

ERRONEOUS USE OF BAYES' THEOREM IN TECHNICAL DIAGNOSTIC

Paweł SZCZEPAŃSKI

paszczep@neostrada.pl

Summary

The root cause of erroneously using Bayes' theorem is considered to be a discrepancy between a *series system* and the *independence* of the failures – this *independence* being a required assumption in order to employ the theorem. To substantiate the presented ideas it was proposed to diagnosis the selected wiring equipped with a small light bulb and a battery.

Keywords: Bayes' theorem, Bayesian critique, false, diagnostics program.

BŁĘDNE UŻYCIE WZORU BAYESA W DIAGNOSTYCE TECHNICZNEJ

Streszczenie

Istotę błędu upatruje się w sprzeczności *szeregowej struktury niezawodnościowej* obiektu z *niezależnością* uszkodzeń jego elementów – *niezależnością* będącą warunkiem zastosowania wzoru Bayesa. Dla potrzeb weryfikacji przedstawionych myśli zaproponowano badanie wybranych połączeń drucików z wykorzystaniem baterijki i żaróweczki.

Słowa kluczowe: wzór Bayesa, krytyka podejścia bayesowskiego, fałsz, program diagnozowania.

1. GENEZA TEMATU

Błędu można upatrywać w metodach, gdzie zawsze diagnozuje się tylko jedną niezdatność, gdzie dostępność pomiarowo – kontrolna do każdego elementu to zasada i gdzie brak pętli i elementów wielowyjściowych to konieczne założenie. Błąd to także uzasadnione podejrzenie w metodach, których rzekome powodzenie zauważa się w diagnozowaniu obiektów typu radiolokator i samolot, przy ich zupełnej bezradności w diagnozowaniu połączeń kilku podstawowych elementów elektronicznych, ba – połączeń zwykłych drutów! W pierwszym przypadku „błąd” odnosi się do bardzo prostych w swej budowie obiektów jednoelementowych jednowyjściowych, natomiast w drugim - do tych obiektów, dla których praktyczna weryfikacja wymagałaby stosownych zezwoleń i ogromnych nakładów.

Podstawy teoretyczne wzoru Bayesa można znaleźć niemalże, w każdej pozycji literatury poświęconej w całości lub w swej części rachunkowi prawdopodobieństwa. Wydaje się, że ich studia mogą dać jasność jego zastosowań i pozwolić rozpoznać jego postać bez względu na użyty zapis. Niestety, ogromna prostota wzoru jest często zaciemniana przez szczególnie niezręczną terminologię [6], a przytaczane przykłady nie dają jednoznacznej interpretacji użytej symboliki. To rodzi nieporozumienia i wzbudza słuszny protest

przeciwko pozorowanym i niejednokrotnie kazuistycznym uzasadnieniom jego użycia.

Zagrożenia występujące w obszarze błędnego użycia wzoru Bayesa ocenia się jako bardzo wysokie, stanowiące niedostrzegalne „na pierwszy rzut oka” źródło poważnych strat w wielu dziedzinach nauki i techniki. W ostatnim dziesięcioleciu dostrzeżono to między innymi w medycynie [8], ekonometrii [9], rynku [5], psychologii [11] i hydrologii [2]. Znanym są bezpowrotne skutki jego zastosowania, objawiające się wydaniem błędnej diagnozy, błędnego orzeczenia czy też błędnej decyzji [20]. – Wartym odnotowania jest fakt, iż prawdopodobieństwa warunkowe są niezdefiniowane, gdy prawdopodobieństwo hipotezy jest równe zeru.

Uciążliwe i niejednokrotnie czasochłonne czynności, związane z odnową wskazanego elementu, nie dość, że okazują się zbędne, to na dodatek powtórzenie wyników poprzedniej diagnozy pozwala domniemywać niezdatność użytej aparatury kontrolnej, potem – być może - naruszenie zasad obsługi technicznej, a w ostateczności - zdatność wskazanego elementu. Czas upływa, a stwierdzenie tego ostatniego wymusza zwykle lokalizację uszkodzeń opartą o tzw. „intuicję inżynierską”. Dla obiektów o bardzo złożonej strukturze zadanie to - wykonywane w taki sposób - staje się praktycznie rzecz biorąc niewykonalne.

2. ISTOTA ZASTOSOWANIA WZORU BAYESA

Zamiast kolejnego wyprowadzenia wzoru Bayesa proponuje się prześledzić dość symptomatyczny przykład jego zastosowania [1]. Mniema się, że jego rozważenie pozwoli dostrzec liczne analogie z wieloma (wadliwymi niestety) opracowaniami diagnostycznymi, zgłębić jego sens i poznać istotę wnoszonych przez niego zagrożeń.

Przykład wprowadzający

Do celu oddano trzy strzały. Należy ocenić prawdopodobieństwo $P(A)$ porażenia celu, jeśli przy prawdopodobieństwach: chybiecia i trafienia jednym, dwoma i trzema pociskami:

$$P(B_0) = \frac{1}{8}, \quad (1.a)$$

$$P(B_1) = \frac{3}{8}, \quad (1.b)$$

$$P(B_2) = \frac{3}{8}, \quad (1.c)$$

$$P(B_3) = \frac{1}{8}, \quad (1.b)$$

prawdopodobieństwa jego porażenia są odpowiednio równe:

$$P(A | B_0) = 0, \quad (2.a)$$

$$P(A | B_1) = 0, \quad (2.b)$$

$$P(A | B_2) = \frac{3}{6}, \quad (2.c)$$

$$P(A | B_3) = \frac{5}{6}. \quad (2.d)$$

Choć w [1] nie podaje się pochodzenia prawdopodobieństw $P(B_i)$; $i = 0, 3$, należy tu wyraźnie powiedzieć, że wynikają one pośrednio z zastosowania zależności (3).

$$\prod_{i=1}^N (q_i + p_i); \quad q_i + p_i = 1 \quad (3)$$

której zasadniczym zadaniem jest wyznaczenie następujących jednomianów:

$$\prod_{m=1}^N p_m + \quad (4)$$

$$+ \sum_{i=1}^N \left(q_i \prod_{m=1, m \neq i}^N p_m \right) + \quad (5)$$

$$+ \sum_{\substack{i=1 \\ j=i+1}}^{i=N-1} \left(q_i q_j \prod_{m=1, m \neq i, j}^N p_m \right) + \quad (6)$$

⋮

$$+ \prod_{m=1}^N q_m \quad (7)$$

Jednomiany te, przy znajomości prawdopodobieństw q_i i p_i , (tj. – dla analizowanego przykładu – prawdopodobieństw chybiecia i trafienia poszczególnych pocisków i o liczebności

N) określają prawdopodobieństwa wystąpienia poszczególnych zdarzeń o liczebności. Ponieważ

$$\forall i: q_i + p_i = 1 \quad (8)$$

wartość iloczynu sum (patrz zał. (3)) – z racji neutralności jedynki w procesie mnożenia – także będzie równa jedności:

$$\prod_{i=1}^N (q_i + p_i) = 1 \quad (9)$$

Dla analizowanego strzelania iloczyn tychże sum określa zał. (10):

$(p_1+q_1)(p_2+q_2)(p_3+q_3) =$	$P(B_0)$
$q_1 q_2 q_3 +$	$P(B_1)$
$+ p_1 q_2 q_3 +$	$P(B_2)$
$+ q_1 p_2 q_3 +$	$P(B_3)$
$+ q_1 q_2 p_3 +$	$P(B_3)$
$+ p_1 q_2 p_3 +$	$P(B_3)$
$+ p_1 p_2 q_3 +$	$P(B_3)$
$+ p_1 p_2 p_3$	$P(B_3)$

(10)

Z podstawienia wartości $P(B_i)$; $i = 0, 3$, określonych zał. (10), i uwzględnienia równania: (8) wynika, że prawdopodobieństwa chybiecia i trafienia poszczególnymi (pojedynczymi) pociskami są sobie równe i równe 0,5 –zał (11).

$$\forall i: q_i = p_i = \frac{1}{2} \quad (11)$$

Poznanie wartości p_i i q_i wcale jeszcze nie wyjaśnia ich faktycznego pochodzenia. Być może wynikają one z umiejętności strzelca? W tym aspekcie prawdziwą zagadką pozostanie także sposób określenia prawdopodobieństw (2). Można przypuszczać, że zależą one od fizycznych właściwości celu i pocisków. Wartym zauważenia jest fakt, że suma tych prawdopodobieństw – tak jak tu – może być większa od jedności:

$$\sum_{i=0}^3 P(A | B_i) > 1 \quad (12)$$

Zdarzenia: B_0, B_1, B_2 i B_3 tworzą zupełny układ zdarzeń zatem prawdopodobieństwo $P(A)$ porażenia celu – zgodnie z zależnością na prawdopodobieństwo całkowite – jest równe:

$$P(A) = \sum_{i=0}^n P(B_i) \cdot P(A | B_i) = \frac{1}{8} \cdot 0 + \frac{3}{8} \cdot 0 + \frac{3}{8} \cdot \frac{3}{6} + \frac{1}{8} \cdot \frac{5}{6} = \frac{7}{24}. \quad (13)$$

Jest regułą, iż bezpośrednie obliczenie wartości $P(A)$ nie wymaga uwzględnienia pewnych hipotez. W tym przypadku dotyczą to hipotez: B_0 i B_1 . Prawdopodobieństwa: $P(B_i)$ i $P(B_i | A)$ – *urealnijające* i *wypełniające* hipotezę B_i oraz obliczane *bezw warunkowo* i *warunkowo* wobec zaistnienia zdarzenia A – nazywane są odpowiednio *apriorycznymi* i *aposteriorycznymi*.

Prawdopodobieństwa aposterioryczne: $P(B_i | A)$,
 wynikające z twierdzenia Bayesa:

$$P(B_i | A) = \frac{P(B_i) \cdot P(A | B_i)}{\sum_{j=0}^n P(B_j) \cdot P(A | B_j)} = \frac{P(B_i) \cdot P(A | B_i)}{P(A)} \quad (14)$$

są (w odniesieniu do przykładu „strzeleckiego”) odpowiednio równe:

$$P(B_0 | A) = \frac{1 \cdot 0}{\frac{8}{7}} = 0,$$

$$P(B_1 | A) = \frac{3 \cdot 0}{\frac{8}{7}} = 0,$$

$$P(B_2 | A) = \frac{3 \cdot 3}{\frac{8 \cdot 6}{7}} = \frac{9}{14},$$

$$P(B_n | A) = \frac{1 \cdot 5}{\frac{8 \cdot 6}{7}} = \frac{5}{14}.$$

(15)

odróżnieniu od wartości sumy (12) – suma:

$$\sum_{i=0}^3 P(B_i | A) = 1 \quad (16)$$

jest równa jedności. Prawdopodobieństwo to jest typowe bez względu na istotę rozważanego problemu.

3. KRYTYKOWANE ZASTOSOWANIE WZÓRU BAYESA

O ile warunkiem zastosowania wzoru Bayesa (14) w „przykładzie strzeleckim” było wyznaczenie prawdopodobieństwa porażenia celu $P(A)$ (13), o tyle już w diagnostyce technicznej istotne staje się wyznaczenie jego odpowiednika – prawdopodobieństwa niezdatności obiektu $P(A)$. Można powiedzieć, iż zamiast skutku strzałów określa się skutek niezdatności elementów. Z pomocą temu wyznaczeniu przychodzi przyjęcie tzw. „szeregowej struktury niezawodnościowej”. Zgodnie z tą strukturą uszkodzenie jednego dowolnego elementu uszkadza cały obiekt bez możliwości powstania w nim dalszych uszkodzeń. To najczęściej oznacza także, że w obiekcie niezdatnym istnieje jeden i tylko jeden niezdatny element. Przy prawdopodobieństwach

wynikających odpowiednio: z braku niezdatności, z jednej niezdatności, z dwóch niezdatności i ... z „ N ” niezdatności:

$$P(B_0) = \prod_{m=1}^N p_m = a, \quad (17)$$

$$P(B_1) = \sum_{i=1}^N \left(q_i \prod_{m=1, m \neq i}^N p_m \right) = b, \quad (18)$$

$$P(B_2) = \sum_{\substack{i=1 \\ j=i+1 \\ j=N-1}}^{i=N-1} \left(q_i q_j \prod_{m=1, m \neq i, j}^N p_m \right) \cong 0, \quad (19)$$

⋮

$$P(B_n) = \prod_{m=1}^N q_m \cong 0, \quad (20)$$

stosowne prawdopodobieństwa niezdatności obiektu (zdarzenia A) wynoszą:

$$P(A | B_0) = 0, \quad (21)$$

$$P(A | B_1) = 1, \quad (22)$$

$$P(A | B_2) = 1, \quad (23)$$

⋮

$$P(A | B_n) = 1. \quad (24)$$

Zdarzenia $B_0, B_1, B_2, \dots, B_N$ stanowią zupełny układ zdarzeń, zatem prawdopodobieństwo niezdatności obiektu, zgodnie z zależnością na prawdopodobieństwo całkowite jest równe:

$$P(A) = \sum_{i=0}^N P(B_i) \cdot P(A | B_i) = a \cdot 0 + b \cdot 1 + 0 \cdot 1 + \dots + 0 \cdot 1 = b.$$

(25)

Przy bezpośrednim obliczaniu prawdopodobieństwa $P(A)$ można pominąć zdarzenie B_0 oraz zdarzenia B_2, \dots, B_N . W przypadku pierwszego z nich istnieje zerowe prawdopodobieństwo uszkodzenia obiektu, natomiast w przypadku pozostałych – z racji *szeregowej struktury niezawodnościowej* – znikome prawdopodobieństwo powstania ich samych.

Stosowne prawdopodobieństwa aposterioryczne, tzn. prawdopodobieństwa warunkowe zdarzeń B_i w sytuacji niezdatności obiektu A – określone wzorem Bayesa (14) – są, przy: braku niezdatności, jednej niezdatności, dwóch niezdatnościach i ... „ N ” niezdatnościach, odpowiednio równe:

$$P(B_0 | A) = \frac{1 \cdot 0}{b} = 0, \quad (26)$$

$$P(B_1 | A) = \frac{b \cdot 1}{b} = 1, \quad (27)$$

$$P(B_2 | A) = \frac{0 \cdot 1}{b} = 0, \quad (28)$$

$$\vdots$$

$$P(B_N | A) = \frac{0 \cdot 1}{b} = 0. \quad (29)$$

Wartość prawdopodobieństwa warunkowego (27) wyraźnie wskazuje, że jeśli obiekt jest niezdatny to z pewnością przyczyną tej niezdatności jest zdarzenie $B_1^i \subseteq B_1$, polegające na niezdatności jakiegoś pojedynczego elementu e_i . Wtedy dla każdego $i = 1, \bar{N}$:

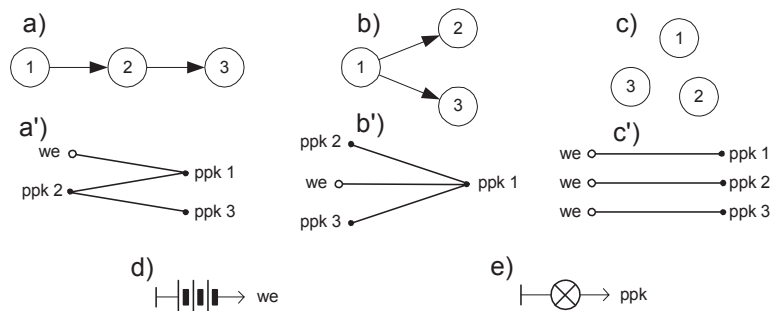
$$P(B_1^i) = q_i \prod_{m=1, m \neq i}^N p_m = b_i, \quad (30)$$

$$\sum_{k=1}^N b_k = b, \quad (31)$$

$$P(A | B_1^i) = 1, \quad (32)$$

$$P(B_1^i | A) = \frac{b_i}{b} = q_i'. \quad (33)$$

Najwymowniejszym i najbardziej przekonywującym przykładem, potwierdzającym „zasadność” wprowadzenia „szeregowej struktury niezawodnościowej” – swoistego „katalizatora” teorii diagnostyki technicznej – była i zwykle jest analiza diagnostyczna obiektu, który podobnie jak ta struktura jest łańcuchem szeregowo połączonych elementów. Dla obiektu trójelementowego może być nią struktura przedstawiona na rys. 1.a,a'. Rozpoznanie niezdatności (zdarzenia A) polega wtedy na sprawdzeniu sygnału wyjściowego ostatniego elementu tego łańcucha, natomiast lokalizowanie niezdatności – na analizie wyników sprawdzeń sygnałów na wyjściach pozostałych elementów. Warty uwagi jest fakt, że pierwsza z czynności pozwala jedynie stwierdzić niezdatność bądź zdatność całego obiektu (stwierdzić obecność bądź też brak zdarzenia A), natomiast druga – na wskazanie tylko jednego niezdatnego elementu (zdarzenia $B_1^i \subseteq B_1$). Niestety, takiej samej jednoznaczności wyników badań nie można już odnieść do każdego innego obiektu (patrz. rys. 1.b,b' 1.c,c').



Rys. 1. Wybrane struktury obiektów trójelementowych (a, b, c) wraz z najprostszymi przykładami ich rzeczywistych realizacji (a', b', c') i propozycjami urządzeń ich diagnozowania: źródła sygnału testującego (d) i przyrządu pomiarowo kontrolnego (e)

4. ISTOTA PARADOKSU

Metodom bayesowskim trudno odmówić racji bytu o ile zdarzeniom przypisana jest ich wzajemna *niezależność*. Niestety, wprowadzenie *szeregowej struktury niezawodnościowej* do diagnostyki obiektów złożonych przeczy tej *niezależności*. Jej obecność jest świetnym pretekstem i jednocześnie kazuistycznym uzasadnieniem eliminacji hipotez niezdatności mnogich. Pierwsze stwierdzenie odnosi się do pętli sprzężeń zwrotnych i łańcuchów szeregowo połączonych elementów, drugie natomiast – do struktur rozproszonych, pozbawionych jakiegokolwiek sprzężeń między elementami. Wyraźnie wynika to z pryncypiów diagnostyki technicznej, zgodnie z którymi:

po pierwsze-element obiektu uważany jest za niezdatny jeżeli wszystkie jego sygnały wejściowe są dopuszczalne a sygnał wyjściowy – niedopuszczalny, i

po drugie-choćby jeden niedopuszczalny sygnał wejściowy elementu prowadzi do powstania na jego wyjściu sygnału niedopuszczalnego.

Paradoks (rozumowanie o pozornie oczywistej prawdziwości) tkwi w przypisaniu dowolnej strukturze cech typowych dla struktury rozproszonej, podobnej do tej z „przykładu strzeleckiego” i rys. 1c.c'. Złudna adaptacja jej właściwości, określonych zależnościami (3) polega – po uwzględnieniu zależności (5) i (33) – na sprowadzeniu wartości prawdopodobieństw warunkowych q_i' do postaci:

$$q_i' = \frac{q_i \prod_{m=1, m \neq i}^N p_m}{\sum_{i=1}^N \left(q_i \prod_{m=1, m \neq i}^N p_m \right)}. \quad (34)$$

Dzieląc licznik i mianownik prawej strony równania (34) przez iloczyn (4), wartość prawdopodobieństwa q'_i można przedstawić także w postaci:

$$q'_i = \frac{\frac{q_i \prod_{m=1, m \neq i}^N p_m}{\prod_{m=1}^N p_m}}{\sum_{i=1}^N \left(\frac{q_i \prod_{m=1, m \neq i}^N p_m}{\prod_{m=1}^N p_m} \right)} = \frac{q_i p_i}{\sum_{m=1}^N q_m p_m} \quad (35)$$

Przyjmując, iż

$$\forall i: (q_i = q) \wedge (p_i = p) \quad (36)$$

i podstawiając:

$$p = 1 - q; \quad (37)$$

prawdopodobieństwo warunkowe przyjmuje postać:

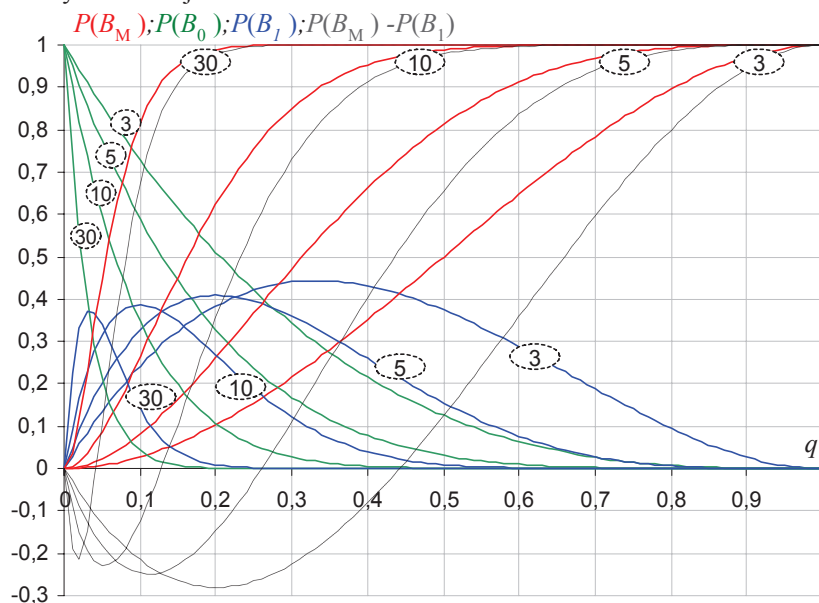
$$q'_i = \frac{\frac{q}{1-q}}{N \frac{q}{1-q}} = \frac{1}{N} = q' \quad (38)$$

Należy zauważyć, że wartość tego prawdopodobieństwa może przeczyć wszelkiej intuicji – nie przystaje ona do jakichkolwiek zdarzeń, w których prawdopodobieństwo bezwarunkowe q zostanie wyobrażone raz jako równe jedności, a innym razem jako równe zero.

Wystarczy zapytać w tym kontekście o sens użycia choćby jakiegokolwiek programu podziału połówkowego. Przecież dla pierwszej z wymienionych wartości obiekt jest w całości niezdatny, natomiast dla drugiej – przeciwnie – w całości zdalny. Wyrażanie prawdopodobieństwa warunkowego q' (przy jednorodnych prawdopodobieństwach bezwarunkowych q) odwrotnością liczebności elementów jest tu wyraźnym nadużyciem.

Prawdziwym kuriozum jest wyobrażenie o pojedynczej niezdatności z punktu widzenia wieloelementowych struktur rozproszonych. Od razu można sobie wyobrazić chociażby zbiór samochodów w Polsce. Jakie jest prawdopodobieństwo, że w danej chwili jest uszkodzony tylko jeden z nich? Nie tylko intuicja podpowiada, że jest ono bardzo małe. Wyjaśnia to zmienność prawdopodobieństw: $P(B_M) = 1 - P(B_0) - P(B_1)$ (17) i $P(B_1)$ (18) oraz relacji: $P(B_M) - P(B_1)$, przedstawiona na wyk. 1., gdzie zdarzenie B_M jest właśnie tym, które polega na wystąpieniu więcej niż jednej niezdatności. Zmienność zbadano dla trzech liczebności N : 3, 5, 10 i 30, zakładając jednorodność prawdopodobieństw niezdatności elementów. Wszystkie wyróżnione na wyk. 1. prawdopodobieństwa wiążą ze sobą zależność:

$$P(B_M) = 1 - P(B_0) - P(B_1) = 1 - (1-q)^N - Nq(1-q)^{N-1} \quad (39)$$



Wyk. 1. Przebieg zmienności prawdopodobieństw $P(B_0)$, $P(B_1)$ i $P(B_M)$ oraz ich różnicy $P(B_M) - P(B_1)$ (linia przerywana) w funkcji zmian liczebności elementów obiektu N i jednorodnych prawdopodobieństw ich niezdatności q

Maksimum $P(B_1)$ (linia niebieska) przypada każdorazowo dla $q = N^{-1}$ i dla $N \rightarrow \infty$ zbliża się

asymptotycznie do wartości e^{-1} . Istotną rolę w tym kontekście ma wartość $P(B_M)$ nad wartością $P(B_1)$

(punkt przecięcia linii czerwonej z niebieską) następuje już dla wartości q nieznacznie większych od N^{-1} , natomiast wartość minimalna różnicy $P(B_M) - P(B_1)$, także dla $N \rightarrow \infty$, wynosi tylko: $1 - 2 \cdot e^{-1/2}$ (około: -0,213061).

Analityczne wyznaczenie przedstawionych wartości wymaga w pierwszej kolejności wyznaczenia pierwszych pochodnych cząstkowych wielkości $P(B_1)$ i $P(B_M) - P(B_1)$:

$$\frac{\partial(P(B_1))}{\partial q} = \frac{\partial(Nq(1-q)^{N-1})}{\partial q}, \quad (40)$$

$$= N(1-Nq)(1-q)^{N-2}$$

$$\frac{\partial(P(B_M) - P(B_1))}{\partial q} =$$

$$= \frac{\partial(1 - (1-q)^N - 2Nq(1-q)^{N-1})}{\partial q} \quad (41)$$

$$= N(1-q)^{N-2} (2Nq - q - 1)$$

i przyrównanie tychże do zera, celem wyznaczenia wartości q , dla której rzeczzone wielkości osiągają ekstrema - zależności (42) i (43).

$$N(1-Nq)(1-q)^{N-2} = 0 \Rightarrow q = \frac{1}{N}, \quad (42)$$

$$N(1-q)^{N-2} (2Nq - q - 1) = 0 \Rightarrow q = \frac{1}{2N-1} \quad (43)$$

Kolejnym krokiem jest podstawienie do $P(B_1)$ i $P(B_M) - P(B_1)$ wyznaczonych wartości q :

$$P(B_1) \left(q = \frac{1}{N} \right) = \left(1 - \frac{1}{N} \right)^{N-1}, \quad (44)$$

$$(P(B_M) - P(B_1)) \left(q = \frac{1}{2N-1} \right) =$$

$$= 1 - 2^N \left(\frac{N-1}{2N-1} \right)^{N-1} \quad (45)$$

Wyznaczenie granic:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{1}{N} \right)^{N-1} = \frac{\lim_{N \rightarrow \infty} \left(1 + \frac{-1}{N} \right)^N}{\lim_{N \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{1}{N} \right)} = \frac{e^{-1}}{1} = e^{-1} \quad (46)$$

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \left(1 - 2^N \left(\frac{N-1}{2N-1} \right)^{N-1} \right) = 1 - 2e^{\frac{1}{2}}. \quad (47)$$

ostatecznie potwierdza wskazane wartości.

Podczas wyznaczania granic posłużono się znaną wartością granicy [21]:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \left(1 + \frac{a}{N} \right)^N = e^a. \quad (48)$$

Groźną konsekwencją koncepcji pojedynczych niezdatności jest dość powszechna praktyka eliminacji tzw. „informacji nadmiarowej”. Można to przybliżyć drogą analizy procesu diagnozowania obiektu o strukturze przedstawionej na rys. 1.b,b'. Uważa się, że przy poszukiwaniu co najwyżej jednego niezdatnego elementu wystarczy sprawdzenie sygnałów tylko na wyjściach

elementów e_2 i e_3 . Kiedy oba sygnały będą dopuszczalne obiekt uznaje się za zdalny, kiedy – tylko na wyjściu elementu e_2 mówi się o niezdatności elementu e_3 , i odwrotnie, kiedy – tylko na wyjściu elementu e_3 orzeka się niezdatność elementu e_2 . Znamiennym jest fakt, że kiedy oba te sygnały będą niedopuszczalne wskazuje się na niezdatność elementu e_1 , choć faktyczną przyczyną ich niedopuszczalności może być niezdatność elementów e_2 i e_3 .

5. ŚCIEŻKA RATUNKU

Wadliwa adaptacja wzoru Bayesa w diagnostyce jak dotychczas nie znajduje stosownego odporu środowiska naukowego. Nadal dostrzega się potrzebę jego użycia [3, 7]. Z pewną przykrością należy stwierdzić, że przyczyną tego stanu rzeczy nie jest bynajmniej brak stosownej informacji na ten temat. Już tylko staraniem autora niniejszej publikacji, problem fałszywej diagnozy przedstawiono w [4, 13, 14, 15, 17, 19].

Czy nie lepiej natychmiast zburzyć to, co zostało zbudowane na fałszywych podstawach, niż uparcie trzymać się wątpliwych konstrukcji, narażonych prędzej czy później na rozpad? Niniejsze daje się pod rozwagę przede wszystkim Tym, których rozważania zasadzają się wokół takich pojęć jak:

- kontrola zdalności → lokalizacja uszkodzeń;
- rozpoznanie niezdatności → lokalizowanie niezdatności [10],
- detekcja (wykrycie) → lokalizacja (wyodrębnienie) → identyfikacja (określenie rozmiaru) [4].

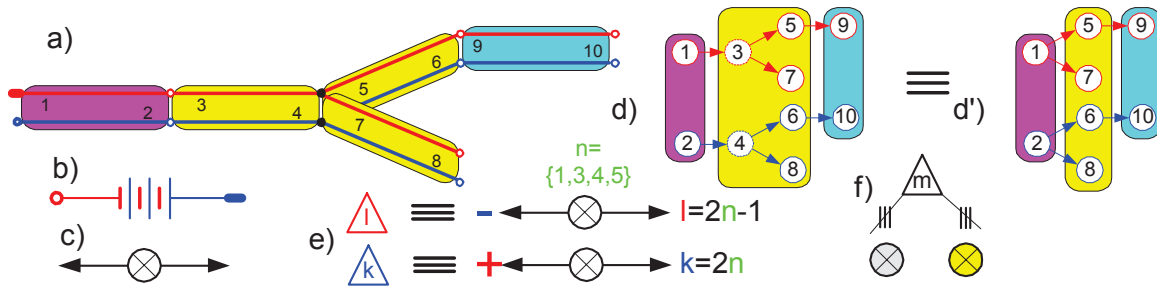
Hasła te odnoszą się do tego zakresu „wiedzy”, o której się mówi, że teoria nie podąża za praktyką. Probierzem niniejszego niech będzie próba podjęcia (z ich wykorzystaniem) diagnozowania fragmentu instalacji elektrycznej, której laboratoryjną rekonstrukcję przedstawiono na rys. 2.a.

Kto z Czytelników podejmie się porównania tego diagnozowania z propozycjami autora, przedstawionymi na rys 3.?

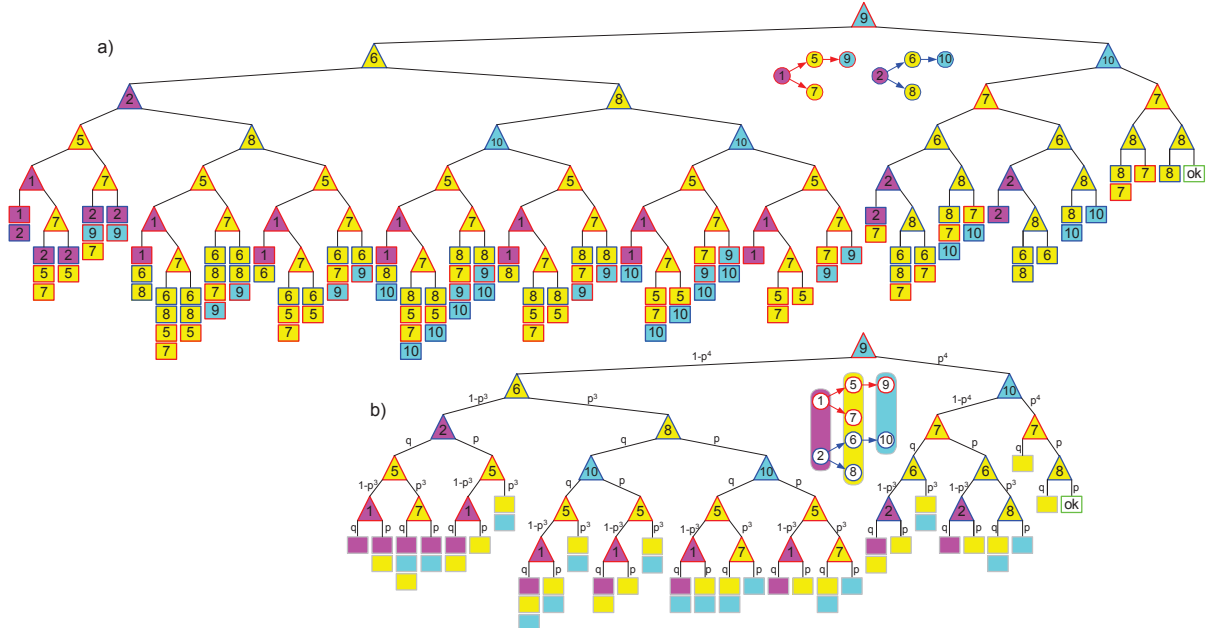
Kto uzasadni sens dwuetapowego procesu diagnozowania – rozpoznania i lokalizowania niezdatności?

Kto – mając na uwadze wartości prawdopodobieństw niezdatności odcinków tej instalacji – zaproponuje diagnozowanie wg metody *skuteczności probabilistycznej* czy też metody *skuteczności informacyjnej*?

A kto przedstawi program diagnozowania wg metody *podziału połówkowego* jeśli prawdopodobieństwa przesyłu napięcia przez odcinki tego obwodu choć będą sobie równe, to jednak z możliwością wystąpienia ich dowolnej wartości z przedziału od zera do jedności?



Rys. 2. Laboratoryjna rekonstrukcja fragmentu instalacji elektrycznej (a) wraz z propozycją urządzeń jej diagnostowania: źródła sygnału testującego (b) i przyrządu pomiarowo kontrolnego (c), gdzie: d, d' – model obiektu w wersji pełnej i uproszczonej (wynikającej z pominięcia wierzchołków bez dostępu pomiarowo – kontrolnego); e – symbole sprawdzeń w punktach parzystych i nieparzystych wraz ze sposobem ich realizacji; f – symbolika gałęzi symbolu sprawdzenia (jego wyników): lewej – wyniku negatywnego (wygaszona żarówka) i prawej – wyniku pozytywnego (świecąca się żarówka).



Rys. 3. Programy diagnostowania obiektu przedstawionego na rysunku 2, gdzie: a – szczegółowy, uwzględniający pełny zbiór rozróżnialnych stanów niezawodnościowych, b – hierarchiczny, z naniesionymi prawdopodobieństwami wyników poszczególnych sprawdzeń, przy jednakowych prawdopodobieństwach zdatości p (niezdatości q) odcinków sieci

Obecnie nie tylko ścieżką, ale całą drogą wyjścia z błędnej teorii diagnostyki jest porzucenie wszelkich myśli podporządkowanych pojedynczym niezdatnościom. Oczekiwanym rezultatom nie przynosi także rozszerzenie repertuaru o lokalizację dwóch, trzech i większej liczby niezdatności, mniejszej od liczebności elementów. - W wielu przypadkach prowadzone o nich rozważania są oderwane od struktury i problemu przesłania [4]. W tym aspekcie racjonalna i naturalna zarazem metoda diagnostowania powinna wynikać przede wszystkim z bardzo dobrej znajomości budowy i zasady funkcjonowania obiektu, a analizowanym zbiorem jego stanów – **zbiór stanów rozróżnialnych** [4, 12]. Przykładowo, dla obiektu przedstawionego na rys. 2.a liczebność tego zbioru jest równa tylko 49 (patrz rys. 3.a), a jednym z sensowniejszych programów badawczych – program diagnostowania hierarchicznego,

przedstawiony na rys. 3.b. Dalszej poprawy diagnostowania (skrócenia jego czasu) można byłoby upatrywać w zastosowaniu metody wielotorowej [18]. – Warto zauważyć, że obiekt składa się z dwóch osobnych sieci, z których każda może być badana osobno i jednocześnie z drugą. Tu należałoby jednak zaangażować jeszcze jednego diagnostyka z dodatkową żaróweczką.

Dla dobra procesu diagnostowania należy wyzbyć się roztrząsania kwestii niezdatności obiektu – określania prawdopodobieństwa $P(A)$ (25). Wystarczającymi i zdroworozsądkowymi czynnikami optymalizacji badań diagnostycznych są przecież: prawdopodobieństwa niezdatności pojedynczych elementów q_i i struktura wzajemnych połączeń tychże [16].

6. LITERATURA

1. Абезгауз Г.Г., Тронь А.П., Копенкин Ю Коровина И.А., *Справочник по вероятностн расчетам*. Воениздат, Москва 1970, сс.14-16.
2. Beven K. J., Smith P. J., Freer J. E. – *So just why would a modeler choose to be incoherent?* Journal of Hydrology Volume 354, Issues 1-4, 2008, (pp 15-32)
3. Będkowski L., Dąbrowski T. - *Diagnozowanie na podstawie niepewnych syndromów stanu obiektu*, Diagnostyka, nr 37/ 2006, (ss. 55-60).
4. *Diagnostyka procesów (Modele, Metody sztucznej inteligencji, Zastosowania)* pod redakcją J. Korbicza, J. M. Kościelnego, Z. Kowalczyka i W. Cholewy, WNT, Warszawa 2002 (ss. 57-114)
5. Dunne P. G. – *A generalized Bayesian model of market microstructure behavior applied to the market in Irish government securities*, International Review of Financial Analysis, Volume 9, Issue 4, 2000, (pp 369-388)
6. Feller W. – *Wstęp do rachunku prawdopodobieństwa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2007, (s 110)
7. Grabski F., Jaźwiński J. - *Metody bayesowskie w niezawodności i diagnostyce*, WKŁ, Warszawa 2001, (ss. 1-320).
8. Jonson N. E. – *Everyday diagnostics – A critique of the Bayesian model*, Medical Hypotheses, Volume 34, Issue 4, 1991, (pp 289-295)
9. Lubrano M.- *Annals of econometrics: Bayesian and classical econometric modeling of time series*, Journal of Econometrics, Volume 69, Issue 1, 1995, (pp 81-109)
10. PN-93/N-50191 *Niezawodność; jakość usługi. Słownik terminologiczny elektryki*.
11. Schroyens W., Schaeken W. – *A critique of Oaksford, Chater, and Larkin's (2000) conditional probability model of conditional reasoning*, Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, Volume 29, Issue 1, 2003, (pp 140-149)
12. Szczepański P., *Określanie i zastosowanie prawdopodobieństw występowania rozróżnialnych stanów wadliwego funkcjonowania obiektu*. Biuletyn WAT. Nr 8/2001.(ss. 25-40)
13. Szczepański P., *Funkcjonalna struktura niezawodnościowa obiektu na przykładzie diagnozowania szeregowo połączonych elementów*, Diagnostyka, nr 28/2003. (ss. 53-62)
14. Szczepański P., *Diagnozowanie bez wstępnej informacji o stanie technicznym obiektu.*, Biuletyn WAT. Nr 1/2005. (ss. 17-27)
15. Szczepański P., - *Nie dzielmy diagnozowania na rozpoznanie i lokalizowanie niezdatności*, Diagnostyka (materiały III Międzynarodowego Kongresu Diagnostyki technicznej, Diagnostyka 2004), nr 30/2004. (ss. 117-121)
16. Szczepański P. – *Entropia struktury obiektu w ujęciu addytywnym*, Biuletyn WAT, nr 3/2009. (ss. 169 – 192), Warszawa, 2009.
17. Szczepański P. – *Krytycznie o wzorze Bayesa w diagnostyce obiektów technicznych*. Konferencja Naukowo – Techniczna AUTOMATION'2005 nt.: Automatykacja – nowości i perspektywy. Warszawa 6-8 kwietnia 2005, (ss. 179-186)
18. Szczepański P. - *Wielotorowość w warunkowym programie diagnozowania złożonego obiektu technicznego*. Biuletyn WAT., nr 2/1997. Warszawa, 1997.
19. Szczepański P. - *Propozycja metody lokalizacji uszkodzeń wielokrotnych w złożonych obiektach technicznych*. – Biuletyn WAT nr 7/1985 (ss. 93÷101).
20. Weakliem D. L. – *A critique of the Bayesian information criterion for model selection*, Sociological Methods & Research, Vol. 27, No. 3, 1999 (pp 359-397).
21. *Tablice matematyczne* pod redakcją W. Mizerskiego, Wydawnictwo Adamantan. Warszawa 2004, (s. 89)



Dr inż. **Paweł SZCZEPAŃSKI.**

(l.55). Absolwent Technikum Radiowego im. M. Kasprzaka w Warszawie. W latach 1976-1981 studia w WAT na Wydziale Mechatroniki. Specjalność: eksploatacja urządzeń radioelektronicznych. Rok 1990 - obrona rozprawy doktorskiej nt.: „Diagnozowanie złożonych obiektów technicznych z uszkodzeniami wielokrotnymi”. W latach 1983 - 2009 pracownik naukowo - dydaktyczny WAT. Obecnie emeryt. Próbuje: mieć zdrowie i szczęśliwe życie, wygrać w totolotka, i - uzyskać kolejny stopień naukowy. Żywi przekonanie, że tylko mądry wie wszystko, a sprytny zna wszystkich. Jest niepokornym poszukiwaczem prawdy. - Zgadza się z opinią głoszącą, że "smutna jest epoka, której w życiu publicznym ucziwie zwie się naiwnym, a szczerze głupim" (K. Przerwa-Tetmajer).
Zainteresowania: działka, grill, filatelistyka.
Sporty: brydż, szachy, pływanie.
Zrzeszony w PTDT i w PNTTE.
Dorobek naukowy obejmuje ponad 55 publikacji w tym dwa skrypty.
Zainteresowania naukowe: diagnostyka techniczna.