

Jerzy JAKUBIEC

POLITECHNIKA ŚLĄSKA, INSTYTUT METROLOGII I AUTOMATYKI ELEKTROTECHNICZNEJ

Probabilistyczny model wyniku pomiaru wartości chwilowej wielkości zmiennej w czasie

Prof. dr hab. inż. Jerzy JAKUBIEC

Zastępca dyrektora ds. naukowych Instytutu Metrologii i Automatyki Elektrotechnicznej Politechniki Śląskiej. Zainteresowania naukowe – analiza propagacji błędów w torach przetwarzania analogowo/cyfrowego, synteza modeli niepewności algorytmów przetwarzania danych pomiarowych, modelowanie metrologicznych właściwości systemów pomiarowo-sterujących. Autor około 100 prac naukowych, 6 monografii i podręczników akademickich.



e-mail: jerzy.jakubiec@polsl.pl

Streszczenie

W artykule rozpatrywane jest zagadnienie pomiaru wartości chwilowej wielkości zmieniającej się w czasie za pomocą toru pomiarowego składającego się z układu próbkująco/pamiętającego oraz przetwornika A/C. Opisano sposób modelowania właściwości metrologicznych elementów toru oraz probabilistyczny model wyniku pomiaru uzyskiwanego na jego wyjściu. Przedstawiono metodę weryfikacji tego rodzaju modelu dla przypadku, gdy obejmuje on wiele źródeł błędów.

Abstract

The paper characterizes the problem of instantaneous value measurement of a quantity varying in time by using a measuring chain consists of a Sample/Hold circuit and an AD converter. A method of metrological properties modeling of the chain elements and a model of measurement result obtained at the output of the chain has been presented. A verification method of such a kind model, for the situation when it contains many error sources, has been described.

Słowa kluczowe: próbkowanie, kwantowanie, probabilistyczny model błędów, niepewność

Keywords: sampling, quantizing, probabilistic error model, uncertainty

1. Wstęp

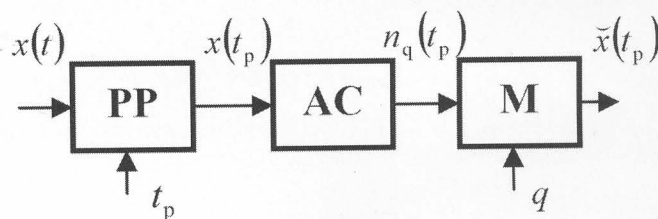
Wielkości fizyczne dzieli się powszechnie na stałe i zmienne w czasie. Biorąc pod uwagę, że w odpowiednio długim okresie czasu wszystkie wielkości ulegają zmianom, jako kryterium podziału przyjmuje się relację zachodzącą między czasem obserwacji danej wielkości a opisem jej zmienności. Wielkość jest traktowana jako stała w czasie, jeżeli jej zmiany w czasie obserwacji są nieistotne z punktu widzenia celu tej obserwacji, w przeciwnym przypadku uznawana jest jako zmienna w czasie.

W przypadku, gdy obserwacja ma na celu pomiar wielkości, kryterium powyższego podziału staje się bardziej złożone. Przede wszystkim należy zauważyć, że w trakcie realizacji pomiaru wielkość mierzona powinna nie ulegać zmianie lub, wyrażając się bardziej precyzyjnie, wpływ jej zmian na niedokładność pomiaru nie powinien być większy od przyjętego jako dopuszczalny. Z reguły wpływ ten opisuje się za pomocą błędów, który w rozpatrywanej sytuacji nie może przekraczać wartości dopuszczalnych ze względu na niedokładność pomiaru.

Powyższe wymaganie powoduje, że czasowy opis procesu pomiaru wymaga wprowadzenia pojęcia mezurandu jako swojego rodzaju uogólnienia wielkości mierzonej, a zarazem dookreślenia tego, co się mierzy. Przykładowo, jeżeli rozpatruje się napięcie

przemienne, to z założenia opisywane jest ono jako okresowa funkcja czasu, czyli jest wielkością zmienną w czasie. Jednym z podstawowych parametrów takiego napięcia jest wartość skuteczna, która w tym przypadku jest stała w czasie. Definiując zatem wartość skuteczną jako mezurand wymagana jest jego stałość w czasie przez co najmniej jeden okres przebiegu wielkości, a ewentualna zmienność mezurandu w czasie może być rozpatrywana w kolejno po sobie następujących okresach tego przebiegu.

Zupełnie inaczej jest, gdy określi się mezurand jako wartość chwilową przebiegu zmiennego w czasie. Z definicji każdy pomiar realizowany jest dla innej wartości tego mezurandu. Z samej istoty pomiaru (mierzy się to, co jest nieznanne) wynika, że pomiar wartości chwilowej jest niepowtarzalny. W takiej sytuacji spełnienie żądania odpowiedniej stałości mezurandu w trakcie realizacji pomiaru wymaga z reguły zastosowania odpowiednich środków technicznych wspomagających proces pomiaru.



Rys.1. Schemat układu do pomiaru wartości chwilowej wielkości zmiennej w czasie, PP jest układem próbkującym z pamięcią, AC – kwantyzatorem, M – jest elementem realizującym mnożenie

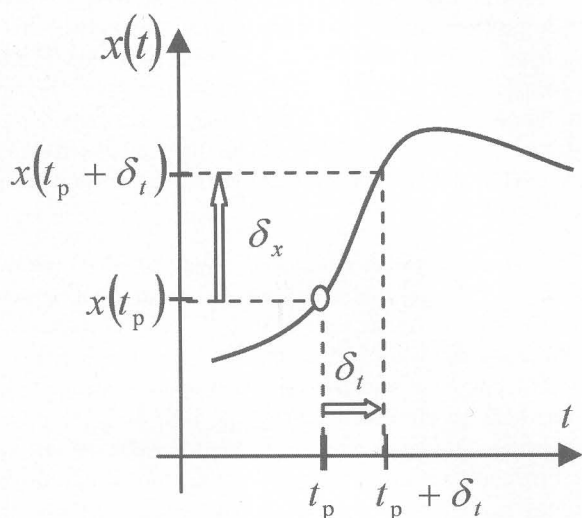
Fig.2. Scheme of a chain used for instantaneous value measurement of varying in time quantity, PP is a Sample/Hold circuit, A/C – a quantizer, M – an multiplication element

Schemat typowego układu do pomiaru wartości chwilowej wielkości zmiennej w czasie pokazano na rys.1. Układ ten stanowi łańcuch trzech elementów, z których pierwszy realizuje próbkowanie, które polega na fizycznym pobraniu przejawu wielkości wejściowej $x(t)$, czyli próbki tej wielkości, w określonej chwili oznaczonej jako t_p . Układ próbkujący z reguły wyposażony jest w element pamięciowy, który przechowuje próbkę przez czas niezbędny do jej pomiaru. Zespół tych dwóch elementów tworzy układ próbkująco/pamiętający oznaczony tutaj jako PP. Najczęściej spotykane w praktyce układy PP służą do próbkowania napięć i stanowią zespół wzmacniaczy wyposażony w kondensator jako element pamięci analogowej [3].

Drugim z kolei elementem łańcucha jest kwantyzator mierzący wartość próbki przez bezpośrednie jej porównanie z sumą elementarnych wzorców nazywanych kwantami [1]. W praktyce proces kwantowania realizują różnego rodzaju przetworniki analogowo/cyfrowe, a efektem ich działania jest liczba $n_q(t_p)$ określająca ilość kwantów przyporządkowanych próbkę $x(t_p)$. Liczba ta stanowi wskazanie niemianowane kwantyzatora. Aby uzyskać wskazanie mianowane $\tilde{x}(t_p)$, wyrażone w jednostkach wielkości wejściowej, należy wskazanie niemianowane pomnożyć przez wartość kwantu q , przy czym trzeba uwzględnić rodzaj kodu, w którym wyrażona jest liczba $n_q(t_p)$. Wskazanie mianowane reprezentuje wartość chwilową wielkości wejściowej w chwili t_p . Układ służący do jego uzyskiwania nazywany jest torem (układem) przetwarzania A/C.

2. Model procesu próbkowania

Jak to wynika z rozważań przedstawionych w punkcie 1, pomiar wartości chwilowej opisywany jest za pomocą dwóch liczb: wskazania \tilde{x} i wartości chwili próbkowania t_p . Zatem niedokładność tego rodzaju pomiaru może być określona odrębnie dla tych dwóch liczb, czyli dwuwymiarowo, w sposób opisany w pracy [4]. Jednak taki sposób jest mało użyteczny w praktyce, gdyż interpretacja niedokładności czasu próbkowania może być wykorzystana tylko w nielicznych sytuacjach. Znacznie bardziej przydatny jest drugi sposób polegający na przeniesieniu błędów czasowych w dziedzinę wartości próbki, co oznacza, że wszystkie błędy są traktowane w tym przypadku wyłącznie jako błędy pomiaru wartości próbki, czyli w sposób jednowymiarowy. Takie podejście pozwala na jednolite objęcie budżetem błędów wszystkich rodzajów błędów, wymaga jednak określenia warunków czasowej zmienności wielkości próbkowanej, w których tego rodzaju przeniesienie obowiązuje. Problem ten ilustruje rys.2.



Rys.2. Ilustracja wpływu błędów czasowych δ_t na wartość próbki pobieranej w chwili t_p

Fig.2. Illustration of the time error δ_t influence on the value of a sample taken at the moment t_p

Założmy, że zmienna w czasie wielkość $x(t)$, która ma być nominalnie próbkowana w chwili t_p w rzeczywistości, na skutek wystąpienia błędów odmierzenia czasu δ_t , jest próbkowana w chwili $t_p + \delta_t$. Spowoduje to powstanie błędów próbki wynoszącego

$$\delta_x = x(t_p + \delta_t) - x(t_p) \quad (1)$$

którego wartość jest zależna zarówno od wartości błędów δ_t , jak i od zmiany wielkości próbkowanej między chwilami nominalnego i rzeczywistego próbkowania. Dla odpowiednio małego błędów δ_t , błąd próbkowania może być opisany jako

$$\delta_x \cong \left[\frac{dx(t)}{dt} \Big|_{t=t_p} \right] \delta_t \quad (2)$$

Z zależności (2) wynikają dwa istotne wnioski. Po pierwsze, błąd próbkowania powinien być opisywany w kategoriach probabilistycznych ponieważ z samej istoty pomiaru wynika, że przebieg wielkości mierzonej w momencie jej próbkowania nie jest znany. Tym samym nie jest znana jej pochodna i nawet jeżeli błąd δ_t ma stałą i określoną wartość to błąd próbkowania przyjmuje wartość przypadkową. Po drugie, opis tego błędów może być wyznaczony

tylko dla określonych warunków próbkowania, czyli przede wszystkim dla znanych przebiegów wielkości próbkowanej.

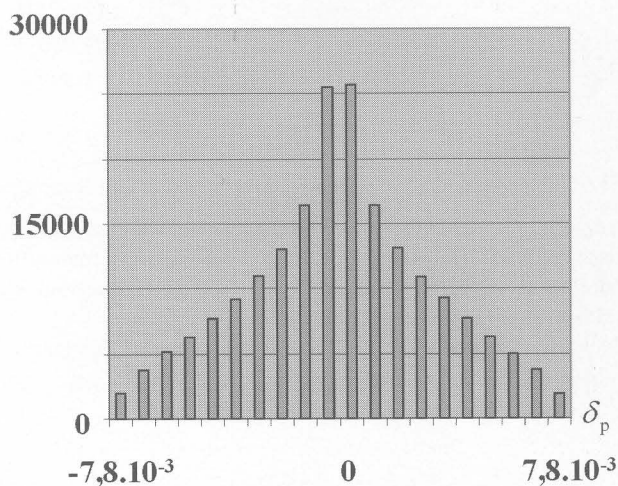
Zatem dla celów analizy i wyznaczania niedokładności procesu próbkowania niezbędne jest budowanie modelu błędów tego procesu dla określonych warunków jego realizacji z uwzględnieniem faktu, że próbka podawana jest kwantowaniu na kolejnym etapie przetwarzania AC. Do dalszych rozważań przyjmowany jest model w postaci

$$\tilde{x}(t_p) = x(t_p) + \delta_p \quad (3)$$

gdzie δ_p jest błędem losowym o znanym rozkładzie. Zależność (3) oznacza, że wielkość na wyjściu układu próbkującego, skojarzona z chwilą t_p , równa jest sumie nieznannej wartości wielkości próbkowanej w chwili t_p oraz realizacji błędów próbkowania δ_p pobieranej z populacji o znanym rozkładzie $g(\delta_p)$.

Rozkład $g(\delta_p)$ musi być wyznaczany dla określonych warunków próbkowania. Próby analitycznego wyznaczania rozkładu nie wydają się celowe, gdyż nawet w najprostszych przypadkach tego rodzaju działania są bardzo znużące, a ich efektem są złożone wyrażenia matematyczne. Pozostają więc badania symulacyjne, które prócz prostoty mają istotną zaletę – pozwalają na relatywnie dokładne modelowanie zjawisk zachodzących w procesie przetwarzania AC. Na rys.3 pokazano przykładowy histogram błędów próbkowania uzyskany w sposób symulacyjny.

Liczba wystąpień



Rys.3. Przykładowy histogram błędów próbkowania δ_p , szerokość przedziału wynosi $7,8 \cdot 10^{-4}$

Fig.3. Exemplary histogram of the sampling error δ_p , the interval width is $7,8 \cdot 10^{-4}$

Rys. 3 przedstawia histogram tzw. błędów drgania próbek (ang. jitter) powodowanego przez zjawiska, których efektem jest losowy rozrzut chwili rzeczywistego próbkowania wokół chwili próbkowania nominalnego [3]. Przyjęto, że wielkość próbkowana zmienia się sinusoidalnie, jej amplituda wynosi 1, a okres $T = 1$. Eksperyment symulacyjny, który doprowadził do uzyskania tego histogramu, składał się z 200 000 kroków, przy czym każdy z nich miał następujący przebieg. Najpierw losowano liczbę z przedziału $[0, 2\pi]$ zgodnie z rozkładem jednostajnym, traktowaną jako nominalny moment próbkowania t_p , a następnie wyznaczano prawdziwą wartość próbki $\dot{x}(t_p) = \sin t_p$. Kolejne działanie polegało na losowaniu wartości błędów próbkowania δ_p z populacji o rozkładzie jednostajnym w przedziale opisanym na rys.3 oraz obliczeniu wartości próbki w chwili rzeczywistego próbkowania, czyli $\tilde{x}(t_p) = x(t_p + \delta_p) = \sin(t_p + \delta_p)$. Następnie wyznaczano wartość błędów jako $\delta_p = \tilde{x}(t_p) - \dot{x}(t_p)$, po czym kwalifikowano ją do odpowiedniego

przedziału (klasy) histogramu, co skutkowało zwiększeniem liczności tej klasy o 1.

W ogólnym przypadku błąd δ_p jest wypadkową wielu błędów cząstkowych. Niezbędna jest wówczas rozbudowa modelu (3) wielkości podanej próbkowaniu. Najprostszym podejściem jest przyjęcie, że wypadkowy błąd próbkowania jest sumą błędów cząstkowych o znanych rozkładach, a ewentualne związki między nimi opisywane są za pomocą współczynników korelacji. Weryfikację tego rodzaju hipotezy można przeprowadzić w sposób opisany w punkcie 5.

3. Model wyniku kwantowania

Charakterystyka kwantyzatora, czyli zależność między n_q liczbą uzyskiwaną na wyjściu kwantyzatora a wartością wielkości x poddawanej kwantowaniu, może być opisana zależnością [1]

$$n_q(x) = \text{ent} \left(\frac{x}{q} + 0,5 \right) \quad (4)$$

gdzie **ent** jest funkcją *entier* przyporządkowującą swojemu argumentowi jego część całkowitą, a q jest wartością kwantu. Zgodnie z rys.1 wskazanie mianowane kwantyzatora uzyskuje się po wykonaniu mnożenia

$$\tilde{x} = n_q \cdot q \quad (5)$$

Analiza procesu kwantowania, opisana w pracach [1, 2], pozwala na przyjęcie modelu wyniku kwantowania w postaci równania

$$x = \tilde{x} + \delta_q \quad (6)$$

gdzie δ_q jest błędem kwantowania o rozkładzie jednostajnym w przedziale $\left[-\frac{q}{2}, \frac{q}{2}\right]$. Równanie (6) oznacza, że nieznaną wartość wielkości poddanej kwantowaniu jest wielkością losową równą sumie wskazania \tilde{x} i błędu pobieranego z populacji o znanej funkcji gęstości prawdopodobieństwa (rozkładzie) $g(\delta_q)$.

Probabilistyczny model wyniku pomiaru pozwala na wyznaczenie podstawowego parametru jakim jest niepewność wyniku pomiaru zgodnie z zależnością

$$\frac{1}{F} \int_{-\Delta}^{\Delta} g(\delta) d\delta = \alpha \quad (7)$$

gdzie Δ jest niepewnością, α jest poziomem ufności, a $g(\delta)$ opisuje rozkład błędu i musi być symetryczna względem osi rzędnych oraz całkowalna w sensie Riemann'a. Ponadto zachodzi

$$F = \int_{-\infty}^{\infty} g(\delta) d\delta \quad (8)$$

przy czym $F = 1$ dla $g(\delta)$ danej funkcją gęstości prawdopodobieństwa lub histogramem częstości, natomiast dla histogramu liczności $F > 1$.

4. Model wyniku pomiaru wartości chwilowej

Zgodnie z przyjętą koncepcją rozbudowa modelu wyniku kwantowania (6) polega na traktowaniu błędu wskazania jako sumy błędów cząstkowych o znanych rozkładach. Posługując się takim tokiem rozumowania można postawić hipotezę, że błąd wypadkowy na wyjściu kwantyzatora jest sumą błędów próbkowania i kwantowania. Jednak charakterystyka (4) kwantyzatora jest nieliniowa, co skłania do zadania pytania, jak dobrym przybliżeniem jest tego

rodzaju model. Odpowiedź na to pytanie dają badania symulacyjne prowadzone według opisanego schematu postępowania.

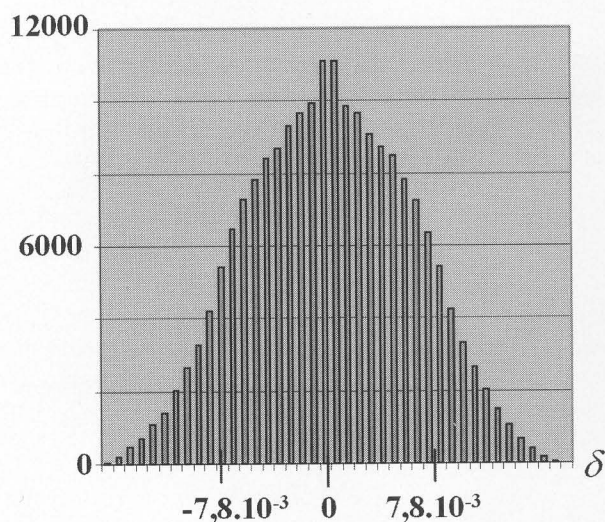
Przyjmijmy zatem model wyniki pomiaru wartości chwilowej w postaci równania

$$x(t_p) = \tilde{x}(t_p) + \delta_p + \delta_q \quad (9)$$

i postawmy hipotezę, że błąd próbkowania δ_p i kwantowania δ_q nie są skorelowane w istotnym stopniu. Weryfikację tej hipotezy można przeprowadzić obliczając współczynnik korelacji zbiorów wartości obu błędów lecz symulacyjne wyznaczanie tego współczynnika nie daje w tym przypadku dobrego efektu. Biorąc jednak pod uwagę akceptowalność stosunkowo dużych niedokładności w opisie błędów, można zastosować nieco inne podejście polegające na wyznaczaniu i porównywaniu dwóch histogramów. Jednym jest histogram sumy błędów próbkowania i kwantowania, będący odpowiednikiem rozkładu uzyskanego w wyniku splotu rozkładów obu błędów, drugim – histogram błędu wypadkowego otrzymany w efekcie wielokrotnego kwantowania próbek z nałożonymi realizacjami błędów próbkowania. Histogramy można porównywać analizując optycznie zgodność ich kształtu i sprawdzając zgodność ich wariancji. Jednak lepsze ilościowo wyniki uzyskuje się porównując niepewność uzyskaną dla obu histogramów zgodnie z funkcjonalem (7), gdyż tak wyznaczona niepewność jest bardziej wrażliwa na kształt rozkładu błędu. Poniżej przedstawiono przykładowe wyniki tego rodzaju weryfikacji.

Przyjmijmy, że eksperyment symulacyjny liczy 200 000 kroków i wykonywany jest przy założeniu, że kwantyzatorem jest 8-bitowy binarny przetwornik A/C o zakresie $[-1, 1]$. W każdym z kroków najpierw obliczana jest wartość prawdziwa \dot{x} przebiegu sinusoidalnego, a następnie błąd próbkowania δ_p w sposób opisany poprzednio oraz błąd kwantowania wartości \dot{x} jako $\delta_q = \dot{x} - \tilde{x}$, gdzie \tilde{x} uzyskuje się zgodnie z zależnością (4). Wartości obu błędów są sumowane i przenoszone do pierwszego histogramu. Drugi histogram tworzony jest dla błędu wypadkowego uzyskiwanego przez odjęcie od wartości \dot{x} wskazania uzyskanego przez kwantowanie zgodnie z wyrażeniem (4) sumy wartości \dot{x} oraz δ_p . Oba uzyskane histogramy mają praktycznie taką samą postać pokazaną na rys.4.

Liczba wystąpień



Rys.4. Przykładowy histogram wypadkowego błędu próbkowania i kwantowania

Fig. 4. Exemplary histogram of the resultant sampling and quantization error

Dla obu rozpatrywanych sytuacji obliczono odchylenia standardowe i niepewności na poziomie $\alpha = 0,9$. Dla sumy błędów próbkowania i kwantowania odchylenie standardowe ma wartość $2,74 \cdot 10^{-3}$, a niepewność wynosi $5,23 \cdot 10^{-3}$. Dla błędu wypadkowego uzyskano odpowiednio wartości $2,75 \cdot 10^{-3}$ i $5,29 \cdot 10^{-3}$. Otrzymane wartości pozwalają na stwierdzenie, że przy akceptowalnym poziomie niedokładności między badanymi błędami próbkowania i kwantowania nie zachodzi korelacja.

5. Uwagi końcowe i wnioski

Z przedstawionych analiz wynika wniosek, że wynik procesu pomiaru wartości chwilowej, składającego się kolejno z próbkowania i kwantowania, może być opisany jako suma wskazania kwantyzatora i błędu opisanego w kategoriach probabilistycznych. Błąd ten może być traktowany jako suma błędów próbkowania i kwantowania, przy czym proces kwantowania nie powoduje powstawania istotnych korelacji między tymi błędami. Opisane eksperymenty symulacyjne przeprowadzono dla 8-bitowego przetwornika AC, a ich powtórzenie dla przetworników o większej liczbie bitów daje lepsze rezultaty, gdyż wówczas nieliniowość procesu kwantowania jest jeszcze mniejsza.

Uzyskany model wyniku pomiaru wartości chwilowej jest użyteczny zarówno dla celów analizy błędów procesu przetwarzania analogowo/cyfrowego, jak i dla celów obliczania niepewności wyników tego rodzaju pomiarów. Rozbudowa tego modelu może być realizowana przez wprowadzanie do niego kolejnych błędów,

których właściwości i związki z innymi błędami mogą być badane w sposób symulacyjny w sposób opisany w pracy.

6. Literatura

- [1] Jakubiec J.: Błędy i niepewność wyniku kwantowania. Podstawowe Problemy Metrologii. Prace Komisji Metrologii Oddziału PAN w Katowicach. Seria: Konferencje Nr 5. Gliwice-Ustroń, 11-14.05.2003, ss. 369-382.
- [2] Jakubiec J.: Probabilistyczny model wyniku pomiaru jako podstawa wyznaczania niepewności. Mat. Kongresu Metrologii KM'04. Wrocław, 6-9.09.2004, Tom I, ss. 25-28.
- [3] Jakubiec J., Roj J.: Pomiarowe przetwarzanie próbkujące. Wydawnictwo Politechniki Śląskiej, Gliwice 2000.
- [4] Jaworski J.: Niedokładność współrzędnych punktu w przestrzeni euklidesowej. Mat. III Sympozjum MWPPP'04. Gliwice, 2004 (w druku).

Title: Probabilistic model of instantaneous value measurement result of varying in time quantity

Artykuł recenzowany

→ Kontynuacja artykułu ze strony 20, artykuł Prof. J. Zakrzewskiego.

Literatura

- [1] Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement. ISO/IEC/OIML/BIPM (1992)
- [2] Wyrażanie niepewności pomiaru, przewodnik. Główny Urząd Miar, Warszawa, 1999
- [3] Wyrażanie niepewności pomiaru przy wzorcowaniu. Dokument EA-4/02 Europejska Współpraca w dziedzinie Akredytacji. Główny Urząd Miar, Warszawa, 2001
- [4] Międzynarodowy słownik podstawowych i ogólnych terminów metrologii. Główny Urząd Miar, 1996
- [5] PN-82/M-42368. Pomiary przepływu płynu. Zasady obliczania niepewności wyników pomiarów pośrednich. PKNiM 1982.
- [6] Bek J.: Błąd a niepewność pomiaru. Mat. VII Krajowej Konferencji Metrologii. Warszawa 1995.
- [7] Chrzanowski K., Matyszkiewicz R., Szulim M.: Calculations of uncertainty in measurements. Proc. of XVI IMEKO Congress, 2000
- [8] Domańska A.: Pomiar efektywnej liczby bitów przetworników A/C metoda o podwyższonej dokładności. Mat. Konf. PPM'03, Gliwice, 2003
- [9] Fotowicz P.: Zasada przybliżenia rozkładu wyniku pomiaru przy wzorcowaniu. PAR, nr 9, 2001.
- [10] Jaworski J.M., Gniotek K., Kaliczyńska M., Skubis T.: Niedokładność pomiaru o silnie nieliniowym równaniu pomiaru. Mat. Konf. Podstawowe Problemy Metrologii, Prace Kom. Metrologii Oddziału PAN w Katowicach. Seria Konferencje nr 5, Ustroń 200
- [11] Korczyński M.J., Hetman A.S.: Calculation of Expanded Uncertainties without Knowledge of Coverage Factor. Mat. Konf.
- [12] Kubisa S.: On probability distribution of the instrument error. *Metrology and Measuring Systems*, vol. VIII, nr 4, PWN, Warszawa 2001.
- [13] Locci N., Muscas C., Ghiani E.: Evaluation of uncertainty in measurements based on digitized data. *Measurement*, No. 32, 2002.
- [14] Locci N., Muscas C.: A numerical Approach to the evaluation of Uncertainty in Nonconventional Measurements on Power Systems. *IEEE Trans. On Instrum. And Measurements*. Vol51, No. 4, 2002
- [15] Mulas E., Rumianowski R.: Rachunek niepewności pomiaru w pracowni fizycznej. Ofic. Wyd. Pol. Warszawskiej, Warszawa 2002
- [16] Skubis T.: Podstawy metrologicznej interpretacji wyników pomiarów. Wyd. Pol. Śl., Gliwice 2004
- [17] Skubis T.: Opracowanie wyników pomiarów, Przykłady. Wyd. Pol. Śl., Gliwice 2003.
- [18] Turzeniecka D., Kubisa S.: Error and Uncertainty in Measurements – Teaching Problems. Proc. Of 3-rd East-West Congress on Engineering Education, Gdynia, 1996
- [19] Turzeniecka D.: Ocena niepewności wyniku pomiarów. Wyd. Politechniki Poznańskiej, Poznań, 1997
- [20] Turzeniecka D.: Analiza dokładności wybranych przybliżonych metod oceny niepewności. Wyd. Pol. Poznańskiej, Poznań, 1999
- [21] Turzeniecka D., Otomański P.: Dokładność oceny współczynnika rozszerzenia metodą efektywnej liczby stopni swobody w oparciu o znajomość splotu trzech rozkładów prawdopodobieństwa. PAK nr. 9, 2002
- [22] Zakrzewski J.: Czujniki i przetworniki pomiarowe. Wyd. Pol. Śląskiej, Gliwice 2004
- [23] Zakrzewski J.: Error and uncertainty Reduction – Challenge for a Measuring System Designer. Proc. of Measurement '03 Conf., Bratislava, 2003.
- [24] Zakrzewski J.: The Analog Signal Processing in Measuring Systems with a Single Passive Sensor. Proc. of XVI IMEKO World Congress, vol. IX, Vienna 2000.
- [25] Zakrzewski J.: Error propagation in Interface Electronics for Passive Sensors. Proc. of 3-d International Conference on Measurement. Bratislava 2001. On line Measurement Journal Vol. 1, 2001.
- [26] Zingales G.: The evaluation of uncertainties in industrial measurements for quality. Proc. IEEE Instr. and Meas. Technology Conference, Brussels, 1996.

Title: Uncertainty And Error Budgets In Measurement Practice

Artykuł recenzowany