

УДК 681.3

Ю.А. Чернявский

### СПОСОБЫ АНАЛИЗА КАЧЕСТВЕННЫХ ХАРАКТЕРИСТИК АВТОМАТИЗИРОВАННЫХ ДАКТИЛОСКОПИЧЕСКИХ ИДЕНТИФИКАЦИОННЫХ СИСТЕМ

*Проанализированы возможности и ограничения основных используемых в практической работе способов оценки качества функционирования автоматизированных дактилоскопических идентификационных систем на основе различных решающих правил сравнения латентных и файловых дактилоскопических изображений. Показана предпочтительность способа, позволяющего при работе с реальными дактилоскопическими массивами получать статистически достоверную величину надежности работы систем.*

#### Введение

Современные информационные технологии идентификации лиц по отпечаткам пальцев (ОП) и следам рук [1] позволяют значительно повысить эффективность работы экспертно-криминалистических служб. На основе определенных модификаций этих технологий можно успешно решать также проблемы защиты информационных систем различного назначения от доступа посторонних лиц.

Значительное увеличение круга потребителей автоматизированных дактилоскопических идентификационных систем (АДИС), с одной стороны, и неуклонное расширение базы данных, включающей пространственно-топологические коды дактилоскопических изображений (ДИ) отпечатков пальцев подотчетных лиц и следов рук с мест преступлений, с другой стороны, определяют актуальность проблемы оценки эффективности функционирования АДИС. Решение данной проблемы в первую очередь предполагает выбор способов оценки качественных характеристик АДИС, позволяющих адекватно учитывать специфику функционирования систем различного класса. Ниже анализируются возможности и основные ограничения способов оценки качественных характеристик АДИС, наиболее часто используемых на практике.

#### Основные правила принятия решений при идентификации дактилоскопических изображений

Процедура идентификации запросного ДИ «с» в АДИС начинается с поиска в базе данных кодов ДИ  $\tilde{C} = \{\tilde{C}_0, \tilde{C}_1, \dots, \tilde{C}_{N-1}\}$ , хранящих пространственно-топологические характеристики  $\tilde{C}_n$  ( $n = 0, N-1$ ;  $N$  – натуральное число), аналогичные коду «с» запросного ДИ. Пары ДИ  $\langle \tilde{c}, c \rangle$  будем называть «родными», если  $\tilde{c}$  и  $c$  принадлежат одному и тому же пальцу. Результатом идентификации является так называемый рекомендательный список – множество

$$\tilde{C}[c] = \{ \forall \tilde{c} \in \tilde{C} \mid \langle \tilde{c}, c \rangle - \text{родная пара} \}. \quad (1)$$

Таким образом, при заданном запросном ДИ «с» АДИС выполняет типичную операцию классификации, состоящую в распределении элементов базы данных  $\tilde{C}$  по двум непересекающимся классам

$$\tilde{C}_1 = \tilde{C} \setminus (\tilde{C}[c]); \quad (2)$$

$$\tilde{C}_2 = \tilde{C}[c], \quad (3)$$

которые включают соответственно «чужие» и «родные» по отношению к  $c$  отпечатки из  $\tilde{C} = \tilde{C}_1 \cup \tilde{C}_2$ .

Важная отличительная особенность реализуемой в АДИС операции классификации состоит в том, что получаемый в результате ее выполнения рекомендательный список (см. (1), (2)) не является окончательным. Решение о том, являются ли идентифицированные ДИ из  $\tilde{C}_2$  «родными» по отношению к  $c$ , принимается опытным экспертом. Другой важной особенностью выполняемой в АДИС классификационной операции является ее реализация в условиях, когда априорная вероятность  $P_1(c) = P\{c \in \tilde{C}_1\}$  события  $\{c \in \tilde{C}_1\}$  на много больше априорной вероятности  $P_2(c) = P\{c \in \tilde{C}_2\}$  события  $\{c \in \tilde{C}_2\}$ , т. е.  $P_1(c) \gg P_2(c)$ .

Процедура классификации для запросного ДИ «с» требует формирования для каждой пары  $\langle \tilde{c}, c \rangle \{ \tilde{c} \in \tilde{C} \}$  индекса  $I\langle \tilde{c}, c \rangle$  идентичности (совпадения)  $\tilde{c}$  и  $c$ . В одних АДИС индекс совпадения нормируется (приводится к доле от 100%), в других – нет. Индекс совпадения  $I\langle \tilde{c}, c \rangle$  отличен от нуля во всех случаях совпадения группы частных признаков сравниваемых отпечатков по геометрическим и топологическим характеристикам. Достоверность выполнения процедуры формирования индекса идентичности  $I\langle \tilde{c}, c \rangle$  в конечном счете оказывает решающее влияние на все важнейшие характеристики АДИС, не только качественные, но и скоростные. Решающее правило, применяемое в АДИС для включения  $\tilde{c} \in \tilde{C}$  в рекомендательный список  $\tilde{C}_2$ , может быть записано в виде

$$\delta(\tilde{c}, c) = \bar{S}(I\langle \tilde{c}, c \rangle - I_c), \quad (4)$$

где  $S(x)$  – знаковая функция вида

$$S(x) = \begin{cases} 0, & \text{если } x \geq 0, \\ 1, & \text{если } x < 0; \end{cases}$$

$\bar{S}(x) = 1 - S(x)$ ;  $I_c$  – пороговое значение индекса идентичности ДИ. Единичное значение характеристики (4) указывает на необходимость включения  $\tilde{c}$  в рекомендательный список  $\tilde{C}_2$ , а нулевое значение  $\delta(\tilde{c}, c)$  указывает на то, что ДИ  $\tilde{c}$  является «чужим» по отношению к  $c$ , т. е. принадлежит к классу  $\tilde{C}_1$ .

Таким образом, согласно вышеизложенному, любую АДИС можно рассматривать как типичный классификатор [2], структура которого показана ниже (рис. 1).

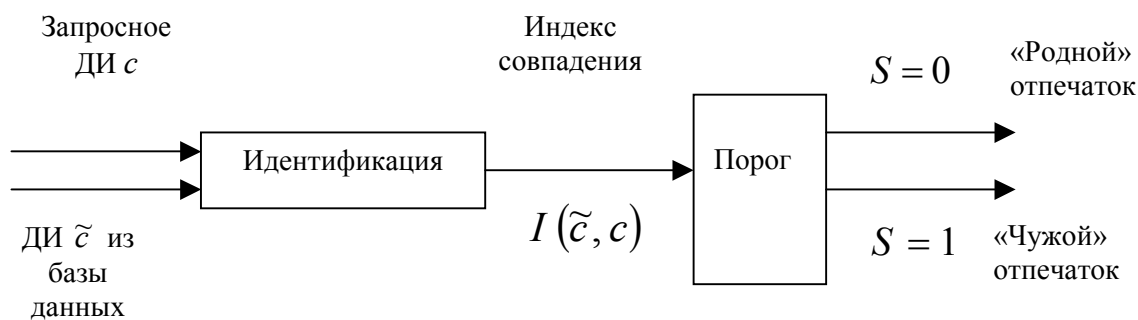


Рис. 1. Обобщенная структура модели АДИС

Поскольку ДИ  $\tilde{c}$  и  $c$  представляют собой векторы геометрических и топологических признаков, извлекаемых из скелетов соответствующих изображений, которые подвержены слу-

чайным воздействиям самого разного рода, то для описания процесса функционирования АДИС целесообразно использовать статистические модели, т. е. модели, адекватно укладываемые в те или иные статистические схемы. Из этого следует, что правило (4) принятия решения в АДИС, в сущности, представляет собой критерий принятия или непринятия статистической гипотезы  $H = \{ \text{пара } \langle \tilde{c}, c \rangle \text{ является «родной»}, \text{ если индекс } I(\tilde{c}, c) \text{ идентичности } \tilde{c} \text{ и } c \text{ удовлетворяет условию } I(\tilde{c}, c) \geq I_c \}$  на основании некоторого критического множества  $E$  возможных значений индекса совпадения, а именно

$$E = \{ \forall I \mid 0 \leq I < I_c \}. \quad (5)$$

В рамках правила (4) возможны следующие решения:

1. Гипотеза  $H$  верна и принимается согласно проверяемому критерию.
2. Гипотеза  $H$  не верна и отвергается согласно проверяемому критерию.
3. Гипотеза  $H$  верна, но отвергается согласно критерию (ошибка первого рода).
4. Гипотеза  $H$  не верна, но принимается согласно критерию (ошибка второго рода).

В соответствии с изложенной статистической схемой для оценки эффективности функционирования АДИС, прежде всего, необходимо изучить характер поведения плотности вероятности  $f(I)$  индекса совпадения  $I = I(\tilde{c}, c)$ , которая характеризует частоту встречаемости значения  $I$  на всем многообразии входных ДИ « $c$ », а также специфических ситуаций и особенностей, свойственных той или иной АДИС.

Выполненный в работе [2] анализ показал, что основными факторами, определяющими вид кривых плотностей распределения индекса совпадения как для «чужих», так и для «родных» отпечатков (рис. 2) являются: качество АДИС и субъективные ошибки оператора, особенности запросных отпечатков и режим поиска.

Ввиду специфики АДИС, состоящей в том, что  $P_1(c) = P\{\tilde{c} \in \tilde{C}_1\} \approx 1$  и  $P_2(c) = P\{\tilde{c} \in \tilde{C}_2\} \approx 0$ , применение в них решающего правила, минимизирующего риск

$$R = C_{12}\alpha P_1(c) + c_{21}\beta P_2(c), \quad (6)$$

может привести к недопустимо большой вероятности пропуска «родного» отпечатка (ошибка второго рода)  $\beta = \int_0^{I_c} f(I \mid \tilde{c} \in \tilde{C}_2) dI$ .

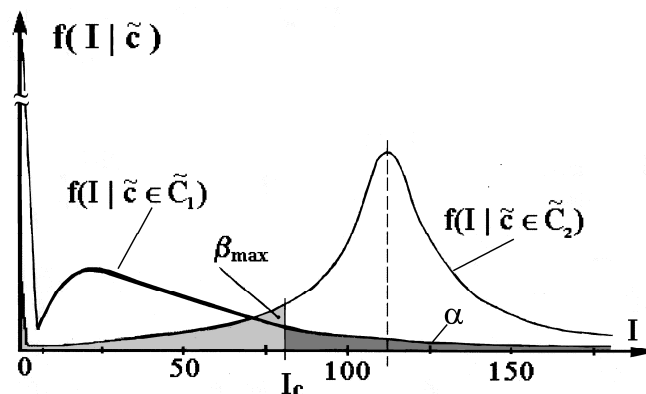


Рис. 2. Решающее правило работы АДИС:  $f(I/\tilde{c} \in \tilde{C}_1)$  и  $f(I/\tilde{c} \in \tilde{C}_2)$  – условные плотности распределения вероятностей, отвечающие соответственно «чужим» и «родным» парам отпечатков

Для АДИС в наибольшей мере подходит решающее правило Неймана-Пирсона, которое минимизирует вероятность ошибки первого рода  $\alpha = \int_{I_c}^{\infty} f(I | \tilde{c} \in \tilde{C}_1) dI$  – ложного включения «чужого» отпечатка в рекомендательный список  $\tilde{C}_2$  отпечатка при ограничении на вероятность ошибок второго рода  $\beta \leq \beta_{\max}$ . На практике минимизация величины  $\alpha$  достигается за счет соответствующего выбора критического множества  $E$  (5). Так как в реальности сделать оптимальный выбор  $E$ , как правило, не удается, то минимизация  $\alpha$  обычно заменяется на менее жесткое условие:  $\alpha \leq \alpha_{\max}$ , где  $\alpha_{\max}$  – заданная величина, гарантирующая качество работы АДИС. Обычно в зависимости от конкретной задачи  $\alpha_{\max}$  выбирается из диапазона от 0,05 до 0,3. При этом пороговое значение индекса совпадений  $I_c$  выбирается так, чтобы  $\alpha(I_c) = \alpha_{\max}$ .

Решающее правило Неймана-Пирсона в описанном виде целесообразно использовать лишь для баз данных небольшого объема. С его ростом примерно по линейному закону начинает увеличиваться средняя длина рекомендательного списка  $\tilde{C}_2$ :

$$|\tilde{C}_2|_{cp} = kN_{cp}, \quad (7)$$

где  $|\tilde{C}_2|_{cp}$  – средняя длина рекомендательного списка;  $N_{cp}$  – среднее число отпечатков базы данных, сравниваемых с запросным отпечатком  $c$ ;  $k$  – постоянный коэффициент. При этом резко увеличиваются затраты на просмотр  $\tilde{C}_2$ , которые быстро могут превысить допустимый уровень.

Применение как типового, так и модифицированных решающих правил Неймана-Пирсона становится неэффективным при обработке малоинформативных запросных отпечатков и при плохом качестве «родного» базового отпечатка.

Существенная трудоемкость рассмотренных классических оценок предопределила настоятельную необходимость поиска строгой в математическом смысле, объективной и приемлемой для пользователя процедуры оценки надежности в реальных условиях работы АДИС. Надежность поиска – одна из важнейших характеристик АДИС. Традиционно надежность измеряют путем проведения стендового теста. В систему вводят заранее подготовленный тестовый массив следов и дактилокарт, при этом известно, какие следы и отпечатки из дактилокарт являются соответствующими друг другу, т. е. «родными». Отношение числа «родных» пар, выявленных системой, к общему числу родных пар в тестовом массиве дает оценку надежности поиска АДИС.

Будем рассматривать результаты поиска следов как совокупность испытаний АДИС. Результат каждого испытания обозначается 1 в случае верного обнаружения системой родной пары и 0 – в случае пропуска. Величина  $R$  по определению является средним арифметическим последовательности результатов таких испытаний:

$$R = N^{-1} \sum_{i=1}^N \delta_i, \quad (8)$$

где  $\delta_i = \begin{cases} 1 & \text{в случае верного обнаружения системой "родной" пары } \langle c, \tilde{c} \rangle; \\ 0 & \text{в противоположном случае.} \end{cases}$

Испытания являются независимыми, поэтому относительная погрешность усредненной оценки  $R$  уменьшается в  $\sqrt{N}$  раз с увеличением количества циклов усреднения  $N$  [3].

Ширину доверительного интервала  $\Delta R$  для нормальной генеральной совокупности с известной дисперсией  $\sigma_R^2$  можно с заданной доверительной вероятностью  $p$  оценить по следующей формуле [4]:

$$\Delta R = 2U_\alpha \frac{\sigma_R}{\sqrt{N}}, \quad (9)$$

где значение  $U_\alpha$  определяют по нормированному нормальному распределению в зависимости от вероятности  $\alpha = P\{U > U_\alpha\}$ .

Некоторые значения функции  $U_\alpha$  для различных вероятностей  $\alpha$  приведены в табл. 1 [4]:

Таблица 1  
Значения  $U_\alpha$  для различных значений доверительной вероятности  $p$

$p$	0,8	0,9	0,95	0,98	0,99	0,998
$\alpha$	0,1	0,05	0,025	0,01	0,005	0,001
$U_\alpha$	1,28	1,64	1,96	2,33	2,58	3,09

Для часто используемой в испытаниях доверительной вероятности  $p = 0,95$  величина  $\alpha = \frac{1-p}{2} = 0,025$ , что соответствует  $U_\alpha = 1,96$ .

Дисперсия оценки надежности  $\sigma_R^2$  по результатам  $N$  испытаний в процессе тестирования определяется согласно выражению

$$\sigma_R^2 = \left( \sum_{i=1}^K R_i^2 + \sum_{i=K+1}^N (1-R_i)^2 \right) / N - 1, \quad (10)$$

где  $K$  – количество пропусков следов в  $N$  испытаниях;

$R_i$  – оценка надежности в  $i$ -испытании.

При использовании любого специально подготовленного дактилоскопического массива результаты стендовых испытаний АДИС не дают достоверной оценки надежности, которую имеет пользователь в реальных условиях работы системы. Только результаты работы АДИС на реальных дактилоскопических массивах являются объективной основой оценки надежности. Причем у разных пользователей одинаковой системы имеются различия в важных моментах, которые могут повлиять на надежность. Например, различаются дактилоскопические массивы (как по объему, так и по качеству), тактика использования АДИС, квалификация и опыт операторов-дактилоскопистов и т. п.

### Оценка надежности АДИС при работе на реальных дактилоскопических массивах

Любая АДИС, даже та, которая имеет незначительную надежность, в ходе работы по мере пополнения дактилоскопических массивов будет выявлять какое-то количество родных пар. Действительно, в результате поиска формируется рекомендательный список, включающий пары наиболее похожих отпечатков, при этом рано или поздно в этот список попадет родная пара, хотя бы и случайным образом. Чем выше надежность системы, тем большая доля родных пар от числа имеющихся в базе данных будет попадать в рекомендательный список. В отдельных

случаях система будет ошибаться, пропуская родные пары, т. е. допускать пропуски. Процент пропусков можно оценить следующим образом. Известно, что на карточке следов, как правило, представлено несколько следов (в среднем два–три). Очень часто это следы пальцев одного человека, и встречаются случаи, когда система обнаруживает родные пары не для всех таких следов на карточке – для некоторых следов система ошибается. Подсчет частоты встречаемости пропусков позволяет оценить надежность поиска.

После вычисления величины надежности по следам с выявленных системой карточек определяется вероятность пропуска одного следа и, следовательно, вероятность пропуска карточки как произведение вероятностей пропусков отдельных следов на этой карточке. Добавление пропущенных системой карточек к числу рассматриваемых понижает оценку надежности, и все указанные величины пересчитываются. Этот процесс продолжается до тех пор, пока вычисляемая величина надежности перестает изменяться – это и есть фактическая надежность. Сходимость оценки обусловлена хотя бы тем, что на каждой итерации величина надежности уменьшается, но по определению не может быть меньше нуля.

Для выполнения указанной итеративной процедуры и получения достоверного результата необходимо соблюдать следующие требования:

- на карточке следов должно быть не менее двух следов пальцев одного человека, карточки с одним следом должны исключаться из рассмотрения ввиду их недостаточной информативности;

- объекты, над которыми выполняются статистические оценки, должны быть однородны [3], т. е. рассматриваемые карточки следов необходимо распределять на группы по количеству следов на карточке с известной принадлежностью, не важно каким способом – установленной системой или визуально. Для каждой такой группы карточек в отдельности оценивается надежность, после чего вычисляется надежность, интегральная по всем группам.

Таким образом, оценка надежности поиска выполняется в три этапа. На первом этапе производится предварительная статистическая обработка имеющихся результатов работы АДИС и формируется таблица исходных данных. Далее последовательно выполняется итеративная процедура оценки надежности для каждой группы карточек следов в отдельности и вычисляется интегральная оценка надежности по всем группам карточек.

Технология подготовки исходных данных состоит в следующем. Из следотеки случайным образом отбираются 100-200 карточек следов, для которых ранее с помощью АДИС были установлены лица, оставившие следы на месте происшествий. С каждой такой карточкой выполняются следующие действия.

1. Когда на карточке несколько следов, каждый анализируется на предмет его принадлежности указанному человеку (выполняется визуальное сравнительное исследование). При этом возможны следующие случаи:

А. След оставлен указанным человеком, введен в АДИС и система верно установила его принадлежность.

Б. След оставлен указанным человеком, введен в АДИС, но система не установила его принадлежность.

В. След принадлежит какому-то другому человеку, не распознанному системой.

2. В конце просмотра карточек из дальнейшего рассмотрения исключаются:

- все карточки с одним следом;

- карточки типа В с несколькими следами, на которых имеется только один след, принадлежащий неустановленному лицу.

Остальные карточки распределяются по группам с одинаковым количеством следов установленной принадлежности. Возможны случаи, когда, например, на карточке представлены пять следов, три из них одного человека, а два – другого. Такая карточка попадает одновременно в две группы: с количеством следов  $n = 3$  и  $n = 2$  соответственно.

3. Разложенные по группам карточки записываются в таблицу, где для каждой карточки фиксируется: регистрационный номер; код группы; количество совпадений – случаев А и пропусков – случаев Б; регистрационный номер дактилокарты; фамилия, имя и отчество человека, которому принадлежат следы с карточки.

В процессе поиска первоначально определяются оценки надежности для каждой из сформированных групп карточек и определяются доверительные интервалы с заданным уровнем достоверности, а затем вычисляется интегральная по всем группам карточек величина надежности.

Для исходных данных введем следующие обозначения:  $C_0$  – количество карточек в рассматриваемой группе;  $L_0 = nC_0$  – исходное суммарное число следов в группе;  $K_0$  – количество пропусков, зафиксированное для  $C_0$  карточек группы.

Рекурсивная процедура оценки надежности  $R$  представляет собой последовательность вычислений  $OR.1 \div OR.6$ .

*OR.1.* Определить текущее значение общего количества  $L_i$  следов в группе с учетом пропущенных карточек:  $L_i = C_i \cdot n$ .

*OR.2.* Определить количество пропусков в группе с учетом пропущенных АДИС карточек:  $K_i = L_i - (L_0 - K_0)$ .

*OR.3.* Вычислить текущее значение надежности поиска:  $R_i = (L_i - K_i) / L_i$ , где  $L_i$  и  $K_i$  – соответственно суммарное число следов и количество пропусков в группе на  $i$ -й итерации ( $i \geq 0$ ). Если  $|R_i - R_{i-1}| < \Delta R$  (здесь полагается  $\Delta R = 0,0001$ ), то процедура заканчивает работу. Иначе перейти к очередному шагу.

*OR.4.* Определить текущую вероятность пропуска следа:  $P_i = 1 - R_i$ .

*OR.5.* Найти текущую вероятность  $P_i^n$  пропуска карточки.

*OR.6.* Определить количество карточек в группе с учетом пропущенных системой карточек согласно формуле  $C_{i+1} = C_0 / (1 - P_i^n)$  и перейти к выполнению шага *OR.1*.

Предположим, что в некоторую АДИС введено 120 карточек следов по два следа на каждой (всего  $L_0^* = 240$  следов) и в базе данных имеются дактилокарты лиц, оставивших эти следы. Будем считать также, что данная АДИС верно установила соответствие следа и отпечатка на 60 карточках для одного следа и на 30 карточках для обоих следов, т. е. всего для  $C_0 = 90$  карточек с общим количеством следов  $L_0 = 180$ . Таким образом, полное число пропущенных следов  $K_0 = L_0^* - L_0 = 60$ .

В табл. 2 для данного случая приводятся результаты выполнения итеративной процедуры *OR.1–OR.6* оценки надежности  $R$ , в результате которой за 13 итераций установлено истинное значение надежности  $R = 0,5$ .

По результатам полученных таким образом погрупповых оценок надежности рассчитывается интегральная оценка путем усреднения, осуществленного тем или иным способом. При этом одновременно с интегральной оценкой надежности по всем исследуемым карточкам следов обычно определяется также пересечение доверительных интервалов оценок надежности по группам карточек.

Наряду с надежностью поиска, другой важной качественной характеристикой АДИС является избирательность. На практике для оценки данной характеристики обычно используют среднюю длину рекомендательного списка или распределение ранга кандидатов.

Процедура оценки избирательности, использующая среднюю длину рекомендательного списка, предполагает, что значение порога  $I_c$  фиксировано, а длина рекомендательного списка является неограниченной. Средняя длина рекомендательного списка практически не зависит от качества ДИ в базе данных и субъективных ошибок оператора, но зависит от качественного состава тестового массива запросных отпечатков и алгоритма поиска. Максимальная средняя длина списка получается, если поиск ведется по всем группам частных признаков, а контроль по интегральным характеристикам не осуществляется. Недостатком данной характеристики является ее зависимость от объема базы данных, в связи с чем она может использоваться толь-

ко для сравнительной оценки различных АДИС на базах одинакового объема при фиксированном пороге  $I_c$ .

Таблица 2

Результаты итеративной процедуры вычислений надежности  $R$  при начальных условиях:  
 $C_0 = 90$ ,  $L_0 = 180$ ,  $K_0 = 60$

$I$	$C_i$	$L$	$K_i$	$R_i$	$P_i$	$P_i^n$
0	90	180	60	0,67	0,33	0,11
1	10	20	82	0,59	0,41	0,17
2	108	216	96	0,56	0,44	0,19
3	111	222	102	0,54	0,46	0,21
4	114	228	108	0,53	0,47	0,22
5	115	230	110	0,52	0,48	0,23
6	117	234	114	0,51	0,49	0,24
7	118	236	116	0,508	0,492	0,242
8	118,7	237,4	117,4	0,505	0,495	0,245
9	119,2	238,4	118,4	0,503	0,497	0,247
10	119,5	239	119	0,502	0,498	0,248
11	11907	239,4	11904	0,501	0,499	0,249
12	119,8	239,6	119,6	0,5008	0,4992	0,2499
13	119,98	239,96	119,96	0,5001	0,4999	0,2499

В случае использования распределения ранга кандидатов избирательность АДИС характеризуется гистограммой мест «родных» отпечатков в рекомендательном списке, т. е. относительным числом попаданий «родного» отпечатка в различные диапазоны рекомендательного списка. Фактически определяется процентное содержание запросных отпечатков, для которых «родной» отпечаток попал на первое место, и процентное содержание попаданий «родного» отпечатка в тройку, десятку, сотню первых мест. Процентное содержание «родных» отпечатков, попавших в определенный диапазон рекомендательного списка, представляет собой оценку надежности АДИС для различных длин рекомендательного списка. В пределе с ростом числа запросных отпечатков (длины теста) распределение рангов кандидатов представляет собой не что иное, как зависимость надежности АДИС от средней длины рекомендательного списка  $R = \varphi \left( \left| \tilde{C}_2 \right| \right)$  ( $\varphi$  – некоторая функция). Поскольку характеристика избирательности АДИС по распределению ранга кандидатов зависит от объема базы данных, ее можно использовать лишь для сравнения различных АДИС на базах данных одинакового объема.

### Заключение

Возможности типового способа оценки эффективности функционирования АДИС, основанного на сопоставлении индексов совпадений запросных и файловых ДИ с пороговыми значениями, в значительной мере ограничены зависимостью индекса совпадения от полноты описания ОП, ошибок кодирования следа оператором и используемых алгоритмов обработки изображений.

Применение классического и модифицированного решающих правил Неймана-Пирсона становится неэффективным при обработке малоинформативных запросных ОП и при плохом качестве «родного» базового ОП.

Для получения статистически достоверной величины надежности АДИС предпочтительнее анализировать результаты стендовых испытаний АДИС в условиях использования реальных дактилоскопических массивов. При этом процедура оценки надежности поиска предполагает первоначальную итеративную оценку надежности для каждой группы карточек следов (исходное условие - карточки сортируются на группы по количеству следов) и вычисление интегральной оценки по всем группам карточек.



**Список литературы**

1. Методы, алгоритмы и программное обеспечение гибких информационных технологий для автоматизированных идентификационных систем: Сб. науч. тр. /Под общ. ред. А.Ф. Чернявского, В.В. Ревинского. – Мн.: Изд-во БГУ, 1999. – 181 с.
2. Критерии оценки эффективности автоматизированных дактилоскопических идентификационных систем / А.С. Боков, В.С. Зубаха, А.Ф. Чернявский и др. // Методы, алгоритмы и программное обеспечение гибких информационных технологий для автоматизированных идентификационных систем: Сб. науч. тр. – Мн.: Изд-во БГУ, 1999. – С. 105-122.
3. Кокс Д., Хинкли Д. Теоретическая статистика. – М.: Мир, 1978. – 560 с.
4. Красовский Г.И., Филаретов Г.Ф. Планирование эксперимента. – Мн.: Изд-во БГУ, 1982. – 301 с.

Поступила 27.02.04

*Институт прикладных физических проблем  
им. А.Н. Севченко Белорусского  
государственного университета,  
Минск, Курчатова, 7  
e-mail: paliichuk@bsu.by*

**J.A. Chernyavsky**

**METHODS OF QUALITATIVE CHARACTERISTICS ANALYSIS  
OF AUTOMATED DACTYLOSCOPIC IDENTIFICATION SYSTEMS**

The possibilities and limitations of different estimation methods of dactyloscopic identification systems performance are analyzed. It is shown a preferability of a method allowing to get a statistically accurate value of systems operation reliability at the work with real dactyloscopic arrays.