



Math-Net.Ru

All Russian mathematical portal

V. A. Kopyttsev, On the distribution of the number of solutions of random systems of equations which are known to be consistent, *Teor. Veroyatnost. i Primenen.*, 1995, Volume 40, Issue 2, 430–437

Use of the all-Russian mathematical portal Math-Net.Ru implies that you have read and agreed to these terms of use
<http://www.mathnet.ru/eng/agreement>

Download details:

IP: 18.97.14.81

March 15, 2025, 07:33:04



СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Давыдов Ю. А., Лифшиц М. А. Метод расслоений в некоторых вероятностных задачах. — Итоги науки и техники. Серия Теория вероятностей, матем. статистика, теор. киберн. М.: ВИНТИ, 1984, т. 22, с. 61–158.
2. Давыдов Ю. А. О распределениях кратных стохастических интегралов Винера–Ито. — Теория вероятн. и ее примен., 1990, т. 35, в. 1, с. 51–62.
3. Давыдов Ю. А., Розин А. Л. О временах пребывания для функции и случайных процессов. — Теория вероятн. и ее примен., 1978, т. 23, в. 3, с. 650–654.
4. Major P. Multiple Wiener–Itô integrals. — Lect. Notes Math., 1981, v. 849, p. 1–135.

Поступила в редакцию
25.II.1992

© 1995 г.

КОПЫТЦЕВ В. А.*

О РАСПРЕДЕЛЕНИИ ЧИСЛА РЕШЕНИЙ СЛУЧАЙНЫХ ЗАВЕДОМО СОВМЕСТНЫХ СИСТЕМ УРАВНЕНИЙ

Исследуется распределение числа решений систем, в которых каждое уравнение задается путем подстановки в функцию $\varphi(u_1, \dots, u_d)$, $u_j \in \{0, 1\}$, двоичных неизвестных, выбранных случайно и без возвращения из совокупности $\{x_1, \dots, x_n\}$, $n \geq d$. Доказывается, что в определенных условиях распределение двоичного логарифма числа решений сходится к распределению Пуассона.

Ключевые слова и фразы: случайные системы уравнений, истинное решение, число решений, распределение Пуассона.

1. Введение. Пусть $\varphi(u_1, \dots, u_d)$ — функция, заданная на множестве d -мерных двоичных векторов и принимающая значения в произвольном алфавите A , элементы которого без ограничения общности обозначим целыми числами от 0 до r , $A = \{0, 1, \dots, r\}$, $r \leq 2^d$; G — подгруппа группы инерции функции φ в симметрической группе подстановок σ_d .

Рассмотрим систему уравнений:

$$\{\varphi(x_{j_{i_1}}, \dots, x_{j_{i_d}}) = \alpha_i, \quad i = \overline{1, t}\}. \quad (1)$$

Неизвестные каждого уравнения системы (1) выбираются независимо и без возвращения из совокупности $\{x_1, \dots, x_n\}$ и затем размещаются в функции φ на места аргументов u_1, \dots, u_d . На множестве всех возможных левых частей одного уравнения введено отношение эквивалентности. Две левые части эквивалентны, если они содержат один и тот же набор неизвестных и размещения неизвестных эквивалентны относительно группы подстановок G . На множестве Ω классов эквивалентных левых частей задано равномерное распределение вероятностей:

$$P(\omega) = \frac{1}{|\Omega|}, \quad |\Omega| = C_n^d \frac{d!}{|G|}, \quad \omega \in \Omega. \quad (2)$$

*ФАПСИ, Б. Кисельный пер., 4, 103031 Москва, Россия.

Левая часть системы (1) есть результат t независимых испытаний с распределением (2) на исходах. Правая часть задается равенствами $\alpha_i = \varphi(x_{j_{i1}}^0, \dots, x_{j_{id}}^0)$, $i = \overline{1, t}$, при некотором фиксированном векторе $x^0 = (x_1^0, \dots, x_n^0)$.

По существующей терминологии рассматриваемая система называется случайной заводом совместной системой уравнений [1]. Вектор x^0 называется истинным решением.

Целью предлагаемой работы является изучение асимптотического поведения числа решений ξ_t системы (1). В работе показано, что утверждение теоремы 2, доказанной в работе [2] для частного случая системы (1), переносится на общий случай.

2. Основной результат. Представим функцию $\varphi(u) = \varphi(u_1, \dots, u_d)$ в виде d -мерного единичного куба, каждая вершина u которого отмечена меткой $\varphi(u)$. Любой подкуб размерности 1 назовем ребром d -мерного куба. Координату образующих ребро вершин u^1, u^2 , по которой эти вершины как векторы различаются, назовем свободной.

Обозначим $M_k^{(v)} = \{\rho\}$ множество ребер таких, что вершины u^1, u^2 из ребра $\rho = (u^1, u^2) \in M_k^{(v)}$ содержат k совпадающих нулевых координат (и, следовательно, $d - k - 1$ совпадающих единичных координат) и, кроме того, $\varphi(u^1) = \varphi(u^2) = v$.

Для пары ребер $\rho_1, \rho_i \in M_k^{(v)}$ введем множество $W(\rho_1, \rho_i)$ всех подстановок, переводящих нулевые, единичные и свободную координаты вершин, образующих ребро ρ_1 , соответственно в нулевые, единичные и свободную координаты вершин, образующих ребро ρ_i . Положим

$$W_k^{(v)} = \bigcup_{i=1}^{|M_k^{(v)}|} W(\rho_1, \rho_i).$$

Нетрудно заметить, что $|W_k^{(v)}| = |M_k^{(v)}| k! (d - k - 1)!$.

Будем считать, что две подстановки a, b из множества $W_k^{(v)}$ эквивалентны, если найдется подстановка $c \in G$ такая, что $a * c = b$. Обозначим $\lambda_G^{(v)}(k)$ число классов эквивалентных подстановок в множестве $W_k^{(v)}$ и положим

$$\lambda_G(k) = \sum_{v=0}^r \lambda_G^{(v)}(k). \tag{3}$$

Теорема. Пусть выполняются следующие условия:

- 1) истинное решение x^0 содержит $n_0 = \theta n$ нулей и $n_1 = (1 - \theta)n$ единиц, $\delta \leq \theta \leq 1 - \delta$, $0 < \delta = \text{const}$;
- 2) число неизвестных n и число уравнений t связаны равенством $t = \gamma^{-1} n \times (\ln n + z)$, где $z = O(1)$,

$$\gamma = d - |G| \sum_{k=0}^{d-1} \frac{\theta^k}{k!} \frac{(1 - \theta)^{d-1-k}}{(d-1-k)!} \lambda_G(k). \tag{4}$$

Тогда

$$P(\xi_t = 2^{m+\Delta}) = \frac{e^{-mz}}{m!} \exp \left\{ -e^{-z} + O(1) \right\}, \tag{5}$$

при $n \rightarrow \infty$, где $\Delta = 0$, если существуют два набора значений аргументов u^i, u^j функции $\varphi(u)$ такие, что

$$u^i \oplus u^j = (1, \dots, 1), \quad \varphi(u^i) \neq \varphi(u^j); \tag{6}$$

и $\Delta = 1$, если $\varphi(u) \neq \text{const}$ и для любой пары u^i, u^j такой, что $u^i \oplus u^j = (1, \dots, 1)$, выполняется равенство $\varphi(u^i) = \varphi(u^j)$.

Доказательство. Пусть для некоторой пары u^i, u^j выполняется условие (6). Сначала покажем, что

$$E\xi_i = \sum_k k P(\xi_i = k) = \exp \left\{ e^{-z} + o(1) \right\}. \quad (7)$$

Обозначим I_0 (I_1) множество индексов нулевых (соответственно, единичных) координат истинного решения x^0 , $|I_0| = n_0 = \theta n$, $|I_1| = n_1 = (1 - \theta)n$. Рассмотрим произвольный вектор $x^1 = (x_1^1, \dots, x_n^1)$. Пусть x^1 имеет q единичных, $n_0 - q$ нулевых координат с индексами из множества I_0 , и p нулевых, $n_1 - p$ единичных координат с индексами из множества I_1 . Обозначим $P(p, q)$ вероятность того, что вектор x^1 удовлетворяет одному уравнению системы (1). Нетрудно заметить, что величина $P(p, q)$ не зависит от конкретных вариантов пересечения множества индексов q единичных координат вектора x^1 с множеством I_0 и от конкретных вариантов пересечения множества индексов p нулевых координат вектора x^1 с множеством I_1 . Поэтому

$$E\xi_i = \sum_{q=0}^{n_0} \sum_{p=0}^{n_1} C_{n_0}^q C_{n_1}^p [P(p, q)]^t. \quad (8)$$

Оценим вероятность $P(p, q)$. Представим $P(p, q)$ в виде суммы двух слагаемых, соответствующих двум типам левых частей одного уравнения. К первому типу отнесем левые части, содержащие не более одного неизвестного, имеющего различные значения в векторах x^0, x^1 . Ко второму типу отнесем все остальные левые части; их число есть $O(n^{d-2}(p+q)^2)$. Получим:

$$P(p, q) = P'(p, q) + O\left(\left(\frac{p+q}{n}\right)^2\right),$$

где

$$P'(p, q) = \left[C_n^d \frac{d!}{|G|} \right]^{-1} \left[C_{n-p-q}^d \frac{d!}{|G|} + (p+q) \sum_{k=0}^{d-1} C_{n_0-q}^k C_{n_1-p}^{d-1-k} \lambda_G(k) \right]. \quad (9)$$

Отсюда вытекает оценка:

$$P(p, q) = 1 - \gamma \frac{p+q}{n} + O\left(\left(\frac{p+q}{n}\right)^2\right), \quad (9')$$

где величина γ определяется формулой (4).

Разобьем сумму (8) на три слагаемых:

$$E\xi = \sum_{0 \leq p+q \leq n^{1/3}} + \sum_{n^{1/3} < p+q \leq \varepsilon n} + \sum_{\varepsilon n < p+q \leq n} = \Sigma_1 + \Sigma_2 + \Sigma_3, \quad (10)$$

и оценим каждое слагаемое в отдельности. Пусть $t = \gamma^{-1}n(\ln n + z)$. При $p+q \leq n^{1/3}$

$$\begin{aligned} P(p, q) &= \exp \left\{ -\gamma^{-1}n(\ln n + z) \left(\frac{p+q}{n} \gamma + O(n^{-4/3}) \right) \right\} \\ &= \exp \left\{ -(p+q)(\ln n + z) + O\left(\frac{\ln n}{n^{1/3}}\right) \right\}. \end{aligned}$$

Следовательно,

$$\Sigma_1 = \sum_{0 \leq p+q \leq n^{1/3}} \frac{\theta^q (1-\theta)^p}{q! p!} \exp \left\{ -z(p+q) + O\left(\frac{\ln n}{n^{1/3}}\right) \right\} = \exp \{ e^{-z} + o(1) \}.$$

Оценим Σ_2 . При достаточно малой величине ϵ в области $(p+q)/n \leq \epsilon$ выполняется неравенство $P(p, q) \leq 1 - \gamma_\epsilon(p+q)/n$, где $\gamma_\epsilon < \gamma$, причем $\gamma_\epsilon \rightarrow \gamma$, если $\epsilon \rightarrow 0$. Поэтому, учитывая, что функция $f(y) = -\ln(1-\gamma_\epsilon y)$ выпукла вниз, а функция $h(y) = -y \ln y - (1-y) \ln(1-y)$ выпукла вверх в интервале $0 < y < \epsilon$, получим:

$$\begin{aligned} \Sigma_2 &\leq \sum_{n^{1/3} \leq p+q \leq n\epsilon} C_n^{p+q} \exp \left\{ -t f\left(\frac{p+q}{n}\right) \right\} \\ &\leq \sum_{n^{1/3} \leq p+q \leq n\epsilon} \exp \left\{ -n \left[\frac{t}{n} f\left(\frac{p+q}{n}\right) - h\left(\frac{p+q}{n}\right) + O\left(\frac{\ln n}{n}\right) \right] \right\} \\ &\leq n^2 \exp \left\{ -n \left[\frac{t}{n} f\left(\frac{p+q}{n}\right) - h\left(\frac{p+q}{n}\right) + O\left(\frac{\ln n}{n}\right) \right] \right\} \Big|_{(p+q)/n = n^{1/3}/n} \\ &\leq n^2 \exp \left\{ -\left(\frac{\gamma_\epsilon}{\gamma} - \frac{2}{3}\right) n^{1/3} \ln n + O(n^{1/3}) \right\} = o(1), \end{aligned}$$

если ϵ достаточно мало.

Осталось показать, что Σ_3 есть $o(1)$. Исследуем поведение вероятности $P(p, q)$ при $n \rightarrow \infty$, $(p+q)/n \geq \epsilon$. Рассмотрим три возможных случая относительно значений p, q при условии, что $p+q \geq \epsilon n$.

1. $p \geq (\epsilon/2)n$, $q \leq (\epsilon/2)n$, и, следовательно, $n_0 - q \geq n(\theta - \epsilon/2)$. Поскольку $\varphi \neq \text{const}$, то $\varphi(u^1) \neq \varphi(u^j)$, где $u^1 = (0, \dots, 0)$, u^j — некоторый вектор. Пусть u^j содержит k единиц. Тогда

$$1 - P(p, q) \geq \frac{C_p^k C_{n_0-q}^{d-k}}{C_n^d d! / |G|} \geq \frac{|G|}{d!} (1 + O(n^{-1})) \min_{0 \leq k \leq d} C_d^k \left(\frac{\epsilon}{2}\right)^k \left(\theta - \frac{\epsilon}{2}\right)^{d-k}.$$

Отсюда вытекает, что $P(p, q) \leq 1 - \delta(\epsilon)$ при некотором $\delta(\epsilon) > 0$, если $\epsilon < 2\theta$, $\theta \geq \delta > 0$.

2. $p \leq (\epsilon/2)n$, $q \geq (\epsilon/2)n$, и, следовательно, $n_1 - p \geq (1 - \theta - \epsilon/2)n$. Рассуждая так же, как в первом случае, с заменой вектора $(0, \dots, 0)$ на вектор $(1, \dots, 1)$, получим, что $P(p, q) \leq 1 - \delta(\epsilon)$ при некотором $\delta(\epsilon) > 0$, если $\epsilon < 2(1 - \theta)$, $1 - \theta \geq \delta > 0$.

3. $p \leq (\epsilon/2)n$, $q \geq (\epsilon/2)n$. Для некоторой пары векторов u^i, u^j имеем: $u^i \oplus u^j = (1, \dots, 1)$, $\varphi(u^i) \neq \varphi(u^j)$. Пусть вектор u^i содержит k нулей, а вектор u^j содержит $d - k$ нулей. Тогда

$$\begin{aligned} 1 - P(p, q) &\geq \frac{C_p^k C_q^{d-k}}{C_n^d d! / |G|} + \frac{C_q^k C_p^{d-k}}{C_n^d d! / |G|} \geq \frac{|G|}{d!} (1 + O(n^{-1})) \min_{0 \leq k \leq d} 2 C_d^k \left(\frac{\epsilon}{2}\right)^k \left(\frac{\epsilon}{2}\right)^{d-k} \\ &= \frac{|G|}{d!} 2 \left(\frac{\epsilon}{2}\right)^d (1 + O(n^{-1})). \end{aligned}$$

Следовательно, и в этом случае найдется число $\delta(\epsilon) > 0$ такое, что $P(p, q) \leq 1 - \delta(\epsilon)$.

Таким образом, показано, что вероятность $P(p, q)$ в области $\epsilon n \leq p+q \leq n$ отделена от единицы некоторой фиксированной величиной. Поэтому

$$\sum_{\epsilon n < p+q \leq n} C_{n_1}^p C_{n_0}^q [P(p, q)]^t = o(1).$$

Соотношение (7) доказано.

Осталось показать, что

$$P(\xi_i = 2^m) = \frac{e^{-mz}}{m!} \exp \left\{ -e^{-z} + o(1) \right\}. \quad (11)$$

Обозначим \bar{X}_i множество решений уравнения с номером i , $1 \leq i \leq t$, и определим множество $X_i \subseteq \{x_1, \dots, x_n\}$ следующим образом: $x_j \in X_i \iff (x_1^0, \dots, x_{j-1}^0, x_j^0 \oplus 1, x_{j+1}^0, \dots, x_n^0) \in \bar{X}_i$. Неизвестные из множества X_i назовем несущественными относительно истинного решения в уравнении с номером i .

Положим $\eta_i = |\cap_{i=1}^t X_i|$. Величина η_i равна числу неизвестных, несущественных относительно истинного решения в каждом уравнении системы.

Найдем распределение случайной величины η_i . По формуле включения и исключения получим:

$$P(\eta_i = m) = \sum_s (-1)^s C_{m+s}^s \sum_k C_{n_0}^k C_{n_1}^{m+s-k} \\ \times P(A_{j_1}(t), \dots, A_{j_k}(t), B_{j_{k+1}}(t), \dots, B_{j_{m+s}}(t)),$$

где $A_{j_n}(t)$ — событие, состоящее в том, что

$$x_{j_h} \in \bigcap_{i=1}^t X_i \cap \{x_\tau: x_\tau^0 = 0\}, \quad x_{j_h}^0 = 0;$$

B_{j_h} — событие, состоящее в том, что

$$x_{j_h} \in \bigcap_{i=1}^t X_i \cap \{x_\tau: x_\tau^0 = 1\}, \quad x_{j_h}^0 = 1.$$

Справедливы следующие равенства:

$$P(A_{j_1}(t), \dots, A_{j_k}(t), B_{j_{k+1}}(t), \dots, B_{j_{m+s}}(t)) \\ = P^t(A_{j_1}(1), \dots, A_{j_k}(1), B_{j_{k+1}}(1), \dots, B_{j_{m+s}}(1)) \\ = \left[P'(m+s-k, k) + O\left(\frac{s^2}{n^2}\right) \right]^t,$$

где величина $P'(m+s-k, k)$ определяется в соответствии с формулой (9). Следовательно,

$$P(A_{j_1}(t), \dots, A_{j_k}(t), B_{j_{k+1}}(t), \dots, B_{j_{m+s}}(t)) \\ = \left(1 - \gamma \frac{m+s}{n} + O\left(\frac{\ln^2 n}{n^2}\right) \right)^t \\ = n^{-(m+s)} \exp \left\{ -(m+s)z + O\left(\frac{\ln^3 n}{n}\right) \right\},$$

при условии, что $s \leq \ln n$, $t = \gamma^{-1} n(\ln n + z)$. Таким образом, с учетом неравенств Бонферрони для формулы включения и исключения [3], получим, что

$$P(\eta_i = m) \approx \sum_{s \leq \ln n} (-1)^s C_{m+s}^s C_n^{m+s} n^{-(m+s)} \exp \left\{ -(m+s)z + O\left(\frac{\ln^3 n}{n}\right) \right\}$$

$$\begin{aligned}
 &= \sum_{s \leq \ln n} (-1)^s \frac{1}{m!s!} \exp \left\{ -(m+s)z + O\left(\frac{\ln^3 n}{n}\right) \right\} \\
 &= \frac{e^{-mz}}{m!} \exp \left\{ -e^{-z} + o(1) \right\}.
 \end{aligned} \tag{12}$$

Занумеруем все возможные пары неизвестных числами от 1 до C_n^2 и для пары (x_ν, x_μ) с номером j введем индикаторы событий: $I_{j,i}^{(1)} = I(A_{j,i}^{(1)})$, $I_{j,i}^{(2)} = I(A_{j,i}^{(2)})$, $I_j = I(A_j)$, где событие $A_{j,i}^{(1)}$ состоит в том, что $x_\nu, x_\mu \in X_i$ и уравнение с номером i содержит не более одного неизвестного из пары (x_ν, x_μ) ; событие $A_{j,i}^{(2)}$ состоит в том, что $x_\nu, x_\mu \in X_i$ и уравнение с номером i содержит оба неизвестных из пары (x_ν, x_μ) ; событие A_j состоит в том, что $x_\nu, x_\mu \in \cap_{i=1}^t X_i$ и оба неизвестных содержатся по крайней мере в одном уравнении системы.

Имеем:

$$P(I_j = 1) = \left[P(I_{j,i}^{(1)} = 1) + P(I_{j,i}^{(2)} = 1) \right]^t - P^t(I_{j,i}^{(1)} = 1),$$

где $P(I_{j,i}^{(1)} = 1) = 1 - \gamma 2/n + O(n^{-2})$, $P(I_{j,i}^{(2)} = 1) = O(n^{-2})$. Следовательно, $P(I_j = 1) = O(n^{-3} \ln n)$.

Для величины $I = \sum_j I_j$ получим, что математическое ожидание $EI = \sum_j EI_j = C_n^2 P(I_j = 1) = O(n^{-1} \ln n)$. Отсюда вытекает оценка $P(I > 0) = O(n^{-1} \ln n)$.

Обозначим R_m^0 событие, состоящее в том, что $\eta_t = m$, $I = 0$. Имеем:

$$\begin{aligned}
 &P(\xi_t \geq 2^m \mid R_m^0) = 1, \\
 &E\xi_t \geq \sum_m P(R_m^0) \left[2^m + (1 - P(\xi_t = 2^m \mid R_m^0)) \right].
 \end{aligned} \tag{13}$$

Из асимптотической эквивалентности $P(R_m^0) \approx P(\eta_t = m)$ и оценок (7), (12), (13) вытекает, что

$$P(\xi_t = 2^m \mid R_m^0) \rightarrow 1. \tag{14}$$

Учитывая (14) и соотношение $P(\xi_t = 2^m \mid \bar{R}_m^0) P(\bar{R}_m^0) \rightarrow 0$, где \bar{R}_m^0 — событие, дополнительное для R_m^0 , получим:

$$P(\xi_t = 2^m) - P(\eta_t = m) \rightarrow 0. \tag{15}$$

Таким образом, оценка (5) в случае $\Delta = 0$ доказана.

Доказательство в случае $\Delta = 1$ проводится аналогично. Если $\varphi(u^i) = \varphi(u^j)$ для любой пары векторов u^i, u^j , такой, что $u^i \oplus u^j = (1, \dots, 1)$, то вектор x является решением системы, если и только если решением является вектор $\bar{x} = x \oplus (1, \dots, 1)$. Поэтому

$$P(p, q) = P(n_0 - p, n_1 - q), \quad E\xi_t = 2 \exp \left\{ e^{-z} + o(1) \right\},$$

$$P(\xi_t \geq 2^{m+1} \mid R_m^0) = 1,$$

и, повторив выкладки (13)–(15) с заменой 2^m на 2^{m+1} , получим:

$$P(\xi_t = 2^{m+1}) - P(\eta_t = m) \rightarrow 0. \tag{16}$$

З а м е ч а н и е 1. Параметр γ , определенный формулой (4) можно интерпретировать следующим образом: Имеем:

$$\gamma = d - d \sum_{k=1}^{d-1} C_{d-1}^k \theta^k (1 - \theta)^{d-1-k} \lambda_G(k) \left(\frac{d!}{|G|} \right)^{-1}.$$

Рассмотрим множество неизвестных, выбранных из $\{x_1, \dots, x_n\}$ для уравнения с номером i :

$$\{x_{i_1}, \dots, x_{i_d}\}, \quad i_1 \leq \dots \leq i_d. \quad (17)$$

Выделим в этом множестве произвольное неизвестное. Обозначим A событие, состоящее в том, что среди остальных $d-1$ неизвестных k неизвестных в истинном решении принимают нулевые значения и $d-1-k$ неизвестных принимают единичные значения. При $n \rightarrow \infty$ имеем: $P(A) = C_{d-1}^k \theta^k (1-\theta)^{d-1-k} + o(1)$. Пусть осуществилось событие A . Вероятность того, что неизвестные (17) размещены в функции φ так, что изменение истинного значения выделенного неизвестного на ложное при истинных значениях остальных неизвестных не приводит к изменению значения φ , равна $\lambda_G(k) (d!/|G|)^{-1}$. Следовательно, с точностью до величины $o(1)$ при $n \rightarrow \infty$ параметр γ равен среднему числу неизвестных одного уравнения, существенных относительно истинного решения.

Параметр $\gamma = 0$, если $\varphi = \text{const}$, так как в этом случае $\lambda_G(k) = d!/|G|$.

Если $\varphi \neq \text{const}$, то $\gamma > 0$. Действительно, в этом случае $\varphi(u^i) \neq \varphi(u^j)$ для некоторой пары векторов u^i, u^j , различающихся по одной координате. Пусть вектора u^i, u^j имеют k общих нулей и $d-1-k$ общих единиц. Тогда

$$1 - P(p, q) \geq [(p+q) C_{n_0-q}^k C_{n_1-p}^{d-1-k}] \left[C_n^d \frac{d!}{|G|} \right]^{-1} \geq \frac{p+q}{n} \delta_1 + O\left(\left(\frac{p+q}{n}\right)^2\right),$$

где $\delta_1 > 0$. При $\gamma = 0$ данная оценка противоречит оценке (9').

З а м е ч а н и е 2. Соотношения (15), (16) означают, что число решений ξ_t сближается по вероятности со случайной величиной $2^{\eta_t + \Delta}$, $\Delta \in \{0, 1\}$, где величина η_t равна числу неизвестных, несущественных относительно истинного решения в каждом уравнении системы.

Обозначим $\eta_i^{(0)}$ число неизвестных, отсутствующих в системе, и $\eta_i^{(1)}$ — число неизвестных, каждое из которых входит по крайней мере в одно уравнение системы и является несущественным относительно истинного решения в любом уравнении. Очевидно, $\eta_t = \eta_i^{(0)} + \eta_i^{(1)}$.

Возможны два случая.

1. Функция φ такова, что $\gamma = d$. В [2] показано (см. [2, лемма 1]), что, если $t = d^{-1}n(\ln n + z)$, $n \rightarrow \infty$, то

$$P(\eta_i^{(0)} = m) = \frac{e^{-mz}}{m!} \exp\{-e^{-z} + o(1)\}. \quad (18)$$

С учетом оценки (18),

$$P(\xi_t \neq 2^{\eta_i^{(0)} + \Delta}) \leq E(\xi_t - 2^{\eta_i^{(0)} + \Delta}) = o(1).$$

Таким образом, в условиях теоремы $\xi_t \xrightarrow{P} 2^{\eta_i^{(0)} + \Delta}$, $\eta_i^{(1)} \xrightarrow{P} 0$.

2. Функция φ такова, что $\gamma < d$. В этом случае из оценки (18) вытекает, что в условиях теоремы $\eta_i^{(0)} \xrightarrow{P} 0$, и, следовательно, $\xi_t \xrightarrow{P} 2^{\eta_i^{(1)} + \Delta}$.

3. Примеры. Пусть $d = rs$,

$$\varphi(u_1, \dots, u_{rs}) = \psi(u_1, \dots, u_s) + \dots + \psi(u_{s(r-1)+1}, \dots, u_{rs}), \quad (19)$$

где $\psi(u_{1+is}, \dots, u_{(i+1)s})$, $0 \leq i \leq r-1$, — булева функция, существенно зависящая от всех аргументов, с группой инерции G_ψ в симметрической группе подстановок σ_s ;

знак + может означать как сложение в поле вещественных чисел, так и сложение в поле $GF(2)$.

Положим $G = G_\varphi$, где G_φ — группа инерции функции φ в σ_{rs} . Группа G_φ порождается всеми перестановками слагаемых в функции (19) и перестановками неизвестных внутри слагаемых по подстановкам из G_φ , $|G_\varphi| = |G_\psi|^{r!}$.

Для величины (3) в рассматриваемом случае выполняется равенство:

$$\lambda_G(k) = \lambda_{G_\varphi}(k) = \sum_{j=0}^{\min(k, s-1)} C_k^j C_{rs-k-1}^{s-j-1} \lambda_{G_\psi}(j) \frac{(s(r-1))!}{|G_\psi|^{r-1}(r-1)!}.$$

Подставляя $\lambda_G(k)$ в формулу (4), получим:

$$\gamma = \gamma_\varphi = rs - r |G_\psi| \sum_{j=0}^{s-1} \frac{\theta^j (1-\theta)^{s-j-1}}{j!(s-j-1)!} \lambda_{G_\psi}(j) = r\gamma_\psi.$$

Нетрудно убедиться, что для функции φ , задаваемой равенством (19), справедливо утверждение: в формуле (5) $\Delta = 0$, $\Delta = 1$ тогда и только тогда, когда $\Delta = 0$, $\Delta = 1$ для функции ψ .

1. Пусть $\psi = u_{1+s_i} \oplus \dots \oplus u_{s+s_i}$ — линейная булева функция. Тогда $\lambda_{G_\psi}(j) = 0$, $j = 0, \dots, s-1$, и, следовательно, $\gamma_\psi = s$, $\gamma_\varphi = rs$. Очевидно, что $\Delta = 0$, если s нечетное число, и $\Delta = 1$, если s четное число.

2. Пусть $s = 2$, $\psi(u_{1+2i}, u_{2+2i})$, $0 \leq i \leq r-1$, — нелинейная булева функция от двух переменных. Рассмотрим два случая.

Для функции

$$\psi(u_{1+2i}, u_{2+2i}) = u_{1+2i} \vee u_{2+2i} \tag{20}$$

имеем: $|G_\psi| = 2$, $\lambda_{G_\psi}(0) = 1$, $\lambda_{G_\psi}(1) = 0$. Следовательно, $\gamma_\psi = 2 - 2(1-\theta) = 2\theta$, $\gamma_\varphi = 2r\theta$.

Для функции

$$\psi(u_{1+2i}, u_{2+2i}) = \bar{u}_{1+2i} \vee u_{2+2i} \tag{21}$$

имеем: $|G_\psi| = 1$, $\lambda_{G_\psi}(0) = \lambda_{G_\psi}(1) = 1$. Поэтому $\gamma_\psi = 2 - (\theta + 1 - \theta) = 1$, $\gamma_\varphi = r$.

Любую нелинейную булеву функцию от двух переменных, отличную от функций (20), (21), можно получить либо из функции (20), либо из функции (21) путем применения двух операций: инвертирования функции, инвертирования всех переменных. Инвертирование функции: $\psi(u_1, u_2) \rightarrow \bar{\psi}(u_1, u_2)$, не изменяет параметр γ_ψ ; инвертирование переменных: $\psi(u_1, u_2) \rightarrow \psi(\bar{u}_1, \bar{u}_2)$, приводит к замене в выражении для γ_ψ величины θ на величину $1-\theta$. Очевидно, что $\Delta = 0$ для любой нелинейной булевой функции $\psi(u_1, u_2)$.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Балакин Г. В. Заведомо совместные системы случайных уравнений над конечным полем. — Тезисы докладов Всесоюзной конференции «Вероятностные методы в дискретной математике». Петрозаводск: Карельский филиал АН СССР, 1983, с. 8–10.
2. Балакин Г. В. О распределении числа решений систем случайных булевых уравнений. — Теория вероятн. и ее примен., 1973, т. 18, в. 3, с. 627–632.
3. Сачков В. Н. Комбинаторные методы дискретной математики. М.: Наука, 1977.

Поступила в редакцию
15.VII.1992