

MINISTERSTWO ŁĄCZNOŚCI

PRACE
INSTYTUTU ŁĄCZNOŚCI

NR 82

WYDAWNICTWA KOMUNIKACJI i ŁĄCZNOŚCI

SPIS TREŚCI

1. <i>Krystyn Plewko, Bogdan Zbierzchowski</i> — Generacja pseudoprzypadkowych zniekształceń czasowych synchronicznych przebiegów binarnych	3
2. <i>Larysa Białobrzaska</i> — Badanie rozkładu poziomu minutowej psofometrycznej mocy średniej szumu kanału telefonicznego	28
3. <i>Jerzy Dudziewicz</i> — Ocena psofometrycznej mocy szumu kanału telefonicznego	43
4. <i>Henryk Baczek</i> — Koncepcja łącza odniesienia i rozkładu niezawodności w międzynarodowej sieci telefonicznej	71
5. <i>Władysław Moroń, Zbigniew Rymarowicz</i> — Zmienność dobową poziomu przemysłowych zakłóceń radioelektrycznych na częstotliwości 0,5 MHz w miastach rejonu nisko i wysoko uprzemysłowionego	113

СОДЕРЖАНИЕ

1. <i>К. Плевко, Б. Збержховски</i> — Генерирование псевдослучайных временных искажений бинарных синхронных сигналов	3
2. <i>Л. Бялобжеска</i> — Испытание распределения в телефонном канале уровней минутной псофометрической средней мощности шума	28
3. <i>Е. Дудзевич</i> — Оценка псофометрической мощности шума в телефонном канале	43
4. <i>Г. Бачко</i> — Концепция „эталонной цепи по надёжности” и распределения надёжности в международной телефонной сети	71
5. <i>В. Моронь, З. Рymarович</i> — Суточные изменения уровня промышленных радиопомех на частоте 0,5 МГц в городах, принадлежащих к районам разной степени индустриализации	113

CONTENS

1. <i>K. Plewko, B. Zbierzchowski</i> — Generation of pseudorandom time distortions of binar synchronous signals	3
2. <i>L. Białobrzaska</i> — Examination of distribution of the mean minute psophometrical noise power in a telephone circuit	28
3. <i>J. Dudziewicz</i> — Evaluation of the psophometric noise power in a telephone circuit	43
4. <i>H. Baczek</i> — Idea of a reference circuit and of the distribution of reliability in the international telephone network	71
5. <i>W. Moroń, Z. Rymarowicz</i> — Day and night variability of industrial radio interference level, measured on 0,5 MHz in towns of sparsely and highly industrialized regions	113

MINISTERSTWO ŁĄCZNOŚCI

PRACE
INSTYTUTU ŁĄCZNOŚCI

NR 82

WARSZAWA
WYDAWNICTWA KOMUNIKACJI i ŁĄCZNOŚCI

Komitet Redakcyjny

Redaktor Naczelny — prof. mgr inż. *Lesław Kędzierski*

Redaktorzy działów:

doc. mgr inż. *Władysław Cetner*, doc. mgr inż. *Adam Moniuszko*, doc. dr inż. *Krystyn Plewko*
(Z-ca Redaktora Naczelnego)

Adres Redakcji:

Instytut Łączności, 04-894 Warszawa-Miedzeszyn, ul. Szachowa 1

WSZELKIE PRAWA ZASTRZEŻONE

Printed in Poland

Wydawnictwo nieperiodyczne

Opracowano w Dziale Wydawniczym Instytutu Łączności

Krystyn Plewko
Bogdan Zbierchowski

621.3.018.782.4
621.373

GENERACJA PSEUDOPRZYPADKOWYCH ZNIEKSZTAŁCEŃ CZASOWYCH SYNCHRONICZNYCH PRZEBIEGÓW BINARNYCH

Rękopis dostarczono do Komitetu Redakcyjnego w dniu 24.XI.1975 r.

W artykule przedstawiono zasadę generacji pseudoprzypadkowych zniekształceń czasowych (o rozkładzie równomiernym) w odniesieniu do synchronicznych przebiegów binarnych. Binarne przebiegi zniekształcone w sposób pseudoprzypadkowy mogą być wykorzystane do badań właściwości modemów transmisji danych, mierników błędów binarnych oraz mierników zniekształceń czasowych. Do wytwarzania pseudoprzypadkowych zniekształceń o rozkładzie równomiernym są wykorzystywane binarne ciągi pseudoprzypadkowe wytwarzane przez rejestr przesuwny z programowanym sprzężeniem zwrotnym.

1. WSTĘP

W związku z rozwojem metod miernictwa transmisji danych są opracowywane różnego rodzaju mierniki i analizatory błędów binarnych oraz zniekształceń czasowych. Ze względu na znaczny stopień komplikacji tych przyrządów zachodzi potrzeba badania ich właściwości dynamicznych i optymalizacji konstrukcji. Podstawowe metody badań i dotychczas stosowane rozwiązania symulatorów zniekształceń czasowych zostały omówione w poprzednich opracowaniach autorów niniejszego artykułu [1, 4]. W cytowanych opracowaniach przedstawiono układy, służące do wytwarzania zniekształceń czasowych o dwupunktowym rozkładzie częstości występowania zniekształceń indywidualnych (symulacja tzw. zniekształceń jednostronnych) oraz o równomiernym, quasi-normalnym i dowolnym rozkładzie częstości (symulacja tzw. zniekształceń właściwych).

Obecnie będzie przedstawiona nowa zasada wytwarzania zniekształceń czasowych. Są to zniekształcenia pseudoprzypadkowe, mające za zadanie symulowanie tzw. przypadkowych zniekształceń czasowych w odniesieniu do synchronicznych przebiegów binarnych. Do wytwarzania tego rodzaju zniekształceń wykorzystano znane generatory binarnych ciągów pseudoprzypadkowych, oparte na wykorzy-

staniu rejestrów przesuwnych ze sprzężeniem zwrotnym zrealizowanym za pomocą sumatora „modulo dwa”. Generatory takie mogą służyć także do wytwarzania pseudoprzypadkowych binarnych ciągów liczbowych. Odpowiednio zrealizowany deszyfrator ciągów liczbowych umożliwi wytwarzanie zniekształceń indywidualnych o wartościach dyskretnych i w zasadzie o równomiernym rozkładzie częstości. Dzięki odpowiednim zabiegom, realizowanym w generatorze binarnych ciągów pseudoprzypadkowych oraz w układzie kojarzącym ten generator z deszyfratorem, można w pewnym zakresie wpływać na wartość przeciętną zniekształceń czasowych, a także kształtować rozkład częstości indywidualnych zniekształceń czasowych. W niniejszym opracowaniu przedstawiono podstawy teoretyczne generowania pseudoprzypadkowych ciągów binarnych i binarnych ciągów liczbowych. Rozważania teoretyczne uzupełniono propozycjami odpowiednich rozwiązań układowych.

2. ZASADY GENERACJI BINARNYCH CIĄGÓW PSEUDOPRZYPADKOWYCH KLASY N

2.1. Pojęcia podstawowe

Sposób generacji binarnych ciągów pseudoprzypadkowych jest opisywany w literaturze [7, 8, 10, 11]. Obecnie przedstawimy sformalizowane zasady tej generacji. Niech A będzie nieskończonym ciągiem binarnym o minimalnej długości cyklu L , tzn.

$$A = (a_1, a_2, \dots, a_i, \dots, a_{L-1}, a_L, a_{L+1}, \dots) \quad (1)$$

$$\text{gdzie } a_i \in \{0, 1\} \quad (2)$$

$$\text{oraz } a_i = a_{i+L} \quad (3)$$

Wyrażenie generujące wyrazy a_i ciągu A klasy N ma następującą postać

$$a_i = b_1 a_{i-1} \oplus b_2 a_{i-2} \oplus \dots \oplus b_n a_{i-n} \oplus \dots \oplus b_N a_{i-N} \quad (4)$$

dla $i > N$; początkowe N wyrazów ciągu A jest zadany ciąg zero-jedynkowym o N wyrazach.

Wektorem sterującym o długości N ($N \geq 2$) nazywamy każdy ciąg

$$B \in \{0, 1\}^{\{1, \dots, N\}} \quad (5)$$

o następujących własnościach:

$$1) \text{ istnieje } 1 \leq n \leq N \text{ takie, że } b_n \neq 0 \quad (6)$$

$$2) \text{ jeśli } b_1 \oplus \dots \oplus b_N = 1 \quad (7)$$

to istnieją przynajmniej trzy liczby $1 \leq n_1 < n_2 < n_3 \leq N$
takie, że $b_{n_1} = b_{n_2} = b_{n_3} = 1$

Zbiór wektorów sterujących długości N oznaczamy $B(N)$. Zbiór ten rozkłada się w naturalny sposób na sumę zbiorów:

$$B(N) = B_p(N) \cup B_n(N) \quad (8)$$

gdzie:

$$\mathbf{B}_p(N) = \{B \in \mathbf{B}(N) : b_1 \oplus \dots \oplus b_N = 0\} \quad (9)$$

$$\mathbf{B}_n(N) = \{B \in \mathbf{B}(N) : b_1 \oplus \dots \oplus b_N = 1\} \quad (10)$$

Ciąg A generowany przez B oznaczmy A_B .

Niech $\mathbf{A}(N)$ będzie zbiorem ciągów A_B , dla których wektor sterujący $B \in \mathbf{B}(N)$. Zbiór $\mathbf{A}(N)$ można podzielić na dwa podzbiory \mathbf{A}_r i \mathbf{A}_z według następującego kryterium:

Nazwijmy \mathbf{A}_r podzbiór złożony z ciągów regularnych, tj. takich, dla których liczba L_r elementów minimalnego cyklu ciągu A_B ma własność

$$L_r = 2^N - 1 \text{ jeśli } B \in \mathbf{B}_p(N) \quad (11)$$

Stwierdzono, że dla wektorów sterujących $B \in \mathbf{B}_n(N)$ liczba L elementów minimalnego cyklu ciągu A_B jest określona następująco:

$$L \leq 2^{N-1} - 1 \text{ dla } B \in \mathbf{B}_n(N) \quad (12)$$

W związku z powyższym nieparzyste wektory sterujące $B \in \mathbf{B}_n(N)$ nie mogą generować ciągów regularnych A_B określonych zależnością (11).

Nazwijmy \mathbf{A}_z podzbiór złożony z ciągów zdegenerowanych, tj. takich, dla których liczba elementów L_z minimalnego cyklu ciągu A_B ma własność:

$$L_z < 2^N - 1 \text{ dla } B \in \mathbf{B}(N) \quad (13)$$

Stwierdzono, że dla wektorów sterujących $B \in \mathbf{B}_n(N)$ otrzymuje się między innymi ciąg A_B , który można nazwać ciągiem podregularnym A_{pr} o liczbie L_{pr} elementów minimalnego cyklu A_B określonej zależnością:

$$L_{pr} = 2^{N-1} - 1 \text{ dla } B \in \mathbf{B}_n(N) \quad (14)$$

Liczba L_{pr} elementów powyższego ciągu klasy N jest równa liczbie elementów minimalnego cyklu A_B ciągu regularnego klasy $N-1$.

Warto zauważyć, że długość minimalnego cyklu L_r ciągu A_B zależy nie tylko od wektora B , lecz także od N pierwszych wyrazów ciągu A_B .

Dla parzystych wektorów sterujących $B \in \mathbf{B}_p(N)$ oraz dla

$$a_1 = a_2 = \dots = a_N = 0 \quad (15)$$

otrzymujemy rozwiązanie trywialne o $L = 1$. Rozwiązanie nietrywialne otrzymuje się wtedy, gdy nie wszystkie N pierwszych wyrazów ciągu A_B są zerami, tj.

$$a_1 \neq 0 \vee a_2 \neq 0 \vee \dots \vee a_N \neq 0 \quad (16)$$

W rozwiązaniach technicznych przyjmuje się najczęściej, że dla $B \in \mathbf{B}_p(N)$

$$a_1 = a_2 = \dots = a_N = 1 \quad (17)$$

Dla nieparzystych wektorów sterujących $B \in \mathbf{B}_n(N)$ oraz dla

$$a_1 = a_2 = \dots = a_N = 1 \quad (18)$$

lub dla $a_1 = a_2 = \dots = a_N = 0$

otrzymujemy rozwiązania trywialne o $L = 1$. Rozwiązania nietrywialne otrzymuje się wtedy, gdy pierwszych N wyrazów ciągu A nie jest ciągiem stałym.

W rozwiązaniach technicznych przyjmuje się najczęściej, że dla $B \in \mathbf{B}_n(N)$

$$a_1 = a_2 = \dots = a_{N-1} = 0; \quad a_N = 1 \quad (19a)$$

$$\text{lub } a_1 = a_2 = \dots = a_{N-1} = 1; \quad a_N = 0 \quad (19b)$$

Dla ustalonych wartości N pierwszych wyrazów ciągu A_B określonych odpowiednio zależnościami (17) lub (19), licznosc zbioru $\mathbf{A}(N)$ ciągów A_B wyrażona jest następująco

$$\mathbf{A}(N) = 2^N - (N+1) \quad (20)$$

Łatwo zauważyć, że w zbiorze $\mathbf{A}(N)$ ciągów klasy N zawarte są wszystkie ciągi niższych klas, tzn. ciągi $\mathbf{A}(N')$, gdzie $2 \leq N' < N$ a więc

$$\mathbf{A}(N') \subseteq \mathbf{A}(N) \quad (21)$$

Istotnie dla $N' = N-1$

$$\mathbf{A}(N') = \mathbf{A}(N-1) = \{A_B \in \mathbf{A}(N) | b_N = 0\} \quad (22)$$

Kolejno można stwierdzić

$$\mathbf{A}(N-2) = \{A_B \in \mathbf{A}(N) | b_N = b_{N-1} = 0\} \quad (23)$$

$$\dots \dots \dots$$

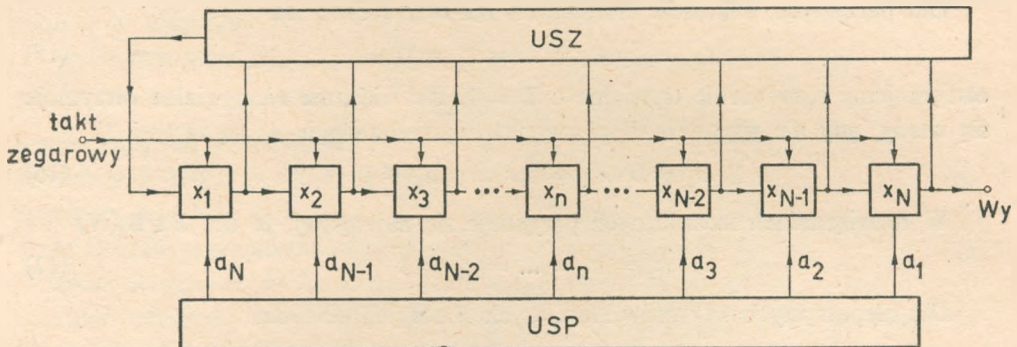
$$\mathbf{A}(N-n) = \{A_B \in \mathbf{A}(N) | b_N = b_{N-1} = \dots = b_{N-n-1} = 0\}$$

$$\dots \dots \dots$$

$$\mathbf{A}(2) = \{A_B \in \mathbf{A}(N) | b_N = b_{N-1} = \dots = b_{N-n-1} = \dots = b_3 = 0\}$$

2.2. Generator ciągów klasy N

Generatory pseudoprzygodkowych ciągów binarnych są wykonywane jako układy łańcuchowe złożone z komórek pamięciowych $x_1, \dots, x_n, \dots, x_N$ objętych pętlą sprzężenia zwrotnego (rys. 1). Łańcuch taki zwany rejestrem przesunym może

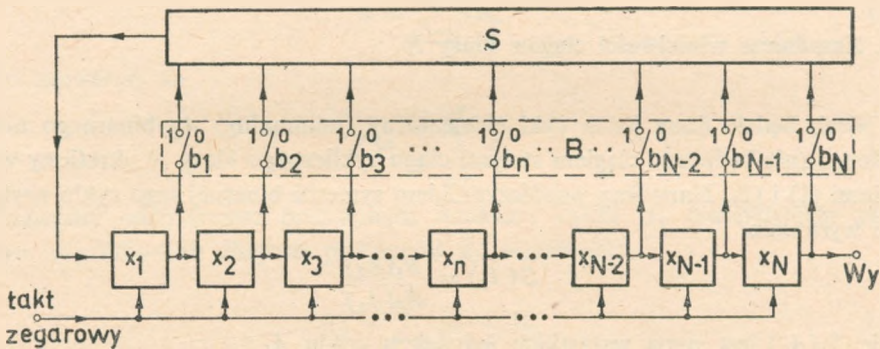


Rys. 1. Generator pseudoprzygodkowych ciągów binarnych

Oznaczenia: USZ — układ sprzężenia zwrotnego, USP — układ ustalania stanu początkowego (wartości N pierwszych wyrazów ciągu binarnego)

być złożony z przerzutników typu J-K lub D. W dalszym ciągu ograniczymy się wyłącznie do rozpatrywania rejestrów przesuwanych złożonych z łańcuchowo połączonych N układów opóźniających (przerzutników typu D). Do odpowiednich wejść tych przerzutników doprowadzane są taktujące impulsy zegarowe. Impulsy te wytwarzane są przez zewnętrzny generator zegarowy. Po każdym impulsie taktującym, na wyjściu każdego z przerzutników pojawia się stan, jaki istnieje na jego wejściu (czyli na wyjściu przerzutnika stopnia poprzedniego). Stan wejścia pierwszego przerzutnika jest określony przez stan wyjścia układu sprzężenia zwrotnego.

Układem sprzężenia zwrotnego może być dowolny N -wejściowy i jednowyjściowy kombinacyjny układ logiczny. Szczególnym przypadkiem układu sprzężenia zwrotnego jest układ sumatora „modulo dwa”. W dalszym ciągu ograniczymy się do tego typu układów sprzężenia zwrotnego. Generator ciągów ze sprzężeniem poprzez sumator typu „modulo dwa” pokazany jest na rys. 2.



Rys. 2. Generator pseudoprzygodkowych ciągów binarnych z układem sprzężenia zwrotnego typu „suma modulo dwa”

Oznaczenia: S — N wejściowy sumator „modulo dwa” B —układ programujący

Wyjścia kolejnych przerzutników są dołączone do wejść układu programującego B . Odpowiednie wyjścia tego układu doprowadzone są do wejść sumatora „modulo dwa” (oznaczonego S). Wyjście tego sumatora połączone jest z wejściem pierwszego przerzutnika.

Układ programujący B złożony jest z N przełączników i spełnia funkcje określone zależnością (5). Zgodnie z zależnością (6) dla przełącznika o numerze kolejnym n , stan jego rozwarcia odpowiada zależności $b_n = 0$, a stan jego zwarcia odpowiada zależności $b_n = 1$.

W chwili czasowej t_i (wyznaczonej przez impuls taktujący) stan na wejściu sumatora S określony jest zależnością (4). Łatwo stwierdzić, że wartości występujące na wyjściach kolejnych przerzutników są przesunięte w czasie względem siebie o jedną pozycję ciągu binarnego A_B określonego wzorem (1). Oznacza to, że z wyjścia każdego przerzutnika można uzyskać ciągi binarne A_B o identycznej strukturze informacyjnej.

Struktura ciągu A_B zależy nie tylko od wartości wektora sterującego B określonego wzorem (5), lecz także od początkowego stanu N komórek rejestru przesuwonego, co odpowiada wartości pierwszych N wyrazów ciągu $A_B(N)$.

Na rysunku 1 pokazano symbolicznie ideę ustalania wartości początkowej stanów komórek rejestru N . W dalszym ciągu rozważań przyjęto, że dla parzystych wektorów sterujących $B \in \mathbf{B}_p$, w chwili $t_i = t_1$, stan komórek określany jest zależnością (17), natomiast dla nieparzystych wektorów sterujących $B \in \mathbf{B}_n$, stan tych komórek określony jest zależnością (19).

Najczęściej spotykanym typem generatora binarnych przebiegów pseudoprzypadkowych (zalecanym przez CCITT) jest generator wytwarzający regularny ciąg 511-elementowy. Schemat blokowy tego generatora jest pokazany na rysunku 3. Łatwo zauważyć, że generator ten jest klasy $N = 9$, a jego wektor sterujący B ma postać: $B = (0\ 0\ 0\ 0\ 1\ 0\ 0\ 0\ 1)$

2.3. Zasadnicze właściwości ciągów klasy N

Niech będzie dany jeden cykl elementarny (minimalny) A_L binarnego nietrywialnego (nie będącego ciągiem stałym) ciągu cyklicznego klasy N określony wyrażeniami (1) i (2). Nazwijmy współczynnikiem symetrii binarnej tego cyklu następujące wyrażenie

$$S(A_L) = \frac{S_1(A_L)}{S_0(A_L)} \quad (24)$$

gdzie $S_1(A_L)$ jest sumą wszystkich jedynek w cyklu A_L

$$S_1 = \sum_{i=1}^L a_i \quad (25)$$

a $S_0(A_L)$ jest liczbą wszystkich „zer”,

$$S_0 = L - S_1 \quad (26)$$

$S_0 \neq 0$ ponieważ ciąg A_L jest ciągiem nietrywialnym, a zatem nie może być $S_1 = L$.

Podziałem charakterystycznym ciągu A_L nazywamy ciąg podciągów $\alpha_1, \dots, \alpha_i, \dots, \alpha_p$ takich, że:

- 1) A_L jest konkatenacją (złożeniem) $\alpha_1 \hat{\ } \dots \alpha_i \hat{\ } \dots \alpha_p$;
- 2) dla każdego $1 \leq i \leq p$ α_i jest ciągiem stałym;
- 3) dla każdego i wyrazy ciągu α_i są różne od wyrazów ciągów α_{i+1} . Ciągowi stałemu α_i przyporządkowujemy liczbę¹⁾ k_i

$$k_i = (-1)^{\varepsilon_i+1} d_l(\alpha_i) \quad (27)$$

gdzie $d_l(\alpha_i)$ jest długością ciągu α_i , ε_i jest dowolnym wyrazem ciągu α_i .

¹⁾ k_i można nazwać uogólnioną długością podciągu α_i .

Zatem

$$k_i \in \{-N, -(N-1), \dots, -r, \dots, -1, 1, \dots, r, \dots, (N-1), N\} \quad (28)$$

Dla bliższego scharakteryzowania właściwości ciągu A_L należy wyznaczyć częstotliwość K_r występowania w cyklu A_L podciągów α_i o $k_i = r$

$$K_r = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p \Delta_i \quad (29)$$

gdzie:

$$\Delta_i = \begin{cases} 0 & \text{dla } k_i \neq r \\ 1 & \text{dla } k_i = r \end{cases} \quad (29a)$$

Nazwijmy wartością średnią struktury cyklu A_L (lub inaczej — średnią długością uogólnioną podciągów α_i) wyrażenie:

$$\bar{k} = \sum_{r=-N}^N r K_r \quad (30)$$

Łatwo zauważyć, że

$$\bar{k} = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p k_i \quad (31)$$

Nazwijmy odchyleniem przeciętnym struktury cyklu A_L (odchyleniem przeciętnym uogólnionych długości podciągów α_i) wyrażenie:

$$k_p = \sum_{r=-N}^r |\bar{k} - r| K_r \quad (32)$$

W trakcie wstępnych badań¹⁾ nad strukturą cyklu A_L regularnych ciągów binarnych A_r zauważono pewne ich właściwości, które można sformułować następująco:

1) dla $B \in \mathbf{B}_p(N)$ jeśli długość ciągu L określona jest zależnością (11), wtedy liczba wszystkich „jedynek” jest zawsze większa o 1 od liczby wszystkich „zer”, a więc uwzględniając (25) i (26) można stwierdzić, że:

$$S_1(A_L) = S_0(A_L) + 1; \quad (33)$$

w związku z (33), współczynnik symetrii binarnej określony zależnością (24) dąży do jedności im cykl jest dłuższy, a więc

$$\lim_{L \rightarrow \infty} [S(A_L) | B \in \mathbf{B}_p(N)] = 1 \quad (34)$$

2) w ciągu A_L jest zawsze:

$$\mathbf{K}_{N-1} = \mathbf{K}_{-N} = 0; \quad \mathbf{K}_N = \mathbf{K}_{-N+1} = \frac{1}{p} \quad (35)$$

¹⁾ Przewiduje się przeprowadzenie badań rozszerzonych o komputerową generację i analizę ciągów A_L .

przy czym

$$p = 2^{N-1} \quad (36)$$

3) częstotliwość K_r występowania podciągów α_i w cyklu A_L , z wyłączeniem wartości K_r określonych przez (35) jest następująca:

$$K_r = \frac{1}{2^{r+1}} \quad \text{dla } 1 \leq r \leq N-2 \quad (37)$$

4) wartość średnia \bar{k} określona przez (30) wynosi:

$$\bar{k} = \frac{1}{2^{N-1}} \quad (38)$$

i dąży do zera gdy N dąży do nieskończoności:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \bar{k} = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{2^{N-1}} = 0 \quad (39)$$

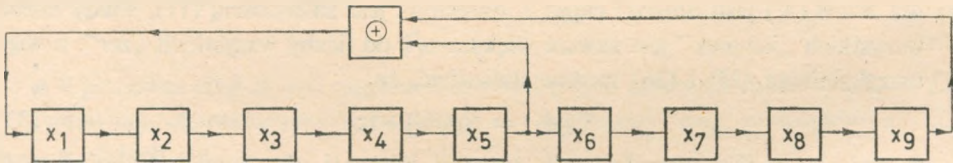
5) dla $B \in \mathbf{B}_p(N)$ odchylenie przeciętne, określone przez (32) wynosi

$$\frac{2^N - 1}{2^{N-1}} \quad (40)$$

i dąży do wartości dwa, gdy N dąży do nieskończoności:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} k_p = 2 \quad (41)$$

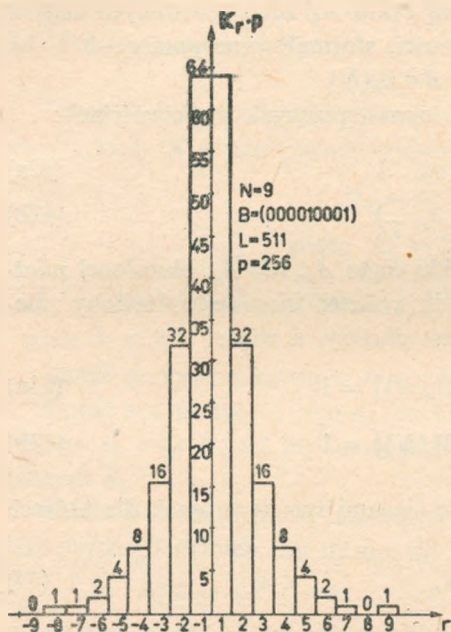
Dla układu generatora binarnych ciągów liczbowych pokazanego na rysunku 3, odpowiedni histogram częstotliwości K_r występowania podciągów α_i , w cyklu A_L o $L = 511$ elementów binarnych, pokazano na rys. 4a. Kształt histogramu nasuwa analogię do kształtu rozkładu normalnego.



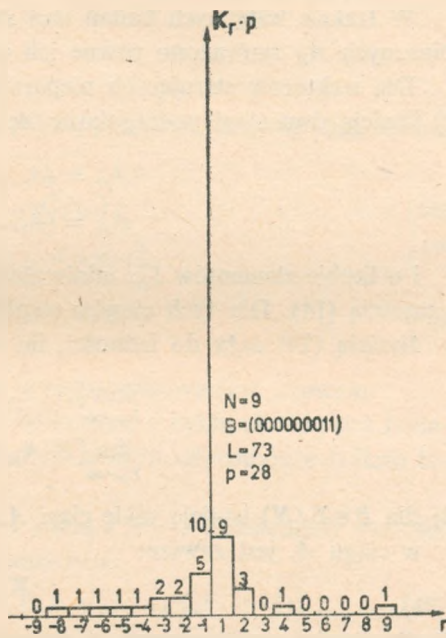
Rys. 3. Schemat blokowy generatora ciągu binarnego typu „511”
(Na rysunku zaniedbano doprowadzenia impulsów taktujących)

W tabelicy 1 zestawiono przykłady (wg 7) regularnych wektorów sterujących B (po jednym dla każdego N) w zakresie $2 \leq N \leq 21$. Jak widać z tabelicy 1, brak jest prostych prawidłowości postaci regularnych wektorów sterujących.

Ze względów wymienionych we wstępie, binarne ciągi pseudoprzypadkowe będą wykorzystywane do symulacji pseudoprzypadkowych zniekształceń czasowych o sterowanych parametrach. Z tego też względu interesujące są także zdegenerowane



Rys. 4a. Histogram częstotliwości występowania podciągów α_i charakteryzujący własności regularnego ciągu pseudoprzypadkowego „511-elementowego” ($N = 9$)



Rys. 4b. Histogram częstotliwości występowania podciągów α_i charakteryzujący własności zdegenerowanego ciągu pseudoprzypadkowego „73-elementowego” ($N = 9$)

Tablica 1

Przykłady regularnych wektorów sterujących i długości cyklu A_1 dla binarnych przebiegów pseudoprzypadkowych

N	L	B	N	L	B
2	3	11	12	4095	010000000111
3	7	011	13	8191	100000000111
4	15	0011	14	16383	0100000000111
5	31	00101	15	32767	00000000000011
6	63	000011	16	65535	0000000000101101
7	127	0000011	17	131071	00000000000001001
8	255	00011101	18	262143	000000000010000001
9	511	000010001	19	524287	0000000000000100111
10	1023	0000001001	20	1048575	0000000000000001001
11	2047	00000000101	21	2097151	01000000000000000001

ciągi pseudoprzypadkowe o wartościach \bar{k} i k_p różniących się od odpowiednich wartości ciągów regularnych.

W trakcie wstępnych badań nad strukturą cyklu A_L zdegenerowanych ciągów binarnych A_Z zauważono pewne ich właściwości, sformułowane poniżej.

Dla wektorów sterujących nieparzystych $B \in \mathbf{B}_n(N)$

1) istnieją dwa ciągi podregularne A_{pr} i \bar{A}_{pr} o następujących właściwościach:

$$A_{pr} = (a_1, a_2, \dots, a_j, \dots) \quad (42a)$$

$$\bar{A}_{pr} = (\bar{a}_1, \bar{a}_2, \dots, \bar{a}_j, \dots) \quad (42b)$$

i o liczbie elementów L_{pr} minimalnego cyklu ciągu A_{pr} lub \bar{A}_{pr} określonej zależnością (14). Dla tych ciągów współczynnik symetrii binarnej, określony zależnością (24) dąży do jedności, im cykl jest dłuższy, a więc:

$$\lim_{L_{pr} \rightarrow \infty} [S(A_{pr}) | B \in \mathbf{B}_n(N)] = 1 \quad (43a)$$

$$\lim_{L_{pr} \rightarrow \infty} [S(\bar{A}_{pr}) | B \in \mathbf{B}_n(N)] = 1 \quad (43b)$$

2) dla $B \in \mathbf{B}_n(N)$ istnieją takie ciągi A_s zwane ciągami symetrycznymi, dla których w ciągu A_s jest zawsze:

$$\mathbf{K}_{-r} = \mathbf{K}_r \quad (44)$$

3) dla ciągów symetrycznych A_s wartość średnia jest równa zero dla wszystkich N

$$\bar{k} = 0 \quad (45)$$

Na rysunku 4b pokazany jest przykładowo histogram zdegenerowanego rozkładu częstości \mathbf{K}_r występowania podciągów α_i . Wektor sterujący ma postać $B = (000000011)$. Ciąg binarny A_L należy więc do klasy $N = 9$ i jego długość wynosi $L = 73$. Zestawienie podstawowych parametrów dwóch ciągów klasy $N = 9$ regularnego (z rysunku 4a) i zdegenerowanego (z rysunku 4b) pokazano w tabelcy 2.

Tablica 2
Zestawienie podstawowych parametrów dwóch pseudoprzypadkowych ciągów binarnych klasy $N = 9$ regularnego (R) i zdegenerowanego (Z)

Rodzaj	B	L	S	S ₀	S ₁	\bar{k}	k_p
R	0 0 0 0 1 0 0 0 1	511	~1	255	256	0,004	1,996
Z	0 0 0 0 0 0 0 1 1	73	0,62	45	28	-0,607	2,607

Ze wzrostem N szybko rośnie (por. wz. 8) liczba możliwych do wygenerowania binarnych ciągów pseudoprzypadkowych. Z tego też względu ich pełna analiza oraz wybranie ciągów przydatnych z punktu widzenia symulacji pseudoprzypadkowych zniekształceń czasowych wymaga zastosowania techniki badań komputerowych.

3. ZASADY GENERACJI LICZBOWYCH CIĄGÓW PSEUDOPRZYPADKOWYCH KLASY K

3.1. Pojęcia podstawowe

Niech A będzie ciągiem binarnym. Ciągowi A przyporządkujemy ciąg liczbowy D_A klasy K w następujący sposób

$$D_A = (d_1^A, d_2^A, \dots, d_j^A, \dots) \quad (46)$$

$$\text{gdzie } d_j^A = [a_j a_{j+1} \dots a_{j+K-1}] \quad (47)$$

$$\text{gdzie } [a_j a_{j+1} \dots a_{j+K-1}] = (-1)^{a_{j+1}}(2^0 a_{j+1} + \dots + 2^{K-2} a_{j+K-1}) \quad (48)$$

i gdzie $K \leq N$.

Każde przyporządkowanie D_A nazwiemy przyporządkowaniem prostym.

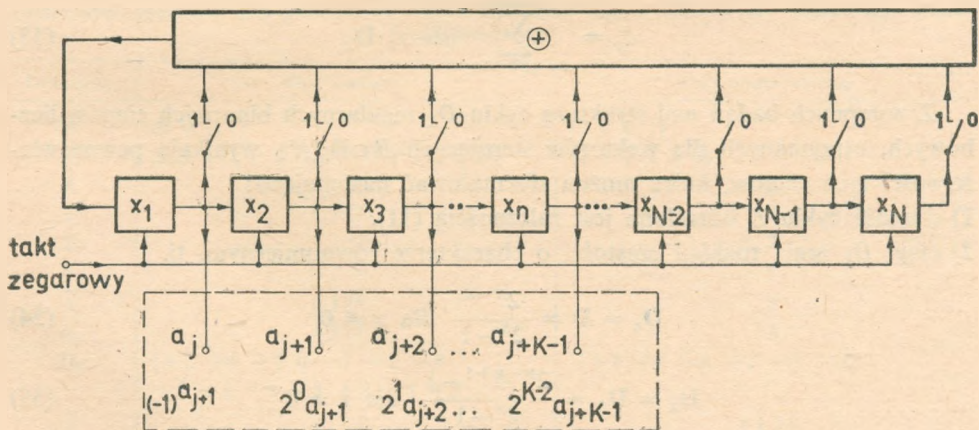
Biorąc pod uwagę, że ciąg A_L jest ciągiem cyklicznym o cyklu złożonym z L elementów a_i , ciąg D_A też będzie ciągiem cyklicznym o cyklu złożonym z L liczb binarnych d_j .

Każdy element d_j może zatem przyjmować jedną z $2^K - 1$ dziesiętnych wartości liczbowych (dodatnich lub ujemnych) oznaczonych x :

$$d_j \in \{-(2^{K-1} - 1), \dots, -x, \dots, -1, 0, 1, \dots, x, \dots, (2^{K-1} - 1)\} \quad (49)$$

3.2. Generator ciągów klasy K

Generatory pseudoprzypadkowych ciągów liczbowych klasy K (o przyporządkowaniu prostym) wykonywane są w oparciu o generatory pseudoprzypadkowych ciągów binarnych klasy N . Liczba binarna powstaje na zaciskach równoległych



Rys. 5. Schemat generatora binarnych pseudoprzypadkowych ciągów liczbowych klasy K

wyprowadzonych z wyjść przerzutników wchodzących w skład rejestru przesuwonego. Sposób realizacji generatora klasy K ilustruje rys. 5. W takt wymuszony przez generator zegarowy na wyjściach generatora ciągów liczbowych pojawiają się stany binarne określające jednoznacznie znak liczby (a_j) oraz jej wartość ($a_{j+1} \dots a_{j+k-1}$) wyrażoną wzorami (47) i (48). Stany te powtarzają się cyklicznie, stosownie do cyklu pracy generatora klasy N .

3.3. Podstawowe własności binarnych ciągów liczbowych

Oznaczmy przez \mathbf{D}_x częstość występowania elementu d_j o wartości x w ciągu $D_A = D_L$, tj. o minimalnej długości cyklu L .

$$\mathbf{D}_x = \frac{1}{L} \sum_{j=1}^L \Delta_j \quad (50)$$

$$\text{gdzie: } \Delta_j = \begin{cases} 0 & \text{dla } d_j \neq x \\ 1 & \text{dla } d_j = x \end{cases} \quad (50a)$$

Nazwijmy wartością średnią struktury cyklu D_L (wartością średnią liczb d_j) wyrażenie:

$$\bar{d} = \sum_{x=-(2^{k-1}-1)}^{(2^{k-1}-1)} x \cdot \mathbf{D}_x \quad (51)$$

$$\text{Łatwo zauważyć, że } \bar{d} = \frac{1}{L} \sum_{j=1}^L d_j \quad (52)$$

Nazwijmy odchyleniem przeciętnym struktury cyklu D_L wyrażenie:

$$d_p = \sum_{x=-(2^{k-1}-1)}^{(2^{k-1}-1)} |\bar{d} - x| \cdot \mathbf{D}_x \quad (53)$$

Z wstępnych badań nad strukturą cyklu D_L regularnych binarnych ciągów liczbowych, otrzymanych dla wektorów sterujących $B \in \mathbf{B}_p(N)$, wynikają pewne właściwości tych ciągów, które można sformułować następująco:

- 1) długość cyklu L określona jest zależnością (11),
- 2) ciągi D_L mają rozkład częstości o charakterze równomiernym, tj.

$$\mathbf{D}_x = \mathbf{D} = \frac{2^{N-K}}{2^N - 1} \quad \text{dla } x \neq 0 \quad (54)$$

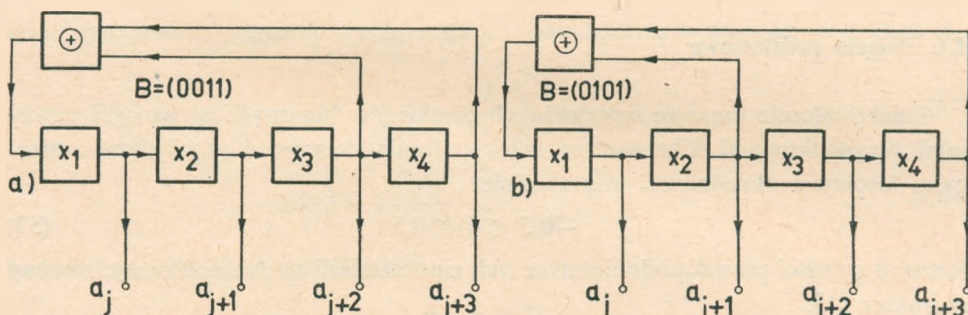
$$\mathbf{D}_x = \mathbf{D}_0 = \frac{2^{N-K+1} - 1}{2^N - 1} \quad \text{dla } x = 0 \quad (55)$$

- 3) wartość średnia $\bar{d} = 0$,

4) odchylenie przeciętne d_p wynosi:

$$d_p = \frac{2^{N-1}}{2^N - 1} (2^{K-1} - 1) \quad (56)$$

Na rysunku 6 pokazano przykładowo dwa generatory cyklicznych binarnych ciągów liczbowych: a) regularnego i b) zdegenerowanego. Oba ciągi liczbowe należą dla klasy $K = 4$ i $N = 4$. Wektor sterujący generujący regularny ciąg liczbowy ma postać $b = (0\ 0\ 1\ 1)$, natomiast wektor sterujący generujący zdegenerowany ciąg liczbowy ma postać $b = (0\ 1\ 0\ 1)$.



Rys. 6. Schematy generatorów binarnych pseudoprzygodkowych ciągów liczbowych klasy $K = 4$ (dla $N = 4$): a) regularnego „15-liczbowego”, b) zdegenerowanego „6-liczbowego”

W tabelicy 3 zestawiono podstawowe parametry dotyczące wyżej wymienionych przykładowych ciągów: binarnego A_L i liczbowego D_L .

Jak wynika z przykładu ujętego w tabelicy 3, ze względu na swoje właściwości statystyczne, binarne liczbowe ciągi cykliczne (regularne i zdegenerowane) mogą stanowić dobrą podstawę do symulacji pseudoprzygodkowych zniekształceń czasowych

Tablica 3

Zestawienie podstawowych parametrów dwóch binarnych ciągów liczbowych: regularnego i zdegenerowanego

Oznaczenie	Ciąg regularny	Ciąg zdegenerowany
B	(0 0 1 1)	(0 1 0 1)
A_L	(1 1 1 1 0 0 0 1 0 0 1 1 0 1 0)	(1 1 1 1 0 0)
L	15	6
S	1,143	2
S_0	7	2
S_1	8	4
\bar{k}	0,125	1
k_p	1,875	3
D_L	(+7 +6 +4 0 -1 -2 -4 +1 -3 -6 +5 +2 -5 +3 -7)	(+7 +6 +4 +1 -3 -7)
\bar{d}	0	+1,33
d_p	3,73	4,33

wych. Ze wzrostem wartości N i K szybko rośnie liczba binarnych ciągów pseudo-przypadkowych. Ze względu na jeszcze szybciej rosnącą długość tych ciągów należy stosować technikę badań komputerowych w celu pełnej analizy ich właściwości oraz do wytypowania ciągów najbardziej przydatnych do symulacji pseudoprzypadkowych zniekształceń czasowych.

4. ZASADY GENERACJI PSEUDOPRZYPADKOWYCH ZNIEKSZTAŁCENŃ CZASOWYCH KLASY NK

4.1. Pojęcia podstawowe

Zniekształcenia czasowe rzeczywistych przebiegów binarnych są na ogół procesami przypadkowymi. Elementarne zniekształcenia czasowe δ są ciągłymi zmiennymi losowymi określonymi w przedziale:

$$-0,5 \leq \delta \leq 0,5 \quad (57)$$

Rozkład gęstości prawdopodobieństwa tych zniekształceń może mieć różny, złożony charakter [1].

Interesujące jest zagadnienie symulacji zniekształceń czasowych przebiegów binarnych zbliżonych swoimi własnościami do zniekształconych rzeczywistych przebiegów binarnych. Symulacja przypadkowych zniekształceń czasowych o ciągłym rozkładzie częstości ich występowania jest zagadnieniem niezwykle trudnym technicznie. Ponadto wyniki pomiarów przeprowadzonych za pomocą binarnych przebiegów o takich właściwościach byłyby bardzo trudne do interpretacji. Z tych względów ograniczono się do symulacji zniekształceń pseudoprzypadkowych o dostatecznie gęstym, dyskretnym rozkładzie częstości ich występowania.

Niech γ będzie elementarnym kwantem zniekształcenia czasowego, określonym następująco:

$$\gamma = \frac{\varepsilon}{2^K} \quad (58)$$

gdzie: ε jest jednostkowym przedziałem przebiegu binarnego;

K jest liczbą naturalną.

Utwórzmy zbiór Γ dyskretnych zniekształceń czasowych δ_j taki, że:

$$\Gamma = \{\delta_j | \delta_j = m_j \cdot \gamma\} \quad (59)$$

gdzie: $m_j \in \{-(2^{K-1}-1), -(2^{K-1}-2), \dots, -x, \dots, -1, 0, 1, \dots, x, \dots, 2^{K-1}-2, 2^{K-1}-1\}$

Łatwo zauważyć analogię między liczbą m_j a liczbą binarną d_j , określoną zależnością (49). Jeżeli przyjmiemy

$$m_j = d_j \quad (60)$$

oraz

$$\Gamma = \{\delta_j | \delta_j = \gamma \cdot d_j\} \quad (61)$$

to ponieważ liczby d_j tworzą ciąg cykliczny D_A (wzór 46) o minimalnej długości cyklu L , zatem zniekształcenia elementarne δ_j utworzą ciąg cykliczny Δ_L o minimalnej długości cyklu L

$$\Delta_L = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_j, \dots) \quad (62)$$

Zniekształcenie elementarne δ_j może przyjmować jedną z $2^{K-1} - 1$ wartości liczbowych $\gamma \cdot x$:

$$\delta_j \in \{-\gamma(2^{K-1}-1), -\gamma(2^{K-1}-2), \dots, -\gamma x, \dots, -\gamma, 0, \gamma, \dots, \gamma x, \dots, \gamma(2^{K-1}-2), \gamma(2^{K-1}-1)\} \quad (63)$$

Oznaczmy przez $A_{\gamma x}$ częstość występowania zniekształcenia o wartości γx w ciągu Δ_L .

$$A_{\gamma x} = \frac{1}{L} \sum_{j=1}^L \delta_j \quad (64)$$

$$\text{gdzie: } \delta_j = \begin{cases} 0 & \text{dla } \delta_j \neq \gamma x \\ 1 & \text{dla } \delta_j = \gamma x \end{cases} \quad (64a)$$

Łatwo zauważyć (por. wz. 50), że:

$$\Delta_{\gamma x} = \gamma \cdot D_x \quad (65)$$

Wartością średnią $\bar{\Delta}$ zniekształceń w ciągu Δ_L nazwijmy wyrażenie:

$$\bar{\Delta} = \sum_{x=-(2^{K-1}-1)}^{(2^{K-1}-1)} \gamma x A_{\gamma x} \quad (66)$$

Można wykazać, że:

$$\bar{\Delta} = \frac{1}{L} \sum_{j=1}^L \delta_j = \gamma \cdot \bar{d} \quad (67)$$

Nazwijmy odchyleniem przeciętnym Δ_p zniekształceń ciągu Δ_L wyrażenie:

$$\Delta_p = \sum_{x=-(2^{K-1}-1)}^{(2^{K-1}-1)} |\bar{\Delta} - \gamma \cdot x| A_{\gamma x} \quad (68)$$

Po pewnych przekształceniach można udowodnić, że

$$\Delta_p = \gamma \cdot d_p \quad (69)$$

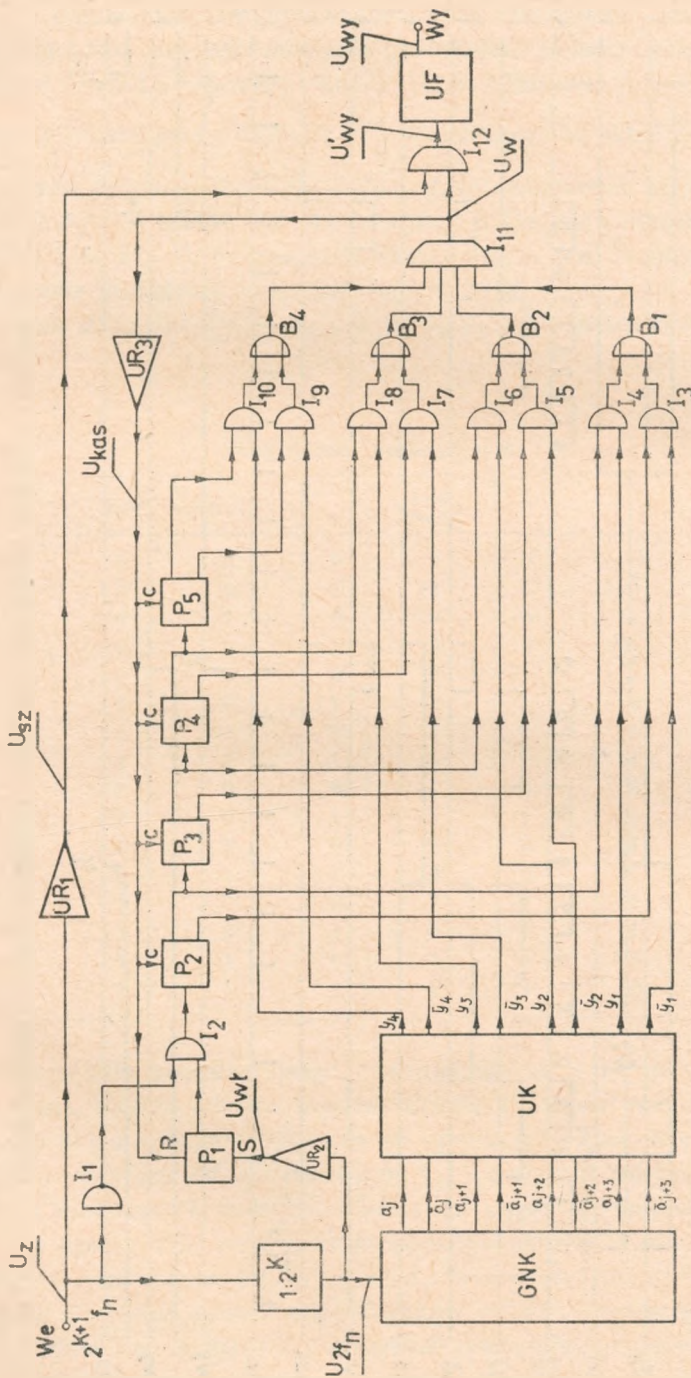
Z przytoczonych zależności widać, że estymatory ciągu zniekształceń Δ_L są proporcjonalne ze współczynnikiem proporcjonalności γ do estymatorów ciągu liczbowego D_A . Wartości zniekształceń γx , jakie mogą przybierać zniekształcenia elementarne δ_j zależą od długości K liczby binarnej d_j . Długość cyklu L ciągu Δ_L zależy od długości cyklu D_A , która zależy od długości N rejestru generującego liczby d_j . Można zatem zagadnienie generacji zniekształceń czasowych o wyżej opisanych własnościach nazwać symulacją zniekształceń czasowych klasy NK .

4.2. Symulator zniekształceń czasowych klasy NK

Zasada działania symulatora zniekształceń czasowych klasy NK oparta jest na generacji liczbowych ciągów pseudoprzypadkowych D_A (opisanych w rozdz. 3). Zasada ta zostanie omówiona przykładowo dla $K = 4$. Dla innych wartości K analogiczne są zarówno działanie, jak i rozwiązania układowe symulatora.

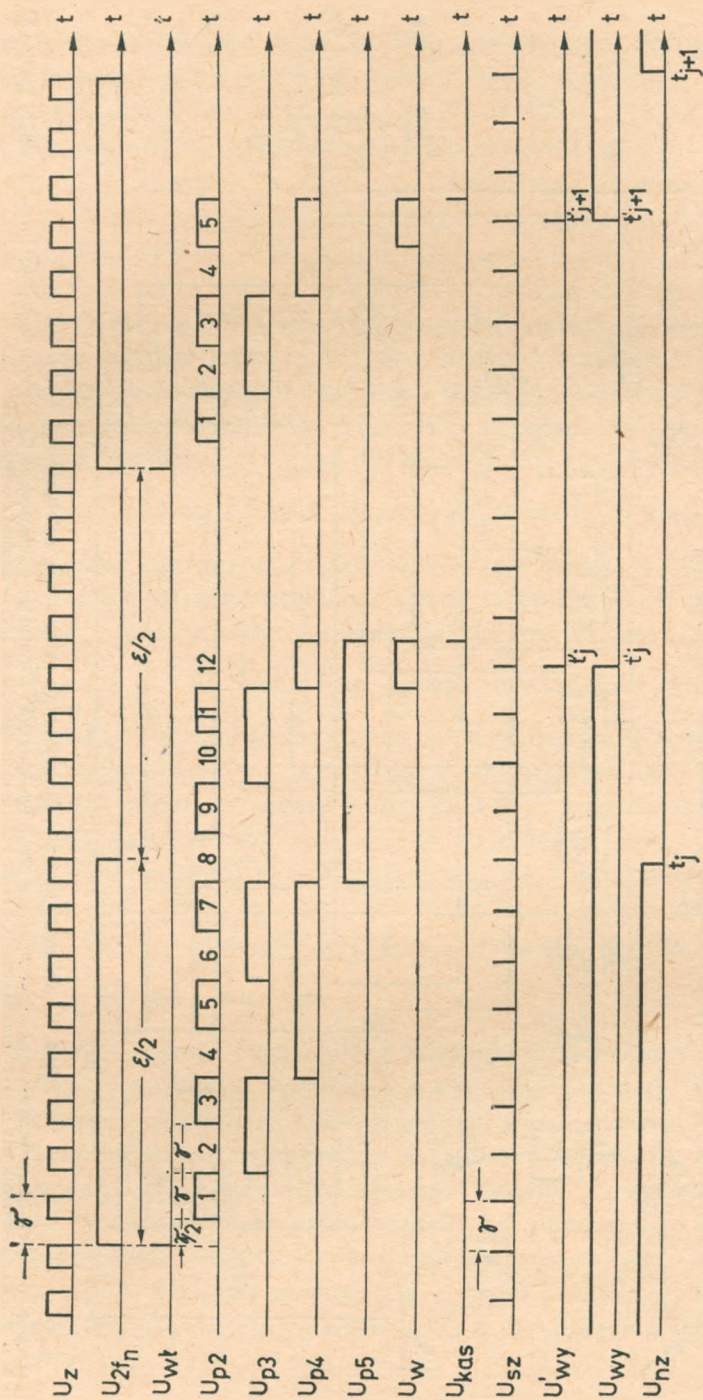
Schemat logiczno-funkcjonalny układu symulatora przedstawia rys. 7, a przebiegi napięciowe w tym układzie pokazane są na rys. 8. Układ symulatora zasilany jest przebiegiem binarnym U_z (falą prostokątną) o częstotliwości $32f_n$ (w ogólnym przypadku częstotliwość przebiegu wejściowego U_z wynosi $2^{K+1} \cdot f_n$, gdzie f_n jest nominalną częstotliwością przebiegu wyjściowego). Przebieg U_z po podzieleniu w stosunku 1:16 (ogólnie 1:2^K) w dzielniku binarnym przekształca się w przebieg U_{2f_n} i zasila generator ciągów liczbowych G_{NK} . Przebieg ten po różniczkowaniu w układzie różniczkującym UR_2 przekształca się w przebieg U_w , który włącza układ sterowanego dzielnika binarnego (przerzutniki $P_1 \div P_5$) w chwili czasowej o wartości $-\frac{\varepsilon}{2} + t_j$. W tej samej chwili czasowej, w pierwszej kolejności zostaje włączony przerwutnik sterujący P_1 , który odblokowuje bramkę I_2 . Odblokowanie tej bramki powoduje doprowadzenie na wejście przerwutnika P_2 przebiegu U_z i uruchomienie liczącej części dzielnika binarnego złożonej z przerwutników $P_2 \div P_5$ w chwili $-\frac{\varepsilon}{2} + t_j + \frac{\gamma}{2}$. Przerwutniki te zliczają odpowiednie (np. opadające) zbocza przebiegu U_z aż do momentu, gdy na ich wyjściach pojawią się potencjały zgodne z potencjałami wyjść $y_1 \div y_4$ układu kombinacyjnego UK . Wówczas na wyjściu bramki I_{11} pojawi się impuls o wartości 1 i o czasie trwania równym γ (przebieg U_w). Opadające zbocze tego impulsu (wyróżnione w układzie UR_3 — przebieg U_{kas}) wyłączy przerwutnik P_1 blokując bramkę I_2 i zatrzymując tym samym dzielnik binarny, oraz wyłączy przerwutniki $P_2 \div P_5$. W ten sposób układ dzielnika osiąga stan początkowy i jest gotowy do przyjęcia następnego impulsu włączającego o położeniu $-\frac{\varepsilon}{2} + t_{j+1}$.

Położenie środka impulsu prostokątnego przebiegu U_w wytworzonego w bramce I_{11} , wyznacza zniekształcenie momentu t_j o wartość równą $\gamma \cdot d_j$. W bramce I_{12} impuls ten wybiera z siatki zniekształceń dyskretnych (z przebiegu U_{sz}) impuls szpilkowy t'_j , przy czym $t'_j - t_j = \gamma \cdot d_j$. Opisana sytuacja powtarza się, gdy następny impuls przebiegu U_w , związany z momentem znamionnym t_{j+1} włącza układ dzielnika binarnego. W ten sposób na wyjściu bramki I_{12} powstaje ciąg impulsów t'_j, t'_{j+1}, \dots odpowiadających zniekształceniom momentów znamionnych t_j, t_{j+1}, \dots . Ciąg tych impulsów zostaje następnie uformowany w układzie formującym UF (dzielnik 1:2) tworząc wyjściowy przebieg binarny U_{wy} o dyskretnych zniekształceniach pseudoprzypadkowych.



Rys. 7. Schemat logiczno-funkcyjny symulatora zniekształceń klasy NK

Oznaczenia: GNK — generator pseudoprzykładowych ciągów liczbowych klasy NK; UK — układ kombinacyjny; UF — układ formujący; $UR_{1,2,3}$ — układy różniczkujące; $P_{1,2,3,4,5}$ — przerzutniki; $I_{1,2,3,4}$ — bramki iloczynowe; $B_{1,2,3,4}$ — bramki sumacyjne; $I_{1,2}$ — dzielnik częstotliwości



Rys. 8. Przebiegi czasowe w układzie symulatora zniekształceń czasowych klasy NK

Obecnie będzie scharakteryzowana nieco bliżej rola układu kombinacyjnego UK . Liczby d_j określają położenie momentu t_j' względem momentu czasowego t_j , natomiast układ dzielnika binarnego określa (przez odliczanie) położenie momentu t_j' względem chwili czasowej o wartości $-\frac{\varepsilon}{2} + t_j$. Dlatego też układ kombinacyjny UK ma za zadanie przyporządkowanie liczbom d_j (w omawianym przypadku o wartościach od 7 do -7) stanów licznika binarnego o kolejnych numerach od 1 do 15 (ogólnie od 1 do $2^K - 1$). Przyporządkowanie to ($d_j \rightarrow$ stan licznika), a także przyporządkowanie kombinacji binarnych stanów wyjść y_1, y_2, y_3, y_4 wartościom elementów liczb d_j ($a_j, a_{j+1}, a_{j+2}, a_{j+3} \rightarrow y_1, y_2, y_3, y_4$) przedstawione zostało w tabelicy 4.

Tabela 4

Stany układu kombinacyjnego UK

d_j	a_j	a_{j+1}	a_{j+2}	a_{j+3}	Stan licznika	y_1	y_2	y_3	y_4
-0	0	0	0	0	8	0	0	0	1
-4	0	0	0	1	12	0	0	1	1
-2	0	0	1	0	10	0	1	0	1
-6	0	0	1	1	14	0	1	1	1
-1	0	1	0	0	9	1	0	0	1
-5	0	1	0	1	13	1	0	1	1
-3	0	1	1	0	11	1	1	0	1
-7	0	1	1	1	15	1	1	1	1
0	1	0	0	0	8	0	0	0	1
4	1	0	0	1	4	0	0	1	0
2	1	0	1	0	6	0	1	1	0
6	1	0	1	1	2	0	1	0	0
1	1	1	0	0	7	1	1	1	0
5	1	1	0	1	3	1	1	0	0
3	1	1	1	0	5	1	0	1	0
7	1	1	1	1	1	1	0	0	0

Synteza układu kombinacyjnego, realizującego takie przyporządkowanie jest ogólnie znana, dlatego schemat logiczny układu UK został pominięty.

Opisany układ symulatora pozwala na symulację zniekształconych przebiegów binarnych o strukturze informacyjnej typu 1:1 i o ciągach zniekształceń kolejnych momentów znamienych mających właściwości ciągów liczbowych D_A . Wynikają stąd pewne ograniczenia możliwości świadomego sterowania wartościami estymatorów ciągów zniekształceń, takich jak Δ i Δ_p . Sterowanie tymi wartościami możliwe jest jedynie w drodze wyboru odpowiedniego wektora sterującego B_N (wzór 5). Dalej rozważany będzie sterowany symulator zniekształceń czasowych, umożliwiający bardziej elastyczne kształtowanie parametrów Δ i Δ_p . Symulator ten oparty będzie o przyporządkowanie złożone, które zostanie omówione poniżej.

4.3. Sterowany symulator zniekształceń czasowych

4.3.1. Przyporządkowanie złożone (macierzowe)

Niech A będzie ciągiem binarnym klasy N . Ciągowi A przyporządkowujemy ciąg liczbowy D_A klasy K w następujący sposób:

$$D_A = (d_1^A, d_2^A, \dots, d_j^A, \dots) \quad (70)$$

gdzie d_j jest liczbą binarną:

$$d_j = [\beta_{j,0} \beta_{j,1} \dots \beta_{j,i} \dots \beta_{j,K-1}] \quad (71)$$

przy czym:

$$[\beta_{j,0} \beta_{j,1} \dots \beta_{j,i} \dots \beta_{j,K-1}] = (-1)^{\beta_{j,0}+1} (2^0 \beta_{j,1} + \dots + 2^{i-1} \beta_{j,i} + \dots + 2^{K-2} \beta_{j,K-1}) \quad (72)$$

i $\beta_{j,i} \in \{0, 1\}$ są pewnymi wyrazami ciągu A .

Będziemy zajmować się sposobem przyporządkowania wyrazom ciągu A elementów $\beta_{j,i}$.

Przedstawmy liczbę binarną d_j w postaci macierzy kolumnowej $[d_j]$:

$$[d_j] = \begin{bmatrix} \beta_{j,0} \\ \beta_{j,1} \\ \vdots \\ \beta_{j,i} \\ \vdots \\ \beta_{j,K-1} \end{bmatrix} \quad (73)$$

Niech będzie dana macierz prostokątna $[G_{K,M}]$ o K wierszach i M kolumnach, przy czym $K \leq M \leq N$:

$$[G_{K,M}] = \begin{bmatrix} g_{1,1} & \dots & g_{1,m} & \dots & g_{1,M} \\ \cdot & \dots & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \dots & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \dots & \cdot & \dots & \cdot \\ g_{k,1} & \dots & g_{k,m} & \dots & g_{k,M} \\ \cdot & \dots & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \dots & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \dots & \cdot & \dots & \cdot \\ g_{K,1} & \dots & g_{K,m} & \dots & g_{K,M} \end{bmatrix} \quad (74)$$

gdzie $g_{k,m} \in \{0, 1\}$, przy czym dla każdego k , jeśli $g_{k,l} = 1$, to $g_{k,m} = 0$ dla każdego $m \neq l$.

Niech będzie dane M kolejnych wyrazów ciągu A w postaci macierzy kolumnowej $[A_M]$, przy czym $K \leq M \leq N$:

$$[A_M] = \begin{bmatrix} a_j \\ a_{j+1} \\ \vdots \\ a_{j+M-1} \end{bmatrix} \quad (75)$$

oraz niech będzie dana macierz kolumnowa $[C_K]$

$$[C_K] = \begin{bmatrix} C_0 \\ C_1 \\ \vdots \\ C_i \\ \vdots \\ C_{K-1} \end{bmatrix} \quad (76)$$

gdzie $C_i \in \{0, \beta, 1\}$

Przyporządkowanie ciągowi binarnemu A ciągu liczbowego D_A nazwiemy przyporządkowaniem złożonym (macierzowym) $D_{A,G,C}$ jeśli:

$$[d_j] = [G_{K,M}] \cdot [A_M] \odot [C_K] \quad (77)$$

Działanie \odot określone jest „po współrzędnych”, tj. w sposób opisany wzorem (78):

$$\begin{bmatrix} a_1 \\ \vdots \\ a_i \\ \vdots \\ a_K \end{bmatrix} \odot \begin{bmatrix} b_1 \\ \vdots \\ b_i \\ \vdots \\ b_K \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \odot b_1 \\ \vdots \\ a_i \odot b_i \\ \vdots \\ a_K \odot b_K \end{bmatrix} \quad (78)$$

gdzie: $a_i \odot 0 = 0$

$$a_i \odot \beta = a_i$$

$$a_i \odot 1 = 1^{1)}$$

Warto zauważyć, że przyporządkowanie proste (46, 47, 48) jest szczególnym przypadkiem przyporządkowania złożonego. Mianowicie:

$$D_{A,G,C} = D_A \quad \text{jeśli} \quad (79)$$

$$g_{k,m} = \begin{cases} 1 & \text{dla } k = m \\ 0 & \text{dla } k \neq m \text{ oraz jeśli:} \end{cases} \quad (80)$$

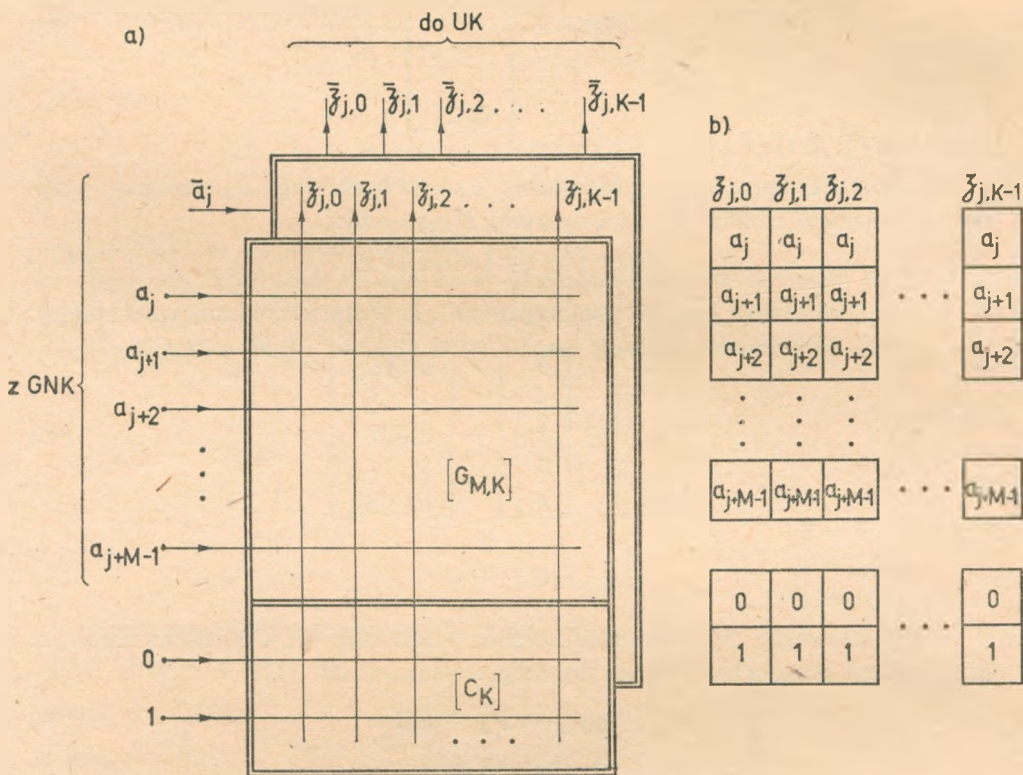
$$C_i = \beta \quad \text{dla } 0 \leq i \leq K-1 \quad (81)$$

Powyższe przyporządkowanie pozwala na świadome sterowanie (przez ustalanie elementów macierzy $[G_{K,M}]$ i macierzy $[C_K]$) wartością przeciętną i średnią ciągu $D_{A,G,C}$. I tak np. „jedynkowanie” pierwszych wyrazów macierzy $[C_K]$ spowoduje zwiększenie wartości przeciętnej ciągu $D_{A,G,C}$; „zerowanie” końcowych wyrazów tej macierzy spowoduje zmniejszenie wartości przeciętnej, a tym samym pożądaną zmianę parametrów charakteryzujących zniekształcenia czasowe.

¹⁾ Zauważmy, że $a_i \in \{0, 1\}$ i że wobec tego definicja działania \odot jest poprawna.

4.3.2. Zasada działania sterowanego symulatora zniekształceń

Sterowany symulator zniekształceń różni się od opisanego uprzednio tylko tym, że pomiędzy generator GNK a układ kombinacyjny UK zostaje włączony układ przełączający UP . Układ ten fizycznie realizuje przyporządkowanie złożone, opisane w p. 4.3.1. Odpowiednie wejścia a_j, \bar{a}_j układu UK połączone są z wyjściami $\bar{z}_{j,i}$ i $\bar{z}_{j,i}$ układu UP .

Rys. 9. Schemat układu przełączającego UP

a) — macierz $[G_{M,K}]$ i macierz $[C_K]$. Ustalanie elementów tych macierzy polega na zwarciu „szyny pionowej” z jedną z „szyn poziomych”, b) — przykład tablicy manipulacyjnej tego układu z zastosowaniem przełączników klawiszowych

Schemat układu przełączającego UP podano na rys. 9a. Macierze przełączające tego układu spełniają funkcje macierzy $[G_{K,M}]$ i macierzy $[C_K]$, a operacji ustalania elementów macierzy $[G_{K,M}]$ i macierzy $[C_K]$ odpowiada połączenie „szyny pionowej” $\bar{z}_{j,i}$ z jedną z „szyn poziomych”, odpowiadających elementom ciągu A lub stałemu „zeru” lub „jedynce”. Na rysunku 9b pokazano elementy manipulacyjne (płytę czołową) układu UP zrealizowane za pomocą przełączników klawiszowych.

5. UWAGI KOŃCOWE

W Instytucie Telekomunikacji Politechniki Warszawskiej (w Pracowni Teletransmisyjnych Układów Logicznych) od roku 1973 prowadzone są prace dotyczące symulacji zniekształceń czasowych. Kierunki tych prac dotyczą:

- teorii symulacji,
- konstrukcji symulatorów,
- zastosowań praktycznych symulatorów do badań właściwości mierników i analizatorów błędów binarnych i zniekształceń czasowych.

Między innymi opracowano (w 1974) model laboratoryjny symulatora jednoparametrowego [2, 3, 5, 6]. W fazie zaawansowanych prac jest model laboratoryjny symulatora wieloparametrowego, pozwalającego także na symulację zniekształceń pseudoprzygodkowych.

Dotychczasowe doświadczenia w zakresie teorii i konstrukcji zachęciły autorów niniejszej pracy do podjęcia badań dotyczących symulacji pseudoprzygodkowych zniekształceń czasowych. Przewiduje się empiryczne zbadanie wybranych parametrów niektórych cyklicznych pseudoprzygodkowych ciągów binarnych i ciągów liczbowych, a także cyklicznych pseudoprzygodkowych ciągów impulsów binarnych zniekształconych czasowo.

Podjęto także próbę opracowania programów obliczeniowych na EMC, których zadaniem będzie wygenerowanie odpowiednich ciągów binarnych i liczbowych (w pełni dla $N \leq 10$ i $K \leq 7$ oraz częściowo w przedziale $11 \leq N \leq 20$ i $K \leq 7$) oraz wyznaczenie wartości odpowiednich estymatorów ($L, S, S_1, S_0, K_r, \bar{k}, k_p, D_x, \bar{d}, d_p$). Wyniki tych badań zostaną opublikowane.

BIBLIOGRAFIA

1. Plewko K., Zbierzchowski B.: Problemy symulacji zniekształceń synchronicznych przebiegów binarnych. Prace Instytutu Łączności, nr 4, 1975
2. Ignaczak A., Plewko K., Zbierzchowski B.: Symulacja zniekształconych synchronicznie przebiegów binarnych. Oprac. wewn. IT-PW, 1973
3. Ignaczak A., Zbierzchowski B., Zwolski J.: Symulator zniekształconych przebiegów binarnych typu SZPB-1. Opis techniczny. Oprac. wewn. IT-PW, 1973
4. Plewko K.: Nowe wielkości charakteryzujące zniekształcenia czasowe i odpowiadające tym wielkościom metody pomiarowe w zastosowaniu do przebiegów telegraficznych i teledycyjnych. Rozprawa doktorska, Instytut Łączności, 1974
5. Plewko K., Zbierzchowski B.: Sposób oraz układ symulacji zniekształconych izochronicznie przebiegów binarnych. Patent, nr P — 169261, 1974
6. Plewko K., Zbierzchowski B.: Sposób oraz układ symulacji zniekształconych izochronicznie przebiegów binarnych o dowolnej strukturze informacyjnej. Zgłoszenie patentowe, nr P-185070, 1975
7. Szajnowski W.: Cyfrowe generatory przebiegów pseudoprzygodkowych. Technika Radia i Telewizji, nr 3, 1973

8. Szajnowski W.: Analiza przydatności binarnych sygnałów pseudoprzypadkowych do zastosowań radiolokacyjnych. Rozprawa doktorska, Politechnika Warszawska 1973
9. Zieliński R.: Generatory liczb losowych. W-wa, WNT, 1972.
10. Schweizer V.L.: Eigenschaften und Anwendungen von binären Quasi-Zufallsfolgen. Frequenz, 24 (1970) 8.
11. Tsao S. H.: Generation of Delayed Replicas of Maximal-Lenght Linear Binary Sequence. Proc. IEE, 1964. 111 p. 1803

Кристина Плевко

Богдан Збержховски

ГЕНЕРИРОВАНИЕ ПСЕВДОСЛУЧАЙНЫХ ВРЕМЕННЫХ ИСКАЖЕНИЙ БИНАРНЫХ СИНХРОННЫХ СИГНАЛОВ

Резюме

В статье представлено принцип генерирования псевдослучайных временных искажений, равномерно распределенных по отношению к последовательностям бинарных синхронных сигналов.

Последовательности псевдослучайно искаженных бинарных сигналов могут быть использованы для испытывания свойств модемов передачи данных, измерителей бинарных ошибок и измерителей временных искажений.

Для генерирования равномерно распределенных псевдослучайных искажений используются последовательности псевдослучайных бинарных сигналов создаваемые сдвигующим регистром с применением программированной обратной связи.

Krystyn Plewko

Bogdan Zbierzchowski

GENERATION OF PSEUDORANDOM TIME DISTORTIONS OF BINAR SYNCHRONEOUS SIGNALS

Summary

Presented in the paper are the generation principles of the pseudorandom time distortions uniformly distributed in relation to sequences of synchroneous binar signals.

The binar signal sequences distorted in a pseudorandom way may be applied for testing the characteristics of the data transmitting modems, the binar error meters and the time distortion meters.

For generating the pseudorandom uniformly distributed time distortions, the pseudorandom binar signal sequences are utilized, obtained by means of a shift register with a programmed feed back.

Krystyn Plewko

Bogdan Zbierzchowski

GÉNÉRATION DES DISTORSIONS PSEUDOALÉATOIRES DE SIGNAUX
BINAIRES SYNCHRONES

Résumé

Dans l'article sont présentés les principes de génération des distorsions pseudoaléatoires ayant distribution uniforme par rapport aux séquences de signaux binaires synchrones.

Les séquences de signaux binaires contenant des distorsions pseudoaléatoires peuvent être utilisées pour les essais de caractéristiques de modems dans la transmission des données, pour les essais d'appareils de mesure des erreurs binaires ainsi que pour les essais d'appareils de mesure des distorsions de temps.

Afin de générer des distorsions pseudoaléatoires avec distribution uniforme on a appliqué les séquences de signaux binaires réalisées au moyen d'un enregistreur à décalage avec contre-réaction programmée.

Krystyn Plewko

Bogdan Zbierzchowski

ERZEUGUNG DER PSEUDOZUFÄLLIGEN ZEITVERZERRUNGEN
DER SYNCHRONISCHEN BINÄRPROZESSE

Zusammenfassung

In dem Artikel wurde das Prinzip der Erzeugung der pseudozufälligen Zeitverzerrungen mit gleichmässiger Verteilung bezüglich der synchronischen Binärprozesse dargestellt.

Die pseudozufällig verzerrten Binärprozesse können zur Prüfung der Eigenschaften der Datenübertragungsmodeme, der Binärfehler -und der Zeitverzerrungsmesser ausgenutzt werden. Zur Erzeugung der pseudozufälligen Verzerrungen mit gleichmässiger Verteilung wurden pseudozufällige Binärprozesse benutzt, die mittels des Schieberegisters mit programmierter Rückkopplung erzeugt werden.

BADANIE ROZKŁADU POZIOMU MINUTOWEJ PSOFOMETRYCZNEJ MOCY ŚREDNIEJ SZUMU KANALU TELEFONICZNEGO

Rękopis dostarczono do Komitetu Redakcyjnego dnia 3. 11. 1975 r.

Zagadnienie określenia typu rozkładu poziomu mocy średniej szumu kanału telefonicznego jest bardzo istotne z uwagi na prawidłową interpretację zaleceń CCITT. W artykule przedstawiono wyniki badań statystycznych i wnioski dotyczące hipotezy o normalności rozkładu minutowej psofometrycznej mocy średniej szumu kanału telefonicznego. Wyznaczenie wartości statystyki oparto na podstawie próby losowej o liczności 200 wyników pomiarów.

1. WPROWADZENIE

Pomiary stosowane w telekomunikacji stanowią nieodzowny etap projektowania, oceny jakości kanałów i traktów telekomunikacyjnych lub ich elementów składowych, a także badania niesprawności oraz wykrywania i lokalizacji uszkodzeń urządzeń telekomunikacyjnych.

W dotychczasowej praktyce wykonywano na ogół badania, w których sygnały mierzone (pomiarowe) miały niemal wyłącznie ściśle określony zapis analityczny, tzw. sygnały zdeterminowane. Istnieje jednak w telekomunikacji duża klasa sygnałów, którym nie można przypisać żadnego zapisu analitycznego. Są to między innymi różnego rodzaju zakłócenia elektryczne obcego lub własnego pochodzenia. Sygnały takie mają charakter przypadkowy i są nazywane sygnałami losowymi (stochastycznymi). Teoria sygnałów losowych rozwinęła się na gruncie ogólnej teorii matematycznej zwanej teorią procesów stochastycznych. W nowej teorii uwzględnia się przypadkowy charakter przesyłanych informacji, wpływ przypadkowo oddziałujących zakłóceń, wprowadza się wielkości umożliwiające obiektywne ilościowe oszacowanie jakości urządzeń kanałów i systemów z punktu widzenia efektywności transmisyjnej. Badając pewne parametry statystyczne sygnału losowego można uzyskać szereg informacji o tym systemie. W takim przypadku stosuje się wnioskowanie statystyczne, polegające na tym, że na podstawie znajomości właściwości odpowiednio wybranej części elementów, należącej do pewnego zbioru, wysuwa się

wnioski dotyczące rozważanych właściwości pozostałych (nie zbadanych) elementów tego zbioru.

Potrzeba znajomości parametrów statystycznych losowych sygnałów elektrycznych pojawiła się zwłaszcza w związku z wprowadzeniem do eksploatacji telefonicznych analogowych systemów nośnych o zwielokrotnieniu częstotliwościowym. Dane statystyczne są niezbędne do określenia — między innymi — dopuszczalnych szumów w kanałach telefonicznych. Waga zagadnień określania parametrów statystycznych telekomunikacyjnych sygnałów losowych została podkreślona przez takie organizacje międzynarodowe jak OWŁ i CCITT.

W oparciu o przeprowadzone wcześniej badania sformułowano zalecenie CCITT — G 222 [1]. W zaleceniu tym zawarte są wytyczne¹⁾ dotyczące psofometrycznej mocy średniej szumów w punkcie o poziomie względnym 0 dBr we wszystkich kanałach telefonicznych o strukturze łącza odniesienia o długości 2500 km.

2. POMIAR SZUMU ZA POMOCĄ MIERNIKA MOCY ŚREDNIEJ

Moc średnią \bar{P} szumu (sygnału losowego) za pewien określony przedział czasu T wydzieloną na rezystancji R można wyznaczyć z zależności:

$$P = \frac{1}{T} \int_a^{a+T} \frac{u^2(t)}{R} dt \quad (1)$$

gdzie: $u(t)$ — chwilowa wartość napięcia badanego sygnału,
 T — czas uśredniania,
 a — dowolna stała.

Zgodnie z powyższym równaniem można mierzyć moc średnią sygnału losowego za pomocą miernika mocy średniej sygnałów losowych [2]. Wyznaczona za pomocą takiego miernika moc średnia \bar{P} jest zmienną losową, tzn. że poszczególne wartości mocy średniej \bar{P} będą różne dla różnych wartości (chwilowych) a . Zakłada się, że kolejne wartości parametru a różnią się od siebie co najmniej o T , czyli że ma miejsce uśrednianie za rozłączne odcinki czasu.

3. OPIS OBIEKTU BADANEGO

Psofometryczna moc średnia szumu w kanale telefonicznym za określony przedział czasu była mierzona przy wyłączeniu kanału z eksploatacji. Przedmiotem badań był kanał telefoniczny wchodzący w skład łącza jednej z relacji Kraków—

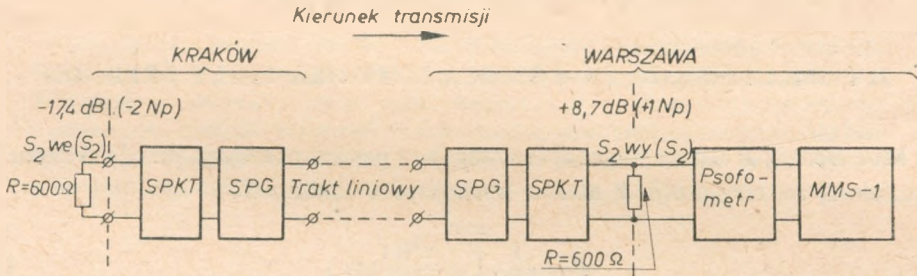
¹⁾ Sprawa interpretacji statystycznej tego zalecenia podana jest w opracowaniu doc. dra J. Dudziewicza pt. „Ocena psofometrycznej mocy średniej szumu kanału telefonicznego” umieszczonego w niniejszym numerze „Prac Instytutu Łączności”.

Warszawa. Do wejścia kanału w Krakowie w czasie pomiaru psfometrycznej mocy średniej szumu był dołączony rezystor o wartości $R = 600 \Omega$ i taki sam rezystor o wartości $R = 600 \Omega$ był dołączony do wyjścia kanału w Warszawie. Równolegle do rezystora $R = 600 \Omega$ w Warszawie był dołączony zestaw pomiarowy: psfometr — miernik mocy średniej.

Ponieważ konstrukcja miernika mocy średniej nie zapewnia odpowiedniego „ważenia” mierzonych szumów w kanale telefonicznym w położeniu naturalnym, dlatego przy pomiarach psfometrycznej mocy szumu stosowano psfometr jako wzmacniacz wstępny o odpowiedniej charakterystyce częstotliwościowej.

Program badań obejmował:

- kalibrację (poziomowanie) badanego kanału,
- właściwy pomiar psfometrycznej mocy średniej.



Rys. Schemat blokowy układu pomiarowego

SPKT — stojak przemiany kanałowej

SPG — stojak przemiany grupowej

Pozycje przełączników:

1. Psfometr — pozycja dzielnika wejściowego: 10 mV wejście symetryczne a/b pasmo Tf, impedancja wejściowa: 10 k Ω , stała czasu: 200 ms, wyjście zmienna-prądowe: 0,5 V
2. MMS-1 — pasmo A, wejście A, czas uśredniania: 1 min, podzakres: V, pomiar ręczny

Przed każdym seansem pomiarowym kalibrowano kanał. Po wykonaniu kalibracji przystępowano do właściwego pomiaru psfometrycznej mocy średniej szumu kanału telefonicznego w układzie przedstawionym na rysunku. Pomiar za pomocą miernika mocy średniej typ MMS-1 [2] był wykonywany w odstępach pięciominutowych. Przed każdym pomiarem kalibrowano miernik MMS-1.

4. ZASADY WERYFIKACJI HIPOTEZ STATYSTYCZNYCH

Hipotezą statystyczną nazywa się przypuszczenie dotyczące wartości parametrów w populacji, bądź rozkładu cechy w populacji, bądź współzależności kilku cech itp. na podstawie wartości charakterystyk z próby, czy też innych wyników uzyskanych z obserwowanych wartości cechy w próbie,

Do weryfikacji hipotez statystycznych używa się testów statystycznych. Testem

statystycznym nazywa się regułę postępowania prowadzącą do zweryfikowania określonej hipotezy statystycznej; inaczej mówiąc, testem nazywa się algorytm, którego wynikiem jest decyzja o odrzuceniu ewentualnie o nieodrzućeniu testowanej hipotezy. Rodzaj testu jest zależny od rodzaju wysuniętej hipotezy statystycznej.

Rozważaną hipotezę oznacza się zwykle symbolem H_0 i nazywa hipotezą zerową [4]. Często rozpatruje się równocześnie „konkurencyjne” hipotezy nazywane hipotezami alternatywnymi. Test służący do zweryfikowania hipotezy H_0 , polegający wyłącznie na jej odrzuceniu lub stwierdzeniu braku podstaw do jej odrzucenia, nazywa się testem istotności. Zasadniczą rzeczą przy budowie testu statystycznego jest wybór odpowiedniej statystyki i wyznaczenie jej rozkładu przy założeniu, że weryfikowana hipoteza H_0 jest prawdziwa. Gdy znany jest taki rozkład, ustala się pewną małą wartość prawdopodobieństwa α zwaną poziomem istotności. Następnie wśród dopuszczalnych wartości statystyki wyznacza się taki zbiór krytyczny ω_α , że prawdopodobieństwo przyjęcia przez statystykę wartości należącej do zbioru ω jest nie większe niż α . Pobiera się próbę, dla której oblicza się wartość statystyki. Jeżeli obliczona wartość statystyki należy do krytycznego zbioru ω_α , wtedy weryfikowaną hipotezę należy odrzucić. Prawdopodobieństwo popełnienia błędu polegającego na odrzuceniu hipotezy prawdziwej jest równe obranemu poziomowi istotności α . Jeżeli okaże się, że zaobserwowana z próby wartość statystyki nie należy do zbioru krytycznego ω_α , wtedy stwierdza się, że wynik uzyskany z próby nie przeczy hipotezie i brak jest podstaw do jej odrzucenia.

5. ETAPY WERYFIKACJI HIPOTEZ STATYSTYCZNYCH

Weryfikację hipotez statystycznych opiera się na wynikach otrzymanych z próby. Proces weryfikacji hipotezy można podzielić na sześć podstawowych etapów:

- 1) określenie klasy rozkładów dopuszczalnych,
- 2) sformułowanie hipotezy,
- 3) wybór statystyki,
- 4) wyznaczenie obszaru krytycznego przy zadanym poziomie istotności,
- 5) obliczenie wartości statystyki na podstawie uzyskanych wyników pomiarów,
- 6) podjęcie decyzji.

Istota rzeczy przy weryfikacji hipotezy polega na tym, żeby uchronić się zarówno przed popełnieniem błędu pierwszego rodzaju, polegającym na odrzuceniu hipotezy prawdziwej, jak i przed popełnieniem błędu drugiego rodzaju, polegającym na przyjęciu hipotezy fałszywej. Możliwość powstania takich błędów wynika stąd, że decyzję co do słuszności hipotezy podejmuje się nie na podstawie badania całego rozważanego zbioru badanej cechy, lecz na podstawie wyników badania próby losowej.

6. BADANIE NIEZALEŻNOŚCI STATYSTYCZNEJ ELEMENTÓW PRÓBY

Jednym z najprostszych sposobów oceny niezależności statystycznej (losowości) jest test serii [3]. Test serii oparty jest na teorii serii, która pozwala uwzględnić kolejność pojawienia się poszczególnych elementów próby. Test serii jest bardzo prosty, tak w budowie jak i w rachunkach.

W pierwszym okresie badań poddano testowi wyniki pomiarów zarejestrowanych w odstępach jednonminutowych, a ściślej w odstępach 1 min 3 s, przy czym 3 s były konieczne do odczytania wskazania miernika (przez odstęp między kolejnymi pomiarami rozumie się czas między początkowymi chwilami kolejnych pomiarów). Otrzymywane wartości serii w tak uzyskiwanych próbach świadczyły o tym, że hipotezę o niezależności statystycznej wyników pomiarów należy odrzucić. Następnie poddawano testowi wyniki pomiarów uzyskiwane w następujących odstępach: 2-, 3-, 4- i 5-minutowych. Dopiero wyniki pomiarów uzyskiwane w odstępach 5-minutowych wykazały cechę niezależności statystycznej.

7. ZASTOSOWANIE TESTU ZGODNOŚCI χ^2 (CHI-KWADRAT) PEARSONA DO WERYFIKACJI HIPOTEZY O NORMALNOŚCI ROZKŁADU POZIOMU PSOFOMETRYCZNEJ JEDNOMINUTOWEJ MOCY ŚREDNIEJ SZUMU KANAŁU TELEFONICZNEGO

W praktyce spotyka się bardzo często rozkład cechy mierzalnej zbliżony do normalnego. Oczywiście jest jednak, że normalność rozkładu badanej cechy nie może być uważana za regułę i wymagane jest jej sprawdzenie czyli weryfikacja. Do sprawdzenia zgodności zaobserwowanego rozkładu empirycznego badanej cechy X z założonym jej rozkładem teoretycznym stosowany jest w praktyce między innymi test chi-kwadrat Pearsona [5]. Ogólna metoda badania rozkładu testem zgodności polega na zastosowaniu określonej statystyki jako miary rozbieżności między badaną funkcją gęstości prawdopodobieństwa $f(x)$ a teoretyczną funkcją gęstości prawdopodobieństwa $f_0(x)$.

8. STATYSTYKA χ^2 PEARSONA

Biorąc z populacji próbę losową i układając z niej szereg rozdzielczy uzyskuje się rozkład empiryczny badanej cechy. Rozkład ten z reguły różni się od rozkładu hipotetycznego (w naszym przypadku — od rozkładu normalnego), nawet wtedy gdy hipoteza jest prawdziwa. Dla różnych prób będzie się uzyskiwać różne rozkłady empiryczne. Różnice te są skutkiem wahań losowych. Jeżeli jednak wysunięta hi-

potęza jest słuszna, to dla dostatecznie licznych prób rozkład empiryczny może być bardzo zbliżony do rozkładu hipotetycznego.

Należy znaleźć takie kryterium, które pozwoliłoby stwierdzić, czy występująca rozbieżność między rozkładem empirycznym i teoretycznym jest w granicach błędu losowego i nie przeczy hipotezie zerowej H_0 , czy też jest ona zbyt duża do przyjęcia hipotezy i wówczas należy ją odrzucić. Wprowadzoną przez Pearsona i obecnie powszechnie używaną miarą rozbieżności między rozkładem teoretycznym o dystrybuancie $F_0(x)$ a rozkładem empirycznym o dystrybuancie $F(x)$ jest statystyka χ^2 Pearsona.

Rozważmy próbę o N niezależnych obserwacjach zmiennej losowej X (którą w naszym przypadku jest poziom psolfometrycznej jednonominutowej mocy średniej szumu), której funkcja gęstości prawdopodobieństwa jest $f(x)$. Podzielmy te N obserwacji na K przedziałów (klas) o jednakowej częstości obserwacji, które tworzą razem tzw. histogram (chigram) częstości. Liczba obserwacji, przypadających na j -ty przedział ($j = 1, 2, \dots, k$), nazywa się częstością obserwowaną w j -tym przedziale i będzie oznaczana przez f_j . Oczekiwana liczba obserwacji, które mają przypaść na j -ty przedział, w przypadku gdyby rzeczywista funkcja gęstości prawdopodobieństwa zmiennej losowej X wynosiła $f_0(x)$, nazywa się częstością oczekiwaną w j -tym przedziale i będzie oznaczona przez F_j . Rozbieżność między częstością obserwowaną a częstością oczekiwaną w każdym przedziale wynosi więc $f_j - F_j$. Chcąc wyznaczyć całkowitą rozbieżność należy zsumować kwadraty rozbieżności we wszystkich przedziałach uzyskując statystykę χ^2 Pearsona z próby:

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^K \frac{(f_j - F_j)^2}{F_j} \quad (2)$$

Liczba stopni swobody n -tej statystyki jest równa w tym przypadku K minus liczba różnych niezależnych ograniczeń liniowych nałożonych na te obserwacje. Jedno z takich ograniczeń wynika z faktu, że częstość w ostatnim przedziale jest już określona, jeżeli znane są częstości w pierwszych $K-1$ przedziałach. Jeżeli teoretyczna spodziewana funkcja gęstości prawdopodobieństwa jest funkcją rozkładu normalnego o nieznanach: wartości średniej i wariancji, to istnieją dwa dodatkowe ograniczenia, ponieważ należy wyznaczyć dwa parametry (wartość średnią i wariancję), aby dopasować pewną funkcję gęstości prawdopodobieństwa rozkładu normalnego. Porównania teoretycznej (spodziewanej) funkcji gęstości prawdopodobieństwa dokonuje się przez dopasowanie jej do histogramu obserwowanych danych.

W przypadku kiedy stosuje się test zgodności χ^2 jako test na normalność rozkładu, liczba stopni swobody statystyki χ^2 według równania (2) wynosi $n = K - 3$. Po wyznaczeniu odpowiedniej liczby stopni swobody dla zmiennej χ^2 można przeprowadzić test w następujący sposób:

Wysuwamy hipotezę, że zmienna losowa X ma funkcję gęstości prawdopodobieństwa $f(x) = f_0(x)$, gdzie $f_0(x)$ jest w naszym przypadku funkcją gęstości praw-

dopodobieństwa rozkładu normalnego określoną za pomocą równania:

$$f_0(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp - \left(\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2} \right) \quad (3)$$

gdzie: m — wartość oczekiwana,

σ — odchylenie standardowe zmiennej losowej X .

Po rozłożeniu wszystkich obserwacji na K przedziałów i obliczeniu oczekiwanej częstości dla każdego przedziału — przy założeniu, że $f(x) = f_0(x)$ — należy obliczyć wartość χ^2 zgodnie z równaniem (2). Ponieważ jakiegokolwiek odchylenie $f(x)$ od $f_0(x)$ będzie powodowało wzrost χ^2 , wobec tego stosowany jest test jednostronny (górną gałąź). Przedział akceptacji wynosi zatem:

$$\chi^2 \leq \chi^2_{n,\alpha} \quad (4)$$

gdzie wartość $\chi^2_{n,\alpha}$ można uzyskać z odpowiednich tablic rozkładu [5]. Jeżeli wartość z próby χ^2 jest większa niż $\chi^2_{n,\alpha}$, to hipotezę $f(x) = f_0(x)$ należy odrzucić na poziomie istotności α . Jeżeli χ^2 jest mniejsze lub równe $\chi^2_{n,\alpha}$, to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy na poziomie istotności α . Ponieważ stosuje się metodę równych częstości¹⁾, to zaleca się [5] stosowanie minimalnej liczby przedziałów w teście na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ podanej w tablicy 1.

Tablica 1

Minimalna liczba przedziałów K dla próby o liczebności N przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$

N	200	400	600	800	1000	1500	2000
K	16	20	24	27	30	35	39

W oparciu o przedstawioną metodę wykonano poniżej (p. 10) obliczenie statystyki χ^2 Pearsona dla $N = 200$ niezależnych wyników pomiarów poziomu psfometrycznej jednodominutowej mocy średniej szumu kanału telefonicznego.

9. WYZNACZENIE WARTOŚCI POZIOMU MIERZONEJ PSOFOMETRYCZNEJ JEDNODMINUTOWEJ MOCY ŚREDNIEJ

Wyniki pomiarów przeprowadzonych w układzie jak na rysunku 1 były wyrażone w jednostkach $[\mu\text{Wp}]$ — mikrowaty psfometryczne. Wprowadzając oznaczenia: P_m — moc średnia zmierzona, równa wartości odczytanej (wskazywanej przez miernik mocy średniej) w $[\mu\text{W}]$ oraz \bar{P}_{rz} — psfometryczna moc średnia rze-

¹⁾ Jak wiadomo istnieje druga metoda weryfikacji hipotezy oparta na założeniu przedziałów o równej (jednakowej) szerokości. W niniejszej pracy zastosowano metodę równych częstości z uwagi na mniejszą pracochłonność i łatwiejsze uzyskiwanie wyniku końcowego.

Tablica 2

Ciąg nie malejący wartości x poziomu psolfometrycznej jednonominutowej mocy średniej szumu

P_m Wartość odczytana [μ W]	P_0 [pW0p]	x [dBm0p]	P_m [μ W]	P_0 [pW0p]	x [dBm0p]
14,3	955,24	-60,20	17,4	1162,32	-59,35
15,0	1002,00	-59,99	17,4	1162,32	-59,35
15,7	1048,76	-59,79	17,5	1169,00	-59,32
16,0	1068,80	-59,71	17,7	1182,36	-59,27
16,1	1075,48	-59,68	17,8	1189,04	-59,25
16,1	1075,48	-59,68	17,8	1189,04	-59,25
16,1	1075,48	-59,68	17,8	1189,04	-59,25
16,1	1075,48	-59,68	17,8	1189,04	-59,25
16,2	1082,16	-59,66	17,9	1195,72	-59,22
16,4	1095,52	-59,60	17,9	1195,72	-59,22
16,5	1102,20	-59,58	17,9	1195,72	-59,22
16,5	1102,20	-59,58	17,9	1195,72	-59,22
16,6	1108,88	-59,55	17,9	1195,72	-59,22
16,7	1115,56	-59,53	18,0	1202,40	-59,20
16,8	1122,24	-59,50	18,1	1209,08	-59,18
16,8	1122,24	-59,50	18,2	1215,76	-59,15
16,9	1128,92	-59,47	18,2	1215,76	-59,15
17,0	1135,60	-59,45	18,2	1215,76	-59,15
17,1	1142,28	-59,42	18,3	1222,44	-59,13
17,2	1148,96	-59,40	18,4	1229,12	-59,10
17,2	1148,96	-59,40	18,4	1229,12	-59,10
17,2	1148,96	-59,40	18,4	1229,12	-59,10
17,3	1155,64	-59,37	18,6	1242,48	-59,06
17,3	1155,64	-59,37	18,8	1255,84	-59,01
17,4	1162,32	-59,35	18,8	1255,84	-59,01
18,9	1262,52	-58,99	20,0	1336,00	-58,74
19,0	1269,20	-58,96	20,0	1336,00	-58,74
19,0	1269,20	-58,96	20,0	1336,00	-58,74
19,0	1269,20	-58,96	20,0	1336,00	-58,74
19,0	1269,20	-58,96	20,1	1342,68	-58,72
19,1	1275,88	-58,94	20,1	1342,68	-58,72
19,1	1275,88	-58,94	20,2	1349,36	-58,70
19,1	1275,88	-58,94	20,2	1349,36	-58,70
19,1	1275,88	-58,94	20,2	1349,36	-58,70
19,2	1282,56	-58,92	20,2	1349,36	-58,70
19,2	1282,56	-58,92	20,2	1349,36	-58,70
19,2	1282,56	-58,92	20,2	1349,36	-58,70
19,3	1289,24	-58,90	20,2	1349,36	-58,70
19,3	1289,24	-58,90	20,3	1356,04	-58,68
19,3	1289,24	-58,90	20,3	1356,04	-58,68
19,3	1289,24	-58,90	20,3	1356,04	-58,68
19,3	1289,24	-58,90	20,4	1362,72	-58,66
19,4	1295,92	-58,87	20,4	1362,72	-58,66

c.d. tabl.2

P_m [μ W]	P_0 [pW0p]	x [dBm0p]	P_m [μ W]	P_0 [pW0p]	x [dBm0p]
19,5	1295,92	-58,87	20,5	1369,40	-58,63
19,6	1309,28	-58,83	20,5	1369,40	-58,63
19,8	1322,64	-58,79	20,7	1382,76	-58,59
19,9	1329,32	-58,76	20,7	1382,76	-58,59
19,9	1329,32	-58,76	20,7	1382,76	-58,59
19,9	1329,32	-58,76	20,8	1389,44	-58,57
20,0	1336,00	-58,74	20,8	1389,44	-58,57
20,8	1389,44	-58,57	21,5	1429,52	-58,45
20,8	1389,44	-58,57	21,6	1442,88	-58,41
20,9	1396,12	-58,55	21,6	1442,88	-58,41
20,9	1396,12	-58,55	21,7	1449,56	-58,39
20,9	1396,12	-58,55	21,7	1449,56	-58,39
20,9	1396,12	-58,55	21,7	1449,56	-58,39
20,9	1396,12	-58,55	21,7	1449,56	-58,39
21,0	1402,80	-58,53	21,7	1449,56	-58,39
21,1	1409,48	-58,51	21,7	1449,56	-58,39
21,1	1409,48	-58,51	21,8	1456,24	-58,37
21,1	1409,48	-58,51	21,8	1456,24	-58,37
21,1	1409,48	-58,51	21,9	1462,92	-58,35
21,1	1409,48	-58,51	21,9	1462,92	-58,35
21,1	1409,48	-58,51	22,0	1469,60	-58,33
21,1	1409,48	-58,51	22,0	1469,60	-58,33
21,1	1409,48	-58,51	22,0	1469,60	-58,33
21,2	1416,16	-58,49	22,1	1476,28	-58,31
21,2	1416,16	-58,49	22,2	1482,96	-58,29
21,3	1422,84	-58,47	22,3	1489,64	-58,27
21,3	1422,84	-58,47	22,3	1489,64	-58,27
21,3	1422,84	-58,47	22,3	1489,64	-58,27
21,4	1429,52	-58,45	22,3	1489,64	-58,27
21,5	1429,52	-58,45	22,5	1503,00	-58,23
21,5	1429,52	-58,45	22,5	1503,00	-58,23
21,5	1429,52	-58,45	22,6	1509,68	-58,21
22,7	1516,36	-58,19	24,0	1603,20	-57,95
22,7	1516,36	-58,19	24,0	1603,20	-57,95
22,8	1523,04	-58,17	24,0	1603,20	-57,95
22,8	1523,04	-58,17	24,3	1623,24	-57,90
22,9	1529,72	-58,15	24,3	1623,24	-57,90
22,9	1529,72	-58,15	24,4	1629,92	-57,88
22,9	1529,72	-58,15	24,5	1636,60	-57,86
23,0	1536,40	-58,13	24,6	1643,28	-57,84
23,0	1536,40	-58,13	24,6	1643,28	-57,84
23,1	1543,08	-58,12	24,8	1656,64	-57,81
23,2	1549,76	-58,10	25,2	1683,36	-57,74
23,3	1556,44	-58,08	25,3	1690,04	-57,72

c.d. tabl. 2

\bar{P}_m [μW]	\bar{P}_0 [pW0p]	x [dBm0p]	\bar{P}_m [μW]	\bar{P}_0 [pW0p]	x [dBm0p]
23,3	1556,44	-58,08	25,4	1696,72	-57,80
23,4	1563,12	-58,06	25,6	1710,08	-57,67
23,4	1563,12	-58,06	25,6	1710,08	-57,67
23,4	1563,12	-58,06	25,8	1723,44	-57,64
23,5	1569,80	-58,04	25,9	1730,12	-57,62
23,6	1576,48	-58,02	27,8	1857,04	-57,31
23,6	1576,48	-58,02	28,1	1877,08	-57,27
23,6	1576,48	-58,02	28,4	1897,12	-57,22
23,6	1576,48	-58,02	28,8	1923,84	-57,16
23,8	1589,84	-57,99	32,6	2177,68	-56,62
23,8	1589,84	-57,99	32,8	2191,04	-56,59
23,9	1596,52	-57,97	34,5	2304,60	-56,37
23,9	1596,52	-57,97	38,6	2578,48	-55,89

czywista szumu w kanale w punkcie o poziomie względnym równym +8,686 dBr w [μWp], można napisać, że:

$$\bar{P}_{rz}[\mu Wp] = \frac{\bar{P}_m[\mu W]}{k^2} \quad (5)$$

gdzie: k jest wzmocnieniem napięciowym wzmacniacza psolfometru dla wyjścia zmiennoprądowego (w danym przypadku $k = 45$) przy częstotliwości 800 Hz.

Jeżeli \bar{P}_0 oznacza psolfometryczną moc średnią jednoczynową szumu wyrażoną w pikowatach i odniesioną do punktu o poziomie względnym 0 dBr, to można napisać uwzględniając równanie (5), że:

$$\begin{aligned} \bar{P}_0[pW0p] &= \bar{P}_{rz}[\mu Wp] \cdot 10^{\frac{-8,686}{10}} \cdot 10^6 = \frac{\bar{P}_m[\mu W]}{k^2} \cdot 10^{-0,8686} \cdot 10^6 = \\ &= \frac{\bar{P}_m[\mu W]}{45^2} \cdot 10^{-0,8686} \cdot 10^6 = 66,8 \bar{P}_m[\mu W] \end{aligned} \quad (6)$$

Zatem poziom psolfometrycznej mocy średniej jednoczynowej w odniesieniu do 0 dBr wynosi:

$$\begin{aligned} x [dBm0p] &= 10 \lg \frac{\bar{P}_0[pW0p] \cdot 10^{-9}}{1 [mW]} = 10 \lg \frac{66,8 \cdot \bar{P}_m[\mu W]}{10^9} = \\ &= 10 \lg (66,8 \cdot \bar{P}_m [\mu W]) - 90 \end{aligned} \quad (7)$$

$$\text{lub } x [dBm0p] = 10 \lg \bar{P}_0 [pW0p] - 90 \quad (8)$$

Wyznaczone wartości poziomu psolfometrycznej mocy średniej jednoczynowej w odniesieniu do punktu o poziomie względnym 0 dBr zgodnie z powyższym algorytmem zostały zestawione w ciągu niemalejącym w tablicy 2.

10. WYZNACZENIE WARTOŚCI STATYSTYKI χ^2 PEARSONA

Zakładamy, że test zgodności χ^2 Pearsona zostanie przeprowadzony przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Na podstawie tablicy 1 wyniki próby o $N = 200$ obserwacji zostały podzielone na $K = 16$ przedziałów. W stosowanej przez nas metodzie równych częstości w przedziałach prawdopodobieństwo występowania wartości poziomów psfometrycznej mocy średniej jednonominutowej szumu w każdym przedziale powinno wynosić:

$$Pr = \frac{1}{K} = 0,0625$$

Na podstawie tego założenia wyznaczamy dystrybuantę teoretyczną, która porządkowuje każdemu przedziałowi j (gdzie $j = 1, 2, \dots, K$ numer kolejny przedziału) badanego rozkładu sumę prawdopodobieństw w kolejnym rozpatrywanym przedziale i we wszystkich przedziałach poprzednich w próbie:

$$F_0(x_j) = Pr [X < x_j] \quad (9)$$

gdzie x_j jest maksymalną wartością poziomu w przedziale (górną granicą przedziału).

W naszym przypadku prawdopodobieństwo w każdym przedziale wynosi $Pr = 0,0625$, zatem dla $j = 1$ mamy $F_0(x_1) = 0,0625$

$$\text{dla } j = 2 \text{ mamy } F_0(x_2) = 0,0625 + 0,0625 = 0,1250$$

itd. (por. tabl. 3)

Odpowiednie standaryzowane górne granice przedziałów z_j dla założonego rozkładu normalnego wyznaczono¹⁾ za pomocą kalkulatora firmy Hewlett-Packard typu HP65 z jego programami standardowymi STAT 1-10A1 i STAT 1-10A2. Te standaryzowane granice przedziałów należy przeliczyć na granice wyrażone w jednostkach sygnału mierzonego [dBm0p]. Przeliczenie to wykonuje się według równania:

$$x_j = s_x z_j + \bar{x} \quad (10)$$

gdzie: \bar{x} jest wartością średnią z próby (estymatorem) i wynosi:

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i = -58,59 \text{ [dBm0p]} \quad (11)$$

s_x — odchylenie standardowe z próby (estymator) równa się:

$$s_x = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} = 0,65 \text{ [dBm0p]} \quad (12)$$

Wartość średnią i odchylenie standardowe obliczono również za pomocą kalkulatora HP-65 z programem STAT 1-01A.

¹⁾ Wartości te można też wyznaczyć posługując się tablicą pt. „Areas under Standardized Normal Density Function” umieszczoną w [5].

Wartości górnych granic przedziałów x_j według równania (10) zostały umieszczone w kolumnie 4 tabeli 3. Nakładając granice przedziałów na zaobserwowane dane, jak to pokazano w tabeli 2, otrzymamy częstości obserwowane f_j w przedziałach. Częstości te zostały umieszczone w kolumnie 5 tabeli 3.

Tabela 3

Wyznaczenie wartości statystyki $\chi^2 = \sum_{j=1}^{K-1} \frac{(f_j - F_j)^2}{F_j}$ metodą równych częstości w przedziałach

j	$F_0(x_j)$	z_j	$x_j = s_x z_j + \bar{x}$	f_j	F_j	$ f_j - F_j $	$\frac{(f_j - F_j)^2}{F_j}$
1	2	3	4	5	6	7	8
1	0,0625	-1,5344	-59,59	10	12,5	2,5	0,50
2	0,1250	-1,1504	-59,34	17	12,5	4,5	1,62
3	0,1875	-0,8870	-59,17	13	12,5	0,5	0,02
4	0,2500	-0,6742	-59,03	8	12,5	4,5	1,62
5	0,3125	-0,4884	-58,91	14	12,5	1,5	0,18
6	0,3750	-0,3182	-58,80	8	12,5	4,5	1,62
7	0,4375	-0,1570	-58,69	18	12,5	5,5	2,42
8	0,5000	0	-58,59	10	12,5	2,5	0,50
9	0,5625	0,1570	-58,49	20	12,5	7,5	4,50
10	0,6250	0,3182	-58,38	16	12,5	3,5	0,98
11	0,6875	0,4884	-58,27	13	12,5	0,5	0,02
12	0,7500	0,6742	-58,15	10	12,5	2,5	0,50
13	0,8125	0,8870	-58,01	14	12,5	1,5	0,18
14	0,8750	1,1504	-57,84	13	12,5	0,5	0,02
15	0,9375	1,5344	-57,59	8	12,5	4,5	1,62
16	1	-	-	8	12,5	4,5	1,62
				200	200		17,92

$N = 200$; $\bar{x} = -58,59$; $s_x = 0,65$; $n = K-2-1 = 16-3 = 13$;
[dBm0p] [dB]

$\chi_{\alpha}^2 = 22,36$ dla $n = 13$; $\alpha = 0,05$

$\chi^2 = 17,92 < \chi_{13; 0,05}^2 = 22,36$

W kolumnie 6 tabeli 3 znajdują się częstości oczekiwane w przedziałach, które są jednakowe dla każdego przedziału i wynoszą $200:16 = 12,5 = F_j$. Ostatni etap polega na obliczeniu wartości statystyki χ^2 Pearsona według równania (2). Biorąc pod uwagę, że odpowiednia liczba stopni swobody wynosi $K-3 = 16-3 = 13$, zbiór wartości krytycznych statystyki χ^2 wyznaczamy posługując się tablicami rozkładu χ^2 [5]. W naszym przypadku zbiorem wartości krytycznych dla $n = 13$ i $\alpha = 0,05$ jest zbiór wartości statystyki $\chi^2 < \chi_{13; 0,05}^2 = 22,36$.

Ponieważ obliczona wartość statystyki χ^2 z próby wynosi $\chi^2 = 17,92 < \chi_{13; 0,05}^2 = 22,36$, zatem nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładu poziomu psofometrycznej mocy średniej jednonumutowej szumu kanału telefonicznego na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

11. UWAGI I WNIOSKI

Szum występujący w kanałach telekomunikacyjnych ma charakter losowy, w związku z tym do wyznaczania parametrów szumu stosuje się metodykę i aparaturę opartą o zasady statystyki matematycznej. Jednym z podstawowych parametrów szumu jest jego psfometryczna moc średnia za określony przedział czasu lub poziom tej psfometrycznej mocy średniej. Wyznaczony w trakcie pojedynczego pomiaru poziom psfometrycznej mocy średniej może być traktowany jako wartość (estymator) zmiennej losowej.

Przeprowadzona weryfikacja hipotezy statystycznej dotyczyła zbadania empirycznego rozkładu poziomu psfometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu w kanale telefonicznym. Moc średnia szumu w kanale telefonicznym za okres jednej minuty była mierzona za pomocą zestawu cyfrowego, w którego skład wchodził psfometr i cyfrowy miernik mocy średniej. Wyznaczony na podstawie wyników pomiarów zbiór wartości poziomów psfometrycznej jednodominutowej mocy średniej był traktowany jako próba statystyczna wybrana losowo z populacji generalnej. Ponieważ uzyskiwanie dużej (statystycznie uzasadnionej) liczby wyników pomiarów jest długotrwałe i pracochłonne, przeto weryfikacja hipotezy została ograniczona do zbadania rozkładu poziomu psfometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu w jednym kanale telefonicznym relacji międzymiastowej. Test istotności przeprowadzono na próbie o liczebności 200 wyników pomiarów.

Zastosowana metoda weryfikacji hipotezy statystycznej za pomocą testu χ^2 Pearsona jest najczęściej stosowaną metodą sprawdzenia prawidłowości założonej hipotezy nieparametrycznej. Szczególnie często zachodzi w praktyce potrzeba sprawdzenia hipotezy, że populacja ma rozkład normalny. Hipotezę o normalności rozkładu populacji najprościej jest sprawdzić testem zgodności χ^2 Pearsona. Wartości statystyki χ^2 w zależności od liczby stopni swobody są stabelaryzowane i dostępne w każdej pozycji literatury dotyczącej statystyki matematycznej.

Przeprowadzona weryfikacja hipotezy nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładu poziomu psfometrycznej jednodominutowej mocy średniej szumu w kanale telefonicznym.

Z faktu tego wyniknie możliwość wprowadzania nowych metod pomiarów statystycznych szumu w służbach eksploatacyjnych resortu łączności. (Por. notka 1 na str. 99).

Symbole podwielokrotnych jednostek miar

dBm0P — decybel jako $\frac{1}{10}$ jednostki poziomu mocy psfometrycznej w odniesieniu do mocy jednego miliwata, w punkcie o poziomie względnym zero decybeli,

dBr — decybel jako $\frac{1}{10}$ jednostki poziomu względnego mocy,

- pW (mW) — pikowat (miliwat) jako $10^{-12}(10^{-3})$ jednostki mocy,
pWp (mWp) — pikowat (miliwat) jako $10^{-12}(10^{-3})$ jednostki mocy psyfometrycznej,
pW0p (mW0p) — pikowat (miliwat) jako $10^{-12}(10^{-3})$ jednostki mocy psyfometrycznej w punkcie o poziomie względnym zero decybeli.

BIBLIOGRAFIA

1. Zalecenia CCITT. Księga Zielona tom III. Transmisja przewodowa, Genewa 1973
2. Dudziewicz J.: Miernik mocy średniej sygnałów losowych. Prace Instytutu Łączności 3 (75) Warszawa 1974
3. Fisz M.: Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna. PWN Warszawa 1969
4. Firkowicz Sz.: Statystyczne badanie wyrobów. WNT Warszawa 1970
5. Bendat J. S., Piersol A. G.: Random Data. Analysis and Measurement Procedures. Wiley-Interscience New York 1971
6. Stuck B. W., Kleiner B.: A Statistical Analysis of Telephone Noise. The Bell System Techn. J. No 7, vol. 53, September 1974
7. Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna. Polska Norma PN-58/N-01051
8. Swed F. S., Eisenhart C.: Tables for testing randomness of grouping in a sequence of alternatives. AMS (1943)
9. Domsta J.: Statystyka matematyczna w zastosowaniach. Instytut Matem. PAN, Warszawa 1975

Лариса Бялобржезка

ИСПЫТАНИЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ В ТЕЛЕФОННОМ КАНАЛЕ УРОВНЕЙ МИНУТНОЙ ПСОФОМЕТРИЧЕСКОЙ СРЕДНЕЙ МОЩНОСТИ ШУМА

Резюме

Вопрос определения типа распределения уровней средней мощности в телефонном канале является существенным с точки зрения правильной интерпретации рекомендации МККТ.

В статье представлены результаты статистических испытаний и предложения относительно гипотезы нормального распределения минутной псофометрической средней мощности шума в телефонном канале.

Определение значения статистики обосновано на случайной выборке численностью, в 200 результатов измерений.

Larysa Bialobrzeska

EXAMINATION OF DISTRIBUTION OF THE MEAN MINUTE PSOPHOMETRICAL NOISE POWER IN A TELEPHONE CIRCUIT

Summary

The question of determining the type of distribution of the mean noise power level of a telephone circuit is essential for the correct interpretation of the CCITT recommendations.

In the paper have been given the results of statistical surveys as well as proposals concerning the hypothesis of normal distribution of the mean values of psophometrical power levels of noise in a telephone circuit.

The determination of the statistical value has been based on the random sampling with 200 measure findings.

Larysa Bialobrzeska

ANALYSE DE LA RÉPARTITION DU NIVEAU DE LA PUISSANCE PSOPHOMÉTRIQUE MOYENNE SUR UNE MINUTE DU BRUIT D'UNE VOIE TÉLÉPHONIQUE

Résumé

La question de détermination du type de la répartition du niveau de puissance moyenne du bruit d'une voie téléphonique est essentielle du point de vue de l'interprétation correcte des avis du CCITT.

L'article présente les résultats d'essais statistiques ainsi que les propositions relatives à l'hypothèse sur répartition normale de la puissance psophométrique moyenne sur une minute du bruit d'une voie téléphonique.

La détermination de la valeur de la statistique est appuyée sur le choix aléatoire de 200 effets de mesures.

Larysa Bialobrzeska

PRÜFUNG DER PEGELVERTEILUNG DER MINUTENMITTELLEISTUNG DES GERÄUSCHES DES FERNSPRECHKANALS

Zusammenfassung

Das Problem der Bestimmung des Verteilungstyps des Mittelleistungspegels des Geräusches des Fernsprechanals ist sehr wichtig für die richtige Interpretation der CCITT-Empfehlungen.

In dem Artikel wurden die Resultate der statistischen Prüfungen und Schlussfolgerungen zur Normalitätshypothese der Verteilung der Minutenmittelleistung des Geräusches im Fernsprechanal dargestellt. Die Bestimmung der Statistikwerte erfolgte auf Grund einer zufälligen Stichprobe der 200 Messungen.

OCENA PSOFOMETRYCZNEJ MOCY SZUMU KANALU TELEFONICZNEGO

Rękopis dostarczono do Komitetu Redakcyjnego w dniu 10.IV.1976

W pracy podano probabilistyczną interpretację zalecenia G.222 — CCITT, dotyczącą psofometrycznej mocy szumu kanału telefonicznego utworzonego za pomocą kablowych, analogowych systemów transmisyjnych. Wprowadzając między innymi założenie o normalności rozkładu poziomu psofometrycznej mocy średniej jednonutowej i jednogodzinowej szumu kanału telefonicznego uzyskano rozkłady graniczne i proste kryteria oceny praktycznej łącza telefonicznego o strukturze łącza odniesienia i długości 2500 km pod względem szumu. Zaproponowano również uproszczoną ocenę łącza o długości mniejszej niż 2500 km. W zakończeniu podano wyniki eksperymentów wykonanych w krajowej sieci telekomunikacyjnej przy zastosowaniu wyżej wymienionych kryteriów oceny oraz sformułowano wnioski końcowe.

1. ZALECENIA CCITT I ICH INTERPRETACJA

Od wielu lat istnieją zalecenia CCITT dotyczące szumu w łączu telefonicznym mającym strukturę łącza odniesienia o długości 2500 km [1]. Aczkolwiek zalecenia te stanowią wytyczne do projektowania urządzeń transmisyjnych, wchodzących w skład tego łącza odniesienia, to jednak można je traktować jako przybliżone wymagania dotyczące realnych łączy; sugestie takie — szczególnie jeżeli chodzi o odcinki jednorodne — są zawarte w samych zaleceniach CCITT [2]. W pracy niniejszej przyjmuje się więc, że wyżej wymienione wartości psofometrycznej mocy szumu stanowią wartości graniczne (maksymalnie dopuszczalne) dla tego typu rzeczywistego łącza telefonicznego o bardzo dobrej jakości. Zadaniem tego opracowania jest przedstawienie nowej metody interpretacji tych zaleceń i metody badań weryfikujących spełnienie odpowiednich wymagań w realnych warunkach pracy.

W podstawowym zaleceniu G.222 [1] zawarty jest następujący tekst dotyczący tych wymagań; przyjmuje się tutaj, że wartości niżej podane dotyczą mocy psofometrycznej szumu na końcu łącza i odniesione są do punktu o poziomie względnym równym 0 dBr.

1. Psfometryczna moc średnia nie powinna przekraczać 10^4 pW0p (10^{-5} mW0p) w dowolnej godzinie.

2. Psofometryczna moc średnia jednodominutowa nie powinna przekraczać 10^4pW0p (10^{-5}mW0p) częściej niż w 20% dowolnego miesiąca.
3. Psofometryczna moc średnia jednodominutowa nie powinna przekraczać $5 \cdot 10^4 \text{pW0p}$ ($5 \cdot 10^{-5} \text{mW0p}$) częściej niż w 0,1% dowolnego miesiąca¹⁾.

Zostaną teraz poczynione pewne założenia, na podstawie których zostanie dokonana próba odpowiedniej interpretacji wymienionych zaleceń w języku probabilistycznym.

Założenie 1

Poziom psometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu p [dBm0p] ma rozkład normalny, tzn. psometryczna moc średnia jednodominutowa szumu $P = 10^{0.1p}$, [mW0p] ma rozkład logarytmiczno-normalny; to samo dotyczy psometrycznej mocy średniej godzinowej szumu N .

Założenie powyższe jest założeniem roboczym, które jednak zostało potwierdzone w licznych przypadkach praktycznych i z dużą dokładnością potwierdza równoważność drugiego wariantu wspomnianego w odsyłaczu 1. Założenie to pozwala na wyznaczenie funkcji rozkładu granicznego średniej mocy (psometrycznej) jednodominutowej szumu (lub jej poziomu), ponieważ w punktach 2 i 3 powyżej (zalecenie G.222) określone są dwa punkty tego rozkładu.

Założenie 2

Wartość frakcji czasu dowolnego miesiąca identyfikuje się z wartościami prawdopodobieństwa a priori przekroczenia granicznych wartości mocy szumu.

Założenie to jest niezbędne, aby traktować rozkłady prawdopodobieństwa „w sensie granicznym”, tzn. przy założeniu, że rozkłady te obowiązują dla nieskończonego czasu obserwacji. W przeciwnym przypadku model zjawiska byłby nadmiernie rozbudowany.

Założenie 3

Wartość oczekiwana psometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu jest równa wartości oczekiwanej psometrycznej mocy średniej jednogodzinowej szumu.

Założenie to jest zupełnie naturalne i potwierdzone również w praktyce.

Ponieważ p. 1 wyżej cytowanego zalecenia G.222 nie jest sformułowany językiem statystycznym, proponuje się interpretować go w następującym sensie:

Założenie 4

Poziom psometrycznej mocy średniej jednogodzinowej szumu nie powinien przekraczać -50 dBm0p ($-50 = 10 \lg 10^{-5} = 10^4 \text{pW0p}$) częściej niż w 0,135% dowolnego miesiąca (reguła 3-sigmowa).

¹⁾ W komentarzach tego zalecenia rozważa się możliwość przyjęcia drugiego wariantu tego wymagania, gdzie odpowiednie wartości miałyby wynosić 10^5pW0p i 0,01%, co przy przyjętych poniżej założeniach stanowiłoby niewielką zmianę względem pary wartości $5 \cdot 10^4 \text{pW0p}$ i 0,1%.

Reguła 3-sigmowa, często stosowana w praktyce, daje w tym przypadku wystarczającą gwarancję, że średnio w żadnym miesiącu (a więc „nigdy”) nie zdarzy się przypadek, aby w jakiejś godzinie pojawiło się w łączu niedopuszczalne przekroczenie mocy szumu (0,135% miesiąca stanowi nieco poniżej jednej godziny).

Przyjęcie powyższych założeń umożliwia wyznaczenie granicznych rozkładów prawdopodobieństwa dla psfometrycznej mocy (lub poziomu mocy) średniej jednodominutowej i jednogodzinowej szumu w łączu odniesienia, a więc i ich podstawowych parametrów, tzn. wartości oczekiwanej i odchylenia standardowego.

2. WYZNACZENIE ROZKŁADÓW GRANICZNYCH PSOFOMETRYCZNEJ MOCY ŚREDNICH SZUMU I ICH PARAMETRÓW CHARAKTERYSTYCZNYCH

2.1. Rozkład graficzny psfometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu

Stosując odpowiednią siatkę rozkładu normalnego (por. rys. 1), w której wykres dystrybuanty rozkładu normalnego jest linią prostą, można nanieść na ten wykres dwa punkty A i B o współrzędnych: A (-50 dBm0p; 80%) i B ($-43,01$ dBm0p; 99,9%). Wartość -50 dBm0p stanowi poziom odpowiadający mocy psfometrycznej 10^4 pW0p (por. p. 2 zalecenia G.222), a wartość $-43,01$ dBm0p — poziom odpowiadający mocy psfometrycznej $5 \cdot 10^4$ pW0p (por. p. 3 zalecenia G.222). Wartość 80% stanowi wartość dystrybuanty odpowiadającą 20-procentowemu prawdopodobieństwu przekroczenia danej wartości mocy (por. p. 2 zalecenia G.222), a wartość 99,9% — wartość dystrybuanty odpowiadającą 0,1-procentowemu prawdopodobieństwu przekroczenia danej wartości mocy (por. p. 3 zalecenia G.222).

Prowadząc prostą przez te punkty A i B można wyznaczyć wartość średnią (oczekiwaną) poziomu psfometrycznej mocy średniej jednodominutowej jako odcięty punkt przecięcia tej prostej z prostą poziomą o rzędnej 50%. Wartość ta wynosi (obliczono ją analitycznie przy użyciu tablic numerycznych [6]):

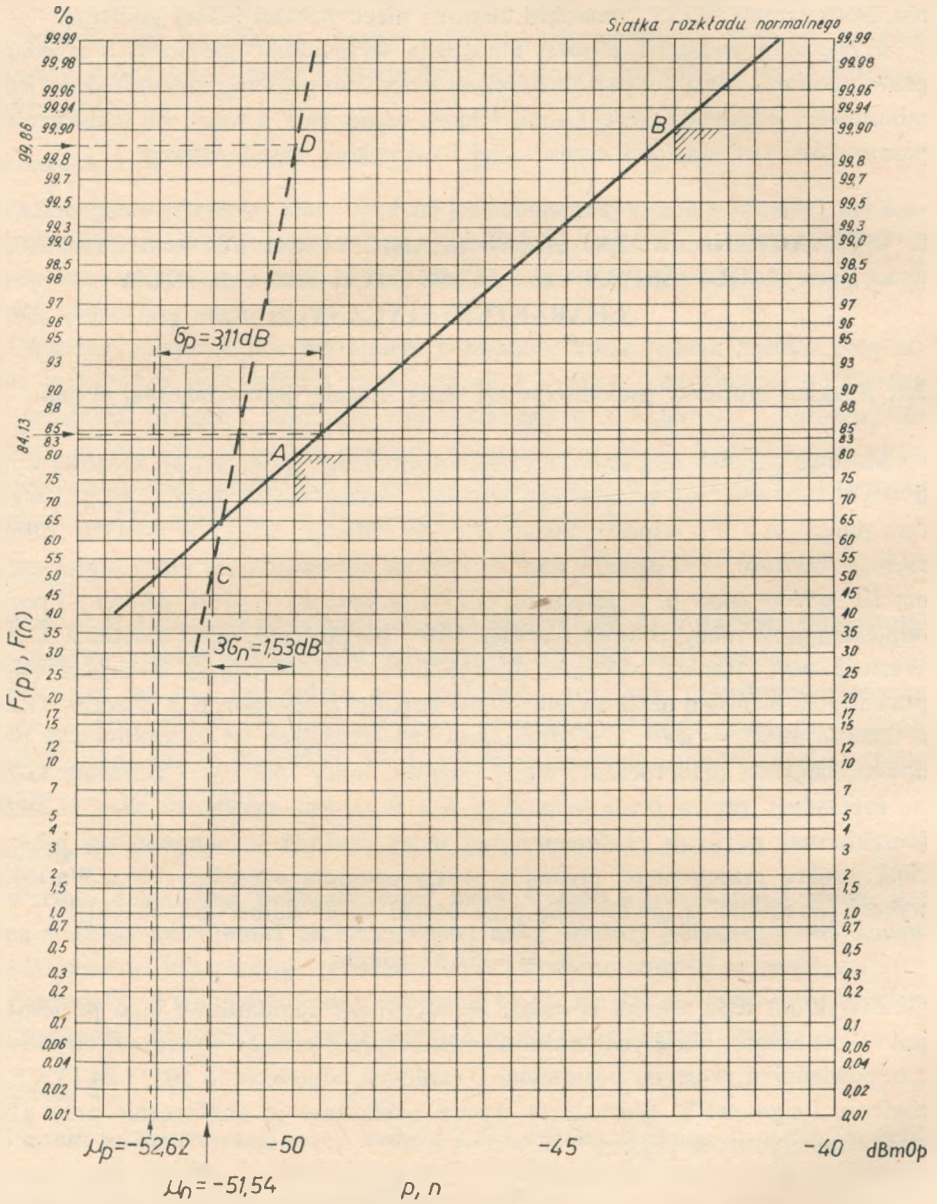
$$\mu_p = -52,62 \text{ dBm0p} \quad (1)$$

Z wykresu tego wynika również, że odchylenie standardowe tego poziomu σ_p jest równe różnicy odciętych punktów przecięcia linii prostej (wykresu dystrybuanty) z odpowiednimi prostymi poziomymi o rzędnych odpowiednio 50% i 84,13% („odchylenie 1-sigmowe”). Wartość ta wynosi (obliczono ją analitycznie przy użyciu tablic numerycznych [6]):

$$\sigma_p = 3,11 \text{ dB} \quad (2)$$

Moc odpowiadająca średniemu poziomowi μ_p wynosi więc

$$P_0 = 10^{\frac{\mu_p}{10}} = 10^{\frac{-52,62}{10}} = 5,470 \cdot 10^{-6} \text{ mW0p} = 5470 \text{ pW0p} \quad (3)$$



Rys. 1. Wykres dystrybuanty granicznej F rozkładu normalnego zmiennej losowej:

- poziom psfometrycznej mocy średniej jednoczynowej p ,
- - - - - poziom psfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej n .

natomiast moc średnia (por. równanie B-7 w dodatku B):

$$\begin{aligned}\mu_P &= e^{\left(\frac{\mu_P}{10c} + \frac{\sigma_P^2}{2 \cdot 100c^2}\right)} = e^{\frac{52,62 \ln 10}{10}} \cdot e^{\frac{(3,11 \ln 10)^2}{200}} = \\ &= 7,069 \cdot 10^{-6} \text{ mW0p} = 7069 \text{ pW0p}\end{aligned}\quad (4)$$

Poziom tej mocy średniej

$$\begin{aligned}p_0 &= 10 \cdot \lg \mu_P = 10c \ln e^{\left(\frac{\mu_P}{10c} + \frac{\sigma_P^2}{2 \cdot 100c^2}\right)} = \mu_P + \frac{\ln 10}{20} \sigma_P^2 = \\ &= \mu_P + 0,1151 \sigma_P^2 = -52,62 + 0,1151 \cdot 3,11^2 = -51,51 \text{ dBm0p}\end{aligned}\quad (5)$$

Odpowiednie odchylenie standardowe psfometrycznej mocy średniej jednodominutowej wynosi (por. równanie B-10 w dodatku B):

$$\sigma_P = \mu_P \sqrt{e^{\frac{(\sigma_P \ln 10)^2}{100}} - 1} = 7069 \sqrt{e^{\frac{(3,11 \ln 10)^2}{100}} - 1} = 5786 \text{ pW0p}\quad (6)$$

2.2. Rozkład graniczny psfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej szumu

Zgodnie z założeniem 3 w p. 1 powyżej wartość oczekiwana psfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej μ_N jest równa odpowiedniej wartości oczekiwanej psfometrycznej mocy średniej jednodominutowej μ_P , a więc (por. równanie 4)

$$\mu_N = \mu_P = 7069 \text{ pW0p}\quad (7)$$

a więc i poziom tej mocy (por. równanie 5)

$$n_0 = p_0 = 10 \lg \mu_N = -51,51 \text{ dBm0p}\quad (8)$$

Dla wyznaczenia wartości oczekiwanej poziomu psfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej μ_n i odpowiedniego odchylenia standardowego σ_n tego poziomu zostanie ułożony następujący układ dwóch równań z dwoma niewiadomymi (por. rys. 1):

$$\left. \begin{aligned}\mu_n &= n_0 - 0,1151 \sigma_n^2 \\ \mu_n + 3\sigma_n &= -50\end{aligned}\right\}\quad (9)$$

Równanie pierwsze wynika bezpośrednio z równania (5), natomiast równanie drugie oparte jest na założeniu 4 (por. p. 1 powyżej). Po rozwiązaniu tego układu równań uzyska się, że

$$\mu_n = -51,54 \text{ dBm0p}\quad (10)$$

oraz

$$\sigma_n = 0,51 \text{ dB}\quad (11)$$

Moc odpowiadająca poziomowi μ_n wynosi

$$N_0 = 10^{\frac{\mu_n}{10}} = 10^{\frac{-51,54}{10}} = 7,015 \cdot 10^{-6} \text{ mW0p} = 7015 \text{ pW0p}\quad (12)$$

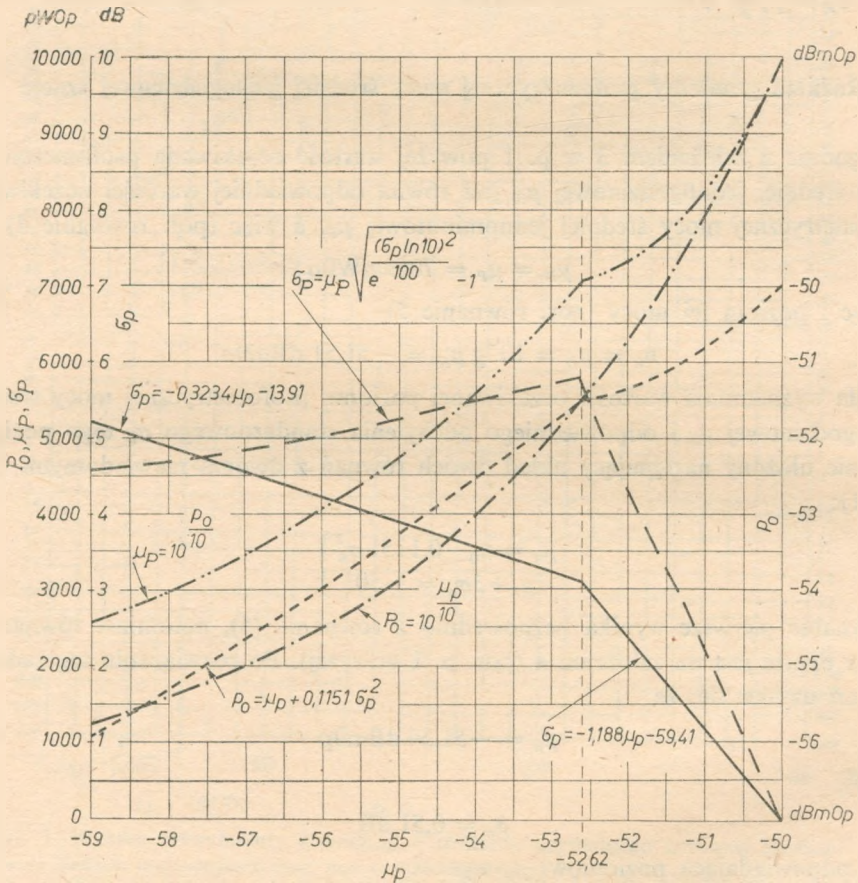
natomiast odchylenie standardowe psfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej

$$\sigma_N = \mu_N \sqrt{e^{\frac{(\sigma_N \ln 10)^2}{100}} - 1} = 7069 \sqrt{e^{\frac{(0,51 \ln 10)^2}{100}} - 1} = 833 \text{ pW0p} \quad (13)$$

3. KRYTERIA OCENY WYNIKÓW POMIARU PSFOMETRYCZNEJ MOCY ŚREDNIEJ JEDNOMINUTOWEJ SZUMU

Z analizy podanej w p. 2 wynikało, że jeżeli aktualne parametry rozkładu psfometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu rzeczywistego łącza o strukturze zbliżonej do łącza odniesienia i o przybliżonej długości 2500 km spełniają warunki

$$\mu_P \leq 7069 \text{ pW0p} \quad (14a)$$



Rys. 2. Graniczne wartości parametrów dotyczących psfometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu w telefonicznym łączu odniesienia o długości 2500 km

i jednocześnie

$$\sigma_p \leq 5786 \text{ pW0p} \quad (14b)$$

lub odpowiednie parametry rozkładu poziomu tej mocy

$$\mu_p \leq -52,62 \text{ dBm0p} \quad (15a)$$

i jednocześnie

$$\sigma_p \leq 3,11 \text{ dB} \quad (15b)$$

to spełnione będą wymagania 2 i 3 zalecenia G.222 (por. p. 1).

Jednak spełnienie tych ostatnich wymagań jest możliwe również i przy innych warunkach niż te, które są opisane równaniami (15) lub (14). I tak na przykład wartość średniego poziomu μ_p może być większa niż $-52,62 \text{ dBm0p}$, jeżeli odchylenie standardowe σ_p będzie odpowiednio mniejsze niż $3,11 \text{ dB}$. Chodzi mianowicie o to, aby tylko prosta rozkładu, stanowiąca wykres dystrybuanty na rys. 1, przebiegała powyżej punktów A i B. Na rys. 2 przedstawiono wykres funkcji $\sigma_p = f(\mu_p)$, na podstawie którego można ocenić, czy dana para wyników pomiaru (μ_p, σ_p) gwarantuje spełnienie wymagania CCITT dotyczącego rozkładu psrofometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu łącza telefonicznego o strukturze łącza odniesienia.

Nietrudno wykazać, że w przedziale

$$-52,62 \text{ dBm0p} \leq \mu_p \leq -50 \text{ dBm0p} \quad (16)$$

wykres ten stanowi linię prostą o równaniu

$$\sigma_p = -1,188 \mu_p - 59,41 \quad (17)$$

natomiast dla

$$\mu_p \leq -52,62 \text{ dBm0p} \quad (18)$$

wykres ten jest linią prostą o równaniu

$$\sigma_p = -0,3234 \mu_p - 13,91 \quad (19)$$

Tak więc ostatecznie można stwierdzić, że jeżeli punkt o współrzędnych (μ_p, σ_p) położony jest poniżej (lub na) linii łamanej przedstawionej na rys. 2, to wymagania dotyczące rozkładu psrofometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu są spełnione, jeżeli natomiast jest on położony powyżej niej, to wymagania te nie są spełnione.

Wymagania powyższe można zapisać w postaci analitycznej w następujący sposób:

— w przypadku wyrażonym wzorem (16)

$$\sigma_p \leq -1,188 \mu_p - 59,41 \quad (20)$$

— w przypadku wyrażonym wzorem (18)

$$\sigma_p \leq -0,3234 \mu_p - 13,91 \quad (21)$$

Warunki te stanowią więc bardzo prosty algorytm do jednoznacznej kwalifikacji wyniku pomiaru poziomu psfometrycznej mocy średniej jednonminutowej szumu i można go odpowiednio stosować przy ręcznej lub automatycznej¹⁾ ocenie wyniku pomiaru.

Wynika więc stąd również, że graniczne wartości innych związanych parametrów, a mianowicie p_0 , P_0 , μ_p i σ_p , będą także zależne od danej wartości parametru μ_p , co zostało przedstawione na rys. 2.

Przy ocenie statystycznej zachodzi jednak konieczność przeprowadzenia serii pomiarów i wykonania odpowiedniej ich obróbki statystycznej. Można to wykonać w następujący sposób.

Wyobraźmy sobie, że wykonano m pomiarów (niezależnych próbek) poziomu psfometrycznej mocy średniej jednonminutowej szumu uzyskując wyniki $p_1, p_2, \dots, p_i, \dots, p_m$. Estymator wartości oczekiwanej [3]

$$\hat{\mu}_p = \bar{p} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m p_i \quad (22)$$

oraz estymator odchylenia standardowego

$$\hat{\sigma}_p = s_p = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^m (p_i - \bar{p})^2}{m-1}} \quad (23)$$

W najprostszym przypadku będzie można więc stosować kryteria oceny wyrażone równaniem (20) i (21), w których jednak zamiast prawidłowych wartości parametrów μ_p i σ_p należy podstawiać ich estymatory \bar{p} i s_p określone równaniami (22) i (23).

Jeżeli w szczególnym przypadku potrzebne jest wyznaczenie przedziału ufności dla ww. wartości parametrów μ_p i σ_p , to można postępować następująco:

Zakładając poziom ufności $(1-\alpha)$ można twierdzić, że przedział ufności wartości oczekiwanej wynosi

$$\left(\bar{p} - \frac{s_p \cdot t_{m-1; \alpha/2}}{\sqrt{m}} \right) \leq \mu_p < \left(\bar{p} + \frac{s_p \cdot t_{m-1; \alpha/2}}{\sqrt{m}} \right) \quad (24)$$

gdzie $t_{m-1; \alpha/2}$ oznacza kwantyl rzędu $\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)$ rozkładu t Studenta o $(m-1)$ stopniach swobody, natomiast przedział ufności odchylenia standardowego wynosi

$$s_p \sqrt{\frac{m-1}{\chi_{m-1; \alpha/2}^2}} \leq \sigma_p < s_p \sqrt{\frac{m-1}{\chi_{m-1; 1-\alpha/2}^2}} \quad (25)$$

gdzie $\chi_{m-1; \beta}^2$ ($\beta = \frac{\alpha}{2}$ lub $\beta = 1 - \frac{\alpha}{2}$) oznacza kwantyl rzędu $(1-\beta)$ rozkładu χ^2 o $(m-1)$ stopniach swobody.

¹⁾ Ma się tu na myśli automatyczną aparaturę pomiarową wspomaganą przez minikomputer zaprogramowany wg ww. algorytmu.

4. KRYTERIA OCENY WYNIKÓW POMIARU PSOFOMETRYCZNEJ MOCY ŚREDNIEJ JEDNOGODZINOWEJ SZUMU

Można również przeprowadzić odpowiednią analizę dla rozkładu poziomu psofometrycznej mocy średniej jednogodzinowej szumu. Z równania (9) wynika mianowicie, że

$$\sigma_n \leq -\frac{50 + \mu_n}{3} = -0,3333 \mu_n - 16,67 \quad (26)$$

Uwzględniając równania (7), (8), (9) i (4) można napisać, że

$$\begin{aligned} n_0 &= 10 \lg \mu_N = 10 \lg \mu_P = 10 \lg \left[e^{\frac{\mu_P}{10c} + \frac{\sigma_P^2}{200c^2}} \right] = \\ &= 10c \ln \left[e^{\frac{\mu_P}{10c} + \frac{\sigma_P^2}{200c^2}} \right] = \mu_P + \frac{\sigma_P^2}{20c} = \mu_P + 0,1151 \sigma_P^2 \end{aligned} \quad (27)$$

A więc (por. równanie 9 i 27)

$$\mu_n = n_0 - 0,1151 \sigma_n^2 = \mu_P + 0,1151 (\sigma_P^2 - \sigma_n^2) \quad (28)$$

skąd¹⁾

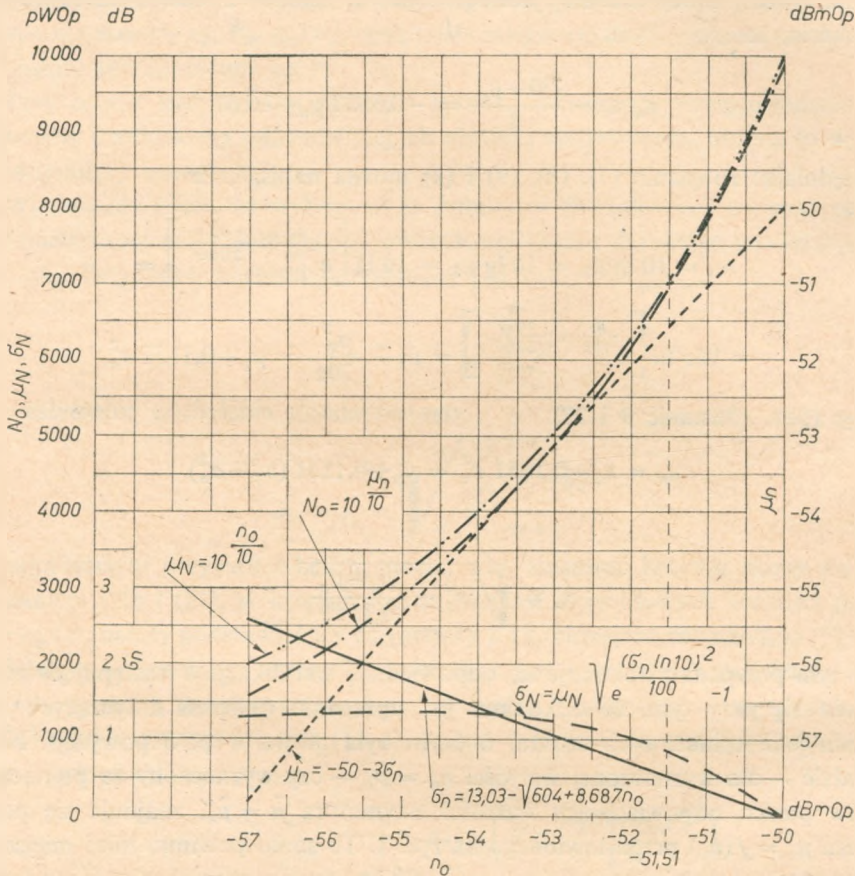
$$\sigma_n = \sqrt{\sigma_P^2 - \frac{\mu_n - \mu_P}{0,1151}} \quad (29)$$

W tym przypadku dokonuje się odpowiedniej weryfikacji w następujący sposób (zakłada się przy tym, że dokonano już uprzednio obliczeń dotyczących mocy średnich jednogodzinowych szumu, o czym była mowa w p. 3 powyżej). Należy sprawdzić — dla wyznaczonej wartości $n_0 = p_0$ — czy wyznaczony za pomocą pomiarów punkt, odpowiadający wartości estymatora $\bar{n} = \hat{\mu}_n$, znajduje się poniżej wykresu $\mu_n = f(n_0)$ przedstawionego na rys. 3. To samo powinno mieć miejsce dla wyznaczonej wartości estymatora $s_n = \hat{\sigma}_n$ (którą można wyznaczyć eksperymentalnie²⁾ lub analitycznie zgodnie z równaniem (29). W przypadku pozytywnym należy stwierdzić, że wymagania, dotyczące rozkładu psofometrycznej mocy średniej jednogodzinowej szumu, są spełnione; w przeciwnym przypadku wymagania te nie są spełnione.

¹⁾ Jak wynika z równania (29), wielkości μ_n i σ_n nie są już niezależne i wystarczyłoby w zasadzie wyznaczyć — przeprowadzając praktyczne pomiary — tylko estymator wartości oczekiwanej $\bar{n} = \hat{\mu}_n$, natomiast estymator odchylenia standardowego $s_n = \hat{\sigma}_n$ można by obliczyć zgodnie z równaniem (29) podstawiając wyznaczone przy pomiarach mocy średnich jednogodzinowych wartości estymatorów $s_p = \hat{\sigma}_p$ i $\bar{p} = \hat{\mu}_p$ oraz ww. estymator $\bar{n} = \hat{\mu}_n$. Jednak w praktyce wyznacza się na podstawie serii pomiarów oba estymatory, tzn. \bar{n} i s_n .

²⁾ W tym przypadku można sprawdzić słuszność przyjętych w p. 1 założeń porównując wartości estymatorów wielkości uzyskanych doświadczalnie (bezpośrednio) i pośrednio zgodnie ze wzorem (29).

Można również powiedzieć, (podobnie jak w p. 3), że graniczne wartości innych związanych parametrów, a mianowicie N_0 , μ_N i σ_N , będą także zależne od uzyskanej wartości parametru $n_0 = p_0$, co zostało przedstawione na rys. 3.



Rys. 3. Graniczne wartości parametrów dotyczących psfometrycznej mocy średniej jednodzinowego szumu w telefonicznym łączy odniesienia o długości 2500 km

5. NOWE PROPOZYCJE WYMAGAŃ NA SZUMY ŁĄCZY TELEFONICZNYCH O DŁUGOŚCI MNIJSZEJ NIŻ 2500 KM

Analiza przeprowadzona powyżej dotyczyła oceny szumu łączy telefonicznych o strukturze łączy odniesienia i o długości 2500 km. W praktyce zachodzi jednak częściej konieczność oceny realnych łączy telefonicznych o długości mniejszej niż 2500 km, a szczególnie w przypadku oceny licznych łączy krajowych, z których większość — zwłaszcza w krajach o małej i średniej wielkości — ma długość rzędu

setek kilometrów. Poniżej zostaną podane propozycje uproszczonej metody oceny szumu takich łączy, tzn. kryteria, wg których można by przeprowadzić ich kwalifikacje z punktu widzenia dopuszczalnych wartości średnich poziomów psolfometrycznej mocy średniej jednodominutowej i jednogodzinowej szumu oraz odpowiednich odchyłeń standardowych.

Przed wszystkim przyjmuje się uproszczone założenie polegające na tym, że wartość przeciętna psolfometrycznej mocy średniej jednodominutowej μ_P lub jednogodzinnej μ_N szumu jest liniową funkcją długości łącza l , tzn. zakłada się, że w przedziale

$$250 \leq l < 2500 \quad (30)$$

obowiązuje w przybliżeniu następująca zależność

$$\mu_P(l) = \mu_N(l) = k_1 \cdot l + k_2 \quad (31)$$

Podobna propozycja wynika z zalecenia M.58 CCITT [4], gdzie linia wypośredkowana łamanej linii schodkowej stanowi również linię prostą. O ile jednak w pozycji [4] odpowiednie współczynniki przybierają przybliżone wartości $k_1 \approx \approx 6,0$ pW0p/km i $k_2 \approx 2000$ pW0p, o tyle w niniejszym przypadku proponuje się przyjęcie wartości znacznie mniejszych, a mianowicie: $k_1 = 2,5$ pW0p/km i $k_2 = 800$ pW0p. W ten sposób uzyskuje się równanie (31) w postaci szczególnej

$$\mu_P(l) = \mu_N(l) = 2,5 l + 800 \quad (32)$$

gdzie μ_P lub μ_N wyrażone są w pW0p, a l — w km.

Wartości współczynników k_1 i k_2 dobrano tu tak, aby $\mu_P(2500) = \mu_N(2500) \approx \approx 7069^{1)}$ pW0p (por. równanie 4) i aby nachylenie k_1 było nieco mniejsze niż wynikałoby to z idealnej proporcjonalności μ_P lub μ_N do $l(2,82$ pW0p/km), co w rzeczywistości nie ma miejsca.

Na rysunku 4a przedstawiono wykres zależności (32), a na rys. 4b odpowiadający mu wykres poziomu (por. równania 5 i 8)²⁾:

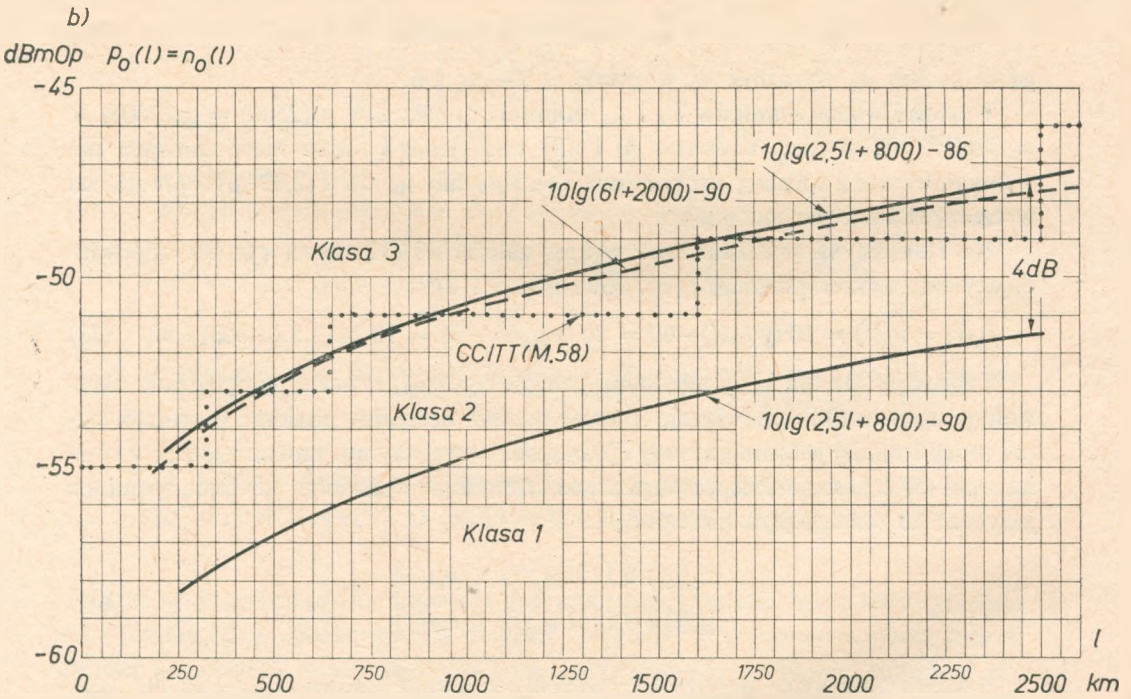
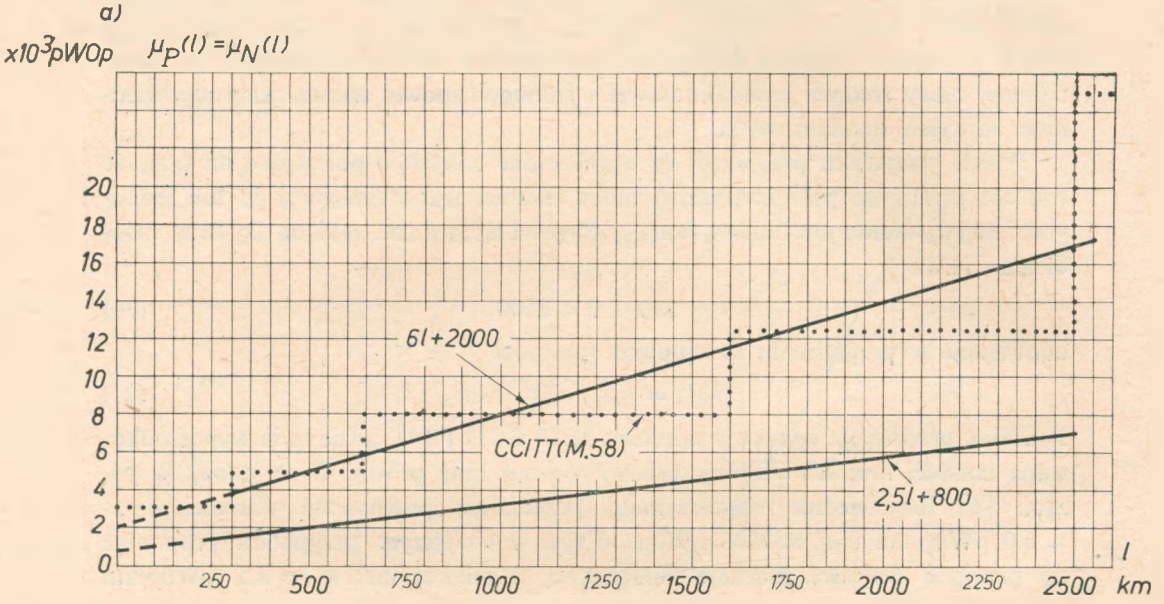
$$p_0(l) = n_0(l) = 10 \lg \mu_P(l) - 90 = 10 \lg \mu_N(l) - 90 = 10 \lg (2,5 l + 800) - 90 \quad (33)$$

Zakładając, że dla łączy telefonicznych o długości l , zawartej w przedziale określonym wzorem (30), obowiązuje również rozkład normalny poziomu psolfometrycznej mocy średniej jednodominutowej i jednogodzinowej szumu, można zgodnie z równaniami (5) i (8) stwierdzić, że warunki na szumy będą spełnione, gdy będą spełnione jednocześnie następujące nierówności:

$$\left. \begin{aligned} \mu_P(l) + 0,1151 \sigma_p^2(l) &\leq p_0(l) \\ \mu_N(l) + 0,1151 \sigma_n^2(l) &\leq n_0(l) \end{aligned} \right\} \quad (34)$$

¹⁾ Liczbę 7069 pW0p przyjęto jako najmniejszą wartość parametru $\mu_P = \mu_N$ dla łącza odniesienia o długości $l = 2500$ km, zakładając, że w praktyce $\mu_P > -52,62$ dBm0p (por. rys. 2).

²⁾ Składnik (-90) wynika z „przejścia” z pikowatów na miliwaty.



Rys. 4. Wykresy linii granicznych, stanowiących kryteria oceny kwalifikacyjnej kanałów telefonicznych z punktu widzenia psfometrycznej mocy szumu

lub wyrażając je za pomocą odpowiednich estymatorów uzyskanych z pomiarów (por. oznaczenie w p. 3 i 4):

$$\left. \begin{aligned} \bar{p}(l) + 0,1151 s_p^2(l) &\leq p_0(l) \\ \bar{n}(l) + 0,1151 s_n^2(l) &\leq n_0(l) \end{aligned} \right\} \quad (35)$$

Proponuje się w związku z tym przyjąć następujący praktyczny uproszczony algorytm kwalifikacji łączy telefonicznych z punktu widzenia szumu:

I. Łącze jest bardzo dobre (klasa 1), jeżeli

$$\left. \begin{aligned} \bar{p}(l) + 0,1151 s_p^2(l) &\leq p_0(l) \\ \bar{n}(l) + 0,1151 s_n^2(l) &\leq n_0(l) \end{aligned} \right\} \quad (36)$$

II. Łącze jest średnie (klasa 2), jeżeli

$$\left. \begin{aligned} p_0(l) + 4 &\geq \bar{p}(l) + 0,1151 s_p^2(l) > p_0(l) \\ n_0(l) + 4 &\geq \bar{n}(l) + 0,1151 s_n^2(l) > n_0(l) \end{aligned} \right\} \quad (37)$$

III. Łącze jest złe — wymaga interwencji obsługi — (klasa 3), jeżeli:

$$\left. \begin{aligned} \bar{p}(l) + 0,1151 s_p^2(l) &> p_0(l) + 4 \\ \bar{n}(l) + 0,1151 s_n^2(l) &> n_0(l) + 4 \end{aligned} \right\} \quad (38)$$

Składnik 4 dB, pojawiający się w równaniach (37) i (38), stanowiłby dopuszczalną tolerancję dla poziomu wartości przeciętnej psfometrycznej mocy średniej (jednominutowej lub jednogodzinowej) szumu. Wartość 4 dB, odpowiadająca 2,5-krotnemu zwiększeniu mocy, uznano za wartość prowizoryczną i orientacyjną; przy jej wyborze uwzględniono przeciętną wrażliwość słuchu abonenta, niedokładność pomiaru mocy średniej, wahania względnego poziomu łączy w punkcie pomiaru itp. Biorąc to wszystko pod uwagę można przypuszczać, że wartość 4 dB stanowi rozsądną liczbę, nie powodującą dopuszczenia do eksploatacji łączy o nadmiernych szumach, które powodowałyby znaczne obniżenie ich jakości. Warto zauważyć poza tym, że wykres funkcji $p_0(l) + 4$ (patrz rys. 4b) pokrywa się z dokładnością do $\pm 0,5$ dB z uśrednioną linią wynikającą z gabarytów podanych w zaleceniu M.58 [4]. Jeśli jednak linia ta stanowi — zgodnie z ww. kryterium — nieprzekraczalną granicę dla łączy telefonicznych, w których obsługa nie ma potrzeby interweniować, to zgodnie z zaleceniem M.58 dopuszcza się jeszcze przekroczenie tego gabarytu nawet o 5 dB. Wynika to jednak stąd, że gabaryt w zaleceniu M.58 dotyczy **wyniku pojedynczego pomiaru szumu wykonanego za pomocą psfometru**, natomiast ww. kryteria odnoszą się do **wartości uśrednionych, uzyskanych dzięki obiektywnej metodzie pomiaru i właściwym narzędziom pomiarowym** (miernikom mocy, uśredniającym za okres odpowiednio jednej minuty lub jednej godziny).

Najpoważniejszym zastrzeżeniem w odniesieniu do powyższych propozycji wydaje się być równanie (32), które stanowi podstawę kryterium oceny szumu łączy telefonicznego o dobrej jakości. Należy w związku z tym zaznaczyć, że dla typowych systemów telekomunikacyjnych, jakimi są systemy symetryczne oraz współosiowe

systemy 4- i 12-megahercowe, oznacza to przyjęcie następujących praktycznych wskaźników na kontrybucje szumów, pochodzących od istotnych elementów tych systemów (por. także zalecenia G.322, G.332, G.338 CCITT, dotyczące łączy odniesienia dla tych systemów [1]):

- | | |
|--|------------|
| a) para przemienników kanałowych | 300 pW0p, |
| b) para przemienników grupy pierwotnej | 80 pW0p, |
| c) para przemienników grupy wtórnej | 80 pW0p, |
| d) para przemienników grupy trójnej | 50 pW0p, |
| e) trakt liniowy | 2 pW0p/km. |

O ile wartości dotyczące przemienników nie budzą poważniejszych wątpliwości, o tyle przyjęcie wskaźnika 2 pW0p/km zamiast normalnie stosowanego dotychczas wskaźnika 3 pW0p/km może wywołać znaczne zaskoczenie i niechęć akceptacji takich wymagań. Autor pozostawia tę sprawę otwartą i proponuje, aby eksperymenty praktyczne prowadzone w sieciach telekomunikacyjnych w poszczególnych administracjach łączności potwierdziły słuszność wyżej przedstawionych propozycji ewentualnie doprowadziły do niezbędnych korekt.

6. PRZYKŁADY BADAŃ EKSPERYMENTALNYCH, PRZEPROWADZONYCH W KRAJOWEJ SIECI TELEKOMUNIKACYJNEJ

Przykład 1

Obiektem badań było łącze telefoniczne o długości $l = 318$ km, utworzone za pomocą systemu współosiowego K1920, w którym znajdowały się: 1 para przemienników kanałowych, 1 para przemienników grup pierwotnych, 1 para przemienników

Tablica 1

Numer kolejny pomiaru	Wynik pomiaru psofometrycznej mocy średniej jednodominutowej na wyjściu łącza	Poziom psofometrycznej mocy średniej jednodominutowej odniesiony do punktu o poziomie względnym 0 dBr	Wynik pomiaru psofometrycznej mocy średniej jednogodzinowej na wyjściu łącza	Poziom psofometrycznej mocy średniej jednogodzinowej odniesiony do punktu o poziomie względnym 0 dBr
i	P_i [pWp]	$p_i = 10 \lg P_i - 90 - r$ [dBm0p]	N_i [pWp]	$n_i = 10 \lg N_i - 90 - r$ [dBm0p]
1	2	3	4	5
1	3812	-62,88	3925	-62,75
2	4952	-61,74	5506	-61,28
3	3835	-62,85	6221	-60,75
4	2004	-65,67	2465	-64,77
5	1628	-66,57	2055	-65,56
6	6547	-60,53	4007	-62,66
7	6564	-60,52	10065	-58,66
8	5712	-61,12	6682	-60,44
9	6687	-60,44	7979	-59,67
10	6789	-60,37	6985	-60,25

ników grup wtórnych i 1 para przemienników grup trójnych. Wykonano w ciągu miesiąca $m = 10$ pomiarów psolfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej szumu w godzinie największego ruchu. Poziom względny na wyjściu łącza (badane łącze było zamknięte na obu końcach rezystorami $R = 600 \Omega$), gdzie była dołączona aparatura pomiarowa, wynosił $r = +1,00$ Npr (+8,69 dBr). Wykonano również w ciągu tego miesiąca $m = 10$ pomiarów psolfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej (również w godzinie największego ruchu). Uzyskane wyniki pomiarów zestawiono w kolumnach 2 i 4 tablicy 1.

Pomiary wykonano za pomocą 4-cyfrowego miernika mocy średniej typu MMS-1 [8, 9] i włączonego przed nim psolfometru, użytego jako wzmacniacz o charakterystyce częstotliwościowej zgodnej z zaleceniami CCITT. Należy zakwalifikować ww. łącze stosując kryteria oceny podane w p. 5 powyżej.

Korzystając z przeliczonych wartości poziomów, znajdujących się w kolumnach 3 i 5 w tablicy 1 można od razu wyznaczyć odpowiednie estymatory, a mianowicie:

Tablica 2

Numer kolejny pomiaru	Wynik pomiaru psolfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej na wyjściu łącza	Poziom psolfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej odniesiony do punktu o poziomie względnym 0 dBr	Wynik pomiaru psolfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej na wyjściu łącza	Poziom psolfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej odniesiony do punktu o poziomie względnym 0 dBr
i	P_i [pWp]	$p_i = 10 \lg P_i - 90 - r$ [dBm0p]	N_i [pWp]	$n_i = 10 \lg N_i - 90 - r$ [dBm0p]
1	2	3	4	5
1	14 320	-57,13	20 360	-55,60
2	53 120	-51,44	55 690	-51,23
3	47 950	-51,88	44 870	-52,17
4	26 360	-54,48	25 400	-54,64
5	53 060	-51,44	50 090	-51,69
6	38 900	-52,79	38 660	-52,82
7	36 950	-53,01	41 500	-52,51
8	62 270	-50,75	45 710	-52,09
9	14 920	-56,95	15 270	-56,85
10	13 480	-57,39	14 480	-57,08

$$\bar{p} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} p_i = -53,73 \text{ dBm0p}$$

$$s_p = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{10} (p_i - \bar{p})^2}{9}} = 2,58 \text{ dB}$$

$$\bar{p} + 0,1151 s_p^2 = -52,96 \text{ dBm0p}$$

$$p_0(980) = n_0(980) = -54,88 \text{ dBm0p}$$

$$\bar{n} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} n_i = -53,67 \text{ dBm0p}$$

$$s_n = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{10} (n_i - \bar{n})^2}{9}} = 2,19 \text{ dB}$$

$$\bar{n} + 0,1151 s_n^2 = -53,12 \text{ dBm0p}$$

$$-52,96$$

Wynik badania: łącze klasy 2, ponieważ $-54,88 <$ oraz $< -50,88$

$$-53,12$$

nowicie (por. równanie 22 i 23):

$$\hat{\mu}_p = \bar{p} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} p_i = -62,27 \text{ dBm0p} \quad (39)$$

oraz

$$\hat{\mu}_n = \bar{n} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} n_i = -61,68 \text{ dBm0p} \quad (40)$$

jak również

$$\hat{\sigma}_p = s_p = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{10} (p_i - \bar{p})^2}{10 - 1}} = 2,25 \text{ dB} \quad (41)$$

i

$$\hat{\sigma}_n = s_n = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{10} (n_i - \bar{n})^2}{10 - 1}} = 2,22 \text{ dB} \quad (42)$$

Ze wzoru (33) wynika, że dla niniejszego łącza

$$p_0(318) = n_0(318) = 10 \lg (2,5 \cdot 318 + 800) - 90 = -57,97 \text{ dBm0p} \quad (43)$$

Tak więc ostatecznie spełnione są nierówności (36), ponieważ

$$\bar{p} + 0,1151 s_p^2 = -62,27 + 0,1151 \cdot 2,25^2 = -61,69 \text{ dBm0p} < p_0(318) = -57,97 \text{ dBm0p} \quad (44)$$

jak również

$$\bar{n} + 0,1151 s_n^2 = -61,68 + 0,1151 \cdot 2,22^2 = -61,11 \text{ dBm0p} < n_0(318) = -57,97 \text{ dBm0p} \quad (45)$$

Jak stąd wynika, łącze to można zakwalifikować jako łącze bardzo dobre (klasy 1) z punktu widzenia psfometrycznej mocy średniej szumów. Dokonując przybliżonego bilansu szumów przy uwzględnieniu orientacyjnych wskaźników podanych w p. 5 powyżej uzyskałoby się moc szumu o wartości: $300 + 80 + 80 + 50 + 2 \times 318 = 1146 \text{ pW0p}$, co odpowiada poziomowi mocy szumu $-59,41 \text{ dBm0p}$. Jak wynika z równań (39) i (40), wartość ta jest większa o ca 2,5 dB od wyznaczonych eksperymentalnie estymatorów średnich poziomów odpowiednich mocy.

Przykład 2

Wykonano badania szumu łącza telefonicznego o długości $l = 980 \text{ km}$, które zawierało: 2 pary przemienników kanałowych, 2 pary przemienników grupy pierwotnej, 3 pary przemienników grupy wtórnej i 3 pary przemienników grupy trójnej. Warunki pomiaru były takie, jak to opisano w przykładzie 1. Dane pomiarowe i wyniki obliczeń zestawiono w tablicy 2. Jak stąd wynika, jest to łącze średniej jakości (klasy 2).

Wartość przeciętna psolfometrycznej mocy średniej jednodominutowej (odpowiadająca poziomowi $-52,96$ dBm0p) wynosi $\hat{\mu}_P = 5058$ pW0p; odpowiednia wartość mocy średniej jednogodzinowej $\hat{\mu}_N = 4875$ pW0p. Biorąc pod uwagę strukturę tego łącza uzyska się, że w przybliżeniu wartości te powinny wynosić: $2 \times 300 + 2 \times 80 + 3 \times 80 + 3 \times 50 + 980 \times 2 = 3110$ pW0p. Wartość graniczna dla łącza klasy 1 — zgodnie z równaniem (32) — wynosi $2,5 \cdot 980 + 800 = 3250$ pW0p. Jak stąd wynika, rzeczywista wartość szumu przekracza o ca $1,9$ dB¹⁾ wartość graniczną, co powoduje, że należy temu łączu przypisać klasę 2 (średnia jakość).

Przykład 3

Wykonano badania szumu łącza telefonicznego o długości $l = 2500$ km, które zawierało: 7 par przemienników kanałowych, 7 par przemienników grupy pier-

Tablica 3

Numer kolejny pomiaru	Wynik pomiaru psolfometrycznej mocy średniej jednodominutowej na wyjściu łącza	Poziom psolfometrycznej mocy średniej jednodominutowej odniesiony do punktu o poziomie względnym 0 dB	Wynik pomiaru psolfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej na wyjściu łącza	Poziom psolfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej odniesiony do punktu o poziomie względnym 0 dB
i	P_i [pWp]	$p_i = 10 \lg P_i - 90 - r$ [dBm0p]	N_i [pWp]	$n_i = 10 \lg N_i - 90 - r$ [dBm0p]
1	2	3	4	5
1	73 110	-50,05	62 600	-50,72
2	56 710	-51,15	61 320	-50,81
3	56 600	-51,16	55 030	-51,28
4	74 800	-49,95	78 840	-49,72
5	75 130	-49,93	72 490	-50,09
6	94 390	-48,94	85 860	-49,35
7	93 270	-48,99	92 650	-49,02
8	75 980	-49,88	77 600	-49,79
9	107 640	-48,37	101 693	-48,62
10	43 970	-52,26	61 380	-50,81

$$\bar{p} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} p_i = -50,07 \text{ dBm0p}$$

$$s_p = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{10} (p_i - \bar{p})^2}{9}} = 1,18 \text{ dB}$$

$$\bar{p} + 0,1151 s_p^2 = -49,91 \text{ dBm0p}$$

$$p_0(2500) = n_0(2500) = -51,52 \text{ dBm0p}$$

$$\bar{n} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} n_i = -50,02 \text{ dBm0p}$$

$$s_n = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{10} (n_i - \bar{n})^2}{9}} = 0,87 \text{ dB}$$

$$\bar{n} + 0,1151 s_n^2 = -49,93 \text{ dBm0p}$$

$$-49,91$$

Wynik badania: łącze klasy 2, ponieważ $-51,52 < \text{oraz} < -47,52$

$$-49,93$$

¹⁾ $1,9 \text{ dB} \approx 10 \lg \frac{4967}{3180}$ [dB], gdzie 4967 stanowi wartość średnią między wartościami $\hat{\mu}_P$ i $\hat{\mu}_N$ a 3180 pW0p — wartość średnią między wartościami 3110 i 3250 pW0p.

wotnej, 7 par przemienników grupy wtórnej i 8 par przemienników grupy trójnej. Warunki pomiaru — por. przykład 1. Dane pomiarowe i wyniki obliczeń zestawiono w tablicy 3. Wynika stąd, że jest to również łącze klasy 2.

Tablica 4

Lp.	Parametr	Teoretyczna wartość graniczna dla łącza odniesienia o długości 2500 km	Wartość uzyskana z pomiarów dla łącza rzeczywistego o długości 2500 km
1	2	3	4
1	Wartość oczekiwana poziomu psofometrycznej mocy jednodominutowej μ_p (jednogodzinowej μ_n)	$\mu_p = -52,63$ dBm0p ($-51,00$ dBm0p ¹⁾) $\mu_n = -51,54$ dBm0p ($-52,62$ dBm0p ²⁾)	$\hat{\mu}_p = \bar{p} = -50,07$ dBm0p $\hat{\mu}_n = \bar{n} = -50,02$ dBm0p
2	Odchylenie standardowe poziomu psofometrycznej mocy średniej jednodominutowej p (jednogodzinowej n)	$\sigma_p = 3,11$ dB ³⁾ $\sigma_n = 0,51$ dB ⁴⁾	$\hat{\sigma}_p = s_p = 1,18$ dB $\hat{\sigma}_n = s_n = 0,87$ ⁵⁾ dB
3	Psofometryczna moc średnia P_0 (N_0) odpowiadająca poziomowi μ_p (μ_n)	$P_0 = 5470$ pW0p (7943 pW0p ⁶⁾) $N_0 = 7040$ pW0p (5500 pW0p ⁷⁾)	$\hat{P}_0 = 9850$ pW0p $\hat{N}_0 = 9980$ pW0p
4	Wartość oczekiwana psofometrycznej mocy średniej jednodominutowej μ_P (jednogodzinowej μ_N)	$\mu_P = \mu_N = 7069$ pW0p (8242 pW0p ⁸⁾)	$\hat{\mu}_P = 10\,250$ pW0p $\hat{\mu}_N = 10\,180$ pW0p
5	Poziom p_0 (n_0) odpowiadający mocy μ_P (μ_N)	$p_0 = n_0 =$ $-51,51$ dBm0p ($-50,84$ dBm0p ⁸⁾)	$\hat{p}_0 = -49,90$ dBm0p $\hat{n}_0 = -49,93$ dBm0p
6	Odchylenie standardowe psofometrycznej mocy średniej jednodominutowej σ_P (jednogodzinowej σ_N)	$\sigma_P = 5786$ pW0p (2279 pW0p ⁸⁾) $\sigma_N = 833$ pW0p (1670 pW0p ⁷⁾)	$\hat{\sigma}_P = 2778$ pW0p $\hat{\sigma}_N = 2036$ pW0p

- 1) Z rys. 2 wynika, że dla $\sigma_p = 1,18$ dB można dopuścić $\mu_p = -51,00$ dBm0p.
- 2) Z rys. 3 wynika, że dla $\sigma_n = 0,87$ dB można dopuścić $\mu_n = -55,62$ dBm0p.
- 3) Przy założeniu, że $\mu_p = -52,62$ dBm0p.
- 4) Przy założeniu, że $\mu_n = -51,54$ dBm0p ($n_0 = -51,51$ dBm0p).
- 5) Obliczenie tej wartości wg równania (29) daje wynik $\sigma_n = 0,86$ dB, co należy uznać za dodatkowe potwierdzenie słuszności założeń i analizy przeprowadzonej w niniejszej pracy.
- 6) Przy założeniu, że $\sigma_p = 1,18$ dB i $\mu_p = -51,00$ dBm0p.
- 7) Przy założeniu, że $\sigma_n = 0,87$ dB i $\mu_n = -52,62$ dBm0p.
- 8) Przy założeniu, że $\mu_p = -51,00$ dBm0p.

Wartość przeciętna psolfometrycznej mocy średniej jednodominutowej (odpowiadającej poziomowi $-49,91$ dBm0p) wynosi $\hat{\mu}_P = 10\ 209$ pW0p; odpowiednia wartość dla mocy średniej jednogodzinowej $\mu_N = 10\ 162$ pW0p.

Należy zwrócić uwagę, że struktura tego łącza o długości 2500 km odbiega znacznie od struktury łącza odniesienia dla systemów kablowych (zbyt duża liczba par przemienników). Zgodnie z ww. szacunkiem wartość przeciętna tej psolfometrycznej mocy średniej powinna wynosić: $7 \times 300 + 7 \times 80 + 7 \times 80 + 8 \times 50 + 2500 \times 2 = 8620$ pW0p, a więc więcej niż $\mu_P(2500) = 7050$ pW0p, co wynika ze wzoru (32). Wynika stąd ostatecznie, że rzeczywista wartość szumu przekracza zaledwie o ca 0,74 dB ww. wartość 8620 pW0p i o ca 1,6 dB wartość $\mu_P(2500)$. Łącze to zaliczono również do klasy 2.

Dla porównania wyników pomiaru tego łącza rzeczywistego z wynikami obliczeń teoretycznych, podanymi w p. 2 i 3, zestawiono w tablicy 4 wartości odpowiednich parametrów.

7. WNIOSKI

Z powyższej analizy wynikają następujące wnioski i uwagi dotyczące metody postępowania związanej z oceną praktyczną psolfometrycznej mocy szumu kanałów (łączy) telefonicznych:

- 1) Należy pobrać 10-20 próbek w miesiącu polegających na pomiarze psolfometrycznej mocy średniej jednodominutowej i jednogodzinowej szumu badanego kanału telefonicznego; dla zagwarantowania dostatecznego marginesu bezpieczeństwa zaleca się wykonywanie tych pomiarów w godzinach największego ruchu (obciążenia) systemów nośnych, za pomocą których realizowany jest badany kanał.
- 2) Należy przetworzyć dane pomiarowe — najlepiej za pomocą programowanych kalkulatorów — zgodnie z zasadami podanymi w p. 5 powyżej (por. także przykłady przedstawione w p. 6 powyżej). W wyniku tej obróbki danych należy zakwalifikować badany kanał, przyporządkowując mu klasę 1, 2 lub 3.
- 3) Kanały klasy 1 mogą być użytkowane do tworzenia łączy małoszumnych potrzebnych do realizacji specjalnych połączeń o wysokiej jakości i połączeń bardzo długich. Kanały klasy 2 można użytkować do normalnej pracy, uzyskując łącza średniej jakości. Kanały klasy 3 należy wyłączać z normalnej eksploatacji i zlokalizować oraz wyeliminować źródło nadmiernych szumów przed powtórny włączeniem ich do normalnej pracy.
- 4) Jest bardzo prawdopodobne, że w wyniku nagromadzenia dużego materiału doświadczalnego okaże się, iż można zrezygnować z pomiarów psolfometrycznych mocy średnich jednogodzinowych, wykonując tylko pomiary odpowiednich mocy średnich jednodominutowych. Wiele podobnych sugestii na ten temat wyłoniło się podczas badań prowadzonych w ostatnich latach w ramach CCITT (K.S. XII, XVI, Sp. C) i CCIR.

- 5) Kryteria oceny szumu kanałów telefonicznych wydają się być dostatecznie usprawiedliwione w przypadku, gdy badany kanał realizowany jest za pomocą dalekosiężnych kablowych systemów nośnych o podziale częstotliwościowym. Należałoby ewentualnie potwierdzić zasadność tych kryteriów dla systemów o torach radiowych i satelitarnych. Ze względu na specyficzne własności propagacyjne tych ostatnich rodzajów torów sprawa nie wydaje się być przesądzona.
- 6) Zakładając, że kilkuletnie doświadczenia prowadzone w wielu krajach potwierdziły słuszność proponowanej metody oceny szumów kanałów telefonicznych, należałoby ją maksymalnie uprościć i wprowadzić do programu badań automatycznej aparatury do badania łączy telefonicznych (np. ATME). Oznaczałoby to znaczne zobiektywizowanie oceny łączy z punktu widzenia szumu wobec dotychczas stosowanych jednorazowych pomiarów za pomocą stosunkowo prymitywnego narzędzia, jakim jest psfometr lub jego odpowiednik zalecany dla aparatury ATME.
- 7) Jest prawdopodobne, że w wyniku napływu dużego materiału eksperymentalnego można będzie sprecyzować odpowiednie propozycje oceny szumu łączy telefonicznych o długościach poniżej 250 km, jak również o długościach powyżej 2500 km. Sprawa ta pozostaje na razie otwarta.
- 8) Wyżej przedstawiona nowa propozycja metody pomiaru szumów kanału telefonicznego nie ujmuje w sobie badań krótkotrwałych zakłóceń o charakterze impulsowym (np. zakłóceń pochodzących od urządzeń komutacyjnych, sygnalizacyjnych, trzasków itp.), które wymagają zupełnie innych metod i narzędzi pomiarowych; wykonuje się je na ogół przy bardzo małych czasach uśredniania (np. 5 ms) i bez uwzględnienia funkcji wagi (psfometrycznej).
- 9) Niezależnie od prowadzenia dalszych eksperymentów w sieci, mających na celu praktyczną weryfikację zaproponowanej metody pomiaru szumu kanałów telefonicznych i jej ewentualne dalsze usprawnienie, należałoby również pogłębić stronę teoretyczną tego problemu [3, 5, 7]. Szczególnie należałoby zbadać dokładniej zagadnienia stacjonarności (i ewentualnie ergodyczności) procesu, którego pojedyncza realizacja stanowi następującą funkcję czasu

$$f(t) = \frac{1}{T} \int_{t-T}^t x(\tau) d\tau$$

gdzie $x(\tau)$ oznacza psfometryczną chwilową moc szumu danego kanału telefonicznego, a T — czas uśrednienia równy 1 minucie lub 1 godzinie. Istotne jest tu również zagadnienie sposobu pobierania próbek (niezależność), zgodności i efektywności estymatorów wyznaczonych parametrów itp. Zagadnienia te powinny stanowić przedmiot dalszych studiów naukowo-badawczych związanych z pomiarami statystycznymi sygnałów losowych, wśród których szum kanału telefonicznego jest typowym ich przykładem.

Autor ma nadzieję, że służby eksploatujące krajową dalekosiężną sieć telekomunikacyjną przystąpią do wyżej zaproponowanych badań kanałów telefonicznych i prześlą wyniki eksperymentów pod adresem: Instytut Łączności, 04-894 Warszawa, ul. Szachowa 1, Centralna Izba Pomiarów Telekomunikacyjnych. Wyniki tych doświadczeń są niezbędne do weryfikacji zaproponowanej metody, dalszego jej usprawnienia i uproszczenia oraz ewentualnego jej dalszego wdrożenia do programu badań krajowej automatycznej aparatury do kontroli kanałów telefonicznych (ABA), która została opracowana również w Instytucie Łączności. Dla informacji podaję, że służba eksploatacyjna dysponuje obecnie¹⁾ jednym miernikiem cyfrowym MMS-1 [8] wykonanym przez IŁ, za pomocą którego można wykonać ww. pomiary (wraz z włączonym przed nim psfometrem); dalsze 3 sztuki zostaną przekazane do eksploatacji w połowie 1976 roku. Oprócz tego służba eksploatacyjna posiada 3 specjalne analogowe przystawki całkujące PC-2, wykonane przez Akademię Techniczno-Rolniczą w Bydgoszczy, za pomocą których można mierzyć wartości mocy średniej jednonominutowej (wraz z psfometrem). Dalsze egzemplarze będą dostarczone do eksploatacji w końcu 1976 roku.

Autor wyraża podziękowanie za pomoc udzieloną przez GUTM, a zwłaszcza przez mgra inż. Jerzego Łyczkowskiego i mgr inż. Annę Wiśniewską, przy wykonywaniu serii pomiarów, których wyniki przedstawione są w p. 6, jak również za pomoc udzieloną przez mgra inż. Romualda Białobrzeskiego z Instytutu Łączności przy obliczeniach numerycznych.

Warszawa-Miedzeszyn, luty 1976

Dodatek A

Rozkład normalny i jego podstawowe parametry

Mówimy, że zmienna losowa X ma rozkład normalny [5], jeżeli jej funkcja gęstości prawdopodobieństwa wyraża się następująco:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} \quad (\text{A-1})$$

Okazuje się, że jej moment zerowy rzędu pierwszego — (wartość średnia) wartość oczekiwana — jest równy

$$E[X] = m_1 = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = m \quad (\text{A-2})$$

¹⁾ Luty 1976 r.

natomiast jej moment zerowy rzędu drugiego — wartość średnio kwadratowa — jest równy

$$E[X^2] = m_2 = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx = \sigma^2 + m^2 \quad (\text{A-3})$$

Odpowiednie momenty centralne, a mianowicie moment centralny rzędu pierwszego

$$\mu_1 = \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_1) f(x) dx = 0 \quad (\text{A-4})$$

oraz rzędu drugiego, zwany wariancją

$$D^2[X] = \mu_2 = \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_1)^2 f(x) dx = m_2 - m_1^2 = \sigma^2 \quad (\text{A-5})$$

Pierwiastek (dodatni) z wariancji $D[X] = \sigma$ nazywa się odchyleniem standardowym.

Często stosuje się standaryzowaną zmienną losową

$$Y = \frac{X - E[X]}{D[X]} = \frac{X - m}{\sigma} \quad (\text{A-6})$$

wtedy funkcja gęstości prawdopodobieństwa tej zmiennej standaryzowanej o rozkładzie normalnym wyraża się wzorem

$$\varphi(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} \quad (\text{A-7})$$

natomiast jej momenty są równe

$$E[Y] = m_1 = \mu_1 = 0 \quad (\text{A-8})$$

oraz

$$E[Y^2] = m_2 = \mu_2 = 1 \quad (\text{A-9})$$

Stosowane bywają niekiedy inne parametry rozkładu¹⁾, a mianowicie: współczynnik skośności (asymetrii) γ_1 i współczynnik spłaszczenia (eksces) γ_2 , z których pierwszy dla rozkładu normalnego jest równy

$$\gamma_1 = \frac{\mu_3}{\sigma^3} = 0 \quad (\text{A-10})$$

ponieważ moment centralny rzędu trzeciego μ_3 dla rozkładu symetrycznego ($f(x-m) = f[-(x-m)]$) jest równy zeru i drugi

$$\gamma_2 = \frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3 = 0 \quad (\text{A-11})$$

a więc jest dla tego rozkładu też równy zeru.

¹⁾ Aczkolwiek współczynnik skośności (asymetrii) i współczynnik spłaszczenia (eksces) nie są stosowane w niniejszym artykule, to zamieszczono je w dodatkach A i B ze względu na możliwość ich stosowania w bardziej rozwiniętych badaniach statystycznych.

Warto dodać, że wartości funkcji wyrażonej równaniem (A-7), tzn. funkcji gęstości prawdopodobieństwa zmiennej standaryzowanej o rozkładzie normalnym, można znaleźć w licznych tablicach [6]; znajdują się w nich również wartości dystrybuanty tej zmiennej, tzn. funkcji o postaci:

$$F(y) = \Phi_0(y) = \int_{-\infty}^y \varphi(z) dz \quad (\text{A-12})$$

Dodatek B

Rozkład logarytmiczno-normalny i jego podstawowe parametry

W praktyce spotyka się często rozkład zmiennej losowej V (W), której logarytm ma rozkład normalny (por. dodatek A). O takiej zmiennej mówi się, że ma rozkład logarytmiczno-normalny. Załóżmy więc, że zmienna losowa X ma rozkład normalny o funkcji gęstości prawdopodobieństwa określonej równaniem (A-1). Wprowadza się nową zmienną

$$V = 10^{\frac{X}{a}} \quad (\text{B-1})$$

gdzie a jest stałym parametrem lub zmienną

$$W = e^{\frac{X}{b}} \quad (\text{B-2})$$

gdzie b jest również stałym parametrem. Badane są więc rozkłady zmiennej V lub W , jeżeli zmienna losowa

$$X = a \lg V \quad (\text{B-3})$$

lub

$$X = b \ln W \quad (\text{B4})$$

ma rozkład normalny. Formalna „dwoistość” nowej zmiennej (V lub W) wynika ze względów technicznych. Jeżeli na przykład X reprezentuje bezwzględny poziom mocy wyrażony w decybelach, to stosuje się wtedy zmienną V , oznaczającą moc wyrażoną w miliwatach i w tym przypadku $a = 10$. Jeżeli X wyraża się w neperach, to należy stosować zmienną W , oznaczającą również moc wyrażoną w miliwatach i wtedy $b = \frac{1}{2}$.

Rozpoczynając od zmiennej losowej V i biorąc pod uwagę równania (A-1) i (B-1) można wyznaczyć funkcję gęstości prawdopodobieństwa g zmiennej V jak następuje ($h(v) = a \lg v$):

$$g(v) = f[h(v) \cdot |h'(v)|] = \begin{cases} \frac{ac}{v\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(a \lg v - m)^2}{2\sigma^2}} & \text{dla } v > 0 \\ 0 & \text{dla } v \leq 0 \end{cases} \quad (\text{B-5})$$

gdzie oznaczono

$$c = \frac{1}{\ln 10} = \lg e \approx 0,434294 \quad (\text{B-6})$$

Moment zerowy rzędu pierwszego (wartość średnia) tej zmiennej jest równy

$$E[V] = m_1 = \int_0^{\infty} vg(v) dv = e^{\left(\frac{m}{ac} + \frac{\sigma^2}{2a^2c^2}\right)} \quad (\text{B-7})$$

oraz jej moment zerowy rzędu drugiego

$$E[V^2] = m_2 = \int_0^{\infty} v^2g(v) dv = e^{\left(\frac{2m}{ac} + \frac{2\sigma^2}{a^2c^2}\right)} = (E[V])^2 e^{\frac{\sigma^2}{a^2c^2}} \quad (\text{B-8})$$

Wariancja

$$D^2[V] = \mu_2 = m_2 - m_1^2 = (E[V])^2 \left(e^{\frac{\sigma^2}{a^2c^2}} - 1 \right) \quad (\text{B-9})$$

a więc odchylenie standardowe

$$D[V] = \sqrt{\mu_2} = E[V] \sqrt{e^{\frac{\sigma^2}{a^2c^2}} - 1} \quad (\text{B-10})$$

Współczynnik asymetrii

$$\gamma_1 = \frac{\mu_3}{(D[V])^3} = \sqrt{e^{\frac{\sigma^2}{a^2c^2}} - 1} \left(e^{\frac{\sigma^2}{a^2c^2}} + 2 \right) \quad (\text{B-11})$$

oraz eksces

$$\gamma_2 = \frac{\mu_4}{(D[V])^4} - 3 = e^{\frac{\sigma^2}{a^2c^2}} \left(e^{\frac{4\sigma^2}{a^2c^2}} + e^{\frac{3\sigma^2}{a^2c^2}} + e^{\frac{2\sigma^2}{a^2c^2}} - 3e^{\frac{\sigma^2}{a^2c^2}} - 3 \right) \quad (\text{B-12})$$

Postępując w podobny sposób dla zmiennej losowej W można wyznaczyć jej funkcję gęstości prawdopodobieństwa (por. równanie B-2):

$$g(w) = \begin{cases} \frac{b}{w\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(b \ln w - m)^2}{2\sigma^2}} & \text{dla } w > 0 \\ 0 & \text{dla } w \leq 0 \end{cases} \quad (\text{B-13})$$

Moment zerowy rzędu pierwszego tej zmiennej losowej

$$E[W] = m_1 = \int_0^{\infty} wg(w) dw = e^{\left(\frac{m}{b} + \frac{\sigma^2}{2b^2}\right)} \quad (\text{B-14})$$

natomiast jej moment zerowy rzędu drugiego

$$E[W^2] = m_2 = \int_0^{\infty} w^2g(w) dw = e^{\left(\frac{2m}{b} + \frac{2\sigma^2}{b^2}\right)} = (E[W])^2 e^{\frac{\sigma^2}{b^2}} \quad (\text{B-15})$$

Wariancja

$$D^2[W] = \mu_2 = m_2 - m_1^2 = (E[W])^2 \left(e^{\frac{\sigma^2}{b^2}} - 1 \right) \quad (\text{B-16})$$

a więc odchylenie standardowe

$$D[W] = \sqrt{\mu_2} = E[W] \sqrt{e^{\frac{\sigma^2}{b^2}} - 1} \quad (\text{B-17})$$

Współczynnik asymetrii

$$\gamma_1 = \frac{\mu_3}{(D[W])^3} = \sqrt{e^{\frac{\sigma^2}{b^2}} - 1} \left(e^{\frac{\sigma^2}{b^2}} + 2 \right) \quad (\text{B-18})$$

natomiast eksces

$$\gamma_2 = \frac{\mu_4}{(D[W])^4} - 3 = e^{\frac{\sigma^2}{b^2}} \left(e^{\frac{4\sigma^2}{b^2}} + e^{\frac{3\sigma^2}{b^2}} + e^{\frac{2\sigma^2}{b^2}} - 3e^{\frac{\sigma^2}{b^2}} - 3 \right) \quad (\text{B-19})$$

WYKAZ STOSOWANYCH SYMBOLI

Symbole wielkości

$$c = \frac{1}{\ln 10} = \lg e \approx 0,434294$$

l — długość (wyrażona w kilometrach)

m — liczba elementów próby (pomiarów)

n — poziom psolfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej szumu

\bar{n} — wartość średnia (estymator wartości oczekiwanej) poziomu psolfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej szumu

n_0 — poziom wartości oczekiwanej psolfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej szumu

N_0 — moc odpowiadająca poziomowi μ_n

p — poziom psolfometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu

\bar{p} — wartość średnia (estymator wartości oczekiwanej) poziomu psolfometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu

p_i — wynik i -tego pomiaru poziomu psolfometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu

p_0 — poziom wartości oczekiwanej psolfometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu

P_0 — moc odpowiadająca poziomowi μ_p

s_n — estymator odchylenia standardowego poziomu psolfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej szumu

- s_p — estymator odchylenia standardowego poziomu psfometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu
 $t_{k,\beta}$ — kwantyl rzędu $(1-\beta)$ rozkładu t Studenta o k stopniach swobody
 α — jedność minus poziom ufności
 μ_n — wartość oczekiwana (średnia) poziomu psfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej szumu
 μ_N — wartość oczekiwana (średnia) psfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej szumu
 μ_p — wartość oczekiwana (średnia) poziomu psfometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu
 μ_P — wartość oczekiwana (średnia) psfometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu
 σ_n — odchylenie standardowe poziomu psfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej szumu
 σ_N — odchylenie standardowe psfometrycznej mocy średniej jednogodzinowej szumu
 σ_p — odchylenie standardowe poziomu psfometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu
 σ_P — odchylenie standardowe psfometrycznej mocy średniej jednodominutowej szumu
 $\chi_{k,\beta}^2$ — kwantyl rzędu $(1-\beta)$ rozkładu χ^2 o k stopniach swobody
 \bar{x} — estymator danego parametru x

Symbole podwielokrotnych jednostek miar

- dBm0p — decybel jako $\frac{1}{10}$ jednostki poziomu mocy psfometrycznej w odniesieniu do mocy jednego miliwata, w punkcie o poziomie względnym zero decybeli
 dBr — decybel jako $\frac{1}{10}$ jednostki poziomu względnego mocy
 pW (mW) — pikowat (miliwat) jako $10^{-12}(10^{-3})$ jednostki mocy
 pWp (mWp) — pikowat (miliwat) jako $10^{-12}(10^{-3})$ jednostki mocy psfometrycznej
 pW0p (mW0p) — pikowat (miliwat) jako $10^{-12}(10^{-3})$ jednostki mocy psfometrycznej w punkcie o poziomie względnym zero decybeli.

BIBLIOGRAFIA

1. CCITT, Green Book, Volume III — 1, 1973, zalecenie G.222
2. CCITT, Green Book, Volume III — 1, 1973, zalecenie G.226
3. Bendat J. S. i Piersol A. G.: Random Data: Analysis and Measurement Procedures. Wiley-Interscience, New York, 1971

4. CCITT, Green Book, Volume IV — 1, 1973, zalecenie M. 58
5. Fisz M.: Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna. PWN, Warszawa, wydanie III, 1967
6. Owen D. B.: Handbook of Statistical Tables Addison-Wesley Publ. Comp. Massachusetts, 1962
7. Stuck B. W i Kleiner B.: A Statistical Analysis of Telephone Noise. BSTJ, VOL. Nr 7, wrzesień 1974
8. Dudziewicz J.: Miernik mocy średniej sygnałów losowych. Prace Instytutu Łączności, Zeszyt 3(75), 1974, Wydawnictwa Komunikacji i Łączności, Warszawa
9. Dudziewicz J.: Pomiarы teletransmisyjne. Wydawnictwa Komunikacji i Łączności, Warszawa, 1975

Ержи Дудзевич

OCENKA PSOFOMETRICZESKIEJ MOŻNOŚCI SZUMA W TELEFONNIM KANALE

Резюме

В статье подана пробабилистическая интерпретация рекомендации МККТТ (Г. 222) относительно псофометрической мощности шума, выступающего в телефонном канале, созданном с помощью кабельной системы передачи аналогового типа.

На основании предпосылки нормального распределения уровней псофометрической средней мощности шума (за одну минуту и за один час) в телефонном канале получены здесь предельные распределения и простые критерии практической оценки телефонного канала, имеющего с точки зрения шума структуру и протяженность эталонной цепи 2500 км.

Предложен тоже способ упрощенной оценки канала протяженности меньшей чем 2500 км.

В заключении представлены результаты измерений, проведенных в польской сети дальней связи с учетом выше рассмотренных критериев оценки и сформулированы заключительные предложения.

Jerzy Dudziewicz

EVALUATION OF THE PSOPHOMETRIC NOISE POWER IN A TELEPHONE CIRCUIT

Summary

The paper presents a probabilistic interpretation of the G.222 CCITT Recommendation concerning the psophometric noise power in a telephone circuit, established by means of cable analogous transmission systems.

Assuming i.a. the normal distribution of mean value levels of the psophometric noise power in a telephone circuit (over one minute or over one hour), the limit distributions have been obtained

as well as certain simple criteria of practical evaluation of a telephone circuit having, with regard to the noise, the structure of a reference circuit and the length of 2500 km. A simplified evaluation of circuits shorter than 2500 km has also been proposed.

In the end part of the paper the results of experiments executed in the national telecommunication network with application of the above mentioned criteria of evaluation have been presented as well as the final proposals formulated.

Jerzy Dudziewicz

EVALUATION DE LA PUISSANCE PSOPHOMÉTRIQUE DU BRUIT D'UNE VOIE TÉLÉPHONIQUE

Résumé

On présente dans l'article une interprétation probabilistique de l'Avis G.222 du CCITT concernant la puissance psophométrique du bruit d'une voie téléphonique établie au moyen d'un système analogue de transmission en câble.

Fondés sur condition de la répartition normale du niveau de puissance psophométrique moyenne sur une minute et sur une heure du bruit d'une voie téléphonique, sont obtenus les répartitions limites et critères simples d'évaluation pratique d'une voie téléphonique ayant du point de vue du bruit la constitution et longueur du circuit fictif de référence de 2500 km.

Aussi présente-t-on un moyen simplifié d'évaluer des circuits qui ne dépassent pas 2500 km.

Enfin on présente les résultats de mesures exécutées dans le réseau national de transmission, relatifs aux critères d'évaluation susmentionnés et les conclusions finales correspondantes.

Jerzy Dudziewicz

AUSWERTUNG DER GERÄUSCHLEISTUNG DES FERNSPRECHKANALS

Zusammenfassung

In dem Artikel wird die probabilistische Interpretation der CCITT-Empfehlung G.222 gegeben, die die Geräuschleistung des mit analogen Kabelsystemen realisierten Fernsprechkanaals betrifft. Bei Annahme u.a. der Gausschen Normalverteilung des Pegels der Minuten — und der Stundenmittelwertgeräuschleistung des Fernsprechkanaals wurden die Grenzverteilungen und einfache praktische Auswertungskriterien des 2500 km langen Fernsprechbezugskreises erreicht.

Es wurde auch die vereinfachte Auswertung der kürzeren (als 2500 km) Kanäle vorgeschlagen.

Schliesslich werden die im polnischen Nachrichtennetz erhaltenen Resultate der Experimente gegeben und Schlussfolgerungen formuliert.

Henryk Baczko

621.395.74.019.3

KONCEPCJA ŁĄCZA ODNIESIENIA I ROZKŁADU NIEZAWODNOŚCI W MIĘDZYNARODOWEJ SIECI TELEFONICZNEJ

Rękopis dostarczono do Komitetu Redakcyjnego w maju 1976 r.

Niezawodność sieci telefonicznej, mimo wieloletnich wysiłków praktyków i teoretyków telekomunikacji w różnych krajach oraz w odpowiednich komisjach studiów CCITT i CCIR, nie stała się jeszcze znormalizowanym parametrem jej jakości. Rozprawa doktorska Henryka Baczko, na której oparty jest niniejszy artykuł, jest próbą wypełnienia istniejącej luki w tym zakresie. W artykule proponuje się i uzasadnia wybór łącza telefonicznego jako obiektu badań niezawodności sieci telekomunikacyjnej. Jako wskaźnik niezawodności przyjęto gotowość sieci telefonicznej.

W wyniku powiązania pojęć i relacji teorii sieci oraz niezawodności z zagadnieniami struktury i eksploatacji międzynarodowej sieci telefonicznej, przedstawiono oryginalną koncepcję „umyślonego telefonicznego łącza odniesienia niezawodności” w oparciu o relację równoważności grafów probabilistycznych.

Do badań niezawodności międzynarodowej sieci telefonicznej użyto metody porównania z międzynarodowymi telefonicznymi łańcuchami odniesienia. Zaproponowano nowe pojęcie „rozkładu niezawodności” w międzynarodowej sieci telefonicznej. Struktura niezawodnościowa łącza odniesienia oraz rozkład niezawodności dają podstawę do pełniejszej oceny jakości międzynarodowej sieci telefonicznej. Zaproponowano nową, wygodną w użytkowaniu jednostkę gotowości łącza telefonicznego.

1. WSTĘP

Obserwujemy ciągle wzrost wymagań na niezawodność stawianych sieciom telekomunikacyjnym. Wynika to z wciąż wyższego wielokrotnego wykorzystania torów, coraz dłuższej drogi przesyłowej oraz wprowadzenia usług o coraz ostrzejszych parametrach niezawodnościowych. Wdrożenie komutacji automatycznej do telefonii, telegrafii i transmisji danych powoduje, że realizacja usług zależy w coraz większym stopniu od działania całych sieci, a nie tylko poszczególnych relacji telekomunikacyjnych.

Rosnące wymagania stawiane wobec sieci telekomunikacyjnych narzucają coraz ostrzejsze warunki na niezawodność pracujących na nich urządzeń podzespołów i elementów. Jednak wyposażenie nawet w możliwie niezawodne elementy, ale

gromadzone w coraz większej liczbie, jest powodem większej możliwości uszkodzeń na sieci jako całości. Dlatego starając się o najbardziej niezawodne elementy, zespoły i urządzenia, tworzące międzynarodową sieć telefoniczną, trzeba rozpastrywać jej działanie w całości jako czynnika coraz bardziej decydującego o sprawnym działaniu telekomunikacji międzynarodowej.

Zagadnienie niezawodności międzynarodowej sieci telekomunikacyjnej jest od szeregu lat przedmiotem studiów w poszczególnych krajach i w komitetach doradczych do spraw telegrafii i telefonii oraz radiokomunikacji. W powiązaniu z Międzynarodową Komisją Elektrotechniczną (CEI — Commission Electrotechnique Internationale) opracowano szereg definicji wiążących się z niezawodnością. Zebrano także interesujące dane o działaniu linii radiowych oraz linii przewodowych w niektórych krajach.

Mimo dotychczasowych studiów w dziedzinie niezawodności trzeba przyznać, że w porównaniu z wykonanymi pracami i opracowanymi w Międzynarodowym Związku Telekomunikacyjnym (UIT) zaleceniami w zakresie wpływu szumów i tłumienności na jakość sygnału jesteśmy wciąż na początku drogi. Znajduje to swój wyraz zwłaszcza w tym, że zalecany przez komitety doradcze (CCI) plan transmisji zajmuje się głównie problemem zapewnienia abonentom telefonicznym możliwości prowadzenia rozmów o właściwej jakości — przy zachowaniu racjonalnych kosztów — głównie ze względu na tłumienność i szumy.

Natomiast niezawodność nie wchodzi dotychczas jako równoprawny i samodzielny parametr planu transmisji. A przecież pewna normalizacja w zakresie niezawodności międzynarodowych łączy i sieci telefonicznych miałaby pozytywny wpływ na rozwój telekomunikacji światowej, bowiem niektóre kraje łożą olbrzymie nakłady na uczynienie swojej sieci jak najbardziej niezawodną. Inne zaś kraje pod wpływem różnych czynników nie nadały jeszcze tej sprawie należytej wagi. Ponieważ, w okresie coraz ściślejszego powiązania sieci krajowych w jedną światową sieć telekomunikacyjną, abonent otrzymuje usługę o takiej zawodności, jaką ma najgorsza z sieci tranzytujących lub końcowych, wysiłki i nakłady jednych krajów mogą być zniweczone przez inne kraje.

Ustalanie zaleceń międzynarodowych pozwoliłoby na bardziej precyzyjne określenie wymagań stawianych niezawodności urządzeń telekomunikacyjnych, a także pozwoliłoby na budowę krajowych sieci telekomunikacyjnych o takiej niezawodności, jakiej wymagałyby przepisy międzynarodowe. Położyłoby to również kres zdarzającym się sporom między niektórymi administracjami na temat oceny niezawodności ich sieci, gdy razem włączone są do realizacji międzynarodowych usług telekomunikacyjnych i pozwoliłoby ustalić w sposób bardziej racjonalny strategię eksploatacji sieci narodowych i międzynarodowych.

Niniejsze opracowanie jest próbą określenia nowych pojęć: „umyślonego telefonicznego łącza odniesienia niezawodności”, „rozkładu niezawodności sieci telefonicznych” oraz „jednostki gotowości łącza telefonicznego”. Pojęcia te zastosowane metodycznie do badania i eksploatacji międzynarodowej i krajowych sieci teleko-

munikacyjnych powinny ułatwić rozwiązanie trudnych zadań, stojących przed administracjami łączności, producentami sprzętu telekomunikacyjnego oraz Międzynarodowym Związkiem Telekomunikacyjnym (UIT).

2. UMYŚLONE ŁĄCZE I ŁAŃCUCH ODNIESIENIA NIEZAWODNOŚCI DLA TELEFONII

2.1. Obiekt i miara w badaniach niezawodności sieci telefonicznych

Niezawodność według określenia przyjętego przez CEI [14] (Międzynarodową Komisję Elektrotechniczną) jest to zdolność obiektu do wykonywania wymaganych funkcji w określonych warunkach i zadanym okresie czasu.

Niezawodność określa się przez wskaźniki, które służą do jej pomiaru i wyrażana jest w wartościach liczbowych. „Miarą niezawodności jest prawdopodobieństwo wykonania przez obiekt^{*)} wymaganych funkcji w określonych warunkach i zadanym okresie czasu” (według dokumentów CCITT zawierających wykaz definicji niezawodności [9, 1]). Niezawodność według tych definicji charakteryzuje się więc czterema cechami: określonym zadaniem przewidzianym do realizacji, prawdopodobieństwem jego wykonania, czasem i warunkami realizacji zadania. Niezawodność jest określana jako poddające się ocenie prawdopodobieństwo w funkcji czasu, które może być wyrażone przez funkcję matematyczną [26, 28].

W teorii niezawodności rozróżnia się dwa rodzaje uszkodzeń: nagłe i stopniowe [17]. Jako uszkodzenia nagłe rozumiemy takie, które pojawiają się w sposób niespodziewany, powodując najczęściej zupełną zmianę parametrów sprzętu w sposób skokowy. Jako uszkodzenia stopniowe rozumiemy uszkodzenie związane z powolną zmianą parametrów urządzenia poza dopuszczalne granice. Szczególnym rodzajem uszkodzeń są często spotykane w telekomunikacji uszkodzenia tzw. przemijające, które powstają pod wpływem chwilowej, odwracalnej zmiany jednego z czynników wpływających na parametry urządzenia.

Należy podkreślić, że w świetle współczesnej wiedzy podział na uszkodzenia nagłe i stopniowe jest względny i uzasadniony w dużej mierze niedoskonałością naszych przyrządów pomiarowych, które nie pozwalają jeszcze na obserwację niektórych procesów zachodzących w elementach lub materiałach, będących przyczyną nagłych zmian. Uszkodzenia stopniowe można traktować jako nagłe, zakładając, że następują one po przekroczeniu dopuszczalnej wielkości zmiany obserwowanego parametru. Obiekt uważamy wtedy za „nagle uszkodzony”. Określenie granicy, poza którą parametry nie mogą wykroczyć, często bywa kłopotliwe, a ustalenie (definicja) czy nastąpiło uszkodzenie — dyskusyjne.

^{*)} Pojęciem „obiekt” określa się: sieci, systemy urządzeń, układy, podzespoły, a nawet elementy.

Biorąc pod uwagę, że problemy niezawodności sieci telekomunikacyjnych są bardzo skomplikowane, a aparat matematyczny służący do badań niezawodności złożony i trudny w użyciu, przyjmuje się zwykle dla uproszczenia, że mamy do czynienia jedynie z uszkodzeniami nagłymi. Zakładamy również, że każdy obiekt może być albo sprawny albo uszkodzony. Żadnych stanów pośrednich nie uznajemy, przyjmując, że sprawne działanie obiektu oznacza pracę jego w granicach ściśle określonych parametrów. Powyższe założenie jest również pomocne w stosowaniu metod matematycznych przy analizie i syntezie sieci telekomunikacyjnych.

Podział na niezawodność sieci, urządzeń, systemów i elementów ma również charakter względny i uzależniony jest od przedmiotu i celu przeprowadzanych badań. Każde urządzenie, np. wzmacniak przelotowy telefonii wielokrotnej, może być systemem złożonym w stosunku do swoich składowych bloków i elementów, jeżeli on właśnie jest przedmiotem badań niezawodnościowych. Z drugiej strony wzmacniak ten jest tylko urządzeniem elementarnym w stosunku do złożonego systemu, którym jest magistrala kablowa. Jednocześnie, konsekwentnie rozumując, magistrala kablowa traktowana być może jako „urządzenie elementarne” wchodzące w skład krajowej sieci telekomunikacyjnej. Oczywiście niezawodność każdej sieci zależy od niezawodności składających się na nią urządzeń, a tych z kolei od tworzących je bloków, podzespołów i elementów [6].

Określenie niezawodności sieci telekomunikacyjnych jest bardzo trudne ze względu na wielorakość funkcji i usług świadczonych przez te sieci. Problem komplikuje jeszcze bardziej mnogość i różnorodność użytkowników tej sieci poczynając od prywatnego abonenta telefonicznego, a kończąc na abonentach urzędowych i centralowych w gospodarce oraz w administracji. Taka kombinacja wielofunkcyjności sieci z mnogością życzeń znacznej liczby różnorodnych użytkowników powoduje, że podstawowe elementy definicji niezawodności jak: „zdolność obiektu”, „wymagana funkcja”, „określone warunki” i „zadany okres czasu” mogą być dla sieci telekomunikacyjnych w różny sposób interpretowane. Sytuację komplikuje również oddziaływanie postępu technicznego, którego tempo rozwoju w telekomunikacji należy do największych na świecie. Sieć telekomunikacyjna ma wiele parametrów, których zmiany wpływają w sposób zasadniczy na jej niezawodność; wymienimy tylko: tłumienność, czas propagacji, szumy i zniekształcenia. Zakres tych wpływów jest uzależniony od charakteru usług świadczonych przez sieć i od wymagań użytkownika [34].

Ważną cechą niezawodności systemów, a zwłaszcza sieci telekomunikacyjnych jest to, żeby była ona wymierna. Znajduje to nawet swój wyraz w niektórych definicjach niezawodności. Chodzi o to, żeby był jakiś wskaźnik określający najważniejsze cechy niezawodności sieci telekomunikacyjnej, a zwłaszcza telefonicznej.

Wybrany wskaźnik niezawodności powinien być dostatecznie prosty i zrozumiały w skali międzynarodowej [10]. Ponadto wskaźnik ten powinien być tak obliczony, aby mógł stać się motorem działania dla krajowych administracji łączności zarówno w zakresie wymagań na sprzęt dostarczony przez producenta, jak również wobec

personelu eksploatującego ten sprzęt. Wtedy można opierając się na tym wskaźniku wyliczyć liczbę i kwalifikacje pracowników eksploatujących sieć oraz ich wyposażenie. Wskaźnik ten powinien się nadawać do charakteryzowania pracy różnego rodzaju urządzeń tworzących sieć radiolinii, linii kablowych czy też łączy satelitarnych. Wskaźnik ten powinien wreszcie być wspólny nie tylko dla usług telefonicznych, lecz także dla innych usług telekomunikacyjnych. Taki wskaźnik niezawodności wspólny dla różnych usług powinien również umożliwić sformułowanie odpowiednich kryteriów pracy linii i łączy służących do realizacji usług. Wskaźnik ten powinien umożliwić odpowiednią selekcję linii i łączy w celu optymalnego wykonania usług. Toruje sobie drogę przekonanie, że wskaźnikiem takim mogłaby być „gotowość” sieci (obiektu).

Zgodnie z tymczasowymi definicjami przyjętymi przez Komisję Specjalną „C” CCITT, zaczerpniętymi z ustaleń CEI, przez „gotowość” (disponibilité) rozumie się zdolność obiektu do wykonania przewidzianych dla niego zadań w dowolnym momencie czasu. Wskaźnik ten jest więc stosunkiem, który może być wyrażony według propozycji CEI dwójako [13, 14]:

- 1) „stosunek tej części zadanego okresu czasu, w którym obiekt jest zdolny do wykonania zadanych mu funkcji, do całkowitej wartości zadanego okresu czasu lub
- 2) stosunek liczby obiektów zdolnych w danym momencie do wykonania wymaganych funkcji do całkowitej liczby obiektów populacji, do której należą obiekty zdadne”.

Wydaje nam się, że druga definicja jest wygodniejsza dla projektantów, konserwatorów różnego rodzaju urządzeń, natomiast dla administracji łączności eksploatujących sieci telekomunikacyjne należałoby oprzeć się na pierwszej definicji.

Bardzo istotnym elementem prac nad niezawodnością międzynarodowych sieci telekomunikacyjnych jest uzgodnienie między administracjami, jakie jej części będą przedmiotem badań i obserwacji. Powyższe będzie rzutować w sposób zasadniczy na powiązanie liczby uszkodzeń całej sieci z przestojami obserwowanych części użytkowych. Jeżeli przyjmiemy za jednostkę n -krotny zestrój telefonii nośnej w danej magistrali telekomunikacyjnej, wówczas umknie spod naszej uwagi tak istotne zjawisko, jak uszkodzanie się pojedynczych łączy w danej wiązce lub relacji. Dlatego wydaje się celowe, aby jako obserwowany element sieci przyjąć pojedyncze łącze. Skłaniają ku temu również inne powody, wynikające z przyjęcia umownego łącza odniesienia jako podstawy zaleceń oraz badań CCITT dla innych parametrów międzynarodowej sieci telekomunikacyjnej.

Jak wiemy, zapewnienie określonego poziomu niezawodności sieci telekomunikacyjnej związane jest z poważnymi nakładami finansowymi. Używane w tym celu metody rozdziału dróg transmisyjnych w poszczególnych relacjach, wprowadzanie rezerw łączy i urządzeń, tworzenie bardzo operatywnej eksploatacji są bardzo kosztowne i wpływają w sposób znaczny na koszty usług. Badająca w skali europejskiej sprawę kosztów własnych usług telekomunikacyjnych specjalna grupa

robocza CCITT p.n. Teurem postanowiła odnosić je do jednego łącza — a ściślej do 100 km łącza telefonicznego. Pozwoli to również przy dalszych analizach ująć kompleksowo warunki na urządzenia pracujące w sieci z punktu widzenia różnych jej parametrów oraz realizowanych usług [34]. Da to możliwość administracjom łączności pełniejszego porównania urządzeń pracujących na świecie oraz pracy personelu konserwującego. Także różnorodność systemów telefonii nośnej używanych w różnych krajach każe uznać łącze telefoniczne za podstawowy obiekt obserwacji w międzynarodowej sieci telekomunikacyjnej. Ten „obiekt” wydaje się również być najbardziej stabilnym w świetle szybkiego postępu technicznego w telekomunikacji.

Należy jednak podkreślić, że dla zbadania niezawodności działania łączy istotne jest posiadanie przez administrację odpowiedniej automatycznej aparatury pomiarowej umożliwiającej ich badanie. Wymagania na tego rodzaju aparaturę tzw. ATME są międzynarodowo uzgodnione w ramach CCITT. Należy zauważyć, że różnego rodzaju aparatury do automatycznego pomiaru parametrów sieci telekomunikacyjnej — badają indywidualne łącza. Taka jest japońska aparatura ATTM, australijska SARS, szwedzka i niemiecka ATME, amerykańska ATMS, holenderska ATM, a także polska aparatura — ABA [33]. Z punktu widzenia postępu technicznego, w tym zakresie przewiduje się pomiar łączy jako podstawowego ogniwa sieci. Z powyższego wynika zasadność przyjęcia również łącza jako podstawy badań niezawodności sieci telefonicznej.

2.2. Umyślane łącze odniesienia niezawodności dla telefonii

Pojęcie umyślanego łącza odniesienia dla telefonii zostało wprowadzone zaleceniem Komitetu Doradczego do spraw Telefonii i Telegrafii CCITT. Celem wprowadzenia tego pojęcia było umożliwienie takiej koordynacji różnych wymagań technicznych części składowych zestawu wielokrotnego systemu nośnego, aby łącza telefoniczne utworzone w danym zestawie spełniały zalecenia CCITT.

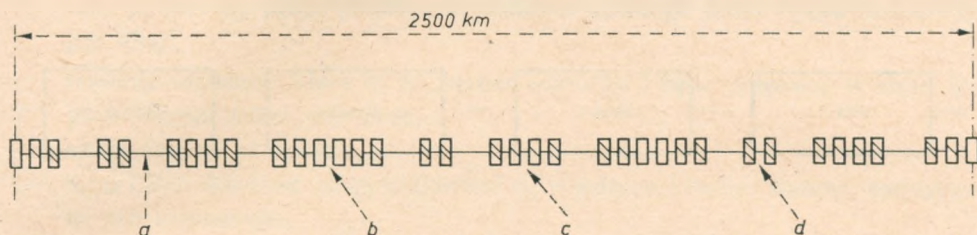
CCITT określiło umyślane telefoniczne łącza odniesienia w liniach kablowych o torach symetrycznych (zalecenie G-322), w liniach kablowych o torach współosiowych dla systemu 4 MHz (zalecenie G-343), a także dla systemu 12 MHz (zalecenie G-345) oraz w liniach napowietrznych (zalecenie G-311).

CCIR określiło następujące telefoniczne łącza odniesienia:

- 1) w liniach radiowych horyzontowych dla krotności od 12 do 60 lub ponad 60 (zalecenie G-431) dla systemów częstotliwościowych,
- 2) w liniach radiowych pozahoryzontowych (zalecenie G-433),
- 3) w liniach radiowych satelitarnych (zalecenie G-434).

Rysunek 1 przedstawia przykładowo łącze odniesienia w liniach kablowych dla systemu 4 MHz. Wymienione wyżej telefoniczne łącza odniesienia (oprócz linii

radiowych satelitarnych) mają długość równą 2500 km i te same warunki eksploatacyjne. Ponadto wobec wprowadzenia we wszystkich telefonicznych łączach odniesienia trzech par przemienników kanałowych, telefoniczne łącza odniesienia mogą służyć do badania nie tylko jednego łącza o długości 2500 km, lecz także do badania



Rys. 1. Schemat umyślnego łącza odniesienia dla systemów 4 MHz na kablach współosiowych (wg zalecenia G-338 Księgi Zielonej CCITT)

□ przemiennik kanałowy ▤ przemiennik grupy pierwotnej ▥ przemiennik grupy wtórnej
 a — pasmo częstotliwości przesyłanych na parze koncentrycznej, b — pasmo częstotliwości akustycznych, c — pasmo grupy pierwotnej, d — pasmo grupy wtórnej

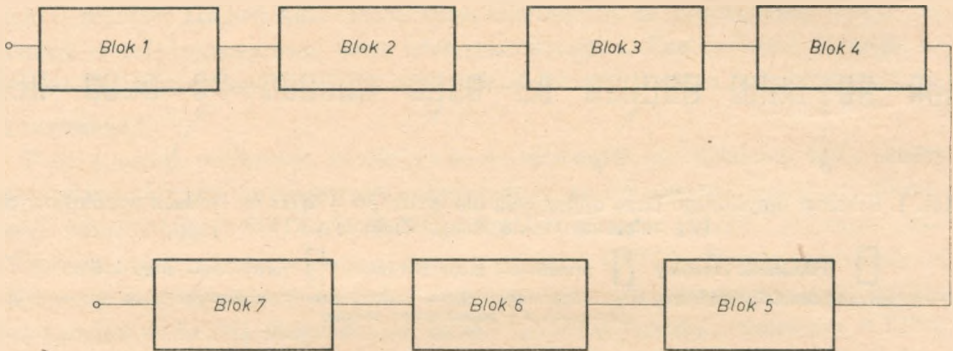
międzynarodowego zestawu o takiej samej długości, składającego się z trzech łączy utworzonych w kanałach różnych systemów nośnych i połączonych ze sobą w dwóch międzynarodowych centralach tranzytowych. Powyższa struktura łącza odniesienia pozwala objąć badaniami dużą część międzynarodowych połączeń, łańcuchów i łączy telefonicznych.

W celu ułatwienia badań niezawodności międzynarodowej sieci telefonicznej wprowadzamy poniżej nowe pojęcie umyślnego telefonicznego łącza odniesienia niezawodności.

Umyślane telefoniczne łącza odniesienia niezawodności jest modelem służącym do badania niezawodności sieci, łańcuchów i łączy telefonicznych. Z punktu widzenia struktury teletransmisyjnej umyślane telefoniczne łącza odniesienia niezawodności, podobnie jak wszystkie telefoniczne łącza odniesienia, używane do badania międzynarodowej sieci telefonicznej (oprócz łącza odniesienia dla linii radiowych satelitarnych), jest pojedynczym łączem o długości 2500 km lub zestawem trzech łączy o takiej samej długości sumarycznej, połączonych ze sobą w dwóch międzynarodowych centralach tranzytowych. W odróżnieniu jednak od przywiązania innych telefonicznych łączy odniesienia do określonych systemów telefonii nośnej, umyślane telefoniczne łącza odniesienia niezawodności będzie mogło służyć do badań niezawodności różnych systemów telefonii wielokrotnej oraz torów transmisyjnych. Jako wskaźnik niezawodności naszego umyślnego telefonicznego łącza odniesienia o długości 2500 km przyjmujemy jego gotowość. Przy tym gotowością nazwiemy jakościową cechę niezawodności łącza charakteryzującą prawdopodobieństwo jego znajdowania się w stanie zdolnym do pracy w dowolnej chwili lub jako oczekiwaną część czasu, w którym łącze jest sprawne.

Odrywając charakterystykę umyślnego telefonicznego łącza odniesienia nie-

zawodności od określonych rodzajów torów teletransmisyjnych oraz systemów telefonii wielokrotnej i pragnąc umożliwić jak najszersze jego zastosowanie, musimy mu nadać odpowiednią strukturę. Struktura niezawodnościowa umyślonego telefonicznego łącza odniesienia niezawodności zawiera połączone szeregowo bloki, których wspólna praca decyduje o działaniu łącza (rys. 2).



Rys. 2. Struktura niezawodnościowa umyślonego telefonicznego łącza odniesienia niezawodności

Uszkodzenia, które wpływają na gotowość łącza odniesienia podzieliliśmy na 7 kategorii zależnie od przyczyny oraz charakteru urządzeń (7, 19, 20). Każde z uszkodzeń danej kategorii umieściliśmy w oddzielnych blokach. Bloki te wyobrażają symbolicznie urządzenia tworzące łącza podlegające tylko jednemu określonemu rodzajowi uszkodzeń.

- Blok 1 — symbolizuje uszkodzenia torów kablowych i linii radiowych, nie wynikłe z bezpośredniego działania ludzkiego (np. korozja kabla, zakłócenia w propagacji na liniach radiowych).
- Blok 2 — symbolizuje uszkodzenia na przelotowych stacjach wzmacniakowych kablowych i stacjach przekaźnikowych linii radiowych.
- Blok 3 — symbolizuje zewnętrzne uszkodzenia, wynikające z działalności ludzkiej (np. uszkodzenie toru kablowego przy robotach drogowych, uszkodzenie anteny stacji przekaźnikowej w wyniku prac budowlanych).
- Blok 4 — symbolizuje uszkodzenia na głównych lub końcowych stacjach wzmacniakowych kablowych, a także węzłowych lub końcowych stacjach linii radiowych nie spowodowane przez obsługę (np. zanieczyszczenie styków).
- Blok 5 — symbolizuje uszkodzenia na głównych lub końcowych stacjach wzmacniakowych, a także węzłowych lub końcowych stacjach linii radiowych spowodowane przez obsługę.
- Blok 6 — symbolizuje uszkodzenia systemu zasilania zdalnego.
- Blok 7 — symbolizuje uszkodzenia pozostałych urządzeń zasilających, w tym zewnętrznych źródeł zasilania i prądotwórczych agregatów rezerwowych.

Obliczmy interesujące nas wartości współczynnika gotowości przedstawionego przez nas umyślnego łącza odniesienia (18, 35) przyjmując następujące założenia:

- traktujemy łącze odniesienia jako system szeregowo połączonych elementów (bloków) naprawialnych,
- czas poprawnej pracy między uszkodzeniami całego łącza i jego składowych jest długi,
- trwałość urządzeń, które są po okresie rozruchu i będą pracować w ciągu długiego okresu czasu, jest duża,
- czasy napraw są krótkie,
- łącze i jego składowe mogą znajdować się w jednym z dwóch stanów: być sprawne lub uszkodzone,
- czas trwania każdego z obydwu stanów, w jakich znajduje się łącze i każdy z bloków jest zmienną losową,
- występujące poszczególne uszkodzenia łącza i jego składowych tworzą strumień uszkodzeń o następujących cechach: jest on stacjonarny (liczba uszkodzeń, która pojawia się w ciągu określonego przedziału czasu, zależy jedynie od długości przedziału, a nie od jego położenia na osi czasu), bez pamięci (poszczególne uszkodzenia są od siebie niezależne), pojedynczy (prawdopodobieństwo jednoczesnego wystąpienia uszkodzeń jest równe zero),
- zmienne losowe reprezentujące czasy naprawy oraz czasy pomiędzy uszkodzeniami mają rozkład wykładniczy.

Wprowadzamy następujące oznaczenia

$K_g(t)$ — prawdopodobieństwo gotowości do sprawnego działania łącza w chwili t ,

K_g — stacjonarna wartość prawdopodobieństwa gotowości do sprawnego działania łącza — lub współczynnik gotowości łącza,

$K_p(t)$ — prawdopodobieństwo uszkodzenia łącza w chwili t ,

K_p — stacjonarna wartość prawdopodobieństwa uszkodzenia łącza lub współczynnik uszkodzenia łącza,

$\lambda(t)$ — intensywność uszkodzeń lub częstość uszkodzeń łącza na jednostkę czasu w chwili t ,

$\mu(t)$ — intensywność napraw lub częstość napraw łącza na jednostkę czasu w chwili t ,

λ — stacjonarna wartość $\lambda(t)$,

μ — stacjonarna wartość $\mu(t)$,

T — wartość oczekiwana średniego czasu sprawnego działania łącza między uszkodzeniami,

T_k — wartość oczekiwana średniego czasu naprawy uszkodzenia łącza.

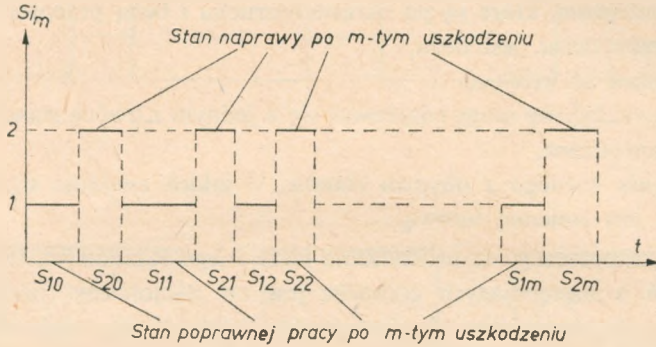
W świetle tych założeń rozpatrzemy relacje niezawodnościowe naszego umyślnego łącza odniesienia niezawodności, traktując je w tej fazie rozważań jako jeden obiekt.

Analizowane łącze może znajdować się w każdej chwili w stanie:

$S_{1,m}$ — poprawnej pracy po m -tym uszkodzeniu i m -tej naprawie z prawdopodobieństwem gotowości do pracy $K_g(t)$,

$S_{2,m}$ — naprawy (niezdatności) po m -tym uszkodzeniu z prawdopodobieństwem $K_p(t)$.

Cykl pracy rozpatrywanego łącza przedstawia rys. 3.



Rys. 3. Cykl pracy umyślonego łącza odniesienia niezawodności

Obydwa te stany tworzą układ zupełny zdarzeń wzajemnie wyłączających się, stąd możemy napisać, że

$$K_g(t) + K_p(t) = 1 \quad (2.1)$$

Ponieważ zakładamy, że przy uruchomieniu łącze nasze było sprawne, więc $K_g(t_0) = 1$, a $K_p(t_0) = 0$.

Wobec przyjętych założeń dla strumienia uszkodzeń chwilowa wartość współczynnika intensywności uszkodzeń

$$\lambda(t) = \lambda = \text{const}$$

oraz

$$\mu(t) = \mu = \text{const}$$

Przy tych założeniach prawdopodobieństwo poprawnej pracy łącza w przedziale czasu $(t, t + \Delta t)$ wyniesie:

$$K_g'(t, t + \Delta t) = K_g(t) \cdot e^{-\lambda \Delta t} \quad (2.2)$$

Łącze uszkodzone w chwili t , które to zdarzenie ma prawdopodobieństwo $K_p(t) = 1 - K_g(t)$, stanie się zdadne do pracy w chwili $(t + \Delta t)$, jeżeli zostanie naprawione w przedziale czasu $(t, t + \Delta t)$. Ponieważ założyliśmy wykładniczy rozkład czasu napraw, to prawdopodobieństwo, że łącze zostanie naprawione w ciągu czasu Δt wynosi $1 - e^{-\mu \Delta t}$.

Prawdopodobieństwo tego, że łącze uszkodzone w chwili t zacznie pracować w wyniku naprawy uszkodzeń w chwili $t + \Delta t$ wyniesie

$$K_g''(t, t + \Delta t) = [1 - K_g(t)] \cdot (1 - e^{-\mu \Delta t}) \quad (2.3)$$

Ponieważ stany S_1 i S_2 wyłączają się, więc prawdopodobieństwo poprawnej

pracy w dowolnym przedziale czasu t będzie równe sumie tych zdarzeń:

$$K_g(t, t + \Delta t) = K_g(t) \cdot e^{-\lambda \Delta t} + [(1 - K_g(t)) (1 - e^{-\mu \Delta t})] \quad (2.4)$$

Jak wiadomo

$$e^{-x} = 1 - x + \frac{1}{2!} x^2 - \frac{1}{3!} x^3 + \dots$$

Zatem dla małych wartości x można przyjąć:

$$e^{-x} \approx 1 - x$$

Wobec tego

$$K_g(t, t + \Delta t) = K_g(t) \cdot (1 - \lambda \cdot \Delta t) + [1 - K_g(t)] \mu \Delta t \quad (2.5)$$

Po przekształceniach

$$K_g(t, t + \Delta t) - K_g(t) = -K_g(t) \cdot \lambda \cdot \Delta t + [1 - K_g(t)] \cdot \mu \cdot \Delta t \quad (2.6)$$

$$\frac{K_g(t, t + \Delta t) - K_g(t)}{\Delta t} = -K_g(t) \cdot \lambda \cdot \Delta t + [1 - K_g(t)] \cdot \mu = \mu - (\lambda + \mu) \cdot K_g(t) \quad (2.7)$$

Zatem

$$\frac{dK_g}{dt} = \mu - (\lambda + \mu) \cdot K_g(t) \quad (2.8)$$

Rozwiązanie powyższego równania różniczkowego przy warunku początkowym $K_g(0) = 1$ ma postać:

$$K_g(t) = \frac{\mu}{\mu + \lambda} + \frac{\lambda}{\mu + \lambda} \cdot e^{-t(\mu + \lambda)} \quad (2.9)$$

Dla przyjętych tu założeń $T = \frac{1}{\lambda}$,

gdzie: \bar{T} — średni czas poprawnej pracy między uszkodzeniami oraz $\bar{T}_k = \frac{1}{\mu}$,

gdzie \bar{T}_k — średni czas naprawy, przy czym $\bar{T} \geq \bar{T}_k$.

Po podstawieniu tych oznaczeń otrzymujemy:

$$K_g(t) = \frac{\bar{T}}{\bar{T} + \bar{T}_k} + \frac{\bar{T}_k}{\bar{T} + \bar{T}_k} \cdot e^{-t \left(\frac{1}{\bar{T}} + \frac{1}{\bar{T}_k} \right)} \quad (2.10)$$

Jako wartość stacjonarną bierzemy granicę:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} K_g(t) = \frac{\bar{T}}{\bar{T} + \bar{T}_k} \quad (2.11)$$

Wzór ten zapiszemy w postaci

$$K_g = \frac{\bar{T}}{\bar{T} + \bar{T}_k} \quad (2.12)$$

lub podstawiając $T = \frac{1}{\lambda}$ i $T_k = \frac{1}{\mu}$ w postaci

$$K_g = \frac{\mu}{\lambda + \mu} \quad (2.13)$$

Ponieważ $K_g + K_p = 1$ i $K_p = 1 - K_g$, to podstawiając te wartości do (2.12) otrzymujemy wzór na stacjonarną wartość współczynnika przestoju

$$K_p = \frac{\bar{T}_k}{\bar{T} + \bar{T}_k} \quad (2.14)$$

lub inaczej

$$K_p = \frac{\lambda}{\mu + \lambda} \quad (2.15)$$

Obecnie przeanalizujemy relacje niezawodności w proponowanym przez nas umyślonym łączy odniesienia niezawodności (rys. 2). Parametry niezawodności siedmiu symbolicznych bloków szeregowo połączonych, tworzących to łączy, scharakteryzujemy w sposób poniżej omówiony.

W bloku 1 symbolizującym uszkodzenia łączy wynikłe z awarii torów kablowych i linii radiowych, a nie będących skutkiem bezpośredniego działania ludzkiego, oznaczymy:

\bar{T}'_k — średni czas poprawnego działania bloku pierwszego,

\bar{T}'_{k_1} — średni czas naprawy bloku pierwszego,

λ'_1 — intensywność uszkodzeń bloku pierwszego,

μ'_1 — intensywność napraw bloku pierwszego,

K'_{g_1} — współczynnik gotowości do pracy bloku pierwszego.

Wtedy wzór (2.12) przyjmie postać:

$$K'_{g_1} = \frac{\bar{T}'_1}{\bar{T}'_1 + \bar{T}'_{k_1}} \quad (2.16)$$

lub

$$K'_{g_1} = \frac{\mu'_1}{\mu'_1 + \lambda'_1} \quad (2.17)$$

Wprowadzając podobne oznaczenia dla pozostałych sześciu bloków otrzymujemy:

Dla bloku 2:

$$K'_2 = \frac{\bar{T}'_2}{\bar{T}'_2 + \bar{T}'_{k_2}} \quad (2.18)$$

lub

$$K'_{g_2} = \frac{\mu'_2}{\mu'_2 + \lambda'_2} \quad (2.19)$$

Dla bloku 3:

$$K'_{g_3} = \frac{\bar{T}'_3}{\bar{T}'_3 + \bar{T}'_{k_3}} \quad (2.20)$$

lub

$$K'_{g_3} = \frac{\mu'_3}{\mu'_3 + \lambda'_3} \quad (2.21)$$

Dla bloku 4:

$$K'_{g_4} = \frac{\bar{T}'_4}{\bar{T}'_4 + \bar{T}'_{k_4}} \quad (2.22)$$

lub

$$K'_{g_4} = \frac{\mu'_4}{\mu'_4 + \lambda'_4} \quad (2.23)$$

Dla bloku 5:

$$K'_{g_5} = \frac{\bar{T}'_5}{\bar{T}'_5 + \bar{T}'_{k_5}} \quad (2.24)$$

lub

$$K'_{g_5} = \frac{\mu'_5}{\mu'_5 + \lambda'_5} \quad (2.25)$$

Dla bloku 6:

$$K'_{g_6} = \frac{\bar{T}'_6}{\bar{T}'_6 + \bar{T}'_{k_6}} \quad (2.26)$$

lub

$$K'_{g_6} = \frac{\mu'_6}{\mu'_6 + \lambda'_6} \quad (2.27)$$

Dla bloku 7:

$$K'_{g_7} = \frac{\bar{T}'_7}{\bar{T}'_7 + \bar{T}'_{k_7}} \quad (2.28)$$

lub

$$K'_{g_7} = \frac{\mu'_7}{\mu'_7 + \lambda'_7} \quad (2.29)$$

Dla całego umyślonego łączna odniesienia niezawodności, przy przyjętych założeniach, słuszne są następujące wzory na K_{g_0} , gdzie K_{g_0} — współczynnik gotowości całego umyślonego łączna odniesienia niezawodności.

$$K_{g_0} = \prod_{i=1}^7 K'_{g_i} \quad (2.30)$$

lub

$$K_{g_0} = \prod_{i=1}^7 \frac{\bar{T}'_i}{\bar{T}'_i + \bar{T}'_{k_i}} \quad (2.31)$$

lub

$$K_{g_0} = \prod_{i=1}^7 \frac{\mu'_i}{\mu'_i + \lambda'_i} \quad (2.32)$$

Wartość współczynnika gotowości umyślonego łącza odniesienia niezawodności K_{g_0} — powinna być ustalona na podstawie zalecenia CCITT, podobnie jak i wartości współczynników gotowości siedmiu bloków tworzących to łącze.

Dla producentów, konstruktorów i odbiorców aparatury teletransmisyjnej istotne będą wartości, jakie ustalone będą dla K'_{g_2} i K'_{g_4} oraz ich iloczyn

$$K'_{g_2} \cdot K'_{g_4} = \frac{K_{g_0}}{\frac{\mu'_1}{\mu'_1 + \lambda'_1} \cdot \frac{\mu'_3}{\mu'_3 + \lambda'_3} \cdot \prod_{i=5}^7 \frac{\mu'_i}{\mu'_i + \lambda'_i}} \quad (2.33)$$

Dla specjalistów zajmujących się liniami kablowymi istotne niewątpliwie będą wartości, jakie ustalone zostaną w odpowiednim zaleceniu CCITT dla K'_{g_1} oraz K'_{g_3} , a także ich iloczyn

$$K'_{g_1} \cdot K'_{g_3} = \frac{K_{g_0}}{\frac{T_2}{T_2 + T'_{k_2}} \cdot \prod_{i=4}^7 \frac{\bar{T}_i}{T'_i + T'_{k_i}}} \quad (2.34)$$

Istotne także będą dopuszczalne granice odchyień, które zalecenia ustalą dla wahań współczynników gotowości każdego z bloków umyślonego łącza odniesienia niezawodności.

Korzystając z zależności $K_p = 1 - K_g$ możemy z łatwością obliczyć K_{p_0} współczynnik przestoju dla umyślonego łącza odniesienia niezawodności oraz jego poszczególnych składowych — bloków

$K_{p_0} = 1 - K_{g_0}$ i odpowiednio

$$\begin{aligned} K'_{p_1} &= 1 - K'_{g_1} & K'_{p_2} &= 1 - K'_{g_2} & K'_{p_3} &= 1 - K'_{g_3} \\ K'_{p_4} &= 1 - K'_{g_4} & K'_{p_5} &= 1 - K'_{g_5} & K'_{p_6} &= 1 - K'_{g_6} & K'_{p_7} &= 1 - K'_{g_7} \end{aligned}$$

Ustalając graniczne wartości dla K_{g_0} oraz współczynników gotowości poszczególnych bloków, odpowiednie zalecenia CCITT i CCIR określiłyby wartości dla współczynników przestoju oraz dopuszczalne zakresy ich odchyień.

W wyniku rozważań zawartych w niniejszym podrozdziale możemy stwierdzić co następuje:

- 1) Umyślone łącze telefoniczne odniesienia niezawodności dzięki swej strukturze pozwala w ramach określonej długości 2500 km na ustalenie wpływu poszczególnych rodzajów uszkodzeń na jego działanie,
- 2) Umyślone łącze odniesienia niezawodności umożliwia określenie warunków współpracy różnych urządzeń teletransmisyjnych z punktu widzenia ich niezawodności.

- 3) Analiza niezawodności składowych umyślonego telefonicznego łącza niezawodności pozwala na określenie niezawodności poszczególnych rodzajów urządzeń teletransmisyjnych, sprawności ich obsługi oraz wpływu otoczenia na ich awaryjność.

2.3. Międzynarodowy telefoniczny łańcuch odniesienia niezawodności

Międzynarodowym umyślonym łańcuchem telefonicznym odniesienia do badań niezawodności nazwiemy model, w którym można zakreślić wartości minimalne i średnie gotowości wnoszone przez łącza i węzły tworzące ten łańcuch. Model taki może służyć administracjom łączności do odpowiedniej organizacji konserwacji sieci telekomunikacyjnych, a producentom do wyciągnięcia odpowiednich wniosków co do konstrukcji urządzeń i ich elementów oraz podzespołów.

Tysiące międzynarodowych łączy i łańcuchów telefonicznych, załatwiających potrzeby całego świata, tworzy zmieniającą się w każdej chwili światową sieć telefoniczną. W celu zbadania niezawodności tej sieci proponujemy metodę porównania z modelami niezawodnościowymi — międzynarodowymi telefonicznymi łańcuchami odniesienia. Aby to jednak uczynić, należy wykazać, że te nasze modele niezawodności w postaci telefonicznych łańcuchów odniesienia mogą spełniać swą rolę w warunkach ciągle zmieniających się przebiegów łączy, tworzących światową sieć łączności telefonicznej. Posłużymy się w tym celu grafami probabilistycznymi (1, 2, 3, 15, 16, 25, 32).

Światową sieć telekomunikacyjną przedstawiamy jako graf $G(W, K)$, przy czym W jest zbiorem węzłów, a K zbiorem gałęzi. Węzły grafu odpowiadają węzłom sieci, a gałęzie łączom. Zakładamy:

- 1) każdy węzeł grafu może ulec uszkodzeniu z prawdopodobieństwem P_w ,
 $w = 1, 2, 3, \dots, W$,
- 2) każda gałąź grafu może ulec uszkodzeniu z prawdopodobieństwem Q_k ,
 $k = 1, 2, 3, \dots, K$,
- 3) uszkodzenia gałęzi i węzłów są systematycznie niezależne,
- 4) istnieją dwa stany w nawiązywaniu łączności — albo ona istnieje, albo jest przerwana.

Rozważać będziemy łączność między wybranymi węzłami, które nazywać będziemy wyróżnionymi. Dla podkreślenia, że niektóre z tych wybranych węzłów traktować będziemy jako skrajne — nazwiemy je biegunami.

Wprowadzamy obecnie relację równoważności grafów probabilistycznych z punktu widzenia prawdopodobieństwa (4).

Definicja: w zbiorze grafów probabilistycznych graf G_1 , o n węzłach, z wyróżnionymi węzłami $A_{i_1}, A_{i_2}, A_{i_3}, \dots, A_{i_k}$ ($i_1 < i_2 < i_3, \dots, < i_k$) ($k \leq n$), uważamy jako równoważny grafowi G_2 o m węzłach, jeżeli:

- 1) można w nim wybrać węzły wyróżnione $B_{j_1}, B_{j_2}, B_{j_3}, \dots, B_{j_m}$ ($j_1 < j_2 < j_3 < \dots \leq j_k$) ($k \leq m$),
- 2) prawdopodobieństwo uszkodzenia węzła A_{i_t} jest równe prawdopodobieństwu uszkodzenia węzła B_{j_t} ($t = 1, 2, 3, \dots, k$),
- 3) dla każdej z $\binom{k}{2}$ par węzłów wyróżnionych prawdopodobieństwo uszkodzenia wszystkich łańcuchów między węzłami A_{i_r} i A_{i_s} w grafie G_1 jest równe prawdopodobieństwu uszkodzenia wszystkich łańcuchów między węzłami B_{j_r} i B_{j_s} ($1 \leq r < s \leq k$) w grafie G_2 .

Grafy równoważne w sensie tej definicji będziemy nazywali p -równoważnymi.

Wyżej zdefiniowana relacja równoważności jest szczególnie dla nas przydatna, gdy odnosimy ją do grafów szeregowych równoważnych z danym grafem. Ze względu bowiem na prostą konstrukcję, graf szeregowy ułatwia analizę własności probabilistycznych zjawisk w międzynarodowej sieci telefonicznej.

Zajmiemy się teraz grafem szeregowym, w którym mamy tylko dwa węzły wyróżnione (bieguny).

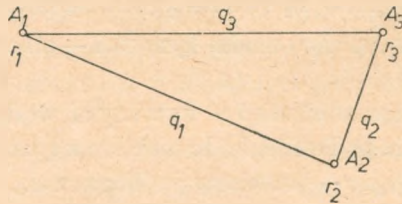
Założenie: Dane są grafy probabilistyczne: G_1 o n węzłach ($A_{i_1}, A_{i_2}, A_{i_3}, \dots, A_{i_k}$); ($i_1 < i_2 < i_3 \dots < i_k$) i graf G_2 ($B_{j_1}, B_{j_2}, B_{j_3}, \dots, B_{j_m}$).

Twierdzenie: Jeżeli w grafie G_1 są wyróżnione dwa węzły (A_{i_1}, A_{i_2}), to istnieje dla tego grafu p -równoważny graf szeregowy G_2 złożony z dwóch biegunów B_1, B_2 i jednej gałęzi (B_1, B_2).

Dowód: Z definicji równoważności grafów probabilistycznych wynika:

- prawdopodobieństwo uszkodzenia biegunu B_1 jest równe prawdopodobieństwu uszkodzenia węzła A_{i_1} ,
- prawdopodobieństwo uszkodzenia biegunu B_2 równe jest prawdopodobieństwu uszkodzenia węzła A_{i_2} ,
- prawdopodobieństwo uszkodzenia gałęzi (B_1, B_2) równe jest prawdopodobieństwu uszkodzenia wszystkich gałęzi między węzłami A_{i_1} i A_{i_2} .

A więc grafy te są p -równoważne.



Rys. 4. Probabilistyczny graf G_1

Zastanówmy się, czy zawsze możliwa jest relacja p -równoważności między dowolnym grafem probabilistycznym a szeregowym grafem probabilistycznym. Niżej wykazemy, że w ogólnym przypadku nie dla każdego grafu, przy dowolnie wyróż-

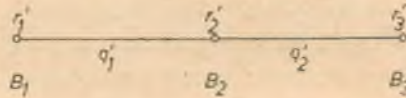
nionych węzłach, istnieje p -równoważny graf szeregowy. Zilustrujemy to na poniższym przykładzie:

Rozpatrzmy graf G_1 o trzech węzłach i trzech gałęziach pokazany na rys. 4. Prawdopodobieństwa uszkodzeń wynoszą odpowiednio:

węzły	A_1	$r_1 \dots 0 \leq r_1 < 1$
	A_2	$r_2 \dots 0 \leq r_2 < 1$
	A_3	$r_3 \dots 0 \leq r_3 < 1$
gałęzie	(A_1, A_2)	$q_1 \dots 0 \leq q_1 < 1$
	(A_2, A_3)	$q_2 \dots 0 \leq q_2 < 1$
	(A_1, A_3)	$q_3 \dots 0 \leq q_3 < 1$

Przyjmujemy, że q_1, r_2, q_2 nie mogą być jednocześnie równe zero. Ponadto zauważmy, że q_3, r_1 i r_3 są zawsze mniejsze od jedności.

Załóżmy, że istnieje graf szeregowy, p -równoważny G_2 o trzech węzłach pokazany na rys. 5.



Rys. 5. Probabilistyczny graf szeregowy G_2

Prawdopodobieństwo uszkodzeń elementów tego grafu oznaczmy następująco:

węzły	B_1	$r_1' \dots 0 \leq r_1' < 1$
	B_2	$r_2' \dots 0 \leq r_2' < 1$
	B_3	$r_3' \dots 0 \leq r_3' < 1$
gałęzie	(B_1, B_2)	$q_1' \dots 0 \leq q_1' < 1$
	(B_2, B_3)	$q_2' \dots 0 \leq q_2' < 1$

Aby szeregowy graf G_2 był p -równoważny grafowi G_1 (wyróżnione węzły A_1, A_2, A_3 oraz B_1, B_2, B_3) muszą być spełnione związki:

- 1) $r_1 = r_1'$
- 2) $r_2 = r_2'$
- 3) $r_3 = r_3'$
- 4) $(1-r_1) \cdot (1-q_1) \cdot (1-r_2) = (1-r_1') \cdot (1-q_1') \cdot (1-r_2')$
- 5) $(1-r_2) \cdot (1-q_2) \cdot (1-r_3) = (1-r_2') \cdot (1-q_2') \cdot (1-r_3')$
- 6) $(1-r_1) \cdot (1-q_1) \cdot (1-r_2) \cdot (1-q_2) \cdot (1-r_3) +$
 $+ (1-r_1) \cdot (1-q_3) \cdot (1-r_3) - (1-r_1) \cdot (1-q_1) \cdot (1-r_2) \cdot$
 $\cdot (1-q_2) \cdot (1-r_3) \cdot (1-q_3) = (1-r_1') \cdot (1-q_1') \cdot (1-r_2') \cdot (1-q_2') \cdot (1-r_3')$

Uwzględniając 1), 2), 3) we wzorach 4) i 5) otrzymujemy poniższe zależności

- 7) $q_1 = q_1'$ oraz
- 8) $q_2 = q_2'$

Uwzględniając 1), 2), 3), 7), 8) we wzorze 6) i odpowiednio redukując otrzymujemy:

$$(1-r_1) \cdot (1-r_3) \cdot (1-q_3) [1 - (1-q_1) \cdot (1-r_2) \cdot (1-q_2)] = 0 \quad (2.35)$$

Zależność ta jest spełniona, jeżeli:

albo $q_3 = 1$, lub $r_1 = 1$, albo $r_3 = 1$ — co jest sprzeczne z założeniem lub gdy $1 - (1 - q_1) \cdot (1 - r_2) \cdot (1 - q_2) = 0$, czyli gdy równocześnie $q_1 = 0$ i $r_2 = 0$ i $q_2 = 0$, co jest sprzeczne z założeniem.

W analogiczny sposób można udowodnić, że dla grafu G_1 o wyróżnionych węzłach $(A_{i_1}, A_{i_2}, \dots, A_{i_k})$ nie istnieje p -równoważny graf szeregowy G_2 o wyróżnionych węzłach (B_1, B_2, \dots, B_k) , jeżeli dla pewnej trójki węzłów grafu G_1 $A_{i_j}, A_{i_r}, A_{i_s}$ ($i_j < i_r < i_s$) istnieje droga z A_{i_j} do A_{i_s} , która nie przechodzi przez A_{i_r} . Dowód jest taki sam, jak w wyżej przedstawionym przykładzie: rozpatrujemy tylko te trzy wyróżnione węzły. Relacja równoważności nie jest spełniona, ponieważ dla dwóch węzłów nie zachodzi równość, co — zgodnie z rozumowaniem przeprowadzonym w przykładzie — nie może mieć miejsca. Mówiąc inaczej: jeżeli jakiś węzeł można ominąć przy rozpatrywaniu drogi z A_{i_1} do A_{i_k} , to węzeł ten nie może być wyróżniony — to znaczy nie ma swojego odpowiednika w grafie szeregowym. W grafie szeregowym p -równoważnym danemu grafowi mogą znaleźć się tylko odpowiedniki węzłów, przez które przechodzą wszystkie drogi.

W wyniku powyższych rozważań możemy stwierdzić:

- a) prawdopodobieństwo uszkodzenia łącza lub zestawu łączy telefonicznych między dwoma dowolnymi wyróżnionymi węzłami światowej sieci telekomunikacyjnej może być przedstawione przez prawdopodobieństwo uszkodzenia między dwoma skrajnymi węzłami szeregowego grafu probabilistycznego,
- b) szeregowy graf probabilistyczny może być równoważny z punktu widzenia prawdopodobieństwa dowolnemu grafowi probabilistycznemu, jeżeli zawiera odpowiedniki węzłów, przez które przechodzą wszystkie wyróżnione łańcuchy grafu dowolnego.

W międzynarodowych łańcuchach telefonicznych odniesienia, wybranych jako modele przy badaniach, do wielkości tłumienności łączy włącza się wartości tłumienności komutowania oraz okablowania central.

Otóż gdy rozpatrzemy wybrane modele międzynarodowych łańcuchów telefonicznych z punktu widzenia niezawodności, byłoby bardzo użyteczne, gdyby można było centrale telefoniczne uważać za niezawodne. Udowodnimy, że możliwość taka istnieje, używając grafów probabilistycznych.

Twierdzenie: W grafie probabilistycznym, każdy węzeł o określonym prawdopodobieństwie uszkodzenia może być zastąpiony przez dwa węzły niezawodne, połączone gałęzią o prawdopodobieństwie uszkodzenia takim, jak węzła pierwotnego.

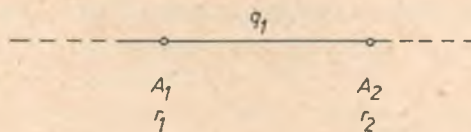
Dowód: Dany jest graf o węzłach mogących ulegać uszkodzeniom (pokazany na rys. 6).

Prawdopodobieństwo uszkodzenia węzła $A_1 = r_1$

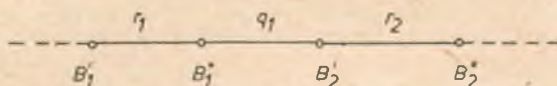
Prawdopodobieństwo uszkodzenia węzła $A_2 = r_2$

Prawdopodobieństwo uszkodzenia gałęzi $(A_1, A_2) = q_1$

Grafowi temu odpowiada graf o węzłach niezawodnych (pokazany na rys. 7).



Rys. 6. Probabilistyczny graf o uszkodzalnych węzłach



Rys. 7. Probabilistyczny graf o niezawodnych węzłach

Przyjęto, że węzły B'_1, B''_1, B'_2, B''_2 są niezawodne.

Prawdopodobieństwo uszkodzenia gałęzi $(B'_1, B''_1) = r_1$

Prawdopodobieństwo uszkodzenia gałęzi $(B''_1, B'_2) = q_1$

Prawdopodobieństwo uszkodzenia gałęzi $(B'_2, B''_2) = r_2$

Węzłowi A_1 o prawdopodobieństwie uszkodzenia r_1 odpowiada para węzłów niezawodnych B''_1 i B'_1 oraz gałąź (B''_1, B'_1) o prawdopodobieństwie uszkodzenia r_1 równym prawdopodobieństwu uszkodzenia węzła A_1 . Węzłowi A_2 o prawdopodobieństwie uszkodzenia r_2 odpowiada para węzłów niezawodnych B'_2 i B''_2 oraz gałąź (B'_2, B''_2) o prawdopodobieństwie uszkodzenia r_2 równym prawdopodobieństwu uszkodzenia węzła A_2 . Uogólniając możemy powiedzieć, że każdemu zawodnemu węzłowi w grafie wyjściowym odpowiada w nowym grafie szeregowym para węzłów niezawodnych i gałąź między nimi o prawdopodobieństwie uszkodzenia równym węzłowi w grafie wyjściowym. Własności probabilistyczne obydwu grafów są identyczne. W praktyce łączności telefonicznej potwierdza się wyżej podane podejście do niezawodności central telefonicznych.

W wyniku rozważań zawartych w niniejszym rozdziale możemy stwierdzić, co następuje:

- 1) jako podstawowy element do badań niezawodności sieci telefonicznej należy uznać łącze telefoniczne,
- 2) jako miarę niezawodności sieci telefonicznej przydatną dla administracji łączności należy uznać parametr zwany gotowością,
- 3) umyślane telefoniczne łącze odniesienia niezawodności może skutecznie służyć jako podstawa do badań niezawodności sieci telefonicznej,
- 4) modele międzynarodowych łańcuchów telefonicznych odniesienia wskazane przez CCITT w zaleceniu G.103 [12] w pełni nadają się do badań niezawodności międzynarodowej sieci telefonicznej,
- 5) centrale we wskazanych przez CCITT modelach międzynarodowych łańcuchów i łączy telefonicznych odniesienia mogą być traktowane jako niezawodne, a prawdopodobieństwa ich uszkodzeń mogą być dodane do prawdopodobieństwa uszkodzeń odpowiednich łączy.

3. POJĘCIE ROZKŁADU NIEZAWODNOŚCI W MIĘDZYNARODOWEJ SIECI TELEFONICZNEJ

3.1. Ogólne założenia i relacje

Międzynarodowy plan transmisji stawia sobie za cel zapewnienie abonentom możliwości prowadzenia rozmów telefonicznych o właściwym stopniu jakości i rozsądnych kosztach.

Dotychczas w zakres pojęcia jakości rozmowy telefonicznej, dzięki wieloletnim pracom specjalistów wielu krajów, udało się stopniowo włączyć różne parametry transmisyjne, które coraz lepiej zapewniają jej odpowiedni poziom.

Takimi parametrami są np. tłumienność odniesienia w funkcji częstotliwości, poziom szumów, zniekształcenia opóźnieniowe i zniekształcenia nieliniarne. W miarę rozwoju techniki telekomunikacyjnej wyłaniają się nowe parametry wpływające na jakość transmisji. Dla przykładu można byłoby wymienić szumy kwantyzacyjne związane z wdrożeniem do praktyki systemów o modulacji kodowo-impulsowej.

Dotychczas jednak parametr niezawodności nie był przedmiotem zalecenia w skali międzynarodowej — mimo rosnącego znaczenia niezawodności sieci telekomunikacyjnej i prowadzonych studiów w tym zakresie — zarówno w poszczególnych krajach, jak i w skali międzynarodowej. Celem naszym jest uutorowanie drogi dla umożliwienia włączenia niezawodności do planu transmisji jako „równoprawnego parametru”.

Plan transmisji określa, jakie pogorszenie jakości transmisji rozmów telefonicznych jest dopuszczalne oraz ustala podział tego pogorszenia na poszczególne ogniw światowej sieci telefonicznej. Inaczej mówiąc, plan transmisji ustala dopuszczalne wielkości parametrów dotyczących transmisji sygnałów telefonicznych oraz ewentualne granice dozwolonych odchyłeń tych parametrów. Obserwuje się dwa skrajne stanowiska w pracach nad ustaleniem planu transmisji. Pierwsze z nich bierze za podstawę ekonomiczny aspekt zagadnienia — dążąc do skonstruowania i eksploatacji sieci telefonicznej w taki sposób, aby żadna rozmowa nie była niepotrzebnie lepsza od ustalonych norm. Drugie wychodzi z założenia zapewnienia abonentom telefonicznym najlepszej jakości rozmów, traktując granice obowiązujących norm jako minimalne [5, 8].

Również w zakresie niezawodności można byłoby założyć osiągnięcie takiego poziomu jakości transmisji telefonicznej, aby spełnione były jedynie najkonieczniejsze potrzeby abonentów, względnie kosztem odpowiednio dużych nakładów przeznaczonych na konstrukcję i eksploatację sieci telefonicznej zapewnić taką jej niezawodność, aby zadowolili najbardziej wymagających abonentów.

Wobec tego wybieramy kompromisowe stanowisko między dwoma przytoczonymi skrajnymi poglądami, uzależniając je od wielkości nakładów na budowę i eksploatację sieci oraz uwzględniając dotychczasowy poziom rozwoju sieci telekomunikacyjnej.

Ustalony zaleceniami CCITT rozkład niezawodności określiliby poziom niezawodności światowej sieci telefonicznej oraz dopuszczalne poziomy niezawodności dla jej ogniw krajowych i międzynarodowych.

W rozdziale drugim ustaliliśmy, że obiektem najlepiej nadającym się do badania niezawodności sieci telefonicznej jest łącze telefoniczne, a miarą jego niezawodności — współczynnik gotowości.

Obecnie przypomnimy pewne elementy teorii niezawodności, które są nam niezbędne do analizy działania międzynarodowej sieci telefonicznej.

Łańcuchy telefoniczne zestawiane przy połączeniach międzynarodowych, z punktu widzenia struktury niezawodnościowej, można upraszczając uważać za składające się z połączonych ze sobą szeregowo węzłów i łączy. Przeanalizujemy w oparciu o źródła [21, 22, 23, 24, 27, 29, 30, 31, 36] interesujące nas parametry niezawodnościowe typowych międzynarodowych łańcuchów telefonicznych, przyjmując przy tym następujące założenia:

- traktujemy międzynarodowy łańcuch telefoniczny jako system szeregowo połączonych ze sobą naprawialnych łączy i węzłów,
- uszkodzenie każdego łącza lub węzła składowego powoduje uszkodzenie całego łańcucha telefonicznego,
- czas poprawnej pracy między uszkodzeniami całego łańcucha oraz jego składowych łączy i węzłów telefonicznych jest długi,
- trwałość urządzeń telefonicznych tworzących łańcuchy telefoniczne jest duża; wobec tego będą one pracować w ciągu długiego okresu czasu,
- wszystkie urządzenia tworzące łańcuchy telefoniczne, są po okresie wstępnej eksploatacji, a więc w stanie „normalnej” eksploatacji,
- łańcuch telefoniczny i jego składowe łącza i węzły mogą znajdować się w jednym z dwóch stanów: być sprawne lub uszkodzone,
- czas trwania każdego z obydwu stanów, w jakich znajduje się łańcuch telefoniczny i każdy z jego węzłów i łączy, jest zmienną losową,
- uszkodzenia i ściśle związane z nimi naprawy międzynarodowego łańcucha telefonicznego oraz jego składowych węzłów i łączy są zmiennymi losowymi o rozkładzie wykładniczym,
- poszczególne uszkodzenia międzynarodowego łańcucha telefonicznego i jego składowych łączy oraz węzłów tworzą strumień uszkodzeń o następujących cechach: jest on stacjonarny (liczba uszkodzeń, która pojawia się w ciągu określonego przedziału czasu, zależy jedynie od długości tego przedziału, a nie od wybranego okresu badania); jest on bez pamięci (poszczególne uszkodzenia są od siebie niezależne), jest on pojedynczy (nie występuje na raz więcej niż jedno uszkodzenie).

Przyjęcie powyższych założeń wydaje się być uzasadnione między innymi z niżej podanych przyczyn. Szeregowy układ niezawodnościowy przyjęty w łańcuchu odniesienia uzasadniamy tym, że taka jest struktura łańcuchów połączeń telefonicznych odniesienia według zalecenia G-103 III tomu części pierwszej Zielonej Księgi

CCITT. Założenie naprawialności węzłów i łączy telefonicznego łańcucha odniesienia najlepiej oddaje istniejący rzeczywisty stan urządzeń telekomunikacyjnych, które są naprawialne w przeważającej liczbie przypadków. Założenia dużej trwałości urządzeń, a tym samym ich pracy w ciągu długiego czasu, odzwierciedlają istniejący stan w telekomunikacji, gdzie urządzenia pracują w ciągu dwudziestu lat, a niekiedy nawet dłużej. Założony długi czas poprawnej pracy między uszkodzeniami dobrze odzwierciedla istniejące obserwacje eksploatacyjne. Założenie, że wszystkie urządzenia są po okresie wstępnej eksploatacji również wynika z rzeczywistego stanu w międzynarodowej sieci telefonicznej, gdzie olbrzymia większość urządzeń pracuje już od wielu lat, a liczba nowych urządzeń jest stosunkowo znikoma. Przyjęta zmienność losowa czasu trwania każdego z obydwu stanów, w jakim znajduje się telefoniczny łańcuch odniesienia, odpowiada przypadkowemu w dużej mierze charakterowi uszkodzeń. Jednostajny charakter warunków pracy, w znacznej mierze powtarzających się w łańcuchu urządzeń telekomunikacyjnych, uzasadnia przyjęte założenia stacjonarnego charakteru uszkodzeń. Pojedynczy charakter uszkodzeń przyjęty dla telefonicznego łańcucha odniesienia niezawodności — jest zgodny z obserwacjami eksploatacyjnymi.

Kontrola abonentów oraz straty ponoszone w wyniku braku łączności powodują, że uszkodzenia są sprawnie i w możliwie najkrótszym czasie naprawiane. Może budzić pewne zastrzeżenia przyjęte założenie niezależności uszkodzeń, gdyż przy tym założeniu traktujemy rozpatrywany system — łańcuch telefoniczny jako przypadkowy zbiór łączy i węzłów oraz ich składowych, ale w zamian otrzymujemy łatwość obliczeń. Trzeba bowiem powiedzieć [6], że modelowanie wzajemnego wpływu uszkodzeń za pomocą metody macierzy lub równań Kołmogorowa prowadzi do skomplikowanych rozwiązań o małym stopniu praktycznej przydatności. Również użycie elektronicznych maszyn cyfrowych do modelowania funkcjonowania olbrzymiej sieci międzynarodowej jest bardzo trudne i skomplikowane. Z drugiej strony wiele takich czynników, jak: długość łańcuchów telefonicznych rzędu tysięcy kilometrów, procesy konserwacji poszczególnych łączy i węzłów prowadzone przez różnych pracowników przynależnych do różnych zarządów eksploatacyjnych w różnych krajach, stanowią istotne argumenty za traktowaniem poszczególnych uszkodzeń jako wzajemnie niezależnych.

Przy tych założeniach obowiązują dla łańcucha telefonicznego i jego składowych łączy i węzłów te same zależności, które zostały wyprowadzone wyżej dla umyślnego telefonicznego łącza odniesienia, a mianowicie:

$$K_{gc} + K_{pc} = 1 \quad (3.1)$$

$$\lambda_c = \frac{1}{T_c} \quad (3.2)$$

$$\mu_c = \frac{1}{T_k} \quad (3.3)$$

$$K_{g_c} = \frac{\mu_c}{\mu_c + \lambda_c} \quad (3.4)$$

$$K_{a_c} = \frac{\bar{T}_c}{\bar{T}_c + \bar{T}_{k_c}} \quad (3.5)$$

$$K_{g_c} = \prod_{i=1}^n K_{g_i} \quad (3.6)$$

$$K_{p_c} = \frac{\lambda_c}{\mu_c + \lambda_c} \quad (3.7)$$

$$K_{p_c} = \frac{\bar{T}_k}{\bar{T}_c + \bar{T}_{k_c}} \quad (3.8)$$

gdzie:

K_{g_c} — współczynnik gotowości łańcucha telefonicznego, czyli stacjonarna wartość prawdopodobieństwa gotowości do sprawnego działania łańcucha telefonicznego w dowolnej chwili,

K_{g_i} — współczynniki gotowości węzłów i łączy telefonicznych składowych łańcucha,

K_{p_c} — współczynnik przestoju łańcucha telefonicznego, czyli stacjonarna wartość prawdopodobieństwa uszkodzenia łańcucha telefonicznego w dowolnej chwili,

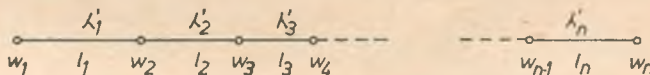
\bar{T}_c — wartość oczekiwana średniego czasu sprawnego działania łańcucha telefonicznego między uszkodzeniami,

\bar{T}_{k_c} — wartość oczekiwana średniego czasu naprawy łańcucha telefonicznego,

λ_c — intensywność uszkodzeń, czyli częstość uszkodzeń łańcucha telefonicznego na jednostkę czasu,

μ_c — intensywność napraw lub częstość napraw łańcucha telefonicznego na jednostkę czasu.

Gdy łańcuch telefoniczny jest niejednorodny co do struktury względnie pracuje w różnych warunkach zewnętrznych, dzielimy go na części. Podział na części wykonujemy tak, aby każda część była jednorodna i pracowała w takich samych wa-



Rys. 8. Łańcuch telefoniczny o niejednorodnej strukturze

runkach zewnętrznych. Zakładamy, że węzły łańcucha telefonicznego ($w_1, w_2, w_3, w_4, \dots, w_{n-1}, w_n$) pokazane na rys. 8 są niezawodne oraz że dla całości łańcucha i jego części obowiązują te same warunki co dla łańcucha jednorodnego. Jeżeli oznaczymy:

K_{g_c} — współczynnik gotowości całego łańcucha telefonicznego,
 K_{g_i} — współczynnik gotowości jednorodnej części łańcucha telefonicznego pracującego w takich samych warunkach otoczenia,
 λ_c — intensywność uszkodzeń całego łańcucha telefonicznego, λ_i ($i = 1, 2, 3, \dots, n-1, n$) — intensywność uszkodzeń 1 km jednorodnej części łańcucha telefonicznego pracującego w takich samych warunkach otoczenia,
 l_i ($i = 1, 2, 3, \dots, n-1, n$) — długość w km jednorodnej części łańcucha telefonicznego pracującego w takich samych warunkach otoczenia,
 μ_c — intensywność napraw całego łańcucha telefonicznego,
 μ_i ($i = 1, 2, 3, \dots, n-1, n$) intensywność napraw 1 km jednorodnej części łańcucha pracującego w takich samych warunkach otoczenia,
 to w oparciu o [18] słuszne są następujące relacje:

$$K_{g_c} = \prod_{i=1}^n K_{g_i} \quad (3.9)$$

$$K_{g_c} + K_{p_c} = 1 \quad (3.10)$$

$$\lambda_c = l_1 \lambda'_1 + l_2 \lambda'_2 + \dots + l_n \lambda'_n \quad (3.11)$$

$$\lambda_c = \prod_{i=1}^n l_i \lambda'_i \quad (3.12)$$

$$K_{p_c} = \prod_{i=1}^n \frac{l_i \lambda'_i}{\mu_i} \quad (3.13)$$

$$\mu_c = \frac{K_{g_c}}{1 - K_{g_c}} \lambda_c \quad (3.14)$$

Powyższe zależności mogą być przydatne przy analizie połączeń międzynarodowych, gdy łącze lub łańcuch telefoniczny przebiegają przez obszary o różnych warunkach geograficzno-klimatycznych wpływających w znaczny sposób na niezawodność działania ich części. Również w przypadku złożonej struktury łańcucha lub łącza telefonicznego, gdy ich składowe realizowane są środkami różniącymi się znacznie niezawodnością, wyżej podane wzory ułatwiają analizę działania sieci telefonicznej.

3.2. Analiza niezawodności umyślonego łańcucha telefonicznego dla najdłuższego połączenia międzynarodowego

Założeniem niniejszej pracy jest, aby opierała się możliwie najpełniej na podstawach zbudowanych w wyniku wieloletnich prac CCITT i CCIR w zakresie telefonii międzynarodowej. W tym celu podamy potrzebne nam do dalszych rozważań w tym zakresie podstawowe pojęcia i definicje [12] przyjęte w Zielonej Księdze CCITT

tom III-1. „Międzynarodowe pełne połączenie telefoniczne składa się z trzech części:

- łańcucha międzynarodowego złożonego z jednego lub wielu łączy międzynarodowych dwutorowych. Są one połączone ze sobą dwutorowo w międzynarodowych centralach tranzytowych i są one także dwutorowo połączone w centralach międzynarodowych z układami krajowymi;
- dwóch układów krajowych po jednym na każdym końcu łańcucha.

Te układy mogą zawierać jedno lub więcej dwutorowych krajowych łączy międyzmiastowych komutowanych dwutorowo oraz łączy komutowanych jednotorowo do central końcowych i do „abonentów”. Łącze dwutorowe jest zawarte między wirtualnymi (umownymi) punktami komutacji w centralach tranzytu międzynarodowego lub centralach międzynarodowych. Są to punkty teoretyczne o określonych poziomach względnych”.

Wirtualny punkt komutacji w centrali międzynarodowej oddziela zestaw łączy międzynarodowych od układu krajowego. Za kraj średniej wielkości uważany jest taki, w którym odległość między centralą międzynarodową a abonentem nie przekracza 1000 km, a wyjątkowo 1500 km. W takim kraju mogą być połączone dwutorowo ze sobą i z łączami międzynarodowymi najczęściej trzy łącza dwutorowe. W krajach o wielkich terytoriach czwarte lub piąte łącze może być włączone do dwutorowego zestawu, pod warunkiem spełnienia określonych warunków tłumienności i innych parametrów, których z braku miejsca nie będziemy rozważać.

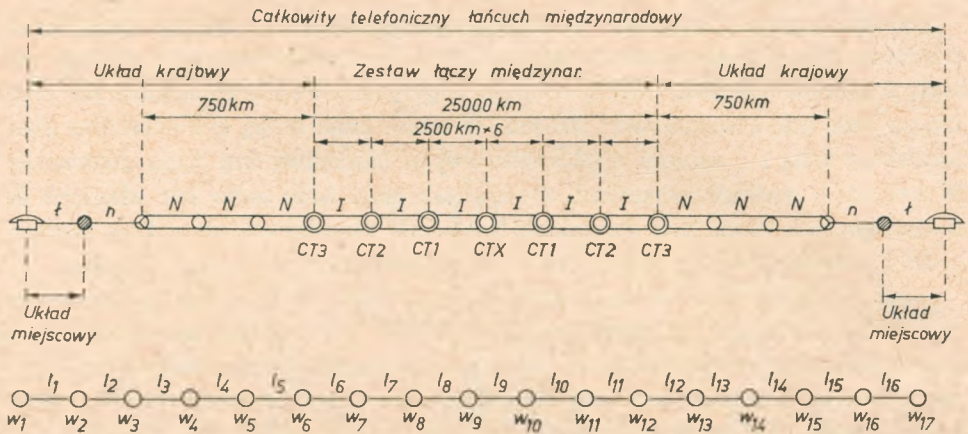
Jeśli chodzi o ogólną maksymalną liczbę łączy w najdłuższym międzynarodowym połączeniu telefonicznym, przyjętym przez CCITT dla studiów jakości transmisji (por. rysunek 9), to wynosi ona 16. Są to dwa łącza abonenckie, osiem łączy krajowych (w tym sześć dwutorowych) oraz sześć łączy międzynarodowych. Na rysunku 9 widzimy 3 klasy central międzynarodowych: CT_1 , CT_2 , CT_3 . Centrale CT_3 zapewniają połączenie łączy krajowych z międzynarodowymi. Centrale CT_1 i CT_2 zapewniają połączenie między sobą łączy międzynarodowych. Ponadto dla niektórych połączeń telefonicznych można spotkać tranzytującą łącza międzynarodowe między dwoma centralami CT_1 — centralę międzynarodową CT_x . W naszym modelu bierzemy pod uwagę wszystkie łącza (międzynarodowe, krajowe w tym lokalne i abonenckie) uczestniczące w danym połączeniu.

Zarówno całe łańcuchy telefoniczne, jak również ich składowe łącza i węzły spełniają warunki wynikające z założeń wymienionych w podrozdziale 3.1. Przyjmujemy obok dotychczasowych (podrozdział 3.1) następujące oznaczenia charakteryzujące niezawodność węzłów i łączy badanego łańcucha:

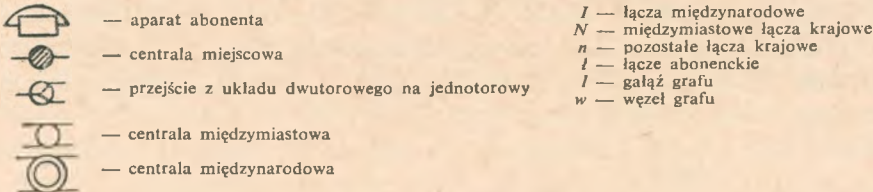
- λ_{wi} — intensywność uszkodzeń odpowiednich węzłów, w tym także części nadawczej i odbiorczej aparatu telefonicznego,
- μ_{wi} — intensywność napraw odpowiednich węzłów, w tym także części nadawczej i odbiorczej aparatu telefonicznego,
- \bar{T}_{wi} — średni czas poprawnego działania odpowiednich węzłów, w tym także części nadawczej i odbiorczej aparatu telefonicznego,

$\bar{T}_{k_{w_i}}$ — średni czas naprawy działania odpowiednich węzłów, w tym także części nadawczej i odbiorczej aparatu telefonicznego,
 λ_{l_i} — intensywność uszkodzeń odpowiednich łączy,
 μ_{l_i} — intensywność napraw odpowiednich łączy,
 \bar{T}_{l_i} — średni czas poprawnego działania odpowiednich łączy,
 $T_{k_{l_i}}$ — średni czas odtworzenia działania odpowiednich łączy,
 gdzie wskaźnik i przybiera wartości zawarte w granicach od 1 do 17.

Połączenie telefoniczne, którego łańcuch będziemy analizować, przedstawia rys. 1/G zalecenia 103 Zielonej Księgi CCITT. Badany łańcuch ma długość około 27 000 km, w tym odcinek międzynarodowy liczący 25 000 km. Jak widać na rys. 9, łańcuch, według przyjętej przez nas nomenklatury, zawiera 17 węzłów i 16 łączy (w tym 6 łączy międzynarodowych oraz dwa razy po 5 łączy krajowych).



Rys. 9. Całkowity telefoniczny łańcuch międzynarodowy dla najdłuższego połączenia telefonicznego (wg zalecenia CCITT — Księga Zielona tom III rysunek 1/G 103) i odpowiedni graf szeregowy



Operując niżej wymienionymi danymi o węzłach i łącach badanego łańcucha telefonicznego, a mianowicie:

w odniesieniu do węzłów

$$\lambda_{w_i}, \mu_{w_i}, \bar{T}_{w_i}, \bar{T}_{k_{w_i}} \quad i = 1, 2, 3, \dots, 17,$$

w odniesieniu do łączy

$$\lambda_{l_j}, \mu_{l_j}, \bar{T}_{l_j}, \bar{T}_{k_{l_j}} \quad j = 1, 2, 3, \dots, 16,$$

znajdujemy K_g i K_p całego łańcucha telefonicznego, to jest

$$K_g = \frac{\bar{T}_{w_1}}{\bar{T}_{w_1} + \bar{T}_{k_{w_1}}} \cdot \frac{\bar{T}_{w_2}}{\bar{T}_{w_2} + \bar{T}_{k_{w_2}}} \cdots \frac{\bar{T}_{w_{17}}}{\bar{T}_{w_{17}} + \bar{T}_{k_{w_{17}}}} \cdot \frac{\bar{T}_{l_1}}{\bar{T}_{l_1} + \bar{T}_{k_{l_1}}} \cdot \frac{\bar{T}_{l_2}}{\bar{T}_{l_2} + \bar{T}_{k_{l_2}}} \cdots \frac{\bar{T}_{l_{16}}}{\bar{T}_{l_{16}} + \bar{T}_{k_{l_{16}}}} \quad (3.15)$$

$$K_g = \prod_{w=1}^{17} \frac{\bar{T}_w}{\bar{T}_w + \bar{T}_{k_w}} \cdot \prod_{l=1}^{16} \frac{\bar{T}_l}{\bar{T}_l + \bar{T}_{k_l}} \quad (3.16)$$

Jeżeli z pewnych powodów pragniemy uzależnić K_g od intensywności uszkodzeń i napraw, co często ma miejsce przy prognozowaniu niezawodności, to wtedy:

$$K_g = \prod_{w=1}^{17} \frac{\mu_w}{\mu_w + \lambda_w} \cdot \prod_{l=1}^{16} \frac{\mu_l}{\mu_l + \lambda_l} \quad (3.17)$$

Biorąc pod uwagę, że

$$K_p = 1 - K_g$$

otrzymujemy

$$K_p = 1 - \prod_{w=1}^{17} \frac{\bar{T}_w}{\bar{T}_w + \bar{T}_{k_w}} \cdot \prod_{l=1}^{16} \frac{\bar{T}_l}{\bar{T}_l + \bar{T}_{k_l}} \quad (3.18)$$

$$K_p = 1 - \prod_{w=1}^{17} \frac{\mu_w}{\mu_w + \lambda_w} \cdot \prod_{l=1}^{16} \frac{\mu_l}{\mu_l + \lambda_l} \quad (3.19)$$

Znając współczynnik gotowości K_g dla całego umyślnego łańcucha telefonicznego, podanego na rys. 9, należy obliczyć współczynnik gotowości i przestoju dla każdej z jego trzech składanych — dwóch układów krajowych i jednego międzynarodowego:

K_{g_i} — dla układu międzynarodowego łańcucha złożonego z 6 łączy ($l_6, l_7, l_8, l_9, l_{10}, l_{11}$) i 5 węzłów ($w_7, w_8, w_9, w_{10}, w_{11}$)

$$K_{g_i} = \frac{\bar{T}_{w_7}}{\bar{T}_{w_7} + \bar{T}_{k_7}} \cdot \frac{\bar{T}_{w_8}}{\bar{T}_{w_8} + \bar{T}_{k_8}} \cdots \frac{\bar{T}_{w_{11}}}{\bar{T}_{w_{11}} + \bar{T}_{k_{11}}} \cdot \frac{\bar{T}_{l_6}}{\bar{T}_{l_6} + \bar{T}_{k_{l_6}}} \cdot \frac{\bar{T}_{l_7}}{\bar{T}_{l_7} + \bar{T}_{k_{l_7}}} \cdots \frac{\bar{T}_{l_{11}}}{\bar{T}_{l_{11}} + \bar{T}_{k_{l_{11}}}} \quad (3.20)$$

$$K_{g_i} = \prod_{w=7}^{11} \frac{\bar{T}_w}{\bar{T}_w + \bar{T}_{k_w}} \cdot \prod_{l=6}^{11} \frac{\bar{T}_l}{\bar{T}_l + \bar{T}_{k_l}} \quad (3.21)$$

$$K_{g_i} = \prod_{w=7}^{11} \frac{\mu_w}{\mu_w + \lambda_w} \cdot \prod_{l=6}^{11} \frac{\mu_l}{\mu_l + \lambda_l} \quad (3.22)$$

$$K_{p_i} = 1 - K_{g_i}$$

$$K_{p_i} = 1 - \prod_{w=7}^{11} \frac{\bar{T}_w}{\bar{T}_w + \bar{T}_{k_w}} \cdot \prod_{l=6}^{11} \frac{\bar{T}_l}{\bar{T}_l + \bar{T}_{k_l}} \quad (3.23)$$

$$K_{p_1} = 1 - \prod_{w=7}^{11} \frac{\mu_w}{\mu_w + \lambda_w} \cdot \prod_{l=6}^{11} \frac{\mu_l}{\mu_l + \lambda_l} \quad (3.24)$$

Podobnie jak wyżej otrzymujemy współczynnik gotowości dla pierwszego z układów krajowych z 6 węzłami ($w_1, w_2, w_3, w_4, w_5, w_6$) i 5 łączami (l_1, l_2, l_3, l_4, l_5)

$$K_{g_{c_1}} = \prod_{w=1}^6 \frac{\bar{T}_w}{\bar{T}_w + \bar{T}_{k_w}} \cdot \prod_{l=1}^5 \frac{\bar{T}_l}{\bar{T}_l + \bar{T}_{k_l}} \quad (3.25)$$

$$K_{g_{c_1}} = \prod_{w=1}^6 \frac{\mu_w}{\mu_w + \lambda_w} \cdot \prod_{l=1}^5 \frac{\mu_l}{\mu_l + \lambda_l} \quad (3.26)$$

a współczynnik przestoju pierwszego układu krajowego

$$K_{p_{c_1}} = 1 - K_{g_{c_1}}$$

$$K_{p_{c_1}} = 1 - \prod_{w=1}^6 \frac{\bar{T}_w}{\bar{T}_w + \bar{T}_k} \cdot \prod_{l=1}^5 \frac{\bar{T}_l}{\bar{T}_l + \bar{T}_{k_l}} \quad (3.27)$$

$$K_{p_{c_1}} = 1 - \prod_{w=1}^6 \frac{\mu_w}{\mu_w + \lambda_w} \cdot \prod_{l=1}^5 \frac{\mu_l}{\mu_l + \lambda_l} \quad (3.28)$$

Analogicznie dla drugiego układu krajowego o 6 węzłach ($w_{12}, w_{13}, w_{14}, w_{15}, w_{16}, w_{17}$) i 5 łączach ($l_{12}, l_{13}, l_{14}, l_{15}, l_{16}$) mamy odpowiednie wartości dla współczynnika gotowości

$$K_{g_{c_2}} = \prod_{w=12}^{17} \frac{\bar{T}_w}{\bar{T}_w + \bar{T}_k} \cdot \prod_{l=12}^{16} \frac{\bar{T}_l}{\bar{T}_l + \bar{T}_{k_l}} \quad (3.29)$$

$$K_{g_{c_2}} = \prod_{w=12}^{17} \frac{\mu_w}{\mu_w + \lambda_w} \cdot \prod_{l=12}^{16} \frac{\mu_l}{\mu_l + \lambda_l} \quad (3.30)$$

$$K_{p_{c_2}} = 1 - K_{g_{c_2}}$$

$$K_{p_{c_2}} = 1 - \prod_{w=12}^{17} \frac{\bar{T}_w}{\bar{T}_w + \bar{T}_k} \cdot \prod_{l=12}^{16} \frac{\bar{T}_w}{\bar{T}_l + \bar{T}_{k_l}} \quad (3.31)$$

$$K_{p_{c_2}} = 1 - \prod_{w=12}^{17} \frac{\mu_w}{\mu_w + \lambda_w} \cdot \prod_{l=12}^{16} \frac{\mu_l}{\mu_l + \lambda_l} \quad (3.32)$$

Założyliśmy, że znamy K_g . Jak wynika z powyższego rozwiązania, parametr ten jest zbyteczny. W praktyce jednak może być istotne rozpatrzenie sytuacji, kiedy $K_g, K_{g_1}, K_{g_{c_1}}, K_{g_{c_2}}$, związane są ze sobą następującą zależnością

$$K_g = K_{g_1} \cdot K_{g_{c_1}} \cdot K_{g_{c_2}} \quad (3.33)$$

Mając określone $K_g, K_{g_1}, K_{g_{c_1}}$, na przykład zaleceniami, które byłyby ewentualnie uchwalone przez zebrania plenarne CCITT i CCIR — pragnęlibyśmy znaleźć $K_{g_{c_2}}$.

Ze wzoru (3.33) otrzymujemy

$$K_{g,2} = \frac{K_g}{K_{g1} \cdot K_{g,1}} \quad (3.34)$$

Obecnie, znając współczynnik gotowości międzynarodowej części łańcucha telefonicznego K_{g1} , oraz współczynniki gotowości obydwu krajowych układów tego łańcucha, obliczymy współczynnik gotowości każdego z łączy wchodzących w skład części międzynarodowej lub układów krajowych. Zakładamy, że ciągle obowiązują założenia wymienione w podrozdziale 3.1, a średnie wartości czasów oraz intensywności napraw i odnowień wynoszą odpowiednio dla węzłów $\lambda_{wi}, \mu_{wi}, T_{wi}, \bar{T}_{k_{wi}}$ gdzie $i = 1, 2, 3, \dots, 17$,

a dla łączy $\lambda_{lm}, \mu_{lm}, T_{lm}, \bar{T}_{k_{lm}}$

gdzie $m = 1, 2, 3, \dots, 16$.

Ogólny wzór na współczynnik gotowości łącza zawartego między węzłem i a węzłem j , gdzie $(i < j)$:

gdzie $1 \leq i < j \leq 6$ będzie to pierwszy krajowy układ telefoniczny łańcucha odniesienia,

gdzie $6 < i < j \leq 12$ będzie to międzynarodowa część telefonicznego łańcucha odniesienia,

gdzie $12 \leq i < j \leq 17$ będzie to drugi krajowy układ telefonicznego łańcucha odniesienia.

Rozpatrzmy cztery przypadki:

- 1) część łańcucha od węzła i do j bez węzłów skrajnych. Współczynnik gotowości takiej części łańcucha oznaczamy jako $K_g(ij)$,
- 2) część łańcucha od węzła i do j bez węzła j . Współczynnik gotowości tej części łańcucha oznaczmy jako $K_g(\hat{i}j)$,
- 3) część łańcucha od węzła i do j bez węzła i . Współczynnik gotowości tej części łańcucha oznaczmy jako $K_g(i\hat{j})$,
- 4) część łańcucha od węzła i do j wraz ze skrajnymi węzłami. Współczynnik gotowości tej części łańcucha oznaczmy jako $K_g(\hat{i}\hat{j})$.

W przyjętych tu oznaczeniach daszek nad literą oznacza, że dany węzeł należy do omawianej części łańcucha.

ad 1)

$$K_g(ij) = \prod_{w=i+1}^{j-1} \frac{\bar{T}_w}{T_w + \bar{T}_{k_w}} \cdot \prod_{l=i}^{j-1} \frac{\bar{T}_l}{T_l + \bar{T}_{k_l}} \quad (3.35)$$

dla części łańcucha o węzłach: $i+1$ oraz łączach $i, i+1, \dots, j-1$.

ad 2)

$$K_g(\hat{i}j) = \prod_{w=i}^{j-1} \frac{\bar{T}_w}{T_w + \bar{T}_{k_w}} \cdot \prod_{l=i}^{j-1} \frac{\bar{T}_l}{T_l + \bar{T}_{k_l}} \quad (3.36)$$

dla części łańcucha o węzłach $i, i+1, \dots, j-1$ oraz łączach $i, i+1, \dots, j-1$

ad 3)

$$K_g(i\hat{j}) = \prod_{w=i+1}^j \frac{\bar{T}_w}{\bar{T}_w + \bar{T}_{k_w}} \cdot \prod_{l=i}^{j-1} \frac{\bar{T}_l}{\bar{T}_l + \bar{T}_{k_l}} \quad (3.37)$$

dla części łańcucha o węzłach $i+1, \dots, j-1, j$ oraz łączach $i, i+1, \dots, j-1$

ad 4)

$$K_g(i\hat{j}) = \prod_{w=i}^j \frac{\bar{T}_w}{\bar{T}_w + \bar{T}_k} \cdot \prod_{l=1}^{j-1} \frac{\bar{T}_l}{\bar{T}_l + \bar{T}_{k_l}} \quad (3.38)$$

dla części łańcucha o węzłach $i, i+1, \dots, j-1, j$ oraz łączach $i, i+1, \dots, j-1$.

Założyliśmy, że są znane K_{g_c} , K_{g_1} i K_{g_2} . Jak wynika z analizy, dane te nie były nam potrzebne. Istnieją jednak przypadki, gdy znajomość tych wielkości jest bardzo potrzebna. Oto na przykład założmy, że znamy współczynniki gotowości pierwszej krajowej części łańcucha telefonicznego odniesienia K_{g_c} oraz współczynniki gotowości wszystkich węzłów i łączy tej części łańcucha z wyjątkiem 3 i 4 węzła oraz 3 łączy, to znaczy, że dane są nam parametry określone dla węzłów:

$$\lambda_{w_1} \mu_{w_1} \bar{T}_{w_1} \bar{T}_{k_{w_1}}$$

$$\lambda_{w_2} \mu_{w_2} \bar{T}_{w_2} \bar{T}_{k_{w_2}}$$

$$\lambda_{w_5} \mu_{w_5} \bar{T}_{w_5} \bar{T}_{k_{w_5}}$$

$$\lambda_{w_6} \mu_{w_6} \bar{T}_{w_6} \bar{T}_{k_{w_6}}$$

oraz parametry określone dla łączy

$$\lambda_{l_1} \mu_{l_1} \bar{T}_{l_1} \bar{T}_{k_{l_1}}$$

$$\lambda_{l_2} \mu_{l_2} \bar{T}_{l_2} \bar{T}_{k_{l_2}}$$

$$\lambda_{l_4} \mu_{l_4} \bar{T}_{l_4} \bar{T}_{k_{l_4}}$$

$$\lambda_{l_5} \mu_{l_5} \bar{T}_{l_5} \bar{T}_{k_{l_5}}$$

Szukamy $K_g(\hat{3}\hat{4})$. Z zadaniem takim można by się spotkać przy projektowaniu nowej magistrali telefonicznej. Mając wówczas określone wartości współczynnika gotowości pierwszego łańcucha krajowego K_{g_c} oraz mając wyznaczone doświadczalnie wartości λ , μ , \bar{T} i \bar{T}_k pozostałych węzłów i łączy pierwszego zestawu krajowego, można by znaleźć dolne ograniczenia na gotowość — to znaczy minimalną wartość współczynnika gotowości $K_g(\hat{3}\hat{4})$ — węzłów i łączy nowo wybudowanej magistrali. Biorąc za punkt wyjścia wzór (3.25), otrzymujemy

$$K_{g_{c_1}} = \frac{\bar{T}_{w_1}}{\bar{T}_{w_1} + \bar{T}_{k_1}} \cdot \frac{\bar{T}_{w_2}}{\bar{T}_{w_2} + \bar{T}_{k_2}} \cdot \frac{\bar{T}_{w_5}}{\bar{T}_{w_5} + \bar{T}_{k_5}} \cdot \frac{\bar{T}_{w_6}}{\bar{T}_{w_6} + \bar{T}_{k_6}} \times$$

$$\times \frac{\bar{T}_{l_1}}{\bar{T}_{l_1} + \bar{T}_{k_{l_1}}} \cdot \frac{\bar{T}_{l_2}}{\bar{T}_{l_2} + \bar{T}_{k_{l_2}}} \cdot \frac{\bar{T}_{l_4}}{\bar{T}_{l_4} + \bar{T}_{k_{l_4}}} \cdot \frac{\bar{T}_{l_5}}{\bar{T}_{l_5} + \bar{T}_{k_{l_5}}} \cdot K_g(\hat{3} \hat{4})$$

Wtedy

$$K_g(\hat{3} \hat{4}) = \frac{K_{g_{c_1}}}{\prod_{w=1}^2 \frac{\bar{T}_w}{\bar{T}_w + \bar{T}_{k_w}} \prod_{w=5}^6 \frac{\bar{T}_k}{\bar{T}_w + \bar{T}_{k_w}} \prod_{l=1}^2 \frac{\bar{T}_l}{\bar{T}_l + \bar{T}_{k_l}} \prod_{l=4}^6 \frac{\bar{T}_l}{\bar{T}_l + \bar{T}_{k_l}}} \cdot \frac{1}{\quad} \quad (3.39)$$

lub przekształcając $K_{g_{c_1}}$ — zgodnie z wyrażeniem (3.26) otrzymujemy

$$K_g(\hat{3} \hat{4}) = \frac{K_{g_{c_1}}}{\prod_{w=1}^2 \frac{\mu_w}{\mu_w + \lambda_w} \prod_{w=5}^6 \frac{\mu_w}{\mu_w + \lambda_w} \prod_{l=1}^2 \frac{\mu_l}{\mu_l + \lambda_l} \prod_{l=4}^6 \frac{\mu_l}{\mu_l + \lambda_l}}} \cdot \frac{1}{\quad} \quad (3.40)$$

W podobny sposób możemy określić minimalne wartości współczynnika gotowości każdego z węzłów, łączy lub wybranego zestawu umyślonych telefonicznych łańcuchów odniesienia wskazanych w zaleceniu G-103 Zielonej Księgi CCITT na rys. 1/G 103, 2/G 103 i 3/G 103.

W wyniku rozważań zawartych w niniejszym rozdziale możemy stwierdzić co następuje:

- 1) Dla typowych międzynarodowych połączeń telefonicznych umyślone telefoniczne łańcuchy odniesienia pozwalają na określenie rozkładu niezawodności w odniesieniu do poszczególnych łączy (w zależności od ich długości) oraz węzłów.
- 2) Przy odpowiednim doborze współczynników gotowości w umyślonym telefonicznym łączy odniesienia niezawodności możliwe będzie określenie niezawodności w umyślonych międzynarodowych telefonicznych łańcuchach odniesienia oraz ich składowych łączy i węzłów. Ułatwia to fakt, iż w skład niektórych z tych łańcuchów wchodzi jako składowe łącza o długości równej 2500 km, czyli o długości takiej samej, jak telefoniczne łącza odniesienia niezawodności.
- 3) Do planu transmisji można byłoby włączyć nowy parametr niezawodności i odpowiednio ustalić rozkład niezawodności w międzynarodowej sieci telefonicznej.
- 4) Warunkiem wprowadzenia do planu transmisji parametru niezawodności jest zalecenie przez Międzynarodowe Komitety Konsultatywne: do spraw telefonii i telegrafii oraz radia (CCITT i CCIR) prowadzenia statystyki uszkodzeń dostosowanej do struktury umyślonego telefonicznego łączy odniesienia niezawodności.
- 5) Wartości współczynników gotowości umyślonych międzynarodowych telefonicznych łańcuchów i łączy odniesienia niezawodności oraz granice ich odchyżeń, ze względu na ich olbrzymie znaczenie ekonomiczne i techniczne dla producentów sprzętu telekomunikacyjnego i administracji eksploatujących, mogą być ustalone jedynie w formie zaleceń Międzynarodowych Komitetów Konsultatywnych do spraw telefonii i telegrafii oraz radiokomunikacji — CCITT i CCIR.

4. PROPOZYCJA JEDNOSTKI GOTOWOŚCI ŁĄCZA TELEFONICZNEGO

W uprzednich rozdziałach ustaliliśmy, że łącze telefoniczne może być podstawowym elementem pomocnym do badań niezawodności sieci telefonicznej. Wskazaliśmy, że celowe jest jako miarę niezawodności sieci telefonicznej (najbardziej przydatną dla administracji łączności) traktować współczynnik gotowości K_g łącza telefonicznego.

Pragnąc uczynić gotowość jednym z parametrów planu transmisji telefonicznej, należałoby ustalić dla niej jednostkę. Chodziłoby o jednostkę współczynnika gotowości łącza telefonicznego. Współczynnik gotowości K_g , jak wynika z definicji (2.12) i (2.13), musi być zawarty między zerem a jednością i jest zawsze wielkością dodatnią

$$0 < K_g < 1$$

Praktycznie posługujemy się, przy współczesnym stanie niezawodności sieci telefonicznej, wielkościami K_g zawartymi w przedziale $0,9 < K_g < 1$ i to często z dużą dokładnością do 4, a nawet 6 znaków po przecinku. Na przykład często stosowane są wielkości $K_g = 0,9805$, a zmiana o 0,0005, ma istotne znaczenie dla kwalifikacji niezawodności łącza.

Operowanie ułamekami 0,0001, to znaczy ułamekami promila, w wypadku wyrażenia K_g w procentach, może okazać się niewygodne i mało mobilizujące zarówno dla obsługi bezpośredniej, jak i zwierzchniego aparatu eksploatacyjnego. Po prostu przy małym znaczeniu ułamków promila w innych dziedzinach życia, operowanie nimi w zakresie niezawodności, psychologicznie osłabiłoby wymowę wyników i mogłoby zmniejszyć czujność obsługi w stosunku do obserwowanych niepożądanych zjawisk. Ponadto przy zestawianiu łączy telefonicznych o różnych współczynnikach gotowości obliczenie sumarycznej lub cząstkowej niezawodności wiązałoby się z niewygodnymi w praktyce działaniami matematycznymi. Wynikiem tego byłyby duże trudności z wdrożeniem do praktyki eksploatacji sieci telefonicznej nowego jakościowego parametru, jakim jest niezawodność. Dlatego wydaje nam się celowe ustalenie jednostki gotowości łącza telefonicznego.

Jakie powinny być cechy charakterystyczne takiej jednostki? Można stwierdzić, że:

- jednostka gotowości powinna być dobrana tak, aby w sposób znaczący uwypuklała różnice między często spotykanymi w praktyce wartościami współczynników gotowości łączy telefonicznych,
- była łatwa w użyciu i porozumiewaniu się między eksploatatorami międzynarodowej i krajowej sieci telefonicznej,
- umożliwiała wyrażenie w niej niezawodności umyślnego telefonicznego łącza niezawodności zarówno w funkcji jego struktury, jak i długości,
- ułatwiała obliczenie współczynnika gotowości zarówno pojedynczego łącza, jak i zestawu ich, a ponadto węzłów oraz łańcuchów telefonicznych,

- umożliwiła liczbowe porównywanie gotowości łącza, węzła i łańcucha telefonicznego z ich składowymi — poszczególnymi rodzajami urządzeń telekomunikacyjnych,
- umożliwiła, przy istnieniu odpowiednich zależności niezawodnościowych, przechodzenie od współczynnika gotowości poszczególnych urządzeń różnych rodzajów do obliczania gotowości łącza, węzła lub łańcucha telefonicznego, a także proces odwrotny.

Wydaje się, że wszystkie te warunki spełniałaby jednostka gotowości y zdefiniowana następującą zależnością:

$$y = -m \log K_g \quad (4.1)$$

gdzie m — dobrana stała
albo inaczej

$$y = -m \log \frac{\bar{T}}{\bar{T} + \bar{T}_k} \quad (4.2)$$

czy też

$$y = -m \log \frac{\mu}{\mu + \lambda} \quad (4.3)$$

Zależność powyższa, jak ilustrują to: załączona tablica oraz wykresy (rys. 10 i 11) ma, przy nadaniu m — wartości 10^4 , wyżej postulowane właściwości w najczęściej używanym przedziale wartości od 458 do 0. Gdyby przedział ten okazał się niewystarczający, to przy założeniu wyższej wartości dla m , liczba jednostek w przedziale wzrosłaby odpowiednio.

CCITT — dokument Komisji Sp C Nr 80 F ze stycznia 1972 roku, na podstawie badań francuskich podaje dane dla linii radiowych z układami półprzewodnikowymi. Dane te dotyczą urządzeń samej linii radiowej bez urządzeń końcowych telefonii wielokrotnej. Przy założeniu przerw w transmisji o czasie 9 minut rocznie, wynikających z przerw w zasilaniu energią elektryczną oraz z uszkodzeń fiderów antenowych i anten — na jedną stację przekaźnikową i odpowiednią część aparatury stacyjnej linii radiowej — dla długości 2500 km dane te są następujące:

- w liniach radiowych bez kanałów rezerwowych współczynnik gotowości łącza wynosi:

$$K_g = 0,9908$$

lub w proponowanych jednostkach współczynnika gotowości (w skrócie j.w.g.) wynosi

$$K_g = 42 \text{ j.w.g.},$$

- w liniach radiowych z jednym kanałem rezerwowym na jeden kanał pracujący (tak zwany system 1+1) współczynnik gotowości łącza wynosi:

$$K_g = 0,999$$

czyli w proponowanych jednostkach współczynnik gotowości wynosi:

$$K_g = 4 \text{ j.w.g.},$$

Wartości funkcji $y = 10^4 \log K_g$

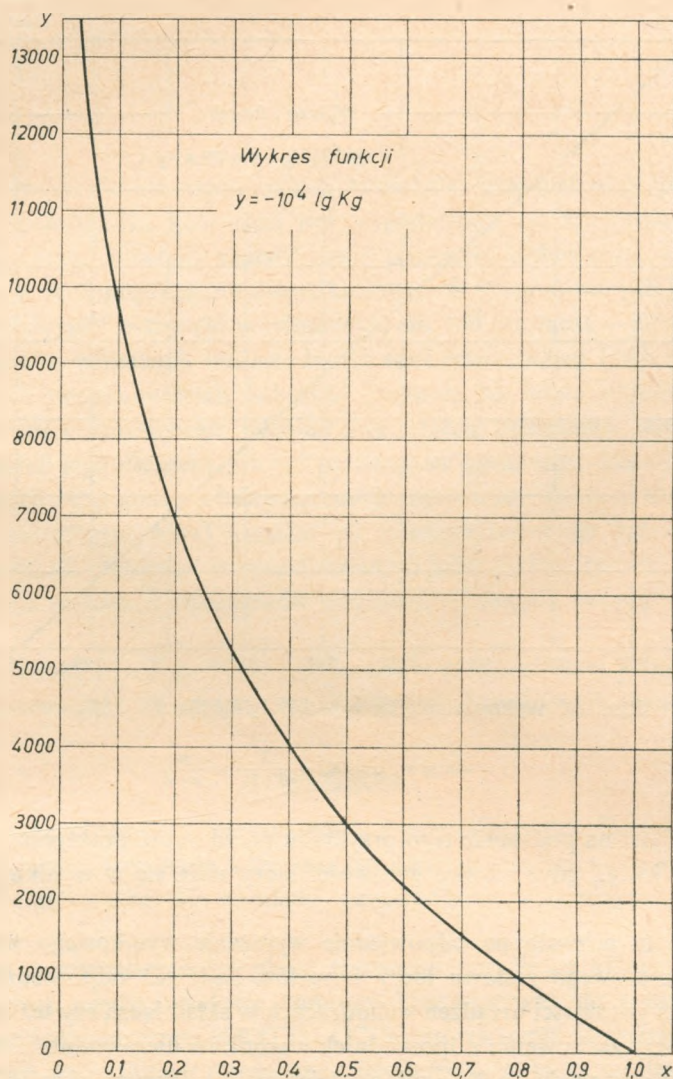
Tablica

K_g	0,1	0,2	0,25	0,3	0,4	0,45	0,5	0,6
$\log K_g$	$\bar{1},0000$	$\bar{1},3010$	$\bar{1},3979$	$\bar{1},4771$	$\bar{1},6021$	$\bar{1},6532$	$\bar{1},6990$	$\bar{1},7782$
$-\log K_g$	1,0	0,6990	0,6021	0,5229	0,3979	0,3468	0,3010	0,2218
$-10^4 \log K_g$	10000	6990	6021	5229	3979	3468	3010	2218
K_g	0,7	0,8	0,9	0,91	0,92	0,93	0,94	0,95
$\log K_g$	$\bar{1},8451$	$\bar{1},9031$	$\bar{1},9542$	$\bar{1},9590$	$\bar{1},9638$	$\bar{1},9685$	$\bar{1},9731$	$\bar{1},9777$
$-\log K_g$	0,1549	0,0969	0,0458	0,0410	0,0362	0,0315	0,0269	0,0223
$-10^4 \log K_g$	1549	969	458	410	362	315	269	223
K_g	0,96	0,965	0,97	0,98	0,985	0,9865	0,988	0,9885
$\log K_g$	$\bar{1},9823$	$\bar{1},9845$	$\bar{1},9868$	$\bar{1},9912$	$\bar{1},9934$	$\bar{1},9941$	$\bar{1},9948$	$\bar{1},9950$
$-\log K_g$	0,0177	0,0155	0,0132	0,0088	0,0066	0,0059	0,0052	0,0050
$-10^4 \log K_g$	177	155	132	88	66	59	52	50
K_g	0,990	0,9920	0,9935	0,9950	0,9955	0,9960	0,9965	0,9970
$\log K_g$	$\bar{1},9958$	$\bar{1},9965$	$\bar{1},9971$	$\bar{1},9978$	$\bar{1},9980$	$\bar{1},9983$	$\bar{1},9985$	$\bar{1},9987$
$-\log K_g$	0,0042	0,0035	0,0029	0,0022	0,0020	0,0017	0,0015	0,0013
$-10^4 \log K_g$	42	35	29	22	20	17	15	13
K_g	0,9975	0,9980	0,9985	0,999	0,9993	0,9995	0,9997	0,9999
$\log K_g$	$\bar{1},9989$	$\bar{1},9991$	$\bar{1},9993$	$\bar{1},9996$	$\bar{1},9997$	$\bar{1},9998$	$\bar{1},99987$	$\bar{1},99996$
$-\log K_g$	0,0011	0,0009	0,0007	0,0004	0,0003	0,0002	0,00013	0,00004
$-10^4 \log K_g$	11	9	7	4	3	2	1,3	0,4

Przyjęte oznaczenia: $y = -m \log x$ $y = -10^4 \log x$

$$x = K_g \frac{\bar{T}}{T + \bar{T}_1} = \frac{\mu}{\mu + \lambda}$$

 λ — intensywność uszkodzeń; μ — intensywność odnowień; \bar{T} — średni czas między uszkodzeniami; \bar{T}_1 — średni czas odnawiania



Rys. 10. Wykres funkcji $y = -10^4 \lg K_g$

Oznaczenia:

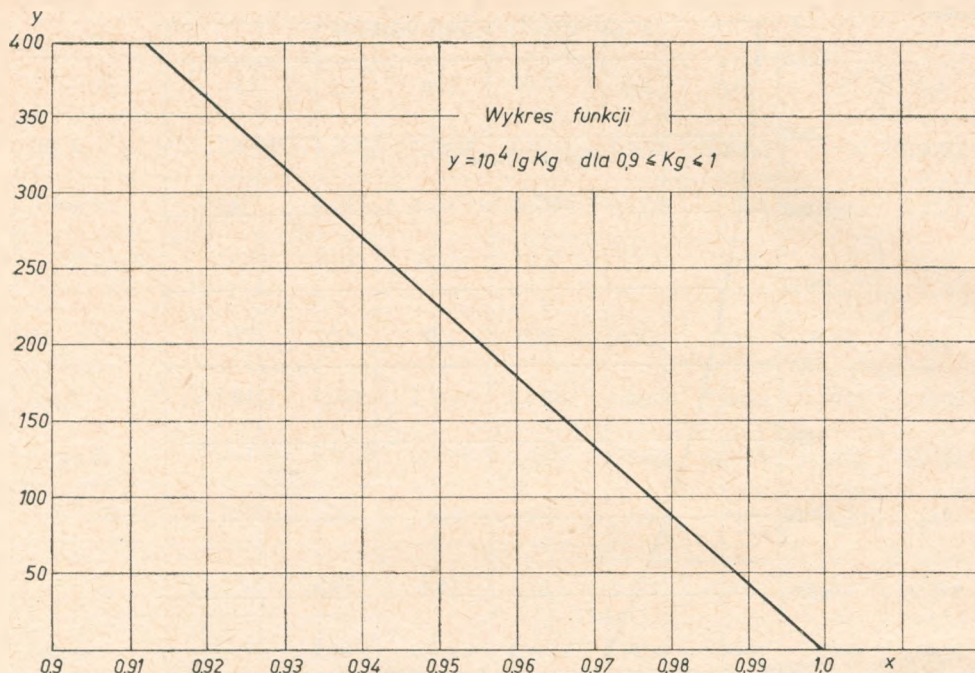
$$y = -m \lg x \quad x = K_g = \frac{\bar{T}}{\bar{T} + \bar{T}_z} = \frac{\mu}{\lambda + \mu}$$

— w liniach radiowych z jednym kanałem rezerwowym na 6 kanałów pracujących (tak zwany system 1+6) współczynnik gotowości łącza wynosi:

$$K_g = 0,998$$

lub w proponowanych jednostkach

$$K_g = 9 \text{ j.w.g.}$$

Rys. 11. Wykres funkcji $y = -10^4 \lg K_g$ dla $0,9 \leq K_g \leq 1$

Oznaczenia:

$$y = -m \lg x \quad x = K_g = \frac{T}{T - T_k} = \frac{\mu}{\mu + \lambda}$$

Widoczna jest na podstawie tego przykładu przydatność praktyczna proponowanej jednostki j.w.g., gdyż różnice gotowości łączy stają się w wyniku bardziej wyraziste.

Zależność ta pozwala na odpowiednie wyrażenie wynikowego współczynnika gotowości szeregowego zestawu łączy i węzłów bądź też odpowiednie wyrażenie współczynnika gotowości urządzeń wchodzących w skład łączy czy też łańcucha telefonicznego (przy zachowaniu odpowiednich warunków niezawodnościowych, o których była mowa w rozdziale 3), a mianowicie zamiast iloczynu określającego współczynnik gotowości

$$K_g = K_{g_1} \cdot K_{g_2} \cdot K_{g_3} \dots K_{g_n} \quad (4.4)$$

można go wyrazić za pomocą sumy j.w.g.

$$y = y_1 + y_2 + y_3 + \dots + y_n \quad (4.5)$$

gdzie odpowiednio:

$$y = -m \log K_g$$

$$y_1 = -m \log K_{g_1}$$

$$y_2 = -m \log K_{g_2}$$

$$y_3 = -m \log K_{g_3}$$

.....

$$y_n = -m \log K_{g_n}$$

Zastosowanie sumowania odpowiednich wartości wyrażonych w proponowanych jednostkach współczynnika gotowości jest wygodniejsze od mnożenia mało różniących się ułamków i powinno ułatwić pracę personelu technicznego i jego porozumiewanie się w skali międzynarodowej i krajowej. W proponowanych jednostkach można również wyrazić gotowość w odniesieniu do 100 km łącza — długości mającej zastosowanie w badaniach niezawodności sieci telefonicznej [10].

Zastosowanie proponowanych jednostek pozwala na łatwe określenie współczynnika gotowości umyślonego telefonicznego łącza odniesienia niezawodności zarówno w funkcji jego długości, jak też parametrów niezawodnościowych poszczególnych urządzeń oraz pracy obsługującego je personelu. Także i współczynniki gotowości rozpatrzonego wyżej umyślonego międzynarodowego łańcucha telefonicznego odniesienia, wyrażone w proponowanych jednostkach, pozwalają na łatwe operowanie nimi w funkcji parametrów niezawodnościowych tworzących je łącza i węzłów.

Ułatwione byłyby również, dzięki zastosowaniu proponowanej jednostki, wdrożenie i stosowanie rozkładu niezawodności jako składowej części planu transmisji telefonicznej.

5. WNIOSKI

Z rozważań zawartych w niniejszej pracy wypływają następujące wnioski:

- 1) Wydaje się celowe i możliwe włączenie do planu transmisji nowego parametru „niezawodności” i ustalenie rozkładu niezawodności w międzynarodowej sieci telefonicznej.
- 2) Warunkiem wprowadzenia do planu transmisji parametru niezawodności jest zalecenie przez międzynarodowe komitety konsultatywne do spraw telegrafii, telefonii i radiokomunikacji (CCITT i CCIR) prowadzenia statystyki uszkodzeń dostosowanej do struktury umyślonego telefonicznego łącza odniesienia niezawodności.
- 3) Niezawodność działania umyślonego telefonicznego łącza i łańcuchów odniesienia należy traktować jako minimalną dla poszczególnych łączy i połączeń w międzynarodowej sieci telefonicznej.
- 4) Wartości współczynników gotowości umyślonych międzynarodowych telefonicznych łańcuchów i łącza odniesienia niezawodności oraz granice ich odchyżeń, ze względu na ich znaczenie ekonomiczne i techniczne dla producentów sprzętu telekomunikacyjnego i administracji łączności, mogą być ustalone jedynie w formie zaleceń międzynarodowych komitetów doradczych do spraw telegrafii i telefonii oraz radiokomunikacji.

BIBLIOGRAFIA

1. *Ashok T. Amin* and *S. Louis Hakimi*: Graphs with Given Connectivity and Independence Number or Networks with Given Measures of Vulnerability and Survovability, IEEE Transactions on Circuit Theory 1973 nr 1 s. 1-10
2. *Atfierowa Z., Jezzewa W.*: Zastosowanie teorii grafów w rachunku ekonomicznym. PWE, Warszawa 1974
3. *Ayoub J. N.* and *Frisch I. T.*: Optimally Invulnerable Directed Communication Networks. IEEE Transaction on Communication Technology 1970 nr 5 s. 484-489
4. *Basakier R., Saati T.*: Koniecznyje grafy i sieci. Izdatielstwo „Nauka”, Moskwa 1974 rozdz. 1, 2, 3, 6
5. *Brodowski A.*: Krajowy plan transmisji dla polskiej sieci telefonicznej 1970 — część I zalecenia. Praca IŁ nr 888/392/16 — 70348
6. *Chorzeń O., Zientalski M.*: Metody oceny niezawodności systemów telekomunikacyjnych. Rozprawy elektroniczne 1974, 20, z. 1 ss. 41-58
7. Comité Consultatif International des Radiocommunication (CCIR). Opracowanie zbiorowe „Conclusions de la réunion interimaire de la Commision d'Études 9 (service fixe utilisant les systèmes de faisceaux hertziens). Genève, 5-21 juillet 1972 Partie I. Wyd. Union Internationale des Télécommunications, Genève 1972
8. Comité Consultatif International Télégraphique et Téléphonique (CCITT). Opracowanie zbiorowe. Réseaux téléphoniques nationaux pour le service automatique III^e Assemblée Plénière, Genève 1964. Wyd. Union Internationale des Télécommunications, Genève 1964
9. Comité Consultatif International Télégraphique et Téléphonique (CCITT), Dokument. Opracowanie zbiorowe, Commission Mixte Speciale C (réunion de Genève septembre 1969) „Reponse préliminaire à la question 12/C Définitions et études générales relatives à la fiabilité” Com. IV nr 24 F 9 decembre 1969. Wyd. Union Internationale des Télécommunications, Genève 1969
10. Comité Consultatif International Télégraphique et Téléphonique (CCITT). Dokument Opracowanie zbiorowe
Com. IV — contribution nr 107 F
Com. XV — contribution nr 182 F
Com. sp. C — contribution nr 73 F juin 1971 „Resumé des contributions sur la fiabilité des réseaux nationaux”. Wyd. Union Internationale des Télécommunication, Genève 1971
11. Comité Consultatif International Télégraphique et Téléphonique (CCITT). Dokument. Opracowanie zbiorowe, V Assemblée Plénière Document 43 22 juin 1972 „Rapport final de la Commission Mixte Spéciale C à la V Assemblée Plénière”. Wyd. Union Internationale des Télécommunications, Genève 1972
12. Comité Consultatif International Télégraphique et Téléphonique (CCITT). Opracowanie zbiorowe. Cinquième Assemblée Plénière, Genève 4-15 decembre 1972 Livre Vert, Tome II, Tome III-1, Tome III-2, Tome III-3, Tome IV. Wyd. Union Internationale des Télécommunications, Genève 1973
13. Commission Electrotechnique Internationale. Dokument. Opracowanie zbiorowe. „Considérations préliminaires sur la fiabilité”. Publication 272 Première édition. Wyd. CEI, Genève 1968
14. Commission Electrotechnique Internationale Publication 271 Recommandation de la CEI. Dokument. Opracowanie zbiorowe „Liste préliminaire de terme de base et de définitions applicables à la fiabilité des matériels électroniques et de leurs composants (ou pièces détachées)”. Wyd. CEI, Genève 1969

15. Frank H., Frisch I.: Analysis and Design of Survivable Networks IEEE Transactions on Communication Technology 1970 nr 5 s. 501-519
16. Frank H., Frisch I. T.: Communication, Transmission and Transportation Networks. Reading, Mass: Addison — Wesley 1971
17. Frydrych Z.: Analiza niezawodności relacji telefonicznych na bazie uproszczonego modelu uszkodzeń. Prace Instytutu Łączności XVI/1969 4/56 s. 3-24
18. Gniedenko B. W., Bielajew J. K., Sołowiew A. D.: Metody matematyczne w teorii niezawodności. WNT, Warszawa 1968
19. Hansen M. G., Stephens G. G.: The Reliability of Coaxial Line Transmission Systems. PO Elec. Eng. Journal Vol. 65 1972, s. 177-181
20. Hernik St., Prażmowski M., Rutkowski J.: Technika i eksploatacja linii radiowych, rozdz. 5, 8, 9, 10. Wyd. Komunikacji i Łączności, Warszawa 1967 s. 1-422
21. Problematyka niezawodności sieci i urządzeń telekomunikacyjnych, referat. Instytut Łączności Warszawa 1972 s. 1-19
22. Jadachowski R., Lisiecki B.: Jakość krajowej międzymiastowej sieci telekomunikacyjnej w roku 1973. Biuletyn Techniczny Ministerstwa Łączności 1974 nr 5/104, s. 1-5
23. Kowalski Z.: Wybrane zagadnienia dotyczące jakości oraz niezawodności sieci i systemów telekomunikacyjnych. Etap I „Analiza zagadnień” praca nr 01.C.01.03 Instytut Łączności, Warszawa, listopad 1972
24. Krishnamurthy E. V., Komissar G.: Computer aided reliability analysis of complicated networks. IEEE Transactions on reliability 1972 nr 2 s. 86-89
25. Kozłowska J.: Niezawodność sieci informacyjnej. Praca doktorska wykonana w Instytucie Telekomunikacji Politechniki Gdańskiej, luty 1973
26. Military Standard „Definitions of Effectiveness Terms for Reliability, Maintainability, Human Factors and Safty”. Microelectronics and Reliability, Vol. 11, 1972 s. 429-433
27. Muskat M. I.: Nadieźność telegrafnoej swjazi i ich techniczeskaja eksploatacja. Elektroszwjż 1973: II s. 53-54
28. Nachrichtentechnische Gesellschaft in VDE (NTG) NTG 3002 Empfehlung 1970, „Zuverlässigkeit von Geräten, Anlagen und Systemen — Begriffe” Nachrichtentechnische zeitschwift 1970 nr 1 s. 45-56
29. Nowicki W.: Podstawy teletransmisji. Wydawnictwa Komunikacji i Łączności tom I, Warszawa 1971, tom II, Warszawa 1974
30. Rakow A. I., Kudriawcew G. G.: Ocenka nadzieźnosti radiorelejnnych linii swjazi. Elektroszwjż 1973 nr 2 s. 13-16
31. Seidler J.: Statystyczne metody badania systemów telekomunikacyjnych w zbiorze: „Współczesne metody optymalizacji systemów telekomunikacyjnych”. Praca zbiorowa pod kierunkiem prof. dr J. Seidlera. Wyd. Komunikacji i Łączności, seria Problemy telekomunikacji nr 8, Warszawa 1965 s. 13-50
32. Seszu C., Rid M. B.: Liniejnyje grafy i elektriczeskije cepi, rozdz. 1, 2, 3, 10. Izdatielstwo „Wyszaja Szkoła” Moskwa 1971
33. Sońta S., Kotlewski H., Kwiatkowski L.: Automatyzacja badań łączy międzymiastowych. Instytut Łączności — Problemy Łączności nr 105, 1973
34. Szpigler Z.: Nowoczesne sieci telekomunikacyjne, rozdz. 2. Wydawnictwa Naukowo-Techniczne, Warszawa 1962
35. Sztarski M.: Niezawodność i eksploatacja urządzeń elektronicznych, rozdz. 1, 4, 7. Wydawnictwa Komunikacji i Łączności, Warszawa 1972
36. Tillman F. A., Ching-Lai Hwang, Liang-Tseng Fan, Keeting C. Lai: Optimal Reliability of a Complex System. IEEE Transactions on Reliability Vol. R-19 nr 3 August 1970 s. 95-100.

Генрик Бачко

КОНЦЕПЦИЯ „ЭТАЛОННОЙ ЦЕПИ ПО НАДЕЖНОСТИ” И РАСПРЕДЕЛЕНИЯ НАДЕЖНОСТИ В МЕЖДУНАРОДНОЙ ТЕЛЕФОННОЙ СЕТИ

Резюме

Несмотря на многолетние усилия проводимые в разных странах теоретиками и практиками дальней связи и на работы соответствующих Комиссий Изучения МККТТ и МККР, надёжность всё ещё не является нормализованным параметром качества телефонной сети. Докторская диссертация Генрика Бачко, на которой основана настоящая статья, является попыткой устранения этого пробела. В виде объекта испытаний надёжности сети дальней связи в статье предложено и обосновано избрание телефонного канала. В виде показателя надёжности принято готовность телефонной сети. Связывая понятия и зависимости теории сети а также надёжности с вопросами структуры и эксплуатации международной телефонной сети, в статье представлено оригинальную концепцию „телефонного гипотетического канала по надёжности” с учетом соотношений эквивалентности пробабилистических графов.

Для испытаний надёжности международной телефонной сети применено метод сравнения с международными эталонными цепями. Предложено новое понятие распределения надёжности в международной телефонной сети.

Структура гипотетического канала по надёжности и распределение надёжности способствуют более полной оценке качества международной телефонной сети. Предложено тоже новую, удобную в применении единицу готовности телефонного канала.

Henryk Baczko

IDEA OF A REFERENCE CIRCUIT AND OF THE DISTRIBUTION OF RELIABILITY IN THE INTERNATIONAL TELEPHONE NETWORK

Summary

In spite of many years of efforts of praticians and theoretitians of telecommunications in many countries as well as of studies of corresponding Study Groups of the CCITT and CCIR the reliability of telecommunication network has not become yet a normalized parameter of the network quality.

The doctor's thesis of Henryk Baczko on which this paper is based, is an attempt to fill up this gap.

In the paper it is proposed and motivated to choose the telephone link as object of tests of telecommunication network reliability.

As index of reliability has been adopted the availability of the telephone network.

As result of combining the ideas and relations of the network theory and of the reliability with the structural and operational questions of the international telephone network, an original conception of the „hypothetical reference circuit of reliability” has been presented, based on the relations of equivalence of probabilistic graphs.

For testing the reliability of the international telephone network, the comparative method with the international telephone reference chains has been applied. A new notion of the distribution of reliability in the international telephone network has been proposed.

The reliability structure of the reference circuit and the distribution of the reliability enable a more complete evaluation of the quality of the international telephone network. A new unit of telephone link availability, convenient in practice, has been proposed.

Henryk Baczko

CONCEPTION DU CIRCUIT FICTIF DE RÉFÉRENCE DU POINT DE VUE DE LA FIABILITÉ ET DE LA RÉPARTITION DE FIABILITÉ DANS LE RÉSEAU TÉLÉPHONIQUE INTERNATIONAL

Résumé

Malgré les efforts de plusieurs années des praticiens et des théoriciens des télécommunications effectués dans de différents pays et les travaux des Commissions d'Études du CCITT et du CCIR, la fiabilité jusqu'à présent ne constitue pas un paramètre normalisé de qualité du réseau téléphonique. La thèse de doctorat de Henryk Baczko, sur laquelle le présent article est basé, tente d'éliminer ce défaut.

Dans l'article le choix du circuit téléphonique comme objet d'études de la fiabilité du réseau de télécommunication est proposé et motivé. La disponibilité du réseau téléphonique est adopté comme indice de fiabilité.

En liant les notions et les relations de la théorie des réseaux et de la fiabilité avec questions de structure et d'exploitation du réseau téléphonique international, on a présenté une conception originale du circuit fictif de référence de fiabilité, basée sur relations d'équivalence des graphes probabilistes.

Pour les essais de la fiabilité du réseau téléphonique international on a appliqué une méthode de comparaison avec chaînes téléphoniques internationales de référence.

Une nouvelle notion de distribution de la fiabilité dans le réseau téléphonique international a été proposé.

La structure de fiabilité du circuit de référence et la distribution de fiabilité permettent de déterminer la qualité du réseau téléphonique international d'une façon plus complète. Enfin, pour évaluer la disponibilité d'un circuit téléphonique, on a proposé une nouvelle unité facile à appliquer.

Henryk Baczko

KONZEPTION DES BEZUGSKREISES UND DER ZUVERLÄSSIGKEITS-VERTEILUNG FÜR DAS INTERNATIONALE FERNSPRECHNETZ

Zusammenfassung

Die Zuverlässigkeit des Fernsprechnetzes, trotz vieljährigen Bemühungen der Praktiker und Theoretiker in verschiedenen Ländern und in den betreffenden Studienkommissionen der CCITT und CCIR, wurde noch nicht normierter Qualitätsparameter geworden.

Die Dissertation von Henryk Baczko, auf der sich dieser Artikel stützt, ist eine Probe diese Lücke auszufüllen.

In dem Artikel wird die Auswahl des Fernsprechkreises als Prüfobjekt der Zuverlässigkeit des Fernsprechnetzes vorgeschlagen und begründet. Als Zuverlässigkeitsindex wurde die Bereitschaft des Fernmeldenetzes angenommen.

Als Ergebnis der Verbindung der Begriffe und Zusammenhänge der Netztheorie und der Zuverlässigkeit mit den Problemen der Struktur und Exploitation des internationalen Fernsprechnetzes wurde auf Grund der Relation der Gleichwertigkeit der Wahrscheinlichkeitsgraphen, eine originelle Konzeption des „hypothetischen Bezugskreises der Zuverlässigkeit“ darge stellt.

Für die Zuverlässigkeitsprüfung des internationalen Fernsprechnetzes wurde eine Vergleichsmethode mit internationalen Fernsprechbezugsketten benutzt. Es wurde ein neuer Begriff der „Zuverlässigkeitsverteilung“ im internationalen Fernsprechnetze vorgeschlagen.

Die Zuverlässigkeitsstruktur des Bezugskreises und die Zuverlässigkeitsverteilung geben die Grundlagen für eine bessere Einschätzung der Qualität des internationalen Fernsprechnetzes. Es wurde auch eine neue, nutzbare Einheit der Bereitschaft des Fernsprechkreises vorgeschlagen.

Władysław Moroń
Zbigniew Rymarowicz

621.391.823

ZMIENNOŚĆ DOBOWA POZIOMU PRZEMYSŁOWYCH ZAKŁÓCEŃ RADIOELEKTRYCZNYCH NA CZĘSTOTLIWOŚCI 0,5 MHz W MIASTACH REJONU NISKO I WYSOKO UPRZEMYSŁOWIONEGO

Rękopis dostarczono do Komitetu Redakcyjnego w dniu 11.XII.1976r.

W artykule podano opis i wyniki obserwacji zmienności dobowej zakłóceń przemysłowych na terenach mieszkaniowych miast rejonu nisko i wysoko uprzemysłowionego.

Pomiary zostały przeprowadzone na częstotliwości 0,5 MHz anteną prętową pionową. W pomiarach rozróżniano część gładką i część impulsową przebiegu wartości quasi-szczytowej zakłóceń.

Stwierdzono występowanie w przebiegu dobowym zakłóceń, charakterystycznych minimum i maksimum przesuniętych w czasie w obu rejonach. W rejonie nisko uprzemysłowionym, w porównaniu z wysoko uprzemysłowionym, występuje wyższy poziom części gładkiej zakłóceń, a niższy części impulsowej. Różnice te dla 50% czasu wynoszą około 4 dB.

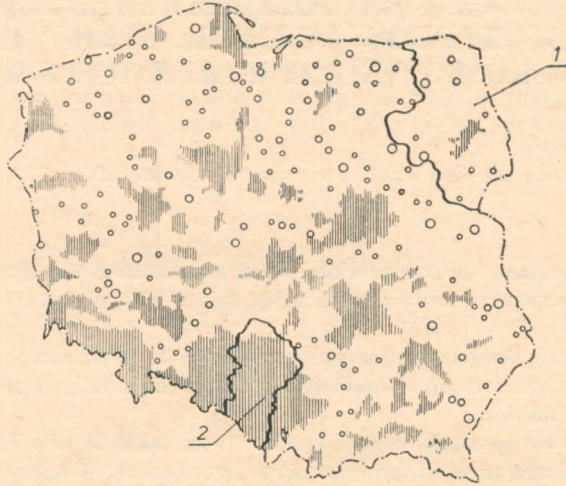
1. WSTĘP

Badając zależność sumarycznych zakłóceń przemysłowych w miastach od różnych czynników, takich jak wielkość miasta, uprzemysłowienie itp., zwykle prowadzi się obserwacje w określonych wycinkach doby. Ponieważ zakłócenia te są procesem fluktuacyjnym, którego parametry przyporządkowane poszczególnym odcinkom doby zależą od rytmu życia ludności, obserwacje takie nie dają pełnego obrazu, niezbędnego do oceny ich wpływu na niezawodność odbioru radiowego w ciągu doby.

Wynika stąd potrzeba uzupełnienia wspomnianych badań obserwacjami pełnodobowymi. W Instytucie Łączności obserwacje takie zostały zapoczątkowane w 1968 roku pomiarami w jednym punkcie Wrocławia [1]. Ponieważ jednak w różnych rejonach kraju rytm dnia roboczego i świątecznego jest różny, zależnie od typu gospodarki, systemu zmian roboczych oraz zwyczajów i tradycji ludności, trudno przyjąć referowane w [1] wyniki za reprezentatywne dla różnych obszarów, zarówno

pod względem przebiegu w czasie, jak i występujących poziomów. Jednocześnie brak jest dostępnych publikacji zagranicznych na ten temat. Jedyna znana praca uwzględniająca zakres średniofalowy podaje wyniki obserwacji przeprowadzonych w jednym punkcie Kijowa i była ona już wcześniej omówiona w [1].

W związku z powyższym uznano za celowe przeprowadzenie odrębnych obserwacji w dwu charakterystycznych rejonach kraju, wyraźnie różniących się stopniem uprzemysłowienia i strukturą ludności. Do badań wybrano rejon białostocki i rejon



Rys. 1. Położenie badanych rejonów na terenie kraju, na tle rozmieszczenia przemysłu

— jednostki przestrzenne przemysłu, ○ — drobniejsze ośrodki przemysłowe, — granice badanych rejonów. 1 — rejon białostocki, 2 — rejon katowicki

katowicki¹⁾, które pokazano na tle rozmieszczenia przemysłu w kraju na rys. 1. Liczbę miast przypadającą w obu rejonach na poszczególne klasy wielkości podano w tabl. 1.

Tablica 1

Liczba miast w rejonie białostockim i katowickim

Wyszczególnienie	Ogółem	Miasta o liczbie mieszkańców w tys.					
		pon. 5	5-10	10-20	20-50	50-100	100-200
Liczba miast w rejonie:							
białostockim	33	17	8	3	4	—	1
katowickim	76	11	22	13	18	4	8

¹⁾ Tereny województwa białostockiego i katowickiego przedstawione są w podziale administracyjnym kraju sprzed 1975 roku. Obecnie są to tereny województw: białostockiego, łomżańskiego i suwalskiego oraz katowickiego, częstochowskiego i część bielskiego.

Rejon białostocki zaliczany jest do jednego z najslabiej uprzemysłowionych. Na jego terenie można zaobserwować nierówne rozmieszczenie przemysłu, który skupia się w kilku miastach: Białystok, Bielsk Podlaski, Elk. Na ogólną liczbę 33 miast jedynie 8 posiada powyżej 10 tysięcy ludności.

Rejon katowicki zaliczany jest do szczególnie wysoko uprzemysłowionych. Przemysł rozmieszczony jest mniej więcej równomiernie na całym jego terenie. W skład rejonu wchodzi 15 osiedli typu miejskiego i 76 miast, z których 8 znacznie przekracza liczbę 100 tysięcy ludności. Z miast tych 27 skupionych jest na małej przestrzeni (ok. 2000 km²) i powiązanych rozgałęzioną siecią komunikacji masowej, uzbrojenia komunalnego i urządzeń użyteczności publicznej, co powoduje, że granice między zabudową poszczególnych miast zacierają się.

2. ORGANIZACJA I TECHNIKA POMIARÓW

Do pomiarów wybrano 7 miast w rejonie białostockim i 11 miast w rejonie katowickim. Liczbę miast, przypadającą na poszczególne klasy wielkości pokazano w tabl. 2 wraz z liczbą zatrudnionych w przemyśle na 1000 mieszkańców, która

Tablica 2

Liczba miast badanych w rejonie białostockim i katowickim oraz liczba zatrudnionych w przemyśle na 1000 mieszkańców

Wyszczególnienie	Ogółem	Miasta o liczbie mieszkańców w tys.					
		pon. 5	5-10	10-20	20-50	50-100	100-200
Liczba miast w rejonie:							
białostockim	7	1	2	2	2	—	—
katowickim	11 (12)	1	3	2	1 (2)	2	2
Liczba zatrudnionych w przemyśle na 1000 mieszkańców w rejonie:							
białostockim	103	86	83	162	74	—	—
katowickim	255	102	321	593	385	213	358

Uwaga: w nawiasie podano dwukrotne uwzględnienie jednego miasta w danej klasie (dwa punkty pomiarowe).

charakteryzuje poziom uprzemysłowienia. Pomiary były przeprowadzone w okresie od maja do lipca 1972 roku.

W wytypowanych miastach wybrano po jednym punkcie pomiarowym. Punkty usytuowane były na ulicach lub placach dzielnic mieszkaniowych, przy czym zwrócono uwagę, ażeby w pobliżu nie występowało miejscowe dominujące źródło zakłóceń, które mogłyby maskować zakłócenia pochodzące od miasta. Unikano miejsc w bezpośredniej bliskości linii tramwajowych i dużych zakładów przemysłowych. W wytypowanych punktach obserwacje przeprowadzono we wszystkie dni

tygodnia, nie wykluczając sobót i niedziel. W dni powszednie łącznie z sobotą obserwacje przeprowadzane były tak, aby w danym punkcie objąć w ciągu 3 dni całą dobę, natomiast w niedziele objęto nimi okres czasu między godziną 9.00 i 12.00 oraz 15.00 i 18.00. Pomiary wykonywano w obserwowanym okresie czasu co 10 minut.

Mierzono składową pionową natężenia pola elektrycznego na częstotliwości około 0,5 MHz. Do pomiarów używano anteny prętowej o długości 2,5 m, umieszczonej na podstawie o wysokości około 1,5 m nad ziemią. Cechowanie jej przeprowadzono metodą standardową w jednorodnym polu fali płaskiej. Antena współpracowała z typowym miernikiem zakłóceń spełniającym wymagania Międzynarodowego Komitetu Specjalnego d.s. Zakłóceń Radioelektrycznych CISPR i normy krajowej PN-76/T-06450.

Przy pomiarach rozróżniano część gładką i część impulsową quasi-szczytowej wartości zakłóceń. Za część gładką przyjmowano te zakłócenia, które powodowały względnie stabilne, quasi-ustalone wskazania miernika, utrzymujące się przez okres kilkunastu sekund, natomiast za część impulsową zakłóceń przyjmowano krótkotrwałe, rzadko występujące przyrosty wskazań, przekraczające wartość quasi-ustaloną. Wartość impulsową określano zmieniając ręcznie położenie dzielnika na wejściu miernika zakłóceń tak, aby uzyskać wskazania w zakresie 10-decybelowej skali przyrządu.

Obecnie nie są produkowane mierniki CISPR pozwalające na pomiar zakłóceń o większej dynamice zmian niż 10 dB. Ponieważ zakłócenia przemysłowe w mieście są przebiegiem przypadkowym o dynamice szybkich zmian znacznie przekraczającej 10 dB, podział na części gładką i impulsową wprowadzono, aby uzyskać informacje o dynamice całego procesu.

3. WYNIKI POMIARÓW

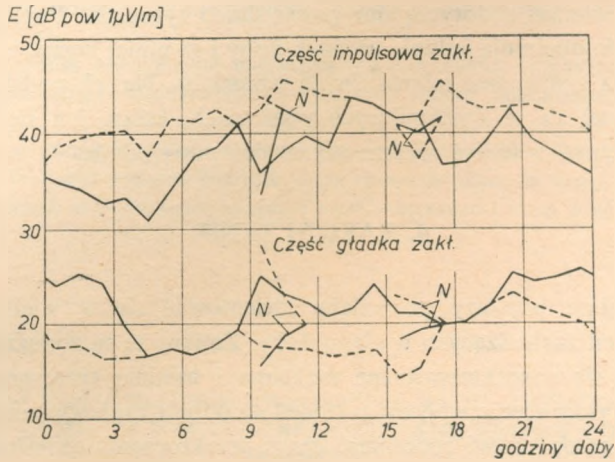
Otrzymane wyniki poddano analizie statystycznej. Wyznaczono dla przedziałów jednogodzinnych, oddzielnie dla dni powszednich i niedziel, wartości średnie natężenia pola \bar{E} i odchylenia standardowe S , osobno dla rejonu białostockiego i katowickiego. Otrzymane wartości zestawiono w tablicach 3 i 4.

W celu sprawdzenia, czy występują istotne różnice pomiędzy wartościami średnimi poziomu zakłóceń dla obu rejonów w poszczególnych przedziałach czasowych, przeprowadzono testowanie istotności tych różnic testem t-Studenta. Wyniki testowania podano także w tablicach 3 i 4. Dla przedziałów czasowych, w których różnice te były nieistotne obliczono wspólne średnie dla obu rejonów, co jest uwidocznione na rys. 2.

Na rysunku 3 pokazano dystrybuanty empiryczne jednogodzinowych wartości średnich z okresu całej doby, oddzielnie dla obu badanych rejonów, osobno dla części gładkiej zakłóceń i części impulsowej. Naniesiono na nim również dystrybuanty

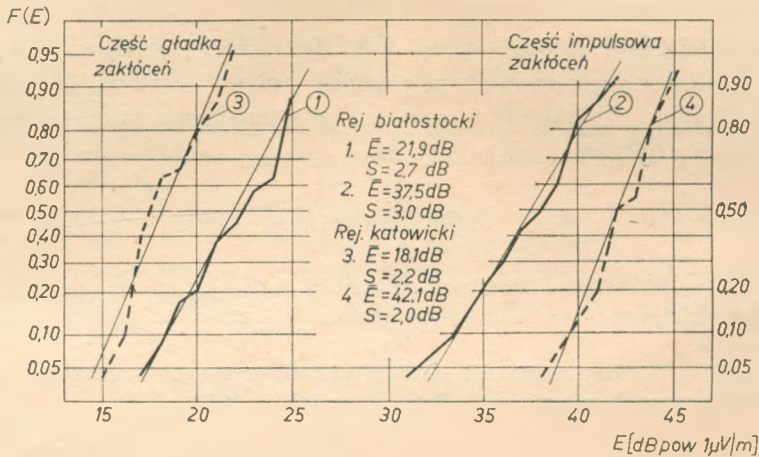
Tablica 4
Wartości średnie zakłóceń oraz odchylenia standardowe w przedziałach jednogodzinowych w niedziele dla rejonu białostockiego i katowickiego oraz wyniki ich porównania testem t -Studenta

Wyszczególnienie	W przedziałach jednogodzinowych													
	Część gładka zakłóceń							Część impulsowa zakłóceń						
	9-10	10-11	11-12	15-16	16-17	17-18	9-10	10-11	11-12	15-16	16-17	17-18		
REJON BIAŁOSTOCKI														
\bar{E}	15,4	18,5	18,7	18,5	19,4	19,8	33,4	39,9	39,5	39,5	40	38,6		
S	6,6	6,0	5,7	4,6	6,1	6,9	6,0	7,3	9,2	9,2	4,4	7,9		
liczba obserwacji	18	30	30	30	30	30	18	30	30	30	30	30		
REJON KATOWICKI														
\bar{E}	28,2	23,1	20,4	22,8	21,9 [*]	22	44,1	43,1	41,1	41,1	37,3	41,6		
S	12,8	10	7,0	6,7	3,4	3,4	16,4	17,8	17,2	17,2	7,7	10		
liczba obserwacji	36	36	37	36	36	34	48	48	50	50	48	47		
PORÓWNIANIE ŚREDNICH t	3,92	2,18	1,10	2,92	2,03	1,63	2,65	0,90	0,44	0,44	1,76	1,37		
CAŁOŚĆ DLA $t < t_{0,05}$	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—		
\bar{E}	—	—	19,8	—	—	21,2	—	42,6	41,2	41,2	—	41,2		
S	—	—	6,7	—	—	5,4	—	14,8	14,9	14,9	—	9,4		
liczba obserwacji	—	—	67	—	—	64	—	78	80	80	—	77		



Rys. 2. Przebiegi dobowe zakłóceń (wartość quasi-szczytowa) w rejonie białostockim i katowickim

— rejon białostocki
 - - - rejon katowicki
 N — przebiegi zmierzone dla niedziel



Rys. 3. Dystrybuanty empiryczne jednogodzinowych średnich z okresu całej doby (wartość quasi-szczytowa) dla rejonu białostockiego i katowickiego

teoretyczne rozkładów normalnych przybliżających rozkłady empiryczne, podając wartości średnie i odchylenia standardowe i sprawdzono testem λ -Kolmogorowa na poziomie istotności 0,05, że obserwowane rozkłady zakłóceń wyrażone w decybelach są rozkładami normalnymi o parametrach podanych na rysunku.

Jak widać, poziom części gładkiej zakłóceń jest wyższy w rejonie białostockim, przy czym dla 50% czasu doby różnica ta wynosi około 4 dB. Poziom części impulsowej zakłóceń, w przeciwieństwie do części gładkiej, jest wyższy w rejonie katowickim, przy czym dla 50% czasu doby różnica ta wynosi także około 4 dB.

Powyższe rozważania dotyczą dni powszednich tygodnia. Pomiary przeprowadzone w niedziele obejmują jedynie wycinek doby i są mniej liczne, w związku z tym nie pozwalają na wyciąganie miarodajnych wniosków. Na ich podstawie można jedynie zorientować się w występujących poziomach, które, jak się wydaje, mogą w pewnych przypadkach być wyższe niż w dni powszednie.

4. ZAKOŃCZENIE

Przeprowadzone pomiary pozwalają zorientować się w wielkościach zmian poziomu zakłóceń zachodzących w ciągu doby. Zmiany te są wyraźne i w obu rejonach pojawiają się charakterystyczne maksima i minima (przesunięte w czasie). Wynika stąd, że przy ocenie wpływu zakłóceń na odbiór radiowy należy uwzględniać porę doby lub też operować procentem czasu przekroczenia określonego poziomu.

Rejon katowicki charakteryzuje się większą różnicą między poziomem części gładkiej i części impulsowej zakłóceń (rys. 3) niż rejon białostocki. Nie udało się, jak dotychczas, znaleźć przekonującego wytłumaczenia tego zjawiska.

Nieoczekiwanym wynikiem jest uzyskanie wyższego poziomu części gładkiej zakłóceń w rejonie białostockim niż w katowickim. Można to próbować tłumaczyć mniejszym tłumieniem zakłóceń w częściowo drewnianej i mniej zwartej zabudowie rejonu białostockiego, co zwiększa promień „spływu” zakłóceń do anteny [2].

Autorzy pragną podziękować mgrowi inż. W. Stawskiemu za cenne uwagi podczas pracy nad artykułem.

BIBLIOGRAFIA

1. Z. Rymarowicz, W. Moroń.: Obserwacje zmienności dobowej poziomu przemysłowych zakłóceń radioelektrycznych we Wrocławiu w zakresie fal średnich radiofonicznych. Prace IŁ, zeszyt 1, 1972.
2. Z. Rymarowicz: Pomiary propagacji zakłóceń radioelektrycznych w zakresie fal średnich i krótkich na terenach mieszkalnych. Prace IŁ, zeszyt 3, 1972.

Владыслав Моронь
Збигнев Рымарович

СУТОЧНЫЕ ИЗМЕНЕНИЯ УРОВНЯ ПРОМЫШЛЕННЫХ РАДИОПОМЕХ НА ЧАСТОТЕ 0,5 МГц В ГОРОДАХ, ПРИНАДЛЕЖАЩИХ К РАЙОНАМ РАЗНОЙ СТЕПЕНИ ИНДУСТРИАЛИЗАЦИИ

Резюме

Статья содержит описание и результаты наблюдений суточного изменения уровня радиопомех в жилых кварталах городов разной степени индустриализации (малой и большой). Измерения проводились на частоте 0,5 МГц с применением вертикальной стержне-

вой антенны. В этих измерениях различалась гладкая и импульсная часть квази импульсного значения помех.

В течение суточных наблюдений процессов помех в жилых кварталах городов разной степени индустриализации констатируются взаимные сдвиги максимальных и минимальных уровней.

В районе менее индустриализованном в сравнении с районом большей индустриализации выступает больший уровень гладкой части помех и меньший импульсной части.

Для 50% времени наблюдаемые разницы приблизительно равны 4 дБ.

*Władysław Moroń
Zbigniew Rymarowicz*

DAY AND NIGHT VARIABILITY OF INDUSTRIAL RADIO INTERFERENCE LEVEL, MEASURED ON 0,5 MHz IN TOWNS OF SPARSELY AND HIGHLY INDUSTRIALIZED REGIONS

Summary

The paper gives description and presents results of observations of the day and night variability of the industrial radio interference in the residential quarters of towns in sparsely and highly industrialized regions.

The measurements were carried out on 0.5 MHz, using vertical rod antenna. In the measurements the continuous background noise and impulsive part at the quasi-peak value of interference were distinguished.

Has been found that in residential quarters of town with different degree of industrialization the characteristic minimum and maximum values are mutually shifted.

In the less industrialized region as compared with the more industrialized one, the level of the background noise is higher and impulsive part — lower. For 50% of time the differences amount to about 4 dB.

*Władysław Moroń
Zbigniew Rymarowicz*

VARIATIONS DIURNES DU NIVEAU DES PERTURBATIONS RADIOÉLECTRIQUES INDUSTRIELLES MESURÉES A 0,5 MHz DANS LES VILLES DES RÉGIONS PEU ET FORT INDUSTRIALISÉES

Résumé

Dans l'article on a présenté la description et les résultats de mesures des variations diurnes des perturbations radioélectriques industrielles, prises dans les quartiers habités des villes des régions peu et fort industrialisées.

Les mesures sont effectuées à fréquence de 0,5 MHz, au moyen d'une antenne verticale à tige unique.

On a distingué dans les caractéristiques mesurées des perturbations deux parties: une ayant le parcours monotone et l'autre formant des ressauts auprès de la valeur quasi maximum.

Dans les deux régions on a constaté le décalage des valeurs minimum et maximum des variations diurnes des perturbations.

Dans la région peu industrialisée en comparaison avec la fort industrialisée on observe le niveau plus haut dans la partie monotone des perturbations et plus bas dans l'autre.

Ces différences pour 50% de temps montent à environ 4 dB.

Władysław Moroń
Zbigniew Rymarowicz

TAGESGANG DER INDUSTRIELLEN FUNKSTÖRUNGEN BEI 0,5 MHz IN DEN STÄDTEN AUF DEN NIEDRIG- UND HOCHINDUSTRIALISIERTEN GEBIETEN

Zusammenfassung

In dem Artikel wurden die Beschreibung und Resultate der Messungen des Tagesganges der industriellen Funkstörungen in Wohnvierteln der Städte auf den niedrig- und hochindustrialisierten Gebieten gegeben.

Die Messungen wurden bei der Frequenz 0,5 MHz mit einer Vertikalstabantenne durchgeführt. In den Messungen wurde der Flach — und Impulsteil des Ganges des quasimaximalen Wertes der Störungen unterscheidet.

Es wurden charakteristische zeitverschobene Maxima und Minima des Tagesganges der Störungen auf den beiden Gebieten festgestellt. Auf dem niedrigindustrialisierten Gebiet, im Vergleich zu dem hochindustrialisierten, tritt höherer Pegel des Flachteiles der Störungen und niedrigerer des Impulsteiles auf. Die Unterschiede für 50% der Zeit sind etwa 4 dB.

AUTORZY



Inż. **LARYSA BIAŁOBRZESKA** urodziła się w roku 1945. Studia na Wydziale Elektroniki Politechniki Warszawskiej ukończyła w 1975 r. Pracowała w Głównym Urzędzie Telekomunikacji Międzymiastowej, gdzie zajmowała się zagadnieniami statystycznych pomiarów użytecznych sygnałów losowych i szumów. Obecnie pracuje w szkolnictwie zawodowym.



HENRYK BACZKO urodził się 26 lutego 1918 r. w Warszawie. Studiował na Wydziale Elektrycznym Państwowej Wyższej Szkoły Budowy Maszyn i Elektrotechniki im. H. Wawelberga i S. Rotwanda (1935–1939) i Politechniki Lwowskiej (1939–1941) oraz Szkole Inżynierskiej (1947–48) w Warszawie. W 1948 r. ukończył studia uzyskując tytuł inż. elektryka w zakresie prądów słabych. W 1975 r. *Henryk Baczeko* po obronie rozprawy doktorskiej uzyskuje w IŁ tytuł doktora nauk technicznych.

W latach 1948–1956 pracuje na odpowiedzialnych stanowiskach w Ministerstwie Poczty i Telegrafów. W 1956 r. *Henryk Baczeko* zostaje mianowany Dyrektorem Generalnym Zespołu Departamentów, a w 1962 r. powołany na stanowisko Podsekretarza Stanu w Ministerstwie Łączności. Obecnie dr inż. *Baczeko* jest Przewodniczącym Komisji Naukowej d.s. CCITT, członkiem Rady Naukowo-Technicznej przy Ministrze Łączności, redaktorem działowym Przeglądu Telekomunikacyjnego oraz członkiem redakcji Biuletynu Technicznego Ministerstwa Łączności.

Jako Przewodniczący Komisji Naukowej d.s. CCITT przy Ministrze Łączności od 1956 r. kieruje jej pracami. Był przewodniczącym delegacji PRL na II, III i V zebraniach plenarnych CCITT. W 1972 r. *H. Baczeko* był wybrany w Genewie przewodniczącym V zebrania plenarnego CCITT. Od 1965 do 1973 r. był z ramienia PRL członkiem, a w 1968 r. przewodniczącym Rady Administracyjnej U.I.T. Brał aktywny udział w wielu innych telekomunikacyjnych konferencjach międzynarodowych.

Zagadnieniami konserwacji i niezawodności sieci telekomunikacyjnej zajmuje się dr inż. *H. Baczeko* od 1949 r. biorąc udział w wielu pracach teoretycznych i praktycznych.

Przewodniczył komisji międzyresortowej, która kierowała opracowaniem planu perspektywicznego rozwoju telekomunikacji w Polsce do roku 1990.

Notki bibliograficzne dra inż. K. Plewki i mgra inż. B. Zbierzchowskiego były zamieszczone w zeszycie Prac IŁ 4 (80), — dra inż. J. Dudziewicza — w zesz. 3 (75) oraz mgra inż. M. Moronia i dra inż. Z. Rymarowicza — w zesz. 1 (65).

Komunikujemy, że poprzedni zeszyt, który został wydany bez kolejnej numeracji należy traktować jako numer 81.

WYDAWNICTWA KOMUNIKACJI I ŁĄCZNOŚCI — WARSZAWA 1977

Wydanie 1. Nakład 550+60 egz. Ark. wyd. 9,35 Ark. druk. 7,75 Oddano do składania w kwietniu 1976. Podpisano do druku i druk ukończono w grudniu 1977. Papier druk. sat. kl. V 70g 70×100. Zam. P/58/77. K/8042. Indeks 37002

Poznańskie Zakłady Graficzne im. Marcina Kasprzaka 1422/77

SOMMAIRE

1. <i>K. Plewko, B. Zbierzchowski</i> — Generation des distorsions pseudoaléatoires de signaux binaires synchrones	3
2. <i>L. Bialobrzaska</i> — Analyse de la répartition du niveau de la puissance psophométrique moyenne sur une minute du bruit d'une voie téléphonique	28
3. <i>J. Dudziewicz</i> — Evaluation de la puissance psophométrique du bruit d'une voie téléphonique	43
4. <i>H. Baczek</i> — Conception du circuit fictif de référence du point de vue de la fiabilité et de la répartition de fiabilité dans le réseau téléphonique international	71
5. <i>W. Moroń, Z. Rymarowicz</i> — Variations diurnes du niveau des perturbations radio-électriques industrielles mesurées à 0,5 MHz dans les villes des régions peu et fort industrialisées	113

INHALTSVERZEICHNIS

1. <i>K. Plewko, B. Zbierzchowski</i> — Erzeugung der pseudozufälligen Zeitverzerrungen der synchronischen Binärprozesse	3
2. <i>L. Bialobrzaska</i> — Prüfung der Pegelverteilung der Minutenmittelleistung des Geräusches des Fernsprechkanales	28
3. <i>J. Dudziewicz</i> — Auswertung der Geräuschleistung des Fernsprechkanales	43
4. <i>H. Baczek</i> — Konzeption des Bezugskreises und der Zuverlässigkeitsverteilung für das internationale Fernsprechnet	71
5. <i>W. Moroń, Z. Rymarowicz</i> — Tagesgang der industriellen Funkstörungen bei 0,5 MHz in den Städten auf den niedrig- und hochindustrialisierten Gebieten	113

