

Utvärdering av mätosäkerhet vid kalibrering – EA-4/02 M:2013

Svensk översättning

SYFTE

Syftet med detta dokument är att harmonisera utvärdering av mätosäkerhet inom EA, att ange tilläggskrav utöver de allmänna kraven från EA för angivande av mätosäkerhet på kalibreringsbevis som utfärdas av ackrediterade laboratorier samt att bistå ackrediteringsorgan med ett enhetligt sätt att ange kalibrerings- och mätförmåga för kalibreringslaboratorier som de har ackrediterat. Tillämpningen av EA4/02 befrämjar ett globalt erkännande av europeiska mätresultat eftersom reglerna i detta dokument är i överensstämmelse med både ILACs policy för osäkerhet vid kalibrering och rekommendationerna i dokumentet *Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement*, som har publicerats av sju internationella organisationer verksamma inom standardisering och metrologi.

Ursprung

Denna publikation har utarbetats av EA Laboratory Committee.

Officiellt språk

Originaltexten är på engelska. Texten får översättas till andra språk vid behov men den engelska utgåvan förblir den officiellt gällande versionen.

Upphovsrätt

Upphovsrätten till denna text hålls av EA. Texten får inte kopieras för återförsäljning.

Ytterligare information

Mer information om denna publikation kan erhållas från er nationella EA-medlem:

För aktuell medlemsförteckning se www.european-accreditation.org.

Kategori: Tillämpningsdokument och tekniskt rådgivande dokument för organ för bedömning av överensstämmelse

EA-4/02 är ett tvingande dokument.

Datum för godkännande: 18 oktober 2013

Datum för ikraftträdande: omgående

Övergångstid: Ingen

Innehåll

Avsnitt		Sida
1	Inledning	Fel! Bokmärket är inte definierat.
2	Grundprinciper och definitioner	4
3	Utvärdering av mätosäkerheten av instorheternas skattningar	6
4	Beräkning av standardosäkerhet för utstorhetens skattning	9
5	Utvidgad mätosäkerhet	12
6	Beskrivning av stegen vid beräkning av mätosäkerhet	13
7	Hänvisningar	14
	Bilaga A	15
	Bilaga B	16
	Bilaga C	20
	Bilaga D	21
	Bilaga E	24
	TILLÄGG 1	26
	TILLÄGG 2	51

1 Inledning

- 1.1 Detta dokument anger principerna för och kraven på utvärdering av mätosäkerhet vid kalibrering och för angivande av denna mätosäkerhet i kalibreringsbevis baserat på ILACs policy för osäkerhet vid kalibrering som anges i ILAC-P14 [ref. 5]. Både ILAC-P14 och EA-4/02 är tvingande för ackrediteringsorgan som är medlemmer i EA. Formuleringen hålls på en allmän nivå för att passa alla kalibreringsområden. För att göra informationen mera lättillgänglig, kan den beskrivna metoden behöva kompletteras med mera specifika råd inom olika fackområden. När man utarbetar sådana kompletterande råd bör de allmänna principerna som anges i detta dokument följas för att säkerställa en harmoniserad tillämpning.
- 1.2 Formuleringen i detta dokument är i överensstämmelse med JCGM, Evaluation of measurement data - Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement (GUM 1995 med smärre korrigeringar). Dokumentet har utarbetats av den Joint Committee for Guide in Metrology, där BIPM, IEC, IFCC, ILAC, ISO, IUPAC, IUPAP och OILM deltar. [1]. Under det att GUM fastställer allmänna regler för utvärdering och angivande av mätosäkerhet för tillämpning inom de flesta områden av fysikaliska mätningar, fokuserar EAL-R2 på den metod som är bäst lämpad för mätningar i kalibreringslaboratorier och beskriver ett entydigt och harmoniserat sätt för utvärdering och angivande av mätosäkerhet vid kalibrering. Andra metoder föreslagna av GUM kan emellertid accepteras (såsom exempelvis Monte Carlo metoden). Det innehåller följande delar:
- grundläggande definitioner för detta dokument,
 - utvärderingsmetoder för instorheters mätosäkerhet,
 - sambandet mellan utstorhetens och instorheternas mätosäkerhet,
 - utstorhetens utvidgade mätosäkerhet,
 - angivande av mätosäkerhet,
 - steg för steg beskrivning av tillvägagångssättet vid beräkning av mätosäkerhet.

Utvärdering av mätosäkerhet vid kalibrering behandlas också i flera av Euramets vägledningar för kalibrering vilka är tillgängliga på www.euramet.org.

2 Grundprinciper och definitioner

Anmärkning:

Termer som är speciellt viktiga för förståelsen av huvudtexten ges i **fetstil** när de uppträder för första gången i detta dokument. Bilaga B innehåller en ordlista över dessa termer tillsammans med hänvisningar.

- 2.1 Angivelsen av ett mätresultat är fullständig endast om den innehåller både det värde som mätstorheten har tilldelats och mätosäkerheten förknippad med detta värde. Alla

storheter som inte är exakt kända behandlas som **stokastiska variabler** i detta dokument. De innefattar influensstorheter som kan påverka det uppmätta värdet.

2.2 Mätosäkerhet är en icke-negativ parameter som tillhör ett mätresultat och som beskriver spridningen av värden som rimligen kan tillskrivas mätstorheten [ref. 4]. I detta dokument används kortformen **osäkerhet** istället för **mätosäkerhet** om ingen risk för missförstånd föreligger. I bilaga C förtecknas typiska källor till osäkerhet i en mätning.

2.3 Mätstorheter är särskilda storheter som är föremål för mätning. Vid kalibrering har man vanligen att göra med endast *en* mätstorhet eller **utstorhet** Y som beror på ett antal **instorheter** X_i ($i = 1, 2, \dots, N$) enligt funktionssambandet

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

Modellfunktionen f representerar mätmetoden och utvärderingsmetoden. Den beskriver hur värden av utstorheten Y erhålls från värden av instorheterna X_i . I flertalet fall är detta ett analytiskt uttryck men det kan också vara en grupp av sådana uttryck som innehåller korrektionstermer och korrektionsfaktorer för systematiska effekter. Detta kan resultera i ett mera komplicerat samband som inte anges som en explicit funktion. Dessutom kan f vara bestämd genom experiment eller existera endast i form av en algoritm i ett beräkningsprogram som måste utvärderas numeriskt. Funktionen f kan också vara en kombination av de olika möjligheterna.

2.4 Instorheterna X_i kan uppdelas i två kategorier beroende på det sätt på vilket storhetsvärdet och den tillhörande mätosäkerheten har bestämts:

- (a) storheter vars skattning och tillhörande osäkerhet har bestämts direkt i den löpande mätprocessen. Sådana värden kan erhållas t.ex. från en enstaka observation, upprepade observationer eller från en bedömning som är baserad på erfarenhet. De kan innefatta bestämning av korrektioner till mätdons avläsning och korrektioner för influensstorheter, t ex omgivningstemperatur, lufttryck eller fuktighet;
- (b) storheter vars skattning och tillhörande osäkerhet har tillförts mätprocessen utifrån, såsom storheter som hör till kalibrerade mätnormaler som används i mätprocessen, certifierade referensmaterial eller referensdata erhållna från handböcker.

2.5 Genom att använda **skattningar av instorheterna**, x_i , som värden för instorheterna X_i i ekv. (2.1), får man en skattning av mätstorheten Y , dvs en **skattning av utstorheten**, betecknad y ,

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

Man utgår ifrån att de värden som används för instorheterna är deras mest tillförlitliga skattningar, korrigerade för alla för modellen signifikanta effekter. Om så inte är fallet, har korrektioner beaktats som separata instorheter.

- 2.6** För en stokastisk variabel används **variansen** av variabelns fördelning eller den positiva kvadratroten av variansen, som kallas **standardavvikelse**, som mått på värdenas spridning. Den **standardmätosäkerhet** (i stället för denna otympliga term kan på svenska termen **standardiserad mätosäkerhet** eller, om risk för missförstånd inte föreligger, termen **standardosäkerhet** användas) som förknippas med skattningen av utstorheten, dvs. med mätresultatet y , och som betecknas $u(y)$, är standardavvikelsen av mätstorheten Y . Den måste bestämmas med hjälp av skattningarna x_i av instorheterna X_i och de tillhörande standardosäkerheterna $u(x_i)$. Standardosäkerheten som hör till en skattning har samma dimension som skattningen. Ibland kan den **relativa standardmätosäkerheten** vara mera tillämplig. Den är kvoten av standardosäkerheten som hör till skattningen och absolutbeloppet av denna skattning och är därmed dimensionslös. Detta begrepp kan inte tillämpas om skattningen är noll.

3 Utvärdering av mätosäkerheten av instorheternas skattningar

3.1 Allmänna överväganden

- 3.1.1** Mätosäkerheten som tillskrivs instorheter utvärderas enligt utvärderingsmetod av "typ A" eller av "typ B". **Utvärderingsmetod A för standardosäkerhet** är en utvärderingsmetod som baseras på en statistisk analys av en observationsserie. I detta fall är standardmätosäkerheten standardavvikelsen av ett medelvärde av observationsserien, erhållet genom ett förfarande för medelvärdesbildning eller en lämplig regressionsanalys. **Utvärderingsmetod B för standardosäkerhet** är en utvärderingsmetod som tillämpar andra förfaranden än statistisk analys av en serie observationer. I detta fall grundas utvärderingen av mätosäkerhet på annan faktakunskap.

Anmärkning:

Det kan förekomma, dock sällan vid kalibrering, att alla värden av en storhet som är möjliga ligger på ena sidan av ett gränsvärde. Ett välkänt fall är det så kallade cosinusfelet. För behandling av sådana specialfall hänvisas till [ref. 1].

3.2 Utvärderingsmetod A för standardosäkerhet

- 3.2.1** Utvärderingsmetod A för standardosäkerhet kan tillämpas när flera oberoende observationer har gjorts för en av instorheterna under oförändrade mätbetingelser. Om mätprocessen har tillräcklig upplösning kommer de erhållna värdena att uppvisa en spridning.
- 3.2.2** Antag att den upprepade gånger mätta instorheten X_i är storheten Q . Med n statistiskt oberoende observationer ($n > 1$) är skattningen \bar{q} av storheten Q , det

aritmetiska medelvärdet av de individuella observerade värdena q_j ($j = 1, 2, \dots, n$), dvs.

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

Mätosäkerheten som tilldelas skattningen \bar{q} utvärderas enligt en av följande metoder:

- (a) En skattning av den underliggande sannolikhetsfördelningens varians är **mätseriens varians** $s^2(q)$, baserad på värdena q_j . Den ges av

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

Dess (positiva) kvadratrot kallas **mätseriens standardavvikelse**. Den bästa skattningen av variansen av ett aritmetiskt medelvärde, \bar{q} , är **variansen av mätseriens medelvärde**. Den ges av

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

Dennas (positiva) kvadratrot kallas **standardavvikelsen av mätseriens medelvärde**. Standardosäkerheten $u(\bar{q})$ som tilldelas skattningen av instorheten \bar{q} är medelvärdets standardavvikelse,

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

Varning: Om antalet n av upprepade mätningar är litet ($n < 10$), måste man vanligen undersöka tillförlitligheten av typ A utvärderingar av osäkerhet som har gjorts enligt ekv. (3.4). Om antalet observationer inte kan ökas måste man beakta andra i texten givna metoder för utvärdering av standardosäkerhet.

- (b) För en mätning som är välkarakteriserad och under statistisk kontroll kan en kombinerad eller **poolad skattning av variansen**, s_p^2 (index p från engelskans *pooled*), vara tillgänglig. (Översättarens not: Svenska mättekniker har sedan länge använt ordet "poolad" för detta begrepp. Därför kommer vi inte att ge den en ny benämning.) Den kan karakterisera spridningen bättre än den skattade standardavvikelsen som fås ur ett begränsat antal observationer. I detta fall bestäms värdet av instorheten Q som medelvärdet \bar{q} av ett litet antal n oberoende observationer, medan medelvärdets varians skattas ur

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

Standardosäkerheten härleds ur detta värde med hjälp av ekv. (3.4).

3.3 Utvärderingsmetod B för standardosäkerhet

3.3.1 Utvärderingsmetod B för standardosäkerhet innebär att metoden för den mätosäkerhet som tillskrivs skattningen x_i av en instorhet X_i sker på annat sätt än genom statistisk analys av en mätserie. Standardosäkerheten $u(x_i)$ utvärderas genom bedömning av fakta, baserad på all tillgänglig information om den möjliga variabiliteten av X_i . Värden som hör till denna kategori kan erhållas från

- tidigare mätdata,
- erfarenhet eller tidigare kunskap om berörda materials och instruments uppträdande och egenskaper,
- tillverkarens specifikationer,
- uppgifter erhållna från kalibreringsbevis och andra bevis,
- osäkerheter som tilldelas referensdata från handböcker.

3.3.2 En riktig användning av tillgänglig information för utvärderingsmetod B för standardmätosäkerhet kräver förståelse baserad på erfarenhet och allsidiga kunskaper. Det är en färdighet som kan läras genom praktik. En välgrundad utvärdering av mätosäkerhet enligt utvärderingsmetod B kan vara väl så tillförlitlig som en utvärdering enligt metod A, speciellt i en mätsituation där den senare metoden är baserad på ett jämförelsevis litet antal statistiskt oberoende observationer. Följande fall måste särskiljas:

- (a) Om endast ett **enstaka värde** är känt för storheten X_i , dvs. ett enstaka mätvärde, ett resulterande värde från en tidigare mätning, ett referensvärde från litteraturen eller ett korrektionsvärde, används detta värde för x_i . Om standardosäkerheten $u(x_i)$ som tillskrivs x_i är given måste det givna värdet användas. Om uppgifter av detta slag saknas måste osäkerheten utvärderas erfarenhetsmässigt. Om antalet observationer inte kan ökas, måste man överväga ett annat tillvägagångssätt för att fastställa standardosäkerheten.
- (b) Om en **sannolikhetsfördelning** kan antas för storheten X_i , baserad på teori eller erfarenhet, skall fördelningens väntevärde och kvadratroten ur variansen tas som skattningen x_i respektive den tillhörande standardosäkerheten $u(x_i)$.
- (c) Om endast **övre och undre gränser** a_+ och a_- kan skattas för storheten X_i (t.ex. tillverkarens specifikationer för ett mätinstrument, ett temperaturområde, ett avrundnings- eller trunkeringsfel p.g.a. automatiserad databehandling), antas för den möjliga variabiliteten av instorheten X_i en sannolikhetsfördelning med konstant sannolikhet mellan dessa gränser (en jämn eller rektangulär fördelning). Enligt ovanstående fall (b) leder detta till

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

för det skattade värdet och

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

för standardosäkerhetens kvadrat. Om skillnaden mellan gränsvärdena betecknas $2a$, ger ekv. (3.7)

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

Den jämna fördelningen är en rimlig beskrivning i sannolikhetstermer av vår otillräckliga kunskap om instorheten X_i vid avsaknad av all annan information än gränserna för dess variabilitet. Men skulle det vara känt att det är troligare att storhetens värden är i närheten av variabilitetsintervallets mitt än vid dess gränser, kan en triangulär fördelning eller en normalfördelning vara en bättre modell. Å andra sidan, om värden i närheten av gränserna är troligare än värden kring mitten kan en U-formig fördelning vara lämpligare. För utvärdering av osäkerheten i dessa fall se [ref 1].

4 Beräkning av standardosäkerhet för utstorhetens skattning

4.1 Kvadraten på den standardosäkerhet som förknippas med utstorhetens skattning y , ges av

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

Anmärkning:

Det finns fall, dock sällan vid kalibrering, där modellfunktionen är kraftigt icke-linjär eller där några känslighetsfaktorer [se ekv. (4.2) och (4.3)] försvinner och där sålunda högre ordningens termer måste inkluderas i ekv. (4.1). För behandlingen av dessa specialfall hänvisas till [ref. 1].

Standardosäkerheten tillhörande skattningen av instorheten, x_i , bidrar till standardosäkerheten tillhörande skattningen av utstorheten, y , med storheten $u_i(y)$ ($i = 1, 2, \dots, N$). Denna uttrycks enligt

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

där c_i är **känslighetsfaktorn** tillhörande instorhetens skattning x_i , dvs. den partiella derivatan av modellfunktionen f med avseende på X_i , beräknad vid instorheternas skattningar x_i , dvs.

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

4.2 Känslighetsfaktorn c_i beskriver hur kraftigt utstorhetens skattning y påverkas av ändringar i den berörda instorhetens skattning x_i . Den kan bestämmas ur modellfunktionen f med hjälp av ekv. (4.3). Den kan också bestämmas via numeriska metoder, dvs. genom att beräkna den ändring i utstorhetens skattning y som orsakas av en motsvarande ändring $+u(x_i)$ och $-u(x_i)$ i instorhetens skattning x_i . Den resulterande differensen i y dividerad med $2u(x_i)$ tas som värde på c_i . Ibland kan det vara lämpligare att erhålla ändringen i utstorhetens skattning y experimentellt genom att upprepa mätningen vid t.ex. $x_i \pm u(x_i)$.

4.3 Medan $u(x_i)$ är alltid positiv, kan bidraget $u_i(y)$ enligt ekv. (4.2) vara antingen positivt eller negativt, beroende på tecknet av känslighetsfaktorn c_i . Tecknet av $u_i(y)$ måste beaktas för korrelerade instorheter, se ekv. (D4) i bilaga D.

4.4 Om modellfunktionen f är summan eller skillnaden av instorheterna X_i , dvs.

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

ges utstorhetens skattning enligt ekv. (2.2) av den motsvarande summan eller skillnaden av instorheternas skattningar,

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

medan känslighetsfaktorerna är p_i och ekv. (4.1) övergår till

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

4.5 Om modellfunktionen f är produkten eller kvoten av instorheterna X_i , dvs.

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

är utstorhetens skattning återigen den motsvarande produkten eller kvoten av instorheternas skattningar,

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

I detta fall är känslighetsfaktorerna $p_i y / x_i$ och ett med ekv. (4.6) analogt uttryck kan erhållas från ekv. (4.1) om man använder relativa standardosäkerheter $w(y) = u(y) / |y|$ och $w(x_i) = u(x_i) / |x_i|$, dvs.

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

4.6 Om två instorheter X_i och \square är i någon mån **korrelerade**, dvs. om de är på något sätt ömsesidigt beroende, måste även deras **kovarians** beaktas som ett osäkerhetsbidrag.

Se bilaga D för detaljer. Förmågan att beakta effekten av korrelationer beror på kännedomen av mätprocessen och på bedömningen av instorheternas ömsesidiga beroenden. Det är viktigt att komma ihåg att försummade korrelationer mellan instorheter i allmänhet leder till felaktig utvärdering av mätstorhetens standardosäkerhet.

- 4.7** Kovariansen tillhörande skattningarna av två instorheter X_i och X_k kan anses vara noll eller behandlas såsom oväsentlig om
- (a) instorheterna X_i och X_k är oberoende, till exempel därför att de har mätts upprepade gånger men inte samtidigt i skilda experiment eller därför att de representerar storheter erhållna i skilda utvärderingar som är gjorda oberoende av varandra, eller om
 - (b) endera av instorheterna X_i eller X_k kan betraktas som en konstant, eller om
 - (c) en gjord undersökning ger ingen information som antyder att det finns en korrelation mellan instorheterna X_i och X_k .

Korrelationer kan ibland elimineras genom ett lämpligt val av modellfunktionen.

- 4.8** Osäkerhetsanalysen av en mätning – ibland kallad osäkerhetsbudgeten av en mätning – bör innefatta en förteckning av alla osäkerhetskällor tillsammans med de tillhörande standardosäkerheterna och deras utvärderingsmetoder. För upprepade mätningar måste även observationernas antal n anges. För klarhets skull rekommenderas att uppgifter som hör till denna analys ges i form av en tabell. I en sådan tabell bör alla fysikaliska storheter anges med sin symbol X_i eller med en kort identifikation. För var och en av dem bör man åtminstone ange skattningen x_i , den associerade standardmätosäkerheten $u(x_i)$, känslighetsfaktorn c_i och de tillhörande mätosäkerhetsbidragen $u_i(y)$. Mätenhet för var och en av kvantiteterna bör anges med de numeriska värden som anges i tabellen.
- 4.9** Ett formellt exempel av en sådan uppställning som är tillämplig för okorrelerade instorheter ges i tabell 4.1 . Standardosäkerheten $u(y)$, som förknippas med mätresultatet, ges i det nedre högra hörnet av tabellen och är kvadratroten ur summan av kvadraterna på alla osäkerhetsbidragen i kolumnen längst till höger. Tabellens skuggade del fylls inte i.

Tabell 4.1: Schemat för en metodisk uppställning av storheter, skattningar, standardosäkerheter, känslighetsfaktorer och osäkerhetsbidrag för användning vid analys av mätosäkerhet

storhet	skattning	standardmät- osäkerhet	sannolikhets- fördelning	känslighets- faktor	bidrag till standard- mätosäkerhet
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
X_1	x_1	$u(x_1)$		c_1	$u_1(y)$
X_2	x_2			c_2	$u_2(y)$
:	:	:		:	:
X_N	x_N	$u(x_N)$		c_N	$u_N(y)$
Y	y				$u(y)$

5 Utvidgad mätosäkerhet

- 5.1** Inom EA har man bestämt att kalibreringslaboratorier ackrediterade av EA:s medlemmar skall ange en **utvidgad mätosäkerhet**, U , som erhålls genom att multiplicera standardmätosäkerheten $u(y)$ av utstorhetens skattning y med en **täckningsfaktor** k ,

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

Om mätstorheten kan antas vara normalfördelad (följa en Gauss-fördelning) och utstorhetens skattning är tillräckligt tillförlitlig skall den standardiserade täckningsfaktorn $k = 2$ användas. Den tillhörande utvidgade mätosäkerheten motsvarar en **täckningssannolikhet** av ungefär 95 %. Dessa villkor är i allmänhet uppfyllda vid kalibrering.

- 5.2** Antagandet av normalfördelning kan inte alltid bekräftas på ett enkelt sätt genom experiment. Dock gäller det att om flera (dvs. $N \geq 3$) osäkerhetskomponenter som alla härrör från godartade sannolikhetsfördelningar - såsom normalfördelningar eller rektangulära fördelningar - bidrar till standardosäkerheten med jämförbara belopp, är villkoren för centrala gränsvärdessatsen uppfyllda och det kan med hög sannolikhet antas att utstorheten är normalfördelad.
- 5.3** Tillförlitligheten av den standardosäkerhet som tilldelats utstorhetens skattning bestäms av det effektiva antalet frihetsgrader (se bilaga E). Dock är tillförlitlighetskriteriet alltid uppfyllt om inget av osäkerhetsbidragen har erhållits genom att tillämpa utvärderingsmetod A på mindre än tio upprepade observationer.
- 5.4** Om något av dessa villkor (normalfördelning eller tillräcklig tillförlitlighet) inte är uppfyllt kan den standardiserade täckningsfaktorn $k = 2$ ge en utvidgad mätosäkerhet som svarar mot en täckningssannolikhet av mindre än 95 %. I sådana fall måste andra förfaranden tillämpas för att försäkra sig om att den utvidgade mätosäkerheten anges till samma täckningssannolikhet som i normalfallet. Det är väsentligt att använda ungefär samma täckningssannolikhet när man jämför två mätresultat av samma

storhet, t.ex. när man utvärderar resultat av jämförelsemätningar mellan laboratorier eller bedömer överensstämmelse med specifikation.

- 5.5 Även om man kan anta normalfördelning, kan det hända att standardosäkerheten som förknippas med utstorhetens skattning inte är tillräckligt tillförlitlig. Om det inte är ändamålsenligt att öka antalet n av upprepade mätningar eller använda utvärderingsmetod B istället för utvärderingsmetod A, som i detta fall är mindre tillförlitlig, bör man använda den metod som beskrivs i bilaga E.
- 5.6 För övriga situationer, dvs. alla de fall där normalfördelning inte kan antas, måste den tillgängliga informationen om sannolikhetsfördelningen användas för att erhålla ett värde för täckningsfaktorn k som svarar mot en täcknings sannolikhet av ungefär 95 %.

6 **Beskrivning av stegen vid beräkning av mätosäkerhet**

- 6.1 Följande är en vägledning för användning av detta dokument i praktiken (jmf. exempel i separata tilläggsdokument):
- Uttryck mätstorhetens (utstorhetens) Y beroende av instorheterna X_i matematiskt enligt ekv. (2.1). Om det är fråga om direkt jämförelse mellan två normaler kan ekvationen vara mycket enkel, t.ex. $Y = X_1 + X_2$.
 - Identifiera och tillämpa alla signifikanta korrektioner.
 - Förteckna alla källor till mätosäkerhet i form av en mätosäkerhetsanalys i enlighet med avsnitt 4.
 - Beräkna standardosäkerheten $u(\bar{q})$ för skattningar som har bestämts genom upprepade mätningar i enlighet med avsnitt 3.2.
 - För enstaka värden, t.ex. värden erhållna från tidigare mätningar, korrektioner eller värden hämtade från litteraturen, ta den standardosäkerhet som är given eller beräkna den enligt punkt 3.3.2 (a). Lägg märke till det sätt på vilket standard osäkerheten har angetts. Om det inte finns några uppgifter tillgängliga, ange ett värde för $u(x_i)$ baserat på erfarenhet.
 - Beräkna, enligt punkt 3.3.2 (b), väntevärdet och standardosäkerheten $u(x_i)$ för instorheter vars fördelningsfunktion är känd eller kan antas. Om endast övre och undre gränser är givna eller kan skattas, beräkna standardosäkerheten $u(x_i)$ enligt punkt 3.3.2 (c).
 - För varje instorhet X_i beräkna enligt ekv. (4.2) och (4.3) det bidrag $u_i(y)$ som osäkerheten förknippad med instorhetens skattning x_i ger till den mätosäkerhet som förknippas med utstorhetens skattning. Addera alla bidrag kvadratiskt såsom beskrivs i ekv. (4.1) för att erhålla kvadraten på mätstorhetens standardosäkerhet $u(y)$. Om det är känt att instorheterna är korrelerade, tillämpa förfarandet som beskrivs i bilaga D.

- (h) Beräkna den utvidgade mätosäkerheten U genom att multiplicera standardosäkerheten $u(y)$ som förknippas med utstorhetens skattning med en täckningsfaktor k som väljs i enlighet med avsnitt 5.
- (i) Ange i kalibreringsbeviset mätresultatet bestående av mätstorhetens skattning y , den utvidgade osäkerhet U som förknippas med denna skattning och täckningsfaktorn k i enlighet med avsnitt 6 i ILAC P14 [5] och i ILAC P15 8[5].

7 Hänvisningar

- [1] JCGM 100:2008 GUM 1995 med smärre korrigeringar. Evaluation of measurement data - Guide to the expression of uncertainty in measurement (tillgänglig på www.bipm.org) [2], ISO/IEC 17025/2005, General requirements for the competence of testing and calibration laboratories. [3] JCGM 2000:2008 International vocabulary of metrology – Basic and general concepts and associated terms (tillgänglig på www.bipm.org)
- [2] ISO/IEC 17025/2005 General requirements for the competence of testing and calibration laboratories.
- [3] JCGM 2000:2008 International vocabulary of metrology Basic and general concepts and associated terms (tillgänglig på www.bipm.org)
- [4] International Standard ISO 3534-1, Statistics-Vocabulary and symbols-Part 1: General statistical terms and terms used in probability – (ISO 3534-1:2006)
- [5] ILAC P14:12/2010 – ILAC Policy for Uncertainty in Calibration
- [6] JCGM 104:2009 Evaluation of measurement data – An introduction to the “Guide to the expression of uncertainty in measurement” and related document. (tillgänglig på www.bipm.org).

Bilaga A

Kalibrerings- och mätförmåga

Konceptet med en kalibrerings- och mätförmåga (CMC), utreds noggrant i dokumentet om kalibrerings- och mätfunktioner utgivet av den gemensamma BIPM/ILAC-arbetsgrupp den 7 september 2007. Dokumentet ingår i ILACs policy för osäkerhet i kalibrering som en bilaga och policyn är baserad på en harmoniserad strategi för CMC bland ackrediterade laboratorier runt om i världen [ref.5].

Metoderna för bedömning av osäkerhet som beskrivs i dokumentet skall användas när ackrediterade laboratorier fastställer sin kalibrerings- och mätförmåga (CMC).

Bilaga B

Ett urval av termer

B1 aritmetiskt medelvärde ([1] avsnitt C.2.19)

E arithmetic mean

Genomsnitt; Summan av ett antal värden dividerat med detta antal

B2 kalibrerings- och mätförmåga

E calibration and measurement capability

Kalibrerings- och mätförmågan (CMC) är uttryckt i termerna:

1. Mätstorhet eller referensmaterial
2. Kalibrerings-/mätmetod och/eller typ av instrument/material som ska kalibreras/mätas.
3. Mätområde och tillkommande parametrar i förekommande fall, t ex spänningsfrekvens
4. Mätosäkerhet

För en fullständig förklaring, läs ref.5.

B3 korrelationskoefficient (från [1] avsnitt C.3.6)

E correlation coefficient

Korrelationskoefficienten är ett mått på två stokastiska variabelers relativa ömsesidiga beroende, lika med kvoten av deras kovarianser och kvadratroten av produkten av deras varianser. För en utförligare beskrivning, se ref.1.

B4 kovarians (från [1] avsnitt C.3.4)

E covariance

Mått på två stokastiska variabelers ömsesidiga beroende, lika med väntevärdet av produkten av avvikelserna av två stokastiska variabler från sina respektive väntevärden. Den fullständiga definitionen finns i ref.1.

B5 täckningsfaktor ([3] term 2.3.8)

E coverage factor

En numerisk faktor med vilken standardmätosäkerheten multipliceras för att erhålla den utvidgade mätosäkerheten

B6 täcknings sannolikhet ([3] term 2.3.7)

E coverage probability

Sannolikheten att den uppsättning av sanna kvantitetsvärden för en mätstorhet är innesluten i ett specificerat täckningsintervall. Anmärkning: Termen "sanna värdet" (se

Bilaga D) används inte i detta dokumentet av de skäl som anges i D.3.5; termerna "värdet av en mätstorhet" (eller av en kvantitet) och "sanna värdet av en mätstorhet" (eller av en kvantitet) och "sanna värdet av en mätstorhet" (eller av en kvantitet) betraktas som likvärdiga. (GUM 3.1.1) se även ref.6 (JCGM 104:2009) kapitel 1B7 **Experimetell standardavvikelse** ([ref.1] avsnitt 4.2.2)
Den positiva kvadratroten av den experimentella variansen.

- B8 utvidgad mätosäkerhet** ([3] term 2.3.5)
E expanded (measurement) uncertainty
Produkt av en kombinerad standardmätosäkerhet och en faktor större än nummer ett.
- B10 instorhetens skattning** (från [1] avsnitt 4.1.4 och C2.26)
E input estimate
Skattning av instorhet som används i utvärdering av ett mätresultat
- B11 instorhet** (från [1] avsnitt 4.1.2)
E input quantity
Storhet som påverkar mätstorheten och som man tar hänsyn till i utvärderingsprocessen av ett mätresultat
- B12 mätstorhet** ([3] term 2.3)
E measurand
Storhet som är mål för mätning
- B13 mätosäkerhet**, [3] avsnitt 2.26)
E measurement uncertainty
Icke-negativ parameter som karakteriserar spridningen av de kvalitativa värden som tillskrivs en mätstorhet, baserad på den information som används
- B14 utstorhetens skattning** (från [1] avsnitt 4.1 och C2.26)
E output estimate
Mätresultatet beräknat från instorheternas skattningar med hjälp av modellfunktionen
- B15 utstorhet** (från [1] avsnitt 4.1.2)
E output quantity
Storheten som representerar mätstorheten vid utvärdering av mätresultat
- B16 poolad skattning av varians** (från [1] avsnitt 4.2.4)
E pooled estimate of variance
Skattning av en mätseries varians erhållen från långa mätserier av samma mätstorhet i välkarakteriserade mätningar gjorda under statistisk kontroll

- B17 sannolikhetsfördelning** ([2] avsnitt C.2.3)
E probability distribution
Funktion som för varje delmängd av variabelns värdemängd anger sannolikheten att den stokastiska variabeln antar sitt värde i delmängden
- B18 stokastisk variabel** ([1] avsnitt C.2.2)
E random variable
Storhet som kan anta numeriska värden i en specificerad mängd (värdemängden) och till vilken hör en sannolikhetsfördelning
- B19 relativ standard(mät)osäkerhet** ([3] avsnitt 2.3.2)
E relative standard uncertainty of measurement
En storhets standardmätosäkerhet dividerad med storhetens skattning
- B20 känslighetsfaktor förknippad med skattning en av en instorhet** (från [1] avsnitt 5.1.3)
E sensitivity coefficient associated with an input estimate
Differentiell ändring i utstorhetens skattning på grund av differentiell ändring av en instorhets skattning dividerad med ändringen i denna instorhets skattning
- B21 standardavvikelse** ([1] avsnitt C.2.12)
E standard deviation
Positiva kvadratroten ur variansen för en stokastisk variabel
- B22 standard(mät)osäkerhet** ([3] term 2.3.0)
E standard measurement uncertainty
Mätosäkerhet uttryckt som en standardavvikelse
- B23 utvärderingsmetod A av mätosäkerhet** ([3] avsnitt 2.28)
E type A evaluation of measurement uncertainty
Utvärdering av en komponent för mätosäkerhet genom en statistisk analys av uppmätta mängdvärden som erhållits under definierade mätförhållanden
- B24 utvärderingsmetod B av mätosäkerhet** ([3] term 229)
E Type B evaluation method of measurement uncertainty
Metod för utvärdering av mätosäkerhet genom andra förfaranden än statistisk analys av en mätserie
- B25 osäkerhetsbudget** ([3] avsnitt 2.33)
E uncertainty budget
Uttalande om en mätosäkerhet, av den del av den mätosäkerhet, samt om beräkning och kombination

B26 **varians** (från [1] avsnitt C.2.11)

E *variance*

Väntevärdet för kvadraten på skillnaden av en stokastisk variabel och dess väntevärde

Bilaga C

Mätosäkerhetskällor

- C1** Mätosäkerheten av ett mätresultat återspeglar förhållandet att vi inte har fullständig kunskap om den mätta storhetens värde. Fullständig kunskap förutsätter en oändlig mängd information. Företeelser som bidrar till mätosäkerheten och således till förhållandet att mätresultatet inte kan karakteriseras med ett unikt värde kallas mätosäkerhetskällor. I verkligheten är många mätosäkerhetskällor tänkbara vid en mätning [1]. De innefattar
- (a) ofullständig definition av mätstorheten
 - (b) bristfälligt förverkligande av mätstorhetens definition
 - (c) icke-representativ sampling – det för mätningen uttagna samplet är inte representativt för den definierade mätstorheten
 - (d) ofullständigt kända effekter av miljöparametrar eller bristfälligheter vid deras mätning
 - (e) personberoende avläsningsfel av mätdon med analog visning
 - (f) ändlig upplösning hos ett mätdon eller förekomsten av en detektionströskel
 - (g) felaktiga värden för normaler och referensmaterial
 - (h) felaktiga värden av konstanter och andra parametrar som erhållits från externa källor och som används i databehandlingsalgoritmen
 - (i) approximationer och antaganden som ingår i mätmetoden och mätrutinen
 - (j) variationer i upprepade observationer av mätstorheten under till synes identiska betingelser.
- C2** Dessa källor är inte nödvändigtvis oberoende. Några av källorna (a) till (i) kan bidra till (j).

Bilaga D

Korrelerade instorheter

- D1** Om det är känt att två instorheter X_i och X_k är i viss mån korrelerade – dvs. om de är beroende av varandra på ett eller annat sätt – måste **kovariansen**

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

som förknippas med de två skattningarna x_i och x_k beaktas som ett tillkommande bidrag till mätosäkerheten. Korrelationsgraden karakteriseras med **korrelationskoefficienten** $r(x_i, x_k)$, där $i \neq k$ och $|r| \leq 1$.

- D2** Har man n oberoende par av samtidigt upprepade observationer av två storheter P och Q , ges kovariansen som förknippas med de aritmetiska medelvärdena \bar{p} och \bar{q} av

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

Genom substitution kan r beräknas från ekv.(D.1).

- D3** För influensstorheter måste den möjliga korrelationsgraden baseras på erfarenhet. Om korrelation förekommer måste ekv. (4.1) ersättas med

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

där c_i and c_k är känslighetsfaktorer som definieras av ekv. (4.3), eller av

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

där bidragen $u_i(y)$ till standardmätosäkerheten av utstorhetens skattning y härrörande från standardmätosäkerheten av instorhetens skattning x_i , ges av ekv. (4.2). Det bör påpekas att den andra termsumman i ekv. (D.3) eller (D.4) kan bli negativ.

- D4** I verkligheten kan instorheter ofta vara korrelerade på grund av att samma mätnormal, mätton, referensvärde eller t.o.m. mätmetod med en betydelsefull mätosäkerhet har använts vid deras utvärdering. Utan att förlora i allmängiltighet kan vi anta att två instorheter X_1 och X_2 , som skattas med x_1 och x_2 , beror av en uppsättning oberoende variabler Q_l ($l = 1, 2, \dots, L$), dvs.

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

varvid alla variabler inte nödvändigtvis behöver ingå i båda funktionerna. Instorheternas skattningar x_1 och x_2 kommer att vara i viss mån korrelerade, även om

skattningarna q_l ($l = 1, 2, \dots, L$) är okorrelerade. Därvid är kovariansen $u(x_1, x_2)$ som förknippas med skattningarna x_1 och x_2

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

där c_{1l} och c_{2l} är känslighetsfaktorerna härledda från funktionerna g_1 och g_2 analogt med ekv. (4.3). Kovariansen är noll om ingen variabel är gemensam för funktionerna g_1 och g_2 , eftersom summan endast består av termer för vilka känslighetsfaktorerna inte försvinner. Korrelationskoefficienten $r(x_1, x_2)$ som förknippas med skattningarna x_1 och x_2 bestäms ur ekv. (D.6) och ekv. (D.1).

D5 Följande exempel visar korrelationer som uppstår mellan värden som tilldelas två fysiska normaler som har kalibrerats med hjälp av samma referensnormal.

Mätproblemet

De två normalerna X_1 och X_2 jämförs med referensnormalen Q_S med hjälp av ett mätsystem med vilken man kan bestämma skillnaden z i deras värden med en tillhörande standardmätosäkerhet $u(z)$. Referensnormalens värde q_S är känt med standardmätosäkerheten $u(q_S)$.

Matematisk modell

Skattningarna x_1 och x_2 beror av referensnormalens värde q_S och de observerade skillnaderna z_1 och z_2 enligt sambanden

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

Standardmätosäkerheter och kovarianser

Skattningarna z_1 , z_2 och q_S antas vara okorrelerade eftersom de har bestämts vid skilda mätningar. Standardmätosäkerheter beräknas med hjälp av ekv. (4.4) och kovariansen förknippad med skattningarna x_1 och x_2 med hjälp av ekv. (D.6) under antagandet att $u(z_1) = u(z_2) = u(z)$, dvs.

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

Korrelationskoefficienten som erhålls från dessa resultat är

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

Dess värde varierar mellan 0 och +1 beroende på kvoten av standardmätosäkerheterna $u(q_S)$ och $u(z)$.

- D6** Det fall som beskrivs av ekv. (D.5) utgör exempel på en situation där man, genom ett lämpligt val av modellfunktion, slipper ta hänsyn till korrelation vid utvärdering av standardmätosäkerhet. Genom att ersätta ursprungsvariablerna X_1 och X_2 i modellfunktionen f med Q_l ($l = 1, 2, \dots, L$) i enlighet med transformationsekvationerna (D.5) får man nämligen en ny modellfunktion som inte längre innehåller de korrelerade variablerna X_1 och X_2 utan enbart de oberoende variablerna Q_l ($l = 1, 2, \dots, L$).
- D7** Dock finns det fall där korrelationen mellan två instorheter X_1 och X_2 inte kan undvikas, t.ex. när man använder samma mätdon eller samma referensnormal men där transformationsekvationerna till nya oberoende variabler inte är tillgängliga. Om korrelationsgraden dessutom inte är väl känt kan det vara lämpligt att bedöma den maximala påverkan som denna korrelation kan ha genom en skattning av den övre gränsen av mätstorhetens standardmätosäkerhet. Under förutsättning att andra korrelationer inte behöver beaktas får denna övre gräns formen

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

där $u_r(y)$ är bidraget till standardmätosäkerheten från alla återstående instorheter som antas vara okorrelerade.

Anmärkning:

Ekv. (D.10) kan lätt generaliseras till att omfatta fall med en eller flera grupper med två eller flera korrelerade instorheter. Då måste en särskild summa införas i ekv. (D.10) för att beskriva det värsta fallet i varje grupp av korrelerade storheter.

Bilaga E

Täckningsfaktorer erhållna från effektiva antalet frihetsgrader

- E1** För att bestämma täckningsfaktor k som svarar mot en angiven täckningssannolikhet förutsätter att man tar hänsyn till tillförlitligheten av den standardmätosäkerhet $u(y)$ som förknippas med utstorhetens skattning y . Detta innebär att man måste beakta hur väl $u(y)$ skattar den standardavvikelse som förknippas med mätresultatet. För en skattning av en normalfördelnings standardavvikelse är antalet frihetsgrader, som beror på storleken av det sampel på vilket skattningen är baserad, ett mått på tillförlitligheten. På samma sätt är det effektiva antalet frihetsgrader, ν_{eff} , ett lämpligt mått på tillförlitligheten av den standardmätosäkerhet som förknippas med skattningen av en utstorhet. Ett approximativt värde på det effektiva antalet frihetsgrader får man genom en lämplig kombination av de ingående mätosäkerhetsbidragens $u_i(y)$ effektiva antal frihetsgrader.
- E2** När villkoren för den centrala gränsvärdesatsen är uppfyllda omfattar tillvägagångssättet för beräkning av en passande täckningsfaktor k följande tre steg:
- Bestäm standardmätosäkerheten som förknippas med utstorhetens skattning enligt beskrivningen i avsnitt 6
 - För att bestämma det effektiva antalet frihetsgrader ν_{eff} för standardmätosäkerheten $u(y)$ som förknippas med utstorhetens skattning y med hjälp av Welch-Satterthwaites formel

$$\nu_{\text{eff}} = \frac{u^4(y)}{\sum_{i=1}^N \frac{u_i^4(y)}{\nu_i}}, \quad (\text{E.1})$$

där $u_i(y)$ ($i = 1, 2, \dots, N$), som definieras genom ekv. (4.2), är bidragen till den standardmätosäkerhet som förknippas med utstorhetens skattning y , härrörande från standardmätosäkerheten av de enligt antagandet statistiskt oberoende instorheters skattningar x_i . Storheten ν_i är det effektiva antalet frihetsgrader av $u_i(y)$.

För en standardmätosäkerhet $u(\bar{q})$ som erhålls med utvärderingsmetod A enligt avsnitt 3.1 är antalet frihetsgrader $\nu_i = n - 1$. Det är svårare att tilldela antalet frihetsgrader till en standardmätosäkerhet $u(x_i)$ som erhållits med utvärderingsmetod B. Man kan dock utgå ifrån att sådana skattningar görs så att underskattningar i regel undviks. Till exempel, om undre och övre gränser a_- och a_+ anges, är de vanligen valda så att sannolikheten är utomordentligt liten att ifrågavarande storhetsvärde är utanför dessa gränser. Förutsatt att denna praxis följs, kan man sålunda utgå ifrån att för antalet frihetsgrader av

standardmätosäkerheten $u(x_i)$ som erhållits genom utvärderingsmetod B gäller att $\nu_i \rightarrow \infty$.

- (c) Bestäm täckningsfaktorn k från värden givna i tabell E.1 i denna bilaga. Tabellen är baserad på en t -fördelning som är utvärderad för en täckningssannolikhet av 95,45 %. Eftersom ν_{eff} vanligtvis inte är ett heltal, avrunda ν_{eff} neråt till närmaste lägre heltal.

Tabell E.1: Täckningsfaktorer k för olika antal effektiva frihetsgrader ν_{eff}

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			

TILLÄGG 1

Exempel

Innehåll

Avsnitt		Sida
S1	Inledning	28
S2	Kalibrering av en vikt med nominell massa 1 kg	29
S3	Kalibrering av ett normalmotstånd med nominellt värde 10 k Ω	31
S4	Kalibrering av en passbit med nominell längd 50 mm	34
S5	Kalibrering av ett typ N termoelement vid 1000 °C	38
S6	Kalibrering av en effektsensor vid frekvensen 19 GHz	42
S7	Kalibrering av en koaxial stegdämpare vid inställningen 30 dB (stegdämpning)	46

S1 Inledning

- S1.1** De följande exemplen har valts för att demonstrera metoden i EAL-R2-Sv för utvärdering av mätosäkerhet. Exempel som är mer typiska och representativa, baserade på ändamålsenliga modeller, bör utvecklas av speciella arbetsgrupper inom olika områden. De exempel som är presenterade här, ger allmän vägledning om arbetssättet.
- S1.2** Exemplet är baserade på förslag utarbetade av expertgrupper inom EAL. Dessa förslag har förenklats och harmoniserats för att göra dem förståeliga för laboratoriepersonal inom alla områden av kalibrering. Förhoppningen är således att detta urval av exempel kan bidra till en bättre förståelse av hur utvärderingsmodellen bör uppställas och till en harmonisering av tillvägagångssättet vid utvärdering av mätosäkerhet, oberoende av kalibreringsområde.
- S1.3** Mätosäkerhetsbidrag och andra värden i exemplen skall inte ses som obligatoriska värden eller rekommendationer. Laboratorier bör bestämma sina mätosäkerhetsbidrag med utgångspunkt i den modellfunktion som de använder för utvärdering av den aktuella kalibreringen och ange den utvärderade mätosäkerheten på de kalibreringsbevis som de utfärdar. I alla exempel är förutsättningarna enligt avsnitt 5 i EAL-R2-Sv uppfyllda för användning av den standardiserade täckningsfaktorn $k = 2$.
- S1.4** Presentationen av exemplen följer, i enlighet med beskrivningen av stegen i tillvägagångssättet i avsnitt 7 av EAL-R2-Sv, ett gemensamt schema som innehåller följande element:
- kort beskrivande rubrik,
 - allmän beskrivning av mätmetoden,
 - utvärderingsmodellen med lista på använda beteckningar,
 - detaljerad förteckning av indata med korta beskrivningar om hur de har erhållits,
 - lista över observationer och utvärdering av statistiska parametrar,
 - mätosäkerhetsanalys i tabellform,
 - den utvidgade mätosäkerheten,
 - angivelse av det fullständiga mätresultatet.
- S1.5** Detta är det första supplementet till EAL-R2-Sv. Andra som innehåller nya genomarbetade exempel på utvärdering av mätosäkerhet i samband med kalibrering av mätDon kommer att utges i framtiden. Exempel kan också finnas i EAL:s vägledning dokument (EAL Guidance Documents) som behandlar kalibrering av specifika typer av mätDon.

S2 Kalibrering av en vikt med nominell massa 10 kg

S2.1 En vikt av OIML klass M1 med nominellt värde 10 kg kalibreras genom jämförelse med en arbetsnormal (OIML klass F2) med samma nominella värde. För detta används en massakomparator vars egenskaper har bestämts tidigare.

S2.2 Den okända konventionella massan m_x erhålls från

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

där

m_S - normalens konventionella massa,

\bar{m}_D - driften i normalens värde sedan dess senaste kalibrering

δm - observerad skillnad i massa mellan den okända vikten och normalen,

δm_C - korrektion för excentricitet och magnetiska effekter,

δB - korrektion för luftens upptryck.

S2.3 Arbetsnormal (m_S): I arbetsnormalens kalibreringsbevis ges värdet 10 000,005 g med tillhörande utvidgade mätosäkerhet 45 mg (täckningsfaktor $k = 2$).

S2.4 Driften av arbetsnormalens värde (δm_D): Driften i arbetsnormalens värde skattas att vara noll inom ± 15 mg, med ledning i tidigare kalibreringar.

S2.5 Komparator ($\delta m, \delta m_C$): Repeterbarheten av skillnaden i massa mellan två vikter med samma nominella värde har utvärderats tidigare. Denna utvärdering har gett värdet 25 mg för den sammanslagna skattningen av standardavvikelsen. Ingen korrektion tillämpas för komparatorn men variationerna på grund av excentricitet och magnetiska effekter antas vara rektangulärfördelade med gränserna ± 10 mg.

S2.6 Luftens upptryck (δB): Ingen korrektion görs för luftens upptryck. Avvikelsen antas vara inom gränserna $\pm 1 \cdot 10^{-6}$ av det nominella värdet.

S2.7 Korrelationer: Inga instorheter anses vara avsevärt korrelerade.

S2.8 Mätningar: Med användning av substitutionsmetoden och substitutionsschemat ABBA ABBA ABBA erhålls tre observationer av skillnaden i massa mellan den okända vikten och normalen:

nr.	konventionell massa	avläsning	observerad skillnad
1	normal	+0,010 g	
	okänd	+0,020 g	
	okänd	+0,025 g	
2	normal	+0,015 g	+0,01 g
	normal	+0,025 g	
	okänd	+0,050 g	
	okänd	+0,055 g	
3	normal	+0,020 g	+0,03 g
	normal	+0,025 g	
	okänd	+0,045 g	
	okänd	+0,040 g	
	normal	+0,020 g	+0,02 g

aritmetiskt medelvärde: $\overline{\delta m} = 0,020 \text{ g}$

poolad skattning av standardavvikelse: $s_p(\delta m) = 25 \text{ mg}$

(erhållen från tidigare utvärdering)

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

S2.9 Mätosäkerhetsanalys (m_x):

storhet	skattning	standardmätosäkerhet	sannolikhetsfördelning	känslighetsfaktor	mätosäkerhetsbidrag
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
m_s	10 000,005 g	22,5 mg	normal	1,0	22,5 mg
δm_D	0,000 g	8,66 mg	rektangulär	1,0	8,66 mg
δm	0,020 g	14,4 mg	normal	1,0	14,4 mg
δm_C	0,000 g	5,77 mg	rektangulär	1,0	5,77 mg
δB	0,000 g	5,77 mg	rektangulär	1,0	5,77 mg
m_x	10 000,025 g				29,3 mg

S2.10 Utvidgad mätosäkerhet

$$U = k \cdot u(m_x) = 2 \cdot 29,3 \text{ mg} \cong 59 \text{ mg}$$

S2.11 Resultatangivelse

Den mätta massan av vikten med nominellt värde 10 kg är 10,000 025 kg ±59 mg.

Den angivna utvidgade mätosäkerheten är produkten av standardmätosäkerhet och täckningsfaktorn $k=2$, vilket för en normalfördelning svarar mot en täcknings-sannolikhet av ungefär 95 %. Standardmätosäkerheten har bestämts i enlighet med EAL:s publikation EAL-R2.

S3 Kalibrering av ett normalmotstånd med nominellt värde 10 kΩ

S3.1 Resistansen av ett normalmotstånd med fyra anslutningar bestäms genom direkt substitution med hjälp av en noggrann digital multimeter (en DMM med 7½ siffror) som är inställd på sitt motståndsområde. Ett kalibrerat normalmotstånd av samma nominella värde som kalibreringsobjektet och med fyra anslutningar har använts som arbetsnormal. Motstånden är nedsänkta i ett väl omrört oljebad, vars temperatur, 23 °C, övervakas av en centralt placerad kvicksilvertermometer. Motstånden har fått stabilisera sig innan mätningarna påbörjas. De fyra anslutningarna av vardera motstånd förbinds i tur och ordning med DMM:s anslutningsklämmor. Det har fastställts att mätströmmen på 100 μA på DMM:s 10 kΩ område är så låg att den inte förorsakar någon påtaglig upphettning av motstånden. Den använda mätmetoden säkerställer dessutom att effekterna av yttre läckresistans på mätresultatet kan betraktas vara betydelselösa.

S3.2 Det okända motståndets resistans R_X fås från sambandet

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

där

- R_S - normalens resistans,
- δR_D - driften i normalens resistans sedan dess senaste kalibrering,
- δR_{TS} - normalens resistansvariation på grund av temperaturvariationer,
- $r = R_{iX} / R_{iS}$ - kvoten av det okända objektets och referensobjektets avlästa resistans (index 'i' från engelskans 'indicated'),
- r_C - korrektionsfaktor för störspänningar och instrumentupplösning,
- δR_{TX} - av temperaturvariationer betingad resistansvariation hos det okända motståndet.

- S3.3 Arbetsnormal (R_S):** I arbetsnormalens kalibreringsbevis anges att resistansen är $10\,000,053\ \Omega \pm 5\ \text{m}\Omega$ (täckningsfaktor $k = 2$) vid den specificerade referenstemperaturen $23\ ^\circ\text{C}$.
- S3.4 Driften i normalens värde (δR_D):** Driften i arbetsnormalens resistans sedan dess senaste kalibrering skattas att vara $+20\ \text{m}\Omega$ med avvikelser inom $\pm 10\ \text{m}\Omega$.
- S3.5 Temperaturkorrektioner ($\delta R_{TS}, \delta R_{TX}$):** Oljebadets temperatur övervakas med en kalibrerad termometer till att vara $23,00\ ^\circ\text{C}$. Motståndens temperatur kan antas överensstämma med den övervakade temperaturen inom $\pm 0,055\ \text{K}$, om man tar hänsyn till den använda termometerens metrologiska egenskaper och temperaturgradienterna i oljebadet. Arbetsnormalens temperaturkoefficient är $5 \cdot 10^{-6}\ \text{K}^{-1}$. Detta värde ger gränserna $\pm 2,75\ \text{m}\Omega$ för avvikelser från normalens värde vid dess kalibrering på grund av möjliga avvikelser i den verkliga temperaturen. Enligt uppgifter från tillverkaren vet man att det okända motståndets temperaturkoefficient inte överskrider värdet $10 \cdot 10^{-6}\ \text{K}^{-1}$. På grund av variationer i dess temperatur kan resistansvariationen hos det okända motståndet därför antas ligga inom $\pm 5,5\ \text{m}\Omega$.
- S3.6 Resistansmätningar (r, r_C):** Eftersom samma DMM används för att observera både R_{IX} och R_{IS} , är bidragen till mätosäkerhet korrelerade men effekten är sådan att den minskar osäkerheten. Det är, dessutom, endast nödvändigt att beakta relativa skillnader i resistansavläsningar som beror på systematiska effekter såsom störspänningar och instrumentupplösning (se den matematiska förklaringen i punkt S3.12). Dessa relativa skillnader antas ha gränserna $\pm 0,5 \cdot 10^{-6}$ vid varje avläsning. Den resulterande fördelningen av kvoten r_C är triangulär med väntevärdet $1,000\,000\,0$ och gränserna $\pm 1,0 \cdot 10^{-6}$.
- S3.7 Korrelationer:** Inga instorheter anses vara avsevärt korrelerade.
- S3.8 Mätningar:** För att bestämma kvoten r görs fem observationer:

nr.	observerad kvot
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

aritmetiskt medelvärde:

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

mätseriens standardavvikelse:

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

standardmätosäkerhet:

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

S3.9 Mätosäkerhetsanalys (R_X):

storhet	skattning	standardmätosäkerhet	sannolikhetsfördelning	känslighetsfaktor	mätosäkerhetsbidrag
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
R_S	10 000,053 Ω	2,5 m Ω	normal	1,0	2,5 m Ω
δR_D	0,020 Ω	5,8 m Ω	rektangulär	1,0	5,8 m Ω
δR_{TS}	0,000 Ω	1,6 m Ω	rektangulär	1,0	1,6 m Ω
δR_{TX}	0,000 Ω	3,2 m Ω	rektangulär	-1,0	-3,2 m Ω
r_C	1,000 000 0	$0,41 \cdot 10^{-6}$	rektangulär	10 000 Ω	4,1 m Ω
r	1,000 010 5	$0,07 \cdot 10^{-6}$	normal	10 000 Ω	0,7 m Ω
R_X	10 000,178 Ω				8,33 m Ω

S3.10 Utvidgad mätosäkerhet:

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

S3.11 Resultatangivelse: Det uppmätta värdet av det nominella 10 k Ω -motståndet är (10 000,178 \pm 0,017) Ω vid mättemperaturen 23,00 $^{\circ}\text{C}$ och vid mätströmmen 100 μA .

Den angivna utvidgade mätosäkerheten är produkten av standardmätosäkerhet och täckningsfaktorn $k = 2$, vilket för en normalfördelning svarar mot en täckningssannolikhet av ungefär 95 %. Standardmätosäkerheten har bestämts i enlighet med EAL:s publikation EAL-R2.

S3.12 Matematisk förklaring angående standardmätosäkerheten av kvoten av avlästa resistansvärden: Det okända motståndet och referensmotståndet har nästan samma resistans. Om vi som vanligt utgår ifrån den linjära approximationen för avvikelser, uttrycks de värden som ger upphov till avläsningarna R_{iX} och R_{iS} enligt följande:

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

där R är motståndens nominella värde samt $\delta R_X'$ och $\delta R_S'$ de okända avvikelserna. Resistanskvoten som härleds från dessa uttryck är

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

där kvoten av det okända motståndets och referensmotståndets avlästa resistanser är

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

och korrektionsfaktorn (med linjär approximation i avvikelserna) är

$$r_c = 1 + \frac{\delta R_x' - \delta R_s'}{R} \quad (\text{S3.5})$$

De korrelerade bidragen från systematiska effekter härrörande från DMM:s interna skala påverkar inte resultatet. Detta tack vare det att avvikelsernas skillnad ingår i ekv. (S3.5). Korrektionsfaktorns standardosäkerhet bestäms enbart av okorrelerade avvikelser som härrör från störeffekter och DMM:s upplösning. Under antagandet att $u(\delta R_x') = u(\delta R_s') = u(\delta R')$ ges standardosäkerheten av uttrycket

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

S4 Kalibrering av en passbit med nominell längd 50 mm

S4.1 En passbit av grad 0 (ISO 3650) med nominell längd 50 mm kalibreras genom jämförelse med en arbetsnormal som utgörs av en kalibrerad passbit av samma nominella längd och samma material. Jämförelsen sker med hjälp av en komparator. Skillnaden i den centrala längden bestäms, med de båda passbitarna i vertikal position, med hjälp av två längdindikatorer som berör den övre och den undre mätytan. Det kalibrerade objektets verkliga längd l_x' fås ur arbetsnormalens verkliga längd l_s' enligt sambandet

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

där δl är den mätta längdskillnaden. De verkliga längderna l_x' och l_s' är passbitarnas längder under mätbetingelser, dvs. vid en temperatur som, på grund av osäkerheten i bestämningen av laboratoriets temperatur, inte behöver överensstämma med referenstemperaturen för längdbestämmning.

S4.2 Den okända passbitens längd l_x vid referenstemperaturen erhålls från sambandet

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

där

- | | |
|--------------|--|
| l_s | - normalens längd vid referenstemperaturen $t_0 = 20^\circ\text{C}$ enligt dess kalibreringsbevis; |
| δl_D | - ändringen i normalens längd på grund av drift sedan dess senaste kalibrering; |
| δl | - observerad längdskillnad mellan den okända passbiten och normalen; |
| δl_C | - korrektion för komparatorns icke-linjäritet och visningsfel; |
| L | - passbitarnas nominella längd; |

- $\bar{\alpha} = (\alpha_x + \alpha_s) / 2$ - medelvärdet av den okända passbitens och normalens längdutvidgningskoefficienter;
- $\delta t = (t_x - t_s)$ - skillnaden mellan den okända passbitens och normalens temperatur;
- $\delta \alpha = (\alpha_x - \alpha_s)$ - skillnaden mellan den okända passbitens och normalens längdutvidgningskoefficienter;
- $\Delta \bar{t} = (t_x + t_s) / 2 - t_0$ - skillnaden mellan medelvärdet av de två passbitarnas temperatur och referenstemperaturen;
- δl_v - korrektion för att längdindikatorerna inte berör mittpunkterna av den okända passbitens mätytor.

- S4.3 Arbetsnormal (l_s):** Arbetsnormalens längd och den tillhörande mätosäkerheten anges som 50,000 02 mm \pm 30 nm (täckningsfaktor $k = 2$) i kalibreringsbeviset för passbitssatsen.
- S4.4 Normalens drift (δl_D):** Normalens tidsmässiga drift skattas att vara noll inom ± 30 nm. Denna skattning baseras på resultat av tidigare kalibreringar. Erfarenhetsmässigt kan det antas att den mest sannolika driften av passbitar av denna typ är noll. Likväl antas en rektangulär fördelning.
- S4.5 Komparator (δl_C):** Komparatorn har funnits motsvara kraven enligt EAL-G21. Därav kan det fastställas att korrektionerna för visad längdskillnad är inom gränserna $\pm (30\text{nm} + 0,02 \cdot |D|)$ för längdskillnader D som är inom $\pm 10 \mu\text{m}$. Om vi tar hänsyn till toleranserna för kalibreringsobjektet som är av grad 0 och toleranserna för normalen som är av grad K, kommer vi fram till att den maximala längdskillnaden mellan de två passbitarna faller inom $\pm 1 \mu\text{m}$. Detta intervall ger gränserna ± 32 nm för korrektionen av komparatorns icke-linjäritet och visningsfel.
- S4.6 Temperaturkorrektioner ($\bar{\alpha}, \delta t, \delta \alpha, \Delta \bar{t}$):** Före kalibreringen ser man till att passbitarna har antagit mätrummetts temperatur. Återstående temperaturskillnad mellan normalen och kalibreringsobjektet kan antas vara inom $\pm 0,05$ K. På grundval av normalens kalibreringsbevis och tillverkarens uppgifter beträffande kalibreringsobjektet kan det antas att längdutvidgningskoefficienterna för de två passbitarna, som båda är av stål, ligger inom intervallet $(11,5 \pm 1,0) \cdot 10^{-6} \text{ } ^\circ\text{C}^{-1}$. Med antagna rektangulärfördelningar får man en triangulärfördelning med gränserna $\pm 2 \cdot 10^{-6} \text{ } ^\circ\text{C}^{-1}$ för skillnaden mellan längdutvidgningskoefficienterna. Medeltemperaturen vid mätningen antas överensstämma med referenstemperaturen $t_0 = 20 \text{ } ^\circ\text{C}$ inom $\pm 0,5 \text{ } ^\circ\text{C}$. Den bästa skattningen är noll för skillnaden av längdutvidgningskoefficienterna. Likaså är den bästa skattningen noll för avvikelserna från referenstemperaturen. Därför måste andra ordningens termer beaktas vid utvärderingen av dessa storheters mätosäkerhetsbidrag härrörande från faktorerna i produkten $\delta \alpha \times \Delta \bar{t}$ i ekv. (S4.2)

[se den matematiska förklaringen i punkt S4.13, ekv. (S4.5)]. Den slutliga standardosäkerheten är $u(\delta\alpha \cdot \Delta\bar{l}) = 0,236 \cdot 10^{-6}$.

S4.7 Längdvariationen (δl_V): För passbitar av grad 0 måste längdvariationen, bestämd ur mätningar i centrum och i de fyra hörnen, vara inom $\pm 0,12 \mu\text{m}$ (ISO 3650). Antar man att denna variation uppträder på mätytorna utefter kortsidan med längden 9 mm och att den centrala längden är mätt inom en cirkel med radien 0,5 mm, kan korrektionen på grund av beröringspunkternas avvikelse från mätytans mitt skattas att vara inom $\pm 6,7 \text{ nm}$.

S4.8 Korrelationer: Inga instorheter anses vara avsevärt korrelerade.

S4.9 Mätningar (δl): Med nollställning av komparatorn före varje avläsning av arbetsnormalen, görs följande observationer av längdskillnaden mellan den okända passbiten och arbetsnormalen.

obs. nr.	avläst värde
1	-100 nm
2	-90 nm
3	-80 nm
4	-90 nm
5	-100 nm

aritmetiskt medelvärde

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

poolad skattning av standardavvikelse
(erhållen vid tidigare utvärdering)

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

standardmätosäkerhet:

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

Skattningen av den sammanslagna standardavvikelsen har tagits från provningar som gjorts för att bekräfta komparatorns överensstämmelse med kraven i EAL-G21.

S4.10 Mätosäkerhetsanalys: (δl_x)

storhet	skattning	standardmätosäkerhet	sannolikhetsfördelning	känslighetsfaktor	mätosäkerhetsbidrag
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
l_s	50,000 020 mm	15 nm	normal	1,0	15,0 nm
δl_D	0 mm	17,3 nm	rektangulär	1,0	17,3 nm
δl	-0,000 094 mm	5,37 nm	normal	1,0	5,37 nm
δl_C	0 mm	18,5 nm	rektangulär	1,0	18,5 nm
δt	0 °C	0,0289 °C	rektangulär	$-575 \text{ nm}^\circ\text{C}^{-1}$	-16,6 nm
$\delta\alpha \times \Delta\bar{l}$	0	$0,236 \cdot 10^{-6}$	-	50 mm	-11,8 nm
δl_V	0 mm	3,87 nm	rektangulär	-1,0	-3,87 nm
l_x	49,999 926 mm				36,4 nm

S4.11 Utvidgad mätosäkerhet:

$$U = k \cdot u(l_x) = 2 \cdot 36,4 \text{ nm} \cong 73 \text{ nm}$$

S4.12 Resultatangivelse: Den mätta längden av passbiten med nominell längd 50 mm är 49,999 926 mm \pm 73 nm.

Den angivna utvidgade mätosäkerheten är produkten av standardmätosäkerhet och täckningsfaktorn $k = 2$, vilket för en normalfördelning svarar mot en täckningssannolikhet av ungefär 95 %. Standardmätosäkerheten har bestämts i enlighet med EAL:s publikation EAL-R2.

S4.13 Matematisk förklaring beträffande standardosäkerhet av en produkt av två storheter med väntevärde noll: När det gäller en produkt av två storheter, där väntevärdet för en eller båda faktorerna i produkten är noll, måste den vanliga utvärderingsmetoden för osäkerhetsbidrag, som baseras på en linjärisering av modellfunktionen, modifieras. Om faktorerna är statistiskt oberoende med väntevärden skilda från noll, kan man uttrycka kvadraten på den relativa standardosäkerheten (den relativa variansen) för produkten utan någon linjärisering. Detta görs med hjälp av kvadraterna på de relativa standardmätosäkerheter förknippade med faktorernas väntevärden:

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

Genom att använda definitionen av den relativa standardmätosäkerheten kan detta uttryck lätt transformeras till det allmänna sambandet

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

Om standardmätosäkerheterna $u(x_1)$ och $u(x_2)$, förknippade med väntevärdena x_1 och x_2 , är mycket mindre än absolutvärden av respektive väntevärde, kan den tredje termen i högra ledet försummas. Den återstående ekvationen representerar det fall som beskrivs av den vanliga metoden, baserad på linjärisering av modellfunktionen.

Om emellertid ett av väntevärdenas absolutvärden, t.ex. $|x_2|$, är mycket mindre än standardmätosäkerheten $u(x_2)$ som förknippas med detta väntevärde eller till och med noll, kan man bortse från produkttermen som innehåller detta väntevärde i högra ledet av ekv. (S4.3) men inte från den tredje termen. Den resulterande ekvationen är

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

Om absolutvärden av båda väntevärdena är mycket mindre än de mätosäkerheter som förknippas med dem, eller till och med noll, kommer endast den tredje termen i ekv. (S4.3) att ge ett signifikant bidrag, dvs.

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

S5 Kalibrering av ett typ N termoelement vid 1000 °C

S5.1 Ett typ N termoelement kalibreras genom jämförelse med två typ R referenstermoelement i en horisontell ugn vid temperaturen 1000 °C. De emk:er som termoelementen ger upphov till mäts med hjälp av en digital voltmeter med användning av en polvändare. Alla termoelement har sina referensställen vid 0 °C. Termoelementet som skall kalibreras ansluts till referenspunkten med kompensationsledningar.

S5.2 Temperaturen t_X av kalibreringsobjektets mätställe är

$$t_X = t_S(V_{IS} + \delta V_{IS1} + \delta V_{IS2} + \delta V_R - \frac{\delta t_{0S}}{C_{S0}}) + \delta t_D + \delta t_F$$

$$\cong t_S(V_{IS}) + C_S \cdot \delta V_{IS1} + C_S \cdot \delta V_{IS2} + C_S \cdot \delta V_R - \frac{C_S}{C_{S0}} \delta t_{0S} + \delta t_D + \delta t_F$$
(S5.1)

S5.3 Vid kalibreringen är spänningen V_X över termoelementet, med dess referensställe vid 0 °C,

$$V_X(t) \cong V_X(t_X) + \frac{\Delta t}{C_X} - \frac{\delta t_{0X}}{C_{X0}}$$

$$= V_{IX} + \delta V_{IX1} + \delta V_{IX2} + \delta V_R + \delta V_{LX} + \frac{\Delta t}{C_X} - \frac{\delta t_{0X}}{C_{X0}}$$
(S5.2)

där:

- $t_S(V)$ - referenstermometers temperatur som funktion av spänningen, med referensstället vid 0 °C. Funktionen ges i kalibreringsbeviset;
- V_{IS}, V_{IX} - voltmeters avläsning;
- $\delta V_{IS1}, \delta V_{IX1}$ - spänningskorrektioner enligt voltmeters kalibrering;
- $\delta V_{IS2}, \delta V_{IX2}$ - spänningskorrektioner på grund av voltmeters ändliga upplösning;
- δV_R - spänningskorrektion på grund av omkopplarens kontakteffekter;
- $\delta t_{0S}, \delta t_{0X}$ - temperaturkorrektioner på grund av att referenstemperaturen avviker från 0 °C;
- C_S, C_X - termoelementens spänningskänsligheter vid mättemperaturen 1000 °C;
- C_{S0}, C_{X0} - termoelementens temperaturkänsligheter vid referenstemperaturen 0 °C;
- δt_D - ändring av referenstermometers värden på grund av drift sedan dess senaste kalibrering;

- δt_F - temperaturkorrektion på grund av ugnens temperaturojämnhet;
- t - temperatur vid vilken termoelementet skall kalibreras (kalibreringspunkten);
- $\Delta t = t - t_X$ - avvikelse av kalibreringspunktens temperatur från ugnens temperatur;
- δV_{LX} - spänningskorrektion på grund av kompensationsledningarna.

- S5.4** Det angivna resultatet är termoelementets emk vid temperaturen av dess mätställe. Eftersom mätmetoden består av två steg – bestämning av ugnens temperatur och bestämning av kalibreringsobjektets emk – delas utvärderingen av mätosäkerheten upp i två delar.
- S5.5 Arbetsnormaler ($t_s(V)$):** Referenstermoelementen är försedda med kalibreringsbevis som anger sambandet mellan temperaturen av elementens mätställen och spänningen över termoelementens ledningar, förutsatt att referensstället är vid 0 °C. Den utvidgade mätosäkerheten vid 1000 °C är $U = 0,3$ °C (täckningsfaktor $k = 2$).
- S5.6 Voltmeters kalibrering ($\delta V_{iS1}, \delta V_{iX1}$):** Voltmeters kalibrerats. Alla mätta spänningar korrigeras. Kalibreringsbeviset anger en konstant utvidgad mätosäkerhet av $U = 2,0 \mu V$ (täckningsfaktor $k = 2$) för alla spänningar mindre än 50 mV.
- S5.7 Voltmeters upplösning ($\delta V_{iS2}, \delta V_{iX2}$):** En 4½ siffrors digital mikrovoltmeter används på 10 mV området. Därmed är gränserna för upplösning $\pm 0,5 \mu V$ vid varje avläsning.
- S5.8 Störspänningar (δV_R):** Återstående störspänningsavvikelser på grund av polvändarens kontakteffekter har skattats att vara noll inom $\pm 2 \mu V$.
- S5.9 Referenstemperaturer ($\delta t_{0S}, \delta t_{0X}$):** Temperaturen av varje termoelements referenspunkt är känd att vara 0 °C inom $\pm 0,1$ °C.
- S5.10 Spänningskänsligheter (C_S, C_X, C_{S0}, C_{X0}):** Följande värden på termoelementens spänningskänsligheter har hämtats från referenstabeller:
- | | 1000 °C | 0 °C |
|----------------------|---------------------------|------------------------------|
| referenstermoelement | $C_S = 0,077$ °C/ μV | $C_{S0} = 0,189$ °C/ μV |
| okänt termoelement | $C_X = 0,026$ °C/ μV | $C_{S0} = 0,039$ °C/ μV |
- S5.11 Arbetsnormalens drift (δt_D):** Arbetsnormalernas drift skattas till noll inom $\pm 0,3$ °C. Denna skattning baseras på kunskap från tidigare kalibreringar.
- S5.12 Temperaturgradienter (δt_F):** Temperaturgradienterna i ugnen har mätts. Vid 1000 °C är temperaturojämnheterna inom ± 1 °C.
- S5.13 Kompensationsledningarna (δV_{LX}):** Kompensationsledningarna har undersökts inom intervallet 0 °C - 40 °C. Från detta skattas att spänningsskillnader mellan kompensationsledningarna och termoelementledningarna är inom $\pm 5 \mu V$.

- S5.14 Mätningar ($V_{is}, t_S(V_{is}), V_{ix}$):** Mätningarna sker enligt följande metod, som ger fyra avläsningar för varje termoelement och minskar effekterna av den termiska källans temperaturdrift och av störande termospänningar i mätkretsen:

Första omgången:

första normalen, kalibreringsobjektet, andra normalen,
andra normalen, kalibreringsobjektet, första normalen
Skiftning av polaritet.

Andra omgången:

första normalen, kalibreringsobjektet, andra normalen,
andra normalen, kalibreringsobjektet, första normalen.

- S5.15** Proceduren föreskriver att skillnaden mellan de båda arbetsnormalerna måste vara inom $\pm 0,3$ °C. Om skillnaden är större måste mätserien upprepas och/eller orsakerna till den stora avvikelserna undersökas.

Termoelement	första normal	okänd	andra normal
Avläst korrigerad spänning	+10500 μV	+36245 μV	+10503 μV
	+10503 μV	+36248 μV	+10503 μV
	-10503 μV	-36248 μV	-10505 μV
	-10504 μV	-36251 μV	-10505 μV
Spänningens medelvärde	10502,5 μV	36248 μV	10504 μV
Mätställets temperatur	1000,4 °C		1000,6 °C
Ugnens temperatur		1000,5 °C	

- S5.16** Medelvärdet för varje termoelement beräknas från de fyra avläsningarna för varje termoelement i ovanstående tabell. Referenstermoelementens spänningvärden omvandlas till temperaturvärden med hjälp av sambandet mellan temperatur och spänning i termoelementens kalibreringsbevis. Observerade temperaturvärden är kraftigt korrelerade (korrelationskoefficienten nära ett). Därför kombineras de genom medelvärdesbildning till en observation. Denna får representera ugnens temperatur vid platsen för det okända termoelementet. På samma sätt har ett värde för det okända termoelementets spänning erhållits. För att utvärdera mätosäkerheten för dessa observationer har en serie av tio mätningar gjorts tidigare vid samma arbetstemperatur. Den har gett en poolad skattning av standardavvikelsen av ugnstemperaturen och av det okända termoelementets spänning.

Standardmätosäkerheterna av de observerade storheterna är:

poolad skattning av standardavvikelse: $s_p(t_S) = 0,10$ °C

standardmätosäkerhet: $u(t_S) = \frac{s_p(t_S)}{\sqrt{1}} = 0,10$ °C

poolad skattning av standardavvikelse: $s_p(V_{ix}) = 1,6$ μV

standardmätosäkerhet: $u(V_{ix}) = \frac{s_p(V_{ix})}{\sqrt{1}} = 1,6$ μV

S5.17 Mätosäkerhetsanalys (ugns temperatur t_x):

storhet	skattning	standardmätosäkerhet	sannolikhetsfördelning	känslighetsfaktor	mätosäkerhetsbidrag
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
t_s	1000,5 °C	0,10 °C	normal	1,0	0,10 °C
δV_{IS1}	0 μ V	1,00 μ V	normal	0,077 °C/ μ V	0,077 °C
δV_{IS2}	0 μ V	0,29 μ V	rektangulär	0,077 °C/ μ V	0,022 °C
δV_R	0 μ V	1,15 μ V	rektangulär	0,077 °C/ μ V	0,089 °C
δt_{0S}	0 °C	0,058 °C	rektangulär	-0,407	-0,024 °C
δt_s	0 °C	0,15 °C	normal	1,0	0,15 °C
δt_D	0 °C	0,173 °C	rektangulär	1,0	0,173 °C
δt_F	0 °C	0,577 °C	rektangulär	1,0	0,577 °C
t_x	1000,5 °C				0,641 °C

S5.18 Mätosäkerhetsanalys (det kalibrerade termoelementets emk V_x):

Mätningens standardosäkerhet som härrör från skillnaden i temperatur mellan kalibreringspunkten och ugnens temperatur är densamma som standardosäkerheten som härrör från mätningen av ugnens temperatur, eftersom kalibreringspunkten har ett exakt definierat värde.

storhet	skattning	standardmätosäkerhet	sannolikhetsfördelning	känslighetsfaktor	mätosäkerhetsbidrag
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
V_{IX}	36 248 μ V	1,60 μ V	normal	1,0	1,60 μ V
δV_{IX1}	0 μ V	1,00 μ V	normal	1,0	1,00 μ V
δV_{IX2}	0 μ V	0,29 μ V	rektangulär	1,0	0,29 μ V
δV_R	0 μ V	1,15 μ V	rektangulär	1,0	1,15 μ V
δV_{LX}	0 μ V	2,9 μ V	rektangulär	1,0	2,9 μ V
Δt	0,5 °C	0,641 °C	normal	38,5 μ V/°C	24,5 μ V
δt_{0X}	0 °C	0,058 °C	rektangulär	-25,6 μ V/°C	-1,48 μ V
V_x	36 229 μ V				25,0 μ V

S5.19 Utvidgade mätosäkerheter

Den utvidgade mätosäkerheten förknippad med mätningen av ugnens temperatur är

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

Den utvidgade mätosäkerheten förknippad med det kalibrerade termoelementets emk är

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

S5.20 Resultatangivelse

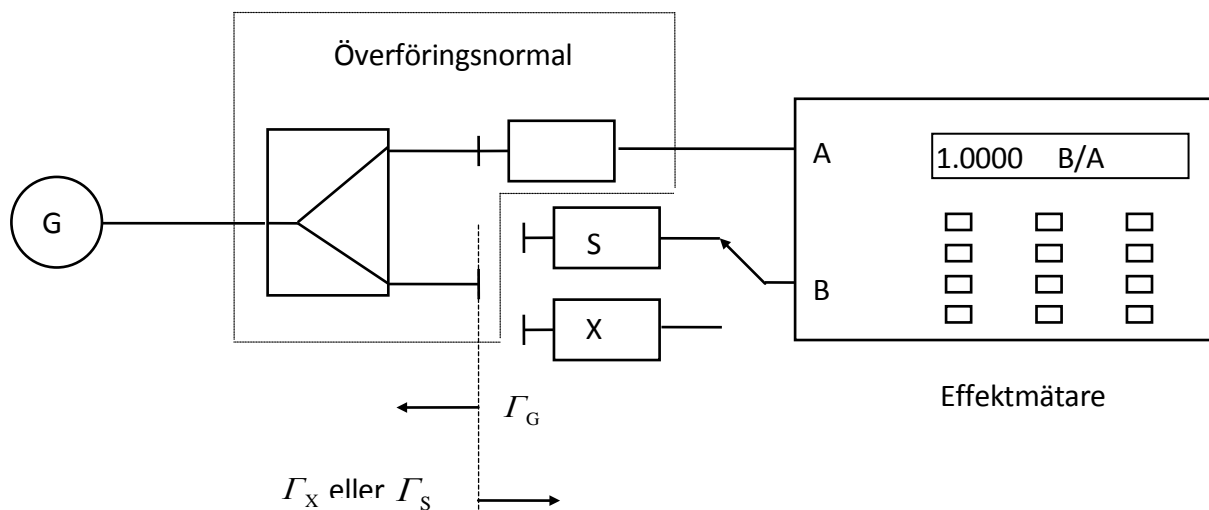
Vid en temperatur av 1000,0 °C har det kalibrerade typ N termoelementet en emk av $36\,230\ \mu\text{V} \pm 50\ \mu\text{V}$ om dess referensställe är vid 0 °C.

Den angivna utvidgade mätosäkerheten är produkten av standardmätosäkerhet och täckningsfaktorn $k = 2$, vilket för en normalfördelning svarar mot en täckningssannolikhet av ungefär 95 %. Standardmätosäkerheten har bestämts i enlighet med EAL:s publikation EAL-R2.

S6 Kalibrering av en effektsensor vid frekvensen 19 GHz

S6.1 En okänd effektsensor kalibreras mot en känd effektsensor (jämförelsesensor) genom substitution på en stabil överföringsnormal med känd och liten reflektionsfaktor. Kalibreringen görs som en mätning av kalibreringsfaktorn. Denna definieras som kvoten av infallande effekt vid referensfrekvensen 50 MHz och infallande effekt vid kalibreringsfrekvensen, med villkoret att effektsensorn skall ge samma respons vid de båda infallande effekterna. Vid vardera frekvensen bestäms kvoten av effekten för den okända sensorn, respektive jämförelsesensorn, och den sensor som ingår i överföringsnormalen. För detta används en effektmätare med dubbla ingångar och möjlighet för kvotbildning.

S6.2 Schematisk bild av mätsystemet



S6.3 Kalibreringsfaktorn K definieras som

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

vid lika effektmetervisning,

där

- P_{lr} - infallande effekt vid referensfrekvensen (50 MHz);
- P_{lc} - infallande effekt vid kalibreringsfrekvensen;
- Γ_r - sensors reflektionskoefficient för spänning vid referensfrekvensen;
- Γ_c - sensors reflektionskoefficient för spänning vid kalibreringsfrekvensen;
- P_{Ar} - av sensorn absorberad effekt vid referensfrekvensen;
- P_{Ac} - av sensorn absorberad effekt vid kalibreringsfrekvensen.

S6.4 Den okända sensors kalibreringsfaktor erhålls från sambandet

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

där

- K_S - jämförelsesensors kalibreringsfaktor;
- δK_D - ändring i jämförelsesensors kalibreringsfaktor på grund av driften sedan dess senaste kalibrering;
- M_{Sr} - jämförelsesensors missanpassningsfaktor vid referensfrekvensen;
- M_{Sc} - jämförelsesensors missanpassningsfaktor vid kalibreringsfrekvensen;
- M_{Xr} - den okända sensors missanpassningsfaktor vid referensfrekvensen;
- M_{Xc} - den okända sensors missanpassningsfaktor vid kalibreringsfrekvensen;
- p_{Cr} - korrektion av den observerade kvoten på grund av icke-linjäritet och ändlig upplösning av effektmeter, vid den effektkvotnivå som gäller vid referensfrekvensen;
- p_{Cc} - korrektion av den observerade kvoten på grund av icke-linjäritet och ändlig upplösning av effektmeter, vid den effektkvotnivå som gäller vid kalibreringsfrekvensen;
- $p = \frac{p_{Sr} p_{Xc}}{p_{Sc} p_{Xr}}$ - observerad kvot av effektkvoter,
- p_{Sr} - avläst effektkvot för jämförelsesensorn vid referensfrekvensen;

- p_{Sc} - avläst effektkvot för jämförelsesensorn vid kalibreringsfrekvensen;
- p_{Xr} - avläst effektkvot för den okända sensorn vid referensfrekvensen
- p_{Xc} - avläst effektkvot för den okända sensorn vid kalibreringsfrekvensen.

S6.5 Jämförelsesensor (K_S): Jämförelsesensorn hade kalibrerats sex månader innan den användes för kalibrering av den okända sensorn. Kalibreringsfaktorn ges i kalibreringsbeviset som $(95,7 \pm 1,1) \%$ (täckningsfaktor $k = 2$), vilket också kan uttryckas som $0,957 \pm 0,011$.

S6.6 Normalens drift (δK_D): Driften av jämförelsesensorns kalibreringsfaktor kan med ledning av dess årliga kalibrering skattas till $-0,002$ per år, med avvikelser inom $\pm 0,004$. Från dessa värden skattas driften av jämförelsesensorns kalibreringsfaktor att vara $-0,001$ med avvikelser inom $\pm 0,002$, eftersom den senaste kalibreringen har skett för ett halvår sedan.

S6.7 Effektmeterns linjäritet och upplösning (p_{Cr}, p_{Cc}): På grund av effektmeterns icke-linjäritet har dess avläsningar en utvidgad mätosäkerhet av $0,002$ (täckningsfaktor $k = 2$) vid den effektkvotnivå som gäller vid referensfrekvensen och $0,0002$ (täckningsfaktor $k = 2$) vid den effektkvotnivå som gäller vid kalibreringsfrekvensen. Dessa värden har erhållits från tidigare mätningar. Eftersom samma effektmeter har använts för att erhålla såväl p_S som p_X , är mätosäkerhetsbidragen korrelerade både vid referensfrekvensen och vid kalibreringsfrekvensen. Men korrelationernas effekt är att minska mätosäkerheten eftersom effektkvoter vid båda frekvenser betraktas. Därför behöver man endast ta hänsyn till de relativa skillnader i avläsningar som betingas av systematiska effekter (se den matematiska anmärkningen i punkt S3.12). Detta ger en standardmätosäkerhet av $0,00142$ förknippad med korrektionsfaktorn p_{Cr} och $0,000142$ förknippad med korrektionsfaktorn p_{Cc} .

Den för effektmeterns avläsningar angivna utvidgade mätosäkerheten innefattar effekter från linjäritet och upplösning. Linjäritetseffekterna är korrelerade medan upplösningseffekterna är okorrelerade. Såsom visats i S3.12 medför kvotbildning att korrelationernas inverkan elimineras och standardmätosäkerheten förknippad med kvoten reduceras. I ovanstående beräkning är de enskilda korrelerade och okorrelerade bidragen emellertid inte kända. De angivna värdena är övre gränser för standardmätosäkerheten förknippad med kvoterna. Mätosäkerhetsanalysen visar slutligen att bidragen som härrör från dessa kvoter är betydelselösa, dvs. att gjorda approximationer är försvarbara.

S6.8 Missanpassningsfaktorer ($M_{Sr}, M_{Sc}, M_{Xr}, M_{Xc}$): Överföringsnormalens system är inte perfekt anpassat. Dessutom känner man inte till reflektionsfaktorernas fasförhållanden vare sig för överföringsnormalen, den okända sensorn eller jämförelsesensorn. Det uppstår, därmed, en mätosäkerhet beroende på vardera sensorns missanpassning vid referensfrekvensen och kalibreringsfrekvensen. Tillhörande gränser för avvikelserna måste därför beräknas för referensfrekvensen och kalibreringsfrekvensen ur sambandet

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

där reflektionsfaktorernas absolutvärden för överföringsnormalen, jämförelsesensorn och den okända sensorn är

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

De enskilda bidragens sannolikhetsfördelningar är U-formade. Detta tar man hänsyn till genom att ersätta faktorn 1/3 som gäller för en rektangulär fördelning med faktorn 1/2 vid beräkning av variansen från kvadraten på intervallets halva bredd. Missanpassningens standardmätosäkerhet erhålls därmed ur sambandet

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

Anmärkning:

Reflektionsfaktorernas värden är själva också mätresultat och därmed i sin tur behäftade med mätosäkerhet. Detta har man tagit hänsyn till genom att addera deras kvadrat och det aktuella mätvärdets kvadrat. Summans kvadratroten anges i tabellen ovan.

S6.9 Korrelationer: Inga instorheter anses vara avsevärt korrelerade.

S6.10 Mätningar: Tre separata observationer har gjorts med fränkoppling och återinkoppling av jämförelsesensorn respektive den okända sensorn till överföringsnormalen. Detta för att ta hänsyn till kopplingens repeterbarhet. Effektmeters avläsningar som används för att beräkna den observerade effektkvoten p är:

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

aritmetiskt medelvärde:

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

mätseriens standardavvikelse:

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

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

S6.11 Mätosäkerhetsanalys (K_X):

storhet X_i	skattning x_i	standard- mätosäkerhet t $u(x_i)$	sannolikhets- fördelning	känslighets- faktor c_i	mätosäker- hetsbidrag $u_i(y)$
K_S	0,957	0,0055	normal	0,976	0,00537
δK_D	-0,001	0,0012	rektangulär	0,976	0,00113
M_{Sr}	1,000	0,0006	U-formad	0,933	0,00053
M_{Sc}	1,000	0,0099	U-formad	-0,933	0,00924
M_{Xr}	1,000	0,0006	U-formad	-0,933	-0,00053
M_{Xc}	1,000	0,0119	U-formad	0,933	0,01110
p_{Cr}	1,000	0,0014	normal	0,933	0,00132
p_{Cc}	1,000	0,0001	normal	0,933	0,00013
p	0,976	0,0048	normal	0,956	0,00459
K_X	0,933				0,01623

S6.12 Utvidgad mätosäkerhet:

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

S6.13 Resultatangivelse:

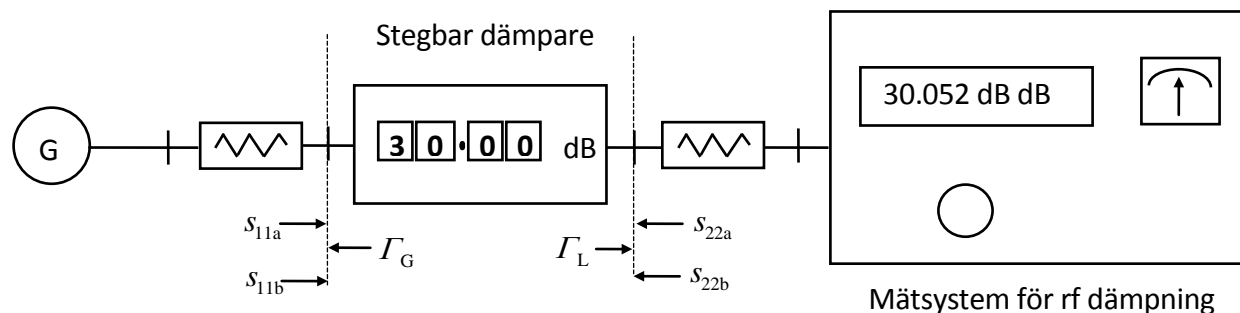
Vid 18 GHz är effektsensorns kalibreringsfaktor $0,933 \pm 0,032$, vilket också kan uttryckas som $(93,3 \pm 3,2) \%$.

Den angivna utvidgade mätosäkerheten är produkten av standardmätosäkerhet och täckningsfaktorn $k = 2$, vilket för en normalfördelning svarar mot en täckningssannolikhet av ungefär 95 %. Standardmätosäkerheten har bestämts i enlighet med EAL:s publikation EAL-R2.

S7 Kalibrering av en koaxial stegdämpare vid inställningen 30 dB (stegdämpning)

S7.1 En stegbar koaxialdämpare vid 10 GHz kalibreras med hjälp av en kalibrerad stegbar dämpare som normal. Enligt mätmetoden skall man bestämma dämpningen mellan en anpassad källa och en anpassad belastning. Den okända dämparen kan i detta fall ställas in för lägen 0 dB och 30 dB och det är denna ändring (som kallas stegdämpning) som bestäms vid kalibreringen. Systemet för dämpningsmätning har digital visning och analog noll-detektor som används för att ange jämviktsläget.

S7.2 Schematisk bild av mätsystemet

S7.3 Den okända dämparens dämpning L_x fås ur sambandet

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

där

- $L_S = L_{1b} - L_{1a}$ - normalens dämpningsskillnad, erhållen från:
- L_{1a} - visad dämpning med den okända dämparen inställd på 0 dB;
- L_{1b} - visad dämpning med den okända dämparen inställd på 30 dB;
- δL_S - korrektion erhållen från normalens kalibrering;
- δL_D - normalens dämpningsändring på grund av drift sedan dess senaste kalibrering;
- δL_M - korrektion på grund av missanpassningsförluster;
- δL_K - korrektion för läcksignaler mellan den okända dämparens ingång och utgång på grund av bristfällig isolering;
- $\delta L_{1a}, \delta L_{1b}$ - korrektion på grund av normalens begränsade upplösning vid inställningarna 0 dB och 30 dB;
- $\delta L_{0a}, \delta L_{0b}$ - korrektioner på grund av nolldetektorns begränsade upplösning vid inställningarna 0 dB och 30 dB.

S7.4 Normal(δL_S): Enligt normalens kalibreringsbevis är dämpningen 30,003 dB vid inställningen 30 dB och vid 10 GHz, med en tillhörande utvidgad mätosäkerhet av 0,005 dB (täckningsfaktor $k = 2$). Korrektionen +0,003 dB med den tillhörande utvidgade mätosäkerheten av 0,005 dB (täckningsfaktor $k = 2$) anses gälla för normalens dämpningsinställningar som avviker inom $\pm 0,1$ dB från den kalibrerade inställningen av 30,000 dB.

S7.5 Normalens drift (δL_D): Normalens drift skattas att vara noll inom $\pm 0,002$ dB. Detta baseras på normalens kalibreringshistorik.

- S7.6 Missanpassningsförlusten (δL_M):** Källans och belastningens reflektionsfaktorer vid den okända dämparens inlänkningspunkt har optimerats till lägsta möjliga värden genom impedansanpassning. Reflektionsfaktorernas absolutvärden och absolutvärdena av den okända dämparens spridningsfaktorer har mätts men deras fasförhållanden är okända. Utan kännedom om faser kan missanpassningsfelet inte korrigeras men standardmätosäkerheten (i dB) på grund av den ofullständiga kunskapen av anpassningen kan skattas enligt sambandet [1]

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

(S7.2)

där källans och belastningens reflektionsfaktorer är

$$\Gamma_L = 0,03 \text{ och } \Gamma_S = 0,03$$

och den okända dämparens spridningsfaktorer vid 10 GHz är

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

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

Anmärkning:

Spridnings- och reflektionsfaktorernas värden är också mätresultat och därmed inte exakt kända. Detta har man tagit hänsyn till genom att addera kvadraterna på mätosäkerheten och det aktuella mätvärdet samt ta kvadratroten ur summan.

- S7.7 Korrektions för läcksignaler (δL_K):** Från mätningar gjorda vid inställningen 0 dB har läcksignalerna genom den okända dämparen skattats vara minst 100 dB under mätsignalens nivå. Med utgångspunkt i denna uppgift skattas korrektionen för läcksignaler vara inom $\pm 0,003$ dB vid inställningen 30 dB.
- S7.8 Upplösning av normalens inställning ($\delta L_{1a}, \delta L_{1b}$):** normalens digitala visningsanordning har en upplösning av 0,001 dB. Från detta kan korrektionen för upplösningen skattas vara inom $\pm 0,0005$ dB.
- S7.9 Nolldetektorns upplösning ($\delta L_{0a}, \delta L_{0b}$):** I en tidigare utvärdering har man funnit att detektorns upplösning har en standardavvikelse av 0,002 dB vid varje avläsning. Fördelningen antas vara normal.
- S7.10 Korrelationer:** Inga instorheter anses vara avsevärt korrelerade.

S7.11 Mätningar: Fyra mätningar görs av den okända dämparens stegdämpning mellan inställningarna 0 dB och 30 dB:

obs. nr.	observerade värden vid inställning	
	0 dB	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

aritmetiskt medelvärde: $\bar{L}_S = 30,040$ dB

mätseriens standardavvikelse: $s(L_S) = 0,018$ dB

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

S7.12 Mätosäkerhetsanalys (L_X):

storhet	skattning	standard- mätosäkerhet	sannolikhets- fördelning	känslighets- faktor	mätosäker- hetsbidrag
X_i	x_i	t $u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
L_S	30,040 dB	0,0090 dB	normal	1,0	0,0090 dB
δL_S	0,003 dB	0,0025 dB	rektangulär	1,0	0,0025 dB
δL_D	0 dB	0,0011 dB	U-formad	1,0	0,0011 dB
δL_M	0 dB	0,0200 dB	U-formad	1,0	0,0200 dB
δL_K	0 dB	0,0017 dB	U-formad	1,0	0,0017 dB
δL_{1a}	0 dB	0,0003 dB	U-formad	-1,0	-0,0003 dB
δL_{1b}	0 dB	0,0003 dB	rektangulär	1,0	0,0019 dB
δL_{0a}	0 dB	0,0020 dB	rektangulär	-1,0	0,0020 dB
δL_{0b}	0 dB	0,0020 dB	normal	1,0	-0,0020 dB
L_X	30,043 dB				0,0224 dB

S7.13 Utvidgad mätosäkerhet:

$$U = k \cdot u(L_X) = 2 \cdot 0,0224 \text{ dB} \cong 0,045 \text{ dB}$$

S7.14 Resultatangivelse:

Stegdämparens uppmätta värde för inställningen 30 dB är (30,043±0,045) dB vid 10 GHz.

Den angivna utvidgade mätosäkerheten är produkten av standardmätosäkerhet och täckningsfaktorn $k = 2$, vilket för en normalfördelning svarar mot en täckningssannolikhet av ungefär 95 %. Standardmätosäkerheten har bestämts i enlighet med EAL:s publikation EAL-R2.

S7.15 Hänvisning

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

TILLÄGG 2

Exempel

EA-4/02 • Angivande av mätosäkerhet vid kalibrering

Innehåll

Avsnitt		Sida
S8	Inledning	53
S9	Kalibrering av en handhållen digital multimeter i punkten 100 V dc	56
S10	Kalibrering av ett skjutmått	60
S11	Kalibrering av en blockkalibrator vid temperaturen 180 °C	65
S12	Kalibrering av en hushållsvattenmätare	68
S13	Kalibrering av en ringtolk med nominell diameter 90 mm	80

S8 Inledning

- S8.1** De följande exemplen avser att ytterligare belysa tillvägagångssättet vid utvärdering av mätosäkerhet. De kompletterar exemplen i Supplement 1 till EAL-R2-S1 (utgåva 1, november 1997; svensk översättning EAL-R2-S1-Sv, utgåva 2, januari 1999). Den föreliggande exempelsamlingen belyser främst situationer där mätosäkerhetsanalysen innehåller en eller två dominanta termer eller där antalet upprepade mätningar är litet.
- S8.2** Exempelen är valda så att de kan belysa fall som förekommer i praktiken. Läsaren måste dock ha klart för sig att man vid praktisk tillämpning inte behöver gå igenom de matematiska härledningar som presenteras i exemplen, i synnerhet inte de som ges i de matematiska förklaringar som är fogade till vissa av exemplen. Däremot bör användaren utnyttja resultaten av de teoretiska framställningarna när han eller hon har förstått under vilka betingelser de kan tillämpas. Till exempel, om det i en viss situation är säkerställt att mätresultatet har en rektangulär fördelning (vilket är fallet om man endast behöver ta hänsyn till *en* komponent som är rektangulärt fördelad), kan man omedelbart dra slutsatsen att den täckningsfaktor som man skall använda för att få en täckningssannolikhet av 95 % är $k = 1,65$ (se S9.14).
- S8.3** Den allmänna slutsats som kan dras från mätosäkerhetsanalyserna är att om *en* mätosäkerhetskomponent är dominant, är dess fördelning tillämplig även för mätresultatet. Dock måste som vanligt den relevanta känslighetsfaktorn användas för utvärdering av resultatets mätosäkerhet.
- S8.4** Det bör tilläggas att den situation där endast en eller ett par mätosäkerhetskomponenter är dominanta inträffar ofta i samband med enklare mätton, varvid den dominanta termen ofta härrör från mättonets begränsade upplösning. Därför kan det verka som en paradox att behandlingen av mätosäkerhet för resultat erhållna med enklare mätton är mer komplicerad än den som har redovisats för de lättfattligare exemplen i Supplement 1. De matematiska härledningarna, som kan kännas belastande, hade i och för sig kunnat redovisas i huvuddokumentet. Av pedagogiska skäl ges de dock i direkt anslutning till de situationer där resultatet av härledningarna används.
- S8.5** Exempelen är baserade på förslag utarbetade av expertgrupper inom EA. Förslagen har förenklats och gjorts samstämmiga för att göra dem förståeliga för laboratoriepersonal inom alla områden av kalibrering. Man kan därför hoppas att denna exempelsamling, liksom den föregående samlingen som publicerades som Supplement 1 till EAL-R2, kommer att bidra till en bättre förståelse av det sätt på vilket utvärderingsmodellen bör ställas upp och till en harmonisering av utvärderingen av mätosäkerheten, oberoende av kalibreringsområdet.
- S8.6** Mätosäkerhetskomponenter och andra värden i exemplen skall inte ses som obligatoriska värden eller rekommendationer. Laboratorier bör bestämma sina egna

mätosäkerhetsbidrag med utgångspunkt i den modellfunktion som de använder för utvärdering av den aktuella kalibreringen och ange den utvärderade mätosäkerheten på de kalibreringsbevis som de utfärdar.

- S8.7** Exempelen presenteras i enlighet med det allmänna schema som introducerades och användes i det första supplementet till EAL-R2. För ytterligare detaljer se avsnitt S1.4 av nämnda dokument.
- S8.8** Mätosäkerhetsanalysen i exemplen avser att belysa grunderna för ifrågavarande mätprocess samt metoden för utvärdering av mätresultatet och den tillhörande mätosäkerheten. För att även de som inte är experter inom det berörda mättekniska fackområdet lättare skall kunna förstå analysen används en enhetlig metod för beteckning av storheter. Den är mer inriktad på den fysikaliska bakgrunden än på gällande praxis inom de olika fackområdena.
- S8.9** Vissa storheter återkommer i samtliga exempel. En av dem är mätstorheten, dvs. den storhet som är mål för mätningen. En annan är den storhet som arbetsnormalen presenterar och som realiserar den lokala enheten; med den jämförs mätstorheten. Förutom dessa två storheter finns i samtliga fall flera andra som utgör ytterligare lokala storheter eller korrektioner.
- S8.10** Korrektionerna beskriver den bristande överensstämmelsen mellan mätstorhet och mätresultat. Vissa korrektioner utgör fullständiga mätresultat, dvs. de ges med såväl mätvärde som dess tillhörande mätosäkerhet. För andra måste man dra slutsatser om deras spridning från en mer eller mindre fullständig kunskap om korrektionernas natur. I flertalet fall innebär det att man skattar gränserna för de okända avvikelserna.
- S8.11** I vissa fall karaktäriserar normalens nominella värde den storhet som presenteras av arbetsnormalen. Således uppträder nominella värden, som allmänt sett karaktäriserar eller identifierar de artefakter som används vid kalibrering, ofta i mätosäkerhetsanalysen.
- S8.12** För att i de matematiska modellerna skilja mellan dessa begrepp, har exemplen konstruerats i enlighet med nedan angivna regler för beteckningar. Uppenbarligen kan dock reglerna inte följas strängt, beroende på att praxisen hur beteckningar används varierar mellan olika mättekniska fackområden.
- S8.13** I beteckningssättet görs skillnad mellan huvudsakliga värden, nominella värden, korrektioner och gränsvärden:

Huvudsakliga värden är sådana mätvärden eller visningar som ger det väsentliga bidraget till mätstorhetens värde. De betecknas med kursiva gemener; om storheten avser en skillnad föregås beteckningen av ett versalt rakt delta ur det grekiska alfabetet.

EXEMPEL:

t_{iX} - visningen hos en termometer X som skall kalibreras (index i avser visning),

Δl - observerad skillnad i en mätspindels läge.

Nominella värden är tilldelade värden för att realisera en storhet med hjälp av en normal eller ett materialiserat mått. De är ungefärliga värden som ger det huvudsakliga bidraget till det realiserade värdet. De anges med kursiva versaler.

EXEMPEL:

L - nominella längden av en passbit som skall kalibreras.

Korrekationer avser små avvikelser från storheter som representerar det huvudsakliga värdet. De är kända eller måste skattas. I de flesta fall är de additiva och kallas då korrekktionstermer. De anges med den beteckning som representerar ifrågavarande storhet, föregången av ett gement kursivt grekiskt delta.

EXEMPEL:

δm_D - möjlig avvikelse på grund av drift i jämförelseviktens värde sedan dess senaste kalibrering,

δm_C - korrektion för belastningens excentricitet och för magnetiska effekter vid en viktkalibrering.

Gränsvärden är fixerade skattade värden för möjliga variationer av en storhets okända värde. De anges med beteckningen för den ifrågavarande storheten, föregången av ett versalt rakt grekiskt delta.

EXEMPEL:

$\Delta \alpha_x$ - skattat värde av halva bredden av möjliga avvikelser hos den i tillverkarens specifikation givna temperaturkoefficienten för en under kalibrering varande resistor.

Olika storheter av samma storhetsslag skiljs åt genom användning av *index*, såsom framgår av exemplen. Internationellt accepterade beteckningsregler för storheter har följts genom att använda kursiva index för storhetsbeteckningar och raka index för att beteckna artefakter, mätinstrument och liknande.

S8.14 Definierade referensvärden anges med storhetsbeteckning med index noll.

EXEMPEL:

p_0 - referenstryck, t.ex. 100 kPa.

S8.15 Kvot av storheter av samma slag (dimensionslös kvot) betecknas med kursiv gemen.

EXEMPEL:

$r = R_{iX} / R_{iN}$ - kvot av visat värde för en okänd resistor och en jämförelse-resistor (index i avser visning).

S8.16 Om flera index måste användas sätts det index som betecknar det mest generella begreppet längst till vänster och det som betecknar det mest specifika begreppet längst till höger.

EXEMPEL:

V_{i1}, V_{i2} - av voltmeter "1" respektive voltmeter "2" visad spänning.

- S8.17** Man avser att dessa exempel i det andra supplementet till EAL-R2 kommer att följas av andra för att illustrera olika särdrag i samband med kalibrering av mättdon. Exempel finns också i EAL:s och EA:s vägledningsdokument¹ för kalibrering av olika typer av mättdon.

S9 Kalibrering av en handhållen digital multimeter i punkten 100 V dc

- S9.1** Som del av en allmän kalibrering av en handhållen digital multimeter (DMM) kalibreras den vid inspänningen 100 V dc med hjälp av en multifunktionell kalibrator som arbetsnormal. Följande mätrutin tillämpas:

- (1) Kalibrators utklämmor förbinds med DMM:s inklämmor med hjälp av lämpliga mätkablar.
- (2) Kalibratoren ställs in på 100 V och efter en lämplig stabiliseringsperiod noteras DMM:s visning.
- (3) DMM:s visningsfel beräknas med hjälp av DMM:s visning och kalibrators inställning.

- S9.2** Det bör nämnas att det visningsfel för DMM som man får med denna mätrutin innefattar såväl effekten av offset som avvikelserna från linjäritet.

- S9.3** Den kalibrerade DMM:s visningsfel E_x fås ur

$$E_x = V_{ix} - V_s + \delta V_{ix} - \delta V_s \quad (\text{S9.1})$$

där

- V_{ix} - av DMM visad spänning (index i avser visning),
 V_s - av kalibratoren genererad spänning,
 δV_{ix} - korrektion av visad spänning på grund av DMM:s begränsade upplösning,
 δV_s - korrektion av kalibrators spänning på grund av
(1) driften sedan dess senaste kalibrering,
(2) avvikelserna betingade av den samlade effekten av offset, icke-linjäritet och skillnader i förstärkning,

¹ EA-10/03 (EAL-G26), Calibration of Pressure Balances
EA-10/08 (EAL-G31), Calibration of Thermocouples
EA-10/09 (EAL-G32), Measurement and Generation of Small AC Voltages with Inductive Voltage Dividers
EA-10/10, Determination of Pitch Diameter of Parallel Thread Gauges by Mechanical Probing

- (3) avvikelserna i omgivningstemperaturen,
- (4) avvikelserna i matningsspänningen,
- (5) effekterna av belastningen på grund av den kalibrerade DMM:s ändliga ingångsresistans.

S9.4 På grund av den begränsade upplösningen av DMM:s visning observeras ingen spridning i de visade värdena.

S9.5 DMM:s visning (V_{ix}): Av DMM visat värde är 100,1 V vid kalibratorinställningen 100 V. DMM:s visning betraktas vara exakt (se S9.4).

S9.6 Arbetsnormal (V_S): Av den multifunktionella kalibrators kalibreringsbevis framgår att den genererade spänningen motsvarar det inställda värdet och att den tillhörande utvidgade relativa mätosäkerheten är $W=0,000\ 02$ (täckningsfaktor $k = 2$). Således har utspänningen vid inställningen 100 V en tillhörande utvidgad mätosäkerhet av $U=0,002\ V$ (täckningsfaktor $k = 2$).

S9.7 Den kalibrerade DMM:s upplösning (δV_{ix}): Den minst signifikanta siffran i DMM:s visning svarar mot 0,1 V. Varje avläsning av DMM har en korrektion på grund av visningens ändliga upplösning. Korrektionen skattas vara 0,0 V inom gränserna $\pm 0,05\ V$ (dvs. hälften av det värde som svarar mot den minst signifikanta siffran).

S9.8 Andra korrektioner (δV_S): Eftersom individuella data inte är tillgängliga baseras skattningen av den mätosäkerhet som är förbunden med de olika effekterna på kalibratortillverkarens specifikationer. Dessa specifikationer anger att under följande mätbetingelser överensstämmer spänningen som kalibratorn genererar med det på kalibratorn inställda värdet inom $\pm(0,000\ 1 \times V_S + 1\ mV)^2$:

- (1) omgivningstemperaturen är inom området 18 °C till 23 °C,
- (2) kalibrators matningsspänning är inom området 210 V till 250 V,
- (3) den resistiva belastningen vid kalibrators klämmor är större än 100 k Ω ,
- (4) kalibratorn har kalibrerats inom det senaste året.

Eftersom dessa mätvillkor är uppfyllda och kalibrators kalibreringshistorik visar att tillverkarens specifikationer är tillförlitliga, antas korrektionstermen som måste adderas till kalibrators genererade spänning vara 0,0 V inom $\pm 0,011\ V$.

S9.9 Korrelation

Inga instorheter anses vara avsevärt korrelerade.

² En vanlig metod att i datablad eller handböcker presentera noggrannhetspecifikationer för mätinstrument innebär att de specificerade gränserna ges som funktion av "avlästa värden". För denna kalibrator skulle uppgiften vara " $\pm(0,01\ %$ av avläst värde + 1 mV)". Även om detta sätt att uttrycka sig kan anses motsvara det som ges i S9.8 används det inte här eftersom det kan vara vilseledande och eftersom det inte representerar en ekvation av fysikaliska storheter enligt det internationellt accepterade symboliska skrivsättet.

S9.10 Mätosäkerhetsanalys (E_X)

storhet X_i	skattning x_i	standard- mätosäker- het $u(x_i)$	sannolikhets- fördelning	känslighets- faktor c_i	mätosäker- hetsbidrag $u_i(y)$
V_{iX}	100,1 V	-	-	-	-
V_S	100,0 V	0,001 V	normal	-1,0	-0,001 V
δV_{iX}	0,0 V	0,029 V	rektangulär	1,0	0,029 V
δV_S	0,0 V	0,0064 V	rektangulär	-1,0	-0,0064 V
E_X	0,1 V				0,030 V

S9.11 Utvidgad mätosäkerhet

Standardmätosäkerheten som förknippas med mätresultatet domineras klart av effekten av DDM:s ändliga upplösning. Den slutliga fördelningen är inte en normalfördelning utan närmast rektangulär. Därför kan metoden med effektiva antalet frihetsgrader enligt bilaga E till EAL-R2 inte tillämpas. Täckningsfaktorn som gäller för en rektangulär fördelning beräknas enligt det samband som ges av ekvationen (S9.8) i den matematiska förklaringen i S9.14.

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

S9.12 Resultatangivelse

Vid 100 V dc är det mätta visningsfelet för den handhållna digitala multimetern $(0,10 \pm 0,05) \text{ V}$.

Den angivna utvidgade mätosäkerheten är produkten av standardmätosäkerhet och täckningsfaktorn $k = 1,65$ som gäller för den antagna rektangulära fördelningen vid en täcknings sannolikhet av 95 %.

S9.13 Tilläggsanmärkning

Metoden att beräkna täckningsfaktorn bestäms av det förhållandet att mätosäkerheten som förknippas med mätresultatet domineras av DMM:s ändliga upplösning. Detta gäller för kalibrering av alla visande instrument med låg upplösning, förutsatt att den ändliga upplösningen utgör den enda dominanta källan i mätosäkerhetsanalysen.

S9.14 Matematisk förklaring

Om mätsituationen är sådan att en av komponenterna i mätosäkerhetsanalysen kan anses vara en dominant term, t.ex. termen med index 1, kan standardmätosäkerheten förknippad med mätresultatet y skrivas som

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

Här anger storheten

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

det totala bidraget från de icke-dominanta termerna. Så länge som kvoten mellan det totala bidraget $u_R(y)$ från de icke-dominanta termerna och bidraget $u_1(y)$ från den dominanta termen inte är större än 0,3 kan ekv. (S9.2) approximeras med

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

Det relativa felet i approximationen är mindre än 1×10^{-3} . Den maximala relativa förändringen i standardmätosäkerhet från faktorn inom hakklammer i ekv. (S9.4) är inte större än 5 %. Detta värde är inom det accepterade toleransintervallet för matematisk avrundning av mätosäkerhetsvärden.

Under dessa antaganden är fördelningen av värden som rimligen kan tillskrivas mätstorheten i allt väsentligt identisk med den fördelning som gäller för det kända dominanta bidraget. Från denna frekvensfunktion $\varphi(y)$ kan täckningssannolikheten p bestämmas för v.s.h. värde av den utvidgade mätosäkerheten U med hjälp av integralen

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

Inverteras denna relation för en given täckningssannolikhet får man sambandet $U = U(p)$ mellan den utvidgade mätosäkerheten och täckningssannolikheten för en given frekvensfunktion $\varphi(y)$. Genom att använda denna relation kan täckningsfaktorn slutligen uttryckas som

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

För den handhållna digitala multimetern är det dominanta mätosäkerhetsbidraget från visningens ändliga upplösning $u_{\delta V_X}(E_X) = 0,029 \text{ V}$ medan det totala bidraget till mätosäkerheten från de icke-dominanta termerna är $u_R(E_X) = 0,0064 \text{ V}$. Den relevanta kvoten är $u_R(E_X)/u_{\delta V_X}(E_X) = 0,22$. Detta betyder att fördelningen av värden som rimligen kan tillskrivas visningsfelet är väsentligen rektangulär. För en rektangulär fördelning är täckningssannolikheten linjärt beroende av utvidgad mätosäkerhet,

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

där a är den rektangulära fördelningens halva bredd. Löser man ut den utvidgade mätosäkerheten U i detta samband och sätter in resultatet i ekv. (S9.6) tillsammans med uttrycket för standardmätosäkerheten för en rektangulär fördelning enligt ekv. (3.8) av EAL-R2 får man slutligen sambandet

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

För täckningssannolikheten som tillämpas inom EA är den relevanta täckningsfaktorn således $k = 1,65$.

S10 Kalibrering av ett skjutmått

S10.1 Ett skjutmått av stål kalibreras mot passbitar av klass 1 som arbetsnormaler. Skjutmåttets mätområde är 150 mm. Skjutmåttets avläsningsbara skaldelsvärde är 0,05 mm (huvudskalans skaldelsvärde är 1 mm och noniens skaldelsvärde 1/20 mm). För kalibreringen används flera passbitar med nominella längder inom intervallet 0,5 - 150 mm. De väljs så att mätpunkterna hamnar på ungefärligen lika avstånd från varandra (t.ex. vid 0 mm, 50 mm, 100 mm, 150 mm) men ger olika värden på nonieskalan (t.ex. 0,0 mm, 0,3 mm, 0,6 mm, 0,9 mm). Exemplet avser kalibrering av skjutmåttet vid mätpunkten 150 mm för utvändig mätning. Före kalibreringen görs flera kontroller av skjutmåttet. Dessa inkluderar mätresultatets beroende av mätobjektets avstånd från glidskenan (Abbe-felet), kvaliteten av skänklarnas mätytor (planhet, parallellitet, vinkel-räthet), och låsmekanismens funktion.

S10.2 Skjutmåttets visningsfel E_X vid referenstemperaturen $t_0 = 20^\circ\text{C}$ fås ur sambandet:

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

där:

- l_{iX} - skjutmåttets visning,
- l_S - den aktuella passbitens längd,
- L_S - den aktuella passbitens nominella längd,
- $\bar{\alpha}$ - medelvärdet av utvidgningskoefficienterna för skjutmåttet och passbiten,
- Δt - temperaturskillnaden mellan skjutmått och passbit,
- δl_{iX} - korrektion betingad av den ändliga upplösningen hos skjutmåttets visningsanordning,
- δl_M - korrektion betingad av mekaniska effekter, såsom använd mätkraft, Abbe-fel och mätytors avvikelser från planhet och parallellitet.

S10.3 **Arbetsnormaler (l_S, L_S):** Längderna av de passbitar som används som arbetsnormaler och de tillhörande mätosäkerheterna framgår av kalibreringsbeviset för passbitssatsen. Beviset bekräftar att passbitarna uppfyller kraven för klass 1 passbitar enligt ISO 3650, dvs. att passbitarnas centrala längd sammanfaller med den nominella längden inom $\pm 0,8 \mu\text{m}$. För passbitarnas verkliga längder används de nominella

längderna utan någon korrektion, med antagandet att passbitarnas övre och undre toleransgränser utgör gränserna för variabiliteten av den verkliga längden.

- S10.4 Temperatur ($\Delta t, \bar{\alpha}$):** Efter en lämplig stabiliseringsperiod överensstämmer skjutmåttets och passbitens temperaturer inom ± 2 °C. Medelvärdet av utvidgningskoefficienterna är $11,5 \cdot 10^{-6}$ °C⁻¹. (Mätosäkerheten förknippad med utvidgningskoefficienternas medelvärde och med utvidgningskoefficienternas skillnad har inte beaktats; dess inverkan har bedömts vara oväsentlig. Jmf. EAL-R2-S1, exempel S4.)
- S10.5 Skjutmåttets upplösning (δl_{iX}):** Nonieskalans skaldelsvärde är 0,05 mm. Variationer betingade av den ändliga upplösningen skattas därför ha rektangulära gränser av ± 25 µm.
- S10.6 Mekaniska effekter (δl_M):** Dessa effekter innefattar den använda mätkraften, Abbefelet och spelet mellan glidskenan och släden. Ytterligare effekter kan vara bristande planhet hos skänklarnas mätytor, att mätytorna inte är parallella och att de inte är i rät vinkel mot glidskenan. För att göra det enkelt för sig beaktas endast den totala variationsvidden, som skattas vara ± 50 µm.
- S10.7 Korrelation:** Inga instorheter anses vara avsevärt korrelerade.
- S10.8 Mätningar (l_{iX}):** Mätningen upprepas flera gånger utan att någon spridning i visningarna observeras. Således bidrar inte begränsad repeterbarhet till mätosäkerheten. Mätresultatet för passbiten med längden 150 mm är 150,10 mm.
- S10.9 Mätosäkerhetsanalys (δl_X)**

storhet X_i	skattning x_i	standard- mätosäker- het $u(x_i)$	sannolik- hetsfördel- ning	känslighets- faktor c_i	mätosäker- hetsbidrag $u_i(y)$
l_{iX}	150,10 mm	-	-	-	-
l_S	150,00 mm	0,46 µm	rektangulär	-1,0	-0,46 µm
Δt	0	1,15 K	rektangulär	$1,7 \mu\text{Mk}^{-1}$	2,0 µm
δl_{iX}	0	15 µm	rektangulär	1,0	15 µm
δl_M	0	29 µm	rektangulär	1,0	29 µm
E_X	0,10 mm				33 µm

S10.10 Utvidgad mätosäkerhet

Mätosäkerheten som kan förknippas med mätresultatet är klart dominerad av den sammanlagda effekten av mätkraften och noniens ändliga upplösning. Den slutliga fördelningen är inte normal utan väsentligen trapetsformad med kvoten $\beta = 0,33$ mellan halva bredden för plåtån och halva bredden för variabilitets-intervallet. Därför kan man inte använda metoden med effektiva frihetsgrader som beskrivs i bilaga E av

EAL-R2. Täckningsfaktorn $k = 1,83$ som är tillämplig för denna trapetsfördelning beräknas ur ekv. (S10.10) i den matematiska förklaringen S10.13. Således är

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

S10.11 Resultatangivelse

Vid 150 mm är skjutmåttets visningsfel $(0,10 \pm 0,06)$ mm.

Den angivna utvidgade mätosäkerheten är produkten av standardmätosäkerhet och täckningsfaktorn $k = 1,83$ som gäller för den antagna trapetsformiga sannolikhetsfördelningen vid en täckningssannolikhet av 95 %.

S10.12 Tilläggsanmärkning

Metoden att beräkna täckningsfaktorn är klart avhängigt av det förhållandet att mätosäkerheten som förknippas med mätresultatet domineras av två källor, nämligen de mekaniska effekterna och nonieskalans ändliga upplösning. Därför är det inte berättigat att anta att utstorheten är normalfördelad och tillvägagångs-sättet enligt avsnitt 5.6 av EAL-R2 måste följas. Med tanke på att sannolikheter och frekvensfunktioner i praktiken bara kan bestämmas inom 3 % – 5 % kan fördelningen anses vara väsentligen trapetsformad, erhållen genom faltning av de två rektangulära fördelningar som beskriver de två dominanta bidragen. Halva bredden av basen och toppen av den resulterande symmetriska trapetsen är $75 \mu\text{m}$ respektive $25 \mu\text{m}$. Intervallet $\pm 60 \mu\text{m}$ kring trapetsens symmetriaxel omfattar 95 % av trapetsens yta, vilket svarar mot $k = 1,83$.

S10.13 Matematisk förklaring

Om mätosäkerhetsanalysen visar att *två* mätosäkerhetsbidrag är dominanta kan metoden enligt S9.14 användas om de två dominanta bidragen, t.ex. termerna med index 1 och 2, slås ihop till *en* dominant term. I detta fall kan standardmätosäkerheten förknippad med mätresultatet y uttryckas som

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

där

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

betecknar det sammanlagda bidraget från de två dominanta termerna och

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

det sammanlagda bidraget från de återstående icke-dominanta termerna. Om de två dominanta bidragen härrör från rektangulära fördelningar med halva bredder a_1 och a_2 är fördelningen som erhålls genom att falta dem en symmetrisk trapetsfördelning

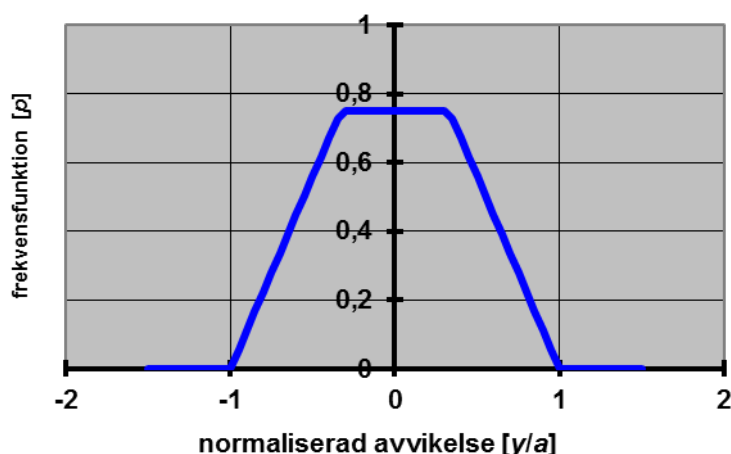


Fig. 1: Sammanslagen symmetrisk trapetsformad sannolikhetsfördelning med värdet $\beta=0,33$ för kantparametern, erhållen genom faltning av två rektangulära fördelningar.

med halva bredder

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

för basen och toppen respektive (se exempel i fig. 1). Fördelningen kan med fördel uttryckas i samlad form enligt

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

med kantparametern

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

Ur ekv. (S10.6) erhålls kvadraten på standardmätosäkerheten

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

Genom att tillämpa metoden som skisseras i S9.14 på fördelningen i ekv. (S10.6) erhålls sambandet

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

mellan täckningsfaktor och täckningssannolikhet. Fig. 2 visar hur täcknings-faktor k beror av kantparameter β för en täckningssannolikhet av 0,95.

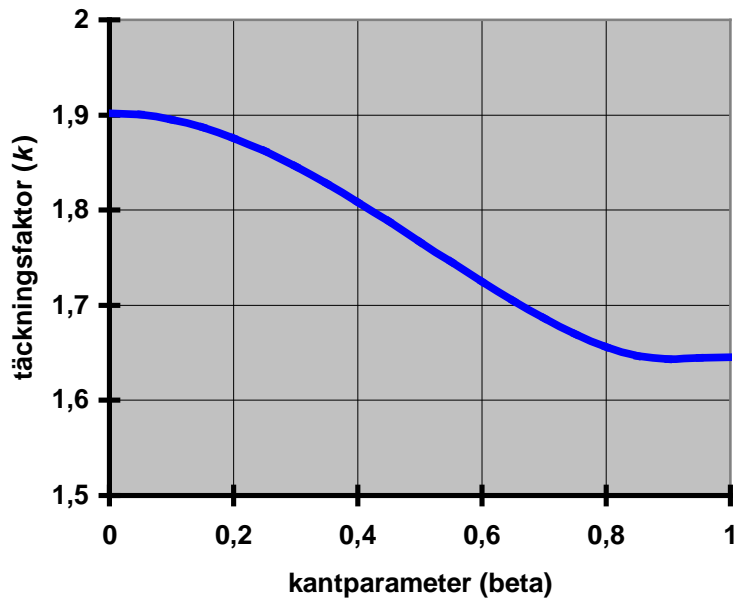


Fig. 2: Täckningsfaktorns k beroende av en trapetsfördelnings kantparameter β vid en täckningssannolikhet av 0,95.

Vid en täckningssannolikhet av 95 % beräknas täckningsfaktorn för en trapetsfördelning med kantparameter $\beta < 0,95$ ur sambandet

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

S11 Kalibrering av en blockkalibrator vid temperaturen 180 °C³

S11.1 Inom ramen för en kalibrering mäts temperaturen som skall tilldelas en givarficka i en blockkalibrator för temperatur. Detta görs när visningen av den inbyggda temperaturmätaren har stabiliserats vid 180,0 °C. Givarfickans temperatur mäts med hjälp av en i fickan nedsänkt platinaresistanstermometer som används som arbetsnormal. Resistanstermometerens elektriska resistans mäts med hjälp av en ac resistansbrygga. Temperaturen t_X som skall tilldelas givarfickan som dess temperatur när den inbyggda temperaturmätaren visar 180,0 °C ges av uttrycket

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

där

- t_S - arbetsnormalens temperatur erhållen från ac resistansmätningen,
- δt_S - temperaturkorrektions härrörande från ac resistansmätningen,
- δt_D - temperaturkorrektions på grund av drift i arbetsnormalens värde efter dess senaste kalibrering,
- δt_{iX} - temperaturkorrektions på grund av begränsade möjligheter att ställa in blockkalibratorns temperatur,
- δt_R - temperaturkorrektions på grund av den radiella temperaturdifferensen mellan den inbyggda termometern och arbetsnormalen,
- δt_A - temperaturkorrektions på grund av axiella temperaturgradienter i givarfickan,
- δt_H - temperaturkorrektions på grund av hysteres mellan avläsningar erhållna för ökande och minskande temperatur,
- δt_V - temperaturvariationen under mättiden.

Temperaturkorrektioner på grund av värmeledning längs arbetsnormalen har inte beaktats, eftersom den platinaresistanstermometer som används som arbetsnormal har en ytterdiameter $d \leq 6$ mm. Tidigare undersökningar har nämligen visat att i sådant fall kan värmeledningseffekter längs normalen försummas.

S11.2 Arbetsnormal (t_S): Kalibreringsbeviset för den resistansstermometer som används som arbetsnormal ger sambandet mellan resistans och temperatur. Den mätta resistansen svarar mot en temperatur av 180,1 °C med en tillhörande utvidgad mätosäkerhet $U = 30$ mK (täckningsfaktor $k = 2$).

³ Ett liknande exempel finns i EA-10/13, *Guidelines on the Calibration of Temperature Block Calibrators*. Det har tagits med här i förenklad form för att belysa hur man inom ramen för en kalibrering tilldelar ett värde för en instruments visning. En sådan uppmärkning av ett mätinstrument är av grundläggande natur vid kalibreringar i olika områden av mätteknik och därför av stort intresse. Exemplet visar också att det finns två likvärdiga vägar för att lösa problemet, antingen att direkt tilldela ett värde för instrumentets visning eller att ange en korrektionsterm till visningen, varvid korrektionstermen vanligen kallas visningsfel.

- S11.3 Temperaturbestämning med hjälp av resistansmätning (δt_S):** Den som arbetsnormal använda resistanstermometerns temperatur befinns vara 180,1 °C. Standardmätosäkerheten förknippad med resistansmätningen, omvandlad till temperatur, svarar mot $u(\delta t_S) = 10$ mK.
- S11.4 Driften i arbetsnormalens temperatur (δt_D):** Från allmän kunskap om den typ av resistanstermometrar som används som arbetsnormal vid mätningen kan man skatta att temperaturändringen på grund av resistansåldring sedan normalens senaste kalibrering är inom ± 40 mK.
- S11.5 Blockkalibratorns inställbarhet (δt_{iX}):** Blockkalibratorns inbyggda kontrolltermometer har en upplösning av 0,1 K. Detta innebär att temperaturblockets termodynamiska tillstånd kan entydigt ställas in inom upplösningens gränserna ± 50 mK.
- Anmärkning:** Om visningen av den inbyggda kontrolltermometern inte är given i enheter av temperatur måste upplösningens gränser omvandlas till likvärdiga temperaturgränser genom att multiplicera visningen med tillämplig instrumentkonstant.
- S11.6 Radiell temperaturinhomogenitet (δt_R):** Den radiella temperaturskillnaden mellan givarfickan och den inbyggda termometern har skattats vara inom ± 100 mK.
- S11.7 Axiell temperaturinhomogenitet (δt_A):** Från mätningar på olika nedsänkingsdjup har temperaturavvikelsena härrörande från axiell temperaturinhomogenitet i givarfickan skattats att vara inom ± 250 mK.
- S11.8 Hystereseffekt (δt_H):** Från referenstermometerns visning under mätcykler med ökande och minskande temperatur har temperaturavvikelsen i givarfickan på grund av hystereseffekten skattats att vara inom ± 50 mK.
- S11.9 Temperaturinstabilitet (δt_V):** Temperaturvariationer på grund av temperaturrens instabilitet under mätningen som varar 30 min har skattats att vara inom ± 30 mK.
- S11.10 Korrelationer:** Inga instorheter anses vara avsevärt korrelerade.
- S11.11 Upprepade mätningar:** På grund av den inbyggda termometerns begränsade upplösning har ingen spridning i visningen kunnat iakttas och beaktas.

S11.12 Mätosäkerhetsanalys (t_X)

storhet X_i	skattning x_i	standard- mätosäkerhet t $u(x_i)$	sannolik- hetsfördel- ning	känslighets- faktor c_i	mätosäker- hetsbidrag $u_i(y)$
t_S	180,1 °C	15 mK	normal	1,0	15 mK
δt_S	0,0 °C	10 mK	normal	1,0	10 mK
δt_D	0,0 °C	23 mK	rektangulär	1,0	23 mK
δt_{iX}	0,0 °C	29 mK	rektangulär	-1,0	-29 mK
δt_R	0,0 °C	58 mK	rektangulär	1,0	58 mK
δt_A	0,0 °C	144 mK	rektangulär	1,0	144 mK
δt_H	0,0 °C	29 mK	rektangulär	1,0	29 mK
δt_V	0,0 °C	17 mK	rektangulär	1,0	17 mK
t_X	180,1 °C				164 mK

S11.13 Utvidgad mätosäkerhet

Standardmätosäkerheten som förknippas med resultatet domineras klart av effekten av den okända temperaturkorrektionen på grund av den axiella temperaturgradienten i givarfickan och den radiella temperaturdifferensen mellan den inbyggda termometern och arbetsnormalen. Den slutliga fördelningen är inte normal utan väsentligen trapetsformad. Täckningsfaktorn som svarar mot kantparametern $\beta = 0,43$ är enligt avsnitt S10.13 $k = 1,81$.

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

S11.14 Redovisat resultat

Givarfickan tilldelas temperaturen $180,1 \text{ °C} \pm 0,3 \text{ C}$ för den inbyggda termometerns visning av $180,0 \text{ °C}$.

Den angivna utvidgade mätosäkerheten är produkten av standardmätosäkerhet och täckningsfaktorn $k = 1,81$ som gäller för den antagna trapetsformiga sannolikhetsfördelningen vid en täcknings sannolikhet av 95 %.

S11.15 Matematisk förklaring beträffande modellen

Det finns mättekniker som tycker att det är egendomligt att kontrolltermometerns visning inte uppträder explicit i modellfunktionen i ekv. (S11.1). För att komma dem till mötes kan man omformulera problemet genom att utgå från den inbyggda termometerns visningsfel

$$E_X = t_X - t_i \tag{S11.2}$$

som ger modellekvationen

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

Visningen t_i är ett nominellt värde och medför en förskjutning i mätstorhetens (dvs. visningsfelets) värde. Visningen bidrar därför inte till den mätosäkerhet

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

som förknippas med visningsfelet. Modellfunktionen enligt ekv. (S11.1) kan återfås ur ekv. (S11.3) genom att använda visningsfelets definition enligt ekv. (S11.2).

Denna anmärkning visar att det inte nödvändigtvis finns bara ett sätt att välja utvärderingsmodell. Mätteknikern har möjlighet att välja den modell som bäst passar den enskildes vanor och sätt att angripa problemet. Modellfunktioner som kan transformeras matematiskt till varandra representerar samma mätsituation. För de fall som innefattar en kontinuerlig följd av visningar, som för den ifrågavarande blockkalibratoren, utgör modellfunktioner som är förbundna med varandra via linjära transformationer likvärdiga uttryck för mätproblemet.

S12 Kalibrering av en hushållsvattenmätare

S12.1 Kalibrering av en vattenmätare innebär att man bestämmer dess relativa visningsfel inom det tillämpliga flödesområdet. Mätningen görs med hjälp av en provningsrigg som tillhandahåller ett vattenflöde vid ett tryck av omkring 500 kPa, ett värde som är typisk för kommunala vattenledningssystem. Vattnet samlas upp i en öppen tank som är kalibrerad och som utgör jämförelsevolymen. Tanken är tom men fuktad vid mätningens början. Uppsamlingstanken har en smal hals vid vilken en skala är fäst. Med hjälp av skalan bestäms fyllningens nivå. Mätaren som skall kalibreras kopplas mellan högtanken och uppsamlingstanken. Mätaren har ett mekaniskt räkneverk med visare. Mätningen görs vid ett flöde av 2500 l/h med stående start och stopp, vilket innebär att flödet är noll både vid mätningens början och dess slut. Mätarens visning noteras vid mätningens början och dess slut. Uppsamlingstankens nivå noteras vid mätningens slut. Även vattnets temperatur och tryck vid mätaren noteras, liksom vattnets temperatur i uppsamlingstanken.

S12.2 Relativa visningsfelet e_X för en enstaka körning definieras som

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

med

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

där

$\Delta V_{iX} = V_{iX2} - V_{iX1}$ - skillnaden mellan mätarens visningar,

V_{iX1}, V_{iX2} - mätarens visning vid mätningens början och vid dess slut,

$\delta V_{iX1}, \delta V_{iX2}$	- korrektioner på grund av mätarvisningens ändliga upplösning,
V_X	- volym som har passerat mätaren under mätningen vid förhandenvarande betingelser, dvs. tryck p_X och temperatur t_X vid mätarens intag,
V_{iS}	- på uppsamlingstankens skala avläst volym vid mätningens slut,
δV_{iS}	- korrektion av avläst volym på uppsamlingstankens skala på grund av skalans ändliga upplösning,
α_S	- volymutvidgningskoefficienten för det material som uppsamlingstanken är gjord av,
t_S	- uppsamlingstankens temperatur,
t_0	- referenstemperatur vid vilken uppsamlingstanken har kalibrerats,
α_W	- vattnets volymutvidgningskoefficient,
t_X	- vattentemperaturen vid mätarens intag,
κ_W	- vattnets kompressibilitet,
p_S	- trycket i uppsamlingstanken (noll om övertryck avses),
p_X	- vattnets tryck vid mätarens intag.

S12.3 Uppsamlingstanken (V_{iS}, t_0): Enligt kalibreringsbeviset motsvarar skalmärket 200 l vid referenstemperaturen $t_0 = 20\text{ °C}$ volymen 200 l med en tillhörande relativ utvidgad mätosäkerhet av 0,1 % ($k = 2$). Den utvidgade mätosäkerheten är därmed 0,2 l ($k = 2$).

S12.4 Upplösningen av uppsamlingstankens skala (δV_{iS}): Vattennivån i uppsamlingstanken kan bestämmas inom ± 1 mm. Då tankens skalfaktor är 0,02 l/mm är den maximala avvikelserna av vattenvolymen från den observerade således inom $\pm 0,02$ l.

S12.5 Vattnets och uppsamlingstankens temperatur (α_S, t_S): Vattnets temperatur i uppsamlingstanken har befunnits vara 15 °C inom ± 2 K. I dessa gränser omfattas alla tänkbara osäkerhetskällor, såsom temperaturgivarens kalibrering, visningens upplösning och temperaturgradienterna i tanken. Volymutvidgningskoefficienten för det material som tanken är gjord av (stål) har hämtats från en materialhandbok och antas vara en konstant med värdet $\alpha_S = 51 \cdot 10^{-6}\text{ K}^{-1}$ i det betraktade temperaturintervallet. Eftersom ingen uppgift ges om värdets mätosäkerhet antas det att värdet är känt inom dess minst signifikanta siffra. Okända avvikelser antas vara inom avrundningsgränserna $\pm 0,5 \cdot 10^{-6}\text{ K}^{-1}$.

S12.6 Vattentemperaturen vid mätaren (α_W, t_X): Vattentemperaturen vid mätaren har befunnits vara 16 °C inom ± 2 K. I dessa gränser omfattas alla tänkbara osäkerhetskällor, såsom bidragen från givarnas kalibrering, visningens upplösning och små temperaturskillnader inom en körning. Vattnets volymutvidgningskoefficient har

hämtats från en materialhandbok och antas vara en konstant med värdet $\alpha_w = 0,15 \cdot 10^{-3} \text{ K}^{-1}$ i det betraktade temperaturintervallet. Eftersom ingen uppgift ges om värdets mätosäkerhet antas det att värdet är känt inom dess minst signifikanta siffra. Okända avvikelser antas vara inom avrundningsgränserna $\pm 0,5 \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$.

S12.7 Vattnets tryckskillnad mellan mätaren och uppsamlingstanken (κ_w, p_s, p_x):

Vattnets övertryck vid mätarens intag är 500 kPa med relativa avvikelser inom $\pm 10\%$. På sin väg från mätaren till uppsamlingstanken expanderar vattnet till ett övertryck av 0 kPa (rådande atmosfärstryck). Vattnets kompressibilitet har hämtats från en materialhandbok och antas vara en konstant med värdet $\kappa_w = 0,46 \cdot 10^{-6} \text{ kPa}^{-1}$ i det betraktade temperaturintervallet. Eftersom ingen uppgift ges om värdets mätosäkerhet antas det att värdet är känt inom dess minst signifikanta siffra. Okända avvikelser antas vara inom avrundningsgränserna $\pm 0,005 \cdot 10^{-6} \text{ kPa}^{-1}$.

S12.8 Korrelation: Inga instorheter antas vara avsevärt korrelerade.

S12.9 Mätosäkerhetsanalys (V_x)

storhet	skattning	standard-mätosäkerhet	sannolik-hetsfördelning	känslighetsfaktor	mätosäkerhetsbidrag
X_i	x_i	$u(x_i)$		c_i	$u_i(y)$
V_{is}	200,02 l	0,10 l	normal	1,0	0,10 l
δV_{is}	0,0 l	0,0115 l	rektangulär	1,0	0,0115 l
α_s	$51 \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$	$0,29 \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$	rektangulär	-1000 l·K	$-0,29 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
t_s	15°C	1,15 K	rektangulär	-0,0198 l·K ⁻¹	-0,0228 l
α_w	$0,15 \cdot 10^{-3} \text{ K}^{-1}$	$2,9 \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$	rektangulär	200 l·K	$0,58 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
t_x	16°C	1,15 K	rektangulär	-0,0300 l·K ⁻¹	-0,0346 l
κ_w	$0,46 \cdot 10^{-6} \text{ kPa}^{-1}$	$2,9 \cdot 10^{-6} \text{ kPa}^{-1}$	rektangulär	-100 l·kPa	$-0,29 \cdot 10^{-3} \text{ l}$
p_x	500 kPa	29 kPa	rektangulär	$-9,2 \cdot 10^{-6} \text{ l} \cdot \text{kPa}^{-1}$	-0,0027 l
p_s	0,0 Pa	-	-	-	-
V_x	199,95 l				0,109 l

Standardmätosäkerheten som förknippas med mätresultatet domineras uppenbarligen av volymvisningen på uppsamlingstankens skala. Den slutliga fördelningen är inte normal utan väsentligen rektangulär. Detta måste man hålla i minnet i den fortsatta mätosäkerhetsutvärderingen.

S12.10 Mätarens visning ($\Delta V_{ix}, \delta V_{ix1}, \delta V_{ix2}$): Den kalibrerade vattenmätaren har en upplösning av 0,2 l, vilket medför att de maximala avvikelserna på grund av mätarens upplösning vid båda avläsningarna är inom $\pm 0,1 \text{ l}$.

S12.11 Mätosäkerhetsanalys (e_x)

storhet X_i	skattning x_i	standard- mätosäker- het $u(x_i)$	sannolik- hetsfördel- ning	känslighets- faktor c_i	mätosäker- hetsbidrag $u_i(y)$
ΔV_{iX}	200,0 l	-	nominal	-	-
δV_{iX1}	0,0 l	0,058 l	rektangulär	$-5,0 \cdot 10^{-3} \text{ l}^{-1}$	$-0,29 \cdot 10^{-3}$
δV_{iX2}	0,0 l	0,058 l	rektangulär	$5,0 \cdot 10^{-3} \text{ l}^{-1}$	$0,29 \cdot 10^{-3}$
V_X	199,95 l	0,109 l	rektangulär	$-5,0 \cdot 10^{-3} \text{ l}^{-1}$	$-0,55 \cdot 10^{-3}$
e_x	0,000 3				$0,68 \cdot 10^{-3}$

S12.12 Mätarens repeterbarhet

Den kalibrerade mätarens relativa visningsfel uppvisar betydande spridning vid ett och samma flöde, 2 500 l/h. Därför bestäms visningsfelet tre gånger. Resultaten från dessa tre körningar betraktas som oberoende mätningar e_{Xj} i den modell som beskriver visningsfelets medelvärde e_{Xav} :

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

där

- e_x - relativt visningsfel i enstaka körning,
 δe_x - korrektion av relativt visningsfel erhållet i olika körningar på grund av mätarens bristande repeterbarhet.

S12.13 Mätningar (e_x)

Nr.	observerat relativt visningsfel
1	0,000 3
2	0,000 5
3	0,002 2

aritmetiskt medelvärde: $\bar{e}_x = 0,001$

experimentell standardavvikelse: $s(e_{Xj}) = 0,001$

standardmätosäkerhet: $u(\bar{e}_x) = s(\bar{e}_x) = \frac{0,001}{\sqrt{3}} = 0,000 60$

S12.14 Mätosäkerhetsanalys ($e_{X_{av}}$)

storhet	skattning	standard- mätosäker- het	antalet fri- hetsgrader	sannolik- hetsfördel- ning	känslig- hetsfaktor	mät- osäker- hetsbidrag
X_i	x_i	$u(x_i)$	ν_{eff}		c_i	$u_i(y)$
e_X	0,001	$0,60 \cdot 10^{-3}$	2	normal	1,0	$0,60 \cdot 10^{-3}$
δe_X	0,0	$0,68 \cdot 10^{-3}$	∞	normal	1,0	$0,68 \cdot 10^{-3}$
$e_{X_{av}}$	0,001		10			$0,91 \cdot 10^{-3}$

S12.15 Utvidgad mätosäkerhet

Då det effektiva antalet frihetsgrader för den standardmätosäkerhet som förknippas med medelvärdet av det relativa visningsfelet är litet måste den vanliga täckningsfaktorn modifieras enligt tabell E1. Den utvidgade mätosäkerheten är

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

S12.16 Resultatangivelse

Vid ett flöde av 2 500 l/h är medelvärdet av det relativa visningsfelet $0,001 \pm 0,002$. Den angivna utvidgade mätosäkerheten är produkten av standardmätosäkerheten och täckningsfaktorn $k = 2,28$ som för en t -fördelning med $\nu_{\text{eff}} = 10$ effektiva frihetsgrader svarar mot en täcknings sannolikhet av ca 95 %.

S13 Kalibrering av en ringtolk med nominell diameter 90 mm

S13.1 En ringtolk av stål med nominell innerdiameter $D_X = 90$ mm kalibreras enligt den procedur som beskrivs i EA 10/06 (EAL G-29). Man använder en längdkomparator av Abbetyp och en inställningsring av stål med en nominell innerdiameter ($D_S = 40$ mm) som skiljer sig väsentligt från kalibrerings-objektets. I detta fall är både längdkomparatorn och inställningsringen arbets-normaler. Ringarna spänns varsamt i tur och ordning fast på ett bord som har fyra frihetsgrader och är försett med alla lägeselement för objektens inriktning. Ringarna bringas i flera diametralt motsatta punkter i kontakt med två C-formade armar som är fästade vid den fasta spindeln respektive mätspindeln. De C-formade armarna är försedda med sfäriska kontaktelement. Mätkraften åstadkoms med hjälp av en spännvikt som säkerställer att kraften är konstant på nominellt 1,5 N över hela mätområdet. Mätspindeln är fast förbunden med mät huvudet till en stålskala som har upplösningen $0,1 \mu\text{m}$. Genom regelbundna kontroller har det bekräftats att komparatorns skala uppfyller tillverkarens specifikationer för största tillåtna fel.

Omgivningstemperaturen övervakas för att upprätthålla de omgivningsvillkor som anges i kalibreringsrutinen. Temperaturen i komparatorns arbetsvolym hålls vid 20 °C inom $\pm 0,5$ K. Man ser till att ringarna och komparatorskalan bibehåller omgivningstemperaturen under hela kalibreringen.

- S13.2** Den kalibrerade ringtolkens diameter d_x vid referenstemperaturen $t_0 = 20$ °C erhålls ur sambandet

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

där:

- d_s - inställningsringens diameter vid referenstemperaturen,
- Δl - observerad skillnad i mätspindelns förflyttning när kontaktpetsarna berör ringarnas inre yta i två diametralt motsatta punkter,
- δl_i - korrektion för komparatorns visningsfel,
- δl_T - korrektion på grund av temperatureffekter gällande ringtolken, inställningsringen och komparatorns streckskala,
- δl_p - korrektion på grund av probernas axiella inriktningsfel i förhållande till mätlinjen,
- δl_E - korrektion på grund av skillnader i ringtolkens och inställningsringens elastiska deformation,
- δl_A - korrektion på grund av skillnaden i komparatorns Abbe-fel vid mätning av ringtolkens och inställningsringens diametrar.

- S13.3 Inställningsring (d_s):** Inställningsringens innerdiameter och den tillhörande utvidgade mätosäkerheten är enligt kalibreringsbeviset 40,0007 mm \pm 0,2 μ m (täckningsfaktor $k = 2$)
- S13.4 Komparator (δl_i):** Korrektionerna för komparatorskalans visningsfel har bestämts av tillverkaren och förlagrats elektroniskt. Eventuella återstoder är inom tillverkarens specifikationer $\pm (0,3 \mu\text{m} + 1,5 \cdot 10^{-6} \cdot l_i)$, där l_i är den avlästa längden. Överensstämmelse med specifikationerna säkerställs genom periodiska kontroller. För den aktuella längdskillnaden $D_x - D_s = 50$ mm skattas de okända återstoderna således vara inom $\pm 0,375 \mu\text{m}$.
- S13.5 Temperaturkorrektioner (δl_T):** Man ser till att ringtolken, inställningsringen och komparatorskalan bibehåller omgivningstemperaturen under hela kalibreringen. Genom tidigare mätningar och allmän kunskap om mätsystemet kan det säkerställas att avvikelserna av ringtolkens, inställningsringens och komparatorskalans temperatur från omgivningstemperaturen håller sig inom $\pm 0,2$ K. Mättrumets temperatur skattas att vara konstant inom $\pm 0,5$ K. Kunskapen om mätsituationen kan därför bäst beskrivas genom omgivningstemperaturens avvikelse från referenstemperaturen och avvikelser av ringtolkens, inställningsringens och komparatorskalans (linjalens) temperatur från

omgivningstemperaturen. Korrektionen δl_T på grund av temperaturens påverkan bestäms enligt följande modell:

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

där

- D_X, D_S - ringtolkens och inställningsringens nominella diametrar,
- $\alpha_X, \alpha_S, \alpha_R$ - ringtolkens, inställningsringens och komparatorskalans (linjalens) längdutvidgningskoefficienter,
- $\Delta t_A = t_A - t_0$ - avvikelse av mätrummetts temperatur från referenstemperaturen $t_0 = 20^\circ\text{C}$,
- $\delta t_X, \delta t_S, \delta t_R$ - avvikelser av ringtolkens, inställningsringens och komparatorskalans temperatur från omgivningstemperaturen.

Eftersom väntevärdena för de fyra temperaturskillnaderna som ingår i ekv. (S13.2) är noll, kommer den vanliga linjäriserade versionen av mätosäkerhetsanalysen inte att innehålla effekterna av den mätosäkerhet som förknippas med de tre längdutvidgningskoefficienterna. Som omtalas i avsnitt S4.13 måste den icke-linjära versionen användas för att bestämma standardmätosäkerheten som förknippas med de fyra produkttermerna

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

Med ledning av uppgifter i inställningsringens kalibreringsbevis och tillverkarens data för ringtolken och komparatorskalan kan man anta att längdutvidgningskoefficienterna är inom intervallet $(11,5 \pm 1,0) 10^{-6} \text{ }^\circ\text{K}^{-1}$. Genom att använda detta värde och ovan angivna gränser för temperaturvariationen finner man att de fyra produkttermerna är $u(\delta l_{TA}) = 0,012 \text{ } \mu\text{m}$, $u(\delta l_{TS}) = 0,053 \text{ } \mu\text{m}$, $u(\delta l_{TX}) = 0,12 \text{ } \mu\text{m}$ och $u(\delta l_{TR}) = 0,066 \text{ } \mu\text{m}$. Från dessa värden erhålls standardmätosäkerheten förknippad med de sammanlagda temperaturkorrektionerna med hjälp av följande delanalys av mätosäkerheten:

storhet X_i	skattning x_i	standard- mätosäker- het $u(x_i)$	sannolik- hetsfördel- ning	känslighets- faktor c_i	sannolik- hetsbidrag $u_i(y)$
δl_{TA}	0,0 μm	0,012 μm	-	1,0	0,012 μm
δl_{TS}	0,0 μm	0,053 μm	-	1,0	0,053 μm
δl_{TX}	0,0 μm	0,12 μm	-	1,0	0,12 μm
δl_{TR}	0,0 μm	0,066 μm	-	1,0	0,066 μm
δl_T	0,0 μm				0,15 μm

S13.6 Korrektion för axiellt inriktningsfel (δl_p): Axiellt inriktningsfel av de två sfäriska proborna i förhållande till mätlinjen antas vara inom $\pm 20 \mu\text{m}$. Genom att använda de ekvationer som ges i den matematiska förklaringen i avsnitt S13.13 får man följande ekvationer för korrektionen av möjliga inriktningsfel och den tillhörande mätosäkerheten:

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

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

Här är δc det lilla avståndet från ringens centrum till den mätta kordan. De resulterande värdena för korrektionen och den tillhörande standardmätosäkerheten är $\delta l_p \cong -0,004 \mu\text{m}$ och $u(\delta l_p) \cong 0,0065 \mu\text{m}$. Av mätosäkerhetsanalysen i avsnitt S13.10 framgår att dessa värden är två storleksordningar mindre än de övriga bidragen. Man behöver därför under de rådande betingelserna inte ta hänsyn till deras inverkan.

S13.7 Korrektion för elastiska deformationer (δl_E): Ringtolkens och inställningsringens elastiska deformation bestäms inte inom ramen för denna mätning. Från tidigare erfarenhet skattas effekterna från elastisk deformation vara inom $\pm 0,03 \mu\text{m}$.

S13.8 Korrektion för Abbe-fel (δl_A): Aktuella värden för komparatorns Abbe-fel bestäms inte i denna mätning. Från erfarenhet och komparatorns regelbundna kontroller skattas effekterna från Abbe-felet vara inom $\pm 0,02 \mu\text{m}$.

S13.9 Mätningar (Δl): Följande avläsningar görs av ringtolkens och inställningsringens innerdiameter:

Nr.	Objekt	Avläsning	Mätstorhet
1	inställningsring	0 under detta steg nollställs kompara- tors visningsanord- ning	diameter i den nominella riktningen i ringens symmetriplan vinkelrätt mot ringens axel
2	ringtolk	49,999 35 mm	diameter i den nominella riktningen i ringens symmetriplan vinkelrätt mot ringens axel
3	ringtolk	49,999 11 mm	diameter i symmetriplanet vinkelrätt mot ringens axel, roterad kring axeln med +1 mm på periferin i förhållande till den nominella riktningen
4	ringtolk	49,999 72 mm	diameter i symmetriplanet vinkelrätt mot ringens axel, roterad kring axeln med -1 mm på periferin i förhållande till den nominella riktningen
5	ringtolk	49,999 54 mm	diameter i den nominella riktningen i ett plan som är parallellt med symmetriplanet vinkelrätt mot ringens axel men förskjutet 1 mm uppåt
6	ringtolk	49,999 96 mm	diameter i den nominella riktningen i ett plan som är parallellt med symmetriplanet vinkelrätt mot ringens axel men förskjutet 1 mm nedåt

Avläsningarna kan delas i två grupper, nämligen (1) avläsningen av inställningsringens diameter (avläsning nr. 1) som används för att nollställa komparators visningsanordning och (2) avläsningarna av ringtolkens diameter (avläsningarna nr. 2 - 6) som ger den följande skillnaden mellan diametrarna:

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

$$\text{standardavvikelse hos enstaka avläsning} \quad s(\Delta l) = 0,33\ \mu\text{m}$$

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

Standardavvikelsen för enstaka avläsning $s(\Delta l) = 0,33\ \mu\text{m}$ innefattar effekterna såväl från ringtolkens avvikelser som från komparators bristande repeterbarhet. För att erhålla den standardmätosäkerhet som förknippas med det observerade medelvärdet av diametrarnas skillnad måste även mätosäkerheten som härrör från nollställning av komparators visningsanordning beaktas. Detta härleds från den poolade skattningen

av standardavvikelse, $s_p(0) = 0,25 \mu\text{m}$, som man har erhållit i en tidigare mätning under samma mätbetingelser. Den resulterande standardmätosäkerhet som förknippas med diametrarnas observerade skillnad är

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

S13.10 Mätosäkerhetsanalys (d_x)

storhet X_i	skattning x_i	standard- mätosäker- het $u(x_i)$	sannolik- hetsfördel- ning	känslig- hetsfaktor c_i	mätosäker- hetsbidrag $u_i(y)$
d_S	40,000 7 mm	0,10 μm	normal	1,0	0,10 μm
Δl	49,999 55 mm	0,30 μm	normal	1,0	0,30 μm
δl_i	0,0 mm	0,22 μm	rektangulär	1,0	0,22 μm
δl_T	0,0 mm	0,15 μm	normal	1,0	0,15 μm
δl_P	0,000 004 mm	0,0065 μm	rektangulär	1,0	0,0065 μm
δl_E	0,0 mm	0,018 μm	rektangulär	1,0	0,018 μm
δl_A	0,0 mm	0,012 μm	rektangulär	1,0	0,012 μm
d_x	90,000 25 mm				0,433 μm

S13.11 Utvidgad mätosäkerhet

$$U = k \cdot u(d_x) = 2 \cdot 0,433 \mu\text{m} \cong 0,9 \mu\text{m}$$

S13.12 Resultatangivelse

Ringtolkens diameter är $(90,000 2 \pm 0,000 9)$ mm.

Den angivna utvidgade mätosäkerheten är produkten av standardmätosäkerhet och täckningsfaktorn $k = 2$ som för en normalfördelning svarar mot en täcknings-sannolikhet av ca 95 %.

S13.13 Matematisk förklaring beträffande inriktningsfel

Eftersom man inte kan justera ringarna exakt med hänsyn till komparatorns mätaxel bestämmer man i denna mätning -för respektive ring egentligen längden av en korda i närheten av ringens diameter. Kordans längd d' som bestäms i mätningen är relaterad till ringens diameter d genom sambandet

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

där $\delta\varphi$ är den lilla komplementvinkeln till kordans halva centralvinkel. Denna vinkel är å andra sidan relaterad till det lilla avståndet δc som kordan har till ringens centrum genom sambandet

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

så att ekv. (S13.6) kan skrivas om som

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

där ringens diameter d i kvoten har ersatts med ringens nominella diameter D . Detta kan man göra eftersom kvoten är liten i förhållande till d . Diameterns bästa skattning får man genom att låta väntevärdet av det sista sambandet vara

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

Här har man tagit hänsyn till att väntevärdet av det lilla avståndet δc är noll. Det måste hållas i minnet att betydelsen av d , d' och δc i ekv. (S13.8) och ekv. (S13.9) inte är identiska, i och med att dessa beteckningar i ekv. (S13.8) representerar stokastiska variabler och i ekv. (S13.9) dessa storheters väntevärden. Eftersom en stokastisk variabels varians är lika med väntevärdet av kvadraten på dess avvikelser från variabelns väntevärde är enligt ekv. (S13.8) kvadraten på den mätosäkerhet som förknippas med ringens diameter

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

med

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

som kvoten mellan det lilla avståndets δc centralmoment av fjärde ordningen och kvadraten på dess centralmoment av andra ordningen. Denna kvot beror av formen på den fördelning som antas gälla för δc . Det får värdet $\alpha = 9/5$ om δc antas vara rektangulärt fördelad så att i detta fall uttrycks standard-mätosäkerheten förknippad med diametern genom

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