

Dokument EA

Závazný dokument

EA-4/02 M:2022

Vyhodnocení nejistoty měření při kalibraci

Evaluation of the Uncertainty of Measurement in calibration

Tento dokument je českou verzí dokumentu EA-4/02 M:2022 z dubna 2022. Překlad byl zajištěn Českým institutem pro akreditaci, o.p.s.

This document is the Czech version of the document EA-4/02 M:2022 April 2022. It was translated by the Czech Accreditation Institute.

Datum vydání originálu dokumentu: 4. 4. 2022

Datum účinnosti překladu: 4. 4. 2022

Datum vydání překladu: 25. 4. 2022

Účel

Účelem tohoto dokumentu je harmonizovat vyhodnocení nejistoty měření v rámci EA a v návaznosti na obecné požadavky EA definovat specifické požadavky na vyjadřování nejistoty měření na kalibračních listech vydávaných akreditovanými laboratořemi. Současně má dokument sloužit akreditačním orgánům jako pomůcka pro jednotné určování kalibračních a měřicích schopností jimi akreditovaných kalibračních laboratoří. Vzhledem k tomu, že pravidla obsažená v tomto dokumentu jsou v souladu jak s politikou ILAC pro nejistoty při kalibraci, tak s doporučeními dokumentu *Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement* [1], implementace EA-4/02 také posílí globální přijímání výsledků měření evropských laboratoří.

Autorství

Dokument byl zpracován Laboratorním výborem EA. Toto vydání EA-4/02 obsahuje drobná upřesnění a vylepšení, opravu drobných chyb, odkazy na normu ISO/IEC 17025:2017 a začlenění odkazu na pravidla rozhodování.

Úřední jazyk

Tento dokument může být dle požadavků přeložen do dalších jazyků, přičemž jeho anglická verze zůstává verzí rozhodující.

Copyright / Autorská práva

Držitelem autorských práv k tomuto dokumentu je EA. Text dokumentu nesmí být kopírován za účelem dalšího prodeje.

Další informace:

Pro další informace o tomto dokumentu kontaktujte sekretariát EA. Pro aktuální informace navštivte stránku EA (<http://www.european-accreditation.org>).

Kategorie:	Členský procedurální dokument – závazný
Datum schválení:	5. listopadu 2021
Implementace:	okamžitě
Přechodné období:	žádné

Obsah

1	Úvod.....	6
2	Zásady a definice.....	6
3	Vyhodnocené nejistot měření pro odhady hodnot vstupních veličin.....	8
4	Výpočet standardní nejistoty odhadu hodnoty výstupní veličiny	10
5	Rozšířená nejistota měření	12
6	Postup pro výpočet nejistoty měření krok za krokem	13
7	Literatura.....	14
PŘÍLOHA A Kalibrační a měřicí schopnost.....		16
PŘÍLOHA B Přehled některých důležitých termínů		17
PŘÍLOHA C Zdroje nejistoty měření.....		19
PŘÍLOHA D Korelované vstupní veličiny		20
PŘÍLOHA E Odvození koeficientu rozšíření z efektivního počtu stupňů volnosti.....		23
PŘÍLOHA F Shoda se specifikací.....		25
DOPLNĚK 1		27
S1	Úvod.....	27
S2	Kalibrace závaží o jmenovité hodnotě 10 kg	27
S3	Kalibrace etalonu odporu o jmenovité hodnotě 10 k Ω	30
S4	Kalibrace měrek o jmenovité délce 50 mm	32
S5	Kalibrace termoelektrického článku typu N při 1000 °C	35
S6	Kalibrace výkonového senzoru při frekvenci 19 GHz.....	39
S7	Kalibrace koaxiálního stupňového útlumového článku pro nastavení 30 dB (přírůstková ztráta).....	43
DOPLNĚK 2		47
S8	Úvod.....	47
S9	Kalibrace ručního digitálního multimetru při stejnosměrném napětí 100 V.....	49
S10	Kalibrace posuvného měřítka	52
S11	Kalibrace teplotního kalibrátoru při teplotě 180°C.....	56
S12	Kalibrace domácího vodoměru.....	60
S13	Kalibrace kroužkového kalibru s jemnovitým průměrem 90 mm	65

1 Úvod

1.1 Tento dokument stanovuje principy a požadavky na vyhodnocení nejistoty měření při kalibracích a pro její uvádění v kalibračních listech na základě Politiky ILAC pro nejistotu měření při kalibracích, jak je uvedeno v dokumentu ILAC P14 [5]. Jak dokument ILAC-P14, tak EA-4/02 jsou závazné pro akreditační orgány, které jsou členy EA. Dokument je zpracován na obecné úrovni tak, aby vyhovoval pro všechny oblasti kalibrací. Pro snazší použití tohoto dokumentu v jednotlivých oborech měření může být nutné tento obecný návod doplnit o další doplňující postupy respektující specifika jednotlivých oborů měření. Pro zajištění harmonizace mezi jednotlivými obory musí být při vytváření takových doplňujících postupů vždy dodržovány základní principy uvedené v tomto dokumentu.

1.2 Znění dokumentu je v souladu s JCGM 100:2008 Evaluation of measurement data – Guide to the Expression of uncertainty in measurement (GUM 1995 s menšími úpravami). Tento dokument byl vypracován společným výborem s účastí BIPM, IEC, IFCC, ILAC, ISO, IUPAC, IUPAP a OIML (Joint Committee for Guide in Metrology) [1]. Zatímco výše uvedený dokument [1] definuje základní pravidla pro vyhodnocení a vyjadřování nejistot měření, která mohou být použita ve většině oborů fyzikálních měření, soustřeďuje se tento dokument na postupy, které jsou nejvhodnější pro měření v kalibračních laboratořích, a popisuje jednoznačný a harmonizovaný postup vyhodnocení a uvádění nejistoty měření. Avšak i jiné přístupy navržené dokumentem GUM a jeho doplňky (například metoda Monte Carlo) jsou přípustné. Dokument obsahuje následující oblasti:

- základní definice pro účely dokumentu,
- metody pro vyhodnocení nejistot měření odhadů hodnot vstupních veličin modelu měření,
- vztah mezi nejistotou měření odhadu hodnoty výstupní veličiny a vyhodnocenou nejistotou měření vstupních veličin,
- rozšířenou nejistotu měření odhadu hodnoty výstupní veličiny modelu měření,
- vyjádření nejistoty měření,
- podrobný postup pro výpočet nejistoty měření.

Vyhodnocením nejistoty kalibrace se zabývá také několik pokynů EURAMET pro kalibraci, které jsou k dispozici na adrese www.euramet.org.

2 Zásady a definice

Poznámka: Termíny, které mají speciální význam pro obsah základního textu, jsou v dokumentu při prvním výskytu zvýrazněny tučným písmem. Příloha B obsahuje přehled těchto termínů spolu s odkazy na dokument, z kterého jsou definice převzaty.

2.1 Vyjádření výsledku měření je úplné pouze tehdy, pokud obsahuje jak vlastní hodnotu měřené veličiny, tak i nejistotu měření patřící k této hodnotě. V tomto dokumentu jsou všechny veličiny, které nejsou exaktně známy, chápány jako **náhodné veličiny**. Toto se týká i ovlivňujících veličin, které mohou mít vliv na naměřenou hodnotu.

2.2 Nejistota měření je nezáporný parametr charakterizující rozptýlení hodnot veličiny přiřazených k měřené veličině na základě použité informace [3]. Tam, kde nehrozí nebezpečí nedorozumění, je v tomto dokumentu pro **nejistotu měření** používán zkrácený termín nejistota. Typické zdroje nejistot měření jsou uvedeny v příloze C.

2.3 Jako **měřené veličiny** jsou označovány ty veličiny, které jsou předmětem měření. Při kalibracích se obvykle pracuje pouze s jednou měřenou veličinou, resp. jednou **výstupní veličinou** Y závislou na určitém počtu **vstupních veličin** X_i ($i=1, 2, \dots, N$) dle funkční závislosti:

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

Měřicí funkce f představuje funkci vstupních veličin, která po výpočtu na základě známých hodnot vstupních veličin představuje naměřenou hodnotu výstupní veličiny. Popisuje, jak jsou hodnoty výstupní veličiny Y stanovovány z hodnot vstupních veličin X_i . Ve většině případů se bude jednat o analytickou funkci. Může se ale jednat i o skupinu funkcí zahrnující korekce a korekční faktory systematických vlivů, a tím o komplikovanější vztah mezi výstupní veličinou a vstupními veličinami, který není zapsán jako jedna explicitní funkce. Dále může být funkce f určena experimentálně nebo může existovat pouze v podobě numericky vyhodnocovaného počítačového algoritmu nebo se může jednat o kombinaci všech výše uvedených možností.

2.4 Pokud jsou nezávislé, lze množinu vstupních veličin X_i rozdělit do dvou základních kategorií dle způsobu, jakým byla stanovena jejich hodnota a nejistota s touto hodnotou spojená:

- veličiny, u nichž byl odhad a s ním spojená nejistota přímo stanoveny na základě provedení měření. Tyto hodnoty mohou být stanoveny např. na základě jednoho pozorování, opakovaných pozorování nebo odborného úsudku na základě zkušenosti. Dále mohou zahrnovat jak korekce na odečet z přístroje, tak korekce na ovlivňující veličiny jako jsou teplota prostředí, atmosférický tlak nebo vlhkost;
- veličiny, u nichž byl pro dané měření odhad hodnoty a s ním spojená nejistota převzata z externích zdrojů, jako je tomu v případě veličin vztahujících se ke kalibrovaným měřicím etalonům, certifikovaným referenčním materiálům nebo referenčním údajům převzatým z příruček.

Pokud vstupní veličiny nejsou nezávislé, viz bod 4.6.

2.5 Odhad hodnoty měřené veličiny Y , tj. **odhad hodnoty výstupní veličiny** označený jako y , se stanoví dle vztahu (2.1) po dosazení **vstupních odhadů** x_i za hodnoty vstupních veličin:

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

Zároveň se předpokládá, že odhady hodnot vstupních veličin jsou nejlepšími odhady, které byly korigovány o všechny vlivy významné pro model měření. Pokud tomu tak není, musí se do modelu zavést nezbytné korekce v podobě samostatných vstupních veličin.

2.6 Pro vyjádření míry **rozptylu** hodnot náhodné veličiny se používá rozptyl jejího rozdělení hodnot, resp. jeho kladná druhá odmocnina, označovaná jako **směrodatná odchylka**. Standardní nejistotou měření $u(y)$, vztahující se k odhadu hodnoty výsledné veličiny nebo výsledku měření y , je směrodatná odchylka měřené veličiny Y . Tato hodnota se stanoví z odhadů x_i hodnot vstupních veličin X_i a jim příslušejících standardních nejistot $u(x_i)$.

Standardní nejistota náležící určitému odhadu má stejný rozměr jako tento odhad. V některých případech může být vhodné vyjadřovat nejistotu jako **relativní standardní nejistotu měření**, což je standardní nejistota měření vztahující se k odhadu hodnoty příslušné veličiny dělená absolutní hodnotou tohoto odhadu. Vzhledem k tomuto způsobu stanovení je relativní nejistota měření bezrozměrnou veličinou. Tento způsob vyjádření však nelze použít v případech, kdy je odhad hodnoty určité veličiny roven nule.

3 Vyhodnocené nejistot měření pro odhady hodnot vstupních veličin

Obecná východiska

3.1.1 Nejistota měření vztahující se k odhadu hodnot vstupních veličin se stanoví buď **vyhodnocením nejistoty způsobem A** nebo **vyhodnocením nejistoty způsobem B**. Způsob A pro vyhodnocení nejistoty je založen na stanovení nejistoty statistickou analýzou sérií pozorování. V tomto případě je standardní nejistota výběrovou směrodatnou odchylkou průměru vycházející z výpočtu nebo příslušné regresní analýzy. **Způsob B pro vyhodnocení standardní nejistoty** je založen na stanovení nejistoty jiným způsobem než statistickým vyhodnocením série pozorování, typicky přiřazením vhodné distribuční funkce ke vstupní veličině. V tomto případě vychází vyhodnocení standardní nejistoty z jiné odborné znalosti.

Poznámka: V některých případech (se kterými se lze při kalibracích setkat zřídka) leží všechny možné hodnoty určité veličiny na jedné straně od určité mezní hodnoty. Známým případem je tzv. "kosinová chyba". Způsob řešení takovýchto případů je uveden v [1].

Vyhodnocení nejistoty způsobem A

3.2.1 Vyhodnocení nejistoty způsobem A lze použít tehdy, pokud bylo za stejných podmínek provedeno několik nezávislých pozorování vstupních veličin. Pokud je měření prováděno s dostatečným rozlišením, bude pozorovatelné rozptýlení nebo rozpětí získaných hodnot.

3.2.2 Označme opakovaně naměřenou vstupní veličinu X_i jako veličinu Q . Odhad $\bar{q}$ hodnoty veličiny Q , na základě n statisticky nezávislých pozorování ($n > 1$), je dán **aritmetickou střední hodnotou** nebo **průměrem** individuálních pozorovaných hodnot q_j ($j = 1, 2, \dots, n$) q

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

Nejistota měření spojená s odhadem $\bar{q}$ se stanoví jedním z následujících postupů:

(a) Odhad rozptylu pravděpodobnostního rozdělení hodnot je **výběrový rozptyl** $s^2(q)$ hodnot q_j , který je stanoven dle vztahu:

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

Kladná odmocnina takto stanoveného rozptylu je označována jako **výběrová směrodatná odchylka**. Pokud uváděnou veličinou je aritmetický průměr, je $\bar{q}$ nejlepším odhadem rozptylu aritmetického průměru **výběrový rozptyl aritmetického průměru** stanovený dle vztahu:

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

Jeho (kladná) druhá odmocnina je pak označována jako **výběrová směrodatná odchylka průměru**. Standardní nejistota $u(\bar{q})$ odhadu vstupu je pak rovna výše uvedené výběrové směrodatné odchylce průměru:

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

Upozornění: Obecně platí, že pokud je počet opakovaných měření n nízký ($n < 10$), musí být zvážena spolehlivost odhadu standardní nejistoty vyhodnocením způsobem A stanovené dle vztahu (3.4).

Pokud nemůže být počet pozorování zvýšen, je třeba pro vyhodnocení standardní nejistoty zvážit použití dalších možností uvedených v tomto textu.

(b) Pro měření, která jsou dobře popsána a pod statistickou kontrolou, může být k dispozici kombinovaný odhad rozptylu nebo **sdružený odhad rozptylu** s_p^2 , který lépe charakterizuje rozptýlení hodnot než odhad směrodatné odchylky stanovený z omezeného počtu pozorování. Pokud je v takovémto případě hodnota vstupní veličiny Q určena jako aritmetický průměr $\bar{q}$ malého počtu n nezávislých pozorování, lze odhad rozptylu aritmetického průměru stanovit dle vztahu:

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

Standardní nejistota je pak z této hodnoty odvozena dle vztahu (3.4).

Vyhodnocení nejistoty způsobem B

3.3.1 Vyhodnocení standardní nejistoty způsobem B je založen na vyhodnocení nejistoty vztahující se k odhadu x_i vstupní veličiny X_i jiným způsobem než statistickou analýzou série pozorování. Příslušná standardní nejistota $u(x_i)$ je určena odborným úsudkem na základě všech dostupných informací o možné variabilitě veličiny X_i . Nejistoty náležící do této kategorie mohou být odvozeny na základě:

- údajů z dříve provedených měření,
- zkušenosti s chováním a vlastnostmi příslušných materiálů a zařízení nebo jejich obecné znalosti,
- údajů výrobce,
- údajů uváděných v kalibračních listech nebo jiných certifikátech,
- nejistot referenčních údajů převzatých z příruček.

3.3.2 Náležité použití všech relevantních informací pro vyhodnocení nejistoty způsobem B vyžaduje důkladné pochopení problematiky vycházející ze zkušeností a obecných znalostí. Jedná se tedy o odbornost, které lze dosáhnout praxí. Správné použití postupu pro vyhodnocení standardní nejistoty způsobem B může vést k hodnotě nejistoty stejně spolehlivé jako v případě užití postupu vyhodnocení nejistoty způsobem A, a to zejména v případech, kdy vyhodnocení nejistoty způsobem A vychází z relativně malého počtu statisticky nezávislých pozorování. Musí být rozlišovány následující případy:

- (a) Pokud je pro veličinu X_i známa pouze **jedna hodnota**, jako např. jedna naměřená hodnota, výsledná hodnota z předchozích měření, referenční hodnota z literatury nebo korekční hodnota, použije se tato hodnota za odhad x_i . Standardní nejistota $u(x_i)$ náležící k této hodnotě x_i musí být převzata ze stejného zdroje. Není-li to možné, musí být nejistota vypočtena z důvěryhodných údajů. Pokud nelze zvýšit počet pozorování, musí být zvážen jiný postup pro odhad nejistoty uvedený v bodě (b).
- (b) Pokud lze na základě teorie nebo zkušenosti předpokládat pro veličinu X_i určité **pravděpodobnostní rozdělení**, je třeba použít za odhad x_i příslušnou očekávanou hodnotu a za příslušnou standardní nejistotu $u(x_i)$ odmocninu rozptylu tohoto rozdělení.
- (c) Pokud lze pro hodnoty veličiny X_i odhadnout pouze **horní a dolní mez** a_+ a a_- (např. údaj výrobce pro měřicí zařízení, rozmezí teplot, zaokrouhlovací chyby nebo chyby vznikající zkracováním při automatické redukci dat), je třeba použít pro popis její variability pravděpodobnostní rozdělení s konstantní pravděpodobnostní hustotou mezi těmito mezemi (rovnoměrné

rozdělení).

Dle výše uvedeného případu (b) to vede ke vztahu:

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

pro odhad hodnoty a

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

pro druhou mocninu standardní nejistoty. Pokud rozdíl mezi mezními hodnotami označíme jako $2a$, lze vztah (3.7) upravit na tvar:

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

Použití rovnoměrného rozdělení představuje přiměřené statistické vyjádření nedostatečné znalosti vstupní veličiny X_i , pokud o ní nejsou známy jiné informace, než jsou meze její variability. Pokud ale víme, že pravděpodobnost výskytu hodnot veličiny v okolí středu intervalu hodnot je vyšší než pravděpodobnost výskytu hodnot v krajích intervalu, může být vhodnější použití trojúhelníkového nebo normálního rozdělení. Naopak, pokud je výskyt hodnot v krajích intervalu pravděpodobnější než ve středu intervalu, může být vhodnější použití U rozdělení. Pro vyhodnocení nejistoty v těchto případech viz [1].

4 Výpočet standardní nejistoty odhadu hodnoty výstupní veličiny

4.1 Pro nekorelované vstupní veličiny je druhá mocnina standardní nejistoty odhadu y hodnoty výstupní veličiny definována vztahem:

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

Veličina $u_i(y)$ ($i = 1, 2, \dots, N$) je příspěvkem ke standardní nejistotě odhadu y výstupní veličiny vyplývající ze standardní nejistoty odhadu x_i vstupní veličiny:

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

kde c_i je **koeficient citlivosti** odpovídající odhadu hodnoty x_i vstupní veličiny, tj. hodnota parciální derivace modelové funkce f dle vstupní veličiny X_i pro odhad její vstupní hodnoty x_i

$$c_i = \frac{\partial f}{\partial x_i} = \frac{\partial f}{\partial x_i} \Big|_{X_1=x_1, X_2=x_2, \dots, X_n} \quad (4.3)$$

Poznámka: Existují případy, které se při kalibraci vyskytují jen zřídka, kdy je modelová funkce silně nelineární nebo některé koeficienty citlivosti [viz rovnice (4.2) a (4.3)] jsou nulové a do rovnice (4.1) je třeba zahrnout členy vyššího řádu. Pojednání o takových speciálních případech viz [1] a doplňkové příklady S4 a S13.

4.2 Koeficient citlivosti c_i popisuje, do jaké míry je odhad výstupní hodnoty y ovlivňován změnami v odhadu vstupní veličiny X_i . Jeho hodnota může být stanovena experimentálně z rovnice funkce f dle vztahu (4.3) nebo pomocí numerických metod, tj. výpočtem změny hodnoty odhadu y výstupní veličiny

vzhledem k odpovídající změně odhadu x_i vstupní veličiny v rozmezí $+u(x_i)$ a $-u(x_i)$. Jako hodnota koeficientu c_i se použije výsledná změna v hodnotě y dělená $2u(x_i)$. V některých případech může být vhodnější nalézt změnu hodnoty y experimentálně opakováním měření např. v rozsahu $x_i \pm u(x_i)$.

4.3 I když je $u(x_i)$ vždy kladné, příspěvek $u_i(y)$ dle vztahu (4.2) může být podle znaménka koeficientu citlivosti c_i kladný nebo záporný. Znaménko $u_i(y)$ je třeba vzít v úvahu v případě korelovaných vstupních veličin - viz vztah (D4) v příloze D.

4.4 Pokud je funkce f definována jako lineární kombinace vstupních veličin X_i s multiplikačním koeficientem p_i

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

je odhad hodnoty výstupní veličiny (viz vztah (2.2) dán lineární kombinací odpovídajících odhadů hodnot vstupních veličin:

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

poněvadž hodnoty koeficientů citlivosti jsou rovny p_i a vztah (4.1) přechází na tvar:

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

4.5 Pokud je funkce f definována jako součin nebo podíl vstupních veličin X_i umocněných na p_i

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

je odhad hodnoty výstupní veličiny dán odpovídajícím součinem či podílem odhadů hodnot vstupních veličin:

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

V tomto případě jsou koeficienty citlivosti rovny $p_i y/x_i$ a pokud jsou použity relativní standardní nejistoty $w(y) = u(y)/|y|$ a $w(x_i) = u(x_i)/|x_i|$ je možné ze vztahu (4.1) odvodit vztah analogický vztahu (4.6):

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

4.6 Pokud jsou dvě vstupní veličiny X_i a X_k do určité míry **korelované**, tj. jestliže jsou na sobě určitým způsobem závislé, musí se jako jeden z příspěvků k nejistotě uvažovat i jejich **kovariance**. Postup stanovení je uveden v příloze D. Schopnost vzít do úvahy výše uvedený vliv korelací závisí na znalostech měření a odhadu vzájemné závislosti vstupních veličin. Obecně zanedbání korelací mezi vstupními veličinami může vést k nesprávnému vyhodnocení standardní nejistoty měřené veličiny.

4.7 Kovariance odpovídající odhadům dvou vstupních veličin X_i a X_k může být považována za nulovou nebo zanedbatelnou v případech, kdy:

- (a) vstupní veličiny X_i a X_k jsou nezávislé, např. proto, že byly opakovaně, ale nikoliv současně zjišťovány v různých nezávislých experimentech nebo protože představují výsledné hodnoty nezávisle prováděných různých vyhodnocení, nebo pokud
- (b) jedna ze vstupních veličin X_i a X_k může být považována za konstantu, nebo pokud

- (c) analýza neposkytne informace ukazující na přítomnost korelace mezi vstupními veličinami X_i a X_k . V některých případech se lze vyvarovat korelací mezi veličinami vhodným výběrem modelové funkce f . Viz například příloha D, oddíl D6.

4.8 Analýza nejistot pro určité měření (někdy nazývaná bilance nejistot měření) má obsahovat seznam všech zdrojů nejistot spolu s jejich standardními nejistotami měření a způsoby jejich odhadu. Pro opakovaná měření musí být zároveň uveden i počet pozorování n . Aby byla zajištěna přehlednost a jasnost údajů, je doporučeno uvádět všechny údaje vztahující se k této analýze v tabulce. Zde je třeba všechny veličiny označovat buď fyzikálním symbolem veličiny X_i nebo krátkým identifikátorem a pro všechny by měl být uveden nejméně odhad jejich hodnoty x_i , jemu odpovídající nejistota měření $u(x_i)$, koeficient citlivosti c_i a různě velký příspěvek k nejistotě $u_i(y)$. Pro každou veličinu by měl být spolu s její hodnotou uveden v tabulce i rozměr.

4.9 Příklad formálního uspořádání tabulky použitelný pro případ nekorelovaných vstupních veličin je uveden v Tab. 4.1. Standardní nejistota výsledku měření $u(y)$, uvedená v pravém spodním rohu tabulky, je dána druhou odmocninou součtu druhých mocnin příspěvků k nejistotě uvedených v tomto sloupci. Šedé části tabulky se nevyplňují.

Tabulka 4.1: Schéma požadovaného uspořádání veličin, odhadů, standardních nejistot, koeficientů citlivosti a příspěvků k nejistotě v rámci analýzy nejistot měření

Veličina	Odhad	Standardní nejistota	Pravděpodobnostní rozdělení	Koeficient citlivosti	Příspěvek ke standardní nejistotě
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
X_1	x_1	$u(x_1)$	pravděp. rozdělení 1	c_1	$u_1(y)$
X_2	x_2	$u(x_2)$	pravděp. rozdělení 2	c_2	$u_2(y)$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$	$\vdots$
X_N	x_N	$u(x_N)$	pravděp. rozdělení N	c_N	$u_N(y)$
Y	y				$u(y)$

5 Rozšířená nejistota měření

5.1 V rámci EA bylo rozhodnuto, že kalibrační laboratoře akreditované členy EA musí uvádět **rozšířenou nejistotu měření** U , stanovenou vynásobením standardní nejistoty $u(y)$ odhadu výstupní veličiny y koeficientem rozšíření k ,

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

V případech, kdy lze usuzovat na normální (Gaussovo) rozdělení měřené veličiny a kdy standardní nejistota odhadu výstupní veličiny je stanovena s dostatečnou spolehlivostí, je třeba použít standardní koeficient rozšíření $k = 2$. Takto stanovená rozšířená nejistota odpovídá **pravděpodobnosti pokrytí** asi 95 %. Tyto podmínky jsou splněny ve většině případů, se kterými se lze setkat při kalibracích.

5.2 Předpoklad normálního rozdělení nelze vždy snadno experimentálně potvrdit. Avšak v případech, kde několik (tj. $N \geq 3$) složek nejistoty odvozených z nezávislých veličin s běžným průběhem rozdělení

(např. normální nebo rovnoměrné rozdělení) srovnatelně přispívá ke standardní nejistotě odhadu výstupní veličiny, jsou splněny podmínky Centrální limitní věty, a lze tedy předpokládat s přiměřenou pravděpodobností, že rozdělení hodnot výstupní veličiny je normální.

5.3 Spolehlivost standardní nejistoty přiřazené k odhadu hodnoty výstupní veličiny je určena jejími efektivními stupni volnosti (viz příloha E). Kritérium spolehlivosti je však splněno tehdy, když žádný z příspěvků nejistoty není získán z hodnocení způsobem A založeného na méně než deseti opakovaných pozorováních.

5.4 Pokud není jedna z těchto podmínek splněna (normalita či dostatečná spolehlivost), může vést použití standardního koeficientu rozšíření $k = 2$ k hodnotě rozšířené nejistoty odpovídající pravděpodobnosti pokrytí menší než 95 %. V těchto případech je nutné použít jiné postupy tak, aby bylo zajištěno, že uvedená rozšířená nejistota odpovídá stejné pravděpodobnosti pokrytí jako ve standardním případě. Použití přibližně shodné pravděpodobnosti pokrytí je nezbytné v těch případech, kdy se porovnávají dva výsledky měření stejné veličiny, tj. např. při vyhodnocování mezilaboratorních porovnání nebo při rozhodování o shodě se zadanou specifikací.

5.5 Dokonce i v případech, kdy je možné předpokládat normální rozdělení, je možné, že stanovení standardní nejistoty odhadu výstupní veličiny není dostatečně spolehlivé. Pokud v takovém případě není možné zvýšit počet opakovaných měření n nebo místo vyhodnocení nejistoty způsobem A, který vede k nízké spolehlivosti standardní nejistoty, použít způsob B pro vyhodnocení nejistoty, má být použit postup uvedený v příloze E.

5.6 Ve zbývajících případech, kdy nelze použít předpoklad normálního rozdělení, je nutné stanovit hodnotu koeficientu rozšíření s ohledem na skutečný tvar rozdělení odhadů hodnot výstupní veličiny tak, aby jeho hodnota odpovídala pravděpodobnosti pokrytí asi 95 %.

V takových případech lze použít metodu Monte Carlo z dodatku 1 ke GUM.

6 Postup pro výpočet nejistoty měření krok za krokem

6.1 Následující body představují metodický návod pro využití tohoto dokumentu v praxi (viz vypracované příklady v doplňku):

- Matematicky vyjádřete závislost měřené veličiny (výstupní veličiny) Y na vstupních veličinách X_i ve tvaru daném vztahem (2.1). V případě přímého porovnání dvou etalonů může mít rovnice velmi jednoduchou podobu, např. $Y = X_1 - X_2$.
- Identifikujte a proveďte všechny významné korekce.
- Sestavte seznam všech zdrojů nejistot v podobě analýzy nejistot tak, jak je uvedeno v kapitole 4 tohoto dokumentu.
- V souladu s oddílem 3.2 tohoto dokumentu stanovte standardní nejistoty $u(\bar{q})$ pro opakovaně měřené veličiny.
- Pro jednotlivé hodnoty, jako jsou např. výsledky předchozích měření, opravné hodnoty nebo hodnoty převzaté z literatury, použijte hodnoty standardní nejistoty z téhož zdroje nebo ji vypočtete z údajů tam uvedených postupem dle článku 3.3.2 (a). Pokud nejsou k dispozici žádné údaje, ze kterých by bylo možné hodnotu nejistoty odvodit, vyjádřete hodnotu $u(x_i)$ nejistoty na základě odborné zkušenosti.

- (f) U vstupních veličin, pro které je pravděpodobnostní rozdělení známé nebo je lze předpokládat, stanovte dle odst. 3.3.2 (b) očekávanou hodnotu a standardní nejistotu $u(x_i)$. Pokud jsou známy nebo mohou být odhadnuty pouze horní a dolní meze hodnot, vypočtete standardní nejistoty $u(x_i)$ dle odst. 3.3.2 (c).
- (g) Pro každou vstupní veličinu X_i vypočtete pomocí vztahů (4.2) a (4.3) její příspěvek $u_i(y)$ k nejistotě vztahující se k odhadu hodnoty výstupní veličiny stanoveného z odhadů x_i hodnot vstupních veličin. Druhou mocninu standardní nejistoty $u(y)$ stanovte jako součet druhých mocnin příspěvků od jednotlivých vstupních veličin – viz vztah (4.1). Pokud víte, že vstupní veličiny jsou korelované, postupujte v souladu s přílohou D.
- (h) Vypočtete rozšířenou nejistotu U vynásobením standardní nejistoty $u(y)$ odhadu výstupní veličiny koeficientem rozšíření k , který byl stanoven v souladu s kapitolou 5 tohoto dokumentu.
- (i) Uvedte výsledek měření zahrnující odhad hodnoty y měřené veličiny, jemu příslušející rozšířenou nejistotu U a koeficient rozšíření k v kalibračním listu v souladu s postupem uvedeným v kapitole 6 dokumentu ILAC P14 [5].

Poznámka: Za určitých okolností se o přijatelnosti výsledků kalibrace rozhoduje porovnáním se specifikací. Rozhodnutí se provádí podle dohodnutého rozhodovacího pravidla, které stanoví, jak zohlednit související nejistotu měření. Stručné pokyny k tomuto tématu obsahuje Příloha F.

7 Literatura¹

- [1] JCGM 100:2008 GUM 1995 with minor corrections, Evaluation of measurement data – Guide to the expression of uncertainty in measurement. (k dispozici na www.bipm.org)
(TNI 01 4109-3:2011 Nejistoty měření - Část 3: Pokyn pro vyjádření nejistoty měření (GUM:1995) (Pokyn ISO/IEC 98-3) dostupné též na domovské stránce ÚNMZ <https://www.unmz.cz/files/Sborn%C3%ADky%20TH/GUM%20-%20celek%20-DEF.pdf>).
- [2] ISO/IEC 17025:2017, General requirements for the competence of testing and calibration laboratories
(ČSN EN ISO/IEC 17025:2018 Všeobecné požadavky na kompetenci zkušebních a kalibračních laboratoří).
- [3] JCGM 200:2008 International vocabulary of metrology – Basic and general concepts and associated terms (k dispozici na www.bipm.org)
(TNI 01 0115:2009 Mezinárodní metrologický slovník – Základní a všeobecné pojmy a přidružené termíny (VIM), dostupné též na domovské stránce ÚNMZ <https://www.unmz.cz/metrologie/slovniky/>).
- [4] International Standard ISO 3534-1, Statistics-Vocabulary and symbols-Part 1: General statistical terms and terms used in probability – (ISO 3534-1:2006)
(ČSN ISO 3534-1:2010 Statistika – Slovník a značky – Část 1: Obecné statistické termíny a termíny používané v pravděpodobnosti).
- [5] ILAC P14:09/2020 –ILAC Policy for Measurement Uncertainty in Calibration
(Dostupné na stránkách ČIA jako ILAC-P14:09/2020 Politika ILAC pro nejistotu měření při kalibraci).

¹ Pozn. překlad.: Originální odkaz byl doplněn o v závorce uvedený český překlad, pokud je dostupný.

- [6] JCGM 104:2009 Evaluation of measurement data – An introduction to the “Guide to the expression of uncertainty in measurement” and related documents. (k dispozici na www.bipm.org)
(TNI 01 4109-1:2011 Nejistota měření – Část 1: Úvod k vyjadřování nejistot měření (Pokyn ISO/IEC 98-1).
- [7] JCGM 106 (ISO/IEC Guide 98-4:2012) Uncertainty of measurement – Part 4: Role of measurement uncertainty in conformity assessment
(TNI POKYN ISO/IEC 98-4:2020 Nejistota měření – Část 4: Úloha nejistoty měření při posuzování shody).
- [8] ILAC G8:2019 Guidelines on Decision Rules and Statements of Conformity
(Dostupné na stránkách ČIA jako ILAC-G8:09/2019 Pokyny pro použití rozhodovacích pravidel a uvádění výroků o shodě).
- [9] ISO 10576-1:2003 Statistical methods – Guidelines for the evaluation of conformity with specified requirements
(ČSN ISO 10576-1:2004 Statistické metody – Směrnice pro hodnocení shody se specifikovanými požadavky – Část 1: Obecné principy).
- [10] ASME B89.7.4.1-2005 Measurement Uncertainty and Conformance Testing: Risk Analysis.

PŘÍLOHA A

Kalibrační a měřicí schopnost

Koncept kalibrační a měřicí schopnosti CMC, je podrobně pojednán v dokumentu o kalibračních a měřicích schopnostech, který vydala společná pracovní skupina BIPM / ILAC dne 7. září 2007. Tento dokument je obsažený v Politice ILAC pro nejistotu měření při kalibracích ve formě přílohy a tato politika tvoří základ pro harmonizovaný přístup k CMC pro všechny akreditované laboratoře po celém světě [5].

Metody vyhodnocení nejistoty měření obecně popsané v tomto dokumentu mají akreditované laboratoře používat při vytváření svých CMC.

PŘÍLOHA B

Přehled některých důležitých termínů

B1 aritmetický průměr ([1] článek C.2.19)

Výběrový průměr; součet hodnot dělený jejich počtem.

B2 kalibrační a měřicí schopnost

Kalibrační a měřicí schopnost (CMC) je vyjádřena ve formě:

1. Měřené veličiny nebo referenčního materiálu;
2. Kalibrační / měřicí metody / postupu a / nebo typu přístroje / materiálu, jenž má být kalibrován / měřen;
3. Rozsahu měření a případně dalších parametrů, např. kmitočtu použitého napětí;
4. Nejistoty měření.

Úplné vysvětlení viz [5].

B3 korelační koeficient ([1] článek C.3.6)

Korelační koeficient je míra relativní vzájemné závislosti dvou náhodných veličin a rovná se poměru jejich kovariancí ke kladné hodnotě druhé odmocniny součinu jejich rozptylů. Podrobnější popis viz [1].

B4 kovariance ([1] článek C.3.4)

Míra vzájemné závislosti dvou náhodných veličin, která je rovná očekávané hodnotě součinu odchylek dvou náhodných veličin od jejich očekávaných hodnot. Úplná definice je uvedena v [1].

B5 koeficient rozšíření ([3] termín 2.38)

Číslo větší než jedna, kterým je kombinovaná standardní nejistota měření násobena k získání rozšířené nejistoty měření.

B6 pravděpodobnost pokrytí ([3] termín 2.37),

Pravděpodobnost, že soubor pravých hodnot veličiny měřené veličiny je obsažen ve specifikovaném intervalu pokrytí.

Poznámka: Pojem „pravá hodnota“ (viz příloha D) není v tomto pokynu použit, a to z důvodů uvedených v D.3.5 GUM, pojem „hodnota měřené veličiny“ (nebo veličiny) a „pravá hodnota měřené veličiny“ (nebo veličiny) jsou chápány jako ekvivalenty. (GUM 3.1.1). Rovněž v [6] (JCGM 104:2009) kapitola 1.

B7 výběrová směrodatná odchylka ([1] článek 4.2.2)

Kladná druhá odmocnina výběrového rozptylu.

B8 rozšířená nejistota (měření) ([3] termín 2.35)

Součin kombinované standardní nejistoty měření a koeficientu většího než číslo jedna.

B9 výběrový rozptyl ([1] článek 4.2.2)

Veličina charakterizující rozptýlení výsledků série n pozorování stejné měřené veličiny stanovené dle vztahu (3.2) z tohoto dokumentu.

B10 odhad hodnoty vstupní veličiny ([1] článek 4.1.4 a C.2.26)

Odhad hodnoty vstupní veličiny použitý pro stanovení výsledku měření.

B11 vstupní veličina ([1] článek 4.1.2)

Veličina, na které vzhledem ke způsobu stanovení výsledku měření závisí měřená veličina.

B12 měřená veličina ([3] termín 2.3)

Veličina, která má být měřena.

B13 nejistota měření, nejistota ([3] článek 2.26)

Nezáporný parametr charakterizující rozptýlení hodnot veličiny přiřazených k měřené veličině na základě použité informace.

B14 odhad hodnoty výstupní veličiny ([1] článek 4.1.4 a C2.26)

Výsledek měření vypočítaný z odhadů hodnot vstupních veličin pomocí funkce zachycující model měření.

B15 výstupní veličina ([1] článek 4.1.4)

Veličina, která při vyhodnocování výsledků měření reprezentuje měřenou veličinu.

B16 sdružený odhad rozptylu ([1] článek 4.2.4)

Odhad výběrového rozptylu, který je získán z dlouhé série pozorování stejné měřené veličiny, kdy měření je dobře popsáno a je pod statistickou kontrolou.

B17 rozdělení pravděpodobnosti ([1] článek C.2.3)

Funkce udávající pravděpodobnost, že náhodná veličina nabývá dané hodnoty nebo patří do dané množiny hodnot.

B18 náhodná veličina ([1] článek C.2.2)

Veličina, která smí nabývat jakoukoliv hodnotu z určité množiny hodnot a s níž je spojeno rozdělení pravděpodobnosti.

B19 relativní standardní nejistota měření ([3] článek 2.32)

Standardní nejistota měření dělená absolutní hodnotou naměřené hodnoty veličiny.

B20 koeficient citlivosti vztahující se k odhadu hodnot vstupní veličiny ([1] článek 5.1.3)

Diference změny hodnoty výstupní veličiny vyvolaná změnou odhadu hodnoty vstupní veličiny dělená změnou odhadu hodnoty vstupní veličiny.

B21 směrodatná odchylka ([1] článek C.2.12)

Kladně vzatá druhá odmocnina z rozptylu.

B22 standardní nejistota měření ([3] termín 2.30)

Nejistota měření vyjádřená jako směrodatná odchylka.

B23 vyhodnocení nejistoty měření způsobem A ([3] článek 2.28)

Odhad složky nejistoty měření statistickou analýzou naměřených hodnot veličiny získaných za definovaných podmínek měření.

B24 vyhodnocení nejistoty měření způsobem B ([3] termín 2.29)

Odhad složky nejistoty měření stanovené jinými způsoby než vyhodnocením nejistoty měření způsobem A.

B25 balance nejistoty ([3] článek 2.33)

Stanovení nejistoty měření, složek této nejistoty měření a jejich výpočtu a kombinace.

B26 rozptyl ([1] článek C.2.11)

Střední hodnota druhé mocniny centrované náhodné veličiny.

PŘÍLOHA C

Zdroje nejistoty měření

- C1** Nejistota výsledku měření odráží omezenou možnost znalosti hodnoty měřené veličiny. Kompletní znalost by vyžadovala nekonečné množství informací. Jevy přispívající k nejistotě a způsobující, že výsledek měření nemůže být charakterizován pouze jedním číslem, jsou nazývány zdroji nejistot. V praxi existuje mnoho možných zdrojů nejistot měření (viz [1]), zahrnujících např.:
- (a) nekompletní definici měřené veličiny;
 - (b) nedokonalou realizaci definice měřené veličiny;
 - (c) nereprezentativní vzorkování – naměřené hodnoty nemusí reprezentovat definovanou měřenou veličinu;
 - (d) nedostatečnou znalost vlivů okolního prostředí nebo jejich nedokonalé měření;
 - (e) vliv lidského faktoru – vychýlení (bias) - při odečítání analogových měřidel;
 - (f) omezené rozlišení měřicího přístroje nebo práh rozlišení;
 - (g) nepřesné hodnoty etalonů a referenčních materiálů;
 - (h) nepřesné hodnoty konstant a dalších parametrů získaných z externích zdrojů a použitých v algoritmu redukce dat;
 - (i) aproximace a zjednodušení obsažené v měřicí metodě a postupu;
 - (j) změny v opakovaných pozorováních měřené veličiny, která jsou prováděna za zdánlivě stejných podmínek.
- C2** Tyto zdroje nejistot nutně nemusí být nezávislé. Některé ze zdrojů nejistot uvedené pod body (a) až (i) mohou přispívat ke zdroji uvedenému pod bodem (j).
- C3** Většina příkladů v dodatcích 1 a 2 uvádí zpracování příspěvků nejistoty (g), obvykle hodnoty a nejistoty z referenčních standardů, (b), změny hodnoty reference od kalibrace, např. v důsledku driftu nebo specifikací přístroje, (d) neznámé účinky s ohledem na faktory vlivu prostředí a (j) variabilitu odečtů nebo získaných dílčích výsledků.

PŘÍLOHA D

Korelované vstupní veličiny

- D1 Pokud je známo, že dvě vstupní veličiny X_i a X_k jsou korelované, tj. jsou tím či oním způsobem na sobě závislé, je nutné považovat kovarianci vztahující se k odhadům x_i a x_k vstupních veličin za další příspěvek k nejistotě:

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

Míra korelace je charakterizována korelačním koeficientem $r(x_i, x_k)$

(kde $i \neq k$ a $|r| \leq 1$).

- D2 Pro n dvojic současně prováděných pozorování dvou veličin P a Q je kovariance vztahující se k aritmetickým průměrům $\bar{p}$ a $\bar{q}$ definována vztahem:

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

a po dosazení s z rovnice (D.2) za $u(x_i, x_k)$ v rovnici (D.1) r může být vypočteno ze vztahu (D.1).

- D3 U ovlivňujících veličin musí být jakákoliv míra korelace podložena zkušeností. Pokud existuje korelace mezi veličinami, je nutné vztah (4.1) nahradit vztahem:

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

kde c_i a c_k jsou koeficienty citlivosti definované vztahem (4.3) nebo:

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

kde příspěvek $u_i(y)$ ke standardní nejistotě odhadu y výstupní veličiny je stanoven ze standardních nejistot odhadů x_i vstupních veličin dle vztahu (4.2). Je nutné upozornit, že druhý člen ve vztazích (D.3) nebo (D.4) může nabývat záporného znaménka.

- D4 V praxi jsou vstupní veličiny často korelovány, protože při vyhodnocování těchto veličin se používá stejný fyzikální etalon, měřicí přístroj, referenční bod nebo dokonce metoda měření se značnou nejistotou. Bez újmy na obecnosti můžeme předpokládat, že dvě vstupní veličiny X_1 a X_2 s odhady hodnot x_1 a x_2 jsou závislé na množině nezávislých proměnných Q_l ($l = 1, 2, \dots, L$):

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

některé z těchto proměnných však nemusí být obsaženy v obou závislostech. Odhady x_1 a x_2 hodnot vstupních veličin budou do určité míry korelované a to dokonce i v případě, že odhady q_l ($l = 1, 2, \dots, L$) jsou nekorelovány. V takovém případě je kovariance $u(x_1, x_2)$ vztahující se k odhadům x_1 a x_2 vstupních veličin dána vztahem:

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

kde c_{1l} a c_{2l} jsou koeficienty citlivosti odvozené z funkcí g_1 a g_2 analogicky ke vztahu (4.3). Vzhledem k tomu, že k celkovému součtu přispívají pouze ty členy, pro které jsou koeficienty citlivosti nenulové, je hodnota kovariance rovná nule, pokud žádná z proměnných ve funkcích g_1 a g_2 není společná. Korelační koeficient $r(x_1, x_2)$ vztahující se k odhadům x_1 a x_2 se stanoví ze vztahu (D.6) s použitím vztahu (D.1).

- D5** Následující příklad demonstruje korelaci mezi hodnotami dvou etalonů, kalibrovaných stejným referenčním etalonem.

Úloha měření

Dva etalony charakterizované veličinami X_1 a X_2 jsou srovnávány s referenčním etalonem charakterizovaným veličinou Q_s prostřednictvím měřicího systému schopného stanovit rozdíl z v jejich hodnotách se standardní nejistotou $u(z)$. Hodnota q_s referenčního etalonu je známá se standardní nejistotou $u(q_s)$.

Matematický model

Odhady x_1 a x_2 jsou závislé na hodnotě q_s referenčního etalonu a pozorovaných rozdílech z_1 a z_2 dle vztahu:

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

Standardní nejistoty a kovariance

Předpokládá se, že veličiny X_1 , X_2 a Q_s je možno považovat za nezávislé. Standardní nejistota je vypočtena ze vztahu (4.4) a kovariance vztahující se k odhadům x_1 a x_2 je vypočtena ze vztahu (D.6) za předpokladu, že $u(z_1) = u(z_2) = u(z)$:

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

Hodnota korelačního koeficientu se pak s použitím těchto výsledků stanoví dle vztahu:

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

Hodnota korelačního koeficientu leží v rozmezí od 0 do +1 v závislosti na poměru standardních nejistot $u(q_s)$ a $u(z)$.

- D6** Případ popsaný vztahem (D.5) je situací, kdy lze pečlivou volbou proměnné při volbě modelové funkce obejít problém zahrnutí korelace do vyhodnocení standardní nejistoty měřené veličiny. Přímé zahrnutí nezávislých proměnných Q_i do modelové funkce f nahrazením původních proměnných X_1 a X_2 dle transformačního vztahu (D.5) vede k nové modelové funkci, která již neobsahuje korelované proměnné X_1 a X_2 .
- D7** Ovšem existují případy, kdy se korelaci mezi dvěma vstupními veličinami X_1 a X_2 nelze vyhnout. Např. se jedná o případy, kdy byl použit stejný měřicí přístroj nebo referenční etalon pro stanovení odhadů x_1 a x_2 hodnot vstupních veličin a přitom neexistuje transformační rovnice, která by zavedla nové nezávislé proměnné. Pokud navíc není přesně známa míra korelace, může být užitečné posoudit, jaký maximální vliv tato korelace může mít. Maximální hodnotu standardní nejistoty vztahující se k měřené veličině lze za předpokladu, že se neuvažují další korelace, stanovit dle vztahu:

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

kde $u_r(y)$ je příspěvek ke standardní nejistotě všech zbývajících vstupních veličin, které jsou považovány za nekorelované.

Poznámka: Rovnici (D.10) lze snadno zobecnit na případy jedné nebo více skupin se dvěma nebo více korelovanými vstupními veličinami. V takovém případě musí být do vztahu (D.10) zahrnut pro každou skupinu korelovaných veličin příslušný člen, respektující nejhorší možný součet.

PŘÍLOHA E

Odvození koeficientu rozšíření z efektivního počtu stupňů volnosti

- E1 Odhad hodnoty koeficientu rozšíření k odpovídající dané pravděpodobnosti pokrytí vyžaduje respektování spolehlivosti vyhodnocení standardní nejistoty $u(y)$ odhadu y hodnoty výstupní veličiny. To znamená respektování toho, jak dobře $u(y)$ odhaduje směrodatnou odchylku vztahující se k výsledku měření. V případě normálního rozdělení je pro směrodatnou odchylku mírou spolehlivosti efektivní počet stupňů volnosti závisující na velikosti souboru, ze kterého je stanovena hodnota směrodatné odchylky. Obdobně je vhodnou mírou spolehlivosti standardní nejistoty, vztahující se k odhadu hodnoty výstupní veličiny jeho efektivní počet stupňů volnosti v_{eff} aproximovaný příslušnou kombinací efektivních stupňů volnosti jednotlivých příspěvků k nejistotě $u_i(y)$.
- E2 Postup pro stanovení patřičné hodnoty koeficientu rozšíření k při splnění podmínek Centrální limitní věty se skládá z následujících tří kroků:
- Stanovte standardní nejistotu vztahující se k odhadu hodnoty výstupní veličiny dle postupu uvedeného v části 7.
 - Stanovte efektivní stupeň volnosti v_{eff} standardní nejistoty $u(y)$ vztahující se k odhadu y hodnoty výstupní veličiny pomocí Welch-Satterthwaitova vztahu:

$$v_{\text{eff}} = \frac{u^4(y)}{\sum_{i=1}^N \frac{u_i^4(y)}{v_i}} \quad (4.9)$$

kde $u_i(y)$ ($i = 1, 2, \dots, N$), definovaný vztahem (4.2), je příspěvek ke standardní nejistotě vztahující se k odhadu y hodnoty výstupní veličiny, který je stanoven ze standardních nejistot vztahujících se k odhadům hodnot vstupní veličiny x_i . Tyto vstupní veličiny jsou považovány za vzájemně statisticky nezávislé a v_i je efektivní stupeň volnosti hodnoty příspěvku ke standardní nejistotě $u_i(y)$.

Pro standardní nejistotu $u(q)$ stanovenou způsobem A uvedeným v části 3.1 je počet stupňů volnosti dán vztahem $v_i = n-1$. Pro standardní nejistotu $u(x_i)$ získanou vyhodnocením způsobem B je určení počtu stupňů volnosti komplikovanější. Běžně se však stanovení provádí tak, aby nedošlo k jakémukoliv podhodnocení nejistoty. Pokud jsou např. pro hodnotu určité veličiny stanoveny meze, horní $a+$ a dolní $a-$, určují se zpravidla tak, aby pravděpodobnost toho, že hodnota veličiny leží mimo interval daný těmito mezemi, byla extrémně malá. V tomto případě pak počet stupňů volnosti pro standardní nejistotu $u(x_i)$ získanou vyhodnocením způsobem B lze považovat za blízký se nekonečnu.

- Stanovte koeficient rozšíření k podle tabulky (E.1) uvedené níže v této příloze. Tato tabulka vychází z t -rozdělení pro pravděpodobnost pokrytí 95,45 %. Pokud v_{eff} není celé číslo (což se zpravidla stává), zaokrouhlí se v_{eff} na nejbližší nižší celé číslo.

Tabulka E.1: Koeficienty rozšíření k pro různý počet efektivních stupňů volnosti ν_{eff} pro přibližně 95% pokrytí (95,45 %).

ν_{eff}	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
k	13,97	4,53	3,31	2,87	2,65	2,52	2,43	2,37	2,32	2,28
ν_{eff}	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
ν_{eff}	25	30	35	40	45	50	∞			
k	2,11	2,09	2,07	2,06	2,06	2,05	2,00			

- F4** Stínovaná oblast na obrázku představuje nevyhovující hodnoty měřené veličiny, které lze důvodně přiřadit k výsledku měření. Pokud bylo rozhodnuto o přijetí výsledku na základě zjištění, že naměřená hodnota y_m se nachází uvnitř tolerančního intervalu, odpovídá plocha vyplněné oblasti pravděpodobnosti falešného přijetí (PFA). Podobné argumenty se používají k definování pravděpodobnosti falešného zamítnutí (PFR), když se na základě pozorování, že naměřená hodnota y_m spadá mimo toleranční interval, rozhodne o zamítnutí výsledku.
- F5** Rozhodovací pravidla se běžně vyjadřují v termínech pravděpodobnosti shody, v termínech rizika spojeného s nesprávným rozhodnutím (PFA a PFR) nebo v jiných termínech, které vztahují nejistotu k velikosti tolerančního intervalu. Mohou mít více výsledků, například {Přijato, Podmínečně přijato, Podmíněně odmítnuto, Odmítnuto} nebo {Přijato, Nejasné, Odmítnuto}, nebo jednoduchý binární výsledek {Přijato, Odmítnuto}, v závislosti na tom, jak rozhodovací pravidlo předepisuje, že má být zohledněna nejistota.
- F6** Příklady takových pravidel a souvisejících rozhodnutí o shodě lze nalézt v odkazovaných dokumentech.

DOPLNĚK 1

Příklady

S1 Úvod

- S1.1** Dále uvedené příklady byly zvoleny pro demonstraci postupu vyhodnocení nejistoty měření. Typičtější a reprezentativnější příklady založené na vhodných modelech musí vypracovat zvláštní pracovní skupiny v různých oblastech. Nicméně zde uvedené příklady poskytují obecný návod, jak při vyhodnocení nejistoty postupovat.
- S1.2** Uvedené příklady jsou zpracovány na základě návrhů připravených expertními skupinami EA. Tyto návrhy byly zjednodušeny a harmonizovány tak, aby byly ve všech oblastech kalibrací pro pracovníky laboratoří transparentní. Předpokládá se, že tento soubor příkladů přispěje k lepšímu pochopení detailů vytváření modelu pro vyhodnocení nejistoty měření a k harmonizaci procesu vyhodnocení nejistoty měření nezávisle na oboru kalibrace.
- S1.3** Příspěvky k nejistotě a hodnoty uváděné v příkladech neznamenaají povinné nebo preferované požadavky. Laboratoře musí určovat příspěvky k nejistotě na základě modelové funkce, kterou používají pro vyhodnocení dané kalibrace, jejíž výsledky uvádějí na jimi vydávaných kalibračních listech. Ve všech uvedených příkladech jsou splněny podmínky pro použití koeficientu rozšíření $k = 2$, které jsou uvedeny v kapitole 5 tohoto dokumentu.
- S1.4** Jednotlivé příklady byly zpracovány v souladu s podrobným postupem uvedeným v části 6 EA-4/02 dle jednotného schématu, obsahujícího:
- stručný popisný název,
 - obecný popis procesu měření,
 - model vyhodnocení nejistoty včetně použitých symbolů,
 - přehled vstupních dat se stručným popisem způsobu jejich získání,
 - soupis pozorování a vyhodnocení statistických parametrů,
 - bilanci nejistot ve formě tabulky,
 - rozšířenou nejistotu měření,
 - uváděný kompletní výsledek měření.
- S1.5** Předpokládá se, že tento první doplněk dokumentu EA-4/02 bude následován dalšími vypracovanými příklady vyhodnocení nejistot měření v souvislosti s kalibrací přístrojů. Další příklady lze nalézt v Pokynech pro kalibraci EURAMET zabývajících se kalibracemi specifických druhů zařízení.

S2 Kalibrace závaží o jmenovité hodnotě 10 kg

- S2.1** Kalibrace závaží o jmenovité hodnotě 10 kg zařazeného dle klasifikace OIML do třídy M1 je prováděna porovnáním s referenčním etalonem (dle klasifikace OIML zařazeného do třídy F2) stejné jmenovité hodnoty pomocí hmotnostního komparátoru s předem určenými provozními charakteristikami.
- S2.2** Neznámou konvenční hmotnost m_x lze stanovit dle vztahu:

$$m_x = m_s + \delta d_D + \delta m + \delta m_C + \delta B \quad (\text{S2.1})$$

kde je:

- m_s - konvenční pravá hodnota hmotnosti,
 δm_D - drift hodnoty etalonu od jeho poslední kalibrace,
 δm - zjištěná odchylka v hmotnosti mezi kalibrovaným závažím a etalonem,
 δm_C - korekce na excentricitu a magnetické vlivy,
 δB - korekce na atmosférický vztlak.

S2.3 Referenční etalon (m_s): Kalibrační list uvádí pro referenční etalon hodnotu 10000,005 g s přidruženou rozšířenou nejistotou měření 45 mg (koeficient rozšíření $k = 2$).

S2.4 Drift hodnoty etalonu (δm_D): Podle předchozích kalibrací je odhadnuto, že drift hodnoty referenčního etalonu je nulový v rozmezí ± 15 mg.

S2.5 Komparátor (δm , δm_C): Předchozí vyhodnocení opakovatelnosti rozdílů hmotností dvou závaží se stejnou nominální hodnotou poskytuje sdružený odhad směrodatné odchylky 25 mg. Pro komparátor není provedena žádná korekce, změny vyvolané excentricitou a magnetickými vlivy jsou odhadnuty ± 10 mg jako rovnoměrné meze.

S2.6 Atmosférický vztlak (δB): Není provedena žádná korekce na vliv atmosférického vztlaku, meze odchylek jsou odhadnuty v rozmezí $\pm 1 \times 10^{-6}$ jmenovité hodnoty, za předpokladu, že závaží jsou z podobného materiálu.

S2.7 Korelace: Nepředpokládají se žádné významné korelace mezi vstupními veličinami.

S2.8 Měření: Tři pozorování rozdílů mezi hmotností neznámého tělesa a etalonu byly získány substituční metodou a substitučním schématem ABBA ABBA ABBA:

Poznámka: Substituční schéma ABBA znamená, že pro každou sadu pozorování se nejprve změří standardní hmotnost, poté se dvakrát změří neznámá hmotnost a nakonec se změří standardní hmotnost.

č.	konvenční hmotnost		odečet (g)		zjištěná odchylka (g)
1	etalon		+0,010		
	kalibrované závaží		+0,020		
	kalibrované závaží		+0,025		
	etalon		+0,015		+0,010
2	etalon		+0,025		
	kalibrované závaží		+0,050		
	kalibrované závaží		+0,055		
	etalon		+0,020		+0,030
3	etalon		+0,025		
	kalibrované závaží		+0,045		
	kalibrované závaží		+0,040		
	etalon		+0,020		+0,020

aritmetický průměr:

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

sdružený odhad směrodatné odchylky:

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

(získaný z předchozích vyhodnocení)

standardní nejistota:

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

S2.9 Balance nejistot (m_X):

veličina X_i	odhad x_i	standardní nejistota $u(x_i)$	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient c_i	příspěvek k nejistotě $u_i(y)$
m_S	10 000,005 g	22,5 mg	normální	1,0	22,5 mg
δm_D	0,000 g	8,66 mg	rovnoměrné	1,0	8,66 mg
δm	0,020 g	14,4 mg	normální	1,0	14,4 mg
δm_C	0,000 g	5,77 mg	rovnoměrné	1,0	5,77 mg
δB	0,000 g	5,77 mg	rovnoměrné	1,0	5,77 mg
m_X	10 000,025 g				29,2 mg

S2.10 Rozšířená nejistota

$$U = k \times u(m_X) = 2 \times 29,2 \text{ mg} \cong 58 \text{ mg}$$

Ačkoli je stanovení δm založeno pouze na třech opakovaných měřeních, vyhodnocená nejistota se opírá o předem stanovený sdružený odhad směrodatné odchylky. Efektivní počet stupňů volnosti je tedy velký a spolu se skutečností, že dominantní příspěvek nejistoty má normální rozdělení, lze použít standardní koeficient rozšíření, $k = 2$.

S2.11 Uváděný výsledek

Naměřená hmotnost jmenovitého 10 kg závaží je 10,000 025 kg $\pm$ 58 mg.

Uváděná rozšířená nejistota měření je vyjádřena jako standardní nejistota měření vynásobená koeficientem rozšíření k tak, aby pravděpodobnost pokrytí odpovídala přibližně 95 %.

S3 Kalibrace etalonu odporu o jmenovité hodnotě 10 kΩ

S3.1 Odpor čtyřsvorkového etalonu odporu je určen pomocí digitálního multimetru s velkým rozsahem zobrazení ($7\frac{1}{2}$ číslic) v režimu měření odporu a kalibrovaného čtyřsvorkového etalonu odporu o stejné jmenovité hodnotě jako odpor, který je kalibrován jako etalon. Odpory jsou ponořeny do dobře promíchávané olejové lázně udržované na teplotě 23 °C, která je sledována ve středu umístěným rtuťovým skleněným teploměrem. Odpory se nechají před měřením stabilizovat. Čtyřsvorkové kontakty každého odporu jsou postupně připojovány ke svorkám digitálního multimetru. Stanovilo se, že měřicí proud 100 μA na rozsahu měření multimetru 10 kΩ je dostatečně nízký, aby nezpůsobil žádné znatelné ohřátí odporů. Měřicí postup současně zajišťuje, aby vlivy vnějších odporů na výsledek měření bylo možno považovat za nevýznamné.

S3.2 Odpor R_X neznámého odporu je stanoven dle vztahu:

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

kde je:

R_S	-	referenční odpor,
δR_D	-	drift referenčního odporu od poslední kalibrace,
δR_{TS}	-	teplotní změny referenčního odporu,
$R = R_{IX}/R_{IS}$	-	poměr zjištěných odporů neznámého a referenčního odporu (index i znamená 'indicated = zjištěný'),
r_C	-	korekční faktor na parazitní napětí a rozlišení zařízení,
δR_{TX}	-	teplotní změny neznámého odporu.

S3.3 Referenční etalon (R_S): Kalibrační list pro referenční etalon uvádí hodnotu odporu 10 000,053 Ω ± 5 mΩ (koeficient rozšíření $k = 2$) pro referenční teplotu 23 °C.

S3.4 Drift hodnoty etalonu (δR_D): Změna hodnoty odporu referenčního odporu od jeho poslední kalibrace je odhadnuta z jeho kalibrační historie ve výši +20 mΩ s odchylkou v rozmezí ±10 mΩ.

S3.5 Korekce na teplotu (δR_{TS} , δR_{TX}): Teplota olejové lázně sledovaná kalibrovaným teploměrem je 23,00 °C. Vzhledem k metrologickým charakteristikám použitého teploměru a teplotnímu gradientu olejové lázně je odhadnuto, že teplota odporu je v souladu se sledovanou teplotou v rozmezí ± 0,055 K. Z toho vzhledem ke známé hodnotě teplotního součinitele referenčního odporu $5 \times 10^{-6} \text{ K}^{-1}$ referenčního odporu vyplývá mez ± 2,75 mΩ pro odchylky hodnoty jeho odporu od hodnoty zjištěné při kalibraci vlivem možných odchylek od provozní teploty. Na základě údajů výrobce bylo odhadnuto, že teplotní součinitel odporu neznámého odporu nepřesahuje $0,5 \times 10^{-6} \text{ K}^{-1}$. Z toho je pak odhadnuta mez odchylek hodnot neznámého odporu ve výši ± 5,5 mΩ.

S3.6 Měření odporu (r_C): Protože jsou hodnoty obou odporů R_{IX} a R_{IS} zjišťovány stejným digitálním multimetrem, jsou jejich příspěvky k nejistotě korelované. Korelace však v tomto případě způsobuje snížení nejistoty. Proto je pouze nezbytné uvažovat relativní odchylky čtení hodnoty odporů vzhledem k systematickým vlivům, jako jsou parazitní napětí a rozlišení zařízení (viz matematická poznámka v odstavci S3.12). Meze těchto vlivů jsou odhadnuty na $\pm 0,5 \times 10^{-6}$ pro každý odečet. Výsledné rozdělení pro poměr hodnot r_C je trojúhelníkové se střední hodnotou 1,0000000 a mezemi $\pm 1,0 \times 10^{-6}$.

S3.7 **Korelace:** Nepředpokládají se žádné významné korelace mezi vstupními veličinami

S3.8 **Měření:** Poměr r byl stanoven na základě pěti pozorování.

Číslo	Zjištěný poměr
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 průměr:

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

výběrová směrodatná odchylka:

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

standardní nejistota:

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

S3.9 **Bilance nejistot (R_X):**

veličina X_i	odhad x_i	standardní nejistota $u(x_i)$	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient c_i	příspěvek k nejistotě $u_i(y)$
R_S	10 000,053 Ω	2,5 m Ω	normální	1,0	2,5 m Ω
δR_D	0,020 Ω	5,8 m Ω	rovnoměrné	1,0	5,8 m Ω
δR_{TS}	0,000 Ω	1,6 m Ω	rovnoměrné	1,0	1,6 m Ω
δR_{TX}	0,000 Ω	3,2 m Ω	rovnoměrné	1,0	3,2 m Ω
r_C	1,000 000 0	$0,41 \times 10^{-6}$	trojúhelníkové	10 000 Ω	4,1 m Ω
r	1,000 010 5	$0,07 \times 10^{-6}$	normální	10 000 Ω	0,7 m Ω
R_X	10 000,178 Ω				8,33 m Ω

S3.10 **Rozšířená nejistota:**

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

S3.11 **Uváděný výsledek:** Naměřená hodnota odporu se jmenovitou hodnotou 10 k Ω , pro teplotu 23,00 $^{\circ}\text{C}$ a měřicí proud 100 μA , je $(10\ 000,178 \pm 0,017)\ \Omega$.

Uváděná rozšířená nejistota měření je vyjádřena jako standardní nejistota měření vynásobená koeficientem rozšíření k tak, aby pravděpodobnost pokrytí odpovídala přibližně 95 %.

S3.12 **Matematická poznámka vztahující se k standardní nejistotě poměru zjištěných hodnot odporů:** Neznámý a referenční odpor mají téměř stejný odpor. Při použití obvyklé lineární aproximace pro odchylky lze hodnoty odporů, které vedou k multimetrem naměřeným hodnotám R_{iX} a R_{IS} , vyjádřit jako:

$$R_X' = R_{iX} \left(1 + \frac{dR_X'}{R} \right)$$

$$R_S' = R_{IS}(1 + \frac{dR_S'}{R}) \quad (S3.2)$$

kde R je jmenovitá hodnota odporů a $\delta R_X'$, $\delta R_S'$ neznámá odchylka. Poměr odporů odvozený z těchto vztahů je:

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

kde poměr zjištěných hodnot neznámého a referenčního odporu je:

$$r = \frac{R_X}{R_S} \quad (S3.4)$$

a korekční faktor (lineární aproximace odchylek):

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

Vzhledem k tomu, že rozdíl odchylek je dosazen do rovnice (S3.5), korelovaný příspěvek systematických vlivů vyplývajících z vnitřního rozsahu digitálního multimetru neovlivňuje výsledek. Standardní nejistota korekčního faktoru je určena pouze nekorelovanými odchylkami vyplývajících z parazitních vlivů a rozlišení digitálního multimetru a za předpokladu, že $u(\delta R_X') = u(\delta R_S') = u(\delta R')$, je dána vztahem:

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

S4 Kalibrace měrek o jmenovité délce 50 mm

- S4.1** Měrka stupně 0 (ISO 3650) o jmenovité délce 50 mm je pomocí komparátoru kalibrována porovnáváním s kalibrovanou měrkou, která má stejnou jmenovitou délku a je vyrobena ze stejného materiálu. Rozdíl v jejich středové délce je zjišťován ve vertikální poloze pomocí dvou délkových měrek dotýkajících se horní a dolní měřicí plochy. Skutečná délka l_X' kalibrované měrky je vzhledem ke skutečné délce referenčního etalonu l_S' dána rovnicí:

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

kde δl je měřená délková difference. l_X' a l_S' jsou délky měrek za daných podmínek a především teploty, která vzhledem k nejistotě měření teploty v laboratoři nemusí být shodná s referenční teplotou pro délková měření.

- S4.2** Délka l_X neznámé měrky za referenční teploty je dána vztahem:

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

kde je:

l_S	délka etalonové měrky při referenční teplotě $t_0=20$ °C uvedená v jeho kalibračním listě,
δl_D	změna délky etalonové měrky od poslední kalibrace vlivem driftu,
δl	zjištěný rozdíl v délce mezi neznámou a etalonovou měrkou,
δl_C	korekce na nelinearitu a offset komparátoru,
L	jmenovitá délka uvažované měrky,

$\bar{\alpha}=(\alpha_x + \alpha_s)/2$	průměr součinitelů teplotní roztažnosti neznámé a etalonové měrky,
$\delta t=(t_x - t_s)$	teplotní rozdíl mezi neznámou a etalonovou měrkou,
$\delta \alpha=(\alpha_x - \alpha_s)$	rozdíl mezi součiniteli teplotní roztažnosti neznámé a etalonové měrky,
$\Delta \bar{t}=(t_x + t_s)/2 - t_0$	odchylka průměrné teploty neznámé a etalonové měrky od referenční teploty,
δl_v	korekce na nestředový kontakt měřicích ploch neznámé měrky.

S4.3 Referenční etalon (l_s): Délka etalonové měrky spolu s příslušející rozšířenou nejistotou měření je uvedena v kalibračním listu souboru měrek jako 50,00002 mm $\pm$ 30 nm (koeficient rozšíření $k = 2$).

S4.4 Drift etalonu (δl_D): Časový drift délky etalonové měrky od předchozí kalibrace je odhadnut v nulové výši s mezemi ± 30 nm. Obecná zkušenost s měrkami tohoto typu je taková, že nejpravděpodobnější je nulový drift a že se dá předpokládat trojúhelníkové rozdělení.

S4.5 Komparátor (δl_C): Bylo ověřeno, že komparátor splňuje požadavky uvedené v EURAMET cg-2 Verze 2.0 (03/2011) (dříve EAL-G21:1996). Z toho lze dovodit, že pro délkovou diferencí D do výše ± 10 μ m je korekce na zjištěnou délkovou diferencí v rozmezí $\pm(30 \text{ nm} + 0,02 \cdot |D|)$, kde D je v jednotkách μ m. Vzhledem k tolerancím kalibrované měrky stupně 0 a etalonové měrky stupně K je maximální délková difference v rozmezí ± 1 μ m. Pro nelinearitu a korekci na offset použitého komparátoru z toho vyplývá maximální mez ± 32 nm.

S4.6 Teplotní korekce ($\bar{\alpha}$, δt , $\delta \alpha$, $\Delta \bar{t}$): Před vlastní kalibrací jsou učiněny takové kroky, že teplotu měrky lze považovat za shodnou s teplotou místnosti. Zbytkový rozdíl v teplotě mezi kalibrovanou a etalonovou měrkou je odhadován ve výši $\pm 0,05$ K. Vzhledem k údajům na kalibračním listu etalonové měrky a údajům výrobce o kalibrované měrce jsou pro ocelové měrky předpokládány lineární součinitele teplotní roztažnosti v intervalu $(11,5 \pm 1,0) \times 10^{-6} \text{ } ^\circ\text{C}^{-1}$. Kombinováním dvou rovnoměrných rozdělení má rozdíl v lineárních teplotních součinitelích roztažnosti trojúhelníkové rozdělení s mezemi $\pm 2 \times 10^{-6} \text{ } ^\circ\text{C}^{-1}$. Odchylka průměrné teploty při měření od referenční teploty $t_0=20$ $^\circ\text{C}$ je odhadnuta v rozmezí $\pm 0,5$ $^\circ\text{C}$. Rozdíly v lineárních koeficientech roztažnosti a odchylky střední teploty od referenční teploty jsou dle nejlepšího odhadu nulové. Z tohoto důvodu je třeba při vyhodnocování jejich příspěvku k nejistotě respektovat druhé členy vztahu, což vede na součin standardních nejistot vztahujících se k členům součinu $\delta \alpha \Delta \bar{t}$ v rovnici (S4.2) - (viz matematická poznámka v odstavci S4.13, rovnice (S4.5)). Výsledná nejistota je

$$u(\delta \alpha \times \Delta \bar{t}) = 0,236 \times 10^{-6}.$$

S4.7 Rozdíly v délce (δl_v): Dle ISO 3650:1998 musí být rozdíly v naměřené délce ve středu a ve čtyřech rozích měrky stupně 0 v rozmezí $\pm 0,10$ μ m. Za předpokladu, že se tyto rozdíly v délce vztahují k měřicím stranám podél krátké hrany o délce 9 mm a že délka ve středu je měřena uvnitř kruhu o poloměru 0,5 mm, lze korekci na středové vychýlení kontaktních bodů odhadnout v rozmezí $\pm 6,7$ nm.

S4.8 Korelace: Nepředpokládají se žádné významné korelace mezi vstupními veličinami.

S4.9 Měření (δl): Rozdíl mezi neznámou měrkou a referenčním etalonem byl zjišťován v dále uvedených pozorováních. Komparátor byl před každým odečtem nulován pomocí referenčního etalonu.

pozorování č.	zjištěná hodnota
1	-100 nm
2	-95 nm
3	-80 nm
4	-95 nm
5	-100 nm

aritmetický průměr:

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

sdužený odhad směrodatné odchylky:

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

(získaný z předchozích vyhodnocení)

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

standardní nejistota:

Sdužený odhad směrodatné odchylky byl převzat z testů, které byly provedeny pro potvrzení souladu komparátoru s požadavky EURAMET cg-2 Verze 2.0 (03/2011) (dříve EAL-G21:1996).

S4.10 Balance nejistot (δl_x):

Veličina X_i	odhad x_i	standardní nejistota $u(x_i)$	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient c_i	příspěvek k nejistotě $u_i(y)$
l_s	50,000 020 mm	15 nm	normální	1,0	15,0 nm
δl_D	0 mm	12,2 nm	trojúhelníkové	1,0	12,2 nm
δl	-0,000 094 mm	5,37 nm	normální	1,0	5,37 nm
δl_C	0 mm	18,5 nm	rovnoměrné	1,0	18,5 nm
δt	0 °C	0,0289 °C	rovnoměrné	-575 nm°C ⁻¹	-16,6 nm
$\delta \alpha \times \Delta \bar{t}$	0	$0,236 \times 10^{-6}$	speciální	50 mm	-11,8 nm
δl_V	0 mm	3,87 nm	rovnoměrné	-1,0	-3,87 nm
l_x	49,999 926 mm				34,3 nm

S4.11 Rozšířená nejistota

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

S4.12 Uváděný výsledek

Naměřená hodnota měřky jmenovité délky 50 mm je 49,999 926 mm ± 69 nm.

Uváděná rozšířená nejistota měření je vyjádřena jako standardní nejistota měření vynásobená koeficientem rozšíření k tak, aby pravděpodobnost pokrytí odpovídala přibližně 95 %.

S4.13 Matematická poznámka k standardní nejistotě měření součinu dvou veličin s nulovou očekávanou hodnotou: Pokud je uvažován součin dvou veličin a jeden či oba členy tohoto součinu mají očekávanou hodnotu rovnou nule, je třeba obvyklou metodu určení příspěvku k nejistotě založenou na linearizaci modelové funkce modifikovat. Pokud jsou členy součinu statisticky nezávislé, s nenulovou očekávanou hodnotou, lze druhou mocninu relativní standardní nejistoty měření (relativní rozptyl), vztahující se k součinu, vyjádřit bez linearizace pomocí druhých mocnin relativních nejistot vztahujících se k očekávaným hodnotám členů:

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

S využitím definice relativní standardní nejistoty měření je možné tento vztah snadno převést na obecný tvar:

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

Pokud jsou standardní nejistoty $u(x_1)$ a $u(x_2)$ vztahující se k očekávaným hodnotám x_1 a x_2 podstatně menší než příslušné absolutní hodnoty očekávaných hodnot lze třetí člen na pravé straně zanedbat. Výsledná rovnice pak reprezentuje obvyklý případ založený na linearizaci modelové funkce.

Pokud je ovšem absolutní hodnota některé z očekávaných hodnot, například $|x_2|$, podstatně menší nebo dokonce nulová než standardní nejistota $u(x_2)$ vztahující se k očekávané hodnotě, lze ve vztahu S4.3 zanedbat člen (součin) obsahující tuto očekávanou hodnotu. Třetí člen vztahu S4.3 však v tomto případě nelze zanedbat. Výsledná rovnice pak má tvar:

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

Pokud jsou absolutní hodnoty obou očekávaných hodnot podstatně menší nebo dokonce nulové ve srovnání k nim vztahujícím se standardním nejistotám, pouze třetí člen rovnice (S4.3) přispívá významně k nejistotě:

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

Dalším příkladem příspěvku, který nelze vždy rozumně linearizovat, je $Y = X^2$. Je-li X normálně rozděleno se střední hodnotou m a rozptylem s^2 , pak očekávaná hodnota Y je $m^2 + s^2$ a standardní nejistota je $\sqrt{2(2m^2 s^2 + s^4)}$. Pokud má například X střední hodnotu $m = 0$, $Y = X^2$ měla by být přiřazena hodnota $y = s^2$ spolu s $u(y) = \sqrt{2} s^2$.

S5 Kalibrace termoelektrického článku typu N při 1000 °C

S5.1 Termočlánek typu N je kalibrován porovnáváním s dvěma referenčními termočlánsky typu R v horizontální peci při teplotě 1000 °C. Termoelektrické napětí termočláneků je měřeno přes přepínač digitálním voltmetrem. Všechny termočlánsky mají referenční teplotu 0 °C. Kalibrovaný termoelektrický článek je připojen k referenčnímu bodu kompenzačním vedením. Teplotní hodnoty jsou dány v teplotní stupnici t_{90} .

S5.2 Teplota t_x v měřicím bodě kalibrovaného termočlánu je:

$$t_x = t_s(V_{is} + \delta V_{is1} + \delta V_{is2} + \delta V_R - \frac{\delta t_{0s}}{C_{s0}}) + \delta t_D + \delta t_F$$

$$\cong t_s(V_{is}) + C_s \times \delta V_{is1} + C_s \times \delta V_{is2} + C_s \times \delta V_R - \frac{C_s}{C_{s0}} \delta t_{0s} + \delta t_D + \delta t_F \quad (S5.1)$$

S5.3 Napětí V_x mezi vodiči termočlánu je při referenční teplotě 0 °C dáno vztahem:

$$V_x(t) \cong V_x(t_x) + \frac{\Delta t}{C_x} - \frac{\delta t_{0x}}{C_{x0}}$$

$$= V_{ix} + \delta V_{ix1} + \delta V_{ix2} + \delta V_R + \delta V_{Lx} + \frac{\Delta t}{C_x} - \frac{\delta t_{0x}}{C_{x0}} \quad (S5.2)$$

kde je:

$t_s(V)$	- teplota referenčního termočlánu vyjádřená napětím při referenční teplotě 0 °C. Funkce je uvedena v kalibračním listu,
V_{is}, V_{ix}	- údaje voltmetru,
$\delta V_{is1}, \delta V_{ix1}$	- korekce napětí převzaté z kalibrace voltmetru,
$\delta V_{is2}, \delta V_{ix2}$	- korekce napětí z důvodu omezeného rozlišení voltmetru,
δV_R	- korekce napětí na vliv kontaktů přepínače,
$\delta t_{0s}, \delta t_{0x}$	- korekce teploty vzhledem k odchylkám referenční teploty od 0 °C,
C_s, C_x	- napěťová citlivost termoelektrických článků při měřicí teplotě 1000 °C,
C_{s0}, C_{x0}	- napěťová citlivost termoelektrických článků při referenční teplotě 0 °C,
δt_D	- změny hodnot referenčních termočlánu od jejich poslední kalibrace vlivem driftu,
δt_F	- korekce teploty vzhledem k nerovnoměrnosti teploty v peci,
t	- teplota, při které má být termoelektrický článek kalibrován (kalibrační bod),
$\Delta t = t - t_x$	- odchylka teploty v peci od teploty kalibračního bodu,
δV_{Lx}	- korekce napětí vzhledem ke kompenzačnímu vedení.

S5.4 **Uváděným výsledkem** je výstupní napětí termočlánu vzhledem k teplotě měřicí části. Protože se měřicí proces skládá ze dvou částí - určení teploty v peci a určení termoelektrického napětí kalibrovaného termočlánu - je vyhodnocení nejistoty rozděleno na dvě části.

S5.5 **Referenční etalony** ($t_s(V)$): Referenční termočlánu jsou dodávány spolu s kalibračními listy, které udávají vztah teploty měřicí části při referenční teplotě 0 °C a napětí mezi vodiči termočlánu. Rozšířená nejistota měření je pro 1000 °C rovná $U = 0,3$ °C (koeficient rozšíření $k = 2$).

S5.6 **Kalibrace voltmetru** ($\delta V_{is1}, \delta V_{ix1}$): Voltmetr byl kalibrován. Na všechny naměřené hodnoty napětí jsou prováděny korekce. Kalibrační list uvádí konstantní rozšířenou nejistotu měření $U = 2,0 \mu V$ pro napětí menší než 50 mV (koeficient rozšíření $k = 2$).

S5.7 **Rozlišení voltmetru** ($\delta V_{is2}, \delta V_{ix2}$): Byl použit 4½místný mikrovoltmetr na rozsahu 10 mV, což vede na mez rozlišení $\pm 0,5 \mu V$ pro každý údaj.

S5.8 **Parazitní napětí** (δV_R): Hodnota zbytkového parazitního napětí vztahujícího se k přepínacím kontaktům je odhadnuta v nulové výši s limitem $\pm 2 \mu V$.

S5.9 Referenční teploty (δt_{0s} , δt_{0x}): Teplota referenčního bodu každého termočlánu je rovna 0 °C s rozmezím $\pm 0,1$ °C.

S5.10 Napěťová citlivost (C_S , C_X , C_{S0} , C_{X0}): Napěťová citlivost termoelektrických článků byla převzata z referenčních tabulek:

	1000 °C	0 °C
referenční termočlánek	$C_S = 0,077$ °C/ μ V	$C_{S0} = 0,189$ °C/ μ V
neznámý termočlánek	$C_X = 0,026$ °C/ μ V	$C_{X0} = 0,039$ °C/ μ V

S5.11 Drift referenčního etalonu (δt_D): Na základě předchozích kalibrací je drift referenčních etalonů odhadnut v nulové výši s limitem $\pm 0,3$ °C.

S5.12 Teplotní gradient (δt_F): Teplotní gradient uvnitř pece byl změřen. Při 1000 °C jsou odchylky teploty v měřicí oblasti v důsledku nerovnoměrného rozdělení teplot v rozmezí ± 1 °C.

S5.13 Kompenzační kabely (δV_{LX}): Kompenzační kabely byly prověřovány v rozmezí teplot 0 °C až 40 °C. Na základě toho byly napěťové rozdíly mezi kabely a vodiči termočlánu odhadnuty v rozmezí ± 5 μ V.

S5.14 Měření (V_{IS} , $tS(V_{IS})$, V_{IX}): Údaje voltmetru jsou zaznamenávány dále uvedeným postupem, kdy každý termočlánek je odečítán čtyřikrát a kdy je redukován vliv teplotního driftu v tepelném zdroji a parazitní teplotní napětí v měřicím obvodu:

1. cyklus:

1. etalon, neznámý termočlánek, 2. etalon,
2. etalon, neznámý termočlánek, 1. etalon.

Změna polarity.

2. cyklus:

1. etalon, neznámý termočlánek, 2. etalon,
2. etalon, neznámý termočlánek, 1. etalon.

S5.15 Postup vyžaduje, aby rozdíl mezi dvěma referenčními etalony nepřekročil $\pm 0,3$ °C. Jestliže je rozdíl mimo tento limit, musí být pozorování opakováno nebo musí být prověřeny důvody takto velké odchylky.

Termočlánek	1. etalon	neznámý	2. etalon
Indikované napětí, po korekci	+10 500 μ V	+36 245 μ V	+10 503 μ V
	+10 503 μ V	+36 248 μ V	+10 503 μ V
	-10 503 μ V	-36 248 μ V	-10 505 μ V
	-10 504 μ V	-36 251 μ V	-10 505 μ V
Průměrné napětí	10 502,5 μ V	36 248 μ V	10 504 μ V
Teplota měřicí části	1000,4 °C		1000,6 °C
Teplota v peci		1000,5 °C	

S5.16 Pro každý termočlánek (viz výše uvedená tabulka) jsou provedena čtyři odečty hodnot a z nich jsou určeny průměrné hodnoty. Hodnoty napětí zjištěné na referenčních termočláncích jsou přepočteny na teplotu pomocí vztahu teplota-napětí uvedeného v jejich kalibračních listech. Zjištěné hodnoty teploty jsou vysoce korelovány (korelační faktor je téměř roven jedné). Proto jsou tyto teploty (prostřednictvím průměrných hodnot) sloučeny pouze do jediného pozorování. Toto pozorování je pak považováno za teplotu pece v místě, kde je umístěn kalibrovaný termočlánek. Obdobným způsobem je pak získána jedna hodnota (pozorování) napětí kalibrovaného termočlátku. Pro vyhodnocení nejistoty měření spojené s těmito pozorováními byla již dříve provedena série deseti měření při stejné teplotě. Z této série měření byl získán souhrnný odhad směrodatné odchylky teploty pece a napětí kalibrovaného termoelektrického článku.

Příslušné standardní nejistoty měření pozorovaných veličin jsou:

sdužený odhad směrodatné odchylky : $s_p(t_s) = 0,10 \text{ }^{\circ}\text{C}$

standardní nejistota: $u(t_s) = \frac{s_p(t_s)}{\sqrt{1}} = 0,10 \text{ }^{\circ}\text{C}$

sdužený odhad směrodatné odchylky : $s_p(V_{ix}) = 1,6 \text{ } \mu\text{V}$

standardní nejistota: $u(V_{ix}) = \frac{s_p(V_{ix})}{\sqrt{1}} = 1,6 \mu\text{V}$

S5.17 **Bilance nejistot** (t_x teplota v peci):

Veličina X_i	odhad x_i	standardní nejistota $u(x_i)$	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient c_i	příspěvek k nejistotě $u_i(y)$
t_s	1000,5 $^{\circ}\text{C}$	0,10 $^{\circ}\text{C}$	normální	1,0	0,10 $^{\circ}\text{C}$
δV_{is1}	0 μV	1,00 μV	normální	0,077 $^{\circ}\text{C}/\mu\text{V}$	0,077 $^{\circ}\text{C}$
δV_{is2}	0 μV	0,29 μV	rovnoměrné	0,077 $^{\circ}\text{C}/\mu\text{V}$	0,022 $^{\circ}\text{C}$
δV_R	0 μV	1,15 μV	rovnoměrné	0,077 $^{\circ}\text{C}/\mu\text{V}$	0,089 $^{\circ}\text{C}$
δt_{05}	0 $^{\circ}\text{C}$	0,058 $^{\circ}\text{C}$	rovnoměrné	-0,407	-0,023 $^{\circ}\text{C}$
δt_s	0 $^{\circ}\text{C}$	0,15 $^{\circ}\text{C}$	normální	1,0	0,15 $^{\circ}\text{C}$
δt_D	0 $^{\circ}\text{C}$	0,173 $^{\circ}\text{C}$	rovnoměrné	1,0	0,173 $^{\circ}\text{C}$
δt_F	0 $^{\circ}\text{C}$	0,577 $^{\circ}\text{C}$	rovnoměrné	1,0	0,577 $^{\circ}\text{C}$
t_x	1000,5 $^{\circ}\text{C}$				0,641 $^{\circ}\text{C}$

S5.18 **Bilance nejistot** (termoelektrické napětí V_x kalibrovaného termočlátku):

Standardní nejistota měření související s teplotní odchylkou kalibračního bodu od teploty pece je standardní nejistotou měření související s teplotou pece, protože teplotní bod je definován (přesně známou) hodnotou.

Veličina X_i	odhad x_i	standardní nejistota $u(x_i)$	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient c_i	příspěvek k nejistotě $u_i(y)$
V_{ix}	36 248 μV	1,60 μV	normální	1,0	1,60 μV
δV_{ix1}	0 μV	1,00 μV	normální	1,0	1,00 μV
δV_{ix2}	0 μV	0,29 μV	rovnoměrné	1,0	0,29 μV
δV_R	0 μV	1,15 μV	rovnoměrné	1,0	1,15 μV
δV_{Lx}	0 μV	2,9 μV	rovnoměrné	1,0	2,9 μV
Δt	0,5 $^{\circ}C$	0,641 $^{\circ}C$	normální	38,5 $\mu V/^{\circ}C$	24,5 μV
δt_{0x}	0 $^{\circ}C$	0,058 $^{\circ}C$	rovnoměrné	-25,6 $\mu V/^{\circ}C$	-1,48 μV
V_x	36 229 μV				25,0 μV

S5.19 Rozšířené nejistoty

Rozšířená nejistota měření vztahující se k měření teploty v peci je:

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

Rozšířená nejistota měření vztahující se k hodnotě termoelektrického napětí kalibrovaného termočlánku je:

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

S5.20 Uváděný výsledek

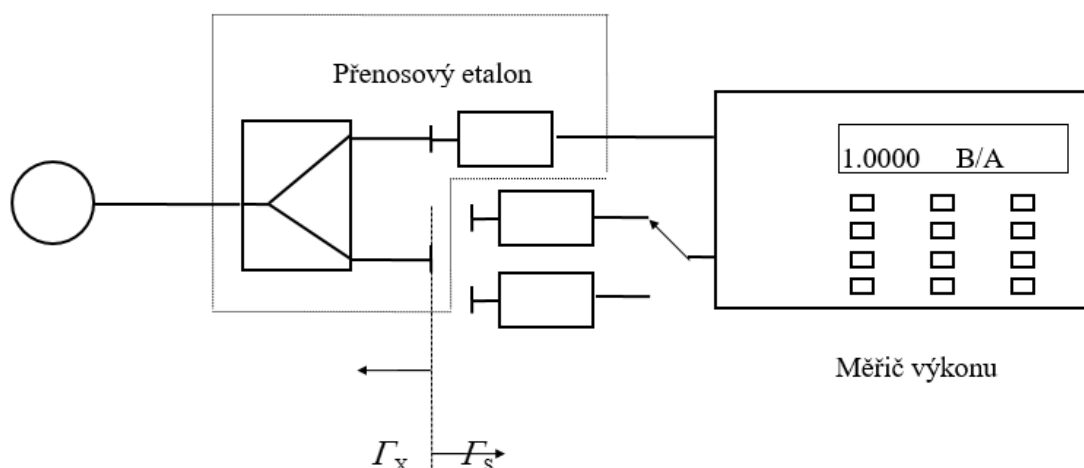
Termočlánek typu N udává pro teplotu 1000,0 $^{\circ}C$. (při referenční teplotě 0 $^{\circ}C$) hodnotu termoelektrického napětí ve výši 36230 $\mu V \pm 50 \text{ } \mu V$.

Uváděná rozšířená nejistota měření je vyjádřena jako standardní nejistota měření vynásobená koeficientem rozšíření k tak, aby pravděpodobnost pokrytí odpovídala přibližně 95 %.

S6 Kalibrace výkonového senzoru při frekvenci 19 GHz

- S6.1** Měření zahrnuje kalibraci neznámého výkonového senzoru s použitím kalibrovaného výkonového senzoru. Oba senzory jsou střídavě připojovány k stabilnímu přenosovému etalonu s definovaným malým koeficientem odrazu. Při měření je zjišťován kalibrační faktor, který je definován jako poměr dopadajících výkonů při referenční frekvenci 50 MHz a frekvenci, při které je kalibrace prováděna. Měření probíhá za podmínky, že oba dopadající výkony mají stejnou odezvu výkonového senzoru. Při každé frekvenci je pomocí dvojitého měřiče výkonu (s možností měřit poměr veličin na vstupu) určen poměr výkonů pro kalibrovaný senzor, resp. referenční senzor a interní senzor, který je součástí přenosového etalonu.

S6.2 Schéma měření



S6.3 Veličina K , která je některými výrobci nazývána "kalibrační faktor", je definována jako:

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

pro shodnou indikaci měřiče výkonu

kde je:

- P_{lr} - dopadající výkon při referenční frekvenci (50 MHz),
- P_{lc} - dopadající výkon při kalibrační frekvenci,
- Γ_r - napěťový koeficient odrazu senzoru při referenční frekvenci,
- Γ_c - napěťový koeficient odrazu senzoru při kalibrační frekvenci,
- P_{Ar} - výkon absorbovaný senzorem při referenční frekvenci,
- P_{Ac} - výkon absorbovaný senzorem při kalibrační frekvenci.

S6.4 Kalibrační faktor neznámého senzoru je stanoven ze vztahu

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

kde je:

- K_S - kalibrační faktor referenčního výkonového senzoru,
- δK_D - změna kalibračního faktoru referenčního výkonového senzoru od jeho poslední kalibrace vlivem driftu,
- M_{Sr} - koeficient nepřizpůsobení referenčního senzoru při referenční frekvenci,
- M_{Sc} - koeficient nepřizpůsobení senzoru etalonu přenosu při kalibrační frekvenci,
- M_{Xr} - koeficient nepřizpůsobení kalibrovaného senzoru při referenční frekvenci,
- M_{Xc} - koeficient nepřizpůsobení kalibrovaného senzoru při kalibrační frekvenci,

p_{Cr} - korekce zjištěného poměru na nelinearitu a omezené rozlišení měřiče výkonu na hladině výkonu při referenční frekvenci,

p_{Cc} - korekce zjištěného poměru na nelinearitu a omezené rozlišení měřiče výkonu na hladině výkonu při kalibrační frekvenci.

Zjištěný poměr poměrů výkonů stanovený dle vztahu:

$$p = \frac{p_{Sr} p_{Xc}}{p_{Sc} p_{Xr}}$$

p_{Sr} - indikovaný poměr výkonu pro referenční senzor při referenční frekvenci,

p_{Sc} - indikovaný poměr výkonu pro referenční senzor při kalibrační frekvenci,

p_{Xr} - indikovaný poměr výkonu pro kalibrovaný senzor při referenční frekvenci,

p_{Xc} - indikovaný poměr výkonu pro kalibrovaný senzor při kalibrační frekvenci.

S6.5 Referenční senzor (K_S): Referenční senzor byl kalibrován šest měsíců před tím, než byl použit pro kalibraci neznámého senzoru. V kalibračním listu referenčního senzoru je uvedena hodnota kalibračního faktoru $(95,7 \pm 1,1) \%$ (koeficient rozšíření $k = 2$), která může být vyjádřena i ve tvaru $0,957 \pm 0,011$.

S6.6 Drift referenčního senzoru (δK_D): Drift kalibračního faktoru referenčního etalonu je odhadnut z každoroční kalibrace ve výši $-0,002/\text{rok}$ s odchylkou $\pm 0,004$. Z těchto hodnot je pak odhadnut drift referenčního senzoru, který byl kalibrován před půl rokem, ve výši $-0,001$ s odchylkou v rozmezí $\pm 0,002$.

S6.7 Linearita a rozlišení měřidla výkonu (p_{Cr}, p_{Cc}): Hodnoty udávané měřidlem výkonu jsou vlivem nelinearity na výkonové hladině při referenční frekvenci zatíženy rozšířenou nejistotou ve výši $0,002$ (koeficient rozšíření $k = 2$) a na výkonové hladině při kalibrační frekvenci pak hodnotou rozšířené nejistoty ve výši $0,0002$ (koeficient rozšíření $k = 2$). Tyto hodnoty byly získány z předchozích měření. Protože je pro zjišťování hodnot p_s a p_x použito stejné měřidlo výkonu, jsou příspěvky k nejistotě při referenční a kalibrační frekvenci korelované. Protože jsou poměry výkonu uvažovány pro obě frekvence, vede korelace k redukci nejistoty. Z tohoto důvodu je nutné vzít v úvahu pouze relativní rozdíl v načtených hodnotách vznikající systematickými vlivy (viz matematická poznámka v článku S3.12). Z toho vyplývá standardní nejistota $0,00142$ vztahující se ke korekčnímu faktoru p_{Cr} , resp. $0,000142$ pro korekční faktor p_{Cc} .

Rozšířená nejistota měření vyjadřovaná pro naměřené hodnoty měřidla výkonu obsahuje vlivy linearity a rozlišení. Vlivy linearity jsou korelované, zatímco vlivy rozlišení jsou nekorelované. Jak je uvedeno v S3.12, použití poměru výkonů ruší vliv korelací a snižuje standardní nejistotu měření vztahující se k tomuto poměru. Ve výše uvedeném výpočtu však nejsou známy oddělené korelované a nekorelované příspěvky a uvedené hodnoty představují horní mez standardní nejistoty měření vztahující se k poměru. V bilanci nejistot se uvádí, že příspěvky pocházející z těchto poměrů jsou nevýznamné, což opodstatňuje použití aproximace.

S6.8 Koeficient nepřizpůsobení ($M_{Sr}, M_{Sc}, M_{Xr}, M_{Xc}$): Etalon přenosu není dokonale přizpůsoben a fáze koeficientů odrazu etalonu přenosu, neznámého a známého výkonového senzoru nejsou známy. Nepřizpůsobení senzorů pro referenční frekvenci a kalibrační frekvenci vede k příspěvku k nejistotě. Odpovídající meze odchylek jsou vypočteny z referenční a kalibrační frekvence dle vztahu:

$$M_{s,x} = 1 \pm 2|\Gamma_G||\Gamma_{s,x}| \quad (S6.3)$$

kde hodnoty koeficientů odrazu etalonu přenosu, referenčního senzoru a kalibrovaného senzoru jsou:

	50 MHz	18 GHz
$ \Gamma_G $	0,02	0,07
$ \Gamma_s $	0,02	0,10
$ \Gamma_x $	0,02	0,12

Jednotlivé příspěvky mají U rozdělení. Tento fakt je respektován tím, že konstanta 1/3 pro rovnoměrné rozdělení je nahrazena konstantou 1/2 při výpočtu rozptylu z druhé mocniny poloviny rozpětí. Standardní nejistota pocházející z nepřizpůsobení se stanoví dle vztahu:

$$u(M_{s,x}) = \frac{2|\Gamma_G||\Gamma_s|}{\sqrt{2}} \quad (S6.4)$$

Poznámka: Hodnoty koeficientů odrazu jsou výsledky měření, která jsou rovněž zatížena nejistotou. Tento fakt je respektován přidáním druhé odmocniny součtu kvadrátů nejistot a kvadrátu naměřené hodnoty

S6.9 Korelace: Nepředpokládají se významné korelace mezi vstupními veličinami.

S6.10 Měření (p): Jsou provedena tři odečtení hodnot. Pro zahrnutí vlivu konektoru je před každým odečtem provedeno odpojení a opětovné připojení referenčního senzoru a kalibrovaného senzoru k přenosovému etalonu. Odečty z měřidla výkonu, které byly použity pro výpočet poměru p , uvádí následující tabulka:

pozorování	p_{Sr}	p_{Sc}	p_{xr}	p_{xc}	p
1	1,000 1	0,992 4	1,000 1	0,969 8	0,977 2
2	1,000 0	0,994 2	1,000 0	0,961 5	0,967 1
3	0,999 9	0,995 3	1,000 1	0,979 2	0,983 6

aritmetický průměr:

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

výběrová směrodatná odchylka:

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

standardní nejistota:

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

S6.11 Balance nejistot (K_X):

Veličina X_i	odhad x_i	standardní nejistota $u(x_i)$	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient c_i	příspěvek k nejistotě $u_i(y)$
K_S	0,957	0,005 5	normální	0,976	0,0053 7
δK_D	-0,001	0,001 2	rovnoměrné	0,976	0,0011 3
M_{Sr}	1,000	0,000 6	U rozdělení	0,933	0,0005 3
M_{Sc}	1,000	0,009 9	U rozdělení	-0,933	0,0092 4
M_{Xr}	1,000	0,000 6	U rozdělení	-0,933	-0,0005 3
M_{Xc}	1,000	0,011 9	U rozdělení	0,933	0,0111 0
p_{Cr}	1,000	0,001 4	normální	0,933	0,0013 2
p_{Cc}	1,000	0,000 1	normální	0,933	0,0001 3
p	0,976	0,004 8	normální	0,956	0,0045 9
K_X	0,933				0,0162 3

S6.12 Rozšířená nejistota:

$$U = k \times u(K_X) = 2 \times 0,016\,23 \cong 0,032$$

Ačkoli je určení p založeno pouze na třech hodnotách (a tedy $v = 2$), příspěvek p k celkové nejistotě je přibližně 1/4, čímž se snižuje vliv nedostatečné kvality odhadu u_p . Proto lze použít standardní koeficient rozšíření $k = 2$.

Ve skutečnosti by v rozpočtu měl být výpočet v_{eff} podle dodatku E ($v_{\text{eff}} \sim 310$).

S6.13 Uváděný výsledek:

Kalibrační faktor výkonového senzoru při frekvenci 18 GHz je $0,933 \pm 0,032$, což lze vyjádřit i jako $(93,3 \pm 3,2) \%$.

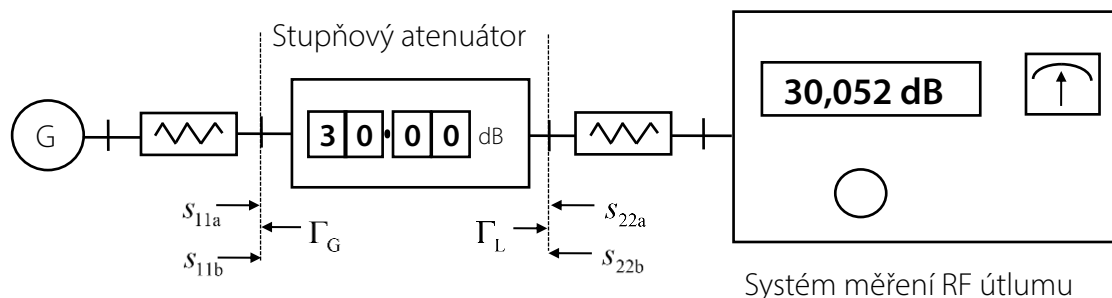
Uvedené vstupní veličiny vedou k rozšířené nejistotě, která je vyjádřena jako standardní nejistota vynásobená koeficientem rozšíření k tak, aby pravděpodobnost pokrytí odpovídala přibližně 95 %.

S7 Kalibrace koaxiálního stupňového útlumového článku pro nastavení 30 dB (přírůstková ztráta)

S7.1 Měření spočívá v kalibraci koaxiálního stupňového útlumového článku při frekvenci 10 GHz. Pro měření je použit měřicí systém pro měření útlumu, obsahující kalibrovaný stupňový útlumový článek fungující jako referenční útlum. Postup měření zahrnuje stanovení útlumu mezi přizpůsobeným zdrojem a přizpůsobenou zátěží. Měřený útlumový článek je přepínán mezi hodnotami 0 a 30 dB a při měření je zjišťována skutečná hodnota útlumu (resp. tzv. přírůstková

ztráta). Měřicí systém pro měření útlumu má číslicový displej a analogový indikátor pro zjišťování vyvážených podmínek.

S7.2 Schéma měřicího systému



S7.3 Útlum L_x kalibrovaného útlumového článku se stanoví dle vztahu:

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

kde je:

$L_S = L_{ib} - L_{ia}$ - rozdíl v útlumu referenčního útlumového článku,

L_{ia} - indikovaný útlum pro kalibrovaný útlumový článek nastavený na hodnotu 0 dB,

L_{ib} - indikovaný útlum pro kalibrovaný útlumový článek nastavený na hodnotu 30 dB,

δL_S - korekce z kalibrace referenčního útlumového článku,

δL_D - změna útlumu referenčního útlumového článku od jeho poslední kalibrace vlivem driftu,

δL_M - korekce na ztráty z důvodu nepřizpůsobení,

δL_K - korekce na přeslech mezi vstupem a výstupem kalibrovaného útlumového článku z důvodu nedokonalé izolace,

$\delta L_{ia}, \delta L_{ib}$ - korekce na omezené rozlišení měřicího zařízení pro nastavení 0 dB a 30 dB,

$\delta L_{0a}, \delta L_{0b}$ - korekce na omezené rozlišení indikátoru vyvážených podmínek pro nastavení na hodnoty 0 dB a 30 dB.

S7.4 Referenční útlumový článek (δL_S): Kalibrační list referenčního útlumového článku uvádí při 10 GHz pro nastavení 30,000 dB hodnotu útlumu 30,003 dB a rozšířenou nejistotu měření 0,005 dB (koeficient rozšíření $k = 2$). Korekce +0,003 dB a rozšířená nejistota měření 0,005 dB (koeficient rozšíření $k = 2$) jsou uvažovány pro ty případy, kdy nastavení útlumu referenčního útlumového článku se neliší více jak o $\pm 0,1$ dB od nastavení kalibrovaného útlumového článku na 30,000 dB.

S7.5 Drift referenčního útlumového článku (δL_D): Drift útlumu referenčního útlumového článku je odhadnut na základě dřívějších kalibrací v nulové výši s limitem $\pm 0,002$ dB.

S7.6 Ztráty z nepřizpůsobení (δL_M): Koeficienty odrazu zdroje a zátěže na přípojných místech kalibrovaného útlumového článku byly optimalizovány impedančním přizpůsobením na nejmenší možnou hodnotu. Jejich velikosti a velikosti rozptylových koeficientů kalibrovaného útlumového článku byly změřeny, ale jejich fáze jsou neznámé. Bez informace o fázi nemůže být provedena korekce na nepřizpůsobení. Standardní nejistotu (v dB) vztahující se k neúplné informaci o přizpůsobení však lze odhadnout z následující rovnice [1]:

$$u(\delta L_M) = \frac{8,686}{\sqrt{2}} \sqrt{|\Gamma_S|^2 (|s_{11a}|^2 + |s_{11b}|^2) + |\Gamma_L|^2 (|s_{22a}|^2 + |s_{22b}|^2) + |\Gamma_S|^2 \times |\Gamma_L|^2 (|s_{21a}|^4 + |s_{21b}|^4)} \quad (S7.2)$$

Po dosazení za koeficienty odrazu zdroje a zátěže $\Gamma_L = 0,03$ a $\Gamma_S = 0,03$ a rozptylové koeficienty kalibrovaného útlumového článku při 10 GHz:

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

vychází hodnota nejistoty $u(\delta L_M) = 0,020$ dB.

Poznámka: Hodnoty rozptylových koeficientů a koeficientů odrazu jsou výsledky měření, o nichž nemáme bližší informace. Tento fakt je respektován přidáním druhé odmocniny součtu kvadrátů nejistot a kvadrátu naměřené hodnoty.

S7.7 Korekce na přeslech (δL_K): Přeslech signálů v kalibrovaném útlumovém článku byl odhadnut na základě měření pro nastavení 0 dB ve výši nejméně 100 dB pod úrovní měřeného signálu. Z těchto údajů je pro nastavení 30 dB odhadnuta korekce na přeslech v rozmezí $\pm 0,003$ dB.

S7.8 Rozlišení nastavení referenčního útlumového článku ($\delta L_{ia}, \delta L_{ib}$): Digitální výstup referenčního útlumového článku má rozlišení 0,001 dB, z kterého lze odhadnout korekci na rozlišení ve výši $\pm 0,0005$ dB.

S7.9 Rozlišení indikátoru vyvážených podmínek ($\delta L_{0a}, \delta L_{0b}$): Při dříve provedeném vyhodnocení bylo určeno, že rozlišení indikátoru má standardní odchylku 0,002 dB pro každý odečet a zároveň že se pro něj předpokládá normální rozdělení.

S7.10 Korelace: Nepředpokládá se, že by vstupní veličiny byly významně korelované.

S7.11 Měření (L_S): Pro zjištění přírůstkové ztráty mezi nastavením 0 a 30 dB kalibrovaného útlumového článku byla provedena 4 pozorování:

Pozorování	zjištěné hodnoty při	
	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 průměr:

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

výběrová směrodatná odchylka :

$$s(L_S) = 0,018 \text{ dB}$$

standardní nejistota:

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

S7.12 Balance nejistot (L_X):

Veličina X_i	odhad x_i	standardní nejistota $u(x_i)$	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient c_i	příspěvek k nejistotě $u_i(y)$
L_S	30,040 dB	0,0090 dB	normální	1,0	0,0090 dB
δL_S	0,003 dB	0,0025 dB	rovnoměrné	1,0	0,0025 dB
δL_D	0 dB	0,0012 dB	rovnoměrné	1,0	0,0012 dB
δL_M	0 dB	0,0198 dB	U rozdělení	1,0	0,0198 dB
δL_K	0 dB	0,0017 dB	rovnoměrné	1,0	0,0017 dB
δL_{ia}	0 dB	0,0003 dB	rovnoměrné	-1,0	-0,0003 dB
δL_{ib}	0 dB	0,0003 dB	rovnoměrné	1,0	0,0019 dB
δL_{0a}	0 dB	0,0020 dB	normální	-1,0	0,0020 dB
δL_{0b}	0 dB	0,0020 dB	normální	1,0	-0,0020 dB
L_X	30,043 dB				0,0223 dB

S7.13 Rozšířená nejistota:

$$U = k \times u(L_X) = 2 \times 0,0223 \text{ dB} \cong 0,046 \text{ dB}$$

Kombinovaná standardní nejistota u_c je přibližně 2,5násobkem u_{LS} , což je jediný příspěvek s omezeným počtem stupňů volnosti $v = n - 1 = 3$. Proto je $v_{\text{eff}} \sim 3 \times (2,5)^4 \sim 100$ a použití $k = 2$ je oprávněné.

S7.14 Uváděný výsledek:

Naměřená hodnota stupňového útlumového článku pro nastavení 30 dB při frekvenci 10 GHz je $(30,043 \pm 0,045)$ dB.

Uváděná rozšířená nejistota měření je vyjádřena jako standardní nejistota měření vynásobená koeficientem rozšíření k tak, aby pravděpodobnost pokrytí odpovídala přibližně 95 %.

S7.15 Literatura

- [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.

DOPLNĚK 2

Příklady

S8 Úvod

- S8.1** Následující příklady jsou vybrány pro další demonstraci metod vyhodnocení nejistoty měření. Doplnují příklady, které jsou uvedené v Doplnku 1 publikace EA-4/02. Tento soubor příkladů se zaměřuje na situace, v nichž se na tvorbě nejistoty podílí jeden, popřípadě dva dominantní členy, nebo kdy počet opakovaných měření je malý.
- S8.2** Příklady jsou vybrány tak, aby ilustrovaly situace, s nimiž se setkáváme v praxi. Mělo by však být zdůrazněno, že v praktických aplikacích není zapotřebí dělat matematická odvození, která jsou uvedena v těchto příkladech, zejména ne v matematických poznámkách připojených k některým příkladům. Uživatel by se neměl zdrážhat využít výsledky teoretických prací, jakmile se seznámí s podmínkami, kterým se musí vyhovět. Například jestliže se v dané situaci zjistí, že výsledky měření mají rovnoměrné rozdělení (což nastane v případě jednoho členu, který má rovnoměrné rozdělení, jehož vliv na nejistotu je nutné uvažovat), lze ihned učinit závěr, že pro pravděpodobnost pokrytí 95 % se musí použít koeficient rozšíření $k = 1,65$ (viz S9.14).
- S8.3** Obecný závěr, který lze učinit ze šíření nejistoty, je, že v případě pouze jednoho hlavního příspěvku k nejistotě platí typ rozdělení tohoto příspěvku i pro výsledek měření. K vyhodnocení nejistoty výsledku měření se jako obvykle musí využít příslušný koeficient citlivosti.
- S8.4** Mělo by se dodat, že se situací, kdy k nejistotě měření přispívá pouze jeden nebo několik málo dominantních členů, se často setkáváme v souvislosti s méně složitými měřicími přístroji, u nichž je dominantní člen nejistoty často způsoben omezenou rozlišovací schopností přístroje. Proto se může zdát paradoxní, že zpracování nejistoty měření pro méně složité přístroje, jak je ukázáno na příkladech tohoto Dodatku, je mnohem složitější, než zpracování přímočarých příkladů v Doplnku 1. Je však zapotřebí mít na zřeteli, že matematická odvození, která lze vnímat jako komplikaci, nejsou popsána v hlavním dokumentu, ale jsou z pedagogických důvodů uvedena v místech, kde jsou potřebná.
- S8.5** Příklady vycházejí z návrhů připravených expertními skupinami EA. Tyto návrhy byly zjednodušeny a sladěny tak, aby pro pracovníky laboratoří byly transparentní ve všech oborech kalibrací. Tato sestava příkladů, podobně jako předcházející série publikovaná jako Doplněk 1 publikace EA-4/02, snad přispěje k lepšímu porozumění detailům, z nichž je sestaven model vyhodnocení nejistot, a rovněž i ke sladění procesu vyhodnocení nejistoty měření, a to nezávisle na oboru kalibrace.
- S8.6** Příspěvky k nejistotě a hodnoty uvedené v příkladech nejsou míněny jako závazné nebo jako přednostně vyžadované. Laboratoře by měly určit příspěvky k nejistotě na základě modelové funkce, kterou používají při vyhodnocení konkrétní prováděné kalibrace, a na kalibračním listu, který vydávají, uvést stanovené nejistoty měření.
- S8.7** Uvedené příklady dodržují obecné schéma použité v prvním doplnku EA-4/02. V odstavci S1.4 tohoto dokumentu nalezne čtenář další detaily.
- S8.8** Záměrem analýzy nejistot uvedených příkladů je ukázat základy určitých měřících postupů a předvést metodu stanovení výsledku měření a s ním spojené nejistoty. Pro výběr symbolů veličin byla zvolena jednotná metoda tak, aby analýza byla srozumitelná i těm, kdo nejsou

experty v příslušné oblasti metrologie, a výklad se zaměřil spíše na fyzikální podstatu než na praxi, obvykle užívanou v různých oborech.

- S8.9** Ve všech uvedených případech je použito několik opakujících se veličin. Jednou z nich je měřená veličina, tj. veličina, která má být měřena, druhou je veličina představovaná pracovním etalonem, který realizuje lokálně používanou jednotku. S touto veličinou se měřená veličina porovnává. V uvedených případech je kromě těchto dvou veličin řada dalších, které mají roli dalších lokálních veličin nebo korekcí.
- S8.10** Korekce popisují nedokonalou rovnost mezi měřenou veličinou a výsledkem měření. Některé z korekcí jsou dány úplnými výsledky měření, tj. změřenou hodnotou a nejistotou měření, která se k ní vztahuje. V dalších případech je rozdělení hodnot odvozeno více méně z důkladné znalosti jejich podstaty. Toto povede ve většině případů k odhadu mezí neznámých odchylek.
- S8.11** V některých případech je veličina představovaná pracovním etalonem charakterizována jmenovitou hodnotou etalonu. To znamená, že do analýzy nejistoty často vstupují jmenovité hodnoty, které obecně řečeno charakterizují nebo určují vytvořený kalibrační artefakt.
- S8.12** Příklady byly navrženy tak, aby se mohla dodržet pravidla zápisu, která jsou uvedena níže, a přitom aby se mohly odlišit matematické modely vyhodnocení nejistot ve výše uvedených pojetích. Je zřejmé, že pravidla zápisu nelze striktně dodržet, neboť praktické používání značek (symbolů) se v různých oblastech metrologie liší.
- S8.13** Použité značení rozlišuje mezi hlavními hodnotami, jmenovitými hodnotami, korekčními hodnotami a hodnotami mezí:

Hlavními hodnotami jsou změřené nebo pozorované hodnoty, které podstatnou částí přispívají k hodnotě měřené veličiny. Jsou symbolizovány písmeny malé abecedy psanými kurzívou, kterým v případě, že veličina představuje rozdíl, předchází symbol velké řecké delta.

PŘÍKLAD:

t_{ix} – teplota indikovaná teploměrem X, který má být kalibrován (index i znamená „indikovaná“;
 Δl – zjištěná odchylka v přesunu měřicího vřetene.

Jmenovité hodnoty jsou stanovené hodnoty veličiny realizované etalonem nebo měřicím přístrojem. Jsou přibližnými hodnotami, které tvoří hlavní díl realizované hodnoty. Jsou symbolizovány písmeny velké abecedy psanými kurzívou.

PŘÍKLAD:

L – jmenovitá délka měřky, která má být kalibrována.

Hodnoty korekcí udávají malé odchylky od hlavních hodnot, které jsou známy, nebo mají být odhadnuty. Ve většině případů jsou aditivní. Jsou vyjadřovány symbolem, kterým je označována uvažovaná veličina a kterému předchází symbol malé řecké delta.

PŘÍKLAD:

δm_D – možná odchylka způsobená driftem hodnoty referenčního závaží v době od poslední kalibrace;

δm_C – korekce na excentricitu zátěže a magnetické vlivy při kalibraci závaží.

Hodnoty mezí jsou pevně stanoveny na základě odhadu možných změn neznámých hodnot veličiny. Jsou vyjadřovány symbolem, kterým je označována uvažovaná veličina a předchází mu symbol velké řecké delta.

PŘÍKLAD:

$\Delta\alpha_x$ – odhadnutá polovina šířky intervalu možných odchylek lineárního teplotního součinitele odporu, který je určen ve specifikaci výrobce kalibrovaného odporu.

Diferenciace mezi rozdílnými veličinami stejného druhu se provádí pomocí indexů tak, jak je uvedeno v příkladech. Přitom jsou dodržována mezinárodně přijatá pravidla označování fyzikálních veličin; indexy představující fyzikální veličiny jsou uvedeny kurzívou, indexy symbolizující lidské výtvořiny, přístroje atd. jsou napsány stojatým písmem.

S8.14 Definované referenční hodnoty jsou symbolizované značkou veličiny s indexem nula.

PŘÍKLAD:

P_0 – referenční tlak, např. 1000 mbar.

S8.15 Poměry veličin stejného druhu (bezrozměrné poměry) se vyjadřují písmeny malé abecedy napsanými kurzívou.

PŘÍKLAD:

$r = R_{ix} / R_{IN}$ – poměr indikovaných odporů, a to neznámého odporu a referenčního odporu (index i značí indikovaný, tj. udávaný měřicím přístrojem).

S8.16 Jestliže se použije několik indexů, pak se pořadí indexů vybere tak, že index, který symbolizuje nejobecnější pojetí, je zcela vlevo a index, který symbolizuje nejspecifičtější pojetí, je zcela vpravo.

PŘÍKLAD:

V_{i1}, V_{i2} – napětí indikované voltmetrem „1“ popřípadě voltmetrem „2“.

S8.17 Účelem příkladů uvedených v tomto druhém doplňku EA4-02 je ilustrovat pro potřeby odborné veřejnosti rozdílné aspekty, s nimiž se lze setkat v souvislosti s kalibrací měřicích přístrojů. Příklady jsou rovněž uvedeny v metodických dokumentech EA, které se zabývají kalibrací konkrétních typů měřicích přístrojů.

S9 Kalibrace ručního digitálního multimetru při stejnosměrném napětí 100 V

S9.1 V rámci všeobecné kalibrace je kalibrován ruční digitální multimetr (DMM) při vstupním stejnosměrném napětí 100 V, přičemž je použit multifunkční kalibrátor jako pracovní etalon. Je použit následující měřicí postup:

1. Výstupní svorky kalibrátoru se propojí se vstupními svorkami DMM pomocí vhodných propojovacích vodičů.
2. Kalibrátor se nastaví na 100 V a po vhodné době stabilizace se zaznamená údaj DMM.
3. Chyba indikace DMM se vypočítá na základě údajů DMM a nastavení kalibrátoru.

S9.2 Je nutné poznamenat, že chyba indikace DMM, kterou získáme použitím popsaného postupu, zahrnuje vliv chyby nastavení počátku (offsetu) a rovněž i odchylku od linearitu.

S9.3 Chyba údaje E_X na DMM, který je kalibrován, se získá ze vztahu

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

kde je

V_{ix} – napětí, které indikuje (udává) DMM (index „ i “ znamená indikaci),

V_S – napětí generované kalibrátorem,

δV_{ix} – korekce indikovaného napětí v důsledku konečné rozlišení DMM,

δV_S – korekce napětí kalibrátoru v důsledku

1. driftu od poslední kalibrace,
2. odchylky, která je výsledkem kombinovaného vlivu offsetu (chybného nastavení počátku), nelinearity a rozdílů v zesílení (zisku),
3. odchylky v okolní teplotě,
4. odchylky v napájecím napětí,
5. vlivu zatížení vyplývající z konečné vstupní impedance (odporu) kalibrovaného DMM.

S9.4 Vzhledem k omezenému rozlišení indikace DMM není pozorován rozptyl indikovaných hodnot.

S9.5 Hodnoty odečtené na DMM (V_{IX})

DMM indikuje napětí 100,1 V při nastavení kalibrátoru na 100 V. Předpokládá se, že údaj odečtený z DMM je přesný (viz S9.4).

S9.6 Pracovní etalon (V_S)

Kalibrační list multifunkčního kalibrátoru uvádí, že hodnota indikovaná při nastavení kalibrátoru je hodnotou generovaného napětí a že se k ní vztahuje rozšířená relativní nejistota měření rovná $W = 0,000\,02$ (koeficient rozšíření $k = 2$). Rozšířená relativní nejistota měření vede k rozšířené nejistotě měření $U = 0,002\,V$ (koeficient rozšíření $k = 2$), která se vztahuje k indikovanému nastavení 100 V.

S9.7 Rozlišení DMM, který má být kalibrován (δV_{IX})

Poslední významná číslice na displeji DMM odpovídá 0,1 V. Každá hodnota odečtená z DMM má korekci v důsledku konečného rozlišení displeje. Rozlišení displeje je odhadnuto na 0,0 V s mezemi $\pm 0,05\,V$ (tj. polovina velikosti poslední významné číslice).

S9.8 Další korekce (δV_S)

Nejistotu měření, která se vztahuje k různým zdrojům, odvodíme z přesnosti, kterou uvádí výrobcem kalibrátoru v technické specifikaci. V této specifikaci je uvedeno, že napětí generované kalibrátorem souhlasí s nastavením kalibrátoru v mezích $\pm(0,000\,1 \times V_S + 1\,mV)^2$ za následujících měřicích podmínek:

1. okolní teplota je v rozsahu 18 °C až 23 °C,
2. napájecí napětí kalibrátoru je v rozsahu 210 V až 250 V,
3. impedanční zatížení na svorkách kalibrátoru je větší než 100 k Ω ,
4. kalibrátor byl kalibrován v průběhu posledního roku.

Poněvadž tyto podmínky měření jsou splněny a dosavadní kalibrační záznamy kalibrátoru ukazují, že se lze spolehnout na technickou specifikaci výrobce, lze předpokládat, že korekce, kterou je třeba použít v případě napětí generovaného kalibrátorem, je 0,0 V v rozmezí $\pm 0,011\,V$.

S9.9 Korelace

O všech vstupních veličinách se soudí, že nejsou ve významné míře korelovány.

² Široce používaná metoda uvádění přesnosti na stránkách technické specifikace nebo v návodu k použití měřicího přístroje spočívá v udání mezních hodnot pomocí „nastavené hodnoty“. Pro kalibrátor by bylo uvedeno $\pm(0,01\, \% \text{ nastavené hodnoty} + 1\,mV)$. V tomto dokumentu se tento způsob uvádění přesnosti nepoužívá, i když se považuje za ekvivalentní s výše uvedeným výrazem. Je tomu tak proto, že by mohl v mnoha případech způsobit nedorozumění, jelikož nejde o rovnici fyzikálních veličin zapsaných podle mezinárodně přijatého názvosloví.

S9.10 Bilance nejistot (E_X)

Veličina X_i	odhad x_i	standardní nejistota $u(x_i)$	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient c_i	příspěvek k nejistotě $u_i(y)$
V_{IX}	100,1 V	-	-	-	-
V_S	100,0 V	0,001 V	normální	-1,0	-0,001 V
δV_{IX}	0,0 V	0,029 V	rovnoměrné	1,0	0,029 V
δV_S	0,0 V	0,0064 V	rovnoměrné	-1,0	-0,0064 V
E_X	0,1 V				0,030 V

S9.11 Rozšířená nejistota

Standardní nejistotě měření vztažené k výsledku zřetelně vévodí vliv konečného rozlišení DMM. Výsledné rozdělení není normální, ale v podstatě rovnoměrné. Proto nelze použít metodu efektivních stupňů volnosti popsanou v příloze E dokumentu EA 4/02. Koeficient rozšíření, který přísluší rovnoměrnému rozdělení, se vypočte ze vztahu daného rovnicí (S9.8) v matematické poznámce S9.14.

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

S9.12 Uváděný výsledek

Změřená chyba údaje ručního digitálního voltmetru se při 100 V rovná $(0,10 \pm 0,05) \text{ V}$.

Uváděná rozšířená nejistota měření je vyjádřena jako standardní nejistota měření vynásobená koeficientem rozšíření $k = 1,65$, který byl odvozen za předpokladu rovnoměrného pravděpodobnostního rozdělení pro pravděpodobnost pokrytí 95 %.

S9.13 Dodatečná připomínka

Je zjevné, že metoda použitá k výpočtu koeficientu rozšíření souvisí se skutečností, že na nejistotu měření vztaženou k výsledku má hlavní vliv konečné rozlišení DMM. To platí pro kalibraci všech indikačních přístrojů s nízkým rozlišením za předpokladu, že konečné rozlišení je jediným dominantním zdrojem v bilanci nejistot.

S9.14 Matematická poznámka

Jestliže se při měření vyskytne taková situace, že lze určit, že jeden z příspěvků v bilanci nejistot přispívá dominantním způsobem, například člen s indexem 1, pak pro standardní nejistotu přidruženou k výsledku měření y můžeme napsat

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

kde

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

označuje celkový příspěvek všech ostatních, nedominantních členů. Pokud poměr celkového příspěvku $u_R(y)$ nedominantních členů k příspěvku $u_1(y)$ dominantního členu není větší než 0,3, pak rovnici (S9.2) lze aproximovat vztahem

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

Relativní chyba aproximace je menší než 1×10^{-3} . Maximální relativní změna standardní nejistoty způsobená výrazem v závorkách rovnice (S9.4) nepřevyší 5 %. Tato hodnota je v mezích přijaté tolerance pro matematické zaokrouhlení hodnot nejistot.

Za těchto podmínek je rozdělení hodnot, které lze prokazatelně přiřadit měřené veličině, v podstatě identické s rozdělením vyplývajícím ze známého dominantního příspěvku. Z této hustoty rozdělení $\phi(y)$ lze určit pravděpodobnost pokrytí p pro jakoukoliv hodnotu rozšířené nejistoty měření U pomocí vztahu

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

Úpravou tohoto vztahu pro danou pravděpodobnost pokrytí dostaneme vztah mezi rozšířenou nejistotou měření a pravděpodobností pokrytí $U = U(p)$, která přísluší dané hustotě rozdělení $\phi(y)$. Použitím tohoto vztahu lze koeficient rozšíření vyjádřit jako

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

V případě ručního digitálního voltmetru je dominantní příspěvek k nejistotě, který vyplývá z konečného rozlišení indikace, roven $u_{\delta vx}(E_X) = 0,029 \text{ V}$, zatímco celkový příspěvek všech ostatních, nedominantních členů je roven $u_R(E_X) = 0,0064 \text{ V}$.

Příslušný poměr je $u_R(E_X) / u_{\delta vx}(E_X) = 0,22$. Takže výsledné rozdělení hodnot, které lze zdůvodněně přisoudit chybám indikace, je v podstatě rovnoměrné. Pravděpodobnost pokrytí rovnoměrného rozdělení je v lineárním vztahu k rozšířené nejistotě měření (a je šířkou rovnoměrného rozdělení).

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

Najdeme-li řešení tohoto vztahu pro rozšířenou nejistotu měření U a dosadíme-li výsledek současně s výrazem pro standardní nejistotu měření při rovnoměrném rozdělení, který je dán rovnicí (3.8) dokumentu EA-4/02, dostaneme nakonec vztah

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

Pro pravděpodobnost pokrytí $p = 95 \%$ užívanou v dokumentech EA je pak příslušný koeficient rozšíření $k = 1,65$.

S10 Kalibrace posuvného měřítka

S10.1 Posuvné měřítko vyrobené z oceli je kalibrováno ocelovou měrkou stupně I, která je používána jako pracovní etalon. Měřicí rozsah posuvného měřidla je 150 mm. Na posuvném měřidle lze odečíst 0,05 mm (dělení hlavní stupnice je po 1 mm a dělení stupnice nonia je 1/20 mm). Při kalibraci se využívá několik měrek se jmenovitými délkami v rozsahu od 0,5 do 150 mm. Měrky jsou vybrány tak, že body měření jsou od sebe přibližně stejně vzdáleny (například v 0 mm, 50 mm, 100 mm, 150 mm), ale dávají různé hodnoty čtení na stupnici nonia (např. 0,0 mm, 0,3 mm, 0,6 mm, 0,9 mm). Příklad se týká kalibrace bodu 150 mm pro měření vnějších rozměrů. Před kalibrací se provede provedeno několik kontrol stavu posuvného měřítka. Mezi jinými se provede kontrola závislosti výsledku měření na vzdálenosti měřené položky od pravítka (Abbeho chyba), kontrola stavu stěn měřících čelistí (rovinnost, rovnoběžnost, pravoúhlost) a funkce uzamykacího mechanismu.

S10.2 Chyba indikace EX posuvného měřidla při referenční teplotě $t_0 = 20 \text{ °C}$ se získá ze vztahu

$$E_X = l_{iX} - l_S + L_S \cdot \bar{\alpha} \cdot \Delta t + \delta l_{iX} + \delta l_M \quad (\text{S10.1})$$

kde je:

- l_{ix} - údaj posuvného měřítka,
- l_s - délka použité měrky,
- L_s - jmenovitá délka použité měrky,
- $\bar{\alpha}$ - střední koeficient teplotní roztažnosti posuvného měřítka a měrky,
- Δt - rozdíl teploty mezi posuvným měřítkem a měrkou,
- δl_{ix} - korekce v důsledku konečného rozlišení posuvného měřítka,
- δl_M - korekce v důsledku takových mechanických vlivů jako jsou aplikovaná síla při měření, Abbeovy chyby, chyby rovinnosti a rovnoběžnosti měřicích ploch.

S10.3 Pracovní etalony (l_s, L_s)

Délka referenčních měrek, které jsou použity jako pracovní etalony a rovněž i rozšířená nejistota měření, která se k nim vztahuje, jsou uvedeny v kalibračním listu. Kalibrační listy potvrzují, že měrky splňují požadavky pro měrky stupně I podle ISO 3650, tj. že centrální délka měrky souhlasí v mezích $\pm 0,8 \mu\text{m}$ s její jmenovitou délkou. Jmenovitá délka měrky se bez korekce považuje za její skutečnou délku, přičemž toleranční meze se považují za její horní a dolní mez intervalu variability.

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

Po přiměřené době stabilizace jsou teploty posuvného měřítka a měrky vyrovnány v mezích $\pm 2^\circ\text{C}$. Jejich průměrný koeficient teplotní roztažnosti je $11,5 \cdot 10^{-6}^\circ\text{C}^{-1}$. Nejistota průměrného koeficientu teplotní roztažnosti a nejistota rozdílu koeficientů teplotní roztažnosti se nebrala v úvahu; neboť v daném případě se vliv nejistoty považuje za zanedbatelný (srov. EA-4/02–S1, příklad S4).

S10.5 Rozlišení posuvného měřítka (δl_{ix})

Hodnota dílku na stupnici nonia je $0,05 \text{ mm}$. Změny způsobené konečným rozlišením jsou podle odhadu v mezích $\pm 25 \mu\text{m}$ a mají rovnoměrné rozdělení.

S10.6 Mechanické vlivy (δl_M)

K těmto vlivům patří použitá síla při měření, Abbeho chyba a vzájemné postavení pravítka a posuvné čelisti. Další vlivy mohou být způsobeny tím, že čelisti nejsou přesně rovné, nejsou vzájemně rovnoběžné a nejsou kolmé k pravítku posuvného měřítka. Pro zjednodušení uvažujeme, že rozsah možných změn je $\pm 50 \mu\text{m}$.

S10.7 Korelace

Nepředpokládají se žádné významné korelace mezi vstupními veličinami.

S10.8 Měření (l_{ix})

Měření se několikrát opakovalo, aniž se zjistil jakýkoliv rozptyl v pozorovaných hodnotách. Proto nejistota způsobená omezeným počtem opakování nepřispívá k výsledné nejistotě. Výsledek měření měrky 150 mm je $150,10 \text{ mm}$.

S10.9 Balance nejistot (δl_x)

Veličina X_i	odhad x_i	standardní nejistota $u(x_i)$	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient c_i	příspěvek k nejistotě $u_i(y)$
l_{ix}	150,10 mm	-	-	-	-
l_s	150,00 mm	0,46 μm	rovnoměrné	-1,0	-0,46 μm
Δt	0	1,15 K	rovnoměrné	1,7 μmK^{-1}	2,0 μm
δl_{ix}	0	14 μm	rovnoměrné	1,0	14 μm
δl_M	0	29 μm	rovnoměrné	1,0	29 μm
E_x	0,10 mm				32 μm

S10.10 Rozšířená nejistota

V nejistotě měření, která se vztahuje k výsledku, zřetelně vévodí kombinovaný vliv síly měření a konečného rozlišení nonia. Konečné rozdělení není normální, ale v podstatě lichoběžníkové s poměrem poloviny šířky oblasti platů k polovině šířky intervalu variability rovným $\beta = 0,33$. Proto nelze použít metodu efektivních stupňů volnosti popsanou v EA-4/02, Doplněk E. Koeficient rozšíření $k = 1,83$, který odpovídá lichoběžníkovému rozdělení hodnot, se vypočítá z rovnice (S10.10) uvedené v matematické poznámce S10.13. Takže

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

S10.11 Uváděný výsledek

Při 150 mm je chyba údaje na posuvném měřítku rovná $(0,10 \pm 0,06)$ mm.

Uváděná rozšířená nejistota měření je vyjádřena jako standardní nejistota měření vynásobená koeficientem rozšíření $k = 1,83$, který byl odvozen z předpokládaného lichoběžníkového pravděpodobnostního rozdělení pro pravděpodobnost pokrytí 95 %.

S10.12 Dodatečná poznámka

Je zjevné, že metoda použitá k výpočtu koeficientu rozšíření souvisí se skutečností, že nejistotu měření přidruženou k výsledku ovlivňují dva dominantní vlivy: mechanické vlivy a konečné rozlišení stupnice nonia. Protože není splněn předpoklad o normálním rozdělení výstupní veličiny, je zapotřebí použít paragraf 5.6 dokumentu EA-4/02. Z hlediska toho, že pravděpodobnost i hustotu pravděpodobnosti lze prakticky určit pouze s přesností 3 % až 5 %, lze považovat rozdělení za lichoběžníkové, vytvořené konvolucí dvou rovnoměrných rozdělení, která souvisí s dominantními příspěvky. Polovina šířky základny výsledného symetrického lichoběžníku je 75 μm a polovina šířky jeho horní strany je 25 μm . 95 % plochy lichoběžníku leží v intervalu $\pm 60 \mu\text{m}$ kolem jeho osy, což odpovídá $k = 1,83$.

S10.13 Matematická poznámka

Jestliže je při měření situace taková, že dva z příspěvků v přehledu nejistot lze označit jako dominantní, pak můžeme použít metodu popsanou v S9.14 a oba dominantní členy, které označíme například indexem 1 a 2, spojit do jednoho dominantního členu. Standardní nejistotu vztahující se k výsledku měření y můžeme v tomto případě popsat výrazem

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

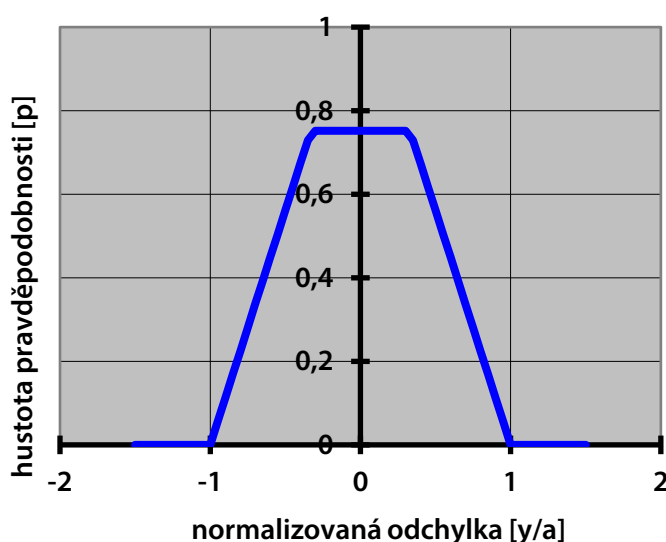
kde

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

označuje spojený příspěvek obou dominantních členů a

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

je celkový příspěvek zbývajících nedominantních členů. Jestliže dva dominantní příspěvky mají rovnoměrné rozdělení a jejich poloviční šířky jsou a_1 a a_2 , pak výsledné rozdělení vznikne jejich konvolucí a má symetrické lichoběžníkové rozdělení popsané polovinou šířky



Obr. 1: Normalizované symetrické lichoběžníkové pravděpodobnostní rozdělení popsané hodnotou $\beta = 0,33$, které je výsledkem konvoluce dvou rovnoměrných rozdělení.

základny a horní strany (viz obr. 1)

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

Rozdělení lze s výhodou vyjádřit v normalizovaném tvaru

$$\phi(y) = \frac{1}{a(1+\beta)} \times \begin{cases} 1 & |y| < \beta \cdot a \\ \frac{1}{1-\beta} \left(1 - \frac{|y|}{a}\right) & \beta \cdot a \leq |y| \leq a \\ 0 & a < |y| \end{cases} \quad (S10.6)$$

s parametrem stran

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

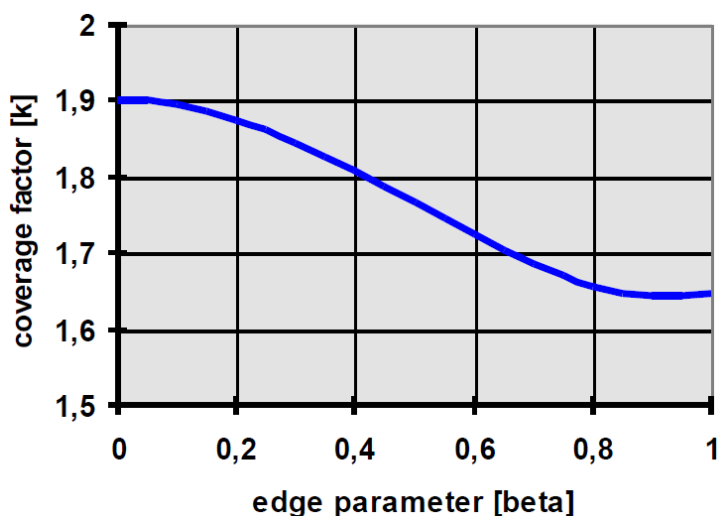
Druhá mocnina standardní nejistoty měření odvozená z lichoběžníkového rozdělení podle rovnice (S10.6) je

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

Použitím rozdělení podle rovnice (S10.6) odvodíme závislost koeficientu rozšíření na pravděpodobnosti pokrytí podle metody nastíněné 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 závislost koeficientu rozšíření k na hodnotě parametru stran β při pravděpodobnosti pokrytí 95 %.



Obr. 2: Závislost koeficientu rozšíření k na hodnotě parametru stran β pro lichoběžníkové rozdělení při pravděpodobnosti pokrytí 95 %.

Koeficient rozšíření pro pravděpodobnost pokrytí rovnou 95 % vhodný pro lichoběžníkové rozdělení s parametrem stran $\beta < 0,95$ se vypočte ze vztahu

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

S11 Kalibrace teplotního kalibrátoru při teplotě 180°C³

S11.1 Součástí kalibračního měření je určení teploty, kterou má kalibrační otvor na bloku kalibrátoru teploty. Měření se provede, jakmile se údaj na zabudovaném indikátoru teploty stabilizuje na 180,0 °C. Teplota kalibračního otvoru se určí změřením elektrického odporu platinového odporového teploměru, který je pracovním etalonem a je zasunutý do otvoru kalibračního bloku. K měření odporu se použije odporový můstek a střídavý proud. Teplota t_x , která má být určena jako teplota otvoru, jakmile zabudovaný teplotní indikátor udává 180,0 °C je dána vztahem:

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

³ Tento proces je základem pro kalibrace v různých metrologických oborech, a proto má obecný význam. Příklad dále ukazuje, že existují dva rovnocenné způsoby řešení tohoto problému: přímé přiřazení hodnoty k indikaci přístroje a přiřazení korekce k indikaci, obvykle nazývané chyba indikace.

kde je:

- t_s - teplota pracovního etalonu určená z měření odporu střídavým proudem,
- δt_s - teplotní korekce v důsledku měření odporu střídavým proudem,
- δt_D - teplotní korekce způsobená driftem hodnoty pracovního etalonu od doby poslední kalibrace,
- δt_{ix} - teplotní korekce způsobená omezeností v množnostech seřadit teplotní blok kalibrátoru,
- δt_R - teplotní korekce způsobená radiálními rozdíly teploty mezi zabudovaným teploměrem a pracovním etalonem,
- δt_A - teplotní korekce způsobená axiální nehomogenitou teploty v měřicím otvoru,
- δt_H - teplotní korekce způsobená hysterezí při zvětšování a zmenšování teploty v měřicím cyklu,
- δt_v - kolísání teploty v průběhu měření.

Teplotní korekce z důvodu vodivosti sondy zde není analyzována, neboť platinový odporový teploměr, který je použit jako pracovní etalon má vnější průměr $d \leq 6$ mm. Dřívější výzkum ukázal, že vliv vodivosti sondy lze v tomto případě zanedbat.

S11.2 Pracovní etalon (t_s)

Odporový teploměr, který slouží jako pracovní etalon, má v kalibračním listu uveden vztah mezi odporem a teplotou. Změřená hodnota odporu odpovídá teplotě 180,1 °C a k ní náleží rozšířená nejistota měření $U = 30$ mK (koeficient rozšíření $k = 2$).

S11.3 Stanovení teploty měřením odporu (δt_s)

Teplota odporového teploměru, který je použit jako pracovní etalon, byla určena jako 180,1 °C. Standardní nejistota měření vztažená k měření odporu a převedená na teplotu odpovídá $u(\delta t_s) = 10$ mK.

S11.4 Drift teploty pracovního etalonu (δt_D)

Na základě obecné zkušenosti s platinovými teploměry podobného typu, které sloužily jako pracovní etalony, lze odhadnout, že změna teploty způsobená stárnutím odporu od poslední kalibrace etalonu je v mezích ± 40 mK.

S11.5 Nastavitelnost teploty kalibračního bloku (δt_{ix})

Kontrolní teploměr zabudovaný v bloku kalibrátoru teploty má stupnici s hodnotou dílku 0,1 K, což poskytuje rozlišení teploty v mezích ± 50 mK. V těchto mezích lze termodynamický stav teplotního bloku velmi dobře nastavit.

Poznámka: Jestliže údaj na zabudovaném indikátoru teploty není v jednotkách teploty, pak se musí meze rozlišení převést na odpovídající hodnoty teploty vynásobením příslušnou konstantou přístroje.

S11.6 Radiální nehomogenita teploty (δt_R)

Podle odhadu jsou radiální teplotní rozdíly mezi měřicím otvorem a zabudovaným teploměrem jsou v mezích ± 100 mK.

S11.7 Axiální nehomogenita teploty (δt_A)

Odchylky teploty způsobené axiální nehomogenitou teploty v kalibračním otvoru byly odhadnuty na základě odečtení teploty při různých hloubkách vnoření teploměru do otvoru. Odchylky byly v mezích ± 250 mK.

S11.8 Vlivy hystereze (δt_H)

Na základě odečtů teploty v průběhu cyklického zvyšování a snižování teploty bylo odhadnuto, že teplota v kalibračním otvoru je ovlivněna hysterezí, která způsobuje odchylky teploty ± 50 mK.

S11.9 Teplotní nestabilita (δt_V)

Bylo odhadnuto, že teplotní změny způsobené nestabilitou teploty v průběhu třicetiminutového měřicího cyklu jsou v mezích ± 30 mK.

S11.10 Korelace

Soudí se, že žádná ze vstupních veličin není významně korelována.

S11.11 Opakovaná pozorování

V důsledku konečného rozlišení údajů při odečtu z vestavěného teploměru nebyl pozorován rozptyl indikovaných hodnot, a tedy nebyl ani započítán.

S11.12 Balance nejistot (t_X)

Veličina X_i	odhad x_i	standardní nejistota $u(x_i)$	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient c_i	příspěvek k nejistotě $u_i(y)$
t_S	180,1 °C	15 mK	normální	1,0	15 mK
δt_S	0,0 °C	10 mK	normální	1,0	10 mK
δt_D	0,0 °C	23 mK	rovnoměrné	1,0	23 mK
δt_{IX}	0,0 °C	29 mK	rovnoměrné	-1,0	-29 mK
δt_R	0,0 °C	58 mK	rovnoměrné	1,0	58 mK
δt_A	0,0 °C	144 mK	rovnoměrné	1,0	144 mK
δt_H	0,0 °C	29 mK	rovnoměrné	1,0	29 mK
δt_V	0,0 °C	17 mK	rovnoměrné	1,0	17 mK
t_X	180,1 °C				164 mK

S11.13 Rozšířená nejistota

Ve standardní nejistotě měření, která se vztahuje k výsledku, zřetelně vévodí vliv neznámé teplotní korekce způsobené axiální nehomogenitou teploty v měřicím otvoru a radiální rozdíl teploty mezi zabudovaným teploměrem a pracovním etalonem. Výsledné rozdělení není normální ale v podstatě lichoběžníkové. Podle odstavce S10.13 je koeficient rozšíření odpovídající parametru stran $\beta = 0,43$ roven $k = 1,81$.

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

S11.14 Uváděný výsledek

Teplota kalibračního otvoru, která je určena údajem 180,0 °C na vestavěném kontrolním teploměru, je $(180,1 \pm 0,3)$ °C.

Uváděná rozšířená nejistota měření je vyjádřena jako standardní nejistota měření vynásobená koeficientem rozšíření $k = 1,81$, který byl odvozen za předpokladu lichoběžníkového rozdělení pro pravděpodobnost pokrytí 95 %.

S11.15 Matematická poznámka k modelu

Někteří metrologové mohou být překvapeni tím, že se v modelové funkci popsané rovnicí (S11.1) neobjevuje explicitní údaj kontrolního teploměru. Pro jejich potřeby lze problém alternativně formulovat s chybou indikace

$$E_X = t_X - t_i \quad (\text{S11.2})$$

pro vestavěný teploměr

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

Indikovaná hodnota t_i je jmenovitou hodnotou. Projevuje se posunutím stupnice měřené veličiny, avšak nepřispívá nejistotě měření vztahující se k chybě odečteného údaje

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

Modelovou funkci popsanou rovnicí (S11.1) lze získat z rovnice (S11.3), použijeme-li definici chyby měření podle rovnice (S11.2).

Tato poznámka ukazuje, že nemusí nutně existovat pouze jeden jedinečný způsob volby modelu hodnocení měření. Záleží na metrologovi, jeho zvycích a přístupu k řešení úkolu, jaký model si vybere. Modelová funkce, kterou lze matematicky převést z jednoho tvaru na jiný, představuje stejný měřicí proces. V případech, kdy se použije spojitá stupnice údajů, podobně jako je tomu při kalibraci uvažovaného teplotního bloku, lze modelové funkce, které spolu souvisejí prostřednictvím lineární transformace stupnice, považovat za ekvivalentní vyjádření měřeného problému.

S12 Kalibrace domácího vodoměru

S12.1 Kalibrace vodoměru zahrnuje určení relativní chyby měření v rozsahu použitelné průtočnosti vodoměru. Při měření se využívá zkušební zařízení, které dodává potřebný tok vody o tlaku přibližně 500 kPa, což je hodnota typická pro komunální vodovodní systémy. Voda se dopravuje do otevřené sběrné nádrže, která je kalibrována a určuje etalonový objem. Na začátku měření je prázdná, ale navlhčená. Sběrná nádrž má zúžené hrdlo s připojenou stupnicí, která umožňuje přesně odečítat hladinu, po níž je nádrž naplněna. Vodoměr, který se má kalibrovat, se umístí mezi zásobník a sběrnou nádrž. Má mechanické počítadlo s ukazateli. Měření se provede při průtoku 2500 l/h s klasickým spuštěním a zastavením, což znamená, že průtok je nulový jak při zahájení, tak i při ukončení měření. Údaj na vodoměru je zaznamenán na začátku a na konci měření. Na konci měření se zaznamená hladina ve sběrné nádrži. Rovněž se запиší teplota i tlak vody v blízkosti vodoměru a teplota vody ve sběrné nádrži.

S12.2 Relativní chyba měření e_x jednoho běhu je definována vztahem

$$e_x = \frac{\Delta V_{ix} + \delta V_{ix2} - \delta V_{ix1}}{V_x} - 1 \quad (S12.1)$$

přičemž

$$V_x = (V_{is} + \delta V_{is})(1 + \alpha_s(t_s - t_0))(1 + \alpha_w(t_x - t_s))(1 - \kappa_w(p_x - p_s)) \quad (S12.2)$$

kde je:

$\Delta V_{ix} = V_{ix2} - V_{ix1}$ - rozdíl v údajích měřidla,

V_{ix1}, V_{ix2} - údaje měřidla na začátku měření a na konci měření, ,

$\delta V_{ix1}, \delta V_{ix2}$ - korekce v důsledku konečné rozlišení údaje na měřidle,

V_x - objem, který prošel měřidlem v průběhu měření za převládajících podmínek, tj. tlaku p_x a teploty t_x na vtokové straně měřidla,

V_{is} - objem odečtený na konci měření na stupnici v zúženém hrdle sběrné nádrže,

δV_{is} - korekce objemu odečteného na stupnici v zúženém hrdle sběrné nádrže v důsledku konečného rozlišení stupnice,

α_s - koeficient objemové teplotní roztažnosti materiálu, z něhož je sběrná nádrž,

t_s - teplota sběrné nádrže,

t_0 - referenční teplota, při níž byla sběrná nádrž kalibrována,

α_w - koeficient objemové teplotní roztažnosti vody,

t_x - teplota vody na vtokové straně měřidla,

κ_w - stlačitelnost vody,

p_s - tlak ve sběrném zásobníku (je roven nule, uvažujeme-li tlak převyšující atmosférický),

p_x - tlak vody na vtokové straně měřidla.

S12.3 Sběrná nádrž (V_{IS} , t_0)

V kalibračním listu je uvedeno, že stupnice ve zúženém hrdle udává objem 200 l při referenční teplotě $t_0 = 20\text{ °C}$ a k němu náleží relativní rozšířená nejistota měření 0,1 % ($k = 2$). K udanému objemu se proto vztahuje rozšířená nejistota měření rovná 0,2 l ($k = 2$).

S12.4 Rozlišení stupnice sběrné nádrže (δV_{IS})

Výšku vodní hladiny ve sběrné nádrži lze stanovit na $\pm 1\text{ mm}$. Poněvadž 1 mm na stupnici zúženého hrdla sběrné nádrže odpovídá 0,02 l (faktor stupnice je 0,02 l/mm) je maximální odchylka objemu vody ve sběrné nádrži odhadnutá na $\pm 0,02\text{ l}$.

S12.5 Teplota vody a sběrné nádrže (α_s , t_s)

Bylo určeno, že teplota vody ve sběrné nádrži je 15 °C v mezích $\pm 2\text{ K}$. Uvedené meze pokrývají všechny možné zdroje nejistoty, jakými jsou kalibrace teplotních senzorů, rozlišení údajů při čtení a teplotní gradienty v nádrži. Koeficient objemové teplotní roztažnosti materiálu nádrže (ocel) je převzat z materiálové příručky. V uvažovaném teplotním intervalu je konstantní a roven $\alpha_s = 51 \cdot 10^{-6}\text{ K}^{-1}$. Protože k této hodnotě není připojen údaj o nejistotě, lze předpokládat, že nejistota je v mezích poslední významné číslice. Lze usuzovat, že neznámé odchylky jsou v mezích zaokrouhlování, tj. $\pm 0,5 \cdot 10^{-6}\text{ K}^{-1}$.

S12.6 Teplota vody u měřidla (α_w , t_x)

Teplota vody na vtokové straně měřidla byla určena rovná 16 °C v mezích $\pm 2\text{ K}$. Uvedené meze pokrývají všechny možné zdroje nejistoty, jakými jsou příspěvky kalibrace senzorů, rozlišení údajů při čtení a malé teplotní změny v průběhu jednoho měření. Koeficient objemové roztažnosti vody je převzat z materiálové příručky, je v uvažovaném teplotním intervalu konstantní a roven $\alpha_w = 0,15 \cdot 10^{-3}\text{ K}^{-1}$ (*Poznámka překladatele: Uvedené $\alpha_w = 0,15 \cdot 10^{-3}\text{ K}^{-1}$ se týká lineární roztažnosti.*). Protože k této hodnotě není připojen údaj o nejistotě, lze předpokládat, že nejistota je v mezích poslední významné číslice. Lze usuzovat, že neznámé odchylky jsou v mezích zaokrouhlování, tj. $\pm 0,5 \cdot 10^{-6}\text{ K}^{-1}$.

S12.7 Rozdíl tlaků vody mezi měřidlem a nádrží (κ_w , p_s , p_x)

Tlak vody, která je dodávána do vodoměru, převyšuje atmosférický tlak o 500 kPa s relativní odchylkou ne větší než $\pm 10\%$. Voda se při vtoku do sběrné nádrže rozepne a její tlak poklesne na atmosférický tlak. Stlačitelnost vody je převzata z materiálové příručky, je v uvažovaném teplotním intervalu konstantní a rovna $\kappa_w = 0,46 \cdot 10^{-6}\text{ kPa}^{-1}$. Protože k této hodnotě není připojen údaj o nejistotě, lze předpokládat, že nejistota je v mezích poslední významné číslice. Lze usuzovat, že neznámé odchylky jsou v mezích zaokrouhlování, tj. $\pm 0,005 \cdot 10^{-6}\text{ kPa}^{-1}$.

S12.8 Korelace

Soudí se, že žádná ze vstupních veličin není významně korelována.

S12.9 Balance nejistot (V_X)

veličina X_i	odhad x_i	standardní nejistota $u(x_i)$	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient c_i	příspěvek k nejistotě $u_i(y)$
V_{IS}	200,00 l	0,10 l	normální	1,0	0,10 l
δV_{IS}	0,0 l	0,0115 l	rovnoměrné	1,0	0,0115 l
α_S	$51 \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$	$0,29 \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$	rovnoměrné	$-1000 \text{ l} \cdot \text{K}^{-1}$	$-0,29 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
t_x	16°C	1,15 K	rovnoměrné	$-0,0198 \text{ l} \cdot \text{K}^{-1}$	-0,0228 l
α_W	$0,15 \cdot 10^{-3} \text{ K}^{-1}$	$2,9 \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$	rovnoměrné	$200 \text{ l} \cdot \text{K}^{-1}$	$0,58 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
t_X	16°C	1,15 K	rovnoměrné	$-0,0300 \text{ l} \cdot \text{K}^{-1}$	-0,0346 l
κ_W	$0,46 \cdot 10^{-6} \text{ kPa}^{-1}$	$2,9 \cdot 10^{-6} \text{ kPa}^{-1}$	rovnoměrné	$-1,00 \cdot 10^5 \text{ l} \cdot \text{kPa}^{-1}$	$-0,29 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
p_X	500 kPa	29 kPa	rovnoměrné	$-9,2 \cdot 10^{-6} \text{ l} \cdot \text{kPa}^{-1}$	-0,0027 l
p_S	0,0 Pa	-	-	-	-
V_X	199,93 l				0,109 l

Standardní nejistotě měření vztažené k výsledku zřetelně vévodí určení objemu v zúženém hrdle sběrné nádře. Konečné rozdělení je v podstatě normální. To je zapotřebí mít na zřeteli při dalším zpracovávání hodnocení nejistoty.

S12.10 Údaj na měřidle (ΔV_{IX} , δV_{IX1} , δV_{IX2})

Kalibrovaný vodoměr má rozlišení 0,2 l, z čehož vyplývají meze $\pm 0,1$ l v obou odečtech pro maximální odchylky vyplývající z rozlišení vodoměru.

S12.11 Balance nejistot (e_X)

veličina X_i	odhad x_i	standardní nejistota $u(x_i)$	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient c_i	příspěvek k nejistotě $u_i(y)$
ΔV_{IX}	200,0 l	-	jmenovité	-	-
δV_{IX1}	0,0 l	0,058 l	rovnoměrné	$-5,0 \cdot 10^{-3}$	$-0,29 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
δV_{IX2}	0,0 l	0,058 l	rovnoměrné	$5,0 \cdot 10^{-3}$	$0,29 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
V_X	199,93 l	0,109 l	normální	$-5,0 \cdot 10^{-3}$	$-0,55 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
e_X	0,000 3				$0,68 \cdot 10^{-3}$

S12.12 Opakovatelnost vodoměru

Relativní chyba indikace kalibrovaného vodoměru stanovená při stejném průtoku 2500 l/h vykazuje značný rozptyl. Z tohoto důvodu se relativní chyba indikace stanoví třikrát. Výsledky těchto tří běhů byly zpracovány jako nezávislá pozorování e_{xj} v modelu, kterým se určuje průměrná chyba měření e_{xav} :

$$e_{xav} = e_x + I / e_x$$

odtud

$$I / e_x = e_{xav} - e_x \quad (S12.3)$$

kde je:

e_x - relativní chyba měření jednoho běhu měření,

δe_x - korekce relativní chyby měření v důsledku nedostatečné opakovatelnosti měření vodoměru získaná v různých bězích.

S12.13 Měření (e_x)

číslo běhu	pozorovaná relativní chyba indikace	relativní chyba v důsledku nedostatečné opakovatelnosti
1	0,000 3	0,0007
2	0,000 5	0,0005
3	0,002 2	-0,0012

průměrná chyba indikace je aritmetický průměr těchto tří výsledků: $e_{xav} = 0,001$

průměrná chyby v důsledku nedostatečné opakovatelnosti: $\bar{\delta e_x} = 0$

výběrová směrodatná odchylka: $s(I/e_x) = 0,001$

standardní nejistota: $u(\delta e_x) = s(\bar{\delta e_x}) = \frac{s(\delta e_x)}{\sqrt{3}} = 0,000 60$

S12.14 Balance nejistot (e_{xav})

veličina X_i	odhad x_i	standardní nejistota $u(x_i)$	stupně volnosti ν_{eff}	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient c_i	příspěvek k nejistotě $u_i(y)$
e_x	0,001	$0,60 \cdot 10^{-3}$	2	normální	1,0	$0,60 \cdot 10^{-3}$
δe_x	0,0	$0,68 \cdot 10^{-3}$	∞	normální	1,0	$0,68 \cdot 10^{-3}$
e_{xav}	0,001		10			$0,91 \cdot 10^{-3}$

S12.15 Rozšířená nejistota

Jelikož počet efektivních stupňů volnosti standardní nejistoty vztahující se k průměrné relativní chybě údaje je malý, standardní koeficient rozšíření musí být upraven podle tabulky E1.

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

S12.16 Uváděný výsledek

Průměrná relativní chyba údaje vodoměru určená při průtoku 2500 l/h je $0,001 \pm 0,002$.

Uváděná rozšířená nejistota měření je vyjádřena jako standardní nejistota měření vynásobená koeficientem rozšíření k tak, aby pravděpodobnost pokrytí odpovídala přibližně 95 %.

S13 Kalibrace kroužkového kalibru se jmenovitým průměrem 90 mm

S13.1 Ocelový kroužkový kalibr jmenovitého vnitřního průměru $D_x = 90$ mm je kalibrován za použití postupu uvedeného v dokumentu EURAMET cg-6 Verze 2.0 (03/2011) (dříve EAL-G29:1997). Přitom je použit délkový komparátor Abbeho typu a ocelový seřizovací kroužek, jehož jmenovitý průměr ($D_s = 40$ mm) se významně liší od průměru kalibrovaného kroužku. V tomto případě jak kroužkový kalibr, tak i seřizovací ocelový kroužek plní úlohu pracovního etalonu. Kroužek se s citem postupně připne ke stolu majícímu 4 stupně volnosti. Stůl má seřizovací prvky pro nastavení testovaných kusů do všech poloh. Dvě ramena tvaru „C“, z nichž jedno je připevněno k pevnému a druhé k měřicímu vřetenu, jsou přiložena ke kroužkům tak, aby se jich dotýkaly v několika diametrálně protilehlých bodech. Ramena tvaru „C“ jsou vybavena kulovitými kontaktními hroty. Měřicí síla je vytvořena tahem závaží, což zajišťuje v celém měřicím rozsahu konstantní jmenovitou sílu 1,5 N. Měřicí vřeteno je pevně spojeno s měřicí hlavou ocelového pravítka, jehož stupnice má rozlišení 0,1 μ m. Stupnice pravítka komparátoru je pravidelně ověřována, zda splňuje specifikaci výrobce z hlediska maximální dovolené chyby. Aby se zajistilo prostředí, které je stanovené v kalibračním postupu, sleduje se okolní teplota. Teplota pracovního okolí komparátoru je udržována na 20 °C v rozmezí $\pm 0,5$ K. Pozornost se věnuje tomu, aby se zajistilo, že kroužky i pravítko komparátoru se udržují na stanovené teplotě po celou dobu kalibrace.

S13.2 Poloměr d_x kroužku, který je kalibrován při teplotě $t_0 = 20$ °C, se získá ze vztahu:

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

kde je:

d_s - poloměr referenčního seřizovacího kroužku při referenční teplotě,

Δl - pozorovaný rozdíl v přemístění měřicího vřetena, když se kontaktní hrot dotkne vnitřního povrchu kroužků ve dvou diametrálně protilehlých bodech,

δl_i - korekce na chyby indikace komparátoru,

δl_T - korekce v důsledku teplotních vlivů kalibrovaného kroužku, referenčního seřizovacího kroužku a pravítka komparátoru,

δl_P - korekce v důsledku osově nepřesného usazení měřených vzorků vzhledem k přímce měření,

δl_E - korekce v důsledku rozdílné elastické deformace kalibrovaného kroužku a referenčního seřizovacího kroužku,

δl_A - korekce v důsledku rozdílných Abbeho chyb komparátoru při měření kalibrovaného kroužku a měření referenčního seřizovacího kroužku.

S13.3 Pracovní etalon (d_s)

V kalibračním listu jsou uvedeny jak vnitřní průměr seřizovacího kroužku, který je použit jako pracovní etalon, tak i příslušná rozšířená nejistota měření: 40,0007 mm $\pm$ 0,2 μ m (koeficient rozšíření $k = 2$).

S13.4 Komparátor (δl_i)

Korekce pro chyby indikace pravítka komparátoru byly určeny výrobcem a elektronicky uloženy. Veškerá rezidua jsou v rámci specifikace výrobce v rozmezí $\pm (0,3 \mu\text{m} + 1,5 \cdot 10^{-6} \cdot l)$, kde l je měřená vzdálenost. Specifikace jsou zjišťovány při periodickém ověřování. Pro konkrétní rozdíl délek $D_x - D_s = 50$ mm jsou rezidua podle odhadu v rozmezí $\pm 0,375 \mu\text{m}$.

S13.5 Teplotní korekce (δt_T)

V průběhu celého měření se dbá, aby byla udržována monitorovaná teplota kalibrovaného kroužku, seřizovacího kroužku a pravítka komparátoru. Z předchozích měření a všeobecné zkušenosti s měřicími systémy lze zjistit, že odchylky teploty kalibrovaného kroužku, seřizovacího kroužku a pravítka komparátoru od teploty okolí zůstávají stále v rozmezí $\pm 0,2$ K. Podle odhadu je okolní teplota v měřicí místnosti stálá v rozmezí $\pm 0,5$ K. Znalost podmínek měření je nejlépe popsána pomocí odchylek okolní teploty od referenční teploty a odchylek teplot kalibrovaného kroužku, seřizovacího kroužku a pravítka komparátoru od okolní teploty. Korekce δt_T způsobená teplotními vlivy se určí z modelu:

$$\begin{aligned} \delta t_T = & (D_S \cdot (\alpha_S - \alpha_R) - D_X \cdot (\alpha_X - \alpha_R)) \cdot \Delta t_A \\ & + D_S \cdot \alpha_S \cdot \delta t_S - D_X \cdot \alpha_X \cdot \delta t_X - (D_S - D_X) \cdot \alpha_R \cdot \delta t_R \end{aligned} \quad (S13.2)$$

kde je:

- D_X, D_S - jmenovité průměry kalibrovaného kroužku a referenčního seřizovacího kroužku,
- $\alpha_X, \alpha_S, \alpha_R$ - koeficient lineární teplotní roztažnosti kalibrovaného kroužku, referenčního seřizovacího kroužku a pravítka komparátoru,
- $\Delta t_A = t_A - t_0$ - odchylky teploty okolí v měřicí místnosti od referenční teploty $t_0 = 20$ °C,
- $\delta t_X, \delta t_S, \delta t_R$ - odchylky teplot kalibrovaného kroužku, referenčního seřizovacího kroužku a pravítka komparátoru od teploty okolí v místnosti.

Poněvadž střední hodnoty čtyř teplotních rozdílů vystupující v rovnici (S13.2) jsou nulové, obvyklá linearizovaná verze nebude zahrnovat vlivy nejistoty měření, které se vztahují k hodnotám tří koeficientů lineární teplotní roztažnosti. Jak bylo popsáno v odstavci S4.13, k určení standardní nejistoty vztahující se ke čtyřem dále uvedeným členům v součinu se musí použít nelineární verze.

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

Na základě kalibračního listu seřizovacího kroužku a na základě údajů výrobců kalibrovaného kroužku a pravítka komparátoru lze předpokládat, že koeficient lineární teplotní roztažnosti leží v intervalu $(11,5 \pm 1,0) \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$. Použitím těchto hodnot a mezí pro teplotní kolísání, které jsou uvedené výše, lze určit, že standardní nejistoty vztahující se ke čtyřem členům v součinu jsou $u(\delta t_{TA}) = 0,018 \mu\text{m}$, $u(\delta t_{TS}) = 0,053 \mu\text{m}$, $u(\delta t_{TX}) = 0,12 \mu\text{m}$ a $u(\delta t_{TR}) = 0,66 \mu\text{m}$. Standardní nejistota, která se vztahuje ke kombinovaným teplotním korekcím, se odvodí z těchto hodnot, přičemž se využije následující částečné bilance nejistot:

veličina X_i	odhad x_i	standardní nejistota $u(x_i)$	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient c_i	příspěvek k nejistotě $u_i(y)$
δl_{TA}	0,0 μm	0,018 μm	-	1,0	0,018 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 Koaxiální korekce (δl_p)

Lze předpokládat, že odchylka od souososti dvou sférických sond a přímky měření leží v rozmezí $\pm 20 \mu\text{m}$. Použitím rovnice uvedené v matematické poznámce (S13.13) lze zjistit, že pro korekci způsobenou možnou nesouosostí a pro příslušnou standardní nejistotu měření platí

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

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

V těchto výrazech označuje δc malou vzdálenost mezi měřenou tětvou a středem kroužku. Pro hodnotu korekce a související standardní nejistotu měření dostáváme $\delta l_p \cong -0,004 \mu\text{m}$ a $u(\delta l_p) \cong 0,0065 \mu\text{m}$. Tyto hodnoty jsou o dva řády menší, než ostatní příspěvky k nejistotě, což lze vidět v bilanci nejistot (S13.10). Jejich vliv za běžných podmínek měření tedy není zapotřebí brát v úvahu.

S13.7 Korekce na elastickou deformaci (δl_E)

Elastická deformace kalibrovaného kroužku, ani referenčního seřizovacího kroužku se v průběhu obvyklého měření neurčuje. Vlivy vyplývající z elastických deformací se odhadují na základě předchozích zkušeností. Předpokládají se v rozmezí $\pm 0,03 \mu\text{m}$.

S13.8 Korekce Abbeho chyby (δl_A)

Konkrétní hodnoty Abbeho chyby komparátoru se neurčují v průběhu obvyklého měření. Na základě předchozích zkušeností a z údajů periodického ověřování komparátoru lze však odhadnout, že vlivy způsobené Abbeho chybami jsou v rozmezí $\pm 0,02 \mu\text{m}$.

S13.9 Měření (Δl)

Byla provedena níže uvedená pozorování vnitřního průměru jak neznámého, tak i seřizovacího kroužku.

Číslo	Objekt	Pozorování	Měřená veličina
1	referenční seřizovací kroužek	0 při tomto kroku byl displej komparátoru vynulován	průměr v jmenovitém směru roviny symetrie kolmé k válcové ose
2	kalibrovaný kroužek	49,999 35 mm	průměr v jmenovitém směru roviny symetrie kolmé k válcové ose
3	kalibrovaný kroužek	49,999 11 mm	průměr v rovině symetrie kolmé k válcové ose, která je pootočená vzhledem k jmenovitému směru o + 1 mm na kružnici
4	kalibrovaný kroužek	49,999 72 mm	průměr v rovině symetrie kolmé k válcové ose, která je pootočená vzhledem k jmenovitému směru o – 1 mm na kružnici
5	kalibrovaný kroužek	49,999 54 mm	průměr v jmenovitém směru posunutém o 1 mm směrem nahoru do roviny rovnoběžné s rovinou symetrie kolmé k válcové ose
6	kalibrovaný kroužek	49,999 96 mm	průměr v jmenovitém směru posunutém o 1 mm směrem dolů do roviny rovnoběžné s rovinou symetrie kolmé k válcové ose

Pozorování lze rozdělit do dvou skupin: pozorování průměru seřizovacího kroužku (pozorování č. 1), které se používá k seřízení displeje komparátoru na nulu a pozorování průměru kalibrovaného kroužku (pozorování č. 2 až č. 6), která udávají rozdíl v průměrech:

aritmetický průměr:

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

směrodatná odchylka jednoho pozorování:

$$s(\Delta l) = 0,33\text{ }\mu\text{m}$$

směrodatná odchylka průměru:

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

Směrodatná odchylka jednoho pozorování $s(\Delta l) = 0,18\text{ }\mu\text{m}$ bere v úvahu vlivy způsobené tvarovými odchylkami kalibrovaného kroužku a rovněž i vlivy opakovatelnosti komparátoru. Abychom získali standardní nejistotu měření vztahující se k pozorovanému průměrnému rozdílu v průměrech, musíme vzít v úvahu rovněž nejistotu vyplývající z vynulování displeje komparátoru. Tuto nejistotu lze odvodit ze sdruženého odhadu směrodatné odchylky $s_p(0) = 0,25\text{ }\mu\text{m}$ ze dřívějších měření provedených za stejných podmínek. Výsledná standardní nejistota měření vztahující se k pozorovanému rozdílu průměrů je

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

S13.10 Balance nejistot (d_X)

veličina	odhad	standardní nejistota	pravděpodobnostní rozdělení	citlivostní koeficient	příspěvek k nejistotě
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
d_S	40,000 7 mm	0,10 μm	normální	1,0	0,10 μm
Δl	49,999 55 mm	0,30 μm	normální	1,0	0,30 μm
δl_i	0,0 mm	0,22 μm	rovnoměrné	1,0	0,22 μm
δl_T	0,0 mm	0,15 μm	normální	1,0	0,15 μm
δl_P	0,000 004 mm	0,0065 μm	rovnoměrné	1,0	0,0065 μm
δl_E	0,0 mm	0,017 μm	rovnoměrné	1,0	0,017 μm
δl_A	0,0 mm	0,012 μm	rovnoměrné	1,0	0,012 μm
d_X	90,000 25 mm				0,411 μm

S13.11 Rozšířená nejistota

$$U = k \cdot u(d_X) = 2 \cdot 0,411 \mu\text{m} \cong 0,9 \mu\text{m}$$

S13.12 Uváděný výsledek

Průměr kroužkového kalibru je (90,000 3 $\pm$ 0,000 9) mm.

Uváděná rozšířená nejistota měření je vyjádřena jako standardní nejistota měření vynásobená koeficientem rozšíření k tak, aby pravděpodobnost pokrytí odpovídala přibližně 95 %.

S13.13 Matematická poznámka o nesouososti

Poněvadž nelze přesně seřadit kroužky do osy měření komparátoru, veličinou, kterou při měření určujeme je tětíva daného kroužku ležící v blízkosti průměru. Délka d' této tětivy, kterou při měření pozorujeme, se vztahuje k průměru kroužku d podle vztahu

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

kde $\delta\phi$ je malý úhel, který doplňuje polovinu středového úhlu tětivy do $\pi/2$. Tento úhel se vztahuje k malé vzdálenosti δc tětivy od středu kroužku podle vztahu

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

takže rovnici (S13.6) lze přepsat na tvar

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

v němž průměr d kroužku ve jmenovateli zlomku byl nahrazen jmenovitým průměrem D , neboť čitatel zlomku je již sám o sobě malý. Nejlepší odhad průměru získáme, jestliže pro poslední vztah předpokládáme tvar

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

V tomto případě se vzalo v úvahu, že malá vzdálenost δc má očekávanou střední hodnotu nula. Je zapotřebí mít na zřeteli, že význam d , d' a δc v rovnici (S13.8) a v rovnici (S13.9) není identický, zatímco v rovnici (S13.8) tyto symboly představují nepřesně známé veličiny nebo náhodné veličiny, v rovnici (S13.9) představují střední hodnoty těchto veličin. Poněvadž rozptyl náhodné

veličiny je roven střední hodnotě druhé mocniny jejich odchylek od příslušné střední hodnoty, lze s ohledem na rovnici (S13.8) pro druhou mocninu standardní nejistoty měření vztahující se k průměru kroužku psát

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

kde

$$\alpha = \frac{m_4(\delta c)}{m_2^2(\delta c)} \quad (\text{S13.11})$$

je poměr centrálního momentu 4. řádu k druhé mocnině centrálního momentu 2. řádu malé vzdálenosti δc . Tento poměr závisí na předpokládaném rozdělení δc . Jestliže předpokládáme, že rozdělení δc je rovnoměrné, pak $\alpha = 9/5$ a standardní nejistota měření vztahující se k průměru je vyjádřena vztahem

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

**Potřebujete
více informací?**

KONTAKTUJTE NÁS

Adresa:

Hájkova 2747/22, 130 00 Praha 3

Web:

www.cai.cz

Facebook:

facebook.com/akreditaceCR

E-mail:

mail@cai.cz

Telefon:

+420 272 096 222

Twitter:

twitter.com/akreditace

Linkedin:

linkedin.com/company/akreditace

ACCREDITO
*dávám
důvěru.*



ČESKÝ INSTITUT PRO AKREDITACI, O.P.S.