

Jerzy Frączek

Instytut Automatyki Przemysłowej i Pomiarów

Jan Chojcan

Instytut Konstrukcji i Technologii Urządzeń
Automatyki i Elektroniki

METODA ZLICZANIA IMPULSÓW W POMIARACH IZOPOPOWYCH - PRZETWARZANIE INFORMACJI

Streszczenie. W artykule podano model przetwarzania informacji przy pomiarach średniej szybkości liczenia metodą zliczania impulsów. Podano przykład zastosowania przedstawionej teorii. Do obliczeń wykorzystano maszynę cyfrową. Program obliczeń załączono do artykułu.

1. Wstęp

Średnią szybkość liczenia dla danego układu detekcyjnego przy pomiarach izotopowych można określić dwoma sposobami:

- 1) przez zliczanie impulsów w określonym czasie;
- 2) przy pomocy integratora.

Metoda zliczania impulsów jest najbardziej rozpowszechnioną metodą w badaniach naukowych związanych ze stosowaniem izotopów. Tej metodzie poświęcony jest niniejszy artykuł.

Natura procesu powstawania promieniowania izotopowego, układ detekcyjny oraz metoda pomiarów promieniowania są przyczyną powstawania wielu błędów. Klasyfikację tych błędów można prześledzić na podstawie dostępnej literatury [1]. Większość z wymienianych tam błędów jest uwzględniana (lub eliminowana) podczas wzorcowania aparatury. W metodzie pomiaru średniej szybkości liczenia, opartej na zliczaniu impul-

sów, aparatura winna być tak zaprojektowana (i konserwowana), aby błędy aparaturowe były dużo mniejsze od błędów związanych ze statystycznym charakterem promieniowania. W rezultacie więc podczas pomiarów, w układzie detekcyjnym prawidłowo zaprojektowanym, można spodziewać się wystąpienia następujących dominujących błędów:

- 1) błąd przypadkowy wynikający ze statystycznego charakteru promieniowania emitowanego przez źródło,
- 2) błąd przypadkowy wynikający ze statystycznego charakteru tła,
- 3) błąd systematyczny koincydencji,
- 4) błąd systematyczny tła.

Trzy pomiarach ze źródłami o bardzo małym czasie półrozpadu dochodzi dodatkowy błąd systematyczny od zmiany aktywności podczas pomiaru. Ten przypadek nie jest w artykule rozpatrywany jako nie często stosowany i zakłada się, że czas półrozpadu jest dużo większy w porównaniu z czasem pomiaru.

Wymienione cztery błędy oraz założenia stanowią jeden z elementów modelu matematycznego, który pozwoli na pokazanie sposobu przetwarzania informacji przy określaniu średniej szybkości liczenia metodą zliczania impulsów.

2. Elementy modelu przetwarzania informacji

2.1. Szybkość liczenia

Ilość cząstek zarejestrowana przez licznik w określonym czasie nazywa się szybkością liczenia. Zależy ona od natężenia promieniowania, a pośrednio od aktywności i jest do tych wielkości proporcjonalna. Można więc przyjąć, że prawa, które odnoszą się do aktywności źródła, odnoszą się także do szybkości liczenia.

Z aktywnością związana jest szybkość liczenia zależnością:

$$J = Y \cdot A, \quad (1)$$

gdzie

J - szybkość liczenia,

Y - współczynnik detekcji (wydajność licznika), stały w czasie pomiaru,

A - aktywność.

2.2. Błąd systematyczny koincydencji

Poprawkę z uwagi na czas martwy określa się w oparciu o doświadczalnie określany czas rozdzielczy t_m . Łatwo dochodzi się do zależności na rzeczywistą wartość szybkości liczenia J_k , gdy zmierzone w obecności t_k wynosi J_{p+t} :

$$J_k = \frac{J_{p+t}}{1 - J_{p+t} \cdot t_m} \quad (2)$$

Błąd koincydencji uwzględnia się zanim nastąpi obliczanie parametrów statystycznych.

2.3. Błąd systematyczny t_k

Równocześnie z pomiarem szybkości liczenia J_{p+t} dokonuje się pomiaru szybkości liczenia t_k . Tę wartość odejmuje się od wartości szybkości liczenia J_k , w której wyeliminowano błąd koincydencji. Otrzymujemy wówczas wartości szybkości liczenia, które pozwalają na określenie wielkości statystycznych:

$$J_p = J_k - J_t \quad (3)$$

2.4. Opis statystycznego charakteru promieniowania izotopowego

Obserwacje serii pomiarów szybkości liczenia J_1 dokonywanych w tych samych odcinkach czasowych t_0 wykazały, że rozkład wartości jest zgodny z rozkładem Poissona [1]:

$$P(N = N_1) = e^{-\bar{N}} \cdot \frac{\bar{N}^{N_1}}{N_1!} \quad (4)$$

w którym oznaczają:

\bar{N} - średnia ilość impulsów zarejestrowana w czasie t_0 ,

N_1 - i-ty wynik zarejestrowanej ilości impulsów w czasie t_0 ,

$J_1 = \frac{N_1}{t_0}$ - i-ty wynik szybkości liczenia.

Parametrem rozkładu Poissona jest wariancja, która wynosi

$$\sigma^2 = \bar{N} \quad (5)$$

Jeżeli \bar{N} jest rzędu 100 lub większe, to przyjmuje się aproksymację rozkładu Poissona rozkładem normalnym o specjalnej funkcji gęstości prawdopodobieństwa [3]:

$$f(N) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\bar{N}}} \cdot e^{-\frac{(N-\bar{N})^2}{2\bar{N}}} \quad (6)$$

Przyjęto tutaj $\sigma = \sqrt{\bar{N}}$. Z tej aproksymacji jeśli określi się wartość średnią z próby \bar{N} , to także określona jest wariancja z próby $\sigma_{N_1}^2$.

2.5. Błędy przypadkowe

Wartość średnia z próby jest najlepszym przybliżeniem rzeczywistej wartości wielkości mierzonej. Niepewność uzyskanego wyniku określamy w oparciu o wyrażenie na wariancję (5) lub na wariancję z próby, zależnie od stosowanego rozkładu. Nazywamy je odchyleniami średnimi kwadratowymi pojedynczego pomiaru:

$$\sigma_{N_1} = \sqrt{\sigma_{N_1}^2} \quad (7)$$

zaś odchylenie średnie kwadratowe dla średniej z próby o n elementach określa się z zależności [4]:

$$\sigma_{\bar{N}} = \frac{\sigma_{N_1}}{\sqrt{n}}. \quad (8)$$

W pomiarach izotopowych wartość elementu próby N_1 zawiera sumę przynajmniej dwu składowych: składowa od źródła i składowa od tła. Może ich być także większa ilość. W tym przypadku dla określenia miary rozrzutu \bar{N} lub N_1 korzystamy z twierdzenia, że wariancja sumy skórczonej liczby niezależnych zmiennych losowych jest równa sumie wariancji tych zmiennych losowych [4]. Na podstawie tego twierdzenia otrzymujemy wyrażenia na wypadkowe odchylenie średnie kwadratowe:

$$\sigma_{\Sigma} = \sqrt{\sum_{i=1}^m \sigma_i^2} \quad (9)$$

Zakładamy przy tym, że warunek niezależności jest spełniony. Rozkład Poissona dotyczy całkowitej liczby zdarzeń, jakie miały miejsce w określonym czasie. Przy pomiarach szybkości liczenia korzystamy jednak z zależności (5) dla obliczenia odchylenia średniego kwadratowego szybkości liczenia. Mamy wówczas:

$$\sigma_{N_1} = \sqrt{\bar{J} \cdot t} \quad (10)$$

oraz

$$\sigma_{J_1} = \sqrt{\frac{\bar{J}}{t}}, \quad (11)$$

gdzie

\bar{J} - średnia szybkość liczenia,

t - czas pomiaru.

Dla serii n pomiarów szybkości liczenia dokonanych w tym samym czasie t średni błąd kwadratowy średniej wyniesie:

$$\sigma_{\bar{J}} = \sqrt{\frac{\bar{J}}{n \cdot t}} \quad (12)$$

Gdy pomiar szybkości liczenia t_k odbywa się w obecności t_k , to i -ty pomiar zawiera dwa elementy:

- pomiar szybkości liczenia łącznie z t_k , J_{p+t} , dokonany w czasie t_p
- pomiar szybkości liczenia t_k J_t dokonany w czasie t_t .

Zgodnie z równaniem (9) i (11) odchylenie średnie kwadratowe szybkości liczenia J_p po uwzględnieniu t_k wyniesie:

$$\sigma_{J_p} = \sqrt{\frac{J_{p+t}}{t_p} + \frac{J_t}{t_t}} \quad (13)$$

2.6. Odrzucenie niepewnych wartości

Wartości znacznie różniące się w serii pomiarów od wartości średniej odrzuca się. W tym celu stosuje się kryterium Chauveneta [1], [3]. Wg tego kryterium odrzuca się wynik, jeśli prawdopodobieństwo zaobserwowania odpowiadającego mu lub jeszcze większego odchylenia od wartości średniej nie jest większe od $1/2n$. Podaje się zwykle tablicę, w której są dane graniczne wartości stosunku odchylenia zaobserwowanego dla niepewnego wyniku do wielkości przyjętej za miarę dokładności pomiarów w funkcji ilości pomiarów n . Operację polegającą na klasyfikowaniu wyników przy pomocy kryterium Chauveneta oznaczamy w następujący sposób:

$$\text{Cha} [N_i] \quad \text{lub} \quad \text{Cha} [J_i] \quad (14)$$

2.7. Test zgodności

Aby określić, czy dany szereg wyników pomiarów pochodzi z populacji o założonym rozkładzie, przeprowadza się tzw. test zgodności. Często

stosuje się test "kwadratu chi", χ^2 . Dla dużej liczby pomiarów n χ^2 można określić z zależności:

$$\chi^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{\sigma_{x_i}^2} \quad (15)$$

gdzie

\bar{x} , $\sigma_{x_i}^2$ - średnia z próby oraz wariancje z próby.

x_i - i-ty wynik pomiaru.

Gdy testowanie dotyczy badania zgodności z rozkładem Poissona, to wzór (15) ma postać:

$$\chi^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (n_i - \bar{n})^2}{\bar{n}} \quad (16)$$

3. Model przetwarzania informacji

Wykorzystanie maszyn cyfrowych do obliczeń statystycznych jest warunkiem koniecznym do szybkiego i łatwego opracowania wyników pomiaru. Przy przetwarzaniu informacji operujemy zbiorem skończonym wyników prób o n elementach. Elementy te wprowadzamy do pamięci maszyny. Dokonywane są na nich operacje zgodnie z algorytmem, który prowadzi do obliczenia interesujących nas wielkości. Korzystne będzie, jeżeli wyrażenia na interesujące nas wielkości będą zawierały w sobie elementy całego zbioru i jeżeli operacje matematyczne będą dokonywane na całych zbiorach. W tym celu posłużymy się w dalszych postępowaniach rachunkiem macierzowym. Tak uzyskane wyrażenie będą zarazem wyrażały operacje wykonywane przez maszynę cyfrową.

Niech będzie danych n wyników pomiaru szybkości liczenia w obecności t_a J_{p+t} , pomierzonych w takim samym czasie t_p . Dane te zapisujemy w postaci macierzy diagonalnej stopnia n :

$$J_n = \begin{bmatrix} J_{11} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & J_{22} & & \\ \vdots & & \ddots & \\ 0 & \dots & \dots & J_{nn} \end{bmatrix} \quad (17)$$

Pomierzone szybkości liczenia obarczone są błędami systematycznymi oraz odznaczają się rozrzutami wynikającymi ze statystycznego charakteru promieniowania źródła oraz t_a . Zbiór wyników wstępnie oceniamy pod kątem widzenia zawierania wyników przekraczających dopuszczalne odchyłki od wartości średniej. Stosujemy w tym celu kryterium Chauveneta omówione w punkcie 2.6. W wyniku zastosowania kryterium otrzymujemy macierz diagonalną J_i stopnia $1 \leq n$:

$$\text{Cha} [J_n] = J_i. \quad (18)$$

Aby obliczyć wielkości statystyczne jak J_p , σ_{J_i} , χ^2 i inne, musimy w uzyskanych wynikach uwzględnić błędy systematyczne. Operację uwzględnienia wszystkich błędów rozpatrywanych w modelu możemy zapisać:

$$\text{Kor}_\Sigma [J_i] = J_p \quad (19)$$

Wyrażenie (19) należy rozumieć w ten sposób, że na każdym elemencie macierzy J_i dokonywana jest suma takich samych operacji prowadzących do skorygowania błędów systematycznych.

Obecnie zbiór reprezentowany przez macierz J_p może być wykorzystany do obliczenia wielkości statystycznych. W wyniku operacji dokonanych na elementach macierzy J_p otrzymujemy wartości liczbowe poszczególnych wielkości:

- średnia wartość szybkości liczenia $E \begin{bmatrix} J_p \end{bmatrix} = \bar{J}_p$ (20)

- wariancja z próby $Var \begin{bmatrix} J_p \end{bmatrix} = \sigma_{J_p}^2$ (21)

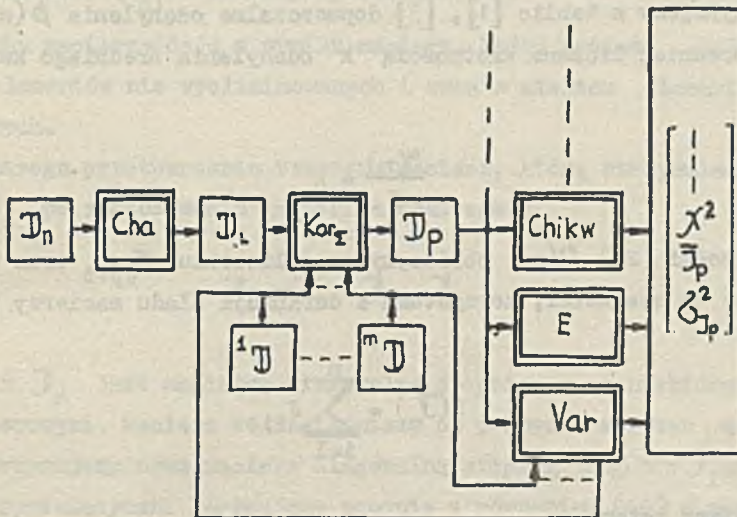
- "chi kwadrat" $Chikw \begin{bmatrix} J_p \end{bmatrix} = \chi^2$ (22)

- itd.

Całość możemy zapisać w zwartej formie:

$$\begin{bmatrix} \bar{J}_p \\ \sigma_{J_p}^2 \\ \chi^2 \\ \vdots \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} J_p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E \\ Var \\ Chikw \\ \vdots \end{bmatrix} \quad (23)$$

przy umowie, że macierz kolumnowa po znaku równości oznacza zbiór operacji.



Rys. 1. Model przetwarzania informacji przy pomiarze średniej szybkości liczenia w pomiarach izotopowych. Bloki z podwójną linią oznaczają operacje

Na rys. 1 pokazano schemat postępowania zgodny z równaniami (18), (19) i (23). Równania jak i schemat stanowią model przetwarzania informacji. W schemacie bloki w podwójnym zarysie oznaczają operacje. Strzałki oznaczają kolejność przetwarzania informacji. Bloki z macierzami ${}^1 J_p^m$ oznaczają zbiory elementów pochodzących z innych populacji niż J_p . Przykładem tego jest tła. Strzałki od tych zbiorów są poprowadzone do bloków operacji Kor_Σ oraz Var . Zachodzić może, jak w przypadku tła, uwzględnianie jego wartości średniej jako poprawki od błędu systematycznego oraz wariancji, w wariancji wypadkowej.

Obecnie możemy podać szczegółowe wyrażenia na interesujące nas wielkości. Korzystamy tutaj z modelu wyżej podanego i elementów modelu podanych w punkcie 2.

Kryterium Chauveneta stosujemy wstępnie dla zbioru danego macierzą diagonalną J_n . Zasadę stosowania kryterium omówiono w punkcie 2.6. Zgodnie z zasadą, odrzucamy te wyniki, których prawdopodobieństwo wystąpienia jest większe od $1/(2n)$. Zależnie od ilości wyników pomiaru n odczytujemy z tablic [1], [3] dopuszczalne odchylenia $\beta(n)$ od wartości średniej liczone krotnością k odchylenia średniego kwadratowego:

$$\frac{\beta(n)}{\sigma} = k \quad (24)$$

Z zależności (24) $\beta(n)$ obliczymy po obliczeniu $\sigma_{J_{p+t}}$ oraz \bar{J}_{p+t} . Aby obliczyć te wielkości, korzystamy z definicji śladu macierzy [5]:

$$S(J_n) = \sum_{i=1}^n J_{ii} \quad (25)$$

Otrzymujemy zatem:

$$\bar{J}_{p+t} = \frac{1}{n} S(J_n) \quad (26)$$

$$\sigma_{J_{p+t}} = \sqrt{\frac{1}{n-1} S[(J_n - \bar{J}_{p+t} \cdot 1)^2]} \quad (27)$$

Aby sprawdzić, które z wyników winny być odrzucone, tworzymy dwie nierówności, które muszą być spełnione równocześnie:

$$J_n - (\bar{J}_{p+t} + \beta(n)) \cdot 1 \leq 0 \quad (28)$$

oraz

$$J_n - (\bar{J}_{p+t} - \beta(n)) \cdot 1 \geq 0. \quad (29)$$

Na podstawie nierówności (28) i (29) tworzymy dwie nowe macierze:

- z (28) macierz J_r , której w miejsce elementów spełniających nierówność piszemy jedynki, a w miejsce nie spełniających zera;
- z (29) macierz J_s , w podobny sposób jak J_r .

Iloczyn obu macierzy daje w wyniku macierz, która posiada jedynki w miejscu elementów nie wyeliminowanych i zera w miejscu elementów wyeliminowanych.

Do dalszego przetwarzania bierzemy macierz, którą otrzymujemy z macierzy J_n po zastosowaniu kryterium Chauveneta:

$$J_n = J_r \cdot J_s \cdot J_n \quad (30)$$

Macierz J_n jest macierzą diagonalną stopnia n z niektórymi elementami zerowymi. Macierz tę zacieśniamy po pozbyciu się zer na przekątnej. Otrzymujemy nową macierz diagonalną stopnia $1 \leq n : J_1$.

Błędy systematyczne korygujemy zgodnie z równaniem (19) w oparciu o elementy modelu omówione w punktach 2.2 i 2.3.

Błąd koincydencji uwzględniamy zgodnie z równaniem (2). W tym celu tworzymy najpierw mianownik równania macierzowego:

$$J_m = 1 - t_m \cdot J_1 \quad (31)$$

i następnie piszemy już wyrażenie na macierz wyników po uwzględnieniu błędów koincydencji:

$$\mathbf{J}_k = \mathbf{J}_1 \cdot \mathbf{J}_m^{-1} \quad (32)$$

Błąd tła uwzględniamy wykorzystując macierz szybkości liczenia tła dla elementów zawartych w macierzy \mathbf{J}_1 . Otrzymujemy w ten sposób macierz, która posłuży do obliczenia wielkości statystycznych:

$$\mathbf{J}_p = \mathbf{J}_k - \mathbf{J}_t \quad (33)$$

Wielkości statystyczne. Wartość oczekiwaną oraz wariancję wypadkową szacujemy przy pomocy ich najefektywniejszych estymatorów oraz zgodnie z zasadami określonymi przez zależności (9), (12) i (13). Otrzymujemy zatem:

$$\bar{J}_p = \frac{1}{1} s(\mathbf{J}_p), \quad (34)$$

według zasady (9):

$$\sigma_{J_p} = \sqrt{\frac{1}{1-1} \left\{ s \left[\left(\mathbf{J}_p - \bar{J}_p \cdot \mathbf{1} \right)^2 \right] + s \left[\left(\mathbf{J}_t - \bar{J}_t \cdot \mathbf{1} \right)^2 \right] \right\}}, \quad (35)$$

według zasady (13):

$$\sigma_{J_p} = \sqrt{\frac{1}{1} \left[\frac{1}{p} s(\mathbf{J}_p) + \frac{1}{t} s(\mathbf{J}_t) \right]}, \quad (36)$$

gdzie \bar{J}_t - wartość średnia dla tła obliczana podobnie jak \bar{J}_p .

Test χ^2 zastosujemy do sprawdzenia zgodności rozkładu z próby z rozkładem Poissona. Drogą prostych przekształceń dochodzimy do wyrażenia w zapisie macierzowym:

$$\chi^2 = 1 \frac{s \left[\left(\mathbf{J}_p - \bar{J}_p \cdot \mathbf{1} \right)^2 \right]}{s(\mathbf{J}_p)} \quad (37)$$

Dalszą operacją, która może mieć zastosowanie przy metodzie zliczania impulsów w pomiarach izotopowych, to minimalizacja błędów przy wyznaczaniu parametrów równania regresji liniowej metodą najmniejszych kwadratów.

Przykładowo prześledźmy to zagadnienie na często spotykanym problemie pomiaru grubości przez pomiar pochłaniania promieniowania β [7, 8].

Prawo pochłaniania promieniowania β ma postać:

$$J = J_0 \cdot e^{-\mu'q} \quad (38)$$

gdzie

J_0 , J - szybkość liczenia bez absorbentu i z absorbentem o gęstości powierzchniowej q ,

μ' - masowy współczynnik osłabienia zależny od energii maksymalnej źródła.

W danym układzie detekcyjnym masowy współczynnik osłabienia μ' jest miarą czułości i warunek jej maksymalnej wartości wyraża się zależnością:

$$\mu' \cdot q = 1 \quad (39)$$

Przy metodzie zliczania ilości impulsów, μ' możemy wyznaczyć w oparciu o przekształconą zależność (38):

$$\ln \frac{J}{J_0} = -\mu' \cdot q \quad (40)$$

Powyższe równanie sprowadza się więc do równania regresji liniowej postaci:

$$y_1 = \theta x_1 \quad (41)$$

z jednym parametrem liniowym θ , który wyznaczamy. Wielkości y_1 i x_1 są dane z pomiarów, na podstawie których przy pomocy metody najmniejs-

szych kwadratów oceniamy estymator tego parametru θ_e , jako najbardziej prawdopodobną wartość parametru θ [6]:

$$\theta_e = \frac{\sum_{i=1}^n x_i \cdot y_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2} \quad (42)$$

Przetwarzania informacji w celu określenia μ' , dokonywać będziemy dalej wg schematu (40) oraz (42).

Z danych pomiarowych tworzymy macierze:

- macierz diagonalną \mathbf{q} stopnia $n+1$ gęstości powierzchniowych q_i dla $i = 0, \dots, n$, gdzie $q_0 = 0$,
- macierz diagonalną wyników pomiarów szybkości liczenia stopnia $n+1$ o elementach J_{q_i} dla $i = 0, \dots, n$.

W macierzy \mathbf{q} mogą powtarzać się te same wartości gęstości powierzchniowej. Indeks i rozumiemy jako kolejny pomiar. Dalej postępowanie jest następujące:

- 1) Dokonujemy operacji zgodnie z zależnością (19):

$$\text{Kor}_{\Sigma} [\mathcal{J}] = \mathcal{J}_p \quad (43)$$

- 2) Korzystamy z zasady (50) dla uzyskania postaci macierzy dogodnej do stosowania metody najmniejszych kwadratów:

$$\ln \left[\frac{1}{J_0} \cdot \mathcal{J}_p \right] = \mathcal{J}_{\ln} \quad (44)$$

- 3) Stosownie do zasady (42) wyliczamy najbardziej prawdopodobną wartość współczynnika masowego osłabienia μ' :

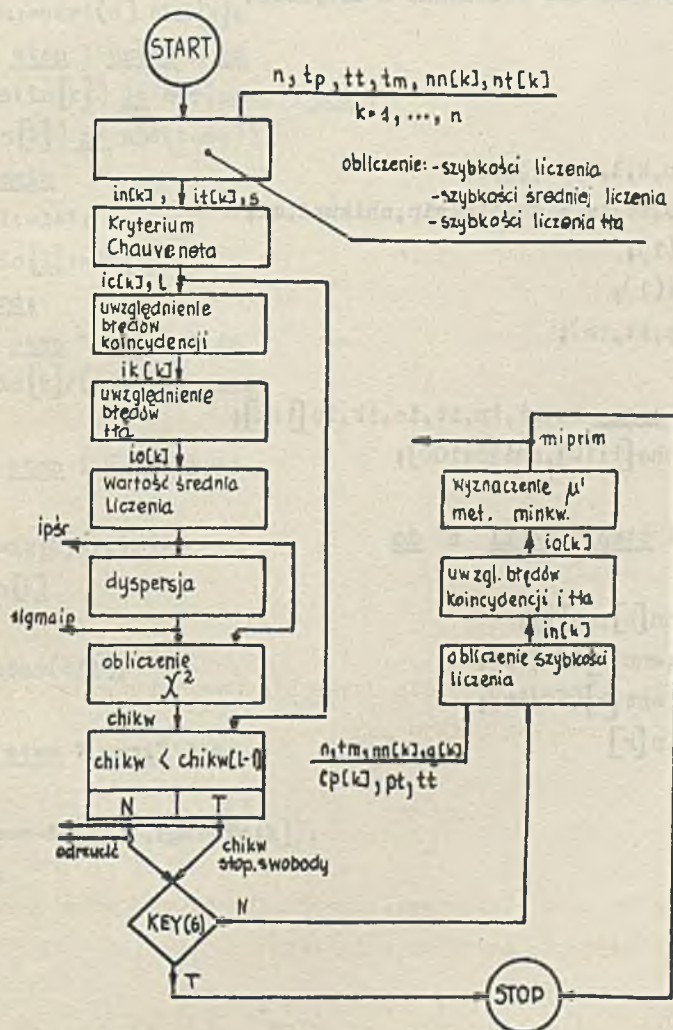
$$\mu' = - \frac{s \left\{ \ln \left[\frac{1}{J_0} \cdot \text{Kor}_{\Sigma} \mathcal{J} \right] \cdot \mathbf{q} \right\}}{s(\mathbf{q}^2)} \quad (45)$$

gdzie

symbol $S (...)$ oznacza ślad macierzy wg definicji (25).

4. Program

Opis programu. Operacje opisane wzorami (18) ÷ (22), (43) oraz (45) są podstawą do napisania programu obliczeń na maszynie cyfrowej. Na rysunku 2 pokazano schemat blokowy programu. Składa się on z dwu części.



Rys. 2. Schemat blokowy programu

Część pierwsza pokrywa się z modelem pokazanym na rys. 1, zaś część druga z modelem opisanym równaniem (43) oraz (45). Uruchomienie drugiej części programu uzależnione jest od decyzji obsługującego maszynę cyfrową (klawisz 6). Dane tabelaryczne kryterium Chauveneta oraz rozkładu "Chi kwadrat" są wprowadzone do maszyny.

Program w języku ALGOL 1204 podany jest poniżej. Ze względu na ograniczone możliwości druku literowego na dalekopisie podano w nim oznaczenia inne niż stosowano w artykule.

Program

begin

```
integer n,k,l,ipsr,j,pt;
real s,to,tt,tm,t,su,sigmaip,chikwad,mi;
setinput(1);
setoutput(1);
read(n,tp,tt,tm);
```

begin

```
integer array mn,nt,in,it,ic,ik,io [1:n];
```

```
array cha [1:10],chi [6:100];
```

```
s:=0;
```

```
for k:=1 step 1 until n do
```

begin

```
read(mn[k],nt[k]);
```

```
in[k]:=mn[k](60/tp);
```

```
it[k]:=nt[k](60/tt);
```

```
s:=s+in[k]
```

end;


```
s:=s/n;
l:=0;
cha[1]:=1.97;cho[2]:=2.24;cha[3]:=2.39;cha[4]:=2.50;
cha[5]:=2.57;cha[6]:=cha[7]:=cha[8]:=cha[9]:=cha[10]:=2.80;
j:=entier(n/10);
for k:=1 step 1 until 10 do
  if j=k
    then su:=sqrt(s) cha[k];
for k:=1 step 1 until n do
  if ((abs(in[k]) lt obs(s+su)) and
    (abs(in[k]) gt abs(s-su)))
    then begin
      l:=l+1;
      ic[l]:=in[k]
    end;
for k:=1 step 1 until l do
  ik[k]:=ic[k]/(1-ic[k] tm);
s:=0;
for k:=1 step 1 until l do
  begin
    io[k]:=ik[k]-it[k];
    s:=s+io[k]
  end;
ipr:=entier(s/l);
s:=0;
for k:=1 step 1 until l do
  begin
    su:=(ipr-io[k]) (ipr-io[k]);
    s:=s+su
  end;
```

```

sigmaip:=sqrt(s/(1-1));
chikwad:=s/ipsr;
print('???opracowanie wyników pomiarow');
print('ipsr =');
format('123456');
print(ipsr);
space(4);
print('sigmaip =');
format('1234.5678');
print(sigmaip);
chi[6]:=12.6;chi[7]:=14.1;chi[8]:=15.5;chi[9]:=16.9;chi[10]:=18.3;
chi[11]:=19.7;chi[12]:=21.0;chi[13]:=22.4;chi[14]:=23.7;
chi[15]:=25.0;chi[16]:=26.3;chi[17]:=27.6;chi[18]:=28.9;
chi[19]:=30.1;chi[20]:=31.4;chi[21]:=32.7;chi[22]:=33.9;
chi[23]:=35.2;chi[24]:=36.4;chi[25]:=37.7;chi[26]:=38.9;
chi[27]:=40.1;chi[28]:=41.3;chi[29]:=42.6;chi[30]:=43.8;
chi[31]:=45.0;chi[32]:=46.2;chi[33]:=47.4;chi[34]:=48.6;
chi[35]:=49.8;chi[36]:=51.0;chi[37]:=52.2;chi[38]:=53.4;
chi[39]:=54.6;chi[40]:=55.8;chi[41]:=56.9;chi[42]:=58.1;
chi[43]:=59.3;chi[44]:=60.5;chi[45]:=61.7;chi[46]:=62.8;
chi[47]:=64.0;chi[48]:=65.2;chi[49]:=66.3;chi[50]:=67.5;
chi[51]:=68.7;chi[52]:=69.8;chi[53]:=71.0;chi[54]:=72.2;
chi[55]:=73.3;chi[56]:=74.5;chi[57]:=75.6;chi[58]:=76.8;
chi[59]:=77.9;chi[60]:=79.1;chi[61]:=80.2;chi[62]:=81.4;
chi[63]:=82.5;chi[64]:=83.7;chi[65]:=84.8;chi[66]:=86.0;
chi[67]:=87.1;chi[68]:=88.3;chi[69]:=89.4;chi[70]:=90.5;
chi[71]:=91.7;chi[72]:=92.8;chi[73]:=93.9;chi[74]:=95.1;
chi[75]:=96.2;chi[76]:=97.4;chi[77]:=98.5;chi[78]:=99.6;
chi[79]:=100.7;chi[80]:=101.9;chi[81]:=103.0;chi[82]:=104.1;
chi[83]:=105.3;chi[84]:=106.4;chi[85]:=107.5;chi[86]:=108.6;
chi[87]:=109.8;chi[88]:=110.9;chi[89]:=112.0;chi[90]:=113.1;
chi[91]:=114.3;chi[92]:=115.4;chi[93]:=116.5;chi[94]:=117.6;
chi[95]:=118.8;chi[96]:=119.9;chi[97]:=121.0;chi[98]:=122.1;
chi[99]:=123.2;chi[100]:=124.3;

```



```

if chikwad gt chi [1-1]
  then go to nie
  else go to pisz;
nie:print ('??odrzuć hipotezę');
go to następny;
pisz:print ('chikwad =');
print (chikwod);
space(2);
print ('stop swobody =');
format('1234');
print (1-1);
następny:end;
if key(6) then go to kon;
read(n,tm);
begin
  integer array io,q,mn,cp,in,nc [1:n];
  array iop [1:n-1];
  for k:1 step 1 until n do
    begin
      read(mn[k],q[k],cp[k]);
      in[k]:=mn[k](60/cp[k]);
    end;
  read(pt,tt);
  for k:=1 step 1 until n do
    io[k]:=ln [k]/(1-in [1-] tm)-(pt 60)/tt;
  s:=0;
  t:=0;
  for k:=2 step 1 until n do
    begin
      iop [k]:=ln(io [k]/io [1]);
      s:=s+iop [k] q [k];
      t:=t+q [k] q [k]
    end;

```

```

mi:=-s/t;
print('mi prim = ');
format('22.222');
print(mi);
end;
kon:end;

```

Wprowadzenie danych. Dane wprowadzane są w następującej kolejności:

```

n, tp, tt, tn
mn[1], nt[1]
.
.
mn[k], nt[k]
.
.
mn[n], nt[n]

```

gdzie:

```

n      - ilość pomiarów
tp     - czas pomiarów
tt     - czas pomiaru tka
tn     - czas martwy
mn[k] - wynik k-go pomiaru
nt[k] - wynik k-tego pomiaru tka.

```

Wyniki są postaci:

$\hat{\mu}$ = ..., σ = ..., χ^2 = ..., stop swobody = ...

Jeżeli nie jest wciśnięty klawisz 6 (KEY 6), to obliczany jest współczynnik μ' . Dane do tej części programu wprowadzane są w następujący sposób:

$$\begin{array}{l}
 n, t_m \\
 nn[1], q[1], cp[1], \\
 \vdots \quad \quad \quad \vdots \\
 \vdots \quad \quad \quad \vdots \\
 nn[k], q[k], cp[k], \\
 \vdots \quad \quad \quad \vdots \\
 \vdots \quad \quad \quad \vdots \\
 nn[n], q[n], cp[n], \\
 pt, tt,
 \end{array}$$

gdzie

n - ilość punktów pomiarowych,
 t_m - czas martwy,
 $nn[k]$ - wynik pomiaru w k -tym punkcie,
 $q[k]$ - wartość q w k -tym punkcie,
 $cp[k]$ - czas pomiaru w k -tym punkcie,
 pt - wynik pomiaru tła,
 tt - czas pomiaru tła.

Wynik jest postaci:

$$miprim = \dots$$

Opis doświadczenia i obliczeń. Dla ilustracji omówionych problemów dokonano pomiarów i obliczeń dla pierwszej części programu. Wyniki pomiarów zestawione są w tabelicy 1. Ponieważ ilość zliczonych impulsów od tła jest mała w porównaniu z ilościami pochodzącymi od źródła, przyjęto średnią wartość za mierzalną i taką podano w tabelicy ($N_t = 22$).

Pomiary ilości impulsów dokonane zostały w zestawie aparaturowym:

- 1) Licznik Geigera-Müllera typ BAT-2 nr 0537
 - czas martwy licznika $t_m = 250 \mu\text{sek}$,
 - napięcie progu: 1040 V,
 - długość plateau: 200 V,
 - nachylenie charakterystyki: 3%/100 V;

Tablica 1

Wyniki pomiarów ilości impulsów

	n	t _p	t _t	t _m		
	100,30,60,00025,				N _{p+t}	N _t
n = 1	8051,22	8324,22	8074,22	7987,22	7902,22	
	7902,22	7853,22	7829,22	7986,22	8126,22	
	8094,22	8148,22	7975,22	7886,22	7979,22	
	7946,22	8030,22	8106,22	8200,22	8137,22	
	8050,22	8098,22	7996,22	8073,22	7975,22	
	8323,22	8209,22	8327,22	8133,22	7952,22	
	7997,22	8084,22	8269,22	8148,22	8269,22	
	8129,22	8097,22	8161,22	8293,22	8299,22	
	8233,22	8190,22	8239,22	8166,22	8112,22	
	8273,22	8476,22	8173,22	8532,22	8360,22	
	8378,22	8377,22	8195,22	8140,22	8261,22	
	8122,22	8221,22	8280,22	8270,22	8307,22	
	8150,22	8127,22	8205,22	8119,22	8213,22	
	8228,22	7951,22	8018,22	8124,22	7972,22	
	8070,22	8187,22	8269,22	8283,22	8199,22	
	7987,22	7998,22	7998,22	7872,22	7951,22	
	8040,22	7974,22	7823,22	8001,22	7836,22	
	7923,22	7967,22	8050,22	7908,22	7880,22	
	7814,22	7914,22	7982,22	8013,22	8006,22	
	8033,22	7945,22	7680,22	7843,22	7838,22	
				n=99	n=100	

- 2) przelicznik typ PEL-5,
- 3) zasilacz stabilizowany wysokiego napięcia typ PZS-5,
- 4) źródło TL-204, punktowe.

W trakcie pomiarów zachodziła konieczność korygowania napięcia zasilającego z uwagi na złą jakość zasilacza. Korekce wykonywano po 10÷15 pomiarach.

Wyniki obliczeń. Dla serii $n = 100$ otrzymano wyniki:

opracowanie wyników pomiarów

ipsr = 16638 sigma ip = 299.469

odrzuć hipotezę

"Chi kwadrat" nie jest spełniony. Nie ma więc podstaw do przyjęcia hipotezy, że zbiór wyników może być opisany rozkładem Poissona.

Następnie wzięto do obliczeń 10 wyników od $k = 86$ do 95 bezpośrednio po skorygowaniu napięcia zasilającego. Otrzymano wyniki:

opracowanie wyników pomiarów

ipsr = 16356 sigma ip = 162.972

chikwadrat = 14.615 stop swobody = 9

"Chi kwadrat" wskazuje, że ta próbka może być opisana rozkładem Poissona.

LITERATURA

1. OVERMAN T. RALPH: Izotopy promieniotwórcze - metodyka stosowania. WNT, Warszawa 1963.
2. TATOCZENKO L.K.: Izotopy promieniotwórcze w urządzeniach pomiarowych. WNT, Warszawa 1963.
3. How to Apply Statistics in Nuclear Measurements. Nuclear - Chicago Tech. Bull. No 14, 1962.
4. PAWŁOWSKI Z.: Wstęp do statystyki matematycznej. PWN, Warszawa 1965
5. TRAJDOS-WRÓBEL T.: Matematyka dla inżynierów. WNT, Warszawa 1965.
6. JENKINS G.M., WATTS D.G.: Spectral Analysis and its Applications. Tłum. na j. rosyjski. "Mir", Moskwa 1971.
7. ROMER E.: Miernictwo przemysłowe. PWN, Warszawa 1970.
8. HART H., KARSTEIS E.: Izotopy promieniotwórcze w zastosowaniu do pomiarów grubości. PWT, Warszawa 1960.

МЕТОД СЧЁТА ИМПУЛЬСОВ В РАДИОИЗОТОПНЫХ ИЗМЕРЕНИЯХ
- ПРЕОБРАЗОВАНИЕ ИНФОРМАЦИИ

Р е з ю м е

В статье подана модель преобразования информации при измерении средней скорости счёта измеряемой методом счёта импульсов. Приведено пример использования представленной теории. Подано програми расчёта для ЦЭМ.

THE COUNTING METHOD OF COUNTS IN RADIATION MEASUREMENT
- INFORMATION PROCESSING

S u m m a r y

The model of information processing, in measurement of mean value rate count in counting method, is presented. The example of application and programme are given.