

умножая данные из таблиц на  $31,536 \cdot 10^{12}$  для MIPS years, на  $31,536 \cdot 10^{15}$  для 1 ГГц CPU years ( $\approx 10^9$  — средняя производительность одного процессора Pentium) и на  $10^{12}$  для максимальной полученной производительности по LINPACK в TFlop/s.

Результаты интерполяции и экстраполяции данных представлены на рис. 1 и 2. Видно, что рост производительности суперкомпьютеров отстаёт от роста трудоёмкости алгоритма NSF при увеличении размера его входных данных.

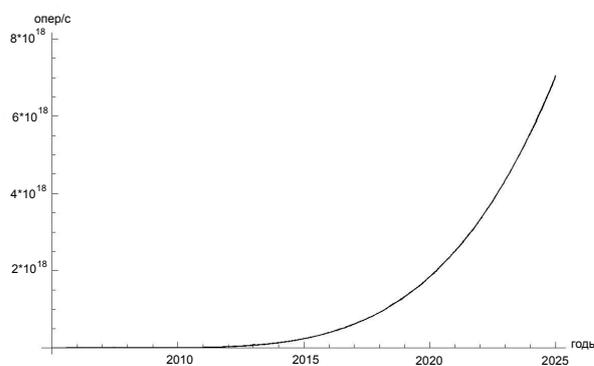
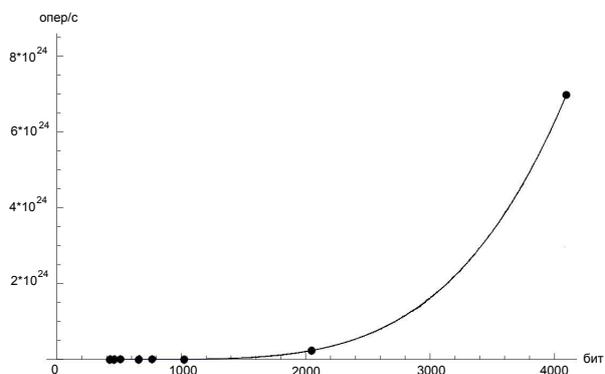


Рис. 1. Рост трудоёмкости алгоритма NSF в зависимости от размера модуля      Рис. 2. Предполагаемый рост производительности суперкомпьютеров

Экстраполяция данных трудоёмкости алгоритма NFS при возрастании модуля факторизации и производительности будущих суперкомпьютеров показывает отсутствие динамичности метода NFS.

Так, трудоёмкость факторизации 2048-битного модуля (значение модуля выбрано как далёкое от последних рекордных) стремится к  $10^{23}$  опер/с, в то время как производительность перспективного суперкомпьютера предположительно будет составлять в 2025 г. от  $10^{18}$  до  $10^{19}$  опер/с.

Напрашивается вывод, что примерно с 768-битного модуля метод решета числового поля теряет свою динамичность.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Информационное сообщение о рекордных факторизациях различных модулей RSA. <http://www.crypto-world.com/FactorRecords.html>.
2. Глухов М. М., Круглов И. А., Пичкур А. Б., Черемушкин А. В. Введение в теоретико-числовые методы криптографии. М.: Лань, 2011. 395 с.
3. Василенко О. Н. Теоретико-числовые алгоритмы в криптографии. М.: МЦНМО, 2006. 333 с.
4. Официальная страница Top500. <http://www.top500.org/>.

УДК 519.254

### ТОЧНОЕ ВЫЧИСЛЕНИЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ С ПОМОЩЬЮ ЦЕПЕЙ МАРКОВА

А. М. Зубков, М. В. Филина

Для построения статистических критериев с заданными вероятностями ошибок требуется знание распределений используемых в этих критериях статистик. Как правило, точные формулы слишком громоздки с вычислительной точки зрения. Поэто-

му вместо точных формул в качестве приближений часто используют формулы из соответствующих предельных теорем, относящихся к случаям, когда объём выборки неограниченно возрастает. Зависимость точности таких формул от объёма выборки обычно оценивается лишь по порядку. Поэтому представляют интерес методы точного вычисления распределений статистик для выборок умеренного объёма.

В нескольких работах авторов было показано, что в различных комбинаторно-вероятностных схемах можно строить предназначенные для реализации на ЭВМ алгоритмы точного вычисления распределений различных статистик с помощью аппарата неоднородных по времени цепей Маркова.

Так, в [1, 2] предложен способ вычисления распределений так называемых разделимых статистик в полиномиальной схеме, имеющих вид  $\zeta = \sum_{k=1}^N f_k(\nu_k)$ , где  $\nu_1, \dots, \nu_N$  — числа появлений исходов  $1, \dots, N$  с вероятностями  $a_1, \dots, a_N$  в  $T$  независимых испытаниях, а  $f_1(x), \dots, f_N(x)$  — заданные функции. Примерами разделимых статистик являются статистика Пирсона  $\chi = \sum_{k=1}^N (\nu_k - Tp_k)^2 / Tp_k$ , где  $p_1, \dots, p_N$  — гипотетические вероятности исходов, а также число  $\mu_0$  исходов, не появившихся ни разу, число  $\mu_r$  исходов, появившихся ровно  $r \geq 1$  раз, и т. п.

Способ основан на том, что последовательность  $\sigma_n = \sum_{k=1}^n \nu_k$ ,  $n = 0, 1, \dots, N$ , образует (неоднородную по времени) цепь Маркова с переходными вероятностями

$$\mathbf{P}\{\sigma_n = s+m \mid \sigma_{n-1} = s\} = C_{T-s}^m \left( \frac{a_n}{a_n + a_{n+1} + \dots + a_N} \right)^m \left( \frac{a_{n+1} + \dots + a_N}{a_n + a_{n+1} + \dots + a_N} \right)^{T-s-m},$$

а последовательность сумм  $\zeta_n = \sum_{k=1}^n f_k(\nu_k)$ ,  $n = 0, 1, \dots, N$ , является аддитивным функционалом от траектории цепи  $\{\sigma_n\}$ . Поэтому последовательность  $\Sigma_n = (\sigma_n, \zeta_n)$ ,  $n = 0, 1, \dots, N$ , тоже является дискретной цепью Маркова с переходными вероятностями

$$\mathbf{P}\{\Sigma_n = (s+m, z+f_n(m)) \mid \Sigma_n = (s, z)\} = \mathbf{P}\{\sigma_n = s+m \mid \sigma_{n-1} = s\}.$$

Это позволяет рекуррентно находить распределения  $\Sigma_1, \Sigma_2, \dots, \Sigma_N$  обычным умножением векторов распределений на матрицы переходных вероятностей. Распределение  $\zeta_N$  совпадает с искомым распределением разделимой статистики  $\zeta$ .

В [4, 5] приведены результаты численного исследования распределений статистики Пирсона для схем с числом исходов до нескольких сотен и числом испытаний до нескольких тысяч. Эксперименты обнаружили неожиданные отличия точных распределений от их обычно используемых аппроксимаций. Игнорирование этих отличий может приводить к принятию неправильных решений из-за некорректной интерпретации результатов статистической обработки данных.

В [3] описан более сложный способ построения цепей Маркова, позволяющих находить распределения чисел связанных компонент и циклических точек в графах случайных равновероятных отображений множества из  $N$  элементов и в графах итераций двух таких отображений. Результаты вычислений для  $N \leq 2000$  показали, что при таких  $N$  точность приближений, полученных с помощью предельных теорем, невелика.

## ЛИТЕРАТУРА

1. *Зубков А. М.* Рекуррентные формулы для распределений функционалов от дискретных случайных величин // *Обозр. прикл. промышл. математики.* 1996. Т. 3. Вып. 4. С. 567–573.
2. *Зубков А. М.* Методы расчета распределений сумм случайных величин // *Труды по дискретной математике.* М.: Физматлит, 2002. Т. 5. С. 51–60.
3. *Зубков А. М.* Вычисление распределений чисел компонент и циклических точек случайного отображения // *Математические вопросы криптографии.* 2011. Т. 1. № 2. С. 5–18.
4. *Filina M. V. and Zubkov A. M.* Exact computation of Pearson statistics distribution and some experimental results // *Austrian J. Statistics.* 2008. V. 37. No. 1. P. 129–135.
5. *Filina M. V. and Zubkov A. M.* Tail properties of Pearson statistics distributions. // *Austrian J. Statistics.* 2011. V. 40. No. 1&2. P. 47–54.

УДК 004.432.2

## ВЫЧИСЛЕНИЕ СОВЕРШЕННОЙ НЕЛИНЕЙНОСТИ БУЛЕВОЙ ФУНКЦИИ НА ГРАФИЧЕСКОМ ПРОЦЕССОРЕ

А. В. Медведев

Для криптографических приложений представляют интерес функции с высокими показателями «нелинейности», потому что они труднее поддаются анализу. Существует несколько характеристик нелинейности функции, одна из них — совершенная нелинейность [1], которая показывает, насколько функция удалена от класса функций с линейной структурой. Разработан алгоритм вычисления совершенной нелинейности произвольной булевой функции для параллельной реализации на видеокартах NVIDIA, поддерживающих технологию CUDA [2].

Обозначим через  $P_2(n)$  множество всех булевых функций от  $n \geq 1$  переменных и  $X$  — область их определения,  $X = \{0, 1\}^n$ .

**Определение 1.** Для функции  $f \in P_2(n)$  и набора  $a \in X$  функция  $f'_a(x) = f(x) \oplus f(x \oplus a)$  называется *производной функции  $f$  по направлению  $a$* .

**Определение 2.** Говорят, что булева функция  $f$  имеет *линейную структуру*, если существует вектор  $a \in X \setminus \{0^n\}$ , что  $f'_a = \text{const}$ , т. е.  $f = f_a$  либо  $\neg f = f_a$ . Множество всех функций в  $P_2(n)$ , имеющих линейную структуру, обозначается  $LS(n)$ .

**Определение 3.** Число  $CN_f = d(f, LS(n)) = \min_{g \in LS(n)} d(f, g)$  называется *совершенной нелинейностью* функции  $f$ . Здесь  $d(f, g)$  — расстояние между функциями  $f$  и  $g$ , равное количеству наборов, на которых они различаются.

Существует ряд способов вычисления  $CN_f$ ; наиболее подходящим для параллельной реализации оказался следующий:

$$CN_f = \min_{a \in X \setminus \{0^n\}} \min(w(f'_a), 2^n - w(f'_a))/2,$$

где  $w(\cdot)$  — вес булевой функции. Основную трудность здесь представляет вычисление функции  $f(x \oplus a)$ . Проблема состоит в том, что CUDA предполагает запуск большого числа нитей параллельно [3], но их совокупная память ограничена (3 Гб для Tesla C2050), поэтому невозможно хранить значения  $f(x \oplus a)$  для каждой нити, и вес производной вычисляется «по частям» (алгоритм 1).