

ОБОСНОВАНИЕ ПРИМЕНЕНИЯ МЕТОДА ВЕРОЯТНОСТНО-СТАТИСТИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ ПРИ РАСЧЕТЕ ИДЕНТИФИКАЦИОННОЙ ЗНАЧИМОСТИ ЧАСТНЫХ ПРИЗНАКОВ ПОЧЕРКА И СУЩНОСТЬ ЕГО МОДИФИКАЦИИ

Жолудева Д.В.

*Научно-практический центр Государственного
комитета судебных экспертиз Республики Беларусь
Минск, Республика Беларусь*

В статье рассматривается метод вероятностно-статистического моделирования, заключающийся в подсчете количественных значений идентификационной значимости частных признаков почерка. Приведен тщательный анализ применявшихся в советский период двух методов расчета идентификационной значимости частных признаков почерка, при этом подробным образом объяснено ключевое отличие второго, усовершенствованного метода расчета от первого. Объяснена необходимость дополнительной модификации усовершенствованного метода расчета идентификационной значимости, обнаруженная в процессе обсчета частоты встречаемости частных признаков почерка в рамках проведения работы по актуализации количественных значений идентификационной значимости частных признаков почерков населения Республики Беларусь. Подробно изложена сущность модификации, предлагаемая автором статьи.

Ключевые слова: *судебная почерковедческая экспертиза, объективизация экспертной оценки, вероятностно-статистическое моделирование, частный признак почерка, частота встречаемости, идентификационная значимость.*

Среди видов и подвидов судебных экспертных исследований, как наиболее сложную, следует выделить судебную почерковедческую экспертизу. Её основой является наука судебного почерковедения, которая, в свою очередь, также весьма многообразна и сложна. Одной из современных проблем, подлежащих решению в рамках судебного почерковедения, является объективизация экспертной оценки частных признаков почерка. Началом этапа активной интенсификации процесса математизации, как первейшего средства объективизации экспертных исследований в сфере судебного почерковедения и расширений возможностей самой

Адрес для корреспонденции: Жолудева Диана Витальевна, научный сотрудник лаборатории технических и криминалистических исследований научного отдела технических, криминалистических и специальных исследований государственного учреждения «Научно-практический центр Государственного комитета судебных экспертиз Республики Беларусь», магистр юридических наук, Республика Беларусь, г.Минск, e-mail: dikufia@gmail.com

почерковедческой экспертизы, можно считать 60–70-е гг. XX века [1, с.75]. Необходимо отметить, что в 70-е года прошлого столетия среди этапов математизации знаний «наибольшее распространение получило вероятностно-статистическое моделирование, позволяющее воссоздавать элементы раздельного и сравнительного экспертного исследования и в особенности оценочной деятельности эксперта» [2, с.3].

К основным работам советского периода по определению идентификационной значимости частных признаков почерка следует отнести работу Н.И. Шахтариной «Судебно-почерковедческая экспертиза с использованием данных количественной значимости частных признаков почерка» (1968 г.) [3] и модифицированную методику вероятностно-статистической оценки совпадений признаков почерка с учетом его групповой принадлежности В.Ф. Орловой (1976 г.) [2]. Однако, модифицированная методика предложенная В.Ф. Орловой в настоящее время практически не применяется. При этом важно подчеркнуть, что идентификационная значимость признаков, указанная в таблицах, утратила свою актуальность. Вышеизложенное обусловило необходимость проведения актуального для населения Республики Беларусь исследования с целью определения на экспериментальном массиве почерков частоты встречаемости, модификации порядка расчетов идентификационных значимостей признаков и разработки новых современных таблиц идентификационной значимости частных признаков почерка.

Для обоснования примененного автором статьи метода расчетов идентификационной значимости следует обратиться к детальному анализу предложенных в работах Н.И. Шахтариной [3] и В.Ф. Орловой [2] методов по установлению количественных показателей идентификационных значимостей.

В частности, математическое обоснование расчета у Н.И. Шахтариной выглядит следующим образом:

«В соответствии с положениями теории вероятностей, если некоторое событие или явление имеет вероятность P , то в некотором числе опытов выявится относительная частота этого события h , которая приблизительно равна P , и притом тем точнее, чем больше число опытов, т.е. частота в этом случае приравняется к вероятности. Если общая совокупность очень велика и число опытов не может быть достаточно большим, в соответствии с положениями теории вероятностей, по частоте h возможно определить вероятность события P , которая в 95% случаев отличается от h не более, чем на 2σ (σ – дисперсия или мера изменчивости, рассеяния величины около ее среднего значения), т.е. $P \leftarrow h \pm 2\sigma$, где $\sigma = \sqrt{\frac{h \cdot (1-h)}{n}}$.

В прилагаемых таблицах в графах 5 приведены вероятности появления или встречаемости вариаций признаков, подвергшихся обсчету, вычисленных по формуле $P = h \pm 2\sigma$ » [3, с.20].

Таким образом, предлагаемый Н.И. Шахтариной алгоритм расчета идентификационной значимости можно представить в следующей последовательности :

1. Частота встречаемости признака рассчитывается как отношение числа анкет, в которых обнаружен частный признак, к общему числу анкет в выборке (для почерков простого строения было обчислено 300 анкет): $h = \frac{m}{n}$.
2. Дисперсия или мера изменчивости, рассеяния величины около ее среднего значения, необходимая для вычисления вероятности появления признака при нормальном (стандартном) распределении, рассчитывается следующим образом: $\sigma = \sqrt{\frac{h \cdot (1-h)}{n}}$.
3. Вероятность появления признака (вероятность признака), которая в 95% случаев отличается от h не более, чем на 2σ , будет рассчитываться имея следующий вид: $P = h \pm 2\sigma$.
4. Идентификационная значимость какого-либо признака будет представлять собой отрицательный десятичный логарифм вероятности данного признака: $J = -\lg P$.

Разъяснение происхождения формулы $J = -\lg P$ также содержится у Н.И. Шахтариной: «Если объекту присущ какой-то признак, который встречается не у всех объектов, то по данному признаку можно выделить из всей совокупности объекты, обладающие этим признаком, по двум признакам выделяются те объекты, которые обладают одновременно двумя признаками и т.д. При этом число объектов с выделением каждого нового признака будет уменьшаться и тем больше, чем меньше частота встречаемости включаемых в комплекс признаков.

Например, если частота встречаемости первого признака $h_1 = 0,01$, значит, он выделяет $\frac{1}{100}$ часть объектов из всей совокупности, т.е. лишь те объекты, которые имеют данный признак; если частота встречаемости второго признака $h_2 = 0,1$, это значит, что выделится уже $\frac{1}{10}$ от $\frac{1}{100}$ всех объектов, или $\frac{1}{1000}$. Если частота встречаемости третьего признака $h_3 = 0,05$, он выделит $\frac{1}{20}$ от $\frac{1}{1000}$ или $\frac{1}{20000}$ объектов всей совокупности. Математически это можно выразить произведением $0,01 \times 0,1 \times 0,05 = 0,00005$, что в теории вероятностей соответствует правилу умножения вероятностей – вероятность совместного наступления нескольких событий равна произведению вероятностей событий. В нашем примере при выделении из общей совокупности почерка это – частота одновременной встречаемости группы признаков, она равна произведению частот встречаемости отдельных признаков:

$$H_o = h_1 \times h_2 \times h_3 \times \dots \times h_n \gg [3, \text{с.14–15}].$$

Обоснование уникальности комплекса признаков почерка будет следующим. Для упрощения математических подсчетов, учитывая, что произведение величин равно сумме логарифмов, вероятности признаков можно представить в логарифмическом выражении:

$$\log_{10}(h_1 \times h_2 \times h_3 \times \dots \times h_n) = \log_{10} h_1 + \log_{10} h_2 + \log_{10} h_3 + \dots + \log_{10} h_n$$

«Если r – среднее число людей, чей почерк характеризуется определенным комплексом признаков, и оно равно 1, а N – число пишущих по-русски $\approx 10^8$, тогда $P = \frac{r}{N}$ или $P = \frac{1}{10^8}$, где P – вероятность того, что избранный комплекс признаков встретится в почерках всех людей, пишущих по-русски, не более, чем 1 раз» [3, с.16.].

С введением коэффициента, связанного с размером допустимой ошибки, и для повышения надежности процедуры идентификации пороговое значение суммарной идентификационной значимости взято равным 10, а не 8 [3, с.18].

В таком случае $P = \frac{1}{10^{10}}$, тогда:

$$P_1 \times P_2 \times P_3 \times \dots \times P_n \leq P$$

$$\log_{10}(P_1 \times P_2 \times P_3 \times \dots \times P_n) \leq \log_{10} P$$

$$\log_{10} P_1 + \log_{10} P_2 + \log_{10} P_3 + \dots + \log_{10} P_n \leq \log_{10} \frac{1}{10^{10}}$$

$$-(\log_{10} P_1 + \log_{10} P_2 + \log_{10} P_3 + \dots + \log_{10} P_n) \geq \log_{10} 10^{10}$$

$$(-\log_{10} P_1) + (-\log_{10} P_2) + (-\log_{10} P_3) + \dots + (-\log_{10} P) \geq 10$$

Из этого следует, что:

$$J = -\log_{10} P = -\lg P$$

Поскольку вероятность появления или встречаемости признака рассчитывается по формуле $P = h + 2\sigma$, в конечном итоге получаем:

$$J = -\lg(h + 2\sigma).$$

В правильности приводимого объяснения расчетов можно убедиться. В таблице «Частоты встречаемости и идентификационной значимости ряда частных признаков в группе простых высоковыработанных почерков русской скорописи» в строке 1 «Усложненное строение буквы за счет повторения движения в овале» [3] содержатся следующие значения:

частота встречаемости – 0,06;

вероятность признака – 0,087;

идентификационная значимость – 1,06 [3, с.30].

Действительно:

$$h = \frac{m}{n} = \frac{18}{300} = 0,06$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{h \cdot (1-h)}{n}} = \sqrt{\frac{0,06 \cdot (1-0,06)}{300}} = 0,013711$$

$$P = h + 2\sigma = 0,06 + 2 \cdot 0,013711 = 0,087423 \approx 0,087$$

$$J = -\lg P = -\lg(0,087423) = 1,058376 \approx 1,06$$

Также необходимо отметить, что обоснование уникальности комплекса признаков почерка и суммарное значение 10 будут актуальны для всех последующих рассмотренных способов расчетов.

В качестве отступления можно отметить одну из современных российских работ, посвященную теме актуализации значений идентификационной значимости признаков почерка. Математическое обоснование расчета идентификационной значимости частных признаков, содержащееся в диссертационной работе Е.В. Прокурова «Современные проблемы объективизации экспертной оценки признаков почерка» (2015 г.), по сути, представляет собой упрощенную модель расчетов Н.И. Шахтариной без учета стадии вычисления вероятности наступления признака.

Кратко эти действия можно изложить в двух формулах:

- частота встречаемости (которая в данном случае равняется частоте проявлений) признака рассчитывается как отношение числа анкет, в которых обнаружен частный признак, к общему числу анкет в выборке (было обчислено 400 анкет):

$$W(A) = \frac{m}{n}.$$

- идентификационная значимость какого-либо признака будет представлять собой отрицательный десятичный логарифм частоты встречаемости данного признака:

$$L(A) = -\lg W [4, \text{с.123-125}].$$

В.Ф. Орлова, критикуя подход Н.И. Шахтариной, указывает, что надежность идентификации, соответствующая идентификационным значимостям, содержащихся в таблицах Н.И. Шахтариной, например, при числе признаков в идентификационном комплексе 10, равна: $Q_I = (0,95)^{10} = 0,60$. Ведь вероятность появления признака у Н.И. Шахтариной рассчитывалась по законам нормального распределения и имела надежность процедуры идентификации 95% [2, с.24]. «Это означает, что лишь в 60% случаев идентификационная значимость комплекса, состоящего из 10 признаков, окажется невышенной, а в 40% – завышенной. Если же число признаков в комплексе равно 20, то $Q_I = (0,95)^{20} = 0,36$, т.е. неверный вывод возможен в 64% случаев» [2, с.24].

В.Ф. Орлова в модифицированной методике предлагает допустить, что $Q_I = 0,99$ – надежность процедуры идентификации независимо от того, сколько признаков входит в идентификационный комплекс, тогда значимость комплекса может оказаться завышенной лишь в 1% случаев [2, с.24].

Для этого В.Ф. Орлова переходит от формул расчета нормального распределения к более чувствительному распределению хи-квадрат.

Поскольку необходимо добиться независимости надежности процедуры от количества признаков, включаемых в комплекс, будь то минимум в 8 признаков, или максимум в 33, В.Ф. Орлова подразделяет их на две категории: комплексы от 8 до 16 признаков и комплексы от 17 до 33 признаков. Деление на две категории осуществляется для некоторого снижения идентификационной значимости признака в случае его включения в комплекс с 17-33 признаками с целью уменьшения общей погрешности, которая теоретически возрастает с добавлением каждого последующего

признака. Выбор пороговых значений до 16 и свыше 17 признаков обусловлен спецификой расчета значений вероятности Q . При этом среднее значение для первой категории будет $(8+16)/2=12$, а для второй категории $(17+33)/2=25$.

Теперь возможно высчитать значения вероятности (или же уровни значимости, Q_1 и Q_2) необходимые для расчета процентной точки распределения $\chi^2(x(P\%; a))$:

$$Q_1 = 1 - \sqrt[12]{Q_I} = 1 - \sqrt[12]{0.99} = 0,00084$$

$$Q_2 = 1 - \sqrt[25]{Q_I} = 1 - \sqrt[25]{0.99} = 0,000402$$

Процентная точка распределения хи-квадрат $x(P\%; a)$ находится на пересечении столбца с соответствующим значением вероятности (или же уровнем значимости, Q) и строки с числом степеней свободы (a), [5] следовательно, остается выяснить число степеней свободы, которое рассчитывается по формуле:

$$a = n * p - 1,$$

где, a – степень свободы,

n – число выборки,

p – относительная частота встречаемости признака.

Необходимо произвести расчет процентных точек распределения хи-квадрат $x_1(P\%; a)$ и $x_2(P\%; a)$ для значения вероятности $Q_1 = 0,00084$ и $Q_2 = 0,000402$ соответственно. Расчеты удобно производить в программе Excel, используя функции ХИ2ОБР(0,00084;а) и ХИ2ОБР(0,000402;а) соответственно.

Тогда расчет идентификационной значимости будет производиться по формулам:

$I = -lg(x_1(P\%; a)/n)$, если количество признаков, включаемое в комплекс, от 8 до 16;

$I = -lg(x_2(P\%; a)/n)$, если количество признаков, включаемое в комплекс, от 17 до 33.

В правильности приводимого объяснения расчетов можно убедиться следующим образом. В таблице «Частоты встречаемости и идентификационной значимости ряда частных признаков в группе простых высоковыработанных почерков русской скорописи» в строке 7 «Форма движений при соединении элементов: петлевая» [2] содержатся следующие значения:

- частота встречаемости – 0,13
- идентификационная значимость – 0,62 и 0,61 [2, с.49].

Действительно:

$$p = \frac{m}{n} = \frac{39}{300} = 0,13$$

$$a = n * p - 1 = 300 * 0,13 - 1 = 38$$

Для комплекса, куда войдут от 8 до 16 признаков:

$$Q_1 = 1 - \sqrt[12]{Q_I} = 1 - \sqrt[12]{0.99} = 0,00084$$

$x_1(P\%; a)$ для значения вероятности $Q_1 = 0,00084$ рассчитывается по функции $ХИ2ОБР(0,00084; a)$, в нашем случае $a = 38$, т.е. $ХИ2ОБР(0,00084; 38)$, что составляет 71,3768457.

$$J = -lg(x_1(P\%; a)/n) = -lg(71,3768457/300) = 0,623563903 \approx 0,62.$$

Для комплекса, куда войдут от 17 до 33 признаков:

$$Q_2 = 1 - \sqrt[25]{Q_1} = 1 - \sqrt[25]{0,99} = 0,000402.$$

$x_2(P\%; a)$ для значения вероятности $Q_2 = 0,000402$ рассчитывается по функции $ХИ2ОБР(0,000402; a)$, в нашем случае $a = 38$, т.е. $ХИ2ОБР(0,000402; 38)$, что составляет 74,16851659.

$$J = -lg(x_2(P\%; a)/n) = -lg(74,16851659/300) = 0,606901662 \approx 0,61.$$

При этом в ситуации, когда эксперт встречает признак, не включенный в таблицы, ему предлагается действовать следующим образом:

«...следует выяснить (опираясь на опыт эксперта), не встречается ли этот признак чаще, чем в каждом втором почерке (т.е., верно ли, что частота встречаемости признака не больше 0,5). Как показывает опыт, этот вопрос относительно любого признака легко решает эксперт со стажем экспертной работы не менее трех лет. Если ответ положительный, то данный признак следует включить в идентификационный комплекс со значимостью 0,30. Ограничений на число включаемых таким образом признаков (при условии их статистической независимости) нет. Следует, однако, иметь в виду, что для категорического утверждения о тождестве необходимо и достаточно располагать комплексом из 27 статистически независимых признаков с частотой встречаемости каждого 0,5. Действительно, число пишущих по-русски равно 10^8 , а частота появлений такого комплекса равно $2^{-27} \approx 10^{-8}$, т.е. комплекс не может встречаться более чем в одном почерке. Поскольку реально частные признаки почерка связаны статистической зависимостью, для повышения надежности процедуры идентификации, пороговое значение суммарной идентификационной значимости (т.е. значимости комплекса) взято равным 10, а не 8.

Таким образом, если каждый признак комплекса встречается с частотой 0,5, то всего их в комплексе должно быть 33 ($2^{-33} \approx 10^{-10}$). При включении в идентификационный комплекс признаков с более высокой значимостью, число их может быть значительно сокращено. Например, для вывода о тождестве достаточно 8 совпадающих признаков, если каждый встречается с частотой 0,01 (т.е. имеет значимость 1,28). Действительно, $1,28 \times 8 = 10,24 > 10$. Минимальная частота признаков, представленных в таблицах, равна 0,01, следовательно, максимально возможная значимость есть 1,28. Значит, минимальное число совпадающих признаков в идентификационном комплексе должно быть равно 8, а максимальное – 33. Разумеется, для категорического вывода о тождестве все различия, выявленные в результате сравнительного исследования, должны быть объяснены (либо вариационностью исследуемого почерка, либо разницей в условиях исполнения сравниваемых почерковых объектов)» [2, с.26–28].

При этом необходимо отметить, что верхнее пороговое значение в 33 признака рассчитывается исходя из значения относительной частоты встречаемости, а нижнее в 8 – исходя из расчетов по модифицированной методике, с применением процентных точек распределения хи-квадрат. При этом значение 0,30 для признака, встречающегося не чаще, чем в каждом втором почерке, приведено также исходя из простейших расчетов с использованием относительной частоты встречаемости, но не распределения хи-квадрат, ведь условно встретившийся в каждом втором почерке признак в экспериментальном массиве В.Ф. Орловой (т.е. в 150 почерках из 300) и подвергшийся расчетам по изложенному выше принципу с применением процентных точек распределения хи-квадрат, имел бы идентификационную значимость в 0,16 и 0,15.

Поскольку предложенный в методике 1976 г. метод математического расчета делает невозможным расчет при степени свободы $a=0$, мы теряем возможность рассчитать идентификационную значимость для признаков, встретившихся при обработке массива анкет в количестве 473 шт. (общее количество анкет в выборке и ее репрезентативность были рассчитаны согласно последним на тот момент данным переписи населения Республики Беларусь) всего один раз, т.к. $a = n * p - 1 = 473 * (1/473) - 1 = 0$. Поскольку при обсчете относительной частоты встречаемости частных признаков почерка в рамках актуализации значений их идентификационной значимости для почерков населения Республики Беларусь таких признаков было выявлено немалое количество и поскольку именно они обладают самой высокой идентификационной значимостью и наиболее ценны для экспертного исследования, было бы неверным оставлять их без внимания, не включать в итоговые таблицы, также было бы неверным приравнивать их к ближайшей рассчитываемой идентификационной значимости для признаков, встретившихся два раза при обсчете анкет.

В связи с изложенным, автором статьи был предложен следующий подход: в формуле по расчету степени свободы ($a = n * p - 1$) нужно заменить значение относительной частоты встречаемости признака (h – в методике 1968 г., P – в методике 2015 г., p – в методике 1976 г.) на значение вероятности появления признака. Вероятность проявления признака рассчитывается по формулам:

$$P = h + 2\sigma ;$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{h * (1-h)}{n}},$$

где h – это относительная частота встречаемости признака.

Таким образом, степень свободы будет рассчитываться по формуле:

$$a = n * P - 1,$$

где, a – степень свободы;

n – число выборки;

P – вероятность появления признака.

Далее необходимо следовать порядку расчетов, предложенному в методике 1976 г. [2].

Значения вероятности (или же уровни значимости, Q_1 и Q_2) необходимые нам для расчета процентной точки распределения хи-квадрат ($x(P\%; a)$):

$$Q_1 = 1 - \sqrt[13]{Q_I} = 1 - \sqrt[13]{0.99} = 0,00084$$

$$Q_2 = 1 - \sqrt[25]{Q_I} = 1 - \sqrt[25]{0.99} = 0,000402$$

Процентная точка распределения хи-квадрат $x(P\%; a)$ находится на пересечении столбца с соответствующим значением вероятности (или же уровнем значимости, Q) и строки с числом степеней свободы (a).

Степень свободы считается по представленной выше формуле:

$$a = n * P - 1$$

Необходимо произвести расчет процентных точек распределения хи-квадрат $x_1(P\%; a)$ и $x_2(P\%; a)$ для значения вероятности $Q_1 = 0,00084$ и $Q_2 = 0,000402$ соответственно. Расчеты также производятся в программе Excel с использованием функций ХИ2ОБР(0,00084; a) и ХИ2ОБР(0,000402; a) соответственно.

Тогда расчет идентификационной значимости будет производиться по формулам:

$J = -lg(x_1(P\%; a)/n)$, если количество признаков, включаемое в комплекс, от 8 до 16;

$J = -lg(x_2(P\%; a)/n)$, если количество признаков, включаемое в комплекс, от 17 до 33.

Приведем пример с расчетом идентификационной значимости самых редких признаков: тех, что встретились 1 раз во всей выборке.

$$h = \frac{m}{n} = 1/473 = 0,00211416$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{h*(1-h)}{n}} = 0,002112$$

$$P = h + 2\sigma = 0,00211416 + 2*0,002112 = 0,006338$$

$$a = n * P - 1 = 473*0,006338 - 1 = 1,997885$$

Для комплекса, куда войдут от 8 до 16 признаков:

$$Q_1 = 1 - \sqrt[13]{Q_I} = 1 - \sqrt[13]{0.99} = 0,00084$$

$x_1(P\%; a)$ для значения вероятности $Q_1 = 0,00084$ рассчитывается по функции ХИ2ОБР(0,00084; a), в нашем случае $a = 1,997885$, т.е. ХИ2ОБР(0,00084; 1,997885), что составляет 11,15069935.

$$J = -lg(x_1(P\%; a)/n) = -lg(11,15069935/473) = 1,627559 \approx 1,63$$

Для комплекса, куда войдут от 17 до 33 признаков:

$$Q_2 = 1 - \sqrt[25]{Q_I} = 1 - \sqrt[25]{0.99} = 0,000402$$

$x_2(P\%; a)$ для значения вероятности $Q_2 = 0,000402$ рассчитывается по функции $XI2OБP(0,000402; a)$, в нашем случае $a = 1,997885$, т.е. $XI2OБP(0,000402; 1,997885)$, что составляет 12,52287426.

$$J = -lg(x_1(P\%; a)/n) = -lg(12,52287426/473) = 1,577157 \approx 1,58.$$

Верхнее пороговое число признаков остается прежним (33), поскольку большее число признаков практически никогда не включается в комплекс при поведении экспертиз. Однако вносится корректировка в подход В.Ф. Орловой в части оценивания признаков, не вошедших в составленные таблицы. Если эксперт может оценить такой встретившийся ему признак, как признак, который встречается не чаще, чем в каждом втором почерке, следует включать его в комплекс с идентификационной значимостью 0,15 и 0,14 соответственно для комплексов от 7 до 16 признаков и для комплекса от 17 до 33 признаков. Иными словами, предлагается взять его с таким значением идентификационной значимости, как если бы такой признак встретился в половине анкет: в 237 из 473.

В заключении необходимо отметить, что методические рекомендации по применению модифицированного вероятностно-статистического метода оценки совпадающих признаков почерка, в приложении к которым содержатся таблицы идентификационной значимости признаков почерка, рассчитанных по модифицированной методике автора статьи, успешно прошли апробацию в ряде структурных подразделений Государственного комитета судебных экспертиз Республики Беларусь и были высоко оценены практикующими экспертами-почерковедами.

Список литературы:

1. Орлова, В. Ф. Труды ВНИИСЭ. Вып. 6. Теория судебно-почерковедческой идентификации / В. Ф. Орлова; М-во юстиции СССР, ВНИИСЭ. – М., 1973 г. – 335 с.
2. Применение методов исследования, основанных на вероятностном моделировании, в судебно-почерковедческой экспертизе : метод. пособие / под ред. В.Ф. Орловой. – М. : ВНИИСЭ, 1976. – 360 с.
3. Шахтарина, Н. И. Судебно-почерковедческая экспертиза с использованием данных количественной значимости частных признаков почерка / Н. И. Шахтарина // Экспертная техника. – М. : ЦНИИСЭ, 1968. – Вып. 26. – 119 с.
4. Прокуров, Е.В. Современные проблемы объективизации экспертной оценки признаков почерка : дис. ... канд. юрид. наук / Е.В. Прокуров. – Волгоград : Волгоградская акад. МВД РФ, 2015. – 396 с.
5. Большев, Л.Н. Таблицы математической статистики / Л. Н. Большев, Н. В. Смирнов. – М.: «Наука», 1965. – 416 с.

ՀԱՎԱՆԱԿԱՆ-ՎԻՃԱԿԱԳՐԱԿԱՆ ՄՈԴԵԼԱՎՈՐՄԱՆ ՄԵԹՈԴԻ ՕԳՏԱԳՈՐԾՄԱՆ ՀԱՍՏԱՏՈՒՄԸ ՁԵՌԱԳՐԻ ՀԱՏՈՒԿ ՆՇԱՆՆԵՐԻ ՆՈՒՅՆԱԿԱՆԱՑՄԱՆ ՆՇԱՆԱԿՈՒԹՅՈՒՆԸ ՀԱՇՎԱՐԿԵԼԻՍ ԵՎ ԴՐԱ ՓՈՓՈԽՄԱՆ ԲՆՈՒՅԹԸ

Ժողովուրդա Դ.Վ .

Հոդվածում քննարկվում է հավանական-վիճակագրական մոդելավորման մեթոդը, որը բաղկացած է ձեռագրի առանձնահատուկ հատկանիշների քանակական արժեքների նույնականացման նշանակության հաշվարկից: Ներկայացվել է խորհրդային ժամանակաշրջանում կիրառված երկու հաշվարկային մեթոդների ձեռագրի առանձնահատուկ հատկանիշների նույնականացման նշանակության մանրակրկիտ վերլուծությունը, ընդ որում, մանրամասնորեն բացատրվում է երկրորդի հիմնական տարբերությունը առաջին հաշվարկման կատարելագործված մեթոդից: Հիմնավորվել է բարելավված հաշվարկային մեթոդի նույնականացման փոփոխման անհրաժեշտությունը, որը հայտնաբերվել է Բելառուսի Հանրապետության բնակչության ձեռագրերի նույնականացման հաշվառման գործընթացում՝ դրանց հատկանիշների առաջացման հաճախակիության քանակական արժեքների արդիականացման աշխատանքների շրջանակներում: Մանրամասն ներկայացված է հոդվածի հեղինակի առաջարկած փոփոխության էությունը:

Բանալի բառեր. դատաձեռագրաբանական փորձաքննություն, փորձագիտական գնահատման օբյեկտիվացում, հավանական-վիճակագրական մոդելավորում, ձեռագրի առանձնահատուկ հատկանիշ, առաջացման հաճախակիություն, նույնականացման նշանակություն :

THE APPLICATION OF THE PROBABILITY-STATISTICAL MODELING METHOD TO CALCULATE THE SIGNIFICANCE OF THE IDENTIFICATION OF SPECIAL HANDWRITING FEATURES AND THE THE ESSENCE OF ITS MODIFICATION

Zholudeva D.V.

The article considers the method of probability statistical modeling, which consists in calculating the quantitative values of the identification significance of specific handwriting features. A thorough analysis of two methods for calculating the identification significance of specific handwriting features used in the Soviet period is provided, while the key

difference between the second, improved calculation method and the first is explained in detail. The need for an additional modification of the improved method for calculating the identification significance, discovered in the process of calculating the frequency of occurrence of specific handwriting features as part of the work on updating the quantitative values of the identification significance of specific handwriting features of the population of the Republic of Belarus is explained. The essence of the modification proposed by the author of the article is described in detail.

Keywords: *forensic handwriting expertise, objectification of expert assessment, probability- statistical modeling, private feature of handwriting, frequency of occurrence, identification significance.*

Статья поступила: 23.08.2024

Принята к печати: 26.03.2025