

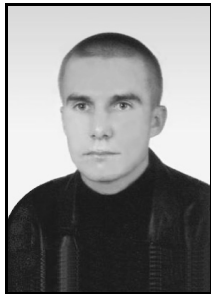
Sergiusz SIENKOWSKI

UNIwersytet Zielonogórski, Instytut Metrologii Elektrycznej,
ul. Podgórna 50, 65-246 Zielona Góra

Ocena wpływu kwantowania na niepewność estymatora wartości oczekiwanej sygnału

Mgr inż. **Sergiusz SIENKOWSKI**

Absolwent Wydziału Podstawowych Problemów Techniki Politechniki Zielonogórskiej (2001 r.) oraz Wydziału Elektrotechniki, Informatyki i Telekomunikacji Uniwersytetu Zielonogórskiego (2003 r.). Obecnie asystent w Instytucie Metrologii Elektrycznej Uniwersytetu Zielonogórskiego. Zajmuje się zagadnieniami związanymi z cyfrowym przetwarzaniem sygnałów i oceną niepewności pomiarów.



e-mail: S.Sienkowski@ime.uz.zgora.pl

Streszczenie

Artykuł dotyczy problematyki oceny wpływu kwantowania na niepewność estymatora wartości oczekiwanej sygnału. Zdefiniowano postacie estymatorów wartości oczekiwanej oraz wariancji tego parametru. Wyznaczono obciążenia estymatorów. Oceniono wpływ kwantowania na niepewność estymatora wartości oczekiwanej. Do badań zastosowano skwantowane próbki sygnału oraz momenty zmiennej losowej. Konwersja sygnału przeprowadzono z zastosowaniem kwantyzatora typu zaokrąglającego o idealnej charakterystyce kwantowania.

Słowa kluczowe: estymator wartości oczekiwanej, wariancja, obciążenie, niepewność, przetwornik A-C.

Evaluation of quantization influence on the signal mean value estimator uncertainty

Abstract

The paper deals with the problem of evaluation of quantization influence on the signal mean value estimator uncertainty on the basis of digital measuring data. In order to evaluate the uncertainty, there have been used the quantized samples and moments of a random variable as well as the Widrow theory of quantization. The round-off quantizer of the ideal quantizing characteristic has been applied. The paper is divided into four sections. In the first section there is given Eq. (2) describing the mean value estimator obtained from the quantized data. In the second section the bias of the mean value estimator is described by Eq. (5) and shown in Fig. 1. The mean value estimator (2) with and without bias (5) is shown in Fig. 2. The mean value estimator variance is given by Eq. (6) and shown in Fig. 3. In the next section there are presented Eqs. (21)-(23) describing the quantization influence on the mean value estimator uncertainty obtained from the moments and quantized data. The quantization influence on the mean value estimator uncertainty is studied in two independent cases, with and without bias, and shown in Fig. 6. It has been shown that for a sinusoidal signal Eq. (21) is a suppressed oscillating function of the amplitude. Moreover, it has been proved that by increasing the sample size Eqs. (22) and (23) can be brought to 1. In the last section the results of investigations are summarized.

Keywords: mean value estimator, expected value, variance, bias, uncertainty, A-D converter.

1. Pojęcia podstawowe

Niech pogrupowane próbki dyskretnego w czasie i skwantowanego w amplitudzie sygnału $s_q(t)$ tworzą M -wymiarową zmienną losową:

$$x_q = (x_q(0), \dots, x_q(M-1)), \quad (1)$$

gdzie M to liczba próbek sygnału.

Funkcje zmiennej losowej x_q mogą dawać początek nowym zmiennym losowym nazywanym statystykami. Typowym przykładem statystyki jest średnia z próby:

$$\tilde{x}_q = \frac{1}{M} (x_q(0) + \dots + x_q(M-1)). \quad (2)$$

Statystyka (2) jest estymatorem wartości oczekiwanej $E[x]$ zmiennej losowej:

$$x = (x(0), \dots, x(M-1)), \quad (3)$$

utworzonej na podstawie pogrupowanych próbek dyskretnego w czasie sygnału $s(t)$. Zmienne x i x_q wiążą zależność $x_q = x + e_q$, gdzie e_q to zmienna losowa przyjmująca wartości błędów operacji kwantowania, q -krok kwantowania.

2. Obciążenie i wariancja estymatora wartości oczekiwanej

Estymator (2) ma wartość oczekiwaną:

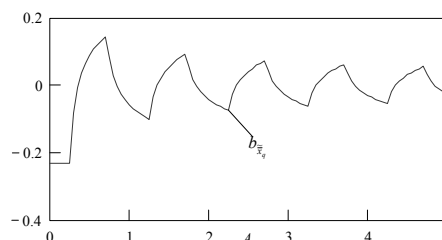
$$E[\tilde{x}_q] = \frac{1}{M} (E[x_q(0)] + \dots + E[x_q(M-1)]) = E[x_q], \quad (4)$$

oraz obciążenie:

$$\begin{aligned} b_{\tilde{x}_q} &= E[\tilde{x}_q] - E[x] \\ &= E[x + e_q] - E[x] = E[e_q] \end{aligned} \quad (5)$$

Występujące we wzorach (4) i (5) składowe $E[x]$, $E[e_q]$ i $E[x_q]$ to momenty zwykle pierwszego rzędu zmiennych x , e_q i x_q . Momenty te obliczamy na podstawie funkcji charakterystycznych $\Phi_x(v) = E[e^{jvx}]$, $\Phi_{e_q}(v) = E[e^{jve_q}]$ i $\Phi_{x_q}(v) = E[e^{jvx_q}]$. Sposób obliczania wartości wielkości $E[x]$, $E[e_q]$ i $E[x_q]$ przedstawiono m.in. w [1]-[3].

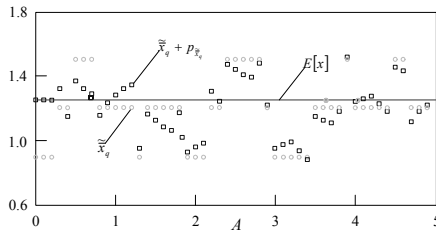
Obciążenie (5) to błąd systematyczny, który możemy uwzględnić za pomocą poprawki $p_{\tilde{x}_q} = -b_{\tilde{x}_q}$ do wyniku estymacji wartości oczekiwanej $E[x]$ zmiennej x . W wyniku takiej operacji uzyskujemy nieobciążony estymator wielkości $E[x]$. Znak i wartość (5) nie są znane *a priori*, zatem poprawka $p_{\tilde{x}_q}$ może przyjmować wartości ze znakiem dodatnim lub ujemnym. Taką sytuację przedstawiono na rys. 1.



Rys. 1. Obciążenie estymatora (2) dla skwantowanego sygnału sinusoidalnego
Fig. 1. Bias of the mean value estimator (2) obtained from the quantized sinusoidal signal

Wykres obciążenia (5) z rys. 1 sporządzono dla sygnału sinusoidalnego o amplitudzie A ze składową stałą A_0 . Podczas obliczeń przyjęto $M=10$, $q=1$ V, $A_0=1.234$ V.

Na rys. 2 przedstawiono wyniki obliczeń wartości estymatora (2) na podstawie próbek sygnału sinusoidalnego i tego samego estymatora po uwzględnieniu poprawki $p_{\tilde{x}_q}$.



Rys. 2. Estymator (2) otrzymany ze skwantowanego sygnału sinusoidalnego
Fig. 2. Mean value estimator (2) obtained from the quantized sinusoidal signal

Zastosowana podczas przeprowadzania eksperymentu mała liczba próbek M pozwoliła na badanie własności estymatora (2). Jak pokazuje rys. 2 po uwzględnieniu poprawki $p_{\tilde{x}_q}$ w (2) obliczony estymator może uzyskiwać większe wartości niż estymator, w którym taka poprawka nie została uwzględniona. W dodatku uwzględnienie takiej poprawki może prowadzić do mniej dokładnego oszacowania wartości badanego parametru.

Rozważmy teraz wariancję estymatora (2). Można ją obliczyć na podstawie wzoru:

$$Var[\tilde{x}_q] = E\left[\left(\tilde{x}_q\right)^2\right] - E^2[\tilde{x}_q]. \quad (6)$$

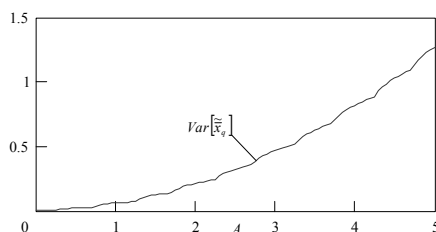
Ponieważ:

$$\begin{aligned} E\left[\left(\tilde{x}_q\right)^2\right] &= \frac{1}{M^2} \left(\sum_{i=0}^{M-1} E\left[x_q(i)^2\right] + \sum_{i=0}^{M-1} \sum_{\substack{k=0 \\ i \neq k}}^{M-1} E\left[x_q(i)x_q(k)\right] \right) \\ &= \frac{1}{M} \left(E\left[x_q^2\right] - E^2\left[x_q\right] + E^2\left[x_q\right] \right), \end{aligned} \quad (7)$$

to korzystając z (4) otrzymujemy:

$$Var[\tilde{x}_q] = \frac{1}{M} \left(E\left[x_q^2\right] - E^2\left[x_q\right] \right). \quad (8)$$

Występujące we wzorze (8) składowe $E\left[x_q\right]$ i $E\left[x_q^2\right]$ to momenty zwykle pierwszego i drugiego rzędu zmiennej x_q . Na rys. 3 przedstawiono wykres wariancji (8) dla skwantowanego sygnału sinusoidalnego.



Rys. 3. Wariancja (8) otrzymana ze skwantowanego sygnału sinusoidalnego
Fig. 3. Variance (8) obtained from the quantized sinusoidal signal

Wyznaczanie wariancji na podstawie momentów na ogół nie jest proste i wymaga znajomości postaci funkcji charakterystycznych zmiennych x_q lub x i e_q . Łatwiej oszacować wariancję z zastosowaniem skwantowanych próbek sygnału $s_q(t)$ i wzoru:

$$\tilde{Var}_1[\tilde{x}_q] = \frac{1}{M^2} \sum_{i=0}^{M-1} \left(x_q(i) - \tilde{x}_q \right)^2. \quad (9)$$

Zależność (9) to estymator wariancji:

$$Var[\tilde{x}] = \frac{1}{M} \left(E\left[x^2\right] - E^2\left[x\right] \right). \quad (10)$$

Wartość oczekiwana estymatora (9) wynosi:

$$E\left[\tilde{Var}_1[\tilde{x}_q]\right] = \frac{M-1}{M^2} Var\left[x_q\right] = \frac{M-1}{M^2} \left(E\left[x_q^2\right] - E^2\left[x_q\right] \right). \quad (11)$$

Stąd [4]:

$$\begin{aligned} b_{\tilde{Var}_1[\tilde{x}_q]} &= E\left[\tilde{Var}_1[\tilde{x}_q]\right] - Var[\tilde{x}] \\ &= \frac{M-1}{M^2} \left(E\left[x_q^2\right] - E^2\left[x_q\right] \right) - \frac{1}{M} \left(E\left[x^2\right] - E^2\left[x\right] \right). \end{aligned} \quad (12)$$

A zatem (9) jest estymatorem obciążonym. Po uwzględnieniu (12) jako poprawki $p_{\tilde{Var}_1[\tilde{x}_q]} = -b_{\tilde{Var}_1[\tilde{x}_q]}$ w (9) otrzymujemy nieobciążony estymator wariancji (10). Jak w przypadku obciążenia (5) nie można ustalić *a priori* znaku i wartości obciążenia (12).

Jeżeli rozważać będziemy kwantyzator o nieskończenie dużej rozdzielczości, to [3]:

$$b_{\tilde{Var}_1[\tilde{x}]} = E\left[\tilde{Var}_1[\tilde{x}]\right] - Var[\tilde{x}] = -\frac{1}{M^2} Var\left[x\right] \quad (13)$$

Z (13) wynika, że obciążenie (12) ma nie tylko składową powodowaną kwantowaniem, ale również składową pochodzącą od pierwotnego obciążenia estymatora (9). Znak (13) jest ujemny, a więc dla takiego kwantyzatora estymator (9) daje zbyt małe oszacowanie (10). Po uwzględnieniu poprawki $p_{\tilde{Var}_1[\tilde{x}]} = -b_{\tilde{Var}_1[\tilde{x}]}$ w (9) otrzymujemy nową postać estymatora wariancji (10):

$$\tilde{Var}_2[\tilde{x}_q] = \frac{1}{M(M-1)} \sum_{i=0}^{M-1} \left(x_q(i) - \tilde{x}_q \right)^2. \quad (14)$$

Estymator (14) ma wartość oczekiwaną:

$$\begin{aligned} E\left[\tilde{Var}_2[\tilde{x}_q]\right] &= \frac{M}{M-1} E\left[\tilde{Var}_1[\tilde{x}_q]\right] = \frac{1}{M} Var\left[x_q\right] \\ &= \frac{1}{M} \left(E\left[x_q^2\right] - E^2\left[x_q\right] \right), \end{aligned} \quad (15)$$

oraz obciążenie [4]:

$$\begin{aligned} b_{\tilde{Var}_2[\tilde{x}_q]} &= E\left[\tilde{Var}_2[\tilde{x}_q]\right] - Var[\tilde{x}] \\ &= \frac{1}{M} \left(E\left[x_q^2\right] - E^2\left[x_q\right] + E^2\left[x\right] - E^2\left[x_q\right] \right). \end{aligned} \quad (16)$$

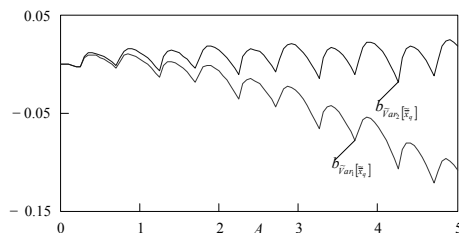
Po uwzględnieniu poprawki $p_{\tilde{Var}_2[\tilde{x}_q]} = -b_{\tilde{Var}_2[\tilde{x}_q]}$ w (14) otrzymujemy nieobciążony estymator wariancji (10).

Jeżeli rozdzielczość kwantyzatora jest nieskończenie duża, to:

$$b_{\tilde{Var}_2[\tilde{x}]} = E\left[\tilde{Var}_2[\tilde{x}]\right] - Var[\tilde{x}] = 0, \quad (17)$$

a zatem (16) ma jedynie składową powodowaną kwantowaniem.

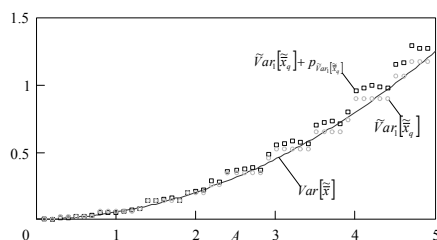
Na rys. 4 przedstawiono przykładowe przebiegi obciążeń estymatorów (9) i (14) dla skwantowanego sygnału sinusoidalnego.



Rys. 4. Obciążenie estymatora (9) i (14) dla skwantowanego sygnału sinusoidalnego
Fig. 4. Bias of estimator (9) and (14) obtained from the quantized sinusoidal signal

Łatwo zauważyć, że w rozważanym przypadku pierwotna składowa obciążenia estymatora (9) ma dużo większe znaczenie niż wynikająca z kwantowania składowa obciążenia estymatora (14).

Ze względu na losowy charakter kwantowania uwzględnienie obliczonych poprawek może powodować wzrost wariancji. Ilustracją dla tej uwagi jest rys. 5.



Rys. 5. Wariancja (9) otrzymana ze skwantowanego sygnału sinusoidalnego
Fig. 5. Variance (9) obtained from the quantized sinusoidal signal

Jak pokazuje rys. 5 uwzględnienie poprawki $p_{\tilde{var}_1}[\tilde{x}_q]$ w (9) powoduje nie tylko wzrost wariancji. Może również prowadzić do mniej dokładnego oszacowania wartości badanego parametru.

3. Wpływ kwantowania na niepewność estymatora wartości oczekiwanej

Sposób obliczania niepewności zależy od charakteru pomiaru. Wyróżnia się dwie zasadnicze metody. Metodę typu A i metodę typu B. Obydwie metody pozwalają na uzyskanie niepewności standardowej wyrażonej w formie odchylenia standardowego lub estymaty tego parametru. Niepewność standardowa może być związana nie tylko z wynikiem pomiaru, ale również z każdą estymatą parametru rozkładu zmiennej losowej.

W pierwszej kolejności zdefiniujemy pojęcie odchylenia standardowego estymatora (2):

$$\sigma_{\tilde{x}_q} = \sqrt{\text{Var}[\tilde{x}_q]} = \sqrt{\frac{1}{M} (E[x_q^2] - E^2[x_q])}. \quad (18)$$

Zastępując wariancję $\text{Var}[\tilde{x}_q]$ jednym z estymatorów wariancji (10) uzyskujemy oceny wielkości (18):

$$u_{\tilde{x}_{q1}} = \sqrt{\tilde{\text{Var}}_1[\tilde{x}_q]} = \frac{1}{M} \sqrt{\sum_{i=0}^{M-1} (x_q(i) - \tilde{x}_q)^2}, \quad (19)$$

$$u_{\tilde{x}_{q2}} = \sqrt{\tilde{\text{Var}}_2[\tilde{x}_q]} = \sqrt{\frac{1}{M(M-1)} \sum_{i=0}^{M-1} (x_q(i) - \tilde{x}_q)^2}. \quad (20)$$

Zgodnie z [5] zależność (20) jest niepewnością standardową typu A estymatora (2).

Korzystając z (18)-(20) możemy ocenić wpływ kwantowania na niepewność standardową typu A estymatora (2).

W tym celu wprowadźmy współczynniki:

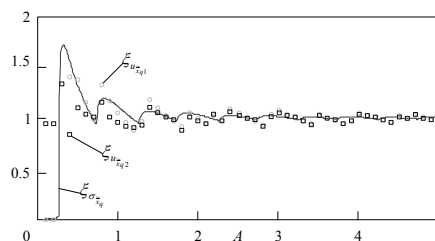
$$\xi_{\sigma_{\tilde{x}_q}} = \frac{\sqrt{\text{Var}[\tilde{x}_q]}}{\sqrt{\text{Var}[\tilde{x}]}} = \frac{\sqrt{E[x_q^2] - E^2[x_q]}}{\sqrt{E[x^2] - E^2[x]}}, \quad (21)$$

$$\xi_{u_{\tilde{x}_{q1}}} = \frac{\sqrt{\tilde{\text{Var}}_1[\tilde{x}_q]}}{\sqrt{\tilde{\text{Var}}_1[\tilde{x}]}}}, \quad (22)$$

$$\xi_{u_{\tilde{x}_{q2}}} = \frac{\sqrt{\tilde{\text{Var}}_1[\tilde{x}_q] + p_{\tilde{var}_1}[\tilde{x}_q]}}{\sqrt{\tilde{\text{Var}}_2[\tilde{x}]}}}. \quad (23)$$

Wielkości $\tilde{\text{Var}}_1[\tilde{x}]$ i $\tilde{\text{Var}}_2[\tilde{x}]$ to estymatory wariancji $\text{Var}[\tilde{x}]$. Obliczamy je analogicznie jak w (9) i (14) na podstawie próbek sygnału $s(t)$. Współczynnik (22) obliczany jest w sytuacji, gdy estymatory wariancji (10) są obciążone, natomiast współczynnik (23) po uwzględnieniu poprawek do wyników estymacji takiej wariancji.

Sporządzono wykresy $\xi_{\sigma_{\tilde{x}_q}}$ oraz $\xi_{u_{\tilde{x}_{q1}}}$ i $\xi_{u_{\tilde{x}_{q2}}}$. Otrzymane wykresy przedstawiono na rys. 6.



Rys. 6. Wykresy zależności (21)-(23) otrzymane ze skwantowanego sygnału sinusoidalnego

Fig. 6. Curves of (21)-(23) obtained from the quantized sinusoidal signal

Wraz ze wzrostem amplitudy A sygnału sinusoidalnego wpływ kwantowania na niepewność estymatora (2) maleje. Konsekwencją wzrostu amplitudy jest to, że wielkości $\xi_{\sigma_{\tilde{x}_q}} \rightarrow 1$, $\xi_{u_{\tilde{x}_{q1}}} \rightarrow 1$ i $\xi_{u_{\tilde{x}_{q2}}} \rightarrow 1$. Można zauważyć, że wzrost liczby próbek M spowoduje, że dla tej samej wartości amplitudy A wielkość $\xi_{u_{\tilde{x}_{q2}}}$ będzie szybciej zbiegać do 1 niż $\xi_{\sigma_{\tilde{x}_q}}$, zaś dalszy wzrost liczby próbek M doprowadzi do sytuacji, w której $\xi_{u_{\tilde{x}_{q1}}} \rightarrow \xi_{\sigma_{\tilde{x}_q}}$.

4. Podsumowanie

W pracy badano właściwości estymatorów wartości oczekiwanej i wariancji estymatora wartości oczekiwanej obliczanych na podstawie skwantowanych danych. Wyznaczono obciążenia estymatorów i uwzględniono je jako poprawki do wyników estymacji badanych parametrów. Pokazano, że uwzględnienie poprawek może prowadzić do mniej dokładnego oszacowania wartości parametru. Uzyskane wyniki pokazały również, że obciążenie estymatorów zależy nie tylko od operacji kwantowania, ale również od właściwości estymatorów obliczanych na podstawie danych pierwotnych.

W dalszej części pracy podano postacie wzorów umożliwiających ocenę wpływu kwantowania na niepewność estymatora wartości oczekiwanej. Badania pokazały, że uwzględnienie poprawek w wyniku estymacji wartości oczekiwanej i wariancji tego

parametru ma znaczenie w przypadku zastosowania do obliczeń próby mało licznej i może prowadzić do niedoszacowania niepewności.

5. Literatura

- [1] Widrow B., Kollar I.: Quantization Noise. Cambridge University Press, 2008.
- [2] Lal-Jadziak J., Sienkowski S.: Variance of random signal mean square value digital estimator. Metrology and Measurement Systems, vol. 16, no.2, pp. 267-278, 2009.

- [3] Bobrowski D.: Probabilistyka w zastosowaniach technicznych. Wydawnictwa Naukowo-Techniczne, 1980.
- [4] Sienkowski S., Rutkowska M.: Identyfikacja składowych błędów średniokwadratowego cyfrowego estymatora wartości oczekiwanej sygnału. Materiały 17. Konferencji MiSSP, Wydawnictwo Katedry Metrologii AGH, s. 17-26, 2009.
- [5] Wyrażanie niepewności pomiaru. Przewodnik. Wydawnictwo Głównego Urzędu Miar Alfabero, 1999.

otrzymano / received: 04.08.2010

przyjęto do druku / accepted: 01.10.2010

artykuł recenzowany

INFORMACJE

V Kongres Metrologii

W dniach 6-8 września 2010 r. odbył się w Łodzi V Kongres Metrologii. Jest to jedna z najważniejszych naukowych konferencji metrologicznych w naszym kraju. Organizację Kongresu powierzył Politechnice Łódzkiej Komitet Metrologii i Aparatury Naukowej PAN. W organizacji Kongresu wzięły udział trzy jednostki organizacyjne Politechniki Łódzkiej: Instytut Elektrotechniki Teoretycznej, Metrologii i Materiałoznawstwa, Instytut Maszyn Przepływowych, Katedra Automatyk Procesów Włókienniczych, oraz Stowarzyszenie Elektryków Polskich – Oddział Łódzki.

Kongres odbywał się pod patronatem JM Rektora Politechniki Łódzkiej, Komitetu Metrologii i Aparatury Naukowej PAN, Wójcyny Łódzkiej oraz Prezydenta Miasta Łodzi.

W kongresie wzięło udział 165 uczestników reprezentujących wyższe uczelnie, instytuty naukowe oraz zakłady przemysłowe. Podczas sesji otwarcia Kongresu Pani Janina Maria Popowska, Prezes Głównego Urzędu Miar, scharakteryzowała cele i zadania jakie stoją przed Urzędem Miar. Na sesjach wygłoszono 131 referatów, w tym trzy referaty plenarne:

- „Bezprzewodowe sieci sensorowe – aspekty metrologiczne, telekomunikacyjne i energetyczne” – wygłosił prof. Włodzisław Kulesza z Uniwersytetu w Blekinge, Szwecja,
- „Komunikacja człowieka z komputerem za pomocą wzrokowych sygnałów wywołanych” – wygłosił prof. Andrzej Materka z Politechniki Łódzkiej,
- „Etyczne aspekty badań empirycznych” – wygłosił prof. Roman Morawski z Politechniki Warszawskiej.

Tematyka tych referatów wzbudziła szeroką i ożywioną dyskusję. Szczególne zainteresowanie, mając na uwadze problemy i wyzwania przed jakimi staje polska nauka, wzbudził referat prof. Romana Morawskiego, dotyczący etyki w nauce i etycznych problemów badań naukowych.

Problematyka Kongresu była bardzo szeroka i obejmowała praktycznie wszystkie dziedziny techniki pomiarowej. Na pierwszym miejscu można wymienić zagadnienia dotyczące nowych kierunków rozwoju i zastosowań metrologii (np. wykorzystanie nowych zjawisk fizycznych do budowy wzorców jednostek miar), nowych sposobów pozyskiwania informacji metrologicznej, a także nowych metod pomiaru właściwości obiektów wytworzonych przy zastosowaniu innowacyjnych technologii oraz wykorzystania wybranych dziedzin matematyki do poznania obiektów metrologicznych i analizy sygnałowej.

Obrazy Kongresu prowadzone były w 12 sesjach, w których zgrupowano referaty o zbliżonej tematyce, jak na przykład: wzorce jednostek miar, ocena jakości pomiaru, pomiary wielkości elektrycznych, mechanicznych, chemicznych, cieplnych, a także o tematyce dotyczącej systemów pomiarowych, pomiarów biomedycznych i analizy sygnałowej.

Zagadnienia pomiarów wielkości elektrycznych prezentowane były w 20 referatach, w których przedstawiono, między innymi, problematykę pomiarów parametrów jakościowych energii elektrycznej, pomiarów rezystancji, a także pomiarów parametrów systemu elektroenergetycznego. Pomiary wielkości mechanicznych dotyczyły w dużym stopniu pomiarów przepływu cieczy i gazów, a także pomiarów wilgotności i pomiaru parametrów ruchu pojazdów mechanicznych. Duże zainteresowanie i szeroka dyskusja wzbudziła tematyka pomiarów w medycynie. W referatach prezentowano, między innymi, zagadnienia telemetrycznego systemu monitorowania pacjentów, które wchodzi do tematyki e-zdrowia i tektroniki. Pomiary płaskości i prostoliniowości były prezentowane w sesji poświęconej pomiarom geometrycznym. W sesji dotyczącej pomiarów technologicznych, prezentowano głównie zagadnienia badań charakterystycznych parametrów różnych materiałów. Problemy pomiarów temperatury i mocy cieplnej były prezentowane na sesji poświęconej zagadnieniom termicznym.

Na podkreślenie zasługuje duża liczba referatów (11) dotyczących realizacji wzorców jednostek miar różnych wielkości fizycznych, a także duża liczba referatów (14) z dziedziny oceny dokładności pomiaru. Są to zagadnienia kluczowe dla rozwoju techniki pomiarowej, co znalazło wyraz w tym, że sesje, w których były prezentowane cieszyły się bardzo dużym zainteresowaniem.

Teksty wszystkich referatów, wygłoszonych podczas obrad Kongresu, zostały zamieszczone na płycie CD, natomiast streszczenia tych referatów opracowano i wydano w wersji książkowej, jako materiały konferencyjne. Poza tym prace prezentowane na Kongresie były podstawą przygotowania artykułów naukowych, które zostały już opublikowane, bądź będą opublikowane w jednym z czasopism: Przegląd Elektrotechniczny, PAK i Metrology and Measurement Systems.

Mamy nadzieję, że uczestnicy Kongresu wynieśli wrażenie o konieczności mierzenia w różnych obszarach wiedzy, a także o randze i znaczeniu metrologii w życiu i pracy całego społeczeństwa.

W drugim dniu Kongresu, w ramach prezentacji Regionu Łódzkiego, uczestnicy Kongresu zwiedzili Muzeum Historii Włókiennictwa, jeden z najpiękniejszych w Polsce zabytków architektury przemysłowej, mieszczące się w zbudowanej w latach 1835-39 przez Ludwika Gayera „Białej Fabryce” wraz z nowopowstałym Skansenem Łódzkiej Architektury Drewnianej. Stanowiło to swego rodzaju atrakcję, ponieważ jest to jedyne muzeum o tej tematyce w Polsce, a prezentowane były urządzenia włókiennicze z XVIII i XIX i XX wieku.

Organizatorem następnego Kongresu Metrologii będzie Politechnika Świętokrzyska. Kilka zdjęć z V Kongresu Metrologii zamieszczono na trzeciej stronie okładki miesięcznika PAK.

Przewodniczący Kongresu
Prof. Zygmunta KUŚMIEREK