ZESZYTY NAUKOWE POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ 1981

Seria: MECHANIKA z. 73 Nr kol. 699

Jan KAŹMIERCZAK

KRYTERIUM NIESTACJONARNOŚCI SYGNAŁÓW W BADANIACH KONSTRUKCYJNYCH MASZYN

Streszczenie. Przedstawiono problemy związane z analizą niestacjonarnych sygnałów, stanowiących nośniki informacji w tzw. badaniach konstrukcyjnych maszyn. Opisano trudności analizy takich sygnałów i zaproponowano sposób postępowania, wykorzystujący określone cechy sygnałów omawianego typu. Wyniki analizy niestacjonarnego sygnału emitowanego przez układ maszynowy omówiono na przykładzie efektu akustycznego elektrostalowniczych pieców łukowych.

1. WPROWADZENIE

W badaniach maszyn i układów maszynowych jako nośniki informacji o badanym obiekcie mogą być wykorzystywane różnego typu sygnały losowe (akustyczne, drganiowe itp.).

Metodyka analizy takich sygnałów wymaga stwierdzenia, czy obserwowane cechy tych sygnałów wykazują losową zależność od czynnika czasu, tzn. czy w sygnale zawarta jest składowa systematyczna (trend). Jeżeli przyjmiemy, że w badaniach środka technicznego wyróżniamy czas "makro" odpowiadający okresowi życia obiektu badań oraz czas "mikro" będący czasem bieżącym obserwacji tego obiektu, to bardzo często sygnał wykazuje niezależność od czasu (stacjonarność) w czasie "mikro" pomimo ogólnie niestacjonarnego charakteru w czasie "makro".

Efekt taki jest zazwyczaj zamierzony przez eksperymentatora, gdyż stacjonarność sygnału w istotnym stopniu upraszcza jego analizę. Prowadzący badania dobiera więc czas obserwacji w zależności od intensywności trendu w tym sygnale i zakłada, że ma do czynienia z sygnałem stacjonarnym.

Istnieje jednak pewna grupa zagadnień, związanych z wykorzystaniem informacji zawartej w sygnałach losowych, w których założenie stacjonarności takiego sygnału wręcz uniemożliwia realizację zadania badawczego. Dzieje się tak np. wtedy, gdy chcemy na drodze analizy sygnału poznać czasową historię określonych procesów zachodzących w badanym obiekcie. W takich przypadkach uwzględnienie obecności w sygnale składowej systematycznej staje się niezbędne.

2. PODSTAWOWE DEFINICJE I ZALEŻNOŚCI

Sygnały o losowo zmiennych poziomach, emitowane przez obiekt badań i rejestrowane przez eksperymentatowa, stanowią pewną podklasę procesów stochastycznych (losowych).

W literaturze spotyka się różne definicje procesu losowego, np.:

I. Proces losowy stochastyczny $\{x_k(t)\}$ dla $-\infty<t<+\infty$ jest zbiorem funkcji rzeczywistych lub zespolonych, charakteryzujących się strukturą probabilistyczną.
Zazwyczaj przyjmuje się, że zmienna "t" oznacza czas.
Każdą funkcję $x_k(t)$, gdzie "t" jest zmienną, a "k" stałe, nazywa się funkcją losową procesu lub realizacją procesu.

II. Proces losowy jest to po prostu ciąg niezależnych zmiennych losowych.

Za realizację procesu losowego można uważać wyniki obserwacji pojedynczego eksperymentu, w którym badana cecha lub cechy obserwowanego obiektu są losowo zmienne. Przykładowo w badaniach sygnału akustycznego, emitowanego przez układ maszynowy, realizacją procesu będzie pojedynczy zapis zmienności w skończonym przedziale czasu poziomu ciśnienia w wybranym punkcie pomiarowym. Losowo zmiennymi cechami takiego procesu będą np. chwilowe wartości poziomów sygnału akustycznego w różnych pasmach częstotliwości.

Rozważmy dowolny proces losowy $\{x_k(t)\}$. Parametrami tego procesu są momenty zmiennej losowej $x_k(t)$ dla pewnej chwili czasu t (względem wskaźnika k):

1° Moment pierwszego rzędu, czyli wartość średnia

$$\mu_x(t) = E\left[x_k(t)\right] , \tag{1}$$

gdzie:

$E\left[\ldots\ldots\right]$ - wartość oczekiwana.

W ogólnym przypadku wartość średnia przyjmuje różne wartości dla różnych chwili czasu, tzn.:

$$\mu_x(t_1) \neq \mu_x(t_2), \quad \text{gdy} \quad t_1 \neq t_2 \tag{2}$$

2° Moment drugiego rzędu, a więc funkcja kowariancji przy dowolnych wartościach $t_1 = t$ i $t_2 = t + \tau$

$$C_x(t,t+\tau) = E\left[(x_k(t) - \mu_x(t))\,(x_k(t+\tau) - \mu_x(t+\tau))\right] \tag{3}$$

W ogólnym przypadku wartości tej funkcji są różne dla różnych kombinacji t_1 i t_2.

W zbiorze realizacji procesu losowego $\{x_k(t)\}$ można także wyznaczyć inne parametry statystyczne, odpowiadające momentom wyższych rzędów zmiennej losowej $x_k(t)$.

Jeżeli wartość średnia $\mu_x(t)$ procesu losowego $\{x_k(t)\}$, jak również funkcja kowariancji $C_x(t,t+\tau)$ tego procesu dają te same wartości dla wszystkich ustalonych chwil czasu t, tzn. są niezależne od przesunięcia czasowego, to mówimy, że proces losowy $\{x_k(t)\}$ jest stacjonarny w szerszym sensie. Jeżeli wszystkie możliwe parametry statystyczne tego procesu losowego są niezależne od przesunięcia czasowego, to taki proces losowy nazywamy procesem stacjonarnym w węższym sensie.

W wielu przypadkach można wykazać, że stacjonarność w szerszym sensie implikuje jednocześnie stacjonarność w węższym sensie, gdyż możliwe parametry rozkładu prawdopodobieństwa funkcji losowej procesu $\{x_k(t)\}$ można wyprowadzić z wartości średnich i kowariancji.

Jeżeli przyjęcie założenia o stacjonarności badanego sygnału losowego jest z różnych względów nieuzasadnione, estymowanie parametrów tego sygnału jako podstawy wnioskowania o jego cechach napotyka na istotne trudności. Dlatego też podejmowane są próby zastosowania metod uśredniania krótkoczasowego realizacji sygnałów losowych także dla oszacowania zmiennych w czasie charakterystyk sygnałów niestacjonarnych [2].

Jednym ze znanych sposobów rozwiązania tak postawionego problemu jest podział realizacji niestacjonarnego sygnału na szereg odcinków - podrealizacji - i określenie charakterystyk sygnału dla każdej takiej podrealizacji przy założeniu, że odpowiada ona funkcji losowej pewnego sygnału stacjonarnego.

Podstawowym problemem w praktycznym wykorzystaniu omawianej metody jest sposób podziału realizacji niestacjonarnego sygnału na "quasi-stacjonarne" podrealizacje.

Zdaniem autora tego artykułu [5,6], dla złożonych trendów w sygnałach niestacjonarnych, jako kryterium podziału realizacji sygnału na podrealizacje stacjonarne można przyjmować stałą, wstępnie złożoną wartość poziomu istotności hipotezy o stacjonarności danego przedziału czasowego realizacji sygnału.

Przy takim sposobie postępowania "okno czasowe", stosowane w analizie stacjonarności ma zmienną szerokość.

3. TEST STACJONARNOŚCI OPARTY NA TEORII SERII (wg [7])

Dane dotyczące sygnału losowego są zazwyczaj gromadzone w warunkach, które nie pozwalają na założenie stacjonarności w oparciu o bezpośrednie rozpatrywanie zjawiska fizycznego, będącego źródłem tego sygnału. Stacjonarność sygnału musi więc być weryfikowana za pomocą badań jego pojedynczych realizacji. Wymaga to sformułowania pewnych istotnych założeń:

- każda realizacja we właściwy sposób odzwierciedla ewentualny niestacjonarny charakter badanego sygnału losowego;
- każda obserwacja realizacji sygnału jest wystarczająco długa, aby możliwe było odróżnienie niestacjonarnych trendów od losowych wahań sygnału.

Biorąc pod uwagę powyższe założenia, badamy stacjonarność sygnału losowego w następujący sposób:

a) obserwowana realizacja sygnału jest dzielona na N jednakowych przedziałów czasu o takiej długości, by przebiegi zmienności sygnału w każdym przedziale mogły być uważane za niezależne;
b) dla każdego przedziału jest wyznaczana wartość średnio-kwadratowa (lub osobno średnia i wariancja), a następnie takie wartości są uszeregowane w ciąg zgodnie z ich kolejnością w czasie;
c) ciąg wartości próbek sygnału jest badany ze względu na obecność trendu lub innych czynników powodujących, że ciąg taki nie wykazuje niezależności stochastycznej.

Jedną z możliwych do zastosowania metod weryfikacji hipotezy o losowej niezależności ciągu wartości liczbowych jest tzw. test serii.

Przyjmijmy, że analizowany ciąg próbek sygnału jest zmienną losową X o rozkładzie z dystrybuantą F. Zbiór wartości takiej zmiennej dzielimy na dwa rozłączne podzbiory A i B, przy czym sposób podziału jest opisany poprzez nową zmienną losową Y, gdzie:

$$Y = \begin{cases} a, & \text{gdy} \quad X \in A \\ b, & \text{gdy} \quad X \in B \end{cases} \tag{4}$$

Przekształcając wg powyższej reguły ciąg analizowanych wartości próbek sygnału otrzymujemy nowy ciąg wartości zmiennej losowej. Każdy odcinek takiego ciągu, składający się z elementów jednego rodzaju (a lub b), którego przedłużenie w prawo lub w lewo oznaczałoby włączenie do tego odcinka elementu innego typu, nazywamy serią.

Niech $y_1, y_2 \ldots y_N$ będzie realizacją ciągu $Y_1, Y_2, \ldots Y_N$. Liczba wszystkich ciągów, w których będzie n_a elementów a oraz $N - n_a = n_b$ elementów b wynosi:

$$\binom{N}{n_a} = \binom{N}{n_b} \tag{5}$$

Jeżeli hipoteza o niezależności jest słuszna, to prawdopodobieństwo wystąpienia każdej realizacji jest jednakowe i wynosi:

$$p = \binom{N}{n_a}^{-1}$$

Rozkład liczby R serii przy tym warunku wyraża się wzorem:

$$P(R = r|n_a,n_b) = \begin{cases} \dfrac{2\binom{n_a-1}{k-1}\binom{n_b-1}{k-1}}{\binom{N}{n_a}}; & \text{dla } r = 2k \\[2ex] \dfrac{\binom{n_a-1}{k}\binom{n_b-1}{k-1}+\binom{n_a-1}{k-1}\binom{n_b-1}{k}}{\binom{N}{n_a}}; & \text{dla } r = 2k+1 \end{cases} \tag{6}$$

$k = 0,1,2,\ldots,N/2.$

Dla potrzeb analizy stacjonarności sygnału ciąg wartości próbek tego sygnału przetwarzamy w ten sposób, że wyznaczamy medianę analizowanego zbioru próbek, a następnie tworzymy serie wartości większych i równych oraz wartości mniejszych od mediany.

Sposób weryfikacji hipotezy o losowej niezależności danego ciągu próbek jest następujący:

- ustalamy poziom istotności hipotezy o stacjonarności analizowanego sygnału α;
- znajdujemy dwie krytyczne liczby serii R_1 i R_2 takie, aby

$$P(R < R_1) = P(R > R_2) = \frac{\alpha}{2} \tag{7}$$

Wartości krytycznych liczb serii są podawane w postaci tablic.

Dowodzi się także, że dla dużych liczności ciągów n wartości statystyki R mogą być aproksymowane poprzez rozkład normalny o parametrach:

$$\mu = \frac{N}{2}, \tag{8}$$

$$\sigma = \frac{N}{2}, \tag{9}$$

gdzie:

N - liczba próbek w analizowanym ciągu.

4. NIESTACJONARNY SYGNAŁ AKUSTYCZNY PIECA ŁUKOWEGO JAKO PRZEDMIOT BADAŃ

Analizę sygnału akustycznego emitowanego przez działający piec łukowy prowadzono przy założeniu, że jest to niestacjonarny sygnał losowy.

Opracowany został program dla EMC, którego schemat blokowy podano w pracy [5]. Program ten wykorzystuje test stacjonarności oparty na teorii se-

rii w celu wydzielenia w realizacji badanego sygnału ciągu przedziałów wartości (podrealizacji) stacjonarnych przy zadanym poziomie istotności.

Tok postępowania polega na zastosowaniu do analizy stacjonarności badanej realizacji sygnału "okna czasowego" o zmiennej szerokości. Okno to jest od zadanego położenia początkowego i zadanej minimalnej szerokości powiększane w kolejnych krokach o określoną wielkość odcinka czasowego.

Po każdorazowym poszerzeniu okna czasowego badana jest stacjonarność zawartego w nim odcinka realizacji sygnału.

W momencie uzyskania negatywnego wyniku testu stacjonarności okno czasowe jest przesuwane do nowego położenia, którego punkt początkowy pokrywa się z końcowym punktem okna czasowego w poprzednim położeniu.

Zamknięty w poprzednim kroku przedział czasu wyznacza "stacjonarną" podrealizację badanego sygnału, to znaczy, odcinek realizacji, w którym spełnione są warunki stacjonarności. Po przesunięciu do nowego położenia okna czasowe ma ponownie szerokość minimalną i cykl działań jest powtarzany do wyczerpania badanej serii danych, reprezentujących realizację sygnału.

Na podstawie uzyskanych wyników wykazano, że żadna z badanych realizacji sygnału nie spełnia warunków stacjonarności dla całego czasu trwania roztapiania wsadu w piecu łukowym. Realizacja sygnału daje się jednak podzielić na określoną liczbę podrealizacji o zmiennej długości odcinka czasowego. Ponieważ było możliwe, że minimalna szerokość okna czasowego może wpływać na wyniki analizy, sprawdzono zależność podziału realizacji sygnału na podrealizacje stacjonarne od minimalnej szerokości okna. Fragment uzyskanych wyników przedstawiono w tablicy 1.

Tablica 1

Przeciętny czas podrealizacji stacjonarnej w sygnale akustycznym pieca łukowego w zależności od minimalnej szerokości "okna czasowego"

Identyfikator serii danych	Minimalna szerokość okna [sek]		
	16,67	33,33	50,00
9001	125,50	140,65	141,12
9002	214,22	236,74	248,01
9003	263,71	260,42	203,00
9004	173,79	166,67	160,72
9041	124,66	118,88	124,66
9042	130,92	119,56	122,19
9043	144,30	133,33	136,61
9044	63,76	65,08	73,65
9061	107,74	118,37	107,74
9062	162,44	157,68	142,70
9063	167,17	152,66	155,91
9064	131,86	127,23	131,86

Analiza tych wyników wykazuje, że w badanym zakresie zmienności minimalnej szerokości okna czasowego wielkość ta nie wpływa w znaczący sposób na podział realizacji sygnału akustycznego pieca łukowego na podrealizacje "stacjonarne".

Niedostatkiem przedstawionego sposobu postępowania badawczego jest fakt, że umożliwia on analizę stacjonarności jedno-wymiarowego procesu sygnału losowego.

Jeżeli badany sygnał jest opisany większą liczbą cech, zachodzi potrzeba rozbudowania zaproponowanego sposobu analizy stacjonarności dla przypadku wielowymiarowego.

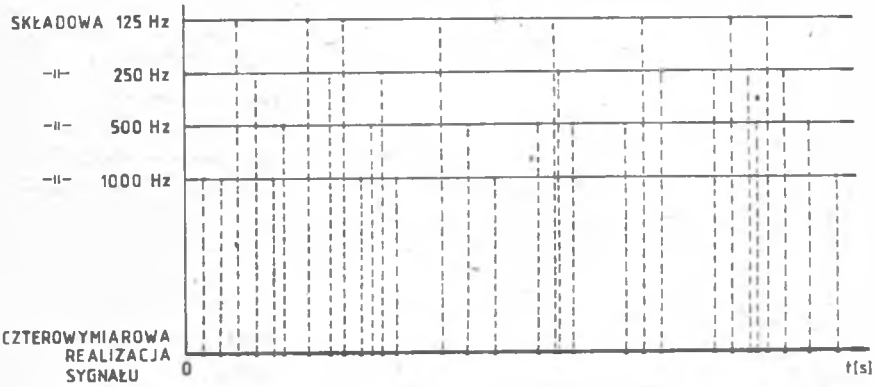
Punktem wyjścia będą tu dwa znane twierdzenia:

A. "Suma procesów stacjonarnych jest procesem stacjonarnym".

B. "Jeżeli możemy wykazać, że chociaż jedna z realizacji procesu losowego nie spełnia warunków stacjonarności, to proces ten jest procesem niestacjonarnym".

Możemy więc twierdzić, że jeżeli chociaż jedna z badanych składowych sygnału akustycznego pieca łukowego nie wykazuje cech stacjonarności, to wielowymiarowy sygnał jest także sygnałem niestacjonarnym.

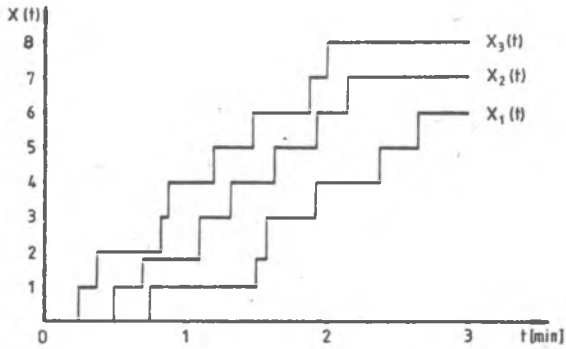
W pierwszym kroku analizy sygnału wielowymiarowego badamy więc stacjonarność jego składowych opisaną powyżej metodą. Jeżeli sygnał jest niestacjonarny, otrzymujemy odpowiadającą liczbie wyróżnionych składowych sygnału liczbę ciągów stacjonarnych podrealizacji tych składowych o różnych licznościach i różnych czasach poszczególnych odcinków. Dla określenia sposobu podziału na podrealizacje stacjonarne wielowymiarowej realizacji analizowanego sygnału wykorzystujemy twierdzenie o sumie sygnałów procesów stacjonarnych. Zasadę podziału ilustruje rys. 1.



Rys. 1. Zasada podziału wielowymiarowego sygnału na "podrealizacje" stacjonarne

Po przekształceniu realizacji sygnału akustycznego pieca łukowego w sekwencję stacjonarnych podrealizacji, w których metodą uśredniania oszacowano wartości wybranych ocen tego sygnału, można dopatrzyć się pewnego podobieństwa tak zmodyfikowanej postaci sygnału do szczególnego procesu losowego, jakim jest proces Poissona.

Ściślej - w grę wchodzi pewien ogólniejszy wariant takiego procesu. O ile bowiem proces Poissona możemy przedstawić jako sekwencję jednakowych zdarzeń typu: skok jednostkowy lub impuls Diraca, następujących kolejno po sobie z losowo zmiennym krokiem czasowym (rys. 2), to badany sygnał charakteryzuje się nie tylko losowością kroku czasowego (długość stacjonarnych podrealizacji), ale także różnicami amplitudy i znaku zdarzeń elementarnych (rys. 3).



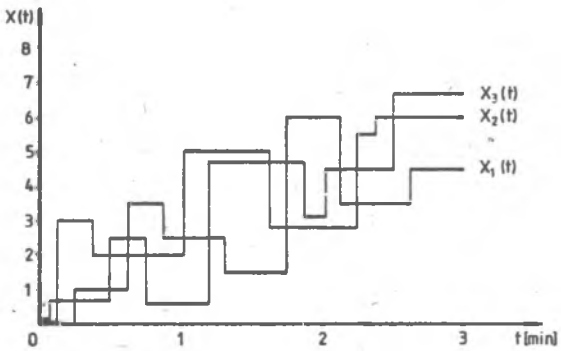
Rys. 2. Proces Poissona

Podobieństwo sygnału akustycznego pieca łukowego do uogólnionego procesu Poissona stanowiło podstawę dla sformułowania następującej hipotezy:

W analizowanym sygnale wielkością przedziałów czasowych pomiędzy zdarzeniami rządzi rozkład wykładniczy prawdopodobieństwa o gęstości opisanej zależnością [3]:

$$g_T(t) = e^{-\lambda t} \qquad (4)$$

gdzie λ jest parametrem rozkładu.



Rys. 3. Uogólniony proces Poissona

Parametr rozkładu wykładniczego był estymowany metodą momentów [3], a następnie wykorzystując test zgodności Kołmogorowa - Smirnowa porównywano otrzymany podział realizacji sygnału z podziałem odpowiadającym rozkładowi wykładniczemu. Wyniki obliczeń przedstawia tablica 2.

Tablica 2

Wyniki testowania rozkładu podziału realizacji sygnału na zgodność z rozkładem wykładniczym

Identyfikator serii danych	125 Hz	250 Hz	500 Hz	1000 Hz
900	0.01185	0.00704	0.00634	0.01000
904	0.01402	0.01394	0.01250	X
906	0.01408	0.01057	0.01092	0.01351
908	0.01151	0.01511	X	X
910	X	0.01919	X	X
912	0.01321	0.01835	X	X
915	0.01828	0.01862	0.01621	X
917	0.01458	0.01815	X	X
924	0.01804	0.01763	0.01699	X
927	0.02101	0.01728	0.02037	X
950	0.01149	0.00954	0.01069	0.01424
967	X	0.01503	X	X

Objaśnienia:

a) Dla pozytywnego wyniku testu podano wartość parametru rozkładu wykładniczego;

b) Dla negatywnego wyniku testu w odpowiednim polu umieszczono symbol X.

W tablicy tej podano wartości parametru w tych polach, które odpowiadają podziałowi realizacji sygnału na podrealizacje stacjonarne zgodnie z rozkładem wykładniczym przy poziomie istotności $\alpha = 0.05$. Negatywny wynik testu zgodności oznaczono symbolem "X".

Zaproponowano następujący model niestacjonarnego sygnału akustycznego pieca łukowego:

Istnieje pewien zbiór ("wiązka") stacjonarnych procesów losowych, zachodzących równolegle w czasie. Przebieg modelowanego sygnału w danym przedziale czasu Δt pokrywa się z jednym z procesów stacjonarnych, należących do "wiązki".

W kolejnych przedziałach czasowych badany sygnał może przystawać do tego samego lub dowolnego innego procesu stacjonarnego, należącego do założonego wstępnie zbioru. Czasowa sekwencja zdarzeń typu "przeskok pomiędzy procesami stacjonarnymi" odpowiada określonemu rozkładowi prawdopodobieństwa, natomiast identyfikacja elementu "wiązki", do którego w danej chwi-

li przystaje badany sygnał, stanowi przekaz informacji o ilościowym charakterze trendów czasowych w tym sygnale.

Analiza przedstawionych wyników w tablicy 2 wyraźnie wskazuje na silne zróżnicowanie zgodności badanego podziału z hipotetycznym rozkładem w zależności od składowej częstotliwości sygnału. Największą zgodność z hipotetycznym rozkładem wykazuje podział na podrealizacje stacjonarne zmienności w czasie poziomu sygnału w oktawowym paśmie częstotliwości 250 Hz, najmniejszą zgodność - poziom w paśmie 1000 Hz.

W dalszych badaniach stwierdzono, że składowe sygnału, mniej podatne na aproksymację rozkładem wykładniczym, znacznie efektywniej mogą być wykorzystane jako nośniki informacji o czasowych zmianach źródła tego sygnału.

W wyniku prób uzyskania na podstawie analizy efektu akustycznego pieca łukowego danych o procesie roztapiania wsadu w tym piecu stwierdzono, że najbardziej efektywnym w badanym zakresie widma sygnału nośnikiem informacji o obserwowanym procesie jest składowa 1000 Hz, a najmniej efektywnym - składowa 250 Hz.

Opisane powyżej rezultaty prac badawczych stanowią podstawę do sformułowania następujących wniosków:

1. Wynik podziału wg zaproponowanego sposobu realizacji niestacjonarnego sygnału losowego na podrealizacje "stacjonarne" umożliwia oszacowanie intensywności składowej systematycznej w tym sygnale.
2. Trend w sygnale, dobrze poddający się aproksymacji modelem losowym, jest mało efektywnym nośnikiem informacji o czasowej zmienności zjawisk generujących ten sygnał.

5. PODSUMOWANIE

Wyniki badań potwierdziły możliwość analizy niestacjonarności sygnałów losowych z wykorzystaniem podziału realizacji sygnału niestacjonarnego na ciąg stacjonarnych podrealizacji. Także stosowanie w takim postępowaniu "okna czasowego" o zmiennej szerokości okazało się uzasadnione.

Stwierdzono równocześnie, że wyniki analizy stacjonarności mogą stanowić podstawę do wstępnego wnioskowania o takich cechach badanego sygnału, jak zdolność składowych tego sygnału do przenoszenia informacji określonego rodzaju.

LITERATURA

[1] Beauchamp K.G.: Przetwarzanie sygnałów metodami analogowymi i cyfrowymi. WNT, Warszawa 1978.

[2] Bendat J.S., Piersol A.G.: Metody analizy i pomiaru sygnałów losowych. PWN, Warszawa 1976.

[3] Benjamin J.R., Cornell A.C.: Rachunek prawdopodobieństwa, statystyka matematyczna i teorii decyzji dla inżynierów. WNT, Warszawa 1977.

[4] Franks L.E.: Teoria sygnałów. PWN, Warszawa 1975.

[5] Kaźmierczak J.: The possibilities of controlling non-stationarny random processes by means of acoustic methods, Lectures of the 7th Colloquium on Acoustics, Budapest 26-30.03.1979, OMKDK-TECHNOINFORM Budapest 1979, ss. 9-15.

[6] Kaźmierczak J.: Some aspects of the non-stationarity of acoustic signals in the case of elektric arc furnaces, Proceedings of Inter - Noise 79, Warsaw 11.-13.09.1979, pp. 333-336.

[7] Zieliński R.: Generatory liczb losowych. WNT, Warszawa 1979.

Recenzent: Prof. zw. dr inż. Janusz Kacprowski

Wpłynęło do Redakcji 20.11.1980 r.

КРИТЕРИЙ НЕСТАЦИОНАРНОСТИ СИГНАЛОВ
В КОНСТРУКЦИОННЫХ ИССЛЕДОВАНИЯХ МАШИН

Р е з ю м е

Представлены проблемы анализа нестационарных сигналов,представляющих собой носители информации в так называемых конструкционных исследованиях машин. Описаны трудности анализа таких сигналов и предложен способ поведения, использующий определенные свойства сигналов, обсуждаемого типа. Результаты анализа нестационарного эмитированного системой машины сигнала обсуждены на примере акустического эффекта электросталеплавильных дуговых печей.

THE CRITERION OF THE NON - STATIONARITY OF SIGNALS
IN CONSTRUCTIONAL RESEARCHES OF MACHINES

S u m m a r y

The paper reports some problems connected with the analysis of non - stationary signals which are used as carriers of information in the so - called constructional tests of machines. The difficulties of the analysing such signals are described and the procedure is proposed which is based on some particular features of signals of the discussed kind.

The results of analysing of the non - stationary signal emitted by a machine complex are presented in this paper using as an example the acoustic signal of electric arc furnaces.