

DOI: 10.26896/1028-6861-2018-84-6-70-76

УДК (UDC) 519.24

РОЛЬ И ЗНАЧЕНИЕ КОНЦЕПЦИИ ОТНОШЕНИЯ ПРАВДОПОДОБИЯ ДЛЯ ОЦЕНКИ И ИНТЕРПРЕТАЦИИ РЕЗУЛЬТАТОВ СУДЕБНО-ЭКСПЕРТНОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ

© Галина Ивановна Бебешко¹, Георгий Георгиевич Омелянюк^{1, 2},
Александр Иванович Усов^{1, 2, 3}

¹ Российский федеральный центр судебной экспертизы при Министерстве юстиции Российской Федерации, Москва, Россия; e-mail: 109382@mail.ru

² Российский университет дружбы народов, Москва, Россия; e-mail: g.omelyanyuk@sudexpert.ru

³ МГТУ им. Н. Э. Баумана, Москва, Россия; e-mail: a.usov@sudexpert.ru

Статья поступила 26 февраля 2018 г.

Статья представляет собой краткий обзор по применению байесовской концепции отношения правдоподобия в судебно-экспертной деятельности. Обосновано, что с помощью отношения правдоподобия можно оценить меру неопределенности истинности или ложности предположения экспертизы с учетом априорных шансов и новой появляющейся в ходе экспертного исследования информации. В качестве примера представлен возможный имитационный эксперимент для расчета набора значений отношения правдоподобия из валидационной базы данных при криминалистической экспертизе звукозаписей. Показаны разные подходы к использованию отношения правдоподобия для оценки правильности судебного доказательства. Концепция отношения правдоподобия принимается в качестве стандарта при судопроизводстве для разных видов экспертиз, используется в практике лабораторий, в том числе, в рамках Европейской сети судебно-экспертных учреждений (ENFSI).

Ключевые слова: байесовская концепция отношения правдоподобия (LR); имитационный эксперимент; правильность и воспроизводимость значений LR; оценка правильности судебного доказательства.

THE ROLE AND SIGNIFICANCE OF THE LIKELIHOOD RATIO CONCEPT IN ASSESSMENT AND INTERPRETATION OF THE RESULTS OF FORENSIC ACTIVITIES

© Galina I. Bebeshko¹, Georgiy G. Omel'yanyuk^{1, 2}, Aleksandr I. Usov^{1, 2, 3}

¹ The Russian Federal Centre of Forensic Science of the Ministry of Justice of the Russian Federation, Moscow, Russia; e-mail: 109382@mail.ru

² Peoples' Friendship University of Russia (RUDN University), Moscow, Russia; e-mail: g.omelyanyuk@sudexpert.ru

³ N. I. Bauman Moscow State Technical University, Moscow, Russia; e-mail: a.usov@sudexpert.ru

Submitted February 26, 2018.

A brief review on using the Bayesian concept of the likelihood ratio (LR) in forensic activities is presented. It is proved that the use of the likelihood ratio provides assessing the measure of uncertainty

regarding the truth or falsity of the assumption of expertise when taking into account a priori chances and new information appearing in the course of expert research. A possible simulation experiment is presented as an example to calculate a set of the likelihood ratio values from the validation database for forensic examination of sound recordings. Different approaches of using the likelihood ratio in assessing the trueness of the judicial evidence are considered. The concept of the likelihood ratio has been adopted as the standard procedure for different types of examinations used in the laboratory practice, including that of the European network of forensic institutes (ENFSI).

Keywords: Bayesian concept of the likelihood ratio (LR); simulation experiment; trueness and reproducibility of LR values; assessment of the trueness of the judicial evidence.

Современное российское судопроизводство осуществляется на основе принципов состязательности и равноправия сторон, при их практической реализации все большее внимание уделяется механизмам объективизации и обеспечения всесторонности проведения судебно-экспертных исследований. В связи с этим в настоящее время продолжается изучение вопросов использования байесовских методов, включая применение концепции правдоподобия.

На уровне Европейской сети судебно-экспертных учреждений (ENFSI) ведущие зарубежные ученые заявляют, что концепция отношения правдоподобия является логически наиболее подходящей основой для оценки результатов судебно-экспертного исследования. Это заявление распространено в ряде статей в рецензируемых научных изданиях по судебной экспертизе и общим наукам, включая ряд базовых научных трудов [1 – 5].

Отношение правдоподобия или коэффициент Байеса в теореме вероятности предположений может использоваться для оценки шансов в пользу рассматриваемого события, что фактически позволяет оценить меру неопределенности истинности или ложности предположения экспертизы с учетом новой информации, появляющейся в ходе судебно-экспертного исследования.

Цель работы — краткий обзор и демонстрация важной роли отношения правдоподобия в оценке качества судебно-экспертной деятельности в современном судопроизводстве.

Результаты работы и их оценка

Математическое выражение отношения правдоподобия (likelihood ratio, LR) может быть представлено следующим образом.

Пусть событие S обусловлено или зависит от R , вероятность S обозначается как $P(S|R)$. Тогда отрицание события или дополняющее событие, обозначаемое как $\bar{S}$, является событием, которое «истинно, если S ложно» и «ложно, если S истинно».

Теорема Байеса, предназначенная для вычисления вероятности зависимых событий, или условной вероятности, дает возможность перехода

от априорных (первоначальных или субъективных) вероятностей $P(S)$ к апостериорным (объективным) вероятностям $P(S|R)$ на основании вновь полученных данных.

При делении условной вероятности для события S на условную вероятность для события $\bar{S}$ получается теорема Байеса в форме шансов:

$$\frac{P(S|R)}{P(\bar{S}|R)} = \frac{P(R|S)}{P(R|\bar{S})} \frac{P(S)}{P(\bar{S})}. \quad (1)$$

По сути шансы в пользу события показывают, во сколько раз вероятность наступления его больше вероятности наступления противоположного или дополняющего события. В выражении (1) $P(S)/P(\bar{S})$ — априорные шансы в пользу S , т.е. шансы, которые существуют до получения информации о событии R ; $P(\bar{S}|R)/P(S|R)$ — апостериорные шансы в пользу S , которые появляются после получения информации о событии R ; $P(R|S)/P(R|\bar{S})$ — отношение вероятностей не в форме шансов. В числителе и знаменателе этого члена — разные обуславливающие события, а событие R , вероятность которого необходимо определить, является одним и тем же. Здесь вероятность R при условии, что S истинно, делится на вероятность R , если S ложно. *Отношение вероятностей одного и того же события, обусловленного двумя взаимоисключающими событиями, называется отношением правдоподобия (LR).*

В судебно-экспертной практике часто сравнивают вероятности с точки зрения двух конкурирующих предположений, одно из которых, например, выдвинуто стороной обвинения, а второе — стороной защиты. В частных случаях взаимоисключающих и исчерпывающих предположений их также считают дополняющими, полагая, что они составляют полную группу событий и к ним можно применять отношение правдоподобия. При этом принимают, что априорные шансы характеризуют относительную вероятность конкурирующих гипотез до представления доказательств, а апостериорные — после представления.

Роль судебного эксперта в судебном процессе ограничивается представлением заключения,

о том, происходят ли доказательства (улики) из двух разных мест или из одного источника.

Субъекты судопроизводства с различными априорными вероятностями могут получать одинаковые результаты судебно-экспертного исследования, которые для них будут иметь одинаковое правдоподобие. «Правдоподобие» — термин, используемый для описания вероятности наблюдения данных, зависящих от значения параметров. Апостериорные вероятности будут сближаться по мере накопления установленных обстоятельств дела и увеличения количества правдоподобия. Правдоподобие станет доминировать над априорностью.

В рамках концепции отношения правдоподобия судебные эксперты на основе изучения свойств известной и сомнительной проб устанавливают их соответствие одному из конкурирующих предположений: H_{so} — обе пробы одинакового происхождения (same origin); H_{do} — пробы разного происхождения (different origin). Отношение правдоподобия рассчитывают по формуле:

$$LR = \frac{P(E|H_{so})}{P(E|H_{do})},$$

где E — судебное доказательство, а именно, свойства и состояние проб известного и сомнительного происхождения. Степень отклонения LR от 1 является количественным выражением силы доказательства в поддержку одного предположения по отношению к другому.

Используя несложные математические преобразования, можно показать, что для расчета апостериорной вероятности необходимо комбинировать априорные шансы с LR . Однако как априорные, так и апостериорные шансы предположения не находятся в сфере деятельности судебного эксперта. Основываясь на всей возможной информации, эксперту необходимо оценить не апостериорную вероятность, а силу доказательства, определяемую или измеряемую величиной LR .

В ряде публикаций для выявленной совокупности криминалистически значимых признаков отношение правдоподобия принимается как результативность судебно-экспертного исследования и обозначается V . В работе Эйткена и Тарони [6] предложена качественная интерпретация данных, выраженных в шкале результативности:

$1 < v \leq 10$ — ограниченная аргументированность;

$10 < v \leq 100$ — умеренная аргументированность;

$100 < v \leq 1000$ — умеренно сильная аргументированность;

$1000 < v \leq 10\,000$ — сильная аргументированность;

$v > 10\,000$ — очень сильная аргументированность.

Вероятности принимают значения от 0 до 1 включительно, из чего следует, что отношение правдоподобия принимает значения от 0 до ∞ . В случае доказательства в виде результата исследования, например, ДНК, отношение правдоподобия может достигать очень больших значений. Распространено использование формулировки «экстремально сильное доказательство», если его отношение правдоподобия ≥ 1 млн.

Так как при больших значениях отношения правдоподобия качественная шкала становится неадекватной, было предложено [6] использовать логарифм отношения правдоподобия, что находит широкое применение на практике.

Судебные исследователи уделяют пристальное внимание и разрабатывают различные подходы к проблемам оценки правильности и воспроизводимости значений LR . Ошибочные значения LR могут привести к принятию судом неправомерного решения, поэтому необходимы процедуры, позволяющие контролировать использование концепции отношения правдоподобия в процессе судопроизводства.

В зарубежных публикациях [5–8] используются термины «точность» (validity, accuracy) и «надежность» (reliability, calibration). Первый означает близость данного значения LR к принятому опорному значению, второй — близость результатов друг к другу, небольшой разброс значений от среднего. Мы будем в соответствии с Международным словарем по метрологии [9] для первого понятия использовать термин «правильность» (trueness), а для второго — «прецизионность или воспроизводимость» (precision).

Для оценки правильности отношения правдоподобия обычно служит имитационный эксперимент, в котором рассчитывают набор значений LR из так называемой валидационной базы данных, которая должна быть представительной и подходящей: в нее должны входить известные пробы, свойства и состояние которых достаточно близки к сомнительным пробам.

Общая процедура эксперимента следующая.

Берут большое число тестируемых пар проб, некоторое количество из которых известно как пары одинакового, а остальные — как пары различного происхождения. Каждую пару анализируют с помощью выбранной методики измерения или тестирования и в каждом случае определяют, является ли выходное значение хорошим или плохим, а именно, согласуется ли это значение с требуемым значением по статусу входной величины: пара общего происхождения или разного.

Если анализ показывает, что пробы имеют одинаковое происхождение, когда они разного происхождения, — это ложноположительный результат, если устанавливают, что две пробы имеют разное происхождение, когда в действительности оно одинаковое, — это ложноотрицательный результат.

Для расчета LR и подтверждения одного предположения делят число правильных положительных результатов на число ложных положительных, для противоположного предположения по аналогии делят число правильных отрицательных результатов на число ложных отрицательных.

В качестве примера представим возможный имитационный эксперимент для оценки отношения правдоподобия в криминалистической экспертизе звукозаписей.

На судебном заседании рассматривается вопрос о принадлежности голоса и звучащей речи одного из участников разговора, зафиксированных на фонограмме (далее — спорная фонограмма, СФ, являющаяся вещественным доказательством), подозреваемому в совершении преступления. Суд рассматривает два предположения: 1) голос и звучащая речь, зафиксированные на СФ, принадлежат подозреваемому (предположение стороны обвинения, H_p); 2) голос и звучащая речь, зафиксированные на СФ, не принадлежат подозреваемому (предположение стороны защиты, H_d).

Априорные шансы, по мнению суда, в пользу какого-либо из этих предположений равны между собой, т.е. $P(H_p)/P(H_d) = 1$. Суд назначает криминалистическую экспертизу звукозаписей, которая должна решить вопрос о принадлежности голоса и звучащей речи на СФ подозреваемому. Эксперты, проводящие назначенную судебную экспертизу, располагают СФ и сведениями об условиях ее проведения, а также могут получить в необходимом объеме образцы голоса и звучащей речи подозреваемого.

В методике, используемой экспертами, сравнение пары голосов дикторов x и y проводят по следующей схеме [10]:

1) выделение по некоторому алгоритму вектора идентификационных признаков голоса и звучащей речи диктора x ;

2) выделение по такому же алгоритму вектора идентификационных признаков, соответствующих выделенным на предыдущем этапе признакам голоса и звучащей речи диктора y ;

3) определение по установленной методикой метрике расстояния между векторами идентификационных признаков дикторов x и y .

Выделенное расстояние на последнем этапе будет являться новой информацией E .

Существует несколько подходов к оценке полученной информации. Эксперт может самостоятельно сформулировать вывод о наличии/отсутствии тождества голоса и звучащей речи диктора на СФ и голоса и звучащей речи подозреваемого, которые представлены ему в образцах, или проводить оценку полученной информации согласно гипотезам H_p и H_d , т.е. с использованием критерия отношения правдоподобия. Рассмотрим в общих чертах возможность реализации второго способа.

Предполагается наличие в распоряжении эксперта трех баз данных, элементами которых являются голоса и звучащая речь различных дикторов:

1) потенциальная база, используемая для моделирования всего множества дикторов, говорящих на русском языке (если на СФ зафиксирована речь на русском языке и методика проведения идентификационного исследования является зависимой от языкового фактора). Такая база содержит большое количество элементов (n элементов), поскольку должна являться представительной выборкой из множества всех возможных дикторов;

2) опорная база, содержащая образцы голоса и звучащей речи подозреваемого и состоящая из сравнительно небольшого количества записей (m элементов), которые сделаны в тех же условиях, что и СФ;

3) контрольная база образцов голоса и звучащей речи подозреваемого, служащая для моделирования его внутрдикторской вариативности и содержащая сравнительно небольшое количество записей (k элементов), сделанных в различных условиях.

Формирование и ведение первой базы осуществляет эксперт (или компетентный орган в составе экспертных учреждений), вторую и третью базы предоставляет суд в соответствии с запросом эксперта.

В зависимости от качества записи СФ, ее продолжительности, пола диктора и других параметров потенциальную базу подбирают таким образом, чтобы ее элементы максимально соответствовали по указанным параметрам СФ (из опорной базы, состоящей из n элементов, выбирают l элементов, сопоставимых с голосом и речью на СФ).

Далее один из элементов опорной базы по имеющейся методике сравнивают с голосом и звучащей речью диктора на СФ, в результате чего появляется новая информация $E = a$.

На следующем этапе происходит оценка внутрдикторской вариативности голоса и звучащей речи подозреваемого: по имеющейся методике попарно сравнивают каждый из m элементов

опорной базы с каждым из k элементов контрольной базы. Таким образом, получается mk значений E , по которым строят функцию плотности вероятности E . В силу выборки баз данных для расчета E плотность вероятности отражает значение $P(E|H_p)$ — числителя LR . Далее по полученной плотности вероятности находят значение вероятности для E : $P(E|H_p) = p_{pa}$.

Следующий этап аналогичен предыдущему, только элементы опорной базы сравнивают с элементами потенциальной базы. Количество сравнений в данном случае будет существенно больше (всего ml сравнений), поэтому данный подход в большинстве случаев применяется при автоматизированной методике идентификации говорящего. На этом этапе вычисляют значение знаменателя LR $P(E|H_d) = p_{da}$.

Заключительным этапом является вычисление $LR = P(E|H_p)/P(E|H_d) = p_{pa}/p_{da}$.

Полученное значение LR используется экспертом при интерпретации результатов судебно-экспертного исследования.

Поскольку априорные вероятности по судебному делу не находятся в сфере компетенции судебного эксперта, предлагается рассчитывать значения LR в имитирующем эксперименте для широкой области априорных вероятностей и находить функцию зависимости от них. Найденная функциональная зависимость будет указывать на связь с ожидаемым поведением, которое должно иметь правильное значение LR .

С помощью экспериментально найденных функций плотности вероятности оценивают меру неопределенности истинности или ложности предположения экспертизы с учетом новой информации, появляющейся в ходе судебно-экспертного исследования.

В работах Брюмера и дю Прее [11] и ван Лиувен и Брюмера [12] разработано понятие цены (или штрафа за неверный прогноз) логарифмического отношения правдоподобия,

которую рассчитывают по формуле:

$$C_{ILR} = \frac{1}{2} \left[\frac{1}{N_{so}} \sum_{i=1}^{N_{so}} \log_2 \left(1 + \frac{1}{LR_{so_i}} \right) + \frac{1}{N_{do}} \sum_{j=1}^{N_{do}} \log_2 (1 + LR_{do_j}) \right], \quad (2)$$

где N_{so} , N_{do} и LR_{so} , LR_{do} — число и значения отношения правдоподобия LR , полученные для известных пар проб общего и различного происхождения соответственно. Выражение (2) в математическом плане является комбинацией априорных шансов с отношением правдоподобия. Использование логарифма по основанию 2 объясняется в работе [13] и связано с информационно-теоретической интерпретацией C_{ILR} .

Первое слагаемое в выражении (2) является средним значением функции вида $f(x) = \log_2 \left(1 + \frac{1}{x} \right)$, примененной ко всем отношениям правдоподобия, полученным из сравнений проб одинакового происхождения, второе слагаемое — средним значением функции вида $g(x) = \log_2(1 + x)$, примененной ко всем LR , полученным из сравнений проб разного происхождения, а C_{ILR} является средним этих двух значений (рис. 1).

На рис. 1 видно, что идеально сравнение проб общего происхождения должно отражаться большим положительным $\lg LR$ и будет требовать очень маленького штрафного значения C_{ILR} . Штрафное значение увеличивается с ростом абсолютной величины отрицательного логарифма отношения правдоподобия и приводит к более сильной поддержке противоположной гипотезы разного происхождения. Например, в экспертизе распознавания голосов получение отрицательного логарифма отношения правдоподобия при сравнении одного и того же говорящего приводит к поддержке гипотезы разных говорящих и требует большего штрафного значения C_{ILR} .

Если при сравнительном исследовании доказательств наблюдается равенство отношения правдоподобия полученного доказательства как в предположении общего, так и разного происхождения, тогда C_{ILR} равно единице. Пространство, в котором C_{ILR} меньше 1 (см. рис. 1), указывает на область правильности системы: чем ниже C_{ILR} , тем лучше правильность судебного доказательства.

Понятие цены логарифмического отношения правдоподобия (C_{ILR}) было использовано при автоматизированном распознавании говорящего

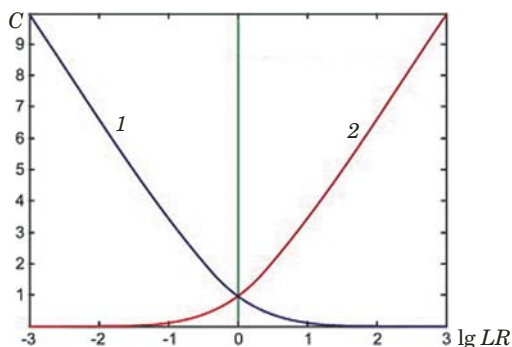


Рис. 1. Зависимость C_{ILR} от $\lg LR$ для проб одинакового (1) и разного (2) происхождения

[11] и впоследствии применено в судебно-экспертном сравнении голосов [14]. Увеличение популярности понятия (C_{LLR}) отмечено в 6 из 18 статей, представленных на 2-м Американско-Иберийском совещании по акустике в ноябре 2010 г. [7].

В работе Рамоса и Гонсалеса – Родригеса [8] для оценки правильности отношения правдоподобия при доказательстве судебного предположения предлагают использовать функциональную зависимость для LR в виде эмпирического сечения энтропии ECE (Empirical Cross-Entropy). Энтропию понимают как меру неопределенности.

Выражение для ECE в терминах априорных шансов и LR имеет следующий вид:

$$ECE = -\frac{P(H_p|I)}{N_p} \sum_{i=1}^{N_p} \log_2 \left[1 + \frac{1}{LR_i O(H_p)} \right] + \frac{P(H_d|I)}{N_d} \sum_{j=1}^{N_d} \log_2 [1 + LR_j O(H_p)], \quad (3)$$

где N_p и N_d — число, LR_i и LR_j — значения LR имитированных случаев, когда известно, что предположение H_p и H_d , соответственно, является истинным; O — шансы.

Функция ECE , как и функция C_{LLR} , зависит от априорных шансов и LR , определяемых в имитационном эксперименте из валидационного набора данных. По существу отличие этого подхода оценки правильности отношения правдоподобия заключается в другом представлении функции распределения плотности вероятности.

Авторы работы [8] также варьируют априорные вероятности в широкой области и наглядно представляют их графически (рис. 2).

На рис. 2 сплошная кривая характеризует правильность оценки отношения правдоподобия в валидационном наборе данных. Чем ниже кривая, тем лучше правильность судебного доказательства.

Пунктирная ECE -кривая получена после трансформации валидационного набора LR с использованием PAV-алгоритма [8]. Кривая показывает эффективность валидационного набора оптимально калиброванных LR -значений: чем ниже кривая и меньше различие между ней и сплошной кривой, тем лучше калибровка.

Точечная кривая — нейтральный эталон. Он представляет собой сравнительную эффективность так называемой нейтральной оценки доказательства, при которой $LR = 1$ для каждого случая, т.е. оба рассматриваемых случая равновероятны. Нейтральный эталон берется как граница эффективности. Кривая правильности должна быть ниже эталона.

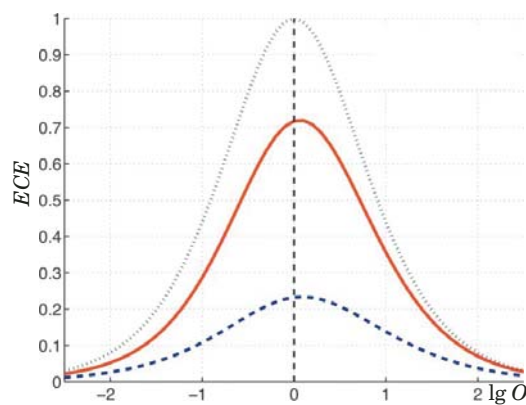


Рис. 2. Зависимости эмпирического сечения энтропии от априорных шансов

Следует отметить, что в литературе встречаются и другие подходы к оценке правильности судебного доказательства.

Наряду с оценкой правильности в судебной науке в плане метрологии исследователи уделяют внимание оценке воспроизводимости или надежности значений LR , так как она связана с оценкой доверительного интервала или неопределенности значений.

Процедура нахождения доверительного интервала достаточно подробно описана в работе [15]. Продемонстрируем важность его оценки.

Например, при сравнении известных и сомнительных проб было найдено, что $\lg LR = 3 \pm 2$ при $P = 95\%$. Это в данном случае означает, что для отношения правдоподобия, равного 1000, с вероятностью 95 % значение отношения правдоподобия может находиться в интервале от 10 до 100 000 в пользу предположения общего происхождения проб.

Простая констатация $\lg LR = 3$ в отсутствие другой информации позволяет принимать его в качестве силы доказательства и считать, что предположение общего происхождения в 1000 раз более вероятно, чем предположение различного происхождения. Напротив, если предоставлена более широкая информация, в частности, о том, что установлена неопределенность значения LR , правоприменитель может по своему усмотрению выбрать значение LR ближе к нейтральному эталону, например, значение 10 из 95 %-ного доверительного интервала.

Пример взят из работы [7]. Он представляется нам экзотичным из-за широты вероятного интервала, или чрезмерно большой погрешности определения, однако является весьма наглядным.

Чтобы содействовать конкретному субъекту судопроизводства, решающему вопрос о принятии своего решения, для получения надежных выводов по судебно-экспертному исследованию

судебный эксперт должен представить всю имеющуюся информацию, включая отчет о выявленной совокупности криминалистически значимых признаков, оценку правильности и воспроизводимости полученных результатов, значение отношения правдоподобия и его доверительный интервал.

В заключение следует отметить, что концепция отношения правдоподобия принята в качестве стандарта для судопроизводства при сравнении ДНК-профилей [17, 18] и постепенно принимается в других областях судебно-экспертной науки, в том числе, при сравнении голосов [14 – 16], почерков [19], отпечатков пальцев [20], видов обуви [21], стекла [22]. Количество исследователей, занимающихся вопросами оценки неопределенности в судебной экспертизе, постоянно увеличивается, а области практического использования концепции отношения правдоподобия при производстве судебных экспертиз неуклонно расширяются. При этом в рамках ENFSI разработан директивно-методический документ — руководство по оценочной отчетности [23, 24], которое основано на апробированных и опубликованных результатах многолетних исследований.

ЛИТЕРАТУРА (REFERENCES)

1. **Evett I. W.** Expressing evaluative opinions: A position statement / *Science and Justice*. 2011. Vol. 51. P. 1 – 2.
2. **Berger C. E. H., Berger E. H., Buckleton J., et al.** Evidence evaluation: A response to the Court of Appeal judgment in *R v T* / *Science and Justice*. 2011. Vol. 51. P. 43 – 49.
3. **Robertson B., Vignaux G. A., Berger C. E. H.** Extending the confusion about Bayes / *Modern Law Rev.* 2011. Vol. 74. P. 444 – 455.
4. **Fenton N.** Improve statistics in court / *Nature*. 2011. Vol. 479. N 3. P. 36 – 37.
5. **Morrison G. S.** The likelihood-ratio framework and forensic evidence in court: A response to *R v T* / *Int. J. Evidence and Prof.* 2012. Vol. 16. P. 1 – 29.
6. **Aitken C. G. G., Taroni F.** Statistics and the evaluation of evidence for forensic scientists. — London: Wiley, 2004. — 510 p.
7. **Morrison G. S.** Measuring the validity and reliability of forensic likelihood-ratio systems / *Science and Justice*. 2011. Vol. 51. P. 91 – 98.
8. **Ramos D., Gonzalez-Rodriguez J.** Reliable support: Measuring calibration of likelihood ratios / *Forensic Sci. Int.* 2013. Vol. 230. N. 1 – 3. P. 156 – 169.
9. The international vocabulary of Metrology. Basic and General concepts and related terms. — St. Petersburg: NPO “Professional”, 2010. — 82 p. [in Russian].
10. **Bebeshko G., Voytov S., Omelyanyuk G., Usov A.** Applying Bayesian methods for metrological evaluation and interpretation of forensic evidence / *Teor. Prakt. Sudeb. Ėkspert.* 2014. N 1(33). P. 148 – 158 [in Russian].
11. **Brümmer N., du Preez J.** Application independent evaluation of speaker detection / *Computer Speech and Language*. 2006. Vol. 20. P. 230 – 275.
12. **Van Leeuwen D. A., Brümmer N.** An introduction to application-independent evaluation of speaker recognition systems / in C. Müller (ed.). *Speaker Classification I: Selected Projects*. — Heidelberg: Springer-Verlag, 2007. P. 330 – 353.
13. **Ramos D.** Forensic evaluation of the evidence using automatic speaker recognition systems: Ph. D. Thesis. <http://atvs.i.uam.es>, 2007 (accessed February 26, 2018).
14. **Morrison G. S.** Likelihood-ratio forensic voice comparison using parametric representations of the formant trajectories of diphthongs / *J. Acoustical Society of America*. 2009. Vol. 125. P. 2387 – 2397.
15. **Morrison G. S., Zhang C., Rose P.** An empirical estimate of the precision of likelihood ratios from a forensic-voice-comparison system / *Forensic Sci. Int.* 2011. Vol. 208. P. 59 – 65.
16. **Rose P.** Technical forensic speaker recognition / *Computer Speech and Language*. 2006. Vol. 20. P. 159 – 191.
17. **Curran J. M., Buckleton J. S., Triggs C. M., Weir B. S.** Assessing uncertainty in DNA evidence caused by sampling effects / *Sci. Justice*. 2002. Vol. 42. N. 1. P. 29 – 37.
18. **Foreman L. A., Champod C., Evett I. W., et al.** Interpreting DNA evidence: A review / *Int. Statistical Rev.* 2003. Vol. 71. P. 473 – 495.
19. **Hepler A. B., Saunders C. P., Davis L. J., Buscaglia J.** Score-based likelihood for handwriting evidence / *Forensic Sci. Int.* 2012. Vol. 219. P. 129 – 140.
20. **Neumann C., Evett I. W., Skerrett J.** Quantifying the weight of evidence from a forensic fingerprint comparison: A new paradigm / *J. Royal Statistical Society: Series A*. 2012. Vol. 175. N. 2. P. 371 – 415.
21. **Skerrett J., Neumann C., Mateos-Garcia I. A.** Bayesian approach for interpreting shoemark evidence in forensic casework: Accounting for wear features / *Forensic Sci. Int.* 2011. Vol. 210. N 1 – 3. P. 26 – 30.
22. **Zadora G., Ramos D.** Evaluation of glass samples for forensic purposes — an application of likelihood ratio model and information-theoretical approach / *Chemometr. Intell. Lab. Syst.* 2010. Vol. 102. P. 63 – 83.
23. ENFSI Guideline for evaluative reporting in forensic science / Approved version 3.0.2016. http://enfsi.eu/wp-content/uploads/2016/09/m1_guideline.pdf (accessed February 26, 2018).
24. **Gradusova O. B., Kuz'min S. A.** Probability Interpretation of Forensic Evidence / *Teor. Prakt. Sudeb. Ėkspert.* 2017. Vol. 12. N 4. P. 27 – 33 [in Russian].