



SNAS

SLOVENSKÁ NÁRODNÁ AKREDITAČNÁ SLUŽBA

METODICKÁ SMERNICA NA AKREDITÁCIU

VYJADROVANIE NEISTÔT MERANIA PRI KALIBRÁCII (EA-4/02 M: 2022)

MSA–L/12

Vydanie: 4

Aktualizácia: 1

BRATISLAVA

Máj 2022

Táto metodická smernica je prekladom dokumentu EA-4/02 M: 2022 rev 03 Evaluation of the Uncertainty of Measurement in calibration.

Spracoval: Ing. Stanislav Musil, CSc.

Preskúmal: RNDr. Lívia Kijovská, PhD.

Schválil: Mgr. Martin Senčák

Účinnosť od: 03.05.2022

*Nadobudnutím účinnosti tejto MSA končí účinnosť **MSA-L/12** zo dňa 31.01.2022.*

Táto MSA neprešla jazykovou úpravou.

Metodické smernice na akreditáciu sa nesmú rozmnožovať a kopírovať na účely predaja.

Dostupnosť MSA: <https://www.snas.sk>

Publikácia

EA 4/02 M: 2022

Vyjadrovanie neistôt merania pri kalibrácii

Účel

Účelom tohto dokumentu je harmonizovať vyhodnocovanie neistoty merania v rámci EA a v nadväznosti na všeobecné požiadavky EA definovať špecifické zásady uvádzania neistôt merania v kalibračných certifikátoch vydávaných akreditovanými laboratóriami a pomôcť akreditačným orgánom koherentné priznávanie kalibračnej a meracej schopnosti nimi akreditovaných laboratórií. Vzhľadom k tomu, že pravidlá uvedené v tomto dokumente sú v súlade s politikou ILAC pre neistoty pri kalibrácii, aj s odporúčaniami dokumentu “Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement” implementácia EA-4/02 podporí tiež globálne akceptovanie výsledkov merania, dosahujúce európskymi laboratóriami.

Autorstvo

Táto publikácia bola vypracovaná navrhnutá Výborom pre laboratóriá EA. Toto vydanie EA-4/02 obsahuje menšie objasnenia a vylepšenia, opravy menších chýb, odkazy na ISO / IEC 17025: 2017 a zahŕňa odkazy na rozhodovacie pravidlá *Oficiálny jazyk*

Oficiálny jazyk

Text môže byť preložený do iných jazykov. Rozhodujúce znenie je v jazyku anglickom.

Copyright

Držiteľom copyright tohto textu je EA. Text sa nesmie kopírovať na účely predaja.

Ďalšie informácie

Ohľadom ďalších informácií o tejto publikácii sa obráťte na Sekretariát.

Aktuálne informácie nájdete našom webovom sídle: <http://www.european-accreditation.org>

Kategória: Povinný aplikačný dokument

Dátum prijatia: 05. novembra 2021
(Poznámka: EA-4/02 bola znovu publikovaná (4. apríla 2022_rev 03) následkom redakčnej chyby na strane 25 F4 vo verzii (15. novembra 2021_rev 02) schválenej 5. novembra 2021.

Dátum implementácie: ihneď

Prechodné obdobie: žiadne

Obsah

1	ÚVOD	6
2	PREHLAD A DEFINÍCIE	6
3	VYHODNOTENIE NEISTOTY MERANIA VSTUPNÝCH VELIČÍN	8
4	VÝPOČET ŠTANDARDNEJ NEISTOTY VÝSTUPNÉHO ODHADU	11
5	ROZŠÍRENÁ NEISTOTA MERANIA	14
6	JEDNOTLIVÉ KROKY PRI VÝPOČTE NEISTOTY MERANIA	15
7	ODKAZY	15
PRÍLOHA A KALIBRAČNÁ A MERACIA SCHOPNOSŤ		17
PRÍLOHA B SLOVNÍK NIEKTORÝCH DÔLEŽITÝCH TERMÍNOV		18
PRÍLOHA C ZDROJE NEISTOTY MERANIA		21
PRÍLOHA D KORELOVANÉ VSTUPNÉ VELIČINY		22
PRÍLOHA E KOEFICIENTY POKRYTIA ODVODENÉ OD EFEKTÍVNYCH STUPŇOV VOENOSTI		25
PRÍLOHA F ZHODA SO ŠPECIFIKÁCIOU		27
DODATOK 1		29
S1	ÚVOD	30
S2	KALIBRÁCIA ZÁVAŽIA S NOMINÁLNOU HMOTNOSŤOU 10 KG	31
S3	KALIBRÁCIA ETALÓNU ELEKTRICKÉHO ODPORU S NOMINÁLNOU HODNOTOU 10 kΩ	33
S4	KALIBRÁCIA KONCOVEJ MIERKY S NOMINÁLNOU DĹŽKOU 50 MM	36
S6	KALIBRÁCIA SNÍMAČA VÝKONU PRI FREKVENCII 18 GHz	44
S7	KALIBRÁCIA KOAXIÁLNEHO STUPŇOVITÉHO ÚTLMOVÉHO ČLENA PRI NASTAVENÍ 30 dB (PRÍDAVNÁ STRATA)	48
DODATOK 2		52
S8	ÚVOD	53
S9	KALIBRÁCIA RUČNÉHO DIGITÁLNEHO MULTIMETRA PRI JEDNOSMERNOM NAPÄTÍ 100 V	57
S10	KALIBRÁCIA POSUVNÉHO MERADLA	61
S11	KALIBRÁCIA TEPLOTNÉHO KALIBRÁTORA PRI TEPLOTE 180 °C²	66
S12	KALIBRÁCIA BYTOVÉHO VODOMERA	70
S13	KALIBRÁCIA KRÚŽKOVÉHO KALIBRA S MENOVITÝM PRIEMEROM 90 MM	74

1 Úvod

1.1 Tento dokument ustanovuje princípy a požiadavky na vyhodnotenie neistoty merania pri kalibrácii a uvádzanie tejto neistoty v kalibračných certifikátoch na základe politiky ILAC pre neistotu pri kalibrácii ako je to uvedené v dokumente ILAC P14 [5]. ILAC-P14 a EA-4/02 sú pre akreditačné orgány, ktoré sú členmi EA, povinné. Formulácia je všeobecná, aby vyhovovala všetkým oblastiam kalibrácie. Pre jednoduchšie použitie tohto dokumentu v jednotlivých oblastiach merania, predložený obecný návod sa môže doplniť konkrétnejšími radami pre jednotlivé oblasti, umožňujúcimi dané informácie lepšie aplikovať. Pri tvorbe týchto dopĺňajúcich pokynov treba rešpektovať všeobecné princípy uvedené v tomto dokumente, aby sa zabezpečil súlad medzi jednotlivými oblasťami.

NÁRODNÁ POZNÁMKA: Politika ILAC P:14 je implementovaná do Politiky SNAS PL-34 „Politika SNAS pre neistoty kalibrácii“.

1.2 Tento dokument je v súlade s JCGM 100:2008, Vyhodnotenie výsledkov merania – Príručka pre vyhodnotenie neistoty merania (GUM 1995 s menšími zmenami). Tento dokument bol spracovaný výborom Joint Committee for Guide in Metrology, s účasťou BIPM, IEC, IFCC, ILAC, ISO, IUPAC, IUPAP a OIML [1]. Zatiaľ čo [1] ustanovuje všeobecné pravidlá hodnotenia a vyjadrovania neistoty pri meraní, ktoré možno použiť vo väčšine fyzikálnych meraní, tento dokument sa sústreďuje na metódy najvhodnejšie pre merania v kalibračných laboratóriách a opisuje jednoznačný a jednotný spôsob vyjadrovania a určovania neistoty merania. Boli akceptované aj iné prístupy navrhované GUM a jeho doplnkami (ako napríklad metóda Monte Carlo). Obsahuje nasledujúce časti:

- základné definície použité v dokumente,
- metódy pre stanovenie neistôt meraní vstupných veličín v modeli merania,
- vzťah medzi neistotou merania výstupnej veličiny a vyhodnotenou neistotou vstupných veličín,
- rozšírenú neistotu merania výstupnej veličiny v modeli merania,
- uvádzanie neistôt meraní,
- podrobný postup výpočtu neistôt meraní.

Vyhodnotenie neistoty kalibrácie je aj témou niekoľkých návodov na kalibráciu EURAMET, ktoré sú dostupné na www.euramet.org

2 PREHLAD A DEFINÍCIE

POZNÁMKA: Termíny, ktoré majú zvláštny význam v kontexte hlavného textu a v dokumente sa objavajú prvý raz, sú zvýraznené tučným písmom. Príloha B obsahuje slovník týchto termínov a odkazov na pramene, z ktorých boli uvedené definície získané.

2.1 Vyjadrenie výsledku merania je úplné len vtedy, keď obsahuje hodnotu priradenú meranej veličine a neistotu merania spojenú s touto hodnotou. V tomto dokumente sú všetky veličiny, ktorých hodnoty nie sú presne známe považované za **náhodné veličiny**, patria sem tiež ovplyvňujúce veličiny, ktoré môžu mať vplyv na hodnotu meranej veličiny.

2.2 Neistota merania je nezáporný parameter súvisiaci s výsledkom merania, ktorý charakterizuje rozsah hodnôt, ktoré možno racionálne priradiť k meranej veličine [4]. Tam, kde nehrozí nebezpečenstvo nedorozumenia, je v tomto dokumente používaný skrátený názov **neistota** pre **neistotu merania**. Typické zdroje neistoty merania sú uvedené v prílohe C.

2.3 Merané veličiny sú konkrétne veličiny, ktoré sú predmetom merania. Pri kalibrácii sa obvyčajne vyskytuje len jedna meraná veličina - **výstupná veličina** Y , ktorá závisí od niekoľkých **vstupných veličín** X_i ($i = 1, 2, \dots, N$) podľa funkčného vzťahu

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_N) \quad (2.1)$$

Meracia funkcia f predstavuje funkciu vstupných veličín, ktorá, keď sa vypočíta pomocou známych hodnôt pre vstupné veličiny, je nameranou hodnotou výstupnej veličiny. Vyjadruje, ako sa z hodnôt vstupných veličín X_i získavajú hodnoty výstupnej veličiny Y . Vo väčšine prípadov pôjde o analytický výraz, ale môže ísť aj o skupinu takýchto výrazov, ktorá bude zahŕňať opravy a opravné faktory systematických účinkov, výsledkom čoho bude zložitejší vzťah, ktorý nie je uvedený výslovne ako jedna funkcia. Ďalšie možnosti sú, že f možno určiť experimentálne, alebo môže existovať len v podobe počítačového algoritmu, ktorý treba vyhodnotiť číselne, prípadne môže ísť o kombináciu týchto možností.

2.4 Ak sú nezávislé, súbor vstupných veličín X_i možno rozdeliť do dvoch skupín podľa spôsobu, akým bola určená hodnota veličiny a jej neistota:

(a) veličiny, ktorých odhadovaná hodnota a pridružená neistota sa priamo určia meraním. Tieto hodnoty možno získať napríklad z jedného merania, opakovaných meraní alebo úvahou založenou na skúsenostiach. Môžu zahŕňať korekcie údajov prístrojov ako aj korekcie od ovplyvňujúcich veličín, napríklad od okolitej teploty, barometrického tlaku alebo vlhkosti,

(b) veličiny, ktorých odhad a pridružená neistota vstupujú do merania z vonkajších zdrojov, napríklad veličiny súvisiace s kalibrovanými etalónmi, certifikovanými referenčnými materiálmi alebo referenčné údaje získané z príručiek.

Ak vstupné veličiny nie sú nezávislé, pozri čl. 4.6

2.5 Odhad hodnoty meranej veličiny Y - **výstupný odhad** označovaný ako y , sa získa zo vzťahu (2.1) dosadením odhadov vstupných veličín - **vstupných odhadov** x_i za hodnoty vstupných veličín X_i :

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_N) \quad (2.2)$$

Pritom za vstupné odhady sa berú najlepšie odhady opravené na všetky významné účinky pri danom modeli. Ak sa tak nestalo, potrebné korekcie treba uviesť ako samostatné vstupné veličiny.

2.6 Pre náhodné veličiny sa používa ako miera rozptýlenia hodnôt **rozptyl** ich rozdelenia alebo jeho kladná druhá odmocnina nazývaná **smerodajná odchýlka**. **Štandardná neistota merania** súvisiaca s výstupným odhadom alebo výsledkom merania y , označená ako $u(y)$, je smerodajnou odchýlkou meranej veličiny Y . Treba ju určiť z odhadov x_i vstupných veličín X_i a k nim pridružených štandardných neistôt $u(x_i)$.

Štandardná neistota pridružená odhadu má rovnakú jednotku ako tento odhad. V niektorých prípadoch môže byť vhodné vyjadrovať neistotu ako **relatívnu štandardnú neistotu merania**, t.j. štandardná neistota merania odhadu vydelená modulom (absolútnou hodnotou) tohto odhadu a preto je bezrozmerná. Nemožno ju však použiť v prípade, ak sa odhad rovná nule.

3 VYHODNOTENIE NEISTOTY MERANIA VSTUPNÝCH VELIČÍN

Všeobecne

3.1.1 Neistota merania pridružená k vstupným odhadom sa vyhodnotí ako "typ A" alebo ako "typ B". Vyhodnotenie štandardnej neistoty merania typu A je metóda vyhodnotenia neistoty vychádzajúca zo štatistickej analýzy série pozorovaní. V tomto prípade štandardná neistota predstavuje výberovú smerodajnú odchýlku strednej hodnoty, ktorá sa získa spriemerovaním alebo vhodnou regresnou analýzou. Vyhodnotenie štandardnej neistoty merania typu B je metóda stanovenia neistoty založená na inej metóde než štatistickej analýze série pozorovaní. V tomto prípade vyhodnotenie neistoty vychádza z iných vedeckých poznatkov.

POZNÁMKA: Existujú prípady, zriedkavé pri kalibrácii, keď všetky možné hodnoty veličiny sa nachádzajú na jednej strane jednej hraničnej hodnoty. Známym prípadom je takzvaná kosínusová chyba. Riešenie týchto zvláštnych prípadov je uvedené v [1].

NÁRODNÁ POZNÁMKA: V TPM 0051-93 neistota merania vyhodnotená spôsobom A sa skrátene nazýva štandardná neistota typu A a neistota merania vyhodnotená spôsobom B sa nazýva štandardná neistota typu B. Pri takomto často používanom zjednodušenom názve treba mať na zreteli, že nejde o neistoty rôzneho charakteru ale o ekvivalentné - zlučiteľné odhady neistôt líšiac sa len spôsobom získania.

Vyhodnotenie štandardnej neistoty typu A

3.2.1 Postup vyhodnotenia štandardnej neistoty merania typu A možno použiť v prípade, že bolo za rovnakých podmienok uskutočnených niekoľko nezávislých pozorovaní vstupných veličín. Pokiaľ je meranie vykonané s dostatočným rozlíšením, bude pozorovateľné rozptýlenie získaných hodnôt.

3.2.2 Predpokladajme, že opakovane meraná vstupná veličina X_j je veličina Q . Pri n štatisticky nezávislých meraniach ($n > 1$) odhadom hodnoty veličiny Q bude $\bar{q}$, čo je **výberový priemer** jednotlivých nameraných hodnôt q_j ($j = 1, 2, \dots, n$)

$$\bar{q} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n q_j \quad (3.1)$$

Neistota merania pridružená k odhadu $\bar{q}$ sa vyhodnotí pomocou niektorej z nasledujúcich metód:

(a) Odhad rozptylu rozdelenia pravdepodobnosti je **výberový rozptyl** $s^2(q)$ hodnôt q_j daný vzťahom

$$s^2(q) = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (q_j - \bar{q})^2 \quad (3.2)$$

Jeho (kladná) odmocnina sa nazýva **výberová smerodajná odchýlka**. Najlepší odhad rozptylu výberového priemeru $\bar{q}$ je **výberový rozptyl výberového priemeru** vyjadrený vzťahom:

$$s^2(\bar{q}) = \frac{s^2(q)}{n} \quad (3.3)$$

Jeho (kladná) odmocnina sa nazýva **výberová smerodajná odchýlka výberového priemeru**. Štandardná neistota $u(\bar{q})$ vstupného odhadu $\bar{q}$ je výberová smerodajná odchýlka výberového priemeru

$$u(\bar{q}) = s(\bar{q}) \quad (3.4)$$

Upozornenie: Vo všeobecnosti platí, že ak počet n opakovaných meraní je nízky ($n < 10$), treba vziať do úvahy spoľahlivosť vyhodnotenia neistoty typu A pomocou vzťahu (3.4). Ak počet meraní nemožno zvýšiť, treba použiť iné metódy vyhodnotenia štandardnej neistoty, ako je to uvedené ďalej.

(b) Pre meranie, ktoré je jasne charakterizované a nachádza sa v štatisticky riadenom (zvládnutom) procese možno použiť kombinovaný alebo **prierezový odhad rozptylu** s_p^2 , ktorý charakterizuje rozptýlenie lepšie než odhadovaná smerodajná odchýlka získaná pri obmedzenom počte meraní. Ak sa v tomto prípade stanoví hodnota vstupnej veličiny Q ako výberový priemer $\bar{q}$ malého počtu n nezávislých meraní, rozptyl výberového priemeru sa môže odhadnúť podľa vzťahu:

$$s^2(\bar{q}) = \frac{s_p^2}{n} \quad (3.5)$$

Štandardná neistota sa určí z tejto hodnoty podľa vzorca (3.4).

NÁRODNÁ POZNÁMKA: Tam, kde je v pôvodnom texte prívlastok experimentálny (experimental), napr. experimentálny priemer, experimentálny rozptyl a pod., používa sa prívlastok výberový, ako vyplýva z STN 01 0104. Podrobnejšie v normách ISO 3534-1 ako STN ISO 3534-1 "Štatistika. Slovník a značky. Časť 1: Všeobecné štatistické termíny a termíny používané v teórii pravdepodobnosti" v ktorej v prípadoch, keď je potrebné rozlišovať medzi parametrami základného súboru a výberu používa sa prívlastok výberový (sample) alebo empirický (empirical).

Vyhodnotenie štandardnej neistoty typu B

3.3.1 Vyhodnotenie štandardnej neistoty typu B je vyhodnotenie neistoty spojenej s odhadom x_i vstupnej veličiny X_i pomocou inej metódy ako je štatistická analýza série meraní. Štandardná neistota $u(x_i)$ sa odhadne pomocou racionálneho úsudku na základe všetkých dostupných informácií o možnej variabilite X_i . Hodnoty patriace do tejto kategórie možno odvodiť z:

- údajov z predchádzajúcich meraní,

- skúseností alebo všeobecných poznatkov o správaní a vlastnostiach príslušných materiálov a prístrojov,
- technických údajov výrobcu,
- údajov získaných z kalibrácie a iných certifikátov,
- neistôt referenčných údajov získaných z príručiek.

3.3.2 Správne používanie existujúcich informácií pri vyhodnocovaní štandardnej neistoty merania typu B vyžaduje uplatnenie skúseností a všeobecných poznatkov. Ide o schopnosti, ktoré sa získavajú praxou. Správne podložené vyhodnotenie štandardnej neistoty merania typu B môže byť rovnako spoľahlivé ako vyhodnotenie štandardnej neistoty merania typu A, hlavne pri meraní, keď vyhodnotenie štandardnej neistoty merania typu A vychádza len z malého počtu štatisticky nezávislých meraní. Treba rozlišovať nasledujúce prípady:

- (a) Ak pre veličinu X_i je známa len **jedna hodnota**, napríklad len jedna nameraná hodnota, výsledná hodnota predchádzajúcich meraní, hodnota z literatúry alebo korekcia, táto hodnota sa použije ako x_i . Pokiaľ je známa štandardná neistota $u(x_i)$ odhadu x_i , treba ju použiť. V opačnom prípade ju treba určiť z neodporujúcich si údajov neistoty. Ak nie sú dostupné ani tieto údaje, neistota sa vyhodnotí na základe skúseností. Ak nie možné zvýšiť počet pozorovaní, berie sa do úvahy iný spôsob vyhodnotenia neistoty, uvedený v b).
- (b) Ak je možné na základe teórie alebo skúseností z praxe predpokladať pre danú veličinu X_i určité rozdelenie pravdepodobnosti, zoberie sa stredná hodnota a odmocnina z rozptylu tohoto rozdelenia ako odhad x_i resp. štandardná neistota $u(x_i)$.
- (c) Ak je možné pre hodnotu veličiny X_i odhadnúť len **hornú a dolnú hranicu** a_+ a a_- (napríklad z technických údajov výrobcu týkajúcich sa meracieho prístroja, teplotného rozsahu, chýb pri zaokrúhľovaní alebo chýb vyplývajúcich z automatickej redukcie údajov), za rozdelenie pravdepodobnosti, z ktorého pochádzajú možné hodnoty vstupnej veličiny X_i , treba považovať rovnomerné rozdelenie medzi týmito hranicami (pravouhlé rozdelenie pravdepodobnosti). Potom podľa prípadu (b) bude:

$$x_i = \frac{1}{2}(a_+ + a_-) \quad (3.6)$$

pre odhad hodnoty a

$$u^2(x_i) = \frac{1}{12}(a_+ - a_-)^2 \quad (3.7)$$

pre druhú mocninu štandardnej neistoty. Ak sa rozdiel medzi hraničnými hodnotami označí ako $2a$, vzťah (3.7) prejde na vzťah

$$u^2(x_i) = \frac{1}{3}a^2 \quad (3.8)$$

Rovnomerné rozdelenie je z hľadiska pravdepodobnosti oprávnené, pokiaľ neexistujú iné informácie o vstupnej veličine X_i okrem hraníc jej variability. Ak je však známe, že hodnoty príslušnej veličiny v blízkosti centra intervalu variability sú pravdepodobnejšie ako hodnoty v blízkosti hraníc, lepším modelom bude trojuholníkové alebo normálne

rozloženie. Na druhej strane, ak sú hodnoty blízko hraníc pravdepodobnejšie ako hodnoty blízko stredu, vhodnejšie bude rozloženie U. Pre vyhodnotenie neistoty v tomto prípade pozri [1].

NÁRODNÁ POZNÁMKA: V TPM 0051-93 sú uvedené niektoré možné aproximácie rozdelenia pravdepodobnosti a príslušné koeficienty na výpočet smerodajnej odchýlky daného rozdelenia

4 VÝPOČET ŠTANDARDNEJ NEISTOTY VÝSTUPNÉHO ODHADU

4.1 Pre nekorelované vstupné veličiny je druhá mocnina štandardnej neistoty odhadu hodnoty výstupnej veličiny (výstupného odhadu) y daný vzťahom

$$u^2(y) = \sum_{i=1}^N u_i^2(y) \quad (4.1)$$

Veličina $u_i(y)$ ($i=1,2,\dots,N$) je zložkou štandardnej neistoty výstupného odhadu y , prislúchajúcou štandardnej neistote vstupného odhadu x_i

$$u_i(y) = c_i u(x_i) \quad (4.2)$$

kde c_i je **citlivostný koeficient** prislúchajúci vstupnému odhadu x_i , teda parciálna derivácia modelovej funkcie f podľa X_i , pre odhad jej hodnoty x_i

$$c_i = \frac{\partial f}{\partial x_i} = \frac{\partial f}{\partial X_i} \Big|_{X_1=x_1 \dots X_N=x_N} \quad (4.3)$$

POZNÁMKA: Sú prípady, ktoré sa pri kalibrácii objavujú zriedkavo, keď je funkcia modelu silne nelineárna alebo citlivostné koeficienty [pozri vzťahy (4.2) a (4.3)] sú zanedbateľné, vtedy do vzťahu (4.1) treba dosadiť členy vyšších rádov. Tieto prípady sú riešené v [1] a v dodatku príkladov S4 a S13.

4.2 Citlivostný koeficient c_i vyjadruje, do akej miery je odhad výstupnej hodnoty y ovplyvnený zmenami hodnoty vstupnej veličiny x_i . Možno ho vyjadriť podľa modelovej funkcie f pomocou rovnice (4.3) alebo pomocou numerických metód, t.j. vypočítaním zmeny hodnoty výstupného odhadu y v dôsledku zmeny hodnoty vstupného odhadu x_i o $+u(x_i)$ a $-u(x_i)$, pričom za hodnotu c_i sa vezme výsledný rozdiel y vydelený hodnotou $2u(x_i)$. Niekedy je vhodnejšie zistiť zmenu odhadu výstupnej veličiny y experimentálne opakovaním merania napr. $x_i \pm u(x_i)$.

4.3 Zatiaľ čo $u(x_i)$ je vždy kladné číslo, zložka $u_i(y)$ podľa rovnice (4.2) je buď kladná alebo záporná, v závislosti od znamienka citlivostného koeficienta c_i . Znamienko $u_i(y)$ treba vziať do úvahy v prípade vzájomne korelovaných hodnôt vstupných veličín, pozri rovnicu (D4) v Prílohe D.

4.4 Ak funkcia modelu f vyjadruje súčet alebo rozdiel vstupných veličín X_i , t.j.

$$f(X_1, X_2, \dots, X_N) = \sum_{i=1}^N p_i X_i \quad (4.4)$$

výstupný odhad podľa vzťahu (2.2) bude daný príslušným súčtom alebo rozdielom vstupných odhadov

$$y = \sum_{i=1}^N p_i x_i \quad (4.5)$$

pričom citlivostné koeficienty sa rovnajú p_i a vzťah (4.1) sa zmení na

$$u^2(y) = \sum_{i=1}^N p_i^2 u^2(x_i) \quad (4.6)$$

4.5 Ak funkcia modelu f vyjadruje súčin alebo podiel vstupných veličín X_i

$$f(X_1, X_2, \dots, X_N) = c \prod_{i=1}^N X_i^{p_i} \quad (4.7)$$

Je odhad výstupnej veličiny daný súčinom alebo podielom odhadu hodnôt vstupných veličín:

$$y = c \prod_{i=1}^N x_i^{p_i} \quad (4.8)$$

Citlivostné koeficienty sa rovnajú $p_i y/x_i$ a podobný vzťah ako je vzťah (4.6) sa zo vzťahu (4.1) získa aj pre tento prípad, ak sa použijú relatívne štandardné neistoty $w(y) = u(y) / |y|$ a $w(x_i) = u(x_i) / |x_i|$

$$w^2(y) = \sum_{i=1}^N p_i^2 w^2(x_i) \quad (4.9)$$

4.6 Ak medzi dvoma vstupnými veličinami X_i a X_k existuje určitá **korelácia**, t.j. ak medzi sebou vzájomne závisia, ich **kovarianciu** tiež treba považovať za zložku neistoty. Návod, ako pritom postupovať, je uvedený v prílohe D. Schopnosť vziať do úvahy účinok korelácií závisí od poznania procesu a posúdenia vzájomnej závislosti vstupných veličín. Vo všeobecnosti treba mať na zreteli, že zanedbanie korelácií medzi vstupnými veličinami môže viesť k nesprávnemu vyhodnoteniu štandardnej neistoty meranej veličiny.

4.7 Kovarianciu spojenú s odhadmi dvoch vstupných veličín X_i a X_k možno považovať za nulovú alebo zanedbateľnú, pokiaľ:

- (a) vstupné veličiny X_i a X_k sú nezávislé, napríklad preto, lebo boli opakovane ale nie súčasne, počas rôznych nezávislých experimentov merané, prípadne predstavujú veličiny z rôznych vyhodnotení, ktoré boli vykonané nezávisle,

- (b) jednu zo vstupných veličín X_i a X_k možno považovať za konštantnú,
- (c) nezískali sa nijaké informácie o prítomnosti korelácie medzi vstupnými veličinami X_i a X_k .

Korelácie niekedy možno eliminovať vhodným výberom funkcie modelu.

Pozri príklad, Príloha D, časť D6

4.8 Analýza neistôt pri meraní - niekedy označovaná ako bilancia neistôt meraní - by mala zahŕňať zoznam všetkých zdrojov neistôt a príslušné štandardné neistoty merania, ako aj metódy ich vyhodnotenia. Pri opakovaných meraniach treba uviesť počet meraní n . Odporúča sa uviesť údaje dôležité pre danú analýzu vo forme tabuľky. V tejto tabuľke treba označiť všetky veličiny znakom X_i alebo krátkym identifikátorom. Pri každej z nich treba uviesť aspoň odhad x_i , príslušnú štandardnú neistotu merania $u(x_i)$, citlivostný koeficient c_i a jednotlivé zložky neistoty $u_i(y)$. V tabuľke treba uviesť aj rozmer každej veličiny spolu s číselnými hodnotami.

4.9 Formálny príklad takéhoto usporiadania je uvedený v tabuľke 4.1, ktorú možno použiť v prípade nekorelovaných vstupných veličín. Štandardná neistota výsledku merania $u(y)$ uvedená v dolnom pravom rohu tabuľky predstavuje odmocninu sumy druhej mocniny všetkých zložiek neistôt uvedených v krajnom pravom stĺpci. Šedá časť tabuľky sa nevypĺňa.

Tabuľka 4.1: Schéma požadovaného usporiadania veličín, odhadov, štandardných neistôt, citlivostných koeficientov a zložiek neistôt používaných pri analýze neistôt merania.

Veličina	Odhad	Štandardná neistota	Rozdelenie pravdepodobnosti	Citlivostný koeficient	Príspevok k štandardnej neistote
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
X_1	x_1	$u(x_1)$	<i>Rozd. pravd. 1</i>	c_1	$u_1(y)$
X_2	x_2	$u(x_2)$	<i>Rozd. pravd. 2</i>	c_2	$u_2(y)$
:	:	:		:	:
X_N	x_N	$u(x_N)$	<i>Rozd. pravd. N</i>	c_N	$u_N(y)$
Y	y				$u(y)$

5 ROZŠÍRENÁ NEISTOTA MERANIA

5.1 V rámci EA sa rozhodlo, že kalibračné laboratóriá akreditované členmi EA budú vykazovať **rozšírenú neistotu merania** U , ktorá sa určí tak, že štandardná neistota $u(y)$ výstupného odhadu y sa vynásobí **koeficientom pokrytia** k :

$$U = ku(y) \quad (5.1)$$

V prípadoch, keď k meranej veličine možno priradiť normálne (Gaussovo) rozdelenie a štandardná neistota výstupného odhadu je dostatočne spoľahlivá, použije sa štandarný koeficient pokrytia $k=2$. Určená rozšírená neistota zodpovedá **konfidenčnej pravdepodobnosti** približne 95 %. Tieto podmienky sú splnené vo väčšine prípadov, s ktorými sa pri kalibrácii stretávame.

5.2 Predpoklad normálneho rozdelenia nie je možné vždy experimentálne ľahko potvrdiť. Avšak v prípadoch, keď niekoľko zložiek neistoty (t.j. $N \geq 3$) odvodených z nezávislých veličín majúci rozdelenie s bežným priebehom, napr. normálnych rozdelení alebo rovnomerných rozdelení, prispieva k štandardnej neistote výstupného odhadu porovnateľnými veľkosťami, sú splnené podmienky centrálnej limitnej vety a možno predpokladať, že rozdelenie výstupnej hodnoty veličiny sa bude adekvátne približovať normálnemu.

5.3 Spoľahlivosť štandardnej neistoty výstupného odhadu je určená jeho efektívnymi stupňami voľnosti (viď. príloha E). Kritérium spoľahlivosti je však vždy splnené vtedy, keď sa žiadna zložka neistoty získaná z vyhodnotenia typu A nebola stanovená z menej ako 10 opakovaných meraní.

5.4 Ak nie je splnená niektorá z podmienok (normálnosť rozdelenia alebo dostatočná spoľahlivosť), použitie normovaného koeficientu pokrytia $k = 2$ môže viesť k určeniu rozšírenej neistoty zodpovedajúcej konfidenčnej pravdepodobnosti menšej ako 95 %. V týchto prípadoch treba použiť iné metódy, aby sa zabezpečilo, že hodnota rozšírenej neistoty bude určená v súlade s tou istou konfidenčnou pravdepodobnosťou ako v normálnom prípade. Používanie približne tej istej konfidenčnej pravdepodobnosti je dôležité vždy, keď treba porovnať dva výsledky merania tej istej veličiny, napr. pri hodnotení výsledkov medzilaboratórneho porovnania alebo zisťovaní, či existuje súlad s určitými špecifikáciami.

5.5 Aj keď je možné predpokladať, že rozdelenie je normálne, môže sa stať, že štandardná neistota odhadu výstupnej veličiny nebude dostatočne spoľahlivá. Ak nie je vhodné zvyšovať počet n opakovaných meraní resp. použiť namiesto málo spoľahlivého vyhodnotenia neistoty typu A vyhodnotenie neistoty typu B, je potrebné použiť metódu uvedenú v Prílohe E.

5.6 V ostatných prípadoch, t.j. vo všetkých prípadoch, keď nemožno odôvodnene predpokladať, že ide o normálne rozdelenie, treba použiť informácie o skutočnom rozdelení pravdepodobnosti výstupného odhadu a pre toto rozdelenie určiť koeficient pokrytia k , ktorý by zodpovedal konfidenčnej pravdepodobnosti približne 95 %.

V takýchto prípadoch možno použiť metódu Monte Carlo, GUM Supplement 1

6 JEDNOTLIVÉ KROKY PRI VÝPOČTE NEISTOTY MERANIA

6.1 Nasledujúci text obsahuje pokyny pre používanie tohto dokumentu v praxi (vypracované príklady sú v prílohe):

- (a) Matematicky vyjadrite závislosť meranej veličiny (výstupnej veličiny) Y od vstupných veličín X_i podľa vzťahu (2.1). V prípade priameho porovnania dvoch etalónov môže byť vzťah veľmi jednoduchý, napr. $Y = X_1 + X_2$.
- (b) Identifikujte a použite všetky platné korekcie.
- (c) Uveďte všetky zdroje neistoty vo forme bilancie neistôt podľa kapitoly 4.
- (d) Vypočítajte štandardnú neistotu $u(\bar{q})$ pre opakovane merané veličiny podľa článku 3.2.
- (e) Pre jednotlivé hodnoty, napr. výsledné hodnoty predchádzajúcich meraní, korekcie alebo hodnoty získané z literatúry, použite štandardnú neistotu, pokiaľ je uvedená alebo ju vypočítajte podľa článku 3.3.2(a). Ak neexistujú údaje, na základe ktorých možno určiť štandardnú neistotu, určite hodnotu $u(x_i)$ na základe odborných skúseností.
- (f) Pre vstupné veličiny, ktorých rozdelenie pravdepodobnosti je známe alebo sa dá predpokladať, vypočítajte strednú hodnotu a štandardnú neistotu $u(x_i)$ podľa článku 3.3.2(b). Ak poznáte alebo viete odhadnúť len hornú a dolnú hranicu, vypočítajte štandardnú neistotu $u(x_i)$ podľa článku 3.3.2(c).
- (g) Pre každú vstupnú veličinu X_i vypočítajte zložku $u_i(y)$ neistoty výstupného odhadu prislúchajúcu vstupnému odhadu x_i podľa vzťahu (4.2) a (4.3) a sčítajte ich druhé mocniny pomocou rovnice (4.1), aby ste získali druhú mocninu štandardnej neistoty $u(y)$ meranej veličiny. Ak je známe, že medzi vstupnými veličinami existujú korelácie, použite postup uvedený v Prílohe D.
- (h) Vypočítajte rozšírenú neistotu tak, že štandardnú neistotu $u(y)$ výstupného odhadu vynásobíte koeficientom pokrytia k zvoleným podľa kapitoly 5.
- (i) Výsledok merania, obsahujúci odhad y meranej veličiny, súvisiacu rozšírenú neistotu U a faktor pokrytia k , uveďte v kalibračnom certifikáte v súlade s časťou 6 ILAC P14 [5].

Poznámka: Za určitých okolností sa o prijateľnosti výsledkov kalibrácie rozhoduje ich porovnaním so špecifikáciou. Rozhodnutie sa robí podľa dohodnutého rozhodovacieho pravidla, ktoré stanovuje, ako vziať do úvahy súvisiacu neistotu merania. Príloha F poskytuje krátke usmernenie na túto tému.

7 ODKAZY

- [1] JCGM 100:2008 GUM 1995 s malými zmenami. Evaluation of measurement data - Guide to the expression of uncertainty in measurement (*Príručka pre vyjadrenie neistoty pri meraní*), (dostupná na www.bipm.org).

-
- [2] ISO/IEC 17025/2017 Všeobecné požiadavky na spôsobilosť skúšobných a kalibračných laboratórií.
 - [3] JCGM 200:2008 Medzinárodný metrologický slovník – Základné a všeobecné pojmy a odvodené termíny (dostupný na www.bipm.org)
 - [4] ISO 3534-1 Štatistika – Slovník a symboly – Časť 1: Všeobecné štatistické termíny a termíny používané v pravdepodobnosti (ISO 3534-1:2006)
 - [5] ILAC P14:12/2010 – Politika ILAC pre neistoty v kalibrácii
 - [6] JCGM 104:2009 Vyhodnotenie nameraných údajov – Úvod do „Návod na vyjadrovanie neistoty merania“ a príbuzné dokumenty (dostupné na www.bipm.org).
 - [7] JCGM 106 (ISO/IEC Guide 98-4:2012) Uncertainty of measurement -- Part 4: Role of measurement uncertainty in conformity assessment
 - [8] ILAC G8:2019 Guidelines on Decision Rules and Statements of Conformity
 - [9] ISO 10576-1:2003 Statistical methods – Guidelines for the evaluation of conformity with specified requirements
 - [10] ASME B89.7.4.1-2005 Measurement Uncertainty and Conformance Testing: Risk Analysis

PRÍLOHA A KALIBRAČNÁ A MERACIA SCHOPNOSŤ

Pojem kalibračná a meracia schopnosť, CMC, je dostatočne preskúmaný v práci o kalibračnej a meracej schopnosti vydanej BIPM/ILAC Working Group 7. septembra 2007. Táto práca je zahrnutá v politike ILAC pre neistoty v kalibrácii ako príloha a politika je základom pre harmonizovaný prístup k CMC medzi akreditovanými laboratóriami na celom svete. [5].

Metódy na vyhodnotenie neistoty naznačené v tomto dokumente by sa mali použiť keď si akreditované laboratóriá zavádzajú CMC.

PRÍLOHA B SLOVNÍK NIEKTORÝCH DÔLEŽITÝCH TERMÍNOV**B1 aritmetický priemer** ([1] časť C.2.19)

Priemer; Súčet hodnôt vydelený počtom hodnôt.

B2 kalibračná a meracia schopnosť

Kalibračná a meracia schopnosť (CMC) je vyjadrená termínmi:

1. Meraná veličina alebo referenčný materiál;
2. Kalibračná/meracia metóda/postup a/alebo typ kalibrovaného/meraného meradla/materiálu;
3. Merací rozsah a dodatočné parametre, kde je to vhodné, napr. frekvencia použitého napätia;
4. Neistota merania.

Pre úplné vysvetlenie pozri [5].

B3 korelačný koeficient ([1] časť C.3.6)

Korelačný koeficient je miera relatívnej vzájomnej závislosti dvoch náhodných veličín rovnajúca sa podielu ich kovariancie a kladnej odmocniny súčinu ich rozptylov.

B4 kovariancia ([1] časť C.3.4)

Miera závislosti dvoch náhodných premenných rovnajúca sa strednej hodnote súčinu odchýlok dvoch náhodných veličín od ich stredných hodnôt. Úplná definícia sa nachádza v [1].

B5 faktor pokrytia ([3] termín 2.38)

Číslo väčšie ako jedna, ktorým je kombinovaná štandardná neistota vynásobená na získanie rozšírenej neistoty.

B6 pravdepodobnosť pokrytia ([3] termín 2.37)

Pravdepodobnosť, že súbor skutočného množstva hodnôt meranej veličiny je obsiahnutý v zadanom intervale pokrytia. Poznámka: Pojem „skutočná hodnota“ (pozri Dodatok D) nie je používaný v tomto návode z dôvodov uvedených v D.3.5; termíny „hodnota meranej veličiny“ a „skutočná hodnota meranej veličiny“ sú považované za ekvivalentné. (GUM 3.1.1). Pozri tiež [6] (JCGM 104:2009) kap. 1

B7 výberová smerodajná odchýlka ([1] časť 4.2.2)

Kladná druhá odmocnina výberového rozptylu.

B8 rozšírená neistota (merania) ([3] termín 2.35)

Výsledok kombinovanej štandardnej neistoty a faktora väčšieho ako číslo jeden.

B9 výberový rozptyl ([1] časť 4.2.2)

Veličina charakterizujúca rozptýlenie výsledkov série n pozorovaní (meraní, odčítaní) tej istej meranej veličiny získaná pomocou vzťahu (3.2) uvedeného v texte.

B10 vstupný odhad ([1] časť 4.1.4 a C2.26)

Hodnota odhadu vstupnej veličiny používaná pri vyhodnotení výsledku merania.

B11 vstupná veličina ([1] časť 4.1.2)

Veličina, od ktorej závisí meraná veličina a ktorá sa berie do úvahy pri vyhodnotení výsledku merania.

B12 meraná veličina ([3] termín 2.3)

Veličina, ktorá je predmetom merania.

B13 neistota merania, neistota ([3] časť 2.26)

Parameter, ktorý nie je záporný, charakterizujúci rozptyl meraných veličín, ktorý je priradený meranej veličine na základe použitých informácií.

B14 výstupný odhad ([1] časť 4.1 a C2.26)

Výsledok merania vypočítaný zo vstupných veličín pomocou modelu merania.

B15 výstupná veličina ([1] časť 4.1.4)

Veličina, ktorá reprezentuje pri vyhodnotení výsledku merania meranú veličinu.

B16 prierezový odhad rozptylu ([1] časť 4.2.4)

Odhad výberového rozptylu získaný z dlhej série pozorovaní tej istej meranej veličiny charakteristických meraní podľa štatistického riadenia.

B17 rozdelenie pravdepodobnosti ([1] časť C.2.3)

Funkcia vyjadrujúca pravdepodobnosť, že náhodná veličina nadobudne určitú hodnotu alebo hodnoty z určitého intervalu.

B18 náhodná veličina ([1] časť C.2.2)

Veličina, ktorá môže nadobúdať ľubovoľnú hodnotu z určitej množiny hodnôt a je charakterizovaná rozdelením pravdepodobnosti.

B19 relatívna štandardná neistota merania ([3] časť 2.32)

Štandardná neistota merania vydelená a absolútnou hodnotou meranej veličiny.

B20 citlivostný koeficient súvisiaci so vstupným odhadom ([1] časť 5.1.3)

Zmena hodnôt výstupného odhadu ako dôsledok zmeny hodnôt vstupného odhadu vydelená zmenou hodnôt tohoto vstupného odhadu.

B21 smerodajná odchýlka ([1] časť C.2.12)

Kladná druhá odmocnina rozptylu náhodnej veličiny.

B22 štandardná neistota merania ([3] termín 2.30)

Neistota merania vyjadrená ako smerodajná odchýlka.

B23 neistota merania vyjadrená spôsobom A ([3] časť 2.28)

Odhad zložiek neistoty merania pomocou štatistickej analýzy hodnôt meranej veličiny získaných za definovaných podmienok merania.

B24 vyhodnotenie neistoty merania spôsobom B ([3] termín 2.29)

Odhad zložiek neistoty merania určených iným spôsobom ako spôsobom A.

B25 balík neistôt ([3] časť 2.33)

Prehľad neistoty merania, komponentov neistoty merania a ich výpočet a kombinácia.

B26 rozptyl ([1] časť C.2.11)

Stredná hodnota druhej mocniny odchýlky náhodnej veličiny od jej strednej hodnoty.

PRÍLOHA C ZDROJE NEISTOTY MERANIA

C1 Neistota výsledku merania odráža nedostatky v dokonalom poznaní hodnoty meranej veličiny. Úplné poznanie vyžaduje nekonečné množstvo informácií. Javy, ktoré prispievajú k neistote a tým ku skutočnosti, že výsledok merania nemožno charakterizovať jedinou hodnotou, sa nazývajú zdroje neistôt. V praxi existuje mnoho potenciálnych zdrojov neistôt pri meraní [1], medzi ktoré patria:

- (a) neúplná definícia meranej veličiny,
- (b) nedokonalá realizácia definície meranej veličiny,
- (c) nereprezentatívny výber vzoriek - meraná vzorka nemusí reprezentovať definovanú meranú veličinu,
- (d) nedostatočne známe vplyvy podmienok prostredia alebo ich nedokonalé merania,
- (e) subjektívnosť odčítavania z analógových prístrojov,
- (f) obmedzená rozlišovacia schopnosť prístrojov alebo prah rozlíšenia,
- (g) nepresnosť etalónov a referenčných materiálov,
- (h) nepresné hodnoty konštánt a iných parametrov získaných z externých zdrojov a používaných v algoritme spracovania údajov,
- (i) aproximácie a predpoklady zahrnuté v metóde a postupe merania,
- (j) zmeny pri opakovaných meraniach meranej veličiny v očividne rovnakých podmienkach.

C2 Tieto zdroje nemusia byť vždy nezávislé. Niektoré zo zdrojov (a) až (i) môžu prispieť k zdroju (j).

C3 Väčšina príkladov v dodatkoch 1 a 2 ukazuje zaobchádzanie s príspevkami neistoty (g), typicky s hodnotou a neistotou z referenčných etalónov, (b), zmeny referenčnej hodnoty od kalibrácie, napr. v dôsledku driftu alebo špecifikácií prístroja, (d) neznáme s ohľadom na faktory ovplyvňujúce prostredie a (j) variabilitu v získaných odčítaných alebo čiastkových výsledkoch.

PRÍLOHA D KORELOVANÉ VSTUPNÉ VELIČINY

D1 Ak je známe, že dve vstupné veličiny X_i a X_k sú korelované - t.j. ak nejakým spôsobom závisia jedna od druhej - **kovarianciu** medzi odhadmi x_i a x_k

$$u(x_i, x_k) = u(x_i)u(x_k)r(x_i, x_k) \quad (i \neq k) \quad (D.1)$$

je potrebné považovať za ďalší príspevok k neistote. Stupeň korelácie vyjadruje **korelačný koeficient** $r(x_i, x_k)$ (kde $(i \neq k)$ a $|r| \leq 1$).

D2 V prípade n nezávislých dvojíc súčasne opakovaných meraní dvoch veličín P a Q sa určí kovariancia medzi aritmetickými priermi $\bar{p}$ a $\bar{q}$ zo vzťahu

$$s(\bar{p}, \bar{q}) = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{j=1}^n (p_j - \bar{p})(q_j - \bar{q}) \quad (D.2)$$

a nahradením s z rovnice (D2) pre $u(x_i, x_k)$ v rovnici (D1), sa r vypočíta z rovnice (D.1).

D3 Pre ovplyvňujúce veličiny môže byť stanovenie stupňa korelácie medzi nimi založené na skúsenostiach. Keď existuje korelácia, vzťah (4.1) treba nahradiť vzťahom

$$u^2(y) = \sum_{i=1}^N c_i^2 u^2(x_i) + 2 \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{k=i+1}^N c_i c_k u(x_i, x_k) \quad (D.3)$$

kde c_i a c_k sú citlivostné koeficienty definované vzťahom (4.3), alebo vzťahom

$$u^2(y) = \sum_{i=1}^N u_i^2(y) + 2 \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{k=i+1}^N u_i(y) u_k(y) r(x_i, x_k) \quad (D.4)$$

so zložkami $u_i(y)$ štandardnej neistoty odhadu výstupnej hodnoty y prislúchajúcimi neistotami vstupných odhadov x_i vypočítanými pomocou vzťahu (4.2). Treba zdôrazniť, že druhý člen pravej strany vzťahu (D.3) alebo (D.4) môže mať aj záporné znamienko.

D4 V praxi často existuje korelácia medzi vstupnými veličinami, pretože pri vyhodnotení sa používa ten istý referenčný etalón, merací prístroj, referenčný údaj alebo meracia metóda s významnou neistotou v hodnotení týchto veličín. Predpokladajme, že dve vstupné veličiny X_1 a X_2 s odhadmi x_1 a x_2 závisia od skupiny vzájomne nezávislých veličín Q_l ($l=1, 2, \dots, L$)

$$\begin{aligned} X_1 &= g_1(Q_1, Q_2, \dots, Q_L) \\ X_2 &= g_2(Q_1, Q_2, \dots, Q_L) \end{aligned} \quad (D.5)$$

hoci niektoré z týchto veličín sa nemusia vždy objaviť v oboch funkciách. Odhady x_1 a x_2 vstupných veličín budú do určitej miery navzájom závislé, aj keď medzi odhadmi q_l ($l=1, 2, \dots, L$) nebude nijaká korelácia. V tomto prípade kovariancia $u(x_1, x_2)$ medzi odhadmi x_1 a x_2 sa určí zo vzťahu

$$u(x_1, x_2) = \sum_{l=1}^L c_{1l} c_{2l} u^2(q_l) \quad (\text{D.6})$$

kde c_{1l} a c_{2l} sú citlivostné koeficienty odvodené pre funkcie g_1 a g_2 podľa vzťahu (4.6). Pretože len tie členy prispievajú k súčtu, pre ktoré citlivostné koeficienty sú nenulové, kovariancia sa rovná nule, ak funkcie g_1 a g_2 nemajú ani jednu spoločnú premennú. Korelačný koeficient $r(x_1, x_2)$ medzi odhadmi x_1 a x_2 sa určí zo vzťahu (D.6) a vzťahu (D.1).

D5 Nasledujúce príklady ukazujú korelácie medzi hodnotami priradenými k dvom etalónom, ktoré sú kalibrované tým istým referenčným etalónom.

Úloha (Popis meracieho vzťahu/problému)

Dva etalóny X_1 a X_2 sú porovnávané s referenčným etalónom Q_S pomocou meracieho systému schopného určiť rozdiel z ich hodnôt s príslušnou štandardnou neistotou $u(z)$. Hodnota q_S referenčného etalónu má štandardnú neistotu $u(q_S)$.

Matematický model

Odhady x_1 a x_2 závisia od hodnoty q_S referenčného etalónu a od nameraných rozdielov z_1 a z_2 a určia sa pomocou vzťahov

$$\begin{aligned} x_1 &= q_S - z_1 \\ x_2 &= q_S - z_2 \end{aligned} \quad (\text{D.7})$$

Štandardné neistoty a kovariancie

Predpokladáme, že veličiny X_1 , X_2 a Q_S možno považovať za nezávislé. Štandardné neistoty sa vypočítajú zo vzťahu (4.4) a kovariancia medzi odhadmi x_1 a x_2 sa určí zo vzťahu (D.6). Za predpokladu, že $u(z_1) = u(z_2) = u(z)$, bude

$$\begin{aligned} u^2(x_1) &= u^2(q_S) + u^2(z) \\ u^2(x_2) &= u^2(q_S) + u^2(z) \\ u(x_1, x_2) &= u^2(q_S) \end{aligned} \quad (\text{D.8})$$

Korelačný koeficient odvodený z týchto výsledkov je

$$r(x_1, x_2) = \frac{u^2(q_S)}{u^2(q_S) + u^2(z)} \quad (\text{D.9})$$

Jeho hodnota sa pohybuje od 0 do +1 v závislosti od pomeru medzi štandardnými neistotami $u(q_S)$ a $u(z)$.

D6 Prípady opísané rovnicou (D.5) ukazujú, že vhodným výberom funkcie modelu sa možno vyhnúť použitiu korelácie pri vyhodnocovaní štandardnej neistoty meranej veličiny. Priame použitie nezávislých veličín Q_l nahradením pôvodných veličín X_1 a X_2 do funkcie modelu f

v súlade s transformačnými rovnicami (D.5) dáva novú funkciu modelu, ktorá už neobsahuje vzájomne závislé veličiny X_1 a X_2 .

D7 Existujú však prípady, keď sa nemožno vyhnúť korelácii medzi dvoma vstupnými veličinami X_1 a X_2 , napr. ak sa používa ten istý merací prístroj alebo ten istý referenčný etalón pri určovaní vstupných odhadov x_1 a x_2 , avšak bez transformačných rovníc pre nové nezávislé premenné. Ak nie je presne známy stupeň korelácie, bude vhodné určiť maximálny vplyv tejto korelácie pomocou hornej hranice odhadu štandardnej neistoty meranej veličiny. Pokiaľ sa neuvažujú ďalšie korelácie, táto bude mať tvar

$$u^2(y) \leq \left[|u_1(y)| + |u_2(y)| \right]^2 + u_r^2(y) \quad (\text{D.10})$$

kde $u_r(y)$ je zložka štandardnej neistoty prislúchajúca všetkým zvyšným vstupným veličinám, o ktorých sa predpokladá, že sú navzájom nezávislé.

POZNÁMKA: Rovnica (D.10) sa dá jednoducho použiť v prípade jednej alebo niekoľkých skupín s dvoma alebo viacerými vstupnými veličinami, medzi ktorými existuje korelácia. V tomto prípade treba použiť v rovnici (D.10) "najhorší možný" súčet pre každú skupinu veličín, medzi ktorými je korelácia.

PRÍLOHA E KOEFICIENTY POKRYTIA ODVODENÉ OD EFEKTÍVNYCH STUPŇOV VOĽNOSTI

E1 Pri určovaní hodnoty koeficienta pokrytia k zodpovedajúceho danej konfidenčnej pravdepodobnosti treba vziať do úvahy spoľahlivosť štandardnej neistoty $u(y)$ výstupného odhadu y . To znamená, že treba zvážiť, do akej miery $u(y)$ vyjadruje odhadovanú hodnotu smerodajnej odchýlky výsledku merania. Pre odhad smerodajnej odchýlky pri normálnom rozdelení sú kritériom spoľahlivosti stupne voľnosti tohto odhadu, ktoré závisia od veľkosti príslušnej vzorky. Podobne platí, že vhodným kritériom spoľahlivosti štandardnej neistoty výstupného odhadu sú jej efektívne stupne voľnosti v_{ef} , ktoré možno približne určiť pomocou vhodnej kombinácie efektívnych stupňov voľnosti zložiek neistoty $u_i(y)$.

E2 Výpočet vhodného koeficienta pokrytia k pri splnení podmienok centrálnej limitnej vety zahŕňa nasledujúce tri kroky:

- (a) Určiť štandardnú neistotu výstupného odhadu podľa postupu uvedeného v kapitole 7.
- (b) Odhadnúť efektívne stupne voľnosti v_{ef} štandardnej neistoty $u(y)$ výstupného odhadu y pomocou Welch-Satterthwaitovho vzorca:

$$v_{ef} = \frac{u^4(y)}{\sum_{i=1}^N \frac{u_i^4(y)}{v_i}} \quad (\text{E.1})$$

kde $u_i(y)$ ($i=1, 2, \dots, N$) definované vzťahom (4.2) predstavujú zložky štandardnej neistoty výstupného odhadu y vyplývajúce zo štandardnej neistoty vstupného odhadu x_i , ktoré by mali byť štatisticky navzájom nezávislé, a v_i sú efektívne stupne voľnosti zložky štandardnej neistoty $u_i(y)$.

Pri štandardnej neistote $u(\bar{q})$ získanej z vyhodnotenia typu A, o ktorom pojednáva časť 3.1, sa určia stupne voľnosti pomocou vzorca $v_i = n - 1$. Problematickejšie je však priradiť stupne voľnosti k štandardnej neistote $u(x_i)$ získanej z vyhodnotenia typu B. V praxi sa však tieto vyhodnotenia bežne vykonávajú spôsobom, ktorý je zárukou, že nedôjde k podhodnoteniu štandardnej neistoty. Napríklad ak sa vychádza z dolnej a hornej hranice a_- a a_+ , zvyčajne sa zvolia tak, aby pravdepodobnosť príslušnej veličiny ležiacej mimo týchto hraníc bola mimoriadne nízka. Za predpokladu dodržania tohto pravidla, stupne voľnosti štandardnej neistoty $u(x_i)$ typu B vyhodnotenie môže byť nekonečno.

- (c) Určiť koeficient pokrytia k z tabuľky E.1 uvedenej v tejto prílohe. Táto tabuľka vychádza z t -rozdelenia pre konfidenčnú pravdepodobnosť 95,45 %. Ak v_{ef} nie je celé číslo, čo býva často, zaokrúhli sa v_{ef} smerom nadol na najbližšie celé číslo.

Tabuľka E.1: Koeficient pokrytia k pre jednotlivé efektívne stupne voľnosti v_{ef} pre približne 95 % pokrytie (95,45 %)

v_{ef}	1	2	3	4	5	6	7	8	10
k	13,97	4,53	3,31	2,87	2,65	2,52	2,43	2,37	2,28

v_{ef}	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
k	2,25	2,23	2,21	2,20	2,18	2,17	2,16	2,15	2,14	2,13

v_{ef}	25	30	35	40	45	50	-
k	2,11	2,09	2,07	2,06	2,06	2,05	2,00

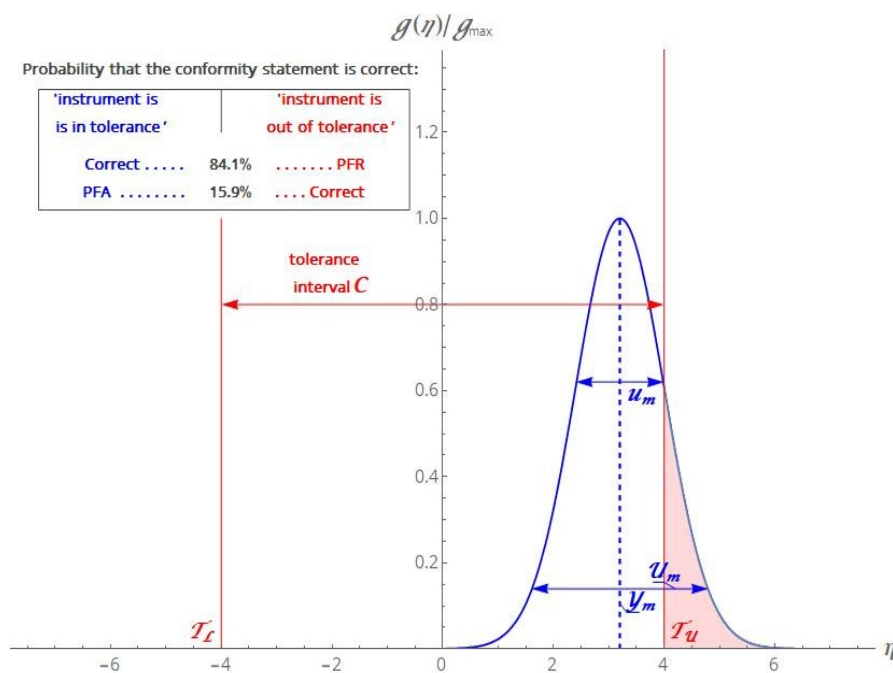
PRÍLOHA F ZHODA SO ŠPECIFIKÁCIOU

F1 Za určitých okolností sa o prijateľnosti výsledkov kalibrácie rozhoduje ich porovnaním so špecifikáciou, ktorá sa zvyčajne vyjadruje v zmysle tolerančného intervalu alebo limitov. Za týchto okolností sa používa rozhodovacie pravidlo, ktoré určuje, ako sa pri rozhodovaní o zhode zohľadní neistota merania [7].

F2 Pre špecifikácie založené na limitoch predstavuje oblasť funkcie pravdepodobnosti hustoty (PDF) pre meranú veličinu, ktorá spadá do tolerančného intervalu, podiel zhodných hodnôt meranej veličiny, ktorý by mohol byť zodpovedný za nameranú hodnotu. Toto je pravdepodobnosť zhody p_c

$$p_c = \int_C g(\eta; y_m, u_m) d\eta$$

F3 Napríklad, za predpokladu normálneho rozdelenia, na obrázku F1 je nešrafovaná oblasť PDF v rámci tolerančného intervalu a predstavuje vyhovujúce hodnoty meranej veličiny, ktoré možno priradiť k výsledku merania.



Tu = horný limit; TL = dolný limit; um = neistota; Um = rozšírená neistota;
ym = nameraná hodnota

F4 Zatienená oblasť na obrázku predstavuje nezhodné hodnoty meranej veličiny, ktoré možno podobne pripísať aj výsledku merania. Ak bolo rozhodnuté prijať výsledok, na základe pozorovania, že nameraná hodnota y_m je v rámci tolerančného intervalu, oblasť zatienenej oblasti zodpovedá pravdepodobnosti nesprávneho prijatia (PFA). Podobné argumenty sa používajú na definovanie pravdepodobnosti falošného odmietnutia (PFR), keď sa rozhodne zamietnuť výsledok na základe pozorovania, že nameraná hodnota spadá mimo tolerančného intervalu.

F5 Rozhodovacie pravidlá sa bežne vyjadrujú z hľadiska zhody, z hľadiska rizika spojeného s nesprávnym rozhodnutím (PFA a PFR) alebo inými hľadiskami, ktoré spájajú neistotu s veľkosťou intervalu tolerancie. Môžu mať viacero výsledkov, ako napríklad {správny, podmiennečne správny, podmiennečne chybný, chybný} alebo {správny, neistý, chybný} alebo jednoduchý binárny {správny, chybný} výsledok, v závislosti od toho, ako rozhodovacie pravidlo určuje vzatie neistoty do úvahy.

F6 Príklady takýchto pravidiel a súvisiacich rozhodnutí o zhode možno nájsť v odkazoch na dokumenty.

DODATOK 1**PRÍKLADY**

S1 Úvod

S1.1 Tieto príklady sa vybrali na demonštrovanie metód vyhodnocovania neistôt merania. Je potrebné, aby ďalšie typické a názorné príklady založené na prislúchajúcich modeloch v jednotlivých oblastiach vypracovali osobitné pracovné skupiny. Uvedené príklady slúžia viac menej ako všeobecné návody na postup.

S1.2 Príklady sú založené na návrhoch pripravených expertnými skupinami skupinou expertov EA. Tieto návrhy boli zjednodušené a zosúladené tak, aby sa stali názornejšími pre pracovníkov laboratórií vo všetkých oblastiach kalibrácie. Predpokladá sa, že tento rad príkladov prispeje k lepšiemu pochopeniu detailov pri vytýčení modelu vyhodnocovania a zosúladení procesu vyhodnocovania neistoty merania, nezávisle od oblasti kalibrácie.

S1.3 Príspevky k neistote a hodnoty uvedené v príkladoch sa nemajú chápať ako záväzné alebo prednostné požiadavky. Laboratóriá by mali určiť neistoty na základe modelu merania, ktorý používajú k vyhodnoteniu vykonaných čiastkových kalibrácií a ktorý udávajú na vystavenom kalibračnom certifikáte. Vo všetkých uvedených príkladoch sú splnené podmienky uvedené v kapitole 5 pre voľbu koeficientu pokrytia $k = 2$.

S1.4 V každom príklade sa dodržiava postupnosť vyhodnocovania podľa všeobecnej schémy z kapitoly 7 EA-4/02 nasledovne:

- krátky opisný názov,
- všeobecný opis procesu merania,
- model vyhodnotenia spolu s vysvetlením použitých symbolov,
- rozšírený súpis vstupných údajov s krátkym opisom ako boli získané,
- súpis pozorovaní a vyhodnotenie štatistických parametrov,
- bilancia neistôt v tabelárnej forme,
- rozšírená neistota merania,
- uvádzaný úplný výsledok merania.

S1.5 Za týmto prvým dodatkom k EA-4/02 by mali nasledovať ďalšie, ktoré budú obsahovať vypracované príklady odhadov neistôt merania spojených s kalibráciou prístrojov. Príklady možno tiež nájsť v návodoch EURAMET pre kalibráciu pojednávajúcich o kalibrácii špecifických typov meracích prístrojov.

S2 KALIBRÁCIA ZÁVAŽIA S NOMINÁLNOU HMOTNOSŤOU 10 KG

S2.1 Kalibrácia závažia s nominálnou hmotnosťou 10 kg triedy M1 OIML sa vykonáva porovnaním s referenčným etalónom (triedy F2 OIML) s rovnakou nominálnou hmotnosťou s použitím váh, ktorých pracovné charakteristiky sa určili predtým.

S2.2 Neznáma konvenčná hmotnosť m_X sa získa zo vzťahu:

$$m_X = m_S + \delta m_D + \delta m + \delta m_C + \delta B \quad (S2.1)$$

kde:

m_S - konvenčná hmotnosť etalónu,

δm_D - drift hodnoty etalónu od jeho poslednej kalibrácie,

δm - namerané rozdiely v hmotnosti medzi neznámou hmotnosťou a etalónom,

δm_C - korekcia excentricity a magnetických vplyvov,

δB - korekcia na vztlak vzduchu.

S2.3 Referenčný etalón (m_S): Kalibračný list pre referenčný etalón udáva hodnotu 10 000,005 g spolu s príslušnou rozšírenou neistotou 45 mg (koeficient pokrytia $k=2$).

S2.4 Drift hodnoty etalónu (δm_D): Drift hodnoty referenčného etalónu odhadnutý z predchádzajúcich kalibrácií leží v hraniciach (0 až +15) mg.

S2.5 Komparátor (δm , δm_C): Predchádzajúce vyhodnotenie opakovateľnosti merania rozdielu hmotnosti medzi dvomi hmotnosťami s rovnakými nominálnymi hodnotami poskytlí odhad smerodajnej odchýlky 25 mg. Korekcia na excentricitu a magnetické vplyvy pre použité váhy sa nevykonáva, odchýlky spôsobené vyosenosťou a magnetickými vplyvmi sa odhadujú v hraniciach ± 10 mg s rovnomerným rozdelením.

S2.6 Vztlak vzduchu (δB): Vplyv vztlaku vzduchu sa nekoriguje, hranice odchýlky sú odhadované na $\pm 1 \times 10^{-6}$ z nominálnej hodnoty.

S2.7 Korelácia: Korelácie medzi všetkými vstupnými veličinami sa považujú za zanedbateľné.

S2.8 Merania: Použitím substitučnej metódy so substitučnou schémou ABBA ABBA ABBA sa získali tri hodnoty rozdielov medzi neznámou hmotnosťou a hmotnosťou etalónu:

Poznámka: Substitučná schéma ABBA znamená, že pre každý súbor pozorovaní sa najprv zmeria štandardná hmotnosť, potom sa dvakrát zmeria neznáma hmotnosť a nakoniec sa zmeria štandardná hmotnosť.

č. m.	konvenčná hmotnosť		odčítaná hodnota (g)		rozdiel (g)
1	etalón		+0,010		
	neznáma hmotnosť		+0,020		
	neznáma hmotnosť		+0,025		
	etalón		+0,015		+0,010
2	etalón		+0,025		
	neznáma hmotnosť		+0,050		
	unknown		+0,055		
	neznáma hmotnosť		+0,020		+0,030
3	etalón		+0,025		
	neznáma hmotnosť		+0,045		
	neznáma hmotnosť		+0,040		
	neznáma hmotnosť		+0,020		+0,020

aritmetický priemer:

$$\overline{\delta m} = 20 \text{ mg}$$

prierezový odhad smerodajnej odchýlky:
(získaný z predchádzajúcich vyhodnotení)

$$s_p(\delta m) = 25 \text{ mg}$$

štandardná neistota:

$$u(\delta m) = s(\overline{\delta m}) = \frac{25 \text{ mg}}{\sqrt{3}} = 14,4 \text{ mg}$$

S2.9 Bilancia neistôt (m_X):

veličina	odhad	štandardná neistota	rozdelenie pravdepodobnosti	citlivostný koeficient	príspevok neistoty
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
m_S	10 000,005 g	22,5 mg	normálne	1,0	22,5 mg
δm_D	0,000 g	8,66 mg	rovnomerné	1,0	8,66 mg
δm	0,020 g	14,4 mg	normálne	1,0	14,4 mg
δm_C	0,000 g	5,77 mg	rovnomerné	1,0	5,77 mg
δB	0,000 g	5,77 mg	rovnomerné	1,0	5,77 mg
m_X	10 000,025 g				29,2 mg

S2.10 Rozšírená neistota

$$U = k \times u(m_X) = 2 \times 2,2 \text{ mg} \cong 58 \text{ mg}$$

S2.11 Komentovaný výsledok

Meraná hmotnosť s nominálnou hodnotou 10 kg je 10,000 025 kg $\pm$ 58 mg.

Uvedená rozšírená neistota merania je vyjadrená ako štandardná neistota merania vynásobená koeficientom pokrytia $k = 2$, ktorá pri normálnom rozdelení zodpovedá konfidenčnej pravdepodobnosti približne 95 %.

S3 KALIBRÁCIA ETALÓNU ELEKTRICKÉHO ODPORU S NOMINÁLNOU HODNOTOU 10 kΩ

S3.1 Odpor etalónu odporu (rezistora) so štyrmi svorkami je určený priamou substitúciou použitím digitálneho multimetra ($7\frac{1}{2}$ digit DMM) v jeho odporovom rozsahu s kalibrovaným referenčným etalónom odporu ako referenčným etalónom so štyrmi svorkami a s nominálnou hodnotou rovnakou ako etalón, ktorý má byť kalibrovaný. Rezistory sú ponorené v dobre miešanom olejovom kúpeli s teplotou 23 °C, ktorá je kontrolovaná v strede uloženým skleným ortuťovým teplomerom. Rezistory sú stabilizované pred vlastným meraním. Štyri výstupné svorky každého rezistora sú stredovo spojené so svorkami DMM. Je zistené, že merací prúd 100 μA, pri 10 kΩ rozsahu DMM je dostatočne nízky, aby nespôsobil významné vlastné ohrievanie rezistorov. Použitý merací postup tiež zabezpečuje, že vplyvy vonkajších parazitných odporov na výsledok merania možno považovať za bezvýznamné.

S3.2 Odpor R_X kalibrovaného rezistora sa získa zo vzťahu:

$$R_X = (R_S + \delta R_D + \delta R_{TS}) r_C r - \delta R_{TX} \quad (\text{S3.1})$$

kde:

- R_S - odpor referenčného etalónu,
- δR_D - drift odporu referenčného etalónu od jeho poslednej kalibrácie,
- δR_{TS} - teplotou spôsobené zmeny hodnoty odporu referenčného etalónu,
- $r = R_{iX} / R_{IS}$ - pomer odčítaných hodnôt odporov (index i označuje 'indikovaný') neznámeho a referenčného rezistora,
- r_C - opravný faktor pre parazitné napätia a rozlíšiteľnosť prístroja,
- δR_{TX} - teplotou spôsobené zmeny odporu kalibrovaného rezistora.

S3.3 Referenčný etalón (R_S): Kalibračný certifikát pre referenčné etalóny udáva hodnotu odporu 10 000,053 Ω ± 5 mΩ (koeficient pokrytia $k = 2$) pri referenčnej teplote 23 °C.

S3.4 Drift hodnoty etalónu (δR_D): Drift odporu referenčného etalónu od jeho poslednej kalibrácie sa odhadne z jeho predchádzajúcich kalibrácií ako +20 mΩ s odchýlkami v hraniciach ±10 mΩ.

S3.5 Korekcie na vplyv teploty (δR_{TS} , δR_{TX}): Teplota olejového kúpeľa sa sleduje teplomerom (má platnú kalibráciu), ktorý ukazuje hodnotu 23 °C. Pri uvažovaní metrologických charakteristík použitého teplomera a teplotných gradientov v olejovom kúpeli sa predpokladá, že zhoda medzi teplotou rezistorov a odčítanou teplotou je v rozsahu ±0,055 K. Pri známej hodnote teplotného koeficienta referenčného rezistora $5 \times 10^{-6} \text{ K}^{-1}$ sú hranice odchýliek odporu od hodnoty v certifikáte spôsobené možnými odchýlkami pracovnej teploty ±2,75 mΩ. Z literatúry od výrobcu vyplýva, že teplotný koeficient kalibrovaného rezistora neprekročí $10 \times 10^{-6} \text{ K}^{-1}$, a teda zmeny hodnôt neznámeho odporu spôsobené kolísaním teploty sa budú pohybovať v hraniciach ±5,5 mΩ.

S3.6 Merania odporu (r , r_C): Keďže sa používa rovnaký prístroj DMM pre meranie R_{iX} aj R_{iS} , sú tieto merania korelované. Tento vplyv znižuje výslednú neistotu a treba ešte zohľadniť relatívne rozdiely v odčítaní odporov spôsobené systematickými vplyvmi, ako sú parazitné napätia a rozlíšiteľnosť prístroja (pozri matematickú poznámku v odseku S3.12), ktorých hranice sú odhadnuté $\pm 0,5 \times 10^{-6}$ pre každé odčítanie. Rozdelenie prislúchajúce pomeru r_C je trojuholníkové so strednou hodnotou 1,000 000 0 a hranicami $\pm 1,0 \times 10^{-6}$.

S3.7 Korelácia: Korelácia medzi všetkými vstupnými veličinami sa považuje za zanedbateľnú.

S3.8 Merania: Pre určenie pomeru r sa vykonalo päť meraní:

č.m.	nameraný pomer
1	1,000 010 4
2	1,000 010 7
3	1,000 010 6
4	1,000 010 3
5	1,000 010 5

aritmetický priemer:

$$\bar{r} = 1,000\,010\,5$$

výberová smerodajná odchýlka

$$s(r) = 0,158 \times 10^{-6}$$

štandardná neistota:

$$u(r) = s(\bar{r}) = \frac{0,158 \times 10^{-6}}{\sqrt{5}} = 0,0707 \times 10^{-6}$$

S3.9 Bilancia neistôt (R_X):

veličina	odhad	štandardná neistota	rozdelenie pravdepodob.	citlivostný koeficient	príspevok neistoty
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
R_s	10 000,053 Ω	2,5 m Ω	normálne	1,0	2,5 m Ω
δR_D	0,020 Ω	5,8 m Ω	rovnomerné	1,0	5,8 m Ω
δR_{TS}	0,000 Ω	1,6 m Ω	rovnomerné	1,0	1,6 m Ω
δR_{TX}	0,000 Ω	3,2 m Ω	rovnomerné	1,0	3,2 m Ω
r_C	1,000 000 0	$0,41 \times 10^{-6}$	trojuholníkové	10 000 Ω	4,1 m Ω
r	1,000 010 5	$0,07 \times 10^{-6}$	normálne	10 000 Ω	0,7 m Ω
R_X	10 000,178 Ω				8,33 m Ω

S3.10 Rozšírená neistota

$$U = k \times u(R_X) = 2 \times 8,33 \text{ m}\Omega \cong 17 \text{ m}\Omega$$

S3.11 Komentovaný výsledok

Nameraná hodnota rezistora s nominálnym odporom 10 k Ω pri teplote 23 °C a meracom prúde 100 μ A je (10 000,178 $\pm$ 0,017) Ω .

Uvedená rozšírená neistota merania je vyjadrená ako štandardná neistota merania vynásobená koeficientom pokrytia $k = 2$, ktorá pri normálnom rozdelení zodpovedá konfidenčnej pravdepodobnosti približne 95 %.

S3.12 Matematická poznámka k štandardnej neistote merania pomeru indikovaných hodnôt odporu: Kalibrovaný rezistor a referenčný etalón majú približne rovnaké odpory. Pri zvyčajnej lineárnej aproximácii odchýlok možno hodnoty odporov R_{iX} a R_{iS} možno vyjadriť ako:

$$\begin{aligned} R_X' &= R_{iX} \left(1 + \frac{\delta R_X'}{R} \right) \\ R_S' &= R_{iS} \left(1 + \frac{\delta R_S'}{R} \right) \end{aligned} \quad (\text{S3.2})$$

kde R je nominálna hodnota rezistorov a $\delta R_X'$ a $\delta R_S'$ sú neznáme odchýlky. Pomer odporov vyvedený z týchto vzťahov je

$$\frac{R_X'}{R_S'} = r \cdot r_C \quad (\text{S3.3})$$

kde pomer indikovaných odporov pre kalibrovaný a referenčný rezistor je

$$r = \frac{R_{iX}}{R_{iS}} \quad (\text{S3.4})$$

a korekčný faktor (lineárna aproximácia odchýliek)

$$r_C = 1 + \frac{\delta R_X' - \delta R_S'}{R} \quad (\text{S3.5})$$

Pretože odchýlky vo vzťahu (S3.5) sa odčítavajú, korelačné príspevky systematických vplyvov pochádzajúcich od vlastného DMM neovplyvňujú výsledok. Štandardná neistota korekčného faktora je určená iba nekorelovanými odchýlkami spôsobenými parazitnými javmi a rozlíšiteľnosťou DMM. Za predpokladu, že $u(\delta R_X') = u(\delta R_S') = u(\delta R)$ bude

$$u^2(r_C) = 2 \frac{u^2(\delta R')}{R^2} \quad (\text{S3.6})$$

S4 KALIBRÁCIA KONCOVEJ MIERKY S NOMINÁLNOU DĹŽKOU 50 MM

S4.1 Kalibrácia koncovej mierky triedy 0 (ISO 3650) s nominálnou dĺžkou 50 mm sa vykonáva pomocou komparátora porovnávaním s kalibrovanou koncovou mierkou, ktorá má rovnakú nominálnu dĺžku a je z rovnakého materiálu ako referenčný etalón. Rozdiel v strednej dĺžke sa určuje v zvislej polohe oboch koncových mierok pomocou dvoch indikátorov dĺžky, ktoré sú v kontakte s hornými a dolnými meracími plochami mierok. Dĺžka l_X' koncovej mierky, ktorú treba zmerať a dĺžka l_S' referenčného etalónu je vo vzťahu

$$l_X' = l_S' + \delta l \quad (\text{S4.1})$$

kde δl je rozdiel meraných dĺžok. l_X' a l_S' sú dĺžky mierok v daných meracích podmienkach, teda pri teplote, ktorá s ohľadom na neistotu merania teploty v laboratóriu nemusí byť zhodná s referenčnou teplotou dĺžkových meraní.

S4.2 Dĺžka l_X kalibrovannej koncovej mierky pri referenčnej teplote sa získa zo vzťahu:

$$l_X = l_S + \delta l_D + \delta l + \delta l_C - L(\bar{\alpha} \times \delta t + \delta \alpha \times \Delta \bar{t}) - \delta l_V \quad (\text{S4.2})$$

kde:

l_S	- dĺžka referenčnej koncovej mierky pri referenčnej teplote $t_0 = 20^\circ\text{C}$ podľa kalibračného certifikátu,
δl_D	- zmena dĺžky referenčnej koncovej mierky od jeho poslednej kalibrácie v dôsledku driftu,
δl	- nameraný rozdiel v dĺžke medzi kalibrovanou a referenčnou koncovou mierkou,
δl_C	- korekcia v dôsledku nelinearity a chyby nuly komparátora,
L	- nominálna dĺžka uvažovaných koncových mierok,
$\bar{\alpha} = (\alpha_X + \alpha_S)/2$	- priemerný koeficient teplotnej rozťažnosti kalibrovannej a referenčnej koncovej mierky,
$\delta t = (t_X - t_S)$	- teplotný rozdiel medzi kalibrovanou a referenčnou koncovou mierkou,
$\delta \alpha = (\alpha_X - \alpha_S)$	- rozdiel v koeficientoch teplotnej rozťažnosti materiálu kalibrovannej a referenčnej koncovej mierky,
$\Delta \bar{t} = (t_X + t_S)/2 - t_0$	- odchýlka priemernej teploty kalibrovannej a referenčnej koncovej mierky od referenčnej teploty,
δl_V	- korekcia na dotyk indikátora mimo stredu meracích plôch kalibrovannej koncovej mierky.

S4.3 Referenčný etalón (l_S): Dĺžka referenčnej koncovej mierky spolu s príslušnou rozšírenou neistotou merania je uvedená v kalibračnom liste koncovej mierky ako $50,000\,02\text{ mm} \pm 30\text{ nm}$ (koeficient pokrytia $k = 2$).

S4.4 Drift etalónu (δl_b): Drift dĺžky referenčnej koncovej mierky sa odhadne z predchádzajúcej kalibrácie ako nulový v hraniciach ± 30 nm. Všeobecné skúsenosti s koncovou mierkou tohto typu ukazujú, že nulový drift je najpravdepodobnejší a že možno použiť trojuholníkové rozdelenie pravdepodobnosti.

S4.5 Komparátor (δl_c): Komparátor je potrebné overiť, aby spĺňal požiadavky definované v EURAMET cg-2 verzia 2.0 (03/2011) (predtým EAL-G21:1996). Z týchto vyplýva, že pre rozdiely dĺžok D do ± 10 μm , korekcie uchovaných rozdielov dĺžok sú v hraniciach $\pm(30 \text{ nm} + 0,02 \cdot |D|)$, kde D má jednotku μm . Pri uvažovaní triedy 0 kalibrovannej koncovej mierky a triedy K referenčnej koncovej mierky maximálny rozdiel dĺžok bude v rozsahu ± 1 μm , čo podľa spomínaného vzťahu vedie k hraniciam ± 32 nm pre korekciu nelinearity a chyby nuly (ofsetu) použitého komparátora.

S4.6 Korekcie na vplyv teploty ($\bar{\alpha}$, δt , $\delta \alpha$, $\Delta \bar{t}$): Pred kalibráciou treba dbať na to, aby sa koncové mierky ohriali na teplotu v meracej miestnosti. Rozdiel teploty medzi etalónovou a kalibrovanou koncovou mierkou sa odhaduje na $\pm 0,05$ K. Podľa kalibračného listu referenčnej koncovej mierky a údajov od výrobcu pre kalibrovanú koncovú mierku sa predpokladá, že lineárny koeficient teplotnej rozťažnosti ocelevej koncovej mierky je v intervale $(11,5 \pm 1,0) \times 10^{-6} \text{ } ^\circ\text{C}^{-1}$. V kompozícii dvoch pravouhlých rozdelení rozdiel koeficientov teplotnej rozťažnosti má trojuholníkové rozdelenie v hraniciach $\pm 2 \times 10^{-6} \text{ } ^\circ\text{C}^{-1}$. Odchýlka strednej hodnoty teploty pri meraní od referenčnej teploty $t_0 = 20$ $^\circ\text{C}$ sa odhaduje v rozmedzí $\pm 0,5$ $^\circ\text{C}$. Najlepšie odhady rozdielu lineárnych koeficientov teplotnej rozťažnosti a odchýlok strednej teploty od referenčnej teploty sú nulové. Preto pri vyhodnocovaní príspevkov týchto neistôt je treba vziať do úvahy druhé členy vzťahu, čo vedie k súčinu štandardných neistôt spojeného s faktormi súčinu $\delta \alpha \cdot \Delta \bar{t}$ vo vzťahu (S4.2) (pozri matematickú poznámku v odseku S4.13, rovnica (S4.5)). Výsledná štandardná neistota je $u(\delta \alpha \times \Delta \bar{t}) = 0,236 \times 10^{-6}$.

S4.7 Zmena dĺžky (δl_v): Pri koncovej mierke triedy 0 rozdiel dĺžok v strede a na štyroch rohoch má ležať v hraniciach $\pm 0,12$ μm (ISO 3650:1998). Za predpokladu, že sa tieto rozdiely v dĺžke vzťahujú k meracím stranám pozdĺž kratších hrán o dĺžke 9 mm a vzhľadom na to, že stredná dĺžka sa meria vo vnútri kruhu s polomerom 0,5 mm, možno korekciu na stredové vychýlenie kontaktného bodu odhadnúť v rozmedzí $\pm 6,7$ nm.

S4.8 Korelácie: Korelácia medzi všetkými vstupnými veličinami sa považujú za zanedbateľné.

S4.9 Merania (δl): Namerali sa nasledujúce rozdiely medzi kalibrovanou koncovou mierkou a referenčným etalónom, komparátor bol nastavený použitím referenčného etalónu pred každým odčítaním pri použití každého referenčného etalónu.

č.m.	odčítaná hodnota
1	- 100 nm
2	- 95 nm
3	- 80 nm
4	- 95 nm
5	- 100 nm

aritmetický priemer:

$$\overline{\delta l} = -94 \text{ nm}$$

prierezový odhad smerodajnej odchýlky:
(získaný z predchádzajúcich vyhodnotení)

$$s_p(\delta l) = 12 \text{ nm}$$

štandardná neistota:

$$u(\delta l) = s(\overline{\delta l}) = \frac{12 \text{ nm}}{\sqrt{5}} = 5,37 \text{ nm}$$

Prierezový odhad smerodajnej odchýlky bol prevzatý zo skúšok zhody použitého komparátora s požiadavkami EURAMET cg-2 verzia 2.0 (03/2011) (predtým EAL-G21:1996).

S4.10 Bilancia neistôt:

veličina X_i	odhad x_i	štandardná neistota $u(x_i)$	pravdepod. rozdelenie	citlivostný koeficient c_i	príspevok neistoty $u_i(y)$
l_s	50,000 020 mm	15 nm	normálne	1,0	15,0 nm
δl_D	0 mm	12,2 nm	trojuholníkové	1,0	12,2 nm
δl	-0,000 094 mm	5,37 nm	normálne	1,0	5,37 nm
δl_C	0 mm	18,5 nm	rovnomerné	1,0	18,5 nm
δt	0 °C	0,0289 °C	rovnomerné	-575 nm°C ⁻¹	-16,6 nm
$\delta \alpha \times \Delta \bar{t}$	0	0,23610 ⁻⁶	-	-50 mm	-11,8 nm
δl_V	0 mm	3,87 nm	rovnomerné	-1,0	-3,87 nm
l_X	49,999,926 mm				34,3 nm

S4.11 Rozšírená neistota

$$U = k \times u(l_X) = 2 \times 34,3 \text{ nm} \cong 69 \text{ nm}$$

S4.12 Komentovaný výsledok

Meraná hodnota koncovej mierky s nominálnou dĺžkou 50 mm je 49,999 926 mm ±69 nm.

Uvedená rozšírená neistota merania je vyjadrená ako štandardná neistota merania vynásobená koeficientom pokrytia $k = 2$, ktorá pri normálnom rozdelení zodpovedá konfidenčnej pravdepodobnosti približne 95 %.

S4.13 Matematická poznámka k štandardnej neistote merania súčinu dvoch veličín s nulovou strednou hodnotou: Pre súčin dvoch veličín, ak odhady hodnôt jednej alebo oboch veličín sú nulové, je potrebné modifikovať všeobecnú metódu výpočtu neistôt založenú na linearizácii funkcie. Ak členy súčinu sú štatisticky nezávislé s nenulovými hodnotami, druhú mocninu relatívnej štandardnej neistoty (relatívny rozptyl) prislúchajúci súčinu možno vyjadriť bez linearizácie pomocou druhej mocniny relatívnych štandardných neistôt jednotlivých členov súčinu podľa vzťahu:

$$w^2(x_1 \times x_2) = w^2(x_1) + w^2(x_2) + w^2(x_1) \times w^2(x_2) \quad (\text{S4.2})$$

Použitím definície relatívnej štandardnej neistoty merania sa dá toto vyjadrenie ľahko transformovať do všeobecného vzťahu

$$u^2(x_1 \times x_2) = x_2^2 u^2(x_1) + x_1^2 u^2(x_2) + u^2(x_1) \times u^2(x_2) \quad (\text{S4.3})$$

Ak štandardné neistoty $u(x_1)$ a $u(x_2)$ prislúchajúce odhadom x_1 a x_2 sú omnoho menšie ako absolútne hodnoty odhadov x_1 a x_2 , tretí člen na pravej strane možno zanedbať. Výsledný vzťah predstavuje prípad opísaný všeobecnou metódou založenou na linearizácii modelovej funkcie.

Ak jedna z absolútnych hodnôt odhadu, napríklad $|x_2|$, je omnoho menšia ako je štandardná neistota $u(x_2)$ prislúchajúca tomuto odhadu alebo je nulová, možno vo vzťahu S4-3 zanedbať člen obsahujúci očakávanú hodnotu. Výsledná rovnica je:

$$u^2(x_1 \times x_2) \cong x_1^2 u^2(x_2) + u^2(x_1) \times u^2(x_2) \quad (\text{S4.4})$$

Ak absolútne hodnoty oboch členov súčiny sú oveľa menšie ako ich štandardné neistoty alebo sú nulové, iba tretí člen v rovnici (S4.3) udáva významný príspevok

$$u^2(x_1 \times x_2) \cong u^2(x_1) \times u^2(x_2) \quad (\text{S4.5})$$

Ďalším príkladom príspevku, ktorý nie je vždy možné primerane linearizovať, je $Y = X^2$. Ak X je normálne rozdelené so strednou hodnotou m a rozptylom s^2 , potom očakávaná hodnota Y je $m^2 + s^2$ a štandardná neistota je $\sqrt{2(2m^2 s^2 + s^4)}$. Napríklad, ak X má strednú hodnotu $m = 0$, $Y = X^2$ by mala byť priradená hodnota $y = s^2$ s $u(y) = \sqrt{2} s^2$

S5 KALIBRÁCIA TERMoeLEKTRICKÉHO SNÍMAČA TEPLoty TYPu N PRI 1000 °C

S5.1 Termoelektrický snímač teploty (TST) typu N sa kalibruje porovnávaním s dvomi referenčnými TST typu R v horizontálnej peci pri teplote 1000 °C. Napätie generované TST je merané digitálnym voltmetrom cez prepínač. Všetky TST majú referenčné spoje na 0 °C. Kalibrovaný TST je pripojený k referenčnému koncu použitím kompenzačného vedenia. Hodnoty teploty sú uvedené v teplotnej stupnici t_{90} .

S5.2 Teplota t_X meracieho spoja kalibrovaného TST je

$$t_X = t_S \left(V_{IS} + \delta V_{IS1} + \delta V_{IS2} + \delta V_R - \frac{\delta t_{S0}}{C_{S0}} \right) + \delta t_D + \delta t_F \cong$$

$$\cong t_S(V_{IS}) + C_S \times V_{IS1} + C_S \times V_{IS2} + C_S \times \delta V_R - \frac{C_S}{C_{S0}} \delta t_{S0} + \delta t_D + \delta t_F \quad (S5.1)$$

S5.3 Napätie V_X TST medzi meracím a referenčným spojom pri 0 °C počas kalibrácie je

$$V_X(t) \cong V_X(t_X) + \frac{\Delta t}{C_X} - \frac{\delta t_{X0}}{C_{X0}} = V_{IX} + \delta V_{IX1} + \delta V_{IX2} + \delta V_R + \delta V_{LX} + \frac{\Delta t}{C_X} + \frac{\delta t_{X0}}{C_{X0}} \quad (S5.2)$$

kde:

$t_S(V)$	- teplota meraná referenčným TST v závislosti od napätia pri teplote referenčného spoja 0 °C. Funkcia je uvedená v kalibračnom certifikáte;
V_{IS}, V_{IX}	- údaje voltmetra;
$\delta V_{IS1}, \delta V_{IX1}$	- korekcie napätia získané z kalibrácie voltmetra;
$\delta V_{IS2}, \delta V_{IX2}$	- korekcie napätia v dôsledku obmedzenej rozlíšiteľnosti voltmetra;
δV_R	- korekcie napätia v dôsledku vplyvu kontaktov prepínača;
$\delta t_{0S}, \delta t_{0X}$	- korekcie teploty v dôsledku odchýlky od referenčnej teploty 0 °C;
C_S, C_X	- citlivosti TST (teplota/napätie) pri meracej teplote 1000 °C;
C_{S0}, C_{X0}	- citlivosti TST (teplota/napätie) pri referenčnej teplote 0 °C;
δt_D	- zmena hodnoty referenčného TST od jeho poslednej kalibrácie v dôsledku driftu;
δt_F	- korekcia teploty v dôsledku nehomogenity teploty pece;
t	- teplota, pri ktorej sa kalibruje TST (kalibračný bod);
$\Delta t = t - t_X$	- korekcia teploty kalibračného bodu od teploty pece;
δV_{LX}	- korekcia napätia spôsobená kompenzačnými vedeniami.

S5.4 Výsledkom kalibrácie je údaj výstupného napätia TST pri teplote jeho meracieho spoja. Keďže sa merací proces skladá z dvoch krokov - určenie teploty pece a určenie napätia kalibrovaného TST - vyhodnotenie neistoty merania je rozdelené na dve časti.

S5.5 Referenčné etalóny ($t_S(V)$): Referenčné TST majú kalibračné certifikáty, ktoré udávajú vzťah medzi ich teplotami na meracom a referenčnom spoji a napätím v ich vedení. Rozšírená neistota merania pri 1000 °C je $U = 0,3$ °C (koeficient pokrytia $k = 2$).

S5.6 Kalibrácia voltmetra (δV_{IS1} , δV_{IX1}): Voltmeter bol kalibrovaný. Korekcie meraných napätí boli urobené pre všetky hodnoty. Kalibračný certifikát udáva konštantnú rozšírenú neistotu merania $U = 2,0 \mu V$ (koeficient pokrytia $k = 2$) pre napätia menšie ako 50 mV.

S5.7 Rozlíšiteľnosť voltmetra (δV_{IS2} , δV_{IX2}): Bol použitý $4^{1/2}$ digitový voltmeter, čo pri jeho rozsahu 10 mV znamená maximálnu rozlíšiteľnosť $\pm 0,5 \mu V$ pre každý údaj.

S5.8 Parazitné napätia (δV_R): Zvyškové parazitné napätia (pri nulovom napätí) spôsobené kontaktmi prepínača sa odhadli ako nulové v hraniciach $\pm 2 \mu V$.

S5.9 Referenčné teploty (δt_{OS} , δt_{OX}): Referenčné teploty jednotlivých TST boli $0^\circ C$ v hraniciach $\pm 0,1^\circ C$.

S5.10 Napät'ová citlivosť (C_S , C_X , C_{S0} , C_{X0}): Napät'ová citlivosť TST (citlivostné koeficienty) sa prevzala z referenčných tabuliek:

	1000 $^\circ C$	0 $^\circ C$
referenčný TST	$C_S = 0,077^\circ C/\mu V$	$C_{S0} = 0,189^\circ C/\mu V$
kalibrovaný TST	$C_X = 0,026^\circ C/\mu V$	$C_{X0} = 0,039^\circ C/\mu V$

S5.11 Drift referenčného etalónu (δt_D): Z predchádzajúcich kalibrácií sa odhaduje drift referenčného etalónu ako nulový v hraniciach $\pm 0,3^\circ C$.

S5.12 Teplotný gradient (δt_F): Teplotné gradienty boli merané vo vnútri pece. Pri $1000^\circ C$ je sú odchýlky od nerovnomernosti teploty v oblasti merania v hraniciach $\pm 1^\circ C$.

S5.13 Kompenzačné vedenie (δV_{LX}): vplyv kompenzačného vedenia sa zisťoval v rozsahu od $0^\circ C$ do $40^\circ C$. Z neho vyplýva, že napät'ové rozdiely medzi kompenzačnými vedeniami a samotným TST ležia v odhadnutých hraniciach $\pm 5 \mu V$.

S5.14 Merania (V_{IS} , $t_S(V_{IS})$, V_{IX}): Údaje na voltmetri sú zaznamenávané v nasledujúcich operačných procedúrach, ktoré dávajú štyri údaje pre každý TST a znižujú vplyv teplotného driftu v zdroji tepla a parazitného tepelného napätia v meracom obvode:

1. cyklus:

etalón č. 1, kalibrovaný TST, etalón č. 2,

etalón č. 2, kalibrovaný TST, etalón č. 1.

Zmena polarity.

2. cyklus:

etalón č. 1, kalibrovaný TST, etalón č. 2,

etalón č. 2, kalibrovaný TST, etalón č. 1.

S5.15 Postup vyžaduje, aby rozdiel medzi dvomi referenčnými etalónmi nepresiahol $\pm 0,3$ °C. Ak rozdiel nie je v týchto hraniciach, treba meranie opakovať a/alebo treba zistiť príčiny takého veľkého rozdielu.

TST	etalón č. 1	kalibrovaný snímač	etalón č. 2
Korigovaný údaj napätia	+10500 μV	+36245 μV	+10503 μV
	+10503 μV	+36248 μV	+10503 μV
	-10503 μV	-36248 μV	-10505 μV
	-10504 μV	-36251 μV	-10505 μV
Priemerná hodnota napätia	10502,5 μV	36248 μV	10504 μV
Teplota teplého spoja	1000,4 °C		1000,6 °C
Teplota pece		1000,5 °C	

S5.16 Zo štyroch údajov pre každý TST uvedených v hornej tabuľke je odvodená priemerná hodnota napätia každého TST. Hodnoty napätia referenčných TST sa prevedú na hodnoty teploty na základe teplotne-napäťových vzťahov uvedených v kalibračnom certifikáte. Namerané hodnoty teploty sú značne korelované (korelačný koeficient je skoro jednotkový). Preto, pri uvažovaní ich strednej hodnoty, sú kombinované iba vzhľadom na jedno meranie, ktoré je pri teplote pece v mieste kalibrovaného TST. Podobným spôsobom sa získalo napätie kalibrovaného TST. Na vyhodnotenie neistoty merania spojennej s týmito odčítaniami sa vopred vykonala séria desiatich meraní pri rovnakej pracovnej teplote. Získal sa tak prierezový odhad smerodajnej odchýlky pre teplotu pece a napätie kalibrovaného TST.

Príslušné štandardné neistoty merania sledovaných veličín sú:

prierezový odhad smerodajnej odchýlky: $s_p(t_s) = 0,10$ °C

štandardná neistota: $u(t_s) = s_p(t_s)/\sqrt{1} = 0,10$ °C

prierezový odhad smerodajnej odchýlky: $s_p(V_{IX}) = 1,6$ μV

štandardná neistota: $u(V_{IX}) = s_p(V_{IX})/\sqrt{1} = 1,6$ μV

S5.17 Bilancia neistôt (teplota t_X v peci):

veličina	odhad	štandardná neistota	pravdepod. Rozdelenie	citlivostný koeficient	príspevok neistoty
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
t_s	1000,5 °C	0,10 °C	normálne	1,0	0,10 °C
δV_{IS1}	0 μV	1,00 μV	rovnorné	0,077 °C/ μV	0,077 °C
δV_{IS2}	0 μV	0,29 μV	rovnorné	0,077 °C/ μV	0,022 °C
δV_R	0 μV	1,15 μV	rovnorné	0,077 °C/ μV	0,089 °C
δt_{0s}	0 °C	0,058 °C	rovnorné	-0,407	-0,024 °C
δt_s	0 °C	0,15 °C	normálne	1,0	0,15 °C
δt_D	0 °C	0,173 °C	rovnorné	1,0	0,173 °C
δt_F	0 °C	0,577 °C	rovnorné	1,0	0,577 °C
δt_X	1000,5 °C				0,641 °C

S5.18 Bilancia neistôt (napätia V_X kalibrovaného TST):

Štandardná neistota merania priradená k rozdielu teplôt medzi kalibračným bodom a teplotou pece je štandardná neistota merania teploty pece, pretože teplotný bod je definovaná hodnota (presne známa).

veličina X_i	odhad x_i	štandardná neistota $u(x_i)$	pravdepod. Rozdelenie	citlivostný koeficient c_i	príspevok neistoty $u_i(y)$
V_S	36 248 μV	1,60 μV	normálne	1,0	1,60 μV
δV_{IX1}	0 μV	1,00 μV	normálne	1,0	1,00 μV
δV_{IX2}	0 μV	0,29 μV	rovnomerné	1,0	0,29 μV
δV_R	0 μV	1,15 μV	rovnomerné	1,0	1,15 μV
δV_{LX}	0 μV	2,9 μV	rovnomerné	1,0	2,9 μV
Δt	0,5 $^{\circ}\text{C}$	0,641 $^{\circ}\text{C}$	normálne	38,5 $\mu\text{V}/^{\circ}\text{C}$	24,5 μV
δt_{0X}	0 $^{\circ}\text{C}$	0,058 $^{\circ}\text{C}$	rovnomerné	-25,6 $\mu\text{V}/^{\circ}\text{C}$	-1,48 μV
V_X	36 229 μV				25,0 μV

S5.19 Rozšírená neistota

Rozšírená neistota merania teploty pece je

$$U = k \times u(t_X) = 2 \times 0,641 \text{ }^{\circ}\text{C} \cong 1,3 \text{ }^{\circ}\text{C}$$

Rozšírená neistota napätia kalibrovaného TST je

$$U = k \times u(V_X) = 2 \times 25,0 \text{ } \mu\text{V} \cong 50 \text{ } \mu\text{V}$$

S5.20 Komentovaný výsledok

Kalibrovaný TST typu N pri teplote 1000,0 $^{\circ}\text{C}$ s referenčným spojom na hodnote 0 $^{\circ}\text{C}$, má napätie 36 230 $\mu\text{V} \pm 50 \text{ } \mu\text{V}$.

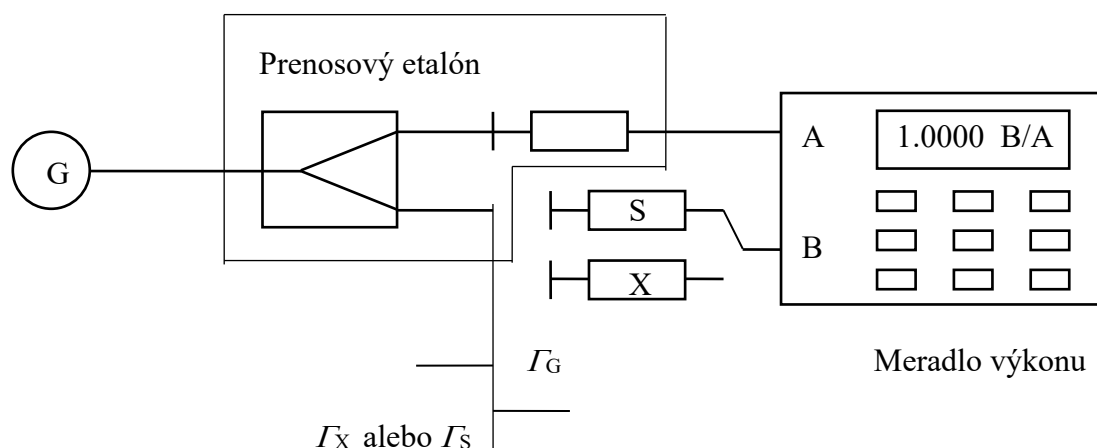
Uvedená rozšírená neistota merania je vyjadrená ako štandardná neistota merania vynásobená koeficientom pokrytia $k = 2$, čo pri normálnom rozdelení zodpovedá konfidenčnej pravdepodobnosti približne 95 %.

S6 KALIBRÁCIA SNÍMAČA VÝKONU PRI FREKVENCII 18 GHz

S6.1 Meranie zahŕňa kalibráciu neznámeho snímača výkonu vzhľadom na kalibrovaný snímač výkonu, ktorý sa používa ako referenčný pri zámene (substitučná metóda) na výstupe stabilného prenosového etalónu so známym malým koeficientom odrazu.

Meria sa kalibračný činiteľ, ktorý je definovaný ako pomer postupného výkonu pri referenčnej frekvencii 50 MHz k postupnému výkonu pri frekvencii kalibrácie za podmienky, že oba postupné výkony vyvolajú rovnakú odozvu snímača výkonu. Pri každej frekvencii je treba určiť (indikovaný) výkon pre kalibrovaný snímač vzhľadom na referenčný snímač a vnútorný snímač, ktorý tvorí súčasť prenosového etalónu, pri použití dvojkanálového merača výkonu s možnosťou merania pomeru.

S6.2 Schéma meracieho systému



S6.3 Veličina K , nazývaná niektorými výrobcami "kalibračný faktor", je definovaná ako:

$$K = \frac{P_{lr}}{P_{lc}} = \frac{(1 + |\Gamma_r|^2) P_{Ar}}{(1 + |\Gamma_c|^2) P_{Ac}} \quad (\text{S6.1})$$

pri zhodných údajoch meradla výkonu

kde:

- P_{lr} - postupný výkon pri referenčnej frekvencii (50 MHz),
- P_{lc} - postupný výkon pri kalibračnej frekvencii,
- Γ_r - činiteľ odrazu snímača pri referenčnej frekvencii,
- Γ_c - činiteľ odrazu snímača pri kalibračnej frekvencii,
- P_{Ar} - výkon absorbovaný snímačom pri referenčnej frekvencii,
- P_{Ac} - výkon absorbovaný snímačom pri kalibračnej frekvencii.

S6.4 Kalibračný faktor neznámeho snímača sa získa zo vzťahu

$$K_x = (K_s + \delta K_D) \frac{M_{Sr} M_{Xc}}{M_{Sc} M_{Xr}} p_{Cr} p_{Cc} p \quad (S6.2)$$

kde:

- K_s - kalibračný faktor referenčného snímača výkonu,
- δK_D - odchýlka kalibračného faktora referenčného snímača výkonu od jeho poslednej kalibrácie v dôsledku driftu,
- M_{Sr} - faktor neprispôsobenia referenčného snímača pri referenčnej frekvencii,
- M_{Sc} - faktor neprispôsobenia etalónového snímača pri kalibračnej frekvencii,
- M_{Xr} - faktor neprispôsobenia kalibrovaného snímača pri referenčnej frekvencii,
- M_{Xc} - faktor neprispôsobenia kalibrovaného snímača pri kalibračnej frekvencii,
- p_{Cr} - korekcia nameraného pomeru v dôsledku nelinearity a obmedzenej rozlíšiteľnosti meradla výkonu pri úrovni pomeru výkonov zodpovedajúce referenčnej frekvencii,
- p_{Cc} - korekcia nameraného pomeru v dôsledku nelinearity a obmedzenej rozlíšiteľnosti meradla výkonu pri úrovni pomeru výkonov zodpovedajúce kalibračnej frekvencii

$$p = \frac{p_{Sr} p_{Xc}}{p_{Sc} p_{Xr}} \quad \text{- pozorovaný podiel pomerov výkonov, kde:}$$

- p_{Sr} - indikovaný pomer pre referenčný snímač pri referenčnej frekvencii,
- p_{Sc} - indikovaný pomer pre referenčný snímač pri kalibračnej frekvencii,
- p_{Xr} - indikovaný pomer pre kalibrovaný snímač pri referenčnej frekvencii,
- p_{Xc} - indikovaný pomer pre kalibrovaný snímač pri kalibračnej frekvencii.

S6.5 Referenčný snímač (K_s): Referenčný snímač bol kalibrovaný pred šiestimi mesiacmi. Hodnota kalibračného faktora, uvedená v kalibračnom certifikáte je $(95,7 \pm 1,1)\%$ (koeficient pokrytia $k = 2$), ktorú možno tiež vyjadriť ako $0,957 \pm 0,011$.

S6.6 Drift etalónu (δK_D): Drift kalibračného faktora referenčného etalónu sa odhaduje z každoročných kalibrácií ako $-0,002$ za rok s odchýlkou v rozsahu $\pm 0,004$. Z týchto hodnôt drift referenčného snímača, ktorý bol kalibrovaný pred pol rokom, sa odhaduje na $-0,001$ s odchýlkami v hraniciach $\pm 0,002$.

S6.7 Linearita a rozlíšiteľnosť meradla výkonu (p_{Cr} , p_{Cc}): Rozšírená neistota je $0,002$ (koeficient pokrytia $k = 2$) v dôsledku nelinearity použitého meradla pri hodnotách odčítaných z meradla pri výkonovom pomere a referenčnej frekvencii a $0,0002$ pri hodnotách odčítaných z meradla pri výkonovom pomere a kalibračnej frekvencii. Tieto hodnoty boli získané z predchádzajúcich meraní. Keďže na získanie oboch hodnôt p_s a p_x bolo použité rovnaké meradlo výkonu, príspevky neistôt pri referenčnej ako aj pri kalibračnej frekvencii sú korelované. Pretože tu ide o podiel hodnôt pri oboch frekvenciách, korelácia spôsobuje znižovanie neistoty. Preto stačí uvažovať iba relatívny rozdiel v odčítaných hodnotách v dôsledku systematických vplyvov (pozri matematickú poznámku v odseku S3.12), čím sa získa

štandardná neistota 0,00142 prislúchajúca ku korekčnému faktoru p_{Cr} a 0,000142 ku faktoru p_{Cc} .²

Rozšírená neistota merania uvedená pre hodnoty odčítané z elektromera obsahuje efekty linearity a rozlíšenia. Efekty linearity sú korelované, zatiaľ čo efekty rozlíšenia nie sú korelované. Ako je uvedené v S3.12, budovanie pomeru výkonu ruší vplyv korelácií a poskytuje zníženú štandardnú neistotu merania, ktorá má byť spojená s pomerom. Vo vyššie uvedených výpočtoch však oddelené korelované a nekorelované príspevky nie sú známe a uvedené hodnoty predstavujú horné hranice štandardnej neistoty merania príslušných pomerov. Bilancia neistôt napokon ukazuje, že príspevky vyplývajúce z týchto pomerov sú nevýznamné, t. j. aproximácie sú opodstatnené.

S6.8 Činiteľ neprispôsobenia (M_{Sr} , M_{Sc} , M_{Xr} , M_{Xc}): Keďže prenosový etalónový systém nie je dokonale prispôsobený a nie je známa fáza činiteľov odrazu prenosového etalónu, neznámeho a etalónového snímača výkonu, pri referenčnej a kalibračnej frekvencii vzniká neistota v dôsledku neprispôsobenia každého snímača.

Odpovedajúce hranice odchýlok sa vypočítajú pre referenčnú a kalibračnú frekvenciu zo vzťahu:

$$M_{S,X} = 1 \pm 2 \left| \Gamma_G \right| \left| \Gamma_{S,X} \right| \quad (S6.3)$$

kde veľkosti činiteľov odrazu prenosového etalónu, referenčného snímača a kalibrovaného snímača sú:

		50 MHz	18 GHz
	Γ_G	0,02	0,07
	Γ_S	0,02	0,10
	Γ_X	0,02	0,12

Rozdelenie pravdepodobností jednotlivých príspevkov je v tvare U. Z toho vyplýva, že sa nahrádza faktor 1/3 v prípade rovnomerného rozdelenia za 1/2 zo štvorca polovičnej šírky intervalu určených hraníc pri výpočte rozptylu. Štandardná neistota v dôsledku chýb sa potom získa ako:

$$u(M_{S,X}) = \frac{2 \left| \Gamma_G \right| \left| \Gamma_S \right|}{\sqrt{2}} \quad (S6.4)$$

POZNÁMKA: Hodnoty činiteľov odrazu sú výsledkami meraní, ktoré sú samé vystavené neistotám. Toto sa zohľadňuje pripočítaním druhej odmocniny súčtu druhej mocniny neistôt meraných hodnôt.

S6.9 Korelácia: Korelácie medzi všetkými vstupnými veličinami sa považujú za zanedbateľné.

S6.10 Merania (p): Vykonali sa tri oddelené odčítania, ktoré zahrňujú rozpojenie a opätovné spojenie oboch snímačov referenčného a kalibrovaného k prenosovému etalónu, aby sa počítalo

aj s opakovateľnosťou spoja. Údaje odčítané z meradla výkonu sa použijú na výpočet výkonového pomeru p a sú nasledovné:

č.m.	p_{Sr}	p_{Sc}	p_{Xr}	p_{Xc}	p
1	1,0001	0,9924	1,0001	0,9698	0,9772
2	1,0000	0,9942	1,0000	0,9615	0,9671
3	0,9999	0,9953	1,0001	0,9792	0,9836

aritmetický priemer:

$$\bar{p} = 0,9760$$

experimentálna smerodajná odchýlka:

$$s(p) = 0,0083$$

štandardná neistota:

$$u(p) = s(\bar{p}) = \frac{0,0083}{\sqrt{3}} = 0,0048$$

S6.11 Bilancia neistôt (K_X):

veličina	Odhad	štandardná neistota	pravdepod. rozdelenie	citlivostný koeficient	príspevok neistoty
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
K_S	0,957	0,0055	normálne	0,976	0,00537
δK_D	-0,001	0,0012	rovnomerné	0,976	0,00113
M_{Sr}	1,000	0,0006	U-tvar	0,933	0,00053
M_{Sc}	1,000	0,0099	U-tvar	-0,933	0,00924
M_{Xc}	1,000	0,0006	U-tvar	-0,933	-0,00053
M_{Xc}	1,000	0,0119	U-tvar	0,933	0,01110
p_{Cr}	1,000	0,0014	normálne	0,933	0,00132
p_{Cc}	1,000	0,0001	normálne	0,933	0,00013
p	0,976	0,0048	normálne	0,956	0,00459
K_X	0,933				0,01623

S6.12 Rozšírená neistota

$$U = k \times u(K_X) = 2 \times 0,01623 \cong 0,032$$

Aj keď je určenie p založené len na troch hodnotách (a teda $v = 2$), príspevok p k celkovej neistote je asi 1/4, čím sa znižuje vplyv slabšej kvality odhadu u_p . Preto je možné použiť štandardný koeficient pokrytia $k=2$. V skutočnosti by mal byť výpočet v_{eff} podľa prílohy E ($v_{eff} \sim 310$)

S6.13 Komentovaný výsledok

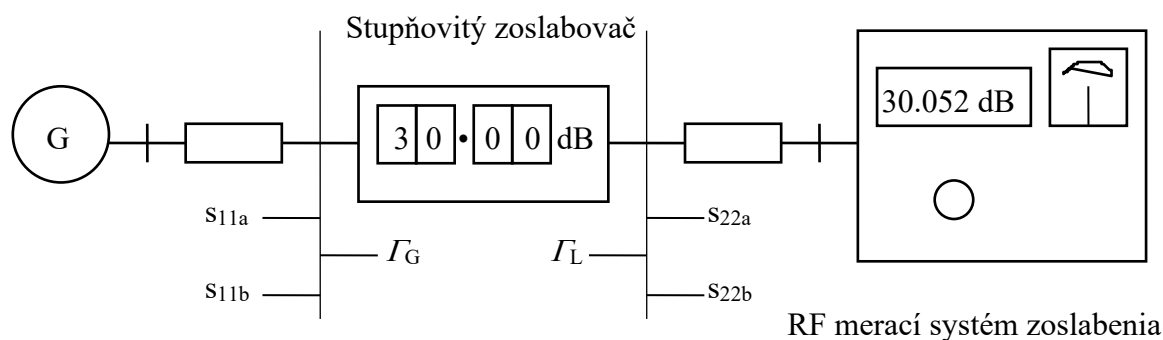
Kalibračný faktor snímača výkonu pri 18 GHz je $0,933 \pm 0,032$, čo možno tiež vyjadriť ako $(93,3 \pm 3,2)\%$.

Uvedená rozšírená neistota merania je vyjadrená ako štandardná neistota merania vynásobená koeficientom pokrytia $k = 2$, ktorá pri normálnom rozdelení zodpovedá konfidenčnej pravdepodobnosti približne 95 %.

S7 KALIBRÁCIA KOAXIÁLNEHO STUPŇOVITÉHO ÚTLMOVÉHO ČLENA PRI NASTAVENÍ 30 dB (PRÍDAVNÁ STRATA)

S7.1 Meranie zahŕňa kalibráciu koaxiálneho stupňovitého útlmového člena pri 10 GHz pomocou meracieho systému zoslabenia obsahujúceho stupňovitý útlmový člen vo funkcii referenčného zoslabovača. Meracia metóda zahŕňa určenie zoslabenia medzi prispôbeným zdrojom a prispôbenou záťažou. V tomto prípade neznámy útlmový člen môže byť prepnutý medzi nastaveniami 0 dB a 30 dB a je to táto zmena (nazývajúca sa prídavná strata), ktorá sa určuje pri kalibrácii. Merací systém zoslabovača má digitálne odčítanie údajov a analógový detektor nuly, ktorý indikuje vyvážený stav.

S7.2 Schéma meracieho systému



S7.3 Zoslabenie L_X kalibrovaného útlmového člena sa získa zo vzťahu:

$$L_X = L_S + \delta L_S + \delta L_D + \delta L_M + \delta L_K + \delta L_{ib} - \delta L_{ia} + \delta L_{0b} - \delta L_{0a} \quad (S7.1)$$

kde:

$L_S = L_{ib} - L_{ia}$ - rozdiel zoslabení referenčného útlmového člena odvodeného od:
 L_{ia} - indikované zoslabenie kalibrovaného útlmového člena pri nastavení 0 dB,

L_{ib} - indikované zoslabenie kalibrovaného útlmového člena pri nastavení 30 dB,

δL_S - korekcia získaná kalibráciou referenčného útlmového člena,

δL_D - zmena zoslabenia referenčného útlmového člena od jeho poslednej kalibrácie v dôsledku driftu,

δL_M - korekcia v dôsledku neprispôsobenia,

δL_K - korekcia parazitného signálu medzi vstupom a výstupom

kalibrovaného

útlmového člena zapríčinené nedokonalou izoláciou,

$\delta L_{ia}, \delta L_{ib}$ - korekcie v dôsledku obmedzeného rozlíšenia referenčného detektora pri nastaveniach 0 dB a 30 dB,

$\delta L_{0a}, \delta L_{0b}$ - korekcie v dôsledku obmedzeného rozlíšenia nulového detektora pri nastaveniach 0 dB a 30 dB.

S7.4 Referenčný útlmový člen (δL_S): Kalibračný certifikát referenčného útlmového člena udáva hodnotu zoslabenia pri 10 GHz pre nastavenie 30,000 dB hodnotu útlmu 30,003 dB a rozšírenú neistotu 0,005 dB (koeficient pokrytia $k = 2$). Pre nastavenie zoslabenia referenčného útlmového člena, ktoré sa nelíši viac ako $\pm 0,1$ dB od kalibračného nastavenia 30,000 dB, bude korekcia +0,003 dB a jej rozšírená neistota 0,005 dB (koeficient pokrytia $k = 2$).

S7.5 Drift referenčného prvku (δL_D): Drift zoslabenia referenčného útlmového člena sa odhaduje z predchádzajúcich kalibrácií ako nulový v hraniciach $\pm 0,002$ dB.

S7.6 Straty neprispôsobením (δL_M): Koeficient odrazu zdroja a záťaže v bode vloženého kalibrovaného útlmového člena bol optimalizovaný impedančným prispôbením zodpovedajúcim čo najmenším hodnotám. Ich veľkosti a veľkosti rozptylových koeficientov kalibrovaného útlmového člena sa namerali, ale ich fázy zostali neznáme. Bez informácie o fázach sa však nedá vykonať korekcia neprispôsobenia, ale štandardná neistota (v dB) v dôsledku nedostatočných vedomostí o prispôbení sa odhaduje zo vzťahu [1]:

$$u(\delta L_M) = \frac{8,686}{\sqrt{2}} \sqrt{|\Gamma_S|^2 (|s_{11a}|^2 + |s_{11b}|^2) + |\Gamma_L|^2 (|s_{22a}|^2 + |s_{22b}|^2) + |\Gamma_S|^2 \times |\Gamma_L|^2 (|s_{21a}|^4 + |s_{21b}|^4)}$$

(S7.2)

S činiteľom odrazu zdroja a záťaže $\Gamma_L = 0,03$ a $\Gamma_S = 0,03$
a rozptylovými koeficientmi kalibrovaného útlmového člena pri 10 GHz

	0 dB	30 dB
s_{11}	0,05	0,09
s_{22}	0,01	0,01
s_{21}	0,95	0,031

ako $u(\delta L_M) = 0,02$ dB.

POZNÁMKA: Hodnoty činiteľa odrazu a rozptylu sú výsledkom meraní, teda samé o sebe nie sú presne známe. Toto sa zohľadňuje pripočítaním druhej odmocniny súčtu štvorcov neistôt nameraných hodnôt.

S7.7 Korekcia parazitných vplyvov (δL_K): Parazitné signály prechádzajúce cez kalibrovaný útlmový člen sa odhadli z meraní pri nastavení 0 dB, ktoré má byť aspoň 100 dB pod meraným signálom. Korekcia parazitných signálov sa za týchto podmienok odhaduje na $\pm 0,003$ dB pri nastavení 30 dB.

S7.8 Rozlíšiteľnosť nastavenia referenčného útlmového člena (δL_{ia} , δL_{ib}): Digitálny údaj referenčného útlmového člena má rozlíšenie 0,001 dB, z ktorého chyba rozlíšenia sa odhaduje v rozsahu $\pm 0,0005$ dB.

S7.9 Rozlišiteľnosť nulového detektora (δL_{0a} , δL_{0b}): Detekčná rozlišiteľnosť bola určená z predchádzajúcich vyhodnotení a má štandardnú odchýlku 0,002 dB pri každom odčítaní s predpokladaným normálnym pravdepodobnostným rozdelením.

S7.10 Korelácia: Korelácie medzi všetky vstupnými veličinami sa považujú za zanedbateľné.

S7.11 Merania: Namerané hodnoty prídavnej straty kalibrovaného útlmového člena medzi nastavením 0 dB a 30 dB:

Č. m.	Odčítaná hodnota pri	
	nastavení 0 dB	nastavení 30 dB
1	0,000 dB	30,033 dB
2	0,000 dB	30,058 dB
3	0,000 dB	30,018 dB
4	0,000 dB	30,052 dB

aritmetický priemer: $\bar{L}_S = 30,040 \text{ dB}$

experimentálna smerodajná neistota: $s(L_S) = 0,018 \text{ dB}$

štandardná neistota: $u(L_S) = s(\bar{L}_S) = \frac{0,018 \text{ dB}}{\sqrt{4}} = 0,009 \text{ dB}$

S7.12 Bilancia neistôt (L_X):

veličina	Odhad	štandardná neistota	pravdepod. rozdelenie	citlivostný koeficient	príspevok neistoty
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
L_S	30,040 dB	0,0090 dB	normálne	1,0	0,0090 dB
δL_S	0,003 dB	0,0025 dB	rovnomerné	1,0	0,0025 dB
δL_D	0 dB	0,0012 dB	U-tvar	1,0	0,0012 dB
δL_M	0 dB	0,0198 dB	U-tvar	1,0	0,0198 dB
δL_K	0 dB	0,0017 dB	U-tvar	1,0	0,0017 dB
δL_{ia}	0 dB	0,0003 dB	U-tvar	-1,0	-0,0003 dB
δL_{ib}	0 dB	0,0003 dB	rovnomerné	1,0	0,0003 dB
δL_{0a}	0 dB	0,0020 dB	rovnomerné	-1,0	-0,0020 dB
δL_{0b}	0 dB	0,0020 dB	normálne	1,0	0,0020 dB
L_X	30,043 dB				0,0223 dB

S7.13 Rozšírená neistota

$$U = k \times u(L_X) = 2 \times 0,0223 \text{ dB} \cong 0,0446 \text{ dB}$$

Kombinovaná štandardná neistota u_c je približne 2,5-násobok u_{L_S} , jediný príspevok s obmedzenými stupňami voľnosti, $v = n - 1 = 3$. Preto $v_{\text{eff}} \sim 3 \times (2,5)^4 \sim 100$ a použitie $k=2$ je zaručené.

S7.14 Komentovaný výsledok

Nameraná hodnota stupňovitého útlmového člena pri nastavení 30 dB pri 10 GHz je $(30,043 \pm 0,045)$ dB.

Uvedená rozšírená neistota merania je vyjadrená ako štandardná neistota merania vynásobená koeficientom pokrytia $k = 2$, ktorá pri normálnom rozdelení zodpovedá konfidenčnej pravdepodobnosti približne 95 %.

S7.15 Literatúra

- [1] Harris, I. A.; Warner, F. L.: Re-examination of mismatch uncertainty when measuring microwave power and attenuation. In: IEE Proc., Vol. 128, Pt. H, No. 1, Febr. 1981

DODATOK 2

PRÍKLADY

S8 Úvod

- S8.1** Nasledovné príklady sú vybrané tak, aby predviedli metódu stanovenia neistoty merania. Dopĺňujú príklady prezentované v Dodatku 1 publikácie EAL-R2 (Vydanie 1. November 1997). Terajšia zbierka príkladov sa sústreďuje na situácie, kde pri vyjadrovaní neistoty podieľa jeden alebo dva dominantné členy alebo kde počet opakovaných meraní je malý.
- S8.2** Príklady boli vybrané tak, aby znázorňovali situácie, s ktorými sa stretávame v praxi. Malo by sa však zdôrazniť, že v praktických aplikáciách nie je potrebné vykonať matematické odvodenie, ktoré sú uvedené v týchto príkladoch, obzvlášť v matematických poznámkach pripojených k niektorým príkladom. Užívateľ by mal predovšetkým využiť výsledky teoretických prác, po oboznámení sa s podmienkami, ktoré sa musia splniť. Napríklad ak v danej situácii zistí, že výsledky majú rovnomerné rozdelenie (čo nastane v prípade jedného člena, ktorá má rovnomerné rozdelenie, je potrebné uvažovať s jeho vplyvom na výslednú hodnotu neistoty), možno hneď dospieť k záveru, že pre pravdepodobnosť pokrytia 95 % sa musí použiť koeficient rozšírenia $k = 1,65$ (pozri S9.14).
- S8.3** Všeobecný záver, ktorý sa môže vyjadriť z tvorby neistoty je, že v prípade len jedného dominantného príspevku k neistote, typ rozdelenia tohto príspevku platí aj pre výsledok merania. K stanoveniu neistoty výsledku merania sa ako obvykle musí použiť príslušný koeficient citlivosti.
- S8.4** Malo by sa dodať, že pre situácie, kedy k príspevku neistoty prispieva iba jeden alebo niekoľko dominantných členov, sa často stretávame v súvislosti s menej zložitými meracími prístrojmi, pri ktorých je dominantný člen neistoty často spôsobený obmedzenou rozlišovacou schopnosťou prístroja. Preto sa môže zdať paradoxné, že spracovanie neistoty meranie pre menej zložitý prístroj, ako je ukázané na príkladoch tohto Dodatku, je omnoho zložitejšie ako spracovanie „priamych“ príkladov v Dodatku 1. Je potrebné mať na zreteli, že matematické odvodenia, ktoré môžu byť vnímané ako komplikácie, sú uvedené z pedagogických dôvodov v hlavnom dokumente na miestach, kde sú potrebné.
- S8.5** Príklady vychádzajú z návrhov pripravených expertnými skupinami EA. Tieto návrhy boli zjednodušené a harmonizované, aby boli pre pracovníkov laboratória prehľadné vo všetkých oblastiach kalibrácie. Táto zostava príkladov, podobne ako predchádzajúca séria publikovaná v Dodatku 1 EA-4/02, snád prispieje k lepšiemu pochopeniu detailov, z akých je zostavený model stanovenia neistôt a taktiež o k harmonizácii procesu vyjadrenia neistoty merania a to nezávisle od oblasti kalibrácie.
- S8.6** Príspevky k neistote a hodnoty uvedené v príkladoch nie sú záväzné alebo ako prednostne vyžadované. Laboratóriá by mali určiť príspevky k neistote na základe modelovej funkcie a použiť ich pri vyhodnocovaní konkrétnych kalibrácií a uviesť vyhodnotenú neistotu merania v kalibračnom certifikáte, ktoré vydávajú.

- S8.7** Uvedené príklady dodržiaú obecnú schému prezentovanú a implementovanú v prvom dodatku EA-4/02. V odstavci S1.4 tohto dokumentu čitateľ nájde ďalšie detaily.
- S8.8** Analýza neistoty v týchto príkladoch je určená na prezentovanie zásad špeciálnych meracích procesov a metód vyhodnotenia výsledkov merania a s ním spojených neistôt. Aby analýzy boli transparentné, a pre tie prípady, kde nie sú experti v relevantných metrologických oblastiach, zvolila sa jednotná metóda pre výber symbolov veličín, zameraná viac na fyzikálne prostredie než na súčasnú prax obvykle používanú v rôznych oblastiach.
- S8.9** Vo všetkých uvedených prípadoch je použité niekoľko rekurentných veličín. Jednou z nich je meraná veličina t.j. hodnota, ktorá sa má merať, inou je hodnota prezentovaná pracovným etalónom, ktorý realizuje lokálnu jednotku (s touto veličinou sa meraná veličina porovnáva). Okrem týchto dvoch veličín je niekoľko ďalších, ktoré majú rolu dodatočných lokálnych veličín alebo korekcií.
- S8.10** Korekcie popisujú nedokonalú rovnosť medzi meranou veličinou a výsledkom merania. Niektoré z korekcií sú dané úplnými výsledkami merania, t.j. meranou hodnotou a jej priradenou neistotou. V ďalších prípadoch je rozdelenie hodnôt odvodené viac menej z dôkladnej znalosti jeho podstaty. Vo väčšine prípadov toto povedie k odhadu medzi neznámych odchýlok.
- S8.11** V niektorých prípadoch veličina prezentovaná pracovným etalónom je charakterizovaná nominálnou hodnotou etalónu. To znamená, že do analýzy neistoty často vstupujú nominálne hodnoty, ktoré sa k nim vzťahujú.
- S8.12** Príklady boli navrhnuté tak, aby sa mohli dodržať pravidlá zápisu, ktoré sú uvedené nižšie a pritom aby sa mohli odlíšiť matematické modely vyhodnotenia neistoty vo vyššie uvedenom pojatí. Je zrejmé, že pravidlá zápisu nie je možné striktné dodržať, pretože praktické používanie značiek je rozdielne v rôznych oblastiach metrologie.
- S8.13** Použité označenie sa rozlišuje medzi hlavnými hodnotami, nominálnymi hodnotami, korigovanými hodnotami a hodnotami medzi:

Hlavnými veličinami sú merané alebo pozorované hodnoty, ktoré podstatnou časťou prispievajú v hodnote meranej veličiny. Sú znázornené malými písmenami abecedy písanými kurzívou; v prípade, ak veličina predstavuje rozdiel, uvedie sa symbol veľké grécke delta.

PRÍKLAD:

t_{ix} - teplota indikovaná teplomerom X , ktorý má byť kalibrovaný (index i znamená „indikovaná“),

Δl - pozorovaný rozdiel pri presune meracieho hriadeľa.

Nominálnymi hodnotami sú stanovené hodnoty veličiny realizované etalónom alebo meracím prístrojom. Sú približnými hodnotami, ktoré tvoria hlavnú časť realizovanej hodnoty. Sú vyjadrené veľkými písmenami abecedy písanými kurzívou.

PRÍKLAD:

L - nominálna hodnota dĺžky mierky, ktorá má byť kalibrovaná.

Korigované hodnoty udávajú malé odchýlky od hlavných hodnôt, ktoré sú známe alebo majú byť odhadnuté. Sú vyjadrené malým písmenom gréckej abecedy – delta:

PRÍKLAD:

δm_D – možná odchýlka spôsobená driftom hodnoty referenčného závažia od poslednej kalibrácie

δm_C – korekcia na excentricitu zaťaženia a na magnetický vplyv pri kalibrácii závaží

Hodnoty medzi sú pevne stanovené na základe odhadu možných zmien neznámych hodnôt veličiny. Sú vyjadrené symbolom, ktorým je označovaná uvažovaná veličina a predchádza mu symbol veľkej gréckej delty.

PRÍKLAD:

$\Delta\alpha_x$ - odhadnutá polovica šírky intervalu možných odchýlok lineárneho teplotného súčiniteľa odporu, ktorý je určený vo špecifikácii výrobcu kalibrovaného odporu

Diferenciácia medzi rozdielnymi veličinami rovnakého druhu sa vykonáva pomocou indexov ako je to uvedené v príkladoch. Pritom sú dodržané medzinárodne prijaté pravidlá označovania fyzikálnych veličín; indexy predstavujúce fyzikálne veličiny sú označené kurzívou, indexy predstavujúce artefakty, prístroje a pod. sú písané rovným písmom.

S8.14 Definované referenčné hodnoty sú symbolizované značkou veličiny s indexom nula.

PRÍKLAD:

p_0 - referenčný tlak, napr. 1000 mbar.

S8.15 Pomer veličín rovnakého druhu (bezrozmerné pomery) sa vyjadrujú písmenami malej abecedy písanými kurzívou.

PRÍKLAD:

$r = R_{iX} / R_{iN}$ - pomer indikovaných odporov a to neznámeho odporu a referenčného odporu (index / označuje indikovaný t.j. udávaný meracím prístrojom)

S8.16 Ak sa použije niekoľko indexov, potom sa poradie indexov vyberie tak, že index, ktorý symbolizuje najvšeobecnejší význam je čo najviac vľavo a index, ktorý symbolizuje najšpecifickejší význam, je čo najviac vpravo.

PRÍKLAD:

V_{i1} , V_{i2} - napätie indikované voltmetrom „1“ prípadne voltmetrom „2“

S8.17 Účelom príkladov v tomto druhom dodatku EA-4/02 je ilustrovať pre potreby ostatných rozdielne aspekty, s ktorými sa stretávame v súvislosti s kalibráciou meracích prístrojov. Príklady sú taktiež uvedené v metodických dokumentoch EA, ktoré sa týkajú kalibrácie konkrétnych typov meracích prístrojov.

S9 KALIBRÁCIA RUČNÉHO DIGITÁLNEHO MULTIMETRA PRI JEDNOSMERNOM NAPÄTÍ 100 V

S9.1 V rámci všeobecnej kalibrácie, ručný digitálny multimeter (DMM) bol kalibrovaný pri vstupnom jednosmernom napätí 100 V DC, pričom ako pracovný etalón bol použitý multifunkčný kalibrátor.

- (1) Výstupné svorky kalibrátora sa pripoja k vstupným svorkám DMM pomocou vhodných pripojovacích vodičov
- (2) Kalibrátor sa nastaví na 100V a po vhodnej stabilizácii sa odčíta hodnota udávaná DMM
- (3) Chyba údajov DMM sa vypočíta z hodnoty indikovanej DMM a z hodnoty nastavenej na kalibrátore.

S9.2 Je nutné poznamenať, že chyba indikácie DMM, ktorá sa získa použitím postupu merania, zahŕňa vplyv offsetu ako aj odchýlku od linearitu.

S9.3 Chyba indikácie E_X kalibrovaného DMM sa získa zo vzťahu

$$E_X = V_{iX} - V_S + \delta V_{iX} - \delta V_S \quad (S9.1)$$

kde

V_{iX} - napätie indikované DMM (index i znamená indikáciu)

V_S - napätie generované kalibrátorom

δV_{iX} - korekcia indikovaného napätia v dôsledku konečnej rozlíšiteľnosti DMM

δV_S - korekcia kalibrátora napätia v dôsledku

(1) driftu od poslednej kalibrácie

(2) odchýlky, ktorá je výsledkom kombinovaného vplyvu offsetu, nelinearity a rozdielu zosilnenia

(3) odchýlky od okolitej teploty

(4) odchýlky od napájacieho napätia

(5) vplyvu zaťaženia vyplývajúceho z konečného vstupu odporu kalibrovaného DMM

S9.4 Rozptyl indikovaných hodnôt nie je pozorovaný, pretože je obmedzená rozlišovacia schopnosť DMM.

S9.5 Hodnoty odčítané z DMM (V_{iX})

DMM indikuje napätie 100,1V pri nastavení napätia 100 V na kalibrátore. Predpokladá sa, že údaj odčítaný z DMM je presný (pozri S9.4).

S9.6 Pracovný etalón (V_S)

Kalibračný certifikát pre multifunkčný kalibrátor uvádza, že hodnota indikovaná pri nastavení kalibrátora je hodnotou generovaného napätia a že sa k nemu vzťahuje rozšírená relatívna neistota merania rovná $W=0,000\ 02$ (koeficient rozšírenia $k=2$). Rozšírená relatívna neistota vedie k rozšírenej neistote merania $U=0,002\ V$ (koeficient rozšírenia $k=2$) a vzťahuje sa k indikovanému nastaveniu 100 V.

S9.7 Rozlišovacia schopnosť kalibrovaného DMM (δV_{iX})

Posledná významná číslica (digit) na displeji DMM zodpovedá 0,1 V. Každá hodnota odčítaná z DMM má korekciu v dôsledku obmedzeného odčítania hodnoty z displeja, ktorá sa odhaduje na 0,0 V s medzami $\pm 0,05$ V (t.j. polovica posledného digitu – poslednej významnej číslice).

S9.8 Ďalšie korekcie (δV_S)

Neistotu merania, ktorá sa vzťahuje k rôznym zdrojom, odvodíme z presnosti, ktorú udáva výrobca kalibrátora v technickej dokumentácii. V tejto dokumentácii je uvedené, že napätie generované kalibrátorom sa zhoduje s nastavením kalibrátora v medziach $\pm(0,0001 \times V_S + 1 \text{ mV})^1$ za nasledovných podmienok:

- (1) teplota okolia je v rozmedzí 18 °C až 23 °C,
- (2) napájacie napätie kalibrátora je v rozmedzí 210 V až 250 V,
- (3) impedančné zaťaženie na svorkách kalibrátora je väčšie než 100 k Ω ,
- (4) kalibrátor bol kalibrovaný v priebehu minulého roka.

¹ Veľmi často používanou metódou prezentovania presnosti špecifikácie meracích prístrojov v listoch alebo návodoch výrobcu je udávanie medzných hodnôt pomocou „nastavenej hodnoty“. Pre kalibrátor by bolo uvedené $\pm(0,01\%$ z nastavenej hodnoty + 1 mV). V tomto dokumente sa tento spôsob uvádzania presnosti nepoužíva, aj keď sa považuje za ekvivalentný s vyššie uvedeným výrazom. Je to preto, lebo by to mohlo v mnohých prípadoch spôsobiť nedorozumenie, aj keď sa nejedná o rovnicu fyzikálnych veličín zapísanej podľa medzinárodne prijatého názvoslovja.

Keďže tieto podmienky merania sú splnené a na základe histórie kalibrácie kalibrátora sa dá usúdiť, že sa na technickú špecifikáciu výrobcu dá spoľahnúť, možno predpokladať, že korekcia, ktorú je potrebné aplikovať v prípade napätia generovaného kalibrátorom, je 0,0 V v rozmedzí $\pm 0,011$ V.

S9.9 Korelácie

Korelácie medzi všetkými vstupnými veličinami sa považujú za zanedbateľné.

S9.10 Bilancia neistôt (E_X)

veličina	odhad	štandardná neistota	pravdepod. rozdelenie	citlivostný koeficient	príspevok neistoty
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
V_{iX}	100,1 V	-	-	-	-
V_S	100,0 V	0,001 V	Normálne	-1,0	-0,001 V
δV_{iX}	0,0 V	0,029 V	Rovnomerné	1,0	0,029 V
δV_S	0,0 V	0,0064 V	rovnomerné	-1,0	-0,0064 V
E_X	0,1 V				0,030 V

S9.11 Rozšírená neistota

V štandardnej neistote merania, priradenej k výsledku merania zreteľne dominuje vplyv konečnej rozlišovacej schopnosti DMM. Výsledné rozdelenie nie je normálne, ale v podstate rovnomerné. Preto nie je možné použiť metódu efektívnych stupňov voľnosti, ktorá je uvedená v Prílohe E dokumentu EA-4/02. Koeficient rozšírenia, ktorý prislúcha

rovnomernému rozdeleniu sa vypočíta zo vzťahu daného rovnicou (S9.8) v poznámke S9.14.

$$U = k \times u(E_X) = 1,65 \times 0,030 \text{ V} \cong 0,05 \text{ V}$$

S9.12 Uvedený výsledok

Chyba indikácie ručného digitálneho voltmetra pri 100 V je $(0,10 \pm 0,05) \text{ V}$. Uvedená rozšírená neistota merania je súčinom štandardnej neistoty merania a koeficientu rozšírenia $k = 1,65$, ktorý bol odvodený za predpokladu rovnomerného rozdelenia pravdepodobnosti pre pravdepodobnosť pokrytia 95 %.

S9.13 Dodatočná pripomienka

Metóda použitá pre výpočet koeficientu rozšírenia súvisí so skutočnosťou, keď na neistotu merania pridelenej k výsledku dominantne vplyva vplyv konečnej rozlíšiteľnosti DMM. Platí to pre kalibráciu všetkých prístrojov s malou rozlišovacou schopnosťou, pokiaľ hlavným zdrojom neistoty je rozlíšenie prístroja, ktorý prispieva k neistote v celkovej bilancii neistôt.

S9.14 Matematická poznámka

V prípade ak sa pri meraní vyskytne taká situácia, keď sa dá určiť, že jeden z príspevkov neistôt prispieva dominantným spôsobom k celkovej neistote napr. člen s indexom 1, potom štandardná neistota pridružená k výsledku merania y môže byť vyjadrená ako

$$u(y) = \sqrt{u_1^2(y) + u_R^2(y)} \quad (\text{S9.2})$$

kde

$$u_R(y) = \sqrt{\sum_{i=2}^N u_i^2(y)} \quad (\text{S9.3})$$

označuje celkový príspevok neistoty nedominantných členov. Ak pomer celkového príspevku $u_R(y)$ nedominantných členov k príspevku nie je väčší ako 0,3, tak rovnicu (S9.2) možno aproximovať vzťahom:

$$u(y) \cong u_1(y) \cdot \left[1 + \frac{1}{2} \left(\frac{u_R(y)}{u_1(y)} \right)^2 \right] \quad (\text{S9.4})$$

Relatívna chyba aproximácie je menšia ako 1×10^{-3} . Maximálna relatívna zmena štandardnej neistoty spôsobená výrazom v zátvorkách rovnice (S9.4) nie je väčšia ako 5%. Táto hodnota je v medziach akceptovateľnej tolerance pre matematické zaokrúhľovanie hodnôt neistôt.

Za týchto podmienok rozdelenie hodnôt, ktoré možno odôvodnene priradiť k meranej veličine, je v podstate identické s rozdelením výsledku známeho dominantného príspevku. Z tejto hustoty rozdelenia $\varphi(y)$ je možné určiť pravdepodobnosť pokrytia p pre akúkoľvek hodnotu rozšírenej neistoty merania U pomocou vzťahu

$$p(U) = \int_{y-U}^{y+U} \varphi(y') dy' \quad (\text{S9.5})$$

Úpravou tohto vzťahu pre danú pravdepodobnosť pokrytia sa získa vzťah medzi rozšírenou neistotou merania a pravdepodobnosťou pokrytia $U = U(p)$, ktorá prislúcha danej hustote rozdelenia $\varphi(y)$. Použitím tohto vzťahu, možno koeficient rozšírenia vyjadriť ako

$$k(p) = \frac{U(p)}{u(y)} \quad (\text{S9.6})$$

V prípade ručného digitálneho voltmetra dominantný príspevok neistoty, ktorý vyplýva z konečnej rozlíšiteľnosti údajov je $u_{\delta V_x}(Ex) = 0,029 \text{ V}$, zatiaľ čo celkový príspevok neistoty nedominantnej zložky je $u_R(Ex)/u_{\delta V_x}(Ex) = 0,22$. Takže výsledné rozdelenie hodnôt, ktoré možno odôvodnene priradiť chybám indikácie, je v podstate rovnomerné. Pravdepodobnosť pokrytia pre pravouhlé rozdelenie je lineárne spojená s rozšírenou neistotou merania (a je polovičná šírka pravouhlého rozdelenia)

$$p = \frac{U}{a} \quad (\text{S9.7})$$

Riešením tohto vzťahu pre rozšírenú neistotu merania U a vložení výsledku spolu s výrazom pre štandardnú neistotu merania pri rovnomernom rozdelení, ktorý je daný rovnicou (3.8) dokumentu EA-4/02 dostaneme nakoniec rovnicu

$$k(p) = p\sqrt{3} \quad (\text{S9.8})$$

Pre pravdepodobnosť pokrytia $p = 95 \%$ používanú v EA je relevantný koeficient rozšírenia $k = 1,65$.

S10 KALIBRÁCIA POSUVNÉHO MERADLA

S10.1 Posuvné meradlo vyrobené z ocele je kalibrované mierkou triedy I z ocele, ktorá sa používa ako pracovný etalón. Merací rozsah posuvného meradla je 150 mm. Na posuvnom meradle je možné odčítať 0,05 mm (delenie hlavnej stupnice je 1 mm a delenie stupnice nónia je 1/20 mm). Pri kalibrácii sa používa niekoľko mierok s menovitými dĺžkami v rozsahu od 0,5 do 150 mm. Mierky sa vyberajú tak, aby meracie body boli približne rovnako vzdialené (napr. pri 0 mm, 50 mm, 100 mm, 150 mm), ale dávajú rôzne hodnoty na stupnici nónia (napr. 0,0 mm, 0,3 mm, 0,6 mm, 0,9 mm). Príklad sa týka kalibrácie bodu pri 150 mm pre meranie vonkajších rozmerov. Pred kalibráciou sa vykoná niekoľko kontrol stavu posuvného meradla. Medzi nich patrí aj kontrola závislosti výsledku merania od vzdialenosti meranej položky od pravítka (Abbého chyba), kontrola stavu stien meracích čeľustí (rovinnosť, rovnobežnosť, pravouhlosť) a funkcia uzamykacieho mechanizmu.

S10.2 Chyba indikácie E_x posuvného meradla pri referenčnej teplote $t_0 = 20\text{ °C}$ sa získa z nasledujúceho vzťahu:

$$E_x = l_{iX} - l_s + L_s \cdot \bar{\alpha} \cdot \Delta t + \delta l_{iX} + \delta l_M \quad (\text{S10.1})$$

kde:

- l_{iX} - údaj posuvného meradla
- l_s - dĺžka použitej mierky
- L_s - nominálna hodnota použitej mierky
- $\bar{\alpha}$ - stredný koeficient teplotnej rozťažnosti použitej mierky
- Δt - teplotný rozdiel medzi posuvným meradlom a mierkou
- δl_{iX} - korekcia v dôsledku rozlíšiteľnosti posuvného meradla
- δl_M - korekcia v dôsledku mechanických vplyvov, ako sú aplikovaná sila pri meraní, Abbého chyba, chyba rovinnosti a rovnobežnosti meraných plôch.

S10.3 Pracovné etalóny (l_s, L_s)

Dĺžka referenčných mierok, ktoré sa použili ako pracovné etalóny a ich rozšírená neistota merania sú uvedené v kalibračnom certifikáte. Kalibračné certifikáty potvrdzujú, že mierky spĺňajú požiadavky pre mierky triedy presnosti I v súlade s ISO 3650, t.j. že centrálna dĺžka mierky sa zhoduje s ich menovitou hodnotou v tolerancii $\pm 0,8\text{ }\mu\text{m}$. Za skutočnú hodnotu dĺžky mierok sa považuje ich nominálna hodnota dĺžky bez korekcie, pričom za tolerančné pásmo sa považuje ich horná a dolná medza intervalu variability.

S10.4 Teplota ($\Delta t, \bar{\alpha}$)

Po primeranej stabilizácii sú teplota posuvného meradla a mierky vyrovnané v medziach $\pm 2\text{ °C}$. Ich priemerný koeficient teplotnej rozťažnosti je $11,5 \cdot 10^{-6}\text{ °C}^{-1}$ (Neistota priemerného koeficientu teplotnej rozťažnosti a neistota rozdielu koeficientov teplotnej rozťažnosti sa nebrala do úvahy, pretože v danom prípade sa vplyv neistoty považuje za zanedbateľný (porov. EA-4/02, S1, príklad S4).

S10.5 Rozlišovacia schopnosť posuvného pravítka (δl_{iX})

Hodnota dielika stupnice nonia je 0,05 mm. Zmeny spôsobené konečnou rozlíšiteľnosťou sa odhadujú na $\pm 25 \mu\text{m}$ a majú rovnomerné rozdelenie.

S10.6 Mechanické vplyvy (δl_M)

K týmto vplyvom patrí použitá sila, Abbého chyba a vzájomné postavenie pravítka a posuvných čeľustí. Ďalšie vplyvy môžu byť spôsobené tým, že čeľuste nie sú presne rovné, nie sú vzájomne paralelné a nie sú kolmé k pravítku posuvného meradla. Pre zjednodušenie uvažujeme, že rozsah možných zmien je $\pm 50 \mu\text{m}$.

S10.7 Korelácie

Nepredpokladá sa, že by bola významná korelácia medzi vstupnými veličinami.

S10.8 Merania (l_{iX})

Meranie sa niekoľkokrát opakovalo bez zistenia akéhokoľvek rozptylu pozorovaných hodnôt. Preto neistota spôsobená obmedzeným počtom opakovania nemá žiadny príspevok. Výsledok merania 150 mm mierky je 150,10 mm.

S10.9 Bilancia neistôt (δl_{iX})

veličina	odhad	štandardná neistota	pravdepod. rozdelenie	citlivostný koeficient	príspevok neistoty
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
l_{iX}	150,10 mm	-	-	-	-
l_s	150,00 mm	0,46 μm	rovnomerné	-1,0	-0,46 μm
Δt	0	1,15 K	rovnomerné	-1,7 μmK^{-1}	2,0 μm
δl_{iX}	0	14 μm	rovnomerné	1,0	14 μm
δl_M	0	29 μm	rovnomerné	1,0	29 μm
E_X	0,10 mm				32 μm

S10.10 Rozšírená neistota

Neistotu merania, ktorá sa vzťahuje na výsledok najviac ovplyvňuje vplyv sily merania a rozlišovacia schopnosť nónia. Konečné rozdelenie nie je normálne, ale v podstate lichobežníkové s pomerom $\beta = 0,33$ polovičky šírky plošiny k polovičke šírky intervalu variability. Z toho dôvodu nie je možné použiť metódu efektívnych stupňov voľnosti, ktorá je uvedená v EA-4/02, Príloha E. Koeficient rozšírenia $k = 1,83$, ktorý zodpovedá lichobežníkovému rozdeleniu sa vypočíta zo vzťahu (S10.10), ktorý je uvedený v matematickej poznámke S10.13. Takže

$$U = k \cdot u(E_X) = 1,83 \cdot 0,033 \text{ mm} \cong 0,06 \text{ mm}$$

S10.11 Uvedený výsledok

Pri 150 mm je chyba indikácie posuvného meradla $(0,10 \pm 0,06) \text{ mm}$.

Uvedená rozšírená neistota merania je súčinom štandardnej neistoty a koeficientu rozšírenia $k = 1,83$, ktorý bol odvodený z predpokladaného lichobežníkového rozdelenia pre pravdepodobnosť pokrytia 95 %.

S10.12 Dodatočná poznámka

Metóda použitá pre výpočet koeficientu rozšírenia súvisí so skutočnosťou, že neistotu merania ovplyvňujú dva dominantné vplyvy: mechanické vplyvy a rozlišovacia schopnosť stupnice nónia. Pretože nie je splnený predpoklad normálneho rozdelenia výstupnej veličiny, je potrebné použiť odstavec 5.6 dokumentu EAL-R2.

Z dôvodu, že pravdepodobnosť a hustotu pravdepodobnosti možno stanoviť s presnosťou 3 % až 5 %, možno považovať rozdelenie za lichobežníkové, vytvorené konvolúciou dvoch rovnomerných rozdelení, ktoré súvisia s dominantnými príspevkami. Polovička šírky základne výsledného symetrického lichobežníka je 75 μm a polovička šírky jeho hornej strany je 25 μm . 95 % plochy lichobežníka leží v intervale $\pm 60 \mu\text{m}$ okolo symetrickej osi, čo zodpovedá $k = 1,83$.

S10.13 Matematická poznámka

Ak je situácia pri meraní taká, že dva z príspevkov neistoty môžu byť označené ako dominantné, potom sa môže použiť metóda uvedená v S9.14 a oba dominantné členy, ktoré sa označia napríklad symbolom 1 a 2, sú zlúčené do jedného dominantného člena. Štandardná neistota priradená k výsledku merania y môže byť vyjadrená výrazom

$$u(y) = \sqrt{u_0^2(y) + u_R^2(y)} \quad (\text{S10.2})$$

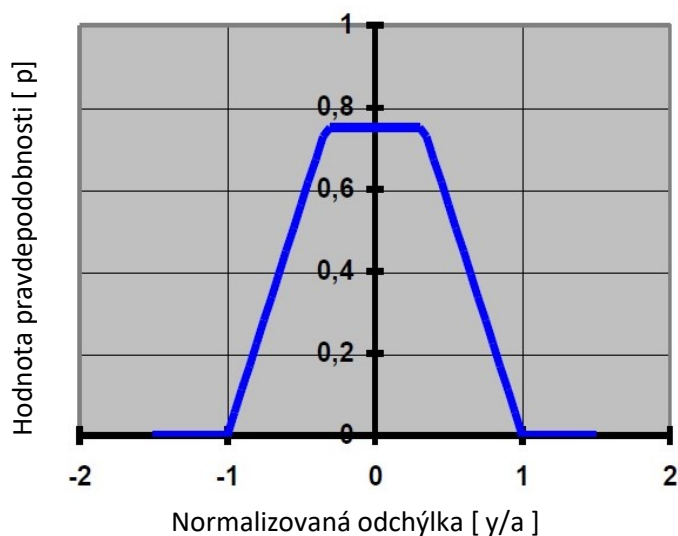
kde

$$u_0(y) = \sqrt{u_1^2(y) + u_2^2(y)} \quad (\text{S10.3})$$

označuje kombinovaný príspevok dvoch dominantných členov a

$$u_R(y) = \sqrt{\sum_{i=3}^N u_i^2(y)} \quad (\text{S10.4})$$

je celkový príspevok neistoty ostatných nedominantných členov. Ak dva dominantné príspevky majú rovnomerné rozdelenia a ich polovičné šírky sú a_1 a a_2 , tak výsledné rozdelenie vznikne ich konvolúciou a má symetrické lichobežníkové rozdelenie



Obr.1: Jednotné symetrické lichobežníkové pravdepodobnostné rozdelenie s hodnotou $\beta = 0,33$, ktorá je výsledkom konvolúcie dvoch rovnomerných rozdelení.

popísané polovicou šírky

$$a = a_1 + a_2 \quad \text{a} \quad b = |a_1 - a_2| \quad (\text{S10.5})$$

základne a hornej strany (pozri obrázok č. 1). Rozdelenie môže byť obyčajne vyjadrené v normalizovanom tvare

$$\varphi(y) = \frac{1}{a(1+\beta)} \times \begin{cases} \frac{1}{1-\beta} \left(1 - \frac{|y|}{a}\right) & |y| < \beta \cdot a \\ \beta \cdot a \leq |y| \leq a & \\ a < |y| & \end{cases} \quad (\text{S.16})$$

s parametrom strán

$$\beta = \frac{b}{a} = \frac{|a_1 - a_2|}{a_1 + a_2} \quad (\text{S10.7})$$

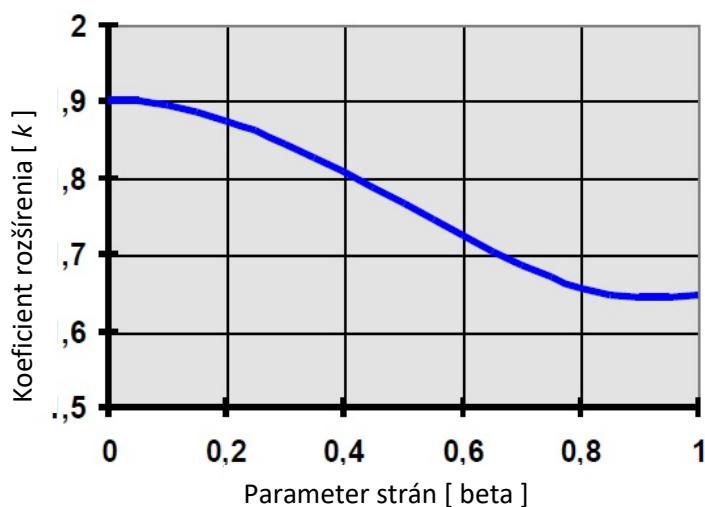
Druhá mocnina štandardnej neistoty merania odvodená z rovnomerného rozdelenia podľa rovnice (S10.6) je

$$u^2(y) = \frac{a^2}{6} (1 + \beta^2) \quad (\text{S10.8})$$

Použitím rozdelenia podľa rovnice (S10.6) závislosť koeficientu rozdelenia od pravdepodobnosti pokrytia je odvodená podľa metódy uvedenej v S9.14

$$k(p) = \frac{1}{\sqrt{\frac{1+\beta^2}{6}}} \times \begin{cases} \frac{p(1+\beta)}{2} & \frac{p}{2-p} < \beta \\ 1 - \sqrt{(1-p)(1-\beta^2)} & \beta \leq \frac{p}{2-p} \end{cases} \quad (\text{S10.9})$$

Na obr. 2 je závislosť koeficientu rozšírenia k na hodnote parametru strán β pre pravdepodobnosť pokrytia 95 %.



Obr.2: Závislosť koeficientu rozšírenia k na hodnote parametru strán β pre lichobežníkové rozdelenie pri koeficiente pokrytia 95 %.

Koeficient rozšírenia pre pravdepodobnosť pokrytia 95 % vhodný pre lichobežníkové rozdelenie s parametrom strán $\beta < 0,95$ sa vypočíta nasledovne

$$k = \frac{1 - \sqrt{(1-p)(1-\beta^2)}}{\sqrt{\frac{1+\beta^2}{6}}} \quad (\text{S10.10})$$

S11 KALIBRÁCIA TEPLOTNÉHO KALIBRÁTORA PRI TEPLOTE 180 °C ²

S11.1 Súčasťou kalibrácie je stanovenie teploty v otvore bloku kalibrátora teploty. Meranie sa vykoná vtedy, keď sa údaj na zabudovanom indikátore stabilizuje na 180,0 °C. Teplota v otvore bloku sa stanoví zo zmeraného elektrického odporu odporového snímača teploty, ktorý je pracovným etalónom a je zasunutý do otvoru kalibrátora. Elektrický odpor snímača teploty sa meria striedavým odporovým mostíkom. Teplota t_X , ktorá má byť určená ako teplota otvoru, keď zabudovaný teplotný indikátor udáva 180,0 °C, je daná vzťahom:

$$t_X = t_S + \delta t_S + \delta t_D - \delta t_{iX} + \delta t_R + \delta t_A + \delta t_H + \delta t_V \quad (\text{S11.1})$$

kde:

- t_S - teplota pracovného etalónu určená z merania odporu na striedavom odporom moste
- δt_S - teplotná korekcia v dôsledku merania odporu striedavým odporovým mostom
- δt_D - teplotná korekcia spôsobená driftom pracovného etalónu od poslednej kalibrácie
- δt_{iX} - teplotná korekcia spôsobená obmedzenou možnosťou nastaviť hodnotu teploty teplotného bloku kalibrátora
- δt_R - teplotná korekcia spôsobená radiálnym rozdielom teploty medzi zabudovaným teplomerom a pracovným etalónom,
- δt_A - teplotná korekcia spôsobená axiálnou nehomogenitou teploty v meracom otvore
- δt_H - teplotná korekcia spôsobená hystereézou pri zvyšovaní a klesaní teploty počas meracieho cyklu
- δt_V - kolísanie teploty v priebehu merania

² Tento proces je zo všeobecného hľadiska dôležitý, pretože ide o základný proces pri kalibráciách v rôznych metrologických oblastiach. Príklad ďalej znázorňuje, že existujú dva ekvivalentné spôsoby riešenia tohto problému: priame priradenie meranej hodnoty k indikácii zariadenia a priradenie korekcie k indikácii prístroja. Táto korekcia sa obyčajne nazýva chyba meracieho prístroja.

Teplotná korekcia v dôsledku vodivosti stonky nie je tu analyzovaná, pretože platinový odporový snímač teploty, ktorý sa použil ako pracovný etalón, má vonkajší priemer stonky $d \leq 6$ mm. Skorší výskum ukázal, že vplyv vodivosti sondy možno v tomto prípade zanedbať.

S11.2 Pracovný etalón (t_S)

Kalibračný certifikát odporového snímača teploty, ktorý sa použil ako pracovný etalón obsahuje vzťah medzi elektrickým odporom a teplotou. Meraná hodnota elektrického odporu zodpovedá teplote 180,1 °C s priradenou rozšírenou neistotou merania $U = 30$ mK (koeficient rozšírenia $k = 2$).

S11.3 Stanovenie teploty meraním odporu (δt_S)

Pomocou odporového snímača teploty, ktorý bol použitý ako pracovný etalón bola určená teplota 180,1 °C. Štandardná neistota merania priradená k meraniu odporu prevedená na teplotu zodpovedá $u(\delta t_S) = 10$ mK.

S11.4 Drift teploty pracovného etalónu (δt_D)

Na základe všeobecného experimentu s platinovým odporovým snímačom teploty podobného typu, ktoré slúžili ako pracovné etalóny, zmena teploty spôsobená stárnutím odporu od poslednej kalibrácie etalónu je v rozmedzí ± 40 mK.

S11.5 Nastavenie teploty kalibračného bloku (δt_{IX})

Zabudovaný kontrolný teplomer v bloku kalibrátora teploty má stupnicu s hodnotou dielika 0,1 K, čo poskytuje rozlíšenie teploty v medziach ± 50 mK. V týchto medziach je možné termodynamický stav teplotného bloku veľmi dobre nastaviť.

Poznámka: Ak údaj na zabudovanom indikátore teploty nie je v jednotkách teploty, potom sa musí medza rozlíšiteľnosti previesť na zodpovedajúce hodnoty teploty vynásobením príslušnou konštantou prístroja.

S11.6 Radiálna nehomogenita teploty (δt_R)

Radiálny teplotný rozdiel medzi meracím otvorom a zabudovaným teplomerom sa odhadol na ± 100 mK.

S11.7 Axiálna nehomogenita teploty (δt_A)

Odchýlky teploty spôsobené axiálnou nehomogenitou teploty v kalibračnom otvore boli odhadnuté na základe odčítania teploty pri rôznych hĺbkach ponoru teplomera v otvore. Odchýlky boli v medziach ± 250 mK.

S11.8 Vplyv hysterézie (δt_H)

Na základe odčítania hodnoty z referenčného teplomera počas meracieho cyklu zvyšovania a znižovania teploty, bolo odhadnuté, že teplota v kalibračnom otvore je ovplyvnená hysterézou, ktorá spôsobuje odchýlku teploty ± 50 mK.

S11.9 Nestabilita teploty (δt_V)

Bolo odhadnuté, že teplotné zmeny spôsobené nestabilitou teploty počas 30 minútového meracieho cyklu sú v medziach ± 30 mK.

S11.10 Korelácie

Predpokladá sa, že žiadna zo vstupných veličín nie je významne korelovaná.

S11.11 Opakované pozorovanie

V dôsledku obmedzenej rozlišovacej schopnosti indikátora zabudovaného teplomera nebol pozorovaný žiadny rozptyl údajov a teda nebol braný do úvahy.

S11.12 Bilancia neistôt (t_X)

veličina X_i	odhad x_i	štandardná neistota $u(x_i)$	pravdepod. rozdelenie	citlivostný koeficient c_i	príspevok neistoty $u_i(y)$
t_S	180,1 °C	15 mK	normálne	1,0	15 mK
δt_S	0,0 °C	10 mK	normálne	1,0	10 mK
δt_D	0,0 °C	23 mK	rovnorné	1,0	23 mK
δt_{iX}	0,0 °C	29 mK	rovnorné	-1,0	-29 mK
δt_R	0,0 °C	58 mK	rovnorné	1,0	58 mK
δt_A	0,0 °C	144 mK	rovnorné	1,0	144 mK
δt_H	0,0 °C	29 mK	rovnorné	1,0	29 mK
δt_V	0,0 °C	17 mK	rovnorné	1,0	17 mK
t_X	180,1 °C				164 mK

S11.13 Rozšírená neistota

V štandardnej neistote merania, ktorá sa vzťahuje k výsledku zreteľne prevláda vplyv neznámej teplotnej korekcie spôsobený axiálnou nehomogenitou teploty v meracom otvore a radiálny teplotný rozdiel medzi zabudovaným teplomerom a pracovným etalónom. Výsledné rozdelenie nie je normálne, ale v podstate lichobežníkové. V súlade s S10.13, koeficient rozšírenia, ktorý zodpovedá parametru strán $\beta = 0,43$ je $k = 1,81$.

$$U = k \cdot u(t_X) = 1,81 \cdot 164 \text{ mK} \cong 0,3 \text{ K}$$

S11.14 Uvedený výsledok

Teplota v kalibračnom otvore, ktorá je priradená k indikácii zabudovaného kontrolného teplomera pre 180,0 °C je 180,1 °C $\pm$ 0,3 °C.

Uvedená rozšírená neistota merania je súčinom štandardnej neistoty a koeficientu rozšírenia $k = 1,81$, ktorý bol odvodený z predpokladaného lichobežníkového rozdelenia pre pravdepodobnosť pokrytia 95 %.

S11.15 Matematická poznámka týkajúca sa modelu

Niektorí metrológovia sú prekvapení, že sa v modelovej funkcii opísanej rovnicou (S11.1) neobjavuje explicitne údaj kontrolného teplomera. Aby sa uspokojili ich potreby, problém môže byť alternatívne formulovaný použitím chyby indikácie:

$$E_X = t_X - t_i$$

(S11.2)

pre zabudovaný teplotný indikátor

$$E_X = t_S - t_i + \delta t_S + \delta t_D - \delta t_{iX} + \delta t_R + \delta t_A + \delta t_H + \delta t_V \quad (\text{S11.3})$$

Indikovaná hodnota t_i je nominálnou hodnotou. Prejavuje sa posunutím stupnice meranej veličiny, avšak neprispieva k neistote merania, ktorá je priradená ku chybe indikácie

$$u(E_X) = u(t_X) \quad (\text{S11.4})$$

Modelovú funkciu popísanou rovnicou (S11.1) možno znova získať z rovnice (S11.3) použitím definície chyby indikácie podľa rovnice (S11.2).

Táto poznámka dokazuje, že nemusí byť nevyhnutne len jeden unikátny spôsob pre zvolenie modelu vyhodnotenia merania. Záleží na metrológovi, jeho zvykoch a prístupu k riešeniu úkolu, aký model si vyberie. Modelová funkcia, ktorú možno matematicky previesť z jedného tvaru na iný, predstavuje rovnaký proces. V prípadoch, keď sa použije spojitá stupnica údajov, podobne ako je tomu pri kalibrácii uvažovaného teplotného bloku, možno modelové funkcie, ktorá spolu súvisia prostredníctvom lineárnej transformácie funkcie, považovať za ekvivalentné vyjadrenie meraného problému.

S12 KALIBRÁCIA BYTOVÉHO VODOMERA

S12.1 Kalibrácia bytového vodomera zahŕňa stanovenie relatívnej chyby merania v rozsahu rozsahu prietoku vodomera. Pri meraní sa používa testovacia zásobníková veža, ktorá dodáva potrebný prietok vody o tlaku približne 500 kPa, čo je typická hodnota pre komunálne vodovodné systémy. Voda sa dopravuje do otvorenej zbernej nádrže, ktorá je kalibrovaná a určuje referenčný objem. Na začiatku merania je nádrž prázdna, ale vlhká. Zberná nádrž má zúžené hrdlo s pripojenou stupnicou, ktorá umožňuje presne odčítať hladinu vody. Vodomer, ktorý sa má kalibrovať, sa umiestni medzi zásobník a zbernú nádrž. Má mechanické počítadlo so stupnicou. Meranie sa vykoná pri prietoku 2500 l/h s klasickým spustením a zastavením, čo znamená, že prietok je nulový ako na začiatku, tak aj pri ukončení merania. Údaj na vodomeri je zaznamenaný na začiatku a na konci merania. Na konci merania sa zaznamená hladina v zbernej nádrži. Rovnako sa zapíše aj teplota a tlak vody v blízkosti vodomera a teplota vody v zbernej nádrži.

S12.2 Relatívna chyba merania e_x jedného cyklu merania je definovaná ako

$$e_x = \frac{\Delta V_{iX} + \delta V_{iX2} - \delta V_{iX1}}{V_X} - 1 \quad (\text{S12.1})$$

pričom

$$V_X = (V_{iS} + \delta V_{iS})(1 + \alpha_S(t_S - t_0))(1 + \alpha_W(t_X - t_S))(1 - \kappa_W(p_X - p_S)) \quad (\text{S12.2})$$

kde

$\Delta V_{iX} = V_{iX2} - V_{iX1}$	rozdiel v údajoch (indikácii) meradla,
V_{iX1}, V_{iX2}	údaj meradla na začiatku merania a na konci merania,
$\delta V_{iX1}, \delta V_{iX2}$	korekcie v dôsledku rozlíšiteľnosti údajov na meradle
V_X	objem, ktorý pretiekol cez meradlo počas merania za prevládajúcich podmienok t.j. tlaku p_X a teploty t_X na vtokovej strane meradla,
V_{iS}	objem odčítaný na konci merania na stupnici v zúženom hrdle zbernej nádrže,
δV_{iS}	korekcia objemu odčítaného na stupnici v zúženom hrdle zbernej nádrže v dôsledku rozlíšiteľnosti stupnice,
α_S	koeficient objemovej teplotnej rozťažnosti materiálu, z ktorého je nádrž vyrobená,
t_S	teplota zbernej nádrže,
t_0	referenčná teplota, pri ktorej bola zberná nádrž kalibrovaná,
α_W	koeficient objemovej teplotnej rozťažnosti vody,
t_X	teplota vody na vtokovej strane meradla,

κ_W	stlačiteľnosť vody,
p_S	tlak v zbernej nádrži (je rovný nule, ak uvažujeme tlak prevyšujúci atmosférický),
p_X	tlak vody na vtokovej strane meradla.

S12.3 Zberná nádrž (V_{is}, t_0)

V kalibračnom certifikáte je uvedené, že stupnica v zúženom hrdle udáva objem 200 l pri referenčnej teplote $t_0 = 20^\circ\text{C}$ a k nemu prislúcha relatívna rozšírená neistota merania 0,1 % ($k = 2$). K udanému objemu sa preto vzťahuje rozšírená neistota merania rovná 0,2 l ($k = 2$).

S12.4 Rozlíšiteľnosť stupnice zbernej nádrže (δV_{is})

Výšku vodnej hladiny v zbernej nádrži možno stanoviť na ± 1 mm. Z dôvodu, že 1 mm na stupnici zúženého hrdla zbernej nádrže zodpovedá 0,02 l (faktor stupnice je 0,02 l/mm), je maximálna odchýlka objemu vody v zbernej nádrži odhadnutá na $\pm 0,02$ l.

S12.5 Teplota vody a zbernej nádrže (α_S, t_S)

Bolo stanovené, že teplota vody v zbernej nádrži je 15°C v medziach ± 2 K. Uvedená medza pokrýva všetky možné zdroje neistoty, akými sú kalibrácia teplotných snímačov, rozlíšiteľnosť údajov pri čítaní a teplotný gradient v nádrži. Koeficient objemovej teplotnej rozťažnosti materiálu nádrže (oceľ) je prevzatý z príručky pre materiály. V uvažovanom teplotnom intervale je konštantný a rovný $\alpha_S = 51 \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$. Pretože k tejto hodnote nie je pripojený údaj o neistote, možno predpokladať, že neistota je v medziach poslednej významnej číslice. Možno usúdiť, že neznáme odchýlky sú v medziach zaokrúhľovania t.j. $\pm 0,5 \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$.

S12.6 Teplota vody a meradla (α_W, t_X)

Teplota vody na vtokovej strane meradla bola určená na 16°C v medziach ± 2 K. Uvedená medza pokrýva všetky možné zdroje neistoty akými sú príspevky kalibrácie teplotných snímačov, rozlíšiteľnosť údajov pri čítaní a malé teplotné zmeny v priebehu jedného merania. Koeficient objemovej rozťažnosti vody je prevzatý z príručky pre materiály. V uvažovanom teplotnom intervale je konštantný a rovný $\alpha_W = 0,15 \cdot 10^{-3} \text{ K}^{-1}$. Pretože k tejto hodnote nie je pripojený údaj o neistote, možno predpokladať, že neistota je v medziach poslednej významnej číslice. Možno usúdiť, že neznáme odchýlky sú v medziach zaokrúhľovania t.j. $\pm 0,5 \cdot 10^{-3} \text{ K}^{-1}$.

S12.7 Rozdiel tlaku vody medzi meradlom a nádržou (κ_W, p_S, p_X)

Tlak vody, ktorý je dodávaný do vodomeru prevyšuje atmosférický tlak o 500 kPa s relatívnou odchýlkou väčšou než ± 10 %. Voda sa pri vtoku do zbernej nádoby expanduje a jej tlak poklesne na atmosférický tlak. Stlačiteľnosť vody je prevzatá z príručky pre materiály, je v uvažovanom teplotnom intervale konštantná a rovná $\kappa_W = 0,46 \cdot 10^{-6} \text{ kPa}^{-1}$. Pretože k tejto hodnote nie je pripojený údaj o neistote, možno

predpokladať, že neistota je v medziach poslednej významnej číslice. Možno usúdiť, že neznáme odchýlky sú v medziach zaokrúhľovania t.j. $\pm 0,005 \cdot 10^{-6} \text{ kPa}^{-1}$.

S12.8 Korelácie

Predpokladá sa, že žiadna zo vstupných veličín nie je významne korelovaná.

S12.9 Bilancia neistôt (V_X)

veličina	odhad	štandardná neistota	pravdepod. rozdelenie	citlivostný koeficient	príspevok neistoty
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
V_{iS}	200,00 l	0,10 l	normálne	1,0	0,10 l
δV_{iS}	0,0 l	0,0115 l	rovnomerné	1,0	0,0115 l
α_S	$51 \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$	$0,29 \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$	rovnomerné	$-1000 \text{ l} \cdot \text{K}$	$-0,29 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
t_S	15 °C	1,15 K	rovnomerné	$-0,0198 \text{ l} \cdot \text{K}^{-1}$	$-0,0228 \text{ l}$
α_W	$0,15 \cdot 10^{-3} \text{ K}^{-1}$	$2,9 \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$	rovnomerné	$200 \text{ l} \cdot \text{K}$	$0,58 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
t_X	16 °C	1,15 K	rovnomerné	$-0,0300 \text{ l} \cdot \text{K}^{-1}$	$-0,0346 \text{ l}$
κ_W	$0,46 \cdot 10^{-6} \text{ kPa}^{-1}$	$2,9 \cdot 10^{-6} \text{ kPa}^{-1}$	rovnomerné	$-100 \text{ l} \cdot \text{kPa}^{-1}$	$-0,29 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
p_X	500 kPa	29 kPa	rovnomerné	$-9,2 \cdot 10^{-6} \text{ l} \cdot \text{kPa}^{-1}$	$-0,0027 \text{ l}$
p_S	0,0 Pa	-	-	-	-
V_X	199,93 l				0,109 l

Štandardnú neistotu merania výsledku najviac ovplyvňuje stanovenie objemu v zúženom hrdle zbernej nádrže. Konečné rozdelenie nie je normálne, ale rovnomerné. To je potrebné brať do úvahy pri ďalšom vyhodnocovaní neistoty.

S12.10 Údaj na meradle (ΔV_{iX} , δV_{iX1} , δV_{iX2})

Kalibrovaný vodomér má rozlišovaciu schopnosť 0,2 l, čo vedie k maximálnej odchýlke $\pm 0,1 \text{ l}$ pri oboch čítaniach údajov z vodomera.

S12.11 Bilancia neistôt (e_X)

veličina	odhad	štandardná neistota	pravdepod. rozdelenie	citlivostný koeficient	príspevok neistoty
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
ΔV_{iX}	200,0 l	-	normálne	-	-
δV_{iX1}	0,0 l	0,058 l	rovnomerné	$-5,0 \cdot 10^{-3}$	$-0,29 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
δV_{iX2}	0,0 l	0,058 l	rovnomerné	$-5,0 \cdot 10^{-3}$	$-0,29 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
ΔV_X	199,95 l	0,109 l	rovnomerné	$-5,0 \cdot 10^{-3}$	$-0,55 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
V_X	0,000 3				$-0,68 \cdot 10^{-3}$

1.

S12.12 Opakovateľnosť vodomera

Relatívna chyba merania indikácie kalibrovaného vodomera pri prietoku 2500 l/h vykazuje značný rozptyl. Z tohto dôvodu sa relatívna chyba merania určila trikrát. Výsledky týchto troch meraní boli spracované ako nezávislé pozorovania e_{Xj} v modeli, ktorým sa určuje priemerná chyba merania e_{Xav} :

$$e_{Xav} = e_X + \delta e_X \quad (S12.3)$$

kde:

e_X - relatívna chyba merania jedného cyklu merania,

δe_X - korekcia relatívnej chyby merania v dôsledku nedostatočnej opakovateľnosti merania vodomera

S12.13 Merania e_X

Číslo cyklu	Pozorovaná relatívna chyba merania
1	0,000 3
2	0,000 5
3	0,002 2

priemerná chyba merania e_{Xav} je aritmetický priemer troch výsledkov

$$e_{Xav} = 0,001$$

priemerná chyba v dôsledku nedostatočnej opakovateľnosti: $\delta e_X = 0$

aritmetický priemer: $\overline{e_X} = 0,001$

experimentálna smerodajná odchýlka: $s(e_{Xj}) = 0,001$

štandardná neistota: $u(\overline{e_X}) = s(\overline{e_X}) = \frac{0,001}{\sqrt{3}} = 0,00060$

S12.14 Bilancia neistôt e_{Xav}

veličina	odhad	štandardná neistota	stupeň voľnosti	pravdepod. rozdelenie	citlivostný koeficient	príspevok neistoty
X_i	x_i	$u(x_i)$	ν_{eff}		c_i	$u_i(y)$
e_X	0,001	$0,60 \cdot 10^{-3}$	2	normálne	1,0	$0,60 \cdot 10^{-3}$
δe_X	0,0	$0,68 \cdot 10^{-3}$	∞	normálne	1,0	$0,68 \cdot 10^{-3}$
e_{Xav}	0,001		10			$0,91 \cdot 10^{-3}$

S12.15 Rozšírená neistota

Nakoľko počet efektívnych stupňov voľnosti štandardnej neistoty vzťahujúcich sa k priemernej relatívnej chybe je malý, štandardný koeficient rozšírenia musí byť upravený podľa tabuľky E1.

$$U = k \cdot u(e_{Xav}) = 2,28 \cdot 0,91 \cdot 10^{-3} \cong 2 \cdot 10^{-3}$$

S12.16 Komentovaný výsledok

Priemerná relatívna chyba údajov vodomera určená pri prietoku 2500 l/h je $0,001 \pm 0,002$.

Uvedená rozšírená neistota merania je súčinom štandardnej neistoty merania a koeficientu rozšírenia $k = 2,28$, čo pre t-rozdelenie s $v_{eff} = 10$ efektívnymi stupňami voľnosti zodpovedá pravdepodobnosti pokrytia asi 95 %.

S13 KALIBRÁCIA KRÚŽKOVÉHO KALIBRA S MENOVIÝM PRIEMEROM 90 MM

S13.1 Oceľový krúžkový kaliber menovitého priemeru $D_X = 90$ mm je kalibrovaný použitím postupu uvedeného v dokumente EURAMET cg-6 verzia 2.0 (03/2011) (predtým EAL-G29:1997). Použitý je pritom dĺžkový Abbeho komparátor a oceľový nastavovací krúžok, ktorého menovitý priemer ($D_S = 40$ mm) sa značne líši od priemeru kalibrovaného krúžku. V tomto prípade krúžkový kaliber ako aj nastavovací oceľový krúžok plní úlohu pracovného etalónu. Krúžok sa jemne postupne pripne ku stolu, ktorý má 4 stupne voľnosti. Stôl má prvky pre nastavenie testovaných kusov do všetkých polôh. Dve ramená tvaru „C“, z ktorých jedno je pripevnené k pevnému a druhé k meraciemu vretenu, sú priložené ku krúžkom tak, aby sa ich dotýkali v niekoľkých diametrálne protíľahlých bodoch. Ramená tvaru „C“ sú vybavené guľovitými kontaktnými hrotmi. Meracia sila je vytvorená ťahom závažia, čo zaisťuje v celom meracom rozsahu konštantnú menovitú silu 1,5 N. Meracie vreteno je pevne spojené s meracou hlavou oceľového pravítka, jeho stupnica má rozlíšiteľnosť 0,1 μm . Stupnica pravítka komparátora je pravidelne kalibrovaná, či spĺňa špecifikácie výrobcu z hľadiska maximálnej dovolenej chyby.

Aby sa zaistilo prostredie, ktoré je stanovené v kalibračnom postupe, sleduje sa okolitá teplota. Teplota pracovného okolia komparátora je udržiavaná na 20 °C, v rozmedziach $\pm 0,5$ K. Pozornosť sa venuje tomu, aby sa zaistilo, že krúžky i pravítko komparátora sa udržujú pri stanovenej teplote po celú dobu kalibrácie.

S13.2 Polomer d_X kalibrovaného krúžku pri referenčnej teplote $t_0 = 20$ °C sa získa zo vzťahu:

$$d_X = d_S + \Delta l + \delta l_i + \delta l_T + \delta l_P + \delta l_E + \delta l_A \quad (\text{S13.1})$$

kde:

- d_S - priemer referenčného nastavovacieho krúžku pri referenčnej teplote,
- Δl - pozorovaný rozdiel pri premiestnení meracieho vretena, kedy sa kontaktný hrot dotkne vnútorného povrchu krúžku v dvoch diametrálne protíľahlých bodoch,
- δl_i - korekcia chyby indikácie komparátora,
- δl_T - korekcia v dôsledku teplotných vplyvov kalibrovaného krúžku, referenčného nastavovacieho krúžku a pravítka komparátora,
- δl_P - korekcia v dôsledku osovo nepresného usadenia meraných vzoriek vzhľadom k priamke merania,

- δ_E - korekcia v dôsledku rozdielnej elastickej deformácie kalibrovaného krúžku a referenčného nastavovacieho krúžku,
- δ_A - korekcia v dôsledku rozdielnych Abbeových chýb komparátora pri meraní kalibrovaného krúžku a meraní referenčného nastavovacieho krúžku.

S13.3 Pracovný etalón (d_s)

Vnútrotný priemer nastavovacieho krúžku, ktorý sa použije ako pracovný etalón s priradenou rozšírenou neistotou merania sa získa z kalibračného certifikátu: 40,0007 mm $\pm$ 0,2 μ m (koeficient rozšírenia $k = 2$).

S13.4 Komparátor (δ_i)

Korekcie chyby indikácie pravítka komparátora boli určené výrobcom a elektronicky uložené. Akékoľvek ďalšie rezíduá ležia podľa špecifikácie výrobcu v rozmedzí $\pm(0,3 \mu\text{m} + 1,5 \cdot 10^{-6} \cdot l_i)$, kde l_i je meraná vzdialenosť. Špecifikácie sú zisťované pri periodickej kalibrácii. Pre konkrétny rozdiel dĺžok $D_X - D_S = 50$ mm sú neznáme rezíduá odhadované v rozmedzí $\pm 0,375 \mu\text{m}$.

S13.5 Teplotné korekcie (δ_T)

V priebehu celého merania sa dbá na to, aby bola udržiavaná monitorovaná teplota kalibrovaného krúžku, nastavovacieho krúžku a pravítka komparátora. Z predchádzajúcich meraní a všeobecnej skúsenosti s meracími systémami možno zistiť, že odchýlky teploty kalibrovaného krúžku, nastavovacieho krúžku a pravítka komparátora od teploty okolia zostávajú stále v rozmedzí $\pm 0,2$ K. Podľa odhadu je okolitá teplota v meracej miestnosti je v rozmedzí $\pm 0,5$ K. Znalosť podmienok merania je najlepšie popísaná pomocou odchýlok okolitej teploty od referenčnej teploty a odchýlok teplôt kalibrovaného krúžku, nastavovacieho krúžku a pravítka komparátora od okolitej teploty. Korekcia δ_T spôsobená teplotnými vplyvmi sa určí z modelu:

$$\begin{aligned} \delta_i = & (D_S \cdot (\alpha_S - \alpha_R) - D_X \cdot (\alpha_X - \alpha_R)) \cdot \Delta t_A \\ & + D_S \cdot \alpha_S \cdot \delta_T^S - D_X \cdot \alpha_X \cdot \delta_T^X - (D_S - D_X) \cdot \alpha_R \cdot \delta_T^R \end{aligned} \quad (\text{S13.2})$$

kde:

- D_X, D_S - menovité priemery kalibrovaného krúžku a referenčného nastavovacieho krúžku,
- $\alpha_X, \alpha_S, \alpha_R$ - koeficient lineárnej teplotnej rozťažnosti kalibrovaného krúžku, referenčného nastavovacieho krúžku a pravítka komparátora,
- $\Delta t_A = t_A - t_0$ - odchýlky od teploty okolia v meracej miestnosti od referenčnej teploty $t_0 = 20$ °C,
- $\delta_T^X, \delta_T^S, \delta_T^R$ - odchýlky teplôt kalibrovaného krúžku, referenčného nastavovacieho krúžku a pravítka komparátora od teploty okolia v meracej miestnosti.

Z dôvodu, že stredné hodnoty štyroch teplotných rozdielov, ktoré vystupujú v rovnici S13.2) sú nulové, obvyklá linearizovaná verzia nebude zahŕňať vplyvy neistoty

merania, ktoré sa vzťahujú k hodnotám troch koeficientov lineárnej teplotnej rozťažnosti. Ako bolo uvedené v kapitole S4.13, k určeniu štandardnej neistoty vzťahujúcej sa ku štyrom ďalej uvedeným členom v súčine sa musí použiť nelineárna verzia.

$$\begin{aligned}\delta l_{TA} &= (D_S \cdot (\alpha_S - \alpha_R) - D_X \cdot (\alpha_X - \alpha_R)) \cdot \Delta t_A \\ \delta l_{TS} &= D_S \cdot \alpha_S \cdot \delta t_S \\ \delta l_{TX} &= D_X \cdot \alpha_X \cdot \delta t_X \\ \delta l_{TR} &= (D_S - D_X \cdot \alpha_R) \cdot \delta t_R\end{aligned}\tag{S13.3}$$

Na základe kalibračného certifikátu nastavovacieho krúžku a na základe údajov výrobcu kalibrovaného krúžku a pravítka komparátora možno predpokladať, že koeficient lineárnej teplotnej rozťažnosti leží v intervale $(11,5 \pm 1,0) \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$. Použitím tejto hodnoty a medzu pre teplotné kolísanie, ktoré sú uvedené vyššie, možno určiť, že štandardné neistoty vzťahujúce sa ku štyrom členom v súčine sú $u(\delta l_{TA}) = 0,012 \text{ } \mu\text{m}$, $u(\delta l_{TS}) = 0,053 \text{ } \mu\text{m}$, $u(\delta l_{TX}) = 0,12 \text{ } \mu\text{m}$, $u(\delta l_{TR}) = 0,066 \text{ } \mu\text{m}$. Štandardná neistota, ktorá sa vzťahuje ku kombinovaným teplotným korekciám sa odvodí z týchto hodnôt, pričom sa využije nasledovný čiastočný prehľad neistôt:

veličina	odhad	štandardná neistota	pravdepod. rozdelenie	citlivostný koeficient	príspevok neistoty
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
δl_{TA}	0,0 μm	0,012 μm	-	1,0	0,012 μm
δl_{TS}	0,0 μm	0,053 μm	-	1,0	0,053 μm
δl_{TX}	0,0 μm	0,12 μm	-	1,0	0,12 μm
δl_{TR}	0,0 μm	0,066 μm	-	1,0	0,066 μm
δl_T	0,0 μm				0,15 μm

S13.6 Korekcia súosovosti (δl_p)

Možno predpokladať, že odchýlka od súosovosti dvoch sférických sond a priamky merania leží v rozmedzí $\pm 20 \text{ } \mu\text{m}$. Použitím rovnice uvedenej v matematickej poznámke (S13.13) možno zistiť, že pre korekciu spôsobenou možnou nesúosovosťou a pre príslušnú neistotu merania platí

$$\delta l_p = 2 \cdot \left(\frac{1}{D_X} - \frac{1}{D_S} \right) \cdot u^2(\delta c)\tag{S13.4}$$

$$u^2(\delta l_p) = \frac{16}{5} \cdot \left(\frac{1}{D_X^2} - \frac{1}{D_S^2} \right) \cdot u^4(\delta c)\tag{S13.5}$$

V týchto výrazoch δc označuje malú vzdialenosť medzi meranou tetivou a stredom krúžku. Pre hodnotu korekcie a súvisiacu štandardnú neistotu merania dostávame $\delta l_p \cong -0,004 \text{ } \mu\text{m}$ a $u(\delta l_p) \cong 0,0065 \text{ } \mu\text{m}$. Tieto hodnoty sú o dva rády menšie ako ostatné príspevky k neistote, čo možno vidieť z prehľadu neistôt (S13.10). Ich vplyv za bežných podmienok merania teda nie je potrebné brať do úvahy.

S13.7 Korekcia na elasticú deformáciu (δl_E)

Elastická deformácia kalibrovaného krúžku, ani nastavovacieho krúžku sa v priebehu obvyklého merania neurčuje. Vplyvy vyplývajúce z elastických deformácií sa odhadujú na základe predchádzajúcich skúseností. Predpokladajú sa v rozmedziach $\pm 0,03 \text{ } \mu\text{m}$.

S13.8 Korekcia Abbeovej chyby (δl_A)

Konkrétne hodnoty Abbeovej chyby komparátora sa neurčujú v priebehu obvyklého merania. Na základe predchádzajúcich skúseností a z údajov periodickej kalibrácie komparátora možno však odhadnúť, že vplyvy spôsobené Abbeovými chybami sú v rozmedzí $\pm 0,02 \text{ } \mu\text{m}$.

S13.9 Meranie (Δl)

Bola vykonané nižšie uvedené pozorovanie vnútorného priemeru kalibrovaného ako aj nastavovacieho krúžku.

Číslo	Objekt	Pozorovanie	Meraná veličina
1	referenčný nastavovací krúžok	0 pri tomto kroku bol displej komparátora vynulovaný	Priemer v menovitom smere v rovine symetrie kolmý k valcovej osi
2	kalibrovaný krúžok	49,99935 mm	Priemer v menovitom smere roviny symetrie kolmý k valcovej osi
3	kalibrovaný krúžok	49,99911 mm	Priemer v rovine symetrie kolmo k valcovej osi, ktorá je pootočená vzhľadom k menovitému smeru o +1 mm na kružnici
4	kalibrovaný krúžok	49,99972 mm	Priemer v rovine symetrie kolmo k valcovej osi, ktorá je pootočená vzhľadom k menovitému smeru o -1 mm na kružnici
5	kalibrovaný krúžok	49,99954 mm	Priemer v menovitom smere posunutom o 1 mm smerom hore do roviny rovnobežnej s rovinou symetrie kolmej k valcovej osi
6	kalibrovaný krúžok	49,99996 mm	Priemer v menovitom smere posunutom o 1 mm smerom dole do roviny rovnobežnej

			s rovinou symetrie kolmej k valcovej osi
--	--	--	---

Pozorovanie možno rozdeliť do dvoch skupín: pozorovanie priemeru nastavovacieho krúžku (pozorovanie č. 1), ktoré sa používa k nastaveniu displeja komparátora na nulu a pozorovanie priemeru kalibrovaného krúžku (pozorovanie č. 2 až 6), ktoré udávajú rozdiel v priemeroch.

Aritmetický priemer: $\overline{\Delta l} = 49,999\,54\text{ mm}$

Smerodajná odchýlka jedného pozorovania: $s(\Delta l) = 0,33\text{ }\mu\text{m}$

Smerodajná odchýlka priemeru: $s(\overline{\Delta l}) = \frac{s(\Delta l)}{\sqrt{5}} = 0,15\text{ }\mu\text{m}$

Smerodajná odchýlka jedného pozorovania $s(\Delta l) = 0,18\text{ }\mu\text{m}$ berie do úvahy vplyvy spôsobené tvarovými odchýlkami kalibrovaného krúžku a taktiež vplyvy opakovateľnosti komparátora. Aby sa získala štandardná neistota merania týkajúca sa pozorovaného priemerného rozdielu v priemeroch, musí sa vziať do úvahy aj neistota vyplývajúca z vynulovania displeja komparátora. Túto neistotu možno odvodiť z odhadu smerodajnej odchýlky $s_p(0) = 0,25\text{ }\mu\text{m}$ veľkého počtu skorších meraní vykonaných za rovnakých podmienok. Výsledná štandardná neistota merania týkajúca sa pozorovaného rozdielu priemerov je:

$$u(\Delta l) = \sqrt{s^2(\overline{\Delta l}) + s_p^2(0)} = 0,30\text{ }\mu\text{m}$$

S13.10 Bilancia neistôt (d_X)

veličina X_i	odhad x_i	štandardná neistota $u(x_i)$	pravdepod. rozdelenie	citlivostný koeficient c_i	príspevok neistoty $u_i(y)$
d_S	40,000 7 mm	0,10 μm	normálne	1,0	0,10 μm
Δl	49,999 55 mm	0,30 μm	normálne	1,0	0,30 μm
δl_i	0,0 mm	0,22 μm	rovnomerné	1,0	0,22 μm
δl_T	0,0 mm	0,15 μm	normálne	1,0	0,15 μm
δl_p	0,000 004 mm	0,0065 μm	rovnomerné	1,0	0,0065 μm
δl_E	0,0 mm	0,018 μm	rovnomerné	1,0	0,017 μm
δl_A	0,0 mm	0,012 μm	rovnomerné	1,0	0,012 μm
d_X	90,000 25 mm				0,411 μm

S13.11 Rozšířená neistota

$$U = k \cdot u(d_x) = 2 \cdot 0,0433 \text{ } \mu\text{m} \cong 0,9 \text{ } \mu\text{m}$$

S13.12 Komentovaný výsledok

Priemer krúžkového kalibra je $(90,000 \text{ } 3 \pm 0,000 \text{ } 9) \text{ mm}$.

Uvedená rozšířená neistota merania je súčinom štandardnej neistoty merania a koeficientu rozšírenia $k = 2$, čo pre normálne rozdelenie zodpovedá pravdepodobnosti pokrytia 95 %.

S13.13 Matematická poznámka k nesúosovosti

Z dôvodu, že nie je možné vykonať presné nastavenie krúžky do osi merania komparátora, veličina, ktorá sa pri meraní určuje, je tetiva daného krúžku ležiaca v blízkosti priemeru. Dĺžka d tejto tetivy, ktorá sa pri meraní vzťahuje k priemeru krúžku d podľa vzťahu

$$d' = d \cdot \cos(\delta\varphi) \cong d \cdot \left(1 - \frac{1}{2}(\delta\varphi)^2\right) \quad (\text{S13.6})$$

kde $\delta\varphi$ je malý uhol, ktorý dopĺňa polovicu stredového uhla do $\pi/2$. Tento uhol sa vzťahuje k malej vzdialenosti δc tetivy od stredu krúžku podľa vzťahu

$$\delta c = \frac{1}{2} \cdot d \cdot \sin(\delta\varphi) \cong \frac{1}{2} \cdot d \cdot \delta\varphi \quad (\text{S13.7})$$

takže rovnicu (S13.6) možno prepísať na tvar

$$d' \cong d - 2 \frac{(\delta c)^2}{D} \quad (\text{S13.8})$$

kde priemer d krúžku v menovateli zlomku bol nahradený menovitým priemerom D , pretože čitateľ zlomku je už sám o sebe malý. Najlepší odhad priemeru získame ako pre posledný vzťah predpokladáme tvar

$$d' \cong d - 2 \frac{u^2(\delta c)}{D} \quad (\text{S13.9})$$

V tomto prípade sa vzalo do úvahy, že malá vzdialenosť δc má nulovú očakávanú strednú hodnotu. Je potrebné mať na zreteli, že význam d , d' a δc v rovnici (S13.8) a v rovnici (S13.9) nie je identický, zatiaľ čo v rovnici (S13.8) tieto symboly predstavujú nepresne známe veličiny alebo náhodné veličiny, v rovnici (S13.9) predstavujú stredné hodnoty týchto veličín. Pretože rozptyl náhodnej veličiny je rovný strednej hodnote druhej mocniny ich odchýlok od príslušnej strednej hodnoty, možno

s ohľadom na rovnicu (S13.8), pre druhú mocninu štandardnej neistoty merania týkajúcej sa priemeru krúžku napísať

$$u^2(d) = u^2(d') + 4(\alpha - 1) \frac{u^4(\delta c)}{D^2} \quad (\text{S13.10})$$

kde

$$\alpha = \frac{u_4(\delta c)}{m_2^2(\delta c)} \quad (\text{S13.11})$$

je pomer centrálného momentu 4. rádu k druhej mocnine centrálného momentu 2. rádu malej vzdialenosti δc . Tento pomer závisí od predpokladaného rozdelenia δc . Ak predpokladáme, že rozdelenie δc je rovnomerné, tak $\alpha = 9/5$ a štandardná neistota týkajúca sa priemeru je vyjadrená vzťahom

$$u^2(d) = u^2(d') + \frac{16}{5} \cdot \frac{u^4(\delta c)}{D^2} \quad (\text{S13.12})$$
