JCSS
Japan Calibration
Service System

校正における測定不確かさの評価

（第 9 版）

（*JCG200-09*）

改正：2026 年 4 月 1 日

独立行政法人製品評価技術基盤機構
適合性評価推進センター　認定センター

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

目的

この文書の目的は、国内における測定不確かさの評価を調和させ、校正事業者が発行する校正証明書に測定不確かさを報告する際の具体的な指針を作成し、認定機関が認定校正事業者に対し、一貫した校正測定能力の指示を支援することにある。この文書に規定された規約は、ISO/IEC ガイド 98-3：測定における不確かさの表現のガイド（GUM）の推奨事項に従っていることから、JCG200 の実施は、認定校正事業者における測定結果が世界的に容認されることを支援する。

著者

この文書は、JCSS を代表して JCSS 等技術委員会によって起草された。この文書は EA-4/02：Evaluation of the Uncertainty of Measurement in Calibration, September 2013, European co-operation for Accreditation を翻訳し、技術委員会で更なる情報を加えたものである。

なお、この文書で点線の下線を施してある事項は、原文 EA-4/02 に該当する事項がないものである。また、原文 EA-4/02 では“uncertainty of measurement”（“測定の不確かさ”）が用いられているが、ISO/IEC 17025:2017 では“measurement uncertainty”
が用いられており、JIS Q 17025:2018 では“測定不確かさ”と訳されていることから、本文書においても“測定不確かさ”を用いている。

正式言語

必要に応じて翻訳も許可されるが、日本語版を決定版とする。

詳細情報

この出版物については、独立行政法人製品評価技術基盤機構 適合性評価推進センター 認定センターに問い合わせること。

文書の管理部署

本文書を管理する担当部署は適合性評価推進センター 認定センターである。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

目 次

1 序文 ····· 4
2 概略及び定義 ····· 4
3 入力推定値の不確かさの評価 ····· 6
4. 出力推定値の標準不確かさの計算 ····· 8
5. 拡張不確かさ ····· 11
6. 不確かさを計算するための段階的手順 ····· 13
7. 文献 ····· 13
付録 A 校正測定能力 ····· 15
付録 B 関連用語の解説 ····· 17
付録 C 不確かさの原因 ····· 20
付録 D 相関のある入力量 ····· 21
付録 E 有効自由度から導かれる包含係数 ····· 24

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

1 序文

1.1 この文書は、校正における不確かさの評価、及び校正証明書における不確かさの表明に関するガイドラインを定めたものである。この文書の構成は、全ての校正分野に応用できるよう、一般的な水準に保たれている。ここで記述されている方法は、この情報がより容易に適用されるよう、異なる分野におけるより具体的なアドバイスにより補足されるべきかもしれない。このような補足的ガイドラインを作成する際には、この文書に示された一般的原則が、異なる分野間における一貫性を確実にするために守られるべきである。

1.2 この文書内の記述は、JCGM 100:2008「測定における不確かさの表現のガイド（以下「GUM」という）」[文献 1]に従っている。GUM は、ほとんどの物理的計測の分野で採用することができる不確かさの評価、及び表現に関する一般的規則を記述しているが、この文書は、校正事業者における測定に対して最もふさわしい方法に焦点をしぼり、不確かさを評価・表現するための明確で、かつ、調和した方法を説明する。以下にその方法を示すが、GUM もしくは GUM 補完文書に記載されている他の方法（例えば、モンテカルロ法）も適用が可能である。

この文書は以下の項目で構成される。

- この文書にとって基礎となる定義；
- 入力量についての測定不確かさの評価方法；
- 出力量についての測定不確かさと、入力量についての測定不確かさとの関係；
- 出力量についての拡張不確かさ；
- 不確かさの表明；
- 不確かさを計算する段階的な手順

校正の不確かさの評価については、Euramet が発行している校正ガイドライン（www.euramet.org より入手可能）にも記述されている。

また、ここで記述されている方法をそれぞれの分野における具体的な測定の問題に明確に適用するために検討された事例は、「JCSS 校正方法及び不確かさの見積もりに関するガイド集」において示されている。

1.3 ある量の単位又は一つ若しくは複数の値を、定義、実現、保存、再現するためのほぼ理想的な測定標準の校正を実施するときや、ある量の測定のために設計されたほぼ理想的な測定器の校正を実施するときの不確かさを、JCSS では、**校正測定能力の不確かさ**という。これは、「校正事業者が登録の適用範囲内で達成できる最も小さい不確かさをいう」と説明されている。校正測定能力に関する情報は、付録 A に詳しく説明されている。

2 概略及び定義

注記：本文の内容に関係のある特殊な用語が、最初にこの文書に現れる場合、太字で書かれている。これらの用語の参照及び解説は、付録 B に書かれている。

2.1 測定結果の報告書は、測定対象量に帰属する値と、その値に付随する不確かさの両方が含まれて初めて完全なものとなる。この文書においては、測定された値に作用する影響量を含め、完全に知ることができない量は全て、**確率変数**とみなされる。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

2.2 **測定不確かさ**とは、測定対象量に結びつけられ得る値のばらつきを特徴付ける負でないパラメータというような意味である[文献 3]。この文書において、誤解の恐れがない場合、**「測定不確かさ」**を短縮し、**「不確かさ」**が用いられる。測定における不確かさの典型的な原因については、付録 C に示されたリストを参照されたい。本文書における“不確かさ”（標準不確かさ、合成標準不確かさ、拡張不確かさを含め）は全て、“測定不確かさ”の意味で用いられている。

2.3 **測定対象量**とは、測定の対象となる特定の量のことである。校正では、次式の関数関係に示される通り、一般に複数の**入力量** $X_i\ (i = 1,2,\ldots, N)$ に依存する単一の測定対象量、又は**出力量** Y を扱う。

$$Y = f(X_1, X_2, \ldots, X_N) \qquad \text{式（2.1）}$$

モデル関数 f は、測定手順及び評価方法が反映されており、それは入力量 X_i の値からどのように出力量 Y の値が得られるか、を表している。ほとんどの場合、それは解析的表現であるだろうが、系統効果の補正及び補正因子を含むような表現であることもあり、明確に 1 つの関数として書くことのできないより複雑な関係もある。さらに、f は実験で決定される場合や、数値で評価されなければならないコンピュータアルゴリズムとしてのみ存在する場合、あるいはこれらの組み合わせであることもある。

2.4 各入力量 X_i は、それらの量の値及びそれに付随する不確かさを決定する方法により 2 つのカテゴリーに分類できる:

(a) 実際の測定によって推定値及びそれに付随する不確かさを直接決定する量。これらの値は、1 回の観測、繰り返される観測、経験に基づく判断などから得ることができる。それらは、周囲温度、大気圧、湿度などの影響を及ぼす量に関する補正と同様、計測器の読みに対する補正値を求めることも含む。

(b) 校正された計測標準、認証標準物質または、ハンドブックから得られた参照データに付随する量など、推定値及びそれに付随する不確かさを外部の情報から測定に導入する量。

2.5 測定対象量 Y の推定値、すなわち、y によって表される出力推定値は、入力量 X_i の値に対する入力推定値 x_i を用い、式（2.1）より求められる。

$$y = f(x_1, x_2, \ldots, x_N) \qquad \text{式（2.2）}$$

入力値は、モデルに対する全ての重要な影響に対して補正された最良推定値である、と考えられている。もしそうでなければ、それぞれの入力量に対する補正が必要である。

2.6 確率変数に対して、分布の**分散、標準偏差**と呼ばれる分散の正の平方根が、値のばらつきの尺度として用いられる。$u(y)$ で表される出力推定値や測定値 y に付随する**標準不確かさ**は、測定対象量 Y の標準偏差である。それは、入力量 X_i の推定値 x_i 及び付随する標準不確かさ $u(x_i)$ から求められる。推定値の標準不確かさは推定値と同一の次元を持つ。**相対標準不確かさ**が適切であることもある。それは推定値の標準不確かさをそ

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

の推定値の絶対値で除した値であり、無次元である。推定値がゼロの場合、この概念は用いられない。

3 入力推定値の不確かさの評価

3.1 一般的考察

3.1.1 入力推定値の不確かさは、「タイプ A」又は「タイプ B」のいずれかの評価方法に従い評価される。

標準不確かさのタイプ A 評価は、一連の観測値の統計解析により不確かさを評価する方法である。この場合、標準不確かさは、算術平均、又は適切な回帰分析から得られた平均値の実験標準偏差になる。

標準不確かさのタイプ B 評価は、統計解析以外の方法によって不確かさを評価する方法である。この場合、標準不確かさの評価は、他の科学的知識を基にする。

注記：校正では稀であるが、量の取りうる全ての値が限界値の片側にある場合がある。よく知られている事例は、いわゆる余弦誤差である。このような特殊な事例の取り扱いに関しては、GUM を参照されたい。

3.2 標準不確かさのタイプ A 評価

3.2.1 同一の測定条件で、1 つの入力量に対し、いくつかの独立な観測が行われた場合、標準不確かさのタイプ A 評価が適用できる。測定プロセスに十分な分解能があるならば、得られた値に散らばりや広がりが観測可能であろう。

3.2.2 繰返し測定された入力量 X_i が量 Q であると仮定する。n $(n > 1)$個の統計的に独立した測定値に対して、量 Q の推定値は、個々の測定値 $q_j\left(j = 1,2,..., n\right)$の**平均値（相加平均）** $\overline{q}$ である。

$$\overline{q} = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} q_j \qquad \text{式（3.1）}$$

測定値 $\overline{q}$ の不確かさは、次のいずれかの方法に従い評価される。

(a) 基礎をなす確率分布の分散の推定値は、次式で表される値 q_j の**実験分散 $s^2(q)$**である。

$$s^2(q) = \frac{1}{n-1}\sum_{j=1}^{n}\left(q_j - \overline{q}\right)^2 \qquad \text{式（3.2）}$$

その（正の）平方根は、**実験標準偏差**と呼ばれる。相加平均 $\overline{q}$ の分散の最良推定値は、次式で表される**平均値の実験分散**である。

$$s^2(\overline{q}) = \frac{s^2(q)}{n} \qquad \text{式（3.3）}$$

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

その(正の)平方根は、**平均値の実験標準偏差**と呼ばれる。入力推定値 $\overline{q}$ の標準不確かさ $u(\overline{q})$ は、平均値の実験標準偏差である。

$$u(\overline{q}) = s(\overline{q}) \qquad \text{式(3.4)}$$

注意:一般に、繰返し測定の数 n が小さい $(n < 10)$ 場合、式(3.4)で表された標準不確かさのタイプ A 評価の信頼性を検討すべきである。もし観測の回数を増やすことができない場合は、本文に示された他の標準不確かさの評価方法を検討すべきである。

(b) はっきりと素性が知られ、統計的管理状態の下にある測定では、限られた観測回数から得られた推定標準偏差に比べ、よりよくばらつきを示すものとして、合成又は**プールされた分散の推定値** s_{p}^2 が利用できる場合もある。入力量 Q の値が、少ない回数 n の平均値 $\overline{q}$ とされる独立した測定値の場合、その平均値の分散は次式から推定される。

$$s^2(\overline{q}) = \frac{s_{\mathrm{p}}^2}{n} \qquad \text{式(3.5)}$$

標準不確かさは、式(3.4)から評価される。

3.3 標準不確かさのタイプ B 評価

3.3.1 標準不確かさのタイプ B 評価は、統計的な解析以外の方法による、入力量 X_i の推定値 x_i の不確かさの評価方法である。標準不確かさ $u(x_i)$ は、X_i の起こり得る変動に関して入手可能な全ての情報に基づく科学的判断によって評価される。この分類に属する値は以下のものから得ることができる。

- 以前の測定データ;
- 関連物質及び測定器の挙動及び特性に関する経験又は総合的知識;
- 製造者の仕様;
- 校正や他の証明書に定められたデータ;
- ハンドブックから選ばれた参照データに記載された不確かさ;

3.3.2 標準不確かさのタイプ B 評価に関する入手可能な情報を適切に利用するには、経験及び総合的知識に基づく洞察力が必要とされる。それは実務によって習得することができる技能である。特にタイプ A 評価が統計的に独立した比較的少ない観測回数を基にしている測定状態では、根拠が十分にある標準不確かさのタイプ B 評価は、標準不確かさのタイプ A 評価と同様に信頼できる。次のケースが認識されなければならない。

(a) 単一の測定値、以前の測定の結果として得られる値、文献に基づく参照値、補正値など、量 X_i に対し**単一の値**のみが知られている場合、この値は x_i として使用される。x_i の標準不確かさ $u(x_i)$ が示されていた場合、それが採用される。そうでなければ、それは明白な不確かさのデータから計算されるべきである。もし観測値の数を増やすことができない場合は、b)に示すような他の異なる標準不確かさ評価のアプローチを考慮に入れるべきである。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

(b) 理論や経験に基づいて、量X_iに対し、ある**確率分布**が想定できるとき、適切な期待値や期待された値は推定値x_i、この分布の分散の平方根は標準不確かさ$u(x_i)$としてそれぞれ見なされる。

(c) 量X_iの値に関し、**上限**a_+及び**下限**a_-のみが推定できる場合には(例えば測定器の製造者仕様、温度範囲、自動データ修正により生ずる丸め又は切り捨て誤差)、これらの限界内で一様な確率密度(矩形分布)をもつ確率分布が、この入力量X_iのばらつきとして想定される。これは上記の(b)により、推定値は、次式のようになる。

$$x_i = \frac{1}{2}(a_+ + a_-) \qquad \text{式(3.6)}$$

そして、標準不確かさの平方は、次式で表される。

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

限界値の間の差が$2a$で示される場合、式(3.7)は次式で表される。

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

入力量X_iについての知識が不十分でばらつきの限度値以外の情報がないときには、矩形分布を用いることは妥当である。問題としている量の値が、ばらつきの限界付近の値よりばらつきの区間の中心付近に存在すると思われる場合は、三角分布又は正規分布がよりよいモデルになる。一方、限界付近の値が中心付近の値より多く存在すると思われる場合は、U 字分布の方がより適切と考えられる。この場合の不確かさ評価法については[文献 1]を参照されたい。

4. 出力推定値の標準不確かさの計算

4.1 相関のない入力量に関して、出力推定値 y の標準不確かさの平方は次式によって示される。

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

注記:校正では稀であるが、モデル関数が強度に非線形である場合や、いくつかの感度係数[式(4.2)及び式(4.3)を参照]がゼロになる場合には、式(4.1)に高次の項が含まれるべきである。そのような特別の場合の取り扱いに関しては、GUM を参照されたい。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

量 $u_i(y)$ $(i = 1,2,..., N)$ は、入力推定値 x_i の標準不確かさから生じる出力推定値 y の標準不確かさに対しての寄与成分である。

$$u_i(y) = c_i u(x_i) \qquad \text{式(4.2)}$$

ただし、c_i は、入力推定値 x_i の**感度係数**、すなわち、入力推定値 x_i で推定される X_i に関するモデル関数 f の偏導関数である。

$$c_i = \frac{\partial f}{\partial x_i} = \left.\frac{\partial f}{\partial X_i}\right|_{X_1 = x_1 \ldots X_N = x_N} \qquad \text{式(4.3)}$$

4.2 感度係数 c_i は、入力推定値 x_i の変動によって出力推定値 y が影響される度合いを表す。それは、モデル関数 f から式(4.3)によって評価することもできるし、数値的手法を用いて評価することもできる。数値的手法とは、$+u(x_i)$ 及び $-u(x_i)$ の入力推定値における変化による出力推定値の変化を計算することである。つまり y における差を $2u(x_i)$ で割った結果を c_i の値として求めることである。時には、$x_i \pm u(x_i)$ などにおける測定を繰り返すことにより、実験から出力推定値 y の変化を算出することがより適切であることがある。

4.3 $u(x_i)$ は常に正であるが、式(4.2)による寄与成分 $u_i(y)$ は、感度係数 c_i の符号により正又は負のいずれかである。相関のある入力量の場合には、$u_i(y)$ の符号を考慮すべきである。付録 D の式(D.4)を参照されたい。

4.4 もしモデル関数 f が、入力量 X_i の和又は差であるとすると、

$$f(X_1, X_2, ..., X_N) = \sum_{i-1}^{N} p_i X_i \qquad \text{式(4.4)}$$

式(2.2)による出力推定値は、対応する入力推定値の和又は差によって与えられる。

$$y = \sum_{i-1}^{N} p_i x_i \qquad \text{式(4.5)}$$

感度係数は p_i に等しく、式(4.1)は次式で表すことができる。

$$u^2(y) = \sum_{i-1}^{N} p_i^2 u^2(x_i) \qquad \text{式(4.6)}$$

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

4.5 もしモデル関数 f が入力量 X_i の積又は商であるとすると、

$$f(X_1, X_2, ..., X_N) = c\prod_{i=1}^{N} X_i^{p_i} \qquad \text{式(4.7)}$$

ここでも、出力推定値は、入力推定値の積又は商に対応したものになる。

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

この場合の感度係数は $p_i y / x_i$ に等しく、式(4.6)が式(4.1)から求められたように、もし $w(y) = u(y)/|y|$ 及び $w(x_i) = u(x_i)/|x_i|$ とすれば、相対標準不確かさは次式で表すことができる。

$$w^2(y) = \sum_{i-1}^{N} p_i^2 w^2(x_i) \qquad \text{式(4.9)}$$

4.6 もしふたつの入力量 X_i 及び X_k がある程度の**相関関係**にある場合、すなわちそれらが相互に依存しているならば、それらの**共分散**もまた、不確かさへの寄与成分として考慮に入れるべきである。詳細は、付録 D を参照されたい。相関の影響を考慮に入れるかどうかは、測定プロセスに対する知識及び、入力量の相互依存性の判断による。一般的に、入力量の間の相関を無視すると、測定対象量の標準不確かさを間違って評価しかねないということを心に留めておくべきである。

4.7 ふたつの入力量 X_i 及び X_k の推定値の共分散は、下記の場合においてゼロであるか、無視できるとみなすことができる。

(a) それらが、異なる独立した実験において、同時ではなく繰り返して観測されている、独立して実施されている異なる評価の結果として生じる量を表している、というような理由で、入力量 X_i 及び X_k が独立である場合。

(b) 入力量 X_i 及び X_k のどちらかを定数として扱うことができる場合。

(c) 入力量 X_i と X_k の相関関係の存在を示す情報が調査により得られない場合。

相関はモデル関数を適切に選択することによって除去できることもある。

4.8 測定に関する不確かさの解析－時には、不確かさのバジェットと呼ばれる－には、標準不確かさとともに、全ての不確かさの原因のリスト、及びそれらを評価する手法が含まれるべきである。繰り返された測定に関しては、観測の数 n も明記されるべきである。分かりやすくするために、この解析に関係のあるデータを表の形式で提示するよう推奨される。その表において、全ての量は物理記号 X_i、又は短い識別子によって参照されるべきである。それぞれの量に対して、少なくとも、推定値 x_i、それに付随する標準不確かさ

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

$u(x_i)$、感度係数 c_i 及び個別の不確かさの寄与成分 $u_i(y)$ は明細に記されるべきである。それぞれの量の測定単位も、表の中で数値とともに明示されるべきである。

4.9 相関のない入力量の場合の例が、表 4.1 に示されている。表の最下段の右角に示されている測定結果の測定の標準不確かさ $u(y)$ は、一番右の欄に記載されている全ての不確かさの寄与成分の平方和の平方根である。表の灰色部分は記入しない。

表 4.1: 不確かさの解析で用いられる量、推定値、標準不確かさ、感度係数及び標準不確かさへの寄与の整理された配列の概略図

量 X_i	推定値 x_i	標準不確かさ $u(x_i)$	感度係数 c_i	標準不確かさへの寄与 $u_i(y)$
X_1	x_1	$u(x_1)$	c_1	$u_1(y)$
X_2	x_2	$u(x_2)$	c_2	$u_2(y)$
:	:	:	:	:
X_N	x_N	$u(x_N)$	c_N	$u_N(y)$
Y	y			$u(y)$

5. 拡張不確かさ

5.1 JCSS によって認定された校正事業者は、出力推定値 y の標準不確かさ $u(y)$ に**包含係数** k を乗じることにより得られる**拡張不確かさ** U を表明しなければならない。

$$U = ku(y) \qquad \text{式(5.1)}$$

測定対象量の分布が正規(ガウス)分布で、出力推定値の標準不確かさが十分信頼性を有する場合、標準的な包含係数 $k = 2$ を用いなければならない。この拡張不確かさは、約 95 %の**包含確率**に対応する。これらの条件は実際の校正作業では十分満足できる。

5.2 正規分布の仮定は、いつも簡単に実験で確認できるとは限らない。しかしながら、独立した量で素性がよく把握されている正規分布や矩形分布のような確率分布から導かれる複数(言い換えると $N \geq 3$)の不確かさの大きさが、同じ程度で出力推定値の標準不確かさに寄与する場合には、中心極限定理の条件が満たされ、出力量の分布が正規分布になるということがおおよそ仮定できる。

5.3 出力推定値に付与された標準不確かさの信頼性は、その有効自由度(付録 E 参照)によって左右される。しかしながら、いずれの不確かさの寄与も、10 回未満の繰返し観測を基にしたタイプ A 評価から得られていないならば、信頼性は常に満たされると判断できる。言い換えると「いずれの不確かさの寄与も、10 回以上の繰返し観測を基にしたタイプ A 評価又はタイプ B 評価から得られているならば、信頼性は常に満たされる。」と判断できる。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

5.4 これらの条件（正規性又は十分な信頼性）の一つが満たされないとすると、標準包含係数 $k = 2$ は、95 %より少ない包含確率に対応する拡張不確かさになる可能性がある。これらの場合には、拡張不確かさの値が確実に通常の場合と同じ包含確率（すなわち、約 95 %の包含確率）に対応するよう他の手順に従うべきである。試験所間比較の結果を評価する時や、仕様への適合性を評価する時など、同一量の測定結果 2 つの比較を必要とする時はいつでも、ほぼ同一の包含確率の使用が不可欠である。

5.5 もし、正規分布が仮定できるとしても、なお出力推定値の標準不確かさの信頼性が低いということもある。このような場合において、繰返し測定の数 n を増やすこと（特に、5.7 で述べる支配的に寄与する標準不確かさの要因の繰返し測定の数 n を増やすことが望ましい）が困難な場合、または信頼性の劣るタイプ A 評価の代わりにタイプ B 評価を用いることがふさわしくない場合は、付録 E に示される方法を用いるべきである。
ただし、付録 E の方法は、次の点において、特に産業界における不確かさの利用においては、必ずしも有用とならないことがありうるので注意が必要である。

- 付録 E の方法を用いても、不確かさの再現性（この再現性とは、次回の不確かさ評価で同様の値が得られるかどうかという意味である）は改善されない。
- 統計学における自由度と異なり、不確かさ評価における有効自由度の計算の妥当性を根拠付けにくいことがある（例えば、正規分布でない変数が存在するとき。）。

5.6 それ以外の場合、すなわち、正規分布であることを正当化することができない場合、約 95 %の包含確率に対応する包含係数 k の値を得るために、実際の出力推定値の確率分布における情報が用いられなければならない。

5.7 実際の出力推定値の確率分布を正確に推定することが困難なときは、その出力推定値の合成標準不確かさに対して支配的に寄与する標準不確かさの要因（注記）に着目する。このことにより、5.5 ただし書きで懸念される事項を回避することが可能となる。

支配的に寄与する標準不確かさの要因が 1 つでその確率分布が矩形分布のときは、出力推定値の確率分布も矩形分布を仮定できる。また、支配的に寄与する標準不確かさの要因が 2 つでこれらの確率分布が両方とも矩形分布のときは、これらの要因が同じ大きさのときは出力推定値の確率分布は三角分布、異なる大きさのときは出力推定値の確率分布は台形分布を仮定できる。

出力推定値の確率分布が矩形分布及び三角分布を仮定でき、もとの矩形分布の限界が付録 E.2 のように選択されているとき、約 95 %の包含確率に対応する包含係数の値は、それぞれ次のようになる。これらの 2 未満の包含係数を丸めるときは、2 桁又は 1 桁に切り上げられた値が用いられるべきであり、1 桁に丸められたときの包含係数はいずれも $k = 2$ となる。

- 出力推定値の確率分布が矩形分布のとき：$k = 1.65$
- 出力推定値の確率分布が三角形分布のとき：$k = 1.90$

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

注記)「合成標準不確かさに対して支配的に寄与する」とは、合成標準不確かさの平方 u_c^2 のうちの最大の標準不確かさ成分又は大きな順番に複数の標準不確かさ成分を合成したものを u_d^2(d:dominant)とすると、$u_d^2 \geq 0.8 u_c^2$ となるようにしたとき、u_d^2 に含まれる全ての標準不確かさ成分を「支配的に寄与する」成分とみなす。

6. 不確かさを計算するための段階的手順

6.1 次の事項は、実際にこの文書を利用するための手引きである。:

(a) 式(2.1)に従い、入力量 X_i と測定対象量(出力量) Y の関係を数学的表記で表す。2つの標準器の直接比較の場合には、$Y = X_1 + X_2$ のように、式は非常に簡単なものになる。
(b) 全ての重要な補正を確認し、適用する。
(c) 4 節に従い、不確かさの解析の様式で、全ての不確かさの原因を列挙する。
(d) 3.2 項に従い、繰返し測定された量に対し標準不確かさ $u(\bar{q})$ を計算する。
(e) 以前の測定の結果として得られる値、補正値、文献からの値など、単一の値に対しては、示されているか、又は 3.3.2(a)項に従って計算することができる場合には、標準不確かさを採用する。使用される不確かさの表記に注意する。標準不確かさを得るデータがない場合は、科学的経験を基にして $u(x_i)$ の値を表明する。
(f) 確率分布が知られているか、推測できる入力量に対しては、3.3.2(b)項に従い期待値及び標準不確かさ $u(x_i)$ を計算する。上限と下限のみが示されているか、又は推定できる場合は、3.3.2(c)項に従い標準不確かさを計算する。
(g) 個々の入力量に対し、式(4.2)及び式(4.3)に従い入力推定値 x_i から生ずる出力推定値の不確かさに対する寄与 $u_i(y)$ を計算し、測定対象量の標準不確かさ $u(y)$ の平方を得るために、式(4.1)において説明されているようにそれらの平方を合計する。もし入力量が相関関係にあると知られているならば、付録 D に示される手順を適用する。
(h) 出力推定値の標準不確かさ $u(y)$ に、5 節に従い選ばれた包含係数 k を乗じ拡張不確かさを計算する。
(i) 「JCSS 登録及び認定の一般要求事項」に従い、測定対象量の推定値 y 、拡張不確かさ U、包含係数 k からなる測定結果を、校正証明書で報告する。

7. 文献

(1) JCGM 100:2008, Evaluation of measurement data – Guide to the expression of uncertainty in measurement. (測定における不確かさの表現のガイド、www.bipm.org より入手可能)
※ISO/IEC ガイド 98-3:2007

(2) ISO/IEC 17025:2005 試験所・校正機関の能力に関する一般要求事項
※現在、最新版は 2017 版です。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

(3)JCGM 200:2008 International vocabulary of metrology – Basic and general concepts and associated terms. (国際計量計測用語ー基本及びー般概念並びに関連用語（VIM）、www.bipm.org より入手可能)
※ISO/IEC ガイド 99:2007
※現在、JCGM 200 の最新版は 2012 版です。
※JIS Z 8103:2019 は、VIM に規定された用語をほぼ取り入れています。

(4) 国際規格 ISO 3534-1(2006) Statistics -- Vocabulary and symbols -- Part 1: General statistical terms and terms used in probability.
※JIS Z 8101:2015 統計ー用語と記号ー第 1 部：一般統計用語及び確率で用いられる用語 は対応規格(IDT)です。

(5) ILAC P14:12/2010 ILAC Policy for Uncertainty in Calibration.(校正における不確かさに関する ILAC 方針)
※現在、最新版は 09/2020 版です。

(6) JCGM 104:2009 Evaluation of measurement data – An introduction to the "Guide to the expression of uncertainty in measurement" and related documents.(GUM 及び関連文書の紹介、www.bipm.org より入手可能)
※ISO/IEC ガイド 98-1:2009

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

付録 A 校正測定能力

校正測定能力（CMC）の概念については、2007 年 9 月に BIPM/ILAC WG7から発行された校正測定能力に関する文書において徹底的に調査されている。この文書は ILAC P14[文献 5] に付属書として含まれており、そのポリシーは世界中の認定校正機関の間で CMC に対する整合したアプローチの基本となっている。

認定校正機関が CMC を設定する際には、当文書で述べられている不確かさの評価方法に従うことが望ましい。

＜参考：ILAC P14:2020 における CMC に関する記述＞

4.1 認定された校正機関の認定範囲は、次の条件で表される校正測定能力を含まなければならない。

a) 測定対象量又は標準物質
b) 校正・測定の方法・手順及び、校正・測定される設備・物質の種類
c) 測定範囲及び該当する場合には追加のパラメータ、例えば印加電圧の周波数
d) 不確かさ

4.2 認定範囲における CMC の表現に曖昧さがあってはならず、従って、校正において校正機関により達成されると期待される最小の不確かさにも曖昧さがあってはならない。測定対象量が値又は値の範囲を含む場合、不確かさの表現のために次に挙げる方法の一つまたはそれ以上を採用しなければならない。

a) 測定範囲全体の値にわたって有効な単一の不確かさ。
b) 測定範囲内の一連の値にそれぞれ対応する不確かさ。この場合校正機関は測定範囲内で明記されていない値に対する不確かさを求めるために、直線内挿が適切であることを確実にしなければならない。
c) 測定対象量及び／またはパラメータによって構成される陽関数によって算出される不確かさ。
d) 測定対象量及び付加的パラメータにより決定された不確かさ行列。
e) 不確かさが少なくとも有効数字 2 桁で読み取れるほど、各軸が十分な分解能を有している不確かさのグラフィック表示。

開区間（（例１）“0＜U＜χ”、又は（例２）抵抗値 1 Ω～100 Ω範囲における不確かさ“2 mΩ／Ω未満”）は CMC の表現においては不正確である。

4.3 CMC として扱われる不確かさは、信頼の水準約 95 %を示す拡張不確かさとして表明されなければならない。不確かさの単位は、常に測定対象量と同一か、あるいは測定対象量に対する相対（例えば%、mV/V、又は“百万分率”（part per 10^6））でなければならない。“PPM”および“PPB”という用語は、定義が曖昧であるため使用は認められない。

※計量法関連法令（計量単位令、計量単位規則）において、“ppm”および“ppb”は法定計量単位の記号として使用が認められている。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

引用される CMC は、主張される CMC が明確に実現可能であるように、校正される“現存する最良の校正物（best existing device、BED）”の寄与を含めなければならない。

注記１：BED は、たとえそれが最高のパフォーマンス（安定性）をもっていたり、または非常に古い歴史を持っていたとしても、校正物のうち市場で又は他の何らかの方法で顧客が入手できるものと理解されている。

注記２：BED の繰返し性不確かさの寄与がゼロに等しいことがあり得る場合、この数値を CMC の評価に使用してもよい。しかしながら、“現存する最良の校正物”に関連する他の必要な不確かさ要因は含まれなければならない。
※“必要な不確かさ要因”として、例えば分解能に伴う不確かさがある。

注記３：KCDB（key comparison database、国際度量衡局が管理する基幹比較データベース）内の非常に限られた数の CMC において示されるように、例外的な事例として、ある種の分野では、BED が存在しない、及び／又は器物に起因する不確かさが CMC の不確かさに明らかに寄与することが認識されている。このような場合、もし校正物の寄与が他不確かさ要素から分離できるのであれば、その寄与は CMC から除外されるかもしれない。しかしその場合には、CMC が校正物に由来する不確かさを含んでいない旨を明確に認定範囲に示しておかなければならない。

4.4 校正機関が参照値の付与のようなサービスを行っている場合には、あるひとつのサンプルに対して実施されるのであるから、一般的に CMC により包含される不確かさは測定手順に関連する要因を含まなければならない。すなわち、典型的なマトリックス効果、妨害等が考慮されなければならない。CMC として扱われる不確かさは、一般的にその物質の不安定性や不均質性に起因する寄与を含まないであろう。CMC は、典型的な安定かつ均質なサンプルについての、測定方法に特有なパフォーマンスの分析に基づかなければならない。

注記：参照値測定についての CMC として扱われる不確かさは、標準物質生産者により生産される標準物質に付帯する不確かさとは一致しない。一般的に、認証標準物質の拡張不確かさは、その標準物質の参照値測定にかかる CMC により包含される不確かさに比べ大きいであろう。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

付録 B 関連用語の解説

B1 **相加平均**（GUM C.2.19 項より）
算術平均：値の和を値の数で除したもの。

B2 **校正測定能力**
校正測定能力（CMC）は、以下の観点から表明される。
1. 測定対象量又は参照物質
2. 校正／測定の方法／手順、及び／又は被校正器物（被測定対象物）の種類
3. 適用可能な場合、測定範囲及び付加的なパラメータ（例えば、供給電圧の周波数）
4. 不確かさ

詳説は[文献 5]を参照のこと。

B3 **相関係数**（GUM C3.6 項より）
二つの変数の相対的な相互依存性の尺度であり、それらの共分散の、それぞれの分散の積の正の平方根に対する比に等しい。

B4 **共分散**（GUM C3.4 項より）
二つの確率変数の相互依存性の尺度であり、二つの確率変数のそれぞれの期待値からの偏差の積の期待値に等しい。詳細な定義は GUM を参照のこと。

B5 **包含係数**（VIM 2.38）
拡張不確かさを得るために合成標準不確かさに乗じる、1 より大きい数。

B6 **包含確率**（VIM 2.37）
測定対象量の真の値の集合が、特定の包含区間に含まれる確率。
注記：“真の値”（附属書 D 参照）という用語は D.3.5 にあるように GUM では用いられていない。“（測定対象）量の値”及び“（測定対象）量の真の値”は同等とみなされるからである（GUM 3.1.1 項より）。

B7 **実験標準偏差**（GUM 4.2.2 項より）
実験分散の正の平方根。

B8 **拡張（測定）不確かさ**（VIM 2.35）
合成標準不確かさと 1 より大きい係数との積。

B9 **実験分散**（GUM 4.2.2 項より）
本文の式（3.2）によって示される同じ測定対象量の連続する n 回の観測値のばらつきを特徴付ける量。

B10 **入力推定値**（GUM 4.1.4 項及び C2.26 より）
測定結果の評価において用いられる入力量の推定値。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

B11 **入力量**（GUM 4.1.2 項より）
測定結果を評価する過程において考慮に入れられる、測定対象量が依存する量。
注記：VIM2.50 で、次のとおり定義している。
2.50 測定モデルの入力量（input quantity in a measurement model）, **入力量**（input quantity）
測定対象量の測定された量の値を計算するために必要な、測定しなければならない量、又はその値を別の方法で得ることができる量。

B12 **測定対象量**（VIM2.3）
測定を意図した量。

B13 **測定不確かさ、測定の不確かさ、不確かさ（VIM 2.26）**
用いる情報に基づいて、測定対象量に帰属する量の値のばらつきを特徴付ける負ではないパラメータ。

B14 **出力推定値**（GUM 4.1.4 項及び C2.26 より）
モデル関数によって入力推定値から計算される測定結果。

B15 **出力量**（GUM 4.1.2 項より）
測定結果の評価において測定対象量を表す量。
注記：VIM2.51 で、次のとおり定義している。
2.51 測定モデルの出力量（output quantity in a measurement model）, **出力量**（output quantity）
測定された量の値が測定モデルの入力量の値を用いて計算される量。

B16 **プールされた分散の推定値**（GUM 4.2.4 項より）
統計的管理下にあるはっきりと素性が知られた測定において、同じ測定対象量の長期の連続した観測値から得られる実験分散の推定値。

B17 **確率分布**（GUM C.2.3 項より）
確率変数がなんらかの与えられた値をとる、又は与えられた値の組に属する確率を与える関数。

B18 **確率変数**（GUM C.2.2 項より）
ある特定の値の組のうちの任意の値をとることができ、確率分布と関連付けられる変数。

B19 **相対標準不確かさ**（VIM 2.32）
標準不確かさを測定された量の値の絶対値で除したもの。

B20 **入力推定値の感度係数**（GUM 5.1.3 項より）
ある入力推定値における微小変化で除した、その入力推定値の微小変化によって生じる出力推定値における微小変化。

B21 **標準偏差**（GUM C.2.12 項より）
分散の正の平方根。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

B22　標準不確かさ（VIM 2.30）
標準偏差として表した不確かさ。

B23　不確かさのタイプ A 評価（VIM 2.28）
定義された測定条件下で得られる測定された量の値の統計解析による不確かさの成分の評価。

B24　不確かさのタイプ B 評価（VIM 2.29）
不確かさのタイプ A 評価以外の方法で決定される不確かさの成分の評価。

B25 不確かさバジェット（VIM 2.33）
不確かさ、その不確かさの成分、並びに、それらの計算及び合成に関する表明（statement）。

B26　分散（GUM C.2.11 項より）
中心確率変数の平方の期待値。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

付録 C 不確かさの原因

C1 測定結果の不確かさは、測定対象量の値についての完全な知識が欠けていることを反映している。完全な知識は膨大な量の情報を必要とする。不確かさに寄与する現象、すなわち、測定結果が単一の値によって特徴付けることができないという事実に寄与する現象が、不確かさの原因と呼ばれる。実際の測定における不確かさの原因には、次のように多くの可能性がある[GUM]。

(a) 測定対象量の不完全な定義;
(b) 測定対象量の定義の不完全な認識;
(c) 代表的でないサンプリング－測定される試料が定義された測定対象量を代表していないことがある;
(d) 環境条件の影響の不適切な認識、又は環境条件の影響の不完全な測定;
(e) アナログ計器の読みにおける個人差;
(f) 計器の分解能の限界、又は識別限界;
(g) 測定標準及び標準物質の不正確な値;
(h) 外部の情報源から得られ、かつ、データ補正アルゴリズムに用いられる、定数及び他のパラメータの不正確な値;
(i) 測定の方法及び手順に組み込まれる近似と仮定;
(j) みかけ上同一の条件のもとでの測定対象量の繰返し観測における変動。

C2 これらの原因は必ずしも独立したものではない。(a)から(i)までの原因のいくつかは、(j)に寄与することがある。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

付録 D 相関のある入力量

D1 もし、二つの入力量 X_i 及び X_k が、ある程度の相関関係にあると知られていれば、すなわち、もし、それらがお互いに何らかの方法で依存しているならば、二つの推定値 x_i 及び x_k の**共分散**

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

は、不確かさに追加されるべきである。相関の程度は、**相関係数** $r(x_i,x_k)$ によって特徴付けられる(ここで、$i \neq k$ 及び $|r| \leq 1$ である)。

D2 二つの量 P 及び Q に対して、同時に繰り返された観測についての、n 個の独立な組の場合には、相加平均 $\bar{p}$ 及び $\bar{q}$ の共分散は、次式により与えられる。

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

そして、r は、代入により式(D.1)から計算できる。

D3 影響量に関する、何らかの相関の程度は、経験に基づいたものであるべきである。
相関が存在するときは、式(4.1)は、次式に置き換えられるべきである。

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

ここで、c_i 及び c_k は、式(4.3)で定義された感度係数である。上式はまた、次のように表せる。

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

入力推定値 x_i の標準不確かさから結果として生じる出力推定値 y の標準不確かさに対する寄与 $u_i(y)$ は、式(4.2)で与えられている。式(D.3)又は式(D.4)中の第二番目の項は、その符号が負になるかもしれないことに注意すべきである。

D4 実際には、入力量の値の評価において、同一の物理的参照標準、測定器、参照データか、又は値の評価において大きな不確かさを持つ測定方法であっても、入力量の間にはしばしば相関関係を生じることがある。一般性を失わずに、x_1 及び x_2 によって推定され

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

る二つの入力量 X_1 及び X_2 が、独立変数の組 $Q\ (l = 1,2,...,\ L)$ に依存すると仮定する。

$$X_1 = g_1(Q_1, Q_2, \ldots\ldots, Q_L)$$
$$X_2 = g_2(Q_1, Q_2, \ldots\ldots, Q_L) \qquad \text{式（D.5）}$$

ただし、これらの変数のあるものは、必ずしも両方の関数の中に現れないかもしれない。もし、推定値 $q_l\ (l = 1,2,...,\ L)$ が相関関係にないとしても、入力量の推定値 x_1 及び x_2 は、ある程度の相関関係をもつだろう。その場合には、推定値 x_1 及び x_2 の共分散 $u(x_1, x_2)$ は、次式によって与えられる。

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

ここで、c_{1l} 及び c_{2l} は、式（4.3）との類似において、関数 g_1 及び g_2 から導かれる感度係数である。これらの項は、その感度係数がゼロにならないときにだけ、和に寄与するので、関数 g_1 及び g_2 に共通の変数がなければ、共分散はゼロである。推定値 x_1 及び x_2 の相関係数 $r(x_1, x_2)$ は、式（D.1）とともに式（D.6）から決定される。

D5 次の例は、同一の参照測定標準を用いて校正される二つの仲介測定標準の値に存在する相関関係を説明する。

測定課題

二つの標準 X_1 及び X_2 が、参照測定標準 Q_S と比較される。使用される測定システムは、その値の差 z を、標準不確かさ $u(z)$ で、決定することが可能である。参照測定標準の値 q_S は、その標準不確かさ $u(q_S)$ とともに既知である。

数学モデル

推定値 x_1 及び x_2 は、次式の関係に従って、参照測定標準の値 q_S、及び観測された差 z_1 及び z_2 に依存する。

$$x_1 = q_S - z_1$$
$$x_2 = q_S - z_2 \qquad \text{式（D.7）}$$

標準不確かさ及び共分散

関係のある変数 X_1 及び X_2 を含まない新しいモデル関数を与える。推定値 z_1、z_2 及び q_S は、異なった測定において決定されるので、相関関係がないと考えられる。
$u(z_1) = u(z_2) = u(z)$ と仮定して、標準不確かさは式（4.4）から計算され、また推定値 x_1 及び x_2 の共分散は式（D.6）から計算される。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

$$u^2(x_1) = u^2(q_S) + u^2(z)$$
$$u^2(x_2) = u^2(q_S) + u^2(z) \qquad \text{式(D.8)}$$
$$u^2(x_1, x_2) = u^2(q_S)$$

これらの結果から推論される相関係数は、

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

その値は、0 から+1 の範囲にあり、標準不確かさ$u(q_S)$及び$u(z)$の比に依存している。

D6 式(D.5)によって表されるケースでは、測定対象量の標準不確かさの評価において、モデル関数の適切な選択によって、相関関係の介在を避けることができる。モデル関数 f のもとの変数 X_1 及び X_2 を変換式(D.5)に従って置き換え、独立変数 Q を直接に導入し、新しいモデル関数を与えたとき、そこではもう、相関関係のある変数 X_1 及び X_2 は含んでいない。

D7 しかしながら、例えば、入力推定値 x_1 及び x_2 を決定するときに、同一の測定器又は同一の参照測定標準を使用していて新しい独立した変数への変換ができない場合のように、二つの入力量 X_1 及び X_2 の間の相関関係が避けられないケースが存在する。もしさらに、相関の程度が正確に知られているときは、測定対象量の標準不確かさの上限推定値によって、この相関が持つことができる最大の影響を評価することが実用的と思われる。その他の相関を考慮に入れなくてもよい場合には、それは次式のかたちをとる。

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

ここで、$u_r(y)$は、相関関係がないと考えられる残りのすべての入力量に関する標準不確かさに対する寄与成分である。

注記：式(D.10)は、二つ以上の相関関係のある入力量を持つ、一つ又はいくつかのグループのケースに対して、容易に一般化される。このケースにおいては、相関のある各グループに対して、それぞれの最悪のケースの和が、式(D.10)に導入されるべきである。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

付録 E 有効自由度から導かれる包含係数

E1 ある特定の包含確率に対応する包含係数 k の値を決定するためには、出力推定値 y の標準不確かさ $u(y)$ についての信頼性を、考慮に入れることが必要である。それは、$u(y)$ が測定結果に伴う標準偏差をいかに良く推定しているかを、考慮に入れるという意味である。正規分布の標準偏差の推定値に対し、この推定の自由度は、その推定の基礎となっている試料のサイズに依存するが、これが信頼性に関する一つの尺度となる。同様に、ある出力推定値の標準不確かさに関する信頼性についての適切な尺度は、その推定値に対する有効自由度 ν_{eff} であり、それは、個別の不確かさの寄与 $u_i(y)$ に対する有効自由度の適切な合成によって近似される。

E2 中心極限定理の条件が満たされるとき、適切な包含係数 k を計算するための手順は、次の三つの段階で構成される。

(a) 6 節で与えられる段階的な手順に従って、出力推定値の標準不確かさを求める。

(b) Welch-Satterthwaite の式から、出力推定値 y の標準不確かさ $u(y)$ についての有効自由度 ν_{eff} を決定する

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

ここで、$u_i(y)$ $(i = 1,2,..., N)$ は、式(4.2)で定義されているが、相互に統計的に独立であると仮定された入力推定値 x_i の標準不確かさから結果として生じる出力推定値 y の標準不確かさの寄与成分であり、ν_i は、標準不確かさの寄与 $u_i(y)$ の自由度である。

3.1 項で検討されたような、タイプ A の評価から得られる標準不確かさ $u(q)$ の自由度は、$\nu_i = n-1$ によって与えられる。タイプ B の評価から得られた標準不確かさ $u(x_i)$ の自由度を求めることは、容易ではない。しかし一般的に、確実に過小な見積もりを避けることができる方法を用いることによって、実施される。もしたとえば、下限 a_- 及び上限 a_+ が設定されるとき、通常、問題となっている量がこれらの限界外に存在する確率が事実上非常に小さくなるように、これらの限界は選択される。このような場合、タイプ B の標準不確かさ $u(x_i)$ の自由度 $\nu_i \to \infty$ であると想定できる。

第三者の校正事業者が発行した認定シンボル付きの校正証明書から得られる校正結果の標準不確かさ $u(sc)$ の自由度は、その校正証明書に記載された包含係数から求める。その包含係数 $k = 2$ のときは、タイプ B の標準不確かさ $u(sc_i)$ の自由度 $\nu_i \to \infty$ であると想定できる。(c) この付録の表 E.1 で与えられる数値の表から、包含係数を求める。この表は、95 %の包含確率に対して評価された t 分布を基礎にしている。ほとんどの場合 ν_{eff} は整数にはならないので、この場合は ν_{eff} を直近の下位の整数となるように切り捨てる。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

表 E.1：様々な有効自由度 ν_{eff} に対する包含係数 k

ν_{eff}	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
k	12.71	4.30	3.18	2.78	2.57	2.45	2.36	2.31	2.26	2.23

ν_{eff}	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
k	2.20	2.18	2.16	2.14	2.13	2.12	2.11	2.10	2.09	2.09

ν_{eff}	25	30	35	40	45	50	∞
k	2.06	2.04	2.03	2.02	2.01	2.01	1.96

E.3　中心極限定理の条件が満たされないときであって、この文書の本文及び付録 E で述べた方法のいずれにも該当しない場合、又は合成標準不確かさの分布が明確でない場合は、約 95 %の包含確率を正確に求めることが困難となるが、この文書の 5.3 項で定める条件を満たすときは、包含係数 $k = 2$ とすることによって約 95 %の包含確率に対応するものとみなしてよい。

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。

校正における測定不確かさの評価　改正のポイント

〇認定センターの組織改編に伴う修正

なお、本文中、主な改正箇所には下線を引いてあります。

以上

このファイルを複写したファイルや、このファイルから印刷した紙媒体は非管理文書です。