

## Mykhaylo DOROZHOVETS<sup>1</sup>, Zygmunt WARSZA<sup>2</sup>, Marian Jerzy KORCZYŃSKI<sup>3</sup>

<sup>1</sup> POLITECHNIKA RZESZOWSKA, ZAKŁAD METROLOGII I SYSTEMÓW POMIAROWYCH

<sup>2</sup> POLSKIE TOWARZYSTWO METROLOGICZNE

<sup>3</sup> POLITECHNIKA ŁÓDZKA, INSTYTUT ELEKTROTECHNIKI TEORETYCZNEJ, METROLOGII I MATERIAŁOZNAWSTWA

# Udoskonalenie metody typu A wyznaczania niepewności pomiarów Wykrywanie i eliminacja wpływu dryftu i oscylacji przy równomiernym próbkowaniu

Prof. dr hab. inż. M. DOROZHOVETS

Jest absolwentem (1975) Katedry Techniki Informatyko-Pomiarowej Politechniki Lwowskiej. Doktorat nauk technicznych uzyskał w 1986 r., a w 2001 r. obronił habilitację. Obecnie jest profesorem w Politechnice Lwowskiej i w Zakładzie Metrologii i Systemów Pomiarowych Politechniki Rzeszowskiej. Prowadzi prace naukowo-badawcze z dziedziny pomiarów tomograficznych, przetwarzania sygnałów pomiarowych oraz analizy i oceny niepewności wyników pomiarów.

e-mail: michdor@prz.edu.pl



Dr inż. Marian Jerzy KORCZYŃSKI

Studia ukończył w 1973 r., doktorat w 1981, zainteresowania: niepewność pomiaru, systemy pomiarowe oraz cyfrowe przetwarzanie sygnałów. 54 publikacje.

e-mail: jerzykor@p.lodz.pl



Doc. dr inż. Zygmunt Lech WARSZA

Ukończył Miernictwo Elektryczne w Politechnice Warszawskiej 1959, doktorat 1967, docentura 1970. Zorganizował i prowadził: Wydział Transportu w Radomiu 1970-76, Ośrodek Aparatury Pomiarowej IMGW 1978-81, Zakład Techniki Pomiarowej i Automatyk Instytutu Chemii Przemysłowej 1983-91. Doradca Ministra Edukacji 1992-94. Do 2002r. wykładał metrologię w Politechnice Radomskiej. Opracował ok. 100 publikacji, 2 monografie. Prezes Polskiego Towarzystwa Metrologicznego.

e-mail: zlw@op.pl



### Streszczenie

Zaproponowano udoskonalenie metody typu A szacowania niepewności zalecanej przez przewodnik ISO GUM. Polega ono na wykryciu nieznanego a priori trendu i podstawowej składowej oscylacyjnej w surowych wynikach obserwacji pomiarowych oraz ich wyeliminowaniu. Dla dwu przykładów liczbowych przedstawiono i omówiono wpływ takiego "czyszczenia" wyników surowych ze składowych systematycznych na wartość odchylenia standardowego próbki.

**Słowa kluczowe:** niepewność, składowe systematyczne, dryft, zakłócenia oscylacyjne.

## Methods of upgrading the uncertainty of type A evaluation Discovering and elimination the influence of drift and harmonic components for regular sampling

### Abstract

A new approach to upgrading the type A uncertainty evaluation due ISO GUM recommendations is presented in this paper. The "cleaning" of raw data set by elimination the systematic components as trend and periodical ones and the influence of this cleanings on standard uncertainty type A is presented and discussed on two numerical examples.

**Keywords:** uncertainty, systematic components, trend, harmonic disturbances.

### 1. Wstęp

Poprawny metrologicznie wynik pomiaru powinien zawierać najbardziej prawdopodobną wartość badanej wielkości  $X$  wraz z oceną jej niedokładności wyznaczoną w określony, znany i powszechnie zaakceptowany sposób [1-11]. Służba miar zaleca do tego celu stosowanie sposobu obliczeń wg przewodnika ISO GUM [1, 2]. Dotychczasowe zalecenia przewodnika GUM nie

obejmują wyznaczania niepewności pomiarów, w których wielkość mierzona, zmiany parametrów obiektu mierzonego i toru pomiarowego oraz wielkości wpływające trzeba modelować stacjonarnymi i niestacjonarnymi procesami stochastycznymi jako opisem najbliższym rzeczywistości [4-6]. Nie obejmuje on też szacowania dokładności pomiarów dynamicznych oraz cyfrowego przetwarzania sygnałów pomiarowych o różnych algorytmach.

W stosunku do czasu zbierania obserwacji (lub ich liczby przy próbkowaniu równomiernym) zakłócenia występujące w obiekcie badanym i torze pomiarowym można podzielić na wolno- oraz szybko-zmienne, w tym impulsowe. Jeśli dysponuje się dodatkową informacją w postaci znanej procedury próbkowania to jest możliwa identyfikacja i eliminacja wpływu niektórych z tych zakłóceń. Zidentyfikowanie tych oddziaływań w serii obserwacji pomiarowych wymaga zastosowania odpowiednich procedur filtracji i przetwarzania ich sygnałów lub obliczeń „off line” z ich odczytów, takich jak wielowymiarowa metoda regresji, filtracja cyfrowa, szybkie przekształcenie Fouriera FFT itp. Paveze i Ichim [12] opracowali metodę i algorytmy eliminacji krótkotrwałych zakłóceń impulsowych tzw. „outlierów”. Można też wykryć i usunąć wpływ nieznanych a priori oddziaływań progresujących i periodycznych, w tym omawianą poniżej metodą uproszczoną.

### 2. Wykrycie i eliminacja składowych systematycznych z wyników surowych

Przy występowaniu w torze pomiarowym składowych systematycznych zmiennych o nieznanym z góry przebiegu i pochodzeniu, a więc niemożliwych do natychmiastowego wyeliminowania, średnia wyników obserwacji będzie obciążona przesunięciem o nieznaną wartość, a jej odchylenie standardowe będzie większe niż wynikające z przyczyn losowych. Ciągu wyników obserwacji nie można wówczas traktować jako stacjonarnego (tj. o stałych parametrach statystycznych podczas procesów pozyskiwania i przetwarzania próbki). Składowa stała dryftu może być inna w każdej z realizacji pozyskiwanych w różnych chwilach okresu badań obiektu oraz pełnego okresu użytkowania przyrządu, wskutek zmian warunków pomiaru i parametrów wewnętrznych obiektu badanego. Wykryć tę składową można tylko poprzez dodatkowe pomiary kalibrujące i wtedy dokonać korekty wartości wyniku pomiarów. Jeśli nie jest to możliwe, to wpływ trendu szacuje się jako składową niepewności  $u_B(x)$ .

Poprzez analizę zbioru surowych wartości obserwacji pomiarowych o znanym, np. równomiernym sposobie próbkowania można jednakże wykryć i częściowo usunąć wpływy zmienne regularnie - progresujące i okresowe. Ponadto trend pojawiający się w części elektrycznej toru pomiarowego, np. dryft wzmacniacza, można wyznaczyć poprzez wzorcowanie wewnętrzne tej części toru. Jego

wpływ usuwa się poprzez zerowanie w procesie ręcznej lub automatycznej adjustacji.

Jeśli w wynikach obserwacji obok trendu występują też zakłócające składowe oscylacyjne, to nie zmieniają one wartości średniej zbioru jej obserwacji  $q_i$  tylko wówczas, gdy w czasie zbierania wyników obserwacji umieszcza się całkowita liczba ich okresów. Jeżeli w czasie zbierania wyników obserwacji umieszcza się 1,5, 2,5, 3,5 itp. okresów składowej oscylacyjnej wtedy występuje ich największy wpływ. Takie nie wyeliminowane składowe zawsze powiększają niepewność  $u_A(x)$ .

Zidentyfikowanie występowania systematycznych składowych, tj. trendu i składowych periodycznych występujących równocześnie w serii obserwacji pomiarowych wymaga zastosowania odpowiednich procedur filtracji i przetwarzania ich sygnałów lub obliczeń „off line” z ich odczytów. W części przypadków można stosować metody uproszczone kolejno wyznaczając i eliminując te składowe. Znajduje tu zastosowanie metoda najmniejszych kwadratów MNK. Przy większej liczbie składowych oscylacyjnych o porównywalnych amplitudach zagadnienie komplikuje się, gdyż dla każdej sinusoidy trzeba by wyznaczyć trzy parametry: częstotliwość, amplitudę i fazę. Natomiast stosowanie przekształcenia FFT przy krótkich (względem okresu składowych) rejestracjach natrafia na istotne ograniczenia. Trend można usuwać kilkoma metodami [4] – p. 9.1.3. Należy w tym celu wyznaczyć jego równanie, np. powszechnie znaną metodą najmniejszych kwadratów, w skrócie MNK. Przykład usuwania samego tylko trendu o równaniu liniowym podano w [18]. Proces *czyszczenia* zarejestrowanego ciągu wyników rozwinęto poniżej dla pojedynczej składowej oscylacyjnej.

### Przykład 1

Woltmierzem cyfrowym o 4,5 znakach odczytu zmierzono napięcie na wyjściu badanego układu próbując je w regularnych odstępach czasu. Uzyskano serię  $n=121$  surowych wyników obserwacji  $v_i$  o wartościach w (V) podanych w tabeli 1:

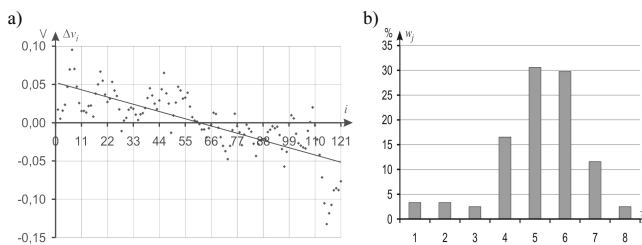
Tab. 1. Surowe wyniki obserwacji w przykładzie 1  
Tab. 1. Rough results of observations of Example 1

1.2200	1.2080	1.2186	1.2263	1.2497	1.2725	1.2981
1.2731	1.2500	1.2286	1.2181	1.2183	1.2162	1.2247
1.2253	.2108	1.2409	1.2529	1.2696	1.2577	1.2397
1.2300	1.2341	1.2562	1.2449	1.2378	1.2203	1.1920
1.2056	1.2092	1.2198	1.2227	1.2210	1.2134	1.2064
1.2138	1.2154	1.2220	1.2352	1.2479	1.2385	1.2277
1.2206	1.2320	1.2466	1.2679	1.2412	1.2279	1.1897
1.2123	1.2291	1.2498	1.2450	1.2343	1.2356	1.2420
1.2239	1.2101	1.2057	1.2044	1.2011	1.1940	1.1941
1.1836	1.1956	1.2002	1.2159	1.2142	1.1963	1.1840
1.1726	1.1657	1.1553	1.1726	1.1932	1.2146	1.1983
1.1904	1.1736	1.1874	1.2003	1.1950	1.1911	1.1754
1.1594	1.1748	1.1799	1.1817	1.1816	1.1907	1.1937
1.1982	1.1956	1.1977	1.1868	1.1684	1.1455	1.1648
1.2019	1.2126	1.2086	1.1885	1.1760	1.1729	1.1706
1.1692	1.1921	1.2036	1.2229	1.1996	1.1810	1.1609
1.1314	1.0975	1.0704	1.0845	1.0954	1.1146	1.1172
1.1148	1.1263					

W treści przykładu brakuje informacji o poprawkach znanych a priori, więc nie można ich wprowadzić. Należy wyznaczyć najlepszą wartość wyniku pomiaru średniego napięcia tej serii obserwacji oraz ocenę niedokładności tego wyniku w postaci średniego odchylenia standardowego otrzymanego po wyeliminowaniu wpływu podstawowych składowych systematycznych, tj. trendu liniowego (składowa progresująca) oraz przebiegów periodycznych.

**Rozwiązanie.** Odchylenia  $\Delta v_i$  „surowych” wartości obserwacji od ich wartości średniej  $\bar{v}=1,2029$  w kolejności ich pozyskania przy równomiernym próbkowaniu przedstawiono na rys. 1a. Surowe odchylenia mają tu tendencję zmniejszania się wraz ze wzrostem kolejnego numeru  $i$  obserwacji. Ich histogram dla 8 jednakowych przedziałów, na które podzielono pełny zakres zmian

odchyień  $\Delta v_{i\max}-\Delta v_{i\min}=0,2277$ , przedstawiono na rys. 1b. Histogram ten jest niesymetryczny i przy założonej dopuszczalnej rozbieżności 5% nie spełnia kryterium  $\chi^2$  dla rozkładu normalnego – patrz tabela 2.

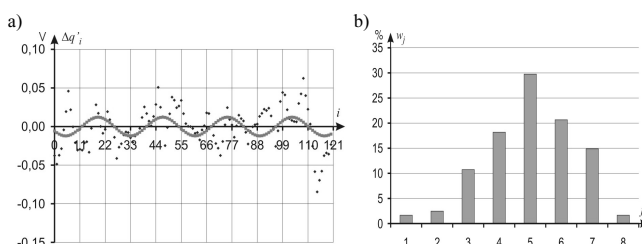


Rys. 1. Odchylenia surowych wyników obserwacji od ich wartości średniej w kolejności pozyskiwania przy równomiernym próbkowaniu (a), ich histogram (b)

Fig. 1. Deflections of the raw data from the mean value in order of collection (a), their histogram (b)

Metodą najmniejszych kwadratów wyznaczono równanie trendu liniowego w tych odchyleniach  $y(i)=-0,00086i+0,0524$ . Po odjęciu od surowych odchyliń liniowo zmieniającego się trendu (z zerem dla środka interwału czasowego realizacji,  $t_s=61 \cdot T_p$ ) otrzymuje się wartości skorygowane  $\Delta q_i$  o mniejszym zakresie zmian  $\Delta v_{i\max}-\Delta v_{i\min}=0,1471$ . Podano je na rys. 2a, a ich histogram na rys. 2b. Spełnia on już kryterium  $\chi^2$ . Ich wartość średnia jest taka jak poprzednio dla surowych obserwacji. Ponadto na rys. 2a przedstawiono zawarty w wynikach niewielki przebieg oscylacyjny, wyznaczony też metodą MNK.

Po eliminacji obydwu składowych wartość średnia  $\bar{q}''=1,2061$  zmieniła się nieco, gdyż wyznaczona sinusoida nie mieści się całkowitą liczbą razy w pełnym czasie  $T=n \cdot T_p$  zbierania obserwacji. Rozrzut podwójnie skorygowanych wyników jest jeszcze mniejszy niż na rys. 2a, gdyż zakres zmian wynosi 0,1330. Przy wyznaczaniu wartości niepewności  $u_A$  z dokładnością do drugiego znaku zwykle wystarcza powyższy sposób sukcesywnego postępowania ograniczony do tylko dwu składowych.



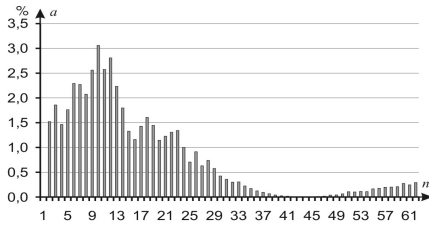
Rys. 2. Odchylenia po wyeliminowaniu trendu liniowego (a), ich histogram (b)

Fig. 2. Set of data deflections after elimination the linear trend (a) their histogram (b)

Aby sprawdzić dodatkowo, czy w odchyleniach po wyeliminowaniu obu składowych występują jeszcze jakieś inne harmoniczne o dużej amplitudzie, wyznaczono widmo częstotliwościowe odchyliń liczone względem okresu próbkowania  $T_p$ , a ich amplitudy  $a$  względem wartości skutecznej RMS wszystkich składowych. Przedstawiono je na rys. 3.

Zasadnicza, tj. początkowa część widma wykazuje, że proces losowy jest nisko-częstotliwościowy i nie występują już w nim wyraźnie widoczne składowe oscylacyjne. Potwierdza to przyjęte założenie, że dalsze poszukiwanie i eliminacja składowych oscylacyjnych wyższego rzędu w wynikach surowych jest już nieuzasadniona. Wyznaczono nawet metodą MNK kolejną z nich, ale jej amplituda okazała się pomijalnie mała. Podstawowe parametry statystyczne surowych wyników o równomiernym próbkowaniu i po eliminacji z nich wpływu składowej pochodzącej od samego trendu liniowego oraz od trendu i składowej oscylacyjnej łącznie podano w tabeli 2. Wyniki obserwacji pomiarowych „oczyszczono

ne” z tych dwu składowych systematycznych dość dobrze podlegają rozkładowi normalnemu.



Rys. 3. Widmo częstotliwościowe skorygowanych podwójnie odchyłen wyników pomiaru z przykładu 1 jako funkcja  $fT_p$

Fig. 3. Frequency spectrum of twice corrected measurement data deflections of Example 1 as function of  $fT_p$

Tab. 2. Parametry statystyczne surowych obserwacji i po ich dwu „czyszczeniach” z trendu i następnie z przebiegu oscylacyjnego

Tab. 2. Statistical parameters of raw data and after their two cleanings from trend and then from oscillation

Wyniki pomiarów	Surowe: $v_i$	Oczyszczone	
		z trendu liniowego: $q'_i$	z obu składowych: $q_i$
Kryterium $\chi^2$ dla rozkładu normalnego	$\chi^2 = 33,6 > \chi^2_{5, 0,05} = 11,1$ rezultat negatywny	$\chi^2 = 6,86 < \chi^2_{5, 0,05} = 11,1$ rezultat pozytywny	$\chi^2 < 6,86 < \chi^2_{5, 0,05} = 11,1$ rezultat pozytywny
Wartość średnia	$\bar{v} = \frac{1}{121} \sum_{i=1}^{121} v_i \approx 1,2029$	$\bar{q}' = \frac{1}{121} \sum_{i=1}^{121} q'_i \approx 1,2029$	$\bar{q} = \frac{1}{121} \sum_{i=1}^{121} q_i \approx 1,2052$
Standardowe odchylenie próbki	$s(v_i) = \sqrt{\frac{1}{121-1} \sum_{i=1}^{121} (v_i - \bar{v})^2} = 0,0395$	$s(q'_i) = \sqrt{\frac{1}{121-1} \sum_{i=1}^{121} (q'_i - \bar{q}')^2} = 0,0256$	$s(q_i) = \sqrt{\frac{1}{121-1} \sum_{i=1}^{121} (q_i - \bar{q})^2} = 0,0240$
Stosunek odchyłen standard.	$s(v_i) / s(q'_i) = 0,0395 / 0,0257 \approx 1,54$	$s(v_i) / s(q_i) \approx 1,65$	

**Wniosek.** Na podstawie surowych wyników obserwacji bez wyeliminowania z nich wpływu składowej systematycznej w postaci trendu oraz periodycznej otrzymuje się eksperymentalne odchylenie standardowe zawyżone o ok. 54% oraz ok. 65 % odpowiednio. Proces „czyszczenia” wpływa więc istotnie na zmniejszenie wartości niepewności  $u_A$ .

### 3. Sprawdzenie dokładności procesu „czyszczenia” surowych wyników

W celu sprawdzenia skuteczności metody sukcesywnego „czyszczenia” surowych wyników można zasymulować wpływ trendu oraz składowej oscylacyjnej o zadanych wartościach, a następnie metodą MNK wyeliminować z nich te składowe. Ilustruje to przykład 2 dla ciągu rezultatów obserwacji z przybliżono rozkładem prostokątnym. Sposób uproszczonego postępowania przy wyznaczaniu skorygowanych wartości  $q_A$  jest podobny jak w przykładzie 1.

#### Przykład 2

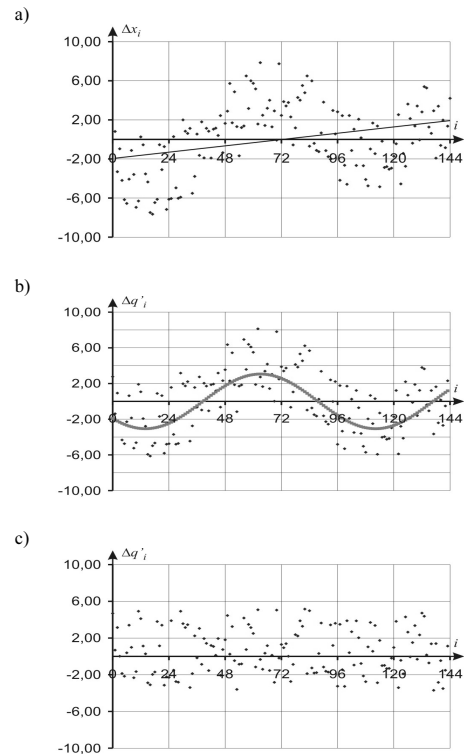
Próbka pomiarowa zawiera przebieg periodyczny o znanych parametrach, lecz niepodanych dla eksperymentatora. Zbiór surowych wyników 144 obserwacji pomiarowych otrzymanych kolejno przy regularnym próbkowaniu podano w tabeli 3.

Odchylenia wyników surowych od wartości średniej przedstawiono na rys. 4a, a ich histogram na rys. 5a. Zawierają one trend i składowe okresowe. Należy wykryć i wyeliminować wpływ tych składowych na wynik pomiarów oraz wyznaczyć histogram skorygowanych wyników i równanie składowej periodycznej w celu oceny skuteczności tej metody.

Tab. 3. Surowe wyniki pomiarów przykładu 2  
Tab. 3. Rough results of observations of Example 2

6,822	2,699	5,044	1,816	-0,161	-0,546	1,935
4,881	2,419	-0,939	-0,298	6,267	5,456	2,478
1,651	-1,473	-1,642	-0,459	-0,121	5,459	2,909
5,266	-1,158	-0,123	-0,041	6,291	1,052	-0,016
0,094	8,007	6,843	6,622	7,135	0,491	2,224
6,554	4,375	7,798	4,114	7,142	6,845	4,101
7,056	7,158	6,413	8,447	4,648	7,645	8,899
11,732	7,704	10,874	7,318	4,332	7,215	7,382
12,499	9,169	12,006	11,745	11,177	7,582	13,859
8,480	7,433	9,193	10,012	7,291	8,923	5,934
13,750	8,464	9,873	9,430	9,783	8,307	5,442
7,183	10,296	10,020	11,525	10,785	12,501	5,314
12,002	5,604	4,885	4,755	6,672	9,822	4,861
4,237	3,979	8,964	6,566	8,831	1,829	8,438
3,358	1,417	8,454	4,869	7,054	3,330	8,075
6,166	3,312	1,908	1,258	5,028	7,681	4,551
7,377	1,164	5,820	3,133	3,222	2,954	3,066
4,290	5,562	8,535	1,452	4,571	3,260	9,625
8,141	5,622	7,375	9,423	5,955	8,816	11,407
11,274	7,272	6,626	8,935	4,091	9,406	5,393
7,987	5,159	7,365	10,211			

**Rozwiązanie.** Wyznaczono równanie trendu liniowego (rys. 4a) i podobnie jak w przykładzie 1 usunięto wynikające z tego równania narastające liniowo przyrosty danych pierwotnych względem środka czasu realizacji (rys. 4b). Oceniono wizualnie, że odchylenia zawierają jeszcze dominującą pojedynczą sinusoidę. Metodą MNK wyznaczono jej równanie, a wykres naniesiono na rys. 4c.



Rys. 4. Odchylenia surowych wyników od ich średniej wg kolejności próbkowania (a), po wyeliminowaniu z przyrostów trendu liniowego (b), oczyszczonych z trendu i jednej oscylacji (c)  
Fig. 4. Deflections of raw data from their mean value in order of their sampling (a), after elimination of linear trend (b), after cleaned from trend and single oscillation (c)

Wartości jej amplitudy  $U_m$ , częstotliwości  $fT$  (unormowanej do czasu zbierania  $T$  próbki) i fazy  $\varphi$  wynoszą:

$$U_m = -3,063; \quad fT = 1,465; \quad \varphi = 0,678.$$

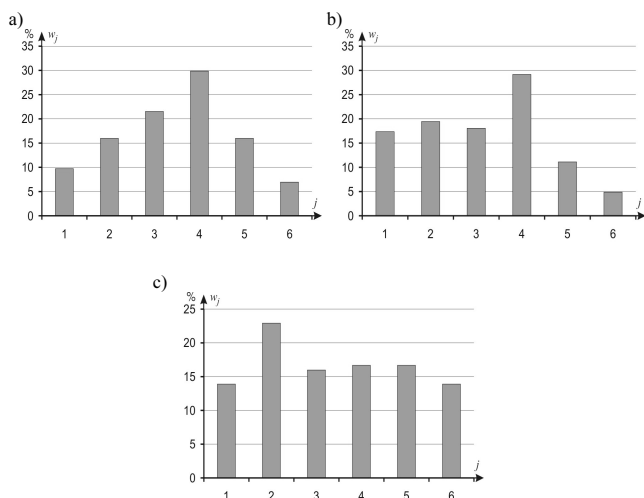
Różni się ona niewiele od sinusoidy o znanych parametrach

$$U_m = -3,123; \quad fT = 1,481; \quad \varphi = 0,561,$$

którą wcześniej dodano do zbioru wartości obserwacji. Różnice wynikają stąd, iż w wartościach początkowych występowała jeszcze inna niewielka składowa okresowa. Histogramy kolejnych wyników są pokazane na rys. 5a, b, c. Końcowy rozkład (rys. 5c) jest zbliżony do prostokątnego, chociaż dla wyników surowych był on bliższy do normalnego. Jako hipotezę uproszczonego modelu rozkładu przyjęto więc rozkład prostokątny. Sprawdzono to wg kryterium  $\chi^2$  przy założonym poziomie zgodności  $\alpha$  i uzyskano wynik pozytywny – patrz [17].

Wartość średniej 6,007 wzrosła do 6,576 dopiero po usunięciu składowej sinusoidalnej o niecałkowitej liczbie okresów. Wartości jej standardowego odchylenia jako niepewności  $u_A$  wg GUM są następujące 0,2950, 0,2798, 0,2065. Wartość  $u_A$  malała po każdej operacji „czyszczenia” i łącznie zmniejszyła się 1,43 razy.

Dla wyników surowych i po każdym z etapów ich „czyszczenia” wyznaczono też współrzędną środka rozpięcia jako najlepszego statystycznie parametru dla rozkładu równomiernego: 6,109, 6,982, 6,713 i jego standardowe odchylenia: 0,0769, 0,0708, 0,0438. Po pełnej korekcji ocena niepewność środka rozpięcia jest 1,76 razy lepsza w stosunku do niepewności środka rozpięcia wyników bez korekcji. Przy tym niepewność środka rozpięcia jest 4,7 razy mniejsza od niepewności wartości średniej. Otóż dzięki „czyszczeniu” wyników obserwacji ocena dokładności obu estymatorów wyniku pomiaru istotnie poprawia się.



Rys. 5. Histogramy dla odchyżeń obserwacji z przykładu 2: surowych wyników (a); oczyszczonych: tylko z trendu liniowego (b), z trendu i pojedynczej oscylacji (c)

Fig. 5. Histograms of data deflections of the example 2: of raw data (a); cleaned from linear trend only (b), twice, from trend and oscillation (c)

#### 4. Podsumowanie

Celem przykładów 1 oraz 2 było pokazanie jak usunięcie trendu przyjętego dla uproszczenia jako liniowy i usunięcie przebiegu oscylacyjnego z surowych wyników pomiaru o rozkładzie normalnym oraz jednostajnym wpływa na ich wartość średnią i niepewność  $u_A$ .

W praktyce pomiarowej jest też istotne, aby mieć pewność czy wykryte składowe regularne istnieją rzeczywiście, a nie są li tylko skutkiem przypadkowego rozłożenia się punktów w pojedynczej próbie. W tym celu należy zbadać wg właściwego do porównań kryterium czy przebiegi te powtarzają się w kilku kolejnych zarejestrowanych realizacjach o zbliżonych warunkach pomiaru, lub zarejestrować długą realizację i zanalizować odcinkami jej stacjonarność.

Przy stosowaniu w pomiarach regularnego próbkowania zalecaną przez przewodnik ISO GUM procedurę wyznaczenia niepewności metodą typu A jako miary losowego rozrzutu wyników względem wartości średniej można uściślić w dość prosty sposób. W tym celu należy w surowych wynikach obserwacji wykryć

i „oczyścić” nieznane na początku zakłócenia w postaci trendu i oscylacji. Jest to możliwe, jeśli dla mesurandu w postaci wartości stałej lub wartości średniej znane są względne położenia poszczególnych obserwacji, np. z ich kolejności przy równomiernym próbkowaniu lub wg innej procedury określającej względną pozycję każdej z obserwacji. Dzięki temu uzyska się wynik pomiarów o mniejszej niepewności.

Włączenie procedury eliminacji tych składowych do metody wyznaczania niepewności  $u_A$  w GUM należałoby poprzedzić jej standaryzacją. Inne propozycje udoskonalenia metod wyznaczania niepewności metodą typu A i typu B oraz niepewności złożonej omawia się w [16-20].

#### 5. Literatura

- [1] Wyrażanie Niepewności Pomiaru. Przewodnik, tłumaczenie Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement, ISO 1992, revised and corrected 1995 z komentarzem J. Jaworskiego, Wydawnictwo Głównego Urzędu Miar Alfabero Warszawa 1999, 2002
- [2] Międzynarodowy słownik podstawowych i ogólnych terminów metrologii, wydanie 2 z 1993r., tłum. prof. J. Dudziewicza Główny Urząd Miar Warszawa 1995 (oryginał: International Vocabulary of Basic and General Terms in Metrology. 3th ed. ISO 2004)
- [3] Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement, Supplement 1. Numerical Methods for the Propagation of Distribution. Document of International Bureau of Measures
- [4] Bendat J.S., Piersol A.G.: Random Data. Analysis and measurement procedure John Wiley & Sons N. York 1986 (polskie wydanie: Metody analizy i pomiaru sygnałów losowych, WNT Warszawa 1976)
- [5] Novitski P.V., Zograf I.A.: Ocena pogreshnostej rezultatov izmerenii Energoatomizdat, Leningrad, 1985 ss.248
- [6] Piotrowski J.: Theory of Physical and Technical Measurements, PWN Warszawa – Elsevier Amsterdam 1992
- [7] Piotrowski J., Kostyrko K.: Wzorcowanie Aparatury Pomiarowej, Wydawnictwo Naukowe PWN Warszawa 2000
- [8] Arendarski J.: Niepewność Pomiarów. Oficyna wydawnicza Politechniki Warszawskiej, Warszawa 2003
- [9] Skubis T.: Podstawy metrologicznej oceny wyników pomiaru. Wyd. Politechniki Śląskiej Gliwice 2004
- [10] Rabinovich S.G.: Measurement Errors and Uncertainties Theory and Practice 3th ed. Springer 2005
- [11] Kirkup L. Frenkel B.: An Introduction to the Uncertainty in Measurement Using the GUM. Cambridge Univ. Press, Physics, 2006
- [12] Pavese F., Ichim D.: SAODR: Sequence analysis for outlier data rejection, Measurement Science and Technology 15 (2004) 2047-2052
- [13] Korczyński J., Fotowicz P., Hetman A i inni: Metody obliczania wyników pomiaru. Pomiary Automatyka Kontrola 2, 2005 s.13-16
- [14] Bich W., Cox M. G., Harris P.M.: Evolution of the 'Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement' Metrology 43 (2006) s. 161-166
- [15] Korczyński M. J., Cox, M.G. Harris P.M.: Convolution and uncertainty evaluation. Advanced Mathematical and Computational Tools in Metrology. Series on Advances in Mathematics for Applied Sciences, vol. 72 (2006)
- [16] Dorozhovets M. Wybrane problemy praktycznej oceny błędów oraz niepewności wyników pomiaru. Metody i technika przetwarzania sygnałów w pomiarach fizycznych. Elektrotechnika z.29. Zeszyty naukowe Politechniki Rzeszowskiej, 233. Rzeszów, 2006 r. – s. 9-44.
- [17] Dorozhovets M., Warsza Z. L.: Udoskonalenie metod wyznaczania niepewności wyników pomiaru w praktyce, Przegląd Elektrotechniki nr 1 2007 s. 1-13
- [18] Dorozhovets M., Warsza Z.: Wyznaczanie niepewności typu A pomiarów o skorelowanych rezultatach obserwacji, Pomiary Automatyka Kontrola 2/2007 s. 20-25
- [19] Dorozhovets M., Warsza Z.L.: Propozycje rozszerzenia metod wyznaczania niepewności wyniku pomiarów wg Przewodnika GUM część 2, Uściślenie metod obliczeń niepewności typu B. Pomiary Automatyka Robotyka 2/2007 s. 6 - 12
- [20] Dorozhovets M., Warsza Z.: Wpływ wyboru parametrów rozkładu prawdopodobieństwa na niepewność typu A, Pomiary Automatyka Kontrola 9bis/2007 - Materiały Kongresu Metrologii, 2007 Kraków