

INSTYTUT ŁĄCZNOŚCI

# REFERATY PROBLEMOWE

Zeszyt 21

Stanisław Sońta

GENERACJA SYGNAŁÓW LOSOWYCH NIEZALEŻNYCH  
OBCIĄŻAJĄCYCH KANAŁY TELEFONICZNE



Warszawa - wrzesień 1979

Jeżeli nasunęły się państwu jakieś uwagi dotyczące treści bądź formy "Referatów Problemowych", prosimy o skierowanie ich na adres:

INSTYTUT ŁĄCZNOŚCI

ul. Szachowa 1

04-894 WARSZAWA

Zakład Z-2 /Referaty Problemowe/

G21.1373 : 519.2

INSTYTUT ŁĄCZNOŚCI

---

Na prawach rękopisu

REFERATY PROBLEMOWE

Zeszyt 21

Stanisław Sońta

GENERACJA SYGNAŁÓW LOSOWYCH NIEZALEŻNYCH  
OBCIĄŻAJĄCYCH KANAŁY TELEFONICZNE

Warszawa - wrzesień 1979

5-8547

BIBLIOTEKA  
Instytutu Łączności  
Nr 5-8573

Opracował:

dr inż. Stanisław Sońta

Zakład Miernictwa i Automatyzacji Badań /Z-2/

Instytut Łączności

04-894 Warszawa, ul. Szachowa 1, tel. 128-229

Uzupełnienie do pracy nr 5/2-14

Opiniował: doc. dr inż. Krystyn Plewko

Maszynopis dostarczono dnia 1 października 1979 r.

Artykuł przedstawia analizę sposobu generacji grupy niezależnych sygnałów losowych dolnopasmowych o rozkładzie normalnym w oparciu o zasadę próbkowania.

Sygnał losowy dolnopasmowy o jednostajnej gęstości widmowej i rozkładzie normalnym wartości chwilowych napięcia jest poddany procesowi próbkowania zgodnie z twierdzeniem o próbkowaniu. Ciąg próbek tego sygnału o takich samych właściwościach, jak sygnał próbkowany jest poddany obróbce, tj. odpowiedniej selekcji. W wyniku uzyskuje się nowe ciągi próbek, które zostają przepuszczone przez filtry dolnoprzepustowe, na wyjściu których otrzymuje się sygnały losowe, niezależne między sobą, o rozkładzie normalnym. Omówiony został model generatora wytwarzającego 12 sygnałów losowych niezależnych wykorzystywanych do obciążenia przemiennika kanałowego oraz podane zostały wyniki pomiarowe.

Redaktor: mgr K. Juszkievicz

Montaż tekstu: B. Drabik

Wpłynęło do Działu Wydawniczego Instytutu Łączności  
dnia 3.10.1979 r.

Nakład 70 egz.

## SPIS TRESCI

	Str.
1. Wprowadzenie	1
2. Właściwości sygnału losowego dolnopasmowego	1
2.1. Funkcja korelacji dolnopasmowego szumu białego	1
2.2. Niezależność zmiennych losowych	4
2.3. Twierdzenie o próbkowaniu	5
2.4. Modulacja amplitudy impulsu	6
2.5. Odtworzenie sygnału pierwotnego	9
3. Model generatora	11
3.1. Układ generatora oraz sposób tworzenia sygnałów niezależnych	11
3.2. Niezależność sygnałów generowanych	17
4. Wyniki eksperymentalne	19
5. Zakończenie	25
Wykaz literatury	25



## 1. WPROWADZENIE

Jednym z istotnych problemów występujących przy ocenie jakości wielokrotnych systemów teletransmisyjnych jest zagadnienie pomiaru szumów wytwarzanych przez urządzenia modulujące systemu. Szum występujący w poszczególnym kanale telefonicznym powstaje w wyniku obciążenia głównie urządzeń przemiany kanałowej, urządzeń przemiany wyższych stopni oraz innych urządzeń systemu wielokrotnego. W warunkach rzeczywistych sygnałami obciążającymi urządzenia przemiany kanałowej są najczęściej sygnały mowy, które są sygnałami losowymi niezależnymi. Przynajmniej wyznaczenie wartości szumów w danym kanale telefonicznym wymaga obciążenia poszczególnych kanałów systemu teletransmisyjnego odpowiednimi sygnałami losowymi.

Metoda pomiaru szumu w poszczególnym kanale telefonicznym urządzeń przemiany kanałowej wymaga sztucznego obciążenia pozostałych kanałów sygnałami losowymi niezależnymi o rozkładzie normalnym /Gausa/ wartości chwilowych amplitud napięcia, zgodnie z zaleceniem CCITT [3].

Artykuł opisuje sposób generacji sygnałów losowych niezależnych.

## 2. WŁAŚCIWOŚCI SYGNAŁU LOSOWEGO DOLNOPASMOWEGO

### 2.1. Funkcja korelacji dolnopasmowego szumu białego

Rozpatrzmy sygnał losowy  $x(t)$ , będący realizacją procesu stochastycznego  $\{x(t)\}$  stacjonarnego i ergodycznego w szerszym sensie. Załóżmy, że wartość średnia sygnału  $x(t)$  wynosi zero oraz że rozkład wartości chwilowych tego sygnału jest normalny.

Ponadto przyjmijmy, że sygnał  $x(t)$  jest szumem białym dolnopasmowym, którego widmowa gęstość mocy ma postać:

$$S_x(\omega) = \begin{cases} S_0 = \text{constans} & \text{dla } |\omega| \leq \omega_s \\ 0 & \text{dla } |\omega| > \omega_s; \quad \omega_s = 2\pi f_s \end{cases} \quad //$$

gdzie:

- $f_s$  - częstotliwość górna widma sygnału losowego  $x(t)$ ,
- $S_0$  - widmowa gęstość mocy szumu /wartość stała/.

Z twierdzenia Wienera-Chinczyna [4,12] wynika, że widmowa gęstość mocy  $S(\omega)$  oraz funkcja korelacji  $R(\tau)$  procesu stochastycznego są ze sobą w sposób wzajemnie jednoznaczny związane parą transformat Fouriera

$$R(\tau) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} S(\omega) e^{j\omega\tau} d\omega, \quad /2/$$

$$S(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} R(\tau) e^{-j\omega\tau} d\tau. \quad /3/$$

Funkcja autokorelacji sygnału losowego dolnopasmowego  $x(t)$  o widmie gęstości mocy określonym zależnością /1/ dana jest zatem równaniem

$$R_x(\tau) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\omega_s}^{\omega_s} S_0 e^{j\omega\tau} d\omega = \frac{S_0 \omega_s}{\pi} \cdot \frac{\sin \omega_s \tau}{\omega_s \tau} \quad /4/$$

Widmową gęstość mocy szumu białego dolnopasmowego oraz jego funkcję autokorelacji przedstawia rys. 1.

Z właściwości funkcji  $\frac{\sin x}{x}$  wynika, że funkcja autokorelacji wyrażona zależnością /4/ przyjmuje wartości

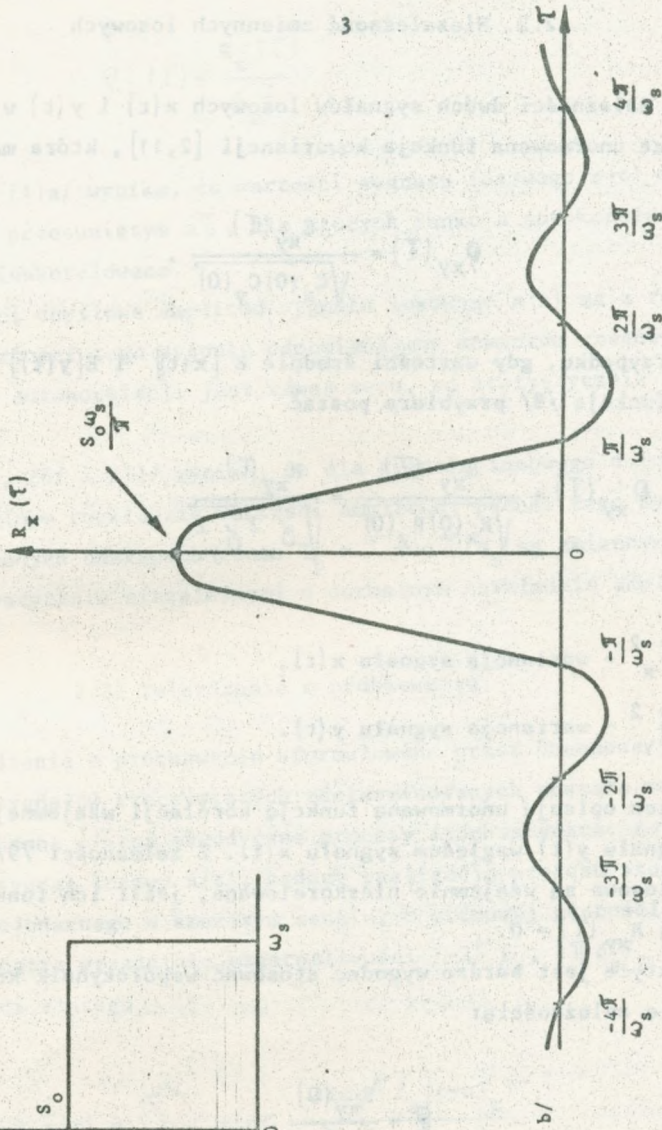
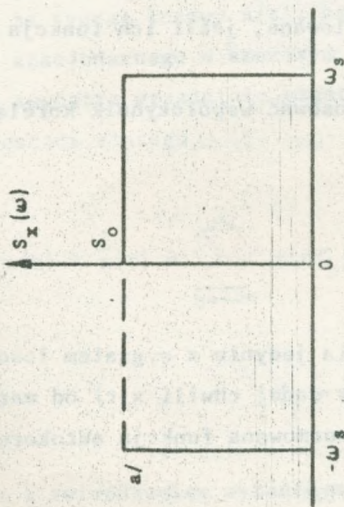
$$R_x(\tau) = 0 \quad \text{dla} \quad \tau = n \frac{\pi}{\omega_s}; \quad n = \pm 1, \pm 2, \dots \quad /5/$$

oraz

$$R_x(\tau) = \frac{S_0 \omega_s}{\pi} \quad \text{dla} \quad \tau = 0, \quad /6/$$

stąd zależność /4/ można zapisać w postaci

$$R_x(\tau) = R_x(0) \cdot \frac{\sin \omega_s \tau}{\omega_s \tau}. \quad /7/$$



Rys. 1. Widmowa gęstość mocy /a/ oraz funkcja autokorelacji /b/ sygnału losowego dolnopasmowego



## 2.2. Niezależność zmiennych losowych

Miarą zależności dwóch sygnałów losowych  $x(t)$  i  $y(t)$  w ogólnym przypadku jest unormowana funkcja kowariancji [2,11], która ma postać

$$\rho_{xy}(\tau) = \frac{C_{xy}(\tau)}{\sqrt{C_x(0)C_y(0)}} \quad /8/$$

Dla przypadku, gdy wartości średnie  $E[x(t)]$  i  $E[y(t)]$  są równe zeru, wówczas funkcja /8/ przybiera postać

$$\rho_{xy}(\tau) = \frac{R_{xy}(\tau)}{\sqrt{R_x(0)R_y(0)}} = \frac{R_{xy}(\tau)}{\sqrt{\sigma_x^2 \sigma_y^2}} \quad /9/$$

gdzie:

$\sigma_x^2$  - wariancja sygnału  $x(t)$ ,

$\sigma_y^2$  - wariancja sygnału  $y(t)$ .

Wzór ten opisuje unormowaną funkcję korelacji wzajemnej dla przesunięcia  $\tau$  sygnału  $y(t)$  względem sygnału  $x(t)$ . Z zależności /9/ wynika, że dwa procesy losowe są wzajemnie nieskorelowane, jeśli ich funkcja korelacji wzajemnej  $R_{xy}(\tau) = 0$ .

W praktyce jest bardzo wygodne stosować współczynnik korelacji, który wyraża się zależnością:

$$\rho = \frac{R_{xy}(0)}{\sigma_x \sigma_y} \quad /10/$$

W przypadku jeśli mamy do czynienia jedynie z sygnałem losowym  $x(t)$ , miarą zależności wartości tego sygnału w danej chwili  $x(t)$  od wartości tego sygnału w innej chwili  $x(t + \tau)$  jest unormowana funkcja autokorelacji wyrażona zależnością

$$R_x(\tau) = E[x(t) \cdot x(t + \tau)] \quad /11/$$

Odpowiednio unormowana funkcja autokorelacji ma postać

$$\rho_x(\tau) = \frac{R_x(\tau)}{\sigma_x^2} \quad /11a/$$

Z zależności /11a/ wynika, że wartości sygnału losowego  $x(t)$  odpowiadające momentom przesuniętemu o  $\tau$ , dla których funkcja autokorelacji  $R_x(\tau) = 0$ , są nieskorelowane.

Jeśli wartości chwilowe amplitud sygnału losowego  $x(t)$  mają rozkład normalny, to wartości tego sygnału odpowiadające momentom czasowym, dla których funkcja autokorelacji jest równa zero, są statystycznie niezależne [11].

Z równań /5/, /6/ i /11/ wynika, że dla sygnału losowego dolnopasmowego  $x(t)$  o normalnym rozkładzie wartości amplitud, próbki tego sygnału pobierane w ustalonych odstępach czasu  $T_p = \tau = n\pi/\omega_s$  są zmiennymi losowymi  $x(nT_p)$  statystycznie niezależnymi o normalnym rozkładzie amplitud.

### 2.3. Twierdzenie o próbkowaniu

Znane twierdzenie o próbkowaniu sformułowane przez Shannona i Kotielnikowa [13] dla sygnałów rzeczywistych zdeterminowanych zostało rozszerzone przez Balakrishnana [1] na ergodyczne procesy stochastyczne. Balakrishnan udowodnił, że sygnał losowy  $x(t)$ , będący realizacją procesu stochastycznego  $\{x(t)\}$ , stacjonarnego w szerszym sensie, o widmowej gęstości mocy zanikającej na zewnątrz przedziału częstotliwości  $[-2\pi f_s, 2\pi f_s]$ , można przedstawić w postaci szeregu

$$x(t) \simeq \bar{x}(t) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} x(nT_p) \frac{\sin 2\pi f_s(t-nT_p)}{2\pi f_s(t-nT_p)} \quad /12/$$

$$T_p = \frac{1}{2f_s} \quad n = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

Zgodnie z twierdzeniem wyrażonym zależnością /12/ zachodzi jednoznaczne odwzorowanie sygnału losowego  $x(t)$  sygnałem próbkowanym  $\bar{x}(t)$ . Zatem dolnopasmowy ergodyczny i stacjonarny w szerszym sensie sygnał losowy  $x(t)$ , pod-

dany operacji próbkowania w równomiernych odstępach czasu  $T_p = 1/2f_s$ , jest całkowicie równoważny ciągowi próbek  $\{x(nT_p)\}$  sygnału losowego  $x(t)$ . Wartości amplitud tych próbek są równe amplitudom sygnału losowego  $x(t)$  w momentach czasu  $T_p$ .

Zależność /12/ określa jednoznaczność odwzorowania ciągłego sygnału stochastycznego za pomocą sumy iloczynów wartości próbek  $x(T_p)$  tego sygnału, przez tak zwaną funkcję próbkową

$$\frac{\sin 2\pi f_s (t - nT_p)}{2\pi f_s (t - nT_p)} \quad /13/$$

Można wykazać, że funkcja wyrażona zależnością /13/ tworzy zbiór ortogonalny [6,12], który jest zupełny, mianowicie ma ona następujące właściwości

$$\frac{\sin 2\pi f_s (t_m - t_n)}{2\pi f_s (t_m - t_n)} = \begin{cases} 1 & \text{dla } m = n \\ 0 & \text{dla } m \neq n \end{cases} \quad /14/$$

$m, n = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$

Z zależności /14/ wynika, że twierdzenie o próbkowaniu wyrażone zależnością /12/ jest przedstawieniem sygnału losowego  $x(t)$  w postaci rozwinięcia ortogonalnego. Zatem informacja zawarta w sygnale ciągłym  $x(t)$  może być przesłana za pomocą ciągu próbek /impulsów/  $\{x(t_n)\}$  tego sygnału.

#### 2.4. Modulacja amplitudy impulsu

Proces pobierania próbek sygnału  $x(t)$ , to znaczy proces przetwarzania sygnału ciągłego w sygnał ciągu próbek jest procesem modulacji impulsowej. Do opisu matematycznego procesu próbkowania sygnału ciągłego w dziedzinie czasu jest stosowana funkcja impulsowa wyrażona poprzez ciąg impulsów jednostkowych  $\delta(t)$ . Funkcję impulsową można wyrazić w następującej postaci [10]

$$s_g(t) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} \delta(t - nt_0). \quad /15/$$

Funkcja ta może być rozwinięta w szereg wykładniczy Fouriera, którego postać wyraża się zależnością [9],

$$s_{\delta}(t) = \frac{1}{T_0} \sum_{n=-\infty}^{\infty} e^{jn\omega_0 t}; \quad \omega_0 = 2\pi/T_0 \quad /16/$$

Widmo częstotliwościowe funkcji impulsowej można wyrazić poprzez transformację Fouriera zależności /16/; widmo to przyjmuje postać:

$$S_{\delta}(w) = \frac{2\pi}{T_0} \sum_{n=-\infty}^{\infty} \delta(w-n\cdot\omega_0). \quad /17/$$

Proces próbkowania sygnału  $x(t)$ , równoważny procesowi modulacji amplitudy impulsu, można opisać matematycznie jako mnożenie sygnału  $x(t)$  przez funkcję impulsową /próbkującą/. Zatem w wyniku procesu próbkowania otrzymamy sygnał, który ma postać:

$$x_{\delta}(t) = x(t) \cdot s_{\delta}(t) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} x(nT_0)\delta(t-nT_0). \quad /18/$$

W ten sposób przekształcony sygnał przedstawia sobą ciąg impulsów jednostkowych, wartości tych impulsów są równe wartości sygnału w momentach  $nT_0$ , a odległość między impulsami wynosi  $T_0$ . Widmo częstotliwościowe ciągu próbek sygnału  $x_{\delta}(t)$  można określić przez transformację Fouriera zależności /18/ i w wyniku otrzymamy:

$$X_{\delta}(w) = \frac{1}{T_0} \sum_{n=-\infty}^{\infty} X(w-n\omega_0). \quad /19/$$

A więc widmo częstotliwościowe sygnału spróbkowanego  $x_{\delta}(t)$  stanowi okresowo powtarzane co  $\omega_0$  przebiegi widma  $X(w)$  sygnału wejściowego  $x(t)$ .

W rzeczywistym procesie modulacji amplitudy impulsów występują impulsy modulowane o skończonym czasie trwania /szerokości/ i skończonej wysokości. Przyjmijmy, że sygnał modulowany  $p(t)$  jest ciągiem impulsów prostokątnych o szerokości  $\tau$ , wysokości amplitudy  $A$  i okresie powtarzania  $T_0$ . Ciąg ten można przedstawić w postaci szeregu Fouriera [9], który po przekształceniu wyraża się zależnością:



$$p(t) = \frac{\Delta T}{T_0} \sum_{n=-\infty}^{\infty} \frac{\sin n\omega_0 T/2}{n\omega_0 T/2} e^{jn\omega_0 t} \quad /20/$$

Transformata Fouriera funkcji okresowej w postaci ciągu impulsów /20/ obrazuje jego widmo częstotliwościowe, które wyraża się zależnością:

$$P(\omega) = F[p(t)] = \frac{2\pi \Delta T}{T_0} \sum_{n=-\infty}^{\infty} \frac{\sin n\omega_0 T/2}{n\omega_0 T/2} \delta(\omega - n\omega_0). \quad /21/$$

Proces próbkowania sygnału losowego  $x(t)$  określonego zależnością /1/, który jest równoważny procesowi modulacji, można zapisać w postaci:

$$x_p(t) = x(t) \cdot p(t). \quad /22/$$

Sygnał zmodulowany  $x_p(t)$  jest ciągiem impulsów  $\{x(nT_0)\}$ , które stanowią próbki sygnału modulującego  $x(t)$  pobierane w jednakowych odstępach czasu  $T_0$ . Amplitudy elementów tego ciągu są zmiennymi losowymi, określonymi przez realizację procesu stochastycznego  $\{x(t)\}$ . Zatem, zgodnie z twierdzeniem o próbkowaniu, sygnał zmodulowany  $x_p(t)$  przenosi informacje o sygnale  $x(t)$  za pomocą modulacji amplitudy impulsów.

Transformatę Fouriera sygnału zmodulowanego  $x_p(t)$  określającą jego widmo częstotliwościowe możemy wyznaczyć, korzystając ze znanych zależności [7], wówczas otrzymamy:

$$X_p(\omega) = F[x(t) \cdot p(t)] = \frac{\Delta T}{T_0} \sum_{n=-\infty}^{\infty} \frac{\sin n\omega_0 T/2}{n\omega_0 T/2} S_x(\omega - n\omega_0). \quad /23/$$

W przypadku gdy  $\omega_0 = 2\omega_s$ , wówczas próbki są pobierane w odstępach czasu  $T_0 = 1/2f_s$  sekund; zależność /23/ przyjmuje postać:

$$X_p(\omega) = \frac{\Delta T}{T_0} \sum_{b=-\infty}^{\infty} \frac{\sin n\omega_s T}{n\omega_s T} S_x(\omega - 2n\omega_s). \quad /24/$$

Widmo częstotliwościowe sygnału zmodulowanego  $X_p(\omega)$  zależy od szerokości próbek  $T$  sygnału modulującego  $x(t)$  i zawiera powtarzane okresowo co

Widmo  $S_x(w)$  sygnału modulującego  $x(t)$ . Widmo  $X_p$  w sygnału zmodulowanego  $x_p(t)$  zawiera powtarzane okresowo co  $w_0$  widmo  $S_x(w)$  sygnału modulującego  $x(t)$ , przy czym obwódka widma  $X_p(w)$  zmienia się z przebiegiem funkcji  $\sin x/x$ , jednakże kształt poszczególnego widma  $S_x(w)$  nie ulega zmianie.

## 2.5. Odtworzenie sygnału pierwotnego

Przyjmijmy, że sygnał  $x(t)$  jest sygnałem zbiorczym i stanowi kompozycję sygnałów kanałowych  $z_1(t)$  i został on utworzony na drodze procesu zwielokrotnienia czasowego tych sygnałów [9]. Zatem szerokość pasma sygnału zbiorczego  $x(t)$  jest wielokrotnością szerokości pasma sygnału  $z_1(t)$ , stąd częstotliwość górna widma sygnału zbiorczego  $x(t)$  wynosi:

$$f_s = k \cdot f_k \quad /25/$$

gdzie:

$f_k$  - częstotliwość górna widma sygnału kanałowego,

$k$  - liczba sygnałów kanałowych.

Zachodzi pytanie, w jaki sposób można wydzielić poszczególne sygnały składowe  $z_1(t)$  z sygnału zbiorczego  $x(t)$ ? Odpowiedź wydaje się być oczywista, jeśli zastosuje się proces dekompozycji sygnału zbiorczego, który jest odwrotnym procesem do procesu zwielokrotnienia czasowego /kompozycji/ sygnału zbiorczego  $x(t)$ . Dekompozycja sygnału zbiorczego  $x(t)$  polega na poddaniu tego sygnału procesowi próbkowania z równoczesnym skierowaniem odpowiednich próbek sygnału do określonego 1-tego kanału. W ten sposób w poszczególnym kanale uzyskuje się ciąg próbek równomiernie odległych od siebie o czas  $t_p$ , przy czym, zgodnie z twierdzeniem o próbkowaniu, odległość pomiędzy próbkami powinna wynosić:

$$t_p \leq \frac{1}{2f_k} \quad /26/$$

a częstotliwość próbek w poszczególnym kanale

$$f_p \geq 2f_k \quad /27/$$

Na podstawie powyższego możemy wnioskować, że ciąg próbek w poszczegól-

nym kanale, który oznaczymy symbolem  $\{y_1(mt_p)\}$ , reprezentuje próbki sygnału ciągłego kanałowego  $z_1(t)$ .

Zgodnie z zależnością /24/ widmo częstotliwościowe ciągu próbek  $\{y_1(mt_p)\}$  przedstawia sobą widmo podstawowe sygnału  $z_1(t)$ , które jest "powtarzane" okresowo co  $2w_k$ . Wydzielenie widma sygnału  $z_1(t)$  jest możliwe, jeśli ciąg próbek  $\{y_1(mt_p)\}$  pada się na wejście filtra dolnoprzepustowego o częstotliwości granicznej równej częstotliwości górnej widma sygnału kanałowego  $z_1(t)$ .

Transmitancja idealnego filtra dolnoprzepustowego opisana jest funkcją:

$$H(w) = \begin{cases} H_0 e^{jw t_d} & \text{dla } |w| \leq w_k \\ 0 & \text{dla } |w| > w_k; \quad w_k = \frac{2\pi}{T} \end{cases} \quad /28/$$

Odpowiedź idealnego filtra dolnoprzepustowego na jednostkową funkcję impulsową otrzymuje się poprzez znalezienie transformaty odwrotnej Fouriera dla funkcji transmitancji określonej zależnością /28/. Stąd:

$$h(t) = F^{-1}\{H(w)\} = \frac{H_0 w_k}{\pi} \frac{\sin w_k (t-t_d)}{w_k (t-t_d)} \quad /29/$$

Znając odpowiedź impulsową filtra dolnoprzepustowego możemy określić sygnał na jego wyjściu, gdy na jego wejście podamy znany ciąg impulsów.

Z analizy sygnałów liniowych [7], wynika, że widmo na wyjściu układu liniowego jest równe sygnałowi na jego wejściu pomnożonemu przez transmitancję układu. Przyjmując, że sygnał ciągu próbek w kanale  $\{y_1(mt_p)\}$  ma określone widmo częstotliwościowe  $Y_1(w)$ , możemy określić widmo sygnału kanałowego:

$$S_z(w) = Y_1(w) \cdot H(w). \quad /30/$$

Z twierdzenia o splocie w dziedzinie czasu [10] wynika, że

$$Y_1(w) \cdot H(w) = F[y_{p1}(t) * h(t)], \quad /31/$$

gdzie  $y_{p1}(t)$  oznacza sygnał ciągu próbek w poszczególnym kanale, który można zapisać w postaci:



$$y_{p1}(t) = \sum_{m=-\infty}^{\infty} y_1(mt_p) \delta(t - mt_p). \quad /32/$$

Z powyższego wyniku, że sygnał  $z_1(t)$  na wyjściu filtru wyraża się wzorem:

$$z_1(t) = y_{p1}(t) * h(t) = \sum_{m=-\infty}^{\infty} y_1(mt_p) h(t - mt_p) \quad /33/$$

Korzystając z zależności /29/ otrzymamy wyrażenie określające sygnał na wyjściu filtru dolnoprzepustowego, gdy na jego wejście podawany jest sygnał w postaci ciągu próbek:

$$z_1(t) = \sum_{m=-\infty}^{\infty} y_1(mt_p) \frac{H_0 w_k}{\pi} \frac{\sin w_k [(t - t_d) - mt_p]}{w_k [(t - t_d) - mt_p]}. \quad /34/$$

Przyjmując, że filtr nie wprowadza opóźnienia  $t_d = 0$  oraz że moduł transmitancji jest równy jedności  $H_0 = 1$ , otrzymujemy:

$$z_1(t) = \frac{w_k}{\pi} \sum_{m=-\infty}^{\infty} y_1(mt_p) \frac{\sin w_k (t - mt_p)}{w_k (t - mt_p)}. \quad /35/$$

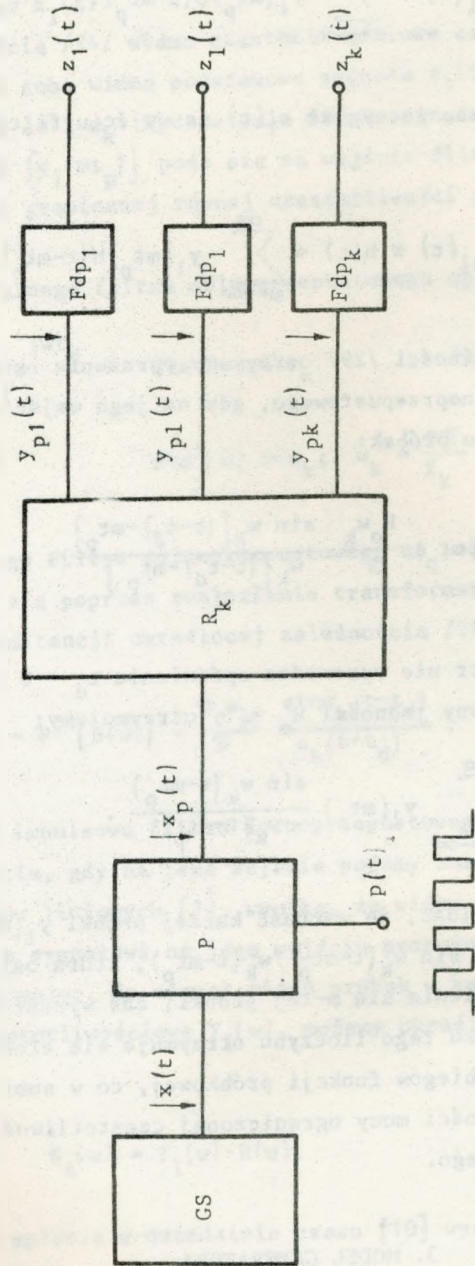
Z zależności /35/ widać, że wartość każdej próbki  $y_1(mt_p)$  mnożona jest przez funkcję próbkową  $\sin w_k (t - mt_p) / w_k (t - mt_p)$ , która osiąga wartość maksymalną w momencie pojawienia się  $m$ -tej próbki, zaś wynosi zero dla momentów  $t = mt_p \pm \pi / w_k$ . W wyniku tego iloczynu otrzymuje się efekt nałożenia na siebie wszystkich przebiegów funkcji próbkowej, co w sumie tworzy sygnał ciągły o widmowej gęstości mocy ograniczonej częstotliwością graniczną filtru dolnoprzepustowego.

### 3. MODEL GENERATORA

#### 3.1. Układ generatora oraz sposób tworzenia sygnałów niezależnych

Na podstawie przeprowadzonej analizy został przyjęty następujący model tworzenia sygnałów losowych  $z_1(t)$  statystycznie niezależnych, który przed-





Rys. 2. Model tworzenia grupy sygnałów losowych

stawiony jest na rys. 2. Zgodnie z ideą przedstawioną na rysunku 2 oraz 3, sposób tworzenia sygnałów losowych  $z_1(t)$  wzajemnie niezależnych jest następujący.

Sygnał zbiorczy  $x(t)$  w postaci szumu białego dolnopasmowego określony zależnością /1/ o normalnym rozkładzie wartości napięcia chwilowego zostaje poddany procesowi próbkowania /proces modulacji amplitudy impulsu/, zgodnie z twierdzeniem o próbkowaniu sformułowanym zależnością /12/. Z twierdzenia o próbkowaniu dolnopasmowego sygnału losowego wynika, że właściwości sygnału próbkowanego  $x(t)$  są jednoznacznie określone przez jego próbki  $x(nT_p)$ , jeśli odstęp czasu pomiędzy kolejnymi próbkami będzie wynosić:

$$T_p \leq \frac{\pi}{\omega_s} = \frac{1}{2\pi f_s} \quad /36/$$

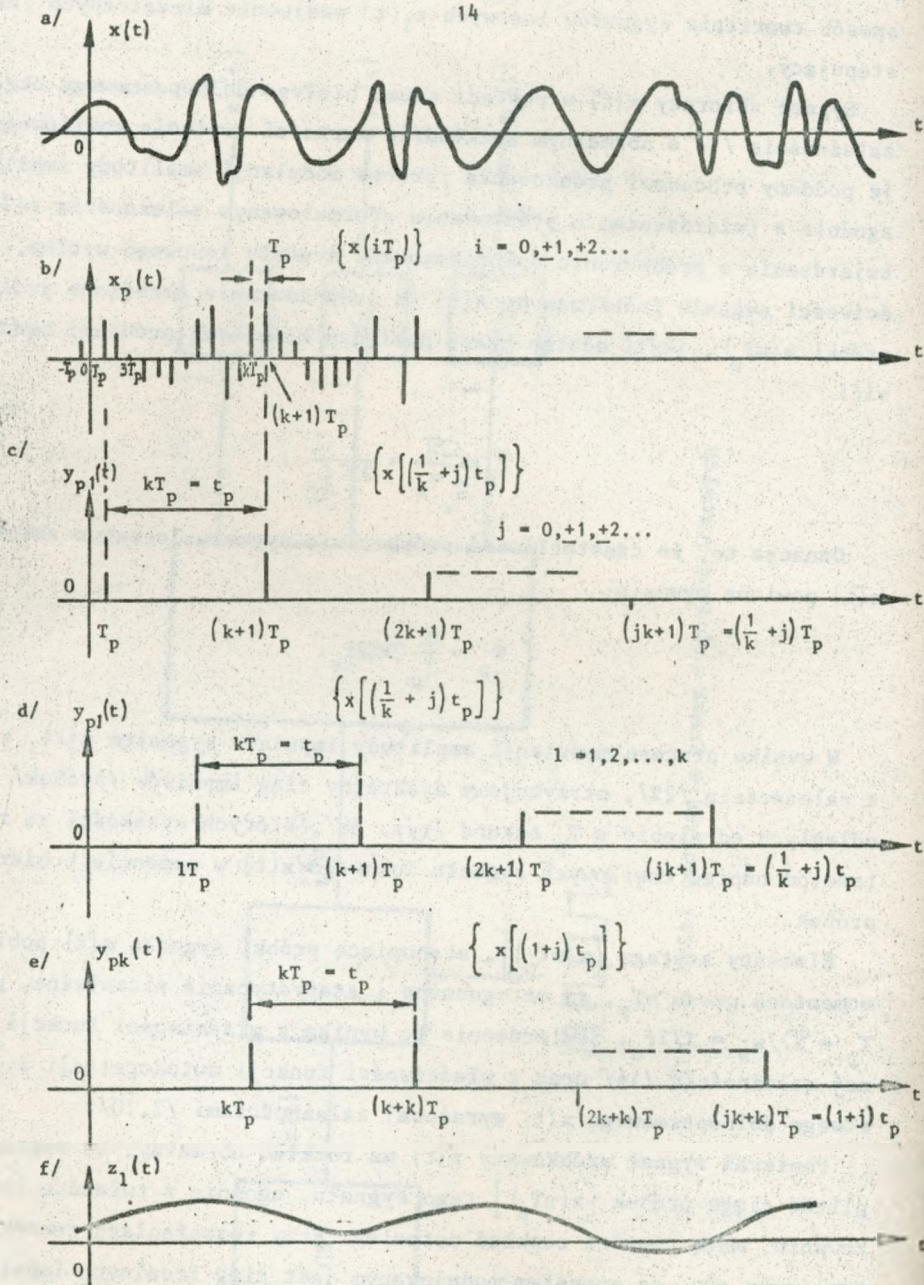
Oznacza to, że częstotliwość próbkowania sygnału losowego zbiorczego  $x(t)$  powinna wynosić:

$$f_p = \frac{1}{T_p} \geq 2f_s \quad /37/$$

W wyniku procesu modulacji amplitudy impulsów sygnałem  $x(t)$ , zgodnie z zależnością /22/, otrzymujemy dyskretny ciąg impulsów /próbek/  $\{x(nT_p)\}$  odległych od siebie o  $T_p$  sekund /rys. 3b/, których wysokości są równe wartościom napięć chwilowych sygnału losowego  $x(t)$  w momencie pobierania próbek.

Elementy szeregu  $\{x(nT_p)\}$ , stanowiące próbki sygnału  $x(t)$  pobierane w momentach czasu  $nT_p$ , są ortogonalne i statystycznie niezależne, przy czym  $T_p = \pi / \omega_s = 1 / 2f_s$ . Stwierdzenie to wynika z właściwości funkcji wyrażonej zależnością /14/ oraz z właściwości funkcji autokorelacji sygnału losowego dolnopasmowego  $x(t)$  wyrażonej zależnościami /7,10/.

Ponieważ sygnał próbkowany  $x(t)$  ma rozkład normalny, to wartości amplitud ciągu próbek  $\{x(nT_p)\}$  tego sygnału, zgodnie z twierdzeniem o próbkowaniu, mają również rozkład normalny. Przy rozważaniach teoretycznych przyjmuje się, że sygnałem modulowanym jest ciąg idealnych impulsów, to znaczy, że ich szerokość jest nieskończenie mała. Jednakże w rzeczywistości impulsy te mają określony czas trwania. W praktyce spotyka się najczęściej dwa sposoby próbkowania, tzw. próbkowanie chwilowe i próbkowanie naturalne przy różnych kształtach impulsów próbkujących [9]. W omawianej



Rys. 3. Proces tworzenia sygnałów kanałowych  $z_1(t)$  z sygnału zbiorczego  $x(t)$



metodzie przyjmuje się próbkowanie naturalne impulsami prostokątnymi, takimi, których kształt wierzchołka impulsu jest częścią przebiegu sygnału próbkowanego  $x(t)$ .

Ciąg próbek sygnału  $x(t)$  uzyskany w procesie modulacji amplitudy impulsu podawany jest na układ rozdzielacza kanałów  $R_k$ , który wybiera kolejno określone próbki z ciągu próbek  $\{x(nT_p)\}$  i rozdziela je do poszczególnych kanałów. Próbki pobierane są w równomiernych odstępach czasu  $t_p = k \cdot T_p$ , gdzie  $k$  oznacza liczbę kanałów. Jest to proces dekompozycji /demodulacji/ sygnału zbiorczego  $x(t)$ , w wyniku którego otrzymujemy w poszczególnym kanale nowe ciągi próbek  $\{y_1(mt_p)\}$  /porównaj rys. 3 c,d,e/.

Ciąg próbek  $\{y_1(mt_p)\}$  w dowolnym  $l$ -tym kanale zawiera kolejno po sobie następujące próbki według następującej numeracji

$$a_{lj} = 1 + jk, \quad /38/$$

gdzie:

$a_{lj}$  - numer kolejnej próbki ciągu  $l$ -tego kanału,

$l$  - numer kanału,  $l = 1, 2, \dots, k$ ,

$k$  - liczba kanałów /np. 12/,

$j$  - 0, 1, 2, 3 ...

Z zależności /38/ oraz z rys. 3 widać, że kolejne numery próbek przesunięte są o stałą liczbę  $k$ . Zatem ciąg próbek w  $l$ -tym kanale ma postać:

$$y_{pl}(t) = \left\{ x \left[ \left( \frac{1}{k} + j \right) t_p \right] \right\}. \quad /39/$$

Z zależności /39/ wynika, że ciągi próbek w poszczególnych kanałach różnią się między sobą jedynie o wartość początkową  $1/k$  oznaczającą moment pojawienia się pierwszej próbki /przesunięcie początkowe/.

Przy dostatecznie dużej liczbie próbek, to znaczy dla  $j \gg 1$ , można przyjąć, że przesunięcie początkowe jest do pominięcia. Zatem zależność /39/ można zapisać w ogólnej postaci:

$$y_{lp}(t) = \left\{ y_1(mt_p) \right\}. \quad /40/$$

Proces tworzenia ciągów próbek  $\{y_1(mt_p)\}$  z ciągu próbek  $\{x(nT_p)\}$  przedstawia sobą kombinację liniową, a zatem cechy statystyczne ciągów



$\{y_1(mt_p)\}$  są takie same, jak ciągu próbek  $\{x(nT_p)\}$  sygnału zbiorczego  $x(t)$ .

Na podstawie definicji o niezależności i ortogonalności zmiennych losowych [11] wynika, że każda liniowa kombinacja daje w wyniku nowe grupy zmiennych losowych niezależnych i ortogonalnych.

Tworzenie grupy sygnałów przez odpowiedni rozkład próbek, wg sposobu wyżej podanego, stanowi zależność liniową, tym samym należy wnioskować, że nowe ciągi próbek  $\{y_1(mt_p)\}$  w poszczególnym kanale stanowią zbiór zmiennych losowych niezależnych i ortogonalnych. Zatem z faktu, że pierwotny ciąg próbek  $\{x(nT_p)\}$  ma rozkład normalny i elementy tego ciągu są statystycznie niezależne, należy wnioskować, że ciąg próbek  $\{y_1(mt_p)\}$  ma także rozkład normalny, a próbki jego są statystycznie niezależne, również poszczególne ciągi próbek  $\{y_1(mt_p)\}$  są między sobą statystycznie niezależne.

Można przyjąć, że sygnał dyskretny w postaci ciągu próbek  $\{y_1(mt_p)\}$  w  $l$ -tym kanale reprezentuje próbki sygnału losowego ciągłego  $z_1(t)$ . Częstotliwość próbkowania sygnału  $z_1(t)$ , zgodnie z twierdzeniem o próbkowaniu, powinna być co najmniej dwukrotnie większa od maksymalnej częstotliwości tego sygnału. Jeśli zatem przyjmiemy, że sygnał losowy  $z_1(t)$  jest sygnałem dolnopasmowym o częstotliwości górnej  $f_k$  widma tego sygnału, wówczas częstotliwość próbek powinna wynosić:

$$f_p \geq 2f_k \quad /41/$$

tym samym odstęp pomiędzy próbkami wynosi:

$$t_p \leq 1/2 f_k \quad /42/$$

Następnie ciągi próbek  $\{y_1(mt_p)\}$  w poszczególnych kanałach podawane są na filtr dolnoprzepustowy  $F_{dpl}$ , w wyniku czego na wyjściu poszczególnych filtrów otrzymujemy sygnał ciągły  $z_1(t)$ .

Cechą układu liniowego jest, że wprowadzenie na jego wejście sygnału losowego o rozkładzie normalnym daje na jego wyjściu także sygnał losowy o rozkładzie normalnym [11]. Przepuszczenie ciągu próbek  $\{y_1(mt_p)\}$  o normalnym rozkładzie amplitud przez filtr dolnoprzepustowy, który jest układem liniowym, daje w wyniku na jego wyjściu sygnał ciągły  $z_1(t)$  dolnopasmowy o rozkładzie normalnym. Jednocześnie, jeśli poszczególne ciągi próbek  $\{y_1(mt_p)\}$  są między sobą niezależne, to sygnały losowe  $z_1(t)$  na

wyjściach poszczególnych kanałów są między sobą również niezależne.

### 3.2. Niezależność sygnałów generowanych

Uzyskanie niezależności sygnałów w warunkach rzeczywistych jest praktycznie niemożliwe i ażeby to stwierdzić należy przyjąć odpowiednią miarę zależności między sygnałami kanałowymi  $z_1(t)$ .

Jedną z najczęściej stosowanych miar zależności zmiennych losowych jest współczynnik korelacji [5,11], który jest miarą parametryczną. Współczynnik ten jest skonstruowany w oparciu o funkcję kowariancji i w przypadku dwóch zmiennych losowych  $X$  i  $Y$  [5] wyraża się wzorem:

$$r_{xy} = \frac{E\{(X-E[X])(Y-E[Y])\}}{\sqrt{E\{(X-E[X])^2\}} \sqrt{E\{(Y-E[Y])^2\}}} = \frac{C_{ov}[XY]}{\sigma_x \sigma_y} \quad /43/$$

Miarą zależności między sygnałami losowymi  $x(t)$  i  $y(t)$ , które są realizacjami procesu stochastycznego  $\{x(t)\}$  i  $\{y(t)\}$  jest unormowana funkcja interkowariancji [2]. Dla sygnałów losowych  $x(t)$  i  $y(t)$ , których wartości średnie są równe zeru, występuje unormowana funkcja korelacji, która wyraża się wzorem:

$$\rho_{xy}(\tau) = \rho(\tau) = \frac{R_{xy}(\tau)}{\sigma_x \sigma_y} \quad /44/$$

Unormowana funkcja korelacji przyjmuje wartości z przedziału  $[-1,1]$ . W przypadku gdy wartość  $\rho(\tau) = 0$ , wtedy również funkcja korelacji wzajemnej  $R_{xy}(\tau) = 0$ , tzn.:

$$R_{xy}(\tau) = E[x(t) \cdot y(t+\tau)] = 0. \quad /45/$$

Oznacza to, że wartość sygnału losowego  $x(t)$  w danej chwili jest nieskorelowana wartością sygnału losowego  $y(t+\tau)$  w dowolnej innej chwili. Można wykazać, że w przypadku szczególnym, gdy sygnały losowe o rozkładzie normalnym są nieskorelowane, to są one także statystycznie niezależne [5,11].

Funkcja korelacji wzajemnej  $R_{xy}(\tau)$  określa wartość średnią iloczynu wartości dwóch sygnałów  $x(t)$  i  $y(t)$ , zależność /45/, co praktycznie od-

powiada mocy średniej sygnału wzajemnego dla dowolnej chwili przesunięcia  $\tau$  między tymi sygnałami. W warunkach rzeczywistych interesuje nas wartość mocy średniej, jaka występuje w tej samej chwili dla obu sygnałów, tzn. dla  $\tau = 0$ . W tym przypadku unormowana funkcja korelacji wzajemnej przyjmuje postać współczynnika korelacji wzajemnej i wyraża się wzorem:

$$\rho = \rho(0) = \frac{R_{xy}(0)}{\sigma_x \sigma_y} \quad /46/$$

przy czym współczynnik  $\rho$  osiąga wartości w przedziale  $[-1, 1]$ .

Metoda pomiaru szumów powstających w teletransmisyjnym systemie wielokrotnym wymaga odpowiedniego obciążenia poszczególnych kanałów telefonicznych sygnałami pomiarowymi, by uzyskać określoną moc sygnału zbiorczego w części grupy pierwotnej systemu, który jest wynikiem szumowania mocy sygnałów kanałowych. Uzyskanie odpowiedniej nominalnej wartości mocy sygnału zbiorczego dla określonych nominalnych wartości mocy sygnałów kanałowych jest możliwe przy spełnieniu warunku, by sygnały kanałowe były wzajemnie nieskorelowane, tzn. by wartość współczynnika korelacji  $\rho = 0$ . Spełnienie wymagania by wartość  $\rho = 0$  w warunkach rzeczywistych jest praktycznie niemożliwe. W warunkach rzeczywistych nie spełnione są także idealne wymagania na filtrację sygnału, proces próbkowania nie jest idealny, występuje zjawisko przestłuchu między kanałami itp.

Zależność pomiędzy sygnałami kanałowymi powoduje dodatkowy wzrost mocy sygnału zbiorczego /sumacyjnego/, co może być przyczyną przeciążenia systemu wielokrotnego. Dlatego należy dopuścić pewną maksymalną wartość współczynnika zależności między sygnałami kanałowymi, taką by nie powodowała istotnych błędów pomiarów.

Gdy wartość współczynnika  $\rho = 0$  wariancja /moc średnia/ sumy dowolnej skończonej liczby sygnałów niezależnych równa się sumie wariancji /mocy średniej/ tych sygnałów, wyraża się wzorem:

$$D^2 \left[ \sum_{i=1}^n \rho_i \right] = \sum_{i=1}^n D^2 \left[ \rho_i \right]. \quad /47/$$

Zatem dla przypadku, gdy wariancje poszczególnych sygnałów są sobie równe, tzn.  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma^2$ , zależność /47/ przyjmuje postać:

$$\sigma_n^2 = n \cdot \sigma^2. \quad /48/$$

Jeśli natomiast poszczególne sygnały są skorelowane, przy czym wartość współczynnika korelacji wynosi  $\rho$ , wówczas zależność /48/ przyjmuje postać:

$$\sigma_n^2 = n\sigma^2 [1 + (n-1)\rho], \quad /49/$$

co oznacza, że wariancja /moc średnia/ sumy sygnałów jest zwiększona o dodatkowy składnik  $n(n-1)\rho\sigma^2$ , tzn. zwiększa się  $[1 + (n-1)\rho]$  razy.

Jeśli przyjmiemy dopuszczalny względny przyrost mocy  $\Delta\sigma$  sygnału zbiorczego, wówczas z wyrażenia /49/ możemy wyznaczyć odpowiadającą mu maksymalną dopuszczalną wartość  $\rho_d$ . Względny przyrost mocy sygnału zbiorczego wyraża się wtedy zależnością:

$$\Delta\sigma = \frac{\sigma_n^2 - n\sigma^2}{n\sigma^2}. \quad /50/$$

Na podstawie zależności /48/ i /49/ można określić względny przyrost mocy:

$$\Delta\sigma = (n-1)\rho_d. \quad /51/$$

Z zależności /51/ można wyznaczyć maksymalną dopuszczalną wartość współczynnika korelacji  $\rho_d$ , mianowicie:

$$\rho_d \leq \frac{\Delta\sigma}{n-1} \quad /52/$$

Na przykład dla dopuszczalnego błędu pomiaru 1.0 dB, co odpowiada względnemu przyrostowi mocy sygnału zbiorczego  $\Delta\sigma = 0.26$  i dla liczby sygnałów  $n = 11$  wartość współczynnika korelacji wynosi  $\rho_d \leq 0.026$ .

#### 4. WYNIKI EKSPERYMENTALNE

Na podstawie omówionej koncepcji generacji grupy sygnałów losowych niezależnych został opracowany i wykonany model generatora tych sygnałów, który umożliwił weryfikację przyjętej koncepcji. Generator ten wytwarza dwa-



naście sygnałów losowych o rozkładzie normalnym, które są wzajemnie niezależne i umożliwiają symulację obciążenia przemiennika kanałowego grupy pierwotnej systemu teletransmisyjnego, zgodnie z zaleceniem CCITT G230 [3].

Badania właściwości statystycznych sygnałów wytwarzanych przez generator zostały wykonane przy użyciu analizatora /korelatora/ firmy Hewlett Packard typ HP3721A [8]. Obróbka wyników pomiarowych została wykonana na komputerze typu Odra 1300 i kalkulatorze typu 930 H.P.

Wyniki doświadczalne potwierdzają słuszność przyjętej koncepcji utworzenia grupy sygnałów losowych niezależnych o rozkładzie normalnym. Wyniki pomiarów i wyliczenia zostały wykonane dla sygnału zbiorczego  $x(t)$  oraz sygnałów kanałowych  $z_1(t)$  i dotyczą funkcji gęstości prawdopodobieństwa, dystrybuanty, unormowanej funkcji autokorelacji oraz unormowanej funkcji interkorelacji. Przy ocenie funkcji rozkładu gęstości prawdopodobieństwa i dystrybuanty zastosowano metodę weryfikacji hipotezy o rozkładzie za pomocą testów zgodności  $\lambda$  Pearsona i  $\lambda$  Kołmogorowa.

Na rysunku 4 podano wyniki pomiarów funkcji gęstości rozkładu prawdopodobieństwa dla sygnału zbiorczego  $x(t)$  o częstotliwości granicznej 45 kHz oraz dla kilku sygnałów kanałowych o częstotliwości 3,4 kHz na tle rozkładu normalnego. Wyliczone wartości statystyki testu zgodności  $\lambda$  Pearsona i  $\lambda$  Kołmogorowa nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy, że rozkłady badanych sygnałów są normalne.

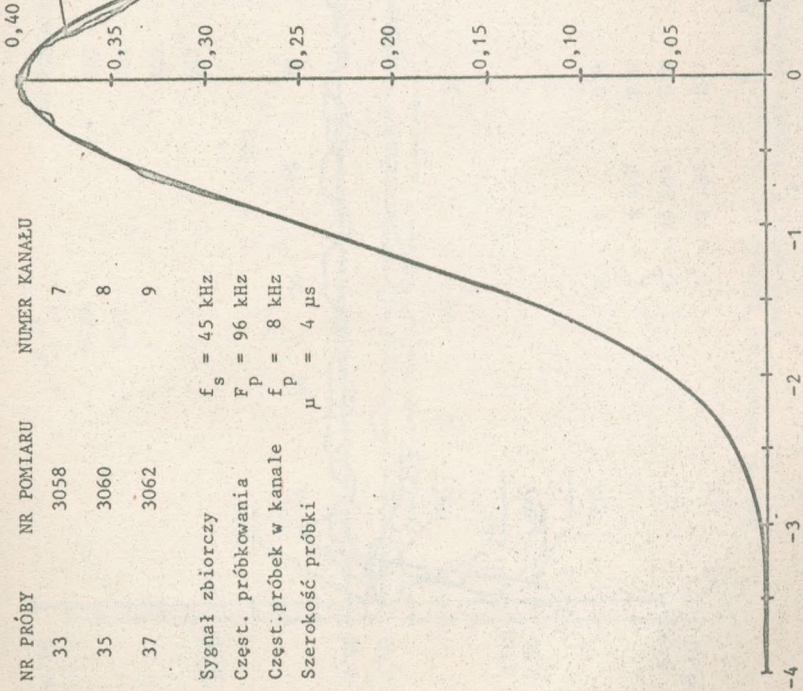
Wykres unormowanej funkcji interkorelacji sygnałów kanałowych /dowolnie wybranych/ w zależności od zmian współczynnika wypełnienia  $d = \mu/T_p$  /tzn. od zmian szerokości próbki  $\mu$ / pokazano na rys. 5. Wyniki pomiarów dowodzą, że ze wzrostem szerokości próbki współczynnik zależności  $\rho(\tau)$  dla  $\tau = 0$  wzrasta w sposób istotny.

Na rysunku 6 przedstawiono przykład wykresu unormowanej funkcji interkorelacji sygnałów kanałowych /dowolnie wybranych/ w zależności od zmian częstotliwości próbkowania sygnału zbiorczego przy ustalonej wartości współczynnika wypełnienia  $d = 0,4$ . Z wyników pomiarowych wyraźnie wynika, że współczynnik korelacji wzajemnej pomiędzy sygnałami kanałowymi w sposób istotny zależy od stosunku częstotliwości próbkowania sygnału zbiorczego /sygnału próbkowego/ do częstotliwości granicznej tego sygnału. Przy częstotliwości próbkowania  $F_p = 2f_s$  współczynnik korelacji wzajemnej ma wartość minimalną.

Wykres unormowanej funkcji interkorelacji sygnałów kanałowych /dowolnie wybranych/ przy ustalonej wartości współczynnika wypełnienia  $d = 0,4$

M = 0,000  
 S = 1,000  
 M = 0,021  
 S = 0,961  
 M = 0,023  
 S = 0,971  
 M = 0,022  
 S = 0,951

Obraz wyników  
 pomiarowych  
 Obraz rozkładu  
 normalnego



NR PRÓBY

NR POMIARU

NUMER KANAŁU

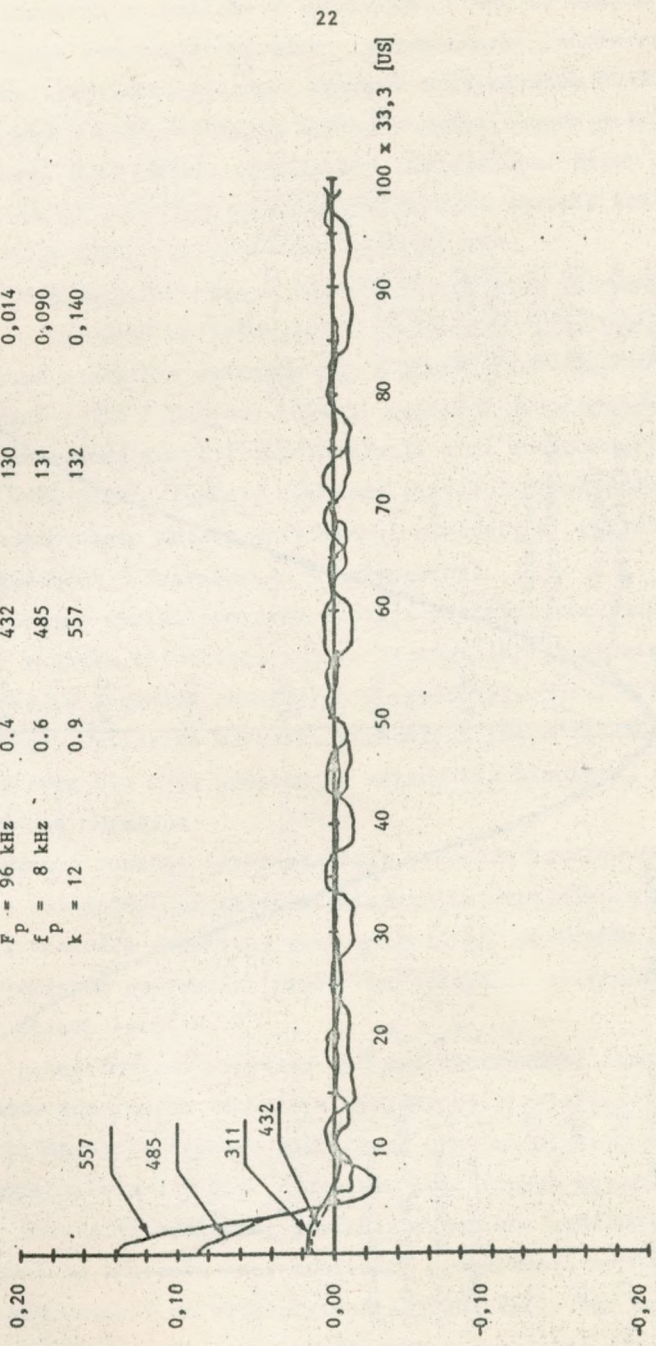
33	3058	7
35	3060	8
37	3062	9

Sygnał zbiorczy  $f_s = 45 \text{ kHz}$   
 Częst. próbkowania  $F_p = 96 \text{ kHz}$   
 Częst. próbek w kanale  $f_p = 8 \text{ kHz}$   
 Szerokość próbki  $\mu = 4 \text{ } \mu\text{s}$

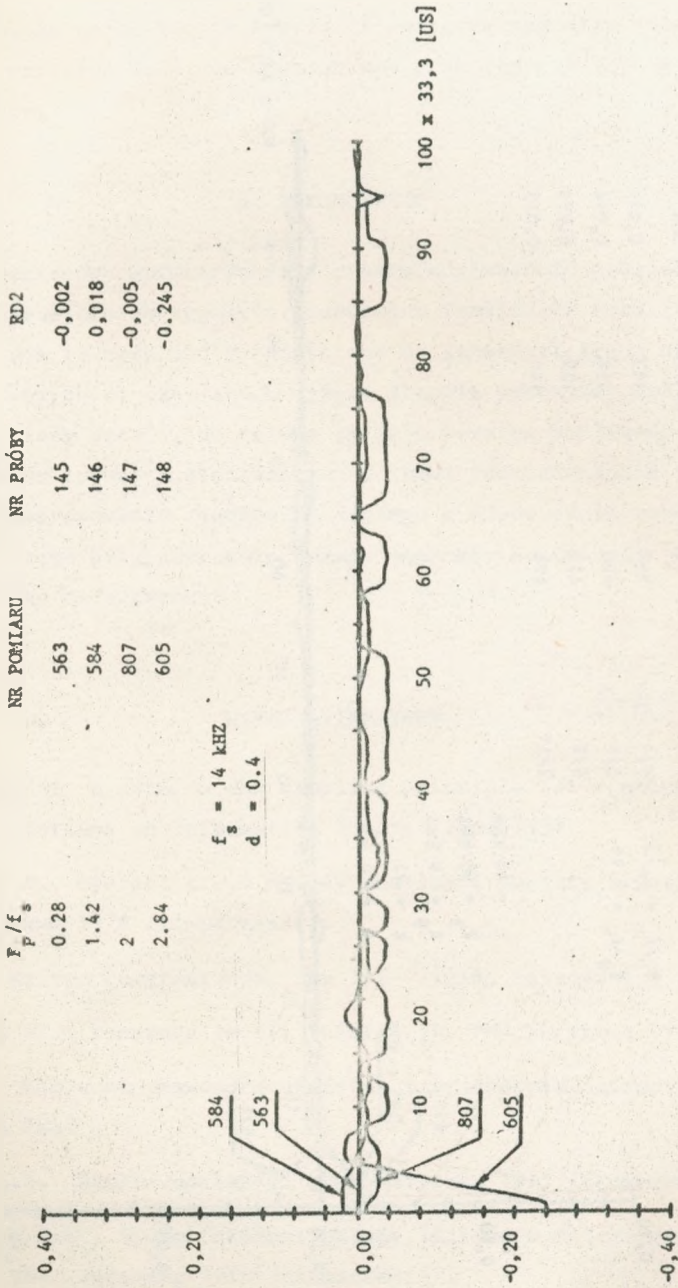
Rys. 4. Gęstość prawdopodobieństwa sygnału kanałowego  $z(t)$



	d	NR POMIARU	NR PRÓBY	RD2
$f_s$	0.1	311	129	0,018
$f_p$	0.4	432	130	0,014
$f_p$	0.6	485	131	0,090
$k$	0.9	557	132	0,140



Rys. 5. Unormowana funkcja interkorelacji sygnałów kanałowych w zależności od współczynnika wypełnienia d /kanały nr 9/12/

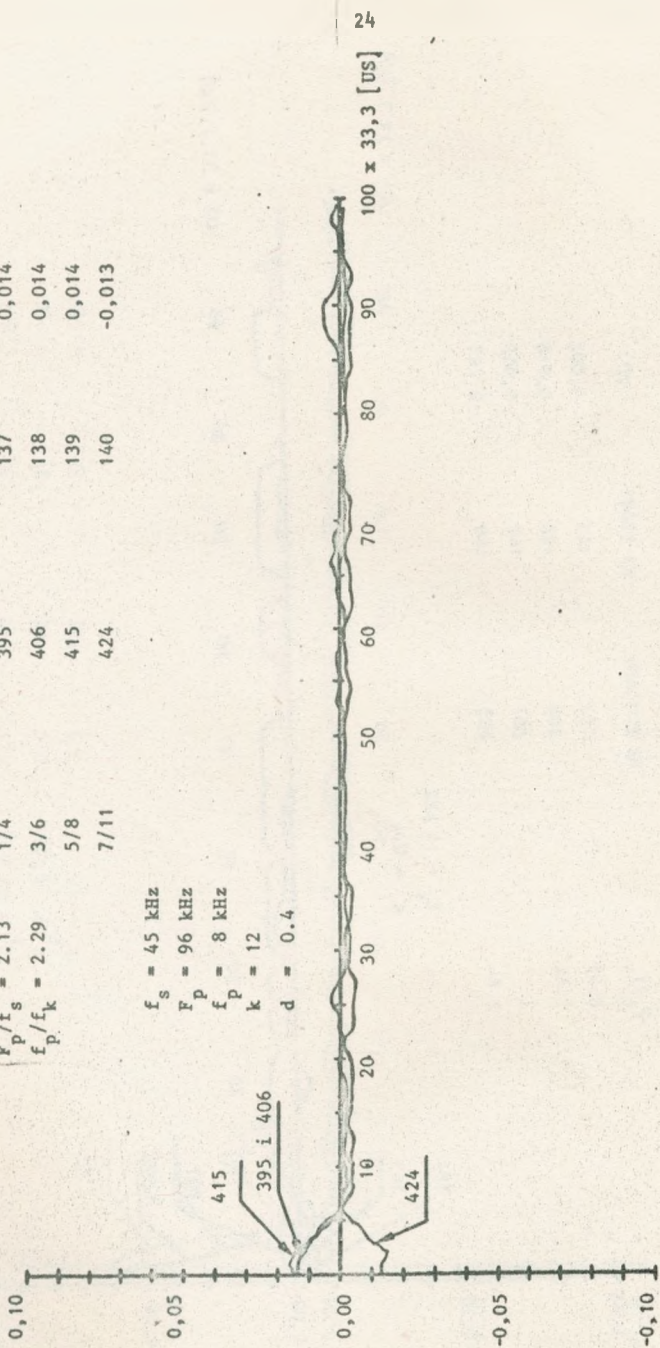


Rys. 6. Unormowana funkcja interkorelacji sygnałów kanałowych w zależności od częstotliwości próbkowania  $F_p$  sygnału zbiorczego /kanały nr 1/3/



NR KANAŁU	NR POMIARU	NR PRÓBY	RD2
$F_p/F_s = 2.13$	395	137	0,014
$F_p/F_k = 2.29$	406	138	0,014
5/8	415	139	0,014
7/11	424	140	-0,013

$f_s = 45 \text{ kHz}$   
 $F_p = 96 \text{ kHz}$   
 $f_p = 8 \text{ kHz}$   
 $k = 12$   
 $d = 0.4$



Rys. 7. Unormowana funkcja interkorelacji sygnałów kanałowych

/tzn.  $\mu = 4 \text{ sec/}$ , częstotliwości próbkowania sygnału zbiorczego  $x(t)$   
 $F_p = 96 \text{ kHz}$  i liczbie sygnałów  $k = 12$  pokazano na rys. 7. Wyniki pomiarów dowodzą, że współczynnik korelacji pomiędzy sygnałami kanałowymi nie przekracza wartości 0,02, co w warunkach praktycznych jest w zupełności wystarczające.

## 5. ZAKOŃCZENIE

Wyniki pomiarowe potwierdziły w praktyce słuszność przyjętego sposobu generacji niezależnych sygnałów losowych o rozkładzie normalnym. Wydaje się, że metoda ta może być wykorzystana do generacji grupy niezależnych sygnałów losowych obciążających wyższe stopnie przemiany systemu wielokrotnego. Należy sądzić, że metoda ta daje również możliwość uzyskania grupy sygnałów losowych niezależnych w innym rozkładzie niż rozkład normalny przy zastosowaniu sygnału zbiorczego o odpowiednim rozkładzie. Potwierdzenie tego przypuszczenia wymaga jednakże kontynuacji obecnie prowadzonych prac badawczych.

## WYKAZ LITERATURY

1. Balakrishnan: A note on the sampling principle for continuous signals. IRE Transactions on Information Theory. June 1957.
2. Bendet T.S., Piersol A.G.: Metody analizy i pomiary sygnałów losowych. PWN. Warszawa 1976 /tłumaczenie/.
3. CCITT - Księga Pomarańczowa, tom III-1 1976, Zalecenie G 230.
4. Dymowski St.: Elementy teorii informacji. PWW. Warszawa 1968.
5. Fisz M.: Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna. PWN. Warszawa 1967.
6. Franks L.E.: Teoria sygnałów. PWN. Warszawa 1975 /tłumaczenie/.
7. Frederick D.K., Bruce Carlson: Układy liniowe w telekomunikacji i automatyce. WNT. Warszawa 1976 /tłumaczenie/.
8. Hewlett Packard: Instrukcja eksploatacji korelatora Model 3721A. IŁ. Warszawa 1972 /tłumaczenie/.

BIBLIOTEKA  
 Instytutu Łączności  
 Nr 5-8573

9. Lathi B.P.: Teoria sygnałów i układów telekomunikacyjnych. PWN. Warszawa 1970 /tłumaczenie/.
10. Osowski J.: Zarys rachunku operatorowego. WNT, Warszawa 1965.
11. Papoulis A.: Prawdopodobieństwo, zmienna losowa i procesy losowe. WNT, Warszawa 1972 /tłumaczenie/.
12. Seidler J.: Statystyczna teoria odbioru sygnałów. PWN, Warszawa 1963.
13. Shannon C.E.: A mathematical theory of communications. Bell Syst. Tech. J., August 1948.

D o t y c h c z a s u k a z a ł y s i ę :

1. Biało-brzeski R., Sońta S.: Zastosowanie testu chi kwadrat Pearsona do weryfikacji hipotezy statystycznej, na podstawie empirycznej gęstości prawdopodobieństwa. Grudzień 1977.
2. Blinkiewicz A., Mędrzycki B., Hutnik M., Samblerski R.: Zastosowanie pamięci kasetowej PK-1 do rejestracji danych w systemie komutacyjnym E-10. Styczeń 1978.
3. Orłowski A.: Optymalizacja układu ogranicznika dynamiki zwłaszcza dla radiofonii krótkofalowej. Luty 1978.
4. Frączek K.: Zasady opracowywania wymagań techniczno-eksploatacyjnych na urządzenia pomiarowe w resorcie łączności. Marzec 1978.
5. Biało-brzeski R., Dudziewicz J.: Minimalna częstość próbkowania sygnału losowego przy pomiarze jego mocy średniej. Marzec 1978.
6. Lewandowski W.: Wprowadzenie komutacji teledacyjnych kanałów cyfrowych w powszechnej telefonicznej sieci komutacyjnej z centralami elektronicznymi E-10. Kwiecień 1978.
7. Dudziewicz J.: Ogólne wytyczne w sprawie prowadzenia i dokumentowania prac naukowo-badawczych wykonywanych w Instytucie łączności. Kwiecień 1978.
8. Stągrowski A.: Metoda detekcji i pomiaru impulsów o maksymalnych i minimalnych czasach trwania w ciągu. Maj 1978.
9. Chamski J.: System CTI-B dla maszyny cyfrowej R-10. Maj 1978.
10. Puchalski E.: Kompensator napięcia stałego stosowany w układach do sprawdzania przetworników termoelektrycznych i mikropotencjometrów. Czerwiec 1978.
11. Kozłowski A.: Elektroniczny sygnalizator przywołania abonenta w aparacie telefonicznym CB. Wrzesień 1978.
12. Stasiński L.: Wyładowania łukowe w.cz. na izolatorach odciągów pionowych anten radiofonicznych. Październik 1978.
13. Walaszek S.: Zastosowanie uogólnionego rozwiązania układu o trzech stanach do analizy niezawodności. Styczeń 1979.
14. Sońta S.: Aparatura automatyczna badań sieci łączy międzymiastowych systemu ABA-3. Luty 1979.



15. Godlewski P.: Język programowania badań w systemie ABA2 i ABA3. Marzec 1979.
16. Waśniewski A.: Kombinatoryczne aspekty planowania badań sieci telekomunikacyjnej za pomocą systemu ABA-3. Kwiecień 1979.
17. Brennek L., Lebidziuk B.: System edycji, przechowywania i translacji programów w języku SAWIK dla minikomputera MERA 305. Maj 1979.
18. Godlewski P.: Aparatura sterująca systemu badaniowego ABA-3 - architektura urządzenia. Czerwiec 1979.
19. Chamski J.: Centrum eksploatacji technicznej w systemie E 10. Lipiec 1979.
20. Magdalena Porada: Komunikat o badaniach zakłóceń impulsowych w łączach telefonicznych. Sierpień 1979.

Biblioteka

IL

S-8573