



جمهوری اسلامی ایران
Islamic Republic of Iran

سازمان استاندارد و تحقیقات صنعتی ایران

Institute of Standards and Industrial Research of Iran



استاندارد ملی ایران

۱۲۷۳۱

چاپ اول

ISIRI

12731

1st.edition

فرآورده‌های نفتی تعیین و کاربرد داده‌های
دقت
روش‌های آزمون

**Petroleum products-
Determination and application of
precision data in relation to methods of
test**

ICS:75.080

به نام خدا

آشنایی با مؤسسه استاندارد و تحقیقات صنعتی ایران

مؤسسه استاندارد و تحقیقات صنعتی 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 حوزه های مختلف در کمیسیون های فنی مرکب از کارشناسان مؤسسه* صاحب نظران مراکز و مؤسسات علمی، پژوهشی، تولیدی و اقتصادی آگاه و مرتبط انجام می شود 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، مصرف کنندگان، صادرکنندگان و وارد کنندگان، مراکز علمی و تخصصی، نهادها، سازمان های دولتی و غیر دولتی حاصل می شود. پیش نویس استانداردهای ملی ایران برای نظرخواهی به مراجع ذی نفع و اعضای کمیسیون های فنی مربوط ارسال می شود و پس از دریافت نظرها و پیشنهادات در کمیته ملی مرتبط با آن رشته طرح و در صورت تصویب به عنوان استاندارد ملی (رسمی) ایران چاپ و منتشر می شود. پیش نویس استانداردهایی که مؤسسات و سازمان های علاقه مند و ذیصلاح نیز با رعایت ضوابط تعیین شده تهیه می کنند در کمیته ملی طرح و بررسی و در صورت تصویب، به عنوان استاندارد ملی ایران چاپ و منتشر می شود. بدین ترتیب، استانداردهایی ملی تلقی می شود که بر اساس مفاد نوشته شده در استاندارد ملی ایران شماره ۵ تدوین و در کمیته ملی استاندارد مربوط که مؤسسه استاندارد تشکیل می دهد به تصویب رسیده باشد.

مؤسسه استاندارد و تحقیقات صنعتی ایران از اعضای اصلی سازمان بین المللی استاندارد (ISO)^۱ کمیسیون بین المللی الکتروتکنیک (IEC)^۲ و سازمان بین المللی اندازه شناسی قانونی (OIML)^۳ است و به عنوان تنها رابط^۴ کمیسیون کدکس غذایی (CAC)^۵ در کشور فعالیت می کند. در تدوین استانداردهای ملی ایران ضمن توجه به شرایط کلی و نیازمندی های خاص کشور، از آخرین پیشرفتهای علمی، فنی و صنعتی جهان و استانداردهای بینالمللی بهره گیری می شود.

مؤسسه استاندارد و تحقیقات صنعتی ایران می تواند با رعایت موازین پیش بینی شده در قانون، برای حمایت از مصرف کنندگان، حفظ سلامت و ایمنی فردی و عمومی، حصول اطمینان از کیفیت محصولات و ملاحظات زیست محیطی و اقتصادی، اجرای بعضی از استانداردهای ملی ایران را برای محصولات تولیدی داخل کشور و / یا اقلام وارداتی، با تصویب شورای عالی استاندارد، اجباری نماید. مؤسسه می تواند به منظور حفظ بازارهای بین المللی برای محصولات کشور، اجرای استاندارد کالاهای صادراتی و درجه بندی آن را اجباری نماید. همچنین برای اطمینان بخشیدن به استفاده کنندگان از خدمات سا زمانها و مؤسسات فعال در زمینه مشاوره، آموزش، بازرسی، ممیزی و صدور گواهی سیستم های مدیریت کیفیت و مدیریت زیست محیطی، آزمایشگاه ها و مراکز کالیبراسیون (واسنجی) وسایل سنجش، مؤسسه استاندارد این گونه سازمان ها و مؤسسات را بر اساس ضوابط نظام تأیید صلاحیت ایران ارزیابی می کند و در صورت احراز شرایط لازم، گواهینامه تأیید صلاحیت به آن ها اعطا و بر عملکرد آنها نظارت می کند. ترویج دستگاه بین المللی یکاها، کالیبراسیون (واسنجی) وسایل سنجش، تعیین عیار فلزات گرانبها و انجام تحقیقات کاربردی برای ارتقای سطح استانداردهای ملی ایران از دیگر وظایف این مؤسسه است.

* مؤسسه استاندارد و تحقیقات صنعتی ایران

- 1- International organization for Standardization
- 2 - International Electro technical Commission
- 3- International Organization for Legal Metrology (Organization International de Metrology Legal)
- 4 - Contact point
- 5 - Codex Alimentarius Commission

کمیسیون فنی تدوین استاندارد
" فرآورده‌های نفتی - تعیین و کاربرد داده‌های دقت روش‌های آزمون "

رئیس

قاسمی، جهانبخش
استاد دانشکده شیمی دانشگاه خواجه
دکترای شیمی تجزیه)
نصیر طوسی

دبیر

قنبریان، مرضیه
معاون اداره کل استاندارد و تحقیقات
صنعتی استان ایلام
(فوق لیسانس شیمی فیزیک)

اعضاء (اسامی به ترتیب حروف الفبا)

اکبرزاده، عبدالرضا
قائم مقام شرکت پالایش گاز ایلام
(فوق لیسانس مهندسی شیمی)

دارابی کلهر، ژیلا
کارشناس اداره کل استاندارد و تحقیقات
صنعتی استان کرمانشاه
(فوق لیسانس شیمی تجزیه)

همتی، مهناز
کارشناس مسئول اداره کل استاندارد و
تحقیقات صنعتی استان ایلام
(لیسانس مهندسی شیمی)

یزدانی، ژیلا
رئیس اجرای استاندارد اداره کل استاندارد و
تحقیقات صنعتی استان کردستان
(فوق لیسانس شیمی فیزیک)

فهرست مندرجات

صفحه	عنوان
۵	پیش گفتار
۱	۱ هدف و دامنه کاربرد
۱	۲ مراجع الزامی
۱	۳ اصطلاحات و تعاریف
۷	۴ مراحل طراحی برنامه آزمون بین آزمایشگاهی برای تعیین دقت روش آزمون
۹	۵ بررسی نتایج بین آزمایشگاهی از جهت یکنواختی و از جهت پرت بودن
۲۰	۶ آنالیز واریانس، محاسبه و شرح تخمین‌های دقت
۲۹	۷ اهمیت تکرارپذیری و تجدیدپذیری
۳۳	۸ ویژگی‌ها
۳۴	۹ کنترل کیفیت در برابر ویژگی‌ها
۳۵	۱۰ روش مناظره
۳۷	پیوست الف (الزامی) تعیین تعداد نمونه‌های مورد نیاز
۳۸	پیوست ب (اطلاعاتی) بدست آوردن معادله برای محاسبه تعداد نمونه‌های مورد نیاز
۴۰	پیوست پ (الزامی) نشانه‌گذاری و آزمون‌ها
۴۶	پیوست ت (الزامی) مثال نتایج آزمون برای تعیین عدد برم و جداول آماری
۵۶	پیوست ث (الزامی) انواع وابستگی و تبدیل‌های مناسب
۶۱	پیوست ج (الزامی) آنالیز رگرسیون وزنی خطی
۷۰	پیوست چ (الزامی) قوانین گرد کردن نتایج
۷۱	پیوست ح (اطلاعاتی) توضیح معادلات داده شده در بند ۷
۷۴	پیوست خ (اطلاعاتی) خصوصیات مربوط به یک درجه ویژه از بحرانی بودن
۷۸	پیوست د (اطلاعاتی) کتابنامه

پیش‌گفتار

استاندارد " فرآورده‌های نفتی - تعیین و کاربرد داده‌های دقت روش‌های آزمون " که پیش‌نویس آن در کمیسیون‌های مربوط تهیه و تدوین شده و در ششصد و چهل و چهارمین اجلاس کمیته ملی استاندارد شیمیایی و پلیمر مورخ ۸۸/۱۱/۱۰ مورد تصویب قرار گرفته است، اینک به استناد بند یک ماده ۳ قانون اصلاح قوانین و مقررات مؤسسه استاندارد و تحقیقات صنعتی ایران مصوب بهمن ماه ۱۳۷۱ به عنوان استاندارد ملی ایران منتشر می‌شود.

برای حفظ همگامی و هماهنگی با تحولات و پیشرفت‌های ملی و جهانی در زمینه صنایع ، علوم و خدمات، استانداردهای ملی ایران در موقع لزوم تجدید نظر خواهد شد و هر گونه پیشنهادی که برای اصلاح و تکمیل این استانداردها ارایه شود، هنگام تجدید نظر در کمیسیون فنی مربوط مورد توجه قرار خواهد گرفت. بنابراین، باید همواره از آخرین تجدید نظر استانداردهای ملی استفاده کرد.

منبع و مأخذی که برای تهیه این استاندارد مورد استفاده قرار گرفته به شرح زیر است:

ISO 4259:2006, Petroleum products-Determination and application of precision data in relation to methods of test.

" فرآورده‌های نفتی^۱ - تعیین و کاربرد داده‌های دقت^۲ روش‌های آزمون "

۱ هدف و دامنه کاربرد

هدف از تدوین این استاندارد ارائه روش محاسبه ارزیابی‌های دقت و سایر کاربردهای آن می‌باشد. به ویژه این استاندارد شامل، تعاریف واژه‌های آماری وابسته (بند ۳)، روش‌های انتخاب شده در طراحی برنامه آزمون بین آزمایشگاهی برای تعیین دقت روش آزمون (بند ۴)، روش محاسبه دقت از نتایج (بندهای ۵ و ۶) و روش به کار گرفته شده در تفسیر نتایج آزمایشگاهی مرتبط با دقت روش‌های آزمون و محدودیت‌های دیگر ویژگی‌ها می‌باشد (بندهای ۷ تا ۱۰).

روش‌های این استاندارد به ویژه برای نفت و فرآورده‌های نفتی که به طور طبیعی یکنواخت می‌باشند، کاربرد دارد. با این وجود، روش‌های توصیف شده در این استاندارد برای سایر، فرآورده‌های یکنواخت نیز به کار می‌رود.

قبل از به کارگیری این استاندارد، بررسی‌های دقیقی جهت تشخیص یکنواختی فرآورده‌ها لازم است.

۲ مراجع الزامی

مدارک الزامی زیر حاوی مقرراتی است که در متن این استاندارد ملی ایران به آن‌ها ارجاع داده شده است. بدین ترتیب آن مقررات جزئی از این استاندارد ملی ایران محسوب می‌شود. در صورتی که به مدرکی با ذکر تاریخ انتشار ارجاع داده شده باشد، اصلاحیه‌ها و تجدیدنظرهای بعدی آن مورد نظر این استاندارد ملی ایران نیست. در مورد مدارکی که بدون ذکر تاریخ انتشار به آن‌ها ارجاع داده شده است، همواره آخرین تجدیدنظر و اصلاحیه‌های بعدی آن‌ها مورد نظر است. استفاده از مراجع زیر برای این استاندارد الزامی است:

۴ ۱ استاندارد ملی ایران ۴ ۷۴۴۲: سال ۱۳۸۴ - درستی (صحت و دقت) روش‌ها و نتایج اندازه‌گیری قسمت دوم: روش پایه برای تعیین تکرارپذیری و تجدیدپذیری روش اندازه‌گیری استاندارد

۳ اصطلاحات و تعاریف

در این استاندارد، اصطلاحات و تعاریف زیر به کار می‌رود:

۱۴

آنالیز واریانس^۱

روشی که بتواند واریانس کل را به عوامل سازنده آن تفکیک کند.

۲۴

واریانس بین آزمایشگاهی

جزیی از واریانس کل که به اختلاف بین مقادیر میانگین آزمایشگاه‌های مختلف نسبت داده می‌شود.

یادآوری ۱ هنگامی که نتایج بدست آمده از چند آزمایشگاه مقایسه می‌شوند، پراکندگی معمولاً گسترده‌تر از هنگامی است که همان تعداد آزمون در یک آزمایشگاه انجام می‌شود، و مقداری واریانس بین میانگین‌های بدست آمده از آزمایشگاه‌های مختلف وجود دارد. این باعث می‌شود که واریانس بین آزمایشگاهی که جزء واریانس کل بر اساس اختلاف در مقادیر میانگین می‌باشد، توسط آزمایشگاه‌های مختلف بدست آید.

یادآوری ۲ برای واریانس بین دو اپراتور تعریف مناسبی وجود دارد.

یادآوری ۳ واژه "بین آزمایشگاهی" هنگامی که برای بیان پارامترهای نشانگر پراکندگی نتایج جمعیت، استفاده می‌شود، اغلب به "آزمایشگاهی" کوتاه می‌شود.

۳۴

انحراف^۲

اختلاف بین مقدار حقیقی^۳ (مربوط به روش آزمون) و مقدار معلوم، در صورت وجود، می‌باشد.

یادآوری ۴ برای تعریف "مقدار حقیقی" و "مقدار معلوم" به بندهای ۳ و ۸ و ۲۶ مراجعه شود.

۴۴

رمزگذاری نهانی^۴ (کد محرمانه)

تخصیص اعداد متفاوت به هر نمونه به طوری که هیچ‌گونه شناسه یا اطلاعات دیگر در اختیار اپراتور قرار داده نشود.

۵۴

نمونه سنجش^۵

نمونه گرفته شده در جایی که محصول مبادله می‌شود، به عنوان مثال، وقتی مسئولیت کیفیت محصول از تأمین کننده به دریافت کننده محوّل می‌شود.

-
- 1- Variance
 - 2- Bias
 - 3- True value
 - 4- Blind coding
 - 5- Check sample

۴ ۶

درجات آزادی^۱

مقسوم علیه استفاده شده در محاسبه واریانس؛ یکی کمتر از تعداد نتایج مستقل می باشد.

یادآوری این تعریف صرفاً در ساده ترین حالات به کار می رود. تعاریف کامل برای آن خارج از دامنه ی این استاندارد قرار دارند.

۴ ۷

تعیین^۲

فرآیند اجرای یک سری اعمال ویژه در روش آزمون، که مقدار واحدی از آن ها بدست می آید.

۴ ۸

مقدار معلوم^۳

مقدار کمی حقیقی^۴ که به واسطه تهیه نمونه، مشخص می شود.

یادآوری مقدار معلوم همیشه وجود ندارد، به عنوان مثال برای آزمون های تجربی نظیر نقطه اشتعال.

۴ ۹

میانگین^۵

میانگین حسابی^۶

مجموع نتایج تقسیم بر تعداد آن ها، برای یک سری از نتایج می باشد.

۴ ۱۰

میانگین مربعات^۷

مجموع مربعات تقسیم بر درجات آزادی است.

۴ ۱۱

توزیع نرمال^۸

توزیع احتمال یک متغیر تصادفی پیوسته، x به طوری که اگر x عدد حقیقی باشد، چگالی احتمال طبق معادله ۱ بدست آید:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right], \quad -\infty < x < \infty \quad \text{معادله (۱)}$$

یادآوری μ مقدار حقیقی و σ انحراف معیار توزیع نرمال ($\sigma > 0$) می باشد.

-
- 1- Degrees of freedom
 - 2- Determination
 - 3- Known value
 - 4- Actual
 - 5- Mean
 - 6- Arithmetic mean
 - 7- Mean square
 - 8- Normal distribution

۱۲ ۴

اپراتور^۱

شخصی که به طور معمول و منظم یک آزمون خاص را انجام می‌دهد.

۱۳ ۴

نتیجه پرت^۲ (دور افتاده)

نتیجه‌ای که از لحاظ بزرگی به اندازه کافی از دیگر نتایج فاصله دارد و نباید به عنوان قسمتی از مجموعه نتایج در نظر گرفته شود.

۱۴ ۴

دقت

نزدیک بودن یا توافق بین نتایج بدست آمده ناشی از اعمال روش تجربی، برای چند بار روی مواد مشابه و تحت شرایط معین شده.

یادآوری میزان خطای تصادفی کوچک‌تر در خطای تجربی، به این معنی است که روش دقیق‌تر می‌باشد.

۱۵ ۴

خطای تصادفی^۳

تغییرات تصادفی که در همه کارهای تجربی علی‌رغم کنترل بسیار دقیق متغیر، پیش می‌آید.

۱۶ ۴

دریافت‌کننده^۴

هر شخص یا سازمانی که محصول تحویل شده توسط تأمین‌کننده را دریافت می‌کند.

۱۷ ۴

تکرارپذیری^۵ (از لحاظ کیفی)^۶

نزدیک بودن و توافق بین نتایج آزمون مستقل که تحت شرایط معمول و درست و با روش و مواد یکسان، در یک مدت زمان کوتاه، در شرایط آزمون یکسان بدست آمده است (یعنی با همان اپراتور، همان دستگاه‌ها و همان آزمایشگاه).

یادآوری پارامترهای معرف پراکندگی جمعیت که می‌توانند با نتایج ترکیب شوند با واژه "تکرارپذیری" توصیف می‌شوند. به عنوان مثال، تکرارپذیری انحراف معیار یا تکرارپذیری واریانس. در این حالت، مهم است که واژه "تکرارپذیری" با واژه

-
- 1 - Operator
 - 2 - Outlier
 - 3 - Random error
 - 4 - Recipient
 - 5 - Repeatability
 - 6 - Qualitatively

های "بین تکرارها" یا "تکرارها" اشتباه نشود (به بند ۳ ۱۹ رجوع شود). تکرارپذیری به حالت حداقل واریانس تصادفی نتایج اشاره دارد. مدت زمانی که نتایج تکرار شده بدست می آیند باید به قدر کافی کوتاه باشد تا خطاهای وابسته به زمان، مانند خطاهای محیطی و برسنجی بوجود نیاید.

۱۸ ۴

تکرارپذیری (از لحاظ کمی)^۱

مقدار مساوی یا کمتر از اختلاف مطلق بین دو نتیجه آزمون مجزا بدست آمده در شرایط معین با احتمال ۹۵٪ است.

یادآوری برای جزئیات شرایط تعیین شده، به بند ۳ ۱۷ مراجعه شود.

۱۹ ۴

رپلیکاسیون^۲

انجام یک روش آزمون بیش از یک بار به طوری که دقت بهتر شده و تخمین بهتری از خطای آزمون حاصل شود.

یادآوری رپلیکاسیون بهتر است از تکرار متمایز شود در جایی اولی (رپلیکاسیون) دلالت بر این دارد که آزمون‌های انجام شده در یک مکان و تا حد ممکن در یک دوره زمانی کوتاه انجام می‌شود. مقادیر معرف پراکندگی جمعیت که می‌توانند با تکرار آزمایش‌ها همراه باشند، توسط اصطلاحات "بین تکرارها" یا در شکل کوتاه شده "تکرارها" برای مثال، "انحراف معیار تکرارها" بیان می‌شوند.

۲۰ ۴

تجدیدپذیری^۳ (از لحاظ کیفی)

نزدیک بودن یا توافق بین نتایج آزمون مجزا که تحت شرایط معمول و درست، و با روش و مواد یکسان، در شرایط آزمون مختلف بدست آمده‌اند (یعنی با اپراتورهای مختلف، دستگاه‌های مختلف و آزمایشگاه‌های مختلف).

یادآوری پارامترهای معرف پراکندگی جمعیت که می‌توانند با نتایج همراه شوند با واژه "تجدیدپذیری" توصیف می‌شوند، برای مثال، تجدیدپذیری انحراف معیار یا تجدیدپذیری واریانس.

۲۱ ۴

تجدیدپذیری (از لحاظ کمی)

مقدار مساوی یا کمتر از اختلاف مطلق بین دو نتیجه آزمون مجزا با مواد یکسان که توسط اپراتورها در آزمایشگاه‌های مختلف، با استفاده از روش آزمون استاندارد، با احتمال ۹۵٪ بدست آمده است.

۲۲ ۴

نتیجه^۴

1 - Quantitatively
2 - Replication
3 - Reproducibility
4- Result

مقدار نهایی بدست آمده از انجام سری کامل دستورالعمل‌ها در روش آزمون که ممکن است از یک اندازه‌گیری یا از چند اندازه‌گیری بدست آید.

یادآوری فرض می‌شود نتیجه مطابق روش داده شده، در پیوست چ گرد شده باشد.

۲۳ ۴

انحراف معیار^۱

اندازه‌گیری پراکندگی سری نتایج حول میانگین آن‌ها، مساوی با ریشه مثبت مربع واریانس می‌باشد و به وسیله ریشه مثبت مربع، میانگین مربع تخمین زده می‌شود.

۲۴ ۴

مجموع مربع‌ها^۲

مجموع مربع‌های اختلاف بین سری نتایج و میانگین آن‌ها است.

۲۵ ۴

تأمین کننده^۳

هر شخص یا سازمان پاسخگو برای کیفیت محصول قبل از آن که به دست دریافت کننده برسد.

۲۶ ۴

مقدار حقیقی

برای اهداف عملی، مقداری نزدیک به معدل نتایج مجزا بدست آمده به وسیله n آزمایشگاه می‌باشد که n تمایل به بی‌نهایت دارد.

یادآوری ۱ این مقدار حقیقی، به روش خاص آزمون نیز مربوط می‌شود.

یادآوری ۴ تعریف متفاوت و جامع‌تری در استاندارد ISO 3534-2 آورده شده است.

۲۷ ۴

واریانس

میانگین مربع‌های انحراف متغیر تصادفی از میانگین آن است که با میانگین مربعات تخمین زده می‌شود.

۴ مراحل طراحی برنامه آزمون بین آزمایشگاهی برای تعیین دقت روش آزمون

۱ ۴ کلیات

مراحل طراحی برنامه آزمون بین آزمایشگاهی به شرح زیر است:

1 - Standard deviation
2 - Sum of squares
3 - Supplier

الف تهیه پیش‌نویس روش آزمون؛

ب طراحی برنامه مقدماتی^۱ با حداقل دو آزمایشگاه؛

پ طراحی برنامه بین آزمایشگاهی؛

ت اجرای برنامه بین آزمایشگاهی.

چهار مرحله بالا در بندهای ۴ تا ۲ تا ۴ به ترتیب شرح داده شده‌اند.

۴ ۲ تهیه پیش‌نویس روش آزمون

روش باید شامل تمام جزئیات لازم برای انجام آزمون و گزارش‌دهی نتایج باشد. هر شرایطی که نتایج را تغییر دهد نیز باید مشخص شود.

سرفصلی برای دقت در پیش‌نویس روش آزمون در این مرحله باید لحاظ شود. توصیه می‌شود که حد پایینی دامنه روش آزمون کمتر از ناحیه پایینی آزمایش شده در برنامه بین‌آزمایشگاهی نباشد، و حداقل $2R$ بزرگ‌تر از پایین‌ترین نتیجه بدست آمده باشد (به بند A ۲ رجوع شود)، که R تخمینی از تجدیدپذیری است. همچنین توصیه شده است که حد بالایی دامنه روش آزمون بزرگ‌تر از ناحیه بالاترین مقدار آزمایش شده در برنامه بین آزمایشگاهی نباشد، و حداقل $2R$ کمتر از بالاترین نتیجه قابل حصول باشد.

۴ ۳ طراحی برنامه مقدماتی با حداقل دو آزمایشگاه

به دلایل زیر، برنامه مقدماتی لازم می‌باشد:

الف برای تأیید جزئیات در عملکرد آزمون؛

ب برای پی بردن به این که اپراتورها تا چه اندازه قادر به اجرای دستورالعمل‌ها می‌باشند؛

پ برای بررسی احتیاط‌های مربوط به نمونه‌ها؛

ت برای تخمین تقریبی دقت آزمون.

برای پوشاندن محدوده نتایجی که قرار است روش آزمون به کار گرفته شود، حداقل ۲ نمونه مورد نیاز می‌باشد، به هر حال حداقل ۱۲ ترکیب آزمایشگاه/نمونه باید لحاظ شوند. هر نمونه در هر آزمایشگاه تحت شرایط تکرارپذیر، ۲ بار مورد آزمایش قرار می‌گیرد. اگر هرگونه اغماض یا نکته نادرست در پیش‌نویس روش آزمون مشاهده شود، آن‌ها باید تصحیح شوند، نتایج باید از نظر انحراف و دقت بررسی شوند؛ اگر مقدار آن‌ها خیلی بزرگ باشد، بنابراین روش آزمون دیگری باید جایگزین شود.

۴ ۴ طراحی برنامه بین آزمایشگاهی

باید حداقل پنج آزمایشگاه مشارکت داشته باشند، اما به منظور کاهش تعداد نمونه‌های مورد نیاز، بهتر است که تعداد آزمایشگاه‌ها بیشتر باشد.

تعداد نمونه‌ها باید به قدر کافی باشد، تا دامنه خاصیت اندازه‌گیری شده در فواصل هم‌اندازه را پوشش دهد و به تخمین‌های دقیق، قابلیت اطمینان را بدهند. اگر دقت با سطح نتایج در برنامه مقدماتی، متفاوت بود (اختلاف داشت)، حداقل پنج نمونه باید در برنامه بین آزمایشگاهی، استفاده شود. در هر صورت، لازم است که حداقل ۳۰ درجه آزادی در تکرارپذیری و تجدیدپذیری وجود داشته باشد. برای تکرارپذیری، این بدان معنی است که حداقل ۳۰ جفت نتیجه در برنامه بدست آید.

برای تجدیدپذیری، جدول الف ۱ تعداد حداقل نمونه‌های مورد نیاز را برحسب L ، P و Q می‌دهد که L تعداد آزمایشگاه‌هایی است که مشارکت دارند، و P و Q نسبت‌های واریانس اجزاء ارزیابی بدست آمده از برنامه مقدماتی می‌باشند. به ویژه، P ، نسبت جزء بر هم کنش به جزء تکرارها و Q نسبت جزء آزمایشگاه‌ها به جزء تکرارها می‌باشد. پیوست ب نحوه بدست آوردن معادله استفاده شده را می‌دهد. اگر Q خیلی بزرگ‌تر از P باشد، بنابراین ۳۰ درجه آزادی نمی‌تواند بدست آید؛ جاهای خالی در جدول الف ۱ مطابق یا نزدیک به این وضعیت است (به عنوان مثال وقتی که بیش از ۲۰ نمونه مورد نیاز باشد). برای این حالت‌ها، احتمال می‌رود انحراف مهمی بین آزمایشگاه‌ها وجود داشته باشد.

۴ ۵ اجرای برنامه بین آزمایشگاهی

فردی باید مسئولیت کل برنامه، از توزیع متن روش آزمون و نمونه‌ها تا ارزیابی نهایی نتایج را بر عهده داشته باشد. چنین فردی باید با روش آزمون آشنا باشد، اما نباید شخصاً در آزمون‌ها شرکت کند.

متن روش آزمون باید به طور هم‌زمان در تمام آزمایشگاه‌ها توزیع شود، تا اجازه طرح هرگونه سؤال قبل از شروع آزمون را بدهد، اگر آزمایشگاهی بخواهد از قبل، روش را تمرین کند، باید با نمونه‌هایی به غیر از آن‌هایی که در برنامه استفاده می‌شوند، این کار را انجام دهد.

نمونه‌ها باید جمع شده، به اجزاء فرعی تقسیم شوند و توسط شخص سازمان‌دهنده توزیع شوند، این فرد هم‌چنین باید از هر نمونه برای مواقع اضطراری کنار بگذارد. یکنواخت بودن نمونه هر آزمایشگاه از اهمیت بسزایی برخوردار است. نمونه‌ها باید قبل از توزیع رمزگذاری نهانی شوند و اطلاعات زیر نیز به همراه آن‌ها ارسال شود:

الف روش آزمون مورد توافق (پیش‌نویس)؛

ب الزامات حمل و نقل و نگهداری نمونه‌ها؛

پ ترتیبی که نمونه‌ها باید آزمون شوند (ترتیب تصادفی متفاوت برای هر آزمایشگاه)؛

ت اعلان اینکه دو نتیجه آزمون متوالی برای هر نمونه باید توسط یک اپراتور با همان دستگاه‌ها بدست آید. برای اهداف آماری، ضروری است که دو نتیجه مستقل از هم دیگر بدست آیند به طوری که نتیجه دوم تحت تأثیر اولی قرار نگرفته باشد. اگر رسیدن به این موضوع با همان اپراتور ممکن

نمی‌باشد، جفت نتایج باید با شیوه مخفیانه^۱ بدست آیند، اما با اطمینان از این که در یک فاصله زمانی کوتاه انجام می‌شوند؛

ث مقطع زمانی که طی آن نتایج تکرار شده باید بدست آیند و همچنین مدت زمانی که در آن همه نمونه‌ها باید آزمایش شوند؛

ج فرم خالی گزارش نتایج. برای هر نمونه، جایی برای تاریخ آزمون، نتایج دو آزمون، و هر رویداد غیر معمول باید در نظر گرفته شده باشد. واحد ارزیابی صحت برای گزارش نتایج باید مشخص باشد؛

چ بیان این که آزمایش باید تحت شرایط عادی، توسط اپراتورهای باتجربه، اما نه با دانش غیرمعمول انجام گیرد، و دیگر این که در طی آزمون شرایط باید یکسان و طبیعی باشد.

اپراتورهای برنامه مقدماتی را می‌توان در برنامه بین آزمایشگاهی دخالت داد. اگر تجربه زیاد آن‌ها در اجرای آزمایش چند نمونه، اثری قابل توجه داشته باشد، این هشدار است که نشان می‌دهد روش آزمون رضایت‌بخش نمی‌باشد. اپراتورها باید در گزارش نتایج، شناسایی و معرفی شوند به طوری که هر تأثیری ناشی از اپراتور بتواند ثبت شود.

۵ بررسی نتایج بین آزمایشگاهی از جهت یکنواختی^۲ و از جهت پرت بودن

۱ ۵ کلیات

در بندهای ۵ تا ۷، روش‌هایی برای بررسی نتایج گزارش شده در یک برنامه بین آزمایشگاهی (به بند ۴ رجوع شود) که به طور آماری طراحی شده است، به ترتیب زیر تعیین شده است:

الف مستقل یا وابسته بودن دقت و سطح نتایج؛

ب یکنواختی دقت از آزمایشگاه به آزمایشگاه؛

پ تشخیص وجود نتایج پرت.

روش‌ها بر مبنای واژه‌های ریاضی در پیوست پ توصیف شده‌اند و با ارجاع به مثال‌های آورده شده (محاسبه عدد برم) در پیوست ت شرح داده شده‌اند.

در تمام بندهای ۵ تا ۷ (و بند ۶)، روش‌ها ابتدا مشخص شده و سپس با مثال کار شده، با استفاده از داده‌های پیوست ت، شرح داده شده‌اند.

فرض بر این است که در تمام این بندها نتایج توزیع نرمال دارند و یا به چنین توزیعی قابل انتقال هستند (به بند ۵ رجوع شود). حالت‌های دیگر (که نادر است) نیاز به شیوه متفاوتی دارند و خارج از دامنه این استاندارد می‌باشند (مرجع ۱ پیوست د را جهت آزمون نرمال بودن توزیع، ببینید).

1 - Blind fashion

2 - Uniformity

اگر چه روش‌های ارائه شده در این بندها برای محاسبات دستی مناسب می‌باشند، قویاً توصیه می‌شود که رایانه الکترونیکی با نرم افزار معتبر برای ذخیره و بررسی نتایج آزمون بین آزمایشگاهی استفاده شود (برای مثال به مرجع ۲ پیوست د رجوع شود).

۲ ۵ تبدیل داده‌ها

۱ ۴ ۵ کلیات

در تعدادی از روش‌های آزمون، دقت بستگی به سطح نتیجه آزمون دارد و بنابراین تغییر پذیری نتایج گزارش شده از هر نمونه به نمونه دیگر متفاوت می‌باشد. روش بررسی داده‌های پرت در این استاندارد نیازمند آن است که موقعیت، اگر لازم باشد، به وسیله یک تبدیل تصحیح شود.

انحراف معیار آزمایشگاه‌ها، D_z ، و انحراف معیار تکرارها، d_z ، برای نمونه Z_m (به پیوست پ رجوع شود) محاسبه و هر کدام جداگانه بر حسب میانگین نمونه، m_z ، رسم می‌شوند. اگر نقاط رسم شده را می‌توان در یک جفت خط موازی با محور m در نظر گرفت، هیچ تبدیلی لازم نیست، و در صورتی که نقاط رسم شده، خط‌های غیر افقی یا منحنی شکل از $D=f_1(m)$ و $d=f_2(m)$ را نشان دهند، تبدیل لازم می‌باشد. به طور معمول روابط $D=f_1(m)$ و $d=f_2(m)$ مشابه نمی‌باشند. با وجودی که تبدیل یکسانی برای تکرارپذیری و هم‌چنین تجدیدپذیری قابل به کارگیری می‌باشد، اما روش‌های آماری برای این استاندارد مورد نیاز است. به همین دلیل، دو رابطه به یک رابطه وابسته منفرد $D=f(m)$ با در نظر گرفتن یک متغیر ساختگی، T ، ترکیب می‌شود (که در این حالت D شامل d نیز می‌شود). این موضوع اختلاف بین روابط (اگر وجود داشته باشد)، را لحاظ می‌کند، و وسیله‌ای برای شناسایی این اختلاف مهیا می‌کند (به بند ج ۱ رجوع شود).

رابطه منفرد $D=f(m)$ ، به بهترین صورت با آنالیز رگرسیون خطی وزنی تخمین زده می‌شود، اگر چه در بیشتر حالات، برای رگرسیون غیر وزنی نیز تخمین رضایت‌بخشی دارد. شیوه بدست آوردن وزن‌ها در بند ج ۲ شرح داده شده و روش محاسباتی برای آنالیز رگرسیون خطی در بند ج ۳ توصیف شده است. حالت‌های وابستگی $D=f(m)$ در بند ث ۱ داده شده است. این‌ها همگی به شکل پارامترهای تبدیل B و B_0 بیان شده‌اند.

تخمین B و B_0 ، و روش تبدیل در بند ث ۲ خلاصه شده است که شامل آزمون‌های آماری برای اهمیت رگرسیون (به عنوان مثال رابطه $D=f(m)$ موازی با محور m است) و برای اختلاف بین روابط تکرارپذیری و تجدیدپذیری در سطح اهمیت ۵٪، می‌باشد. اگر چنین اختلافی وجود داشته باشد، یا اگر هیچ تبدیل مناسبی نباشد، بنابراین روش‌های نمونه به نمونه^۱ ارائه شده در استاندارد ملی ایران شماره ۴ ۷۴۴۲: سال ۱۳۸۴، باید استفاده شود. در چنین حالتی، ممکن نیست که برای بدست آوردن انحراف آزمایشگاه، یا آزمون روی تمام نمونه‌ها انجام، (به بند ۵ ۶ رجوع شود) و یا جداگانه جزء بر هم‌کنش واریانس تخمین زده شود (به بند ۶ ۲ رجوع شود).

اگر در ۵٪ سطح اطمینان معلوم شد که رگرسیون معنی‌دار به شکل $D=f(m)$ وجود دارد، باید شکل مناسب تبدیل $y=F(x)$ به کار گرفته شود که در آن x نتیجه گزارش شده است و با معادله ۲ محاسبه می‌شود:

$$F(x) = K \int \frac{dx}{f(x)} \quad \text{معادله (۲)}$$

که در آن K یک ضریب ثابت است. در آن حالت، تمام نتایج بر طبق آن باید تبدیل شوند و باقی‌مانده آنالیز براساس نتایج تبدیل شده انجام شود. تبدیل‌های معمول در بند ۱ آورده شده است.

انتخاب قوانین رسمی تبدیل تابع، مشکل می‌باشد و در بعضی از موارد مشاوره آماری با تجربه مورد نیاز می‌باشد. وجود نتایج پرت می‌تواند روی تشخیص نوع تبدیل مورد نیاز، تأثیر بگذارد (به بند ۵ و ۷ رجوع شود).

۲۴۵ مثال کار شده

در جدول ۱ مقادیر m ، D و d برای هشت نمونه در مثال داده شده در پیوست ت، با سه رقم اعشار، آورده شده است. درجات آزادی در پرانتز می‌باشد.

جدول ۱

شماره نمونه	۳	۸	۱	۴	۵	۶	۲	۷
m	۰/۷۵۶	۱/۲۲	۲/۱۵	۳/۶۴	۱۰/۹	۴۸/۲	۶۵/۴	۱۱۴
D	۰/۰۶۶۹(۱۴)	۰/۱۵۹(۹)	۰/۷۲۹(۸)	۰/۲۱۱(۱۱)	۰/۲۹۱(۹)	۱/۵۰(۹)	۲/۲۲(۹)	۲/۹۳(۹)
d	۰/۰۵۰۰(۹)	۰/۰۵۷۲(۹)	۰/۱۲۷(۹)	۰/۱۱۶(۹)	۰/۰۹۴۳(۹)	۰/۵۲۷(۹)	۰/۸۱۸(۹)	۰/۹۳۵(۹)

بررسی اعداد در جدول ۱ نشان می‌دهد که D و d با m افزایش می‌یابند، سرعت زیاد شدن با افزایش m کاهش می‌یابد. منحنی این اعداد روی کاغذ لگاریتمی (یعنی نمودار $\log D$ و $\log d$ بر حسب $\log m$) نشان می‌دهد که نقاط به طور معنی‌داری در دو خط راست قرار می‌گیرند (به شکل ج ۱ رجوع شود). مثالی از محاسبات در بند ج ۴ داده شده است، شیب این خط‌ها یکسان و مقدار تقریبی آن ۰/۶۳۸ می‌باشد. با فرض این که مقداری خطا در این مقدار است و می‌توان آن را حدوداً $\frac{2}{3}$ در نظر گرفت.

بنابراین، تبدیل مشابهی برای تکرارپذیری و تجدیدپذیری مناسب می‌باشد و به وسیله معادله ۳ نشان داده شده است:

$$\int x^{-2/3} dx = 3x^{1/3} \quad \text{معادله (۳)}$$

چون مقدار ثابت ممکن است در نظر گرفته نشود، بنابراین، تبدیل به ریشه سوم نتایج گزارش شده (اعداد برم) تغییر می‌کند. این معادله داده‌های تبدیل شده را می‌دهد که در جدول ت ۲ آمده‌اند، ریشه‌های سوم با تصحیح تا سه رقم اعشار در جدول آورده شده‌اند.

۳ ۵ آزمون‌هایی برای نتایج پرت

۱ ۴ ۵ کلیات

داده‌های گزارش شده، یا نتایج تبدیل شده (اگر تبدیل لازم باشد)، برای نتایج پرت باید مورد بررسی قرار گیرند. این‌ها مقادیری هستند که از باقی داده‌ها، که اختلاف آن‌ها فقط می‌تواند ناشی از خطا در کاربرد روش آزمون یا از آزمون نمونه باشد، فاصله دارند. آزمون‌های متعددی، همراه با سطح اطمینان‌های متفاوت می‌توانند به کار گرفته شوند، اما آزمون‌هایی که در زیر آورده شده‌اند برای این استاندارد مناسب می‌باشند و همگی بر توزیع نرمال خطا، استوارند (به بند ۱ ۵ رجوع شود).

۲ ۴ ۵ یکنواختی تکرارپذیری

۱ ۴ ۴ ۵ کلیات

اولین آزمون برای نتیجه پرت، با تشخیص نتیجه مغایر در جفت نتایج تکرار، سر و کار دارد. این آزمون شامل محاسبه e^2_{ij} روی تمام ترکیب‌های آزمایشگاه/نمونه می‌باشد. معیار کچران^۱ در سطح اهمیت ۱٪ برای آزمون نسبت بزرگ‌ترین مقادیر e^2_{ij} روی جمع آن‌ها استفاده می‌شود (به بند پ ۵ رجوع شود). اگر مقدار آن از مقدار داده شده در جدول ت ۳ تجاوز کند، مطابق با یک درجه آزادی، n تعداد جفت‌های موجود برای مقایسه می‌باشد، سپس دورترین عضو از جفت میانگین نمونه باید حذف شود و روش تکرار شود، کم کردن n به مقدار یک، تا زمانی که دیگر نتیجه‌ی پرت وجود نداشته باشد ادامه می‌یابد. در بعضی حالات، این آزمون منجر به حذف مقدار زیادی از داده‌ها می‌شود (بیشتر از ۱۰٪). در این صورت باید آزمون را متوقف کرده و برخی یا تمام نتایج مردودی باید نگه داشته شوند. در این خصوص، اتخاذ یک تصمیم دلخواه، بر پایه قضاوت، ضروری است.

۲ ۴ ۴ ۵ مثال کار شده

در مثال داده شده در پیوست ت، تفاوت‌های مطلق (دامنه‌ها) بین نتایج تکرار تبدیل شده، یعنی جفت اعداد در جدول ت ۲، با سه رقم اعشار، در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲

نمونه	آزمایشگاه
-------	-----------

1 - Cochran's criterion

۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	
۰	۸	۱۰	۷	۱۳	۷	۲۱	۴۲	A
۰	۳	۹	۷	۰	۱۲	۱۲	۲۳	B
۰	۴	۸	۷	۰	۰	۶	۰	C
۳۲	۹	۸	۰	۱۳	۰	۶	۱۴	D
۲۸	۷	۵	۱۴	۰	۰	۴	۶۵	E
۰	۴۳	۳۰	۲۰	۲۹	۳۴	۲۰	۲۳	F
۵۶	۱۸	۱۶	۰	۰	۷۸	۴	۶۲	G
۳۲	۴	۲۷	۰	۴۴	۲۹	۲۰	۴۴	H
۰	۲۶	۳۰	۰	۴۰	۰	۵۹	۰	J

بزرگترین دامنه برای آزمایشگاه G روی نمونه ۳، مقدار 0.078 می‌باشد. جمع مربعات دامنه‌ها به صورت زیر است:

$$0.042^2 + 0.021^2 + \dots + 0.026^2 + 0^2 = 0.0439$$

بنابراین، نسبتی که باید با معیار کچران مقایسه می‌شود، $\frac{0.078^2}{0.0439} = 0.138$ است.

طبق جدول ت ۳، ۷۲ دامنه وجود دارد، معیار برای ۸۰، دامنه 0.1709 است که نسبت با اهمیتی نمی‌باشد.

۳ ۴ ۵ یکنواختی تجدیدپذیری

۱ ۴ ۴ ۵ کلیات

آزمون‌های نتایج پرت بعدی در ارتباط با ایجاد یکنواختی در تخمین تجدیدپذیری و برای تشخیص جفت نتیجه ناموافق از یک آزمایشگاه، مربوط به یک نمونه ویژه یا یک مجموعه نتیجه ناموافق از یک آزمایشگاه برای همه نمونه‌ها، طراحی و به کار گرفته می‌شوند. برای هر دو منظور آزمون‌ها کینز^۱ مناسب است.

این آزمون برای هر نمونه و در نهایت برای میانگین‌های کلی آزمایشگاه، (بند ۵ ۶ را ببینید) نسبت بزرگ‌ترین انحراف مطلق میانگین آزمایشگاه برای کل میانگین نمونه (یا میانگین کلی) به مربع ریشه‌های بعضی از مجموع مربعات است (بند پ ۶ را ببینید).

نسبت مطابق با بزرگ‌ترین انحراف مطلق باید با مقادیر 1% بحرانی داده شده در جدول ت ۴ مقایسه شود، که n تعداد آزمایشگاه/سلول‌های نمونه در نمونه (یا تعداد کل میانگین آزمایشگاه‌ها) می‌باشد و v

1 - Hawkins test

درجات آزادی برای جمع مربعات علاوه بر نمونه مورد آزمون می‌باشد. در این آزمون برای آزمایشگاه/سلول‌های نمونه، ۷ به نمونه‌های دیگر اشاره دارد، اما در آزمون برای تمام معدل‌های آزمایشگاه، صفر می‌باشد.

اگر با مقدار معنی‌دار^۱ برای نمونه‌های مجزا برخورد شد، مقادیر حدی^۲ مطابق باید حذف شوند و فرآیند تکرار شود. اگر مقادیر حدی در کل نتایج آزمایشگاه پیدا شد، باید تمامی نتایج آن آزمایشگاه حذف شوند. اگر این آزمون منجر به حذف مقدار زیادی از داده‌ها شود (بیشتر از ۱۰٪)، باید آزمون را متوقف کرده و برخی یا تمام نتایج مردودی نگه داشته شوند. در این خصوص، اتخاذ تصمیمی دلخواه بر پایه قضاوت، ضروری است.

۵ ۴ ۳ ۲ مثال کار شده

کاربرد آزمون هاکینز در میانگین سلول‌ها در زیر نشان داده شده است.

مرحله اول، محاسبه انحراف میانگین سلول‌ها از میانگین نمونه‌های مورد نظر به ازاء تمام آرایه^۳ است که در جدول ۳ با سه رقم اعشار آورده شده است. سپس مجموع مربع انحرافات نیز برای هر نمونه محاسبه می‌شود که در جدول ۳ با سه رقم اعشار نشان داده شده است.

جدول ۳

نمونه								آزمایشگاه
۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	
۳	۶	۴۸	۱۰	۱۵	۱۴	۸	۲۰	A
۳	۶	۴۷	۱۰	۹	۲۰	۷	۷۵	B
۲۵	۲۲	۴	۳۰	۲۰	۳	۳۵	۶۴	C
۵۰	۸۰	۳۹	۷	۴۲	۱۸	۳۳	۳۱۴	D
۳۹	۱۸	۱۸	۷	۹	۳۰	۳۲	۳۲	E
۵۳	۷۴	۸	۳۰	۲۰	۳۱	۹۷	۷۵	F
۶۲	۹	۶۱	۲۰	۲۰	۳۲	۳۴	۱۰	G
۵۰	۸	۲۱	۱۳	۴۲	۴	۱۳	۴۲	H
۵۳	۱۰	۸	۱۴	۲۹	۲۲	۲۸	۱	J
۱۷	۱۳	۱۱	۳	۶	۴	۱۵	۱۱۷	مجموع مربعات

اعداد در هزار ضرب شده است.

مقدار سلول آزمون شده، موردی است که بیشترین انحراف را دارد. این نتیجه از نمونه ۱ در آزمایشگاه D بدست آمده است. بنابراین نسبت آزمون هاکینز مناسب به شرح زیر است:

- 1 - Significant value
- 2 - Extrem value
- 3- Array

$$B^* = \frac{0.314}{\sqrt{0.117 + 0.015 + \dots + 0.017}} = 0.7281$$

مقدار بحرانی، مطابق با سلول‌های $n = 9$ در نمونه ۱ و ابر درجه آزادی $\nu = 56$ از نمونه‌های دیگر، از جدول ت ۴ با درون‌یابی مقدار 0.3729 بدست آمده است. مقدار آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی است و بنابراین نتایج آزمایشگاه D روی نمونه ۱ رد می‌شود.

وقتی یک مورد مردود شده وجود دارد، مقدار میانگین، انحراف‌ها و مجموع مربعات برای نمونه ۱ دوباره محاسبه شده و روش تکرار می‌شود. سلول بعدی مورد آزمون از نمونه ۲ آزمایشگاه بدست می‌آید. نسبت آزمون هاکینز برای این سلول به شرح زیر است:

$$B^* = \frac{0.097}{\sqrt{0.006 + 0.015 + \dots + 0.017}} = 0.3542$$

مقدار بحرانی مطابق با سلول‌های $n = 9$ در نمونه ۲ و ابر درجه آزادی $\nu = 55$ از جدول ت ۴، با درون‌یابی مقدار 0.3756 بدست می‌آید. چون نسبت آزمون کمتر از مقدار بحرانی است، در این حالت هیچ مردودی وجود ندارد.

۴ ۵ رد داده‌های کل از یک نمونه

۱ ۴ ۵ کلیات

انحراف معیار آزمایشگاه‌ها و انحراف معیار تکرارها برای نمونه‌های با نتایج پرت باید بررسی شوند. اگر تبدیلی انجام شود یا مردودی وجود داشته باشد، انحراف معیارهای جدید باید محاسبه شوند.

اگر انحراف معیار برای نمونه‌ای خیلی بزرگ باشد، رد نتایج مربوط به آن نمونه مورد بررسی قرار گیرد.

معیار کچران در سطح 1% را وقتی می‌توان به کار برد که انحراف معیارها بر پایه تعداد درجات آزادی یکسان باشد. این موضوع شامل محاسبه نسبت بزرگ‌ترین مجموع مربعات (آزمایشگاه‌ها یا تکرارها، هر کدام که مناسب است) به کل آن‌ها می‌شود (به بند پ ۵ مراجعه شود). اگر نسبت، از مقدار بحرانی داده شده در جدول ت ۳ بیشتر باشد، تعداد نمونه‌ها، n و درجات آزادی، ν ، تمام نتایج نمونه مورد بررسی باید مردود شوند. در چنین حالتی، باید دقت کافی به عمل آید که انحراف معیار حدی، ناشی از کاربرد تبدیل نامناسب (بند ۵ ۲) و یا نتایج پرت غیر قابل تشخیص، نباشد.

هنگامی که انحراف معیارها بر پایه درجات آزادی مختلف است، آزمون بهینه‌ای وجود ندارد. به هر حال نسبت بزرگ‌ترین واریانس به آنچه که از ادغام نمونه‌های باقی‌مانده بدست می‌آید از توزیع F با درجات آزادی ν_1 و ν_2 تبعیت می‌کند (به بند پ ۷ رجوع شود). ν_1 درجات آزادی واریانس در مسئله و ν_2

درجات آزادی نمونه‌های باقی‌مانده می‌باشد. اگر این نسبت بزرگ‌تر از مقدار بحرانی داده شده در جداول ۶ تا ۱۰ باشد، مطابق با سطح اطمینان $\frac{0.01}{S}$ است، که S تعداد نمونه‌هاست، بنابراین نتایج نمونه مورد نظر باید حذف شوند.

۲۴۵ مثال کار شده

انحراف معیارهای نتایج تبدیل شده، پس از رد جفت نتایج آزمایشگاه D روی نمونه ۱، در جدول ۴ به ترتیب صعودی میانگین نمونه، با تصحیح تا سه رقم اعشار داده شده است. درجات آزادی در پرانتز آمده است.

بررسی نشان می‌دهد نمونه‌ی با نتیجه پرت در میان این‌ها وجود ندارد. قابل ذکر است که انحراف معیارها با هدف تبدیل نتایج، مستقل از میانگین نمونه بوده‌اند.

ارقام در جدول ۵، از برنامه آزمون روی اعداد برم بالای ۱۰۰ گرفته شده‌اند، که حالت مردودی نمونه را مشخص می‌کند.

بررسی نشان می‌دهد که انحراف معیار آزمایشگاه‌ها برای نمونه ۹۳ در ۱۵/۲۶ بسیار بزرگ‌تر از بقیه است. این مشخص می‌کند که انحراف معیار تکرارها در این نمونه بزرگ می‌باشد.

جدول ۴

شماره نمونه	۳	۸	۱	۴	۵	۶	۲	۷
میانگین نمونه	۰/۹۱۰۰	۱/۰۶۶	۱/۲۴۰	۱/۵۳۸	۲/۲۱۷	۳/۶۳۹	۴/۰۲۸	۴/۸۵۱
انحراف معیار آزمایشگاه‌ها	۰/۰۲۷۸(۱۴)	۰/۰۴۷۳(۹)	۰/۰۳۵۴(۱۳)	۰/۰۲۹۷(۱۱)	۰/۰۱۹۷(۹)	۰/۰۳۷۸(۹)	۰/۰۴۵۰(۹)	۰/۰۴۱۶(۹)
انحراف معیار تکرارها	۰/۰۲۱۴(۹)	۰/۰۱۸۲(۹)	۰/۰۲۸۱(۸)	۰/۰۱۶۴(۹)	۰/۰۰۶۳(۹)	۰/۰۱۳۲(۹)	۰/۰۱۶۶(۹)	۰/۰۱۳۰(۹)

جدول ۵

شماره نمونه	۹۰	۸۹	۹۳	۹۲	۹۱	۹۴	۹۵	۹۶
میانگین نمونه	۹۶/۱	۹۹/۸	۱۱۹/۳	۱۲۵/۴	۱۲۶/۰	۱۳۹/۱	۱۳۹/۴	۱۵۹/۵

۳/۸۵(۸)	۴/۷۴(۹)	۴/۸۷(۸)	۴/۰۹(۱۰)	۴/۴۰(۱۱)	۱۵/۲۶(۸)	۴/۲۰(۹)	۵/۱۰(۸)	انحراف معیار آزمایشگاه‌ها
۱/۳۶(۸)	۱/۱۲(۸)	۱/۳۲(۸)	۰/۷۳(۸)	۰/۹۱(۸)	۲/۹۷(۸)	۰/۹۹(۸)	۱/۱۳(۸)	انحراف معیار تکرارها

چون درجات آزادی آزمایشگاه برای تمام نمونه‌ها یکسان نمی‌باشد، بنابراین از آزمون نسبت واریانس استفاده می‌شود. واریانس ادغام شده از تمام نمونه‌ها به جز نمونه ۹۳، مجموع جمع مربعات تقسیم بر کل درجات آزادی می‌باشد:

$$\frac{[(8 \times 5.10^2) + (9 \times 4.20^2) + \dots + (8 \times 3.85^2)]}{(8 + 9 + \dots + 8)} = 19.96$$

$$\frac{(15.26^2)}{19.96} = 11.66$$

نسبت واریانس به صورت زیر محاسبه می‌شود:

از جداول ت ۶ تا ت ۱۰ مقدار بحرانی مطابق با سطح اطمینان $0.01/8 = 0.00125$ ، برای درجات آزادی ۸ و ۶۳، تقریباً ۴ است، که کمتر از نسبت آزمون است و نتایج نمونه ۹۳ باید حذف شود.

تبدیل انحراف معیار تکرارها، این نکته را مشخص می‌کند که درجات آزادی برای هر نمونه یکسان می‌باشد و آزمون کچران را می‌توان به کار برد. معیار کچران نسبت بزرگ‌ترین مجموع مربعات (نمونه ۹۳) به جمع تمام مجموع مربعات است:

$$2.97^2 / (1.13^2 + 0.99^2 + \dots + 1.36^2) = 0.510$$

این مقدار بزرگ‌تر از مقدار بحرانی ۰/۳۵۲ مطابق با $n=8$ و $v=8$ می‌باشد (به جدول ت ۲ مراجعه شود) و تأیید می‌کند که نتایج نمونه‌ی ۹۳ باید حذف شود.

۵ ۵ تخمین مقادیر گم^۱ یا حذف شده^۲

۱ ۵ ۵ یکی از دو مقدار تکرار گم یا حذف شده است

اگر یکی از جفت تکرارها (y_{ij1} یا y_{ij2}) گم یا حذف شود، این مقدار را باید با مقدار یکسانی از سایر تکرارها، مطابق با روش حداقل مربعات، یکسان در نظر گرفت.

1 - Missing
2 - Rejected

۲ ۵ ۵ هر دو مقدار تکرار گم یا حذف شده‌اند

۱ ۴ ۵ ۵ کلیات

اگر هر دو مقدار تکرار گم شوند، تخمین‌هایی از $a_{ij} (= y_{ij1} + y_{ij2})$ ، با تشکیل حاصل ضرب آزمایشگاه در مجموع مربعات بر هم‌کنش نمونه‌ها با لحاظ کردن مقادیر گم شده از مقادیر کل آزمایشگاه/نمونه به عنوان متغیر مجهول باید به دست آید. از نتایج هر آزمایشگاه یا نمونه که رد شده‌اند باید صرف‌نظر کرد و مقادیر جدید L و S استفاده شود. تخمین‌های مقادیر گم یا حذف شده باید از مشتق جزئی مجموع مربعات نسبت به هر متغیر و قرار دادن برابر با صفر برای حل مجموعه معادلات هم‌زمان بدست آیند.

معادله ۴ فقط برای یک جفت جمع که تخمین زده می‌شود، قابل استفاده است. اگر تخمین‌های بیشتری ایجاد شود، تکنیک تخمین متوالی می‌تواند استفاده شود. در این صورت، هر جفت جمع، از معادله ۴ با استفاده از مقادیر L_1 ، S_1 و T_1 که شامل آخرین تخمین‌های دیگر جفت‌های گم شده می‌باشند، تخمین زده می‌شود. مقادیر اولیه برای تخمین‌ها می‌توانند بر اساس میانگین نمونه مناسب، باشد و معمولاً روش در طی سه تکرار در حد صحت خوبی همگرا می‌شود.

اگر مقدار یک جفت جمع، a_{ij} ، تخمین زده شود، تخمین از معادله ۴ چنین بدست می‌آید:

$$a_{ij} = \frac{1}{(L-1)(S'-1)} = (LL_1 + S'S_1 - T_1) \quad \text{معادله (۴)}$$

که در آن:

S'	S منهای تعداد نمونه‌های حذف شده در بند ۵ ۴؛
L_1	کل جفت‌های باقی‌مانده در آزمایشگاه A_{ij} ؛
S_1	کل جفت‌های باقی‌مانده در نمونه j ؛
T_1	کل همه جفت‌ها به جز a_{ij} .

۲ ۴ ۵ ۵ مثال کار شده

دو نتیجه آزمایشگاه D روی نمونه ۱، حذف شده‌اند (به بند ۵ ۴ ۳ رجوع شود) و بنابراین a_{ij} تخمین زده شده است.

- کل نتایج باقی‌مانده در آزمایشگاه ۴ مساوی ۳۶/۳۵۴ است؛

- کل نتایج باقی‌مانده در نمونه ۱ مساوی ۱۹/۸۴۵ است؛

- کل همه نتایج به جز a_{ij} مساوی ۳۴۸/۳۵۸ است.

همچنین $S'=8$ و $L=9$ است.

بنابراین، تخمین a_{ij} به شکل زیر داده می‌شود:

$$a_{ij} = \frac{1}{(9-1)(8-1)} [(9 \times 36.354) + (8 \times 19.845) - 348.358] = \frac{137.588}{56} = 2.457$$

۶۵ آزمون حذف برای آزمایشگاه‌های با نتایج پرت

۱۶۵ کلیات

در این مرحله، آزمون حذف دیگر باقی‌مانده‌ها باید انجام شود. این تعیین می‌کند که آیا لازم است مجموعه کامل نتایج یک آزمایشگاه حذف شود، که این آزمون، به جز در مورد نتایج ویژه یا جفت‌های گم یا حذف شده، در مرحله قبلی نمی‌تواند انجام شود. روش همانند قبل شامل آزمون هاکنیز می‌باشد (به بند ۳۴۵ رجوع شود) که برای میانگین‌های آزمایشگاه، روی تمام نمونه‌ها و هر نتایج تخمینی کاربرد دارد. اگر در آزمایشگاهی، تمام نمونه‌ها رد شود، تخمین‌های جدید باید برای مقادیر گم باقی‌مانده محاسبه شوند (به بند ۵۵ رجوع شود).

۲۶۵ مثال کار شده

روش، روی میانگین‌های آزمایشگاهی در جدول ۶ داده شده و در بند ۳۴۵ کاملاً شرح داده شده است. انحراف میانگین‌های آزمایشگاه از میانگین کل در جدول ۷ با چهار رقم اعشار، همراه با مجموع مربعات داده شده است. بنابراین نسبت آزمون هاکنیز به صورت زیر است:

$$B^* = 0.0263 / \sqrt{0.0022219} = 0.5580$$

مقایسه با مقدار جدول ت ۴، برای $n=9$ و $v=0$ ، نشان می‌دهد که این نسبت مهم نمی‌باشد و لذا حذف کامل آزمایشگاه لازم نیست.

جدول ۶

J	H	G	F	E	D	C	B	A	آزمایشگاه
۲/۴۶۲	۲/۴۲۷	۲/۴۱۰	۲/۴۵۸	۲/۴۴۴	۲/۴۲۶ ^a	۲/۴۲۴	۲/۴۳۸	۲/۴۳۷	میانگین
^a شامل مقدار تخمین زده شده است.									

جدول ۷

آزمایشگاه	A	B	C	D	E	F	G	H	J	SS ^a
انحراف	۷	۲۳	۱۲۵	۱۰۴	۷۵	۲۲۰	۲۶۳	۸۷	۲۵۴	۲۲/۱۹
^a مجموع مربعات.										

۷ ۵ تأیید تبدیل^۱های انتخاب شده

۱ ۴ ۵ کلیات

در این مرحله، لازم است بررسی شود که حذف‌های انجام شده، تبدیل استفاده شده را بی اعتبار نکنند. اگر لازم است روش داده شده در بند ۲ ۵ باید با نتایج پرت حذف شده، تکرار شود، و اگر تبدیل جدیدی انتخاب می‌شود، آزمون‌های نتایج پرت باید دوباره اعمال شوند.

۲ ۴ ۵ مثال کار شده

لازم نیست که در این حالت محاسبات بند ۲ ۵ را با جفت نتایج پرت حذف شده تکرار کرد.

۶ آنالیز واریانس، محاسبه و شرح تخمین‌های دقت^۲

۱ ۶ کلیات

پس از آنکه داده‌ها از نظر یکنواختی بررسی شدند، اگر لازم باشد، تبدیل انجام می‌شود و اگر نتایج پرت حذف شوند (به بند ۵ رجوع شود)، آنالیز واریانس باید انجام شود. ابتدا جدول آنالیز واریانس ایجاد و نهایتاً تخمین‌هایی از دقت بدست آیند.

۲ ۶ آنالیز واریانس

۱ ۴ ۶ تشکیل مجموع مربعات برای جمع مربعات برهم کنش^۳ نمونه‌ها × آزمایشگاه‌ها

۱ ۴ ۴ کلیات

مقادیر تخمین زده شده، باید در آرایه قرار گرفته و آنالیز واریانس تقریبی انجام شود.

$$M_C = T^2 / 2L'S'$$

معادله (۵)

-
- 1 - Transformation
2 - Precision estimates
3- Interaction

که L' برابر است با L منهای تعداد آزمایشگاه‌های حذف شده در بند ۵ ۶ منهای تعداد آزمایشگاه بدون نتایج باقی‌مانده بعد از حذف توسط بند ۵ ۴ ۳.

$$\text{مجموع مربعات نمونه‌ها} = \left[\sum_{j=1}^{S'} (g_j^2 / 2L') \right] - M_C \quad \text{معادله (۶)}$$

$$\text{مجموع مربعات آزمایشگاه‌ها} = \left[\sum_{i=1}^{L'} (h_i^2 / 2S') \right] - M_C \quad \text{معادله (۷)}$$

$$\text{مجموع مربعات جفت‌ها} = (1/2) \left[\sum_{i=1}^{L'} \sum_{j=1}^{S'} a_{ij}^2 \right] - M_C \quad \text{معادله (۸)}$$

I ، مجموع مربعات بر هم‌کنش نمونه‌ها \times آزمایشگاه‌ها، به صورت زیر داده شده است:

$I =$ (مجموع مربعات جفت‌ها) - (مجموع مربعات آزمایشگاه‌ها) - (مجموع مربعات نمونه‌ها) = صرف‌نظر از جفت‌ها در مقادیر تخمین زده شده،

$$\text{مجموع مربعات تکرارها} = E = (1/2) \sum_{i=1}^{L'} \sum_{j=1}^{S'} e_{ij}^2 \quad \text{معادله (۹)}$$

منظور از انجام آنالیز واریانس تقریبی، بدست آوردن حداقل مجموع مربعات حاصل ضرب بر هم‌کنش نمونه‌ها در آزمایشگاه‌ها، یعنی I ، می‌باشد. این مقدار سپس همان‌گونه که در بند ۶ ۴ ۲ آمده، برای بدست آوردن مجموع مربعات آزمایشگاه‌ها استفاده می‌شود. اگر مقادیر تخمینی وجود نداشته باشد، آنالیز واریانس بالا کامل است و بند ۶ ۴ ۲ نباید در نظر گرفته شود.

مثال کار شده ۲ ۱ ۴ ۶

$$\text{میانگین تصحیح} = \frac{350.815^2}{144} = 854.6605$$

$$\text{مجموع مربعات نمونه‌ها} = \frac{22.302^2 + 72.512^2 + \dots + 19.192^2}{18} - 854.6605 = 293.5409$$

$$\text{مجموع مربعات آزمایشگاه‌ها} = \frac{38.992^2 + 39.020^2 + \dots + 39.387^2}{16} - 854.6605 = 0.0356$$

$$\text{مجموع مربعات جفت‌ها} = \frac{1}{2}(2.520^2 + 8.041^2 + \dots + 2.238^2) - 854.6605 = 293.6908$$

$$\text{مجموع مربعات تکرارها} = \frac{1}{2}(0.042^2 + 0.021^2 + \dots + 0^2) = 0.0219$$

بنابراین نتایج را می‌توان در جدول ۸ فهرست کرد:

جدول ۸

منبع واریانس	مجموع مربعات
نمونه‌ها	۲۹۳/۵۴۰ ۹
آزمایشگاه‌ها	۰/۰۳۵ ۶
نمونه‌ها × آزمایشگاه‌ها	۰/۱۱۴ ۳
جفت‌ها	۲۹۳/۶۹۰ ۸
تکرارها	۰/۰۲۱ ۹

۲ ۴ ۶ تشکیل مجموع مربعات برای آنالیز واریانس کامل

۱ ۴ ۴ ۶ کلیات

در بند ۲ ۴ ۶ تمام جفت‌های تخمینی در نظر گرفته نمی‌شوند و مقادیر جدید g_j محاسبه می‌شوند. مجموع مربعات زیر برای آنالیز واریانس کامل انجام می‌شود.

$$\text{مجموع مربعات تصحیح نشده نمونه} = \sum_{j=1}^{S'} \frac{g_j^2}{S_j} \quad \text{معادله (۱۰)}$$

که:

$S_j = (L' - \text{تعداد جفت‌های گم شده در آن نمونه} - L')$

$$\text{مجموع مربعات تصحیح نشده جفت‌ها} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{L'} \sum_{j=1}^{S'} a_{ij}^2 \quad \text{معادله (۱۱)}$$

مجموع مربعات آزمایشگاه‌ها مساوی با (مجموع مربعات جفت‌ها) منهای (مجموع مربعات نمونه‌ها) منهای (حداقل مجموع مربعات برهم کنش نمونه‌ها × آزمایشگاه‌ها) است.

$$= \frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^{L'} \sum_{j=1}^{S'} a_{ij}^2 \right] - \left[\sum_{j=1}^{S'} \frac{g_j^2}{S_j} \right] - I \quad \text{معادله (۱۲)}$$

$$\text{مجموع مربعات تصحیح نشده نمونه‌ها} = \frac{19.845^2}{16} + \frac{75.512^2}{18} + \dots + \frac{19.192^2}{18} = 1145.1834$$

$$\text{مجموع مربعات تصحیح نشده جفت‌ها} = \frac{2.520^2}{2} + \frac{8.041^2}{2} + \dots + \frac{2.238^2}{2} = 1145.3329$$

بنابراین:

$$\text{مجموع مربعات آزمایشگاه‌ها} = 1145.3329 - 1145.1834 - 0.1143 = 0.0352$$

۳۴۶ درجات آزادی

۱۴۴۶ کلیات

درجات آزادی برای آزمایشگاه‌ها ($L' - 1$) می‌باشد. درجات آزادی برای بر هم کنش حاصل ضرب آزمایشگاه‌ها در نمونه‌ها، برای یک آرایه کامل ($L' - 1$)($S' - 1$) است و به ازاء هر جفتی که تخمین زده می‌شود یک واحد کم می‌شود. درجات آزادی برای تکرارها ($L'S'$) است و به ازاء هر جفت مقادیر تخمین زده، یک واحد از آن کم می‌شود.

مثال کار شده ۲۴۴۶

در این مثال ۸ نمونه و ۹ آزمایشگاه وجود دارد. هیچ نمونه یا آزمایشگاهی حذف نشده است بنابراین $L \leq 9$ و $S \leq 8$ است. درجات آزادی آزمایشگاه‌ها، $L' - 1$ ، ۸ می‌شود.

درجات آزادی بر هم کنش آزمایشگاه‌ها \times نمونه‌ها، اگر مقدار تخمینی برای آن وجود نداشته باشد، برابر ۵۶، $(8 - 1)(9 - 1)$ ، می‌شود. اما یک جفت تخمین زده وجود دارد، بنابراین درجات آزادی بر هم کنش آزمایشگاه‌ها \times نمونه‌ها مساوی ۵۵ است. اگر مقدار تخمینی برای آن وجود نداشته باشد، درجات آزادی تکرارها، ۷۲ است. در این مورد نیز یک جفت تخمین زده وجود دارد و لذا درجات آزادی تکرارها، ۷۱ می‌شود.

۴۴۶ میانگین مربعات و آنالیز واریانس

۱۴۴۶ کلیات

میانگین مربع در هر حالت مجموع مربعات تقسیم بر درجات آزادی می‌باشد، که منجر به آنالیز واریانس نشان داده در جدول ۹ می‌شود.

جدول ۹

منبع واریانس	درجات آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربع
آزمایشگاه‌ها	$L' - 1$	مجموع مربعات	M_L

	آزمایشگاهها		
M_{LS}	I	(تعداد جفت‌های تخمین زده شده) $(L' - 1)(S' - 1)$	آزمایشگاهها × نمونه‌ها
M_r	E	تعداد جفت‌ها در جایی که یک یا دو $L S'$ مقدار تخمین زده می‌شوند	تکرارها

نسبت M_L/M_{LS} از توزیع F با درجات آزادی مطابق با آزمایشگاهها و بر هم کنشها تبعیت می‌کند (به بند ۷ رجوع شود). اگر نسبت بیشتر از ۵٪ مقدار بحرانی داده شده در جدول ت ۶ باشد، انحراف بین آزمایشگاهها معنی می‌دهد و سازمان دهنده‌ی برنامه باید آگاه باشد (به بند ۴ ۵ رجوع شود) که استاندارد کردن بیشتر روش آزمون لازم است.

۶ ۴ ۴ ۲ مثال کار شده

آنالیز واریانس در جدول ۱۰ نشان داده شده است.

جدول ۱۰

منبع واریانس	درجات آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربع
آزمایشگاهها	۸	۰/۰۳۵۲	۰/۰۰۴۴۰۰
آزمایشگاهها × نمونه‌ها	۵۵	۰/۱۱۴۳	۰/۰۰۲۰۷۸
تکرارها	۷۱	۰/۰۲۱۹	۰/۰۰۰۳۰۸

$$M_L/M_{LS} = 0.0044/0.002078 = 2.117$$

این نسبت بزرگ‌تر از ۵٪ مقدار بحرانی بدست آمده از جدول ت ۶ است و نشان دهنده انحراف بین آزمایشگاهها می‌باشد.

۶ ۳ پیش‌بینی میانگین مربعات و محاسبه تخمین‌های دقت

۶ ۴ ۱ پیش‌بینی میانگین مربعات بدون داشتن مقادیر تخمینی

برای هر آرایه کامل بدون مقدار تخمینی، پیش‌بینی میانگین مربعات به شرح زیر است:

$$\sigma_0^2 + 2\sigma_1^2 + 2S'\sigma_2^2 \quad \text{آزمایشگاهها:}$$

$$\sigma_0^2 + 2\sigma_1^2 \quad \text{آزمایشگاهها × نمونه‌ها:}$$

$$\sigma_0^2 \quad \text{تکرارها:}$$

که:

σ_1^2 جزء واریانس به دلیل بر هم کنش بین آزمایشگاه‌ها و نمونه‌ها؛
 σ_2^2 جزء واریانس به دلیل اختلاف بین آزمایشگاه‌ها.

۲ ۴ ۶ پیش‌بینی میانگین مربعات با مقادیر تخمینی

۱ ۴ ۴ ۶ کلیات

ضرایب σ_0^2 و σ_2^2 در پیش‌بینی میانگین مربعات در حالتی که مقادیر تخمینی هستند، تغییر می‌کنند. بنابراین پیش‌بینی میانگین مربعات به صورت زیر است:

$$\alpha\sigma_0^2 + 2\sigma_1^2 + \beta\sigma_2^2 \quad \text{آزمایشگاه‌ها:}$$

$$\gamma\sigma_0^2 + 2\sigma_1^2 \quad \text{آزمایشگاه‌ها} \times \text{نمونه‌ها:}$$

$$\sigma_0^2 \quad \text{تکرارها:}$$

که:

$$\beta = 2 \frac{(K - S')}{(L' - 1)}$$

و

K تعداد سلول‌های آزمایشگاه \times نمونه حاوی حداقل یک نتیجه است.

α و γ به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

- اگر هیچ یک از سلول‌ها یک نتیجه تخمینی منفرد نداشته باشند، $\alpha = \gamma = 1$ است.

- اگر هیچ سلول خالی وجود نداشته باشد (یعنی هر آزمایشگاه نهایتاً یک نمونه را آزمون کند و

$K = L' \times S'$)، پس α و γ هر دو برابر با ۱ به اضافه‌ی تعداد سلول‌های با یک نتیجه، می‌باشند.

- اگر هم سلول‌های خالی و هم سلول‌های با یک نتیجه وجود داشته باشد، برای هر آزمایشگاه سهم،

p_i نمونه‌های آزمون شده که فقط دارای یک نتیجه می‌باشند و جمع، P ، این سهم‌ها برای کل

آزمایشگاه‌ها می‌باشد. برای هر نمونه، سهم، q_j آزمایشگاه‌هایی را که نمونه دارای یک جواب را آزمون-

کرده‌اند، و مجموع، Q ، این سهام به ازاء کل نمونه‌ها محاسبه می‌شود. تعداد کل سلول‌ها، W ، با تنها یک

نتیجه و نسبت این‌ها، در سلول‌های غیر خالی W/K محاسبه می‌شود. بنابراین:

$$\alpha = 1 + \frac{P - (W/K)}{L' - 1}$$

و

$$\gamma = 1 + \frac{W - P - Q + (W/K)}{K - L' - S' + 1}$$

یادآوری انجام بند ۶ ۳ ۲ با این فرض است که هم نمونه‌ها و هم آزمایشگاه‌ها تابع "اثرات تصادفی" می‌باشند.

۶ ۳ ۲ مثال کار شده

برای مثال ۸ نمونه و ۹ آزمایشگاه، یک سلول خالی (برای نمونه ۱ در آزمایشگاه D) وجود دارد، بنابراین $K=71$ است و

$$\beta = 2 \frac{(71-8)}{(9-1)} = 15.75$$

هیچ یک از سلول‌های پر، یک نتیجه ندارند، بنابراین $\alpha=\gamma=1$ است.

۶ ۳ ۳ محاسبه تخمین‌های دقت

۶ ۳ ۱ تکرارپذیری

واریانس تکرارپذیری دو برابر میانگین مربع برای تکرارها است. تخمین تکرارپذیری، حاصل ضرب انحراف معیار تکرارپذیری و "مقدار t "، t_v ، با درجات آزادی مناسب، v (به جدول ت ۵ رجوع شود)، مطابق با احتمال ۹۵٪ دو طرفه است.

این تخمین محاسبه شده نباید بیشتر از چهار رقم و کمتر از سه رقم گرد شود.

یادآور می‌شود که اگر تبدیل $Y=F(x)$ استفاده شود، پس:

$$r(x) = \left| \frac{dx}{dy} \right| r(y) \quad \text{معادله (۱۳)}$$

که $r(x)$ و $r(y)$ توابع تکرارپذیری می‌باشند (به جدول ت ۱ رجوع شود). رابطه‌ای مشابه برای توابع تجدیدپذیری $R(x)$ و $R(y)$ نیز به کار می‌رود.

۶ ۳ ۲ مثال کار شده

$$V_r = 2\sigma_0^2 = 0.000616 \quad \text{- واریانس تکرارپذیری:}$$

$$y = t_{71} \sqrt{0.000616} = 0.0495 \quad \text{- تکرارپذیری } y:$$

$$x = 3x^{2/3} \times 0.0495 = 0.148x^{2/3} \quad \text{- تکرارپذیری } x:$$

۶ ۳ ۳ تجدیدپذیری

واریانس تجدیدپذیری، V_R ، به صورت زیر بیان می‌شود:

$$V_R = 2(\sigma_0^2 + \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$$

و می‌تواند با به کارگیری معادله ۱۴ محاسبه شود:

$$V_R = \frac{2}{\beta} M_L + \left(1 - \frac{2}{\beta}\right) M_{LS} + \left(2 - \gamma + \frac{2}{\beta}(\gamma - \alpha)\right) M_r \quad \text{معادله (۱۴)}$$

که نمادها در بندهای ۴ ۴ ۶ و ۴ ۳ ۶ شرح داده شده‌اند.

تخمین تجدیدپذیری، حاصل ضرب انحراف معیار تجدیدپذیری و "مقدار t "، t_v ، با درجات آزادی مناسب، v ، (به بند ۵ رجوع شود)، مطابق با احتمال ۹۵٪، دو طرفه می‌باشد. تقریبی از درجات آزادی واریانس تجدیدپذیری به وسیله معادله ۱۵ داده شده است:

$$v = \frac{V_R^2}{\frac{r_1^2}{L'-1} + \frac{r_2^2}{v_{LS}} + \frac{r_3^2}{v_r}} \quad \text{معادله (۱۵)}$$

که در آن:

r_1, r_2 و r_3 جملات متوالی در معادله ۱۴؛

v_{LS} درجات آزادی برای آزمایشگاه‌ها-نمونه‌ها؛

v_r درجات آزادی برای تکرارها، می‌باشد.

تخمین تجدیدپذیری محاسبه شده باید تا کمتر از چهار رقم و بیشتر از سه رقم گرد شود.

انحراف واقعی بین نتایج آزمایشگاه‌ها در درجات آزادی کمتر از معادله ۱۵ بدست می‌آید. اگر درجات آزادی تجدیدپذیری کمتر از ۳۰ باشد، شخص سازمان دهنده‌ی برنامه، باید آگاه باشد (به بند ۴ ۵ رجوع شود)، و استاندارد کردن بیشتر روش آزمون لازم است.

۴ ۳ ۴ ۶ مثال کار شده

$$\begin{aligned} \text{واریانس تجدیدپذیری} &= \left(\frac{2}{15.75} \times 0.00440\right) + \left(\frac{13.75}{15.75} \times 0.002078\right) + 0.000308 \\ &= 0.000559 + 0.001814 + 0.000308 \\ &= 0.002681 \end{aligned}$$

$$v = 7188 / (39 + 60 + 1) = 72$$

$$y = t_{72} \sqrt{0.002681} = 0.1034$$

تکرارپذیری y :

$$x = 0.310x^{2/3}$$

تکرارپذیری x :

۴۶ شرح تخمین‌های دقت روش آزمون

۴۶ وقتی که دقت روش آزمون مطابق با روش‌های به کار رفته در این استاندارد تعیین می‌شود، باید شامل موارد زیر باشد:
متن زیر که داخل " " قرار گرفته، بر اساس استاندارد ISO 4259 نوشته شده است.

"X دقت

X-۱ کلیات

دقتی که با بررسی آماری مطابق با استاندارد ISO 4259 نتایج آزمون بین آزمایشگاهی (نوع محصولات) با نتایج آزمون در محدوده (x تا y) تعیین می‌شود، در X-۲ و X-۳ آمده است.

X-۲ تکرارپذیری

اختلاف بین دو نتیجه آزمون که توسط یک آزمایشگر، یک دستگاه و تحت شرایط عملیاتی و مواد آزمون یکسان، در شرایط صحیح آزمایشی بدست آمده فقط می‌تواند در یک مورد از بیست مورد، از مقدار زیر (مقدار داده شده در جدول M) (مقدار نشان داده شده در شکل N) تجاوز کند.

$$r = f_r(x)$$

که x معدل نتایج آزمون است که مقایسه می‌شود.

X-۳ تجدیدپذیری

اختلاف بین دو نتیجه آزمون مستقل و منفرد که توسط آزمایشگرهای مختلف در آزمایشگاه‌های متفاوت، با مواد آزمون یکسان در شرایط صحیح آزمایشی بدست آمده فقط می‌تواند در یک مورد از بیست مورد، از مقدار زیر (مقدار داده شده در جدول M) (مقدار نشان داده شده در شکل N) تجاوز کند.

$$R = f_R(x)$$

که x معدل نتایج آزمون است که مقایسه می‌شود.

۴۶ فقط در حالت‌های استثنایی، تخمین دقت نباید بر پایه استاندارد ISO 4259 باشد. در آن حالت‌ها، متن زیر باید استفاده شود:

"برنامه ارزیابی دقت برای بافت^۱ نمونه‌ها با مقادیر (p) در محدوده (q به r) از الزامات استاندارد ISO 4259 پیروی نمی‌کند، و بنابراین فقط یک تخمین دقت بر پایه نتایج آزمون بین آزمایشگاهی مطابق با X-۲ و X-۳ داده شده است."

۴۶ برای بیان دقت اندازه بافت نمونه‌های استفاده شده نباید ذکر شود مگر به دلیل داده شده در بند ۴۶.۲.

۷ اهمیت تکرارپذیری (r) و تجدیدپذیری (R)

۱۴ کلیات

مقدار این کمیت‌ها از آنالیز واریانس (دو عامل با رپلیکاسیون) انجام گرفته روی نتایج بدست آمده در یک برنامه بین آزمایشگاهی طراحی شده از نظر آماری در آزمایشگاه‌های مختلف که هر کدام دامنه‌ای از نمونه‌ها را آزمون می‌کنند، تخمین زده می‌شود. مقادیر تکرارپذیری و تجدیدپذیری باید در هر روش آزمون آورده شود و یادآوری می‌شود اگر مقادیر بدست آمده مطابق با این استاندارد باشد، معمولاً تجدیدپذیری بزرگ‌تر از تکرارپذیری است،

در پیوست ح دلایلی آماری که زیر بنای معادلات در این بند است، آورده شده است.

۲۴ تکرارپذیری، r

۱۴۴ کلیات

بیشتر آزمایشگاه‌ها برای مقاصد کنترل کیفی روزانه، بیش از یک آزمون روی هر نمونه، انجام نمی‌دهند، به جزء در شرایط غیر عادی، نظیر وقتی که اپراتور آزمون می‌خواهد رضایت‌بخش بودن تکنیک را تأیید کند. در این شرایط، وقتی نتایج چندگانه بدست می‌آید، بررسی سازگاری نتایج تکرار شده در مقابل تکرارپذیری روش مفید خواهد بود، این موضوع در بند ۲۴ خلاصه شده است. همچنین دانستن درجه اطمینان روی نتایج میانگین نیز سودمند خواهد بود و برای آن روش تعیین در بند ۲۴ داده شده است.

۲۴۴ پذیرش^۱ نتایج

وقتی فقط دو نتیجه تحت شرایط تکرارپذیری بدست می‌آیند و اختلاف آن‌ها کمتر یا مساوی r باشد، انجام دهنده آزمون ممکن است کارش را تحت کنترل در نظر بگیرد و میانگین دو نتیجه را به عنوان مقدار تخمین زده مناسب برای خاصیت در نظر بگیرد.

اگر دو نتیجه بیشتر از r اختلاف داشته باشند، باید مورد شک قرار گیرند و حداقل سه نتیجه یا بیشتر بدست آید. با در نظر گرفتن دو تای اول اختلاف بین بیشترین نتیجه متفاوت و میانگین باقی‌مانده باید محاسبه شود و این اختلاف با مقدار جدید، r_1 ، به جای r مقایسه می‌شود که در معادله ۱۶ داده شده است:

$$r_1 = r \sqrt{\frac{k}{2(k-1)}} \quad \text{معادله (۱۶)}$$

که k تعداد کل نتایج بدست آمده می‌باشد.

1- Acceptability

اگر اختلاف در نتیجه کمتر یا مساوی r_1 باشد، نتایج باید مورد قبول قرار گیرد. اگر اختلاف بیشتر از r_1 شود، نتیجه با بیشترین تفاوت باید حذف شود و روش آورده شده در این بخش تا زمانی که یک سری نتایج قابل قبول بدست آید، تکرار شود.

میانگین نتایج قابل قبول باید به عنوان مقدار تخمینی خاصیت مورد نظر منظور شود. به هر حال، اگر دو یا چند نتیجه از تعداد کل کمتر از ۲۰ رد شوند، روش به کار گرفته شده و دستگاه‌ها باید بررسی شده و در صورت امکان سری جدید آزمون‌ها انجام شود.

۳-۴-۷ حدود اطمینان^۱

وقتی اپراتوری که در محدوده دقت روش کار می‌کند، یک سری نتایج k را تحت شرایط تکرارپذیری بدست آورد، معدل، \bar{X} ، را می‌تواند محاسبه کند، و می‌توان فرض کرد که نتایج با اطمینان ۹۵٪ مقدار واقعی، μ ، در حدود زیر قرار می‌گیرد:

$$\left(\bar{X} - \frac{R_1}{\sqrt{2}} \right) \leq \mu \leq \left(\bar{X} + \frac{R_1}{\sqrt{2}} \right) \quad \text{معادله (۱۷)}$$

که :

$$R_1 = \sqrt{R^2 - r^2 \left(1 - \frac{1}{k} \right)} \quad \text{معادله (۱۸)}$$

مشابه این، برای موقعیت یک طرفه، وقتی فقط یک حد ثابت می‌شود (بالایی^۲ یا پایینی^۳)، با اطمینان ۹۵٪ می‌توان فرض کرد که مقدار حقیقی، μ ، به شکل زیر محدود می‌شود:

$$\mu \leq \bar{X} + 0.59R_1 \quad (\text{حد بالایی}) \quad \text{معادله (۱۹)}$$

یا:

$$\mu \geq \bar{X} - 0.59R_1 \quad (\text{حد پایینی}) \quad \text{معادله (۲۰)}$$

فاکتور ۰/۵۹ نسبت $0.84/\sqrt{2}$ می‌باشد که ۰/۸۴ در پیوست ح آمده است. به هر حال، چون برای بیشتر روش‌های آزمون، r خیلی کوچک‌تر از R است، با انجام آزمون چندگانه تحت شرایط تکرارپذیری، بهبود کوچکی در دقت میانگین حاصل خواهد شد.

اگر تجدیدپذیری، R ، یک روش آزمون به مقدار قابل ملاحظه‌ای بزرگ‌تر از تکرارپذیری، r ، باشد، دلایل برای وجود مقادیر بزرگ نسبت R/r باید آنالیز شده و در صورت امکان روش بهبود یابد.

۳-۴-۷ تجدیدپذیری، R

1 - Confidence limits
2 - Upper
3 - Lower

۱۴۷ پذیرش نتایج

روش آورده شده در این بند برای ارزیابی پذیرش (قابلیت پذیرش)، با در نظر گرفتن تجدیدپذیری روش آزمون، نتایج بدست آمده توسط آزمایشگاه‌های مختلف، در حالت طبیعی، عملیات و بده بستان‌های روزانه، اختصاص دارد. در صورت اختلاف نظر بین تأمین کننده و دریافت کننده، روش آورده شده در بندهای ۸ تا ۱۰ انتخاب شود.

وقتی نتایج تکی در دو آزمایشگاه بدست می‌آید و اختلاف آن‌ها کمتر یا مساوی R باشد، ترجیحاً میانگین آن‌ها قابل قبول است و باید به عنوان تخمینی از خاصیت مورد نظر مورد قبول واقع شود.

اگر اختلاف دو نتیجه بیشتر از R باشد، باید هر دو نتایج به عنوان مشکوک در نظر گرفته شوند. هر آزمایشگاه باید حداقل سه نتیجه قابل قبول دیگر را بدست آورد (به بند ۷ ۴ ۲ رجوع شود).

در این حالت، اختلاف بین میانگین‌های تمام نتایج قابل قبول هر آزمایشگاه باید برای همسان بودن با استفاده از یک مقدار جدید، R_2 ، به جای R ، مورد بررسی قرار گیرد که در معادله ۲۱ داده شده است:

$$R_2 = \sqrt{R^2 - r^2 \left(1 - \frac{1}{2k_1} - \frac{1}{2k_2} \right)} \quad \text{معادله (۲۱)}$$

که در آن:

R تجدیدپذیری روش؛

r تکرارپذیری روش؛

k_1 تعداد نتایج آزمایشگاه اول؛

k_2 تعداد نتایج آزمایشگاه دوم.

اگر اختلاف بین میانگین‌ها کمتر یا مساوی R_2 باشد، این میانگین‌ها قابل قبول هستند و میانگین کلی آن‌ها به عنوان مقدار تخمین خاصیت مورد آزمون باید در نظر گرفته شود. اگر اختلاف بین میانگین‌ها بزرگ‌تر از R_2 باشد، روش آورده شده در بندهای ۸ تا ۱۰ باید انتخاب شود.

اگر شرایطی پیش آید که در آن $(N+1) > 2$ از آزمایشگاه‌ها هر کدام یک یا چند نتیجه قابل پذیرش داشته باشند، اختلاف بین دورترین میانگین آزمایشگاه و میانگین بقیه N میانگین آزمایشگاه‌ها باید با R_3 مقایسه شود:

$$R_3 = \sqrt{\frac{R_1^2}{2} + \frac{R_4^2}{2N}} \quad \text{معادله (۲۲)}$$

$$R_4 = \sqrt{R^2 - \frac{r^2}{N} \left(N - \frac{1}{k_1} - \frac{1}{k_2} - \dots - \frac{1}{k_N} \right)} \quad \text{معادله (۲۳)}$$

R_1 در معادله ۱۸ داده شده و مطابق با متفاوت‌ترین میانگین آزمایشگاه می‌باشد.

اگر این اختلاف مساوی یا کمتر از R_3 در مقدار مطلق باشد، تمام نتایج قابل قبول هستند و میانگین آن‌ها به عنوان مقدار خاصیت مورد نظر می‌باشد.

اگر اختلاف بزرگ‌تر از R_3 باشد، متفاوت‌ترین میانگین آزمایشگاه، باید حذف شود و مقایسه با استفاده از معادلات ۲۲ و ۲۳ تکرار شود تا زمانی که مجموعه‌ای از میانگین‌های قابل قبول آزمایشگاه بدست آید.

میانگین این آزمایشگاه‌های میانگین‌گیری شده، باید به عنوان مقدار تخمین زده شده خاصیت مورد نظر در نظر گرفته شود. به هر حال، اگر دو یا چند میانگین آزمایشگاه از تعداد کل که بیشتر از ۲۰ نیست حذف شوند، روش عملی آزمون و دستگاه‌ها باید بررسی شوند و در صورت امکان مجموعه جدیدی از آزمون‌ها انجام شود.

۲۴۷ حدود اطمینان

وقتی N آزمایشگاه یک یا دو نتیجه تحت شرایط تکرارپذیری و تجدیدپذیری بدست می‌آورند، مقدار میانگین مربوط به میانگین‌های آزمایشگاه \bar{X} ، بدست می‌آید که ممکن است با فرض اطمینان ۹۵٪، مقدار حقیقی μ ویژگی در حدود زیر قرار گیرد:

$$\left(\bar{X} - \frac{R_4}{\sqrt{2N}} \right) \leq \mu \leq \left(\bar{X} + \frac{R_4}{\sqrt{2N}} \right) \quad \text{معادله (۲۴)}$$

مشابه موقعیت حدود اطمینان یک طرفه، وقتی فقط یکی از دو حد (بالایی یا پایینی) ثابت باشد، با اطمینان ۹۵٪ می‌توان فرض کرد که مقدار حقیقی ویژگی، μ ، به صورت زیر خلاصه می‌شود:

$$\mu \leq \bar{X} + 0.59 \frac{R_4}{\sqrt{N}} \quad \text{(حد بالایی) معادله (۲۵)}$$

یا

$$\mu \geq \bar{X} - 0.59 \frac{R_4}{\sqrt{N}} \quad \text{(حد پایینی) معادله (۲۶)}$$

این معادلات به آزمایشگاه ($N=1$) داده شده، اجازه می‌دهد سطح اطمینان را تعیین کند که آن را می‌توان به میانگین نتایج با مقایسه با مقدار حقیقی نسبت داد.

۸ ویژگی‌ها^۱

۱۸ هدف ویژگی‌ها

هدف از ویژگی، ثابت نمودن^۲ حد یا حدود مقدار واقعی کمیت مورد نظر است. به هر حال، در عمل این مقدار واقعی ممکن است به طور کامل بدست نیاید. خاصیت مورد اندازه‌گیری در آزمایشگاه از طریق به

1 - Specification

2 - Fix

کار بردن روش آزمون استاندارد، اندازه‌گیری می‌شود، نتایج می‌توانند مقداری پراکندگی نشان دهند که این پراکندگی با تکرارپذیری و تجدیدپذیری تعریف می‌شوند. بنابراین مقداری عدم اطمینان نیز در مورد مقدار واقعی خاصیت مورد آزمون وجود دارد.

ویژگی‌های فرآورده‌های نفتی طبق بندهای ۹ و ۱۰ کنترل می‌شوند. با توافق اولیه، تأمین‌کننده و دریافت‌کننده می‌توان از روش‌های مشابه بیان شده در پیوست خ استفاده کرد.

مهم است که روش آزمونی انتخاب شود که به قدر کافی دقیق باشد تا تعیین کند که آیا محصول ویژگی‌های مورد نظر را دارد یا خیر؟

۲ A ساختار^۱ حدود ویژگی‌ها در ارتباط با دقت

معمولاً ویژگی‌ها با حدود مقادیر خواص سروکار دارند. برای اجتناب از عدم قطعیت، چنین حدودی به طور طبیعی تحت عنوان "بیشتر از" یا "کمتر از" بیان می‌شوند. محدوده‌ها، دو نوع هستند:

- حد دوتایی یا مضاعف^۲، بالایی و پایینی، برای مثال ویسکوزیته کمتر از $5 \text{ mm}^2/\text{s}$ و بزرگ‌تر از $16 \text{ mm}^2/\text{s}$ ؛ نقطه جوش $100^\circ\text{C} \pm 0.5^\circ\text{C}$.

- حد منفرد یا تکی، بالایی یا پایینی، برای مثال مقدار گوگرد کمتر از 2% ؛ مقدار سرب کمتر از $3/0 \text{ g/l}$ ؛ حلالیت بیتومین بیشتر از 99% .

حالت حد تکی هنگامی مطرح می‌شود که در بیشتر اوقات، یک حد اضافی اعمال می‌شود وقتی که به طور مؤثر سبب می‌شود به حالت حد مضاعف یا دوتایی تبدیل شود.

این موضوع به وسیله مثال‌های بالا که حدهای به کار رفته اضافی 0.0 g/l ، 0% و 100% می‌باشند، مشخص می‌شود. در حالت‌هایی که موقعیت حد تکی حقیقی، برای مثال نقطه اشتعال کمتر از 60°C نباشد، ملاحظات زیر به کار نمی‌رود. در بندهای ۸ تا ۱۰، A_1 اشاره به حد بالایی و A_2 اشاره به حد پایینی دارد.

مقدار انتخاب شده برای حد ویژگی باید تجدیدپذیری روش آزمون انتخاب شده را به صورت زیر در نظر بگیرد:

- برای حد دوتایی (A_1 و A_2)، دامنه اختصاص داده شده (بیان شده یا معنی دار) باید کمتر از چهار برابر تجدیدپذیری R ، نباشد، به عنوان مثال $(A_1 - A_2) \geq 4R$.

- برای حد تکی (A_1 یا A_2)، دامنه اختصاص داده شده نباید فاصله کمتر از دو برابر تجدیدپذیری R ، باشد، اگر حد معنی‌دار بالایی 100% باشد، پس $(100 - A_1) \geq 2R$ ، یا اگر حد معنی‌دار پایینی صفر باشد، $A_2 \geq 2R$ است.

الزامات این استاندارد برای ویژگی‌های مطابق با اصول زیر کاربرد دارد.

1 - Construction
2 - Double limit

در مواردی که به دلایل عملی مقدار $(A_1 - A_2)$ از $4R$ کمتر است، نتایج بدست آمده دارای شک در تعیین این که یک نمونه الزامات ویژگی را برآورده می‌کند یا خیر، می‌باشند. به دلایل آماری مقدار $(A_1 - A_2)$ به طور قابل ملاحظه بزرگ‌تر از $4R$ می‌باشد. اگر این طور نباشد، یک یا هر دو حالت زیر باید اعمال شوند:

الف حدود ویژگی‌ها باید بررسی شوند که مشخص شود می‌توان آن‌ها را به قدری بسط داد که دقت روش آزمون را در برگیرند؛

ب روش آزمون باید بررسی شود که مشخص شود آیا دقت را می‌توان بهبود بخشید یا روش آزمون دیگری انتخاب کرد که دقت بالاتری داشته باشد و با حدود ویژگی مورد نظر تطابق داشته باشد. به عنوان نتیجه محدودیت‌های بالا روی حدود ویژگی‌ها، پیشنهاد می‌شود که حد پایینی گستره روش‌های آزمون نفتی، باید مقداری کمتر از $2R$ بزرگ‌تر از پایین‌ترین نتیجه قابل حصول نداشته باشد، و حد بالایی گستره نیز نباید مقداری بزرگ‌تر از $2R$ کمتر از بالاترین نتیجه قابل حصول داشته باشد.

۹ کنترل کیفیت در برابر ویژگی‌ها

۱۹ کلیات

بند ۹ اطلاعات عمومی می‌دهد تا تأمین‌کننده یا دریافت‌کننده اجازه داشته باشد تا درباره کیفیت یک محصول با در نظر گرفتن ویژگی‌ها در صورت وجود یک نتیجه تکی اظهار نظر کند. اگر لازم است دریافت‌کننده بعد از بررسی نتیجه، کاری را انجام دهد، روش مشخص شده در بند ۱۰ به کار گرفته شود.

۲۹ ارزش آزمون^۱ از نظر تأمین‌کننده

تأمین‌کننده‌ای که منبع اطلاعاتی برای مقدار حقیقی خاصیت به غیر از نتیجه تکی ندارد باید در نظر بگیرد که محصول حد ویژگی را با اطمینان 95% برآورده می‌کند، فقط اگر نتیجه X ، طوری باشد که:

- در حالت حد بالایی تکی، A_1 :

$$X \leq A_1 - 0.59R$$

معادله (۲۷)

- در حالت حد پایینی تکی، A_2 :

$$X \geq A_2 + 0.59R$$

معادله (۲۸)

در حالت یک حد دوتایی (A_1 و A_2)، هر دو این شرایط برآورده می‌شود (به بند ۷ ۴ ۳ رجوع شود).

استفاده از معادلات ۲۷ و ۲۸ برای راهنمایی تأمین‌کننده می‌باشد و به عنوان یک الزام قابل توضیح نمی‌باشد. مقدار گزارش شده بین مقدار ویژگی و حد از معادله ۲۷ یا ۲۸ مدرک قابل پذیرشی نیست.

۳۹ ارزش آزمون از نظر دریافت‌کننده

دریافت‌کننده‌ای که منبع اطلاعاتی برای مقدار حقیقی خاصیت به غیر از نتیجه تکی ندارد باید در نظر بگیرد که محصول حد ویژگی را با اطمینان ۹۵٪ برآورده می‌کند، فقط اگر نتیجه، X ، طوری باشد که:

- در حالت حد بالایی تکی، A_1 :

$$X > A_1 + 0.59R \quad \text{معادله (۲۹)}$$

- در حالت حد پایینی تکی، A_2 :

$$X < A_2 - 0.59R \quad \text{معادله (۳۰)}$$

- در حالت حد دوتایی (A_1 و A_2)، یکی از این شرایط برآورده می‌شود.

۱۰ روش مناظره (در صورت وجود اختلاف نظر)

۱۴۰ اگر برای دریافت‌کننده و تأمین‌کننده امکان توافق در مورد کیفیت محصول، بر پایه نتایج بدست آمده، وجود نداشته باشد، روش‌های داده شده در بندهای ۱۰ تا ۱۰۵ باید مورد پذیرش قرار گیرند.

۱۴۰ هر آزمایشگاه باید نتایج اولیه را رد کند و حداقل سه نتیجه قابل قبول دیگر روی نمونه مورد بررسی بدست آورد تا اطمینان حاصل شود که کار تحت شرایط تکرارپذیری انجام شده است. میانگین نتایج قابل قبول در هر آزمایشگاه باید محاسبه شده، نتایج متفاوت بر طبق بند ۷ تا ۲ حذف شوند. اگر آزمون دوباره، بحث را برطرف نمی‌کند، ادامه کار باید به صورت زیر انجام شود:

اجازه دهید که:

\bar{X}_S میانگین تأمین‌کننده؛

\bar{X}_R میانگین دریافت‌کننده؛

A_1 حد بالایی ویژگی؛

A_2 و حد پایینی ویژگی، باشد.

به طوری که:

$$\bar{X}_S \leq A_1 < \bar{X}_R$$

$$\bar{X}_S \geq A_2 > \bar{X}_R$$

این بدان معنی است که \bar{X}_R و \bar{X}_S باید با A_1 و A_2 مقایسه شوند.

$$\frac{\bar{X}_S + \bar{X}_R}{2} \leq A_1 \quad \text{یا} \quad \geq A_2 \quad \text{اگر}$$

- اگر $|\bar{X}_S - \bar{X}_R| \leq 0.84R_2$ ، محصول ویژگی را برآورده می‌کند (برای R_2 ، به بند ۷ تا ۱ رجوع شود)؛

- و اگر $|\bar{X}_S - \bar{X}_R| > 0.84R_2$ ، جای تردید و بحث در رابطه با نتایج ممکن است وجود داشته باشد.

در حالت دوم، نمی‌توان با اطمینان بیان کرد که محصول از حد ویژگی تبعیت دارد یا خیر؛ اغلب جر و بحث ممکن است با گفتگو حل شود.

- اگر $A_2 < \frac{\bar{X}_S + \bar{X}_R}{2} < A_1$ باشد، اختلاف $\bar{X}_S - \bar{X}_R$ هر چه باشد، بحث کنید.

۳۴۰ در حالت مباحثه، دو آزمایشگاه باید با یکدیگر ارتباط داشته باشند و روش‌ها و دستگاه‌های به کار گرفته شده‌ی آن‌ها مقایسه شوند. در این بررسی‌ها، آزمون وابستگی، بین دو آزمایشگاه روی نمونه‌های مورد بررسی آن‌ها باید انجام شود. در هر آزمایشگاه، میانگین حداقل سه نتیجه قابل قبول باید محاسبه شده و این میانگین‌ها بر طبق بند ۲۴۰ مقایسه شوند.

۴۴۰ اگر عدم توافق باقی باشد، باید از آزمایشگاه سوم (بی‌طرف، تخصصی و قابل قبول برای دو گروه) دعوت شود تا آزمون را با استفاده از نمونه سوم انجام دهد. فرض می‌شود \bar{X}_E میانگین سه یا بیشتر نتایج قابل قبول آزمایشگاه سوم باشد. اگر اختلاف بین میانگین آزمایشگاه با بیشترین تفاوت و میانگین دو آزمایشگاه دیگر کمتر یا مساوی R_3 باشد (به بند ۳۴۱ رجوع شود)، روش زیر باید مورد قبول باشد:

- اگر $\frac{\bar{X}_S + \bar{X}_R + \bar{X}_E}{3} \leq A_1$ یا $\geq A_2$ باشد، محصول، ویژگی را برآورده می‌کند.

- اگر $\frac{\bar{X}_S + \bar{X}_R + \bar{X}_E}{3} > A_1$ یا $< A_2$ باشد، محصول، ویژگی را برآورده نمی‌کند.

۵۴۰ اگر اختلاف بین میانگین آزمایشگاه با دورترین میانگین، \bar{X} ، دو آزمایشگاه دیگر بیشتر از R_3 باشد، روش زیر باید مورد قبول قرار گیرد:

- اگر $\bar{X} \leq A_1$ یا $\geq A_2$ باشد، محصول، ویژگی را برآورده می‌کند.

- اگر $\bar{X} > A_1$ یا $< A_2$ باشد، محصول، ویژگی را برآورده نمی‌کند.

پیوست الف

(الزامی)

تعیین تعداد نمونه‌های مورد نیاز

یادآوری: به بند ۴۴۱ رجوع شود.

جدول الف ۴ تعیین تعداد نمونه‌های مورد نیاز

$L=5$										$L=6$										$L=7$									
Q: 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9										Q: 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9										Q: 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9									
P: 0 4										P: 0 3										P: 0 3									
1 5										1 4 11										1 4 7									
2 6 11										2 5 7										2 4 6 17									
3 6 9										3 5 7 14										3 4 5 9									
4 7 8 16										4 5 6 10										4 5 5 7 13									

5 7 8 12 6 7 8 11 19 7 7 8 10 15 8 7 8 9 13 9 7 8 9 11 17	5 6 6 8 15 6 6 6 8 11 7 6 6 7 10 15 8 6 6 7 9 12 9 6 6 7 8 10 15	5 5 5 6 9 19 6 5 5 6 8 12 7 5 5 6 7 10 15 8 5 5 6 7 8 12 20 9 5 5 6 6 8 10 14
L=8 Q: 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 P: 0 3 1 3 5 2 4 5 9 3 4 5 7 14 4 4 4 6 9 20 5 4 4 5 7 11 6 4 4 5 6 8 13 7 4 4 5 6 7 10 16 8 4 5 5 6 6 8 11 18 9 4 5 5 5 6 7 9 13	L=9 Q: 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 P: 0 2 1 3 4 2 3 4 7 3 3 4 5 9 4 4 4 5 6 11 5 4 4 5 6 7 12 6 4 4 4 5 6 9 14 7 4 4 4 5 6 7 10 15 8 4 4 4 5 5 6 8 10 16 9 4 4 4 5 5 6 7 8 11 18	L=10 Q: 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 P: 0 2 8 1 3 4 11 2 3 4 5 12 3 3 3 4 6 13 4 3 4 4 5 7 14 5 3 4 4 5 6 8 14 6 3 4 4 4 5 6 9 14 7 3 4 4 4 5 6 7 9 14 8 3 4 4 4 5 5 6 7 10 14 9 4 4 4 4 4 5 6 6 8 10
L=11 Q: 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 P: 0 2 4 1 2 3 5 2 3 3 3 7 3 3 3 4 5 8 4 3 3 4 4 6 8 18 5 3 3 4 4 5 6 9 15 6 3 3 3 4 4 5 6 9 14 7 3 3 3 4 4 5 5 7 9 13 8 3 3 3 4 4 4 5 6 7 9 9 3 3 3 4 4 4 5 5 6 7	L=12 Q: 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 P: 0 2 4 1 2 3 5 2 2 3 4 6 14 3 3 3 3 4 6 11 4 3 3 3 4 5 6 9 5 3 3 3 4 4 5 6 9 16 6 3 3 3 3 4 4 5 6 9 13 7 3 3 3 3 4 4 5 5 6 8 8 3 3 3 3 4 4 4 5 5 6 9 3 3 3 3 3 4 4 4 5 6	L=13 Q: 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 P: 0 2 3 1 2 3 4 12 2 2 3 3 4 8 3 2 3 3 4 5 7 14 4 3 3 3 3 4 5 7 10 5 3 3 3 3 4 4 5 6 9 15 6 3 3 3 3 3 4 4 5 6 8 7 3 3 3 3 3 4 4 4 5 6 8 3 3 3 3 3 3 4 4 5 5 9 3 3 3 3 3 3 3 4 4 4 5
L=14 Q: 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 P: 0 2 3 1 2 2 3 7 2 2 2 3 4 6 12 3 2 2 3 3 4 5 8 18 4 2 3 3 3 3 4 5 7 11 5 2 3 3 3 3 4 4 5 6 8 6 3 3 3 3 3 3 4 4 5 6 7 3 3 3 3 3 3 3 4 4 5 8 3 3 3 3 3 3 3 3 4 4 4 9 3 3 3 3 3 3 3 3 4 4	L=15 Q: 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 P: 0 2 2 13 1 2 2 3 5 19 2 2 2 3 3 4 7 3 2 2 3 3 3 4 6 9 4 2 2 3 3 3 4 4 5 7 10 5 2 2 3 3 3 3 4 4 5 6 6 2 2 3 3 3 3 3 4 4 5 7 2 2 3 3 3 3 3 3 4 4 8 2 2 3 3 3 3 3 3 3 4 9 2 2 3 3 3 3 3 3 3 3	L=16 Q: 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 P: 0 1 2 5 1 2 2 3 4 8 2 2 2 2 3 4 5 9 3 2 2 2 3 3 4 4 6 9 4 2 2 2 3 3 3 4 4 5 6 5 2 2 2 3 3 3 3 4 4 5 6 2 2 2 3 3 3 3 3 4 4 7 2 2 2 3 3 3 3 3 3 4 8 2 2 2 3 3 3 3 3 3 3 9 2 2 2 3 3 3 3 3 3 3
L تعداد آزمایشگاه‌های شرکت کننده، P نسبت جزء واریانس برهم کنش به جزء واریانس تکرارها، Q نسبت جزء واریانس آزمایشگاه‌ها به جزء واریانس تکرارها.		

پیوست ب

(اطلاعاتی)

بدست آوردن معادله برای محاسبه تعداد نمونه‌های مورد نیاز

یادآوری به بند ۴۴ رجوع شود.

آنالیز واریانس روی نتایج برنامه مقدماتی انجام می‌شود. این مسئله موجب تخمین‌های تقریبی برای سه جزء واریانس می‌شود، یعنی:

$$- \sigma_0^2 \text{ برای تکرارها؛}$$

- σ_1^2 برای برهم کنش نمونه‌ها \times آزمایشگاه‌ها؛

- σ_2^2 برای آزمایشگاه‌ها.

جای‌گذاری واریانس‌ها در معادله ۱۵ برای محاسبه درجات آزادی تجدیدپذیری، (به بند ۶ ۴ ۳ رجوع شود)، نتیجه زیر را می‌دهد:

$$\frac{(1+P+Q)^2}{\nu} = \frac{\left[\left(\frac{1}{2}+P\right)/S+Q\right]^2}{(L-1)} + \frac{(S-1)\left(\frac{1}{2}+P\right)^2}{S^2(L-1)} + \frac{1}{4LS} \quad \text{معادله (ب) ۱}$$

که در آن:

P نسبت σ_1^2/σ_0^2 ؛

Q نسبت σ_2^2/σ_0^2 ؛

ν درجات آزادی تجدیدپذیری؛

S تعداد نمونه‌ها است.

معادله به شکل زیر مرتب می‌شود:

$$aS + b = 0$$

$$a = \nu Q^2 - (1+P+Q)^2(L-1) \quad \text{که:}$$

$$b = \nu \left[\left(2Q + \frac{1}{2} + P \right) \left(\frac{1}{2} + P \right) + 0.25(L-1)/L \right]$$

بنابراین:

$$S = -\frac{b}{a} \quad \text{معادله (ب) ۲}$$

مقادیر S برای مقادیر داده شده L, P, Q و ν داده شده است.

جدول الف ۱ بر پایه درجات آزادی $\nu = 30$ می‌باشد. برای مقادیر غیر صحیح P و Q ، S می‌تواند به وسیله درونیابی^۱ درجه دوم از جدول تخمین زده شود.

پیوست پ
(الزامی)
نشانه‌گذاری و آزمون‌ها

پ ۱ مقدمه

در این استاندارد نشانه‌گذاری‌های زیر به کار می‌رود:

- S تعداد نمونه‌ها؛
- L تعداد آزمایشگاه‌ها؛
- i زیرنویس مشخص کننده شماره آزمایشگاه؛
- j زیرنویس مشخص کننده شماره نمونه؛
- x نتیجه آزمون ویژه؛
- a مجموع نتایج آزمون دوتایی؛
- e تفاوت بین نتایج آزمون‌های دوتایی؛
- v درجات آزادی.

پ ۲ آرایه نتایج دوتایی از هر L آزمایشگاه روی S نمونه و مطابق با میانگین‌های m_j

جدول پ ۱

نمونه				آزمایشگاه
S	j	۲	۱	
x_{1S1} x_{1S2}	x_{1j1} x_{1j2}	x_{121} x_{122}	x_{111} x_{112}	۱
x_{2S1} x_{2S2}	x_{2j1} x_{2j2}	x_{221} x_{222}	x_{211} x_{212}	۲
x_{iS1} x_{iS2}	x_{ij1} x_{ij2}	x_{i21} x_{i22}	x_{i11} x_{i12}	i
x_{LS1} x_{LS2}	x_{Lj1} x_{Lj2}	x_{L21} x_{L22}	x_{L11} x_{L12}	L
g_S	g_j	g_2	g_1	کل
m_S	m_j	m_2	m_1	میانگین

یادآوری - اگر تبدیل $y = F(x)$ از داده‌های گزارش شده لازم باشد (به بند ۵ ۲ رجوع شود)، پس نمادهای y_{ij1} و y_{ij2} به جای x_{ij1} و x_{ij2} به کار برده می‌شوند.

پ ۳ آرایه مجموع نتایج دوتایی، کل آزمایشگاه‌ها h_i و کل نمونه‌ها g_j

جدول پ ۲

نمونه					آزمایشگاه
کل	S	j	۲	۱	
h_1	a_{1S}	a_{1j}	a_{12}	a_{11}	۱
h_2	a_{2S}	a_{2j}	a_{22}	a_{21}	۲
h_i	a_{iS}	a_{ij}	a_{i2}	a_{i1}	i
h_L	a_{jS}	a_{Lj}	a_{L2}	a_{L1}	L
T	g_s	g_j	g_2	g_1	کل

$$a_{ij} = x_{ij1} + x_{ij2} \text{ ، (اگر از تبدیل استفاده شود) } \rightarrow a_{ij} = y_{ij1} + y_{ij2} \text{ ؛}$$

$$e_{ij} = x_{ij1} - x_{ij2} \text{ ، (اگر از تبدیل استفاده شود) } \rightarrow e_{ij} = y_{ij1} - y_{ij2} \text{ ؛}$$

$$g_j = \sum_{i=1}^L a_{ij}$$

$$h_i = \sum_{j=1}^S a_{ij}$$

$$m_j = g_j / 2L$$

$$T = \sum_{i=1}^L h_i = \sum_{j=1}^S g_j$$

اگر هر کدام از نتایج فاقد آرایه کامل باشند، مقسوم علیه در عبارت m_j به همین نسبت کاهش می‌یابد.

پ ۴ مجموع مربعات و واریانس‌ها

یادآوری به بند ۵ ۲ رجوع شود.

واریانس تکرارها برای نمونه زام:

$$d_j^2 = \sum_{i=1}^L e_{ij}^2 / 2L$$

معادله (پ ۱)

که L درجات آزادی تکرارها برای نمونه زام است. اگر هر کدام یا هر دو نتایج جفت آزمایشگاه/نمونه حذف شوند، عبارت صورت کسر حذف می‌شود و فاکتور L یکی کم می‌شود.

واریانس بین سلول‌ها برای نمونه زام:

$$C_j^2 = \left(\sum_{i=1}^L \frac{a_{ij}^2}{n_{ij}} - \frac{g_j^2}{S_j} \right) / (L-1) \quad \text{معادله (پ ۲)}$$

واریانس آزمایشگاه‌ها برای نمونه زام:

$$D_j^2 = \frac{1}{K_j} [C_j^2 + (K_j - 1)d_j^2] \quad \text{معادله (پ ۳)}$$

که:

$$K_j = \left(S_j^2 - \sum_{i=1}^L n_{ij}^2 \right) / [S_j(L-1)]$$

n_{ij} تعداد نتایج آزمون‌های بدست آمده در آزمایشگاه i روی نمونه زام؛

S_j تعداد کل نتایج بدست آمده از نمونه زام؛

L تعداد سلول‌ها در نمونه زام شامل حداقل یک نتیجه.

درجات آزادی آزمایشگاه‌ها برای نمونه زام به طور تقریبی از معادله پ ۴ زیر بدست می‌آید:

$$v_j = \frac{(K_j D_j^2)^2}{\frac{(C_j^2)^2}{(L-1)} + \frac{[(K_j-1)d_j^2]^2}{L}} \quad \text{معادله (پ ۴) (به نزدیکترین عدد صحیح گرد می‌شود)}$$

اگر هر کدام از نتایج جفت آزمایشگاه/نمونه یا هر دو حذف شود، فاکتور L یک واحد کم می‌شود.

اگر هر دو نتایج جفت آزمایشگاه/نمونه حذف شود، فاکتور $(L-1)$ یک واحد کم می‌شود.

پ ۵ آزمون کچران

بزرگ‌ترین مجموع مربعات، SS_k ، از یک سری از n مجموع مربعات مستقل (دوطرفه) هر کدام براساس درجه آزادی v ، مطابق زیر می‌تواند برای همسانی آزمایش شوند:

$$\text{معیار کچران} = SS_k / \sum_{i=1}^n SS_i \quad \text{معادله (پ ۵)}$$

اگر مقادیر مجموع مربعات به وسیله میانگین مربعات جایگزین شوند، نسبت آزمون یکسان خواهد بود.

اگر نسبت محاسبه شده از مقدار بحرانی داده شده در جدول ت ۳ بیشتر باشد، مجموع مربعات در مسئله، SS_i ، به طور معنی‌داری با احتمال ۹۹٪ بزرگ‌تر از دیگر جمع‌ها می‌باشد. مثال‌هایی از SS_i ، شامل e_{ij}^2 و d_j^2 است (به معادله پ ۱ رجوع شود).

پ ۶ آزمون هاکینز

مقدار حدی در یک مجموعه از داده‌ها با مقایسه میزان انحراف از میانگین مجموعه داده به ریشه دوم مجموع مربعات همه انحراف‌ها می‌تواند به عنوان یک داده پرت مورد آزمون قرار گیرد. این کار به شکل نسبت انجام می‌گیرد. اطلاعات بیشتر مربوط به پراکندگی با لحاظ کردن مجموع مربعات مستقل در محاسبات قابل تهیه است. این‌ها براساس v درجه آزادی و داشتن واریانس جمعیت یکسان، هم مانند سری داده‌ها در مسئله‌ی مورد نظر می‌باشند.

جدول پ ۳ مقادیری را نشان می‌دهد که برای انجام آزمون هاکینز روی نمونه‌های تکی لازم می‌باشند.

جدول پ ۳

نمونه				مشخصات
S	j	۲	۱	
n_s	n_j	n_2	n_1	تعداد سلول‌ها
m'_s	m'_j	m'_2	m'_1	تعداد میانگین سلول‌ها
SS_s	SS_j	SS_2	SS_1	مجموع مربعات

که:

n_j تعداد سلول‌ها در نمونه j ام است که حداقل دارای یک نتیجه باشد؛

m'_j میانگین میانگین‌های سلول در نمونه j ام است؛

SS_j مجموع مربعات انحراف میانگین سلول‌ها، a_{ij} / n_{ij} ، از میانگین میانگین‌های سلول، m'_j ، است و به صورت زیر داده می‌شود:

$$SS_j = \sum_{i=1}^L \left(\frac{a_{ij}}{n_{ij}} - m'_j \right)^2, \quad \text{که} \quad m'_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^L \left(\frac{a_{ij}}{n_{ij}} \right)$$

روش آزمون به طریق زیر است.

الف نمونه، k ، و میانگین سلول، a_{ik} / n_{ik} ، را مشخص کنید که بیشترین انحراف مطلق $|m'_k - a_{ik} / n_{ik}|$ را دارد. سلول مشخص شده چه بالا باشد چه پایین، نماینده‌ای برای آزمون نتیجه پرت است.

ب مجموع مربعات انحراف را محاسبه کنید:

$$SS = \sum_{j=1}^s SS_j \quad \text{معادله (پ ۶)}$$

ج نسبت آزمون را محاسبه کنید:

$$B^* = \frac{|m'_k - a_{ik}/n_{ik}|}{\sqrt{SS}} \quad \text{معادله (پ ۷)}$$

• نسبت آزمون را با مقدار بحرانی از جدول ت ۴ برای $n = n_k$ و درجات بزرگ آزادی ν ، مقایسه کنید که:

$$\nu = \sum_{j=1}^S (n_j - 1), j \neq k \quad \text{معادله (پ ۸)}$$

• اگر B^* از مقدار بحرانی بیشتر باشد، نتایج سلول در مسئله را حذف کنید (نمونه k ، آزمایشگاه i ام)، بنابراین مقادیر m'_k ، SS_k را اصلاح کرده و از قسمت الف همین بند، دوباره تکرار کنید.

یادآوری آزمون هاکنیز به طور نظری فقط در تشخیص یک آزمایشگاه با نتیجه پرت در یک نمونه به کار می‌رود. تکنیک آزمون‌های تکرار شده برای نتیجه پرت، به ترتیب حداکثر انحراف از میانگین نمونه، اشاره به این مسئله دارد که مقادیر بحرانی در جدول ت ۴ دقیقاً به سطح اطمینان ۱٪ اشاره نمی‌کند. این موضوع توسط هاکنیز نشان داده شده است هر چند اگر $n > 5$ و درجات آزادی کل $(n + \nu)$ بزرگ‌تر از ۲۰ باشد، این تأثیر جزئی است، اثرات ساختگی (پنهانی) (یک نتیجه پرت پنهان از دیگری) و سست (گرفتار شدن) (حذف نتیجه پرت به حذف بقیه می‌انجامد) نیز به همین ترتیب است.

وقتی آزمون در آزمایشگاه‌های میانگین‌گیری شده روی تمام نمونه‌ها انجام می‌شود، جدول پ ۳ به یک ستون تبدیل می‌شود:

n تعداد آزمایشگاه‌ها یعنی برابر L می‌باشد؛

m میانگین کل مساوی با T/N است، که N تعداد کل نتایج در آرایه است؛

SS مجموع مربعات انحراف میانگین آزمایشگاه‌ها از میانگین کل است و با معادله زیر بدست می‌آید:

$$SS = \sum_{i=1}^L \left(\frac{h_i}{n_i} - m \right)^2 \quad \text{معادله (پ ۹)}$$

که n_i تعداد نتایج در آزمایشگاه i ام است.

بنابراین در روش آزمون، میانگین آزمایشگاه، h_i/n_i ، مشخص می‌شود، که از میانگین کل، m ، اختلاف دارد. نسبت آزمون مطابق معادله زیر می‌شود:

$$B^* = \frac{|m - h_i/n_i|}{\sqrt{SS}} \quad \text{معادله (پ ۱۰)}$$

این مقدار مانند قبل باید با مقدار بحرانی از جدول ت ۴ مقایسه شود، اما در این حالت با درجات آزادی حدی $\nu = 0$ مقایسه می‌شود. اگر یک آزمایشگاه حذف شد، مقادیر n ، m و SS را بر طبق آن اصلاح کرده و محاسبات را تکرار کنید.

پ ۷ آزمون نسبت واریانس (آزمون F)

تخمین واریانس، V_1 ، بر پایه درجات آزادی v_1 ، را می‌توان با تخمین دوم، V_2 ، بر پایه درجات آزادی v_2 با محاسبه نسبت زیر، مقایسه کرد:

$$F = \frac{V_1}{V_2} \quad \text{معادله (پ ۱۱)}$$

اگر نسبت از مقدار بحرانی مناسب داده شده در جداول ت ۶ تا ت ۹ بیشتر باشد، v_1 مطابق با صورت کسر (تخمین واریانس بزرگتر) و v_2 مطابق با مخرج کسر می‌شود، پس V_1 از V_2 در سطح اطمینان شده بزرگ‌تر می‌باشد.

پیوست ت

(الزامی)

مثال نتایج آزمون برای تعیین عدد برم و جداول آماری

جدول ت+ عدد برم برای نمونه‌های با نقطه جوش پایین

نمونه								آزمایشگاه
۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	
۱/۲	۱۱۴/۸	۴۶/۱	۱۱/۰	۳/۷	۰/۸۰	۶۴/۵	۱/۹	A
۱/۲	۱۱۴/۲	۴۶/۵	۱۱/۱	۳/۸	۰/۷۸	۶۵/۵	۲/۱	
۱/۲	۱۱۴/۵	۵۰/۳	۱۱/۱	۳/۷	۰/۶۹	۶۵/۴	۱/۷	B
۱/۲	۱۱۴/۳	۴۹/۹	۱۱/۰	۳/۷	۰/۷۲	۶۶/۰	۱/۸	
۱/۳	۱۱۲/۴	۴۸/۵	۱۰/۴	۳/۵	۰/۷۶	۶۳/۵	۱/۸	C
۱/۳	۱۱۲/۷	۴۸/۲	۱۰/۵	۳/۵	۰/۷۶	۶۳/۸	۱/۸	
۱/۰	۱۰۸/۸	۴۹/۶	۱۰/۸	۴/۰	۰/۸۰	۶۳/۶	۴/۱	D
۱/۱	۱۰۸/۲	۴۹/۹	۱۰/۸	۳/۹	۰/۸۰	۶۳/۹	۴/۰	
۱/۳	۱۱۵/۶	۴۷/۴	۱۰/۹	۳/۷	۰/۸۳	۶۳/۹	۲/۱	E
۱/۴	۱۱۵/۱	۴۷/۶	۱۱/۱	۳/۷	۰/۸۳	۶۳/۷	۱/۸	
۱/۴	۱۲۱/۰	۴۹/۱	۱۱/۵	۳/۴	۰/۷۲	۷۰/۷	۱/۸	F
۱/۴	۱۱۷/۹	۴۷/۹	۱۱/۲	۳/۶	۰/۶۴	۶۹/۷	۱/۷	
۱/۱	۱۱۴/۱	۴۶/۱	۱۰/۶	۳/۵	۰/۷۷	۶۳/۸	۱/۹	G
۰/۹۳	۱۱۲/۸	۴۵/۵	۱۰/۶	۳/۵	۰/۵۹	۶۳/۶	۲/۲	
۱/۱	۱۱۴/۸	۴۹/۶	۱۰/۷	۳/۲	۰/۷۸	۶۶/۵	۲/۰	H
۱/۰	۱۱۴/۵	۴۸/۵	۱۰/۷	۳/۵	۰/۷۱	۶۵/۵	۱/۸	
۱/۴	۱۱۵/۷	۴۹/۱	۱۱/۱	۴/۰	۰/۸۱	۶۸/۲	۲/۱	j
۱/۴	۱۱۳/۹	۴۷/۹	۱۱/۱	۳/۷	۰/۸۱	۶۵/۳	۲/۱	

جدول ت ۴ ریشه سوم عدد برم برای نمونه‌های با نقطه جوش پایین

نمونه								آزمایشگاه
۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	
۱/۰۶۳	۴/۸۶۰	۲/۵۸۶	۲/۲۲۴	۱/۵۴۷	۰/۹۲۸	۴/۰۱۰	۱/۲۳۹	A
۱/۰۶۳	۴/۸۵۲	۲/۵۹۶	۲/۲۳۱	۱/۵۶۰	۰/۹۲۱	۴/۰۳۱	۱/۲۸۱	
۱/۰۶۳	۴/۸۵۶	۳/۶۹۱	۲/۲۳۱	۱/۵۴۷	۰/۸۸۴	۴/۰۲۹	۱/۱۹۳	B
۱/۰۶۳	۴/۸۵۳	۳/۶۸۲	۲/۲۲۴	۱/۵۴۷	۰/۸۹۶	۴/۰۴۱	۱/۲۱۶	
۱/۰۹۱	۴/۸۲۶	۳/۶۴۷	۲/۱۸۳	۱/۵۱۸	۰/۹۱۳	۳/۹۹۰	۱/۲۱۶	C
۱/۰۹۱	۴/۸۳۰	۳/۶۳۹	۲/۱۹۰	۱/۵۱۸	۰/۹۱۳	۳/۹۹۶	۱/۲۱۶	
۱/۰۰۰	۴/۷۷۴	۳/۶۷۴	۲/۲۱۰	۱/۵۸۷	۰/۹۲۸	۳/۹۹۲	۱/۶۰۱	D
۱/۰۳۲	۴/۷۶۵	۳/۶۸۲	۲/۲۱۰	۱/۵۷۴	۰/۹۲۸	۳/۹۹۸	۱/۵۸۷	
۱/۰۹۱	۴/۸۷۱	۳/۶۱۹	۲/۲۱۷	۱/۵۴۷	۰/۹۴۰	۳/۹۹۸	۱/۲۸۱	E
۱/۱۱۹	۴/۸۶۴	۳/۶۲۴	۲/۲۳۱	۱/۵۴۷	۰/۹۴۰	۳/۹۹۴	۱/۲۱۶	
۱/۱۱۹	۴/۹۴۶	۳/۶۶۲	۲/۲۵۷	۱/۵۰۴	۰/۸۹۶	۴/۱۳۵	۱/۲۱۶	F
۱/۱۱۹	۴/۹۰۳	۳/۶۳۲	۲/۲۳۷	۱/۵۳۳	۰/۸۶۲	۴/۱۱۵	۱/۱۹۳	
۱/۰۳۲	۴/۸۵۰	۳/۵۸۶	۲/۱۹۷	۱/۵۱۸	۰/۹۱۷	۳/۹۹۶	۱/۲۳۹	G
۰/۹۷۶	۴/۸۳۲	۳/۵۷۰	۲/۱۹۷	۱/۵۱۸	۰/۸۳۹	۳/۹۹۲	۱/۳۰۱	
۱/۰۳۲	۴/۸۶۰	۳/۶۷۴	۲/۲۰۴	۱/۴۷۴	۰/۹۲۱	۴/۰۵۱	۱/۲۶۰	H
۱/۰۰۰	۴/۸۵۶	۳/۶۴۷	۲/۲۰۴	۱/۵۱۸	۰/۸۹۲	۴/۰۳۱	۱/۲۱۶	
۱/۱۱۹	۴/۸۷۳	۳/۶۶۲	۲/۲۳۱	۱/۵۸۷	۰/۹۳۲	۴/۰۸۶	۱/۲۸۱	j
۱/۱۱۹	۴/۸۴۷	۳/۶۳۲	۲/۲۳۱	۱/۵۴۷	۰/۹۳۲	۴/۰۲۷	۱/۲۸۱	

جدول ت ۴ مقادیر ۱٪ بحرانی مقیاس کچران برای n تخمین واریانس و V درجه آزادی

درجات آزادی										n
v										
۵۰	۳۰	۲۰	۱۵	۱۰	۵	۴	۳	۲	۱	
۰/۴۸۷۲	۰/۵۳۲۷	۰/۵۷۷۵	۰/۶۱۴۵	۰/۶۷۴۳	۰/۷۹۳۳	۰/۸۳۳۵	۰/۸۸۳۱	۰/۹۴۲۳	۰/۹۹۳۳	۳
۰/۳۸۰۸	۰/۴۲۱۳	۰/۴۶۲۰	۰/۴۹۶۴	۰/۵۵۳۶	۰/۶۷۶۱	۰/۷۲۱۲	۰/۷۸۱۴	۰/۸۶۴۳	۰/۹۶۷۶	۴
۰/۳۱۳۱	۰/۳۴۸۹	۰/۳۸۵۵	۰/۴۱۶۸	۰/۴۶۹۷	۰/۵۸۷۵	۰/۶۳۲۹	۰/۶۹۵۷	۰/۷۸۸۵	۰/۹۲۷۹	۵
۰/۲۶۶۱	۰/۲۹۸۲	۰/۳۳۱۲	۰/۳۵۹۷	۰/۴۰۸۴	۰/۵۱۹۵	۰/۵۶۳۵	۰/۶۲۵۸	۰/۷۲۱۸	۰/۸۸۲۸	۶
۰/۲۳۱۶	۰/۲۶۰۶	۰/۲۹۰۷	۰/۳۱۶۷	۰/۳۶۱۶	۰/۴۶۵۹	۰/۵۰۸۰	۰/۵۶۸۵	۰/۶۶۴۴	۰/۸۳۷۶	۷
۰/۲۰۵۲	۰/۲۳۱۶	۰/۲۵۹۲	۰/۲۸۳۲	۰/۳۲۴۸	۰/۴۲۲۷	۰/۴۶۲۷	۰/۵۲۰۹	۰/۶۱۵۲	۰/۷۹۴۵	۸
۰/۱۸۴۲	۰/۲۰۸۶	۰/۲۳۴۰	۰/۲۵۶۳	۰/۲۹۵۰	۰/۳۸۷۰	۰/۴۲۵۱	۰/۴۸۱۰	۰/۵۷۲۷	۰/۷۵۴۴	۹
۰/۱۶۷۳	۰/۱۸۹۸	۰/۲۱۳۵	۰/۲۳۴۲	۰/۲۷۰۴	۰/۳۵۷۲	۰/۳۹۳۴	۰/۴۴۶۹	۰/۵۳۵۸	۰/۷۱۷۵	۱۰
۰/۱۵۳۲	۰/۱۷۴۲	۰/۱۹۶۳	۰/۲۱۵۷	۰/۲۴۹۷	۰/۳۳۱۸	۰/۳۶۶۳	۰/۴۱۷۵	۰/۵۰۳۶	۰/۶۸۳۷	۱۱
۰/۱۴۱۴	۰/۱۶۱۱	۰/۱۸۱۸	۰/۲۰۰۰	۰/۲۳۲۱	۰/۳۰۹۹	۰/۳۴۲۸	۰/۳۹۱۹	۰/۴۷۵۱	۰/۶۵۲۸	۱۲
۰/۱۳۱۳	۰/۱۴۹۸	۰/۱۶۹۳	۰/۱۸۶۶۵	۰/۲۱۶۹	۰/۲۹۰۹	۰/۳۲۲۳	۰/۳۶۹۵	۰/۴۴۹۸	۰/۶۲۴۵	۱۳
۰/۱۲۲۶	۰/۱۴۰۰	۰/۱۵۸۵	۰/۱۷۴۸	۰/۲۰۳۶	۰/۲۷۴۱	۰/۳۰۴۳	۰/۳۴۹۵	۰/۴۲۷۲	۰/۵۹۸۵	۱۴
۰/۱۱۵۰	۰/۱۳۱۵	۰/۱۴۹۰	۰/۱۶۴۵	۰/۱۹۱۹	۰/۲۵۹۳	۰/۲۸۸۲	۰/۳۳۱۸	۰/۴۰۶۹	۰/۵۷۴۷	۱۵
۰/۰۸۷۹	۰/۱۰۱۰	۰/۱۱۵۰	۰/۱۲۷۴	۰/۱۴۹۶	۰/۲۰۴۸	۰/۲۲۸۸	۰/۲۶۵۴	۰/۳۲۹۷	۰/۴۷۹۹	۲۰
۰/۰۷۱۳	۰/۰۸۲۲	۰/۰۹۳۹	۰/۱۰۴۳	۰/۱۲۳۰	۰/۱۶۹۹	۰/۱۹۰۴	۰/۲۲۲۰	۰/۲۷۸۲	۰/۴۱۳۰	۲۵
۰/۰۶۰۰	۰/۰۶۹۴	۰/۰۷۹۴	۰/۰۸۸۵	۰/۱۰۴۶	۰/۱۴۵۵	۰/۱۶۳۵	۰/۱۹۱۴	۰/۲۴۱۲	۰/۳۶۳۲	۳۰
۰/۰۵۱۹	۰/۰۶۰۱	۰/۰۶۹۰	۰/۰۷۶۹	۰/۰۹۱۲	۰/۱۲۷۴	۰/۱۴۳۵	۰/۱۶۸۵	۰/۲۱۳۴	۰/۳۲۴۷	۳۵
۰/۰۴۵۷	۰/۰۵۳۱	۰/۰۶۱۰	۰/۰۶۸۱	۰/۰۸۰۹	۰/۱۱۳۶	۰/۱۲۸۱	۰/۱۵۰۷	۰/۱۹۱۶	۰/۲۹۴۰	۴۰
۰/۰۴۰۹	۰/۰۴۷۵	۰/۰۵۴۷	۰/۰۶۱۱	۰/۰۷۲۷	۰/۱۰۲۵	۰/۱۱۵۸	۰/۱۳۶۴	۰/۱۷۴۰	۰/۲۶۹۰	۴۵
۰/۰۳۷۰	۰/۰۴۳۱	۰/۰۴۹۶	۰/۰۵۵۵	۰/۰۶۶۱	۰/۰۹۳۵	۰/۱۰۵۷	۰/۱۲۴۸	۰/۱۵۹۶	۰/۲۴۸۱	۵۰
۰/۰۳۱۱	۰/۰۳۶۳	۰/۰۴۱۹	۰/۰۴۶۹	۰/۰۵۶۱	۰/۰۷۹۶	۰/۰۹۰۲	۰/۱۰۶۸	۰/۱۳۷۱	۰/۲۱۵۱	۶۰
۰/۰۲۶۹	۰/۰۳۱۴	۰/۰۳۶۳	۰/۰۴۰۷	۰/۰۴۸۷	۰/۰۶۹۵	۰/۰۷۸۸	۰/۰۹۳۵	۰/۱۲۰۴	۰/۱۹۰۳	۷۰
۰/۰۲۳۶	۰/۰۲۷۷	۰/۰۳۲۰	۰/۰۳۶۰	۰/۰۴۳۱	۰/۰۶۱۷	۰/۰۷۰۱	۰/۰۸۳۲	۰/۱۰۷۵	۰/۱۷۰۹	۸۰
۰/۰۲۱۱	۰/۰۲۴۸	۰/۰۲۸۷	۰/۰۳۲۲	۰/۰۳۸۷	۰/۰۵۵۵	۰/۰۶۳۱	۰/۰۷۵۱	۰/۰۹۷۲	۰/۱۵۵۳	۹۰
۰/۰۱۹۱	۰/۰۲۲۴	۰/۰۲۶۰	۰/۰۲۹۲	۰/۰۳۵۱	۰/۰۵۰۵	۰/۰۵۷۵	۰/۰۶۸۵	۰/۰۸۸۸	۰/۱۴۲۴	۱۰۰

یادآوری این مقادیر تا حدودی تقریب‌هایی محافظه‌کارانه هستند که از راه عدم تساوی بنفرونی^۱ محاسبه شده‌اند همانطور که کسر بالاتر از $0.01/n$ پراکندگی بتا محاسبه شده است. اگر مقادیر متوسط در محور n لازم باشد، ممکن است که به وسیله درون‌یابی خطی معکوس مقادیر فهرست شده بدست آیند. اگر مقادیر متوسط در محور v لازم باشد، ممکن است به وسیله درون‌یابی نوع دوم معکوس‌های مقادیر فهرست شده بدست آیند.

جدول ت ۴ مقادیر بحرانی از ۱٪ آزمون پرت هاکینز برای $n=۳$ تا $n=۵۰$ و $v=۰$ تا $v=۲۰۰$

1- Bonferroni's inequality

درجات آزادی												n
v												
۲۰۰	۱۵۰	۱۰۰	۷۰	۵۰	۴۰	۳۰	۲۰	۱۵	۱۰	۵	۰	
-.۱۱۶۷۴	-.۱۱۹۲۶	-.۱۲۳۴۰	-.۱۲۷۶۹	-.۱۳۲۳۳	-.۱۳۵۷۴	-.۱۴۰۴۹	-.۱۴۷۸۱	-.۱۵۳۲۸	-.۱۶۱۰۰	-.۱۷۲۴۰	-.۱۸۱۶۵	۳
-.۱۱۸۲۴	-.۱۲۰۹۶	-.۱۲۵۴۱	-.۱۳۰۰۰	-.۱۳۴۹۲	-.۱۳۸۵۰	-.۱۴۳۴۵	-.۱۵۰۹۴	-.۱۵۶۴۴	-.۱۶۴۰۵	-.۱۷۵۰۵	-.۱۸۶۳۹	۴
-.۱۱۹۲۰	-.۱۲۲۰۴	-.۱۲۶۶۸	-.۱۳۱۴۲	-.۱۳۶۴۷	-.۱۴۰۱۲	-.۱۴۵۱۰	-.۱۵۲۵۸	-.۱۵۷۹۶	-.۱۶۵۳۰	-.۱۷۵۷۳	-.۱۸۸۱۸	۵
-.۱۱۹۸۸	-.۱۲۲۸۰	-.۱۲۷۵۵	-.۱۳۲۳۸	-.۱۳۷۴۹	-.۱۴۱۱۵	-.۱۴۶۱۲	-.۱۵۳۴۷	-.۱۵۸۶۹	-.۱۶۵۷۱	-.۱۷۵۵۴	-.۱۸۸۲۳	۶
-.۱۲۰۳۹	-.۱۲۳۳۷	-.۱۲۸۱۹	-.۱۳۳۰۷	-.۱۳۸۱۹	-.۱۴۱۸۴	-.۱۴۶۷۶	-.۱۵۳۹۴	-.۱۵۸۹۸	-.۱۶۵۶۷	-.۱۷۴۹۳	-.۱۸۷۳۳	۷
-.۱۲۰۷۹	-.۱۲۳۸۱	-.۱۲۸۶۸	-.۱۳۳۵۸	-.۱۳۸۶۹	-.۱۴۲۳۱	-.۱۴۷۱۵	-.۱۵۴۱۵	-.۱۵۹۰۱	-.۱۶۵۳۸	-.۱۷۴۰۹	-.۱۸۵۹۶	۸
-.۱۲۱۱۲	-.۱۲۴۱۶	-.۱۲۹۰۶	-.۱۳۳۹۶	-.۱۳۹۰۵	-.۱۴۲۶۲	-.۱۴۷۳۸	-.۱۵۴۱۸	-.۱۵۸۸۶	-.۱۶۴۹۳	-.۱۷۳۱۴	-.۱۸۴۳۹	۹
-.۱۲۱۳۹	-.۱۲۴۴۵	-.۱۲۹۳۶	-.۱۳۴۲۶	-.۱۳۹۳۰	-.۱۴۲۸۳	-.۱۴۷۵۰	-.۱۵۴۱۱	-.۱۵۸۶۱	-.۱۶۴۳۹	-.۱۷۲۱۳	-.۱۸۲۴۷	۱۰
-.۱۲۱۶۲	-.۱۲۴۶۹	-.۱۲۹۶۱	-.۱۳۴۴۸	-.۱۳۹۶۸	-.۱۴۲۹۵	-.۱۴۷۵۳	-.۱۵۳۹۴	-.۱۵۸۲۸	-.۱۶۳۸۰	-.۱۷۱۱۱	-.۱۸۱۰۸	۱۱
-.۱۲۱۸۱	-.۱۲۴۸۹	-.۱۲۹۸۱	-.۱۳۴۶۶	-.۱۳۹۶۰	-.۱۴۳۰۲	-.۱۴۷۵۰	-.۱۵۳۷۳	-.۱۵۷۹۰	-.۱۶۳۱۸	-.۱۷۰۱۰	-.۱۷۹۴۷	۱۲
-.۱۲۱۹۸	-.۱۲۵۰۷	-.۱۲۹۹۷	-.۱۳۴۷۹	-.۱۳۹۶۸	-.۱۴۳۰۴	-.۱۴۷۴۲	-.۱۵۳۴۷	-.۱۵۷۴۹	-.۱۶۲۵۴	-.۱۶۹۱۰	-.۱۷۷۹۱	۱۳
-.۱۲۲۱۲	-.۱۲۵۲۱	-.۱۳۰۱۱	-.۱۳۴۸۹	-.۱۳۹۷۲	-.۱۴۳۰۲	-.۱۴۷۳۱	-.۱۵۳۱۹	-.۱۵۷۰۶	-.۱۶۱۸۹	-.۱۶۸۱۲	-.۱۷۶۴۲	۱۴
-.۱۲۲۲۵	-.۱۲۵۳۴	-.۱۳۰۲۱	-.۱۳۴۹۶	-.۱۳۹۷۳	-.۱۴۲۹۸	-.۱۴۷۱۷	-.۱۵۲۸۸	-.۱۵۶۶۲	-.۱۶۱۲۵	-.۱۶۷۱۷	-.۱۷۵۰۰	۱۵
-.۱۲۲۳۶	-.۱۲۵۴۴	-.۱۳۰۳۰	-.۱۳۵۰۱	-.۱۳۹۷۲	-.۱۴۲۹۱	-.۱۴۷۰۱	-.۱۵۲۵۶	-.۱۵۶۱۷	-.۱۶۰۶۱	-.۱۶۶۲۵	-.۱۷۳۶۴	۱۶
-.۱۲۲۴۶	-.۱۲۵۵۴	-.۱۳۰۳۷	-.۱۳۵۰۴	-.۱۳۹۶۸	-.۱۴۲۸۲	-.۱۴۶۸۳	-.۱۵۲۲۳	-.۱۵۵۷۱	-.۱۵۹۹۸	-.۱۶۵۳۵	-.۱۷۲۳۵	۱۷
-.۱۲۲۵۴	-.۱۲۵۶۲	-.۱۳۰۴۳	-.۱۳۵۰۵	-.۱۳۹۶۴	-.۱۴۲۷۲	-.۱۴۶۶۵	-.۱۵۱۸۹	-.۱۵۵۲۶	-.۱۵۹۳۶	-.۱۶۴۴۹	-.۱۷۱۱۲	۱۸
-.۱۲۲۶۲	-.۱۲۵۶۹	-.۱۳۰۴۷	-.۱۳۵۰۶	-.۱۳۹۵۸	-.۱۴۲۶۰	-.۱۴۶۴۵	-.۱۵۱۵۵	-.۱۵۴۸۰	-.۱۵۸۷۶	-.۱۶۳۶۵	-.۱۶۹۹۶	۱۹
-.۱۲۲۶۹	-.۱۲۵۷۵	-.۱۳۰۵۱	-.۱۳۵۰۵	-.۱۳۹۵۱	-.۱۴۲۴۸	-.۱۴۶۲۴	-.۱۵۱۲۰	-.۱۵۴۳۶	-.۱۵۸۱۶	-.۱۶۲۸۶	-.۱۶۸۸۴	۲۰
-.۱۲۲۷۵	-.۱۲۵۸۰	-.۱۳۰۵۳	-.۱۳۵۰۳	-.۱۳۹۴۲	-.۱۴۲۳۵	-.۱۴۶۰۳	-.۱۵۰۸۶	-.۱۵۳۹۲	-.۱۵۷۵۸	-.۱۶۲۰۹	-.۱۶۷۷۸	۲۱
-.۱۲۲۸۰	-.۱۲۵۸۴	-.۱۳۰۵۵	-.۱۳۵۰۰	-.۱۳۹۳۴	-.۱۴۲۲۱	-.۱۴۵۸۱	-.۱۵۰۵۲	-.۱۵۳۴۸	-.۱۵۷۰۲	-.۱۶۱۳۴	-.۱۶۶۷۷	۲۲
-.۱۲۲۸۵	-.۱۲۵۸۸	-.۱۳۰۵۶	-.۱۳۴۹۶	-.۱۳۹۲۴	-.۱۴۲۰۶	-.۱۴۵۵۹	-.۱۵۰۱۸	-.۱۵۳۰۵	-.۱۵۶۴۷	-.۱۶۰۶۲	-.۱۶۵۸۱	۲۳
-.۱۲۲۸۹	-.۱۲۵۹۱	-.۱۳۰۵۶	-.۱۳۴۹۲	-.۱۳۹۱۴	-.۱۴۱۹۱	-.۱۴۵۳۷	-.۱۴۹۸۴	-.۱۵۲۶۳	-.۱۵۵۹۳	-.۱۵۹۹۳	-.۱۶۴۸۸	۲۴
-.۱۲۲۹۳	-.۱۲۵۹۴	-.۱۳۰۵۶	-.۱۳۴۸۸	-.۱۳۹۰۴	-.۱۴۱۷۶	-.۱۴۵۱۵	-.۱۴۹۵۱	-.۱۵۲۲۱	-.۱۵۵۴۰	-.۱۵۹۲۵	-.۱۶۴۰۰	۲۵
-.۱۲۲۹۶	-.۱۲۵۹۶	-.۱۳۰۵۵۴	-.۱۳۴۸۲	-.۱۳۸۹۳	-.۱۴۱۶۰	-.۱۴۴۹۲	-.۱۴۹۱۸	-.۱۵۱۸۰	-.۱۵۴۹۰	-.۱۵۸۶۱	-.۱۶۳۱۵	۲۶
-.۱۲۲۹۹	-.۱۲۵۹۷	-.۱۳۰۵۳	-.۱۳۴۷۷	-.۱۳۸۸۱	-.۱۴۱۴۵	-.۱۴۴۷۰	-.۱۴۸۸۵	-.۱۵۱۴۰	-.۱۵۴۴۰	-.۱۵۷۹۸	-.۱۶۲۳۴	۲۷
-.۱۲۳۰۲	-.۱۲۵۹۹	-.۱۳۰۵۱	-.۱۳۴۷۱	-.۱۳۸۷۰	-.۱۴۱۲۹	-.۱۴۴۴۷	-.۱۴۸۵۳	-.۱۵۱۰۱	-.۱۵۳۹۲	-.۱۵۷۳۷	-.۱۶۱۵۶	۲۸
-.۱۲۳۰۴	-.۱۲۶۰۰	-.۱۳۰۴۹	-.۱۳۴۶۴	-.۱۳۸۵۸	-.۱۴۱۱۳	-.۱۴۴۲۵	-.۱۴۸۲۱	-.۱۵۰۶۳	-.۱۵۳۴۵	-.۱۵۶۷۸	-.۱۶۰۸۱	۲۹
-.۱۲۳۰۶	-.۱۲۶۰۰	-.۱۳۰۴۷	-.۱۳۴۵۸	-.۱۳۸۴۶	-.۱۴۰۹۷	-.۱۴۴۰۳	-.۱۴۷۹۰	-.۱۵۰۲۵	-.۱۵۲۹۹	-.۱۵۶۲۱	-.۱۶۰۰۹	۳۰
-.۱۲۳۱۲	-.۱۲۶۰۰	-.۱۳۰۳۱	-.۱۳۴۲۱	-.۱۳۷۸۵	-.۱۴۰۱۶	-.۱۴۲۹۴	-.۱۴۶۶۱	-.۱۴۸۴۸	-.۱۵۰۸۶	-.۱۵۳۶۱	-.۱۵۶۸۶	۳۵
-.۱۲۳۱۴	-.۱۲۵۹۴	-.۱۳۰۱۰	-.۱۳۳۸۲	-.۱۳۷۲۲	-.۱۳۹۳۶	-.۱۴۱۹۱	-.۱۴۵۰۴	-.۱۴۶۸۸	-.۱۴۸۹۷	-.۱۵۱۳۶	-.۱۵۴۱۳	۴۰
-.۱۲۳۱۲	-.۱۲۵۸۶	-.۱۲۹۸۷	-.۱۳۳۴۰	-.۱۳۶۶۰	-.۱۳۸۵۹	-.۱۴۰۹۴	-.۱۴۳۷۷	-.۱۴۵۴۲	-.۱۴۷۲۸	-.۱۴۹۳۹	-.۱۵۱۷۹	۴۵
-.۱۲۳۰۸	-.۱۲۵۷۵	-.۱۲۹۶۲	-.۱۳۲۹۹	-.۱۳۶۰۰	-.۱۳۷۸۵	-.۱۴۰۰۲	-.۱۴۲۶۰	-.۱۴۴۱۰	-.۱۴۵۷۷	-.۱۴۷۶۴	-.۱۴۹۷۵	۵۰

یادآوری: مقادیر بحرانی ارائه شده در جدول ت ۴ در مورد چهارمین جای اعشاری در ردیف $n=3$ تا $n=30$ و ۱۵، ۵، $v=0$ مصداق دارد. مقادیر دیگر از عدم تساوی بنفرونی مشتق شده‌اند:

$$B^* = t \left[\frac{(n-1)}{n(n+v-2+t^2)} \right]^{\frac{1}{2}}$$

معادله (ت ۱)

که t از $0.005/n$ کسر مغایر t با درجات آزادی $n+v-2$ بالاتر است. مقادیری که به این صورت حساب شده‌اند فقط کمی محافظه کارانه هستند و بالاترین خطای تقریبی 0.002 بالاتر از مقدار واقعی را دارند. اگر مقادیر بحرانی برای مقادیر متوسط n و v لازم است، ممکن است به وسیله درون‌یابی نوع دوم و با استفاده از مجذورهای معکوس مقادیر فهرست شده حساب شوند. به همین ترتیب، درون‌یابی نوع دوم می‌تواند برای محاسبه مقادیر بیشتر از $n=50$ و $v=200$ به کار رود.

جدول ت ۵ مقادیر بحرانی t

۱	% سطح اطمینان (دوطرفه)						درجات آزادی
	۵	۱۰	۲۰	۳۰	۴۰	۵۰	
۶۳/۶۵۷	۱۲/۷۰۶	۶/۳۱۴	۳/۰۷۸	۱/۹۶۳	۱/۳۷۶	۱/۰۰۰	۱
۹/۹۲۵	۴/۳۰۳	۲/۹۲۰	۱/۸۸۶	۱/۳۸۶	۱/۰۶۱	۰/۸۱۶	۲
۵/۸۴۱	۳/۱۸۲	۲/۳۵۳	۱/۶۳۸	۱/۲۵۰	۰/۹۷۸	۰/۴۶۵	۳
۴/۶۰۴	۲/۷۷۶	۲/۱۳۲	۱/۵۳۳	۱/۱۹۰	۰/۹۴۱	۰/۷۴۱	۴
۴/۰۳۲	۲/۵۷۱	۲/۰۱۵	۱/۴۷۶	۱/۱۵۶	۰/۹۲۰	۰/۷۲۷	۵
۳/۷۰۷	۲/۴۴۷	۱/۹۴۳	۱/۴۴۰	۱/۱۳۴	۰/۹۰۶	۰/۷۱۸	۶
۳/۴۹۹	۲/۳۶۵	۱/۸۹۵	۱/۴۱۵	۱/۱۱۹	۰/۸۹۶	۰/۷۱۱	۷
۳/۳۵۵	۲/۳۰۶	۱/۸۶۰	۱/۳۹۷	۱/۱۰۸	۰/۸۸۹	۰/۷۰۶	۸
۳/۲۵۰	۲/۲۶۲	۱/۸۳۳	۱/۳۸۳	۱/۱۰۰	۰/۸۸۳	۰/۷۰۳	۹
۳/۱۶۵	۲/۲۲۸	۱/۸۱۲	۱/۳۷۲	۱/۰۹۳	۰/۸۷۹	۰/۷۰۰	۱۰
۳/۱۰۶	۲/۲۰۱	۱/۷۹۶	۱/۳۶۳	۱/۰۸۸	۰/۸۷۶	۰/۶۹۷	۱۱
۳/۰۵۵	۲/۱۷۹	۱/۷۸۲	۱/۳۵۶	۱/۰۸۳	۰/۸۷۳	۰/۶۹۵	۱۲
۳/۰۱۲	۲/۱۶۰	۱/۷۷۱	۱/۳۵۰	۱/۰۷۹	۰/۸۷۰	۰/۶۹۴	۱۳
۲/۹۷۷	۲/۱۴۵	۱/۷۶۱	۱/۳۴۵	۱/۰۷۶	۰/۸۶۸	۰/۶۹۲	۱۴
۲/۹۴۷	۲/۱۳۱	۱/۷۵۳	۱/۳۴۱	۱/۰۷۴	۰/۸۶۶	۰/۶۹۱	۱۵
۲/۹۲۱	۲/۱۲۰	۱/۷۴۶	۱/۳۳۷	۱/۰۷۱	۰/۸۶۵	۰/۶۹۰	۱۶
۲/۸۹۸	۲/۱۱۰	۱/۷۴۰	۱/۳۳۳	۱/۰۶۹	۰/۸۶۳	۰/۶۸۹	۱۷
۲/۸۷۸	۲/۱۰۱	۱/۷۳۴	۱/۳۳۰	۱/۰۶۷۷	۰/۸۶۲	۰/۶۸۸	۱۸
۲/۸۶۱	۲/۰۹۳	۱/۷۲۹	۱/۳۲۸	۱/۰۶۶	۰/۸۶۱	۰/۶۸۸	۱۹
۲/۸۴۵	۲/۰۸۶	۱/۷۲۵	۱/۳۲۵	۱/۰۶۴	۰/۸۶۰	۰/۶۸۷	۲۰
۲/۸۳۱	۲/۰۸۰	۱/۷۲۱	۱/۳۲۳	۱/۰۶۳	۰/۸۵۹	۰/۶۸۶	۲۱
۲/۸۱۹	۲/۰۷۴	۱/۷۱۷	۱/۳۲۱	۱/۰۶۱	۰/۸۵۸	۰/۶۸۶	۲۲

ادامه جدول ت ۵ مقادیر بحرانی t

درجات آزادی	% سطح اطمینان (دو طرفه)
-------------	-------------------------

၁	၂	၃	၄	၅	၆	၇	
၂/၈၀၇	၂/၀၆၅	၁/၇၁၄	၁/၃၁၅	၁/၀၆၀	၀/၈၀၈	၀/၆၈၀	၂၃
၂/၇၅၇	၂/၀၆၄	၁/၇၁၁	၁/၃၁၈	၁/၀၅၅	၀/၈၀၇	၀/၆၈၀	၂၄
၂/၇၈၇	၂/၀၆၀	၁/၇၀၈	၁/၃၁၆	၁/၀၅၈	၀/၈၀၆	၀/၆၈၄	၂၅
၂/၇၇၅	၂/၀၅၆	၁/၇၀၆	၁/၃၁၀	၁/၀၅၈	၀/၈၀၆	၀/၆၈၄	၂၆
၂/၇၇၁	၂/၀၅၂	၁/၇၀၃	၁/၃၁၄	၁/၀၅၇	၀/၈၀၀	၀/၆၈၄	၂၇
၂/၇၆၃	၂/၀၄၈	၁/၇၀၁	၁/၃၁၃	၁/၀၅၆	၀/၈၀၀	၀/၆၈၃	၂၈
၂/၇၀၆	၂/၀၄၀	၁/၆၅၅	၁/၃၁၁	၁/၀၅၀	၀/၈၀၄	၀/၆၈၃	၂၅
၂/၇၀၀	၂/၀၄၂	၁/၆၅၇	၁/၃၁၀	၁/၀၅၀	၀/၈၀၄	၀/၆၈၃	၃၀
၂/၇၀၄	၂/၀၂၁	၁/၆၈၄	၁/၃၀၃	၁/၀၅၀	၀/၈၀၁	၀/၆၈၁	၄၀
၂/၆၇၈	၂/၀၀၈	၁/၆၇၆	၁/၂၅၅	၁/၀၄၈	၀/၈၄၅	၀/၆၈၀	၅၀
၂/၆၆၀	၂/၀၀၀	၁/၆၇၁	၁/၂၅၆	၁/၀၄၆	၀/၈၄၈	၀/၆၇၅	၆၀
၂/၆၁၇	၁/၅၈၀	၁/၆၀၈	၁/၂၈၅	၁/၀၄၁	၀/၈၄၀	၀/၆၇၇	၁၂၀
၂/၅၇၆	၁/၅၆၀	၁/၆၄၀	၁/၂၈၂	၁/၀၃၆	၀/၈၄၂	၀/၆၇၄	∞

ت ۱ مقادیر بحرانی F

ت ۱۴ کلیات

برای اطلاع در مورد منبع جداول ت ۶ تا ت ۹ به مرجع ۳ در پیوست د رجوع شود.

جدول ت ۶ مقادیر ۵٪ بحرانی F

∞	V_1															V_2
	۵۰۰	۲۰۰	۱۰۰	۵۰	۳۰	۲۰	۱۵	۱۰	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	
۸/۵۳	۸/۵۳	۸/۵۴	۸/۵۵	۸/۵۸	۸/۶۲	۸/۶۶	۸/۷۰	۸/۷۹	۸/۸۱	۸/۸۵	۸/۸۹	۸/۹۴	۹/۰۱	۹/۱۲	۹/۲۸	۳
۵/۶۳	۵/۶۴	۵/۶۵	۵/۶۶	۵/۷۰	۵/۷۵	۵/۸۰	۵/۸۶	۵/۹۶	۶/۰۰	۶/۰۴	۶/۰۹	۶/۱۶	۶/۲۶	۶/۳۹	۶/۵۹	۴
۴/۳۷	۴/۳۷	۴/۳۹	۴/۴۱	۴/۴۴	۴/۵۰	۴/۵۶	۴/۶۲	۴/۷۴	۴/۷۷	۱/۸۲	۴/۸۸	۴/۹۵	۵/۰۵	۵/۱۹	۵/۴۱	۵
۳/۶۷	۳/۶۸	۳/۶۹	۳/۷۱	۳/۷۵	۳/۸۱	۳/۸۷	۳/۹۴	۴/۰۶	۴/۱۰	۴/۱۵	۴/۲۱	۴/۲۸	۴/۳۹	۴/۵۳	۴/۷۶	۶
۳/۲۳	۳/۲۴	۳/۲۵	۳/۲۷	۳/۳۲	۳/۳۸	۳/۴۴	۳/۵۱	۳/۶۴	۳/۶۸	۳/۷۳	۳/۷۹	۳/۸۷	۳/۹۷	۴/۱۲	۴/۳۵	۷
۲/۹۳	۲/۹۴	۲/۹۵	۲/۹۷	۳/۰۲	۳/۰۸	۳/۱۵	۳/۲۲	۳/۳۵	۳/۳۹	۳/۴۴	۳/۵۰	۳/۵۸	۳/۶۹	۳/۸۴	۴/۰۷	۸
۲/۷۱	۲/۷۲	۲/۷۳	۲/۷۶	۲/۸۰	۲/۸۶	۲/۹۴	۳/۰۱	۳/۱۴	۳/۱۸	۳/۲۳	۳/۲۹	۳/۳۷	۳/۴۸	۳/۶۳	۳/۸۶	۹
۲/۵۴	۲/۵۵	۲/۵۶	۲/۵۹	۲/۶۴	۲/۷۰	۲/۷۷	۲/۸۵	۲/۹۸	۳/۰۲	۳/۰۷	۳/۱۴	۳/۲۲	۳/۳۳	۳/۴۸	۳/۷۱	۱۰
۲/۰۷	۲/۰۸	۲/۱۰	۲/۱۲	۲/۱۸	۲/۲۵	۲/۳۳	۲/۴۰	۲/۵۴	۲/۵۹	۲/۶۴	۲/۷۱	۲/۷۹	۲/۹۰	۳/۰۶	۳/۲۹	۱۵
۱/۸۴	۱/۸۶	۱/۸۸	۱/۹۱	۱/۹۷	۲/۰۴	۲/۱۲	۲/۲۰	۲/۳۵	۲/۳۹	۲/۴۵	۲/۵۱	۲/۶۰	۲/۷۱	۲/۸۷	۳/۱۰	۲۰
۱/۶۲	۱/۶۴	۱/۶۶	۱/۷۰	۱/۷۶	۱/۸۴	۱/۹۳	۲/۰۱	۲/۱۶	۲/۲۱	۲/۲۷	۲/۳۳	۲/۴۲	۲/۵۳	۲/۶۹	۲/۹۲	۳۰
۱/۴۴	۱/۴۶	۱/۴۸	۱/۵۲	۱/۶۰	۱/۶۹	۱/۷۸	۱/۸۷	۲/۰۳	۲/۰۷	۲/۱۳	۲/۲۰	۲/۲۹	۲/۴۰	۲/۵۶	۲/۷۹	۵۰
۱/۲۸	۱/۳۱	۱/۳۴	۱/۳۹	۱/۴۸	۱/۵۷	۱/۶۸	۱/۷۷	۱/۹۳	۱/۹۷	۲/۰۳	۲/۱۰	۲/۱۹	۲/۳۱	۲/۴۶	۲/۷۰	۱۰۰
۱/۱۹	۱/۲۲	۱/۲۶	۱/۳۲	۱/۴۱	۱/۵۲	۱/۶۲	۱/۷۲	۱/۸۸	۱/۹۳	۱/۹۸	۲/۰۶	۲/۱۴	۲/۲۶	۲/۴۲	۲/۶۵	۲۰۰
۱/۱۱	۱/۱۶	۱/۲۱	۱/۲۸	۱/۳۸	۱/۴۸	۱/۵۹	۱/۶۹	۱/۸۵	۱/۹۰	۱/۹۶	۲/۰۳	۲/۱۲	۲/۲۳	۲/۳۹	۲/۶۲	۵۰۰
۱/۰۰	۱/۱۱	۱/۱۷	۱/۲۴	۱/۳۵	۱/۴۶	۱/۵۷	۱/۶۷	۱/۸۳	۱/۸۸	۱/۹۴	۲/۰۱	۲/۱۰	۲/۲۱	۲/۳۷	۲/۶۰	∞

جدول ت ٧ مقادير ١٪ بحراني F

∞	V_1															V_2
	٥٠٠	٢٠٠	١٠٠	٥٠	٣٠	٢٠	١٥	١٠	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	
٢٦/١	٢٦/١	٢٦/٢	٢٦/٢	٢٦/٤	٢٦/٥	٢٦/٧	٢٦/٩	٢٧/٢	٢٧/٣	٢٧/٥	٢٧/٧	٢٧/٩	٢٨/٢	٢٨/٧	٢٩/٥	٣
١٣/٥	١٣/٥	١٣/٥	١٣/٦	١٣/٧	١٣/٨	١٤/٠	١٤/٢	١٤/٥	١٤/٧	١٤/٨	١٥/٠	١٥/٢	١٥/٥	١٦/٠	١٦/٧	٤
٩/٠٢	٩/٠٤	٩/٠٨	٩/١٣	٩/٢٤	٩/٣٨	٩/٥٥	٩/٧٢	١٠/١	١٠/٢	١٠/٣	١٠/٥	١٠/٧	١١/٠	١١/٤	١٢/١	٥
٦/٨٨	٦/٩٠	٦/٩٣	٦/٩٩	٧/٠٩	٧/٢٣	٧/٤٠	٧/٥٦	٧/٨٧	٧/٩٨	٨/١٠	٨/٢٦	٨/٤٧	٨/٧٥	٩/١٥	٩/٧٨	٦
٥/٦٥	٥/٦٧	٥/٧٠	٥/٧٥	٥/٨٦	٥/٩٩	٦/١٦	٦/٣١	٦/٤٢	٦/٧٢	٦/٨٤	٦/٩٩	٧/١٩	٧/٤٦	٧/٨٥	٨/٤٥	٧
٤/٨٦	٤/٨٨	٤/٩١	٤/٩٦	٥/٠٧	٥/٢٠	٥/٣٦	٥/٥٢	٥/٨١	٥/٩١	٦/٠٣	٦/١٨	٦/٣٧	٦/٦٣	٧/٠١	٧/٥٩	٨
٤/٣١	٤/٣٣	٤/٣٦	٤/٤٢	٤/٥٢	٤/٦٥	٤/٨١	٤/٩٦	٥/٢٦	٥/٣٥	٥/٤٧	٥/٦١	٥/٨٠	٦/٠٦	٦/٤٢	٦/٩٩	٩
٣/٩١	٣/٩٣	٣/٩٦	٤/٠١	٤/١٢	٤/٢٥	٤/٤١	٤/٥٦	٤/٨٥	٤/٩٤	٥/٠٦	٥/٢٠	٥/٣٩	٥/٦٤	٥/٩٩	٦/٥٥	١٠
٢/٨٧	٢/٨٩	٢/٩٢	٢/٩٨	٣/٠٨	٣/٢١	٣/٣٧	٣/٥٢	٣/٨٠	٣/٨٩	٤/٠٠	٤/١٤	٤/٣٢	٤/٥٦	٤/٨٩	٥/٤٢	١٥
٢/٤٢	٢/٤٤	٢/٤٨	٢/٥٤	٢/٦٤	٢/٧٨	٢/٩٤	٣/٠٩	٣/٣٧	٣/٤٦	٣/٥٦	٣/٧٠	٣/٨٧	٤/١٠	٤/٤٣	٤/٩٤	٢٠
٢/٠١	٢/٠٣	٢/٠٧	٢/١٣	٢/٢٥	٢/٣٩	٢/٥٥	٢/٧٠	٢/٩٨	٣/٠٧	٣/١٧	٣/٣٠	٣/٤٧	٣/٧٠	٤/٠٢	٤/٥١	٣٠
١/٦٨	١/٧١	١/٧٦	١/٨٢	١/٩٥	٢/١٠	٢/٢٧	٢/٤٢	٢/٧٠	٢/٧٩	٢/٨٩	٣/٠٢	٣/١٩	٣/٤١	٣/٧٢	٤/٢٠	٥٠
١/٤٣	١/٤٧	١/٥٢	١/٦٠	١/٧٣	١/٨٩	٢/٠٧	٢/٢٢	٢/٥٠	٢/٥٩	٢/٦٩	٢/٨٢	٢/٩٩	٣/٢١	٣/٥١	٣/٩٩٨	١٠٠
١/٢٨	١/٣٣	١/٣٩	١/٤٨	١/٦٣	١/٧٩	١/٩٧	٢/١٣	٢/٤١	٢/٥٠	٢/٦٠	٢/٧٣	٢/٨٩	٣/١١	٣/٤١	٣/٨٨	٢٠٠
١/١٦	١/٢٣	١/٣١	١/٤١	١/٥٦	١/٧٤	١/٩٢	٢/٠٧	٢/٣٦	٢/٤٤	٢/٥٥	٢/٦٨	٢/٨٤	٣/٠٥	٣/٣٦	٣/٨٢	٥٠٠
١/٠٠	١/١٥	١/٢٥	١/٣٦	١/٥٢	١/٧٠	١/٨٨	٢/٠٤	٢/٣٢	٢/٤١	٢/٥١	٢/٦٤	٢/٨٠	٣/٠٢	٣/٣٢	٣/٧٨	∞

جدول ت ٨ مقادير ٠/١٪ بحراني F

∞	V_1															V_2
	٥٠٠	٢٠٠	١٠٠	٥٠	٣٠	٢٠	١٥	١٠	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	
١٢٤	١٢٤	١٢٤	١٢٤	١٢٥	١٢٥	١٢٦	١٢٧	١٢٩	١٣٠	١٣١	١٣٢	١٣٣	١٣٥	١٣٧	١٤١	٣
٤٤/٠	٤٤/١	٤٤/٣	٤٤/٥	٤٤/٩	٤٥/٤	٤٦/١	٤٦/٨	٤٨/٠	٤٨/٥	٤٩/٠	٤٩/٧	٥٠/٥	٥١/٧	٥٣/٤	٥٦/٢	٤
٢٣/٨	٢٣/٨	٢٣/٩	٢٤/١	٢٤/٤	٢٤/٩	٢٥/٤	٢٥/٩	٢٦/٩	٢٧/٢	٢٧/٦	٢٨/٢	٢٨/٨	٢٩/٨	٣١/١	٣٣/٢	٥
١٥/٨	١٥/٨	١٥/٩	١٦/٠	١٦/٣	١٦/٧	١٧/١	١٧/٦	١٨/٤	١٨/٧	١٩/٠	١٩/٥	٢٠/٠	٢٠/٨	٢١/٩	٢٣/٧	٦
١١/٧	١١/٧	١١/٨	١١/٩	١٢/٢	١٢/٥	١٢/٩	١٣/٣	١٤/١	١٤/٣	١٤/٦	١٥/٠	١٥/٥	١٦/٢	١٧/٢	١٨/٨	٧
٩/٣٤	٩/٣٩	٩/٤٦	٩/٥٧	٩/٨٠	١٠/١	١٠/٥	١٠/٨	١١/٥	١١/٨	١٢/٠	١٢/٤	١٢/٩	١٣/٥	١٤/٤	١٥/٨	٨
٧/٨١	٧/٨٦	٧/٩٣	٨/٠٤	٨/٢٦	٨/٥٥	٨/٩٠	٩/٢٤	٩/٨٩	١٠/١	١٠/٤	١٠/٧	١١/١	١١/٧	١٢/٦	١٣/٩	٩
٦/٧٦	٦/٨١	٦/٨٧	٦/٩٨	٧/١٩	٧/٤٧	٧/٨٠	٨/١٣	٨/٧٥	٨/٩٦	٩/٢٠	٩/٥٢	٩/٩٢	١٠/٥	١١/٣	١٢/٦	١٠
٤/٣١	٤/٣٥	٤/٤١	٤/٥١	٤/٧٠	٤/٩٥	٥/٢٥	٥/٥٣	٦/٠٨	٦/٢٦	٦/٤٧	٦/٧٤	٧/٠٩	٧/٥٧	٨/٢٥	٩/٣٤	١٥
٣/٣٨	٣/٤٢	٣/٤٨	٣/٥٨	٣/٧٧	٤/٠١	٤/٢٩	٤/٥٦	٥/٠٨	٥/٢٤	٥/٤٤	٥/٦٩	٦/٠٢	٦/٤٦	٧/١٠	٨/١٠	٢٠
٢/٥٩	٢/٦٣	٢/٦٩	٢/٧٩	٢/٩٨	٣/٢٢	٣/٤٩	٣/٧٥	٤/٢٤	٤/٣٩	٤/٥٨	٤/٨٢	٥/١٢	٥/٥٣	٦/١٢	٧/٠٥	٣٠
٢/٠٣	٢/٠٧	٢/١٤	٢/٢٤	٢/٤٤	٢/٦٨	٢/٩٥	٣/٢٠	٣/٦٧	٣/٨٢	٤/٠٠	٤/٢٢	٤/٥١	٤/٩٠	٥/٤٦	٦/٣٤	٥٠
١/٦٢	١/٦٨	١/٧٥	١/٨٧	٢/٠٧	٢/٣٢	٢/٥٩	٢/٨٤	٣/٣٠	٣/٤٤	٣/٦١	٣/٨٣	٤/١١	٤/٤٨	٥/٠١	٥/٨٥	١٠٠
١/٣٩	١/٤٦	١/٥٥	١/٦٨	١/٩٠	٢/١٥	٢/٤٢	٢/٦٧	٣/١٢	٣/٢٦	٣/٤٣	٣/٦٥	٣/٩٢	٤/٢٩	٤/٨١	٥/٦٤	٢٠٠
١/٢٣	١/٣٢	١/٤٣	١/٥٧	١/٨٠	٢/٠٥	٢/٣٣	٢/٥٨	٣/٠٢	٣/١٦	٣/٣٣	٣/٥٤	٣/٨٢	٤/١٨	٤/٦٩	٥/٥١	٥٠٠
١/٠٠	١/٢١	١/٣٤	١/٤٩	١/٧٣	١/٩٩	٢/٢٧	٢/٥١	٢/٩٦	٣/١٠	٣/٢٧	٣/٤٧	٣/٧٤	٤/١٠	٤/٦٢	٥/٤٢	∞

جدول ت ٩ مقادير ٠/٠٥٪ بحراني F

V_1	V_2
-------	-------

∞	۵۰۰	۲۰۰	۱۰۰	۵۰	۳۰	۲۰	۱۵	۱۰	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	
۱۹۶	۱۹۶	۱۹۷	۱۹۷	۱۹۸	۱۹۹	۲۰۱	۲۰۳	۲۰۶	۲۰۷	۲۰۸	۲۰۹	۲۱۱	۲۱۴	۲۱۸	۲۲۵	۳
۶۲/۶	۶۲/۷	۶۲/۹	۶۳/۲	۶۳/۸	۶۴/۶	۶۵/۵	۶۶/۵	۶۸/۳	۶۸/۹	۶۹/۷	۷۰/۶	۷۱/۹	۷۳/۶	۷۶/۱	۸۰/۱	۴
۳۱/۶	۳۱/۷	۳۱/۸	۳۲/۱	۳۲/۵	۳۳/۱	۳۳/۹	۳۴/۶	۳۵/۹	۳۶/۴	۳۶/۹	۳۷/۶	۳۸/۵	۳۹/۷	۴۱/۵	۴۴/۴	۵
۲۰/۱	۲۰/۲	۲۰/۳	۲۰/۵	۲۰/۹	۲۱/۴	۲۱/۹	۲۲/۴	۲۳/۵	۲۳/۹	۲۴/۳	۲۴/۹	۲۵/۶	۲۶/۶	۲۸/۱	۳۰/۴	۶
۱۴/۴	۱۴/۵	۱۴/۶	۱۴/۷	۱۵/۱	۱۵/۵	۱۶/۰	۱۶/۵	۱۷/۵	۱۷/۸	۱۸/۲	۱۸/۷	۱۹/۳	۲۰/۲	۲۱/۴	۲۳/۵	۷
۱۱/۳	۱۱/۴	۱۱/۴	۱۱/۶	۱۱/۸	۱۲/۲	۱۲/۷	۱۳/۱	۱۴/۰	۱۴/۳	۱۴/۶	۱۵/۱	۱۵/۷	۱۶/۴	۱۷/۶	۱۹/۴	۸
۹/۲۶	۹/۳۲	۹/۴۰	۹/۵۳	۹/۸۰	۱۰/۲	۱۰/۶	۱۱/۰	۱۱/۸	۱۲/۱	۱۲/۴	۱۲/۸	۱۳/۳	۱۴/۱	۱۵/۱	۱۶/۸	۹
۷/۹۰	۷/۹۶	۸/۰۴	۸/۱۶	۸/۴۲	۸/۷۵	۹/۱۶	۹/۵۶	۱۰/۳	۱۰/۶	۱۰/۹	۱۱/۳	۱۱/۸	۱۲/۴	۱۳/۴	۱۵/۰	۱۰
۴/۸۳	۴/۸۷	۴/۹۴	۵/۰۶	۵/۲۹	۵/۵۸	۵/۹۳	۶/۲۷	۶/۹۱	۷/۱۱	۷/۳۶	۷/۶۸	۸/۱۰	۸/۶۶	۹/۴۸	۱۰/۸	۱۵
۳/۷۰	۳/۷۵	۳/۸۲	۳/۹۳	۴/۱۵	۴/۴۲	۴/۷۵	۵/۰۷	۵/۶۶	۵/۸۵	۶/۰۸	۶/۳۸	۶/۷۶	۷/۲۸	۸/۰۲	۹/۲۰	۲۰
۲/۷۸	۲/۸۲	۲/۸۹	۳/۰۰	۳/۲۲	۳/۴۸	۳/۸۰	۴/۱۰	۴/۶۵	۴/۸۲	۵/۰۴	۵/۳۱	۵/۶۶	۶/۱۴	۶/۸۲	۷/۹۰	۳۰
۲/۱۳	۲/۱۷	۲/۲۵	۲/۳۷	۲/۵۹	۲/۸۶	۳/۱۶	۳/۴۵	۳/۹۸	۴/۱۴	۴/۳۴	۴/۶۰	۴/۹۳	۵/۳۷	۶/۰۱	۷/۰۱	۵۰
۱/۶۷	۱/۷۴	۱/۸۲	۱/۹۵	۲/۱۸	۲/۴۴	۲/۷۵	۳/۰۳	۳/۵۴	۳/۷۰	۳/۸۹	۴/۱۳	۴/۴۴	۴/۸۷	۵/۴۷	۶/۴۳	۱۰۰
۱/۴۲	۱/۵۰	۱/۶۰	۱/۷۴	۱/۹۸	۲/۲۵	۲/۵۶	۲/۸۳	۳/۳۴	۳/۴۹	۳/۶۸	۳/۹۲	۴/۲۳	۴/۶۴	۵/۲۳	۶/۱۶	۲۰۰
۱/۲۴	۱/۳۴	۱/۴۶	۱/۶۱	۱/۸۷	۲/۱۴	۲/۴۵	۲/۷۲	۳/۲۱	۳/۳۶	۳/۵۶	۳/۸۰	۴/۱۰	۴/۵۱	۵/۰۹	۶/۰۱	۵۰۰
۱/۰۰	۱/۲۲	۱/۳۶	۱/۵۳	۱/۷۹	۲/۰۷	۲/۳۷	۲/۶۵	۳/۱۴	۳/۳۰	۳/۴۸	۳/۷۲	۴/۰۲	۴/۴۲	۵/۰۰	۵/۹۱	∞

ت ۴ ۲ معادله تقریبی برای مقادیر بحرانی F

مقادیر بحرانی F برای مقادیر فهرست نشده ν_1 و ν_2 ممکن است به وسیله درون‌یابی نوع دوم از جداول ت ۶ تا ت ۹ تخمین زده شوند.

مقادیر بحرانی مطابق با درجات آزادی $\nu_1 > 30$ و $\nu_2 > 30$ و سطح اطمینان $100(1-p)\%$ هستند که p احتمال می‌باشد، می‌توانند از طریق معادله ت ۲ تخمین زده شوند:

$$\log_{10}(F) = \frac{A(p)}{\sqrt{b - B(p)}} - C(p) \left(\frac{1}{\nu_1} - \frac{1}{\nu_2} \right) \quad \text{معادله (ت ۲)}$$

که

$$\frac{1}{b} = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{\nu_1} + \frac{1}{\nu_2} \right)$$

مقادیر $A(p)$ ، $B(p)$ و $C(p)$ در جدول ت ۱۰ برای مقادیر با سطح اطمینان $100(1-p)\%$ داده شده‌اند. جدول ت ۴۰ مقادیر پارامترهای معادله

$C(p)$	$B(p)$	$A(p)$	$100(1-p)\%$
۰/۵۲۷	۰/۷۷	۱/۱۱۳۱	۱۰

۰/۶۸۱	۰/۹۵	۱/۴۲۸۷	۵
۰/۸۴۶	۱/۱۴	۱/۷۰۲۳	۲/۵
۱/۰۷۳	۱/۴۰	۲/۰۲۰۶	۱
۱/۲۵۰	۱/۶۱	۲/۲۳۷۳	۰/۵
۱/۶۷۲	۲/۰۹	۲/۶۸۴۱	۰/۱
۱/۸۵۷	۲/۳۰	۲/۸۵۸۰	۰/۰۵

برای مقادیر p که در جدول ت ۱۰ داده نشده است، مقادیر بحرانی F ممکن است به وسیله درون‌یابی نوع دوم $\log_{10}(F)$ (چه فهرست شده باشد چه از معادله تخمین زده شده باشد) برحسب $\log_{10}(1-p)$ بدست آید.

ت ۲ مقادیر بحرانی توزیع نرمال

مقادیر بحرانی، Z ، با احتمال یک طرفه، p ، یا سطح اطمینان دوطرفه $2(1-p)$ ، در جدول ت ۱۱ در عبارتهای "انحراف معیار نرمال" داده شده است، که:

$$Z = \frac{x - \mu}{\sigma} \quad \text{معادله (ت ۳)}$$

که μ و σ به ترتیب میانگین و انحراف معیار توزیع نرمال هستند.

جدول ت ۱۱ مقادیر بحرانی توزیع نرمال

۰/۹۹۵	۰/۹۹	۰/۹۷۵	۰/۹۵	۰/۹۰	۰/۸۰	۰/۷۰	p
۰/۵۷۶	۲/۳۲۶	۱/۹۶۰	۱/۶۴۵	۱/۲۸۲	۰/۸۴۲	۰/۵۲۴	Z
۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۲۰	۰/۴۰	۰/۶۰	$2(1-p)$

وقتی p کمتر از ۰/۵ باشد، مقدار بحرانی مناسب، مقدار منفی برابر با احتمال $(1-p)$ است.

پیوست ث

(الزامی)

انواع وابستگی و تبدیل‌های متناسب

یادآوری به بند ۵ ۲ رجوع شود.

ث ۱ انواع وابستگی

اشکال وابستگی داده شده در جدول ث ۱ به صورت نموداری در شکل‌های ث ۱ تا ۸ نشان داده شده است. در تمام موارد، K می‌تواند هر ثابت مثبتی باشد، و "ln" اشاره به لگاریتم نپری دارد. شکل خطی تنظیم شده، شامل متغیر ساختگی، T ، است (به بند ج ۱ رجوع شود)، که ممکن است برای اختلاف در تبدیل به کار برده شده در تکرارپذیری و تجدیدپذیری، آزمون شود.

جدول ث ۱

ملاحظات	$\frac{dx}{dy}$	شکل خط تنظیم شده	تبدیل	شکل وابستگی
اگر $(x+B)$ کوچک باشد، باید مراقب بود، چون بحرانی است.	$(x+B)$	$\ln(D) = b_0 + b_1 \ln(m+B) + \dots$ $\dots + b_2 T + b_3 T \ln(m+B)$ آزمون: $b_1 = 1$	$Y = \ln(x+B)$ "مدل لگاریتم"	۱ $D = K(m+B)$ $0 < (m+B)$
خط تنظیم شده از مبدأ خواهد گذشت. مقدار B برابر ۰/۵ یا ۲ موارد معمولی هستند.	$\frac{X^B}{(1-B)}$	$\ln(D) = b_0 + b_1 \ln(m) + b_2 T + \dots$ $\dots + b_3 T \ln(m)$ آزمون: $b_1 \neq 0$	$y = x^{1-B}$ "مدل توان"	۲ $D = Km^B$ $B \neq 1$
خط تنظیم شده از مبدأ نخواهد گذشت.	$\frac{X^B}{(1-B)}$	$\ln(D) = b_0 + b_1 \ln(m+B_0) + \dots$ $\dots + b_2 T + b_3 T \ln(m+B_0)$ آزمون: $b_1 \neq 0$	$y = (x+B_0)^{1-B}$ "مدل عرض از مبدأ توان"	۳ $D = K(m+B_0)^B$ $B \neq 1$ $B_0 \neq 0$ $0 < (m+B_0)$
این حالت اغلب موقعی رخ می‌دهد که نتایج به صورت % یا از لحاظ کیفی گزارش شوند مانند حساب‌های خطی. اگر x همیشه کوچک باشد، تبدیل به $y = \sqrt{x}$ می‌یابد، که مقدار بالای ۲ یک مورد استثنایی است.	$2\sqrt{x(B-x)}$	$\ln(D) = b_0 + b_1 \ln[m(B-m)] + \dots$ $\dots + b_2 T + b_3 T \ln[m(B-m)]$ آزمون: $b_1 = 1/2$	$y = \arcsin \sqrt{\frac{x}{B}}$ "مدل آرک سینوس"	۴ $d = K \sqrt{\frac{m}{B} \left(1 - \frac{m}{B}\right)}$ $0 \leq m \leq B$

ادامه جدول ث ۱

ملاحظات	$\frac{dx}{dy}$	شکل خط تنظیم شده	تبدیل	شکل وابستگی
---------	-----------------	------------------	-------	-------------

این حالت موقعی اتفاق می‌افتد که نتایج در یک مقیاس درجه‌بندی از صفر تا B گزارش می‌شود. اگر x همیشه کوچک باشد، تبدیل به $y = \ln(x)$ کاهش می‌یابد، که مقدار بالای ۱ موردی استثنایی است.	$\frac{x(B-x)}{B}$	$\ln(D) = b_0 + b_1 \ln[m(B-m)] + \dots$ $\dots + b_2 T + b_3 T \ln[m(B-m)]$ آزمون: $b_1 = 1$	$y = \ln\left(\frac{x}{B-x}\right)$ "مدل مدل منطقی"	۵ $D = K \frac{m}{B} \left(1 - \frac{m}{B}\right)$ $0 \leq m \leq B$
خط تنظیم شده از مبدأ نمی‌گذرد، اگر B کوچک باشد تبدیل به $y = 1/x$ کاهش می‌یابد، که مقدار بالای ۲ مورد استثنایی است.	$\frac{(x^2 + B^2)}{B}$	$\ln(D) = b_0 + b_1 \ln(m^2 + B^2) + \dots$ $\dots + b_2 T + b_3 T \ln(m^2 + B^2)$ آزمون: $b_1 = 1$	$y = \arctan\left(\frac{x}{B}\right)$ "مدل آرک تانژانت"	۶ $D = K \left(\frac{m^2 + B^2}{B}\right)$ $B > 0$

ث ۲ روش تبدیل

مراحل زیر باید برای مشخص کردن نوع صحیح تبدیل و پارامترهای آن B_0 و B انجام شود.

(۱) انحراف معیار آزمایشگاه‌ها، D ، و انحراف معیار تکرارها، d ، را بر حسب میانگین‌های نمونه به شکل نمودارهای تفرق رسم کنید. به شکل‌های ث ۱ تا ث ۸ رجوع کرده و نوع تبدیل به کار رفته را مشخص کنید (اگر باشد).

(۲) به استثنای تبدیل توان (نوع ۲ و ۳ در جدول ث ۱)، پارامتر تبدیل، B ، را از نمودارهای تفرق تخمین بزنید. این موارد برای آرک‌سینوس (\arcsin) و تبدیل منطقی تشخیص داده شده‌اند (نوع ۴ و ۵ به ترتیب در جدول ث ۱)، چون در تمام حالات، B حد بالایی از مقیاس درجه‌بندی شده است که نتایج را تعریف می‌کند. برای تبدیل لگاریتم (نوع ۱ در جدول ث ۱)، B را از عرض از مبدأ شیب تخمینی نمودارهای محاسبه کنید. مشابه این، B را از عرض از مبدأ در حالت تبدیل آرک تانژانت (\arctg) تخمین بزنید (نوع ۶ در جدول ث ۱). برای معنی‌دار بودن مقدار، B باید گرد شود تا منحنی‌ها هم برای انحراف معیار آزمایشگاه‌ها و هم برای انحراف معیار تکرارها رضایت بخش باشد. برای تبدیل به فرم توان با عرض از مبدأ (نوع ۳ در جدول ث ۱)، پارامتر B_0 را از نمودارهای تفرق تخمین بزنید (اما یادآوری ادامه این بند را نیز ببینید).

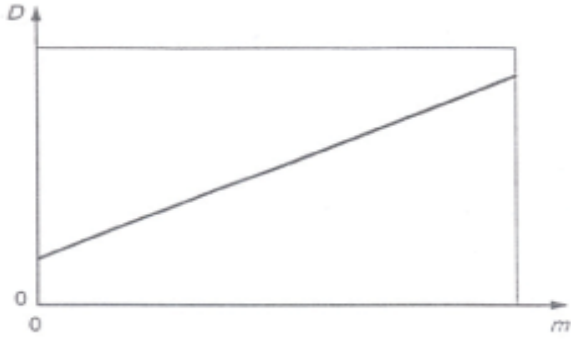
(۳) خط مشخص شده در جدول ث ۱ مطابق با تبدیل در مسئله، بر طبق روش محاسبه‌ای در پیوست ج ۳ تنظیم کنید (یادآوری ادامه این بند را نیز ببینید). برای تبدیل‌های توان، ضریب b_1 باید از صفر به طور معنی‌دار اختلاف داشته باشد و تخمین B را برآورده کند که آن هم باید به مقدار معلومی گرد شود. برای تبدیل آرک‌سینوس، b_1 باید مقداری باشد که به طور معنی‌دار از 0.5 اختلاف زیادی نداشته باشد. مشابه این، b_1 نباید به طور محسوسی از مقدار ۱ برای تبدیل‌های آرک تانژانت، منطقی و لگاریتم،

اختلاف داشته باشد. در هر حالت، آزمون مشخص شده در جدول ۱ باید در سطح اطمینان ۵٪ به کار برده شود.

حذف این آزمون دلالت بر این دارد که نوع تبدیل یا پارامترهای B و یا B_0 صحیح نمی‌باشد مشابه این، ضریب b_3 در هر مورد باید به عنوان صفر آزمون شود. عدم موفقیت در این مورد بیان می‌کند که تبدیل برای تکرارپذیری و تجدیدپذیری متفاوت است. در بعضی موارد، وجود نتایج پرت (به بند ۵ ۳ رجوع شود)، می‌تواند این تفاوت را موجب شود.

۴) اگر آزمون‌های به کار رفته در موارد (۱ تا ۳) رضایت‌بخش باشند، تمام نتایج آزمون‌ها را تبدیل کنید، میانگین‌ها و انحراف معیارها را با استفاده از نتایج تبدیل شده مجدداً محاسبه کنید و نمودارهای تفرق جدیدی مانند قسمت ۱ این بند رسم کنید. این نمودارها سطح یکنواختی برای انحراف معیار آزمایشگاه‌ها و همچنین برای انحراف معیار تکرارها نشان می‌دهند (اما الزاماً نه یکسان). آزمون آماری برای یکنواختی در بند ۵ ۴ داده شده است.

یادآوری: برای تبدیل توان با عرض از مبدأ، B و B_0 را نمی‌توان با روش حداقل مربعاتی که در بند ج ۳ توضیح داده شده است، با هم تخمین زد. به جای آن روش غیرخطی و تکراری مورد نیاز است، استفاده از نرم افزار رایانه‌ای مناسب هم ضروری می‌باشد.

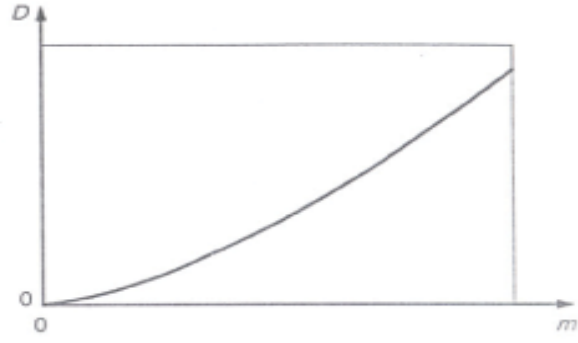


راهنما:

m

$D = Km^B, B > 1$, انحراف معيار، D

شکل ث ۲

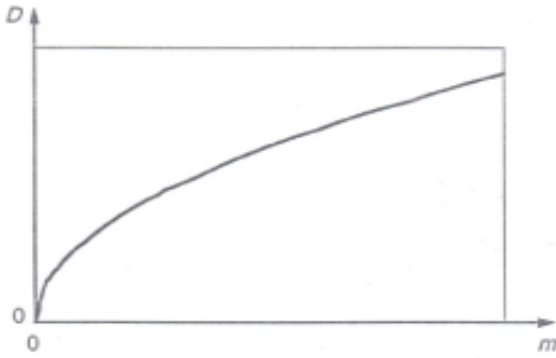


راهنما:

m

$D = K(m+B), (m+B) > 0$, انحراف معيار، D

شکل ث ۱

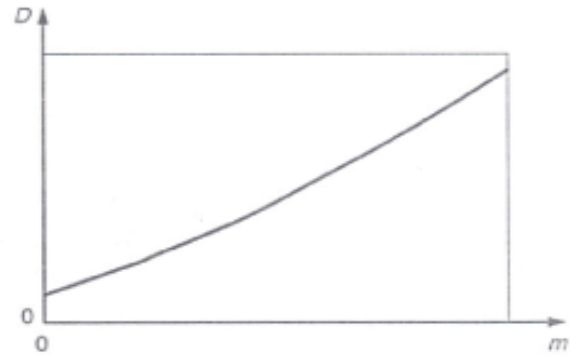


راهنما:

m

$D = K(m+B_0)^B, B > 1, B_0 \neq 0$, انحراف معيار، D

شکل ث ۴

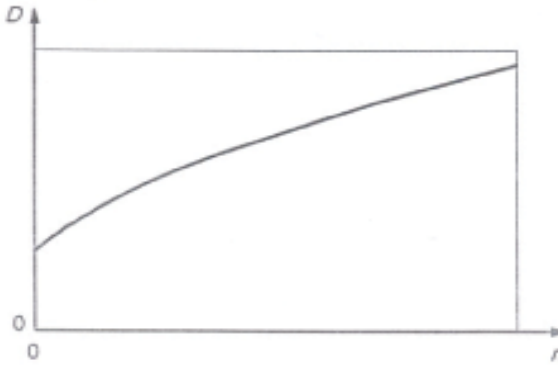


راهنما:

m

$D = Km^B, 0 < B < 1$, انحراف معيار، D

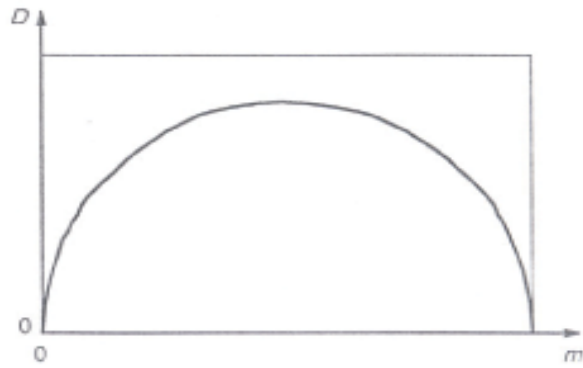
شکل ث ۳



راهنما:
m

$D = K \sqrt{\frac{m}{B} \left(1 - \frac{m}{B}\right)}, 0 \leq m \leq B$ انحراف معيار، D

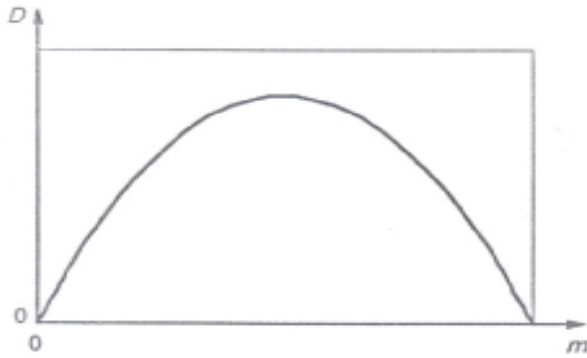
شکل ث ۶



راهنما:
m

$D = K(m + B_0)^B, 0 < B < 1, B_0 \neq 0$ انحراف معيار، D

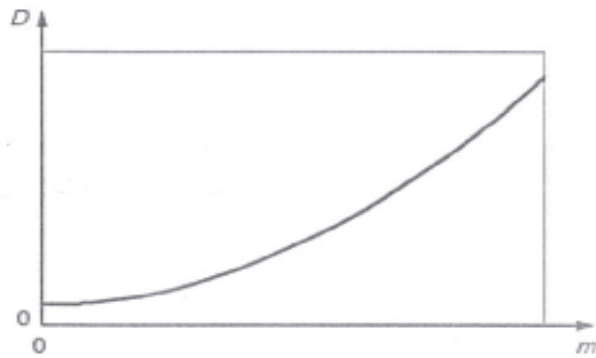
شکل ث ۵



راهنما:
m

$D = K \left(\frac{m^2 + B^2}{B}\right), B > 0$ انحراف معيار، D

شکل ث ۸



راهنما:
m

$D = K \frac{m}{B} \left(1 - \frac{m}{B}\right), 0 \leq m \leq B$ انحراف معيار، D

شکل ث ۷

پیوست ج
(الزامی)
آنالیز رگرسیون وزنی خطی

یادآوری به بند ۵ و ۲ رجوع شود.

ج ۱ نحوه استفاده از متغیر ساختگی

دو متغیر متفاوت، Y_1 و Y_2 ، وقتی بر حسب متغیر مستقل مشابه، X ، رسم می‌شوند، به طور کلی روابط خطی متفاوتی را به وجود می‌آورند:

$$Y_1 = b_{10} + b_{11}X$$

$$Y_2 = b_{20} + b_{21}X$$

معادله (ج ۱)

که ضرایب b_{ij} از آنالیز رگرسیون تخمین زده می‌شوند. به منظور مقایسه دو رابطه، متغیر ساختگی، T ، مانند زیر تعریف می‌شود:

$$T=T_1 \quad \text{مقدار ثابتی برای هر مشاهده } Y_1 \text{ است.}$$

$$T=T_2 \quad \text{مقدار ثابتی برای هر مشاهده } Y_2 \text{ است.}$$

$$T_1 \neq T_2$$

اجازه دهید Y نشان دهنده ترکیبی از Y_1 و Y_2 باشد، پس یک ارتباط واحد رسم کنید،

$$Y = b_0 + b_1X + b_2T + b_3TX$$

معادله (ج ۲)

مانند قبل، ضرایب b_i از آنالیز رگرسیون تخمین زده می‌شوند. با مقایسه معادله‌های ج ۱ و ج ۲ واضح است که:

$$b_{10} = b_0 + b_2T_1$$

$$b_{20} = b_0 + b_2T_2$$

معادله (ج ۳)

و بنابراین،

$$b_{10} - b_{20} = b_2(T_1 - T_2)$$

معادله (ج ۴)

به همین ترتیب:

$$b_{11} - b_{21} = b_3(T_1 - T_2)$$

معادله (ج ۵)

به منظور آزمون در رابطه با اختلاف بین b_{10} و b_{20} ، لازم است که برای ضریب غیر صفر b_2 آزمون انجام شود. به همین ترتیب، برای آزمون در رابطه با اختلاف بین b_{11} و b_{21} ، برای ضریب غیر صفر b_3 آزمون انجام می‌شود.

مقادیر غیرصفر را می‌توان برای T_1 و T_2 انتخاب کرد. به هر حال چون تجدیدپذیری، مبنای آزمون‌های کنترل کیفیت در مقابل ویژگی‌ها می‌باشد (به بندهای ۹ و ۱۰ رجوع شود)، وزن باید این موضوع را در تخمین روابط دقت منعکس کند. "نسبت مهم" ۲:۱ در تجدیدپذیری باید از طریق جای‌گذاری $T_1=1$ و $T_2=4$ انجام شود، که T_1 به منحنی انحراف معیار آزمایشگاه‌ها و T_2 به انحراف معیار تکرارها اشاره دارد.

ج ۲ نحوه بدست آوردن وزن‌های استفاده شده در آنالیز رگرسیون

به منظور محاسبه دقت نسبی متغیرهای مناسب در آنالیز رگرسیون، وزن‌هایی باید استفاده شود که نسبت معکوس با واریانس متغیرهای مناسب دارند.

برای متغیر، D ، که تخمین انحراف معیار جمعیت، σ ، بر اساس درجات آزادی $\nu(D)$ می‌باشد، واریانس D به صورت زیر داده شده است:

$$Var(D) = \sigma^2 / 2\nu(D) \quad \text{معادله (ج ۶)}$$

با جایگزینی σ^2 به جای تخمین D^2 ، وزن برای این واریانس به صورت تقریبی به دست می‌آید:

$$w(D) = 2\nu(D) / D^2 \quad \text{معادله (ج ۷)}$$

واضح است که وقتی انحراف معیار، D ، افزایش می‌یابد، وزن کاهش می‌یابد. به همین دلیل، متغیر مناسب در رگرسیون وزنی باید تابعی از انحراف معیار باشد به طوری که وزن‌های مستقل از متغیر انطباق شونده از آن به دست آید.

در مواردی که تابع $g(D)$ نسبت به خود D ترجیح داده می‌شود، معادله واریانس به صورت زیر در می‌آید:

$$Var[g(D)] = \left(\frac{\partial g}{\partial D} \right)^2 Var(D) \quad \text{معادله (ج ۸)}$$

اغلب، برای تابع لگاریتم نپری به صورت زیر بیان می‌شود:

$$Var[\ln(D)] = \frac{1}{D^2} Var(D) = \frac{1}{D^2} \frac{\sigma^2}{2\nu(D)} \quad \text{معادله (ج ۹)}$$

یک‌بار دیگر، σ^2 را با تخمین D^2 جابجا کرده، وزن برای $\ln(D)$ تقریباً به صورت معادله زیر بیان می‌شود:

$$w[\ln(D)] = 2v(D) \quad \text{معادله (ج ۱۰)}$$

در ارتباط با انحراف معیار آزمایشگاه‌ها D و انحراف معیار تکرارها d ، لازم است که آنالیز رگرسیون در عبارت‌های $\ln(D)$ و $\ln(d)$ انجام شود، چون وزن کردن فقط داده‌های مربوط به انحراف معیار را می‌دهد. رابطه تخمین زده شده در این روش کمتر به نمونه‌هایی بستگی دارد که نسبت بالایی از نتایج حذف شده را دارند.

با مشخص کردن درجات آزادی مانند $v(D)$ برای انحراف معیار آزمایشگاه‌ها، D ، و $v(d)$ برای انحراف معیار تکرارها، d ، معادلات برای وزن‌های محاسبه شده به صورت زیر در می‌آیند:

$$w[\ln(D)] = 2v(D) \quad \text{معادله (ج ۱۱)}$$

$$w[\ln(d)] = 2v(d) \quad \text{معادله (ج ۱۲)}$$

یادآوری رگرسیون غیر وزنی با رگرسیون وزنی که همه وزن‌ها مقدار ثابت یک را دارد، مطابقت دارند.

ج ۳ روش محاسبه در آنالیز رگرسیون

روش زیر بهترین خط راست شکل معادله (ج ۲) را می‌دهد (به یادآوری ت ۲ نیز مراجعه شود).

ابتدا جدولی (رجوع شود به جدول ج ۱) که مقادیر داده شده متغیرهایی که در مقابل رگرسیون رسم می‌شوند را می‌دهد، با وزن‌های مطابق، بکشید. توابع g_1 و g_2 همواره لگاریتم‌های نپری مطابق با تبدیل در مسئله می‌باشند، که در بند ت ۲ مشخص شده است.

جدول ج ۱

وزن	T_{g2}	متغیر ساختگی T	تابع میانگین نمونه g_2	تابع انحراف معیار g_1	نمونه
$\nu(D_1)$	$g_2(m_1)$	۱	$g_2(m_1)$	$g_1(D_1)$	۱
$\nu(D_2)$	$g_2(m_2)$	۱	$g_2(m_2)$	$g_1(D_2)$	۲
.	.	۱	$g_2(m_3)$	$g_1(D_3)$	۳
.
.
.
$\nu(D_S)$	$g_2(m_S)$	۱	$g_2(m_S)$	$g_1(D_S)$	S
$\nu(d_1)$	$\nu g_2(m_1)$	۴	$g_2(m_1)$	$g_1(d_1)$	۱
$\nu(d_2)$.	۴	$g_2(m_2)$	$g_1(d_2)$	۲
.	.	۴	$g_2(m_3)$	$g_1(d_3)$	۳
.
.
.
$\nu(d_S)$	$\nu g_2(m_S)$	۴	$g_2(m_S)$	$g_1(d_S)$	S
w_i	x_{3i}	x_{2i}	x_{1i}	y_i	نماد

با استفاده از نمادهای تعریف شده در جدول ج ۱، خط (معادله ج ۲) به شکل زیر در می‌آید:

$$y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_3 \quad \text{معادله (ج ۱۳)}$$

عرض از مبدأ، b_0 ، را می‌توان با دوباره نوشتن معادله حذف کرد:

$$(y - \bar{y}) = b_1 (x_1 - \bar{x}_1) + b_2 (x_2 - \bar{x}_2) + b_3 (x_3 - \bar{x}_3) \quad \text{معادله (ج ۱۴)}$$

که \bar{y} ، \bar{x}_1 ، \bar{x}_2 و \bar{x}_3 مقادیر میانگین وزن می‌باشند، برای مثال:

$$\bar{x}_2 = \frac{\sum_{i=1}^n w_i x_{2i}}{\sum_{i=1}^n w_i} \quad \text{معادله (ج ۱۵)}$$

و n تعداد نقاطی است که باید رسم شود (دو برابر تعداد نمونه‌ها).

حداقل مربعات حل معادله (ج ۱۴) نیاز به حل مجموعه‌ای از معادلات هم‌زمان به شکل زیر دارد:

$$a_{y1} = a_{11}b_1 + a_{12}b_2 + a_{13}b_3$$

$$a_{y2} = a_{21}b_1 + a_{22}b_2 + a_{23}b_3$$

$$a_{y3} = a_{31}b_1 + a_{32}b_2 + a_{33}b_3$$

معادله (ج ۱۶)

مثال‌های عناصر a_{ij} و a_{yi} در واژه‌های میانگین‌های وزن \bar{x}_i ، به صورت زیر می‌باشد:

$$a_{22} = \sum w_i (x_{2i} - \bar{x}_2)^2 \qquad a_{23} = \sum w_i (x_{2i} - \bar{x}_2)(x_{3i} - \bar{x}_3)$$

$$a_{y2} = \sum w_i (y_i - \bar{y})(x_{2i} - \bar{x}_2) \qquad a_{yy} = \sum w_i (y_i - \bar{y})^2$$

با داشتن حل معادلات برای b_1 ، b_2 و b_3 عرض از مبدأ از میانگین‌های وزن متغیرها محاسبه می‌شود:

$$b_0 = \bar{y} - b_1\bar{x}_1 - b_2\bar{x}_2 - b_3\bar{x}_3 \qquad \text{معادله (ج ۱۷)}$$

تخمین‌های ضریب، b_i ، به شکل جدول ج ۲ خلاصه می‌شود.

جدول ج ۲

نسبت t	خطای استاندارد تخمین	تخمین ضریب	متغیر تنظیم شده
t_0	e_0	b_0	عرض از مبدأ
t_1	e_1	b_1	میانگین نمونه
t_2	e_2	b_2	متغیر ساختگی
t_3	e_3	b_3	متغیر ساختگی × میانگین

به منظور کامل کردن جدول، لازم است انحراف معیار مقادیر y مشاهده شده در حدود خط تخمین زده شده محاسبه شود. این، انحراف معیار باقی‌مانده، s ، نامیده می‌شود و به شکل زیر داده شده است:

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-4} (a_{yy} - b_1a_{y1} - b_2a_{y2} - b_3a_{y3})} \qquad \text{معادله (ج ۱۸)}$$

خطاهای استاندارد تخمین‌ها به صورت زیر در می‌آید:

برای $i=1$ تا $i=3$:

$$e_i = s\sqrt{c_{ii}}$$

$$e_0 = S \sqrt{\frac{1}{n} + c_{11}\bar{x}_1^2 + c_{22}\bar{x}_2^2 + c_{33}\bar{x}_3^2 + 2c_{12}\bar{x}_1\bar{x}_2 + 2c_{13}\bar{x}_1\bar{x}_3 + 2c_{23}\bar{x}_2\bar{x}_3} \quad (\text{ج } 19)$$

عناصر c_{ij} مطابق با معکوس بافت عناصر شامل a_{ij} می‌باشند.

نسبت‌های t ، نسبت‌های $(b_i - K)/e_i$ می‌باشد که K ثابت است و با مقایسه با مقادیر بحرانی t در جدول ۵، ممکن است آزمون شود اگر ضریب b_i از K اختلاف داشته باشد. اگر t_i بزرگ‌تر از مقدار بحرانی مطابق با اطمینان $\% 5$ و $(n - 4)$ درجات آزادی باشد، پس ضریب می‌تواند تحت عنوان اختلاف از K در نظر گرفته شود. به ویژه، t_1 شیب نامناسب b_1 را نشان می‌دهد و t_3 نشان می‌دهد که شیب برای انحراف معیار آزمایشگاه‌ها و تکرارها متفاوت می‌باشد. چون معمولاً انحراف معیار آزمایشگاه‌ها بزرگ‌تر از انحراف معیار تکرارها در سطح مشابه با میانگین نمونه می‌باشد، t_2 در حالت کلی ضریب غیر صفر، b_2 را نشان می‌دهد.

ج ۴ مثال کار شده

این زیر بند تابع توان متناسب را با استفاده از رگرسیون خطی وزن شده مطابق با روش بند ۲، توصیف می‌کند (شکل ۲- ث). میانگین نمونه‌ها گرد شده و انحراف معیارها در جدول ۱ بر اساس داده‌های عدد برم داده شده در جدول ۱، آورده شده است.

الف- نمودار تفرق تبدیل قدرت متناسبی را نشان می‌دهد که به وسیله منحنی $\log \log$ در شکل ج ۱ نشانه داده شده است.

ب- لازم نیست پارامتر تبدیل، B ، از شکل ج ۱ تخمین زده شود، چون در آنالیز رگرسیون داده شده است.

ج- شکل خط تنظیم شده (به جدول ۱ رجوع شود) در جدول ج ۳ آمده است.

جدول ج ۳

وزن	متغیر ساختگی $\ln(m)$	متغیر ساختگی T	لگاریتم میانگین نمونه	لگاریتم انحراف معیار	نمونه
۱۶	۰/۷۶۵۵	۱	۰/۷۶۵۵	-۳/۱۵۸	۱
۱۸	۴/۱۸۰۴	۱	۴/۱۸۰۴	۰/۷۹۶۹	۲
۲۸	-۲/۲۸۰۲	۱	-۲/۲۸۰۲	۴/۷۰۴۶	۳
۲۲	۱/۲۹۳۲	۱	۱/۲۹۳۲	-۱/۵۵۶۸	۴
۱۸	۲/۳۸۸۸	۱	۲/۳۸۸۸	-۱/۲۳۵۸	۵
۱۸	۳/۸۷۵۵	۱	۳/۸۷۵۵	۰/۴۰۲۹	۶
۱۸	۴/۷۳۷۸	۱	۴/۷۳۷۸	۱/۰۷۶۲	۷
۱۸	۰/۱۹۷۵	۱	۰/۱۹۷۵	-۱/۸۴۰۱	۸
۱۸	-۱/۵۳۰۹	۴	۰/۷۶۵۵	۴/۰۶۴۴	۱
۱۸	۸/۳۶۰۹	۴	۴/۱۸۰۴	-۱/۲۰۱۵	۲
۱۸	۰/۵۶۰۵	۴	-۲/۲۸۰۲	۴/۹۹۵۷	۳
۱۸	۴/۵۸۶۴	۴	۱/۲۹۳۲	۴/۱۵۸۵	۴
۱۸	۴/۷۷۷۵	۴	۲/۳۸۸۸	۴/۳۶۱۳	۵
۱۸	۷/۷۵۱۰	۴	۳/۸۷۵۵	-۱/۶۴۱۵	۶
۱۸	۹/۴۷۵۶	۴	۴/۷۳۷۸	-۱/۰۶۷۴	۷
۱۸	-۱/۳۹۴۹	۴	۰/۱۹۷۵	۴/۸۶۱۲	۸
w_i	x_{3i}	x_{2i}	x_{1i}	y_i	نماد

کوچکترین مربعات رگرسیون نیاز به حل همزمان معادلات داده شده در زیر دارد:

$$614.671 = 999.894b_1 - 35.852b_2 - 493.045b_3$$

$$188.526 = -35.852b_1 + 673.920b_2 + 1409.58b_3$$

$$195.477 = -493.045b_1 + 1409.58b_2 + 5362.27b_3$$

همچنین موارد زیر مورد نیاز می باشد:

$$a_{yy} = 505.668$$

$$s = 2.23868 \quad (\text{به معادله ج ۱۸ رجوع شود})$$

حل معادله در جدول ج ۴ خلاصه می شود (به جدول ج ۲ مراجعه شود):

جدول ج ۴

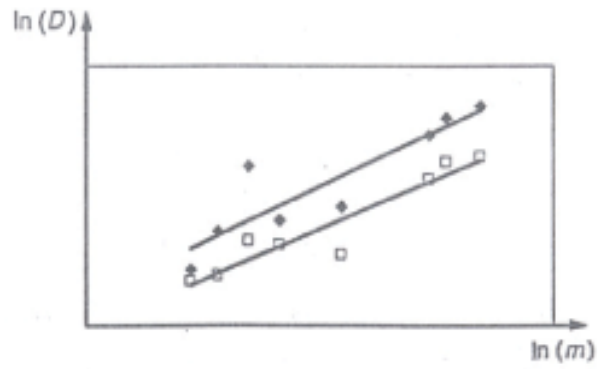
نسبت t	خطای استاندارد تخمین	ضریب تخمین b_i	متغیر تنظیم شده
-	-	۴/۴۰۶۴	عرض از مبدأ
۸/۶۷	۰/۰۷۳۵۹	۰/۶۳۷۷۳	$\ln(m)$
۱/۹۵	۰/۱۳۰۵۲	۰/۲۵۴۹۶	متغیر ساختگی
۰/۵۹	۰/۰۴۷۳۱	۰/۰۲۸۰۸	متغیر ساختگی $\times \ln(m)$

مقایسه نسبت t با مقادیر بحرانی ۵٪ برای ۱۲ درجه آزادی (عدد ۲/۱۷۹) در جدول ت ۵ داده شده است، واضح است که شیب به طور قابل ملاحظه‌ای غیر صفر است ($b_1=0/638$)، این در تأیید این موضوع است که تبدیل لازم است. علاوه بر این، چون ضریب b_3 به طور قابل ملاحظه‌ای از صفر اختلاف ندارد، شیب (و نتیجه تبدیل) برای انحراف معیار آزمایشگاه‌ها و تکرارها یکسان می‌باشد.

⇒ چون شیب $b_1=0/638$ خطای استاندارد ۰/۰۷۴ دارد، اطمینان ۶۶ درصد ناحیه $0/638 \pm 0/074$ عدد ۲/۳ است. گرد کردن این مقدار منطقی می‌باشد و منجر به تبدیل مناسب می‌شود:

$$y = x^{1/3}$$

به کار بردن این تبدیل و محاسبه دوباره میانگین نمونه و انحراف معیارها، مطابق با نمودارهای تفرق در شکل ج ۲ می‌باشد. این شکل‌ها سطوح یکنواختی را برای انحراف معیار تکرارها و آزمایشگاه‌ها برای تمام نمونه‌ها به جز نمونه ۱ نشان می‌دهند. در حالت نمونه بعدی، نقطه تیز(حدی) مطابق با نتایج پرت می‌باشد (به بند ۵ ۴ ۳ ۲ رجوع شود).



راهنما:

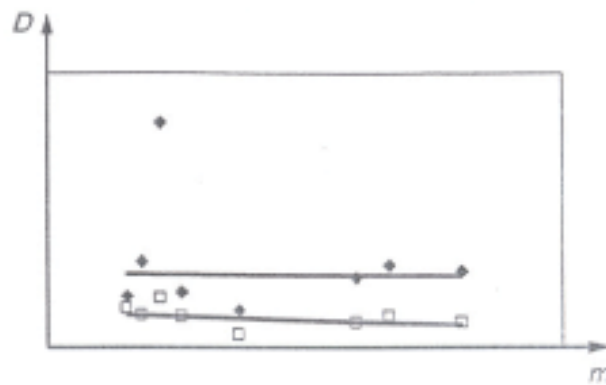
$\ln(m)$ لگاریتم میانگین نمونه؛

$\ln(D)$ لگاریتم انحراف معیار؛

♦ انحراف معیار آزمایشگاه،

□ انحراف معیار تکرارها.

شکل ج ۱



راهنما:

m

D انحراف معیار؛

♦ انحراف معیار آزمایشگاه،

□ انحراف معیار تکرارها.

شکل ج ۲

پیوست چ
(الزامی)
قوانینی برای گرد کردن نتایج

یادآوری به بند ۴ ۲۲ رجوع شود.

چ ۱ قانون عمومی به این صورت است که نتایج نباید کمتر از یک‌دهم تجدیدپذیری روش آزمون گرد شوند. در عمل به این معنی است که برای سیستم اعشاری، این انتخاب از مجموعه:
 $0.02 - 0.05 - 0.1 - 0.2 - 0.5 - 1$ و ... بدست می‌آید (چون ۱، ۲ و ۵ تنها عامل‌های صحیح ۱۰ می‌باشند). اگر شکل یک‌دهم تجدیدپذیری در این مجموعه نباشد، نزدیک‌ترین عدد پایین باید استفاده شود. بنابراین اگر تجدیدپذیری ۵ باشد، نتیجه باید تا 0.5 گرد شود. اما اگر تجدیدپذیری ۴ باشد، نتیجه باید تا 0.2 گرد شود.

چ ۲ هنگامی که عددی گرد می‌شود، نزدیک‌ترین رقم باید انتخاب شود. اگر دو انتخاب موجود باشد، مانند وقتی عدد باید کاملاً در وسط بین نزدیک‌ترین دو عدد گرد شده، گرد شود، عدد گرد شده که زوج است رقم گرد کردن چندگانه باید انتخاب شود. برای مثال، اگر رقم گرد کردن 0.1 باشد، پس $23/55$ باید به $23/6$ و $23/45$ باید به $23/4$ گرد شود. اگر واحد گرد کردن 0.2 باشد، $5/03$ باید به $5/04$ و $5/01$ باید به $5/00$ گرد شود.

چ ۳ در گرد کردن حالت‌هایی وجود دارد، به هر حال روش گرد کردن یا خاص می‌باشد یا مربوط به روش آزمون می‌باشد. در این موارد، قوانین بالا بر پایه دلایل آماری ممکن است همیشه کاربرد نداشته باشند. به عنوان مثال، در روش آزمون استاندارد برای تعیین گرانیروی قیر طبیعی و روغن جاده، تجدیدپذیری ۲ ثانیه داده شده یا 10% میانگین برای زمان‌های جریان ۲۰ ثانیه و بیشتر می‌باشد، اما مدت گرد کردن ۱ ثانیه مشخص شده است.

پیوست ح

(اطلاعاتی)

توضیح معادلات داده شده در بند ۷

σ_0^2 واریانس نتایج بدست آمده تحت شرایط تکرارپذیری می باشد.

σ_1^2 واریانس تمام خطاهایی که به خطاهای تجدیدپذیری نسبت داده می شود می باشد. بنابراین $\sigma_0^2 + \sigma_1^2$ واریانس نتایج بدست آمده تحت شرایط تجدیدپذیری می باشد.

$$r Z \sqrt{2} \sigma_0 = \text{معادله (ح ۱)}$$

و

$$R Z \sqrt{2} \sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_1^2} = \text{معادله (ح ۲)}$$

که Z فاکتوری برای تبدیل انحراف معیار به حد اطمینان می باشد (به جدول ت ۱۱ رجوع شود)، و مطابق با سطح احتمال ۹۵٪ دوطرفه می باشد که مقدار آن ۱/۹۶ است.

علاوه بر این، واریانس میانگین نتایج k بدست آمده تحت شرایط تکرارپذیری، σ_0^2/k می باشد.

در چنین سری از نتایج k ، واریانس اختلاف بین یک نتیجه تکی و میانگین باقی مانده به صورت زیر است:

$$\sigma_0^2 + \frac{\sigma_0^2}{(k-1)} = \frac{r^2}{1.96^2} \times \frac{k}{2(k-1)} \quad \text{معادله (ح ۳)}$$

و حد اطمینان ۹۵٪ برای اختلاف مطلق به شکل زیر می باشد:

$$r_1 = 1.96 \sqrt{\sigma_0^2 + \frac{\sigma_0^2}{k-1}} = r \sqrt{\frac{k}{2(k-1)}} \quad \text{معادله (ح ۴)}$$

اگر میانگین نتایج k در چند آزمایشگاه بدست آید، واریانس میانگین این آزمایشگاه ها به صورت زیر است:

$$\frac{\sigma_0^2}{k} + \sigma_1^2 = \frac{1}{2} \times \frac{1}{1.96^2} \left[R^2 - r^2 \left(1 - \frac{1}{k} \right) \right] \quad \text{معادله (ح ۵)}$$

اگر

$$R_1 = \sqrt{R^2 - r^2 \left(1 - \frac{1}{k} \right)} \quad \text{معادله (ح ۶)}$$

حدود اطمینان ۹۵٪ دوطرفه برای چنین میانگین‌هایی به شکل معادله (ح ۷) است:

$$M \pm 1.96 \sqrt{\frac{\sigma_0^2}{k} + \sigma_1^2} = M \pm \frac{R_1}{\sqrt{2}} \quad \text{معادله (ح ۷)}$$

که در آن:

M میانگین است.

حدود اطمینان برای سطوح احتمال نسبت به ۹۵٪ ممکن است با انتخاب مقدار مناسب Z و ضرب در فاکتور تبدیل $Z/1.96$ ، از جدول ت ۱۱ محاسبه شود (احتمال یک یا دو طرفه مورد نیاز). برای احتمال یک طرفه ۹۵٪، Z برابر $1/64$ و ضریب تبدیل $0/84$ است.

در حالت کلی، N آزمایشگاه، معدل نتایج از نتایج k_1, k_2, \dots, k_N بدست می‌آید. واریانس معدل N آزمایشگاه به صورت زیر است:

$$\frac{1}{N^2} \left[\left(\frac{\sigma_0^2}{k_1} + \sigma_1^2 \right) + \dots + \left(\frac{\sigma_0^2}{k_N} + \sigma_1^2 \right) \right] = \frac{1}{2N1.96^2} \left[R^2 - \frac{r^2}{N} \left(N - \frac{1}{k_1} - \dots - \frac{1}{k_N} \right) \right] \quad \text{معادله (ح ۸)}$$

اگر

$$R_4 = \sqrt{R^2 - \frac{r^2}{N} \left(N - \frac{1}{k_1} - \dots - \frac{1}{k_N} \right)} \quad \text{معادله (ح ۹)}$$

حدود اطمینان دوگانه ۹۵٪ برای این میانگین‌ها به صورت زیر است:

$$M \pm \frac{R_4}{\sqrt{2N}} \quad \text{معادله (ح ۱۰)}$$

که در آن:

M میانگین است.

حدود اطمینان برای سطح احتمال نسبت به ۹۵٪، یک یا دو طرفه مورد نیاز، می‌تواند با انتخاب مقدار مناسب Z از جدول ت ۱۱ و ضرب در فاکتور تبدیل $Z/1.96$ ، محاسبه شود.

در سری $N+1$ معدل‌ها، واریانس اختلاف بین معدل واحد نتایج k و میانگین باقی‌مانده N معدل به صورت زیر است:

$$\frac{R_1^2}{2 \times 1.96^2} + \frac{R_4^2}{2N1.96^2} \quad \text{معادله (ح ۱۱)}$$

حد اطمینان ۹۵٪، R_3 ، برای اختلاف مطلق به شکل زیر بیان می‌شود:

$$R_3 = \sqrt{\frac{R_1^2}{2} + \frac{R_4^2}{2N}} \quad \text{معادله (ح ۱۲)}$$

در حالتی که فقط دو معدل آزمایشگاه وجود دارد ($N=1$) این معادله به شکل زیر در می‌آید:

$$R_2 = \sqrt{R^2 - r^2 \left(1 - \frac{1}{2k_1} - \frac{1}{2k_2} \right)} \quad \text{معادله (ح ۱۳)}$$

پیوست خ (اطلاعاتی)

خصوصیات مربوط به یک درجه ویژه از بحرانی بودن

خ ۱ بحرانی بودن ویژگی‌ها

یادآوری به بند ۸ ا ۱ رجوع شود.

برخی ویژگی‌ها به دلیل مشخصه محصول یا استفاده نهایی از محصول یا هر دو، باید درجه بالای اطمینان از کیفیت محصول که با سطح ویژگی مشخص می‌شود، داشته باشد. در این استاندارد چنین ویژگی‌هایی، ویژگی‌های بحرانی نامیده می‌شوند.

ویژگی‌های غیربحرانی ویژگی‌هایی است که نیاز به اطمینان دارد که کیفیت اساساً نامرغوب‌تر نمی‌باشد.

در مبادله محصول، درجه بحرانی ویژگی حداکثر احتمال (احتمال خطر) است که دریافت‌کننده می‌تواند محموله‌ای را با ویژگی‌های برآورده نشده، بپذیرد. درجه بحرانی در این استاندارد ملی با p_c مشخص می‌شود. احتمال خطر که تأمین‌کننده را نیز در بر می‌گیرد، و با رد محموله توسط دریافت‌کننده مواجه می‌شود، $1 - p_c$ می‌باشد. در برخی حالات، توافق قبلی در قسمت‌هایی از محموله است مانند حدود ویژگی‌ها و روش آزمون، که باید تحت عنوان قسمت جدایی ناپذیر ویژگی در نظر گرفته شود.

خ ۲ تفسیر ویژگی‌ها

این قسمت در بند ۸ ا ۲ شرح داده شده است.

خ ۳ کنترل کیفیت در برابر ویژگی‌ها

خ ۴ کلیات

بند خ ۳ اطلاعات عمومی در تشخیص کیفیت یک محصول توسط تأمین‌کننده یا دریافت‌کننده، با در نظر گرفتن ویژگی از یک یا چند نتیجه آزمون از یک یا چند آزمایشگاه را می‌دهد. اگر لازم باشد دریافت‌کننده پس از بررسی نتایج طبق روش گفته شده در بند ح ۴ باید محصول را قبول کند. در روش‌های این زیر بند فرض بر این است که روش آزمون با توزیع احتمال نرمال، بدون انحراف، و با تکرارپذیری، r ، و تجدیدپذیری، R ، می‌باشد. همچنین فرض می‌شود که درجه بحرانی، p_c ، توسط تأمین‌کننده و دریافت‌کننده از قبل توافق شده است.

خ ۳ ۲ ارزش آزمون برای یک نتیجه تکی

تأمین کننده یا دریافت کننده‌ای که هیچ منبع اطلاعاتی در خصوص مقدار واقعی مشخصه نسبت به نتیجه ندارد، باید حدود ویژگی محصول را با اطمینان $100(1-p_c)\%$ در نظر بگیرد، اگر نتیجه X طوری باشد که در حالت حد بالایی تکی A_1 :

$$X \leq A_1 + 0.361(Z \times R) \quad \text{معادله (خ ۱)}$$

در حالت حد پایینی تکی A_2 :

$$X \geq A_2 - 0.361(Z \times R) \quad \text{معادله (خ ۲)}$$

در حالت حد دوتایی (A_1 و A_2)، این شرایط رضایت بخش می‌باشد.

فاکتور Z در این معادلات، مقدار توزیع نرمال استاندارد مطابق با احتمال، p ، می‌باشد (به جدول ت ۱۱ رجوع شود). یادآوری می‌شود برای ویژگی‌های بحرانی ($p < 0.5$)، Z مقدار منفی دارد و اطمینان $100(1-p_c)\%$ که محصول حد ویژگی را در بر دارد بزرگ‌تر از ویژگی‌های غیربحرانی است. فاکتور 0.361 عکس $1.96\sqrt{2}$ است که برای تبدیل تجدیدپذیری به انحراف معیار استفاده شده است (به معادله ح ۲ رجوع شود).

اگر تجدیدپذیری، R ، تابعی از مقدار واقعی ویژگی در مسئله باشد، به عنوان مثال بندهای ۵ و ۶، مقدار R به کار رفته در معادله خ ۱ مناسب برای مقدار واقعی A_1 می‌باشد، با در نظر این که معادله (خ ۲) R باید با فرض مقدار واقعی A_2 محاسبه شود.

دریافت کننده طبق بند خ ۴، نباید بر اساس یک نتیجه تکی عمل کند، به جای آن باید حداقل سه نتیجه قابل قبول بدست آورد (به بند ۷ ۶ ۲ رجوع شود) و میانگین را محاسبه کند. ارزش آزمون بند خ ۳ ۴ باید به کار گرفته شود.

خ ۳ ۳ ارزش آزمون برای چند نتیجه از یک آزمایشگاه

تأمین کننده یا دریافت کننده‌ای که k نتایج قابل قبول از محصول بدست می‌آورد باید در نظر داشته باشد که محصول ویژگی را برآورده می‌کند اگر میانگین نتایج آزمون، \bar{X} ، معادلات (خ ۱) یا (خ ۲) یا هر دو، هر کدام که مناسب است، با جایگزینی R_1 به جای R طبق معادله (۱۸) را در برگیرد.

دریافت کننده‌ای که حداکثر سه نتیجه قابل قبول بدست می‌آورد، اگر میانگین نتایجش، آزمون ارائه شده در قسمت را رد کند، طبق بند خ ۴ عمل را تصدیق کند.

(مطابق بند خ ۳ ۲، اگر R یا r وابسته به مقدار واقعی مشخصه در نظر گرفته شده، باشد، بنابراین آن‌ها باید تحت عنوان مقدار حقیقی A_1 در معادله (خ ۱) و یا A_2 در معادله (خ ۲)، محاسبه شوند.

خ ۳ ۴ ارزش آزمون برای نتایج چند آزمایشگاه

در صورتی که دو یا چند آزمایشگاه مستقل یک یا چند نتیجه قابل قبول برای محصول یکسان بدست آورند، میانگین، \bar{X} ، میانگین نتایج آزمون آزمایشگاه‌ها باید برای آزمون رضایت‌بخش بودن ویژگی‌ها استفاده شوند، که این میانگین‌ها، آزمون قابل قبول بودن (تجدیدپذیری) را طبق بند ۷ ۳ ۱ باید بگذرانند.

تأمین‌کننده یا دریافت‌کننده باید در نظر داشته باشد که محصول ویژگی‌هایی را که طبق معادله (خ ۱) و/یا (خ ۲) باشد (هر کدام که مناسب است)، را با جایگزینی R_4/\sqrt{N} به جای R که R_4 در معادله (۲۳) بند ۷ ۳ ۱ تعریف شده و N که تعداد آزمایشگاه‌ها را شامل می‌شود، برآورده کند.

مانند بالا، اگر R یا r به مقدار واقعی ویژگی در نظر گرفته شده، بستگی داشته باشد، باید تحت عنوان مقدار واقعی A_1 در معادله (خ ۱) یا A_2 در معادله (خ ۲) محاسبه شوند.

خ ۴ روش مناظره

خ ۴ ۱ اگر تأمین‌کننده و دریافت‌کننده در خصوص کیفیت محصول براساس نتایج موجود، به توافق نرسند، روش‌های آورده شده در بندهای خ ۴ ۲ تا خ ۴ ۱۰ را باید بپذیرند.

خ ۴ ۲ هر آزمایشگاه باید نتایج اولیه را حذف کند و حداقل سه نتیجه قابل قبول دیگر روی بررسی نمونه بدست آورد تا اطمینان حاصل شود که کار تحت شرایط تکرارپذیری انجام شده است. میانگین نتایج قابل قبول در هر آزمایشگاه سپس باید محاسبه شود، نتایج مختلف طبق بند ۷ ۴ ۲ حذف شوند. میانگین‌های تأمین‌کننده و دریافت‌کننده به ترتیب با \bar{X}_S و \bar{X}_R نشان داده می‌شود.

خ ۴ ۳ اگر \bar{X}_R و \bar{X}_S در تجدیدپذیری قابل قبول باشند (به بند ۷ ۳ ۱ رجوع شود) و اگر $\bar{X} = (\bar{X}_S + \bar{X}_R)/2$ معادله (خ ۱) یا (خ ۲) یا هر دو را تأمین کند، هر کدام که مناسب باشد، با جایگزینی R_2 به جای R در بند ۷ ۳ ۱، محصول ویژگی را برآورده می‌کند.

خ ۴ ۴ اگر \bar{X}_R و \bar{X}_S در تجدیدپذیری قابل قبول باشند (به بند ۷ ۳ ۱ رجوع شود) و اگر $\bar{X} = (\bar{X}_S + \bar{X}_R)/2$ معادله (خ ۱) یا (خ ۲) را تأمین نکند، هر کدام که مناسب باشد، با جایگزینی R_2 به جای R در بند ۷ ۳ ۱، محصول ویژگی را برآورده نمی‌کند.

خ ۴ ۵ اگر اختلاف در میانگین آزمایشگاه‌ها، $|\bar{X}_S - \bar{X}_R|$ ، بالغ بر در بند ۷ ۳ ۱ باشد، و اگر با مناظره، به توافق نرسند، روش بند خ ۴ ۶ باید به کار رود.

خ ۴ ۶ در صورت وجود میانگین‌های غیر قابل قبول آزمایشگاه، دو آزمایشگاه باید با هم در ارتباط باشند و روش‌های به کار رفته و دستگاه‌های آن‌ها مقایسه شود. با این بررسی‌ها، آزمون همبستگی بین دو

آزمایشگاه روی دو نمونه مورد بررسی، باید انجام شود. میانگین حداقل سه نتیجه قابل قبول در هر آزمایشگاه باید محاسبه شده و این میانگین‌ها طبق بندهای خ ۴ ۴ تا خ ۴ ۵ مقایسه شوند.

خ ۴ ۷ اگر توافق برقرار نشود، آزمایشگاه سومی (بی طرف، خبره و مورد قبول برای هر دو طرف) باید دعوت شود تا آزمون را با استفاده از نمونه سوم انجام دهد. فرض می‌شود \bar{X}_E میانگین سه نتیجه قابل قبول یا بیشتر، آزمایشگاه سوم باشد. اگر میانگین‌های \bar{X}_S ، \bar{X}_R و \bar{X}_E در تجدیدپذیری (بند ۴ ۷) قابل قبول باشند، پس:

۱) اگر $\bar{X} = (\bar{X}_S + \bar{X}_R + \bar{X}_E)/3$ معادله (خ ۱) یا (خ ۲) یا هر دو را برآورده کند، با جایگزینی $R_4/\sqrt{3}$ به جای R ، محصول رضایت بخش می‌باشد (به معادله ۲۳ با $N=3$ رجوع شود).

۲) اگر $\bar{X} = (\bar{X}_S + \bar{X}_R + \bar{X}_E)/3$ معادله (خ ۱) یا (خ ۲) را برآورده نکند، با جایگزینی $R_4/\sqrt{3}$ به جای R ، محصول رضایت بخش نمی‌باشد.

خ ۴ ۸ اگر میانگین‌های \bar{X}_S ، \bar{X}_R و \bar{X}_E در تجدیدپذیری (بند ۴ ۷) قابل قبول نباشند، سپس میانگین آزمایشگاه با بیشترین اختلاف باید حذف شود و میانگین دو میانگین باقی‌مانده به عنوان \bar{X} در نظر گرفته شود. R_4 براساس تعداد نتایج آزمون بدست آمده از دو آزمایشگاه باقی‌مانده، باید دوباره محاسبه شده و با R_2 (معادله ۲۱) مشخص می‌شود.

خ ۴ ۹ اگر \bar{X} معادله (خ ۱) یا (خ ۲) یا هر دو را برآورده کند، با جایگزینی $R_4/\sqrt{2}$ به جای R ، محصول رضایت‌بخش می‌باشد.

خ ۴ ۱۰ اگر \bar{X} هیچ یک از معادلات (خ ۱) یا (خ ۲) را برآورده نکند، با جایگزینی $R_4/\sqrt{2}$ به جای R ، محصول رضایت‌بخش نمی‌باشد.

پیوست د
(اطلاعاتی)
کتابنامه

- 1 SHAPIRO, S.S. and WILK, M.B., *Biometrika*, vol. 52, 1965, pp. 591-611
- 2 LAWREY, D.M.G., Software Program D2PP Determination of Precision and Bias Data for use in Test Methods for Petroleum Products)
- 3 MERRINGTON, M. and THOMPSON, C.M., *Biometrika*, vol. 33, 1943, pp. 73-88