

П. А. Ендовицкий

Решение обобщенной обратной задачи о днях рождения

(Представлено академиком НАН Украины И. Н. Коваленко)

Доказаны теоремы об асимптотическом поведении решения обобщенной обратной задачи о днях рождения. В теоремах даны асимптотически наилучшие оценки в случае неравновероятного и независимого размещения частиц по ячейкам для появления $l \geq 1$ k -кратных совпадений. Полученный результат можно применять в криптографии для оценивания трудоемкости построения коллизий хэш-функций.

Задача о днях рождения является классической в теории вероятностей [1]. Задача состоит в нахождении вероятности того, что по крайней мере двое человек из группы, состоящей из n человек, $n \leq 365$, родились в один день. При этом предполагается, что все 365 возможных дней рождения равновероятны. Также “задачей о днях рождения” называют [2] задачу нахождения минимального n такого, что в группе из n человек найдутся с вероятностью не меньше чем заданное число $p \in (0; 1)$ по крайней мере двое человек, которые родились в один день.

Сформулируем обобщения обеих задач о днях рождения в терминах размещения частиц по ячейкам.

Задача 1. Пусть n частиц независимо размещается в m ячейках (выше было $m = 365$). Вероятности попадания каждой частицы в ячейки равны p_1, \dots, p_m , $\sum_{i=1}^m p_i = 1$ (выше было $p_1 = \dots = p_{365} = 1/365$). Чему равна вероятность $P_k(n, m)$ того, что найдется по крайней мере одна ячейка, содержащая не менее k частиц, $k \geq 2$ (выше было $k = 2$)?

Задачу 1 будем называть прямой задачей о днях рождения, так как в ней по заданным параметрам m, n, k надо вычислить вероятность $P_k(n, m)$. Обратной задачей о днях рождения будем называть следующую задачу.

Задача 2. Рассматривается независимое заполнение m ячеек частицами. Вероятности попадания каждой частицы в ячейки равны p_1, \dots, p_m , $\sum_{i=1}^m p_i = 1$. Также задано число $p \in (0; 1)$. Чему равно минимально необходимое число частиц $n = n(m, p, k)$ такое, что $P_k(n, m) \geq p$?

В задаче 2 по заданным параметрам m, k и значению вероятности p надо найти минимальное число частиц n такое, чтобы при размещении n частиц в m ячейках вероятность существования ячейки, содержащей k и более частиц, была не меньше p .

Заметим, что вероятность $P_k(n, m)$ возрастает по n и при этом $P(1) = \dots = P(k-1) = 0$, $P(m(k-1) + 1) = 1$ (для упрощения записи иногда будем писать $P(n)$ вместо $P_k(n, m)$ и n или $n(m)$ вместо $n(m, p, k)$, если это не вызывает неясности) и число частиц $n = n(m)$ из задачи 2 удовлетворяет неравенству

$$P(n-1) < p \leq P(n). \quad (1)$$

Например, если $m = 365$, $p_1 = \dots = p_m = 1/365$, $k = 2$, $p = 1/2$, то $n(365) = 23$, так как в этом случае $P(22) < 1/2 < P(23)$. Т.е. если считать, что каждый из 365 дней рождения

равновероятен, то в группе из 23 человек с вероятностью больше чем 1/2 найдутся по крайней мере двое, которые родились в один день.

Прямая задача о днях рождения (задача 1) рассматривалась в статьях [2–5], обратная (задача 2) — в [2, 6, 7] (см. также [8, 9]).

При решении прямой и обратной задач о днях рождения помогает следующая теорема [9].

Теорема 1. Пусть n частиц независимо и равновероятно размещаются в t ячейках. Обозначим $\nu_k(n, t)$ — количество ячеек, содержащих k и более частиц, тут $k \geq 2$ — фиксированное число. Тогда если $n^k / (k! t^{k-1}) \rightarrow \lambda > 0$ при $n, t \rightarrow \infty$, то $\nu_k(n, t)$ слабо сходится к пуассоновской случайной величине с параметром $\lambda > 0$.

Из теоремы 1 получаем, что если $n^k / (k! t^{k-1}) \rightarrow \lambda > 0$ при $n, t \rightarrow \infty$, то

$$P_k(n, t) = P(\nu_k(n, t) \geq 1) \rightarrow 1 - e^{-\lambda}, \quad n, t \rightarrow \infty. \quad (2)$$

Соотношение (2) дает “первое приближение” для решения прямой задачи о днях рождения в равномерном случае, т. е. когда в задаче 1 $p_1 = \dots = p_m = 1/t$. Решение же прямой задачи 1 требует получения числового интервала, в котором будет лежать вероятность $P_k(n, t)$, для чего надо, например, оценить скорость сходимости в предельном соотношении (2).

Но в данной работе будет рассматриваться не прямая задача 1, а обратная задача 2. Из теоремы 1 следует теорема 2 об асимптотическом поведении минимально необходимого числа частиц $n(m)$ из задачи 2.

Теорема 2. Пусть в обратной задаче 2 $p_1 = \dots = p_m = 1/t$, т. е. рассматривается равномерная схема. Тогда при фиксированных $p \in (0; 1)$, $k \geq 2$ имеем

$$n(m) = \sqrt[k]{k! a m^{k-1}} + o(m^{(k-1)/k}), \quad m \rightarrow \infty, \quad (3)$$

где $a = -\ln(1 - p)$.

В случае $k = 2$ (т. е. когда ищется $n(m)$ — минимальное число n частиц, необходимое для того, чтобы при равновероятном и независимом размещении n частиц в t ячейках с вероятностью не меньше чем p существовала ячейка, содержащая две или более частицы) формула (3) принимает вид

$$n(m) = \sqrt{2am} + o(\sqrt{m}), \quad m \rightarrow \infty,$$

где $a = -\ln(1 - p)$.

Целью настоящей работы является уточнение формулы (3), которая описывает асимптотическое поведение минимально необходимого числа частиц $n(m)$ из задачи 2 при $m \rightarrow \infty$ и фиксированных $p \in (0; 1)$ и $k \geq 2$.

При этом сначала формула (3) будет уточнена для равномерной схемы, а далее полученная уточненная формула будет распространена на некоторые полиномиальные схемы, отличные от равномерной.

Сформулируем без доказательства соответствующую теорему для следующего варианта полиномиальной схемы.

Теорема 3. Пусть задана некоторая неотрицательная, дважды дифференцируемая на отрезке $[0; 1]$ функция $p(x)$ такая, что $\int_0^1 p(x) dx = 1$. Рассматривается полиномиальная схема $\{p_i(m), m \geq 1, i = \overline{1, m}\}$, которая задается через функцию $p(x)$ по формуле: $\forall m \geq 1$

$\forall i = \overline{1, m}: p_i(m) = \int_{(i-1)/m}^{i/m} p(x) dx$ (при $p(x) \equiv 1$ получается равномерная полиномиальная схема).

Тогда минимальное число частиц $n(m)$ из задачи 2 будет равняться

$$n(m) = \sum_{i=0}^{k-1} A_i m^{i/k} + \theta(m), \quad (4)$$

где последовательность $\{\theta(m), m \geq 1\}$ будет ограниченной и

$$\underline{\lim} \theta(m) = 0, \quad \overline{\lim} \theta(m) = 1. \quad (5)$$

Константы A_0, A_1, \dots, A_{k-1} из (4) определяются следующим образом. Пусть $a = -\ln(1-p)$, $b = \sqrt[k]{k!a/M_k}$ (смысл параметров p и k см. в формулировке задачи 2), а числа M_l , $l \geq 1$, определяются по формуле

$$M_l = \int_0^1 p(x)^l dx, \quad l \geq 1, \quad (6)$$

тогда при $i = \overline{0, k-1}$

$$A_i = \frac{b^{k-i}}{k-i} \left(\sum_{l_1+2l_2+\dots+(k-1)l_{k-1}=k-1-i} \frac{(-1 + \frac{i}{k})_{l_1+\dots+l_{k-1}}}{l_1! \dots l_{k-1}!} B_1^{l_1} \dots B_{k-1}^{l_{k-1}} \right), \quad (7)$$

где суммирование производится по всем решениям уравнения $l_1 + 2l_2 + \dots + (k-1)l_{k-1} = k-1-i$, $l_s \geq 0$, $s = \overline{1, k-1}$.

Также обозначено $(c)_t = c(c-1) \dots (c-t+1)$, $t \in \mathbb{N}$, $c \in \mathbb{R}$, $(c)_0 = 1$, а константы B_1, \dots, B_{k-1} , в свою очередь, равны

$$\begin{cases} B_s = \frac{(-1)^s M_{k+s}}{s!} \frac{k}{M_k} \frac{1}{k+s}, & s = \overline{1, k-2}, \\ B_{k-1} = \frac{(-1)^{k-1} M_{2k-1}}{(k-1)!} \frac{k}{M_k} \frac{1}{2k-1} + \frac{k}{2} \frac{M_k}{(k-1)!} - \frac{M_k}{2(k-2)!} \frac{1}{a}. \end{cases} \quad (8)$$

Формула (4) и является уточнением формулы (3).

Замечание 1. Условие (5) позволяет строить хорошие приближения для искомого числа частиц $n(m)$, так как в левой части формулы (4) стоит целое число $n(m)$, а отрезок

$$\left[\sum_{i=0}^{k-1} A_i m^{\frac{i}{k}} + \underline{\lim} \theta(m); \sum_{i=0}^{k-1} A_i m^{\frac{i}{k}} + \overline{\lim} \theta(m) \right) = \left[\sum_{i=0}^{k-1} A_i m^{\frac{i}{k}}; \sum_{i=0}^{k-1} A_i m^{\frac{i}{k}} + 1 \right)$$

содержит ровно одну целую точку, которую можно рассматривать как приближение для $n(m)$.

Пример 1. Приведем асимптотическую формулу для $n(m)$ из теоремы 3 в случае $k = 2$, т.е. для минимального числа частиц $n(m)$, которые надо разместить в m ячейках, чтобы с вероятностью не меньше чем $p \in (0; 1)$ существовала ячейка, содержащая по крайней мере две частицы.

В этом случае, при $k = 2$ из (4) имеем

$$n(m) = A_1 \sqrt{m} + A_0 + \theta(m),$$

где $\underline{\lim} \theta(m) = 0$, $\overline{\lim} \theta(m) = 1$, а константы A_0 и A_1 определяются следующим образом.

Пусть $a = -\ln(1-p)$, $b = \sqrt{2a/M_2}$, определение чисел M_l , $l \geq 1$, см. в формуле (6). Тогда по формуле (8) рассчитываем константу B_1 :

$$B_1 = -\frac{2 M_3}{3 M_2} + M_2 - \frac{M_2}{2a},$$

и теперь из формулы (7) получаем значения A_0 и A_1 :

$$A_1 = \frac{b^1}{1} \sum_{l_1=0} \frac{(-1/2)_{l_1}}{l_1!} B_1^{l_1} = b = \sqrt{\frac{2a}{M_2}},$$

$$A_0 = \frac{b^2}{2} \sum_{l_1=1} \frac{(-1)_{l_1}}{l_1!} B_1^{l_1} = -\frac{b^2}{2} B_1 = a \left(\frac{2 M_3}{3 M_2^2} - 1 \right) + \frac{1}{2}.$$

Отсюда получаем выражение для $n(m)$ в случае $k = 2$:

$$n(m) = \sqrt{\frac{2a}{M_2}} m + a \left(\frac{2 M_3}{3 M_2^2} - 1 \right) + \frac{1}{2} + \theta(m). \quad (9)$$

В равномерном случае, когда $M_l = 1$, $l \geq 1$, формула (9) принимает вид

$$n(m) = \sqrt{2am} - \frac{a}{3} + \frac{1}{2} + \theta(m), \quad (10)$$

где $a = -\ln(1-p)$, $\underline{\lim} \theta(m) = 0$, $\overline{\lim} \theta(m) = 1$.

Формула (10) получена в [10].

Пример 2. Получим аналогичную формулу для $n(m)$ в случае $k = 3$. Она будет иметь вид

$$n(m) = A_2 m^{2/3} + A_1 m^{1/3} + A_0 + \theta(m),$$

где $\underline{\lim} \theta(m) = 0$, $\overline{\lim} \theta(m) = 1$, а константы A_0 , A_1 , A_2 определяются следующим образом. Пусть $a = -\ln(1-p)$, $b = \sqrt[3]{6a/M_3}$. Рассчитываем по формулам (8) константы B_1 , B_2 :

$$B_1 = -\frac{3 M_4}{4 M_3}, \quad B_2 = \frac{3 M_5}{10 M_3} + \frac{3}{4} M_3 - \frac{M_3}{2a},$$

и теперь по формулам (7) получаем значения A_0 , A_1 , A_2 :

$$A_2 = \frac{b^1}{1} \sum_{l_1+2l_2=0} \frac{(-1/3)_{l_1+l_2}}{l_1! l_2!} B_1^{l_1} B_2^{l_2} = b,$$

$$A_1 = \frac{b^2}{2} \sum_{l_1+2l_2=1} \frac{(-2/3)_{l_1+l_2}}{l_1! l_2!} B_1^{l_1} B_2^{l_2} = \frac{b^2}{2} (-(2/3) B_1) = \frac{M_4}{4M_3} b^2,$$

$$A_0 = \frac{b^3}{3} \sum_{l_1+2l_2=2} \frac{(-1)_{l_1+l_2}}{l_1! l_2!} B_1^{l_1} B_2^{l_2} = \frac{2a}{M_3} (B_1^2 - B_2) = a \left(\frac{9 M_4^2}{8 M_3^3} - \frac{3 M_5}{5 M_3} - \frac{3}{2} \right) + 1.$$

Отсюда получаем выражение для $n(m)$ в случае $k = 3$:

$$n(m) = b m^{2/3} + \frac{M_4}{4M_3} b^2 m^{1/3} + a \left(\frac{9 M_4^2}{8 M_3^3} - \frac{3 M_5}{5 M_3} - \frac{3}{2} \right) + 1 + \theta(m), \quad (11)$$

где $a = -\ln(1-p)$, $b = \sqrt[3]{6a/M_3}$, $\underline{\lim} \theta(m) = 0$, $\overline{\lim} \theta(m) = 1$. В равномерном случае, когда $M_l = 1$, $l \geq 1$, формула (11) принимает вид

$$n(m) = bm^{2/3} + \frac{b^2}{4}m^{1/3} - \frac{39}{40}a + 1 + \theta(m), \quad (12)$$

где $a = -\ln(1-p)$, $b = \sqrt[3]{6a}$, $\underline{\lim} \theta(m) = 0$, $\overline{\lim} \theta(m) = 1$.

Пример 3. Приведем также формулу для $n(m)$ в случае $k = 4$ (способ ее получения такой же, как и для случаев $k = 2$ и $k = 3$):

$$n(m) = bm^{3/4} + \frac{M_5}{5M_4}b^2m^{2/4} + \left(\frac{7}{50} \frac{M_5^2}{M_4^2} - \frac{1}{12} \frac{M_6}{M_4} \right) b^3m^{1/4} + a \left(\frac{384}{125} \frac{M_5^3}{M_4^4} - \frac{16}{5} \frac{M_5M_6}{M_4^3} + \frac{12}{21} \frac{M_7}{M_4^2} - 2 \right) + \frac{3}{2} + \theta(m), \quad (13)$$

где $a = -\ln(1-p)$, $b = \sqrt[4]{24a/M_4}$, $\underline{\lim} \theta(m) = 0$, $\overline{\lim} \theta(m) = 1$. В равномерном случае, когда $M_l = 1$, $l \geq 1$, формула (13) принимает вид

$$n(m) = bm^{3/4} + \frac{b^2}{5}m^{2/4} + \frac{17}{300}b^3m^{1/4} - \frac{4086}{2625}a + \frac{3}{2} + \theta(m), \quad (14)$$

где $a = -\ln(1-p)$, $b = \sqrt[4]{24a}$, $\underline{\lim} \theta(m) = 0$, $\overline{\lim} \theta(m) = 1$.

Если $m = 365$, $p = 1/2$, то (при равномерном размещении частиц) из формул (10), (12), (14) получаем следующие значения для минимально необходимого числа частиц $n(m)$ в случаях $k = 2$, $k = 3$, $k = 4$ соответственно:

$$n(365) = 23, \quad n(365) = 88, \quad n(365) = 187, \quad (15)$$

т. е. в группе из 187 человек с вероятностью больше, чем $1/2$ найдутся 4 человека, родившиеся в один день [2]. Т. е. значения (15), полученные из асимптотических формул (10), (12), (14), совпадают с точными значениями, найденными в [2] (только для этих трех случаев) компьютерным перебором.

Обобщением задач 1 и 2 являются задачи 3 и 4.

Задача 3. Пусть n частиц независимо размещается в m ячейках. Вероятности попадания каждой частицы в ячейки равны p_1, \dots, p_m , $\sum_{i=1}^m p_i = 1$. Чему равна вероятность $P_k(n, m, l)$ того, что найдется по крайней мере l ячеек, $l \geq 1$, содержащих не менее k частиц, $k \geq 2$?

Задача 4. Рассматривается независимое заполнение m ячеек частицами. Вероятности попадания каждой частицы в ячейки равны p_1, \dots, p_m , $\sum_{i=1}^m p_i = 1$. Также задано число $p \in (0; 1)$. Чему равно минимально необходимое число частиц $n = n_l(m)$ такое, что $P_k(n, m, l) \geq p$?

Очевидно, что при $l = 1$ в задачах 3 и 4 получаем задачи 1 и 2.

В данном случае из теоремы 1 будет следовать, что если в равномерной схеме $\frac{n^k}{k!m^{k-1}} \rightarrow \lambda > 0$, то

$$P_k(n, m, l) = P(\nu_k(n, m) \geq l) \rightarrow 1 - e^{-\lambda} \sum_{t=0}^{l-1} \frac{\lambda^t}{t!}, \quad n, m \rightarrow \infty,$$

и отсюда для минимального числа частиц $n_l(m)$ из задачи 4 будет справедливо представление

$$n_l(m) = \sqrt[k]{k!a_l m^{k-1}} + o(m^{(k-1)/k}), \quad m \rightarrow \infty, \quad (16)$$

где

$$a_l = h_l(1 - p), \quad l \geq 1, \quad (17)$$

а функция $h_l(x): (0; 1) \rightarrow (0; +\infty)$ убывает и определяется своей обратной функцией $h_l^{-1}(x)$:

$$h_l^{-1}(x) = e^{-x} \sum_{t=0}^{l-1} x^t / t!, \quad x > 0.$$

Формула (16), как и формула (3), также может быть уточнена. А именно, справедлива следующая теорема.

Теорема 4. Пусть для произвольных фиксированных $k \geq 2$ и $l \geq 1$ выполнены условия теоремы 3, тогда

$$n_l(m) = \sum_{i=0}^{k-1} A_i m^{i/k} + \frac{k(l-1)}{2} + \theta(m), \quad (18)$$

где последовательность $\{\theta(m), m \geq 1\}$ ограничена и $\underline{\lim} \theta(m) = 0$, $\overline{\lim} \theta(m) = 1$. Константы A_i , $i = \overline{0, k-1}$, из (18) определяются так же, как и константы A_i , $i = \overline{0, k-1}$, из (4) в теореме 3. Только везде вместо значения $a = -\ln(1 - p)$ в формуле (4) тут надо брать значение $a_l = h_l(1 - p)$ из формулы (17).

Замечание 2. Отметим, что в свободном члене в формуле (18) появляется слагаемое $k(l-1)/2$, которого нет в формуле (4), т. е. когда $l = 1$.

Пример 4. Пусть $k = 2$. Приведем асимптотические формулы для $n_1(m)$, $n_2(m)$ и $n_3(m)$ — минимального количества частиц, которое необходимо разместить в m ячейках, чтобы с вероятностью не меньше чем $p \in (0; 1)$ существовали по крайней мере соответственно 1, 2, 3 ячейки, содержащие две частицы и более. Имеем

$$n_1(m) = \sqrt{\frac{2a_1}{M_2} m} + a_1 \left(\frac{2}{3} \frac{M_3}{M_2^2} - 1 \right) + \frac{1}{2} + \theta_1(m),$$

$$n_2(m) = \sqrt{\frac{2a_2}{M_2} m} + a_2 \left(\frac{2}{3} \frac{M_3}{M_2^2} - 1 \right) + \frac{3}{2} + \theta_2(m),$$

$$n_3(m) = \sqrt{\frac{2a_3}{M_2} m} + a_3 \left(\frac{2}{3} \frac{M_3}{M_2^2} - 1 \right) + \frac{5}{2} + \theta_3(m),$$

тут $\underline{\lim} \theta_i(m) = 0$, $\overline{\lim} \theta_i(m) = 1$, $i = \overline{1, 3}$, числа $a_i = a_i(p)$, $i = \overline{1, 3}$, определяются по формуле (17), а числа M_l , $l \geq 1$, определены в формуле (6).

Пример 5. Используя уточненные формулы (4) и (18) из теорем 3 и 4, построим таблицу значений $n_l(m)$ в равномерной схеме размещения частиц при $m = 365$, $p = 1/2$, для значений $k = \overline{2, 4}$ и $l = \overline{1, 5}$ (смысл параметров см. в формулировке задач 3 и 4):

k	l				
	1	2	3	4	5
2	23	36	46	55	62
3	88	120	142	160	175
4	187	240	274	301	323

т. е. чтобы в группе из n человек нашлась с вероятностью не меньше чем $1/2$ по крайней мере одна тройка, где все трое родились в один день, достаточно взять $n = 88$; для того чтобы с вероятностью не меньше чем $1/2$ нашлись по крайней мере две тройки, в каждой из которых все трое родились в один день, достаточно взять $n = 120$ и т. д.

Являются ли значения в таблице решениями задачи 4? Т.е. удовлетворяют ли они неравенству (1)? Ведь эти значения получены при подстановке числовых значений в асимптотические формулы (4) и (18) и про значение величины $\theta(365)$ теоремы 3 и 4 ничего не говорят. Известно лишь, что

$$\underline{\lim} \theta(m) = 0, \quad \overline{\lim} \theta(m) = 1,$$

а значения в таблице были получены в предположении, что $0 < \theta(365) < 1$.

Ответить на последний вопрос можно, решав прямую задачу о днях рождения (задачи 1 и 3) для значений, указанных в таблице и соседних к ним. Из условия (5) следует, что для достаточно больших m значения $n(m)$, полученные по асимптотическим формулам (4) и (18), будут либо совпадать с точными решениями задачи 4, либо отличаться от них на 1. Но, как показывают числовые расчеты [2], уже при $m = 365$ первый столбец в таблице, полученный по асимптотическим формулам, совпадает с точным решением.

С помощью полученных формул (4) и (18) можно рассчитывать трудоемкость построения многократных коллизий хэш-функций в криптографии, критические области при проверке статистических гипотез и др.

1. Feller W. An introduction to probability theory and its applications. – New York: Wiley, 1958. – 411 p.
2. McKinney E. H. Generalized birthday problem // Amer. Math. Monthly. – 1966. – **73**. – P. 385–387.
3. Levin B. A representation for multinomial cumulative distribution functions // Ann. Stat. – 1981. – **9**. – P. 1123–1126.
4. Nannikhoven T. A birthday problem solution for nonuniform birth frequencies // Amer. Statist. – 1992. – **46**. – P. 601–606.
5. Sayrafiezadeh M. The birthday problem revisited // Math. Mag. – 1994. – **64**. – P. 220–223.
6. Heuer G. A. Estimation of a certain probability problem // Amer. Math. Monthly. – 1959. – **66**. – P. 704–706.
7. Mathis F. A generalized birthday problem // SIAM Rev. – 1991. – **33**. – P. 265–270.
8. DasGupta A. The matching, birthday and strong birthday problem: a contemporary review // J. Statist. Planning and Inference. – 2005. – **130**. – P. 377–389.
9. Колчин В. Ф., Севастьянов Б. А., Чистяков В. П. Случайные размещения. – Москва: Наука, 1976. – 224 с.
10. Ендовицький П. А. Уточнение асимптотической аппроксимации размера группы в парадоксе дней рождений // Кибернетика и систем. анализ. – 2010. – **3**. – С. 185–188.

НТУ України “Київський політехнічний інститут”

Поступило в редакцію 24.10.2011

П. О. Єндовицький

Розв’язок узагальненої оберненої задачі про дні народження

Доведено теореми про асимптотичну поведінку розв’язку в узагальненій задачі про дні народження. У теоремах наведені асимптотично непокрашувальні оцінки у випадку нерівномірної та незалежного розміщення частинок по комірках для появи $l \geq 1$ k -кратних збігів. Отриманий результат можна застосовувати в криптографії для оцінювання трудомісткості побудови колізій хеш-функцій.

P. A. Yendovitskij

The solution of a generalized inverse birthday problem

Theorems of the asymptotic behavior of the solution of a generalized inverse birthday problem are proved. They give the asymptotically best possible estimates in the case of a nonuniform independent arrangement of particles in cells for the appearance of $l \geq 1$ k -fold coincidences. The result can be applied to the evaluation of the laboriousness of a construction of collisions of the hash-functions in cryptography.