



جمهوری اسلامی ایران
Islamic Republic of Iran
سازمان ملی استاندارد ایران

Iranian National Standardization Organization



استاندارد ملی ایران

۱۱۷۰۲-۱

چاپ اول

۱۳۹۶

INSO

11702-1

1st Edition

2018

Identical with
ISO17123-1:
2014

اپتیک و دستگاه‌های اپتیکی -
روش‌های اجرایی میدانی برای آزمون
دستگاه‌های ژئودتیک و نقشه‌برداری -

قسمت ۱: نظریه

Optics and optical instruments –
Field procedures for testing
geodetic and surveying instruments –
Part 1: Theory

ICS: 17.180.30

استاندارد ملی ایران شماره ۱-۱۱۷۰۲ (چاپ اول): سال ۱۳۹۶

سازمان ملی استاندارد ایران

تهران، ضلع جنوب غربی میدان ونک، خیابان ولیعصر، پلاک ۲۵۹۲

صندوق پستی: ۶۱۳۹-۱۴۱۵۵ تهران- ایران

تلفن: ۵-۸۸۸۷۹۴۶۱

دورنگار: ۸۸۸۸۷۰۸۰ و ۸۸۸۸۷۱۰۳

کرج، شهر صنعتی، میدان استاندارد

صندوق پستی: ۱۶۳-۳۱۵۸۵ کرج - ایران

تلفن: ۸-۳۲۸۰۶۰۳۱ (۰۲۶)

دورنگار: ۸۱۱۴-۳۲۸۰۸ (۰۲۶)

رایانامه: standard@isiri.gov.ir

وبگاه: <http://www.isiri.gov.ir>

Iranian National Standardization Organization (INSO)

No. 2592 Valiasr Ave., South western corner of Vanak Sq., Tehran, Iran

P. O. Box: 14155-6139, Tehran, Iran

Tel: + 98 (21) 88879461-5

Fax: + 98 (21) 88887080, 88887103

Standard Square, Karaj, Iran

P.O. Box: 31585-163, Karaj, Iran

Tel: + 98 (26) 32806031-8

Fax: + 98 (26) 32808114

Email: standard@isiri.gov.ir

Website: <http://www.isiri.gov.ir>

به نام خدا

آشنایی با سازمان ملی استاندارد ایران

سازمان ملی استاندارد ایران به موجب بند یک ماده ۳ قانون اصلاح قوانین و مقررات مؤسسه استاندارد و تحقیقات صنعتی ایران، مصوب بهمن ماه ۱۳۷۱ تنها مرجع رسمی کشور است که وظیفه تعیین، تدوین و نشر استانداردهای ملی (رسمی) ایران را به عهده دارد.

تدوین استاندارد در حوزه‌های مختلف در کمیسیون‌های فنی مرکب از کارشناسان سازمان، صاحب‌نظران مراکز و مؤسسات علمی، پژوهشی، تولیدی و اقتصادی آگاه و مرتبط انجام می‌شود و کوششی همگام با مصالح ملی و با توجه به شرایط تولیدی، فناوری و تجاری است که از مشارکت آگاهانه و منصفانه صاحبان حق و نفع، شامل تولیدکنندگان، مصرف‌کنندگان، صادرکنندگان و واردکنندگان، مراکز علمی و تخصصی، نهادها، سازمان‌های دولتی و غیردولتی حاصل می‌شود. پیش‌نویس استانداردهای ملی ایران برای نظرخواهی به مراجع ذی‌نفع و اعضای کمیسیون‌های مربوط ارسال می‌شود و پس از دریافت نظرها و پیشنهادهای در کمیته ملی مرتبط با آن رشته طرح و در صورت تصویب، به عنوان استاندارد ملی (رسمی) ایران چاپ و منتشر می‌شود.

پیش‌نویس استانداردهایی که مؤسسات و سازمان‌های علاقه‌مند و ذی‌صلاح نیز با رعایت ضوابط تعیین شده تهیه می‌کنند در کمیته ملی طرح، بررسی و در صورت تصویب، به عنوان استاندارد ملی ایران چاپ و منتشر می‌شود. بدین ترتیب، استانداردهایی ملی تلقی می‌شود که بر اساس مقررات استاندارد ملی ایران شماره ۵ تدوین و در کمیته ملی استاندارد مربوط که در سازمان ملی استاندارد ایران تشکیل می‌شود به تصویب رسیده باشد.

سازمان ملی استاندارد ایران از اعضای اصلی سازمان بین‌المللی استاندارد (ISO)^۱، کمیسیون بین‌المللی الکتروتکنیک (IEC)^۲ و سازمان بین‌المللی اندازه‌شناسی قانونی (OIML)^۳ است و به عنوان تنها رابط^۴ کمیسیون کدکس غذایی (CAC)^۵ در کشور فعالیت می‌کند. در تدوین استانداردهای ملی ایران ضمن توجه به شرایط کلی و نیازمندی‌های خاص کشور، از آخرین پیشرفت‌های علمی، فنی و صنعتی جهان و استانداردهای بین‌المللی بهره‌گیری می‌شود.

سازمان ملی استاندارد ایران می‌تواند با رعایت موازین پیش‌بینی شده در قانون، برای حمایت از مصرف‌کنندگان، حفظ سلامت و ایمنی فردی و عمومی، حصول اطمینان از کیفیت محصولات و ملاحظات زیست‌محیطی و اقتصادی، اجرای بعضی از استانداردهای ملی ایران را برای محصولات تولیدی داخل کشور و/یا اقلام وارداتی، با تصویب شورای عالی استاندارد، اجباری کند. سازمان می‌تواند به منظور حفظ بازارهای بین‌المللی برای محصولات کشور، اجرای استاندارد کالاهای صادراتی و درجه‌بندی آن را اجباری کند. همچنین برای اطمینان بخشیدن به استفاده‌کنندگان از خدمات سازمان‌ها و مؤسسات فعال در زمینه مشاوره، آموزش، بازرسی، ممیزی و صدور گواهی سیستم‌های مدیریت کیفیت و مدیریت زیست‌محیطی، آزمایشگاه‌ها و مراکز واسنجی (کالیبراسیون) وسایل سنجش، سازمان ملی استاندارد این‌گونه سازمان‌ها و مؤسسات را بر اساس ضوابط نظام تأیید صلاحیت ایران ارزیابی می‌کند و در صورت احراز شرایط لازم، گواهینامه تأیید صلاحیت به آن‌ها اعطا و بر عملکرد آن‌ها نظارت می‌کند. ترویج دستگاه بین‌المللی یکاها، واسنجی وسایل سنجش، تعیین عیار فلزات گرانبها و انجام تحقیقات کاربردی برای ارتقای سطح استانداردهای ملی ایران از دیگر وظایف این سازمان است.

1- International Organization for Standardization

2- International Electrotechnical Commission

3- International Organization for Legal Metrology (Organisation Internationale de Metrologie Legals)

4- Contact point

5- Codex Alimentarius Commission

کمیسیون فنی تدوین استاندارد
«اپتیک و دستگاه‌های اپتیکی - روش‌های اجرایی میدانی برای آزمون دستگاه‌های ژئودتیک و
نقشه‌برداری - قسمت ۱: نظریه»

رئیس:

سمت و/یا محل اشتغال:
عضو هیئت علمی دانشگاه سمنان

حاجی‌قربانی، رمضانعلی
(کارشناسی ارشد مکانیک - طراحی کاربردی)

دبیر:

رئیس اندازه‌شناسی، اوزان و مقیاس‌های اداره کل
استاندارد استان سمنان

خداام‌عباسی، روح‌ا...
(کارشناسی ارشد فیزیک - حالت جامد)

اعضا: (اسامی به ترتیب حروف الفبا)

مدیر کنترل کیفیت شرکت کوبش کویر سمنان

برومند، سیمین
(کارشناسی متالورژی صنعتی)

مدیر فنی آزمایشگاه کالیبراسیون ره‌آورد سنجش سمنان

برهانی، معصومه
(کارشناسی مهندسی برق - الکترونیک)

کارشناس اداره کل استاندارد استان سمنان

بهروزفر، قاسم
(کارشناسی مکانیک)

کارشناس مسئول اداره کل استاندارد استان سمنان

تاجیک، مهلا
(کارشناسی زیست‌شناسی)

کارشناس سازمان صنعت، معدن و تجارت استان سمنان

ترحمی، صفیه
(کارشناسی ارشد مکانیک - طراحی کاربردی)

کارشناس شرکت سازه گستر سایپا

تکلو، حمید
(کارشناسی مکانیک)

مدیرعامل شرکت دقیق آزما سمنان

تیموری، مهدی
(کارشناسی ارشد فیزیک - ذرات بنیادی)

سمت و/یا محل اشتغال:

کارشناس اداره کل استاندارد استان سمنان

مدیر کنترل کیفیت شرکت توزین تراز آریا

کارشناس شرکت سازه گستر سایپا

عضو مستقل

عضو مستقل

کارشناس سازمان صنعت، معدن و تجارت استان سمنان

کارشناس مسئول سازمان صنعت، معدن و تجارت استان سمنان

کارشناس استاندارد

کارشناس شرکت پایش ابزار برتر

مدیرعامل شرکت پایش ابزار برتر

مدیرعامل شرکت توزین تراز آریا

رئیس گروه صنایع ساختمانی اداره کل استاندارد استان سمنان

اعضا: (اسامی به ترتیب حروف الفبا)

حسن آبادی، احسان

(کارشناسی ارشد مکانیک- طراحی کاربردی)

حسین آبادی، نشمین

(کارشناسی مهندسی برق- الکترونیک)

خدام عباسی، ابوذر

(کارشناسی ارشد پلیمر- پلیمر)

خدام عباسی، حسن

(کارشناسی فناوری اطلاعات)

خدام عباسی، حسین

(کارشناسی شیمی)

داداشی، ام‌البنین

(کارشناسی ارشد مدیریت صنعتی- تولید)

دوست محمدی، آزاده

(کارشناسی ارشد شیمی- شیمی معدنی)

عبدا...زاده، حمیده

(کارشناسی صنایع غذایی)

کعبی، مریم

(کارشناسی فیزیک)

مهدی‌زاده صفار، سعید

(کارشناسی مهندسی شیمی)

نوعی، حمیدرضا

(کارشناسی الکترونیک)

ویراستار:

طیبان، محمدرضا

(کارشناسی ارشد عمران- سازه)

فهرست مندرجات

| صفحه | عنوان |
|------|--|
| ح | پیش‌گفتار |
| ط | مقدمه |
| ۱ | ۱ هدف و دامنه کاربرد |
| ۱ | ۲ مراجع الزامی |
| ۲ | ۳ اصطلاحات و تعاریف |
| ۱۲ | ۴ ارزیابی عدم قطعیت اندازه‌گیری |
| ۱۲ | ۴-۱ کلیات |
| ۱۴ | ۴-۲ ارزیابی نوع A عدم قطعیت استاندارد |
| ۱۴ | ۴-۲-۱ مدل ریاضی عمومی |
| ۱۵ | ۴-۲-۲ قانون عمومی انتشار عدم قطعیت نوع A |
| ۱۷ | ۴-۲-۳ رویکرد کوچک‌ترین مربعات |
| ۱۹ | ۴-۲-۴ موارد خاص |
| ۲۱ | ۴-۳ ارزیابی نوع B عدم قطعیت استاندارد |
| ۲۱ | ۴-۳-۱ کلیات |
| ۲۱ | ۴-۳-۲ کمیتی در سوال که با استفاده از یک توزیع نرمال مدل‌سازی می‌شود |
| ۲۲ | ۴-۳-۳ کمیتی در سوال که با استفاده از یک توزیع نرمال مدل‌سازی می‌شود |
| ۲۲ | ۴-۳-۴ کمیتی در سوال که با استفاده از یک توزیع احتمال یکنواخت یا مستطیلی مدل‌سازی می‌شود |
| ۲۲ | ۴-۳-۵ کمیتی در سوال که با استفاده از یک توزیع احتمال مثلثی مدل‌سازی می‌شود |
| ۲۳ | ۴-۴ قانون انتشار عدم قطعیت و عدم قطعیت استاندارد مرکب |
| ۲۴ | ۴-۵ عدم قطعیت گسترده |
| ۲۵ | ۵ گزارش عدم قطعیت |
| ۲۵ | ۶ مفهوم خلاصه‌شده ارزیابی عدم قطعیت |
| ۲۶ | ۷ آزمون‌های آماری |
| ۲۶ | ۷-۱ کلیات |
| ۲۶ | ۷-۲ سوال الف: آیا انحراف معیار تجربی، s ، کوچک‌تر یا مساوی با مقدار داده شده σ ، است؟ |
| ۲۷ | ۷-۳ سوال ب: آیا دو نمونه متعلق به جامعه آماری یکسانی است؟ |

| صفحه | عنوان |
|------|---|
| ۲۷ | ۴-۷ سوال پ [و سوال ت]: آزمون معناداری پارامتر y_k |
| ۲۹ | پیوست الف (آگاهی دهنده) توزیع‌های احتمال |
| ۳۰ | پیوست ب (الزامی) توزیع χ^2 ، توزیع فیشر و توزیع t استیودنت |
| ۳۱ | پیوست پ (آگاهی دهنده) مثال‌ها |
| ۴۱ | کتاب‌نامه |

پیش‌گفتار

استاندارد «اپتیک و دستگاه‌های اپتیکی- روش‌های اجرایی میدانی برای آزمون دستگاه‌های ژئودتیک و نقشه‌برداری - قسمت ۱: نظریه» که پیش‌نویس آن در کمیسیون‌های مربوط بر مبنای پذیرش استانداردهای بین‌المللی/منطقه‌ای به عنوان استاندارد ملی ایران به روش اشاره شده در مورد الف، بند ۷، استاندارد ملی شماره ۵ تهیه و تدوین شده، در سیصد و چهل و چهارمین اجلاس کمیته ملی اندازه‌شناسی، اوزان و مقیاس‌ها مورخ ۱۳۹۶/۱۱/۲۳ تصویب شد. اینک این استاندارد به استناد بند یک ماده ۳ قانون اصلاح قوانین و مقررات موسسه استاندارد و تحقیقات صنعتی ایران، مصوب بهمن ماه ۱۳۷۱، به عنوان استاندارد ملی ایران منتشر می‌شود. استانداردهای ملی ایران بر اساس استاندارد ملی ایران شماره ۵ (استانداردهای ملی ایران- ساختار و شیوه نگارش) تدوین می‌شوند. برای حفظ همگامی و هماهنگی با تحولات و پیشرفت‌های ملی و جهانی در زمینه صنایع، علوم و خدمات، استانداردهای ملی ایران در مواقع لزوم تجدیدنظر خواهند شد و هر پیشنهادی که برای اصلاح و تکمیل این استانداردها ارائه شود، هنگام تجدیدنظر در کمیسیون فنی مربوط، مورد توجه قرار خواهد گرفت. بنابراین، باید همواره از آخرین تجدیدنظر استانداردهای ملی ایران استفاده کرد. این استاندارد ملی بر مبنای پذیرش استاندارد بین‌المللی زیر به روش «معادل یکسان» تهیه و تدوین شده و شامل ترجمه تخصصی کامل متن آن به زبان فارسی می‌باشد و معادل یکسان استاندارد بین‌المللی مزبور است:

ISO 17123-1: 2014, Optics and optical instruments - Field procedures for testing geodetic and surveying instruments - part1: Theory

مقدمه

این قسمت از مجموعه استانداردهای ISO 17123، در زمان تعیین و ارزیابی عدم قطعیت اندازه‌گیری نتایج حاصل از دستگاه‌های ژئودتیک و تجهیزات کمکی آن‌ها برای استفاده در کارهای ساختمانی و نقشه‌برداری، روش‌های میدانی را برای پذیرش، مشخص می‌کند. اصولاً این آزمون‌ها برای این در نظر گرفته می‌شوند تا تصدیق‌های میدانی برای مناسب بودن یک دستگاه مشخص به منظور یک امر ضروری باشند. این آزمون‌ها به‌عنوان آزمون‌های ارزیابی پذیرش یا عملکرد، که طبیعت جامع‌تری دارند، در نظر گرفته نمی‌شوند.

به‌طور کلی تعریف و مفهوم عدم قطعیت به‌عنوان یک خصوصیت کمی برای نتیجه‌نهایی اندازه‌گیری، در دو دهه اخیر پیشرفت کرده است، اگرچه تجزیه و تحلیل خطا از خیلی پیش‌تر بخشی از همه علوم اندازه‌گیری بوده است. پس از چندین مرحله، CIPM^۱ کار توسعه یک راهنمای مفصل را به سازمان ISO ارجاع داد. تحت مسئولیت گروه مشورتی فنی در مورد اندازه‌شناسی^۲ (TAG 4) سازمان ISO و هماهنگ با شش سازمان اندازه‌شناسی جهانی، یک سند راهنما درباره بیان عدم قطعیت اندازه‌گیری با هدف تامین قوانینی برای استفاده در استانداردسازی، کالیبراسیون، آزمایشگاه، خدمات اعتبارسنجی و اندازه‌شناسی، گردآوری شد. استاندارد راهنمای ISO/IEC Guide 98-3 اولین راهنمای منتشر شده به‌عنوان یک استاندارد بین‌المللی (سند سازمان ISO) در سال ۱۹۹۵ بود.

با مقدمه عدم قطعیت در اندازه‌گیری در مجموعه استانداردهای ISO 17123 (همه قسمت‌ها)، این استاندارد قصد دارد تا در نهایت یک بیان یکنواخت و کمی از عدم قطعیت اندازه‌گیری در اندازه‌شناسی ژئودتیک با هدف برآورده‌سازی الزامات مشتریان تهیه کند.

مجموعه استانداردهای ISO 17123 (همه قسمت‌ها) نه تنها وسیله ارزیابی دقت (انحراف معیار تجربی) یک دستگاه را فراهم می‌کند، بلکه ابزاری برای تعریف یک بیان عدم قطعیت نیز فراهم می‌کند که اجازه جمع‌بندی همه مولفه‌های عدم قطعیت، چه آن‌هایی که تصادفی بوده یا سیستماتیک هستند، را برای اندازه معرف درستی، یعنی عدم قطعیت مرکب، می‌دهد.

بنابراین مجموعه استانداردهای ISO 17123 (همه قسمت‌ها) برای تعریف هر دستگاه، با استفاده از روش‌ها، پیشنهاد برای افزایش، کمیت‌های موثر معمولی که می‌توان در زمان استفاده عملی انتظار داشت، تحقیق شده‌اند. مشتری می‌تواند برای یک کاربرد خاص، مولفه‌های عدم قطعیت استاندارد مربوط را به منظور استخراج و بیان عدم قطعیت نتیجه اندازه‌گیری، برآورد کند.

این استاندارد، قسمت اول از مجموعه استانداردهای ISO 17123 یا استانداردهای ملی ایران شماره ۱۱۷۰۲، اپتیک و دستگاه‌های اپتیکی - روش‌های اجرایی میدانی برای آزمون دستگاه‌های ژئودتیک و نقشه‌برداری، است که شامل قسمت‌های زیر می‌باشد:

- قسمت ۲: تراز یاب‌ها

1- Comité Internationale des Poids et Mesures
2- Technical Advisory Group on Metrology

- قسمت ۳: زاویه یاب‌ها
- Part 4: Electro-optical distance meters (EDM measurements to reflectors)
- قسمت ۵: تاکئومترهای الکترونیکی
- Part 6: Rotating lasers
- قسمت ۷: شاقول اپتیکی
- Part 8: GNSS field measurement systems in real-time kinematic (RTK)

اپتیک و دستگاه‌های اپتیکی - روش‌های اجرایی میدانی برای آزمون دستگاه‌های ژئودتیک و نقشه‌برداری - قسمت ۱: نظریه

۱ هدف و دامنه کاربرد

هدف از تدوین این استاندارد، ارائه راهنمایی به منظور تأمین قوانین کلی برای ارزیابی و بیان عدم قطعیت در اندازه‌گیری است. این امر در ویژگی‌های روش‌های اجرایی آزمون استانداردهای ISO 17123-2، ISO 17123-3، ISO 17123-4، ISO 17123-5، ISO 17123-6، ISO 17123-7 و ISO 17123-8 استفاده می‌شود. استانداردهای ISO 17123-2، ISO 17123-3، ISO 17123-4، ISO 17123-5، ISO 17123-6، ISO 17123-7 و ISO 17123-8 تنها روش‌های اجرایی آزمون میدانی برای دستگاه‌های ژئودتیک را بدون اطمینان از قابلیت ردیابی، مطابق با استاندارد ISO/IEC Guide 99، مشخص می‌کنند. به منظور اطمینان از قابلیت ردیابی، قصد بر آن است که این دستگاه‌ها در آزمایشگاه آزمونی که قبلاً تجهیز شده، کالیبره شوند. این قسمت از مجموعه استانداردهای ISO 17123 یک نسخه ساده بر مبنای استاندارد ISO/IEC Guide 98-3 و با در نظر گرفتن مسائل مربوط به زمینه خاص اندازه‌گیری‌های آزمون ژئودتیک است.

۲ مراجع الزامی

در مراجع زیر ضوابطی وجود دارد که در متن این استاندارد به صورت الزامی به آن‌ها ارجاع داده شده است. بدین ترتیب، آن ضوابط جزئی از این استاندارد محسوب می‌شوند. در صورتی که به مرجعی با ذکر تاریخ انتشار ارجاع داده شده باشد، اصلاحیه‌ها و تجدیدنظرهای بعدی آن برای این استاندارد الزام‌آور نیست. در مورد مراجعی که بدون ذکر تاریخ انتشار به آن‌ها ارجاع داده شده است، همواره آخرین تجدیدنظر و اصلاحیه‌های بعدی برای این استاندارد الزام‌آور است. استفاده از مراجع زیر برای کاربرد این استاندارد الزامی است:

2-1 ISO/IEC Guide 99, International vocabulary of metrology - Basic and general concepts and associated terms (VIM)

یادآوری - استاندارد ملی ایران شماره ۴۷۲۳: سال ۱۳۹۰، واژه‌نامه اندازه‌شناسی - مفاهیم پایه و عمومی و اصطلاحات مربوط، با استفاده از استاندارد ISO/IEC GUIDE 99: 2007 تدوین شده است.

۳ اصطلاحات و تعاریف

در این استاندارد، علاوه بر اصطلاحات و تعاریف ارائه شده در استانداردهای ISO/IEC Guide 99، اصطلاحات و تعاریف زیر نیز به کار می‌رود:

۱-۳ اصطلاحات عمومی اندازه‌شناختی

۱-۱-۳

کمیت (قابل اندازه‌گیری)

(measurable) quantity

خصیصه یک پدیده، جسم یا ماده که بتوان اندازه آن را به شکل یک عدد و یک مرجع بیان کرد.

مثال ۱:

کمیت‌ها برحسب یک مفهوم کلی: طول، زمان، دما.

مثال ۲:

کمیت‌ها برحسب یک مفهوم خاص: طول یک میله.

۲-۱-۳

مقدار

value

مقدار یک کمیت

value of a quantity

مقدار کمیت

quantity value

عدد و مرجعی که با هم بزرگی یک کمیت را بیان می‌کنند.

مثال:

طول یک میله: ۳,۲۴ m

۳-۱-۳

مقدار واقعی

true value

مقدار واقعی یک کمیت

true value of a quantity

مقدار واقعی کمیت

true quantity value

مقدار کمیت مطابق با تعریف آن کمیت است.

یادآوری- مقداری است که با استفاده از اندازه‌گیری کامل به دست می‌آید. به هر حال این مقدار در اصل و در عمل غیرقابل شناخت است.

۴-۱-۳

مقدار مرجع

reference value

مقدار کمیت مرجع

reference quantity value

مقدار کمیتی که به عنوان یک اساس برای مقایسه با مقادیر کمیت‌های هم‌نوع به کار می‌رود.

یادآوری- مقدار یک کمیت مرجع می‌تواند مقدار کمیت واقعی یک اندازه‌ده^۱ باشد که از این نظر معمولاً نامعلوم است. مقدار یک کمیت مرجع مربوط به عدم قطعیت اندازه‌گیری معمولاً با استفاده از یک روش اجرایی اندازه‌گیری مرجع تهیه می‌شود.

۵-۱-۳

اندازه‌گیری

measurement

فرآیند تعیین یک یا چند مقدار کمیت که به‌طور تجربی و با استدلال بتوان آن را به یک کمیت نسبت داد.

یادآوری- اندازه‌گیری، مقایسه کمیت‌ها یا شمارش موجودیت‌ها را نیز شامل می‌شود.

۶-۱-۳

اصل اندازه‌گیری

measurement principle

پدیده‌ای که به‌عنوان اساس اندازه‌گیری (اساس علمی اندازه‌گیری) به کار گرفته می‌شود.

یادآوری- اصل اندازه‌گیری می‌تواند یک پدیده فیزیکی مانند اثر دوپلر باشد که برای اندازه‌گیری‌های طول استفاده می‌شود.

۷-۱-۳

روش اندازه‌گیری

measurement method

توصیف عام یک سازمان (مجموعه) منطقی از عملیات که در اندازه‌گیری به کار می‌رود.

یادآوری- روش‌های اندازه‌گیری را می‌توان به شیوه‌های مختلفی مانند «روش تفاضلی^۲» و «روش اندازه‌گیری مستقیم» محدود کرد.

1- Measurand

2- Differential method

۸-۱-۳

اندازه ده

measurand

کمیت مورد نظر برای اندازه گیری است.

مثال:

مختصات x با استفاده از یک تاکومتر (دوربین نقشه برداری)^۱ الکترونیکی تعیین شد.

۹-۱-۳

نشانه‌ی

indication

مقدار کمیت که یک دستگاه اندازه گیری یا سیستم اندازه گیری فراهم می کند.

یادآوری - نشانه‌ی و مقدار کمیت تحت اندازه گیری متناظر با آن لزوماً کمیت‌های هم نوع نیستند.

۱۰-۱-۳

نتیجه اندازه گیری

measurement result
result of measurement

مجموعه مقادیر کمیتی که به اندازه ده نسبت داده می شود و هر اطلاعات مرتبط قابل دسترس دیگر را به همراه دارد.

یادآوری - نتیجه اندازه گیری می تواند به موارد زیر اشاره کند:

- نشانه‌ی،
- نتیجه تصحیح نشده، یا
- نتیجه تصحیح شده.

نتیجه اندازه گیری معمولاً به صورت یک مقدار کمیت اندازه گیری شده واحد و یک عدم قطعیت اندازه گیری بیان می شود.

۱۱-۱-۳

مقدار کمیت اندازه گیری شده

measured quantity value

مقدار کمیت که نتیجه اندازه گیری را نشان می دهد.

۱۲-۱-۳

خطا

error

1- Tacheometer

خطای اندازه‌گیری

error of measurement measurement error

مقدار کمیت اندازه‌گیری شده منهای مقدار کمیت مرجع است.

۱۳-۱-۳

خطای اندازه‌گیری تصادفی

random measurement error

خطای تصادفی

random error

مولفه خطای اندازه‌گیری که در تکرار اندازه‌گیری‌ها، با یک روند غیر قابل پیش‌بینی تغییر می‌کند.

یادآوری- خطاهای اندازه‌گیری تصادفی یک مجموعه از اندازه‌گیری‌های تکراری، تابع توزیعی را تشکیل می‌دهد که می‌تواند به امید ریاضی (که معمولاً صفر فرض می‌شود) و واریانس آن خلاصه شود.

۱۴-۱-۳

خطای سیستماتیک

systematic error

خطای سیستماتیک اندازه‌گیری

systematic error of measurement

مولفه خطای اندازه‌گیری که در تکرار اندازه‌گیری‌ها ثابت می‌ماند یا با یک روند قابل پیش‌بینی، تغییر می‌کند.

یادآوری- خطای اندازه‌گیری سیستماتیک و علل آن می‌تواند معلوم یا نامعلوم باشد. برای جبران یک خطای اندازه‌گیری سیستماتیک معلوم، می‌توان یک تصحیح اعمال کرد.

۲-۳ اصطلاحات مخصوص این استاندارد

۱-۲-۳

درستی اندازه‌گیری

accuracy of measurement

نزدیکی توافق بین مقدار کمیت اندازه‌گیری‌شده و مقدار کمیت واقعی از یک اندازه‌ده است.

یادآوری ۱- «درستی» یک مفهوم کیفی بوده و نمی‌تواند برحسب یک مقدار عددی بیان شود.

یادآوری ۲- «درستی» به‌طور معکوس به هر دو خطای سیستماتیک و خطای تصادفی مربوط است.

۲-۲-۳

انحراف معیار تجربی

experimental standard deviation

برآورد انحراف معیار از توزیع مربوط به اندازه‌گیری‌ها است.

یادآوری ۱- انحراف معیار تجربی، یک اندازه از عدم قطعیت ناشی از اثرات تصادفی است.

یادآوری ۲- در این اثرات، مقدار دقیق رخ داده شده، نمی‌تواند شناخته شده باشد. مقدار انحراف معیار تجربی معمولاً با استفاده از روش‌های آماری برآورد می‌شود.

۳-۲-۳

دقت

precision

دقت اندازه‌گیری

measurement precision

نزدیکی توافق بین مقادیر کمیت اندازه‌گیری شده حاصل از تکرار اندازه‌گیری‌ها روی همان نمونه یا مشابه آن، تحت شرایط مشخص است.

یادآوری- دقت اندازه‌گیری معمولاً با استفاده از اندازه‌های غیردقیق، مانند انحراف معیار تجربی تحت شرایط مشخص اندازه‌گیری، بیان می‌شود.

۴-۲-۳

شرط تکرارپذیری

repeatability condition

شرط تکرارپذیری اندازه‌گیری

repeatability condition of measurement

شرط اندازه‌گیری که خارج از یک مجموعه از شرایط است.

یادآوری- شرایط اندازه‌گیری شامل موارد زیر است:

- روش اجرایی اندازه‌گیری یکسان،
- مشاهده‌گر (مشاهده‌گران) یکسان،
- سیستم اندازه‌گیری یکسان،
- شرایط اندازه‌شناختی یکسان،
- موقعیت یکسان و
- تکرار اندازه‌گیری‌ها روی نمونه‌های یکسان یا مشابه در یک دوره زمانی کوتاه.

۵-۲-۳

تکرارپذیری

repeatability

تکرارپذیری اندازه‌گیری

measurement repeatability

دقت اندازه‌گیری تحت مجموعه‌ای از شرایط تکرارپذیری اندازه‌گیری است.

۶-۲-۳

شرایط تجدیدپذیری اندازه‌گیری

reproducibility conditions of measurement

شرط اندازه‌گیری که خارج از یک مجموعه از شرایط است.

یادآوری- شرایط اندازه‌گیری شامل موارد زیر است:

- موقعیت‌های مختلف،

- مشاهده‌گران مختلف،

- سیستم‌های اندازه‌گیری مختلف و

- تکرار اندازه‌گیری‌ها روی نمونه‌های یکسان و مشابه.

۷-۲-۳

تجدیدپذیری

reproducibility

تجدیدپذیری اندازه‌گیری

measurement reproducibility

دقت اندازه‌گیری تحت شرایط تجدیدپذیری اندازه‌گیری است.

۸-۲-۳

کمیت تاثیرگذار

influence quantity

کمیتی که در اندازه‌گیری مستقیم، روی کمیتی که در حال اندازه‌گیری است، تاثیری نداشته، اما بر رابطه بین نشاندهی سیستم اندازه‌گیری و نتیجه اندازه‌گیری تاثیر می‌گذارد.

مثال:

دما در زمان اندازه‌گیری طول با استفاده از یک تاکومتر الکترونیکی.

۳-۳ اصطلاح «عدم قطعیت»

۱-۳-۳

عدم قطعیت

uncertainty

عدم قطعیت اندازه‌گیری

uncertainty of measurement
measurement uncertainty

پارامتری غیرمنفی که پراکندگی مقادیر کمیت را بر اساس اطلاعات مورد استفاده‌ای که به اندازه‌ده نسبت داده شده است، مشخص می‌کند.

یادآوری - عدم قطعیت اندازه‌گیری، عموماً از مولفه‌های زیادی تشکیل می‌شود. برخی از این مولفه‌ها را می‌توان از طریق ارزیابی نوع A عدم قطعیت اندازه‌گیری از روی توزیع آماری مقادیر کمیت حاصل از یک مجموعه اندازه‌گیری‌ها ارزیابی کرده و با انحراف معیار تجربی مشخص کرد. سایر مولفه‌ها که می‌توانند از طریق ارزیابی نوع B عدم قطعیت اندازه‌گیری ارزیابی شوند، را می‌توان به وسیله یک تقریب برای انحراف معیارهای متناظر توصیف کرد که از توزیع‌های احتمال فرض شده بر اساس تجربه یا سایر اطلاعات، ارزیابی شده است.

۳-۳-۲

ارزیابی نوع A

Type A evaluation

ارزیابی نوع A عدم قطعیت اندازه‌گیری

Type A evaluation of measurement uncertainty

ارزیابی یک مولفه عدم قطعیت اندازه‌گیری (عدم قطعیت استاندارد) با استفاده از یک تجزیه و تحلیل آماری مقادیر کمیت، که به وسیله اندازه‌گیری‌ها تحت شرایط اندازه‌گیری تعریف شده، به دست می‌آید.

یادآوری - برای اطلاعات در مورد تجزیه و تحلیل‌های آماری، به زیربند ۴-۱ و استاندارد ISO/IEC Guide 98-3 مراجعه شود.

۳-۳-۳

ارزیابی نوع B عدم قطعیت اندازه‌گیری

Type B evaluation of measurement uncertainty

ارزیابی مولفه عدم قطعیت اندازه‌گیری (عدم قطعیت استاندارد) که با روشی غیر از ارزیابی نوع A عدم قطعیت اندازه‌گیری، تعیین می‌شود.

مثال:

مولفه عدم قطعیت اندازه‌گیری می‌تواند بر اساس موارد زیر باشد:

- داده‌های اندازه‌گیری قبلی،
- تجربه یا آگاهی کلی از رفتار و خصوصیت دستگاه‌ها یا مواد مربوطه،
- ویژگی‌های سازنده،
- داده‌های تهیه شده در کالیبراسیون و سایر گزارش‌ها،
- عدم قطعیت‌های اختصاص داده شده به داده‌های مرجع برگرفته از کتاب‌های راهنما و
- حدود به دست آمده از طریق تجربه‌های شخصی.

یادآوری- برای اطلاعات بیشتر به زیربند 3-4 و استاندارد ISO/IEC Guide 98-3 مراجعه شود.

۴-۳-۳

عدم قطعیت استاندارد

standard uncertainty

عدم قطعیت استاندارد اندازه‌گیری

standard uncertainty of measurement

عدم قطعیت اندازه‌گیری استاندارد

standard measurement uncertainty

عدم قطعیت اندازه‌گیری که به صورت یک انحراف معیار بیان می‌شود.

یادآوری- عدم قطعیت استاندارد را می‌توان با استفاده از یک ارزیابی نوع A یا ارزیابی نوع B نیز برآورد کرد.

۵-۳-۳

عدم قطعیت استاندارد مرکب

combined standard uncertainty

عدم قطعیت اندازه‌گیری استاندارد مرکب

combined standard measurement uncertainty

عدم قطعیت (اندازه‌گیری) استاندارد، که با استفاده از عدم قطعیت‌های استاندارد جداگانه (و کواریانس‌های مناسب)، مربوط به کمیت‌های ورودی در یک مدل اندازه‌گیری به دست می‌آید.

یادآوری- روش اجرایی ترکیب عدم قطعیت‌های استاندارد، اغلب «قانون انتشار عدم قطعیت‌ها» و در بیان مصطلح روش «ریشه مجموع مربعات»¹ (RSS) نامیده می‌شود.

۶-۳-۳

عامل پوشش

coverage factor

عامل عددی بزرگ‌تر از یک که در عدم قطعیت استاندارد (مرکب) ضرب می‌شود تا عدم قطعیت گسترده به دست آید.

یادآوری- عامل پوشش، که معمولاً در گستره دو تا سه است، براساس احتمال پوشش یا سطح اطمینان مورد نیاز بازه است.

۷-۳-۳

عدم قطعیت گسترده

expanded uncertainty

عدم قطعیت اندازه‌گیری گسترده

expanded measurement uncertainty

1- Root-sum-of-squares (RSS)

نیم‌پهنای بازه پوشش متقارن که حول یک کمیت برآورد شده با احتمال پوشش مشخص، متمرکز می‌شود.

یادآوری- برای احتمال پوشش یا سطح اطمینان بازه، می‌توان بخشی را در نظر گرفت.

۸-۳-۳

بازه پوشش

coverage interval

بازه‌ای حاوی یک مجموعه مقادیر واقعی کمیت یک اندازه‌دهنده با احتمال اظهار شده، بر پایه اطلاعات موجود است.

یادآوری- قصد بر آن است که یک بازه پوشش، به‌منظور اجتناب از اشتباه شدن با مفهوم آماری، «بازه اطمینان^۱» نامیده نشود. به‌منظور مرتبط کردن یک بازه با یک سطح اطمینان مشخص، فرضیات صریح یا مفهومی در مورد توزیع احتمال، با استفاده از نتیجه اندازه‌گیری توصیف شده است.

۹-۳-۳

احتمال پوشش

coverage probability

احتمال اینکه یک مجموعه از مقادیر واقعی کمیت اندازه‌دهنده، در بازه پوشش مشخصی قرار گیرد.

یادآوری- این احتمال گاهی اوقات «سطح اطمینان» نامیده می‌شود (به استاندارد ISO/IEC Guide 98-3 مراجعه شود).

۱۰-۳-۳

بیان عدم قطعیت

uncertainty budget

اظهار عدم قطعیت اندازه‌گیری، مولفه‌های این عدم قطعیت اندازه‌گیری و محاسبه و ترکیب آن‌ها است.

یادآوری- فرض شده است که بیان عدم قطعیت شامل مدل اندازه‌گیری، برآوردها، عدم قطعیت‌های اندازه‌گیری مربوط به کمیت-های مدل اندازه‌گیری، نوع توابع چگالی احتمال به‌کار رفته و نوع ارزیابی عدم قطعیت اندازه‌گیری است.

۱۱-۳-۳

مدل اندازه‌گیری

measurement model

رابطه ریاضی بین تمام کمیت‌هایی که به‌طور معلوم در اندازه‌گیری دخالت دارند.

۴-۳ نمادها

جدول ۱- نمادها و تعاریف

| تعریف | نماد |
|--|-------------------------------|
| نیم‌پهنای توزیع مستطیلی مقادیر ممکن کمیت ورودی X_i : $a=(a_+-a_-)/2$ | a |
| کران بالا یا حد بالای کمیت ورودی X_i | a_+ |
| کران پایین یا حد پایین کمیت ورودی X_i | a_- |
| ماتریس طراحی یا ژاکوبی ^۱ $(N \times n)$ | A |
| مشتقات جزئی یا ضریب حساسیت $(i=1,2,\dots,N)$: $c_i = \frac{\partial f}{\partial x_i}$ | c_i |
| بردار ضرایب حساسیت $(i=1,2,\dots,N)$ | c |
| بردار واحد | e |
| رابطه تابعی بین اندازه‌دهه، Y_k و کمیت ورودی، X_j و رابطه تابعی بین برآورد خروجی، y_k و برآوردهای ورودی، x_j | f_k |
| بردار با عناصر $f_k(x^T)$ ($k=1,2,\dots,n$) | f |
| توزیع F فیشر (یا فیشر-اسنیدیکور ^۲) با درجات آزادی (v,v) و سطح اطمینان $(1-\alpha)\%$ | $F_{1-\frac{\alpha}{2}}(v,v)$ |
| رابطه تابعی بین برآورد کمیت ورودی، x_j و مشاهده‌پذیر l_i | g_j |
| عامل پوشش مورد استفاده برای محاسبه عدم قطعیت گسترده $U=kx u_c(y)$ مربوط به برآورد خروجی y حاصل از عدم قطعیت مرکب آن $u_c(y)$ | k |
| مشاهده‌پذیرها، متغیرهای تصادفی $(i=1,2,\dots,m)$ | l_i |
| تعداد مشاهدات، l_i | m |
| تعداد کمیت‌های ورودی که عدم قطعیت آن‌ها را می‌توان با استفاده از ارزیابی نوع A برآورد کرد | M |
| تعداد کمیت‌های خروجی، اندازه‌دهه‌ها | n |
| تعداد کمیت‌های ورودی | N |
| تعداد کمیت‌های ورودی که عدم قطعیت آن‌ها را می‌توان با استفاده از ارزیابی نوع B برآورد کرد | N-M |
| ماتریس معادله نرمال $(n \times n)$ | N |
| وزن برآوردهای ورودی x_j ($j=1,2,\dots,N$) | P_j |
| ماتریس وزن ^۳ $p_j(N \times N)$ | P |
| عامل کمکی ^۳ برآورد خروجی، y_k | $Q_{y_k y_k}$ |
| ماتریس هم‌عامل برآوردهای خروجی، $y_k(n \times n)$ | Q_y |
| باقی‌مانده برآوردهای ورودی، x_j ($j=1,2,\dots,N$) | r_j |
| بردار باقی‌مانده‌ها، r_j | r |
| ضریب همبستگی بین برآوردهای ورودی، x_i و x_j | $r(x_i, x_j)$ |

- 1- Jacobian matrix
 2- Fisher-Snedecor
 3- Cofactor

| نماد | تعریف |
|------------------------|---|
| s | انحراف معیار تجربی (نشان‌گذاری عمومی) |
| $s(y_k)$ | انحراف معیار تجربی برآورد خروجی y_k |
| $t_\alpha(v)$ | توزیع t- (استیودنت) ^۱ با درجه آزادی، v و یک سطح اطمینان $(1-\alpha)\%$ |
| u | عدم قطعیت استاندارد (نشان‌گذاری عمومی) |
| $u(y_k)$ | عدم قطعیت استاندارد برآورد خروجی y_k |
| $u(x_j)$ | عدم قطعیت استاندارد برآورد ورودی x_j |
| $u_c(y_k)$ | عدم قطعیت استاندارد مرکب برآورد خروجی y_k |
| U | عدم قطعیت گسترده (نشان‌گذاری عمومی) |
| x_j | برآورد کمیت ورودی، برآورد ورودی ($j=1,2,\dots,N$) |
| x | بردار برآوردهای کمیت‌های ورودی x_j |
| X_j | کمیت ورودی زام که اندازه‌دهنده Y_k ، به آن وابسته است |
| X | بردار کمیت‌های ورودی X_j |
| y_k | برآورد اندازه‌دهنده Y_k ، برآورد خروجی؛ ($k=1,2,\dots,n$) |
| y | بردار برآوردهای خروجی اندازه‌دهنده y_k |
| Y_k | اندازه‌دهنده k ام ($k=1,2,\dots,n$) |
| Y | بردار اندازه‌دهنده Y_k |
| α | احتمال خطا، به صورت درصد |
| $(1-\alpha)$ | سطح اطمینان |
| v | درجات آزادی |
| σ | انحراف معیار توزیع نرمال |
| $\chi^2_{1-\alpha}(v)$ | توزیع مجذور-شی ^۲ با درجه آزادی، v و سطح اطمینان $(1-\alpha)\%$ |

۴ ارزیابی عدم قطعیت اندازه‌گیری

۴-۱ کلیات

مفهوم کلی، در استاندارد ISO/IEC Guide 98-3 که دیدگاه بین‌المللی چگونگی بیان عدم قطعیت در اندازه‌گیری را بیان می‌کند، مستند شده است. این مفهوم فقط کاربرد سخت قانون واریانس-کواریانس است که در تجزیه و تحلیل داده‌های ژئودتیک و نقشه‌برداری بسیار رایج است. هرچند که فلسفه پشت آن نه تنها به منظور در نظر گرفتن اثرات تصادفی در اندازه‌گیری‌ها، بلکه برای در نظر گرفتن خطاهای سیستماتیک در تعیین عدم قطعیت اندازه‌گیری کلی نیز گسترش داده شده است.

1- Student's t-distribution
2- Chi-squared distribution

در اصل، نتیجه یک اندازه‌گیری فقط یک تقریب یا برآورد مقدار کمیت ویژه مورد اندازه‌گیری، یعنی اندازه‌ده است. پس نتیجه فقط هنگامی که با یک توضیح کمی کیفیت آن، عدم قطعیت، همراه باشد کامل است.

عدم قطعیت نتیجه اندازه‌گیری به‌طور کلی شامل چندین مولفه بوده که ممکن است مطابق با روش مورد استفاده برای برآورد مقادیر عددی آن‌ها، به دو دسته گروه‌بندی شود:

الف- آن‌هایی که با استفاده از روش‌های آماری ارزیابی می‌شوند؛

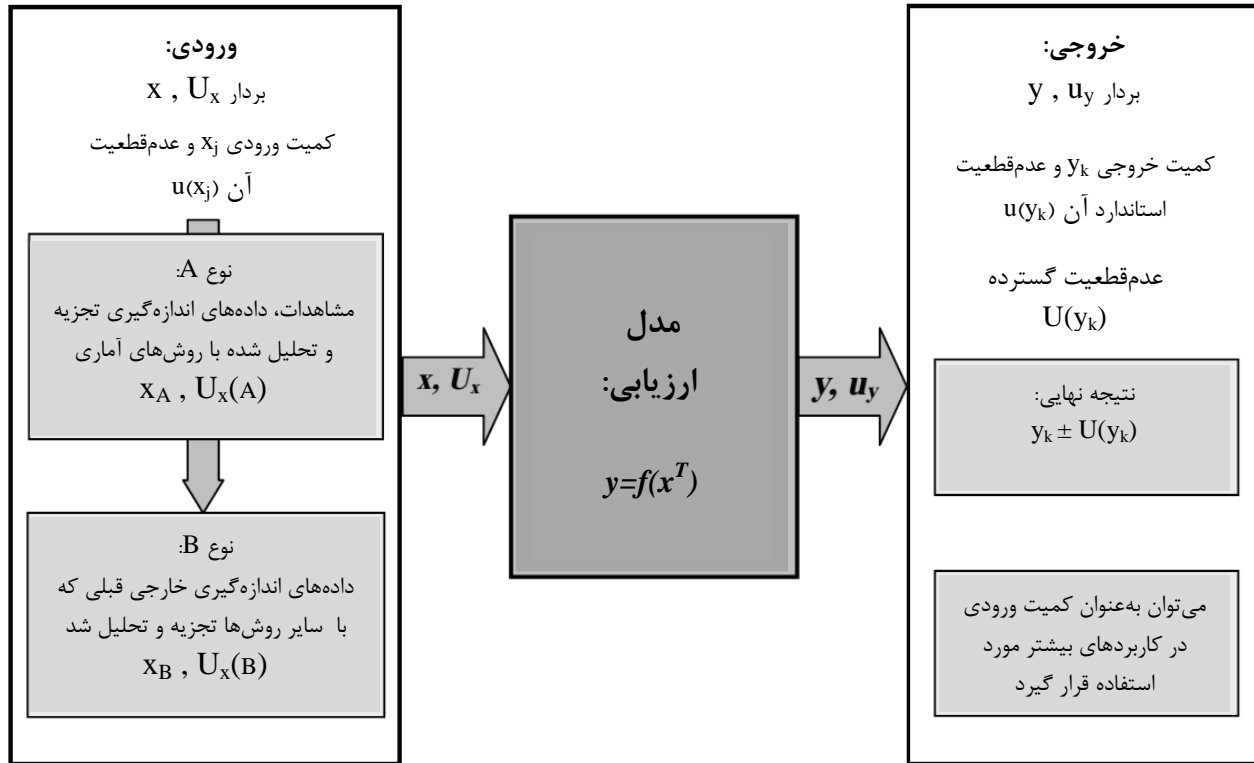
ب- آن‌هایی که با استفاده از سایر روش‌ها ارزیابی می‌شوند؛

اساس این رویکرد این است که هر مولفه عدم قطعیت که در عدم قطعیت نتیجه اندازه‌گیری، با استفاده از یک انحراف معیار برآورد شده، شرکت دارند، عدم قطعیت استاندارد، با نماد پیشنهادی u نامیده می‌شود.

مولفه عدم قطعیت در دسته‌بندی A با استفاده از یک انحراف معیار تجربی برآورد شده آماری، s_i ، و عدد مربوط به درجات آزادی، ν_i ، نشان داده می‌شود. برای چنین مولفه‌ای، عدم قطعیت استاندارد $u_i = s_i$ است. ارزیابی مولفه‌های عدم قطعیت با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های آماری مشاهدات، یک ارزیابی نوع A عدم قطعیت اندازه‌گیری نامیده می‌شود (به زیربند ۴-۲ مراجعه شود).

در یک شیوه مشابه، مولفه عدم قطعیت در دسته‌بندی B با استفاده از یک کمیت u_j نشان داده می‌شود که ممکن است تقریبی از انحراف معیار متناظر در نظر گرفته شود و به توزیع احتمال فرض شده‌ای که بر اساس همه اطلاعات موجود است، نسبت داده شود. از آنجایی که کمیت u_j به‌عنوان یک انحراف معیار رفتار می‌کند، عدم قطعیت استاندارد دسته‌بندی B، در واقع u_j است. ارزیابی عدم قطعیت به روشی غیر از تجزیه و تحلیل آماری مجموعه‌ای از مشاهده‌گرها، یک ارزیابی نوع B عدم قطعیت اندازه‌گیری نامیده می‌شود (به زیربند ۴-۳ مراجعه شود).

همبستگی بین مولفه‌های دسته‌بندی، با استفاده از کواریانس‌ها یا ضرایب همبستگی برآورد شده، توصیف می‌شوند.



شکل ۱- مدل ریاضی و ارزیابی عدم قطعیت فراگیر

۲-۴ ارزیابی نوع A عدم قطعیت استاندارد

۱-۲-۴ مدل ریاضی عمومی

در بیشتر موارد، یک اندازه دهه، Y ، مستقیماً اندازه گیری نمی شود، اما با استفاده از N کمیت دیگر X_1, X_2, \dots, X_N از طریق رابطه تابعی بیان شده به صورت فرمول (۱)، تعیین می شود:

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_N) \quad (1)$$

یک برآورد اندازه دهه، Y ، برآورد خروجی، y ، از فرمول (۱) با استفاده از برآوردهای ورودی X_1, X_2, \dots, X_N به دست می آید، سپس برآورد خروجی، y ، که نتیجه اندازه گیری ها است، با استفاده از فرمول (۲) داده می شود:

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_N) \quad (2)$$

در بیشتر موارد، نتیجه اندازه گیری (برآورد خروجی، y) با استفاده از این رابطه تابعی به دست می آید. اما در بعضی از موارد، مخصوصاً در کاربردهای ژئودتیک و نقشه برداری، نتیجه اندازه گیری ترکیبی از چندین برآورد خروجی y_1, y_2, \dots, y_n است که با ضرب آن ها، به عنوان مثال N اندازه گیری (N برآورد ورودی)، به دست می آید.

با پیروی از موارد بالا، تابع مدل عمومی (به شکل ۱ مراجعه شود) به صورت فرمول (۳) داده می شود:

$$y = f(x^T) \quad (3)$$

با این فرض که:

x یک بردار $(N \times 1)$ از کمیت‌های ورودی x_j ($j=1,2,\dots,N$) است؛

y یک بردار $(n \times 1)$ از کمیت‌های خروجی y_k ($k=1,2,\dots,n$) است؛

f یک بردار $(n \times 1)$ با عناصر $f_k(x^T)$ ($k=1,2,\dots,n$) است؛

f می‌تواند به‌عنوان یک الگوریتم مناسب برای تعیین کمیت‌های خروجی y ، در نظر گرفته شود (به پیوست پ مراجعه شود).

۴-۲-۲ قانون عمومی انتشار عدم قطعیت نوع A

اغلب در فرآیندهای اندازه‌گیری ژئودتیک، کمیت ورودی x_j ، تابعی از چندین مشاهده‌پذیر، با متغیرهای تصادفی است:

$$l_T = (l_1, l_2, l_3, \dots, l_m) \quad (۴)$$

دلیل آن می‌تواند، برای مثال، فرآیندهای اندازه‌گیری داخلی دستگاه، پارامترهای تصحیح حاصل از کالیبراسیون یا حتی اندازه‌گیری‌های چندگانه همان مشاهده‌پذیر باشد.

ممکن است ماتریس عدم قطعیت مربوطه، با استفاده از فرمول (۵) داده شود:

$$U_1 = \begin{bmatrix} u_1^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & u_m^2 \end{bmatrix} \quad (۵)$$

با این فرض که تابع عمومی

$$x_j = g_j(l) \quad (j = 1, 2, \dots, N) \quad (۶)$$

مدل خطی شده

$$x_j = g_0 + g_j^T l \quad (۷)$$

با

$$g_j^T = (g_{j1}, g_{j2}, \dots, g_{jm}) = \left(\frac{\partial g_j}{\partial l_1}, \frac{\partial g_j}{\partial l_2}, \dots, \frac{\partial g_j}{\partial l_m} \right) \quad (۸)$$

عدم قطعیت استاندارد کمیت ورودی x_j را نتیجه می‌دهد که با استفاده از فرمول (۹) داده شده است:

$$u(x_j) = \sqrt{g_j^T U_1 g_j} \quad (۹)$$

با این فرض که مشاهده‌پذیرها تصادفی هستند،

$$u(x_j) = s(x_j) \quad (۱۰)$$

که $s(x_j)$ ، انحراف معیار تجربی x_j نامیده می‌شود.

البته، u_{jk} می‌تواند در کواریانس‌های فرمول (۵) نیز معرفی شود به‌طوری‌که U_1 یک ماتریس کاملاً اشغال شده، گردد.

مثال عددی در بند پ-۱، این رویکرد ارزیابی نوع A را برای محاسبه عدم قطعیت استاندارد توضیح می‌دهد. اگر N تابع X که به مشاهده پذیرهای l وابسته‌اند وجود داشته باشد، مطابق فرمول (۷) رفتار می‌کند:

$$x = g_0 + Gl \quad (11)$$

با ماتریس ژاکوبی:

$$G = \begin{pmatrix} g_{11} & \cdots & g_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ g_{N1} & \cdots & g_{Nm} \end{pmatrix} \quad (12)$$

سرانجام فرمول (۹) را می‌توان در شکل عمومی قانون شناخته شده انتشار خطا، نوشت:

$$U_x = GU_l G^T = \begin{pmatrix} u^2(x_1) & u(x_1, x_2) & \cdots & u(x_1, x_N) \\ u(x_2, x_1) & u^2(x_2) & \cdots & u(x_2, x_N) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ u(x_M, x_1) & u(x_M, x_2) & \cdots & u^2(x_N) \end{pmatrix} \quad (13)$$

عدم قطعیت‌های استاندارد را می‌توان همان‌طور که با استفاده از فرمول (۱۴) داده شده، از عناصر قطری، به دست آورد:

$$u_x = [u(x_1), u(x_2), \dots, u(x_N)]^T \quad (14)$$

به ترتیب، انحراف معیارهای تجربی عبارتند از:

$$s_x = [s(x_1), s(x_2), \dots, s(x_N)]^T \quad (15)$$

با پیروی از فلوجارت شکل ۱، کمیت‌های خروجی، از برآوردهای ورودی x با استفاده از یک تبدیل خطی به دست می‌آید، در نتیجه

$$y = f(x^T) = h_0 + H(x) \quad (16)$$

با در نظر گرفتن فرمول (۱۱)،

$$y = h_0 + H(g_0 + Gl) = \bar{h}_0 + HGl \quad (17)$$

و مطابق فرمول (۱۳)، ماتریس عدم قطعیت به صورت زیر می‌شود:

$$U_y = HU_x H^T = HGU_l G^T H^T \quad (18)$$

عناصر قطری ماتریس U_y بردار عدم قطعیت استاندارد داده شده به صورت فرمول (۱۹) را با هم، ترکیب می‌کند:

$$u_y = [u(y_1), u(y_2), \dots, u(y_N)]^T \quad (19)$$

از برآوردهای خروجی y_1, y_2, \dots, y_N .

دوباره، اگر کمیت‌های ورودی به صورت تصادفی تغییر کند، عدم قطعیت‌های استاندارد در فرمول (۱۹) مطابق با انحراف معیارهای تجربی برآورد خروجی y خواهد بود.

$$u_y = s_y \text{ یا } u(y_k) = s(y_k) \quad (k=1, 2, \dots, n) \quad (20)$$

تودرتو بودن در فرمول (۱۸) می‌تواند به صورت قراردادی برای کاربردهای بیشتر، زیاد شود (به شکل ۱ مراجعه شود) به طور مثال $z = M(y)$.

مثال عددی در بند پ-۲، این رویکرد ارزیابی نوع A برای محاسبه عدم قطعیت استاندارد را توضیح می‌دهد.

۳-۲-۴ رویکرد کوچکترین مربعات

اغلب، مطابق با فرمول (۳) معادلات مدل بیشتری نسبت به کمیت‌های خروجی، y_k باید تعیین شوند. در چنین موردی ($N > n$)، حل کردن سیستم معادله با استفاده از روش شناخته شده تنظیم کمترین مربعات، مناسب است. به این منظور، لازم است که تابع مدل فرمول (۳) در یک سیستم معادلات مشاهده (غیرخطی)، دوباره بیان شود:

$$x+r = F(y) \quad (21)$$

یا در یک نشانه‌گذاری خطی (عبارت‌های درجه بالاتر قابل چشم‌پوشی است):

$$x+r = F(y_0) + \frac{\partial F}{\partial y}(y - y_0) \quad (22)$$

که در آن:

x بردار مشاهدات یا کمیت‌های ورودی قابل اندازه‌گیری ($N \times 1$) است؛

r بردار باقی‌مانده ($N \times 1$) است؛

y بردار مجهول ($n \times 1$)، برآوردهای خروجی است؛

y_0 بردار ($n \times 1$) مقادیر تقریبی y است.

با جایگزینی در فرمول (۲۲):

$$\begin{aligned} y - y_0 &= \tilde{y}, \\ x - F(y_0) &= l \end{aligned} \quad (23)$$

و

$$\frac{\partial F}{\partial y} = \begin{pmatrix} \frac{\partial F_1}{\partial y_1} & \dots & \frac{\partial F_1}{\partial y_n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial F_N}{\partial y_1} & \dots & \frac{\partial F_N}{\partial y_n} \end{pmatrix} = A \quad (24)$$

فرمول (۲۵) حاصل می‌شود:

$$r = A\tilde{y} - l \quad (25)$$

اغلب، لازم است که یک مدل تصادفی، با استفاده از ماتریس وزنی کمیت‌های ورودی قابل اندازه‌گیری، معرفی شود:

$$p_j = \frac{s_0^2}{s_j^2} \quad \text{با} \quad P = \begin{pmatrix} p_1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & p_N \end{pmatrix} \quad (26)$$

وزن‌های p_j را می‌توان به ترتیب با در نظر گرفتن فرمول (۱۳) و فرمول (۱۵) مشخص کرد. با توجه به مدل Gauß-Markov، بردار جواب، عبارت است از:

$$\tilde{y} = (A^T P A)^{-1} A^T P l = N^{-1} n \quad (27)$$

با نتایج فرمول (۲۷)، باقی‌مانده‌ها را می‌توان از فرمول (۲۵) محاسبه کرد. سپس فاکتور واریانس قیاسی را می‌توان از فرمول (۲۸) به دست آورد:

$$s_0^2 = \frac{r^T P r}{v} \quad (28)$$

که در آن:

v درجه آزادی برابر با $N-n$ است.

از این مطلب، انحراف معیار تجربی برآوردهای خروجی، y ، را می‌توان با استفاده از روابط شناخته شده، محاسبه کرد.

$$s(y_k) = s_0 \sqrt{Q_{y_k y_k}} \quad k=1,2,\dots,n \quad (29)$$

با

$$Q_y = N^{-1} \quad \text{و} \quad Q_{y_k y_k} = \text{diag} Q_y \quad (30)$$

سرانجام، عدم قطعیت‌های استاندارد ارزیابی نوع A همه برآوردهای خروجی y_k را می‌توان به صورت فرمول (۳۱) بیان کرد:

$$u_y = s_y \quad \text{یا} \quad u(y_k) = s(y_k) \quad k=1,2,\dots,n \quad (31)$$

اما، مقادیر ورودی تعدیل شده را نیز می‌توان با استفاده از فرمول (۳۲) بیان کرد:

$$\tilde{x} = l + r \quad (32)$$

و ماتریس کواریانس واریانس برآورد شده \tilde{x} را با استفاده از فرمول (۳۳) بیان کرد:

$$S_{\tilde{x}} = s_0^2 A N^{-1} A^T \quad (33)$$

سرانجام، از عناصر قطری رابطه (۳۲) و با استفاده از فرمول (۳۴)، انحراف معیار تجربی داده می‌شود:

$$s_{\tilde{x}} = (s_{\tilde{x}_1}, s_{\tilde{x}_2}, \dots, s_{\tilde{x}_N}) = \sqrt{\text{diag} S_{\tilde{x}}} \quad (34)$$

بنابراین، عدم قطعیت استاندارد برآوردهای ورودی تعدیل شده، به فرمول (۳۵) نتیجه می‌شود:

$$u_{\tilde{x}} = s_{\tilde{x}} \quad \text{یا} \quad u(\tilde{x}_j) = s(\tilde{x}_j) \quad (j=1,2,\dots,N) \quad (35)$$

مثال عددی در بند پ-۳، این روش ارزیابی نوع A برای محاسبه عدم قطعیت استاندارد را توضیح می‌دهد.

۴-۲-۴ موارد خاص

۴-۲-۴-۱ محاسبه عدم قطعیت استاندارد $u(\bar{x}_i)$ میانگین حسابی یا متوسط \bar{x}_i برای آامین مجموعه اندازه گیری ها

اغلب، کمیت های ورودی X_i از $j = 1, 2, \dots, n$ از مشاهدات پی در پی مستقل x_{ij} برآورد می شود. مطابق فرمول (۲۷)، بهترین برآورد موجود فرمول (۳۶) است:

$$\bar{x}_i = (e^T P e)^{-1} e^T P x_i \quad (36)$$

با انحراف معیار تجربی آن، که به صورت فرمول (۳۷) داده می شود:

$$s(\bar{x}_i) = \frac{s_0}{\sqrt{e^T P e}} = \frac{s_0}{\sqrt{\sum p_{ij}}} \quad (37)$$

برای برآوردهای ورودی صحیح مساوی و غیرهمبسته x_{ij} ، میانگین x_i از فرمول (۳۸) نتیجه می شود:

$$\bar{x}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_{ij} \quad (38)$$

و انحراف معیار تجربی، فرمول (۳۹) را نتیجه می دهد:

$$s(\bar{x}_i) = \frac{s_0}{\sqrt{n}} = \sqrt{\frac{r^T r}{n(n-1)}} \quad (39)$$

با $r = e\bar{x}_i - x_i$

سپس، عدم قطعیت استاندارد، با استفاده از فرمول (۴۰) داده می شود:

$$u(\bar{x}_i) = s(\bar{x}_i) \quad (40)$$

۴-۲-۴-۲ محاسبه عدم قطعیت استاندارد $u(\bar{y}_i)$ میانگین حسابی یا متوسط \bar{y}_i برای آامین مجموعه های اندازه گیری های دوگانه

اغلب این کمیت های خروجی Y_i ، با استفاده از میانگین $\bar{y}_i (i=1, 2, \dots, n)$ زوج های اندازه گیری ها (دو اندازه گیری با اندازه دهه یکسان) برآورد می شود:

$$l_j = (l_{j1}, l_{j2}, \dots, l_{jn})^T \quad \text{و} \quad j=1, 2 \quad \text{با} \quad (l_1, l_2) \quad (41)$$

بردار برآوردهای خروجی، به صورت فرمول (۴۲) خوانده می شود:

$$\bar{y} = \frac{1}{2}(l_1 + l_2) \quad (42)$$

ارزیابی زیر نشان می دهد که روش اندازه گیری، خطاهای سیستماتیک را حذف می کند؛ این یعنی امید ریاضی بردار اختلاف، به صورت زیر است:

$$E(d) = E(l_2 - l_1) = 0 \quad (43)$$

به علاوه، فرض شده است که عدم قطعیت استاندارد مشابه u_{ij} با $j=1, 2$ را می توان به همه زوج های اندازه گیری ها، نسبت داد. بنابراین:

$$P_{l_1} = P_{l_2} = P \quad (44)$$

$$s_0^2 = \frac{d^T P d}{2n}$$

که در آن:

$$d = (l_2 - l_1) \quad (45)$$

اگر همان وزن را بتوان به همه مشاهدات اختصاص داد، انحراف معیار تجربی را همان طوری که در فرمول‌های (۴۶)، (۴۷) و (۴۸) داده شده، می‌خواند:

برای اندازه‌گیری‌های $l_{j,i}$:

$$s_i = \sqrt{\frac{d^T d}{2n}} \quad (46)$$

برای اختلاف‌های d_i :

$$s_d = \sqrt{\frac{d^T d}{n}} \quad (47)$$

و برای این برآوردهای خروجی \bar{y}_i :

$$s(\bar{y}_i) = \sqrt{\frac{d^T d}{4n}} \quad (48)$$

به منظور بررسی برآورده شدن فرض فرمول (۴۳)، بهتر است قوانین زیر اعمال شود:

$$(e^T d)^2 < d^T d \quad (49)$$

اگر فرمول (۴۹) درست باشد، می‌توان انتظار داشت که $E(d)=0$ شود. در این مورد، عدم قطعیت استاندارد به صورت فرمول (۵۰) داده می‌شود:

$$u(\bar{y}_i) = s(\bar{y}_i) \quad (50)$$

۳-۴-۲-۴ محاسبه عدم قطعیت استاندارد کلی u برای m مجموعه از اندازه‌گیری‌ها

انحراف معیار تجربی به دست آمده برای همه m مجموعه از اندازه‌گیری‌ها برای یک برآورد جداگانه انحراف معیار تجربی کلی اندازه‌گیری‌ها، در نظر گرفته می‌شود. فرض می‌شود که هر یک از این برآوردها از همان درجه $v_i = v_1 = v_2 = \dots = v_m$ باشد. فرمول‌های (۵۱) و (۵۲) چگونگی ترکیب انحراف معیارهای تجربی مجزا را به منظور ارائه یک انحراف معیار تجربی کلی بیان می‌کند که مقدار یکسانی از انحراف معیارهای تجربی محاسبه شده را برای همه مجموعه‌های اندازه‌گیری می‌دهد.

$$\sum s^2 = \sum_{i=1}^m s_i^2 = s_1^2 + s_2^2 + \dots + s_m^2 \quad (51)$$

که در آن:

m تعداد مجموعه‌های اندازه‌گیری‌ها است؛

s_i انحراف معیار تجربی یک مقدار اندازه‌گیری شده واحد با i امین مجموعه اندازه‌گیری‌ها است. $\sum s^2$ مجموع مربعات همه انحراف معیارهای s_i ، برای m مجموعه از اندازه‌گیری‌ها، است. انحراف معیار تجربی کلی s ، برای m مجموعه از اندازه‌گیری‌ها، فرمول (۵۲) را نتیجه می‌دهد:

$$s = \sqrt{\frac{\sum s^2}{m}} \quad (52)$$

تعداد درجات آزادی همه m مجموعه از اندازه‌گیری‌ها، با استفاده از فرمول (۵۳) به دست می‌آید:

$$v = \sum_{i=1}^m v_i = m \times v_i \quad (53)$$

سرانجام، عدم قطعیت استاندارد کلی را می‌توان به صورت فرمول (۵۴) نوشت:

$$u = s \quad (54)$$

مثال‌های عددی در بند پ-۴ و پ-۵، روش‌های ارزیابی نوع A برای محاسبه عدم قطعیت‌های استاندارد را توضیح می‌دهند.

۳-۴ ارزیابی نوع B عدم قطعیت استاندارد

۱-۳-۴ کلیات

اغلب، همه عدم قطعیت‌های N کمیت ورودی را نمی‌توان با استفاده از ارزیابی نوع A، برآورد کرد؛ بنابراین، M تعداد عدم قطعیت‌های به دست آمده با استفاده از ارزیابی نوع A، فرض شده، پس عدم قطعیت‌های $N-M$ کمیت ورودی را باید با استفاده از سایر روش‌ها، برای مثال با استفاده از ارزیابی نوع B، تعیین شود. برای برآورد x_j ، $M < j \leq N$ از یک کمیت ورودی، که از مشاهدات پی‌درپی به دست نیامده یا از نمونه‌های کوچک به دست آمده، ارزیابی عدم قطعیت استاندارد $u(x_j)$ معمولاً مبتنی بر رای علمی با استفاده از همه اطلاعات موجود است که ممکن است شامل موارد زیر باشد:

- داده‌های اندازه‌گیری قبلی،

- آزمایش با مواد و دستگاه‌های مربوطه یا دانش کلی درباره رفتار یا مشخصات آن‌ها،

- ویژگی‌های سازنده،

- داده‌های بیان شده در گزارش‌های کالیبراسیون،

- عدم قطعیت اختصاص داده شده به داده‌های مرجع برگرفته از کتاب‌های راهنما.

مثال‌هایی از ارزیابی نوع B که می‌تواند در عمل، خیلی مفید باشد، در زیربندهای زیر بیان شده است.

۲-۳-۴ کمیتی در سوال که با استفاده از یک توزیع نرمال مدل‌سازی می‌شود (به پیوست الف مراجعه شود)

- حدود پایینی و بالایی با استفاده از a_- و a_+ برآورد می‌شود.

- مقدار برآورد شده این کمیت $\frac{(a_+ + a_-)}{2}$ است.

- ۵۰٪ احتمال اینکه این مقدار در بازه a_- تا a_+ قرار گیرد.

سپس، عدم قطعیت استاندارد، فرمول (۵۵) را نتیجه می دهد:

$$u_j \approx 1,48a \quad (55)$$

که در آن $a = \frac{(a_+ - a_-)}{2}$ است.

۳-۳-۴ کمیتی در سوال که با استفاده از یک توزیع نرمال مدل سازی می شود (به پیوست الف مراجعه شود)

- حدود پایینی و بالایی با استفاده از a_- و a_+ برآورد می شود.

- مقدار برآورد شده کمیت $\frac{(a_+ + a_-)}{2}$ است.

- ۶۷٪ احتمال اینکه این مقدار در بازه a_- تا a_+ قرار گیرد.

سپس، عدم قطعیت استاندارد، فرمول (۵۶) را نتیجه می دهد:

$$u_j \approx a \quad (56)$$

که در آن $a = \frac{(a_+ - a_-)}{2}$ است.

۴-۳-۴ کمیتی در سوال که با استفاده از یک توزیع احتمال یکنواخت یا مستطیلی مدل سازی می شود (به

پیوست الف مراجعه شود)

- حدود پایینی و بالایی با استفاده از a_- و a_+ برآورد می شود.

- مقدار برآورد شده کمیت $\frac{(a_+ + a_-)}{2}$ است.

- ۱۰۰٪ احتمال اینکه این مقادیر در بازه a_- تا a_+ قرار گیرد.

سپس، عدم قطعیت استاندارد، فرمول (۵۷) را نتیجه می دهد:

$$u_j = \frac{a}{\sqrt{3}} \approx 0,58a \quad (57)$$

که در آن $a = \frac{(a_+ - a_-)}{2}$ است.

۵-۳-۴ کمیتی در سوال که با استفاده از یک توزیع احتمال مثلثی مدل سازی می شود (به پیوست الف

مراجعه شود)

- حدود پایینی و بالایی با استفاده از a_- و a_+ برآورد می شود.

- مقدار برآورد شده کمیت $\frac{(a_+ + a_-)}{2}$ است.

- احتمال اینکه این مقادیر در بازه a_- تا a_+ قرار گیرد، ۱۰۰٪ است.

سپس، عدم قطعیت استاندارد، فرمول (۵۸) را نتیجه می دهد:

$$u_j = \frac{a}{\sqrt{6}} \approx 0,41a \quad (58)$$

که در آن $a = \frac{(a_+ - a_-)}{2}$ است.

مثال‌های عددی در بند پ-۶، روش‌های ارزیابی نوع B برای محاسبه عدم قطعیت‌های استاندارد را توضیح می‌دهد.

۴-۴ قانون انتشار عدم قطعیت و عدم قطعیت استاندارد مرکب

عدم قطعیت استاندارد مرکب $u_c(y_k)$ ، یک نتیجه اندازه‌گیری y_k ، برای نمایش انحراف استاندارد برآورد شده مربوط به نتیجه نهایی، داده می‌شود. این عدم قطعیت در صورت وجود، با ترکیب عدم قطعیت‌های استاندارد مجزا $u(x_i)$ و کواریانس‌های $u(x_i, x_j)$ مربوط به برآوردهای ورودی $x_1, x_2, \dots, x_M, x_{M+1}, x_{M+2}, \dots, x_N$ ، به دست می‌آید که می‌تواند حاصل از ارزیابی نوع A یا ارزیابی نوع B باشد. این روش، قانون انتشار عدم قطعیت یا به بیان اندازه-شناسی ژئودیک، روش ریشه مجموع مربعات انحرافات استاندارد مرکب، نامیده می‌شود.

فرض می‌شود که برای برآوردهای ورودی

$$(x_1, x_2, \dots, x_M) = x_A^T \quad (۵۹)$$

عدم قطعیت‌های استاندارد، حاصل از ارزیابی نوع A بوده و با استفاده از فرمول (۶۰) داده می‌شود:

$$U_{x(A)} = \begin{pmatrix} u(x_1)^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & u(x_2)^2 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \\ 0 & \dots & & u(x_M)^2 \end{pmatrix} \quad (۶۰)$$

و برای برآوردهای ورودی

$$(x_{M+1}, x_{M+2}, \dots, x_N) = x_B^T \quad (۶۱)$$

عدم قطعیت‌های استاندارد، حاصل از ارزیابی نوع B بوده و با استفاده از فرمول (۶۲) داده می‌شود:

$$U_{x(B)} = \begin{pmatrix} u(x_{M+1})^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & u(x_{M+2})^2 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \\ 0 & \dots & & u(x_N)^2 \end{pmatrix} \quad (۶۲)$$

از اینرو

$$U_x = \begin{pmatrix} U_{x(A)} & 0 \\ 0 & U_{x(B)} \end{pmatrix} \quad (۶۳)$$

و مطابق با فرمول‌های (۷) تا (۹):

$$y_k = c_0 + c_k^T \begin{pmatrix} x_A \\ x_B \end{pmatrix} \quad (۶۴)$$

با

$$c_k^T = \left(\frac{df_k}{dx_1}, \frac{df_k}{dx_2}, \dots, \frac{df_k}{dx_N} \right) = (c_{k1}, c_{k2}, \dots, c_{kN}) \quad (۶۵)$$

مقادیر c_{ki} ، با $i=1, \dots, N$ اغلب ضرایب حساسیت نامیده شده و با استفاده از مشتقات تابع f_k یا گاهی اوقات با استفاده از بسط مرتبه اول سری تیلور، به صورت تجربی اندازه گیری می شود. سرانجام، عدم قطعیت استاندارد مرکب برای تخمین خروجی y_k (به فرمول (۳۱) مراجعه شود) فرمول (۶۶) را نتیجه می دهد:

$$u_c(y_k) = \sqrt{c_k^T U_x c_k} \quad (66)$$

اگر کواریانس برآورد شده بین x_j و x_i ، $u(x_i, x_j) = u(x_j, x_i)$ شناخته شده باشد، آن ها را می توان به راحتی در فرمول های (۶۰)، (۶۲) و (۶۳) ملاحظه کرد.

در این مورد، درجه همبستگی با استفاده از ضریب همبستگی برآورد شده، توصیف می شود.

$$r(x_i, x_j) = \frac{u(x_i, x_j)}{u(x_i)u(x_j)} \quad (67)$$

که در آن، $-1 \leq r(x_i, x_j) \leq +1$ بوده و اگر $u(x_i)$ و $u(x_j)$ مستقل باشند، $r(x_i, x_j) = 0$ است. مثال های عددی در بند پ-۶، روش های محاسبه عدم قطعیت های استاندارد مرکب را توضیح می دهد.

۴-۵ عدم قطعیت گسترده

اگرچه عدم قطعیت گسترده، $u_c(y)$ می تواند به طور فراگیر استفاده شود، در بعضی کاربردهای تجاری و صنعتی، اغلب ضروری است که یک اندازه عدم قطعیتی داده شود و این عدم قطعیت باید به صورت بازه ای حول نتیجه اندازه گیری y ، تعریف شده که مقدار اندازه ده، Y با اطمینان داخل آن قرار گیرد. اندازه عدم قطعیتی که الزامات تامین یک بازه را برآورده می کند، عدم قطعیت گسترده با نماد پیشنهادی U نامیده می شود و با ضرب عدم قطعیت استاندارد مرکب در عامل پوشش k ، همان طور که با استفاده از فرمول (۶۸) داده شده، به دست می آید:

$$U = k \times u_c(y) \quad (68)$$

به طور مطمئن داریم:

$$y - U \leq Y \leq y + U \quad (69)$$

که به سادگی به صورت فرمول (۷۰) بیان می شود:

$$Y = y \pm U \quad (70)$$

در حالت کلی، مقدار عامل پوشش، k ، بر اساس سطح مطلوب اطمینان در نظر گرفته شده که این مقدار به منظور وابستگی به بازه تعریف شده با استفاده از $\pm U$ ، معمولاً در گستره ۲ تا ۳، انتخاب می شود.

اگر

$$U = 2 \times u_c(y) \quad (71)$$

این بازه متناظر با یک سطح ویژه اطمینان با تقریب $P=95\%$ است که معمولاً در این مجموعه استاندارد استفاده شده و برای برآورد خروجی یک توزیع نرمال، فرض می شود.

تحت پیش شرط مشابه:

$$U = 3 \times u_c(y) \quad (۷۲)$$

یک بازه با سطحی بزرگ‌تر از $P=99\%$ تعریف می‌کند. به هر حال، برای کاربردهای ویژه، ممکن است k خارج از گستره بیان شده، باشد. تجربه‌های گسترده با آگاهی کامل از کاربردهایی که این نتیجه اندازه‌گیری برای آن مقرر شده، انتخاب مناسب مقدار k را می‌تواند تسهیل کند. برای اطلاعات بیشتر، به زیربند 6.3 استاندارد ISO/IEC Guide 98-3: 2008 و پیوست چ مراجعه شود.

۵ گزارش عدم قطعیت

بهتر است در هنگام گزارش نتیجه اندازه‌گیری و عدم قطعیت آن، اطلاعات زیر داده شود:

- یک توصیف واضح از مدل‌ها و روش‌های ریاضی استفاده شده برای محاسبه نتیجه اندازه‌گیری و عدم قطعیت آن (ارزیابی‌های نوع A و نوع B) از مشاهدات تجربی و داده‌های ورودی؛
- فهرستی از همه مولفه‌های عدم قطعیت همراه با درجات آزادی آن‌ها و u_c حاصل؛
- توصیف مفصلی از چگونگی ارزیابی هر مولفه عدم قطعیت استاندارد؛
- توصیفی از چگونگی انتخاب k ، هنگامی که برابر با دو انتخاب نشده باشد.

هنگامی که اندازه عدم قطعیت $u_c(y)$ است، توصیه می‌شود نتیجه عددی اندازه‌گیری، به شیوه زیر بیان شود:

$$D = 12345,678 \text{ m}$$

$$u_c = 9,1 \text{ mm}$$

اگر عدم قطعیت گسترده، U ، گزارش شود، نشان‌گذاری زیر توصیه می‌شود:

$$D = 12345,678 \text{ m}$$

$$U = \pm 18 \text{ mm (k=2)}$$

یا

$$D = (12345,678 \pm 0,018) \text{ m (k=2)}$$

۶ مفهوم خلاصه شده ارزیابی عدم قطعیت

خلاصه زیر می‌تواند به‌عنوان یک دستورالعمل مرحله‌ای، برای محاسبه عملی عدم قطعیت، در نظر گرفته شود.

الف- توصیف واضح اندازه‌ده‌ها و روش اندازه‌گیری: رابطه بین کمیت‌های ورودی و کمیت‌های خروجی و مدل ارزیابی باید به‌طور صحیح، به‌صورت ریاضی توصیف شود.

ب- بهتر است همه تصحیحات، تعیین و در اولین زمان ممکن، اعمال شود.

پ- شناسایی همه علت‌ها (کمیت‌های موثر) برای ارزیابی عدم قطعیت.

ت- محاسبه عدم قطعیت‌های استاندارد که از روش‌های اجرایی آماری ارزیابی نوع A استفاده می‌کنند.

ث- تعیین عدم قطعیت‌های استاندارد ارزیابی نوع B. برای این امر بهتر است،

۱- آگاهی از توزیع احتمال کمیت ورودی،

۲- اطلاعاتی برای برآورد توزیع کمیت ورودی،

۳- کران‌های بالایی و پایینی تغییرپذیری حدود کمیت ورودی و

- ۴- هر اطلاعات یا آگاهی دیگری به منظور بیان عدم قطعیت استاندارد مورد نیاز، در نظر گرفته شود.
- ج- برای هر کمیت ورودی، باید بخش کمی این عدم قطعیت استاندارد، محاسبه شود. سپس مطابق با مدل اندازه گیری (مدل ریاضی برای محاسبه برآوردهای خروجی)، باید همه ضرایب حساسیت، تعیین شود.
- چ- سپس، قانون انتشار عدم قطعیت را می توان اعمال کرد؛ این نتیجه، عدم قطعیت استاندارد مرکب برآوردهای خروجی است.
- ح- ضرب عدم قطعیت استاندارد مرکب در عامل پوشش، در نهایت، عدم قطعیت گسترده را نتیجه می دهد.
- خ- نتیجه نهایی را با استفاده از بیان برآورد خروجی، عدم قطعیت گسترده و عامل پوشش، گزارش کنید.

۷ آزمون های آماری

۱-۷ کلیات

برای تفسیر نتایجی که فقط حاصل از روش اجرایی آزمون کامل است، باید آزمون های آماری با استفاده از انحراف معیار تجربی، s ، یا عدم قطعیت استاندارد، u ، مربوط به ارزیابی نوع A انجام شود. برای آزمون ها، این ارزیابی نوع A عدم قطعیت استاندارد می تواند به عنوان یک انحراف معیار تجربی رفتار کند. برای آزمون، باید به سوالات زیر پاسخ داده شود (به جدول ۲ مراجعه شود).

الف- آیا انحراف معیار تجربی محاسبه شده (عدم قطعیت استاندارد ارزیابی نوع A)، s ، کوچک تر یا مساوی با مقدار σ سازنده یا سایر مقادیر از پیش تعیین شده آن، است؟

ب- آیا دو انحراف معیار تجربی (عدم قطعیت های استاندارد ارزیابی نوع A)، s و \tilde{s} ، که از دو نمونه مختلف اندازه گیری متعلق به یک جامعه آماری، تعیین شدند، نشان می دهند که این دو نمونه، تعداد درجات آزادی، ν ، ν تعداد درجه آزادی همه مجموعه های اندازه گیری است) یکسانی دارند؟

پ و ت- آیا پارامتر y_k به ترتیب برای موارد الف و ب با استفاده از تنظیم برابر با صفر، به دست می آید؟

جدول ۲- آزمون های آماری

| سوال | فرضیه صفر | فرضیه جایگزین |
|---|---------------------------|------------------------------|
| الف | $s \leq \sigma$ | $s > \sigma$ |
| ب | $\sigma = \tilde{\sigma}$ | $\sigma \neq \tilde{\sigma}$ |
| پ و ت | $y_k = 0$ | $y_k \uparrow 0$ |
| یادآوری- σ به جای s استفاده می شود، زیرا فرضیه های صفر، کنترل می کنند که دو انحراف معیار تجربی متعلق به جمعیت یکسان باشند. | | |

۲-۷ سوال الف: آیا انحراف معیار تجربی، s ، کوچک تر یا مساوی با مقدار داده شده σ ، است؟

فرمول های (۱) تا (۵۴) فقط این امکان را فراهم می کنند تا انحراف معیار (تجربی)، s ، یا عدم قطعیت استاندارد ارزیابی نوع A ، u ، اندازه گیری ها، تعیین شوند. به دلیل اندازه کوچک نمونه، این مقدار می تواند کم و بیش، از

انحراف معیار تئوری σ کل جامعه آماری، همان طور که به وسیله سازنده دستگاه بیان شده یا به هر شیوه دیگری از قبل تعیین شده، تفاوت داشته باشد.

روش های آماری ریاضی این امکان را فراهم می کنند در مورد اینکه آیا انحراف معیار تجربی، s ، کوچک تر یا مساوی با انحراف معیار تئوری داده شده، σ ، (در سطح اطمینان $1-\alpha$) است، تصمیم گیری شود.

اگر شرایط زیر برآورده شود، فرضیه صفر $s \leq \sigma$ رد نمی شود:

$$s \leq \sigma \times \sqrt{\frac{\chi_{1-\alpha}^2(v)}{v}} \quad (73)$$

در غیر این صورت، فرضیه صفر، رد می شود. $\chi_{1-\alpha}^2(v)$ را می توان از جدول ب-۱ به دست آورد.

انحراف معیار تئوری، σ ، یک مقدار از پیش تعیین شده است.

۳-۷ سوال ب: آیا دو نمونه متعلق به جامعه یکسانی است؟

روش های آماری ریاضی این امکان را فراهم می کنند در مورد اینکه آیا دو انحراف معیار تجربی، s و \tilde{s} یا عدم قطعیت های استاندارد ارزیابی نوع A ، u و \tilde{u} که از دو نمونه مختلف اندازه گیری ها، متعلق به جامعه آماری یکسان، (در سطح اطمینان $1-\alpha$) به دست آمده اند، تصمیم گیری شود. اگر شرایط زیر برقرار شود، فرضیه صفر متناظر $\sigma = \tilde{\sigma}$ رد نمی شود:

$$\frac{1}{F_{1-\alpha/2}(v, v)} \leq \frac{s^2}{\tilde{s}^2} \leq F_{1-\alpha/2}(v, v) \quad (74)$$

در غیر این صورت، فرضیه صفر رد می شود.

دو نمونه اندازه گیری با همان عدد $n = \tilde{n}$ به منظور تعیین انحراف معیارهای تجربی، s و \tilde{s} گرفته می شوند. این

انحراف معیارهای تجربی، s و \tilde{s} را می توان از موارد زیر به دست آورد:

- دو نمونه اندازه گیری با تجهیزات یکسان، اما مشاهده گرهای مختلف؛

- دو نمونه اندازه گیری با تجهیزات یکسان، اما در زمان های مختلف؛

- دو نمونه اندازه گیری با تجهیزات مختلف.

می توان $F_{1-\alpha/2}(v, v)$ را از جدول ب-۱ به دست آورد.

۴-۷ سوال پ [و سوال ت]: آزمون معناداری^۱ پارامتر y_k

فرمول های (۲۱) تا (۳۵)، معادلات تنظیم با استفاده از روش کمترین مربعات، این امکان را فراهم می کنند تا پارامترهای y_k و انحراف معیارهای تجربی آن ها، $s(y_k)$ یا عدم قطعیت های استاندارد ارزیابی نوع A ، $u(y_k)$ تعیین شوند. علاوه بر این، روش های آماری ریاضی این امکان را فراهم می کنند تا در مورد اینکه پارامتر y_k (در سطح

اطمینان $(1-\alpha)$ مساوی صفر نباشد، تصمیم‌گیری شود. اگر شرایط زیر برقرار شود فرضیه صفر $y_k = 0$ رد نمی‌شود:

$$|y_k| \leq s(y_k) \times t_{1-\alpha/2}(v) \quad (75)$$

در غیر این صورت، فرضیه صفر رد می‌شود.

y_k پارامتری است که باید برای همه مجموعه‌های اندازه‌گیری، اعتبارسنجی شود.

اگر $m > 1$ باشد، y_k با استفاده از مقادیر متناظر $y_{k,i}$ برای m مجموعه اندازه‌گیری محاسبه می‌شود:

$$y_k = \frac{\sum_{i=1}^m y_{k,i}}{m} \quad (76)$$

$y_{k,i}$ باید مطابق با این معادلات برای روش اجرایی آزمون کامل، برآورد شود.

در این مورد:

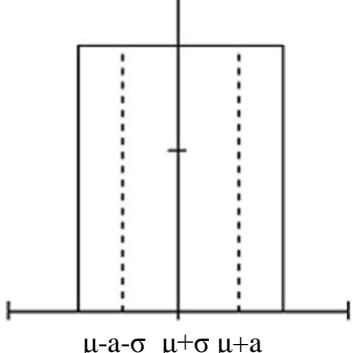
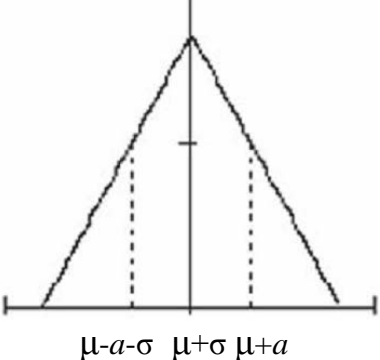
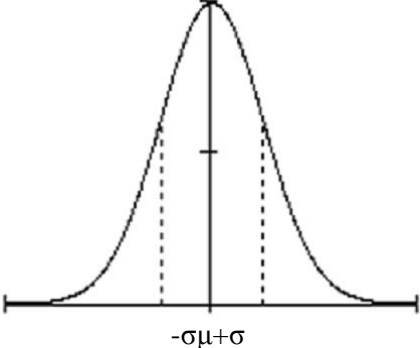
$$s(y_k) = \frac{s}{\sqrt{v}} \quad (77)$$

انحراف معیار تجربی پارامتر y_k بوده که برای همه مجموعه‌های اندازه‌گیری معتبر است، که در آن، v یک ثابت مطابق با معادلات روش اجرایی آزمون کامل است. اگر $m > 1$ باشد، $s(y_k)$ با استفاده از مقادیر متناظر $s(y_{k,i})$ برای m مجموعه اندازه‌گیری محاسبه می‌شود:

$$s(y_k) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^m s^2(y_{k,i})}{m}} = \frac{s}{\sqrt{v \times m}} \quad (78)$$

می‌توان $t_{1-\alpha/2}(v)$ را از جدول ب-۱ به دست آورد.

پیوست الف
(آگاهی دهنده)
توزیع‌های احتمال

| مثال‌های کاربرد | تابع چگالی | توزیع چگالی احتمال |
|---|---|--|
| <p>رواداری‌های، به‌عنوان مثال تفکیک‌پذیری^۱، فاصله‌ها و انحرافات صفحه نمایشگر دیجیتال.</p> | <p>تابع چگالی احتمال</p> $f(x) = \frac{1}{2a}$ $(\mu - a \leq x \leq \mu + a)$ <p>انحراف معیار</p> $\sigma = \frac{a}{\sqrt{3}}$ | <p>توزیع مستطیلی (یکنواخت)</p>  |
| <p>رواداری‌ها، مقادیری که در وسط، تکرار بالایی را نشان داده و به‌صورت خطی در هر دو طرف کاهش می‌یابد. پیچش^۲ دو توزیع مستطیلی با نیم پهنای مشابه</p> | <p>تابع چگالی احتمال</p> $f(x) = \frac{1}{a} \left[1 - \frac{1}{a} (x - \mu) \right]$ $(u - a \leq x \leq \mu + a)$ <p>انحراف معیار</p> <p>..</p> | <p>توزیع مثلثی</p>  |
| <p>انحراف معیار به‌دست آمده از یک نمونه اندازه‌گیری‌های غیر همبسته</p> | <p>تابع چگالی احتمال</p> $f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$ $(-\infty < x < \infty, \sigma > 0)$ <p>انحراف معیار، σ.</p> <p>حاصل از آنالیزهای آماری</p> | <p>توزیع نرمال (گاوسی)</p>  |

1- Resolution
2- Convolution

پیوست ب
(الزامی)

توزیع χ^2 ، توزیع فیشر و توزیع t استیودنت

جدول ب-۱- توزیع χ^2 ، توزیع فیشر و توزیع t استیودنت

| $t_{0.995}(v)$ | $F_{0.995}(v, v)$ | $\chi^2_{0.99}(v)$ | $t_{0.975}(v)$ | $F_{0.975}(v, v)$ | $\chi^2_{0.95}(v)$ | $t_{0.95}(v)$ | | $\chi^2_{0.90}(v)$ | v |
|----------------|-------------------|--------------------|----------------|-------------------|--------------------|---------------|-------|--------------------|-----|
| ۹,۹۲ | ۱۹۹,۰۱ | ۹,۲۱ | ۴,۳۰ | ۳۹,۰۰ | ۵,۹۹ | ۲,۹۲ | ۱۹,۰۰ | ۴,۶۱ | ۲ |
| ۵,۸۴ | ۴۷,۴۷ | ۱۱,۳۴ | ۳,۱۸ | ۱۵,۴۴ | ۷,۸۱ | ۲,۳۵ | ۹,۲۸ | ۶,۲۵ | ۳ |
| ۴,۶۰ | ۲۳,۱۵ | ۱۳,۲۸ | ۲,۷۸ | ۹,۶۰ | ۹,۴۹ | ۲,۱۳ | ۶,۳۹ | ۷,۷۸ | ۴ |
| ۴,۰۳ | ۱۴,۹۴ | ۱۵,۰۹ | ۲,۵۷ | ۷,۱۵ | ۱۱,۰۷ | ۲,۰۲ | ۵,۰۵ | ۹,۲۴ | ۵ |
| ۳,۷۱ | ۱۱,۰۷ | ۱۶,۸۱ | ۲,۴۵ | ۵,۸۲ | ۱۲,۵۹ | ۱,۹۴ | ۴,۲۸ | ۱۰,۶۴ | ۶ |
| ۳,۵۰ | ۸,۸۹ | ۱۶,۴۸ | ۲,۳۶ | ۴,۹۹ | ۱۴,۰۷ | ۱,۸۹ | ۳,۷۹ | ۱۲,۰۲ | ۷ |
| ۳,۳۶ | ۷,۵۰ | ۲۰,۰۹ | ۲,۳۱ | ۴,۴۳ | ۱۵,۵۱ | ۱,۸۶ | ۳,۴۴ | ۱۳,۳۶ | ۸ |
| ۳,۲۵ | ۶,۵۴ | ۲۱,۶۷ | ۲,۲۶ | ۴,۰۳ | ۱۶,۹۲ | ۱,۸۳ | ۳,۱۸ | ۱۴,۶۸ | ۹ |
| ۳,۱۷ | ۵,۸۵ | ۲۳,۲۱ | ۲,۲۳ | ۳,۷۲ | ۱۸,۳۱ | ۱,۸۱ | ۲,۹۸ | ۱۵,۹۹ | ۱۰ |
| ۲,۹۸ | ۴,۳۰ | ۲۹,۱۴ | ۲,۱۴ | ۲,۹۸ | ۲۳,۶۸ | ۱,۷۶ | ۲,۴۸ | ۲۱,۰۶ | ۱۴ |
| ۲,۹۵ | ۴,۰۷ | ۳۰,۵۸ | ۲,۱۳ | ۲,۸۶ | ۲۵,۰۰ | ۱,۷۵ | ۲,۴۰ | ۲۱,۳۱ | ۱۵ |
| ۲,۹۲ | ۳,۸۷ | ۳۲,۰۰ | ۲,۱۲ | ۲,۷۶ | ۲۶,۳۰ | ۱,۷۵ | ۲,۳۳ | ۲۳,۵۴ | ۱۶ |
| ۲,۸۸ | ۳,۵۶ | ۳۴,۸۱ | ۲,۱۰ | ۲,۶۰ | ۲۸,۸۷ | ۱,۷۳ | ۲,۲۲ | ۲۵,۹۹ | ۱۸ |
| ۲,۸۶ | ۳,۴۳ | ۳۶,۱۹ | ۲,۰۹ | ۲,۵۳ | ۳۰,۱۴ | ۱,۷۳ | ۲,۱۷ | ۲۷,۲۰ | ۱۹ |
| ۲,۸۰ | ۲,۹۷ | ۴۲,۹۸ | ۲,۰۶ | ۲,۲۷ | ۳۶,۴۲ | ۱,۷۱ | ۱,۹۸ | ۳۳,۲۰ | ۲۴ |
| ۲,۷۷ | ۲,۷۸ | ۴۶,۹۶ | ۲,۰۵ | ۲,۱۶ | ۴۰,۱۱ | ۱,۷۰ | ۱,۹۰ | ۳۶,۷۴ | ۲۷ |
| ۲,۷۶ | ۲,۷۲ | ۴۸,۲۸ | ۲,۰۵ | ۲,۱۳ | ۴۱,۳۴ | ۱,۷۰ | ۱,۸۸ | ۳۷,۹۲ | ۲۸ |
| ۲,۷۵ | ۲,۶۳ | ۵۰,۸۹ | ۲,۰۴ | ۲,۰۷ | ۴۳,۷۷ | ۱,۷۰ | ۱,۸۶ | ۴۰,۲۶ | ۳۰ |
| ۲,۷۴ | ۲,۵۴ | ۵۳,۴۹ | ۲,۰۴ | ۲,۰۲ | ۴۶,۱۹ | ۱,۶۹ | ۱,۸۰ | ۴۲,۵۸ | ۳۲ |
| ۲,۷۲ | ۲,۴۱ | ۵۸,۶۲ | ۲,۰۳ | ۱,۹۴ | ۵۱,۰۰ | ۱,۶۹ | ۱,۷۴ | ۴۷,۲۱ | ۳۶ |
| ۲,۷۱ | ۲,۳۵ | ۶۱,۱۶ | ۲,۰۲ | ۱,۹۱ | ۵۳,۳۸ | ۱,۶۹ | ۱,۷۲ | ۴۹,۵۱ | ۳۸ |
| ۲,۷۰ | ۲,۲۵ | ۶۶,۲۱ | ۲,۰۲ | ۱,۸۵ | ۵۸,۱۲ | ۱,۶۸ | ۱,۶۷ | ۵۴,۰۹ | ۴۲ |
| ۲,۶۷ | ۲,۰۴ | ۸۱,۰۷ | ۲,۰۰ | ۱,۷۱ | ۷۲,۱۵ | ۱,۶۷ | ۱,۵۷ | ۶۷,۶۷ | ۵۴ |
| ۲,۶۵ | ۱,۸۵ | ۱۰۲,۸۲ | ۱,۹۹ | ۱,۵۹ | ۹۲,۸۱ | ۱,۶۷ | ۱,۴۸ | ۸۷,۷۴ | ۷۲ |
| ۲,۶۲ | ۱,۶۵ | ۱۴۵,۱۰ | ۱,۹۸ | ۱,۴۶ | ۱۳۳,۲۶ | ۱,۶۶ | ۱,۳۷ | ۱۲۷,۲۱ | ۱۰۸ |

مقادیر آزمون $(v) t_{1-\alpha/2}$ ، $F_{1-\alpha/2}(v, v)$ ، $\chi^2_{1-\alpha}(v)$ برای روش‌های اجرایی آزمون کامل استانداردهای ISO 17123-2، ISO 17123-3، ISO 17123-4، ISO 17123-5، ISO 17123-6، ISO 17123-7 اعمال می‌شود، حتی اگر تعداد مجموعه‌های اندازه‌گیری‌ها کمتر از تعداد تعیین شده در آن‌ها باشد. اگر تعداد مختلف اندازه‌گیری‌ها تجزیه و تحلیل شود، تعداد درجات آزادی تغییر کرده و بهتر است مقادیر آزمون بالا، از کتاب مرجع آمار گرفته شود.

پیوست پ
(آگاهی دهنده)
مثالها

یادآوری - محاسبات از ابتدا تا انتها با دقت کامل انجام می‌شوند، اما نتایج میانی و نهایی به صورت مقادیر گرد شده، بیان می‌شود.

پ-۱ مثال ۱

اندازه‌دهها:

فاصله شیب: $l_1=142,432$ m با $u_1=12,0$ mm

زاویه سمت الرأس: $l_2=78,412^\circ$ $u_2=0,055$ mrad

$$I^T=(l_1 l_2)=(142,432 \ 78,412) \quad [m,^\circ]$$

$$U_1 = \begin{pmatrix} u_1^2 & 0 \\ 0 & u_2^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 144 & 0 \\ 0 & 0,0030 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} mm^2 \\ mrad^2 \end{bmatrix}$$

مورد سوال: فاصله افقی و عدم قطعیت استاندارد آن

$$x = g(l) = l_1 \times \sin l_2 = 142,432 \times \sin 78,412^\circ$$

$$x = 142,432 \times 0,97962 = 139,529m$$

$$g^T = (g_1, g_2)$$

$$g_1 = \frac{\partial}{\partial l_1} g = \sin l_2 = 0,97962$$

$$g_2 = \frac{\partial}{\partial l_2} g = l_1 \cos l_2 = 142,432 \times 0,20087 = 28,611 [m]$$

$$u(x)^2 = g^T U_1 g = (0,98 \ 28,61) \begin{pmatrix} 144 & 0 \\ 0 & 0,003 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0,98 \\ 28,61 \end{pmatrix} = 140,646$$

$$u(x) = s(x) = 11,9 \text{ mm}$$

پ-۲ مثال ۲

به وسیله اندازه‌های دوربین (اندازه‌دهها) برآوردهای ورودی زیر اندازه‌گیری شده یا به صورت دستی وارد می‌شوند:

$$S = 345,746 \text{ m} \quad \text{فاصله شیب؛}$$

$$z = 70,5808^\circ \quad \text{زاویه عمودی؛}$$

$$c = 32,6 \text{ mm} \quad \text{ثابت اضافه شده؛}$$

$$k_a = 12 \text{ ppm}^1 \quad \text{تصحیح اتمسفری.}$$

۱- ۰/۰۰۱۲٪ با ۱۲ ppm معادل است؛ ppm یکای رایجی نیست.

به عنوان یک نتیجه، می توان موارد زیر را از روی نمایش گر خواند:

$$D = 326,1116 \text{ m} \quad \text{فاصله افقی؛}$$

$$h = 114,9649 \text{ m} \quad \text{ارتفاع.}$$

مطابق شکل ۱، مدل ارزیابی با استفاده از موارد زیر داده می شود:

$$x = g(l^T) \quad \text{به ترتیب}$$

$$D = (s+c+s \times k_a) \sin z$$

$$h = (s+c+s \times k_a) \cos z$$

برای ارزیابی های بیشتر، عدم قطعیت های استاندارد کمیت های D و h نیاز است.

به همین دلیل، مطابق با زیربند ۴-۲-۲ پیرو نشان گذاری فرمول (۴) به دست می آید:

$$l^T = (s \ c \ k_a \ z) = (345,746 \ 32,6 \ 12 \ 70,5808) \text{ [m mm ppm]}$$

از عدم قطعیت های گواهی نامه کالیبراسیون (ارزیابی نوع A) که از I گرفته شده، بردار زیر به دست می آید،

$$u_l^T = [u(s) \ u(c) \ u(k_a) \ u(z)] = (3 \ 0,5 \ 2 \ 0,003) \text{ [mm mm ppm mrad]}$$

با

$$U_l = \begin{pmatrix} u(s)^2 & & & 0 \\ & u(c)^2 & & \\ & & u(k_a)^2 & \\ 0 & & & u(z)^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 9 & & & 0 \\ & 0,25 & & \\ & & 4 & \\ 0 & & & 9 \times 10^{-6} \end{pmatrix}$$

$$x = \begin{pmatrix} D \\ h \end{pmatrix}, \quad g_0 = 0$$

و

$$G = \begin{pmatrix} \frac{\partial D}{\partial s} & \frac{\partial D}{\partial c} & \frac{\partial D}{\partial k_a} & \frac{\partial D}{\partial z} \\ \frac{\partial h}{\partial s} & \frac{\partial h}{\partial c} & \frac{\partial h}{\partial k_a} & \frac{\partial h}{\partial z} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} (1+k_a) \sin z & \sin z & s \times \sin z & \tilde{s} \times \cos z \\ (1+k_a) \cos z & \cos z & s \times \cos z & -\tilde{s} \times \sin z \end{pmatrix}$$

که در آن:

$$\tilde{s} = s + c + s \times k_a$$

(به منظور به دست آوردن نتیجه بر حسب mm^2) می توان نوشت:

$$U_x = G U_l G^T$$

$$= \begin{pmatrix} 0,943 & 0,943 & 326 & 114,96 \\ 0,332 & 0,332 & 114,95 & -326 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 9 & & & 0 \\ & 0,25 & & \\ & & 4 \times 10^{-6} & \\ 0 & & & 9 \times 10^{-6} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 0,943 & 0,332 \\ 0,943 & 0,332 \\ 326 & 114,95 \\ 114,96 & -236 \end{pmatrix}$$

و در نهایت به دست می آید:

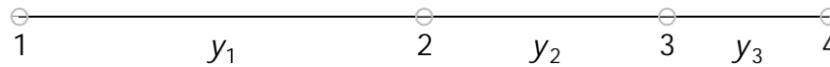
$$U_x = \begin{bmatrix} u(D)^2 \\ u(h)^2 \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} 8,772 \\ 2,033 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} mm^2 \\ mm^2 \end{bmatrix}$$

و

$u(h)=1,4$ mm و $u(D)=3,0$ mm است.

پ-۳ مثال ۳

به وسیله اندازه گیری های EDM (اندازه ده ها)، فاصله های افقی زیر بین چهار نقطه واقع بر روی یک خط مستقیم، اندازه گیری می شوند:



مشاهده پذیرها: فواصل x

$$1-2 = x_1 = 117,432 \text{ m}$$

$$2-3 = x_2 = 68,454 \text{ m}$$

$$3-4 = x_3 = 41,265 \text{ m}$$

$$1-3 = x_4 = 185,811 \text{ m}$$

$$2-4 = x_5 = 109,707 \text{ m}$$

$$1-4 = x_6 = 227,058 \text{ m}$$

$$\mathbf{x}^T = (x_1 x_2 x_3 x_4 x_5 x_6)$$

مجهول ها:

$$\mathbf{y}^T = (y_1 y_2 y_3)$$

مطابق با فرمول (۲۱)، دستگاه معادلات مشاهده زیر به دست می آید:

$$r_1 + 117,342 = y_1$$

$$r_2 + 68,454 = y_2$$

$$r_3 + 41,265 = y_3$$

$$r_4 + 185,811 = y_1 + y_2$$

$$r_5 + 109,707 = y_2 + y_3$$

$$r_6 + 227,058 = y_1 + y_2 + y_3$$

از آنجا که دستگاه معادلات بالا خطی است، می توان آن را با استفاده از ماتریس، به صورت زیر نوشت. [به فرمول -

های (۲۳) و (۲۴) مراجعه شود]:

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \quad \text{و} \quad x = l = \begin{pmatrix} 117,342 \\ 68,454 \\ 41,265 \\ 185,811 \\ 109,707 \\ 227,058 \end{pmatrix}$$

با $P=E$ ماتریس نرمال به دست می آید [به فرمول (۲۷) مراجعه شود]:

$$n = \begin{pmatrix} 530,211 \\ 591,030 \\ 378,030 \end{pmatrix} \quad \text{و بردار} \quad N = \begin{pmatrix} 3 & 2 & 1 \\ 2 & 4 & 2 \\ 1 & 2 & 3 \end{pmatrix}$$

بردار راه حل نتیجه می دهد

$$y = N^{-1}n = \begin{pmatrix} 0,5 & -0,25 & 0 \\ -0,25 & 0,5 & -0,25 \\ 0 & -0,25 & 0,5 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 530,211 \\ 591,030 \\ 378,030 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 117,3480 \\ 68,4547 \\ 41,2575 \end{pmatrix}$$

در نهایت، باقی مانده ها را می توان مطابق فرمول (۲۵) به صورت زیر محاسبه کرد:

$$A \times y - x = r$$

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 117,3480 \\ 68,4547 \\ 41,2575 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 117,342 \\ 68,454 \\ 41,265 \\ 185,811 \\ 109,707 \\ 227,058 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} +0,0060 \\ +0,0007 \\ -0,0075 \\ -0,0083 \\ +0,0052 \\ +0,0022 \end{pmatrix}$$

از این فرمول، عبارت زیر را می توان به دست آورد [به فرمول (۲۸) مراجعه شود]:

$$s_0 = \sqrt{\frac{r^T r}{v}} = \sqrt{\frac{192,01 \times 10^{-6}}{6-3}} = 0,008$$

مطابق با فرمول (۲۹)، عبارت زیر را می توان بیان کرد:

$$s_{yk} = s_0 \sqrt{Q_{ykyk}} = 0,008 \times \sqrt{0,5}$$

$$s_{yk} = 0,0057$$

در نهایت، عدم قطعیت استاندارد (ارزیابی نوع A) برآوردهای خروجی y_1 ، y_2 ، y_3 ، نتیجه می دهد:

$$u_{yk} = s_{yk} = 5,7 \text{ mm} \quad , K=1,2,3$$

با

$$S_x = s_0 \begin{pmatrix} 0,50 & -0,25 & 0,00 & 0,25 & -0,25 & 0,25 \\ -0,25 & 0,50 & -0,25 & 0,25 & 0,25 & 0,00 \\ 0,00 & -0,25 & 0,50 & -0,25 & 0,25 & 0,25 \\ 0,25 & 0,25 & -0,25 & 0,50 & 0,00 & 0,25 \\ -0,25 & 0,25 & 0,25 & 0,00 & 0,50 & 0,25 \\ 0,25 & 0,00 & 0,25 & 0,25 & 0,25 & 0,50 \end{pmatrix}$$

و

$$s_{\tilde{x}}^T = (5,7 \ 5,7 \ 5,7 \ 5,7 \ 5,7 \ 5,7)[mm]$$

عدم قطعیت استاندارد برآوردهای ورودی تنظیم شده \tilde{x}

به ترتیب $u_x = s_{\tilde{x}}$,

$$u(\tilde{x}_j) = s(\tilde{x}_j) = 5,7mm \ , j=1,2,\dots,6$$

پ-۴ مثال ۴

به عنوان یک اندازه ده (کمیت ورودی)، یک زاویه چندین مرتبه با دو دستگاه اندازه گیری مختلف مشاهده می شود:

$$x_4 = 124^\circ 39' 13'' \quad \text{دستگاه II}$$

$$x_1 = 124^\circ 39' 16'' \quad \text{دستگاه I}$$

$$x_5 = 124^\circ 39' 9''$$

$$x_2 = 124^\circ 39' 4''$$

$$x_6 = 124^\circ 39' 8''$$

$$x_3 = 124^\circ 39' 6''$$

عدم قطعیت استاندارد اندازه گیری زاویه واحد برای دستگاه I با $u_I = 5''$ و برای دستگاه II با $u_{II} = 2''$ مشخص شده است. با $x_0 = 124^\circ 39' 00''$

$$\bar{x} = x_0 + \Delta\bar{x}$$

و

$$\Delta x^T = x - e \times x_0 = (16 \ 4 \ 6 \ 13 \ 9 \ 8)['']$$

$$\Delta\bar{x} = (e^T P e)^{-1} e^T P \Delta x,$$

با

$$p_1 = p_2 = p_3 = \frac{s_0^2}{u_I^2} \quad , \quad p_4 = p_5 = p_6 = \frac{s_0^2}{u_{II}^2}$$

که در آن، s_0^2 برابر با ۱۰۰ در نظر گرفته می شود.

$$P = \begin{pmatrix} 4 & & & & & 0 \\ & 4 & & & & \\ & & 4 & & & \\ & & & 25 & & \\ & & & & 25 & \\ 0 & & & & & 25 \end{pmatrix}$$

در نهایت،

$$(e^T P e)^{-1} = 1/87 \quad \text{و} \quad e^T P \Delta x = 854$$

از این عبارت، نتیجه می‌شود:

$$\Delta \bar{x} = \frac{854}{87} = 9,8 ["] \quad \text{به ترتیب}$$

$$\bar{x} = 124^\circ 39' 00'' + 9,8'' = 124^\circ 39' 10''$$

انحراف معیار تجربی نتیجه می‌دهد:

$$s(\bar{x}) = \frac{s_0}{\sqrt{e^T P e}} \quad \text{با} \quad s_0^2 = \frac{r^T P r}{v}$$

با

$$r^T = (-6,2 \quad 5,8 \quad 3,8 \quad -3,2 \quad 0,8 \quad 1,8) ["] \quad \text{و} \quad v = 5$$

$$s_0 = \sqrt{\frac{699,1}{5}} = 11,8'' \quad \text{و} \quad s(\bar{x}) = \frac{11,8}{\sqrt{87}} = 1,3''$$

برای عدم قطعیت استاندارد کمیت ورودی، میانگین حسابی \bar{x} ، در نهایت مقدار زیر به دست می‌آید:

$$u(\bar{x}) = s(\bar{x}) = 1,3''$$

پ-۵ مثال ۵

اندازه‌ده‌ها از خطوط تراز مختلف، برای مقادیر خوانده شده جلو و عقب تیرهای ترازکننده^۱، مشخص می‌شوند. به منظور محاسبه عدم قطعیت، فرمول‌های (۴۱) تا (۵۰) را می‌توان به کار برد. ارتفاعات داده شده، به صورت زیر است:

$$I_1^T = (10,473 \quad -15,213 \quad 28,775 \quad 12,742 \quad 13,155 \quad -6,989) [m]$$

و

$$I_2^T = (10,466 \quad -15,211 \quad 28,780 \quad 12,732 \quad 13,155 \quad -6,986) [m]$$

سپس، میانگین حسابی \bar{y}_i ، به ترتیب بردار بالا، به دست می‌آید:

$$\bar{y}^T = (10,4695 \quad -15,2120 \quad 28,7775 \quad 12,7370 \quad 13,1550 \quad -6,9875) [m]$$

1- Levelling staffs

و تفاضل بردارها:

$$d^T = (-7 \quad +2 \quad +5 \quad -10 \quad 0 \quad +3) \text{ [mm]}$$

از آنجا که همه مشاهدات l_j ، با $j=1,2$ از سطح عدم قطعیت یکسانی برخوردار هستند، انحراف معیار تجربی برای ارتفاعات به صورت زیر است:

$$s_l = \sqrt{\frac{187}{12}} = 3,9 \text{ [mm]}$$

و

برای میانگین‌های \bar{y}_i ، $i = 1, 2, \dots, 6$

$$s(\bar{y}_i) = \sqrt{\frac{187}{24}} = 2,8 \text{ [mm]}$$

به منظور بررسی شرط $E(d)=0$ ، عبارت زیر از فرمول (۴۹) به دست می‌آید:

$$(7)^2 < 187$$

این بدان معنا است که شرط، درست بوده و عدم قطعیت‌های استاندارد را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$u(l_j) = s_l = 3,9 \text{ mm} \quad \text{و} \quad u(\bar{y}_i) = s(\bar{y}_i) = 2,8 \text{ mm}$$

پ-۶ مثال ۶

از یک نقطه داده شده $P_0(x,y,H)$ ، مختصات (اندازه‌ده‌های) نقطه جدید P ، به وسیله روش قطبی، فقط با استفاده از مشاهدات نمای I مشخص شدند (به شکل پ-۱ مراجعه شود).

داده شده:

مختصات P_0 :

$$x_0 = 12345,678 \text{ m}$$

$$y_0 = 87654,321 \text{ m}$$

$$s(x_0) = 1,8 \text{ cm}$$

$$s(y_0) = 1,6 \text{ cm}$$

وضعیت:

$$t_A = 309,0909$$

$$s(t_A) = 1,3''$$

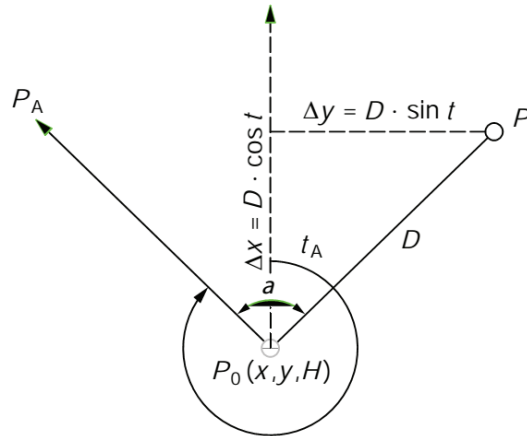
اندازه‌گیری شده:

$$\text{زاویه: } \alpha = 89,9999^\circ \quad s(\alpha) = 1,7''$$

$$\text{فاصله افقی: } D = 326,1116 \text{ m}$$

(گرفته شده از مثال ۲)

$$u(D) = 3,0 \text{ mm}$$



شکل پ-۱- بررسی قطبی

برای ارزیابی عدم قطعیت، مدل ریاضی زیر استفاده می شود:

$$y = f(x^T)$$

یا

$$\begin{pmatrix} x \\ y \\ H \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x_0 + \Delta x \\ y_0 + \Delta y \\ H_0 + \Delta h \end{pmatrix}$$

در اینجا، تنها محاسبات برای مختصه x به طور نمونه دنبال می شود:

$$x(P) = x_0 + \Delta x = x_0 + D \times \cos(\alpha + t_A)$$

با توجه به خطای موازی، c و خطای محور شیب دار i، باید به وسیله تصحیح هم ارز k_c و k_i (که در اینجا به طور مستقیم در مورد زاویه افقی α ناشی از دیدهای تحت زوایای مختلف سمت الراس است) توسعه داده شود:

$$x(P) = x_0 + D \times \cos(\alpha + k_c + k_i + t_A)$$

$$x(P) = 12345,678 + 326,1116 \times \cos(89,9999^\circ + 0,0032^\circ + 0,0043^\circ + 309,0909^\circ)$$

$$x(P) = 12345,678 + 253,084 = 12598,762 \text{ m}$$

به منظور محاسبه عدم قطعیت، استفاده از شکل جدولی برای مقایسه زیربندهای ۴-۲ و ۴-۴ مناسب است.

تأثیرات اضافی عدم قطعیت را می توان با استفاده از ارزیابی نوع B مطابق با زیربند ۴-۳ برآورد شود.

گریز از مرکز مرکزی شده^۱، e، این دستگاه:

با $e = \pm 3 \text{ mm}$ و فرض یک احتمال ۱۰۰٪ برای این فاصله، عدم قطعیت استاندارد زیر نتیجه می شود [به فرمول

(۵۷) مراجعه شود]:

$$u(e) = 0,58 \times e = 1,7 \text{ mm}$$

$$c7 = 1 \text{ ضریب حساسیت}$$

1- Centring eccentricity

شکست نور افقی:

با یک تاثیر برآورد شده $r = \pm 7''$ و فرض احتمال ۵۰٪ برای این برآورد، عدم قطعیت استاندارد زیر نتیجه می شود [به فرمول (۵۵) مراجعه شود]:

$$u(r) = 1,48 \times r = 10,4''$$

$$c_8 = D \times \sin(\alpha + k_c + k_i + t_A) = 206$$

کاربرد قانون انتشار عدم قطعیت مطابق با زیربند ۴-۴ نتیجه می شود:

$$U_{x(A)} = \begin{pmatrix} u(x_0)^2 & & 0 \\ & u(D)^2 & \\ 0 & & u(t_A)^2 \end{pmatrix}, U_{x(B)} = \begin{pmatrix} u(\alpha)^2 & & 0 \\ & u(k_c)^2 & \\ & & u(k_i)^2 \\ & & & u(e)^2 \\ 0 & & & & u(r)^2 \end{pmatrix}$$

و

$$U_{x(P)} = \begin{pmatrix} U_{x(A)} & 0 \\ 0 & U_{x(B)} \end{pmatrix}$$

با

$$c^T = (1 \quad 0,78 \quad 206 \quad 206 \quad 206 \quad 206 \quad 1 \quad 206)$$

مطابق با فرمول (۶۶)، عدم قطعیت استاندارد مرکب برآورد خروجی مختصه x را در نهایت می توان به صورت زیر بیان کرد:

$$u[x(P)] = 21,1 \text{ mm}$$

نتیجه نهایی شامل عدم قطعیت گسترده $\pm U(k=2)$ ، به وسیله موارد زیر داده می شود:

$$x(P) = (12598,762 \pm 0,042) \text{ m}$$

$$u_c[x(P)] = 21,1 \text{ mm}$$

$$U[x(P)] = 2 \times u_c[x(P)] = \pm 42 \text{ mm}$$

یادآوری - همیشه محاسبات با درستی کامل انجام می شود؛ اما نتایج میانی به صورت اعداد گرد شده، نشان داده می شوند.

جدول پ-۱- بیان عدم قطعیت

| نوع ارزیابی، منبع عدم قطعیت | $u(x_i) \equiv c_i \times u(x_i)$ [mm] | ضرایب حساسیت ^a $c_i \equiv \frac{\partial f}{\partial x_i}$ [بعد] | توزیع | عدم قطعیت استاندارد $u(x_j)$ [بعد] | برآوردهای ورودی x_i [بعد] | کمیت ورودی X_i |
|--|---|---|---------|---|--------------------------------------|------------------------------------|
| A، برآورد حاصل از تنظیم کوچکترین مربعات قبلی | ۱۸ | ۱ | نرمال | ۱۸ mm | ۱۲۳۴۵۶۷۸ m | x_0 |
| A، عدم قطعیت استاندارد مرکب | ۲/۳ | ۰/۷۸ | نرمال | ۳/۰ mm | m ۳۲۶/۱۱۱۶ | D |
| B، تاثیرات تصادفی، تجربیات | ۱/۷ | ۲۰۶ m | نرمال | ۱/۷" ۰/۰۰۸۲ mrad | ۸۹/۹۹۹۹° ۱/۵۷۰۷۹۵ rad | α |
| B، آگاهی عمومی درباره رفتار | ۱/۰ | ۲۰۶ m | مستطیلی | ۱" ۰/۰۰۴۸ mrad | ۰/۰۰۳۲° ۰/۰۶۱ mrad | k_c |
| B، آگاهی عمومی درباره رفتار | ۱/۰ | ۲۰۶ m | مستطیلی | ۱" ۰/۰۰۴۸ mrad | ۰/۰۰۴۳° ۰/۰۷۵ mrad | k_i |
| A، برآورد حاصل از تنظیم کوچکترین مربعات قبلی | ۱/۳ | ۲۰۶ m | نرمال | ۱/۳" ۰/۰۰۶۳ mrad | ۳۰۹/۰۹۰۹° ۵/۳۹۴۶۵۴ rad | t_A |
| B، گریز از مرکز مرکزی شده | ۱/۷ | ۱ | مستطیلی | ۱/۷ mm | ۰ | e |
| B، شکست نور افقی | ۱۰/۳ | ۲۰۶ m | نرمال | ۱۰/۴" ۰/۰۵۰۲ mrad | ۰ | r |
| | ۲۱/۱ | | | | ۱۲۵۹۸/۷۶۲m | برآورد خروجی، نتیجه نهایی |

^a مشتقات جزئی مورد استفاده در فرمول‌های (۱۲) یا (۱۷) اغلب ضرایب حساسیت نامیده می‌شوند.

کتابنامه

- [1] ISO/IEC Guide 98-3:2008, Uncertainty of measurement - Part 3: Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM:1995)
- [2] ISO 80000-3, Quantities and units - Part 3: Space and time
- یادآوری - استاندارد ملی ایران شماره ۳-۹۸۱۹: سال ۱۳۸۹، کمیتها و یکاها، فضا و زمان، با استفاده از استاندارد ISO 80000-3: 2006 تدوین شده است.
- [3] ISO/TS 21748, Guidance for the use of repeatability, reproducibility and trueness estimates in measurement uncertainty estimation
- [4] ISO/TS 21749, Measurement uncertainty for metrological applications - Repeated measurements and nested experiments
- [5] NIST Technical Note 1297:1994, Guidelines for Evaluating and Expressing the Uncertainty of NIST Measurement Results
- [6] EA-4/02:1999, Expressions of the Uncertainty of Measurements in Calibration