

**TCVN**

**TIÊU CHUẨN QUỐC GIA**

**TCVN 10862:2015  
ISO/TS 21749:2005**

**ĐỘ KHÔNG ĐẢM BẢO ĐO ĐÓI VỚI CÁC ỨNG DỤNG ĐO  
LƯỜNG - PHÉP ĐO LẶP LẠI VÀ THỰC NGHIỆM LÒNG**

*Measurement uncertainty for metrological applications -  
Repeated measurements and nested experiments*

**HÀ NỘI - 2015**

**Mục lục**

	Trang
Lời nói đầu.....	4
Lời giới thiệu.....	5
1 Phạm vi áp dụng .....	7
2 Tài liệu viện dẫn .....	8
3 Thuật ngữ và định nghĩa .....	9
4 Phương pháp thống kê đánh giá độ không đảm bảo.....	10
4.1 Cách tiếp cận của Hướng dẫn trình bày độ không đảm bảo đo.....	10
4.2 Chuẩn kiểm tra.....	12
4.3 Các bước đánh giá độ không đảm bảo .....	12
4.4 Các ví dụ trong tiêu chuẩn này .....	13
5 Đánh giá độ không đảm bảo Loại A .....	14
5.1 Quy định chung .....	14
5.2 Vai trò thời gian trong đánh giá độ không đảm bảo Loại A .....	15
5.3 Cấu hình đo .....	23
5.4 Tính không thuần nhất của vật liệu.....	25
5.5 Độ chêch do cấu hình đo.....	27
6 Đánh giá độ không đảm bảo Loại B .....	37
7 Lan truyền độ không đảm bảo.....	38
7.1 Quy định chung .....	38
7.2 Công thức dùng cho hàm một biến đơn .....	40
7.3 Công thức dùng cho hàm hai biến.....	40
8 Ví dụ – Đánh giá độ không đảm bảo Loại A từ nghiên cứu dường đo.....	41
8.1 Mục đích và cơ sở.....	41
8.2 Thu thập dữ liệu và chuẩn kiểm tra .....	42
8.3 Phân tích độ lặp lại, ảnh hưởng ngày-ngày và ảnh hưởng dài hạn .....	42
8.4 Độ chêch đầu dò .....	43
8.5 Độ chêch do dây.....	45
8.6 Tính độ không đảm bảo .....	47
Phụ lục A (quy định) Ký hiệu .....	50
Thư mục tài liệu tham khảo.....	51

## **Lời nói đầu**

TCVN 10862:2015 hoàn toàn tương đương với ISO/TS 21749:2005;

TCVN 10862:2015 do Ban kỹ thuật tiêu chuẩn quốc gia TCVN/TC 69

*Ứng dụng các phương pháp thống kê biên soạn, Tổng cục Tiêu chuẩn*

*Đo lường Chất lượng đề nghị, Bộ Khoa học và Công nghệ công bố.*

## Lời giới thiệu

Phép thử nghiệm, hiệu chuẩn và các phòng thí nghiệm khác thường được yêu cầu báo cáo kết quả đo và độ không đảm bảo kèm theo. Đánh giá độ không đảm bảo là một quá trình liên tục có thể tiêu tốn thời gian và nguồn lực. Đặc biệt, có nhiều phép thử và các hoạt động mà phòng thí nghiệm thực hiện có liên quan đến hai hoặc ba nguồn độ không đảm bảo. Theo cách tiếp cận trong *Hướng dẫn trình bày độ không đảm bảo do (GUM)* về kết hợp các thành phần độ không đảm bảo, tiêu chuẩn này tập trung vào việc sử dụng phân tích phương sai (ANOVA) để ước lượng các thành phần đơn lẻ, đặc biệt là những thành phần dựa trên các đánh giá (thống kê) Loại A.

Thực nghiệm được phòng thí nghiệm thiết kế cho phép thực hiện một số lượng thích hợp các phép đo, việc phân tích của chúng sẽ cho phép tách biệt các thành phần độ không đảm bảo. Thực nghiệm, theo nghĩa thiết kế và thực hiện, và phân tích, đánh giá độ không đảm bảo sau đó, đòi hỏi phải hiểu biết kỹ thuật phân tích dữ liệu, đặc biệt là phân tích thống kê. Do đó, điều quan trọng là nhân viên phòng thí nghiệm nhận biết được các nguồn lực phải có và lập kế hoạch thu thập và phân tích các dữ liệu cần thiết.

Trong tiêu chuẩn này, thành phần độ không đảm bảo dựa trên đánh giá Loại A có thể được ước lượng từ phân tích thống kê các phép đo lặp lại, từ phương tiện đo, cá thể thử hoặc chuẩn kiểm tra.

Mục đích của tiêu chuẩn này là đưa ra hướng dẫn về đánh giá độ không đảm bảo gắn với phép đo cá thể thử, ví dụ như một phần của kiểm tra sản xuất liên tục. Những độ không đảm bảo như vậy bao gồm các đóng góp từ bản thân quá trình đo và từ sự biến động của quá trình sản xuất. Cả hai loại đóng góp đều bao gồm ảnh hưởng từ người thao tác, điều kiện môi trường và các ảnh hưởng khác. Để hỗ trợ việc phân tách các ảnh hưởng của quá trình đo và sự biến động trong sản xuất, các phép đo chuẩn kiểm tra được sử dụng để cung cấp dữ liệu về bản thân quá trình đo. Các phép đo này về danh nghĩa giống hệt các phép đo thực hiện trên cá thể thử. Đặc biệt, các phép đo trên chuẩn kiểm tra được sử dụng để giúp nhận biết các ảnh hưởng phụ thuộc thời gian, sao cho những ảnh hưởng như vậy có thể được đánh giá và đổi chiều với cơ sở dữ liệu của các phép đo chuẩn kiểm tra. Các tiêu chuẩn này cũng hữu ích trong việc giúp kiểm soát độ chêch và độ trôi dài hạn của quá trình khi đường cơ sở đổi với các đại lượng này đã được thiết lập từ dữ liệu trước đó.

Điều 4 mô tả tóm tắt các phương pháp đánh giá thống kê độ không đảm bảo bao gồm cả cách tiếp cận khuyến nghị trong GUM, việc sử dụng các chuẩn kiểm tra, các bước đánh giá độ không đảm bảo và các ví dụ trong tiêu chuẩn này. Điều 5, phần chính của tiêu chuẩn này, thảo luận về đánh giá Loại A. Thiết kế lồng trong ANOVA được sử dụng trong việc xử lý các nguồn gây độ không đảm bảo phụ thuộc thời gian. Các nguồn khác như từ cấu hình đo, độ không thuần nhất của vật liệu và độ chêch do cấu hình đo cũng như các phân tích độ không đảm bảo liên quan cũng được đề cập. Để cho đầy đủ, đánh giá độ không đảm bảo Loại B (phi thống kê) được đề cập ở Điều 6. Định luật Ian truyền độ không đảm bảo đề cập trong GUM được sử dụng rất rộng rãi. Điều 7 đưa ra các công thức thu được bằng cách áp dụng định luật này cho các hàm số nhất định gồm một và hai biến. Trong Điều 8, đánh giá độ không

## **TCVN 10862:2015**

đảm bảo Loại A được đưa ra làm ví dụ, trong đó các thành phần độ không đảm bảo thu được từ nhiều nguồn khác nhau. Phụ lục A liệt kê các ký hiệu được sử dụng trong tiêu chuẩn này.

# Độ không đảm bảo đo trong các ứng dụng đo lường - Phép đo lặp lại và thực nghiệm lồng

*Measurement uncertainty for metrological applications - Repeated measurements and nested experiments*

## 1 Phạm vi áp dụng

Tiêu chuẩn này tuân theo cách tiếp cận đề cập trong *Hướng dẫn trình bày độ không đảm bảo đo* (GUM) và thiết lập cấu trúc cơ bản cho việc công bố và kết hợp các thành phần của độ không đảm bảo. Với cấu trúc cơ bản này, tiêu chuẩn bổ sung một khuôn khổ thống kê sử dụng việc phân tích phương sai (ANOVA) để ước lượng các thành phần riêng lẻ, đặc biệt là những thành phần được phân loại là đánh giá độ không đảm bảo Loại A, nghĩa là dựa trên việc sử dụng các phương pháp thống kê. Để cho đầy đủ, tiêu chuẩn này cũng đưa ra mô tả tóm tắt về đánh giá độ không đảm bảo Loại B (phi thống kê).

Tiêu chuẩn này đề cập các tình huống thực nghiệm, trong đó các thành phần độ không đảm bảo có thể được ước lượng từ phân tích thống kê các phép đo lặp lại, phương tiện đo, cá thể thử hoặc chuẩn kiểm tra.

Tiêu chuẩn này chỉ đưa ra các phương pháp để thu được độ không đảm bảo từ các thiết kế lồng một mức, hai mức và ba mức. Các tình huống thực nghiệm phức tạp hơn, ví dụ, khi có sự tương tác giữa ảnh hưởng của người thao tác và ảnh hưởng của phương tiện đo hoặc ảnh hưởng chéo, không được đề cập trong tiêu chuẩn này.

Tiêu chuẩn này không áp dụng cho các phép đo không thể lặp lại, như phép đo phá hủy hoặc phép đo trên hệ thống thay đổi động (như lưu lượng chất lỏng, dòng điện hoặc hệ thống viễn thông). Tiêu chuẩn này không đề cập cụ thể đến việc chứng nhận mẫu chuẩn (đặc biệt là các chất hóa học) và hiệu chuẩn trong đó vật mẫu được so sánh bằng cách sử dụng chương trình gọi là "thiết kế trọng số". Về chứng nhận mẫu chuẩn, xem TCVN 8245 (ISO Guide 35)<sup>[14]</sup>.

Khi kết quả từ các nghiên cứu phòng thí nghiệm có thể được sử dụng, các kỹ thuật được trình bày trong tài liệu kèm theo TCVN 10861 (ISO 21748)<sup>115</sup>. Khác biệt chính giữa TCVN 10861 (ISO 21748) và tiêu chuẩn này là TCVN 10861 (ISO 21748) liên quan đến dữ liệu độ tái lập (với ảnh hưởng không thể tránh khỏi của độ lặp lại), trong khi tiêu chuẩn này tập trung vào dữ liệu độ lặp lại và việc sử dụng phân tích phương sai để xử lý chúng.

Tiêu chuẩn này áp dụng cho một phạm vi rộng các phép đo, ví dụ, độ dài, góc, điện áp, điện trở, khối lượng và mật độ.

## 2 Tài liệu viện dẫn

Các tài liệu viện dẫn sau rất cần thiết cho việc áp dụng tiêu chuẩn này. Đối với các tài liệu viện dẫn ghi năm công bố thì áp dụng phiên bản được nêu. Đối với các tài liệu viện dẫn không ghi năm công bố thì áp dụng phiên bản mới nhất, bao gồm cả các sửa đổi, bổ sung (nếu có).

ISO 3534-1:1993<sup>1</sup>, *Statistics – Vocabulary and symbols – Part 3: Probability and general statistical terms* (Thống kê học – Từ vựng và ký hiệu – Phần 1: Thuật ngữ chung dùng trong thống kê và xác suất)

ISO 3534-3:1999, *Statistics – Vocabulary and symbols – Part 3: Design of experiments* (Thống kê học – Từ vựng và ký hiệu – Phần 3: Thiết kế thực nghiệm)

TCVN 6910-1:2001 (ISO 5725-1:1994), Độ chính xác (độ đúng và độ chụm) của phương pháp đo và kết quả đo – Phần 1: Nguyên tắc và định nghĩa chung

TCVN 6910-2:2001 (ISO 5725-2:1994), Độ chính xác (độ đúng và độ chụm) của phương pháp đo và kết quả đo – Phần 2: Phương pháp cơ bản xác định độ lặp lại và độ tái lập của phương pháp đo tiêu chuẩn

TCVN 6910-3:2001 (ISO 5725-3:1994), Độ chính xác (độ đúng và độ chụm) của phương pháp đo và kết quả đo – Phần 3: Thước đo trung gian độ chụm của phương pháp đo tiêu chuẩn

TCVN 6910-4:2001 (ISO 5725-4:1994), Độ chính xác (độ đúng và độ chụm) của phương pháp đo và kết quả đo – Phần 4: Phương pháp cơ bản xác định độ đúng của phương pháp đo tiêu chuẩn

TCVN 6910-5:2002 (ISO 5725-5:1998), Độ chính xác (độ đúng và độ chụm) của phương pháp đo và kết quả đo – Phần 5: Các phương pháp khác xác định độ chụm của phương pháp đo tiêu chuẩn

TCVN 6910-6:2002 (ISO 5725-6:1994), Độ chính xác (độ đúng và độ chụm) của phương pháp đo và kết quả đo – Phần 6: Sử dụng giá trị độ chính xác trong thực tế

Hướng dẫn trình bày độ không đảm bảo đo (GUM), BIPM, IEC, IFCC, ISO, IUPAC, IUPAP, OIML,

<sup>1</sup> Tiêu chuẩn này hiện đã được soát xét và thay thế bằng ISO 3534-1:2006 và được chấp nhận thành TCVN 8244-1:2010.

1993, sửa đổi và in lại năm 1995.

### 3 Thuật ngữ và định nghĩa

Tiêu chuẩn này sử dụng các thuật ngữ và định nghĩa nêu trong TCVN 8244-1 (ISO 3534-1), ISO 3534-3, TCVN 6910 (ISO 5725) (tất cả các phần) và các thuật ngữ, định nghĩa dưới đây.

#### 3.1

##### **Đại lượng đo (measurand)**

Đại lượng vật lý hoàn toàn xác định được đo và có thể được đặc trưng bằng một giá trị duy nhất về bản chất.

#### 3.2

##### **Độ không đảm bảo đo (uncertainty of measurement)**

Tham số hoặc ước lượng của tham số, gắn với kết quả đo, đặc trưng cho sự phân tán của các giá trị có thể quy cho đại lượng được đo một cách hợp lý.

#### 3.3

##### **Đánh giá Loại A (Type A evaluation)**

Phương pháp đánh giá độ không đảm bảo bằng các phương pháp thống kê.

#### 3.4

##### **Đánh giá Loại B (Type B evaluation)**

Phương pháp đánh giá độ không đảm bảo bằng cách khác với phương pháp thống kê.

#### 3.5

##### **Độ không đảm bảo chuẩn (standard uncertainty)**

Độ không đảm bảo được thể hiện như là độ lệch chuẩn gắn với một thành phần độ không đảm bảo.

#### 3.6

##### **Độ không đảm bảo chuẩn tổng hợp (combined standard uncertainty)**

Độ lệch chuẩn gắn với kết quả của một phép đo cụ thể hoặc một dãy các phép đo đưa vào một hoặc nhiều thành phần độ không đảm bảo.

#### 3.7

##### **Độ không đảm bảo mờ rộng (expanded uncertainty)**

Độ không đảm bảo chuẩn tổng hợp nhân với hệ số phủ, thường là một giá trị tới hạn tương ứng từ phân bố  $t$ , phụ thuộc vào bậc tự do của độ không đảm bảo chuẩn tổng hợp và mức phủ mong muốn.

#### 3.8

##### **Bậc tự do hiệu dụng (effective degree of freedom)**

Bậc tự do gắn với độ lệch chuẩn gồm hai hoặc nhiều thành phần phương sai.

CHÚ THÍCH: Có thể tính bậc tự do hiệu dụng bằng cách sử dụng phép xấp xỉ Wel-Satterthwaite (xem GUM, G.4).

### 3.9

#### Thiết kế lồng (nested design)

Thiết kế thực nghiệm trong đó mỗi mức (nghĩa là từng chế độ đặt, giá trị hoặc ẩn định của một yếu tố) của một yếu tố đã cho chỉ xuất hiện trong một mức đơn của yếu tố khác bất kỳ.

CHÚ THÍCH 1: Trích từ ISO 3534-3:1999, định nghĩa 2.6.

CHÚ THÍCH 2: Xem 1.6, ISO 3534-3:1999 về định nghĩa mức.

### 3.10

#### Ảnh hưởng cố định (fixed effects)

<Yếu tố> ảnh hưởng do lựa chọn trước các mức của từng yếu tố trong phạm vi giá trị của các yếu tố.

### 3.11

#### Ảnh hưởng ngẫu nhiên (random effects)

<Yếu tố> ảnh hưởng do lấy mẫu tại mỗi mức của từng yếu tố từ tổng thể các mức của từng yếu tố.

### 3.12

#### Thiết kế lồng cân bằng (balanced nested design)

Thiết kế thực nghiệm lồng trong đó số mức của các yếu tố lồng nhau là không đổi.

[ISO 3534-3:1999, định nghĩa 2.6.1]

### 3.13

#### Trung bình bình phương sai số ngẫu nhiên (mean square for random errors)

Tổng sai số bình phương chia cho bậc tự do tương ứng.

CHÚ THÍCH 1: Xem 2.85, ISO 3534-1:1993 về định nghĩa bậc tự do.

## 4 Phương pháp thống kê đánh giá độ không đảm bảo

### 4.1 Cách tiếp cận của Hướng dẫn trình bày độ không đảm bảo đo

Hướng dẫn trình bày độ không đảm bảo đo (GUM) khuyến nghị rằng kết quả của phép đo được hiệu chỉnh đối với tất cả các ảnh hưởng hệ thống đáng kể được thừa nhận, theo đó kết quả là ước lượng tốt nhất (hay ít nhất là không chêch) của đại lượng đo và tồn tại một mô hình hệ thống đo hoàn chỉnh. Mô hình cung cấp mối quan hệ chức năng giữa tập hợp các đại lượng đầu vào (mà đại lượng đo phụ thuộc vào đó) và đại lượng đo (các đại lượng đầu ra). Mục tiêu của việc đánh giá độ không đảm bảo là để xác định khoảng có thể kỳ vọng chứa một tỷ lệ lớn phân bố các giá trị có thể quy cho đại lượng đo một cách hợp lý. Vì không thể định lượng chính xác độ chêch nên khi kết quả đo được hiệu chỉnh về độ chêch, việc hiệu chỉnh sẽ có độ không đảm bảo kèm theo.

Cách tiếp cận chung, bắt đầu từ quá trình mô hình hóa, được nêu dưới đây.

**CHÚ THÍCH:** Cách tiếp cận ở đây liên quan đến các đại lượng đầu vào độc lập với nhau. Có khả năng tạo lập thêm các đại lượng đầu vào phụ thuộc lẫn nhau (xem GUM, 5.2)

- a) Xây dựng mô hình toán học (quan hệ chức năng) của quá trình đo hoặc hệ thống đo, liên hệ các đại lượng đầu vào của mô hình (bao gồm cả các đại lượng ảnh hưởng) với đại lượng đầu ra của mô hình (đại lượng đo). Trong nhiều trường hợp, mô hình này là công thức sử dụng để tính kết quả đo, thêm vào do các ảnh hưởng ngẫu nhiên, môi trường và các ảnh hưởng khác như hiệu chỉnh độ chêch có thể ảnh hưởng đến kết quả đo, nếu cần.
- b) Án định ước lượng tốt nhất và độ không đảm bảo chuẩn kèm theo (độ không đảm bảo biểu thị như là độ lệch chuẩn) cho các đại lượng đầu vào của mô hình.
- c) Đánh giá đóng góp vào độ không đảm bảo chuẩn gắn với kết quả đo có thể quy cho từng đại lượng đầu vào. Những đóng góp này phải tính đến độ không đảm bảo gắn với ảnh hưởng ngẫu nhiên và hệ thống liên quan đến các đại lượng đầu vào, và bản thân chúng có thể đòi hỏi các đánh giá độ không đảm bảo cụ thể hơn.
- d) Kết hợp các độ không đảm bảo chuẩn này để nhận được độ không đảm bảo chuẩn (tổng hợp) gắn với kết quả đo. Việc đánh giá độ không đảm bảo này được tiến hành, theo GUM, bằng cách sử dụng định luật lan truyền độ không đảm bảo, hoặc bằng phương pháp phân tích hay phương pháp số tổng quát hơn khi các điều kiện đối với định luật lan truyền độ không đảm bảo không áp dụng hoặc không biết là chúng có áp dụng hay không.
- e) Khi thích hợp, nhân độ không đảm bảo chuẩn gắn với kết quả đo với hệ số phủ để có được độ không đảm bảo mở rộng và từ đó có khoảng phủ đối với đại lượng đo ở mức tin cậy quy định. GUM cung cấp cách tiếp cận có thể sử dụng để tính hệ số phủ. Nếu bậc tự do đối với độ không đảm bảo chuẩn của tất cả các đại lượng đầu vào là rất lớn thì hệ số phủ được xác định từ phân bố chuẩn. Nếu không thì bậc tự do (hiệu dụng) của độ không đảm bảo chuẩn tổng hợp được ước lượng từ bậc tự do đối với với độ không đảm bảo chuẩn gắn với ước lượng tốt nhất của các đại lượng đầu vào bằng cách sử dụng công thức Welch-Satterthwaite.

GUM cho phép đánh giá độ không đảm bảo chuẩn bằng cách thích hợp bất kỳ. Nó phân biệt việc đánh giá bằng xử lý thống kê các quan sát lặp lại là đánh giá Loại A, còn đánh giá bằng cách khác là đánh giá Loại B. Trong việc đánh giá độ không đảm bảo chuẩn tổng hợp, cả hai loại đánh giá được đặc trưng bởi phương sai (độ không đảm bảo chuẩn bình phương) và được xử lý theo cùng một cách.

Chi tiết về quy trình này và các giả định bổ sung lấy làm cơ sở được đề cập trong GUM.

Mục đích của tiêu chuẩn này là cung cấp chi tiết hơn về việc đánh giá độ không đảm bảo bằng phương tiện thống kê, tập trung vào điểm b) ở trên, cho dù thu được bằng phép đo lặp lại các đại lượng đầu vào hay của một phép đo toàn thể.

Trong tiêu chuẩn này, thuật ngữ "vật mẫu" thường được sử dụng trong bối cảnh phép đo. Việc sử

dụng này là để đưa ra sự giải thích chung về phép đo có thể liên quan đến các cá thể dạng đồng hoặc chất hóa học, v.v...

#### 4.2 Chuẩn kiểm tra

Chuẩn kiểm tra là chuẩn cần phải có các tính chất dưới đây.

- a) Phải có khả năng đo được định kỳ.
- b) Phải gần với cá thể sản xuất về hàm lượng và dạng vật liệu.
- c) Phải là vật mẫu ổn định.
- d) Phải có sẵn tại mọi thời điểm của quá trình đo.

Theo các tính chất này, chuẩn kiểm tra lý tưởng là một vật mẫu được chọn ngẫu nhiên từ các cá thể sản xuất, nếu thích hợp, và để dùng cho mục đích này.

Ví dụ về việc sử dụng chuẩn kiểm tra bao gồm

- các phép đo trên vật mẫu ổn định, và
- sai khác giữa các giá trị của hai chuẩn quy chiếu khi được ước lượng từ thực nghiệm hiệu chuẩn.

Các phương pháp phân tích phép đo chuẩn kiểm tra được đề cập trong 5.2.3.

Trong tiêu chuẩn này, thuật ngữ "chuẩn kiểm tra" là để đưa ra một sự giải thích chung. Ví dụ, cá thể dạng đồng hoặc chất hóa học cũng có thể sử dụng được.

#### 4.3 Các bước đánh giá độ không đảm bảo

4.3.1 Bước đầu tiên trong đánh giá độ không đảm bảo là xác định đại lượng đo mà kết quả đo được báo cáo cho cá thể thử. Cần chú ý đặc biệt để đưa ra định nghĩa rõ ràng về đại lượng đo vì độ không đảm bảo thu được sẽ phụ thuộc vào định nghĩa này. Các khả năng bao gồm

- đại lượng ở một thời điểm tại một điểm trong không gian,
- đại lượng ở một thời điểm tính trung bình trong một vùng không gian xác định,
- đại lượng ở một điểm trong không gian tính trung bình trong một khoảng thời gian.

Ví dụ, đại lượng đo tương ứng với độ cứng của một mẫu vật liệu gồm là (rất) khác nhau

- a) tại một điểm xác định trên mẫu, hoặc
- b) tính trung bình trên toàn mẫu.

4.3.2 Nếu có thể đo trực tiếp giá trị của đại lượng đo thì việc đánh giá độ không đảm bảo chuẩn phụ thuộc vào số phép đo lặp lại và điều kiện môi trường, điều kiện vận hành khi thực hiện các phép đo lặp. Nó cũng phụ thuộc vào các nguồn độ không đảm bảo khác không quan sát được trong điều kiện được chọn để lặp lại các phép đo, ví dụ như độ không đảm bảo hiệu chuẩn đối với chuẩn quy chiếu.

Mặt khác, nếu không thể đo trực tiếp giá trị của đại lượng đo nhưng có thể tính được từ phép đo đại lượng thứ cấp, thì mô hình (hoặc quan hệ chức năng) để kết hợp các đại lượng khác nhau phải được xác định. Khi đó, độ không đảm bảo chuẩn gắn với ước lượng tốt nhất của các đại lượng thứ cấp là cần thiết để đánh giá độ không đảm bảo chuẩn gắn với giá trị đại lượng đo.

Các bước cần tuân thủ trong đánh giá độ không đảm bảo được trình bày dưới đây.

a) Đánh giá loại A:

- 1) Nếu đại lượng đầu ra được đại diện bởi  $Y$  và các phép đo  $Y$  có thể lặp lại, thì sử dụng mô hình ANOVA để có ước lượng thành phần phương sai, gắn với  $Y$ , đối với ảnh hưởng ngẫu nhiên từ
  - các kết quả lặp lại đối với cá thể thử,
  - các phép đo trên chuẩn kiểm tra,
  - các phép đo thực hiện theo thực nghiệm thiết kế.
- 2) Nếu các phép đo  $Y$  không thể lặp lại trực tiếp, mô hình  $Y = f(X_1, X_2, \dots, X_n)$  đã biết, và các đại lượng đầu vào  $X_i$  có thể lặp lại, thì đánh giá độ không đảm bảo gắn với ước lượng tốt nhất  $x_i$  của  $X_i$ ; sau đó có thể sử dụng định luật lan truyền độ không đảm bảo.
- 3) Nếu phép đo  $Y$  hoặc  $X_i$  không thể lặp lại thì chuyển sang đánh giá Loại B.

- b) Đánh giá Loại B: đánh giá độ không đảm bảo chuẩn gắn với ước lượng tốt nhất của từng đại lượng đầu vào.
- c) Tổng hợp các độ không đảm bảo chuẩn từ các đánh giá Loại A và Loại B để có độ không đảm bảo chuẩn gắn với kết quả đo.
- d) Tính độ không đảm bảo mở rộng.

#### 4.4 Các ví dụ trong tiêu chuẩn này

Mục đích của các ví dụ trong các điều khác nhau của tiêu chuẩn này và trường hợp nghiên cứu chi tiết hơn ở Điều 8 là để chỉ ra việc đánh giá độ không đảm bảo gắn với các quá trình đo có một số nguồn độ không đảm bảo. Người đọc cần có thể tổng quát hóa các nguyên tắc trình bày trong các mục này cho những ứng dụng cụ thể. Các ví dụ xử lý tác động của cả ảnh hưởng ngẫu nhiên và hệ thống theo hình thức độ chêch của kết quả đo. Việc định lượng độ không đảm bảo quan sát được theo thời gian là quan trọng, ví dụ như đối với các khoảng thời gian được xác định là ngắn hạn (độ lặp lại) và đối với thước đo độ chụm trung gian như giữa ngày-ngày hay giữa loạt-lot, cũng như đối với độ tái lập. Vì mục đích của người đọc, khoảng thời gian cần được xác định sao cho có ý nghĩa đối với quá trình đo quan tâm.

Dữ liệu của Phòng thí nghiệm kỹ thuật điện và điện tử của Viện Chuẩn và Công nghệ quốc gia (NIST), Hoa Kỳ được lấy để minh họa chiến lược xử lý một số nguồn độ không đảm bảo. Phép đo quan tâm là điện trở suất khối ( $\Omega \cdot \text{cm}$ ) của các tấm silic. Các dữ liệu này được chọn cho mục đích minh họa do

những khó khăn vốn có trong việc đo điện trở suất bằng đầu dò trên bề mặt tấm và do đại lượng đo được xác định bằng phương pháp thử ASTM và không thể xác định độc lập đối với phương pháp.

Mục đích của thực nghiệm là để đánh giá độ không đảm bảo gắn với phép đo điện trở suất của các tấm silic ở các mức điện trở khác nhau ( $\Omega \cdot \text{cm}$ ), đã được chứng nhận bằng cách sử dụng đầu dò bốn điểm đi dây theo cấu hình cụ thể. Phương pháp thử là Phương pháp ASTM F84. Điện trở suất được báo cáo cho mỗi tấm là trung bình của sáu phép lặp ngắn hạn thực hiện tại tâm của tấm.

## 5 Đánh giá độ không đảm bảo Loại A

### 5.1 Quy định chung

5.1.1 Nói chung, bất kỳ quan trắc nào có thể lặp lại (xem GUM, 3.1.4 đến 3.1.6) đều có thể cung cấp dữ liệu phù hợp cho đánh giá Loại A. Đánh giá loại A có thể dựa trên (ví dụ):

- phép đo lặp lại trên cá thể thử, trong quá trình của hoặc bổ sung cho, phép đo cần thiết để đưa ra kết quả;
- phép đo được tiến hành trên vật liệu thử phù hợp trong quá trình xác nhận giá trị phương pháp, trước khi thực hiện phép đo bất kỳ;
- phép đo trên chuẩn kiểm tra, đó là, cá thể thử được đo lặp lại trong một khoảng thời gian để theo dõi độ ổn định của quá trình đo, khi thích hợp;
- phép đo trên mẫu chuẩn được chứng nhận hoặc chuẩn;
- các quan trắc lặp lại hoặc việc xác định đại lượng ảnh hưởng (ví dụ, theo dõi thường xuyên hoặc ngẫu nhiên các điều kiện môi trường trong phòng thí nghiệm, hoặc phép đo lặp lại đối với đại lượng sử dụng để tính kết quả đo).

5.1.2 Đánh giá loại A có thể áp dụng cho cả ảnh hưởng ngẫu nhiên lẫn hệ thống (GUM, 3.2). Yêu cầu duy nhất là việc đánh giá thành phần độ không đảm bảo dựa trên cơ sở phân tích thống kê loạt các quan trắc. Phân biệt ảnh hưởng ngẫu nhiên với ảnh hưởng hệ thống là

- ảnh hưởng ngẫu nhiên thay đổi giữa các quan trắc và không được hiệu chỉnh,
- ảnh hưởng hệ thống có thể coi về cơ bản là không đổi trong các quan sát ở ngắn hạn và, ít nhất là về lý thuyết, có thể được hiệu chỉnh hoặc loại khỏi kết quả.

Đôi khi rất khó phân biệt giữa ảnh hưởng hệ thống với các ảnh hưởng ngẫu nhiên và nó trở thành vấn đề của việc giải thích và việc sử dụng các mô hình thống kê liên quan. Nói chung, không thể tách biệt các ảnh hưởng ngẫu nhiên và hệ thống.

GUM khuyến nghị là, nói chung, tất cả các ảnh hưởng hệ thống đều được hiệu chỉnh và kết quả là chỉ có độ không đảm bảo từ các nguồn này mới là độ không đảm bảo của việc hiệu chỉnh. Vai trò của thời gian trong đánh giá độ không đảm bảo Loại A sử dụng thiết kế lồng được đề cập ở 5.2. Độ không đảm

bảo gắn với cấu hình đo và tính không thuần nhất của vật liệu được đề cập tương ứng trong 5.3 và 5.4. Hướng dẫn về cách đánh giá và hiệu chỉnh độ chêch do cấu hình đo và cách đánh giá độ không đảm bảo kèm theo được nêu trong 5.5. Cách thức nguồn độ không đảm bảo ảnh hưởng đến giá trị báo cáo và bối cảnh độ không đảm bảo xác định việc phân tích ảnh hưởng ngẫu nhiên hoặc hệ thống có thích hợp hay không.

Xét một phòng thí nghiệm có nhiều phương tiện đo thuộc loại nhất định, được coi là đại diện cho tập hợp tất cả các phương tiện đo thuộc loại đó. Khi đó, khác biệt giữa các phương tiện đo trong tập hợp này có thể được coi là ảnh hưởng ngẫu nhiên nếu công bố về độ không đảm bảo được dự kiến áp dụng cho kết quả của một phương tiện đo cụ thể bất kỳ, chọn ngẫu nhiên từ tập hợp đó.

Ngược lại, nếu công bố về độ không đảm bảo được dự kiến áp dụng cho một (hoặc một số) phương tiện đo cụ thể, thì ảnh hưởng hệ thống của phương tiện đo này so với tập hợp sẽ là thành phần quan trọng.

## 5.2 Vai trò thời gian trong đánh giá độ không đảm bảo Loại A

### 5.2.1 Nguồn độ không đảm bảo phụ thuộc thời gian và chọn khoảng thời gian

Nhiều ảnh hưởng ngẫu nhiên phụ thuộc vào thời gian, thường là do thay đổi về môi trường. Ba mức dao động phụ thuộc thời gian được đề cập và có thể mô tả là

- a) dao động ngắn hạn (độ lặp lại hoặc độ chụm phương tiện đo),
- b) dao động trung gian (giữa ngày với ngày hoặc giữa người thao tác với người thao tác hoặc giữa thiết bị với thiết bị, được gọi là độ chụm trung gian,
- c) dao động dài hạn [giữa loạt với loạt hoặc độ ổn định (có thể không liên quan đến mọi quá trình) hoặc độ chụm trung gian].

Sự mô tả này chỉ là hướng dẫn. Người sử dụng cần xác định khoảng thời gian quan trọng trong quá trình đo quan tâm, xem chúng là phút, giờ hay ngày.

Một lý do cho cách tiếp cận này là nhiều phương tiện đo hiện đại có độ chụm rất cao (các phép đo lặp lại) trong ngắn hạn, nhưng lại thay đổi theo thời gian, thường do các ảnh hưởng môi trường, có thể là nguồn độ không đảm bảo có ảnh hưởng lớn trong quá trình đo. Công bố về độ không đảm bảo có thể không thích hợp nếu nó liên quan đến kết quả đo không thể tái lập theo thời gian. Khách hàng có quyền được biết độ không đảm bảo gắn với kết quả đo, bất kể phép đo được thực hiện vào ngày hay thời gian nào trong năm.

hai mức của thành phần phụ thuộc thời gian là đủ để mô tả nhiều quá trình đo. Có thể cần đến ba mức đối với các quá trình đo mới hoặc quá trình có các đặc trưng chưa được hiểu rõ. Thiết kế ba mức được xem xét, với thiết kế hai mức là trường hợp đặc biệt.

Thiết kế lồng có nhiều hơn ba mức không được xét trong tiêu chuẩn này nhưng các cách tiếp cận đề cập có thể mở rộng ra cho thiết kế lồng. Xem TCVN 6910 (ISO 5725-3).

### 5.2.2 Thực nghiệm sử dụng thiết kế ba mức

5.2.2.1 Thiết kế lồng ba mức thường được khuyến nghị cho việc nghiên cứu ảnh hưởng của các nguồn biến động tự thể hiện rõ theo thời gian. Việc thu thập và phân tích dữ liệu rất đơn giản, và thường không cần ước lượng các số hạng tương tác khi xử lý các ảnh hưởng phụ thuộc thời gian. Thiết kế lồng có thể được vận hành ở nhiều mức. Ba mức được khuyến nghị đổi với các hệ thống đo trong đó nguồn độ không đảm bảo chưa được hiểu rõ và chưa được nghiên cứu trước đó.

Các mức dưới đây dựa trên các đặc trưng của nhiều hệ thống đo và cần được sửa đổi theo tình huống đo cụ thể khi có yêu cầu:

- Mức 1: phép đo thực hiện trong thời gian ngắn để nắm bắt độ lặp lại của phép đo;
- Mức 2: phép đo được thực hiện trong nhiều ngày (hoặc khoảng thời gian thích hợp khác);
- Mức 3: phép đo được thực hiện theo loạt tách biệt theo tháng.

Ký hiệu liên quan đến các mức này được xác định như sau:

- Mức 1:  $J (J > 1)$  lần lặp;
- Mức 2:  $K (K > 1)$  ngày;
- Mức 3:  $L (L > 1)$  loạt.

Thiết kế lồng ba mức cân bằng dưới đây được khuyến nghị cho việc thu thập dữ liệu trên cơ sở này. Nó mô tả dao động dài hạn trong quá trình đo:

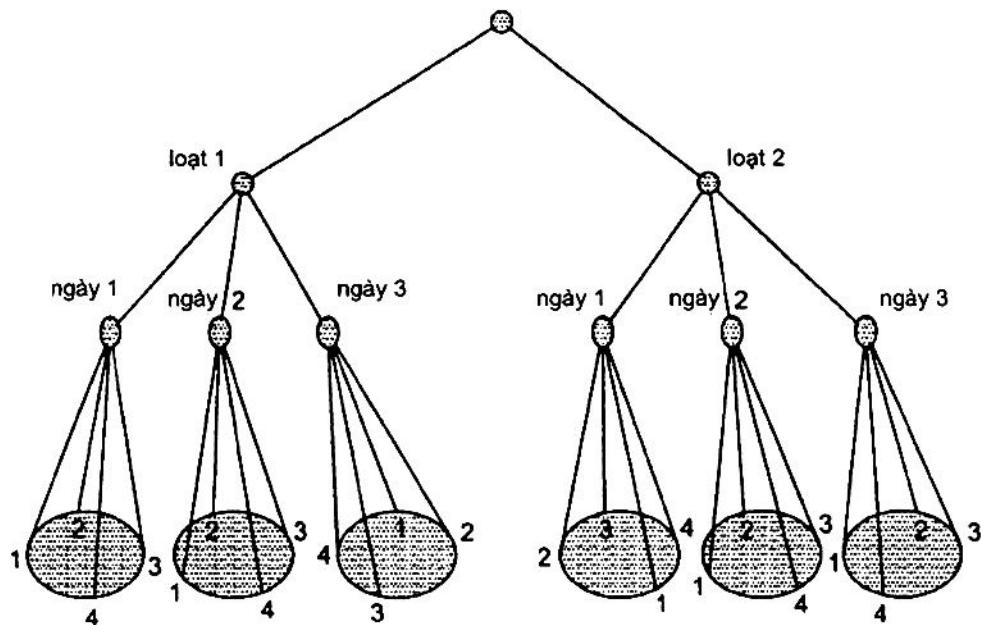
$$Y_{ikj} = \mu + \gamma_i + \delta_{kj} + \varepsilon_{ikj}$$

Ở đây, phép đo được thể hiện bằng  $Y_{ikj}$  ( $i = 1, \dots, L; k = 1, \dots, K; j = 1, \dots, J$ ) đối với lần lặp thứ  $j$  trong ngày thứ  $k$ , được lặp lại trong loạt thứ  $i$ . Các số hạng là chỉ số dưới trong mô hình thể hiện ảnh hưởng ngẫu nhiên trong quá trình đo dao động theo loạt, ngày và khoảng thời gian ngắn hạn. Mục đích của thực nghiệm là để ước lượng thành phần phương sai định lượng các nguồn độ biến động này. Lấy thành phần phương sai của các ảnh hưởng theo ngày và loạt đối với  $\delta$  và  $\gamma$  tương ứng là  $\sigma_D^2$  và  $\sigma_R^2$  và phương sai của sai số do  $\varepsilon$  là  $\sigma^2$ . Các thành phần phương sai này tạo thành cơ sở cho việc đưa ra độ không đảm bảo chuẩn.

**Bảng 1 – Bảng ANOVA đối với thiết kế lồng ba mức**

Nguồn	Bậc tự do $v$	Tổng bình phương SS	Trung bình bình phương MS	Trung bình bình phương kỳ vọng
Loạt	$L - 1$	$SS_R$	$MS_R$	$\sigma^2 + J\sigma_D^2 + JK\sigma_{R,D}^2$
Ngày (loạt)	$L(K - 1)$	$SS_{D(R)}$	$MS_{D(R)}$	$\sigma^2 + J\sigma_D^2$
Sai số	$LK(J - 1)$	$SS_E$	$MS_E$	$\sigma^2$

Các nguồn biến động, tổng bình phương (SS) và bậc tự do ( $v$ ) tương ứng được liệt kê tương ứng trong cột thứ nhất, thứ ba và thứ hai. Trung bình bình phương (MS), thu được từ tổng các bình phương chia cho bậc tự do tương ứng, được liệt kê trong cột thứ tư. Cột cuối cùng liệt kê trung bình bình phương kỳ vọng.

Hình 1 mô tả thiết kế với  $J = 4$ ,  $K = 3$  và  $L = 2$ .**Hình 1 – Thiết kế lồng ba mức**

**5.2.2.2** Thiết kế có thể được lặp lại đối với  $Q$  ( $Q > 1$ ) chuẩn kiểm tra (về chuẩn kiểm tra, xem 5.2.3) và đối với  $I$  ( $I > 1$ ) dường (phương tiện đo) nếu mục đích là dễ mô tả được nhiều dường tương tự nhau. Thiết kế như vậy có ưu điểm là dễ sử dụng và tính toán. Đặc biệt, số lần lặp ở từng mức không cần lớn vì thông tin được thu thập trên nhiều chuẩn kiểm tra.

Các phép đo cần được thực hiện với một người thao tác. Người thao tác thường không được xét đến với các hệ thống tự động. Tuy nhiên, các hệ thống đòi hỏi quyết định liên quan đến đường, cạnh hoặc

các phân định tính năng khác có thể phụ thuộc vào người thao tác. Nếu có lý do để cho rằng kết quả có thể khác nhau đáng kể giữa những người thao tác thì trong thiết kế có thể thay "loạt" bằng "người thao tác". Chọn ngẫu nhiên  $L$  ( $L > 1$ ) người thao tác từ tập hợp người thao tác có khả năng thực hiện phép đo ở cùng một mức độ chung. (Nếu cần, tiến hành một thực nghiệm nhỏ với các người thao tác thực hiện phép đo độ lặp lại để kiểm tra xác nhận khả năng so sánh về độ chung giữa những người thao tác.) Sau đó, hoàn thành việc thu thập và phân tích dữ liệu như đã đề cập. Trong trường hợp này, độ lệch chuẩn Mức 3 ước lượng ảnh hưởng của người thao tác.

Ngẫu nhiên hóa đối với các dường cho từng chuẩn kiểm tra, nghĩa là chọn chuẩn kiểm tra đầu tiên và ngẫu nhiên hóa dường, chọn chuẩn kiểm tra thứ hai và ngẫu nhiên hóa các dường, và cứ tiếp tục như vậy.

Ghi lại trung bình và độ lệch chuẩn của từng nhóm  $J$  lần lặp lại bằng chuẩn kiểm tra và dường.

Kết quả cần được ghi lại cùng với các số đọc môi trường và sự nhận biết thích đáng đối với các yếu tố quan trọng. Cách thức khuyến nghị để ghi lại thông tin này là trong một tập tin máy tính với một dòng hoặc hàng thông tin trong các trường cố định cho từng phép đo chuẩn kiểm tra. Dạng bảng sẽ hữu ích cho mục đích này. Danh sách các mục điển hình là:

- a) tháng;
- b) ngày;
- c) năm;
- d) dấu hiệu nhận biết người thao tác;
- e) dấu hiệu nhận biết chuẩn kiểm tra;
- f) dấu hiệu nhận biết dường;
- g) trung bình  $J$  lần lặp;
- h) độ lệch chuẩn ngắn hạn từ  $J$  lần lặp;
- i) bậc tự do;
- j) số đọc môi trường (nếu thích đáng).

Từ mô hình ở trên, độ lệch chuẩn của sai số với  $LK$  ( $J - 1$ ) bậc tự do được ước lượng bằng cách sử dụng trung bình bình phương đối với các sai số ngẫu nhiên,  $MS_E$ , được tính như sau:

$$\hat{\sigma} = S = \sqrt{MS_E} = \sqrt{\frac{\sum_{l=1}^L \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^J (Y_{lkj} - \bar{Y}_{lk\bullet})^2}{LK(J-1)}}$$

trong đó

$$\bar{Y}_{lk\cdot} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J Y_{ljk} \quad \text{là trung bình từ mỗi nhóm gồm } J \text{ lần lặp.}$$

Trung bình bình phương đối với ảnh hưởng của ngày,  $MS_{D(R)}$ , với  $L(K-1)$  bậc tự do được tính như sau:

$$MS_{D(R)} = \frac{\sum_{l=1}^L \sum_{k=1}^K (\bar{Y}_{lk\cdot} - \bar{Y}_{l\cdot\cdot\cdot})^2}{L(K-1)}$$

trong đó

$$\bar{Y}_{l\cdot\cdot\cdot} = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \bar{Y}_{lk\cdot}$$

Trung bình bình phương đối với ảnh hưởng của loạt,  $MS_R$ , với  $L-1$  bậc tự do được tính như sau:

$$MS_R = JK \frac{\sum_{l=1}^L (\bar{Y}_{l\cdot\cdot\cdot} - \bar{Y}_{\cdot\cdot\cdot\cdot})^2}{L-1}$$

trong đó

$$\bar{Y}_{\cdot\cdot\cdot\cdot} = \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \bar{Y}_{l\cdot\cdot\cdot}$$

Từ Bảng 1, bảng ANOVA, hàm ước lượng của độ lệch chuẩn đối với ngày là

$$\hat{\sigma}_D = S_D = \sqrt{\frac{MS_{D(R)} - MS_E}{J}}$$

và hàm ước lượng của độ lệch chuẩn đối với loạt là

$$\hat{\sigma}_R = S_R = \sqrt{\frac{MS_R - MS_{D(R)}}{JK}}$$

nếu hiệu trong dấu căn bậc hai là dương. Nếu không thì,  $\hat{\sigma}_D$  hoặc  $\hat{\sigma}_R$  hoặc cả hai được lấy bằng "không", khi cần thiết.

Đôi khi, thiết kế lồng hai mức được đề nghị cho việc thu thập dữ liệu trong ngắn hạn và dao động giữa ngày với ngày trong quá trình đo. Dữ liệu được thu thập trong thực nghiệm này tương tự với dữ liệu thu thập trên chuẩn kiểm tra trong mục tiếp theo. Nếu sử dụng nhiều hơn một chuẩn kiểm tra thì yếu tố "chuẩn kiểm tra" có thể được xử lý như một yếu tố ngẫu nhiên, vì yếu tố "loạt" trong trường hợp ba

mức và mô hình cũng như việc phân tích là giống nhau.

### 5.2.3 Chuẩn kiểm tra để đánh giá hai mức biến động

#### 5.2.3.1 Quy trình chuẩn để kiểm tra

Phép đo trên một chuẩn để kiểm tra được khuyến nghị cho nghiên cứu ảnh hưởng của các nguồn biến động tự thể hiện rõ theo thời gian. Việc thu thập và phân tích dữ liệu rất đơn giản, và thường không cần ước lượng số hạng tương tác khi xử lý sai số phụ thuộc thời gian. Các phép đo được thực hiện ở hai mức đủ để đặc trưng cho nhiều hệ thống đo. Các mức dưới đây dựa trên đặc trưng của nhiều hệ thống đo và cần được sửa đổi theo tình huống đo cụ thể khi có yêu cầu:

- Phép đo Mức 1, thực hiện trong thời gian ngắn để ước lượng độ chụm của dường;
- Phép đo Mức 2, thực hiện trong các ngày để ước lượng biến động dài hạn.

Chương trình để thực hiện các phép đo chuẩn kiểm tra theo thời gian (một lần một ngày, hai lần một tuần hoặc như thế nào thích hợp cho lấy mẫu tất cả các điều kiện đo) cần được thiết lập và tuân thủ. Phép đo chuẩn để kiểm tra cần được kết cấu theo cách thức tương tự như các giá trị báo cáo về cá thể thử. Ví dụ, nếu giá trị được báo cáo là trung bình của hai lần lặp thực hiện cách nhau 5 phút thì giá trị chuẩn để kiểm tra cần là trung bình của hai phép đo thực hiện theo cách tương tự. Một ngoại lệ với quy tắc này là cần có ít nhất  $J = 2$  lần lặp một ngày, ... Nếu không có sự dự phòng này sẽ không có cách nào để kiểm tra độ chụm ngắn hạn của hệ thống đo.

#### 5.2.3.2 Mô hình

Mô hình thống kê giải thích các nguồn độ không đảm bảo được nghiên cứu là thiết kế lồng hai mức cân bằng:

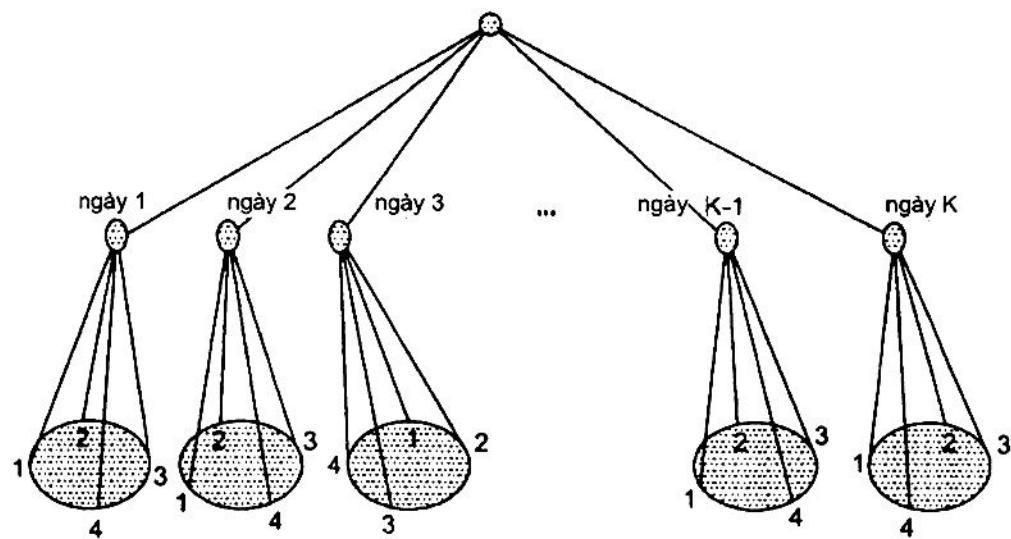
$$Y_{kj} = \mu + \delta_k + \varepsilon_{kj}$$

Các phép đo trên cá thể thử được ký hiệu là  $Y_{kj}$  ( $k = 1, \dots, K$ ;  $j = 1, \dots, J$ ) với chỉ số đầu tiên xác định ngày và chỉ số thứ hai là số lần lặp. Các số hạng có chỉ số dưới trong mô hình thể hiện ảnh hưởng ngẫu nhiên trong quá trình đo dao động theo ngày và các khoảng thời gian ngắn hạn. Mục đích của thực nghiệm là ước lượng thành phần phương sai định lượng các nguồn độ biến động này.

#### 5.2.3.3 Khoảng thời gian

Hai mức để cập trong điều này dựa trên đặc trưng của nhiều hệ thống đo và có thể chọn cho một tình huống đo cụ thể theo yêu cầu. Thiết kế điển hình được thể hiện trên Hình 2, trong đó có  $J = 4$  lần lặp một ngày với các mức sau đây:

- Mức 1       $J (J > 1)$  lần lặp ngắn hạn để tìm độ chụm dường;
- Mức 2       $K (K > 1)$  ngày (hoặc khoảng thời gian thích hợp khác)



Hình 2 – Thiết kế lồng hai mức

#### 5.2.3.4 Thu thập dữ liệu

Điều quan trọng là thiết kế được lồng thực sự như thể hiện trên Hình 2, sao cho các lần lặp được lồng nhau trong các ngày. Ta chỉ cần ghi giá trị trung bình và độ lệch chuẩn cho mỗi nhóm gồm  $J$  lần lặp là đủ, với thông tin sau đây:

- tháng;
- ngày;
- năm
- dấu hiệu nhận biết người thao tác;
- dấu hiệu nhận biết chuẩn kiểm tra;
- dấu hiệu nhận biết dưỡng
- trung bình  $J$  lần lặp;
- độ lệch chuẩn lặp lại từ  $J$  lần lặp;
- bậc tự do;
- số đọc môi trường (nếu thích đáng).

Đối với thiết kế lồng hai mức này, bảng ANOVA, Bảng 2, có thể thu được từ trường hợp ba mức.

**Bảng 2 – Bảng ANOVA cho thiết kế lồng hai mức**

Nguồn	Bậc tự do <i>v</i>	Tổng bình phương SS	Trung bình bình phương MS	Trung bình bình phương kỳ vọng
Ngày	$K - 1$	$SS_D$	$MS_D$	$\sigma^2 + J\sigma_D^2$
Sai số	$K(J - 1)$	$SS_E$	$MS_E$	$\sigma^2$

Độ lệch chuẩn của sai số với  $K(J - 1)$  bậc tự do được tính từ

$$\hat{\sigma} = S = \sqrt{MS_E} = \sqrt{\frac{1}{K(J - 1)} \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^J (Y_{kj} - \bar{Y}_{k\cdot})^2}$$

trong đó

$$\bar{Y}_{k\cdot} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J Y_{kj}$$

Trung bình bình phương đối với ảnh hưởng ngày,  $MS_D$ , với  $K - 1$  bậc tự do là

$$MS_D = \frac{\sum_{k=1}^K (\bar{Y}_{k\cdot} - \bar{Y}_{\cdot\cdot})^2}{K - 1}$$

trong đó

$$\bar{Y}_{\cdot\cdot} = \frac{\sum_{k=1}^K \bar{Y}_{k\cdot}}{K}$$

Độ lệch chuẩn giải thích cho độ biến động giữa ngày với ngày là

$$\hat{\sigma}_D = S_D = \sqrt{\frac{MS_D - MS_E}{J}}$$

nếu hiệu trong dấu căn bậc hai là dương. Nếu không thì  $\hat{\sigma}_D$  được lấy bằng "không".

Hệ quả của việc sử dụng hàm ước lượng truyền thống đề cập ở đây là nó có thể sinh ra các ước lượng phương sai âm. Các ước lượng khác có thể không có tính chất này và có thể sử dụng nếu thích hợp.

### 5.3 Cấu hình đo

#### 5.3.1 Các nguồn độ không đảm bảo khác

Phép đo trên cá thể thử thường được thực hiện trong một ngày, với một người thao tác, trên một phương tiện đo, ... Nếu độ không đảm bảo được sử dụng để đặc trưng cho tất cả các phép đo thực hiện trong phòng thí nghiệm thì nó cần tính đến mọi khác biệt do

- phương tiện đo,
- người thao tác,
- dạng hình học,
- yếu tố khác.

Ảnh hưởng của các điều kiện môi trường không thể kiểm soát được trong phòng thí nghiệm thường có thể được ước lượng từ dữ liệu chuẩn kiểm tra lấy trong một khoảng thời gian. Phương pháp tính các thành phần độ không đảm bảo kèm theo được đề cập trong điều khác của tiêu chuẩn này. Độ không đảm bảo do các yếu tố không thể kiểm soát được như người thao tác hoặc phương tiện đo được chọn cho một phương tiện đo cụ thể, được đề cập trong điều này.

Chú ý là người thao tác chỉ cần được nghiên cứu khi ở trong loại thực nghiệm phụ thuộc thời gian hoặc trong cấu hình đo. Ví dụ về nguyên nhân của những khác biệt trong một phòng thí nghiệm được duy trì tốt nêu dưới đây:

- khác biệt giữa các phương tiện đo dùng cho phép đo các đơn vị dẫn xuất, như điện trở mặt của silic, trong đó không thể hiệu chuẩn trực tiếp phương tiện đo theo chuẩn quy chiếu;
- khác biệt giữa các người thao tác đối với phép đo quang không tự động và phụ thuộc nhiều vào thị lực của người thao tác;
- khác biệt giữa các cấu hình hình học hoặc điện của trang thiết bị.

Phương tiện đo đã hiệu chuẩn thường không nằm trong loại này vì độ không đảm bảo gắn với việc hiệu chuẩn thường được báo cáo trong đánh giá Loại B, và phương tiện đo trong phòng thí nghiệm cần phù hợp trong phạm vi độ không đảm bảo hiệu chuẩn. Các phương tiện đo có đáp ứng không được hiệu chuẩn trực tiếp theo đơn vị xác định là đối tượng của đánh giá Loại A. Điều này bao gồm các tinh huống trong đó phép đo được xác định bằng quy trình thử hoặc bằng việc thực hành tiêu chuẩn sử dụng một loại phương tiện đo cụ thể.

Tuy nhiên, cần chú ý là một số ảnh hưởng hệ thống không thể loại trừ được nhờ hiệu chuẩn, ví dụ, ảnh hưởng của chất nền trong phân tích hóa học.

#### 5.3.2 Tầm quan trọng của bối cảnh đối với độ không đảm bảo

Các khác biệt đề cập ở phần đầu của 5.3.1 được coi là khác biệt ngẫu nhiên hoặc khác biệt độ chêch.

Cách tiếp cận trước tiên phụ thuộc vào bối cảnh công bố độ không đảm bảo. Ví dụ, nếu ảnh hưởng phương tiện đo là vấn đề quan tâm thì một cách tiếp cận là coi phương tiện đo trong phòng thí nghiệm như một mẫu ngẫu nhiên của phương tiện đo cùng loại và đánh giá độ không đảm bảo áp dụng cho tất cả các kết quả không xét đến việc phép đo được thực hiện với phương tiện đo cụ thể nào. Trong trường hợp này, có thể áp dụng thiết kế lồng hai mức trong 5.2.3, trong đó mức hai là cho một trong các nguồn ảnh hưởng ví dụ như nguồn từ phương tiện đo. Cách tiếp cận khác là đánh giá độ không đảm bảo áp dụng cho các kết quả bằng cách sử dụng một phương tiện đo cụ thể, được xử lý như phân tích ảnh hưởng hệ thống hoặc độ chênh trong 5.5.

Dưới đây là cách tiếp cận đơn giản sử dụng thiết kế lồng ảnh hưởng ngẫu nhiên hai mức để đánh giá độ không đảm bảo cho một nguồn ảnh hưởng.

### 5.3.3 Thu thập dữ liệu và tính thành phần phương sai

Để đánh giá độ không đảm bảo của quá trình đo do phương tiện đo, chọn một mẫu ngẫu nhiên của  $I$  ( $I > 1$ ) phương tiện đo từ những phương tiện đo có sẵn. Thực hiện phép đo trên  $Q$  ( $Q > 1$ ) vật mẫu với từng phương tiện đo. Có  $I \times Q$  phép đo, độ lệch chuẩn mô tả khác biệt giữa các phương tiện đo được tính từ trung bình cho mỗi phương tiện đo như dưới đây, và có  $I - 1$  bậc tự do:

$$S_{\text{inst}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^I (\bar{Y}_{i*} - \bar{Y}_{**})^2}{I - 1}}$$

trong đó, đối với phương tiện đo thứ  $i$

$$\bar{Y}_{i*} = \frac{1}{Q} \sum_{q=1}^Q Y_{iq}, \quad \bar{Y}_{**} = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \bar{Y}_{i*}$$

### 5.3.4 Ví dụ về phân tích các khác biệt ngẫu nhiên

Bảng hai chiềú các phép đo điện trở suất ( $\Omega \cdot \text{cm}$ ) với năm đầu dò (đánh số là 1, 281, 283, 2 062, 2 362) trên  $Q = 5$  tám (đánh số là 138, 139, 140, 141, 142) được cho trong Bảng 3. Chính dữ liệu này được phân tích cho độ chênh của đầu dò số 2362 trong 5.5. Trung bình đối với mỗi đầu dò qua các vật mẫu cũng được đưa ra. Độ lệch chuẩn (của các trung bình các phép đo điện trở suất) đối với đầu dò là 0,021 9  $\Omega \cdot \text{cm}$  với bốn bậc tự do. Do đó,  $S_{\text{inst}} = 0,021 9$ .

**Bảng 3 – Phép đo điện trở suất của năm tấm sử dụng năm đầu dò**

Giá trị tính bằng Ω·cm

Đầu dò số	Số nhận biết tấm					Trung bình
	138	139	140	141	142	
1	95,154 8	99,311 8	96,101 8	101,124 8	94,259 3	97,190 5
281	95,140 8	99,354 8	96,080 5	101,074 7	94,290 7	97,188 3
283	95,149 3	99,321 1	96,041 7	101,110 0	94,248 7	97,174 2
2 062	95,112 5	99,283 1	96,049 2	101,057 4	94,252 0	97,150 8
2 362	95,092 8	99,306 0	96,035 7	101,060 2	94,214 8	97,141 9

Đối với phân tích bảng đồ thị, khác biệt giữa các giá trị đo được và trung bình đối với từng đầu dò có thể được vẽ theo tấm, cho từng đầu dò, với các đầu dò được nhận biết riêng bằng ký hiệu cụ thể. Đồ thị được kiểm tra để xác định xem phương tiện đo nào đó luôn đọc cao hay thấp so với các phương tiện đo khác và biểu hiện này có nhất quán với các đầu dò hay không. Biểu đồ cho trên Hình 3, được lập từ dữ liệu lấy từ Bảng 4 (xem 5.5.2.2), cho thấy rằng có những khác biệt giữa các đầu dò, với đầu dò số 2062 và số 2362, ví dụ, luôn đọc thấp so với các đầu dò khác.

#### 5.4 Tính không thuần nhất của vật liệu

##### 5.4.1 Các vấn đề do tính không thuần nhất

Vật mẫu, phương tiện đo điện, hóa chất, ... có thể không thuần nhất so với đại lượng được đặc trưng. Tính không thuần nhất có thể là một yếu tố trong đánh giá độ không đảm bảo, trong đó

- a) vật mẫu được đặc trưng bởi một giá trị, nhưng lại không thuần nhất trên bề mặt của nó, ..., và
- b) nhiều cá thể được xác định một giá trị từ một số ít mẫu lấy từ lô và lô lại không có sự thuần nhất giữa các mẫu.

Khiến bất lợi của tình huống này là tính không thuần nhất có thể là nguồn chính gây độ không đảm bảo. Ngay cả khi bản thân quá trình đo rất chụm và được kiểm soát thống kê, độ không đảm bảo tổng hợp vẫn không chấp nhận được đối với mục đích thực tế vì tính không thuần nhất của vật liệu. Thảo luận chi tiết về nghiên cứu tính thuần nhất đối với mẫu chuẩn được trình bày trong TCVN 8245 (ISO Guide 35)<sup>[14]</sup>.

##### 5.4.2 Chiến lược đối với tính không thuần nhất ngẫu nhiên

Tính không thuần nhất ngẫu nhiên được đánh giá bằng cách sử dụng các phương pháp thống kê để định lượng các ảnh hưởng ngẫu nhiên. Một ví dụ về tính không thuần nhất là mẫu chuẩn hóa học

không thể đủ thuần nhất đối với các đồng vị quan tâm. Tỷ lệ đồng vị phải được xác định từ các phép đo trên một số ít lô lấy ngẫu nhiên từ lô.

#### 5.4.3 Thu thập dữ liệu và tính thành phần không thuần nhất

Một chương trình đơn giản để nhận biết và định lượng ảnh hưởng của tính không thuần nhất tới kết quả đo là thiết kế lồng hai mức cân bằng.  $K$  ( $K > 1$ ) cá thể thử được lấy ngẫu nhiên từ một lô và  $J$  ( $J > 1$ ) phép đo được thực hiện trên mỗi cá thể thử. Các phép đo được ký hiệu là

$$Y_{k1}, Y_{k2}, \dots, Y_{kj}, Y_{K1}, Y_{K2}, \dots, Y_{KJ}$$

với chỉ số  $k = 1, \dots, K$  liên quan đến cá thể thử đối với Mức 2 và  $j = 1, \dots, J$  đối với các lần lặp trong một cá thể thử đối với Mức 1.

Phương sai không thuần nhất (giữa các cá thể thử), xác định như thành phần phương sai do tính không thuần nhất của cá thể thử, được tính như trong 5.2.3 sử dụng kỹ thuật ANOVA, trong đó

$$\begin{aligned} S_{inh}^2 &= \frac{MS_{cá\ thể} - MS_E}{J} \\ &= \frac{1}{K-1} \sum_{k=1}^K (\bar{Y}_{k\cdot} - \bar{Y}_{..})^2 - \frac{1}{KJ(J-1)} \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^J (Y_{kj} - \bar{Y}_{k\cdot})^2 \end{aligned}$$

trong đó

$$\bar{Y}_{k\cdot} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J Y_{kj};$$

$$\bar{Y}_{..} = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \bar{Y}_{k\cdot};$$

$MS_{cá\ thể}$  là trung bình bình phương do cá thể thử;

$S_{inh}^2$  là hàm ước lượng của thành phần phương sai do tính không thuần nhất của vật liệu hoặc cá thể thử.

Nếu  $S_{inh}^2$  âm, ảnh hưởng của tính không thuần nhất xét về mặt thống kê là bằng "không" và không đóng góp vào độ không đảm bảo. Nghĩa là độ không đảm bảo gắn với tính không thuần nhất được báo cáo là

$$u_{inh} = \max(S_{inh}, 0)$$

#### 5.4.4 Đánh giá độ không đảm bảo gắn với tính không thuần nhất

Đánh giá độ không đảm bảo phụ thuộc vào việc sử dụng kết quả đo. Tính không thuần nhất thường quan trọng khi tính trung bình của một số lượng cá thể thử từ một lô lớn hơn, và giá trị trung bình đó

được xác định cho từng cá thể thử trong lô. Đối với kết quả đo được tính là trung bình các kết quả từ  $K$  cá thể thử khác nhau, độ không đảm bảo chuẩn  $u_{inh}$  phát sinh từ tính không thuần nhất và gắn với kết quả trung bình được tính từ  $S_{inh}$  theo

$$u_{inh} = \max\left(\frac{S_{inh}}{\sqrt{K}}, 0\right)$$

Tuy nhiên, đối với kết quả đo được tính là trung bình các kết quả từ  $K$  cá thể thử khác nhau và áp dụng cho từng cá thể trong phần còn lại của lô, thì độ không đảm bảo chuẩn  $u_{inh}$  phát sinh từ tính không thuần nhất và gắn với khoảng dự đoán cho từng cá thể trong phần còn lại của lô được dựa trên khoảng dự đoán (xem Tài liệu tham khảo [5]) và được cho bởi

$$u_{inh} = \max\left(\sqrt{1 + \frac{1}{K} \times S_{inh}}, 0\right)$$

#### 5.4.5 Chiến lược đối với tính không thuần nhất hệ thống

Tính không thuần nhất hệ thống đòi hỏi cách tiếp cận khác biệt đôi chút. Ví dụ, độ nhám có thể thay đổi một cách hệ thống trên bề mặt tấm kim loại vuông 50 mm được chuẩn bị để có biên dạng độ nhám cụ thể. Phòng thí nghiệm chứng nhận có thể đo tấm kim loại ở nhiều vị trí nhưng nếu không thể đặc trưng độ nhám như là hàm của vị trí trên tấm kim loại thì cần đánh giá tính không thuần nhất như là một nguồn độ không đảm bảo.

Trong tình huống này, một chiến lược là tính giá trị được báo cáo như là trung bình của các phép đo thực hiện trên bề mặt tấm kim loại và đánh giá độ không đảm bảo về sai lệch so với trung bình. Thành phần độ không đảm bảo có thể được đánh giá bằng một trong số các phương pháp đánh giá độ không đảm bảo Loại B đề cập trong GUM.

### 5.5 Độ chệch do cấu hình đo

#### 5.5.1 Quy định chung

Trong thống kê, đối với tham số  $\theta$  cần ước lượng, độ chệch của hàm ước lượng  $\hat{\theta}$  được xác định là hiệu giữa kỳ vọng của  $\hat{\theta}$  và giá trị thực  $\theta$ . Đó là,  $b = E[\hat{\theta}] - \theta$ . Vì giá trị thực  $\theta$  chưa biết nên  $b$  cũng chưa biết. Khi có sẵn ước lượng của  $b$  thì nó được gọi là số hiệu chính và ký hiệu là  $\hat{b}$ . Số hiệu chính có thể là đối với giá trị quy chiếu hoặc đối với một loại giá trị trung bình nào đó. Cho tập các số hiệu chính,  $\hat{b}_1, \dots, \hat{b}_n$ , độ chệch của hàm ước lượng có thể được ước lượng bằng trung bình các số hiệu chính, là

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{b}_i}{n}$$

Nếu các số hiệu chính được coi là ngẫu nhiên thì có thể giả định phân bố xác suất là phân bố chuẩn

đối với số hiệu chính.

Nếu các số hiệu chính tập hợp quanh "không" thì thường giả định là phân bố xác suất của các hiệu chính có trung bình bằng "không" và trường hợp này thường được gọi là hiệu chính "không". Trong trường hợp này,  $\hat{\theta}$  là hàm ước lượng không chêch của  $\theta$ . Nếu các hiệu chính có phân bố chuẩn và có sẵn số lượng lớn các hiệu chính thì độ không đảm bảo của độ chêch có thể ước lượng bằng độ lệch chuẩn của trung bình mẫu của các hiệu chính. Nếu không có nhiều thông tin về phân bố thì có thể giả định rằng các số hiệu chính  $\{\hat{\theta}_i, i = 1, \dots, n\}$  được phân bố đồng đều từ  $-\alpha$  đến  $\alpha$ . Do đó, độ chêch được ước lượng bằng "không". Đại lượng  $\alpha$  có thể ước lượng bằng

$$\hat{\alpha} = \frac{n+1}{n-1} \left( \frac{\max\{\hat{\theta}_i\} - \min\{\hat{\theta}_i\}}{2} \right)$$

Độ lệch chuẩn của hàm ước lượng của độ chêch,  $\hat{\beta}$ , được ước lượng bằng

$$S_{\hat{\beta}} = \frac{n+1}{(n-1)\sqrt{3n}} \frac{\max\{\hat{\beta}_i\} - \min\{\hat{\beta}_i\}}{2}$$

Nguồn độ chêch đề cập trong tiêu chuẩn này trong bối cảnh đo lường bao trùm các cấu hình đo cụ thể. Các phép đo trên cá thể thử thường được thực hiện trong một ngày, với một người thao tác, một phương tiện đo, v.v... Dù độ không đảm bảo được sử dụng chỉ để đặc trưng cho những phép đo được thực hiện trong một cấu hình cụ thể thì vẫn cần tính đến mọi khác biệt quan trọng gây ra do

- a) phương tiện đo,
- b) người thao tác,
- c) dạng hình học,
- d) yếu tố khác.

Phương tiện đo đã hiệu chuẩn thường không nằm trong loại này vì độ không đảm bảo gắn với hiệu chuẩn thường được báo cáo trong đánh giá Loại B, và phương tiện đo trong phòng thí nghiệm cần phù hợp trong phạm vi độ không đảm bảo hiệu chuẩn. Các phương tiện đo có đáp ứng không được hiệu chuẩn trực tiếp theo đơn vị xác định là đối tượng của đánh giá Loại A. Điều này bao gồm các tinh huống trong đó phép đo được xác định bằng quy trình thử hoặc bằng việc thực hành tiêu chuẩn sử dụng một loại phương tiện đo cụ thể.

Nếu chỉ quan tâm các phép đo đối với một cấu hình, như các phép đo thực hiện với một phương tiện đo cụ thể, hoặc nếu yêu cầu độ không đảm bảo nhỏ hơn, thì sai khác giữa các phương tiện đo được xử lý như độ chêch. Một chiến lược trong tinh huống này là hiệu chỉnh tất cả các phép đo được thực hiện với một phương tiện đo cụ thể theo trung bình đối với các phương tiện đo trong phòng thí nghiệm và đánh giá độ không đảm bảo Loại A đối với việc hiệu chỉnh. Tất nhiên, chiến lược này dựa trên giả định rằng các phương tiện đo trong phòng thí nghiệm đại diện cho mẫu ngẫu nhiên của tất cả các phương tiện đo thuộc một loại cụ thể.

Tuy nhiên, giả định rằng chỉ có thể thực hiện các so sánh, ví dụ giữa hai phương tiện đo, và chưa biết phương tiện đo là "không chêch". Trường hợp này đòi hỏi một chiến lược khác vì trung bình sẽ không nhất thiết cho kết quả không chêch. Nếu có khác biệt đáng kể giữa các phương tiện đo (và điều này cần được kiểm nghiệm) thì chiến lược khuyến nghị là áp dụng hiệu chỉnh "không" và đánh giá độ không đảm bảo Loại A gắn với việc hiệu chỉnh.

Thảo luận ở trên nhằm chỉ ra rằng có thể có nhiều kịch bản đối với độ chêch và chúng cần được xử lý trên cơ sở từng trường hợp một. Cần có kế hoạch cho việc:

- thu thập dữ liệu;
- kiểm nghiệm độ chêch (bằng đồ thị hoặc thống kê);
- ước lượng độ chêch;
- đánh giá độ không đảm bảo gắn với các độ chêch lớn.

Trong tiêu chuẩn này, các phương tiện đo được coi như nguồn duy nhất gây độ chêch mà không làm mất tính tổng quát. Xét trường hợp đầu tiên với mô hình đo có một phương tiện đo. Giả định  $Y_1, \dots, Y_n$  là các phép đo độc lập giá trị thực  $\theta$  của đại lượng đo dựa trên một phương tiện đo. Trung bình của số lượng lớn các phép đo độc lập sử dụng phương tiện đo này được ký hiệu là  $\mu$ . Do đó

$$Y_i = \mu + e_i$$

trong đó  $e_1, \dots, e_n$  được giả định là sai số ngẫu nhiên phân bố độc lập với trung bình "không" và phương sai  $\sigma^2$ .

Trung bình mẫu  $\bar{Y} = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{n}$ , được sử dụng để ước lượng  $\theta$  và là kết quả được báo cáo cho phương tiện đo đang xét. Hiệu chỉnh hoặc sai số do sử dụng  $\bar{Y}$  là kết quả đo  $\theta$  có thể được phân tách thành

$$\bar{Y} - \theta = (\mu - \theta) + \bar{e} = b + \bar{e}$$

trong đó

$$\bar{e} = \frac{\sum_{i=1}^n e_i}{n}$$

và độ chêch

$$b = \mu - \theta$$

Tương đương,

$$\bar{Y} = \theta + b + \bar{e}$$

Số hạng  $\bar{e}$  là thành phần ngẫu nhiên và  $b$  là thành phần hệ thống hoặc thành phần độ chêch phương

tiện đo. Độ không đảm bảo gắn với thành phần ngẫu nhiên  $\bar{e}$  thường được ước lượng bằng  $u(\bar{e}) = S/\sqrt{n}$ , giả định phân bố chuẩn, trong đó  $S$  là độ lệch chuẩn mẫu của  $Y_1, \dots, Y_n$ . Độ không đảm bảo gắn với  $\hat{b}$ , hàm ước lượng của  $b$ , được đánh giá dựa trên kết luận khoa học (đánh giá độ không đảm bảo Loại B) hoặc theo phương pháp thống kê (đánh giá độ không đảm bảo Loại A). Đối với trường hợp một phương tiện đo, thường sẽ thuận tiện nếu định lượng độ không đảm bảo của  $\hat{b}$  bằng cách kết hợp với nó một phân bố có trung bình bằng "không". Nếu trung bình của  $\hat{b}$  được cho là đại lượng đã biết,  $b$ , thì từng giá trị  $Y_i$  do được có thể được hiệu chỉnh một lượng bằng  $b$ , nghĩa là,  $Y_i$  được thay bằng  $Y_i - b$ , do đó giả định rằng  $\hat{b}$  có trung bình bằng "không" không phải là một hạn chế. Dạng phân bố của  $\hat{b}$  có thể được lấy là chuẩn hoặc phân bố đều hoặc một phân bố thích hợp khác. Khi đó, tính độ không đảm bảo tổng hợp của  $\bar{Y}$  như một ước lượng của  $\theta$  bằng cách sử dụng

$$u(\bar{Y}) = \sqrt{u_b^2 + \frac{S^2}{n}}$$

trong đó  $u_b$  là độ không đảm bảo gắn với  $b$  dựa trên đánh giá Loại A và/hoặc Loại B. Bậc tự do tương ứng được tính bằng cách sử dụng công thức Welch–Satterthwaite.

Bằng cách xét các phép đo thực hiện bằng  $K$  phương tiện đo.  $Y_{ki}$  ( $k = 1, \dots, K; i = 1, \dots, n$ ) là phép đo độc lập thứ  $i$  được thực hiện bằng phương tiện đo thứ  $k$ . Mô hình thống kê tương ứng là

$$Y_{ki} = \theta + b_k + e_{ki}$$

trong đó  $b_k$  là độ chênh ứng với phương tiện đo thứ  $k$  ( $k = 1, \dots, K$ ) và  $e_{ki}$  là sai số ngẫu nhiên. Mục đích là để ước lượng  $b_k$  và độ không đảm bảo kèm theo. Cách giải quyết vấn đề phụ thuộc vào các giả định đưa ra về  $b_k$  và được đề cập trong 5.5.2 và 5.5.3. Độ chênh với dữ liệu thừa được đề cập tóm tắt trong 5.5.4.

## 5.5.2 Độ chênh nhất quán

### 5.5.2.1 Quy định chung

Độ chênh có thể được xử lý như là nhất quán hoặc không nhất quán. Khi độ chênh đáng kể và duy trì nhất quán theo thời gian và có cùng độ lớn đối với một phương tiện đo cụ thể thì nó được gọi là độ chênh nhất quán, và cần được hiệu chỉnh nếu có thể ước lượng được một cách tin cậy từ các phép đo lặp lại. Điều này giả định mức hoặc độ lớn của độ chênh do phương tiện đo về cơ bản là như nhau đối với tất cả các vật liệu quan tâm. Cho các phép đo

$$Y_{ki} \quad (k = 1, \dots, K; i = 1, \dots, n)$$

Trên  $n$  vật mẫu với  $K$  phương tiện đo, mô hình thống kê nêu ở 5.5.1 là

$$Y_{ki} = \theta + b_k + e_{ki}$$

trong đó  $\theta$  là giá trị của đại lượng đo  $Y$ ,  $b_k$  là độ chênh của phương tiện đo thứ  $k$  và  $e_{ki}$  là sai số ngẫu nhiên. Coi độ chênh  $b_k$  là không ngẫu nhiên hoặc cố định. Từ mô hình ở trên và giả định rằng

$$\sum_{k=1}^K b_k = 0$$

$$\bar{Y}_{\bullet i} = \theta + \bar{e}_{\bullet i}$$

trong đó

$$\bar{Y}_{\bullet i} = \frac{\sum_{k=1}^K Y_{ki}}{K}$$

Đối với vật mẫu thứ  $i$ ,  $\theta$  có thể ước lượng bằng  $\bar{Y}_{\bullet i}$  và số hiệu chính của vật mẫu thứ  $i$  bằng phương tiện đo thứ  $k$  là  $\hat{b}_{ki} = Y_{ki} + \bar{Y}_{\bullet i}$ . Ở đây, phép đo vật mẫu thứ  $i$  bằng phương tiện đo thứ  $k$  được hiệu chỉnh về trung bình đối với tất cả  $K$  phương tiện đo. Từ mô hình ở trên,  $b_k$ , độ chêch đối với phương tiện đo thứ  $k$ , được ước lượng bằng trung bình của các hiệu chỉnh:

$$\hat{b}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{b}_{ki} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_{ki} - \bar{Y}_{\bullet i}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_{ki} - \bar{Y}_{\bullet \bullet})$$

trong đó

$$\bar{Y}_{\bullet \bullet} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \bar{Y}_{\bullet i}$$

Hiệu chỉnh cần thực hiện cho các phép đo thực hiện với phương tiện đo thứ  $k$  là

$$Y_{\text{hiệu chỉnh}} = Y_{\text{đo được}} - \hat{b}_k$$

Độ không đảm bảo của độ chêch (hoặc của trung bình các hiệu chỉnh) đối với phương tiện đo thứ  $k$  là

$$S_{\hat{b}_k}(k) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\hat{b}_{ki} - \hat{b}_k)^2} = \frac{1}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_{ki} - \bar{Y}_{\bullet i} - \hat{b}_k)^2}$$

Tùy thuộc vào ứng dụng, kiểm nghiệm thống kê có thể được thực hiện để kiểm nghiệm xem độ chêch có đáng kể hay không.

#### 5.5.2.2 Ví dụ về độ chêch nhất quán

Ví dụ này xét trường hợp trong đó các phép đo được thực hiện với một phương tiện đo, và giá trị báo cáo sẽ được hiệu chỉnh về độ chêch gây ra do phương tiện đo này. Trường hợp bất kỳ đầu dò nào cũng có thể được sử dụng để thực hiện phép đo được xử lý như phân tích ảnh hưởng ngẫu nhiên.

Trong Bảng 4, lấy từng giá trị đo được trừ đi trung bình đối với từng tám. Phép đo điện trở suất ( $\Omega \cdot \text{cm}$ ) được thực hiện bằng cách sử dụng năm đầu dò trên mỗi trong số năm tám silic. Việc hiệu chỉnh, như được trình bày, thể hiện khác biệt đối với từng đầu dò so với các đầu dò khác, nghĩa là  $\hat{b}_{ki} = Y_{ki} - \bar{Y}_{\bullet i}$ .

đối với đầu dò thứ  $k$  và tấm thứ  $i$ . Các đại lượng  $\hat{b}_{si}$  ( $i = 1, \dots, 5$ ) đối với đầu dò số 2362 là ổn định và âm đối với cả năm tấm.

Bảng 4 – Hiệu chỉnh ( $\hat{b}_{ki}$ ) cho các đầu dò và tấm silicGiá trị tính bằng  $\Omega \cdot \text{cm}$ 

Đầu dò số	Chỉ số đầu dò	Số nhận biết tấm silic				
		138	139	140	141	142
1	1	0,024 76	-0,003 56	0,040 02	0,039 38	0,006 20
181	2	0,010 76	0,039 44	0,018 71	-0,010 72	0,037 61
182	3	0,019 26	0,005 74	-0,020 08	0,024 58	-0,004 39
2 062	4	-0,017 54	-0,032 26	-0,012 58	-0,028 02	-0,001 10
2 362	5	-0,037 25	-0,009 36	-0,026 08	-0,025 22	-0,038 30

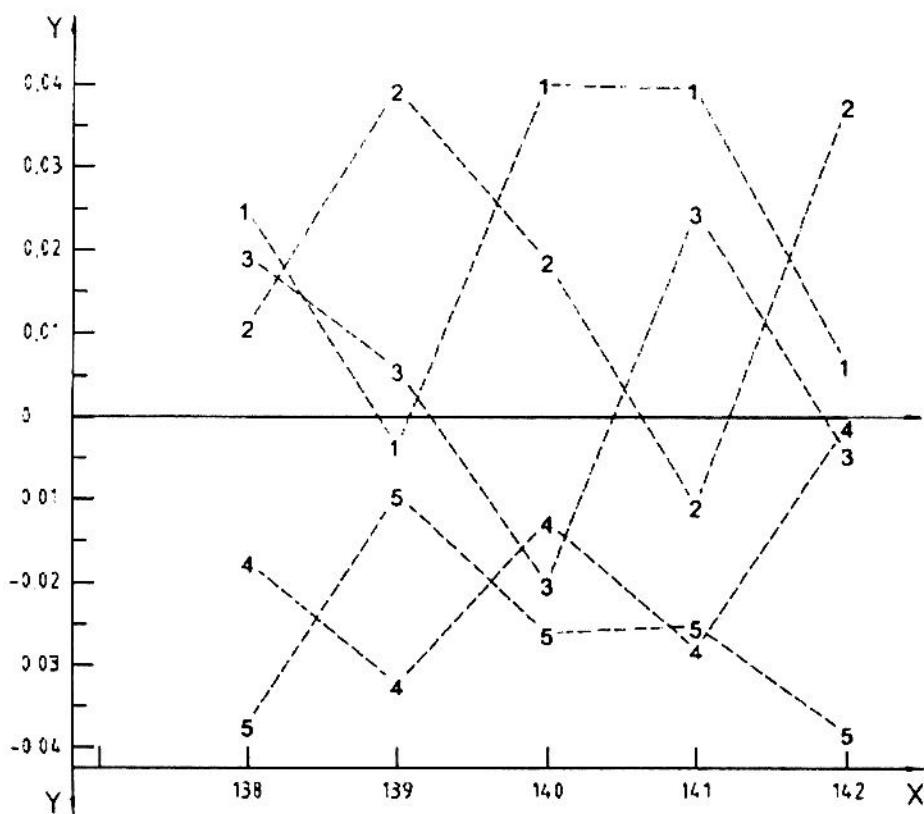
Đối với đầu dò số 2362:

- độ chêch bằng  $\hat{b}_5 = \frac{\sum_{i=1}^5 \hat{b}_{si}}{5} = -0,027\ 24\ \Omega \cdot \text{cm}$ ,
- độ lệch chuẩn hiệu chỉnh bằng  $S_{\hat{b}_{si}} = 0,011\ 71$  đối với  $i$  bất kỳ, và
- độ lệch chuẩn của độ chêch  $\hat{b}_5$  (hoặc trung bình hiệu chỉnh) bằng

$$S_{\hat{b}_5} = \frac{0,011\ 71}{\sqrt{5}} = 0,005\ 23$$

Sai lệch giữa phép đo và trung bình [nghĩa là hiệu chỉnh ( $\hat{b}_{ki}$ )] được vẽ đồ thị theo số nhận biết của tấm silic riêng cho từng đầu dò xác định bằng chỉ số của nó trên Hình 3. Đồ thị xác nhận rằng đầu dò số 2362 (chỉ số 5 trên đồ thị), là phương tiện đo quan tâm đối với quá trình đo này, luôn đọc thấp so với các đầu dò khác. Biểu hiện này duy trì trong hai loạt đo cách nhau một khoảng thời gian là hai tháng.

Do có độ chêch đáng kể và nhất quán đối với đầu dò số 2362, các phép đo thực hiện với phương tiện đo này cần được hiệu chỉnh về độ chêch trung bình so với các phương tiện đo khác.

**CHÚ ĐÁN**

X chi số tám silic

Y  $\hat{b}_{ki}$ ,  $\Omega \cdot \text{cm}$ 

1, ..., 5 chỉ số đầu dò (xem Bảng 4)

**Hình 3 – Đồ thị hiệu chính  $\hat{b}_{ki}$  theo số nhận biết tám silic – Nghiên cứu dưỡng đo đối với năm đầu dò**

**5.5.3 Độ chệch không nhất quán****5.5.3.1 Quy định chung**

Nếu độ chệch có tính chất ngẫu nhiên là đáng kể đối với một phương tiện đo, người thao tác hoặc cấu hình cụ thể, thì nó được xử lý như là không nhất quán. Trung bình của độ chệch có thể lấy bằng "không" mà không làm mất tính tổng quát. Cách khác là nó có thể được hiệu chỉnh bằng cách trừ đi ước lượng độ chệch từ các phép đo. Trong trường hợp này, độ chệch thay đổi hướng theo thời gian. Khi đó, có thể giả định số hiệu chính bằng "không". Độ không đảm bảo của độ chệch có thể được xác định tùy thuộc vào hiểu biết về phân bố của các hiệu chính như phân bố chuẩn hay phân bố đều đã thảo luận ở phần đầu của 5.5.1. Trong 5.5.3.2 là ví dụ về số hiệu chính "không". Một loại độ chệch

không nhất quán khác có thể tìm đọc trong 5.5.4.

### 5.5.3.2 Ví dụ về độ chêch không nhất quán

Có được các kết quả đo điện trở suất tiến hành với năm đầu dò trên năm tấm silic. Bảng 5 đưa ra hiệu chính hoặc độ chêch của đầu dò số 283, là đầu dò quan tâm ở mức này, trong đó vật mẫu là các tấm  $1 \Omega\cdot\text{cm}$  được tính dựa trên tất cả các đầu dò như trình bày ở 5.5.2. Số hiệu chính trung bình là số âm đối với Loạt 1 và dương đối với Loạt 2, các loạt cách nhau một khoảng thời gian là hai tháng.

**Bảng 5 – Độ chêch đối với đầu dò số 283**

Giá trị tính bằng  $\Omega\cdot\text{cm}$

Số nhận biết tấm silic	Loạt 1	Loạt 2
11	0,000 034 0	-0,000 184 1
26	-0,000 100 0	0,000 086 1
42	0,000018 1	0,000 078 1
131	-0,000 070 1	0,000 158 0
208	-0,000 024 0	0,000 187 0
Trung bình	-0,000 028 4	0,000 065 2

Giả định các số hiệu chính  $\{\hat{b}_{ki}, i = 1,2,3,4,5\}$  có phân bố chuẩn, kiểm nghiệm  $t$  theo cặp không bắc bỏ giả thuyết là Loạt 1 và Loạt 2 có cùng trung bình. Kết hợp các hiệu chính cho cả hai loạt, thống kê  $t$  tính được = 0,501 6 với chín bậc tự do và do đó giả thuyết trung bình “không” không bị bác bỏ ở mức 5 %. Ước lượng của độ chêch đối với đầu dò số 283 là 0,000 018 4  $\Omega\cdot\text{cm}$  và độ lệch chuẩn của độ chêch đối với đầu dò số 283 là  $S_{\hat{b}_{283}} = 0,000 031 \Omega\cdot\text{cm}$ . Ngoài ra, giả định thận trọng là các hiệu chính có thể nằm đâu đó trong giới hạn  $\pm a$ , trong đó ước lượng của  $a$ ,  $a = 0,000 227 3$ , thu được từ công thức ở phần đầu của 5.5.1. Trong trường hợp này, ước lượng của độ chêch đối với đầu dò số 283 là “không” và độ lệch chuẩn của ước lượng độ chêch là

$$S_{\hat{b}_{283}} = \frac{11}{9\sqrt{3} \times 10} \frac{\max\{\hat{b}_{283i}\} - \min\{\hat{b}_{283i}\}}{2}$$

$$= \frac{11}{9\sqrt{3} \times 10} \frac{[0,000 187 9 - (-0,000 184 1)]}{2} = 0,000 042 \Omega\cdot\text{cm}$$

### 5.5.4 Độ chêch với dữ liệu thưa

#### 5.5.4.1 Quy định chung

Điều này đưa ra phương pháp xử lý với độ chêch có thể có thực nhưng không thể ước lượng tin cậy

được vì tình trạng thiếu dữ liệu. Ví dụ, kiểm nghiệm giữa hai trong số nhiều cấu hình của quá trình đo không thể tạo ra ước lượng độ chênh đủ tin cậy để cho phép hiệu chỉnh nhưng nó có thể cho thấy có vấn đề với quá trình đo. Nếu độ chênh là đáng kể, chiến lược phụ thuộc vào việc đây là trường hợp độ chênh nhất quán hay không nhất quán.

#### 5.5.4.2 Ví dụ về độ chênh từ dữ liệu thừa

Ví dụ được đưa ra về nghiên cứu thiết lập đi dây cho dường đơn. Dường, đầu dò 4 điểm dùng để đo điện trở suất của tấm silic, có thể được đi dây theo nhiều cách. Vì không thể kiểm nghiệm tất cả các cấu hình đi dây trong quá trình nghiên cứu dường nên chỉ thực hiện các phép đo theo hai cấu hình như một cách để nhận biết vấn đề có thể có.

Các phép đo được thực hiện trên năm tấm silic trong sáu ngày (ngoại trừ ngày 2 trên tấm số 39) với đầu dò số 2062 đi dây theo hai cấu hình. Khác biệt giữa các phép đo theo hai cấu hình trong cùng một ngày được xử lý như được hiệu chỉnh và được trình bày trong Bảng 6.

**Bảng 6 – Khác biệt giữa các cấu hình đi dây đối với đầu dò số 2062**

Tấm silic	Số nhận biết tấm silic	Ngày	Hiệu
17	1	1	-0,010 8
		2	-0,011 1
		3	-0,006 2
		4	0,002 0
		5	0,001 8
		6	0,000 2
39	2	1	-0,008 9
		3	-0,004 0
		4	-0,002 2
		5	-0,001 2
		6	-0,003 4
		1	-0,001 6
63	3	2	-0,011 1
		3	-0,005 9
		4	-0,007 8
		5	-0,000 7
		6	0,000 6
		1	-0,0050
103	4	2	-0,014 0
		3	-0,0048
		4	0,0018
		5	0,001 6
		6	0,004 4
		1	-0,005 6
125	5	2	-0,015 5
		3	-0,001 0
		4	-0,001 4
		5	0,000 3
		6	-0,001 7

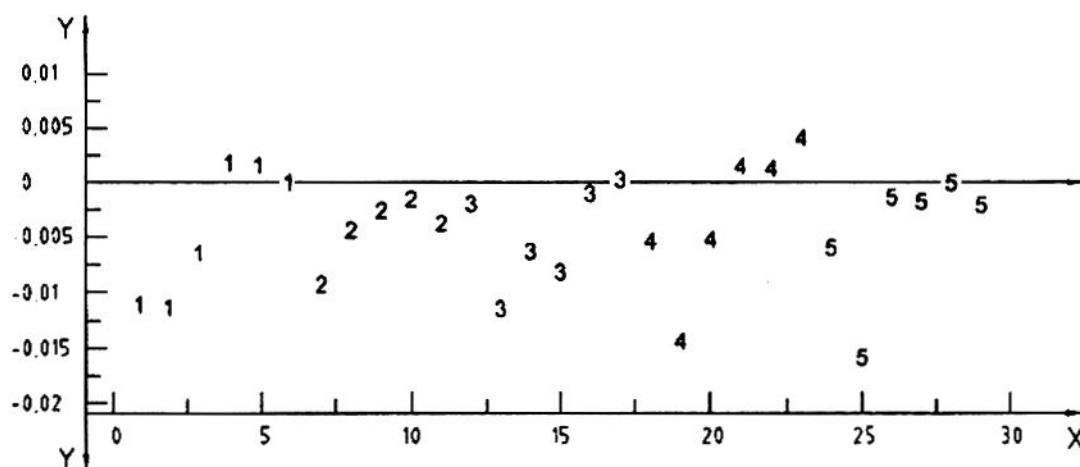
Đồ thị các hiệu đối với hai cấu hình được thể hiện trên Hình 4. Hình này cho thấy rằng các hiệu hầu như là âm. Giá trị lớn nhất và nhỏ nhất của các hiệu là 0,004 4 và -0,015 5. Độ chệch do cấu hình được ước lượng bằng trung bình của các hiệu hoặc số hiệu chính nghĩa là

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^{29} \hat{b}_i}{29} = -0,003\ 83$$

Vì tổng số các hiệu là 29 nên độ không đảm bảo của độ chệch đi dây dựa trên độ lệch chuẩn mẫu là

$$S_b = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{29} (\hat{b}_i - \bar{b})^2}{29 \times 28}} = 0,000\ 96 \Omega \cdot \text{cm}$$

Đối với 29 hiệu chính ( $\hat{b}_i$ ), thống kê  $t$  tính được = -4,013 3. Giả thuyết phân bố xác suất của các hiệu chính có trung bình bằng "không" bị bác bỏ.



#### CHÚ ĐÁP

X thời gian, ngày

Y hiệu điện trở suất giữa hai cấu hình đi dây,  $\Omega \cdot \text{cm}$

1, ..., 5 số nhận biết của các tám silic (xem Bảng 6)

Hình 4 – Khác biệt giữa hai cấu hình đi dây – Loạt các phép đo thực hiện với đầu dò số 2062  
trên năm tám silic trong sáu ngày

## 6 Đánh giá độ không đảm bảo Loại B

6.1 Đánh giá độ không đảm bảo Loại B có thể áp dụng cho cả ảnh hưởng ngẫu nhiên và ảnh hưởng hệ thống. Đặc điểm phân biệt là việc tính toán thành phần độ không đảm bảo không dựa trên phân tích thống kê các dữ liệu.

Một số ví dụ về nguồn độ không đảm bảo dẫn đến đánh giá Loại B là

- chuẩn quy chiếu được hiệu chuẩn bởi một phòng thí nghiệm khác,
- hằng số vật lý sử dụng trong tính toán giá trị được báo cáo,
- ảnh hưởng môi trường không thể lấy mẫu được,
- sai lệch về cấu hình/hình dạng có thể có trong phương tiện đo, và
- độ phân giải kém của phương tiện đo.

6.2 Nguồn độ không đảm bảo được văn bản hóa, như báo cáo hiệu chuẩn về chuẩn quy chiếu hoặc báo cáo được công bố về độ không đảm bảo đối với các hằng số vật lý, không gây khó khăn cho việc phân tích. Độ không đảm bảo sẽ thường được báo cáo như độ không đảm bảo mở rộng,  $U$ , được chuyển đổi thành độ không đảm bảo chuẩn bằng cách sử dụng công thức:

$$u = \frac{U}{k}$$

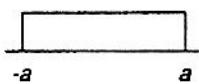
Nếu hệ số  $k$  chưa được biết hoặc chưa được ghi chép thì có thể giả định là  $k = 2$ . Nguồn độ không đảm bảo là trong nội tại quá trình đo nhưng không thể lấy mẫu thích đáng để có thể phân tích thống kê, đòi hỏi đánh giá Loại B. Một kỹ thuật được sử dụng rộng rãi là ước lượng ảnh hưởng trường hợp xấu nhất từ:

- kinh nghiệm,
- đánh giá khoa học;
- dữ liệu hiếm.

6.3 Đối với tình huống hiện tại, độ chênh ước lượng hoặc hiệu chỉnh có thể được coi là lấy ngẫu nhiên từ một phân bố thống kê được xác định. Khi đó, độ không đảm bảo chuẩn được lấy là độ lệch chuẩn của phân bố này. Chỉ hai phân bố được xét trong số các phân bố thống kê có thể có.

### a) Phân bố đều

Cho biết các đầu mút của nó,  $\pm a$ , tất cả các giá trị nằm giữa  $-a$  và  $+a$  đều có khả năng như nhau:



$$S_{\text{tín hiệu}} = \frac{1}{\sqrt{3}} a$$

Bậc tự do tương ứng có thể được lấy là vô hạn nếu  $a$  được định lượng tốt. Nếu không thì cần chọn bậc tự do để phản ánh chính xác tại đó biết được  $a$ . Xem GUM, G.4.2.

#### b) Phân bố tam giác

Phân bố tam giác cho độ không đảm bảo chuẩn nhỏ hơn so với trong phân bố đều có cùng điểm đầu mút.



$$S_{\text{tín hiệu}} = \frac{1}{\sqrt{6}} a$$

Bậc tự do thường được lấy là vô hạn.

## 7 Lan truyền độ không đảm bảo

### 7.1 Quy định chung

**7.1.1** Cách tiếp cận đánh giá độ không đảm bảo được tuân theo trên đây được gọi là cách tiếp cận từ trên xuống. Thành phần độ không đảm bảo được ước lượng từ các lần đo lặp lại trực tiếp. Để đối chiếu cách tiếp cận này với việc sử dụng định luật lan truyền độ không đảm bảo, xét một ví dụ đơn giản trong đó diện tích hình chữ nhật được ước lượng từ các cặp phép đo lặp chiều dài  $L$  và chiều rộng  $W$ . Diện tích  $A$

$$A = L \times W$$

có thể được tính từ mỗi lần lặp. Độ lệch chuẩn của diện tích báo cáo được ước lượng trực tiếp từ các lần lặp diện tích.

#### 7.1.2 Cách tiếp cận này có những ưu điểm sau

- xử lý thích hợp các hiệp phương sai giữa các phép đo chiều dài và chiều rộng;
- xử lý thích hợp những nguồn độ không đảm bảo chắc chắn sẽ xuất hiện nếu phép đo phải tiến hành trong các điều kiện vận hành và khoảng thời gian đủ dài.

**7.1.3** Đôi khi không thể lặp lại phép đo một cách trực tiếp để phản ánh mọi ảnh hưởng có thể tác động đến phép đo. Có thể cân nhắc việc sử dụng định luật lan truyền độ không đảm bảo (GUM). Cách tiếp cận trong ví dụ này là để tính:

- a) kết quả đo là tích của trung bình các phép đo chiều dài và trung bình các phép đo chiều rộng;
- b) độ không đảm bảo chuẩn gắn với "chiều dài"  $L$ ;

c) độ không đảm bảo chuẩn gắn với "chiều rộng"  $W$ ;

và kết hợp hai độ không đảm bảo chuẩn này thành độ không đảm bảo chuẩn gắn với kết quả đo bằng cách sử dụng phép xấp xỉ đối với tích của hai biến. Công thức dưới đây là gần đúng nếu không có hiệp phương sai giữa phép đo chiều dài và chiều rộng.

$$S_A \approx \sqrt{W^2 \times S_L^2 + L^2 \times S_W^2}$$

**7.1.4** Trong trường hợp lý tưởng, giá trị này sẽ không sai khác nhiều so với giá trị thu được trực tiếp từ phép đo diện tích. Tuy nhiên, trong một số trường hợp chúng có thể sai khác nhau đáng kể do

- có hiệp phương sai;
- nhiễu ảnh hưởng đến giá trị báo cáo của đại lượng đo;
- sai số của việc lấy gần đúng.

Nói chung, định luật lan truyền độ không đảm bảo áp dụng cho mô hình

$$Y = f(X, Z, \dots)$$

là hàm của một hoặc nhiều biến với các phép đo  $X, Z, \dots$ , đem lại giá trị độ lệch chuẩn gắn với  $Y$  sau đây:

$$S_Y^2 = \left(\frac{\partial f}{\partial X}\right)^2 S_X^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial Z}\right)^2 S_Z^2 + \dots + \left(\frac{\partial f}{\partial X}\right) \left(\frac{\partial f}{\partial Z}\right) S_{XZ}^2 + \dots$$

trong đó

$S_X$  là độ không đảm bảo chuẩn gắn với  $X$ ;

$S_Z$  là độ không đảm bảo chuẩn gắn với  $Z$ ;

$S_{XZ}$  là hiệp phương sai gắn với  $X$  và  $Z$ ;

$\frac{\partial f}{\partial X}$  là đạo hàm riêng của hàm  $f$  đối với  $X$ , được đánh giá tại  $x, z, \dots$ , là các ước lượng tốt nhất của  $X, Z, \dots$ ,

**7.1.5** Có thể khó ước lượng số hạng hiệp phương sai nếu phép đo không được thực hiện theo cặp. Đôi khi, các số hạng này được bỏ qua trong công thức. Dưới đây là hướng dẫn về trường hợp mà điều này được chấp nhận trong thực tiễn.

- Nếu phép đo  $X, Z$  là độc lập, số hạng hiệp phương sai gắn với nó được xem là bằng "không".
- Thực tế là, số hạng hiệp phương sai chỉ cần được bao gồm trong tính toán nếu chúng được ước lượng từ dữ liệu đầy đủ hoặc nếu có sẵn những thông tin khác để hỗ trợ việc xác định chúng.

Nói chung, giá trị được báo cáo của cá thể thử từ các thiết kế hiệu chuẩn có hiệp phương sai khác "không", điều này cần được tính đến nếu  $Y$  là một tổng, như khối lượng của hai quả cân hoặc chiều dài của hai can mẫu dùng đầu, ...

## 7.2 Công thức dùng cho hàm một biến đơn

Độ lệch chuẩn của giá trị được báo cáo là hàm của một biến đơn được đưa ra trong Bảng 7 lấy từ Tài liệu tham khảo [6]. Giá trị báo cáo  $Y$  là hàm của trung bình của  $N$  phép đo biến đơn.

## 7.3 Công thức dùng cho hàm hai biến

Độ lệch chuẩn của giá trị được báo cáo là hàm của hai biến được đưa ra trong Bảng 8 lấy từ Tài liệu tham khảo [6]. Giá trị báo cáo  $Y$  là hàm của trung bình của  $N$  phép đo hai biến. Hệ số nhân của độ lệch chuẩn được gọi là "hệ số độ nhạy".

Bảng 7 – Độ lệch chuẩn đối với hàm một biến đơn

Hàm $Y$ của $\bar{X}$	Xấp xỉ bậc một của độ lệch chuẩn của $Y$	Chú thích
$\bar{X}$ là trung bình của $N$ phép đo độc lập	$s_x = \text{độ lệch chuẩn của } X$ .	
$Y = \bar{X}$	$\frac{1}{\sqrt{N}} s_x$	
$Y = \frac{\bar{X}}{1+\bar{X}}$	$\frac{s_x}{\sqrt{N(1+\bar{X})^2}}$	
$Y = (\bar{X})^2$	$\frac{2\bar{X}}{\sqrt{N}} s_x$	
$Y = \sqrt{\bar{X}}$	$\frac{s_x}{2\sqrt{N\bar{X}}}$	
$Y = \ln(\bar{X})$	$\frac{s_x}{\sqrt{N}\bar{X}}$	
$Y = e^{\bar{X}}$	$\frac{e^{\bar{X}}}{\sqrt{N}} s_x$	Nếu $N$ nhỏ thì phép xấp xỉ có thể kém
$Y = \frac{100s_x}{\bar{X}}$	$\frac{Y}{\sqrt{2N}}$	Giả định rằng $X$ phân bố chuẩn. Xem Tài liệu tham khảo [7].

**Bảng 8 – Độ lệch chuẩn đối với hàm hai biến**

Hàm $Y$ của $\bar{X}, \bar{Z}$	Độ lệch chuẩn của $Y$
$\bar{X}$ và $\bar{Z}$ là trung bình của $N$ phép đo độc lập	$S_Y = \text{độ lệch chuẩn của } X$ $S_Z = \text{độ lệch chuẩn của } Z$ $S_{YS}^2 = \text{hiệp phương sai}^a \text{ của } X, Z$
$Y = A\bar{X} + B\bar{Z}$	$\frac{1}{\sqrt{N}} \sqrt{A^2 S_X^2 + B^2 S_Z^2 - 2AB \cdot S_{XZ}}$
$Y = \frac{\bar{X}}{\bar{Z}}$	$\frac{\bar{X}}{\sqrt{N}\bar{Z}} \sqrt{\frac{S_X^2}{\bar{X}^2} + \frac{S_Z^2}{\bar{Z}^2} - 2 \frac{S_{XZ}^2}{\bar{X}\bar{Z}}}$
$Y = \frac{\bar{X}}{\bar{X} + \bar{Z}}$	$\frac{Y^2}{\sqrt{N}\bar{X}^2} \sqrt{\bar{Z}^2 S_X^2 + \bar{X}^2 S_Z^2 - 2\bar{X}\bar{Z} S_{XZ}^2}$
$Y = \bar{X} \times \bar{Z}$	$\frac{Y}{\sqrt{N}} \sqrt{\frac{S_X^2}{\bar{X}^2} + \frac{S_Z^2}{\bar{Z}^2} + 2 \frac{S_{XZ}^2}{\bar{X}\bar{Z}}}$
$Y = (\bar{X})^a (\bar{Z})^b$	$\frac{Y}{\sqrt{N}} \sqrt{a^2 \frac{S_X^2}{\bar{X}^2} + b^2 \frac{S_Z^2}{\bar{Z}^2} - 2ab \frac{S_{XZ}^2}{\bar{X}\bar{Z}}}$

<sup>a</sup> Số hạng hiệp phương sai chỉ được tính đến nếu có một ước lượng tin cậy.

## 8 Ví dụ – Đánh giá độ không đảm bảo Loại A từ nghiên cứu dường do

### 8.1 Mục đích và cơ sở

Mục đích của trường hợp nghiên cứu này là để chứng tỏ việc đánh giá độ không đảm bảo đối với quá trình đo có nhiều nguồn độ không đảm bảo. Phép đo quan tâm là đo điện trở suất ( $\Omega \cdot \text{cm}$ ) của các tấm silic. Mục đích là tính độ không đảm bảo gắn với các phép đo điện trở của khoảng 100 tấm silic đã được chứng nhận với 4 đầu dò đi dây theo một cấu hình cụ thể, gọi là cấu hình A, theo phương pháp F84 của ASTM, đây là quy chiếu xác định cho phép đo này. Giá trị được báo cáo cho từng tấm là trung bình của sáu lần lặp ngắn hạn thực hiện tại tâm của tấm. Các phép đo thực hiện tại Viện Chuẩn và Công nghệ quốc gia (NIST) bằng đầu dò số 2362, là một trong năm đầu dò của NIST có khả năng đo.

Đánh giá độ không đảm bảo tính đến các nguồn biến động phụ thuộc thời gian sau đây:

- a) ảnh hưởng ngắn hạn từ các phép đo tại tâm của tấm silic;
- b) ảnh hưởng giữa ngày với ngày;
- c) ảnh hưởng giữa loạt với loạt;

và các nguồn độ chênh có thể có dưới đây:

- độ chênh do đầu dò số 2362;
- độ chênh do cấu hình đi dây A.

## 8.2 Thu thập dữ liệu và chuẩn kiểm tra

8.2.1 Bản thân các phép đo chứng nhận không phải là nguồn chính đối với việc ước lượng các thành phần độ không đảm bảo phụ thuộc thời gian vì chúng không đưa ra thông tin về ảnh hưởng giữa ngày với ngày và ảnh hưởng dài hạn. Ba nguồn độ không đảm bảo phụ thuộc thời gian được ước lượng từ thiết kế lồng 3 mức:

- $J = 6$  phép đo tại tâm tấm silic;
- $K = 6$  ngày;
- $L = 2$  loạt.

Mô hình đối với thiết kế lồng 3 mức là

$$Y_{ijk} = \mu + \gamma_i + \delta_{kj} + \varepsilon_{ijk},$$

trong đó

$$i = 1, 2, k = 1, \dots, 6 \text{ và } j = 1, \dots, 6.$$

8.2.2 Thực nghiệm được lặp lại trên từng trong số  $M = 5$  tấm silic được chọn ngẫu nhiên từ lô, cho mục đích này. Các chuẩn kiểm tra này trong phân tích được xác định là tấm số 138, 139, 140, 141 và 142. Thực nghiệm cũng được lặp lại trên  $Q = 5$  đầu dò, được xác định trong phân tích là đầu dò số 1, số 281, số 283, số 2062 và số 2362. Dữ liệu bao gồm:

- số loạt,
- số nhận biết tấm,
- tháng và ngày đo,
- người thao tác,
- nhiệt độ,
- trung bình của sáu phép đo tại tâm tấm,
- độ lệch chuẩn (lặp lại) ngắn hạn từ sáu phép đo.

## 8.3 Phân tích độ lặp lại, ảnh hưởng ngày-ngày và ảnh hưởng dài hạn

Độ chụm của đầu dò số 2362 được so sánh với các đầu dò khác và kiểm tra về sự nhất quán bằng cách vẽ đồ thị các độ lệch chuẩn lặp lại cho từng đầu dò dựa trên số nhận biết của tấm. Xác định được là đầu dò số 2362 có độ chụm tốt nhất trong Loại 1 và do đó nó được chọn cho phép đo chứng nhận. Tuy nhiên, độ chụm không phải là duy nhất và cũng không nhất thiết là đóng góp quan trọng nhất vào độ không đảm bảo, như thấy được dưới đây.

Ở đây, ảnh hưởng của tấm silic được coi là cố định. Thiết kế lồng ba mức với ảnh hưởng chéo do các tấm silic gây ra có mô hình hỗn hợp và khác với mô hình trong 5.2.2. Bảng 9 đưa ra đánh giá ANOVA.

**Bảng 9 – Bảng ANOVA đối với dữ liệu nghiên cứu dưỡng do**

Nguồn	Bậc tự do <i>v</i>	Trung bình bình phương MS	Trung bình bình phương kỳ vọng
Loạt	1	$MS_R = 0,009\ 198$	$\sigma^2 + 5\sigma_D^2 + 30\sigma_R^2$
Ngày (loạt)	10	$MS_{D(R)} = 0,003\ 238$	$\sigma^2 + 5\sigma_D^2$
Sai số	44	$MS_E = 0,000\ 804\ 6$	$\sigma^2$

CHÚ THÍCH: Trong ví dụ này, ảnh hưởng chéo không được xem xét. Những ảnh hưởng như vậy được tính đến nếu dự kiến một nguồn có thể ảnh hưởng đến nguồn khác. Một trường hợp sẽ phát sinh trong nghiên cứu tác dụng của hai loại thuốc, trong đó một loại thuốc có thể ức chế tác dụng của loại kia.

Thành phần phương sai do ảnh hưởng của độ lặp lại, ngày và loạt cũng thu được:

$$\hat{\sigma}^2 = s^2 = MS_E = 0,000\ 804\ 6$$

$$\hat{\sigma}_D^2 = s_D^2 = \frac{MS_{D(R)} - MS_E}{5} = 0,000\ 486\ 6$$

$$\hat{\sigma}_R^2 = s_R^2 = \frac{MS_R - MS_{D(R)}}{30} = 0,000\ 198\ 7$$

## 8.4 Độ chệch đầu dò

### 8.4.1 Phân tích đồ thị

Độ chụm đầu dò được đề cập trong 8.1. Độ chệch đầu dò được đề cập trong điều này. Phân tích đồ thị cho thấy độ chệch tương đối giữa năm đầu dò. Đối với từng tấm silic, chênh lệch so với trung bình tấm được vẽ đồ thị dựa trên số nhận biết tấm đối với từng đầu dò. Đồ thị xác nhận rằng đầu dò số 2362 (đánh số 5) chệch so với các đầu dò khác, nghĩa là luôn đưa ra giá trị thấp hơn. Độ chệch trở nên rõ ràng hơn khi các đầu dò đã được sử dụng (Loạt 2).

Chỉ số đầu dò:

- 1 = số 1;
- 2 = số 281;
- 3 = số 283;
- 4 = số 2026;
- 5 = số 2362.

#### 8.4.2 Phân tích định lượng

Hiệu chỉnh cho năm đầu dò được trình bày trong Bảng 10, như chênh lệch so với trung bình đối với từng tấm. Đối với một loạt cụ thể, mỗi mục là  $\delta_{ki} = Y_{ki} - \bar{Y}_i$ , như xác định trong 5.5.2 đối với  $k = 1, 2, 3, 4, 5$  (đầu dò số 1, số 281, số 283, số 2062, số 2362) và  $i = 138, 139, 140, 141, 142$ .

**Bảng 10 – Độ chêch đối với năm đầu dò**

Tấm silic	Số nhận biết tấm silic	Đầu dò số	Loạt 1	Loạt 2
138	1	1	0,024 8	-0,011 9
		281	0,010 8	0,032 3
		283	0,019 3	-0,025 8
		2 062	-0,017 5	0,056 1
		2 362	-0,037 2	-0,050 7
139	2	1	-0,003 6	-0,000 7
		281	0,039 4	0,005 0
		283	0,005 7	0,023 9
		2 062	-0,032 3	0,037 3
		2 362	-0,009 4	-0,065 7
140	3	1	0,040 0	0,010 9
		281	0,018 7	0,010 6
		283	-0,020 1	0,000 3
		2 062	-0,012 6	0,018 2
		2 362	-0,026 1	-0,039 8
141	4	1	0,039 4	0,032 4
		281	-0,010 7	-0,003 7
		283	0,024 6	-0,019 1
		2 062	-0,028 0	0,043 6
		2 362	-0,025 2	-0,053 4
142	5	1	0,006 2	0,009 3
		281	0,037 6	0,017 4
		283	-0,004 4	0,019 2
		2 062	-0,001 1	0,000 8
		2 362	-0,038 3	-0,046 9

#### 8.4.3 Xử lý độ chêch gây ra do đầu dò

Đầu dò số 2362 được chọn cho quá trình chứng nhận vì có độ chụm cao, nhưng độ chêch của nó so với các đầu dò khác tạo thành vấn đề. Có hai khả năng xử lý vấn đề này:

- a) hiệu chỉnh tất cả các phép đo thực hiện với đầu dò số 2362 theo trung bình của các đầu dò;

b) đưa vào trong đánh giá độ không đảm bảo độ lệch chuẩn của sai khác giữa các đầu dò.

Lựa chọn tốt hơn là a), nếu có thể giả định rằng các đầu dò trọng nghiên cứu đại diện cho mẫu ngẫu nhiên của các đầu dò thuộc loại này. Điều này đặc biệt đúng khi đơn vị (điện trở suất) được xác định bằng một phương pháp thử. Do đó, chiến lược trong trường hợp này là hiệu chỉnh tất cả các phép đo theo độ chênh trung bình của đầu dò số 2362 và lấy độ lệch chuẩn của hiệu chỉnh là đánh giá độ không đảm bảo Loại A.

Từ Bảng 10, các hiệu chỉnh đối với đầu dò số 2362 theo tấm được trình bày trong Bảng 11. Tất cả các số hiệu chỉnh đều âm. Dựa trên đầu thử nghiệm vị trí, ta coi các hiệu chỉnh từ hai loạt như là từ cùng một tổng thể.

**Bảng 11 – Độ chênh của đầu dò số 2362 theo tấm**

Tấm	Loạt 1	Loạt 2	Toàn bộ
138	- 0,037 2	- 0,050 7	
139	- 0,009 4	- 0,065 7	
140	- 0,026 1	- 0,039 8	
141	- 0,025 2	- 0,053 4	
142	- 0,038 3	- 0,046 9	
Trung bình	- 0,027 2	- 0,051 3	- 0,039 3
Phương sai (10 giá trị)	0,000 261 8		
Độ lệch chuẩn	0,016 18		

Độ chênh của đầu dò số 2362 được ước lượng bằng - 0,039 3. Độ không đảm bảo của độ chênh của đầu dò số 2362 là

$$S_{\delta_{2362}} = \frac{0,016 18}{\sqrt{10}} = 0,005 117$$

## 8.5 Độ chênh do đi dây

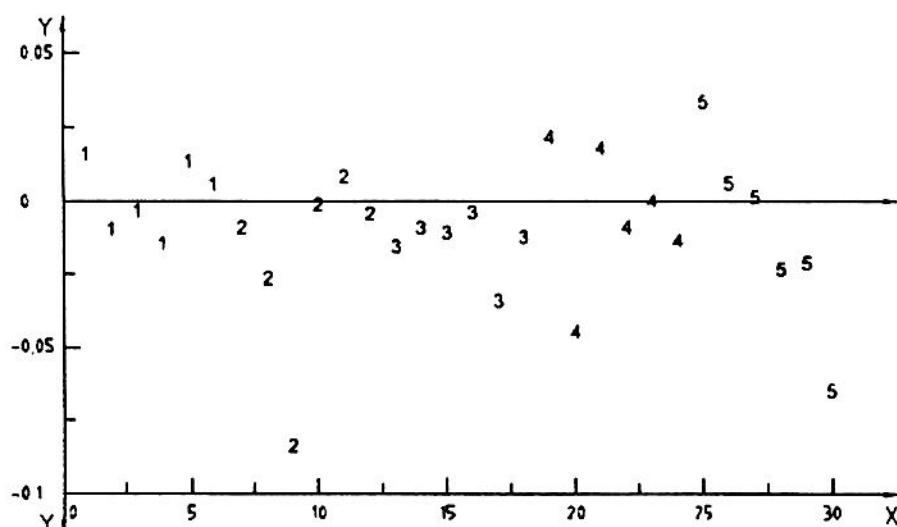
### 8.5.1 Phép đo với đầu dò cấu hình theo hai cách

Phép đo chứng nhận thực hiện với đầu dò số 2362 được đi dây theo một cấu hình cụ thể, gọi là Cấu hình A, trong số nhiều cấu hình có thể có. Nghiên cứu dưỡng đo được thực hiện với đầu dò số 2362 đi dây theo hai cách như một cách thức nhận biết sự khác biệt lớn. Dữ liệu thô về các cấu hình đi dây không được trình bày trong tiêu chuẩn này.

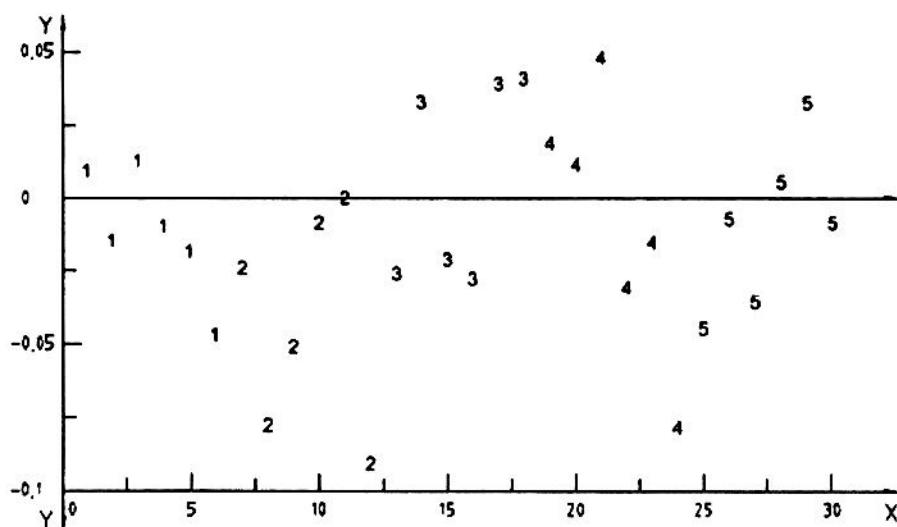
### 8.5.2 Phân tích đồ thị

Khác biệt giữa các phép đo theo cấu hình A và B, thực hiện trong cùng một ngày, được vẽ đồ thị trong

6 ngày đối với từng tấm. Hình 5 thể hiện hai loạt cách nhau gần hai tháng. Đường thẳng ở giữa là đường "không". Các điểm dữ liệu phân tán tương đối ngẫu nhiên trên và dưới đường "không", chỉ ra không có sự khác biệt giữa các cấu hình đối với đầu dò số 2362. Vì vậy, đóng góp của nguồn này vào độ không đảm bảo được coi là không đáng kể.



a) Loạt 1



b) Loạt 2

#### CHÚ ĐÁN

X thời gian, ngày

Y hiệu điện trở suất giữa hai phép đo,  $\Omega \cdot \text{cm}$

1, ..., 5 số nhận biết của các tấm silic (xem Bảng 10)

**Hình 5 – Khác biệt giữa hai phép đo của cấu hình A và B theo thời gian**

### 8.5.3 Kiểm nghiệm định lượng về khác biệt giữa các cấu hình

Phát hiện này được xác nhận bằng kiểm nghiệm  $t$  dựa trên Bảng 12, trong đó hiệu trung bình và độ lệch chuẩn được tính từ các phép đo trong 6 ngày trên năm tâm. Thống kê  $t$  để kiểm nghiệm xem các trung bình chênh lệch về thống kê có giá trị nhỏ hơn 2 hay không, điều này cho thấy không có sự sai khác có ý nghĩa. Kết luận là không có độ chêch do cấu hình đi dây và nguồn này đóng góp không đáng kể vào độ không đảm bảo.

**Bảng 12 – Khác biệt giữa hai cấu hình**

Trạng thái	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Bậc tự do	$t$
Loạt 1	-0,008 58	0,024 2	29	1,9
Loạt 2	-0,011 0	0,035 4	29	1,7

Do đó, độ không đảm bảo do cấu hình,  $S_{\text{cấu hình}}$ , bằng "không" ( $S_{\text{cấu hình}} = 0$ ).

## 8.6 Tính độ không đảm bảo

### 8.6.1 Quy định chung

Tính toán độ không đảm bảo phụ thuộc vào giá trị được báo cáo. Trong trường hợp này, giá trị được chứng nhận là điện trở suất, đối với mỗi tâm, là trung bình của sáu lần lặp ngắn hạn được thực hiện tại tâm tâm trong một ngày, trong một loạt.

Tí mô hình ở Điều 8:

$$Y_{lkj} = \mu + \gamma_l + \delta_k + \varepsilon_{lkj}$$

giá trị cho tâm cụ thể vào ngày  $k$  và loạt  $l$  là

$$\bar{Y}_{lk\cdot} = \mu + \gamma_l + \delta_{lk} + \bar{\varepsilon}_{lk\cdot}$$

### 8.6.2 Bảng thành phần độ không đảm bảo

Bảng thành phần độ không đảm bảo được trình bày trong Bảng 13.

**Bảng 13 – Bảng thành phần độ không đảm bảo**

Nguồn	Loại	Phương sai
Độ lặp lại	A	$S^2 = 0,000\ 804\ 6$
Ngày-ngày	A	$S_D^2 = 0,000\ 486\ 7$
Loạt-loạt	A	$S_R^2 = 0,000\ 198\ 7$
Đầu dò số 2362	A	$S_{đầu dò}^2 = 0,000\ 026\ 18$
Cấu hình đi dây	A	$S_{cấu hình}^2 = 0$

### 8.6.3 Độ không đảm bảo chuẩn tổng hợp

Độ không đảm bảo chuẩn tổng hợp bao gồm các thành phần về độ lặp lại, ngày, loạt và độ chêch đầu dò, được tính từ bảng thành phần độ không đảm bảo là

$$u_c = \sqrt{S^2 + S_D^2 + S_R^2 + S_{2362}^2} = 0,038\ 94$$

### 8.6.4 Bậc tự do hiệu dụng

Bậc tự do hiệu dụng gắn với  $u_c$  được tính gần đúng bằng công thức Welch-Satterthwaite. Phương sai tổng hợp được viết lại từ 8.1 thành

$$u_c^2 = \frac{4 \times MS_E}{5} + \frac{MS_{D(R)}}{6} + \frac{MS_R}{30} + S_{2362}^2$$

Bậc tự do tương ứng cho các thành phần này tương ứng là 44, 10, 1 và 9. Bậc tự do hiệu dụng theo công thức Welch-Satterthwaite là

$$\nu_{eff} = \frac{\frac{u_c^4}{4^2 \times MS_E^2} + \frac{\frac{MS_{D(R)}^2}{6^2}}{10} + \frac{\frac{MS_R^2}{30^2}}{1} + \frac{S_{2362}^4}{9}}{\frac{5^2}{44}} \approx 17$$

Giá trị tới hạn ở mức xác suất 0,95 với 17 bậc tự do từ bảng-*t* là 2,11 và do đó, độ không đảm bảo mở rộng là

$$U = 2,11 \times u_c = 0,082\ \Omega \cdot cm.$$

**Phụ lục A**

(quy định)

**Ký hiệu**

$\hat{b}_k$	Hàm ước lượng của độ chêch đối với phương tiện đo thứ $k$
$S^2$	Hàm ước lượng của phương sai sai số
$S_{\hat{b}_k}^2$	Hàm ước lượng của phương sai của độ chêch đối với phương tiện đo thứ $k$
$S_{\text{cấu hình}}^2$	Hàm ước lượng của phương sai do cấu hình
$S_D^2$	Hàm ước lượng của thành phần phương sai đối với ảnh hưởng theo ngày
$S_{\text{loạt}}^2$	Hàm ước lượng của thành phần phương sai đối với ảnh hưởng theo loạt
MS	Trung bình bình phương
MS <sub>D</sub>	Trung bình bình phương đối với ảnh hưởng theo ngày trong thiết kế lồng hai mức
MS <sub>D(R)</sub>	Trung bình bình phương đối với ảnh hưởng theo ngày trong thiết kế lồng ba mức
MS <sub>E</sub>	Trung bình bình phương đối với sai số ngẫu nhiên
MS <sub>inh</sub>	Trung bình bình phương đối với yếu tố không thuần nhất của cá thể thử
MS <sub>inst</sub>	Trung bình bình phương đối với yếu tố phương tiện đo
MS <sub>cá thể</sub>	Trung bình bình phương do cá thể thử
MS <sub>R</sub>	Trung bình bình phương đối với ảnh hưởng theo loạt
SS	Tổng các bình phương
SS <sub>D(R)</sub>	Tổng các bình phương đối với ảnh hưởng theo ngày
SS <sub>E</sub>	Tổng các bình phương đối với sai số ngẫu nhiên
SS <sub>R</sub>	Tổng các bình phương đối với ảnh hưởng theo loạt
Y	Đại lượng đầu ra có thể lặp lại
$\delta$	Ảnh hưởng của yếu tố ở mức 2, ví dụ ngày
$\varepsilon$	Sai số ngẫu nhiên
$\gamma$	Ảnh hưởng của yếu tố ở mức 3, ví dụ loạt
$\mu$	Trung bình thực hoặc trung bình của một số lượng lớn phép đo
$\nu$	Bậc tự do đối với độ không đảm bảo
$\sigma^2$	Phương sai của sai số ngẫu nhiên
$\sigma_D^2$	Phương sai của ảnh hưởng theo ngày
$\sigma_R^2$	Phương sai của ảnh hưởng theo loạt

Thư mục tài liệu tham khảo

- [1] K. A. BROWNLEE. *Statistical theory and methodology in science and engineering*, Joh Wiley & Sons, Inc., New York, 1960, p. 236 (Lý thuyết thống kê và phương pháp luận trong khoa học và kỹ thuật)
- [2] CARROLL CROARKIN and RUTH VARNER. *Measurement Assurance for Dimensional Measurements on Integrated-circuit Photomasks*, NBS Technical Note 1164, U.S. Dept. Commerce, 1982, 44 pp (Đảm bảo đo đối với các phép đo kích thước trên mặt nạ mạch tích hợp)
- [3] J. R. EHRSTEIN and M.C. CROARKIN. *Standard Reference Materials: The Certification of 100 mm Diameter Silicon Resistivity SRMs 2541 through 2547 Using Dual-Configuration Four-Point Probe Measurements*, NIST Special Publication 260-131, 1998, Revised, 84 pp (Mẫu chuẩn: Chứng nhận điện trở silic đường kính 100 mm SRM từ 2541 đến 2547 sử dụng phép đo đầu dò bốn điểm cấu hình kép)
- [4] CHURCHILL EISENHART. *Realistic Evaluation of the Precision and Accuracy of Instrument Calibration Systems* J Research National Bureau of Standards-C. Engineering and Instrumentation, 67C (2), 1962, pp. 161-187 (Đánh giá thực tế độ chụm và độ chính xác của hệ thống hiệu chuẩn phương tiện đo)
- [5] GERALD J. HAHN and WILLIAM Q. MEEKER. *Statistical Intervals: A Guide for Practitioners*, John Wiley & Sons, Inc., New York, 1991, p. 61 (Khoảng thống kê: Hướng dẫn người thực hành)
- [6] HARRY Ku. Notes on the Use of Propagation of uncertainty Formulas. J Research of National Bureau of Standards-C. Engineering and Instrumentation, 70C (4), 1966, pp. 263-273 (Nghiên cứu của Viện tiêu chuẩn quốc gia – Kỹ thuật và phương tiện đo)
- [7] SAMUEL KOTZ and NORMAN L. JOHNSON. *Encyclopedia of Statistical Sciences*, Vol. 2, John Wiley & Sons, New York, 1982, p. 29
- [8] MARY GIBBONS NATRELLA. *Experimental Statistics*, NBS Handbook 91, US Dept. Commerce, 1963 (Thống kê thực nghiệm)
- [9] STEPHEN WOLFRAM. *Algebraic software, A System of Doing Mathematics by Computer*, 2nd edition, Addison Wesley Publishing Co., New York, 1993 (Phần mềm đại số, hệ thống làm toán bằng máy tính)
- [10] ASTM Method F84-93, *Standard Test Method for Measuring Resistivity of Silicon Wafers With an In-line Four-Point Probe*. Annual Book of ASTM Standards, 10.05, West Conshohocken, PA 19428 (Phương pháp thử tiêu chuẩn để đo điện trở tinh thể silic bằng đầu dò bốn điểm)
- [11] *Measurement Systems Analysis Reference Manual*. Chrysler Corp., Ford Motor Corp., General

Motors Corp., 2nd ed., 1995, 120 pp (Số tay tra cứu phân tích hệ thống đo)

- [12] *Determining and Reporting Measurement Uncertainties*, National Conference of Standards Laboratories RP-12, 1994, Suite 305B, 1800 30th St., Boulder, CO 80301 (Xác định và báo cáo độ không đảm bảo đo)
  - [13] TCVN 6165 : 2009 (ISO/IEC Guide 99 : 2007), Từ vựng quốc tế về đo lường học – Khái niệm, thuật ngữ chung và cơ bản (VIM). BIPM, IEC, IFCC, ISO, IUPAC, IUPAP, OIML, 2nd ed., 1993, 59 pp
  - [14] TCVN 8245 (ISO Guide 35), Chứng nhận mẫu chuẩn – Nguyên tắc chung và nguyên tắc thông kê
  - [15] TCVN 10861 (ISO 21748), Hướng dẫn sử dụng ước lượng độ lặp lại, độ tái lập và độ đúng trong ước lượng độ không đảm bảo đo
-