

ВЕРОЯТНОСТНАЯ МОДЕЛЬ ДАКТИЛОСКОПИЧЕСКИХ ОБРАЗОВ КОМПЬЮТЕРНОЙ БИОМЕТРИЧЕСКОЙ АУТЕНТИФИКАЦИИ

Введение

В настоящее время проводятся интенсивные исследования возможностей разработки методов, предназначенных для полноценного использования биометрических характеристик персоналий в реализации защищенных алгоритмов паролирования и дистанционной аутентификации [1]. Стандартизованными для целей аутентификации являются следующие биометрические характеристики персоналий [2, 3]: черты лица (Face features); отпечатки пальцев (Finger Print); радужная оболочка глаза (Iris). В большинстве случаев анализ биометрических образов при их распознавании производится по совокупности значимых характерных точек изображений. При анализе отпечатков пальцев эти характерные точки получили название «минуций», или «точки Гальтона» и являются участками папиллярного рисунка кожи, где отдельные линии сливаются или раздваиваются (бифуркации) и обрываются (окончания). Другими словами, это уникальные для каждого отпечатка пальца точки, в которых изменяется структура папиллярных линий.

Среди биометрических способов идентификации персоналий дактилоскопия занимает особое место. Распределения минуций отдельных реализаций отпечатков могут быть описаны достаточно сложными зависимостями ввиду существенного отличия анализируемых образцов как по возможному числу характерных точек, так и по произвольности их размещения. Виды и функции распределения искажений из-за множественного характера источников причин также достаточно неоднозначны. Выбор между простотой и адекватностью моделей размещения и искажения минуций является компромиссной задачей. При этом, ввиду закрытости существующих алгоритмов распознавания отпечатков, в большинстве случаев отсутствует возможность набора объема статистики размещения и искажения минуций, достаточного для строгого решения задачи моделирования. Поэтому актуальным является эвристический анализ процессов сканирования биометрических образов с учетом их природы и особенностей возникновения возможных ошибок. Это необходимо для создания эффективных методов «нечеткой экстракции» данных для криптографических приложений [5].

Анализ существующих результатов

Большинство существующих систем обработки информации дактилоскопических баз данных используют оригинальные защищенные алгоритмы и программы с закрытым исходным кодом, доступ к которым строго ограничен. Для анализа распределений характеристик и ошибок при обработке данных отпечатков пальцев можно воспользоваться открытой программой SourceAFIS.FingerprintAnalysis.exe [4]. На рис. 1 представлены выбранные исходные изображения отпечатков, использованные для анализа обработки изображений. Данные образцы получены в различных условиях работы сканера и вариациях угла сканирования.

Обработка изображений по алгоритму SourceAFIS [4] дает картину извлеченных минуций, показанную на рис. 2. В зависимости от ориентации образца, смещения сканированного участка, а также контрастности и яркости исходного изображения наблюдаются существенные различия результатов обработки, проявляющиеся в изменяющемся числе обнаруженных минуций и вариациях их взаимного расположения. На представленных портретах окружностями отмечены участки одной и той же области отпечатков, смещенные по кадрам в зависимости от различных углов сканирования и смещения сканируемого оригинала. Как видно, степень схожести изображений чрезвычайно мала. Визуальное сходство наблюдается только в случае достаточно совпадающих условий получения отпечатков (на рис. 2 – это пары портретов 2 и 4 или 3 и 7).



Рис. 1. Примеры реализаций отпечатков, полученных для одного и того же объекта

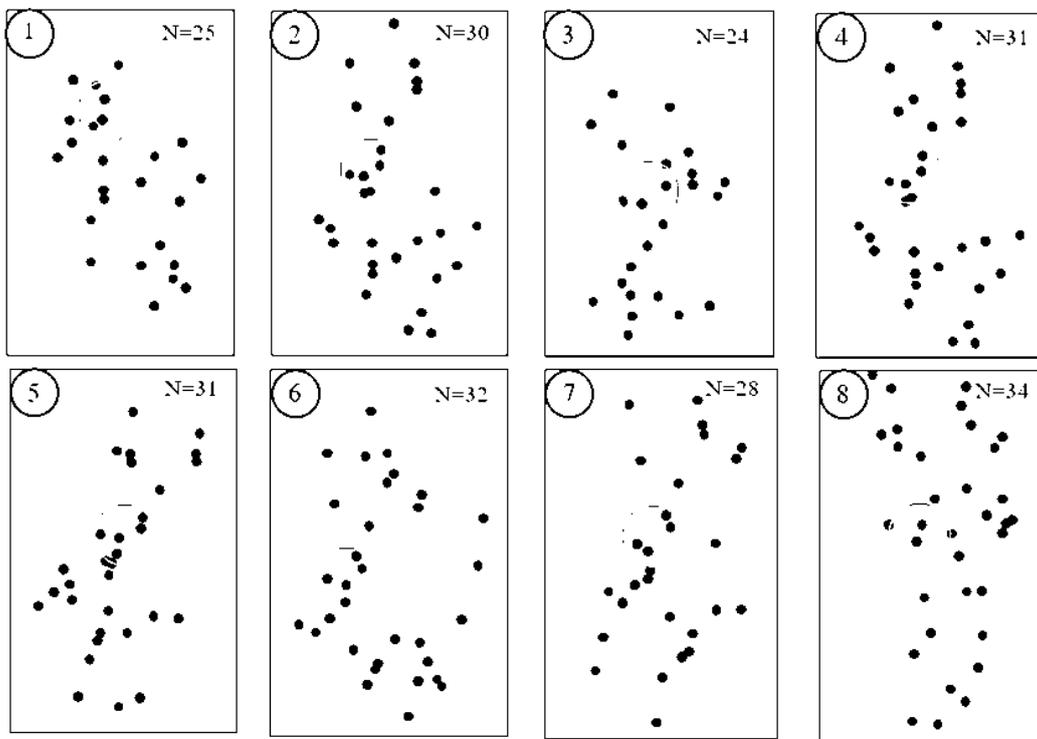


Рис. 2. Портреты плоскостного распределения извлеченных точечных минудий

Как следует из рассмотренного примера, процесс получения и анализа отпечатков на основе различных реализаций дактилоскопических изображений может быть описан достаточно сложной моделью случайного распределения особенностей портретов, а также моделью случайного распределения ошибок отдельных реализаций.

Цель статьи

Цель статьи – разработка вероятностных моделей сканирования и обработки дактилоскопических портретов, а также процессов возникновения ошибок и различий в отдельных реализациях сканирования одних и тех же объектов. Полученные в работе результаты составляют инструментарий для разработки и статистического исследования показателей эффективности новых методов компьютерной биометрической аутентификации.

1. Математическая модель вероятностного распределения характерных точек на портретах отпечатков

Для разработки робастного метода анализа и обработки данных на основе различных реализаций дактилоскопических изображений необходима модель описания случайного распределения минуций и углов прихода папиллярных линий в точки минуций, а также модель случайного распределения ошибок отдельных реализаций. Анализ плоскостных портретов распределений минуций позволяет отметить следующие *особенности*, которые могут быть основой для эмпирического выбора вида распределений точек по координатам кадра при имитации портретов отпечатков пальцев:

- плотность распределения точек вдоль горизонтальной X и вертикальной Y оси имеет примерно равномерный характер в центральной части кадра и незначительно спадает к его краям;

- линейные смещения центра отпечатка по горизонтали и вертикали не означают появления на краях кадра зон, свободных от минуций (в поле сканирования могут попасть новые точки);

- число характерных точек может варьировать для различных персоналий (определено международным стандартом) в пределах $16 \div 60$, а при получении различных реализаций для конкретного субъекта в пределах $\pm 20-25\%$. Например, на рис. 2 число выявленных минуций одного и того же объекта изменяется от 24-х до 34-х;

- распределение «углов прихода» в характерные точки имеет примерно равномерный характер в диапазоне $[0, 2\pi]$.

Для построения модели распределения минуций на основе отмеченных особенностей процесса, будем использовать следующие исходные *предположения*:

- координаты портрета отпечатка X, Y , а также значения углов прихода нормируются в диапазоне $[-0.5; +0.5]$, при этом геометрический центр изображения имеет нулевые координаты на плоскости $[0; 0]$, а сам портрет размещается в единичной квадратной области, охватывающей все четыре квадранта плоскости изображения;

- для первичной генерации случайных чисел, необходимых для получения распределений координат минуций на реализациях портретов отпечатков, используется датчик равномерно распределенных (непрерывно) чисел в диапазоне $[0; 1]$: $f(x_i, y_i) \square unif[0,1]$, $i \in 1 \dots N$, где N – число минуций на портрете – случайная величина, не выходящая из диапазона $[15; 60]$ с математическим ожиданием $m_N = 25 \div 35$ и унимодальным распределением.

Анализ перечисленных особенностей, а также учет сделанных предположений позволяют использовать для формального описания плотности распределения вероятностей (ПРВ) $f(x)$ и $f(y)$ декартовых координат x, y характерных точек плоскостных портретов зависимость, представленную на рис. 3. Данный вид ПРВ обеспечивает равномерное распределение точек в центральной части единичного квадрата и спадающие вероятности появления точек к границам квадратной области портрета. Область ненулевых значений ПРВ $[-0.75; +0.75]$ выходит на величину 0,25 в обе стороны за пределы единичного квадрата, что обеспечит ненулевую вероятность появления точек в крайних областях портрета при введении ошибок в виде возможного дрейфа геометрического центра. Выбор ПРВ представленного вида не является единственно возможным, однако, на наш взгляд, является вполне приемлемым по сочетанию простоты и отмеченных выше особенностей и предположений.

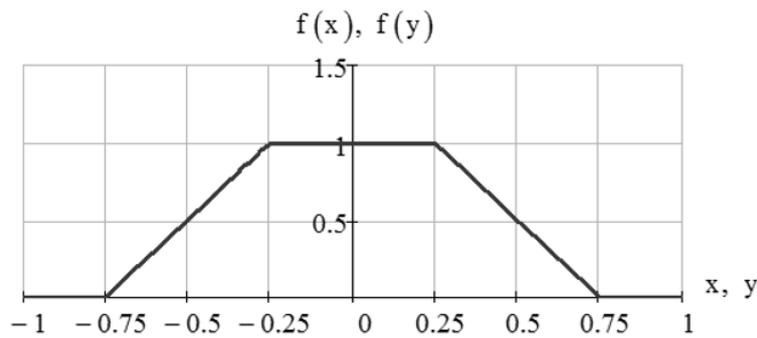


Рис. 3. Функции плотности распределения вероятностей координат минуций

Для получения испытательных образцов портретов размещения минуций необходим источник случайных чисел, распределенных в соответствии с ПРВ $f(x)$, $f(y)$ (рис. 3). Ввиду идентичности распределений вдоль координат плоскости при использовании нормированного единичного квадрата портрета, в дальнейшем будем рассматривать только функцию $f(x)$:

$$f(x) = \begin{cases} 2x+1.5 & \text{if } -0.75 \leq x < -0.25; \\ 1 & \text{if } -0.25 \leq x \leq 0.25; \\ -2x+1.5 & \text{if } 0.25 < x \leq 0.75; \\ 0 & \text{if } |x| > 0.75. \end{cases} \quad (1)$$

Для генерации случайной величины, подчиненной распределению (1), можно воспользоваться функциональным преобразованием результата стандартного для большинства систем программирования датчика случайных чисел, расположенных непрерывно равномерно в диапазоне $[0, 1]$. Воспользуемся методом обратных функций [6]: если $z \in \text{unif}[0, 1]$, то случайная величина x , получаемая функциональным преобразованием z вида

$$x = \begin{cases} \sqrt{z} - 0.75 & \text{if } 0 \leq z < 0.25; \\ z - 0.5 & \text{if } 0.25 \leq z \leq 0.75; \\ -\sqrt{1-z} + 0.75 & \text{if } 0.75 < z \leq 1; \end{cases} \quad (2)$$

будет иметь ПРВ вида (1).

На рис. 4 представлена гистограмма статистических испытаний функционального преобразования (2) от при числе опытов, равном 30000 и разбиении интервала на 100 равных подинтервалов. Пунктирной линией на рис. 4 показана огибающая (1). Полученный алгоритм генерации случайных чисел будет использован в дальнейшем для получения координат характерных точек нормированных квадратных портретов отпечатков.

Для генерации случайной величины – числа характерных точек реализации портрета отпечатка выберем использование модели дискретной (целочисленной) случайной величины N из диапазона целых чисел $[15, 45]$ с дискретным нормальным усеченным распределением и числовыми характеристиками:

- математическим ожиданием $m_N \approx 30$;
- среднеквадратическим отклонением $\sigma \approx 2 \div 5$.

Для получения случайного числа минуций на реализации портрета N снова воспользуемся функциональным преобразованием данных датчика $\text{unif}[0, 1]$. Используем моделирование реализаций случайной величины N на основании центральной предельной теоремы [6].

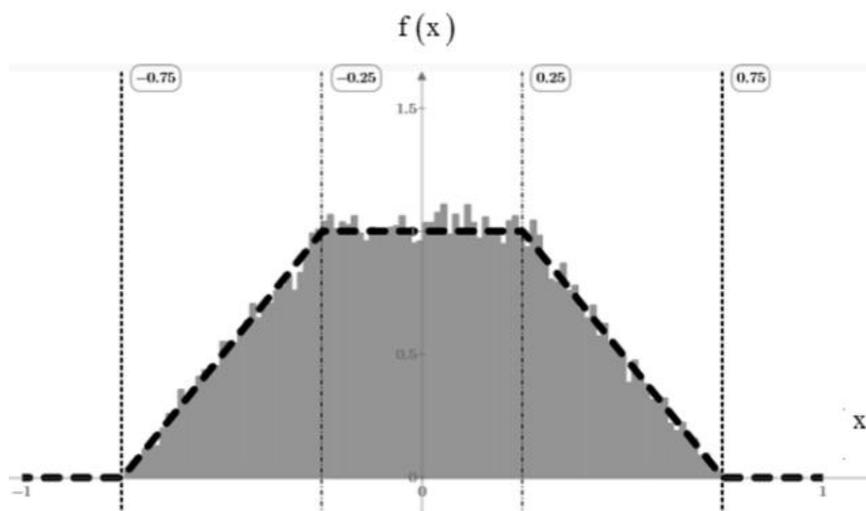


Рис. 4. Результат статистических испытаний датчика случайных координат

Перейдем к дискретному виду равномерно распределенных чисел, используя операцию целочисленного округления и центрирования:

$$z' = \text{round}(z) - 0.5, \text{ где } z \in \text{unif}[0,1]. \quad (3)$$

Тогда, ограничившись числом слагаемых, равным $m_N = 30$, случайное число минут на портрете можно определить, как сумму

$$N = \sum_{i=1}^{30} z' + 30. \quad (4)$$

Дискретная случайная величина N может принимать целые значения из диапазона $[15, 45]$. Усеченная нормальная функция ПРВ этой случайной величины аппроксимируется взвешенными биномиальными коэффициентами:

$$Q(N_i) = \binom{i}{30} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{30}, \quad i \in [0, 30], \quad N_i \in [15, 45], \quad (5)$$

где $Q(N_i)$ – вероятность того, что число минут на портрете (с учетом точек, замаскированных за пределами единичного квадрата) будет составлять величину N_i .

Вид и числовые характеристики распределения (5) показаны на рис. 5.

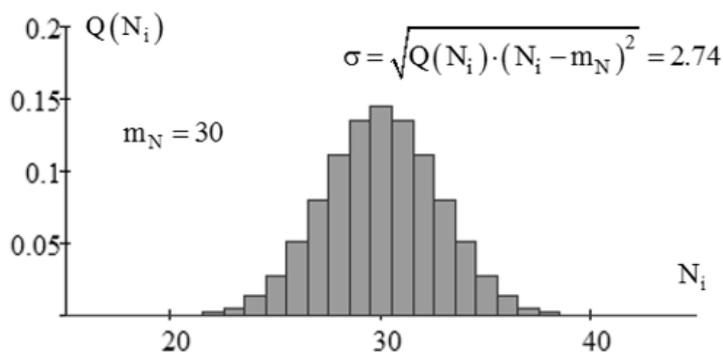


Рис. 5. ПРВ числа характерных точек на нормированном портрете отпечатка

Для моделирования нормированных в единичном квадрате случайных значений углов прихода в характерные точки целесообразно использовать равномерно распределенную на единичном отрезке случайную величину $z \in unif[0,1]$:

$$\varphi = z. \quad (6)$$

№	X	Y	φ
1	0.21	-0.07	0.6
2	0.28	0.18	0.58
3	0.12	-0	0.49
4	0.19	0.31	0.74
5	0.07	-0.68	0.62
6	0.05	-0.12	0.8
7	-0.25	0.33	0.58
8	-0.01	0.42	0.91
9	0.17	0.15	0.73
10	0.12	0.23	0.67
11	0.3	0.54	0.32
12	0.64	-0.14	0.31
13	0.13	0.44	0.11
14	0.09	-0.05	0.85
15	0.01	0.39	0.15
16	-0.05	-0.55	0.08
17	0.51	0.5	0.64
18	-0.25	-0.34	0.55
19	0.23	-0.41	0.41
20	0.13	-0.41	0.47
21	0.14	0.08	0.15
22	0.06	0.23	0.74
23	-0.05	0.17	0.83
24	0.69	0.31	0.87
25	0.1	0.7	0.3
26	-0.33	-0.3	0.13
27	-0.17	-0.11	0.78
28	0.15	0.08	0.61

Истинный угол прихода определяется на основе нормированного значения из (6): $\Phi = 2\pi \cdot \varphi$. В таблице представлены результаты моделирования нормированного портрета на основании распределений (1), (4) и (6). Заштрихованные строки в таблице соответствуют точкам, не попавшим в единичный квадрат. Поэтому, несмотря на то, что в эксперименте получено $N = 28$, в единичном квадрате (рис. 6) оказалась только 21 точка. «Замаскированные» точки могут проявиться, если при возникновении искажений портрета возникнут смещения по осям X и Y или соответствующие повороты изображения.

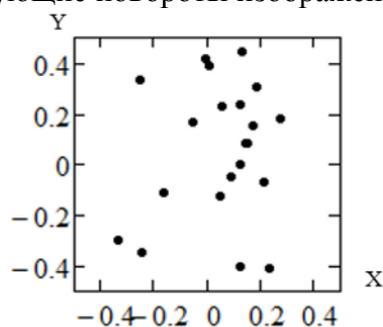


Рис. 6. Пример реализации случайного распределения характерных точек

При необходимости в соответствующем алгоритме обработки можно рассматривать трехмерное пространство размещения точек, если добавить третью координату для нормированного угла φ .

2. Математическая модель искажений распределения характерных точек

Анализ возможных вариаций сканирования отпечатков на основе существующих баз данных позволяет выявить следующие основные факторы, приводящие к появлению отличий в различных реализациях портретов одного и того же объекта: смещения геометрического центра, вызванные изменением положения объекта в поле сканирования; вращения изображений, возникающие по тем же причинам; «стирания» или появление «ложных» точек из-за неправильных настроек алгоритма сканера или попадания в поле сканирования посторонних объектов; дрейф взаимного расположения точек из-за ошибок алгоритма распознавания.

2.1. Ошибки смещения геометрического центра

Данные ошибки вызваны неточностью расположения объекта сканирования относительно центра поля сканируемого окна. Для описания распределения таких ошибок целесообразно использовать унимодальную трапецеидальную центрированную ПРВ вида (1) с измененным (компрессированным) по горизонтали масштабам. Это является следствием предположения о сравнительно небольших отклонениях объекта сканирования в нормированном квадрате окна.

$$\Phi(d_x) = \begin{cases} 12.5 \cdot d_x + 3.75 & \text{if } -0.3 \leq d_x < -0.1; \\ 2.5 & \text{if } -0.1 \leq d_x \leq 0.1; \\ -12.5d_x + 3.75 & \text{if } 0.1 < d_x \leq 0.3; \\ 0 & \text{if } |d_x| > 0.3. \end{cases} \quad (7)$$

Вид ПРВ (7) представлен на рис. 7. Для получения случайной величины, распределенной по данному закону, вновь воспользуемся методом обратных функций [6].

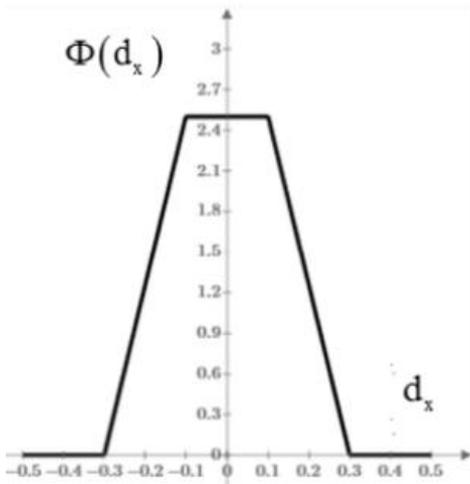


Рис. 7. ПРВ ошибок координатного смещения

Если $z \square unif[0,1]$, то для получения случайной величины d_x с распределением (7) необходимо использовать преобразование:

$$d_x(z) = \begin{cases} \sqrt{0.16 \cdot z} - 0.3 & \text{if } 0 \leq z < 0.25; \\ 0.4 \cdot z - 0.2 & \text{if } 0.25 \leq z \leq 0.75; \\ -\sqrt{0.16 \cdot (1-z)} + 0.3 & \text{if } 0.75 < z \leq 1. \end{cases} \quad (8)$$

Справедливо полагать, что ошибки смещения, обладающие функцией ПРВ (8), действуют по координатам X, Y единичного квадрата портрета отпечатка независимо.

2.2. Ошибки из-за «стирания» и добавления «ложных» точек

Распределение ошибок стирания может параметризовано величиной p_E – вероятностью стирания (Erasure) одной, отдельно взятой характерной точки на портрете отпечатка. В предположении независимости ошибок стирания, их распределение описывается обычным дискретным биномиальным распределением:

$$P_E(k) = \sum_{i=0}^k \binom{i}{N} \cdot p_E^i \cdot (1-p_E)^{N-i}, \quad (9)$$

где $P_E(k)$ – вероятность стирания не более, чем k точек на портрете; N – число выявленных точек, определяемое распределением (5). Величина параметра p_E для различных способов обработки отпечатков может располагаться в пределах $0 < p_E \leq 0.1$. Для моделирования процесса стирания после получения модели портрета (таблица), с использованием датчика равномерно распределенных в единичном интервале чисел производится генерация вектора $Z = \{z_1, z_2, \dots, z_N\}$, элементы которого $z_i \square unif[0,1]$, $i = 1 \dots N$. На основе вектора Z вычисляется вектор стираний $E = \{e_1, e_2, \dots, e_N\}$, элементы которого имеют бинарное значение и получаются функциональным преобразованием координат вектора Z :

$$e_i = \left\lfloor \frac{z_i}{1-p_E} \right\rfloor, \quad e_i \in [0,1], \quad i = 1 \dots N. \quad (10)$$

Далее строки в таблице реализации портрета, обладающие номерами, которые соответствуют порядковым номерам единичных элементов вектора E , удаляются из таблицы и, соответственно, из портрета минущий.

Вероятностное описание ошибок, связанных с появлением ложных (несуществующих в действительности) точек может быть сделано на основе распределения Пуассона:

$$\Pr(K) = \frac{\lambda_A^K}{K!} \exp\{-\lambda_A\}, \quad (11)$$

где $\Pr(K)$ – вероятность появления K ложных точек на реализации портрета; λ_A – (Arrerance) эмпирически определенное математическое ожидание числа ложных точек на одном портрете.

Аппроксимация случайной величины – количества ложных точек на портрете, подчиненной распределению Пуассона (11), достигается с использованием датчика $unif[0,1]$ и обычного биномиального распределения следующим образом. На основании статистической обработки достаточного количества реализаций портретов эмпирически определяется математическое ожидание количества ложных точек на одном портрете λ_A . Как правило, $0.1 \leq \lambda_A \leq 0.5$ (при этом добавления сохраняют свойство быть менее вероятными, чем стирания). Генерируется вектор $Z = \{z_1, z_2, \dots, z_M\}$ с равномерно распределенными в единичном интервале элементами $z_i \square unif[0,1]$, $i = 1 \dots M$. Затем, на основании преобразования, аналогичного (10), получается вектор добавления $A = \{a_1, a_2, \dots, a_M\}$ с бинарными элементами, получаемыми по правилу

$$a_i = \left\lfloor \frac{z_i}{1 - \frac{\lambda_A}{M}} \right\rfloor, \quad a_i \in [0,1], \quad i = 1 \dots M. \quad (12)$$

Количество единичных элементов в векторе A подчинено биномиальному закону (9) с параметром $P_E = \frac{\lambda_A}{M}$. Тогда количество добавляемых ложных точек на портрете определяется квадратом длины вектора A :

$$K = |A|^2 = \sum_{i=1}^M a_i. \quad (13)$$

Аппроксимация распределения Пуассона (11) будет тем более точной, чем больше выбранное значение M . Для приемлемой аппроксимации распределения Пуассона при $\lambda_A \square 1$ достаточно потребовать выполнения неравенства

$$M \geq \lambda^{-1}. \quad (14)$$

Моделирование появления ложных точек производится на основании полученной в результате вычислительного эксперимента величины K , определяемой (13): в таблицу добавляется K строк (при $K = 0$ строки не добавляются). Генерация значений X, Y и φ для дописываемых строк производится так же, как для существующих в таблице точек – с использованием $z \square unif[0,1]$ и функциональных преобразований (2) и (6). При этом не исключается случай, когда дополнительные точки окажутся за пределами единичного квадрата и окажутся замаскированными на исходном портрете.

2.3. Ошибки вращения изображений

Для моделирования ошибок вращения примем следующие соглашения для декартовой системы координат нормированного единичного квадрата портрета отпечатка. Вращение изображения портрета отпечатка вокруг геометрического центра единичного квадрата с координатами $[0,0]$ удобно моделировать поворотом осей координат на плоскости на заданный угол α (рис. 8).

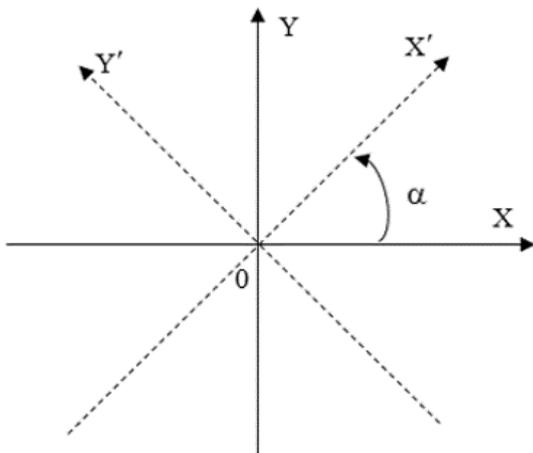


Рис. 8. Иллюстрация вращения координат

выражением

$$\begin{pmatrix} X' \\ Y' \end{pmatrix} = U(\alpha) \cdot \begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix}, \text{ где } U(\alpha) = \begin{pmatrix} \cos \alpha & \sin \alpha \\ -\sin \alpha & \cos \alpha \end{pmatrix}. \quad (15)$$

Использование преобразования (15) позволяет определить алгоритм моделирования поворота изображения. Пусть G – матрица портрета (см. таблицу выше) размером $(N \times 3)$. Разобьем ее на подматрицы $G = (XY \parallel \varphi)$, где XY – подматрица размером $(N \times 2)$, содержащая N строк с парой координат X и Y для каждой из N точек исходного портрета; φ – вектор столбец, содержащий нормированные в интервале $[0,1]$ значения углов прихода для соответствующих N точек.

Поворот расположения точек портрета на угол α (заданный в радианах) достигается преобразованием подматрицы XY :

$$XY' = U(-\alpha) \cdot (XY)^T, \quad (16)$$

где $(XY)^T$ – транспонированная подматрица XY .

Изменение вектора φ , связанное с поворотом портрета, определяется формулой

$$\varphi' = \left(\varphi - \frac{\alpha}{2 \cdot \pi} \right) \bmod 1 - \left[\left(\varphi - \frac{\alpha}{2 \cdot \pi} \right) \bmod 1 \right], \quad (17)$$

где операция $(\text{"arg"}) \bmod 1$ извлекает дробную часть из "arg" с учетом знака.

Матрица повернутого на угол α портрета определяется объединением полученных подматрицы и вектора:

$$G' = \left((XY')^T \parallel \varphi' \right). \quad (18)$$

Ошибки вращения изображений задаются распределением случайного угла поворота α . Эмпирические соображения позволяют ограничить диапазон возможных значений в пределах прямого угла

$$\alpha \in \left[-\frac{\pi}{4}, +\frac{\pi}{4} \right], \quad (19)$$

а к функции ПРВ предъявить требования унимодальности и центрированности. Для

Нулевому значению угла поворота соответствует ось OX , положительным направлением угла является движение против часовой стрелки. При этом следует иметь в виду, что поворот осей на угол α эквивалентен повороту исходного изображения (в координатах XOY) в противоположную сторону на угол $-\alpha$ (в координатах $X'OY'$). Известно, что связь между координатами произвольной точки $\begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix}$ в исходной системе координат XOY и координатами новой точки $\begin{pmatrix} X' \\ Y' \end{pmatrix}$ в развернутой на угол α системе $X'OY'$ задается в матричной форме

моделирования случайной величины α используем метод, основанный на центральной предельной теореме и позволяющий аппроксимировать усеченный нормальный закон суммированием ограниченного числа равномерно распределенных в единичном диапазоне центрированных случайных чисел. Используем аппроксимацию нормального закона суммированием четырех преобразованным линейным способом случайных величин $z_i \in \text{unif}[0,1], i \in 1, \dots, 4$. Ограничению (19) соответствуют нормированные на 2π значения $\alpha_H \in \left[-\frac{1}{8}, +\frac{1}{8}\right]$, тогда реализация случайного нормированного угла поворота получается функциональным преобразованием z_i вида

$$\alpha_H = \sum_{i=1}^4 \left(\frac{z_i - 0.5}{16} \right). \quad (20)$$

Аппроксимируемая нормальная ПРВ имеет вид

$$f(\alpha_H) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{\alpha_H^2}{2\sigma^2}\right), \quad \sigma = \sqrt{\frac{1}{3 \cdot 256}}. \quad (21)$$

На рис. 9 представлен вид функции (21) (штриховая линия) и гистограмма $H(\alpha_H)$ распределения вероятностей аппроксимации (20), полученная при числе испытаний, равном 10^5 .

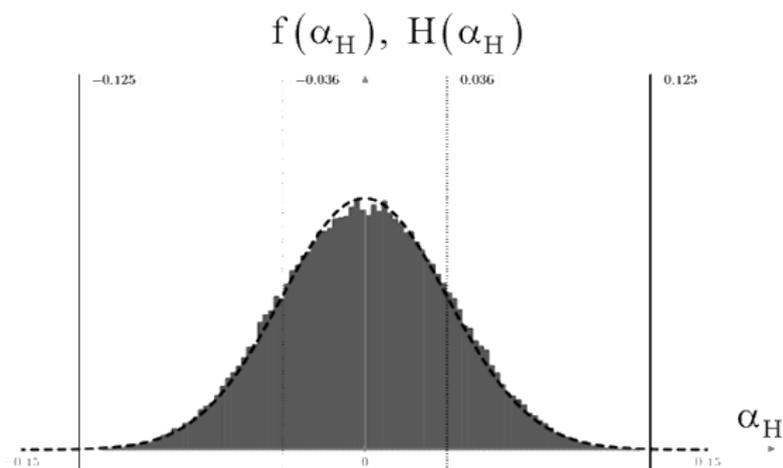


Рис. 9. ПРВ и гистограмма аппроксимации ПРВ нормированного случайного угла поворота

Как видно, использование только четырех слагаемых в сумме выражения (20) обеспечивает хорошее приближение усеченной нормальной ПРВ. Абсолютное значение случайного угла поворота, моделируемого преобразованием (20), не выходит за оговоренные выше пределы $\pm 45^\circ$, а среднеквадратичное значение составляет

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{3 \cdot 256}} \cdot 360^\circ = 0.036 \cdot 360^\circ \approx 13^\circ.$$

Таким образом, можно констатировать, что проведенные обоснования и полученные в разделах 1 и 2 математические преобразования представляют собой законченную функциональную модель для имитации получения реализаций дактилоскопических портретов в условиях реальных искажений.

Выводы

Основной результат статьи заключается в получении инструментария для вероятностного моделирования реализаций отпечатков пальцев в условиях неточного сканирования и помеховых воздействий. При этом, на основе анализа реальных реализаций, предложены адекватные модели генерации случайных параметров дактилоскопических портретов, а также модели возможных искажений и ошибок распознавания биометрических образцов. Для обоснования видов и числовых характеристик использованных функций плотности распределения вероятностей применен эвристический анализ дактилоскопических данных и результатов их обработки существующими открытыми программными средствами. Универсальность разработанному комплексу моделей придает использование (в качестве первичного источника энтропии) датчика случайных вещественных чисел, равномерно распределенных в диапазоне от нуля до единицы. Подобные датчики встроены, практически, в библиотеки всех известных систем программирования.

Дальнейшее использование полученных результатов для статистического моделирования процессов первичной биометрической аутентификации персоналий дает возможности разработки методов оптимальной предобработки результатов сканирования для криптографических задач, связанных с нечеткой экстракцией данных, и экспериментальной проверки их эффективности.

Список литературы:

1. Proposal for a regulation of the European Parliament and of the council on electronic identification and trust services for electronic transactions in the internal market, Brussels. [Электронный ресурс]. http://ec.europa.eu/information_society/policy/esignature/eu_legislation/revision .
2. ISO/IEC 19794-1 – 5. Information technology – Biometric data interchange formats. Part 1 – 5.
3. Daugman J. Information Theory and the IrisCode // IEEE transactions on information forensics and security. 2016. Vol. 11, No. 2. Pp. 400-409.
4. SourceAFIS for Java and .NET [Электронный ресурс]. <https://sourceafis.machinezoo.com/> .
5. Takahashi1 K. Signature Schemes with a Fuzzy Private Key / Kenta Takahashi1, Takahiro Matsuda, Takao Murakami, Goichiro Hanaoka, Masakatsu Nishigaki // Proceedings of ACNS, 2017. Pp. 1-51.
6. Вентцель Е. С., Овчаров Л. А. Теория вероятностей. Москва : Наука, 1969. 366 с.

*Харьковский национальный
университет имени В.Н. Каразина*

Поступила в редколлегию 05.04.2018