

ОЦЕНКА СТРУКТУРНОЙ СЛОЖНОСТИ ПСЕВДОСЛУЧАЙНОЙ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТИ ЦЕЛЫХ ЧИСЕЛ

Колесов В.В.

Институт радиотехники и электроники РАН
125009, Москва, центр, ГСП-9, ул. Моховая, д.11, корп. 7

Проблема защиты информации в открытых информационных и компьютерных сетях от несанкционированного доступа, а также задача повышения помехоустойчивости телекоммуникационных каналов связаны с применением сложных кодирующих алгоритмов и шумоподобных сигналов с большой информационной емкостью. Поэтому разработка сложных кодирующих алгоритмов и разработка критериев объективной оценки их структурной сложности является достаточно актуальной задачей.

В качестве тестируемого алгоритма рассмотрим алгоритм с запаздыванием, формирующий псевдослучайную последовательность (ПСП) целых чисел $\{x_n\}$, определенный на конечном замкнутом интервале $[1, M]$, $M > 1$ с «отражающими границами»:

$$\begin{aligned} \tilde{x}_n &= x_{n-1} + (-1)^{x_n - Kz} \cdot x_{n-Nz}, \quad Kz \in [2, Nz - 1], \quad x_n \in [1, M] \\ x_n &= \tilde{x}_n, \quad \text{если } \tilde{x}_n \in [1, M] \\ x_n &= \tilde{x}_n - M, \quad \text{если } \tilde{x}_n > M \\ x_n &= \tilde{x}_n + M, \quad \text{если } \tilde{x}_n < 1 \end{aligned} \quad (1)$$

Здесь Nz - параметр запаздывания, а параметр $Kz \neq Nz$ выбирается из интервала запаздывания $(x_{n-1}, x_{n-2}, \dots, x_{n-Nz})$. В (1) основным является отображение типа Фибоначчи [1]:

$$x_n = x_{n-1} \pm x_{n-Nz} \quad (2)$$

только теперь, в отличие от работы [1], знак перед запаздывающим членом изменяется не случайным независимым образом, а определяется внутренней динамикой системы.

Поскольку фазовое пространство (ФП) отображения Фибоначчи не ограничено, в алгоритм введена дополнительная операция преобразования числового интервала $[1, M]$ самого в себя, которая играет важную роль в механизме хаотического поведения данной динамической системы (ДС). Во-первых, эта операция ограничивает объем ФП, делая его конечным, а, во-вторых, обеспечивает дополнительное перемешивание траекторий в фазовом пространстве. Необходимо отметить, что одного преобразования числового интервала самого в себя недостаточно для эффективного перемешивания траекторий в ФП. Определенный механизм хаотизации должен уже содержаться в функции отображения. В данном случае это обеспечивается свойствами генератора случайных чисел Фибоначчи. Эти два условия – ограниченность объема ФП и наличие мощного механизма перемешивания – являются необходимыми условиями хаотического поведения любой динамической системы.

Фазовое пространство алгоритма (1) размерности Nz имеет ограниченный объем и состоит из M^{Nz} точек состояния данной дискретной динамической системы (ДДС). В зависимости от выбора начального вектора $R_0(x_1, x_2, \dots, x_{Nz})$, радиус-вектор $R_n(x_{n-1}, x_{n-2}, \dots, x_{n-Nz})$ описывает в ФП ту или иную траекторию, представляющую собой последовательные дискретные переходы из одной точки состояния динамической системы в другую по случайному закону. Эти «траектории» движения ДДС в ФП из-за ограниченности объема ФП образуют замкнутые циклы, которые, вследствие однозначности преобразования (1), не пересекаются и не имеют общих точек. Все точки ФП принадлежат только одному какому-либо циклу.

В зависимости от значений параметров $Nz \geq 3$ и M в фазовом пространстве алгоритма существует только одна изолированная точка с координатами (M, M, \dots, M) и целый ряд циклов различного периода, из которых каждому длинному циклу до его замыкания соответствует непериодическая ПСП с практически равномерным распределением генерируемых чисел. И нас будут интересовать процессы только до замыкания циклов, т.е. непериодический сегмент формируемой алгоритмом ПСП. Этот сегмент может быть любой длины (сколь угодно большой) при соответствующем выборе параметров алгоритма и начальных условий.

Множество точек в ФП, объединенных в цикл, мы будем называть псевдослучайным циклом (ПСЦ), если формируемый алгоритмом непериодический процесс до замыкания цикла имеет случайный, хаотический характер, в отличие от регулярного цикла, которому до замыкания соответствует регулярный процесс. Очевидно, что псевдослучайному циклу соответствует нерегулярное движение в фазовом пространстве, а регулярному циклу – регулярное. Конечно, в том и другом случае поведение ДС на цикле полностью детерминировано.

ПСЦ представляет собой детерминированное хаотическое множество последовательных точек во всем объеме фазового пространства, в отличие от притягивающего множества – странного аттрактора непрерывной динамической системы, аналогом которого для дискретной ДС он, по сути дела, является,

Для характеристики фрактальных свойств хаотического множества точек на ПСЦ ограничимся анализом геометрической (эвклидовой) и корреляционной размерностей [2, 3]. Численный эксперимент проводился для малых значений параметров алгоритма $Nz=4$, $Kz=2$, $M=11$, длине исследуемой ПСП $N=500$ чисел, начальном векторе $R_0(8,6,7,1)$, что имеет принципиальное значение для оценки мажоритарных свойств ПСЦ. При увеличении размерности алгоритма характер поведения ДДС существенно усложняется и улучшаются статистические характеристики формируемых ПСП. Вычисление корреляционного интеграла $C(l)$ путем определения расстояний l между всеми парами векторов состояний на цикле в ФП и построение зависимости $\log(C(l))=f(\log(l))$, показанной на Рис.1 (кривая 1), позволяющие с помощью вычисления локального углового коэффициента [3] дать следующую оценку корреляционной размерности исследуемого ПСЦ: $D_2=3.3$. Полученное значение согласуется с геометрической размерностью $D_0=4$, $D_2/D_0=0.83$. Величина последнего отношения может служить характеристикой степени однородности заполнения точками цикла полного объема ФП. Как показывает анализ, исследованному циклу с начальным вектором $R_0(8,6,7,1)$ соответствует непериодическая ПСП длиной $N < 14030$ с распределением генерируемых чисел, близким к равномерному.

Кривая 2 на Рис.1 соответствует логарифму корреляционного интеграла для ПСЦ с $R_0(1,6,6,7)$ тестируемого алгоритма №2 на основе отображения Фибоначчи $x_n=x_{n-1}+x_{n-Nz}$, дополненного тем же, что и в (1), преобразованием отображения интервала $[1, M]$ само в себя [4]. $Nz=4$, $M=11$, $N=500$. Графики 1 и 2 функции $\log(C(l)) = f(\log(l))$ на Рис.1 почти в точности повторяют друг друга и имеют протяженный прямолинейный участок с наклоном $D_2=3.3$, что и позволяет получить количественную оценку однородности заполнения пространства точками состояний ДС на псевдослучайных циклах. Отметим, что алгоритмам (1) и (2) соответствуют ПСП с хорошими статистическими и корреляционными свойствами, особенно при увеличении запаздывания Nz больше 5.

Алгоритм на основе отображения Фибоначчи с операцией отражения от границ интервала $[1, M]$ типа «отражения от стенки бильярдного шара»:

$$\begin{aligned} \tilde{x}_n &= x_{n-1} + x_{n-Nz}, & x_n &\in [1, M] \\ x_n &= \tilde{x}_n, & \text{если } \tilde{x}_n &\in [1, M] \\ x_n &= 2M - \tilde{x}_n, & \text{если } M < \tilde{x}_n < 2M \\ x_n &= \tilde{x}_n + 2, & \text{если } \tilde{x}_n &= 2M \end{aligned} \quad (3)$$

имеет неравномерное распределение с уменьшением вероятности генерации малых чисел из интервала области определения. При $Nz=4$, $M=17$, $N=500$, для цикла с начальным радиус-вектором $R_0(7,14,6,15)$ и имеющим период $T=613$ зависимость $\log(C(l))=f(\log(l))$ (кривая 3 на рис.1) не имеет четко выраженного прямолинейного участка. Это означает, что у корреляционного интеграла существенные отклонения от закона $C(l) \sim l^D$ и, следовательно, точки данного ПСЦ расположены в ФП неравномерно.

Для оценки степени сложности хаотического процесса, формируемого алгоритмом, необходимо определить однородность аттрактора в ФП на всех масштабах дискретного времени. Определение корреляционной размерности аттракторов требует большого объема вычислительных ресурсов особенно в случае ДС высокой размерности, поэтому имеет смысл исследовать структурные свойства реализации псевдослучайного процесса, являющегося проекцией траектории движения ДС в ФП на одно из направлений в этом пространстве,

Фрактальный анализ может быть применен не только к хаотическому множеству точек в многомерном ФП, но и к одномерному множеству чисел реализации ПСП. Определение по стандартной методике корреляционной размерности, примененное к одномерному ($D_0=1$) хаотическому массиву из $N=1000$ чисел ПСП, сформированному алгоритмами (1)-(4) при параметрах $Nz=16$, $M=21$ дало следующие результаты. Для всех тестируемых алгоритмов значение корреляционной размерности находится в пределах $D_2=D_2/D_0=0.91 \div 0.96$, в том числе для генератора RND(Maple) (алгоритм №5, $M=21$) и алгоритма №4, отличающегося от (1) тем, что для него параметр $Kz=Nz$, что существенно сказывается на форме распределения условной вероятности первого порядка $p(i+1, x_m | i, x_n)$, в котором появляются запретные переходы для четных, либо нечетных чисел в зависимости от четности числа на предыдущем шаге.

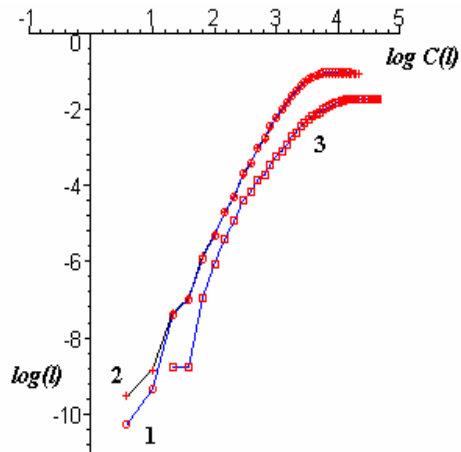


Рис.1.

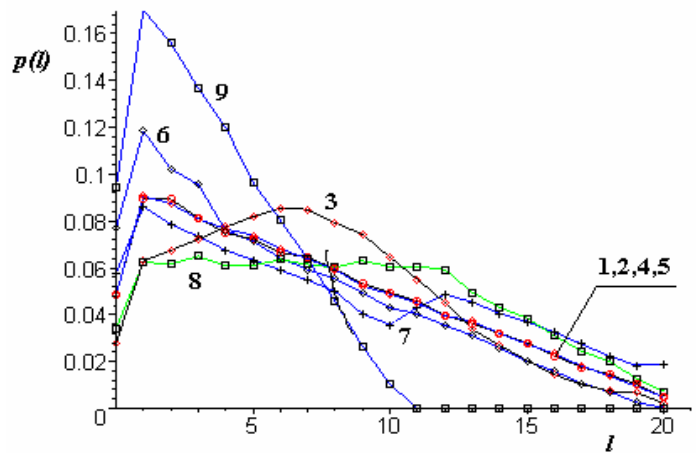


Рис.2.

Полученные значения отношения D_2/D_0 свидетельствует о достаточно хорошей однородности заполнения интервала $[1, M]$ генерируемыми числами. Это подтверждается анализом одномерного распределения вероятностей чисел в последовательности. Но на основе этих данных ничего нельзя сказать о структурной сложности ПСП и, главное, насколько она близка к последовательности независимых случайных событий, что можно рассматривать как эталон хаотического поведения. С этой целью исследуем локальную структуру ПСП на основе анализа фрактальной геометрии [5].

Случайную последовательность целых чисел можно рассматривать как дискретную топологию сложного геометрического рельефа («береговой линии»). Для оценки геометрической структурной сложности исследуем изменения расстояния последовательно между соседними точками такого рельефа в окне заданного масштаба. Другими словами, на основе данных реализации ПСП длиной N перейдем к анализу алгебраической последовательности

$$\{y_n = |x_n - x_{n+1}|, n=1, 2, \dots, (N-1), y_n \in [0, (M-1)]\}. \quad (4)$$

Следуя методике вычисления корреляционного интеграла, подсчитаем число $N(l)$ наступления одинаковых событий $y_n=l, l=0, 1, 2, \dots, (M-1)$ в последовательности из $(N-1)$ членов и построим график частоты наступления таких событий $p(l)=N(l)/(N-1)$ в зависимости от l (Рис.2). Расчеты выполнены для ПСП длиной $N=50000$. Кривая 1 соответствует алгоритму (1) с параметрами $Nz=16, Kz=9, M=21$. Этот график почти в точности повторяет соответствующую теоретическую зависимость для последовательности статистически независимых равновероятных чисел – $p_0(l)$, которую мы принимаем за эталонную. В качестве последней можно использовать и экспериментально полученные значения $p(l)$ для ПСП в случае близости их к теоретическим, например, для ПСП, формируемой генератором RND или алгоритмом (1). Обратную величину $S=1/(s+1)$ суммарного модуля отклонений значений $p_i=p(l_i)$, полученных для анализируемого процесса, от эталонных $s=\sum |p_i - p_{0i}|$ можно принять за меру структурной сложности этого процесса $\{x_n\}$. Кривые 2, 4 и 5, полученные при анализе алгоритмов (2), (4) с той же большой размерностью ФП ($Nz=16, M=21$) и генератора RND(Maple) с $M=21$, также мало отличаются от эталонного графика. Кривая 3 соответствует алгоритму (3) с неравномерным распределением генерируемых чисел $p(x)$. Графики 6, 7, 8 и 9 построены для модифицированных ПСП алгоритма (1) с целью моделирования дискретных процессов с разным видом функции распределения чисел $p(x)$ (среднее значение x_{cp} , среднее квадратичное отклонение σ , коэффициенты асимметрии γ_1 и эксцесса γ_2) и интервала автокорреляции $\tau_{кор}$. Кривые 3, 6, 7, 8 и 9 заметно отличаются от эталонной, что свидетельствует о высокой информативности предложенного метода оценки структурной сложности алгоритмов путем построения графика относительной частоты наблюдения величины разности соседних чисел в реализации ПСП $p(l)=f(l)$. Данный метод не требует больших объемов вычислительных ресурсов по сравнению с методами статистического, корреляционного и фрактального анализа. В Таблицу сведены результаты численного эксперимента.

Из приведенных данных видно, что все три алгоритма (1), (2) и (4) на основе отображения Фибоначчи, так же как и генератор RND, демонстрируют достаточно высокое структурное качество формируемых последовательностей. При изменении функции распределения генерируемых чисел $p(x)$ и коэффициента корреляции предложенная методика оценки степени структурной сложности эффективно фиксирует соответствующее изменение статистических свойств ПСП.

Таблица

Номер графика на Рис.1	Алгоритм	p(x) тестируемой ПСП				$\tau_{кор}$	Отличие $p(l)=f(l)$ от эталона	
		$x_{ср}$	σ	γ_1	γ_2		s	S
1	(1)	10.9	6.07	$1.08 \cdot 10^{-2}$	-1.21	1	$4.50 \cdot 10^{-2}$	0.96
2	(2)	11.0	6.07	$1.85 \cdot 10^{-2}$	-1.25	1	$4.80 \cdot 10^{-2}$	0.96
3	(3)	8.29	5.04	-1.21	-0.40	1	0.22	0.82
4	(4)	11.0	6.05	$-1.97 \cdot 10^{-3}$	-1.20	1	$4.70 \cdot 10^{-2}$	0.96
5	RND	11.0	6.06	$1.0 \cdot 10^{-3}$	-1.20	1	$4.40 \cdot 10^{-2}$	0.96
6	(1) модиф.	11.0	5.55	$8.79 \cdot 10^{-2}$	-1.21	2	$1.85 \cdot 10^{-1}$	0.85
7	(1) модиф.	11.0	6.81	$-1.02 \cdot 10^{-2}$	-1.43	1	$2.12 \cdot 10^{-1}$	0.83
8	(1) модиф.	7.32	5.85	0.86	-0.43	–	$1.46 \cdot 10^{-2}$	0.87
9	(1) модиф.	11.1	5.26	$-2.14 \cdot 10^{-2}$	-0.88	10	0.63	0.62

Параметры алгоритмов Nz=16, M=21, длина реализаций N=50000.

Работа выполнена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований, проекты № 03-07-90133, № 04-07-90161, № 04-07-08013.

Литература

1. Hayes Brian. The Vibbonacci Numbers. //American Scientist: Computing Science: July-August 1999.
2. Кузнецов С.П. Динамический хаос. – М.: Издат-во физ.-мат. литературы, 2001.
3. Мун Ф. Хаотические колебания. – М.: Мир, 1990.
4. Беляев Р.В. и др. // Радиотехника и электроника, 2004, т.49, №3, с.325-332.
5. Потапов А.А. Фракталы в радиофизике и радиолокации. - М.: Логос, 2002.

