040	30I 776I c+I c+I
25	I3 2003 0005 2044	0I 776I c+n+1 c+n+1
26	I3 2044 2046 2044	
27	I3 2004 2046 2042	0I 776I c c

2030 02 0003 0002  
 I 36 2042  
 2 02 000I 0003  
 3 36 2044  
 4 02 0003 0002 000I  
 5 04 000I 0004 000I  
 6 4I 775I 000I 000I  
 7 72 000I

$\eta - a$   
 $\eta < a$   
 $b - \eta$   
 $\eta > b$   
 $\eta - a$   
 $\frac{\eta - a}{\Delta}$

2040 00  
 I 56 2045  
 2 00  
 3 56 2045

3 0I 776I c + I c + I  
 0I 776I c c

4 00  
 5 I6 76I0 7600 760I  
 6 00  
 5 IO 3III 67I4 0440

0I 776I c + n + 1 c + n + 1

Контрольная сумма

СП размазывания гистограммы

2000 252 2173 0000 7601  
 I 016 2002 7617 7625  
 2 016 2003 7573 7601  
 3 032 0000 762E 2004  
 4 052 0000 0000 0000  
 5 013 2021 7604 2021  
 6 000 7604 0000 2003  
 7 055 7604 7717 0000  
 2010 036 7604 2020 2002  
 II 013 2012 7604 2012  
 I2 010 0000 2012 0000  
 I3 014 0050 7604 0001

2014 013 7604 0001 0004  
 I5 013 2017 0004 2017  
 I6 016 2017 7501 7610  
 I7 052 0000 0042 0005  
 2020 052 0000 0000 0000  
 21 500 0000 0000 2005  
 22 II2 0005 2021 0001  
 23 041 7750 2010 2013  
 24 014 0050 2013 2015  
 25 055 2002 7717 0000  
 26 036 0000 2033 0000  
 27 013 0004 2015 0001

Блок фиксации

БЭИ

Блок запоминания

5 00  $A_I$  0 2005

4 00  $A_2$

$\omega = I$  не нужно вводить и переводить

10  $A_I$  2012 0

4 00  $A_I$

4 00  $A_I$   $A_I$

4 52  $A_I$  0042  $A_I + 5$

Перевод параметров  $K_1, K_0, m, n, a, b$

Пересылка параметров в раб. ячейки

$n$  в един. I адреса

$n$  в един. III адреса

$\omega = I$  не нужно переводить  $V_i$ :

4 00  $A_I$  0  $A_I + n$

2030 013 2032 0001 2032  
 31 016 2032 7501 7610  
 32 052 0006 0042 0005  
 33 041 7750 2007 0002  
 34 013 0002 0002 0002  
 35 013 2013 0002 0002  
 36 013 2130 0002 2130  
 37 013 2077 2013 2077  
 2040 013 2125 2013 2125  
 41 013 2160 2013 2160  
 42 034 7751 2003 0003  
 43 013 2127 2003 2127

52  $A_{T+6}$  0042  $A_{T+6+n}$

Перевод  $V_i$

Формирование

2044 013 2161 2003 2161  
 45 013 0003 0002 0002  
 46 014 0050 0002 2015  
 47 013 2162 2015 2162  
 2050 013 2122 2002 2122  
 51 013 2153 2002 2153  
 52 013 2154 2002 2154  
 53 013 2111 0002 2111  
 54 013 2141 0002 2141  
 55 013 2075 2015 2075  
 56 055 2003 7717 0000  
 57 036 2171 2063 2002

Формирование

$\omega = 1$  не нужно переводить  $V_j^*$



2060	0I3	2I65	0003	2I65
6I	0I3	2I65	20I5	2I65
62	056	0000	2064	0000
63	000	2I73	0000	2I63
64	0C2	20I2	20II	000I
65	004	000I	20I0	2030
66	000	776I	0000	20I6
67	052	0000	0000	0000
2070	002	20I6	7764	000I
7I	005	000I	2030	000I
72	00I	20II	000I	000I
73	005	2005	000I	000I

Формирование перевода

$$b - a$$

$$\Delta = \frac{b - a}{n}$$

$$i$$

$$i - \frac{1}{2}$$

$$(i - \frac{1}{2})\Delta$$

$$a + (i - \frac{1}{2})\Delta$$

$$k_1 [a + (i - \frac{1}{2})\Delta]$$

2074	00I	2006	000I	000I
75	I05	000I	2I72	0002
76	00I	776I	20I6	20I6
77	II2	7777	2070	000I
2I00	002	0000	2007	20I6
I0I	052	0000	0000	0000
I02	000	0000	0000	20I7
I03	00I	20I6	776I	20I6
I04	000	776I	0000	2020
I05	452	0000	0000	2I26
I06	002	20I6	2020	000I
I07	00I	000I	7764	202I

$$\{k_0 + k_1 [a + (i - \frac{1}{2})\Delta]\}$$

$$\sqrt{2} \{ \}$$

$$i + 1, \dots$$

$$-m$$

$$-m + 1 = j$$

$$i$$

$$j - i$$

$$j - i + \frac{1}{2}$$

2II0	002	000I	7764	2022
II	400	0002	0000	2023
I2	452	0000	0000	2I20
I3	505	202I	2030	202I
I4	504	202I	2023	202I
I5	0I6	2II6	750I	76I0
I6	575	202I	003I	2024
I7	II2	000I	2II3	000I
2I20	052	0000	0000	0000
2I	002	2024	2025	000I
22	405	0006	000I	000I
23	00I	20I7	000I	20I7

$$j-i - \frac{1}{2}$$

$$\sqrt{2} \left\{ \right\}$$

$$(j-i \pm \frac{1}{2}) \Delta$$

$$\frac{(j-i \pm \frac{1}{2}) \Delta}{\sqrt{2} \left\{ \right\}} = x_1, x_2$$

Вычисление

$$K(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-u^2} du$$

RA по i

$$K(x_1) - K(x_2)$$

$$V_i \left\{ K(x_1) - K(x_2) \right\}$$

$$\sum_i$$

2I24	00I	776I	2020	2020
25	II2	7777	2I06	000I
26	052	0000	0000	0000
27	I06	0077	20I7	000I
2I30	II2	7777	2I02	000I
3I	000	0000	0000	2026
32	000	776I	0000	2020
33	052	0000	0000	2027
34	00I	2007	7764	20I7
35	002	2007	7764	20I6
36	00I	20I6	2020	202I
37	002	20I7	2020	2022

i

RA по j

$$N_j^* = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n V_i \left\{ K \left[ \frac{\Delta(j-i+\frac{1}{2})}{\sqrt{2} \left\{ \right\}} \right] - K \left[ \frac{\Delta(j-i-1)}{\sqrt{2} \left\{ \right\}} \right] \right\}$$

$$m + \frac{1}{2}$$

$$m - \frac{1}{2}$$

$$m+i - \frac{1}{2}$$

$$m-i + \frac{1}{2}$$

