Weryfikacja wpływu wyników porównań prowadzonych w warunkach zrównoważonego eksperymentu wewnątrzlaboratoryjnego na CMC laboratorium wzorcującego

Verification of the results of comparisons carried out in the conditions of balanced within laboratory experiment impact on CMC of calibration laboratory

Wiesław Gosk (Główny Urząd Miar)

W referacie przedstawiono metodę weryfikacji wpływu wyników porównań wewnątrzlaboratoryjnych na CMC laboratorium wzorcującego, opartą na analizie wariancji wyników eksperymentu, zrealizowanego jako doświadczenie dwuczynnikowe przy założeniu, że czynnikiem zmiennym jest operator wykonujący wzorcowanie oraz czas upływający między kolejnymi cyklami porównań.

Paper presents the method of verifying the impact of the within laboratory comparisons results on the CMC of calibration laboratory, based on the variance analysis of as a two factor experiment results, assuming that the influencing factors are the operator performing the calibration and the time between consecutive comparisons.

Wstęp

Porównania wewnątrzlaboratoryjne są narzędziem potwierdzenia ważności wyników wzorcowań realizowanych przez laboratoria akredytowane. W praktyce można spotkać, w zależności od dziedziny i specyfiki laboratorium, różne sposoby (plany) prowadzenia tych porównań oraz różne, często ustalane arbitralnie przez laboratoria, miary i kryteria akceptacji ich wyników. Nie utrwaliła się natomiast praktyka weryfikacji ewentualnego wpływu wyników porównań wewnątrzlaboratoryjnych na oszacowanie zdolności pomiarowej laboratorium. Tymczasem współcześnie rozumiana zdolność pomiarowa laboratorium wzorcującego CMC (Calibration and Measurement Capability) jest niepewnością wzorcowań, szacowaną w warunkach rutynowego wykonywania pomiarów, a więc w warunkach, w których czynnikami wpływającymi na zmienność wyników mogą być, obok czynników ilościowych, także czynniki jakościowe: kto z personelu wzorcującego wykonuje wzorcowanie oraz kiedy jest ono wykonywane (w sensie upływu czasu od ostatniego cyklu porównań).

Plan eksperymentu wewnątrzlaboratoryjnego

Klasyfikacja czynników wpływających na niepewność wzorcowań wykonywanych przez laboratorium, zgodnie z normą [1], obejmuje: ogólnie pojętą organizację laboratorium, wyposażenie pomiarowe i jego wzorcowanie, stosowane procedury i przyjęte w nich metody pomiarowe, personel wzorcujący oraz czas specyficzny, rozumiany jako upływ czasu od zdarzenia z życia laboratorium, będącego odniesieniem (potwierdzenie metrologiczne wyposażenia pomiarowego, zrealizowany cykl porównań wewnątrzlaboratoryjnych). Warunki, w których ww. czynniki są stałe podczas wzorcowania, są warunkami powtarzalności. Skrajny przypadek, w którym wszystkie czynniki wpływające (łącznie z organizacją) są zmienne, determinuje warunki odtwarzalności międzylaboratoryjnej. Warunki, w których czynniki zmienne są ograniczone do M czynników wewnątrz laboratorium, są określane jako pośrednie warunki precyzji z M czynnikami zmiennymi [1]. W niniejszym artykule określono je jako warunki odtwarzalności wewnątrzlaboratoryjnej, a analizę wpływu czynników zmiennych na wyniki wzorcowania ograniczono do obserwacji wpływu czynnika ludzkiego (zmiany personelu wzorcującego) oraz czynnika wyżej określonego jako czas specyficzny.

Zaplanowano doświadczenie, w którym błędy wybranego obiektu wzorcowania (np. przepływomierza) będą wyznaczane kolejno przez v osób personelu (operatorów), w możliwie krótkim czasie (np. w ciągu 2 dni), przy czym każdy z operatorów wykona równą liczbę n pomiarów. Tak wykonane pomiary będą przez wszystkich operatorów powtarzane r razy, w miarę równomiernych odstępach czasu (np. co 3 miesiące). Wyposażenie pomiarowe, obiekt wzorcowania, procedura wzorcowania, w tym metoda

Tabela 1

	Operator 1	…	Operator *j*	…	Operator *v*
Czas 1	$y_{111}, y_{112}, \ldots, y_{11n}$	…	$y_{1j1}, y_{1j2}, \ldots, y_{1jn}$	…	$y_{1v1}, y_{1v2}, \ldots, y_{1vn}$
Czas 2	$y_{211}, y_{212}, \ldots, y_{21n}$	…	$y_{2j1}, y_{2j2}, \ldots, y_{2jn}$	…	$y_{2v1}, y_{2v2}, \ldots, y_{2vn}$
.		…		…	
Czas *i*	$y_{i11}, y_{i12}, \ldots, y_{i1n}$	…	$y_{ij1}, y_{ij2}, \ldots, y_{ijn}$	…	$y_{iv1}, y_{iv2}, \ldots, y_{ivn}$
		…		…	
Czas *r*	$y_{r11}, y_{r12}, \ldots, y_{r1n}$	…	$y_{rj1}, y_{rj2}, \ldots, y_{rjn}$	…	$y_{rv1}, y_{rv2}, \ldots, y_{rvn}$

pomiarowa i określone w niej warunki odniesienia, pozostaną stałe. Wyposażenie pomiarowe powinno być potwierdzone metrologicznie, ale wzorcowanie wyposażenia należy przeprowadzić bezpośrednio przed tak zaplanowanym eksperymentem (wyklucza się wzorcowanie wyposażenia w trakcie trwania eksperymentu).

Wyniki pomiarów dla wybranej wartości wielkości mierzonej (np. błędu wskazań strumienia objętości) zgromadzono w sposób przedstawiony w tabeli 1. Tworzą one tzw. dwukierunkową (podwójną) klasyfikację krzyżową z czynnikami klasyfikacyjnymi: „operator” i „czas”, gdzie operatorzy 1… *v* i czasy 1…*r* stanowią klasy tej klasyfikacji. Jest ona ortogonalna, ponieważ w każdej podklasie „czas–operator” liczba *n* przeprowadzonych pomiarów jest taka sama. W sensie statystycznym, zgodnie z [2], jest ona także zrównoważona, nie dopuszcza się bowiem, aby którakolwiek z podklas była pusta (wszyscy operatorzy muszą być obecni podczas eksperymentu). Może to być kłopotliwe w stosunku do innych planów eksperymentu, zakładających puste podklasy (np. planów hierarchicznych), ale znacznie ułatwia dalszą analizę statystyczną. Planowane w ten sposób doświadczenie określono w niniejszym artykule mianem zrównoważonego eksperymentu wewnątrzlaboratoryjnego.

Model statystyczny eksperymentu

Wzorcowanie obiektu w czasie „*i*” przez operatora „*j*” przyniosło następujące wyniki:

$$y_{ij1}, y_{ij2}, \ldots y_{ijk}, \ldots, y_{ijn} \tag{1}$$

Wszystkie wyobrażalne wyniki pomiarów w podklasie „czas *i* – operator *j*”, oznaczonej jako T(*i*)xO(*j*), tworzą pewną populację generalną. Otrzymane wyniki wzorcowania stanowią zatem realizację obserwowanego w tej populacji *n* wymiarowego wektora losowego:

$$(Y_{ij1}, Y_{ij2}, \ldots, Y_{ijk}, \ldots, Y_{ijn}) \tag{2}$$

Eksperymentalny charakter danych (1) pozwala na przyjęcie założenia, że zmienne losowe $Y_{ij1}, Y_{ij2}, \ldots Y_{ijk} \ldots, Y_{ijn}$ są niezależne i mają rozkład normalny. Zakłada się, że wariancja rozkładu tych zmiennych jest jednakowa dla wszystkich rozpatrywanych podklas, co wyraża się następująco:

$$D^2(Y_{ijk}) = \sigma_{ijk}^{\ 2} = \sigma^2 \ ; \ i = 1\ldots r, \ j = 1\ldots v \tag{3}$$

Założenie (3), z pozoru silne, w rzeczywistości – uwzględniając fakt, że zmienność Y_{ijk} w każdej podklasie T(*i*)xO(*j*) jest generowana głównie przez rozrzuty wskazań tego samego wzorca i tego samego obiektu wzorcowania – jest na ogół spełnione i zawsze może być zweryfikowane testem jednorodności wariancji.

Niech model statystyczny, generujący wyniki wzorcowania w podklasie T(*i*)xO(*j*), ma postać:

$$Y_{ijk} = m_{ij} + \xi_{ijk}, \qquad k = 1, 2, \ldots, n \tag{4}$$

W modelu tym:

$$m_{ij} = E(Y_{ijk}) \tag{5}$$

natomiast ξ_{ijk} jest zmienną losową o parametrach rozkładu:

$$E(\xi_{ijk}) = 0 \tag{6}$$

oraz zgodnie z założeniem (3):

$$D^2(\xi_{ijk}) = \sigma^2 \tag{7}$$

Jeżeli wpływy czynników: „czas” i „operator” na wyniki wzorcowania są statystycznie istotne, wówczas wartości przeciętne m_{ij} w każdej podklasie mogą być inne. Zróżnicowanie tych wartości obserwuje się w stosunku do wartości przeciętnej *m*, określonej w zbiorze populacji odpowiadającej wszystkim, obejmującym zaplanowany eksperyment, podklasom T(*i*)xO(*j*):

$$m = \frac{1}{r \cdot v} \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{v} m_{ij} \tag{8}$$

Wprowadza się obciążenie B_{ij} wyrażające odchylenie m_{ij} od *m*, spowodowane łącznym wpływem czynników „czas” i „operator” na wyniki wzorcowania w podklasie T(*i*)xO(*j*):

$$B_{ij} = m_{ij} - m \tag{9}$$

Wówczas równanie (4) przybiera postać:

$$Y_{ijk} = m + B_{ij} + \xi_{ijk} \tag{10}$$

Rozdzielenie wpływów czynników „czas” i „operator” na wyniki wzorcowania prowadzi do równania:

$$Y_{ijk} = m + B_{i(\mathrm{T})} + B_{j(\mathrm{O})} + B_{ij(\mathrm{TO})} + \xi_{ijk} \tag{11}$$

gdzie:

$B_{i(\mathrm{T})}$ – obciążenie, będące efektem głównym wpływu czasu,

$B_{j(\mathrm{O})}$ – obciążenie, będące efektem głównym wpływu operatora,

$B_{ij(\mathrm{TO})}$ – obciążenie, będące efektem interakcji wpływu czasu i operatora,

ξ_{ijk} – zmienna losowa, reprezentująca efekty oddziaływania czynników przypadkowych w eksperymencie.

Zróżnicowanie obciążeń $B_{j(\mathrm{O})}$ w klasie „operator” wynika z różnych, obserwowanych w *i*-tym czasie, umiejętności technicznych operatorów i ich indywidualnych nawyków w stosowaniu metod pomiarowych.

W zróżnicowaniu $B_{i(\mathrm{T})}$ w klasie „czas” może przejawiać się wpływ czasu na fizyczną i psychiczną dyspozycję *j*-tego operatora, jego indywidualne zaangażowanie w rozwój swoich umiejętności lub przeciwnie – utrwalenie złych nawyków, przy czym w przypadku każdego z operatorów może to przebiegać inaczej.

Ewentualne współdziałanie (interakcja) czynników „operator” i „czas”, gdy brak jest prostej addytywności efektów ich oddziaływania (np. w sytuacji przejawiających się w wynikach pomiarów każdego operatora, zależnych od czasu, dryfów aparaturowych), wyrazi się z kolei zmiennością $B_{ij(\mathrm{TO})}$.

Laboratoria akredytowane często wykonują, w ramach zawartych w normie [4] dyspozycji, dotyczących monitorowania ważności wyników podejmowanych wzorcowań, eksperyment wewnątrzlaboratoryjny polegający na realizacji porównań w warunkach powtarzalności (*j*-ty operator wykonuje następujące po sobie w krótkich okresach czasu wzorcowania tego samego obiektu). Należy zauważyć, że w przypadku takich porównań nie jest możliwe uzyskanie jakiejkolwiek informacji dotyczącej wpływu czasu i zmiany operatora na wyniki wzorcowań (w warunkach powtarzalności, czyli dla danej podklasy T(*i*)xO(*j*), obciążenia $B_{j(\mathrm{O})}$, $B_{i(\mathrm{T})}$ i $B_{ij(\mathrm{TO})}$ są stałe).

Analiza wyników eksperymentu wewnątrzlaboratoryjnego

Analizę wyników eksperymentu przeprowadzono metodą jednowymiarowej, dwuczynnikowej analizy wariancji (ANOVA). Estymatory wariancji dla poszczególnych źródeł zmienności wyników wzorcowania przedstawiono w tabeli 2, stanowiącej tzw. tabelę analizy wariancyjnej.

Średnia arytmetyczna zmiennych losowych Y_{ijk}, reprezentujących wyniki wzorcowania w *i*-tym czasie przez *j*-tego operatora jest określona jako:

$$\overline{Y}_{ij\cdot} = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} Y_{ijk} \tag{12}$$

Średnie arytmetyczne brzegowe zmiennych losowych Y_{ijk}, reprezentujących wyniki wzorcowania uzyskane w *i*-tym czasie od wszystkich *v* operatorów albo wyniki wzorcowania uzyskane przez *j*-tego operatora we wszystkich *r* porównaniach, przeprowadzonych w eksperymencie, określa się odpowiednio jako:

$$\overline{Y}_{i\cdot\cdot} = \frac{1}{v\cdot n}\sum_{j=1}^{v}\sum_{k=1}^{n} Y_{ijk} \qquad \overline{Y}_{\cdot j\cdot} = \frac{1}{r\cdot n}\sum_{i=1}^{r}\sum_{k=1}^{n} Y_{ijk} \tag{13}$$

Tabela 2

Źródło zmienności	Suma kwadratów odchyleń z próby	Stopnie swobody	Wariancja z próby
1	2	3	4
T	$SS_{(\mathrm{T})} = v\cdot n\sum_{i=1}^{r}(\overline{Y}_{i\cdot\cdot} - \overline{Y})^2$	$(r-1)$	$S^2_{(\mathrm{T})} = \frac{SS_{(\mathrm{T})}}{r-1}$
O	$SS_{(\mathrm{O})} = r\cdot n\sum_{j=1}^{v}(\overline{Y}_{\cdot j\cdot} - \overline{Y})^2$	$(v-1)$	$S^2_{(\mathrm{O})} = \frac{SS_{(\mathrm{O})}}{v-1}$
T x O	$SS_{(\mathrm{TO})} = n\sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{v}(\overline{Y}_{ij\cdot} - \overline{Y}_{i\cdot\cdot} - \overline{Y}_{\cdot j\cdot} + \overline{Y})^2$	$(r-1)\cdot(v-1)$	$S^2_{\mathrm{TO}} = \frac{SS_{(\mathrm{TO})}}{(r-1)\cdot(v-1)}$
Resztowe	$SS_r = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{v}\sum_{k-1}^{n}(Y_{ijk} - \overline{Y}_{ij\cdot})^2$	$r\cdot v\,(n-1)$	$S^2_r = \frac{SS_r}{r\cdot v\cdot(n-1)}$
Ogółem	$SS_{(Y)} = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{v}\sum_{k=1}^{n}(Y_{ijk} - \overline{Y})^2$	$r\cdot v\cdot n-1$	

Średnią arytmetyczną ogólną, reprezentującą wszystkie wyniki eksperymentu, stanowi:

$$\overline{Y} = \frac{1}{r \cdot v \cdot n} \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{v} \sum_{k=1}^{n} Y_{ijk} \tag{14}$$

Suma kwadratów odchyleń $SS_{(Y)}$ (kolumna 2, tabela 2) zmiennej Y_{ijk}, reprezentującej wszystkie wyniki wzorcowania od średniej ogólnej (14), została rozłożona na składniki: sumę kwadratów odchyleń $SS_{(T)}$ wywołanych czynnikiem „czas”, sumę kwadratów odchyleń $SS_{(O)}$, wywołanych czynnikiem „operator”, sumę kwadratów odchyleń $SS_{(TO)}$, wywołanych efektem interakcji czynnika „czas” i „operator” oraz tzw. resztową sumę kwadratów odchyleń SS_r, spowodowanych wpływem niekontrolowanych czynników przypadkowych. Każda z nich, po podzieleniu przez właściwą jej liczbę stopni swobody (kolumna 3, tabela 2), staje się miernikiem wpływu na wyniki wzorcowania odpowiednio: czasu, operatora, interakcji obydwu tych czynników albo występujących w eksperymencie czynników przypadkowych. Należy zwrócić uwagę, że wpływ niekontrolowanych czynników przypadkowych nie ogranicza się wyłącznie do wpływu błędów przypadkowych w pomiarach, ale może dotyczyć także wpływu losowego innych czynników, nie objętych modelem eksperymentu.

Weryfikacja wyników eksperymentu wewnątrzlaboratoryjnego

Czynniki „czas” i „operator” mogą mieć wpływ na wyniki wzorcowania, ale także tego wpływu może nie być lub, inaczej mówiąc, może on być statystycznie nieistotny (wiele zależy od specyfiki pomiarów w danej dziedzinie). Weryfikacja wyników przeprowadzonego eksperymentu sprowadza się przede wszystkim do weryfikacji hipotez statystycznych formułujących przypuszczenie, że na wyniki wzorcowania czynniki „czas” i „operator” nie mają wpływu. Oznacza to przyjęcie ogólnie sformułowanej hipotezy zerowej:

$$H_0 \colon Bij = 0 \qquad i = 1 \ldots r,\ j = 1 \ldots v \tag{15}$$

albo hipotez zerowych odnoszących się do poszczególnych czynników wpływających:

$$H_{0(T)} \colon Bi_{(T)} = 0 \qquad i = 1 \ldots r \tag{16}$$

$$H_{0(O)} \colon Bj_{(O)} = 0 \qquad j = 1 \ldots v \tag{17}$$

$$H_{0(TO)} \colon Bij_{(TO)} = 0 \qquad i = 1 \ldots r,\ \ j = 1 \ldots v \tag{18}$$

Dopiero odrzucenie hipotezy zerowej o braku wpływu danego czynnika otwiera drogę do uznania hipotezy alternatywnej, że wpływ taki jednak istnieje.

W celu zweryfikowania hipotez zerowych (16), (17) i (18) zastosowano test istotności z funkcjami testowymi, opartymi na analizie wariancji, które zgodnie z [3] są określone odpowiednio, jako:

$$\begin{aligned} \frac{S^2_{(T)}}{S^2_r} &= \frac{r \cdot v(n-1)}{r-1} \cdot \frac{SS_{(T)}}{SS_r}; \\ \frac{S^2_{(O)}}{S^2_r} &= \frac{r \cdot v(n-1)}{v-1} \cdot \frac{SS_{(O)}}{SS_r}; \\ \frac{S^2_{(TO)}}{S^2_r} &= \frac{r \cdot v(n-1)}{(r-1)\cdot(v-1)} \cdot \frac{SS_{(TO)}}{SS_r} \end{aligned} \tag{19}$$

Jeżeli spełnione są założenia (3) eksperymentu, a hipoteza H_0 jest prawdziwa, wówczas funkcje testowe (19) stają się statystykami o rozkładzie *F Fishera*, o stopniach swobody określonych w kolumnie 4 tabeli 3.

Zakłada się dopuszczalne prawdopodobieństwo błędu wnioskowania o słuszności H_0 na poziomie istotności $\alpha = 0{,}05$. Dla założonego poziomu istotności i konkretnych parametrów r, v i n, określających stopnie swobody, możliwe jest ustalenie wartości krytycznej f statystyki F, a następnie zbudowanie odpowiedniego obszaru krytycznego (kolumna 5, tabela 3), który odnosi się do weryfikowanego źródła zmienności.

Jeżeli na podstawie wyników eksperymentu wartość funkcji testowej, odpowiadającej weryfikowanemu źródłu zmienności, znajdzie się w obszarze krytycznym, odrzuca się hipotezę zerową i przyjmuje hipotezę alternatywną głoszącą, że wpływ tego źródła na wyniki wzorcowania jest statystycznie istotny.

Tabela 3

Źródło zmienności	Funkcja testowa	Rozkład	Stopnie swobody	Obszary krytyczne	Wartości *f* statystyki *F* dla eksperymentu EWL
1	2	3	4	5	6
T	$S^2_{(T)}/S^2_r$	$F_{(T)}$	$r-1;\ r \cdot v(n-1)$	$S^2_{(T)}/S^2_r \geq f_{(T)}$	1,8
O	$S^2_{(O)}/S^2_r$	$F_{(O)}$	$v-1;\ r \cdot v(n-1)$	$S^2_{(O)}/S^2_r \geq f_{(O)}$	3,0
T x O	$S^2_{(TO)}/S^2_r$	$F_{(TO)}$	$(r-1)(v-1);\ r \cdot v(n-1)$	$S^2_{(TO)}/S^2_r \geq f_{(TO)}$	1,6

Rozważa się następujący przykład: w ramach eksperymentu wewnątrzlaboratoryjnego EWL $v = 3$ operatorów wzorcowało rotametr, wykonując po $n = 10$ pomiarów. Wzorcowanie powtarzano co miesiąc, wykonując $r = 12$ cykli takich wzorcowań. W kolumnie 6 tabeli 3 podano wartości krytyczne f dla tak zaplanowanego eksperymentu. Na podstawie wyników próby $r \cdot v \cdot n = 12 \cdot 3 \cdot 10 = 360$ otrzymano $S^2_{(O)}/S^2_r = 3{,}8$. Wartość krytyczna statystyki F o 2 i 324 stopniach swobody wynosi $f_{(O)} = 3{,}0$, wartość funkcji testowej znajduje się więc w obszarze krytycznym. W sposób praktycznie bezsporny (z błędem wnioskowania wyznaczonym, przyjętym poziomem istotności testu) można odrzucić hipotezę H_0 o braku wpływów operatorów na wyniki wzorcowania. Oznacza to, że wyniki pomiarów, a zatem i CMC laboratorium, są obciążone czynnikiem ludzkim. W tym i w podobnych przypadkach konieczne jest oszacowanie tego wpływu (oszacowanie wariancji odtwarzalności wewnątrzlaboratoryjnej) i uwzględnienie, jako składnika, niepewności w budżecie CMC.

W przypadku otrzymania stosunkowo dużych, ale mieszczących się w obszarze przyjęcia, wartości statystyk (19) nie ma wprawdzie podstaw do odrzucenia hipotezy o braku wpływu rozpatrywanych czynników na wyniki wzorcowania, ale także, co cechuje testy istotności, nie ma też silnych podstaw do jej potwierdzenia. Laboratorium mogłoby samo ocenić, czy bardziej korzystne, ze względu na właściwe oszacowanie CMC, jest uwzględnienie wpływu tych czynników, czy wręcz przeciwnie (ryzykując niedoszacowaniem CMC) uznać, że są to wpływy statystycznie nieistotne. Podjęcie takiej arbitralnej decyzji byłoby do przyjęcia wyłącznie w sytuacji braku merytorycznych podstaw oceny zaistniałej sytuacji. Na szczęście statystyka dysponuje *niecentralnym rozkładem F Fishera*, umożliwiającym analizę statystyczną także wtedy, gdy obciążenia $B_{ij} \neq 0$. Dla konkretnej wartości funkcji testowej (19) i konkretnych parametrów: r, v, n, i α przeprowadzanego eksperymentu, dysponując *funkcją mocy testu F* [5], możliwe jest wyznaczenie mocy przeprowadzanego testu. Z mocy testu otrzymuje się (na zasadzie dopełnienia prawdopodobieństwa) prawdopodobieństwo popełnienia we wnioskowaniu tzw. błędu drugiego rodzaju, czyli przyjęcie hipotezy zerowej o braku wpływów, gdy nie jest ona prawdziwa. Dopiero teraz laboratorium dysponuje pełną wiedzą o poziomie dokładności wnioskowania i podjętego ryzyka.

Podsumowanie

W artykule przedstawiono metodę, w której standardowe narzędzia analizy statystycznej zostały wykorzystane w nowym zastosowaniu – do analizy i weryfikacji wyników porównań wewnątrzlaboratoryjnych. Zaproponowano taki plan tych porównań, aby możliwa była w miarę prosta i skuteczna statystyczna analiza uzyskanych wyników. Weryfikację wyników porównań ograniczono do testowania hipotezy zerowej o braku wpływu na CMC laboratorium wzorcującego, wyróżnionych w planie czynników zmiennych.

W przypadku wielu laboratoriów, w których pomiary są zautomatyzowane, pozytywny wynik weryfikacji, przy założonym poziomie dokładności wnioskowania, kończy analizę. Oczywiście, w celu monitorowania ważności wyników wzorcowań, laboratorium jest zobowiązane do podejmowania innych działań niż porównania wewnątrzlaboratoryjne, a przewidzianych zaleceniami normy [4].

W przypadku laboratoriów, gdzie czynnik ludzki ma istotne znaczenie w procesach wzorcowania, weryfikację tak sformułowanej hipotezy zerowej należy traktować jako pierwszy krok w procedurze weryfikacji. W dziedzinie przepływów, w wielu przypadkach, rola operatora podczas wzorcowania jest bardzo istotna. Dotyczy to wzorcowań anemometrów, rotametrów oraz przepływomierzy cieczy i gazów, gdy pomiary nie są zautomatyzowane.

W podsumowaniu należy podkreślić, że we wszystkich przypadkach, w których hipoteza o braku wpływów została odrzucona, laboratorium powinno szacować te wpływy i uwzględniać w swoim CMC. W większości przypadków, w których hipoteza o braku wpływów nie została odrzucona, zaleca się laboratoriom przyjęcie jako standardu badanie mocy przeprowadzonego testu.

Literatura

[1] PN-ISO 5725-3: 2002. Dokładność (poprawność i precyzja) metod pomiarowych i wyników pomiaru. Część 3: Pośrednie miary precyzji standardowej metody pomiarowej.

[2] Dobosz M., Wspomagana komputerowo statystyczna analiza wyników badań, Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa, 2004.

[3] Fisz M., Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna, PWN, Warszawa, 1969.

[4] PN-EN ISO/IEC 17025:2008-02 Ogólne wymagania dotyczące kompetencji laboratoriów badawczych i wzorcujących.

[5] Zieliński R., Tablice statystyczne, Warszawa 1972.

Powyższy artykuł jest tekstem referatu (ze zmianami redakcyjnymi) przedstawionego na XIII konferencji naukowo-technicznej PPM'18, która odbyła się w dniach od 4 do 6 czerwca 2018 roku w Szczyrku.