平成１５年度試験事業者認定事業委託調査研究

認定試験事業者等への技術情報提供に係る調査研究委員会成果報告書

平成１６年３月

独立行政法人製品評価技術基盤機構
適合性評価センター　認定センター

目次

0. はじめに

ISO/IEC Guide 25 General Requirements for the Competence of Calibration and Testing Laboratories「校正機関及び試験所の能力関する一般要求事項」は、2000年5月に改正され、ISO/IEC 17025 General Requirements for the Competence of Testing and Calibration Laboratories「試験所及び校正機関の能力関する一般要求事項」となった。

当該改正において重大な関心事項となったのは、試験・校正における不確かさの見積もりであった。工業標準化法も平成2004年には改正され、このISO/IEC 17025が試験所登録の際の要求事項となる予定であり、2005年末までには、全ての試験分野において不確かさの見積もりが必須要件となるものである。

この様な背景のもと、平成13年度から実施してきたJNLAにおける試験の不確かさ調査研究も残された課題である、①不確かさのカテゴリー分類の検討、②不確かさ評価事例の作成、③これらに係わるAPLAC文書の翻訳と公表を目的として、本調査研究委員会を設立したものである。

報告書に述べるとおり、これらの案件を精力的に審議頂いたが、時間的な制約もあり委員会の総意でその調査結果を平成15年度内にとりまとめることが出来なかったが、改正作業中であったAPLAC TC 005が本年漸く改正されたところからその翻訳を終了し、これまでの調査結果をとりまとめて公表することとした。

従って、本報告書の内容は委員会の合意を得たものではないが、試験事業者の参考とするために事務局がとりまとめたものであることと、特にその調査結果は、そのまま活用をすることはせず、それぞれの試験事業者がそれぞれの試験環境、試験条件のもとで自ら不確かさの要因を考えつつ、要因の分析、評価をすべきことに留意されたい。

最後に、このような困難な調査業務に協力を頂いた委員の皆様方に感謝申し上げると共に、委員会運営を主宰頂いた独立行政法人産業技術総合研究所標準供給室　小池室長、APLAC 文書の翻訳原案を提供頂いた、財団法人日本建築総合試験所情報企画室　西村室長には特に御礼申し上げる次第です。西村室長からは本調査研究に関連するAPLAC TC004の翻訳も提供頂いたので、皆様の参考のためにここに掲載させて頂くことを了承頂き、重ねて御礼申し上げます。

１．委員会の設立目的

我が国の試験事業者認定制度の下の認定試験事業者及び申請予定事業者を対象として、ＩＳＯ／ＩＥＣ１７０２５で要求される試験における測定の不確かさに係る技術的な調査研究を行い、その成果を当該事業者へ情報提供するとともに、認定の継続及び認定申請にあたっての審査に活用することを目的として、平成１３年度に「認定試験事業者等への技術情報提供に係る調査研究委員会」を設立した。

２．初年度からの経緯

平成１３年度は、２００１年８月１４日付けで発出した「ＪＮＬＡにおける試験の不確かさの適用に関する暫定方針」において求められている、ＪＮＬＡ認定区分内の試験についてのⅠ類からⅤ類までのカテゴリー分けについて、その定義・解釈を明確にし、その分類を行うことにより、一般的な試験における測定の不確かさの見積もり方法に関する指針とすることを目的として当該調査研究委員会を開催し、主に次のことを実施した。

(1) 「ＪＮＬＡにおける試験の不確かさの適用に関する暫定方針」のカテゴリー分類についての問題点を洗い出し、検討した。
(2) ＪＮＬＡにおける試験の不確かさの適用に関する暫定方針を作成するにあたって参考とした「A2LA Interim Policy on Measurement Uncertainty for Testing Laboratories（試験所に対する測定の不確かさのＡ２ＬＡ暫定方針）」の適用状況について、Ａ２ＬＡへ訪問し現地調査を実施した。
(3) カテゴリー分類分けを整理し、旧版の第Ⅲ分類から第Ⅴ分類までを一つのグループとしてまとめ、不確かさの見積もり方法は例示することに止めることとした「ＪＮＬＡの試験における測定の不確かさの適用に関する暫定方針（第２版）」を検討・作成した。
(4) 不確かさの適用に関する暫定方針（第２版）に基づいて、カテゴリー分類分けの例示文書を検討・作成した。

平成１４年度は、平成１３年度の成果及び残された課題を受け次の項目について調査研究を実施した。

(1) 工業標準化法に基づく試験事業者認定制度（ＪＮＬＡ）暫定方針（第２版）に基づき、提出された不確かさのカテゴリー分類表を当調査研究委員会において検討承認し、例示文書（Ⅰ定性試験及びⅡ定量試験Ａ）として公表した。
(2) 電気製品分野の構造試験、難燃性試験及び機械的試験等に使用することが可能となる充分に均質な技能試験品目の開発を行った。

平成１５年度は、平成１４年度までの成果及び残された課題を受け次の項目について調査研究を実施した。

(1) 当年度認定センターで行った、審査・サーベイランスにおけるカテゴリー分類結果を基に、当調査研究委員会において検討承認し、不確かさのカテゴリー分類表を例示文書（Ⅲ定量試験Ｂ）として公表する。

(2) ＪＮＬＡの試験における測定の不確かさ評価の事例集（案）を基に、当調査研究委員会において検討承認し、不確かさの見積もりの例示文書として公表する。

３．平成１５年度委員会の開催状況

次のような計３回の調査研究委員会を開催し、不確かさのカテゴリー分類及び不確かさの見積もりその他についての検討を行った。

(1)第１回委員会

日時：平成１５年　８月１９日（火）

議題：①平成１４年度委託調査研究報告書の概要について

②平成１５年度委託調査研究実施計画について

③ APLAC TC 005 試験における測定の不確かさ評価の解説と手引きについて

(2)第２回委員会

日時：平成１６年　２月２４日（火）

議題：①不確かさのカテゴリー分類の例示文書について

②不確かさの見積もりの例示文書の作成について

(3)第３回委員会

日時：平成１６年　３月２５日（木）

議題：①不確かさのカテゴリー分類の例示文書について

②不確かさの見積もりの例示文書（特性要因図を含む）の作成について

③技能試験品目の開発について

４．不確かさカテゴリー分類結果一覧表（Ⅲ定量試験Ｂを含む、検討版）について

別添第２について、十分に議論できず検討資料段階であるが、委員会における意見等の集約は次のようであった。

・一致しているものを公表したいという事務局の考えだが、単に一致しているからといって、それが正しいとは云えない。

・カテゴリーⅡとなるには全ての要因をＪＩＳで規定しているだけでは不十分で、結果の表現形式（有効数字等）を明確に定めており、不確かさの値がその有効桁以下であることが確かめられている必要がある。

・カテゴリーⅡとなる場合には、それを引用するから何の審査も必要ないという訳ではなく、試験所の日常管理データなどで能力を示すものを表明することが必要である。

５．ＪＮＬＡの試験における測定の不確かさ評価の事例集（案）について

別添第３について、委員会における意見等の集約は次のようであった。

・ｶﾃｺﾞﾘｰ分類の結果、Ⅲであれば当該例示文書を参考に不確かさを見積もることになる。

・当該例示文書は、あくまで数学的解析のステップを説明することに重点を置いている。

・当該例示文書は、ひとつの提案であり、試験所にとっては難しい内容なのかもしれない。もっと易しい事例を示すことも必要である。

・当該例示文書について、委員の合意が得られないとしたら、中間報告的な位置づけとなる。

別添第3

JNLAの試験における測定の不確かさ評価の事例集(案)

独立行政法人製品評価技術基盤機構
適合性評価センター　認定センター

0. はじめに

測定及び分析の目的は、対象とする現象、機能、製品などの「品定め」を量的あるいは質的に実践することである。その結果をいかに表現するかによって、その後の活用の仕方が異なってくることから、「測定の不確かさ」が重要となる。認定機関としての IAJapan が関与する範囲は多岐にわたるが、ここでは「JNLAの試験における測定の不確かさ」に限定して、その評価の過程や最終目標を明確に定め、これらの業務に関与する認定機関のスタッフ、審査員及び認定試験事業者の共通認識を構築することを目的として、不確かさの見積もり事例を作成した。

なお、認定された試験所における不確かさの評価と報告の一般要求事項は JIS Q 17025(試験所及び校正機関の能力に関する一般要求事項)による。その不確かさの要求事項に関わる APLAC TC 005 (INTERPRETATION AND GUIDANCE ON THE ESTIMATION OF UNCERTAINTY OF MEASUREMENT IN TESTING)で定める解釈とガイダンスが適用される。また、この事例集で述べられている試験における測定の不確かさ評価の方法は、計測結果の表現のルールを示す国際文書(Guide to the expression of uncertainty in measurement: GUM 計測における不確かさの表現ガイド)に基づいている。

1. 不確かさの見積もりを必要とする場合

「JNLAの試験における測定の不確かさの適用に関する方針」では試験方法毎に次のようにカテゴリー分類を行い、「Ⅲ定量試験B」と分類された試験については試験所は不確かさを見積もることとしている。

図－1

JNLAの試験方法毎

Ⅰ定性試験
試験における測定の結果が数値で表されない定性試験。
(不確かさの評価が不要)

Ⅱ定量試験A
試験における測定の結果が数値で表されるJISの試験方法であって、JISQ17025の5.4.6.2の参考2※に該当するもの。
(不確かさの評価が不要)

Ⅲ定量試験B
試験における測定の結果が数値で表されるJISの試験方法であって、JISQ17025の5.4.6.2の参考2に該当しないもの。
(不確かさの評価が必要)

2. 不確かさの要因

試験における不確かさの要因には次のようなものがあり、これらは必ずしも独立でなく相互に依存している。これらの要因の他に認識されない系統的効果が存在し、その不確かさを評価することができない場合がある。（試験所間比較の結果の考察からそのような効果の存在が明らかになる）。次に示す内容は想定される多くの原因を網羅的に示したものであるが、実際には思考や経験の段階で省略できるものが少なくない。

(1) 試験の定義の不完全さ

試験の要求事項が明確でないことによるもの。例えば、試験時の周囲温度が「常温」とのみ規定されているが、その温度幅が試験結果に影響するような場合。

(2) 試験手順の実現の不完全さ

試験条件が明確に定義されているが、その要求される条件を実現できないことによるもの。それは、「測定・分析方法」、「測定・分析装置」及び「測定・分析手順」等の不完全性及び「過誤」に起因するものである。

(3) サンプリング

サンプリングが適切でない場合、そのサンプルが母集団を代表しないことによるもの。JNLAの場合、試験依頼のあったサンプルからサブサンプルをサンプリングする場合が該当する。それは「測定対象の均一性」、「調質効果（特に標準物質の場合）」又は「測定対象の経時変化」にも起因する。

(4) 測定過程における環境条件の効果についての不充分な知識、環境条件の不完全な測定

測定環境条件の「４W１H」、すなわち「測定時期（季節、経時要因、時間応答影響性など）」、「測定場所（機関・組織）」、「測定者（操作者、個人的くせ、読みとり誤差など）」、「測定装置・機器」及び「測定条件（時間的・空間的条件）」に起因するものである。

(5) アナログ計測器の読みにおける個人的な片寄りに起因するもの。

(6) 測定器の分解能や閾値、又は目盛の誤差に起因するもの。

(7) 測定標準（常用標準及び参照標準）並びに標準物質の参照値の不確かさに起因するもの。

(8) 測定機器の特性又は性能が、直近の校正時から変化することによるもの。

(9) データの評価に用いられる定数やパラメータに起因するもの。

(10) 測定方法、手順に含まれる近似や仮定に起因するもの。

それは「理論（原理・法則）」の不完全性にも起因する。

(11) 同一の条件で行う繰返し観察における変動

一見すると同一の条件であるが、局所的環境（温度、湿度及び空気圧等）の短い時間の変動に起因するもの。それは「測定対象の環境依存性（温度、湿度、圧力、電磁環境）」、「測定器の環境依存性」にも起因する。

3. 不確かさの評価

(1) 試験に含まれる測定ごとの注意深い考察を行い、全体の不確かさに寄与するすべての要

素を特定しリストする。これには、測定装置、試験の理論(原理・法則)と実際、及び環境の影響に対して充分な理解することが必要である。

(2) Aタイプ評価(統計的方法)又はBタイプ評価(統計的方法以外)によって不確かさ成分を定量化する。ある成分の不確かさの大きさが最大の成分の〇分の1未満であれば、その要因は無視できる。

(a) Aタイプ評価は次の点に留意する。

- 算出方程式(理論式、実験式)を吟味する。
- 4W1H(測定環境条件)を確認する。
- 実験計画を立てる。
  - 基本的な実験計画法(多元配置と要因分析)の導入
  - 直行配列法の導入
  - 枝分かれ実験の導入(技能試験には有効)(図5を参照)
  - 回帰式の導入
  - 多変量解析手法の導入

(b) Bタイプ評価は次の情報の蓄積による。

- 過去の蓄積された信頼できるデータ
- 著名な文献値(ハンドブック等)
- メーカーの仕様書記載のデータ
- 校正証明書のデータ
- 継続性のある管理データ

(3) 標準不確かさ

標準不確かさを標準偏差の1倍の値として求める。校正証明書又は機器の仕様書から標準不確かさを求める場合には定数で除する場合がある。

(4) 合成標準不確かさ

要素間に相関がない場合、すべての要素の標準不確かさの平方和の平方根(自乗和根法)から合成標準不確かさを求める。要素間に相関がある場合には厳密な数学的手法が要求されるが、完全な相互依存関係がある場合には、その標準不確かさを代数的に加えることにより求まる。

(5) 拡張不確かさ

合成標準不確かさに適切な包含係数(k)を乗じて拡張不確かさを求める。合成標準不確かさの確率分布が正規分布と仮定できる場合には、包含係数 k=2 の値は約 95%の信頼区間、k=3 の値が約 99%の信頼区間を与える。繰り返し測定の回数が少ない場合には合成標準不確かさの確率分布はt分布表から求めた包含係数kの値を乗じて拡張不確かさを求める必要がある。

4. 結果の表示方法

(1) 試験結果とその不確かさを報告するとき、試験所は次の記録を残すべきである。

(a) 必要な場合、再計算が可能になるようにデータ解析の手順と計算の充分な記述。

(b) 解析に用いたすべての修正と定数、またそれらの要因。

(c) 不確かさが計算された手順を示す充分な記述

(2) 試験結果とその不確かさを報告するときには、過度な有効桁数の使用は避けるべきである。多くの場合、不確かさは2桁以上で表現する必要はない。(丸めの誤差を最小にするために評価及び不確かさ成分の合成の段階では、少なくとも一つ以上大きい桁を使う。)

(3) 特別な指示がないときには、測定結果は次のように 95%の信頼水準を適用した拡張不確かさとともに報告されなければならない。

(例)

・測定値	100.1(単位)
・測定の不確かさ	±0.1(単位)
・備考	拡張不確かさは合成不確かさに約 95%の信頼水準を与える包含係数 k=2 を乗じて求められた。

(4) 特定の要因が結果に影響するがその大きさの測定も合理的な評価もできないときには、その事実を引用する必要がある。

(例)

・備考	拡張不確かさは合成標準不確かさに約 95%の信頼水準を与える包含係数 k=2 乗じて求められた。しかし、・・・(引用する事実)・・・の効果は除外している。

5. 不確かさ評価のステップ(原則的には、試験も校正も同様)

(1) JNLAの不確かさ適用方針に基づいて、カテゴリーⅢ類(定量試験B)に分類された試験方法については、次のステップを踏んで不確かさの推定(見積もり)を行う。

ステップ0(JNLAではJISで規定されていることから不要)

O. 測定量(measurand)の決定

ステップ1

> ①. 測定のモデル化
>
> 測定量Yを他のN個の量X_1、X_2、. . . . 、X_Nから次の関係関数fにより決定する。
>
> $Y = f(X_1, X_2, \dots\dots\dots, X_N)$　　　(1)
>
> ※この関係関数は理論式、実験式及び経験則等から求める。

ステップ2

②. 不確かさ要因のリスト及び補正の有無（ある場合には、その根拠を記述）

ステップ3

③. 標準不確かさのBタイプの評価

繰返し観測から求めたものではない入力量 X_i の推定値 x_i の標準不確かさ $u(x_i)$ を、X_i の起こり得る変動について入手できる、次のような情報に基づき科学的判断によって評価する。

ー以前の測定データ

ー当該材料や機器の挙動及び特性についての一般的知識又は経験

ー製造者の仕様

ー校正その他の成績書に記載されたデータ

1) X_i の確率分布が矩形分布の場合、

$$u(x_i) = \frac{a_i}{\sqrt{3}} \qquad (2)$$

2) X_i の確率分布が三角分布の場合、

$$u(x_i) = \frac{a_i}{\sqrt{6}} \qquad (3)$$

3) X_i の確率分布が正規分布の場合、

$$u(x_i) = \frac{\text{拡張不確かさ}}{k} \qquad (4)$$

4) 想定される確率分布がこれ以外の場合には他の出典を参照する。

ステップ4

④. 標準不確かさのAタイプの評価

1) 独立なn個の繰返し観測値の「相加平均 $\bar{X}_i$ 」を入力推定値 x_i とする場合、そのAタイプの標準不確かさ $u(x_i)$ を「平均の実験標準偏差 $s(\bar{X}_i)$ 」から求める。

$$\bar{X}_i = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} X_{i,k} \qquad (5)$$

$$x_i = \bar{X}_i \qquad (6)$$

$$s(X_i) = \sqrt{\frac{1}{(n-1)}\sum_{k=1}^{n}(X_{i,k} - \bar{X}_i)} \quad (7)$$

$$s(\bar{X}_i) = \frac{s(X_i)}{\sqrt{n}} \quad (8)$$

$$u(x_i) = s(\bar{X}_i) \quad (9)$$

2) 独立なn個の繰返し観測値の「個々の値 $X_{i,k}$」を入力推定値 x_i とする場合、そのAタイプの標準不確かさ $u(x_i)$ を $s(X_i)$ から求める。

$$x_i = X_{i,k} \quad (10)$$

$$u(x_i) = s(X_i) \quad (11)$$

3) $u(x_i)$ の自由度 v_i は独立なn個の繰り返し観測値から計算される場合には、n－1に等しい。

※「データの取得方法（実験の概要）」、「取得したデータ」及び「個々の標準不確かさの計算」を明確に記す。

ステップ5

⑤. 合成標準不確かさの決定

入力量間に相関がないと仮定できる場合、次式より合成標準不確かさ求める。

$$u_c(y) = \sqrt{\sum_{i=1}^{N} c_i^{\,2} u^2(x_i)} \quad (12)$$

c_i は偏導関数 $\partial f / \partial x_i$ 又は既知の感度係数

ステップ6

⑥. 拡張不確かさの決定

1) 次式より拡張不確かさを求める。

$$U = ku_c(y), \quad (13)$$

2) 次の3条件のいずれも満たす場合には、確率分布は正規分布とみなして包含係数 k_{95}=2 を採用する。

条件1 $\dfrac{\text{合成標準不確かさ}}{\text{Aタイプの標準不確かさ}} \succ 2$

条件2 $n \succ 2$

条件3 Bタイプの不確かさ要因の自由度がいずれも

無限大と見なすことができる。
3) 3条件のいずれかが満たされない場合には、合成標準不確かさの有効自由度は

$$\nu_{eff}=\frac{u_c{}^4(y)}{\sum_{i=1}^{N}\frac{u_i{}^4(y)}{\nu_i}} \quad (14)$$

4) t分布表からこの有効自由度に対応する包含係数 k_{95} の値を求める。

ステップ7

⑦. 測定量の値及びその拡張不確かさの報告
報告書に次のように記載する。
「測定量の値(y)±拡張不確かさ(U)」
1) 正規分布の場合には、次のコメントを添える
「報告された拡張不確かさは、標準不確かさに、約95%信頼水準を与える包含係数 k_{95}=2 を乗じて求められた。」
2) t分布の場合には、次のコメントを添える。
「報告された拡張不確かさは、標準不確かさに、有効自由度 ν_{eff}=YY のt分布表から求められる約95%信頼水準を与える包含係数 k_{95}=XX を乗じて求められた。」

(2) 必要な場合、不確かさの見積もり結果を整理しまとめた、次のようなバジェットシートを作成する。

不確かさ要因	値	確率分布	除数	感度係数	標準不確かさ	自由度
合成標準不確かさ						
拡張不確かさ						

(3) Aタイプ評価において、1元配置実験、2元配置実験及び多元配置実験を行う場合、その分散分析から次のように標準不確かさを求める。(例) 2元配置実験

④. 標準不確かさのAタイプの評価（繰り返しのある2元配置実験の場合）

1） 二つの因子（A、B）の水準の各組み合わせ（a×bとおり）をr回ずつ繰り返して実験する場合、各平方和を求め次のような分散分析表にまとめる。

（分散分析表）

要因	平方和	自由度	平均平方	分散比	平均平方の期待値
主効果 A	S_A	$\phi_A = a-1$	V_A	V_A / V_e	$\sigma_e^2 + br\,\sigma_A^2$
主効果 B	S_B	$\phi_B = b-1$	V_B	V_B / V_e	$\sigma_e^2 + ar\,\sigma_B^2$
交互作用 A*B	S_{A*B}	$\phi_{A*B} = (a-1)*(b-1)$	V_{A*B}	V_{A*B} / V_e	$\sigma_e^2 + r\,\sigma_{A*B}^2$
残差 e	S_e	$\phi_e = ab(r-1)$	V_e	-	σ_e^2
計 T	S_T	$\phi_T = abr-1$	-	-	-

2） 主効果 A、B 及び交互作用 A*B の有意検定を行う。有意と判定された要因は残し、有意と判定されなかった要因は誤差にプールする。

3） 実験標準偏差 $s(X_i)$ は式(15)から求める。

$$s(X_i) = \sqrt{\sigma_A^2 + \sigma_B^2 + \sigma_{A*B}^2 + \sigma_e^2} \quad (15)$$

4） 独立なn個の繰返し観測値の「相加平均 $\bar{X}_i$ 」 を入力推定値 x_i とする場合、そのAタイプの標準不確かさ $u(x_i)$ を「平均の実験標準偏差 $s(\bar{X}_i)$ 」から求める。

$$s(\bar{X}_i) = \frac{s(X_i)}{\sqrt{n}} \quad (8)$$

$$u(x_i) = s(\bar{X}_i) \quad (9)$$

5） 独立なn個の繰返し観測値の「個々の値 $X_{i,k}$ 」を入力推定値 x_i とする場合、そのAタイプの標準不確かさ $u(x_i)$ を $s(X_i)$ から求める。

$$x_i = X_{i,k} \quad (10)$$

$$u(x_i) = s(X_i) \quad (11)$$

6） $u(x_i)$ の自由度 v_i は ϕ_T に等しい。

(4) コントロールサンプルを使用したAタイプ評価のみによる不確かさの評価を行う場合には、コントロールサンプルのバラツキを考慮する必要はない。(サンプルの不確かさは繰り返し測定の不確かさに含まれるが、その要因を考慮する必要はない。)

6. 不確かさの見積もり事例

「JNLAの試験における測定の不確かさの適用に関する方針」では、カテゴリーⅢ(定量試験B)と分類された試験方法の不確かさの見積もり方法として次の4つを例示している。

① 充分な数のコントロールサンプル(laboratory control samples)を用いる方法。

② 不確かさの主な構成要素の確認及び測定の不確かさの合理的な推定による方法(例えば、測定の不確かさを数式モデルとして表現できないような試験方法に適用する。)

③ 不確かさの全ての要素を特定しており、ISO「測定の不確かさの表現の指針」に従って計算された、詳細な測定の不確かさの評価方法(例えば、試験における測定の不確かさを数式モデルとして表現できる試験方法に適用する。)

④ その他、適切と認められる方法

①から④までのそれぞれの見積もり方法による不確かさの見積もり事例を次のように作成した。

事例No.1 {②(数式モデルによらない方法)}:直流電圧測定試験の不確かさ評価
事例No.2 {①(試験所コントロールサンプルを用いる方法)}:抗菌試験の不確かさ評価
事例No.3 {③(数式モデルによる方法)}:金属材料引張試験の不確かさ評価
事例No.4 {②(数式モデルによらない方法)}:漏洩電流試験の不確かさ評価
事例No.5 {③(詳細な不確かさ評価)}:熱電温度計法による温度試験の不確かさ評価
事例No.6 {①(試験所コントロールサンプルを用いる方法)}:シャルピー衝撃試験の不確かさ評価

見積もり事例No.1｛定量試験Bの②（数式モデルによらない方法）｝

<table>
<tr><th>不確かさ評価ステップ</th><th>直流電圧測定試験における不確かさ評価</th></tr>
<tr><td>1. 測定のモデル化
　測定量Yを他のN個の量X_1、X_2、. . . . 、X_Nから次の関係関数fにより決定する。
　$Y = f(X_1, X_2, \ldots\ldots, X_N)$　　(1)</td><td>デジタルマルチメータにより直流電圧を測定することから、測定量Yは直接測定される。
　$Y = X$　　(1)</td></tr>
<tr><td>2. 不確かさ要因のリスト及び補正の有無</td><td>1) 不確かさの要因
・校正の不確かさ
・直近の校正からの変動
・熱起電力
・分解能
・負荷効果
・繰り返し測定（再現性）
2) 補正無し</td></tr>
<tr><td>3. 標準不確かさのBタイプの評価
　繰返し観測から求めたものではない入力量X_iの推定値x_iの標準不確かさ$u(x_i)$を、X_iの起こり得る変動について入手できる、次のような情報に基づき科学的判断によって評価する。
ー以前の測定データ
ー当該材料や機器の挙動及び特性についての一般的知識又は経験
ー製造者の仕様
ー校正その他の成績書に記載されたデータ

1) X_iの確率分布が矩形分布の場合、
$$u(x_i) = \frac{a_i}{\sqrt{3}} \quad (2)$$
3) X_iの確率分布が正規分布の場合、
$$u(x_i) = \frac{\text{拡張不確かさ}}{k} \quad (4)$$</td><td>1) 校正証明書及び製造者の仕様書を調べることによって、また以前の経験からのデータを使用することによって次の不確かさの値を得た。
<table><tr><th>不確かさの要因</th><th>値</th><th>根 拠</th></tr><tr><td>U_{cal} 校正の不確かさ</td><td>1.0 μV</td><td>校正証明書記載の不確かさ</td></tr><tr><td>U_{drift} 直近の校正からの変動</td><td>2.5 μV</td><td>過去数回の校正結果の変動値</td></tr><tr><td>U_{therm} 熱起電力</td><td>1.0 μV</td><td>実験データ</td></tr><tr><td>U_{res} 分解能</td><td>0.1 μV</td><td>機器の仕様書</td></tr><tr><td>U_{load} 負荷効果</td><td>0.5 μV</td><td>機器の仕様書</td></tr></table>2) U_{cal}の確率分布は正規分布であるので、その標準不確かさは式(4)から
$$u_{cal} = \frac{1.0}{2} = 0.50\ \mu\mathrm{V}$$
3) U_{drift}、U_{therm}、U_{res}及びU_{load}の確率分布は矩形分布であるので、その標準不確かさは式(2)から
$$u_{drift} = \frac{2.5}{\sqrt{3}} = 1.44\ \mu\mathrm{V}$$
$$u_{therm} = \frac{1.0}{\sqrt{3}} = 0.58\ \mu\mathrm{V}$$
$$u_{res} = \frac{0.1}{\sqrt{3}} = 0.06\ \mu\mathrm{V}$$
$$u_{Load} = \frac{0.5}{\sqrt{3}} = 0.29\ \mu\mathrm{V}$$</td></tr>
</table>

4. 標準不確かさのAタイプの評価

1) 独立なn個の繰返し観測値の「相加平均 $\bar{X}_i$ 」を入力推定値 x_i とする場合、そのAタイプの標準不確かさ $u(x_i)$ を「平均の実験標準偏差 $s(\bar{X}_i)$ 」から求める。

$$\bar{X}_i = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} X_{i,k} \qquad (5)$$

$$x_i = \bar{X}_i \qquad (6)$$

$$s(X_i) = \sqrt{\frac{1}{(n-1)}\sum_{k=1}^{n}(X_{i,k} - \bar{X}_i)} \qquad (7)$$

$$s(\bar{X}_i) = \frac{s(X_i)}{\sqrt{n}} \qquad (8)$$

$$u(x_i) = s(\bar{X}_i) \qquad (9)$$

3) $u(x_i)$ の自由度 v_i は独立なn個の繰り返し観測値から計算される場合には、n－1に等しい。

1) マルチメータを使用して10回の電圧測定を繰り返した。得られた結果は次のとおりであった。

読み	結果(mV)
v_1	100.001 5
v_2	100.000 3
v_3	100.002 2
v_4	100.000 0
v_5	100.000 0
v_6	100.001 2
v_7	100.002 0
v_8	100.000 9
v_9	100.001 7
v_{10}	100.001 9

2) v の平均値は、式(5)から

$$\bar{v} = \frac{1}{10}\sum_{i=1}^{10} v_i = 100.00117 \ \text{mV}$$

3) v の実験標準偏差は、式(7)から

$$s(v) = \sqrt{\frac{1}{(10-1)}\sum_{i=1}^{10}(v_i - \bar{v})} = 0.00083 \,\text{mV}$$

4) $\bar{v}$ の実験標準偏差は、(8)から

$$s(\bar{v}) = \frac{s(v)}{\sqrt{10}} = 0.00026 \,\text{mV}$$

5) 推定値は10回の測定の平均値であるので、その標準不確かさは式(9)から

$$u_{rep} = s(\bar{v}) = 0.00026 mV = 0.26 \mu V$$

5. 合成標準不確かさの決定

入力量間に相関がないと仮定できる場合、次式より合成標準不確かさ求める。

$$u_c(y) = \sqrt{\sum_{i=1}^{N} c_i^{\,2} u^2(x_i)} \qquad (12)$$

c_i は偏導関数 $\partial f / \partial x_i$ 又は既知の感度係数

1) 感度係数はいずれも1である。

2) 合成標準不確かさは式(12)から

$$u_c(\bar{v}) = \sqrt{u_{cal}^{\;2} + u_{drift}^{\;2} + u_{therm}^{\;2} + u_{res}^{\;2} + u_{load}^{\;2} + u_{rep}^{\;2}}$$

$$= 1.68 \,\mu\text{V}$$

6. 拡張不確かさの決定

1) 次式より拡張不確かさを求める。

$U = ku_c(y)$, (13)

2) 次の3条件のいずれも満たす場合には、確

1) 条件1 $\dfrac{u_c(\bar{v})}{u_{rep}} = \dfrac{1.68}{0.26} \cong 6.46 \succ 2$

条件2 n=10>2

<table>
<tr>
<td>率分布は正規分布とみなして包含係数 k_{95}=2 を採用する。
条件1 $\dfrac{\text{合成標準不確かさ}}{\text{Aタイプの標準不確かさ}} \succ 2$
条件2 $n \succ 2$
条件3 Bタイプの不確かさ要因の自由度がいずれも無限大と見なすことができる。
3) 3条件のいずれかが満たされない場合には、合成標準不確かさの有効自由度は
$$v_{eff} = \frac{u_c^{\ 4}(y)}{\sum_{i=1}^{N} \frac{u_i^{\ 4}(y)}{v_i}} \qquad (14)$$
4) t分布表からこの有効自由度に対応する包含係数 k_{95} の値を求める。</td>
<td>条件3 Bタイプの不確かさ要因の自由度は無限大
合成標準不確かさの確立分布は正規分布と見なして包含係数 k_{95}=2 を採用する。
2) 拡張不確かさは式(11)から
$U = 2 * 1.68 = 3.36\ \mu$V</td>
</tr>
<tr>
<td>7. 測定量の値及びその拡張不確かさの報告
報告書に次のように記載する。
「測定量の値(y)±拡張不確かさ(U)」
1) 正規分布の場合には、次のコメントを添える「報告された拡張不確かさは、標準不確かさに、約95%信頼水準を与える包含係数 k_{95}=2 を乗じて求められた。」</td>
<td>電圧(10個の平均値)
100.0012 mV ± 3.4 μV
報告された拡張不確かさは、標準不確かさに、約 95%の信頼水準を与える包含係数 k_{95}=2.0 を乗じて求められた。</td>
</tr>
</table>

バジェットシート

不確かさの要因		値	確率分布	除数	感度係数ci	標準不確かさ μV	自由度
U_{cal}	校正の不確かさ	1.0 μV	正規分布	2	1	0.50	∞
U_{drift}	直近の校正からの変動	2.5 μV	矩形分布	$\sqrt{3}$	1	1.44	∞
U_{therm}	熱起電力効果	1.0 μV	矩形分布	$\sqrt{3}$	1	0.58	∞
U_{res}	分解能	0.1 μV	矩形分布	$\sqrt{3}$	1	0.06	∞
U_{load}	負荷効果	0.5 μV	矩形分布	$\sqrt{3}$	1	0.29	∞
U_{rep}	繰り返し(タイプA評価)	0.26 μV	正規分布	1	1	0.26	9
$u_c(\bar{v})$	合成標準不確かさ		正規分布			1.68	>100
U	拡張不確かさ		正規分布 $k_{95}=2$			3.36	>100

見積もり事例No.2 ｛定量試験Bの①（充分な数のコントロールサンプルを用いる方法）｝

不確かさ評価ステップ	抗菌試験における不確かさ評価
1. 測定のモデル化 測定量Yを他のN個の量X_1、X_2、．．．．、X_Nから次の関係関数fにより決定する。 $Y = f(X_1, X_2, \ldots\ldots, X_N)$　　(1)	抗菌活性値：Y フィルムブランクの生菌数：X_1 抗菌加工試験片の生菌数：X_2 抗菌活性値は、次の数式モデルで定義される。 $Y = \log_{10} X_1 - \log_{10} X_2$
2. 不確かさ要因のリスト及び補正の有無	1) 不確かさの要因 別添の特性要因図を参照 2) 補正無し
3. 標準不確かさのBタイプの評価	Bタイプの評価は行わない。
4. 標準不確かさのAタイプの評価（繰り返しのある二元配置実験の場合） 1) 二つの因子（A、B）の水準の各組み合わせ（a×bとおり）をr回ずつ繰り返して実験する場合、各平方和を求め次のような分散分析表にまとめる。	1) 2人の試験担当者によるコントロールサンプルに対する抗菌試験結果。サンプル数：n＝10、試験周期：6ヶ月

（分散分析表）

要因	平方和	自由度	平均平方	分散比	平均平方の期待値
主効果A	S_A	$\phi_A = a-1$	V_A	V_A / V_e	$\sigma_e^2 + br\sigma_A^2$
主効果B	S_B	$\phi_B = b-1$	V_B	V_B / V_e	$\sigma_e^2 + ar\sigma_B^2$
交互作用A*B	S_{A*B}	$\phi_{A*B} = (a-1) * (b-1)$	V_{A*B}	V_{A*B} / V_e	$\sigma_e^2 + r\sigma_{A*B}^2$
残差e	S_e	$\phi_e = ab * (r-1)$	V_e	－	σ_e^2
計T	S_T	$\phi_T = abr - 1$	－	－	－

最新		前回	
担当者A	担当者B	担当者A	担当者B
2.10	1.55	2.21	1.43
2.01	1.41	2.04	1.65
2.05	1.55	2.03	1.41
2.00	1.63	1.93	1.53
1.91	1.48	1.97	1.60
2.13	1.60	1.97	1.64
2.20	1.55	1.86	1.55
2.04	1.41	1.90	1.57
1.89	1.39	1.91	1.54
1.92	1.21	1.93	1.70

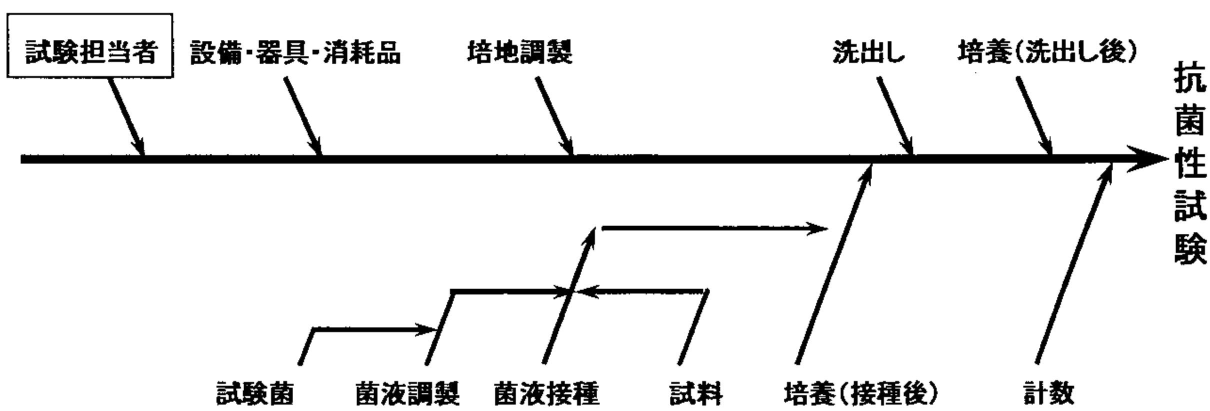
2) 二元配置の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	分散比
試験者 P	2.30	1	2.30	207.35
日間 D	0.0029	1	0.0029	0.26
交互作用 P*D	0.0449	1	0.0449	4.04
残差 e	0.4000	36	0.0111	
計 T	2.75	39		

2) 主効果A、B及び交互作用A*Bの有意検定を行う。有意と判定された要因は残し、有意と判定されなかった要因は誤差にプールする。 3) 実験標準偏差$s(X_i)$は式(15)から求める。 $s(X_i)=\sqrt{\sigma_A{}^2+\sigma_B{}^2+\sigma_{A*B}{}^2+\sigma_e{}^2}$　(15) 4) 独立なn個の繰返し観測値の「相加平均$\bar{X}_i$」を入力推定値x_iとする場合、そのAタイプの標準不確かさ$u(x_i)$を「平均の実験標準偏差$s(\bar{X}_i)$」から求める。 $s(\bar{X}_i)=\dfrac{s(X_i)}{\sqrt{n}}$　(8) $u(x_i)=s(\bar{X}_i)$　(9) 5) 独立なn個の繰返し観測値の「個々の値$X_{i,k}$」を入力推定値x_iとする場合、そのAタイプの標準不確かさ$u(x_i)$を$s(X_i)$から求める。 $x_i=X_{i,k}$　(10) $u(x_i)=s(X_i)$　(11) 6) $u(x_i)$の自由度v_iはϕ_Tに等しい。	3) $F_{36}^1(0.01)=7.40$、$F_{36}^1(0.05)=4.11$から 試験者Pに高度に有意であった。 有意でない日間D及び交互作用P*Dを残差eへプールする。 平均平方の期待値から $\sigma_e{}^2=\dfrac{0.4000+0.0029+0.0449}{36+1+1}=0.01178$ $\sigma_P{}^2=\dfrac{2.304-0.01178}{2*10}=0.1146$ 4) 実験標準偏差$s(X_i)$は式(15)から $s(X_i)=\sqrt{\sigma_P{}^2+\sigma_e{}^2}=0.355$ 5) 推定値はn＝3の平均値であり、標準不確かさは $u(x_i)=\dfrac{s(X_i)}{\sqrt{3}}=0.205$ 6) $u(x_i)$の自由度v_iは$\phi_T=39$
5. 合成標準不確かさの決定 入力量間に相関がないと仮定できる場合、次式より合成標準不確かさ求める。 $u_c(y)=\sqrt{\sum_{i=1}^{N}c_i{}^2u^2(x_i)}$　(12) c_iは偏導関数$\partial f/\partial x_i$又は既知の感度係数	合成標準不確かさは式(12)から $u_c(y)=u(x_i)=0.205$
6. 拡張不確かさの決定 1) 次式より拡張不確かさを求める。 $U=ku_c(y)$,　(13) 2) 次の3条件のいずれも満たす場合には、確率分布は正規分布とみなして包含係数k_{95}=2	1) Aタイプ評価のみであることから条件1を満たさない。 2) 自由度v_{eff}は$\phi_T=39$ 3) t分布表から、95%信頼水準で$v_{eff}=39$に対応する包含

を採用する。 条件1 $\dfrac{\text{合成標準不確かさ}}{\text{Aタイプの標準不確かさ}} \succ 2$ 条件2 $n \succ 2$ 条件3 Bタイプの不確かさ要因の自由度がいずれも無限大と見なすことができる。 3) 3条件のいずれかが満たされない場合には、合成標準不確かさの有効自由度は $v_{eff} = \dfrac{u_c{}^4(y)}{\sum_{i=1}^{N} \dfrac{u_i{}^4(y)}{v_i}}$ (14)	係数は k_{95}=2.023 と求められる。 4) 拡張不確かさは式(13)から $U = 2.023 * 0.205 = 0.4147$
7. 測定量の値及びその拡張不確かさの報告 報告書に次のように記載する。 「測定量の値(y)±拡張不確かさ(U)」 2) t分布の場合には、次のコメントを添える。 「報告された拡張不確かさは、標準不確かさに、有効自由度ν_{eff}=YY のt分布表から求められる約95%信頼水準を与える包含係数k_{95}=XX を乗じて求められた。」	抗菌活性値(例)　2.1 ± 0.4 報告された拡張不確かさは、標準不確かさに、有効自由度ν_{eff}=39 のt分布表から求められる約95%信頼水準を与える包含係数 k_{95}=2.023 を乗じて求められた。

別添 「抗菌性試験の不確かさ」を推定するための特性要因図



(1) 「試験担当者の別」を不確かさの要因として評価。

(2) 「試験担当者」以外の要因については6ヶ月毎の繰り返しで評価する。

見積もり事例No.3｛定量試験Bの③（数式モデルによる方法）｝

不確かさ評価ステップ	JIS Z 2241 金属材料引張試験における不確かさ評価
1. 測定のモデル化 測定量Yを他のN個の量X_1、X_2、・・・、X_Nから次の関係関数fにより決定する。 $Y = f(X_1, X_2, \ldots\ldots, X_N)$　　(1)	1）引張強さ及び降伏点 引張強さ：$\sigma_B = \dfrac{F_{\max}}{A_0}$ (N/mm²)、F_{max}：最大の力(N) 降伏点：$\sigma_{SF} = \dfrac{F_{SF}}{A_0}$ (N/mm²)、F_{SF}：降伏の力(N) 原断面積（円形）：$A_0 = \pi\left(\dfrac{d}{2}\right)^2$、d：直径(mm) 原断面積（長方形）：$A_0 = bt$、b：幅(mm)、t：厚さ(mm) 2）破断伸び 破断伸び：$\delta = \dfrac{l - l_0}{l_0} * 100 = \dfrac{l_1}{l_0} * 100$ (%)、 l：破断後の標点間の長さ(mm)、l_0：原標点距離(mm) 標点間の長さの伸びによる増加分：$l_1 = l - l_0$ (mm)
2. 不確かさ要因のリスト及び補正の有無	1）載荷速度による不確かさ JIS の規定（降伏点までは平均応力増加率で 3～30N/mm²s、破断までは試験片の平行部のひずみ増加率で 20～50%min）どおりであることを確認しているので、不確かさの要因として評価しない。 2）供試体の設置による不確かさ JIS の規定（試験片には軸方向の力だけが加わるようにする。）どおり、チャッキング後の試験片が鉛直であることを確認しているので、不確かさの要因として評価しない。 3）つかみ装置の間隔による不確かさ JIS の規定（試験片の形状寸法の分類毎につかみの間隔を規定）どおりであることを確認しているので、不確かさの要因として評価しない。 4）力試験機の試験環境温度による不確かさ 試験時の温度は、力試験機の校正時と同様、常温であることを確認しているので、不確かさの要因として評価しない。 5）試験装置の据え付けによる不確かさ JIS の規定（試験機は強固な基礎台に据え付け、つかみ装置取り付け部を結ぶ直線を正しく鉛直または水平に置いて使用する。）どおりであることを確認しているので、不確かさの要因として評価しない。

<table>
<tr><td>

3．標準不確かさのBタイプの評価

繰返し観測から求めたものではない入力量 X_i の推定値 x_i の標準不確かさ $u(x_i)$ を、X_i の起こり得る変動について入手できる、次のような情報に基づき科学的判断によって評価する。

－以前の測定データ

－当該材料や機器の挙動及び特性についての一般的知識又は経験

－製造者の仕様

－校正その他の成績書に記載されたデータ

1）X_i の確率分布が矩形分布の場合、

$$u(x_i)=\frac{a_i}{\sqrt{3}} \qquad (2)$$

3）X_i の確率分布が正規分布の場合、

$$u(x_i)=\frac{\text{拡張不確かさ}}{k} \qquad (4)$$

4）想定される確率分布がこれ以外の場合には他の出典を参照する。

</td><td>

1）力試験機の読みの不確かさ

力試験機の使用レンジ(250kN)の目量 r=0.2 kN である。

$$u_{Fread}=\frac{0.2}{2\sqrt{3}}=0.058 \text{ kN}$$

2）力試験機の校正の不確かさ

JIS B 7733 における一等級相当の力試験機の不確かさは 1%(250kN のレンジでは 2.5kN)である。

$$u_{Fcal}=\frac{2.5}{\sqrt{3}}=1.44 \text{ kN}$$

3）試験片断面の幅、厚さ測定の不確かさ

以前の実験データから幅･厚さ測定の標準不確かさは

$$u_{Aare}=0.041 \text{ mm}$$

4）原標点距離測定の不確かさ

以前の実験データから

$$u_{lext1}=0.252 \text{ mm}$$

5）破断後の標点距離測定の不確かさ

以前の実験データから

$$u_{lext2}=0.257 \text{ mm}$$

6）測長器の校正の不確かさ

校正証明書記載の不確かさ U_{Acal}=0.00778mm から

$$u_{Acal}=\frac{0.00778}{2}=0.00389 \text{ mm}$$

</td></tr>
<tr><td>

4．標準不確かさのAタイプの評価

</td><td>

評価せず

</td></tr>
<tr><td>

5．合成標準不確かさの決定

入力量間に相関がないと仮定できる場合、次式より合成標準不確かさ求める。

$$u_c(y)=\sqrt{\sum_{i=1}^{N} c_i^{\,2} u^2(x_i)} \qquad (12)$$

c_i は偏導関数 $\partial f/\partial x_i$ 又は既知の感度係数

</td><td>

1）感度係数は数式モデルを偏微分し、

・$\sigma_B=\dfrac{F_{\max}}{A_0}=\dfrac{F_{\max}}{bt}$、

t=10.17 mm、b=25.43 mm、$F_{\max}$ =161.4 kN から

$$\frac{\partial\sigma_B}{\partial F_{\max}}=\frac{1}{A_0}=\frac{1}{bt}=\frac{1}{258.623}=3.87E-03 \ (1/\text{mm}^2)$$

$$\frac{\partial\sigma_B}{\partial t}=-\frac{F_{\max}}{bt^2}=-\frac{161.4}{25.43*10.17^2}=-61.36 \ (\text{N/mm}^3)$$

$$\frac{\partial\sigma_B}{\partial b}=-\frac{F_{\max}}{b^2 t}=-\frac{161.4}{25.43^2*10.17}=-24.54 \ (\text{N/mm}^3)$$

・$\sigma_{SF}=\dfrac{F_{SF}}{A_0}=\dfrac{F_{SF}}{bt}$、

F_{SF} =124.8 kN から

$$\frac{\partial\sigma_{SF}}{\partial F_{SF}}=\frac{1}{A_0}=\frac{1}{bt}=\frac{1}{258.623}=3.87E-03 \ (1/\text{mm}^2)$$

</td></tr>
</table>

	$\frac{\partial \sigma_{SF}}{\partial t} = -\frac{F_{SF}}{bt^2} = -\frac{124.8}{25.43*10.17^2} = -47.45$ (N/mm³) $\frac{\partial \sigma_{SF}}{\partial b} = -\frac{2F_{SF}}{b^2 t} = -\frac{124.8}{25.43^2*10.17} = -18.98$ (N/mm³) ・$\delta = \frac{l - l_0}{l_0}*100 = (\frac{l}{l_0} - 1)*100$ l_0=50.25 (mm)、l=65.85 (mm)から $\frac{\partial \delta}{\partial l} = \frac{1}{l_0}*100 = \frac{100}{50.25} = 1.99$ (%/mm) $\frac{\partial \delta}{\partial l_0} = -\frac{l}{l_0^2}*100 = -\frac{65.85}{50.25^2}*100 = 2.61$ (%/mm) 2) 合成標準不確かさは式(12)から 引張強さ:(N/mm²) $u_c(y) = \sqrt{(\frac{\partial \sigma_B}{\partial F_{max}})^2(u_{Fread}^2 + u_{Fcal}^2) + (\frac{\partial \sigma_B}{\partial t})^2 u_{tArea}^2 + (\frac{\partial \sigma_B}{\partial b})^2 u_{bArea}^2} = 6.21$ 降伏点:(N/mm²) $u_c(y) = \sqrt{(\frac{\partial \sigma_{SF}}{\partial F_{SF}})^2(u_{Fread}^2 + u_{Fcal}^2) + (\frac{\partial \sigma_{SF}}{\partial t})^2 u_{tArea}^2 + (\frac{\partial \sigma_{SF}}{\partial b})^2 u_{bArea}^2} = 5.97$ 破断伸び:(%) $u_c(y) = \sqrt{(\frac{\partial \delta}{\partial l})^2(u_{lent1}^2 + u_{Acal1}^2) + (\frac{\partial \delta}{\partial l_0})^2(u_{lent2}^2 + u_{Acal2}^2)} = 0.83$
6. 拡張不確かさの決定 1) 次式より拡張不確かさを求める。 $U = ku_c(y)$, (13) 2) 次の3条件のいずれも満たす場合には、確率分布は正規分布とみなして包含係数 k_{95}=2を採用する。 条件1 $\frac{\text{合成標準不確かさ}}{\text{Aタイプの標準不確かさ}} \succ 2$ 条件2 $n \succ 2$ 条件3 Bタイプの不確かさ要因の自由度がいずれも無限大と見なすことができる。	1) Aタイプの評価は行っていないことから、条件1から3まではいずれも満たす。 2) 拡張不確かさは式(11)から 引張強さ: $U = 2.00*6.21 = 12.42$ (N/mm²) 降伏点 : $U = 2.00*5.97 = 11.94$ (N/mm²) 破断伸び: $U = 2.00*0.83 = 1.67$ (%)

7. 測定量の値及びその拡張不確かさの報告 報告書に次のように記載する。 「測定量の値(y)±拡張不確かさ(U)」 1) 正規分布の場合には、次のコメントを添える 「報告された拡張不確かさは、標準不確かさに、約95%信頼水準を与える包含係数 k_{95}=2 を乗じて求められた。」	引張強さ: $\sigma_B = \frac{F_{max}}{A_0} = \frac{161.4}{258.623} = 624.1$ N/mm² 降伏点: $\sigma_{SF} = \frac{F_{SF}}{A_0} = \frac{124.8}{258.623} = 482.6$ N/mm² 破断伸び: $\delta = \frac{65.85 - 50.25}{50.25} * 100 = 31.0$ % ・引張強さ ： 624 ± 12 (N/mm²) 報告された拡張不確かさは、標準不確かさに、約95%信頼水準を与える包含係数 k_{95}=2 を乗じて求められた。 ・降伏点 ： 483 ± 12 (N/mm²) 報告された拡張不確かさは、標準不確かさに、約95%信頼水準を与える包含係数 k_{95}=2 を乗じて求められた。 ・破断伸び ： 31.0 ± 1.7 (%) 報告された拡張不確かさは、標準不確かさに、約95%信頼水準を与える包含係数 k_{95}=2 を乗じて求められた。

バジェットシート(引張強さ)

不確かさの要因		値		確率分布	除数	感度係数ci		標準不確かさ N/mm^2	自由度
U_{Fread}	力試験機の読みの不確かさ	0.1	kN	矩形分布	$\sqrt{3}$	3.87E-03	$1/mm^2$	0.22	∞
U_{Fcal}	力試験機の校正の不確かさ	2.5	kN	矩形分布	$\sqrt{3}$	3.87E-03	$1/mm^2$	5.59	∞
U_{bArea}	試験片断面の幅測定の不確かさ	0.041	mm	正規分布	1	-24.54	N/mm^3	-1.01	∞
U_{tArea}	試験片断面の厚さ測定の不確かさ	0.041	mm	正規分布	1	-61.36	N/mm^3	-2.52	∞
$u_c(y)$	合成標準不確かさ			正規分布				6.21	∞
U	拡張不確かさ			正規分布 $k_{95}=2.00$				12.42	∞

バジェットシート(降伏点)

不確かさの要因		値		確率分布	除数	感度係数ci		標準不確かさ N/mm^2	自由度
U_{Fread}	力試験機の読みの不確かさ	0.1	kN	矩形分布	$\sqrt{3}$	3.87E-03	$1/mm^2$	0.22	∞
U_{Fcal}	力試験機の校正の不確かさ	2.5	kN	矩形分布	$\sqrt{3}$	3.87E-03	$1/mm^2$	5.59	∞
U_{bArea}	試験片断面の幅測定の不確かさ	0.041	mm	正規分布	1	−18.98	N/mm^3	−0.78	∞
U_{tArea}	試験片断面の厚さ測定の不確かさ	0.041	mm	正規分布	1	−47.45	N/mm^3	−1.95	∞
$u_c(y)$	合成標準不確かさ			正規分布				5.97	∞
U	拡張不確かさ			正規分布 $k_{95}=2.00$				11.94	∞

バジェットシート（破断伸び）

不確かさの要因		値	確率分布	除数	感度係数ci	標準不確かさ %	自由度
U_{lext1}	原標点距離測定の不確かさ	0.252 mm	正規分布	1	2.61 $\%/mm$	0.66	∞
U_{lext2}	破断後の標点距離測定の不確かさ	0.257 mm	正規分布	1	1.99 $\%/mm$	0.51	∞
U_{Acal1}	測長器の校正の不確かさ（原標点）	0.00778 mm	正規分布	2	2.61 $\%/mm$	0.01	∞
U_{Acal2}	測長器の校正の不確かさ（破断後）	0.00778 mm	正規分布	2	1.99 $\%/mm$	0.01	∞
$u_c(y)$	合成標準不確かさ		正規分布			0.83	∞
U	拡張不確かさ		正規分布 $k_{95}=2.00$			1.67	∞

見積もり事例No.4｛定量試験Bの②（数式モデルによらない方法）｝

不確かさ評価ステップ	漏洩電流試験における不確かさ評価
1. 測定のモデル化 測定量Yを他のN個の量X_1、X_2、・・・・、X_Nから次の関係関数fにより決定する。 $Y = f(X_1, X_2, \ldots\ldots, X_N)$　　(1)	フィルター回路を内蔵した漏洩電流計によって測定を行うことから、測定量Yは直接測定される。 $Y = X$　　(1)
2. 不確かさ要因のリスト及び補正の有無	1) 不確かさの要因 ・漏洩電流計の校正の不確かさ ・漏洩電流計の変動（ドリフト） ・試験環境（温度・湿度） ・試験環境（温度・湿度） 2) 補正なし
3. 標準不確かさのBタイプの評価 繰返し観測から求めたものではない入力量X_iの推定値x_iの標準不確かさ$u(x_i)$を、X_iの起こり得る変動について入手できる、次のような情報に基づき科学的判断によって評価する。 －以前の測定データ －当該材料や機器の挙動及び特性についての一般的知識又は経験 －製造者の仕様 －校正その他の成績書に記載されたデータ 1) X_iの確率分布が矩形分布の場合、 $u(x_i) = \frac{a_i}{\sqrt{3}}$　　(2)	1) フィルター回路を内蔵した漏洩電流計（シンプソン 228）の校正精度は校正証明書から±1％に入っていることが確認された（$U_{cal} = 1\%$）。U_{cal}の確率分布が矩形分布であると仮定すると、標準不確かさu_{cal}は式(2)から $u_{cal} = \frac{U_{cal}}{\sqrt{3}} = \frac{1}{\sqrt{3}} = 0.58$ ％ 2) 漏洩電流計の機器精度は製造者の仕様書から±3.5％であった（$U_{drift} = 3.5\%$）。U_{drift}の確率分布が矩形分布であると仮定すると、標準不確かさu_{drift}は式(2)から $u_{drift} = \frac{U_{drift}}{\sqrt{3}} = \frac{3.5}{\sqrt{3}} = 2.02$ ％

4. 標準不確かさのAタイプの評価(繰り返しのある二元配置実験の場合)

1) 二つの因子(A、B)の水準の各組み合わせ(a×bとおり)をr回ずつ繰り返して実験する場合、各平方和を求め次のような分散分析表にまとめる。

(分散分析表)

要因	平方和	自由度	平均平方	分散比	平均平方の期待値
主効果A	S_A	$\phi_A = a-1$	V_A	V_A / V_e	$\sigma_e^2 + br\sigma_A^2$
主効果B	S_B	$\phi_B = b-1$	V_B	V_B / V_e	$\sigma_e^2 + ar\sigma_B^2$
交互作用A*B	S_{A*B}	$\phi_{A*B} = (a-1)*(b-1)$	V_{A*B}	V_{A*B} / V_e	$\sigma_e^2 + r\sigma_{A*B}^2$
残差e	S_e	$\phi_e = ab*(r-1)$	V_e	-	σ_e^2
計T	S_T	$\phi_T = abr-1$	-	-	-

2) 主効果A、B及び交互作用A*Bの有意検定を行う。有意と判定された要因は残し、有意と判定されなかった要因は誤差にプールする。

3) 実験標準偏差$s(X_i)$は式(15)から求める。

$$s(X_i) = \sqrt{\sigma_A^2 + \sigma_B^2 + \sigma_{A*B}^2 + \sigma_e^2} \quad (15)$$

4) 独立なn個の繰返し観測値の「相加平均$\bar{X}_i$」を入力推定値x_iとする場合、そのAタイプの標準不確かさ$u(x_i)$を「平均の実験標

1) 試験環境(温度・湿度)による測定の不確かさ

温度及び湿度を変えて3回の繰返し漏洩電流測定。

① 漏洩電流値 (mA)

温度＼湿度	45%	60%	75%
22℃	0.165	0.168	0.171
	0.164	0.167	0.170
	0.166	0.169	0.172
25℃	0.165	0.168	0.171
	0.164	0.167	0.170
	0.166	0.169	0.172
28℃	0.165	0.168	0.171
	0.164	0.167	0.170
	0.166	0.169	0.172

漏洩電流の総平均値($\bar{I}$)は0.168 mA

② 分散分析表

要　因	平方和	自由度	分散	分散比
温度　A	2.22E-16	2	1.11E-16	1.11E-10
湿度　B	0.000162	2	8.10E-05	81.00
交互作用	2.2E-16	4	5.6E-17	-5.6E-11
残差　e	1.8E-05	18	1.00E-06	
計　T	0.00018	26		

③ $F_{18}^2(0.01) = 6.01$、 $F_{18}^4(0.01) = 4.58$ から

湿度に危険率1%で有意であった。

平均平方の期待値から

$$\sigma_e^2 = V_e = 1.00E-06 \text{ mA}$$

$$\sigma_B^2 = \frac{V_B - \sigma_e^2}{9} = 8.88E-06 \text{ mA}$$

③ 実験標準偏差$s(X_i)$は式(15)から

$$s(X_i) = \sqrt{\sigma_B^2 + \sigma_e^2} = \sqrt{9.88E-06} = 3.14E-03 \text{ mA}$$

④ 推定値は個々の値であるので、湿度による標準不確かさの相対値u_{envi}は

$$u_{envi} = \frac{s(X_i)}{\bar{I}} = \frac{3.14E-03}{0.168} * 100 = 1.87 \ \%$$

準偏差 $s(\bar{X}_i)$」から求める。

$$s(\bar{X}_i) = \frac{s(X_i)}{\sqrt{n}} \qquad (8)$$

$$u(x_i) = s(\bar{X}_i) \qquad (9)$$

5）独立なn個の繰返し観測値の「個々の値 $X_{i,k}$」を入力推定値 x_i とする場合、そのAタイプの標準不確かさ $u(x_i)$ を $s(X_i)$ から求める。

$$x_i = X_{i,k} \qquad (10)$$

$$u(x_i) = s(X_i) \qquad (11)$$

6）$u(x_i)$ の自由度 ν_i は ϕ_T に等しい。

2）測定者及び測定日による測定の不確かさ

測定者及び測定日を変えて、室温25℃、相対湿度60%の環境で2回の繰返し漏洩電流測定。

① 漏洩電流値（mA）

者＼日	1日目	2日目	3日目	4日目
A	0.170	0.166	0.168	0.169
	0.165	0.163	0.164	0.164
B	0.168	0.168	0.167	0.170
	0.164	0.164	0.163	0.170
C	0.168	0.170	0.168	0.169
	0.164	0.165	0.164	0.164
D	0.167	0.166	0.170	0.168
	0.164	0.162	0.165	0.164

漏洩電流の総平均値（$\bar{I}$）は 0.166 mA

② 分散分析表

要　因	平方和	自由度	分散	分散比
測定者 A	4.59E-06	3	1.53E-06	1.81E-01
測定日 B	1.26E-05	3	4.2E-06	4.96E-01
交互作用	4.18E-05	9	4.64E-06	5.48E-01
残差 e	1.36E-04	16	8.47E-06	
計 T	1.94E-04	31		

③ $F_{16}^{3}(0.01) = 5.29$、 $F_{16}^{9}(0.01) = 3.78$ から

いずれの要因も有意でない。

④ 各要因をプールして、実験標準偏差 $s(X_i)$ は

$$s(X_i) = \sqrt{\frac{S_T}{\phi_T}} = 2.50E-03 \text{ mA}$$

各要因に有意差が認められないことから、この値は繰り返し測定（再現性）の不確かさと見なすことができる。

⑤ 推定値は個々の値であるので、再現性による標準不確かさの相対値 u_{rep} は

$$u_{rep} = \frac{s(X_i)}{\bar{I}} = \frac{2.50E-03}{0.166} * 100 = 1.51 \ \%$$

5. 合成標準不確かさの決定 入力量間に相関がないと仮定できる場合、次式より合成標準不確かさ求める。 $u_c(y) = \sqrt{\sum_{i=1}^{N} c_i^2 u^2(x_i)}$ (12) c_iは偏導関数$\partial f / \partial x_i$又は既知の感度係数	1) 感度係数はいずれも1である。 2) 合成標準不確かさは式(12)から $u_c(y) = \sqrt{u_{cal}^2 + u_{drift}^2 + u_{envi}^2 + u_{rep}^2}$ $= 3.19$ %
6. 拡張不確かさの決定 1) 次式より拡張不確かさを求める。 $U = ku_c(y)$, (13) 2) 次の3条件のいずれも満たす場合には、確率分布は正規分布とみなして包含係数 k_{95}=2を採用する。 条件1 $\dfrac{\text{合成標準不確かさ}}{\text{Aタイプの標準不確かさ}} \succ 2$ 条件2 $n \succ 2$ 条件3 Bタイプの不確かさ要因の自由度がいずれも無限大と見なすことができる。 3) 3条件のいずれかが満たされない場合には、合成標準不確かさの有効自由度は $\nu_{eff} = \dfrac{u_c^4(y)}{\sum_{i=1}^{N} \dfrac{u_i^4(y)}{\nu_i}}$ (14)	1) Aタイプ評価が2要因あることから、有効自由度を求める。 2) 合成標準不確かさの有効自由度は、式(14)から $\nu_{eff} = \dfrac{u_c^4(y)}{\dfrac{u_{cal}^4}{\infty} + \dfrac{u_{drift}^4}{\infty} + \dfrac{u_{envi}^4}{26} + \dfrac{u_{rep}^4}{31}}$ $= \dfrac{3.19^4}{\dfrac{1.87^4}{26} + \dfrac{1.51^4}{31}} \cong 162$ 3) 有効自由度ν_{eff}が100以上であるので正規分布と見なして、包含 k_{95}=2 と求められる。 4) 拡張不確かさは式(11)から $U = 2.00 * 3.19 \cong 6.39$ %
7. 測定量の値及びその拡張不確かさの報告 報告書に次のように記載する。 「測定量の値(y)±拡張不確かさ(U)」 1) 正規分布の場合には、次のコメントを添える 「報告された拡張不確かさは、標準不確かさに、約95%信頼水準を与える包含係数 k_{95}=2を乗じて求められた。」	漏洩電流値(例) 0.165 mA ± 6.4 % 報告された拡張不確かさは、標準不確かさに、約95%信頼水準を与える包含係数 k_{95}=2を乗じて求められた。

バジェットシート

不確かさの要因		値		確率分布	除数	感度係数ci	標準不確かさ %	自由度
U_{cal}	校正の不確かさ	1.0	%	矩形分布	$\sqrt{3}$	1	0.58	∞
U_{drift}	機器精度（直近の校正からの変動）	3.5	%	矩形分布	$\sqrt{3}$	1	2.02	∞
U_{eni}	湿度	1.87	%	正規分布	1	1	1.87	26
U_{rep}	再現性	1.51	%	正規分布	1	1	1.51	31
$u_c(y)$	合成標準不確かさ			正規分布			3.19	>100
U	拡張不確かさ			正規分布 $k_{95} = 2.13$			6.39	>100

見積もり事例No.5［定量試験Bの③（詳細な不確かさ評価）］

不確かさ評価ステップ	熱電温度計法による温度試験における不確かさ評価
1．測定のモデル化 測定量Yを他のN個の量X_1、X_2、．．．．、X_Nから次の関係関数fにより決定する。 $Y = f(X_1, X_2, \ldots\ldots, X_N)$　(1)	温度上昇測定用熱電対と室温測定用熱電対との差電圧が自動切替スイッチを通してデジタルマルチメータの入力端子に入力される。基準温度接点は氷点としている。 測定量Yは室温からの温度上昇値T(K)、 測定量Xはデジタルマルチメータによって測定される電圧V(μV)とすると、数式モデルは $Y = C_i X$　(1) Ciは熱電対の基準熱起電力表から求められる温度勾配
2．不確かさ要因のリスト及び補正の有無（ある場合には、その根拠を記述）	1) 不確かさの要因 ・校正結果の不確かさ（熱電対） ・上位標準による校正の不確かさ（デジタルマルチメータ） ・分解能（デジタルマルチメータ） ・接触電位の不確かさ（切替スイッチ） ・繰り返し観測の不確かさ 2) 補正有り ・補正に寄与する不確かさ（デジタルマルチメータ） 実際に、測定においてデジタルマルチメータを用いる場合、必ずしも校正した校正ポイントのみで測定されるとは限らない。むしろ校正ポイント間で測定することの方が通常である。使用したデジタルマルチメータは、100mV レンジの表示値 0.00000mV～3.00000mV まで、0.20000mV 刻みで校正を行っている。この結果、校正値の補正値は全て+0.12μV という結果となった。よって、本不確かさの大きさは無視可能な値であると判断できる。 $u_{corre} = 0.00$　μV ・基準接点の不確かさ 基準接点は全て氷点としているので、氷点の不確かさと考えても良い。氷点の不確かさは、国家標準にトレーサブルなデジタル温度計（分解能 0.001℃、製造者確度±0.05℃）を用いて実験による統計的手法により求めた結果、無視可能な値であると判断できる。 $u_{ref} = 0.00$　μV

3．標準不確かさのBタイプの評価

繰返し観測から求めたものではない入力量 X_i の推定値 x_i の標準不確かさ $u(x_i)$ を、X_i の起こり得る変動について入手できる、次のような情報に基づき科学的判断によって評価する。

－以前の測定データ

－当該材料や機器の挙動及び特性についての一般的知識又は経験

－製造者の仕様

－校正その他の成績書に記載されたデータ

1）X_i の確率分布が矩形分布の場合、

$$u(x_i)=\frac{a_i}{\sqrt{3}} \qquad (2)$$

3）X_i の確率分布が正規分布の場合、

$$u(x_i)=\frac{\text{拡張不確かさ}}{k} \qquad (4)$$

1）校正結果の不確かさ(熱電対)

国家標準にトレーサブルなデジタル温度計を参照標準とし、内部校正によって熱電対の標準不確かさを求めた。

$u_{cal1}=1.24$ μV

2）上位標準による校正の不確かさ(デジタルマルチメータ)

国家標準にトレーサブルなデジタルマルチメータを参照標準とし、内部校正によってデジタルマルチメータの標準不確かさを求めた。

$u_{cal2}=0.201$ μV

3）分解能(デジタルマルチメータ)

デジタルマルチメータはHP製の3458Aを用いている。このデジタルマルチメータの分解能は 100mV レンジを使用し、設定をND1G7に設定しているので、分解能は0.01μVを2で割った0.005μVである。

標準不確かさは式(2)から

$$u_{res}=\frac{0.005}{\sqrt{3}} \quad \mu\text{V}$$

4）接触電位の不確かさ(切替スイッチ)

本不確かさは、熱起電力の不確かさと考えても良い。温度上昇測定用熱電対(No.1～No.9)と室温測定用熱電対(No.10)との差電圧は、自動切替スイッチを通してデジタルマルチメータの入力端子に入力される。このような閉回路には熱電対が構成され、接続導線と接続端子の接点には熱起電力なる数μVの電圧が寄生する。この電圧がデジタルマルチメータの入力端子に重畳される。

その値はメーカスペックから0.10μVである。

標準不確かさは式(2)から

$$u_{pot}=\frac{0.10}{\sqrt{3}} \quad \mu\text{V}$$

4. 標準不確かさのAタイプの評価

1) 独立なn個の繰返し観測値の「相加平均 $\bar{X}_i$」を入力推定値 x_i とする場合、そのAタイプの標準不確かさ $u(x_i)$ を「平均の実験標準偏差 $s(\bar{X}_i)$」から求める。

$$\bar{X}_i = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} X_{i,k} \qquad (5)$$

$$x_i = \bar{X}_i \qquad (6)$$

$$s(X_i) = \sqrt{\frac{1}{(n-1)}\sum_{k=1}^{n}(X_{i,k} - \bar{X}_i)} \qquad (7)$$

$$s(\bar{X}_i) = \frac{s(X_i)}{\sqrt{n}} \qquad (8)$$

$$u(x_i) = s(\bar{X}_i) \qquad (9)$$

3) $u(x_i)$ の自由度 v_i は独立なn個の繰り返し観測値から計算される場合には、n－1に等しい。

1) 繰り返し観測の不確かさ

温度上昇試験の試験環境である室温が 25±1℃の範囲内にある時、温度上昇測定用熱電対(No.1～No.9)と室温測定用熱電対(No.10)の測定電圧との差電圧が飽和している場合の測定サンプルを10個の観測値とした。

読み	結果(μV)
V_1	725.82
V_2	730.02
V_3	719.88
V_4	737.67
V_5	746.69
V_6	748.39
V_7	739.76
V_8	733.53
V_9	738.43
V_{10}	740.51

2) v の平均値は、式(5)から

$$\bar{v} = \frac{1}{10}\sum_{i=1}^{10} v_i = 736.07 \quad \mu\mathrm{V}$$

3) v の実験標準偏差は、式(7)から

$$s(v) = \sqrt{\frac{1}{(10-1)}\sum_{i=1}^{10}(v_i - \bar{v})} = 8.92 \quad \mu\mathrm{V}$$

4) $\bar{v}$ の実験標準偏差は、式(8)から

$$s(\bar{v}) = \frac{s(v)}{\sqrt{10}} = 2.82 \quad \mu\mathrm{V}$$

5) 推定値は10回の測定の平均値であるので、その標準不確かさは式(9)から

$$u_{rep} = s(\bar{v}) = 2.82 \quad \mu\mathrm{V}$$

5. 合成標準不確かさの決定 入力量間に相関がないと仮定できる場合、次式より合成標準不確かさ求める。 $$u_c(y)=\sqrt{\sum_{i=1}^{N}c_i^2u^2(x_i)} \qquad (12)$$ c_iは偏導関数$\partial f/\partial x_i$又は既知の感度係数	1) 感度係数はJIS C 1602 (1995) のK基準熱起電力表から18℃及び19℃の温度勾配がいずれも40であることから、 $C_i=1/40$ K/μV 2) 合成標準不確かさは式(12)から $$u_c(\bar{y})=\sqrt{(1/40)^2*(u_{cal1}{}^2+u_{cal2}{}^2+u_{res}{}^2+u_{pot}{}^2+u_{rep}{}^2)}$$ $=0.0772$ K
6. 拡張不確かさの決定 1) 次式より拡張不確かさを求める。 $U=ku_c(y)$. (13) 2) 次の3条件のいずれも満たす場合には、確率分布は正規分布とみなして包含係数k_{95}=2を採用する。 条件1 $\dfrac{\text{合成標準不確かさ}}{\text{Aタイプの標準不確かさ}}\succ 2$ 条件2 $n\succ 2$ 条件3 Bタイプの不確かさ要因の自由度がいずれも無限大と見なすことができる。 3) 3条件のいずれかが満たされない場合には、合成標準不確かさの有効自由度は $$v_{eff}=\frac{u_c^4(y)}{\sum_{i=1}^{N}\frac{u_i^4(y)}{v_i}} \qquad (14)$$ 4) t分布表からこの有効自由度に対応する包含係数k_{95}の値を求める。	1) $\dfrac{u_c(y)}{u_{rep}}=\dfrac{7.72}{7.05}\cong 1.1\prec 2$から、条件1を満たさない。 2) 合成標準不確かさの有効自由度は、式(12)から $$v_{eff}=\frac{u_c^4(y)}{\frac{C_i^4u_{rep}^4}{9}}=\frac{7.72^4}{\frac{7.05^4}{9}}\cong 13$$ 3) t分布表から、95%信頼水準でν_{eff}=13に対応する包含係数は、直近のν_{eff}=12のk_{95}=2.23と求められる。 4) 拡張不確かさは式(11)から $U=2.23*0.0772\cong 0.172$ K
7. 測定量の値及びその拡張不確かさの報告 報告書に次のように記載する。 「測定量の値(y)±拡張不確かさ(U)」 2) t分布の場合には、次のコメントを添える。 「報告された拡張不確かさは、標準不確かさに、有効自由度ν_{eff}=YY のt分布表から求められる約95%信頼水準を与える包含係数k_{95}=XXを乗じて求められた。」	・温度上昇値の平均値は $\bar{t}=Ci*\bar{v}=\dfrac{1}{40}*736.07=18.4$ ・セード上面最頂部の室温からの温度上昇値の平均値 18.4 ± 0.2 K 報告された拡張不確かさは、標準不確かさに、有効自由度ν_{eff}=13 のt分布表から求められる約95%信頼水準を与える包含係数k_{95}=2.23を乗じて求められた。

バジェットシート

不確かさの要因		値	確率分布	除数	感度係数ci	標準不確かさ(K)	自由度
U_{cal1}	校正結果の不確かさ(熱電対)	1.24　μV	正規分布	1	1/40　K/μV	3.10E-02	∞
U_{cal2}	上位標準による校正の不確かさ(デジタルマルチメータ)	0.201　μV	正規分布	1	1/40　K/μV	5.03E-03	∞
U_{res}	分解能(デジタルマルチメータ)	0.005　μV	矩形分布	$\sqrt{3}$	1/40　K/μV	7.22E-05	∞
U_{pot}	接触電位の不確かさ(切替スイッチ)	0.10　μV	矩形分布	$\sqrt{3}$	1/40　K/μV	1.44E-03	∞
U_{rep}	繰り返し観測の不確かさ	2.82　μV	正規分布	1	1/40　K/μV	7.05E-02	9
$u_c(y)$	合成標準不確かさ		t分布			7.72E-02	13
U	拡張不確かさ		t分布 $k_{95}=2.23$			1.72E-01	13

見積もり事例No.６ {①（試験所コントロールサンプルを用いる方法)}

シャルピー衝撃試験における測定の不確かさ推定手順

１．試験結果に影響を及ぼす要因

次ページのとおり

２．不確かさの推定方法

試験結果に影響を及ぼす各要因については、JIS Z 2242（金属材料衝撃試験方法）で要求される条件を満足し、また、他の要因についても試験結果に与える影響は小さい。

このため、試験結果の不確かさは、コントロールサンプルを用い繰り返し実験を行いその結果から推定する。

３．コントロールサンプル

JIS B 7740（金属材料衝撃試験片）に規定された試験片をコントロールサンプルとする。

４．試験片

日常的に試験を行う衝撃レベル別に、試験員ごとｎ＝５とする。

実験には、次の試験片を用いる

基準エネルギー AR＝約 30 J

基準エネルギー AR＝約 100 J

５．試験員

ＪＮＬＡ試験業務従事者３名とする。

６．試験条件

衝撃刃　ｒ＝２mm

室温　２３±２℃

試験時試験片温度　０±１℃

試験温度　０℃

試験方法　JIS Z 2242 による

７．不確かさの算出

実験によって得られた測定データからエネルギーレベルごとに標準偏差を求め、又は分散分析によって実験標準偏差を求め、それに９５％信頼水準を与える包含係数（ｋ＝２）を乗じて拡張不確かさとする。

８．試験証明書における試験結果に対する不確かさの表し方

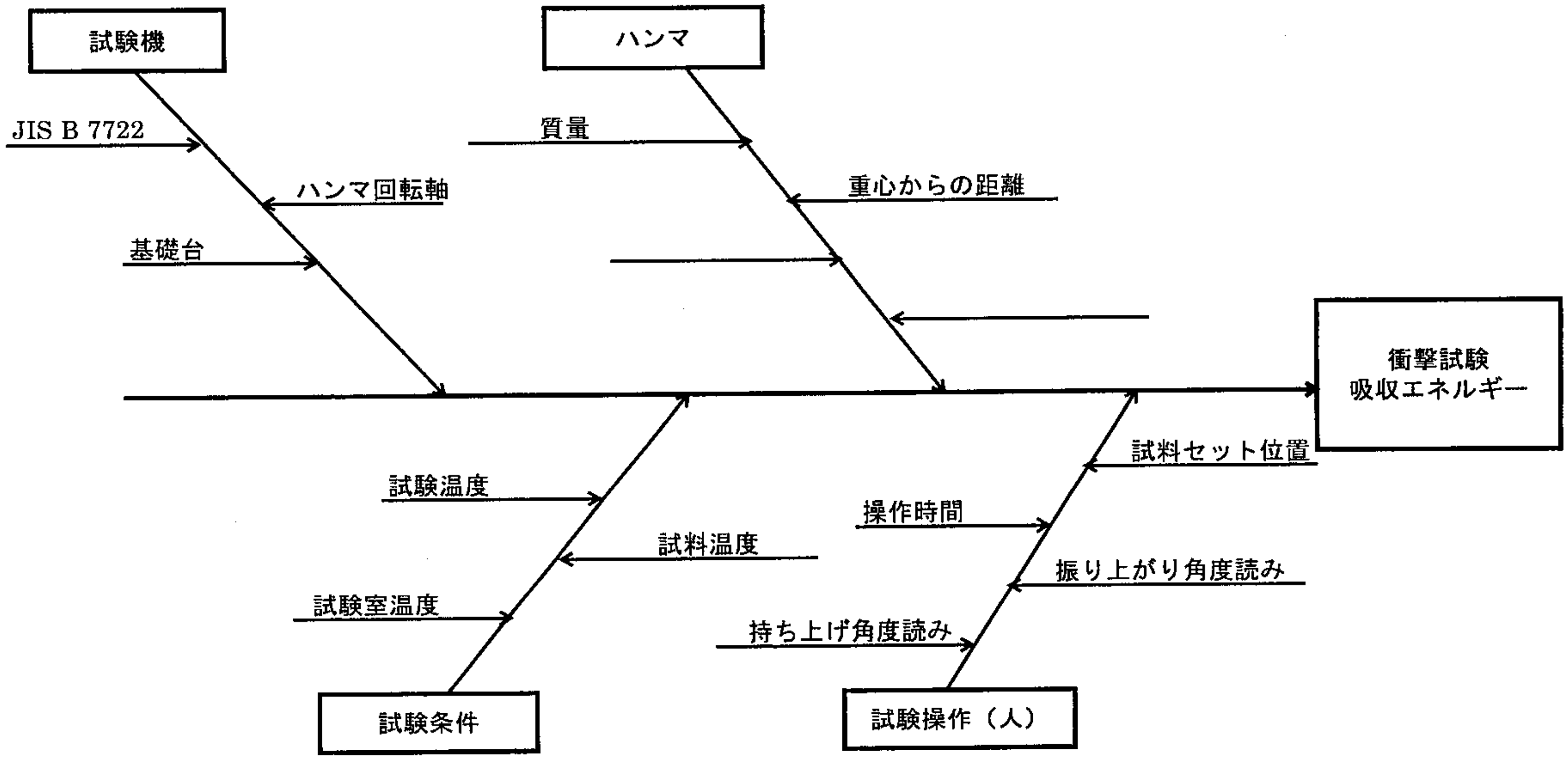
不確かさは試験結果に±を付し、次のように表す。

（記載例）

衝撃試験　　吸収エネルギー　30 ± 1.2 J

衝撃試験　　吸収エネルギー　30 J ± 4%

シャルピー衝撃試験　測定値に影響する要因



試験結果に影響を与える要因

試験機　：JIS B 7722 に適合すること。ハンマの回転軸は水平に置く。強固な基礎台に据え置く。　→　JIS Z 2242 を満足

試験条件：「試験室温度２３ ± ５℃」又は「試験室温度２３ ± ２℃」　「試料温度０ ± １℃」　「試験温度０℃」　→　JIS Z 2242 を満足

ハンマ　：質量、ハンマ回転軸中心から重心までの距離　→　質量及び距離（長さ）はＪＣＳＳトレーサビリティ確保済み機器で測定。

試験操作：試料セット位置及び試験片を取り出してから衝撃まで５秒以内。角度の読み。　→　JIS Z 2242 を満足。
角度の読み。　→　目盛板は JIS B 7722 を満足。角度の読みの誤差は微少。

シャルピー衝撃試験結果　及び　測定値の不確かさ算出結果

試料　AR＝30 J　　測定値

試験員識別番号	n=5　測定値 ①	②	③	④	⑤	計
1	32	30	30	30	32	154
2	34	32	32	33	33	164
3	32	31	30	32	32	157

標本数	15
合計	475
平均値	31.67
中央値(ﾒｼﾞｱﾝ)	32
最頻値(ﾓｰﾄﾞ)	32
分散	1.52
標準偏差	1.23
最小	30
最大	34
範囲	4
変動係数(%)	3.90
試料の基準エネルギー	30.5

注)
/√5＝ 0.55

試料　AR＝30 J　　分散分析

要因	偏差平方和	自由度	不偏分散	分散比	検定	F(0.05,2,12)	F(0.01,2,12)	E(V)
試験員間	10.533	2	5.267	5.852	*	3.885	6.927	σe^2＋nσL^2
試験所内	10.800	12	0.900					σe^2
計	21.333	14						

σe^2＝　0.900
σL^2＝　0.873
σe^2+5σL^2＝　4.393
実験標準偏差＝　1.332
平均の実験標準偏差＝　0.596　注）n＝5の平均値が報告値になるので実験標準偏差の 1/√5の値

検定の結果、試験員間に有意な差があったので、平均の実験標準偏差を標準不確かさとする。

従って、拡張不確かさ(k＝2) 0.596×2＝　1.2 J
測定値に対する不確かさ割合:　3.9 %

試験証明書への記載方法は次のとおりとする。

吸収エネルギー　報告値±1．2 (J) (k＝2)
又は　報告値(J)±3.9% (k＝2)

試料　AR＝100 J　　測定値

試験員識別番号	n=5　測定値 ①	②	③	④	⑤	計
1	97	98	100	96	94	485
2	98	100	98	99	97	492
3	95	97	94	97	95	478

標本数	15
合計	1455
平均値	97.00
中央値(ﾒｼﾞｱﾝ)	97
最頻値(ﾓｰﾄﾞ)	97
分散	3.71
標準偏差	1.93
最小	94
最大	100
範囲	6
変動係数(%)	1.99
試料の基準エネルギー	96.3

注)
/√5＝ 0.86

試料　AR＝100 J　　分散分析

要因	偏差平方和	自由度	不偏分散	分散比	検定	F(0.05,2,12)	F(0.01,2,12)	E(V)
試験員間	19.60	2	9.800	3.63		3.885	6.927	σe^2＋nσL^2
試験所内	32.40	12	2.700					σe^2
計	52.00	14						

σe^2＝　2.700
σL^2＝　1.420
σe^2+5σL^2＝　9.800
実験標準偏差＝　2.030
平均の実験標準偏差＝　0.908　注）n＝5の平均値が報告値になるので実験標準偏差の 1/√5の値

検定の結果、試験員間に有意な差がなかったので、標準偏差を標準不確かさとする。

従って、拡張不確かさ(k＝2) 0.86×2＝　1.8 J
測定値に対する不確かさ割合　1.9 %

試験証明書への記載方法は次のとおりとする。

吸収エネルギー　報告値±1．8 (J) (k＝2)
又は　報告値(J)±1.9% (k＝2)

別添第6

氏名	所属
小池 昌義	(独)産業技術総合研究所 標準供給保証室長
高津 章子	(独)産業技術総合研究所 環境標準研究室長
佐藤 政博	(財)電気安全環境研究所 技術規格部 部長代理(技師長)
上園 正義	(財)建材試験センター中央試験所 参事・上級専門職(品質管理責任者)
宮崎 博司	(財)日本繊維製品品質技術センターシステム管理部部長代理
本橋 勝紀	(財)化学物質評価研究機構 東京事業所 環境技術部 技術第一課長 (ダイオキシン関係)
穴山 汎	(JAB技術審査員)
井上 達也	関東化学㈱草加工場 検査部 課長 (JAB技術審査員)
岩本 威生	(社)日本化学工業協会
杉本 茂	(財)日本食品分析センター 品質システム室 部長
西村 宏昭	(財)日本建築総合試験所 品質保証部 情報企画室 室長
今井 茂雄	㈱INAX 基礎研究所 バイオ研究室 室長
山崎 京子	(独)製品評価技術基盤機構 近畿支所 化学技術課
今井 秀孝	(独)製品評価技術基盤機構 適合性評価センター 技術顧問