

УДК 518.5:519.2

О КОРРЕЛЯЦИОННОМ КОЭФФИЦИЕНТЕ ПОЛНОГО ПЕРИОДА ПСЕВДОПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТИ

М.В. Антипов

В 1951 г. Лемером [1] был предложен метод вычетов (мультипликативный метод сравнения) для получения последовательности псевдослучайных чисел на ЭВМ.

В практических вычислениях используется генератор (датчик) псевдослучайных чисел вида:

$$x_{n+1} = \lambda x_n \pmod{M} \quad (1)$$

или

$$x_{n+1} = \lambda x_n + c \pmod{M}, \quad (2)$$

называемый мультипликативным датчиком сложного типа.

Пусть даны две конечные числовые последовательности: $X = \{x_i\}$ и $Y = \{y_i\}$, где $i = 1, 2, \dots, n$. Вычислены их средние значения

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad \text{и} \quad \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$$

Одним из способов определения независимости между X и Y является вычисление коэффициента корреляции [12]:

$$\rho(X, Y) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\left(\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right)^{1/2}} \quad (3)$$

причем ρ может изменяться в интервале $[-1, 1]$. Мерой независимости последовательностей служит близость $|\rho|$ к нулю.

Покажем, что этот критерий не является достаточно эффективным. Например, пусть X и Y — последовательности с периодом n , причем

а) соответствующие члены последовательностей связаны соотношением

$$y_i \equiv x_i + c \pmod{M},$$

где M — целое, $M \geq n$, $0 \leq x_i, y_i \leq M-1$;

б) после нормирования последовательности, т.е. деления членов последовательности на M , имеем $0 \leq \frac{x_i}{M}, \frac{y_i}{M} < 1$

в) пусть S — множество тех i , для которых $x_{i+c} \geq M$, а c таково, что для каждого $x_i \in X$ найдется такое $y_j \in Y$, что $x_i = y_j$ (последнее предложение дается для упрощения выкладок). Тогда из формулы (3) следует:

$$\rho(X, Y) \sim 1 - \frac{12}{n} \sum_{i \in S} \left(\frac{x_i}{M} - \frac{\bar{x}}{M} \right),$$

то есть при различных c величина $\rho(X, Y)$ может изменяться от $-\frac{1}{2}$ (при $c \sim \frac{M}{2}$) до 1 (при c , близких к M или нулю). Можно, в частности, найти такое $c = c_0$, что $\rho(X, Y)$ будет близок к нулю. Большие колебания $\rho(X, Y)$ в зависимости от c дают основания предположить, что вычисления одного корреляционного коэффициента недостаточно для оценки зависимости последовательностей.

Рассмотрим датчики $x_{n+i} \equiv \lambda x_i \pmod{M}$ и $x_{n+i} \equiv \lambda x_i + c \pmod{M}$. Если λ и M взаимно просты (а это всегда будет предполагаться), то введем и понятие обратного датчика.

ОПРЕДЕЛЕНИЕ 1. Датчик $f(\lambda, c)$ будет обратным для датчика $f(\lambda, c)$, если последовательности, полученные датчиками, связаны соотношением: $x_i' = x_{n-i}^e$ для $i = 0, 1, \dots, n-1$, где n — период последовательностей.

Для датчика $x_{i+n} \equiv \lambda x_i \pmod{M}$ это означает, что найдется такое $\lambda^{-1} (\lambda \lambda^{-1} \equiv 1 \pmod{M})$, что $x_{i+n} \lambda^{-1} \equiv x_i \pmod{M}$. Аналогично для датчика $x_{i+n} \equiv \lambda x_i + c \pmod{M}$ найдется λ^{-1} , а $c^{-1} \equiv \lambda^{-1}(M-c) \pmod{M}$.

Датчик, обратный для f , обозначим f^{-1} . Заметим, что

$(f^{-1})^{-1} = f$, так как $(\lambda^{-1})^{-1} \equiv \lambda \pmod{M}$, а $c \equiv \lambda(M - \lambda^{-1}(M - c)) \pmod{M}$.

ОПРЕДЕЛЕНИЕ 2. Датчики f и g назовем эквивалентными ($f \sim g$), если для каждой последовательности $X = \{x_i\}$ произведение корреляционных коэффициентов

$$\rho\{x, f(x) - g(x)\} \cdot \rho\{x, f^{-1}(x) - g(x)\} = 0.$$

Здесь знак минус означает, что для каждого i находится разность $\{f(x_i) - g(x_i)\} \pmod{M}$.

Из этих определений вытекают следующие 6 предложений:

1. $f \sim f$.

2. $f + c_1 \sim f + c_2$.

3. Если $f \sim g$, то $f^{-1} \sim g$, $f \sim g^{-1}$, $f^{-1} \sim g^{-1}$.

4. Если $f \sim g$, то $cf \sim cg$.

5. Если $f \sim g$ и $g \sim h$, то $f \sim h$.

6. Если $f_1 \sim g_1$ и $f_2 \sim g_2$, то либо $f_1 + f_2 \sim g_1 + g_2$, либо $f_1^{-1} + f_2 \sim g_1 + g_2$.

Наиболее важным представляется

СЛЕДСТВИЕ 1. Датчик $x_{i+n} \equiv \lambda x_i \pmod{M}$ эквивалентен датчикам $x_{i+n} \equiv \lambda x_i + c \pmod{M}$ и $x_{i+n} \equiv \lambda^{-1} x_i + c \pmod{M}$.

Заметим, что представление датчиков в более общем виде [9]:

$$x_{i+\kappa} \equiv \lambda^\kappa x_i \pmod{M} \quad \text{и} \quad x_{i+\kappa} \equiv \lambda^\kappa x_i + \frac{c(\lambda^\kappa - 1)}{\lambda - 1} \pmod{M}$$

($\kappa \geq 1$) не повлияет на справедливость следствия, ибо для каждого фиксированного κ величина

$$\frac{c(\lambda^\kappa - 1)}{\lambda - 1} = c_\kappa$$

будет константой.

Статистические проверки [2-11], а также теоретическая оценка мультипликативного датчика [9] позволяют утверждать, что датчик смешанного типа несколько предпочтительнее датчика несмешанного типа для одного и того же λ . Это можно объяснить тем, что период последовательности, получаемой первым датчиком, в четыре раза больше. Для больших периодов (порядка 2^{30} — 2^{40}) можно считать, что статистические характеристики этих двух датчиков совпадают.

В дальнейшем будем рассматривать только датчики (I) с обновлением 2^p .

Пусть в формуле (3) $X = \{x_i\} = \{\lambda^i x_0\}$, а $Y = \{x_{i+k}\} = \{\lambda^{i+k} x_0\}$, то есть последовательность Y начинается с k -го члена последовательности X .

Обозначим период последовательности X через π , тогда имеем:

$$\rho(X, Y) = \frac{\sum_{i=1}^{\pi} (x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{\pi} (x_i - \bar{x})^2} \quad (4)$$

В работе [2] показано, что максимальный период для $M=2^p$ достигается при $\lambda=3(mod 8)$, $\lambda=5(mod 8)$, $x_0=2s+1$ и равен 2^{p-2} . Тогда $\bar{x}=2^{p-1}\bar{E}$, где $|\bar{E}| \leq 2$ [II]. Члены последовательности X расположим в порядке возрастания. Вновь полученную последовательность обозначим X^* . Тогда для каждого i ($0 \leq i < 2^{p-2}-1$) возможно такое представление: $x_i^* = 4i + \epsilon_i$, где $-1 \leq \epsilon_i \leq 5$. Например, для $\lambda=5(mod 8)$ величина ϵ_i — константа и равна либо 1, если $x_0=1$, либо 3, если $x_0=7$ [II].

Обозначим $\lambda^{\pi}(mod 2^p) = \lambda_{\pi}$. Тогда из формулы (4) следует:

$$\rho(X, Y) = \frac{\sum_{i=0}^{2^{p-2}-1} (4i + \epsilon_i - 2^{p-1}\bar{E})(\lambda_{\pi}(4i + \epsilon_i)(mod 2^p) - 2^{p-1}\bar{E})}{\sum_{i=0}^{2^{p-2}-1} (4i + \epsilon_i - 2^{p-1}\bar{E})^2}$$

Рассмотрим случай $\lambda=5(mod 8)$, тогда $\epsilon_i = \bar{E}$ и

$$\rho(X, Y) = \frac{\sum_{i=0}^{2^{p-2}-1} (i - 2^{p-3})(\lambda_{\pi}(4i + \bar{E})(mod 2^p) - 2^{p-1})}{4 \sum_{i=0}^{2^{p-2}-1} (i - 2^{p-3})^2} =$$

$$= \frac{12}{(2^{p-2})^3 + 2^{p-1}} \sum_{i=0}^{2^{p-2}-1} (i - 2^{p-3})((\lambda_{\pi} i + \frac{\lambda_{\pi} \bar{E}}{4})(mod 2^{p-2}) - 2^{p-3}).$$

Согласно предложению 2 об эквивалентности, датчик

$$x_{i+1} = (\lambda_{\pi} x_i + \frac{\lambda_{\pi} \bar{E}}{4})(mod 2^{p-2})$$

эквивалентен датчику

$$x_{i+1} = \lambda_{\pi} x_i (mod 2^{p-2})$$

Тогда после замены датчиков и некоторых преобразований получаем:

$$\begin{aligned} \rho^*(X, Y) &= \left(\frac{12}{(2^{p-2})^3} - \frac{24}{(2^{p-2})^5} \right) \sum_{i=0}^{2^{p-2}-1} (i - 2^{p-3})(\lambda_{\pi} i (mod 2^{p-2}) - 2^{p-3}) = \\ &= \left(\frac{12}{2^{p-2}} - \frac{24}{(2^{p-2})^3} \right) \sum_{i=0}^{2^{p-2}-1} \left(\frac{i}{2^{p-2}} - \frac{1}{2} \right) \left(\frac{\lambda_{\pi} i (mod 2^{p-2})}{2^{p-2}} - \frac{1}{2} \right). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\left| \sum_{i=0}^{2^{p-2}-1} \left(\frac{i}{2^{p-2}} - \frac{1}{2} \right) \left(\frac{\lambda_{\pi} i (mod 2^{p-2})}{2^{p-2}} - \frac{1}{2} \right) \right| \leq \\ &\leq \sum_{i=0}^{2^{p-2}-1} \left(\frac{i}{2^{p-2}} - \frac{1}{2} \right)^2 = \frac{2^{p-2}}{12} + \frac{1}{6 \cdot 2^{p-2}}, \end{aligned}$$

даже при сравнительно небольших p величиной порядка $\frac{2}{(2^{p-2})^2}$ можно пренебречь, и тогда

$$\rho^*(X, Y) = \frac{12}{2^{p-2}} \sum_{i=0}^{2^{p-2}-1} \left(\frac{i}{2^{p-2}} - \frac{1}{2} \right) \left(\frac{\lambda_{\pi} i (mod 2^{p-2})}{2^{p-2}} - \frac{1}{2} \right). \quad (5)$$

Во втором случае, $\lambda=3(mod 8)$, имеем (см., [II]) $\epsilon_{2i+1} = \epsilon_1$, $\epsilon_{2i} = \epsilon_2$ ($i = 0, 1, \dots, 2^{p-2}-1$). Последовательность X распадается на две, в каждой из них ϵ_i — постоянная. Тогда мы возвращаемся к предыдущему случаю $\lambda=5(mod 8)$. После аналогичных преобразований получим формулу (5).

В формуле (5) выражение

$$\frac{\lambda_{\pi} i (mod 2^{p-2})}{2^{p-2}}$$

есть дробная часть $\frac{\lambda_{\pi} i}{2^{p-2}}$, обозначаемая обычно $\left\{ \frac{\lambda_{\pi} i}{2^{p-2}} \right\}$. Подставим $\left\{ \frac{\lambda_{\pi} i}{2^{p-2}} \right\}$ в (5) и преобразуем:

$$\rho^*(X, Y) = \frac{12}{2^{p-2}} \sum_{i=0}^{2^{p-2}-1} \left(\frac{i}{2^{p-2}} - \frac{1}{2} \right) \left(\left\{ \frac{\lambda_{\kappa} i}{2^{p-2}} \right\} - \frac{1}{2} \right) =$$

$$= \frac{12}{(2^{p-2})^2} \sum_{i=0}^{2^{p-2}-1} i \left\{ \frac{i \lambda_{\kappa}}{2^{p-2}} \right\} - 3 + 6/2^{p-2} \quad (6)$$

ЛЕММА 1. Если λ и π взаимно просты, то

$$\sum_{i=0}^{n-1} \left[\frac{i\pi}{n} \right] = \frac{(n-1)(\pi-1)}{2},$$

где $[x]$ — целая часть числа x .

ЛЕММА 2. Если λ и π взаимно просты, то

$$\sum_{i=0}^{n-1} \left\{ \frac{i\pi}{n} \right\}^2 = \frac{(n-1)(2n-1)}{6n}$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО этих лемм можно найти у Якобсона [14].

ЛЕММА 3. При взаимно простых λ и

$$\sum_{i=0}^{n-1} \frac{i}{\pi} \left\{ \frac{i\pi}{n} \right\} = \frac{\pi(3n+1)}{12n} + \frac{\pi-3}{4} + \frac{\pi^2+1}{12\pi n} - \sum_{j=0}^{\lambda-1} \frac{j}{\pi} \left\{ \frac{j\pi}{\lambda} \right\}.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО (см. [15]).

Обозначим $2^{p-2} = \lambda_0$ и $\lambda = \lambda_1$; λ_0 и λ_1 взаимно просты, поэтому наибольший общий делитель λ_0 и λ_1 равен единице. Рассмотрим известный алгоритм Евклида (доказательство взаимной простоты двух чисел):

$$\begin{aligned} \lambda_0 &= k_1 \lambda_1 + \lambda_2, & \lambda_{s-1} &= k_s \lambda_s + 1, \\ \lambda_1 &= k_2 \lambda_2 + \lambda_3, & \lambda_s &= k_{s+1} \lambda_{s+1}, \\ & & \lambda_{s+1} &= 1, \end{aligned} \quad (7)$$

где все числа целые и положительные, а $k_1, k_2, \dots, k_{s+1}$ — коэффициенты разложения.

ТЕОРЕМА 1. Значение корреляционного коэффициента определяется по формуле

$$\rho = \frac{1}{2^{p-2}} \sum_{i=1}^{s+2} (-1)^{i+1} K_i + \varepsilon,$$

где

$$|\varepsilon| < \frac{5}{2^{p-2}} \quad (8)$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Преобразуем формулу леммы 3, предварительно домножив ее на число 12:

$$12 \sum_{i=0}^{\lambda_0-1} \frac{i}{\lambda_0} \left\{ \frac{i\lambda_1}{\lambda_0} \right\} = 3\lambda_1 + \frac{\lambda_1}{\lambda_0} + 3\pi_0 - 9 + \frac{\pi_0}{\lambda_1} + \frac{1}{\lambda_0 \lambda_1} \sum_{j=0}^{\lambda_1-1} j \left\{ \frac{j\pi_0}{\lambda_1} \right\}. \quad (9)$$

Так как из (7) следует, что

$$\left\{ \frac{j\pi_0}{\lambda_1} \right\} = \left\{ \frac{j\lambda_2}{\lambda_1} \right\},$$

то формула (9) становится рекуррентной:

$$12 \sum_{i=0}^{\lambda_0-1} \frac{i}{\lambda_0} \left\{ \frac{i\lambda_1}{\lambda_0} \right\} = \sum_{i=0}^s (-1)^i (3\lambda_{i+1} + \frac{\lambda_{i+1}}{\lambda_i} + 3\lambda_i - 9 + \frac{\lambda_{i+1}}{\lambda_i} + \frac{1}{\lambda_i \lambda_{i+1}}).$$

Отсюда видно, что сумма первых и третьих членов даст

$$3\lambda_0 + (-1)^s \cdot 3\lambda_{s+1},$$

вторых и пятых —

$$\sum_{i=1}^{s+1} (-1)^{i+1} K_i + \frac{\lambda_1}{\lambda_0},$$

ибо из формул (7):

$$\frac{\lambda_{i-1}}{\lambda_i} - \frac{\lambda_{i+1}}{\lambda_i} = K_i, \quad \text{а} \quad \lambda_{s+1} = 1 \quad \text{и} \quad \lambda_s = K_{s+1}.$$

Итак,

$$12 \sum_{i=0}^{\lambda_0-1} \frac{i}{\lambda_0} \left\{ \frac{i\lambda_1}{\lambda_0} \right\} = 3\lambda_0 + \sum_{i=1}^{s+1} (-1)^i K_i + \frac{\lambda_1}{\lambda_0} + (-1)^s 3\lambda_s - 9 \left(\frac{1}{2} + \frac{(-1)^s}{2} \right). \quad (10)$$

Сумма знакопеременного ряда

$$\sum_{i=0}^s \frac{(-1)^i}{\lambda_i \lambda_{i+1}}$$

не превосходит по абсолютной величине $\frac{1}{2^{p-2}}$ и имеет тот же знак, что и S - й член суммы. Подставим (10) в выражение корреляционного коэффициента (6):

$$\rho^*(X, Y) = \rho = \frac{1}{2^{p-2}} \sum_{i=1}^{S+2} (-1)^{i+1} K_i + \epsilon,$$

где

$$\epsilon = \frac{1}{2^{p-2}} \left\{ \frac{\lambda_1}{\lambda_0} + (-1)^3 \cdot 3 + \sum_{i=0}^S \frac{(-1)^i}{\lambda_i \lambda_{i+1}} - 4,5(1+(-1)^S) + 6 + (-1)^S \right\}.$$

При S четном:

$$\left(\frac{1}{2^{p-2}} < \epsilon < \frac{2,5}{2^{p-2}} \right),$$

а при S нечетном:

$$\left(-\frac{3,5}{2^{p-2}} < \epsilon < -\frac{5}{2^{p-2}} \right)$$

Теорема доказана.

Для простоты практического вычисления корреляционного коэффициента введем рекуррентный оператор ν . Пусть дано начальное

$$\nu_0 = \frac{\lambda}{2^{p-2}}, \quad \nu_{i+1} = \frac{1}{\{\nu_i\}}$$

Тогда формула (8) примет вид:

$$\rho \sim \frac{1}{2^{p-2}} \sum_{i=1}^{S+1} (-1)^{i+1} [\nu_i] \quad (II)$$

Вычисление суммы заканчивается, как только ν_i станет целым числом. В формуле (II) отброшены ϵ и последний член суммы корреляционного коэффициента (8), так как при больших p величинами порядка $5/2^{p-2}$ можно пренебречь.

Возникает вопрос о величине S , имеющей немаловажное значение для практического вычисления. Например, если λ_0 - число Фибоначчи, то алгоритм Евклида (?) будет максимальной длины тогда, когда λ_1 - соседнее меньшее число Фибоначчи. Это видно непосредственно из записи алгоритма Евклида, ибо любое $K_i \neq 1$ сокращает длину алгоритма, а все $K_i = 1$ ($i = 1, 2, \dots, S, S+1$) при любом S дает числа Фибоначчи. Если λ_0 таково, что лежит между соседними числами Фибоначчи $F_S < \lambda < F_{S+1}$, то

максимальная длина алгоритма Евклида равна S , так как для $\lambda_0 = F_S$ длина алгоритма S , а для $\lambda_0 = F_{S+1}$ равна $S+1$. Итак, если F_S - наибольшее число Фибоначчи, такое что $F_S < \lambda$, то найдется такое $\lambda_1 < \lambda_0$, что доказательство взаимной простоты λ_0 и λ_1 потребует максимального числа разложений S .

Из формулы Бине [13] для общего члена ряда Фибоначчи вычисляется значение S :

$$F_S = \frac{\left(\frac{1+\sqrt{5}}{2}\right)^S - \left(\frac{1-\sqrt{5}}{2}\right)^S}{\sqrt{5}}; \quad S \sim \frac{\log_2(\sqrt{5}\lambda_0)}{\log_2 \frac{1+\sqrt{5}}{2}} \sim \frac{3}{2} \log_2 \lambda_0 + 2.$$

Если $\lambda_0 = 2^{p-2}$, то S может достигать величины $1,5 p$.

СЛЕДСТВИЕ 2. Если для некоторого λ_1 все $K_i = \ell$ ($i = 1, \dots, S+1$), то ρ близок к нулю.

ТЕОРЕМА 2. (Обобщенное тождество Симсона.) Если λ_1 и λ_0 таковы, что S нечетно и все $K_i = \ell$, то $\lambda_1^2 \pmod{\lambda_0} \neq 1$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Рассмотрим обобщенный ряд Фибоначчи

$$F_{n+1} = \ell F_n + F_{n-1}, \quad F_0 = 0, F_1 = 1.$$

Тождество Симсона для ряда Фибоначчи дается формулой

$$f_S^2 = f_{S-1} f_{S+1} + (-1)^{S-1}$$

Докажем, что оно верно для обобщенного ряда.

Формула Бине для него дается в виде

$$F_S = \frac{\left(\frac{\ell + \sqrt{\ell^2 + 4}}{2}\right)^S - \left(\frac{\ell - \sqrt{\ell^2 + 4}}{2}\right)^S}{\sqrt{\ell^2 + 4}}$$

Подстановка F_S в тождество Симсона доказывает справедливость тождества для обобщенного ряда, а справедливость теоремы следует из тождества при S нечетном, ибо λ_0 и λ_1 - члены обобщенного ряда Фибоначчи.

СЛЕДСТВИЕ 3. Если λ_0 и λ_1 - соседние члены обобщенного ряда Фибоначчи, то, несмотря на минимальные значения корреляции, датчик с $\lambda = \lambda_1$,

следует отвергнуть из-за чрезмерно больших тройных корреляций.

СЛЕДСТВИЕ 4. Датчик со значением $\lambda = \lambda = \sqrt{\lambda_0}$ должен быть также отвергнут, так как приводит к частному случаю обобщенного ряда Фибоначчи с $l = \lambda$, и $s = 1$.

СЛЕДСТВИЕ 5. Корреляционный коэффициент находится в пределах:

$$-\frac{1}{3} < \rho < \frac{1}{5} \quad \text{для} \quad \lambda \equiv 5 \pmod{8} \quad \text{и}$$

$$-\frac{1}{5} < \rho < \frac{1}{3} \quad \text{для} \quad \lambda \equiv 3 \pmod{8}.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Следует из теоремы 1, если придавать λ значения $5, 2^{p-2}-3$ и $3, 2^{p-2}-5$, соответственно.

ТЕОРЕМА 3. Если $\lambda \equiv 2^{p-2} \pm a \pmod{2^{p-2}}$, где $a < \sqrt{2^{p-2}}$, то $|\rho| \sim \frac{1}{a}$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. $\lambda = 2^{p-2} + a \equiv a \pmod{2^{p-2}}$ подставим в формулу (8). Так как $a < \sqrt{2^{p-2}}$, то $K_1 > \sqrt{2^{p-2}}$, а все остальные K_i ($i > 1$) меньше K_1 , тогда

$$\rho \sim \frac{K_1}{2^{p-2}} \sim \frac{1}{2^{p-2}} \left[\frac{2^{p-2}}{a} \right] \sim \frac{1}{a}.$$

Для $\lambda = 2^{p-2} - a$ после подстановки в формулу (8) получим:

$$\rho \sim \left(\left[\frac{2^{p-2}}{a} \right] - \left[\frac{2^{p-2}-a}{a} \right] + \dots \right) \cdot \frac{1}{2^{p-2}} \sim \frac{1}{2^{p-2}} \left(1 - \left[\frac{2^{p-2}}{a} \right] + \dots \right).$$

Как и в предыдущем случае, все K_i , начиная с третьего, меньше K_2 , поэтому $\rho \sim \frac{1}{a}$, что и доказывает теорему.

ТЕОРЕМА 4. Если $\lambda = \mu \cdot 2^{p-2-t} \pm a$, причем μ нечетно, $2^{\frac{3}{2}t} a < \sqrt{2^{p-2}}$, тогда $|\rho| \sim \frac{1}{4^t a}$.

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Рассмотрим алгоритм Евклида для чисел 2^t и μ :

$$\begin{aligned} 2^t &= \mu_0 = k_1 \mu_1 + \mu_2, & \mu_{s-1} &= k_s \mu_s + 1, \\ \mu &= \mu_1 = k_2 \mu_2 + \mu_3, & \mu_s &= k_{s+1} \mu_{s+1}, \\ \mu_2 &= k_3 \mu_3 + \mu_4, & \mu_{s+1} &= 1, \\ & & \mu_{s+2} &= 0. \end{aligned}$$

Тогда, согласно теореме 1,

$$\rho = \frac{1}{2^{p-2}} \{k_1 - k_2 + \dots \pm k_{s+1}\} \mp \rho(2^{p-2-t} \pm \mu a, 2^t a).$$

Действительно,

$\rho(2^{p-2-t}, \mu 2^{p-2-t} \pm a) = \rho(2^t 2^{p-2-t} \pm 0 \cdot a, \mu 2^{p-2-t} \pm a)$, разложением Евклида будем пользоваться до тех пор, пока коэффициенты при 2^{p-2-t} в формуле ρ не станут соответственно 1 и 0, то есть коэффициентами при a до применения алгоритма Евклида. По условию, все $k_i < 2^t$, поэтому:

$$\frac{1}{2^{p-2}} \{k_1 - k_2 + \dots \pm k_{s+1}\} < \frac{1}{2^{p-2-t}}.$$

По теореме 3,

$$\rho(2^{p-2-t} \pm \mu a, 2^t a) \sim \frac{1}{2^{p-2}} \cdot \frac{2^{p-2-t}}{2^t a} = \frac{1}{4^t a},$$

если $\sqrt{2^{p-2-t}} > 2^t a$, то есть $2^{\frac{3}{2}t} a < \sqrt{2^{p-2}}$. Так как k_i не могут существенно повлиять на величину ρ (по условию $2^{p-2-t} > 4^t a$), то теорема доказана.

ТЕОРЕМА 5. Если числа a и b взаимно просты, $a < b$ и найдется такое α (не обязательно целое), что

$$\lambda = \frac{a}{b} 2^{p-2} \pm \alpha,$$

причем $b^3 \alpha^2 < 2^{p-2}$ и $b^3 \alpha < 2^{p-2}$, тогда

$$|\rho| \sim \frac{1}{b^2 \alpha}.$$

ДОКАЗАТЕЛЬСТВО. Проводится аналогично приведенному выше, если учесть, что α может быть меньше единицы, и условие $b^3 \alpha < 2^{p-2}$, опущенное в доказательстве теоремы 4, здесь не является лишним.

СЛЕДСТВИЕ 6. Значение корреляционного коэффициента $\rho(2^{p-2}, \lambda \mu \cdot 2^s)$ при больших s ($s > \frac{p}{2} - 3$), μ нечетном не зависит от λ .

Это справедливо, так как, например, для $\lambda^2 \pmod{2^{s+2}} \equiv 1$ и, по теореме 4, при $s > \frac{p}{2} - 3$, $|\rho| \sim \frac{1}{4^{p-4s}}$.

Итак, полученные результаты позволяют легко вычислить корреляционный коэффициент последовательностей вида X и λX ; показана эквивалентность датчиков сменного и несменного типов. Показана также нестойкость выбора множителя λ близким к $\sqrt{M}$, и найдено численное выражение корреляционного коэффициента для некоторых множителей λ .

Л и т е р а т у р а

1. LEMMER D. Mathematical methods in large scale computing units. Ann.Comput.Labor. Harvard Univ., 1951, N 26, p.141-146.
2. BOFINGER M., BOFINGER V.J. On a Periodic Property of Pseudo-Random Sequences. - J.ACM, 1958, N 5, p.261-265.
3. GRIMMINGER M. Notes on a New Pseudo-Random Number Generators, ibid, 1961, N 8, p.163-167.
4. MACLAREN D., MARSAGLIA G. Uniform Random Number Generators, ibid, 1965, vol.12, N 1, p.83-89.
5. BARNETT V.D. The Behaviour of Pseudo-Random Sequences Generated on Computers by the Multiplicative Congruential Method. - Math.Comp., 1962, N 16, p.63-69.
6. DONNELLY T. Some techniques for using pseudo-random numbers in computer simulation. - Comm.ACM, 1969, vol.12, N 7, p.392.
7. HENNERLE W.J. Generating pseudo-random numbers on a two's complement machine such as the IBM 360. - Comm.ACM, 1969, vol. 12, N 7, p.382-383.
8. GRIDER A.van. Some new results in pseudo-random numbers generation. - J.Ass.Comp.Mach., 1967, vol.14, N 4, p.785-792.
9. COVNIEN R.E., MACPHERSON R.D. Fourier analysis of random number generations. - J.ACM, 1967, vol.14, N 1, p.100-119.
10. АНТИПОВ М.В., ИЗРАЙЛЕВ Ф.М., ЧЕРНОВ Б.В. Статистическая проверка датчика псевдослучайных чисел. - "Вычислительные системы", Новосибирск, "Наука" СО, 1968, вып. 30, стр. 77-85.
11. АНТИПОВ М.В. К оценке датчика псевдослучайных чисел. - "Вычислительные системы", Новосибирск, 1970, вып. 42, стр.81-88.
12. ГОЛЕНКО Д.Н. Моделирование и статистический анализ псевдослучайных чисел на электронных вычислительных машинах. М., "Наука", 1965.
13. ВОРОБЬЕВ Н.Н. Числа Фибоначчи. М.-Л., 1951.
14. JAMSSON B. Random Number Generators. Stockholm, 1966.
15. АНТИПОВ М.В. Анализ производящих множителей мультипликативного датчика псевдослучайных чисел. Препринт ИИИ СО АН СССР, 1971.

Поступила в ред.-изд.отд.

20. XII. 1971 г.