

НЕКОТОРЫЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ, СВЯЗАННЫЕ С ГЕНЕРАЦИЕЙ ПСЕВДОСЛУЧАЙНЫХ ЧИСЕЛ

Некруткин В.В., к.ф.-м.н., доцент кафедры статистического моделирования
СПбГУ, vnekr@statmod.ru; Суровикина Т.О., студентка СПбГУ,
tamara.surovikina@gmail.com

Аннотация

В работе изучается распределение $U(S)$, согласованное с представлением чисел с плавающей точкой, и близкие к нему распределения.

Введение

Результатом работы генератора псевдослучайных чисел является последовательность чисел u_1, \dots, u_n, \dots , причем $u_i \in [0, 1]$. Автоматически u_i оказываются представленными в памяти компьютера в формате чисел с плавающей точкой. Соответствующий стандарт (см. [1]) определяет решётку чисел, принадлежащих $[0, 1]$ следующим образом. Фиксируются два целых числа B и S , задающие множество

$$X(S, B) = \{x_{jk}\} \cup \{0, 1\} \subset [0, 1]$$

так, что

$$x_{jk} = 2^{-j} (1 + k2^{-S}), \quad (1)$$

где $0 \leq k \leq 2^S - 1$, $1 \leq j \leq L = 2^{2^{B-1}-1}$.

Параметр B определяет количество бит, отведенных на хранение экспоненты, S — мантиссы. В дальнейшем нам будет удобнее рассматривать как характеристику решётки именно пару чисел (S, L) , поэтому вместо $X(S, B)$ используется далее запись $X_{S,L}$. Одна из причин таких переобозначений заключается в удобстве интерпретации параметров S и L : L есть максимальное значение экспоненты числа, а S определяет длину мантиссы.

Естественно возникает вопрос о распределении, хорошо аппроксимирующем равномерное распределение и сосредоточенном на множестве $X_{S,L}$.

В [2] с этой целью рассматривается дискретное распределение $U(S, L)$, задаваемое таблицей

$$U(S, L) : \begin{pmatrix} x_{jk} \\ p_{jk} \end{pmatrix}, \quad (2)$$

где $1 \leq j \leq L + 1$, $0 \leq k \leq 2^S - 1$, значения x_{jk} заданы формулой (1), $p_{jk} = 2^{-S-j}$ при $1 \leq j \leq L$, $p_{L+1,0} = 2^{-L}$ и $p_{L+1,k} = 0$ для всех $k > 0$.

Особый интерес имеет предельный случай $L = \infty$. Обозначим соответствующее ему распределение как $U(S)$, оно формально задается той же таблицей (2), только здесь $p_{jk} = 2^{-S-j}$ при всех $j \geq 1$.

Так как на практике используются огромные значения L , разница между распределениями $U(S)$ и $U(S, L)$ незначительна. Таким образом, анализ свойств $U(S)$ (несомненно более простой) во многом можно распространить и на $U(S, L)$.

В [2] распределение $U(S)$ постулируется как естественное приближение равномерного распределения $U(0, 1)$, сосредоточенное на множестве

$$X = X_S = \{\{x_{jk}\} \cup \{0\} \cup \{1\}\} \subset [0, 1] \quad (3)$$

с $x_{jk} = 2^{-j} (1 + k2^{-S})$, где $k = 0, 1, \dots, 2^S - 1$; $j \geq 1$. Такое распределение можно рассматривать как теоретическую модель, возникающую при построении генераторов псевдослучайных чисел, согласованных с плавающей точкой (см., например, [3] и [4]).

В настоящей работе исследуются свойства как распределения $U(S)$, так и нескольких аналогичных распределений. Из-за недостатка места все доказательства опущены.

Некоторые распределения с носителем X_S , аппроксимирующие $U(0, 1)$

Оказывается, что $U(S)$ получается как распределение «округленной вниз» случайной величины, имеющей равномерное распределение $U(0, 1)$ на отрезке $[0, 1]$.

Исходя из стандарта IEEE 754-2008 (см. [1]) здесь мы будем использовать три способа проектирования чисел из $[0, 1]$ на множество X_S :

1. число x переходит в тот ближайший элемент множества X_S , который не превосходит x («округление вниз»);
2. число x переходит в тот ближайший элемент множества X_S , который не превосходит x («округление вверх»);
3. число x переходит в ближайший элемент множества X_S (используется по умолчанию).

В дальнейшем под $\lfloor x \rfloor$ будем понимать величину, получающуюся при округлении x «вниз», $\lceil x \rceil$ — при округлении «вверх», и $\lfloor x \rfloor$ — при округлении до ближайшей точки из X_S .

Имеет место следующее утверждение.

Предложение 1 Пусть $\alpha \in U(0, 1)$ и числа x_{jk} определены в (1). Тогда

1. $\mathcal{L}(\lfloor \alpha_S \rfloor) = U(S)$;
2. Если $j \geq 1$ и $0 < k \leq 2^S$, то $P(\lceil \alpha_S \rceil = x_{jk}) = 2^{-S-j}$;
3. Если $j \geq 1$ и $0 \leq k < 2^S$, то

$$P(\lfloor \alpha_S \rfloor = x_{jk}) = q_{jk} = \begin{cases} 2^{-S-j} & \text{при } j \geq 1 \text{ и } k \neq 0, \\ 3 \cdot 2^{-S-j-2} & \text{при } k = 0. \end{cases}$$

Кроме того, $P(\lceil \alpha_S \rceil = 1) = 2^{-S-1}$ и $P(\lfloor \alpha_S \rfloor = 1) = 2^{-S-2}$.

В [2] отмечено, что, если случайные величины η и γ независимы, η равномерно распределена на множестве $\{0, \dots, 2^S - 1\}$, а $\gamma \in \text{Geom}(1/2)$, то случайная величина

$$\xi_S = 2^{-\gamma} (1 + \eta 2^{-S}) \quad (4)$$

имеет распределение $U(S)$. В частности, мантисса и экспонента такой случайной величины являются независимыми.

Можно показать, что аналогичные результаты имеют место и для случайных величин $\lceil \alpha_S \rceil$ и $\lfloor \alpha_S \rfloor$.

Предложение 2 Пусть η и γ независимы, причем $\gamma \in \text{Geom}(1/2)$.

1. Если η равномерно распределена на множестве $\{1, \dots, 2^S\}$, то случайная величина (4) имеет распределение $\mathcal{L}(\lceil \alpha_S \rceil)$.

2. Если η — дискретная случайная величина с таблицей распределения

$$\mathcal{L}(\eta) : \begin{pmatrix} 0 & 1 & \dots & 2^S - 1 & 2^S \\ 2^{-S-1} & 2^{-S} & \dots & 2^{-S} & 2^{-S-1} \end{pmatrix},$$

то случайная величина (4) имеет распределение $\mathcal{L}(\lfloor \alpha_S \rfloor)$.

Битовая структура распределения $U(S)$

Рассмотрим случайную величину ξ_S , определенную в (4) и имеющую распределение $U(S)$. Представим ее в виде

$$\xi_S = \sum_{i \geq 1} \beta_i 2^{-i},$$

где β_i — случайные величины, принимающие значения 0 и 1 (биты двоичного разложения ξ_S). Имеет место следующее утверждение.

Предложение 3 1. Если $i \geq 1$, то

$$P(\beta_i = 1) = \begin{cases} 1/2 & \text{при } i \leq S + 1, \\ 2^{-(i-S)} & \text{при } i > S + 1. \end{cases} \quad (5)$$

2. Пусть $1 < i < j$. Тогда

$$P(\beta_i = 1, \beta_j = 1) = \begin{cases} 1/4 & \text{при } j \leq S, \\ 2^{-(j-S+1)} & \text{при } j > S \text{ и } j - i \leq S, \\ 0 & \text{при } j > S \text{ и } j - i > S. \end{cases} \quad (6)$$

3. Биты $\beta_1, \dots, \beta_{S+1}$ независимы в совокупности.

Следствие 1 Из равенств (5) и (6) автоматически вытекает, что при $i < j$ случайные биты β_i и β_j являются независимыми тогда и только тогда, когда $i \leq S$ и $j \leq i + S$.

Результат Предложения 3 может служить теоретической шкалой для сравнения генераторов псевдослучайных чисел между собой. В частности, вычислительные эксперименты показывают, что биты псевдослучайных чисел, порождаемые генератором SFMT [5], ведут себя в целом так же, как описано в этом предложении, в то время как распределения младших бит генератора WH [6] сильно отличаются от (5).

О распределении случайной величины $1 - \xi_S$

Хорошо известно, что, если $\alpha \in U(0, 1)$ то $1 - \alpha$ имеет такое же распределение. Так как $U(S)$ рассматривается как некоторое дискретное приближение $U(0, 1)$, то возникает вопрос о том, сохраняется ли (хотя бы в пределе при $S \rightarrow \infty$) данное свойство для случайной величины ξ_S , имеющей распределение $U(S)$.

Суть вопроса состоит в том, что мы имеем дело только с числами, лежащими на решетке X_S , определенной в (3), в то время как значения случайной величины $1 - \xi_S$, вообще говоря, не всегда принадлежат X_S .

Тем самым нас интересует «проекция» случайной величины $\xi_S^{(1)} \stackrel{\text{def}}{=} 1 - \xi_S$ на множество X_S , и мы снова приходим к трем способа округления, согласующимся со стандартом IEEE 754-2008.

Как и раньше, ξ_S принимает значения (1), где $j \geq 1, 0 \leq k \leq 2^S - 1$. Соответственно нас интересует решение уравнения вида $x_{jk} = 1 - x_{im}$, которое при $j > 1$ не всегда разрешимо. При $j = 1$ решение легко выписывается. Условия разрешимости для случая $j > 1$ описывает следующая лемма.

Лемма 1 Пусть $1 \leq m \leq 2^S - 1$ и $i \geq 1$. Уравнение

$$2^{-j}(1 + k2^{-S}) = 1 - 2^{-i}(1 + m2^{-S}) \quad (7)$$

имеет решение (j, k) с $j > 1$ тогда и только тогда, когда $i = 1$ и

$$1 + 2^S - 2^{S-n} \leq m \leq 2^S - 2^{S-n-1}$$

для некоторого $0 \leq n < S$.

При этом $j = n + 2$ и $k = 2^S - 2^{n+1}(m - 2^S + 2^{S-n})$.

Используя Лемму 1, можно доказать следующие утверждения.

Предложение 4 (Округление «вниз»)

Пусть числа x_{jk} при $0 \leq k < 2^S$, $j \geq 1$ определены в (1). Тогда

$$P\left(\lfloor \xi_S^{(1)} \rfloor = x_{jk}\right) = q_{jk}, \quad \text{где}$$

1. $q_{10} = 3 \cdot 2^{-S-2}$,
2. $q_{1k} = 2^{-S-1}$ при $k \neq 2^S(1 - 2^{-\ell})$, $\ell = 1, \dots, S-1$,
3. $q_{1k} = 2^{-S-\ell-2}(2^{\ell+1} + 1)$ при $k = 2^S(1 - 2^{-\ell})$ с $\ell = 1, \dots, S-1$,
4. $q_{1k} = 2^{-2S-1}(2^S + 1)$ при $k = 2^S - 1$.
5. Пусть $j > 1$. Если пара (j, k) является решением уравнения (7), то $q_{jk} = 2^{-S-1}$, иначе $q_{jk} = 0$.

Предложение 5 (Округление до ближайшего значения).

Пусть числа x_{jk} при $0 \leq k \leq 2^S$, $j \geq 1$ определены в (1). Тогда

$$P\left(\lfloor \xi_S^{(1)} \rfloor = x_{jk}\right) = q_{jk}, \quad \text{где}$$

1.

$$q_{1k} = \begin{cases} 3 \cdot 2^{-S-2} & \text{при } k = 0, \\ 2^{-S-1} & \text{при } 0 < k < 2^S, \\ 2^{-S-2} & \text{при } k = 2^S. \end{cases}$$

2. Пусть $j > 1$. Если пара (j, k) является решением уравнения (7), то $q_{jk} = 2^{-S-1}$, иначе $q_{jk} = 0$.

Предложение 6 (Округление «вверх»).

Пусть числа x_{jk} при $0 \leq k \leq 2^S$, $j \geq 1$ определены в (1). Тогда

$$P\left(\lceil \xi_S^{(1)} \rceil = x_{jk}\right) = q_{jk}, \quad \text{где}$$

1. $q_{1k} = 2^{-S-1}$ при $k = 0, \dots, 2^S$;
2. Пусть $j > 1$. Если пара (j, k) является решением уравнения (7), то $q_{jk} = 2^{-S-1}$, иначе $q_{jk} = 0$.

Отметим, что во всех трех случаях получившиеся распределения имеют конечные носители, причем соответствующие (случайные) мантиссы и порядки уже не являются независимыми.

Чтобы понять, насколько получившиеся распределения отличаются между собой и от исходного распределения $U(S)$, сосчитаем попарные расстояния по вариации между этими четырьмя распределениями, считая, что их общим носителем является множество X_S . Используя теорему Шеффе (см. [7, с. 306]), получим следующий результат.

Предложение 7 Выполняются следующие равенства:

1. $\rho_{var}\left(U(S), \mathcal{L}(\lfloor \xi_S^{(1)} \rfloor)\right) = \rho_{var}\left(U(S), \mathcal{L}(\lfloor \xi_S^{(1)} \rceil)\right) = \rho_{var}\left(U(S), \mathcal{L}(\lceil \xi_S^{(1)} \rceil)\right) = 1/3 + 4^{-S}/6$;
2. $\rho_{var}\left(\mathcal{L}(\lfloor \xi_S^{(1)} \rfloor), \mathcal{L}(\lfloor \xi_S^{(1)} \rceil)\right) = \rho_{var}\left(\mathcal{L}(\lfloor \xi_S^{(1)} \rceil), \mathcal{L}(\lceil \xi_S^{(1)} \rceil)\right) = 2^{-S-2}$;
3. $\rho_{var}\left(\mathcal{L}(\lfloor \xi_S^{(1)} \rfloor), \mathcal{L}(\lceil \xi_S^{(1)} \rceil)\right) = 2^{-S-1}$.

Таким образом, даже при больших S расстояние по вариации между $U(S)$ и распределением любого способа округления величины $1 - \xi_S$ не стремится к нулю.

В то же время распределения $\mathcal{L}(\lfloor \xi_S^{(1)} \rfloor)$, $\mathcal{L}(\lceil \xi_S^{(1)} \rceil)$ и $\mathcal{L}(\lfloor \xi_S^{(1)} \rceil)$ равноудалены по вариации от $U(S)$ и при больших значениях параметра S практически совпадают.

Закключение

Таким образом, в настоящей работе приведены естественные способы получения распределения $U(S)$ и близких к нему распределений, описаны

распределения случайной величины $1 - \xi_S$ при различных условиях ее адаптации к числовой решетке, согласованной с представлением чисел с плавающей точкой, и проанализирована степень их близости.

Кроме того, изучена битовая структура случайной величины, имеющей распределение $U(S)$.

Литература

- [1] IEEE Standard for Floating-Point Arithmetic, IEEE Std 754–2008. — P. 1–58.
- [2] Nekrutkin V. On the complexity of binary floating point pseudorandom generation // Monte Carlo Methods and Applications. — 2016. — Vol. 22. — P. 109–116.
- [3] Fog A. Pseudo random number generators. — URL: <http://www.agner.org/random/>.
- [4] Morgenstern T. Uniform Random Rational Number Generation // Operations Research Proceedings 2006 / Ed. by Karl-Heinz Waldmann, Ulrike M. Stocker. — Springer. — P. 569–574.
- [5] Matsumoto M., Saito M. SIMD-Oriented Fast Mersenne Twister: a 128-bit Pseudorandom Number Generator // Monte Carlo and Quasi-Monte Carlo Methods 2006 / Ed. by A. Keller, S. Heinrich, H Niederreiter. — Springer, 2008. — P. 607–622.
- [6] Wichmann B. A., Hill I. D. Algorithm AS 183: An Efficient and Portable Pseudo-Random Number Generator // Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics). — 1982. — Vol. 31. — P. 188–190.
- [7] Биллингсли П. Сходимость вероятностных мер. — Наука, М., 1977.