



## A LIKELIHOOD RATIO APPROACH TO IDENTIFICATION IN FORENSIC ODONTOLOGY

Jean-Luc GREMAUD

*Forensic Science School, University of Lausanne, Lausanne-Dorigny, Switzerland  
Forensic Science Unit, Police of Valais, Sion, Switzerland*

### ABSTRACT

The use of dental health data to identify deceased persons has been tried and tested for a number of years now. The first part of this article reviews the main research projects which have been conducted with radiographic and nonradiographic dental health data. Those studies have examined two specific factors: the intra- and intervariability of dental health data. These two factors are combined into a Bayesian framework. Two alternative hypotheses are compared, 1) the identity of a deceased person corresponds to a presumptive identity, and 2) the identity of the deceased person corresponds to someone else. According to this approach, the results of dental analyses comparing *post-mortem* (PM) data with *ante-mortem* (AM) data from a presumptive source are studied on the basis of a likelihood ratio (*LR*). The ratio allows for an assessment of the value of the compared dental data for the purpose of identifying the deceased person. In order to assess dental intravariability, a concept known as “validity” is defined as an indicator of conditions governing intravariability data comparison.

### KEYWORDS

Forensic sciences; Odontology; Identification; Statistics; Bayes; Likelihood ratio.

*Received 18 August 2008; accepted 3 October 2008*

### 1. Introduction

The teeth are among the most resistant structures of the human body. Protected in the oral cavity by the lips, the cheeks and the tongue, the teeth are composed of hard tissue which makes them prime factors in determining the identity of an unknown person even in an advanced state of decomposition, calcination or in situations following a disaster [1, 23, 35].

In cases of odontological investigation of a deceased person, two distinct approaches can be taken; *post-mortem* (PM) dental profiling [23], sometimes called estimative or reconstructive identification [34, 36], and comparative identification. The first approach does not lead to identity determination but, through multifactorial analyses, can assist in determining gen-

der, ethnic origin or age [4, 28, 29, 30]. The second approach is based on an initial hypothesis as to the identity of the deceased person, after which appropriate *ante-mortem* (AM) data are sought and compared with the PM material in order to establish this identity.

In any identification process, the forensic specialist seeks to use data presenting strong intervariability and weak intravariability. In other words, the most important data to be examined are those that distinguish among individuals while remaining stable over time for each individual. The uniqueness of human dental patterns (derived from their partial retranscription from a file or from radiographs) has been acknowledged but has never been demonstrated [12, 19, 24, 25, 31]. The intervariability of dental health data is important and a positive element to be considered. On the

other hand, their intravariability is also important and may affect the process much more than the intravariability of fingerprints or DNA, for example. This is where problems could arise in dental health data comparison.

Forensic odontologists tend to focus on treatment-related factors. However, improvements in dental health are leading to a reduced number of treatments [37], thereby reducing the likelihood of discovering AM dental radiographs [15]. Another problem concerns persons with missing teeth. Distinctive features are greatly diminished among this group [25]. Nevertheless, dental health data always facilitate a considerable degree of selectivity for the purposes of forensic investigation [9, 20].

This paper will examine the intra- and intervariability of dental health data, followed by the presentation of a Bayesian approach to help assess the use of dental variables for identification, with a known and limited degree of uncertainty.

## 2. Intravariability

The intravariability of dental features may be of natural or accidental origin. It is of natural origin when it results from the natural development of the teeth starting with the successive eruption of primary teeth, and their gradual loss, followed by the eruption of permanent teeth. These changes take place in three distinct phases: primary teeth, permanent teeth and the intermediate phase when the dentition consists of both primary and permanent teeth (mixed teeth). The second origin of intravariability is accidental. These alterations take place over time, some of which might involve treatment.

In order to measure dental intravariability, the ideal solution would be to possess precise data that would help to determine, on the basis of a given configuration, the frequency of persons who maintain this configuration over the years and the frequency of configurations that could result from alterations or additional treatment. In fact, such data are not available and this kind of assessment cannot be done. Except for periods characterised by the eruption of primary teeth followed by permanent teeth, dental intravariability is an established fact for which there are no hard-and-fast rules that would allow prediction of possible changes.

## 3. Intervariability

Several approaches have been proposed to assess the intervariability of dental features. These approaches generally distinguish between two types of data: non-radiographic and radiographic data.

### 3.1. Nonradiographic data

If we were to consider all different possible treatments, pooling together all information gleaned from dental records except X-rays (written notes, odontograms, etc.), we would realise that there is a diversity of configurations that exists, depending on the individuals.

Preliminary estimates of this diversity were made by combination analysis [13]. The aim of this method was to express, in mathematical terms, the number of possible combinations which could be generated in a mouth of 32 teeth by taking into account only a few generic characteristics (missing, filled or unrestored teeth). With the advent of the first computers, databank usage revealed that combination analysis was not an appropriate method for correctly defining dental intervariability: "this type of statistical assessment suggests that all of the various combinations of missing and filled teeth occur randomly and that they are equally probable in the population, an assumption that is not valid" [2, pp. 498].

The creation of these databases showed that it was not necessary to describe each tooth in detail but that simply a few basic features were sufficient to make the configurations selective [6]. The first computer systems, such as CAPMI [18], thus made the distinction between missing, filled and unrestored teeth. Given that each tooth has five visible sides, several systems distinguish the 160 possible observation areas for 32 teeth [17].

Two databases that Adams used to carry out his highly interesting research on the diversity of nonradiographic data [1, 2] – NHANES III and TSCOHS – were used for the purposes of this article. By accessing these two databases via the search engine OdontoSearch (<http://www.jpac.pacom.mil>) and using the universal nomenclature, it is possible to enter generic data (i.e. basic features) or detailed data (location of treatment in relation to a tooth's five sides). Use of this tool can help to confirm that, for example, treatment probabilities vary depending on position of teeth. For each separate tooth (without taking into account the number of possible combinations with other teeth), the following treatment percentages were obtained from the two databases taken as a whole. ( $N = 37,955$ ).

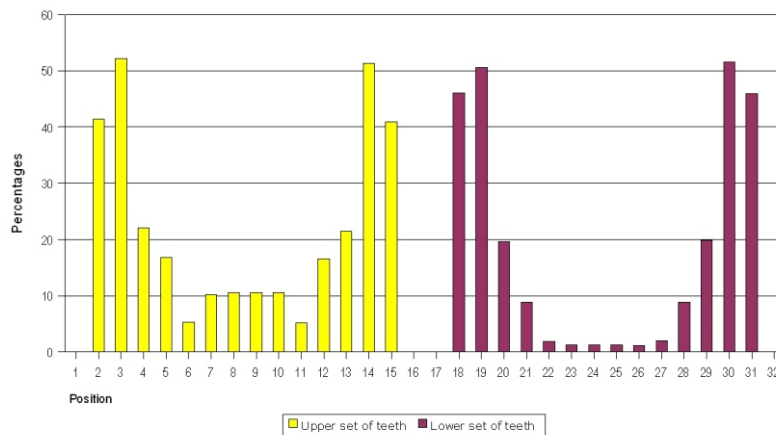


Fig. 1. Rate of treatment for each tooth based on its position (source: NHANES III and TSCOHS – generic format).

It can be observed that posterior teeth have higher levels of treatment than middle teeth. Posterior teeth are, notably, more difficult to access and clean, which tends to increase the likelihood of decay and hence treatment.

Odontosearch allows other applications. Using a known configuration (for example, the state of PM dentition), this search engine can serve to assess frequency. The following example (cf. Table I) illustrates yet another application. It shows, in generic format, the result of a preliminary configuration (0.0105%). Following the administration of additional treatment, it shows the way in which the frequency changes (2.3659%). This latter example demonstrates the impact of symmetry on dental problems. When an intervention is carried out on a tooth, the dentist knows that a similar intervention might be necessary on the teeth located opposite the treated tooth (horizontally or vertically). This phenomenon also underscores the fact that a greater number of dental treatments in a specific individual does not necessarily imply increased selectivity.

### 3.2. Radiographic data

Radiographic data are composed of photographic negatives, which make them more objective than written, descriptive data [11, 36, 37]. On the other hand, since they are images, dental radiographs are not yet suitable for data inputs into data bases of the type described above. Their morphological and pathological characteristics are extremely complicated to standardise and encode. Consequently, it is difficult to determine the frequency of these characteristics. We will, therefore, not examine the different exploitable radiographic features but rather the scientific validity of their use for identification purposes.

TABLE I. EXAMPLES OF TWO CONFIGURATIONS, THE SECOND OF WHICH REFLECTS ADDITIONAL TREATMENT (IN GENERIC FORMAT)

OdontoSearch results page	
Data source selected: combined data (N = 37,955)	
3 pattern matches (0.0105%)	897 pattern matches (2.3659%)
Tooth code values	Tooth code values
Tooth 02 = R	Tooth 02 = R
Tooth 03 = V	Tooth 03 = R
Tooth 04 = V	Tooth 04 = V
Tooth 05 = V	Tooth 05 = V
Tooth 06 = V	Tooth 06 = V
Tooth 07 = V	Tooth 07 = V
Tooth 08 = V	Tooth 08 = V
Tooth 09 = V	Tooth 09 = V
Tooth 10 = V	Tooth 10 = V
Tooth 11 = V	Tooth 11 = V
Tooth 12 = V	Tooth 12 = V
Tooth 13 = V	Tooth 13 = V
Tooth 14 = R	Tooth 14 = R
Tooth 15 = R	Tooth 15 = R
Tooth 18 = R	Tooth 18 = R
Tooth 19 = R	Tooth 19 = R
Tooth 20 = V	Tooth 20 = V
Tooth 21 = V	Tooth 21 = V
Tooth 22 = V	Tooth 22 = V
Tooth 23 = V	Tooth 23 = V
Tooth 24 = V	Tooth 24 = V
Tooth 25 = V	Tooth 25 = V
Tooth 26 = V	Tooth 26 = V
Tooth 27 = V	Tooth 27 = V
Tooth 28 = V	Tooth 28 = V
Tooth 29 = V	Tooth 29 = V
Tooth 30 = V	Tooth 30 = R
Tooth 31 = V	Tooth 31 = R

“R” = restored teeth, “V” = unrestored teeth (virgin). Underlined: additional treatment.

Historically, the number of matching points used to establish identification has never been the subject of universal agreement within the forensic odontologist community [11, 20, 23, 36, 37]. The ABFO guide is vague on how to move from a “possible” identification to a “positive” one [3], as well as on the distinction between “ordinary” and “extraordinary” points, as proposed by Sognaes and Keiser-Nielsen [1].

The validity of dental radiographic identification is well documented in the literature. Some publications relate the sensitivity and selectivity (at times referred to as “specificity”) of tests, which make it possible to assess the validity of the results of dental radiographic comparisons. Selectivity is particularly interesting because it provides information on the proportion of false identifications. A false identification means that radiographic data derived from two different individuals were attributed to one single individual. A configuration of features which might have been considered distinctive turned out to be insufficiently distinctive, since the features were found in at least two persons.

The following is a summary of published values, taking into account the results obtained by experienced forensic odontologists, where a distinction was made. In a 1994 study [20], the most experienced odontologist obtained a selectivity of 99% (280 radiographs examined for 140 matches). The AM-PM periods ranged from a few months to 15 years. In a 1996 study [14], the researchers increased the difficulty of the comparisons by extending the AM-PM periods to 30 years. For periods under 20 years, the results were comparable to those obtained in 1994. However, for periods above 20 years, the error rate increased significantly (mainly because of false exclusions). Two out of three experts obtained a selectivity of 100% and the third expert 98% (probably the least experienced of the three). In 1999, tests were carried out on configurations of teeth at different stages of development [37]. For configurations involving primary teeth only, and permanent teeth only, sensitivity was measured at 91%, and selectivity at 100% (with AM-PM periods of 5 to 11 years). For mixed teeth, sensitivity was recorded at 0% and selectivity at 100%. In empirical tests conducted in 2001 [27], the researchers introduced the constraint of providing radiographs without treatment (i.e. using 15 PM files and 20 AM files). The article indicated that the average rate of success for the detection of correspondences was 93.3% for the group of forensic odontologists. This value provides information on sensitivity but not on selectivity because the rate of false identifications was not indicated. In a 2003 study carried out with participants who were re-

cruited *via* Internet [22], the group of experienced odontologists obtained a selectivity of 99.3%.

Based on these values and published in these studies (two of which specifically mention the results obtained by experienced odontologists) and excluding the specific case of mixed teeth, the selectivity values were between 99% and 100%. Furthermore, the articles revealed that the significance of radiographic comparisons can be affected by the lack of homogeneity of types of teeth considered and by AM-PM periods above 20 years.

#### 4. Likelihood ratio for dental evidence

“We think that Bayesian philosophy for the evaluation of evidence provides a universal language which should be adopted by all European laboratories, not only for DNA, but for all aspects of forensic interpretation” [33, pp. 27]. The idea of taking a Bayesian approach to the interpretation of identification elements is not new. Finkelstein and Fairley had already mentioned this in 1970 [8]. Their proposal has been taken up in various fields of application [5, 7, 10, 16, 21, 26, 32].

The determination of the identity of a decedent by analysing dental health data is the result of a decision akin to a judgement. This decision will be based on the confidence that the identity of the deceased person corresponds or not to that of a presumptive identity. In other words, the decision taken by the forensic odontologist stems from assessment of the following two hypotheses:

- $H_1$ : the identity of the deceased person corresponds to a presumptive identity;
- $H_2$ : The identity of the deceased person does not correspond to the presumptive identity but to someone else.

The principle of a Bayesian framework consists of determining, with measured uncertainty, the degree of confidence that can be accorded to a specific hypothesis based on analytical results. This is expressed in the form of a likelihood ratio ( $LR$  – the likelihood of observing the data given the respective hypotheses) which, when multiplied with *a priori* probabilities (which may be given by circumstantial evidence), produces *a posteriori* probabilities (the chance that the attribution of the identity is true, given the evidence):

$$\underbrace{\frac{\Pr(H_1|I)}{\Pr(H_2|I)}}_{a \text{ priori odds}} \underbrace{\frac{\Pr(E|H_1, I)}{\Pr(E|H_2, I)}}_{LR} \underbrace{\frac{\Pr(H_1|E, I)}{\Pr(H_2|E, I)}}_{a \text{ posteriori odds}} \cdot \{1\}$$

In our context,  $LR$  elements could be expressed as follows:

$\Pr(E|H_1, I)$ : the probability of observing dental health data with the analysed features ( $E$ ) under the supposition that the presumptive identity is correct ( $H_1$ ) and in accordance with the background information which is available ( $I$ ).

$\Pr(E|H_2, I)$ : the probability of observing dental health data with the same analysed features ( $E$ ) under the supposition that the presumptive identity is not correct ( $H_2$ ) but in agreement with the available background information ( $I$ ).

Given that the compared dental health data consist of PM data (source data) and AM data (comparative data),  $E$  can be expressed in terms of  $y$  (PM data) and  $x$  (AM data). The  $LR$  would, thus, be as follows:

$$LR = \frac{\Pr(y|x, H_1, I)}{\Pr(y|H_2, I)} \quad \{2\}$$

The intravariability of the analysed features has an impact on the  $LR$  numerator, whereas their intervariability affects the denominator.

Although there are statistical tools to estimate intervariability, we have seen that this is not the case for intravariability. If dental health data were to remain stable over time, then forensic odontologists could systematically make exclusions by analysing the different combinations of AM and PM features. However, when differences are explicable, the forensic odontologist knows that two combinations, although different, could be attributable to the same person. In order to solve this problem and to compensate for the absence of reliable intravariability statistical estimates, the author proposes to define the concept of “validity”.

#### 4.1. Validity

Validity would be an indicator of the conditions for comparison involving intravariability data. The term “validity” is drawn from the terminology used by odontologists such as MacLean and Kogon [14, 20]. The aim is to distinguish ideal situations from much more difficult situations.

According to articles written about the comparison of radiographic data, the significance of comparisons can be affected by the lack of homogeneity among teeth types and by AM-PM periods of over 20 years. Validity can be defined by generally applying these observations to all types of dental comparisons (ra-

diographic and nonradiographic). Thus, a comparison could be considered valid under the following conditions:

- if the compared data are recent (less than 20 years apart);
- if the teeth compared are of the same type.

In the absence of at least one of these conditions, the validity of the comparison will be reduced.

According to this concept, when the conditions for comparison are deemed to be valid, corresponding (or non-corresponding) results allow identification (or exclusion) with a high level of confidence. However, when the conditions for comparison are considered to be of low validity, corresponding (and especially non-corresponding) results do not allow identification (or exclusion) with the same degree of confidence.

Validity may be influenced by three variables:

1. Possible AM-PM configurations. Let us assign letters to these configurations:  $a$  for primary teeth,  $b$  for mixed teeth and  $c$  for permanent teeth. For example,  $c-c$  would represent the configuration of AM permanent teeth compared to PM permanent teeth. It should be noted that the *a priori* values of the configurations depend on  $H$ . Indeed, whereas all configurations are possible when  $H_2$  is true, this is not the case when  $H_1$  is true. For example, the configuration  $c-a$  is anachronistic since AM data refer to permanent teeth while PM data involve primary teeth. The identity cannot, therefore, correspond to the presumptive identity.
2. The period separating the date at which AM data were recorded and the time of death (this period seems to be more relevant than the period separating the dates of AM-PM recordings because the examination could take place a long time after death). We should set a threshold of 20 years.
3. The age of the person when AM data were recorded. This detail can narrow the effect of the second variable. In fact, there is less likelihood of treatment if the person is in the age range of 30–50 years than for other age ranges (before 30 and after 50).

#### 4.2. Intravariability

Under the concept of validity, an estimate of intravariability could be envisaged. When  $H_1$  is deemed to be true, depending on validity ( $V$ ), the  $LR$  numerator would yield the following options:

- either the compared data make up a valid configuration and so the probabilities that the features match are maximal;

- or the compared data make up a reduced validity configuration and so the probabilities that the features match must be defined by a variable (here,  $v$ )

$$\Pr(E|H_1, I) = \frac{\overbrace{\Pr(y|x, V, H_1, I)}^1 \overbrace{\Pr(V|H_1, I)}^v}{\overbrace{\Pr(y|x, \bar{V}, H_1, I)}^{(1-v)} \overbrace{\Pr(\bar{V}|H_1, I)}^{(1-v)}} = \frac{v}{(1-v)}. \quad \{3\}$$

#### 4.3. Intervariability

When  $H_2$  is deemed to be true, depending on the validity ( $V$ ), the  $LR$  denominator would yield the following options:

- either the compared data make up a valid configuration, and so the probabilities that the features match could be represented by  $v$  (frequency in a given population);
- or the compared data make up a reduced validity configuration, and so the probabilities that the features match must be defined by a variable (for example,  $v$ ).

$$\Pr(E|H_2, I) = \frac{\overbrace{\Pr(y|V, H_2, I)}^v \overbrace{\Pr(V|H_2, I)}^v}{\overbrace{\Pr(y|\bar{V}, H_2, I)}^{(1-v)} \overbrace{\Pr(\bar{V}|H_2, I)}^{(1-v)}} = \frac{v}{(1-v)}. \quad \{4\}$$

#### 4.4. Likelihood ratio

The  $LR$  would be represented as follows:

$$LR = \frac{\Pr(y|x, H_1, I)}{\Pr(y|H_2, I)} = \frac{v}{(1-v)} \cdot \frac{(1-v)}{v}. \quad \{5\}$$

When the compared data form a reduced validity configuration, the main aim is not so much to know precisely the frequency of a match ( $v$  and  $1-v$ ) but rather to limit the consequences of a non-match. That is to say, a non-match with valid data and with no explicable differences must lead to exclusion. On the other hand, a non-match with reduced validity data must not lead to exclusion. In such a case, the possibility must still exist that the identity could correspond to the presumptive identity.

Consequently, to simplify the formal development  $\{5\}$ , we could say that  $v$  is the frequency of

a match when  $H_2$  is true (whatever the validity) and that  $1-v$  is also the frequency of a match when  $H_1$  is true with a less than optimal validity. The  $LR$  then becomes:

$$LR = \frac{\Pr(y|x, H_1, I)}{\Pr(y|H_2, I)} = \frac{v}{(1-v)} \cdot \frac{(1-v)}{v} = 1. \quad \{6\}$$

For a configuration of optimal validity (ideal situation), the  $LR = 1/v$ . For a configuration with zero validity, the  $LR = 1$  (the results do not support either  $H_1$  or  $H_2$  because the conditions of the comparison do not allow it). In other situations, this approach reduces the degree of certainty of the configurations for which the validity is deemed to have intermediate values.

According to the simplified formula  $\{6\}$ , it seems that the  $LR$  cannot be less than 1, that is to say  $\Pr(y|x, H_1, I)$  can be more than or equal to  $\Pr(y|H_2, I)$ , but never less. This stems from the fact that the  $LR$  is calculated when concordances are observed. When only discordances are observed, the  $LR$  is clearly less than 1 (it is a case of exclusion, that is to say that only  $H_2$  is favoured.)

The impact of validity is perhaps measured more clearly by the effect that it has, via the  $LR$ , on the *a posteriori* probabilities.

- With data judged to be valid ( $V = 1$ ), a match is on account of identification, and a non-match is on account of an exclusion (it is a scenario comparable to that of fingerprints or of profiles of DNA, elements for which intravariability is minimal).
- With data judged to have reduced validity ( $0 < V < 1$ ), a match still favours an identification. On the other hand, a non-match does not lead to an exclusion. The lower the validity is, the more the *a posteriori* probabilities for  $H_2$  go down in favour of those of  $H_1$ .
- With data judged to have zero validity ( $V = 0$ ), the  $LR$  is 1, that is to say that the comparison is not pertinent, whatever the observed results might be (match or non-match).

The determination of  $v$  must be assessed according to the type of data that are being compared. In the case of nonradiographic data, this frequency can be calculated by entering the PM configuration into databases of the type mentioned above. For radiographic data, an indicative frequency of 0.5% can be used for experienced odontologists (intermediate value arising from published selectivities).

### 4.5. Application examples

For the *c-c* configuration (AM permanent teeth compared to PM permanent teeth), which is the most frequently examined configuration, validity could be distributed as shown in Table II.

#### 4.5.1. Examples with an optimal validity ( $V = 1$ )

A corpse is discovered in a lake, with only several teeth remaining. The body is thought to be that of a 42-year-old man who disappeared in the region several months earlier. The information search AM provides only non-X ray dental information registered five years previously. These data correspond to those available for the deceased person.

TABLE II. STAGES OF VALIDITY FOR THE *c-c* CONFIGURATION

Age of the person (AM data) [years]	Validity			
	< 20 years*		> 20 years*	
	$V$	$\bar{V}$	$V$	$\bar{V}$
< 30	1	0	0.5	0.5
30–50	1	0	0.75	0.25
> 50	1	0	0.5	0.5

\*Time between obtaining *ante-mortem* (AM) data death.

Their frequency estimated using the American civil data bank ( $N = 18,533$ ) is 15%. This configuration provides optimal validity. The *LR*, calculated with the simplified formula {6}, is worth 6.6. If the *a priori* probabilities are equal for  $H_1$  and  $H_2$ , this result can be translated into *a posteriori* probabilities of 86% that the identity is correct.

In the case of a non-match, the *a posteriori* probabilities that the identity is correct would be 0% (exclusion).

In a comparable scenario, if AM X-ray data were available and these corresponded to PM X-rays, the *LR* would reach 200 ( $\bar{V} = 0.5\%$  and  $V = 1$ ). The *a posteriori* probabilities that the identity was accurate would reach 99.5%.

In the case of a non-match, the *a posteriori* probabilities that the identity is correct would be 0% (exclusion).

In the first two examples, with an optimal validity, one can state that the conclusive values of the match depend essentially on the frequency of corresponding characteristics. In the case of a non-match, the exclu-

sions are clear because the compared data are judged valid.

#### 4.5.2. Examples of reduced validity ( $V = 0.5$ )

A corpse is discovered in the mountains, with only a few teeth. The supposed identity is that of a man of 75 who had been reported missing in the region several months previously. A search for information on AM provides only data from non-X-ray records taken twenty years before. These data match what is found for the deceased person. Their frequency is 15%. This configuration presents reduced validity. The *LR*, calculated with the simplified formula {6}, is worth 3.8. If the *a priori* probabilities are equal for  $H_1$  and  $H_2$ , this result can be translated into *a posteriori* probabilities of 79% that the identity is correct.

In the case of a non-match and without any exclusive difference, the *a posteriori* probabilities that the identity is correct would be 33%.

In a similar case if AM X-ray data were available and they matched PM X-ray data, the *LR* would reach 100.5 ( $\bar{V} = 0.5\%$  and  $V = 0.5$ ). The *a posteriori* probabilities that the identity was right would reach 99.0%.

In the case of a non-match and without any exclusive difference, the *a posteriori* probabilities that the identity is correct would be 33%.

In the two last examples, with reduced validity, you can see that the conclusive values of the match are not much changed in relation to the first two examples: they are slightly weaker because of reduced validity. In contrast, in the case of a non-match and without any exclusive difference, there are no longer categorical exclusions. This means that in the case of a non-match and without any exclusive difference, the reduced validity has the effect of not being able to definitely discard the  $H_1$  hypothesis (there is still a probability that the deceased is the presumed person). This effect is consistent with the principle of not categorically excluding a person in the case of a non-match when the compared data are judged not to be very reliable because of their intravariability.

Table III shows that when validity decreases, the likelihood ratio is lowered from  $1/\bar{V}$  to 1. This latter value is derived from the simplified formula {6} which yields, at least, a result of 1. In other words, when the validity is zero, the use of dental health data is of no utility for determining whether the identity of the deceased person corresponds to the presumptive identity.

TABLE III. LR VALUES IN TERMS OF VALIDITY ( $V$ ) AND THE FREQUENCY OF THE DENTAL HEALTH DATA ( $\rho$ )

Validity	LR value	
	= 15 %	= 0.5%
1	6.6	200
0.75	5.2	150
0.5	3.8	100
0.25	2.4	50
0	1	1

## 5. Conclusion

The approach presented in this paper relates to the assessment of scientific indices in comparing AM and PM dental health data using a likelihood ratio ( $LR$ ). The proposed parameters and their values are simply one amongst several possible examples. Regardless of the model used, however, it will have to take into account one specific aspect of dental health data, and that is their intravariability.

Although this approach needs to be further refined on the basis of the knowledge of experienced forensic odontologists, it provides a universal language which is already applied in conjunction with other identification means, such as DNA. This step is crucial. Indeed, in most cases of decedent identification, one single means can lead to identity determination with sufficient certainty not to have to resort to other means. However, in extremely complex and therefore difficult cases, the approach presented herein can facilitate the complementary use of outcomes from different disciplines.

## References

- Adams B. J., Establishing personal identification based on specific patterns of missing, filled, and unrestored teeth, *Journal of Forensic Sciences* 2003, 48, 487–496.
- Adams B. J., The diversity of adult dental patterns in the United States and the implications for personal identification, *Journal of Forensic Sciences* 2003, 48, 497–503.
- American Board of Forensic Odontology, Inc, ABFO body identification guidelines, *Journal of the American Dental Association* 1994, 125, 1244–1254.
- Burris B. G., Harris E. F., Identification of race and sex from palate dimensions, *Journal of Forensic Sciences* 1998, 43, 959–963.
- Champod C., Taroni, F., Les préjugés de l'accusation ou de la défense dans l'évaluation de la preuve technique, *Revue pénale Suisse* 1993, 111, 223–235.
- Cohen M., Schroeder D. C., Cecil J. C., Computer-assisted forensic identification of military personnel, *Military Medicine* 1983, 148, 153–156.
- Cook R., Evett I. W., Jackson G. [et al.], A hierarchy of propositions: deciding which level to address in case-work, *Science and Justice* 1998, 38, 231–239.
- Finkelstein M. O., Fairley W. B., A Bayesian approach to identification evidence, *Harvard Law Review* 1970, 83, 489–517.
- Friedman R. B., Cornwell K. A., Lorton L., Dental characteristics of a large military population useful for identification, *Journal of Forensic Sciences* 1989, 34, 1357–1364.
- Garbolino P., Taroni F., Evaluation of scientific evidence using Bayesian networks, *Forensic Science International* 2002, 125, 149–155.
- Goldstein M., Sweet D. J., Wood R. E., A specimen positioning device for dental radiographic identification – image geometry considerations, *Journal of Forensic Sciences* 1998, 43, 185–189.
- Kieser J. A., Bernal, V., Waddell J. N. [et al.], The uniqueness of the human anterior dentition: a geometric morphometric analysis, *Journal of Forensic Sciences* 2007, 52, 671–677.
- Keiser-Nielsen S., Dental identification: certainty  $V$  probability, *Forensic Science International* 1977, 9, 87–97.
- Kogon S. L., MacLean D. F., Long-term validation study of bitewing dental radiographs for forensic identification, *Journal of Forensic Sciences* 1996, 41, 230–232.
- Kogon S. L., Petersen K. B., Locke J. W. [et al.], A computerized aid to dental identification in mass disasters, *Forensic Science* 1974, 3, 151–162.
- Lempert R., Some caveats concerning DNA as criminal identification evidence: with thanks to the reverend Bayes, *Cardozo Law Review* 1991, 13, 303–341.
- Lorton L., Langley W. H., Decision-making concepts in postmortem identification, *Journal of Forensic Sciences* 1986, 31, 190–196.
- Lorton L., Langley W. H., Design and use of a computer-assisted postmortem identification system, *Journal of Forensic Sciences* 1986, 31, 972–981.
- MacFarlane T. W., MacDonald D. G., Sutherland D. A., Statistical problems in dental identification, *Journal of the Forensic Science Society* 1974, 14, 247–252.
- MacLean D. F., Kogon S. L., Stitt L. W., Validation of dental radiographs for human identification, *Journal of Forensic Sciences* 1994, 39, 1195–1200.
- Neumann C., Champod C., Puch-Solis R. [et al.], Computation of likelihood ratios in fingerprint identification for configurations of any number of minutiae, *Journal of Forensic Sciences* 2007, 52, 54–64.
- Pretty I. A., Pretty R. J., Rothwell B. R. [et al.], The reliability of digitized radiographs for dental identification:

- A web-based study, *Journal of Forensic Sciences* 2003, 48, 1325–1330.
23. Pretty I. A., Sweet D., A look at forensic dentistry – part 1: The role of teeth in the determination of human identity, *British Dental Journal* 2001, 190, 359–366.
  24. Rawson R. D., Ommen R. K., Kinard G. [et al.], Statistical evidence for the individuality of the human dentition, *Journal of Forensic Sciences* 1984, 29, 245–253.
  25. Richmond R., Pretty I. A., Antemortem records of forensic significance among edentulous individuals, *Journal of Forensic Sciences* 2007, 52, 423–427.
  26. Saks M. J., Koehler J. J., What DNA “fingerprinting” can teach the law about the rest of forensic science, *Cardozo Law Review* 1991, 13, 361–372.
  27. Sholl S. A., Moody G. H., Evaluation of dental radiographic identification: an experimental study, *Forensic Science International* 2001, 115, 165–169.
  28. Solheim T., A new method for dental age estimation in adults, *Forensic Science International* 1993, 59, 137–147.
  29. Solheim T., Sundnes P. K., Dental age estimation of Norwegian adults – a comparison of different methods, *Forensic Science International* 1980, 16, 7–17.
  30. Soomer H., Ranta H., Lincoln M. J. [et al.], Reliability and validity of eight dental age estimation methods for adults, *Journal of Forensic Sciences* 2003, 48, 149–152.
  31. Sweet D., Pretty I. A., A look at forensic dentistry – part 2: Teeth as weapons of violence – identification of bite mark perpetrators, *British Dental Journal* 2001, 190, 415–418.
  32. Taroni F., Colin A., Garbolino P. [et al.], Bayesian networks and probabilistic inference in forensic science, John Wiley & Sons, Chichester 2006.
  33. Taroni F., Lambert J. A., Fereday L. [et al.], Evaluation and presentation of forensic DNA evidence in European laboratories, *Science and Justice* 2002, 42, 21–28.
  34. Tavernier J. C., Les potentialités de l’odontologie médico-légale illustrées par quatre exemples, *Sciences, AFAS, CSI*, 1996, 1, 21–27.
  35. Whittaker D. K., Rawle L. W., The effect of conditions of putrefaction on species determination in human and animal teeth, *Forensic Science International* 1987, 35, 209–212.
  36. Wood R. E., Forensic aspects of maxillofacial radiology, *Forensic Science International* 2006, 159S, S47–S55.
  37. Wood R. E., Kirk N. J., Sweet D. J., Digital dental radiographic identification in the pediatric, mixed and permanent dentitions, *Journal of Forensic Sciences* 1999, 44, 910–916.

---

**Corresponding author**

Jean-Luc Gremaud  
École des Sciences Criminelles  
Institut de Police Scientifique  
Université de Lausanne  
CH-1015 Lausanne-Dorigny, Switzerland  
e-mail: jean-luc.gremaud@police.vs.ch

---

## ILORAZ WIARYGODNOŚCI JAKO NARZĘDZIE IDENTYFIKACJI ODONTOLOGICZNEJ

### 1. Wstęp

Zęby są jednymi z najtrwalszych części kostnych człowieka. Dzięki temu, że w jamie ustnej osłaniane są przez wargi, policzki i język, oraz że zbudowane są z tkanki twardej, stanowią znakomity materiał do określania tożsamości, szczególnie w przypadku zaawansowanego rozkładu ciała, zwapnienia lub analizy szczątków ludzkich znalezionych na miejscu katastrof [1, 23, 35].

W przypadku badania stanu uzębienia osób zmarłych można wykonać dwa rodzaje analizy, tj. pośmiertne ustalenie profilu uzębienia (*post-mortem*, PM) [23] zwane również identyfikacją szacunkową lub rekonstrukcyjną [3, 36] oraz identyfikację porównawczą. Pierwsza z nich nie prowadzi do identyfikacji osoby, ale może pozwolić na ustalenie płci, pochodzenia etnicznego lub wieku zmarłego [6, 7, 8, 9]. Drugi rodzaj analizy oparty jest na wstępnym założeniu, że w celu identyfikacji zmarłej osoby konieczne jest również posiadanie danych dotyczących stanu uzębienia osoby żywej (*ante-mortem*, AM), po czym porównywane są ze sobą dane PM i AM.

Identyfikację osoby biegły sądowy opiera na cechach, które wykazują dużą zmienność międzyobiekтовую i małą zmienność wewnątrzobiekтовую. Innymi słowy, najbardziej użyteczne są dane, które pozwalają na rozróżnienie pomiędzy różnymi osobami, a jednocześnie w przypadku pojedynczej osoby pozostają niezmiennie w czasie. W tym kontekście unikatowość układu zębów człowieka (odtworzona częściowo z różnych zapisów lub zdjęć rentgenowskich) jest niezaprzeczalna, ale nigdy nie została w pełni opisana [12, 19, 24, 25, 31]. Zmienność wewnątrzobiekтовая danych odontologicznych jest znaczna i powinna być uwzględniona w ich interpretacji. Ponadto zmienność cech uzębienia może mieć znacznie większy wpływ na proces identyfikacji osoby niż zmienność wewnątrzobiekтовая w przypadku badań daktyloskopijnych lub analizy profili DNA.

Praca odontologów sądowych jest ściśle powiązana z efektami leczenia zębów. Na przykład rozwój opieki dentystycznej ograniczył liczbę wykonywanych leceń [37], a tym samym ograniczył użyteczność AM zdjęć rentgenowskich [15], co z kolei może utrudnić proces identyfikacji osoby. Inny problem dotyczy osób z niepełnym uzębieniem, ponieważ ogranicza to liczbę cech różnicujących osobę [25]. Niemniej jednak dane odontologiczne dostarczają cennych informacji dla potrzeb wymiaru sprawiedliwości [9, 20].

W niniejszym artykule opisano rezultaty analizy wewnątrz- i międzyobiekтовой zmienności danych odontologicznych w połączeniu z analizą tych danych w opar-

ciu o statystykę bayesowską w celu rozwiązania problemu identyfikacji osoby z jednoczesnym uwzględnieniem informacji o rzetelności danych stosowanych w analizie.

### 2. Zmienność wewnątrzobiekтовая

Zmienność analizowanych cech uzębienia może mieć przyczynę zarówno naturalną, jak i przypadkową. Z przyczyną naturalną mamy do czynienia, gdy związana jest ona z naturalnym wzrostem zębów począwszy od wykorzenia się zębów mlecznych, poprzez ich stopniowe wytracanie, aż po następujące po tym wykorzenia się zębów stałych. Tym samym zmiany te są związane z trzema różnymi fazami uzębienia: zębów mlecznych, zębów stałych oraz z fazą pośrednią, kiedy uzębienie składa się z obu rodzajów zębów. Druga przyczyna zmienności wewnątrzobiekтовой ma charakter przypadkowy, związany z koniecznością leczenia zębów, a zmiany te obserwowane są przez całe życie człowieka.

W celu określenia zmienności wewnątrzobiekтовой najlepiej byłoby dysponować danymi, które powinny umożliwić określenie częstości, z jaką konkretna konfiguracja uzębienia występuje u danej osoby oraz częstość występowania konkretnej konfiguracji uzębienia spowodowanej leczeniem zębów. W praktyce dane takie nie są dostępne i dlatego nie można wyznaczyć wspomnianych częstości. Nie licząc okresu, w którym zęby mleczne zastępowane są przez zęby stałe, to występowanie zmienności wewnątrzobiekтовой jest faktem i nie ma żadnych zasad, które mogłyby umożliwić przewidywanie przyszłych zmian.

### 3. Zmienność międzyobiekтовая

Istnieje kilka metod szacowania zmienności międzyobiekтовой, które oparte są na analizie danych uzyskanych ze zdjęć rentgenowskich oraz innego rodzaju badań (tzw. dane nieradiograficzne).

#### 3.1. Dane inne niż pochodzące ze zdjęć rentgenowskich

Jeżeli rozważymy wszystkie możliwe sposoby badania i leczenia uzębienia z wyjątkiem badań z wykorzystaniem zdjęć rentgenowskich, to podsumowując informacje uzyskane z zapisów dentystycznych (notatki, odontogramy, itp.), możemy stwierdzić istnienie różnorodnych konfiguracji uzębienia u różnych osób.

Wstępne oszacowania tego typu zmienności wykonywane zostały poprzez zastosowanie analizy kombinacyjnej [19]. Celem tej metody było ustalenie poprzez wykonanie stosownych obliczeń matematycznych liczby możliwych kombinacji uzębienia, która może zaistnieć w przypadku, gdy człowiek posiada 32 zęby oraz przy uwzględnieniu w opisie uzębienia tylko kilku ogólnych charakterystyk (brak zęba, ząb wypełniony, implant). Od momentu, gdy zaczęto używać komputerów i stworzono odpowiednie bazy danych, wykazano, że rezultaty uzyskane po zastosowaniu analizy kombinacyjnej nie były poprawne w przypadku oszacowania wartości zmienności międzypersonalnej, ponieważ „ten rodzaj analizy statystycznej sugeruje, że wszystkie możliwe kombinacje zębów brakujących i wypełnionych występują przypadkowo i są one równie prawdopodobne w populacji generalnej, co oczywiście nie jest poprawnym założeniem” [2, s. 498].

Powstanie odpowiednich baz danych wykazało, że w celu ustalenia, jaka jest częstość występowania analizowanej konfiguracji uzębienia w określonej populacji, nie jest konieczne ustalenie szczegółowego opisu każdego zęba, ale że wystarczający jest prosty opis oparty o analizę kilku cech [6]. Pierwszy system komputerowy, jak np. CAPMI [18], uwzględniał różnice pomiędzy zębami brakującymi, wypełnionymi i implantami. Zakładając, że każdy ząb ma pięć widocznych stron, to system mógł analizować łącznie 160 możliwych cech opisujących 32 zęby [17].

Dwie bazy danych, które Adams wykorzystał w swoich interesujących badaniach nad różnorodnością informacji innych niż pochodzące ze zdjęć rentgenowskich [1, 2] – NHANES III i TSCOHS – zastosowano również w badaniach zaprezentowanych w niniejszym artykule. Dostęp do tych dwóch baz danych następuje za pomocą wyszukiwarki OdontoSearch (<http://www.jpac.pacom.mil>), a poprzez zastosowanie jednolitej nomenklatury możliwa jest analiza dokonywana zarówno na podstawie danych ogólnych (tj. cechy podstawowe uzębienia), jak i danych dokładnych (tj. położenie plomb w relacji do pięciu stron zęba). Zastosowanie wspomnianego narzędzia umożliwiło na przykład potwierdzenie, że miejsce ulokowania plomby zależy od położenia zęba. Na podstawie informacji znajdujących się w dwóch bazach danych ( $N = 37\,955$ ) ustalono (bez brania pod uwagę liczby możliwych kombinacji z innymi zębami), jaka jest częstość leczenia poszczególnych zębów. Zaobserwowano, że zęby tylne są częściej leczone niż zęby środkowe. Zęby tylne są bowiem znacznie trudniejsze do mycia, co powoduje, że zwiększa się prawdopodobieństwo ich zepsucia i tym samym wzrasta konieczność i częstość leczenia.

OdontoSearch pozwala również na inne interesujące zastosowania. Na przykład, wpisując konkretną konfigurację uzębienia (np. dane PM), można uzyskać informację o częstości jej występowania. Przykład zawarty w tabeli I

ilustruje takie zastosowanie, a uzyskana częstość występowania szukanej konfiguracji wynosi 0,0105%. Następnie, analizując możliwe sposoby leczenia, można wykazać zmiany tej częstości aż do wartości 2,3659%. Drugi przykład ilustruje wpływ symetrii na dane odontologiczne, bowiem gdy ząb poddany zostanie leczeniu, to dentysta wie, że podobne leczenie może być konieczne również w przypadku zęba sąsiadującego z nim (poziomo lub pionowo). Obserwacja ta uzmysławia również fakt, że leczenie wykonane u konkretnego dentysty niekoniecznie sugeruje wzrost selektywności tak powstałych danych odontologicznych.

### 3.2. Dane radiograficzne

Dane radiograficzne pochodzą z negatywów fotograficznych, co czyni je bardziej obiektywnymi niż dane opisowe [11, 36, 37]. Z drugiej strony, radiogramy dentystryczne nie są używane jako dane wejściowe do baz danych, które wymieniono wcześniej. Ich charakterystyki morfologiczne i patologiczne są zbyt skomplikowane, aby mogły być zestandaryzowane i zakodowane w bazach danych. Trudno jest więc określić częstotliwość ich występowania. Dlatego też w niniejszej pracy autor nie będzie analizował różnych, możliwych do wykorzystania zmiennych radiograficznych, ale raczej zajmie się oceną ich rzetelności i użyteczności do celów identyfikacji.

Liczba cech zgodnych niezbędna do celu identyfikacji osoby nigdy nie była przedmiotem konsensusu wśród odontologów sądowych [11, 20, 23, 36, 37]. Przewodnik ABFO nie podaje jasnych kryteriów, jak przejść od identyfikacji „możliwej” do identyfikacji „pozytywnej” [3], jak również nie jest zgodny co do rozróżnienia pomiędzy „zwyczajnym” i „nadzwyczajnym” punktem, jak proponowali to Sognaes i Keiser-Nielsen [1].

Rzetelność danych radiograficznych dotyczących uzębienia jest dobrze udokumentowana w literaturze przedmiotu. Kilka publikacji odnosi się do czułości i selektywności (czasami zwanych „specyficznością”) przeprowadzonych testów, których celem było szacowanie poprawności porównań wykonywanych na podstawie danych odontologicznych uzyskanych na podstawie badań radiograficznych. Selektywność jest szczególnie interesująca z tego powodu, że umożliwia uzyskanie informacji o stwierdzonych fałszywie pozytywnych identyfikacjach osoby. Fałszywie pozytywna identyfikacja osoby oznacza, że dane radiograficzne uzyskane od dwóch osób sprawiają wrażenie, jakby pochodziły od jednej osoby. Tym samym cechy, które zostały uznane jako cechy różniące, nie były różnicujące w wystarczającym stopniu, ponieważ zespół identycznych cech został ujawniony u dwóch różnych osób.

Poniżej zaprezentowano zestawienie opublikowanych danych dotyczących selektywności prowadzonych po-

równań. Rezultaty te osiągnęli biegli odontolodzy sądowni. W badaniach wykonanych w 1994 roku [18] najbardziej doświadczeni z nich uzyskali selektywność wynoszącą 99% (280 radiogramów porównywano w 140 parach – były one zgodne). Okres AM-PM wynosił od kilku miesięcy do 15 lat. W badaniach wykonanych w 1996 roku [26] wykazano wzrost trudności w dokonywaniu poprawnej identyfikacji osoby na podstawie danych AM-PM po 30 latach. Natomiast uzyskane rezultaty porównań danych zebranych w czasie krótszym niż 20 lat były porównywalne z uzyskanymi w 1994 roku. Niemniej jednak dla okresu liczącego powyżej 20 lat błąd wzrastał znacząco (głównie z powodu fałszywych wykluczeń). Dwóch biegłych uzyskiwało selektywność 100%, zaś trzeci ekspert do 98% (najprawdopodobniej z powodu mniejszego doświadczenia). W 1999 roku testy były przeprowadzone na podstawie danych o konfiguracji zębów w różnym stadium rozwoju [15]. Dla konfiguracji obejmującej tylko zęby mleczne albo tylko zęby stałe czułość wynosiła 91%, a selektywność 100% (dla danych AM-PM zbieranych w okresie od 5 do 11 lat). Dla zębów mieszanych czułość wynosiła 0%, a selektywność 100%. W badaniach testowych wykonanych w 2001 roku [27] dostarczono biegłym tylko radiogramy nieleczonego zębów (tj. analizowali oni 15 zbiorów danych PM i 20 zbiorów danych AM). W artykule wykazano, że przeciętny poziom pozytywnej identyfikacji wynosił 93,3%. Wartość ta dostarcza informacji o czułości metody, ale nie o jej selektywności, ponieważ poziom fałszywych identyfikacji nie został podany. W 2003 roku wykonano porównania, w których uczestniczyły osoby po rekrutacji wykonanej przez Internet [28]. Grupa doświadczonych odontologów sądowych uzyskała selektywność wynoszącą 99,3%. Opierając się na informacjach zawartych w tych publikacjach (dwie z nich mówiły o rezultatach uzyskanych przez doświadczonych odontologów), gdy wykluczono przypadki zębów mieszanych, to selektywność wynosiła pomiędzy 99% a 100%. Ponadto w artykułach tych wykazano, że na jakość porównania dokonanego w oparciu o dane ze zdjęć rentgenowskich może mieć wpływ fakt, że analizowano dane uzyskane dla różnego rodzaju zębów oraz że okres AM-PM był dłuższy niż 20 lat.

#### 4. Zastosowanie ilorazu wiarygodności do oceny danych odontologicznych

„Sądzimy, że zadaniem filozofii bayesowskiej jest stworzenie do oceny wartości dowodowej uniwersalnego języka, który powinien być zaadaptowany przez wszystkie europejskie laboratoria nie tylko w przypadku analizy DNA, ale we wszystkich dziedzinach nauk sądowych” [33, s. 27]. Idea zastosowania podejścia bayesowskiego do interpretacji danych nie jest nowa. Finkelstein i Fair-

ley wspomnieli o tym w roku 1970 [30], a ich sugestia została wykorzystana w wielu dziedzinach badań w naukach sądowych [5, 7, 10, 16, 21, 26, 32].

Decyzja dotycząca identyfikacji osoby na podstawie danych odontologicznych jest oparta na założeniu, że identyfikacja osoby zmarłej powiązana jest, lub nie, z zakładaną tożsamością. Innymi słowy, decyzja podejmowana przez odontologa sądowego oparta jest na następujących dwóch hipotezach:

- $H_1$ : tożsamość osoby zmarłej zgodna jest z założoną tożsamością;
- $H_2$ : tożsamość osoby zmarłej nie jest zgodna z założoną tożsamością.

Jedną z podstaw analizy bayesowskiej dla potrzeb wymiaru sprawiedliwości jest fakt, że decyzja podejmowana jest z określoną niepewnością na podstawie danych analitycznych w kontekście dwóch hipotez. Jest to wyrażane w postaci ilorazu wiarygodności ( $LR$ ; stosunek prawdopodobieństw warunkowych uzyskania porównywanych danych w przypadku każdej z rozważanych hipotez), a po uwzględnieniu prawdopodobieństw *a priori* (które mogą być założone w oparciu o fakty związane z przebiegiem zdarzenia) uzyskuje się prawdopodobieństwa *a posteriori* (np. że założona tożsamość osoby zmarłej jest prawdziwa na podstawie dostępnych danych):

$$\frac{\underbrace{\Pr(H_1|I)}_{\text{szansa a priori}} \underbrace{\Pr(E|H_1,I)}_{LR}}{\underbrace{\Pr(H_2|I)}_{\text{szansa a priori}} \underbrace{\Pr(E|H_2,I)}_{LR}} \cdot \underbrace{\frac{\Pr(H_1|E,I)}{\Pr(H_2|E,I)}}_{\{1\}}$$

W omawianym przypadku składowe  $LR$  mogą być wyrażone w następujący sposób:

$\Pr(E|H_1,I)$ : prawdopodobieństwo, że ustalone dane odontologiczne ( $E$ ) odnosiły się do przypadku, gdy założona tożsamość jest prawdziwa ( $H_1$ ) i gdy konkretne informacje o zdarzeniu są dostępne ( $I$ );

$\Pr(E|H_2,I)$ : prawdopodobieństwo, że ustalone dane odontologiczne ( $E$ ) odnosiły się do przypadku, gdy założona tożsamość nie jest prawdziwa ( $H_2$ ), ale jest ona zgodna z dostępną informacją o zdarzeniu ( $I$ ).

Zakładając, że porównywane dane odontologiczne składają się z danych PM (dane dotyczące obiektu dowodowego) i danych AM (dane porównawcze),  $E$  może być wyrażone jako  $y$  (PM dane) i  $x$  (AM dane). Wówczas  $LR$  może być wyrażony jako:

$$LR = \frac{\Pr(y|x, H_1, I)}{\Pr(y|H_2, I)} \cdot \{2\}$$

Zmiennosc wewnątrzsobnicza analizowanych cech ma wpływ na wartość wyrażenia w liczniku  $LR$ , podczas gdy zmiennosc międzysobnicza ma wpływ na wartość w mianowniku  $LR$ . Istnieją również metody statystyczne pozwalające na oszacowanie zmienności międzysob-

niczej, ale brak jest metod do oceny zmienności wewnątrzsobniczej w przypadku danych odontologicznych. W przypadku, gdyby dane dentystyczne były niezmiennie w czasie, wówczas odontolodzy sądowi mogliby podejmować decyzje wykluczające identyfikację osoby poprzez analizę różnicy w analizowanej kombinacji zmiennych AM i PM. Niemniej jednak, gdy różnice pomiędzy zmiennymi są wytlumaczalne, wówczas odontolog sądowy wie, że dwie kombinacje, chociaż różne, mogą pochodzić od tej samej osoby. W celu rozwiązania problemu oceny zmienności wewnątrzsobniczej i zrekompensowania braku rzetelnych estymatorów statystycznych dla tej zmienności, autorzy proponują zastosowanie nowego podejścia zwanego „rzetelnością”.

#### 4.1. Pojęcie rzetelności danych odontologicznych

Rzetelność danych będzie w niniejszym artykule wyróżnikiem jakości danych związanej ze zmiennością wewnątrzsobniczą. Termin „rzetelność danych” pochodzi z terminologii stosowanej przez takich odontologów, jak MacLean i Kogon [14, 20]. Celem zastosowania tego terminu było rozróżnienie przypadków, w których dysponujemy rzetelnymi danymi, od przypadków, gdy rzetelność danych może być kwestionowana.

Jak już wspomniano, w artykułach omówionych wcześniej stwierdzono, że porównywanie danych radiograficznych może być zakłócone przez brak jednorodności pomiędzy porównywanymi zębami w przypadku, gdy okres AM-PM jest dłuższy niż 20 lat. Rzetelność danych może odnosić się również do danych stosowanych we wszystkich przypadkach porównań zębów (radiograficznych i nieradiograficznych). Dlatego też rzetelność danych może być rozważana pod następującymi warunkami:

- porównywane dane są współczesne (mniej niż 20 lat);
- porównywane zęby są tego samego typu.

W przypadku niezachodzenia choćby jednego z tych warunków, rzetelność prowadzonego porównania może być niepełna.

Zgodnie z tym sposobem postępowania, gdy warunki przeprowadzonego porównania wydają się poprawne, to wówczas stwierdzenie zgodności (lub jej braku) porównywanych danych pozwala na identyfikację osoby (lub jej wykluczenie) z dużym poziomem istotności. Niemniej jednak, gdy warunki przeprowadzonego porównania charakteryzują się niską rzetelnością, to wówczas stwierdzenie zgodności porównywanych danych (ale również brak takiej zgodności) nie umożliwiają identyfikacji osoby (lub jej wykluczenia) z tym samym stopniem istotności. Na rzetelność mogą mieć również wpływ trzy następujące czynniki:

1. Możliwe konfiguracje AM-PM. Przypiszmy litery do następujących konfiguracji: *a* dla zębów mlecznych, *b* dla zębów mieszanych i *c* dla zębów stałych. Na

przykład układ *c-c* będzie oznaczać konfiguracje AM dla zębów stałych. Należy zaznaczyć, że wartości prawdopodobieństw *a priori* zależą od *H*, ponieważ wszystkie konfiguracje uzębienia są możliwe, gdy  $H_2$  jest prawdziwe, a sytuacja ta nie jest spełniona, gdy  $H_1$  jest prawdziwe. Na przykład konfiguracja *c-a* jest nieużyteczna, gdy dane AM odnoszą się do zębów stałych, podczas gdy dane PM dotyczą zębów mlecznych. W takim przypadku zgodność analizowanych danych nie świadczy tym samym, że dokonano poprawnej identyfikacji osoby.

2. Czas, jaki upłynął pomiędzy zebraniem danych AM a czasem zgonu. Okres ten wydaje się bardziej znaczący niż czas oddzielający zebranie danych AM-PM, ponieważ badanie może być przeprowadzone długo po śmierci. Dlatego też należy przyjąć, że po 20 latach mogą wystąpić istotne różnice.
3. Wiek osoby, gdy gromadzone były dane AM. Czynnikiem ten może ograniczyć wpływ na proces identyfikacji czynnika wymienionego w punkcie 2., ponieważ jest mniej prawdopodobne, że leczeniu poddana zostanie osoba w wieku 30–50 lat niż osoba w innym wieku (przed 30. i po 50. roku życia).

#### 4.2. Zmienność wewnątrzsobnicza

Gdy  $H_2$  jest prawdziwe, to w zależności od rzetelności danych (*V*), mianownik *LR* może przyjmować następujące wartości:

- jeżeli porównywane dane są optymalnie rzetelne, to wówczas fakt, że porównywane cechy są zgodne, może być wyrażone przez (częstotliwość ich występowania w konkretnej populacji);
- jeżeli porównywane dane nie są w pełni rzetelne, to prawdopodobieństwo, że porównywane dane są zgodne, musi być zdefiniowane przez np. .

$$\Pr(E | H_1, I) = \frac{\Pr(y | x, V, H_1, I)}{\Pr(y | x, \bar{V}, H_1, I)} \cdot \frac{\Pr(V | H_1, I)}{\Pr(\bar{V} | H_1, I)} \quad \{3\}$$

#### 4.3. Zmienność międzysobnicza

Gdy założymy, że  $H_2$  jest prawdziwe, to w zależności od rzetelności danych (*V*) mianownik ilorazu wiarygodności powinien uwzględniać następujące sytuacje:

- w przypadku, gdy porównywane dane są rzetelne, to wówczas prawdopodobieństwo, że porównywane dane są zgodne przypadkowo, może być określone przez (częstość występowania zespołu tych cech w populacji danych odontologicznych);

- w przypadku, gdy porównywane dane nie są do końca rzetelne, to wówczas prawdopodobieństwo, że porównywane dane są zgodne przypadkowo, może być określone przez zmienną (na przykład,  $V$ ).

$$\Pr(E|H_2, I) = \frac{\Pr(y|V, H_2, I) \Pr(V|H_2, I)}{\Pr(y|\bar{V}, H_2, I) \Pr(\bar{V}|H_2, I)} \quad \{4\}$$

#### 4.4. Iloraz wiarygodności

Iloraz wiarygodności  $LR$  może być wyrażony następująco:

$$LR = \frac{\Pr(y|x, H_1, I)}{\Pr(y|H_2, I)} = \frac{v}{1-v} \cdot \frac{(1-v)}{(1-v)} \quad \{5\}$$

Gdy porównywane dane charakteryzują się ograniczoną rzetelnością, to wówczas głównym celem analizy nie jest ustalenie precyzyjnych wartości częstości dopasowania ( $i$  i  $'$ ), ale raczej ocena konsekwencji wystąpienia takiego niedopasowania. Można powiedzieć, że brak zgodności porównywanych danych w przypadku analizy rzetelnych danych musi prowadzić do wykluczenia hipotezy, że znalezione zwłoki należą do poszukiwanej osoby. Z drugiej strony brak zgodności analizowanych danych przy stwierdzeniu ich ograniczonej rzetelności nie musi prowadzić do powyższego wniosku. W takiej sytuacji istnieje prawdopodobieństwo, że znalezione zwłoki należą do poszukiwanej osoby.

Konsekwentnie w celu uproszczenia wzoru {5} można stwierdzić, że  $v$  jest częstością występowania analizowanych cech, gdy  $H_2$  jest prawdziwe (bez względu na rzetelność danych), ale  $1-v$  jest również częstością występowania analizowanych cech, gdy  $H_1$  jest prawdziwe, pomimo mniejszej niż optymalna rzetelność danych.  $LR$  wówczas przyjmuje postać:

$$LR = \frac{\Pr(y|x, H_1, I)}{\Pr(y|H_2, I)} = \frac{v}{1-v} \cdot \frac{(1-v)}{(1-v)} \quad \{6\}$$

W idealnym przypadku, tj. gdy rzetelność danych jest optymalna, to wówczas  $LR = 1/v$ . W razie, gdy dane są bezużyteczne, wówczas  $LR = 1$ , czyli nie wspierają one żadnej z hipotez,  $H_1$  lub  $H_2$ , ponieważ warunki porównania nie pozwalają na to. W innej sytuacji podobny sposób analizy danych obniża stopień pewności konfiguracji danych, dla której rzetelność danych jest zakładana jako mająca pośrednie wartości pomiędzy 0 i 1.

Zgodnie z wyrażeniem {6}, wydaje się, że  $LR$  nie może być mniejszy niż 1, czyli że  $\Pr(y|x, H_1, I)$  może być większe lub równe  $\Pr(y|H_2, I)$ , ale nigdy nie może być mniejsze. Jest to związane z faktem, że w tym przypadku  $LR$  jest obliczany przy założeniu, że porównywane dane analityczne są zgodne. Natomiast gdy obserwowane są różnice, wówczas wartość  $LR$  jest znacząco mniejsza niż 1 (jest to przypadek wykluczenia, tzn. że  $H_2$  jest bardziej wiarygodna).

Wpływ rzetelności danych może być również mierzony przez wpływ, jaki ma obliczona wartość  $LR$  na prawdopodobieństwo *a posteriori*:

- w przypadku, gdy dane uznane zostaną jako rzetelne ( $V = 1$ ), to stwierdzenie zgodności porównywanych cech oznacza dokonanie identyfikacji osoby, a brak zgodności danych jest równoznaczny z odrzuceniem założonej tożsamości osoby. Jest to przykład podobny do problemów występujących w przypadku analizy odcisków palców lub profili DNA, gdzie zmienność wewnątrzsobnicza jest minimalna;
- w przypadku, gdy dane uznane zostaną za nie całkiem rzetelne ( $0 < V < 1$ ), to wówczas stwierdzenie zgodności porównywanych danych w dalszym ciągu wspiera identyfikację osoby. Z drugiej strony brak zgodności analizowanych danych nie prowadzi do odrzucenia założonej tożsamości osoby. Im mniejsza jest rzetelność danych, tym mniejsze jest prawdopodobieństwo *a posteriori* dla  $H_1$  tym większe dla  $H_2$ ;
- w przypadku, gdy dane uznane zostaną jako całkowicie nierzetelne ( $V = 0$ ), to wówczas wartość  $LR$  jest równa 1, co oznacza, że nie można stwierdzić, czy zaginiony to poszukiwana osoba ( $H_1$ ), jakkolwiek analizowane cechy mogą być zgodne lub niezgodne. Szacowanie wartości  $v$  musi być dokonane z uwzględnieniem informacji, jakiego typu dane są porównywane. W przypadku danych nieradiograficznych częstość ta może być wyznaczona przez wprowadzenie konfiguracji uzębienia PM do bazy danych, np. baz danych wymienionych wcześniej. W przypadku danych radiograficznych wartość 0,5% może być zastosowana, gdy analizę wykonuje doświadczony odontolog (pośrednie wartości powstają na podstawie danych publikowanych).

#### 4.5. Przykładowe zastosowania

Rzetelność może przyjmować następujące wartości dla konfiguracji uzębienia *c-c* (AM zęby stałe porównywane z PM zębami stałymi), która jest najczęściej analizowaną konfiguracją (zob. tabela II).

##### 4.5.1. Przykład z danymi ocenionymi jako w pełni rzetelne ( $V = 1$ )

W jeziorze znaleziono zwłoki osoby, która posiadała tylko kilka zębów. Ustalono, że ciało należy do 42-let-

niego mężczyzny, który zaginął w tej okolicy kilka miesięcy wcześniej. Do analiz uzyskano wyłącznie informacje o AM uzyskane na podstawie analizy danych nierentgenograficznych zebranych pięć lat wcześniej, które były zgodne z danymi zdobytymi w czasie sekcji zwłok. Ich częstość występowania oszacowano na podstawie danych zawartych w amerykańskiej bazie danych osób cywilnych ( $N = 18\,533$ ) i wynosiła ona 15%. Konfiguracja ta charakteryzowała się idealną rzetelnością.  $LR$  obliczony poprzez zastosowanie równania  $\{6\}$ , wyniósł 6,6. Jeżeli prawdopodobieństwa *a priori* są równe dla  $H_1$  i  $H_2$ , to wówczas wartość ilorazu wiarygodności użyta do wyznaczenia wartości prawdopodobieństwa *a posteriori* dla hipotezy zakładającej zgodność porównywanych danych dla wartości tego prawdopodobieństwa wyrażonej w procentach równa się 86%. W przypadku, gdyby porównywane dane nie byłyby zgodne, to wówczas prawdopodobieństwo *a posteriori*, że hipoteza o zgodności porównywanych danych jest poprawna, wyniosłoby 0% (co oznacza wykluczenie poprawności założonej tożsamości).

W analizowanym przypadku, jeżeli byłyby dostępne dane rentgenograficzne AM i zgadzałyby się one z danymi rentgenograficznymi PM, to wówczas wartość  $LR$  mogłaby wynieść 200 ( $= 0,5\%$ , gdy  $V = 1$ ). Prawdopodobieństwo *a posteriori*, że hipoteza o zgodności porównywanych danych jest poprawna, wyniesie wówczas 99,5%.

W przypadku, gdy porównywane cechy nie są zgodne, to prawdopodobieństwo *a posteriori*, że hipoteza dotycząca zgodności porównywanych danych jest poprawna, wyniesie 0% (co oznacza wykluczenie poprawności założonej tożsamości).

W dwóch pierwszych przykładach, gdy założono optymalną rzetelność danych, to wówczas wartości ilorazu wiarygodności zależą tylko od częstości występowania porównywanych cech w populacji generalnej. Ponadto w przypadku niewystępowania zgodności pomiędzy porównywanymi danymi stwierdzenie wykluczenia hipotezy  $H_2$  jest bardziej jednoznaczne, ponieważ porównywane dane są oceniane jako w pełni rzetelne.

#### 4.5.2. Przykład z danymi ocenionymi jako nie w pełni rzetelne ( $V = 0,5$ )

W górach znaleziono zwłoki osoby posiadającej tylko kilka zębów. Przymuszczać należały one do 75-letniego mężczyzny, który zaginął kilka miesięcy wcześniej. Uzyskano informację o danych AM, która dotyczyła wyłącznie nierentgenograficznych danych pochodzących z badania wykonanego dwadzieścia lat wcześniej. Dane te były zgodne z ustalonymi w czasie sekcji zwłok. Częstość występowania takiego zespołu danych w populacji wynosiła 15%, a konfiguracja określana była jako mająca ograniczoną rzetelność.  $LR$ , obliczone na pod-

stawie równania  $\{6\}$ , wynosi 3,8. Jeżeli prawdopodobieństwa *a priori* są równe dla  $H_1$  i  $H_2$ , to wówczas wartość ilorazu wiarygodności dla hipotezy zakładającej zgodność porównywanych danych może zostać użyta do wyznaczenia wartości prawdopodobieństwa *a posteriori*, które wynosi tutaj 79%. W przypadku danych niezgodnych prawdopodobieństwo *a posteriori*, że hipoteza zakładająca zgodność porównywanych danych jest poprawna, wyniosłoby 33%. W podobnym przypadku, jeżeli byłyby dostępne rentgenograficzne dane AM i byłyby one zgodne z danymi rentgenograficznymi PM, to wówczas wartość  $LR$  może wynieść 100,5 ( $= 0,5\%$  i  $V = 0,5$ ). Prawdopodobieństwo *a posteriori*, że hipoteza o zgodności porównywanych danych jest poprawna, wyniesie 99%. Gdy porównywane cechy nie są zgodne, to prawdopodobieństwo *a posteriori*, że hipoteza o zgodności porównywanych danych jest poprawna, wyniesie 33%.

W dwóch ostatnich przykładach przy założeniu, że dane charakteryzują się ograniczoną rzetelnością, można zaobserwować, iż wartości ilorazu wiarygodności i prawdopodobieństw *a posteriori*, w przypadku stwierdzenia zgodności porównywanych danych, nie uległy znaczącym zmianom w stosunku do wcześniej omówionych przypadków i są one niewiele od nich mniejsze pomimo obniżonej oceny rzetelności danych. Przeciwnie ma się sytuacja w przypadku braku zgodności danych, ponieważ wówczas nie można stwierdzić kategorycznie, że analizowane dane pozwalają na wykluczenie założonej tożsamości osoby. Oznacza to, że hipoteza  $H_1$  nie może być odrzucona (ciągle istnieje prawdopodobieństwo, że znalezione ciało to zaginiona osoba) pomimo stwierdzenia zgodności porównywanych danych w przypadku, gdy ich rzetelność oceniona jest jako nisko. Zgodne jest to z opinią, aby nie wykluczać kategorycznie hipotezy, że zwłoki należą do osoby zaginionej, gdy jej dane odontologiczne nie są zgodne z uzyskanymi w trakcie sekcji zwłok, w przypadku, gdyby rzetelność porównywanych danych nie mogła być uznana jako optymalna.

Tabela III pokazuje, że gdy obniża się rzetelność danych, to wartość ilorazu wiarygodności obniża się od 1/ do 1, które to wartości uzyskiwane są w przypadku stosowania uproszczonego wyrażenia  $\{6\}$ . Innymi słowy, gdy wartość rzetelności danych jest równa 0, to zastosowanie danych odontologicznych nie wnosi niczego do identyfikacji.

## 5. Podsumowanie

Sposób interpretacji danych opisany w niniejszym artykule oparty jest na analizie porównawczej AM i PM danych odontologicznych i ich zastosowaniu do obliczania ilorazu wiarygodności ( $LR$ ). Proponowane parametry oceny rzetelności danych są analizowane na kilku przykładach. Pomimo zastosowanego modelu należy wziąć

pod uwagę specyficzny aspekt danych odontologicznych i ich zmienność wewnątrzsobniczą.

Ponadto zaproponowany sposób postępowania wymaga odpowiedniego obycia się z analizą tego typu danych oraz wprowadza uniwersalny język, który pozwala porównywać uzyskane wyniki badań z wynikami innego rodzaju badań identyfikacyjnych, jak np. analiza profili DNA. W rzeczywistości w większości przypadków pojedyncza cecha może umożliwić identyfikację osoby z wystarczającą pewnością, tj. bez konieczności analizy innych cech. Niemniej jednak w razie bardzo skomplikowanych przypadków proponowany model analizy danych odontologicznych umożliwi rozwiązanie problemu identyfikacji osoby poprzez uwzględnienie informacji o użębieniu pochodzących z różnych źródeł.