

استاندارد ملی ایران



جمهوری اسلامی ایران
Islamic Republic of Iran

سازمان ملی استاندارد ایران

۱۱۵۰۲-۸

چاپ اول

INSO

11502-8

1st.Edition

2016

Iranian National Standardization Organization

۱۳۹۴

روش های آماری در مدیریت فرآیند-

قابلیت و عملکرد

قسمت ۸: عملکرد ماشین یک فرآیند تولید

چند حالته

Statistical methods in process
management — Capability and
performance —
Part 8:

Machine performance of a multi-state
production process

ICS: 03.120.30

سازمان ملی استاندارد ایران

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

صندوق پستی: ۱۴۱۵۵-۶۱۳۹ تهران- ایران

تلفن: ۸۸۸۷۹۴۶۱-۵

دورنگار: ۰۰۸۸۸۷۱۰۳ و ۸۸۸۸۷۰۸

کرج ، شهر صنعتی، میدان استاندارد

صندوق پستی: ۳۱۵۸۵-۱۶۳ کرج - ایران

تلفن: ۰۲۶) ۳۲۸۰۶۰۳۱-۸

دورنگار: (۰۲۶) ۳۲۸۰۸۱۱۴

رایانامه: standard@isiri.org.ir

وبگاه: <http://www.isiri.org>

Iranian National Standardization Organization (INSO)

No.1294 Valiasr Ave., South western corner of Vanak Sq., Tehran, Iran

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

Tel: + 98 (21) 88879461-5

Fax: + 98 (21) 88887080, 88887103

Standard Square, Karaj, Iran

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

Tel: + 98 (26) 32806031-8

Fax: + 98 (26) 32808114

Email: standard@isiri.org.ir

Website: <http://www.isiri.org>

به نام خدا

آشنایی با سازمان ملی استاندارد ایران

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

تدوین استاندارد در حوزه های مختلف در کمیسیون های فنی مرکب از کارشناسان سازمان، 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، مصرفکنندگان، صادرکنندگان و واردکنندگان، مراکز علمی و تخصصی، نهادهای 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 پیشنهادها 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 ذی صلاح 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 شوند که بر اساس مفاد نوشتہ شده در استاندارد ملی ایران شماره ۵ تدوین و در کمیته ملی استاندارد مربوط که سازمان ملی استاندارد ایران تشکیل می دهد به تصویب رسیده باشد.

سازمان ملی استاندارد ایران از اعضای اصلی سازمان بین المللی استاندارد (ISO)^۱، کمیسیون بین المللی الکترونیک (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 پیشرفت های علمی، فنی و صنعتی جهان و استانداردهای بین المللی بهره گیری می شود .

سازمان ملی استاندارد 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. سازمان 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 سازمان ها و مؤسسات فعال در زمینه مشاوره، آموزش، بازرگانی، ممیزی و صدور گواهی سیستم های مدیریت کیفیت و مدیریت زیست محیطی، آزمایشگاه ها و مراکز کالیبراسیون (واسنجی) وسایل سنجش، سازمان ملی استاندارد ایران 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 آن ها نظارت می کند . ترویج دستگاه بین المللی یکاهای کالیبراسیون (واسنجی) وسایل سنجش، تعیین عیار فلزات گرانبهای و انجام تحقیقات کاربردی برای ارتقای سطح استانداردهای ملی ایران از دیگر وظایف این سازمان است .

1- International Organization for Standardization

2 - International Electrotechnical Commission

3 - International Organization of Legal Metrology (Organisation Internationale de Metrologie Legale)

4 - Contact point

5 - Codex Alimentarius Commission

کمیسیون فنی تدوین استاندارد

«روش های آماری در مدیریت فرآیند- قابلیت و عملکرد

قسمت ۸: عملکرد ماشین یک فرآیند تولید چند حالته»

سمت و / یا محل اشتغال:

مدیر اجرایی شرکت مشاوره و مهندسی پویا
سیستم پارسیان

رئیس :

عسگری ، هادی
(کارشناسی مهندسی صنایع - صنایع)

دبیر :

رئیس تضمین کیفیت آزمایشگاه یاتاقان
بوش ایران

فرازی ، رضا
(کارشناسی مهندسی صنایع- تولید)

اعضاء : (اسامی به ترتیب حروف الفبا)

مدیر کارخانه شرکت تولیدی و صنعتی البرز
قطعه

اصلانی ، ولی الله
(کارشناسی ارشد صنایع - گرایش مدیریت سیستم و بهره وری)

مدیر تضمین کیفیت و برنامه ریزی تولید
انبار شرکت کارتک سیستم

قلم آرا ، محمدعلی
(کارشناسی مهندسی صنایع)

کارشناس کیفیت شرکت پویا سیستم
پارسیان

فتحی روشن ، محمد
(کارشناسی ارشد مهندسی صنایع- صنایع)

کارشناس کیفیت شرکت پویا سیستم
پارسیان

سامه ، علیرضا
(کارشناسی مهندسی صنایع)

رئیس کنترل کیفیت شرکت یاتاقان بوش
ایران

مهدی آبادی ، محمدباقر
(کارشناسی ارشد صنایع- گرایش تولید)

رئیس آموزش اداره کل استاندارد استان
قرزوین

سمیعی ، ستاره
(کارشناسی ارشد صنایع- گرایش مدیریت سیستم و بهره وری)

اعضاء : (اسامی به ترتیب حروف الفبا)

کارشناس تدوین شرکت پویا سیستم
پارسیان

صفایی اصل، فهیمه
کارشناسی مهندسی فناوری اطلاعات

عضو هیات علمی دانشکده صنایع دانشگاه
علم و صنعت ایران

تیموری، ابراهیم
دکترای مهندسی صنایع- گرایش مدیریت زنجیره تأمین

ویراستار:

کارشناس استاندارد، معاون مدیرعامل در
بخش ریلی، شرکت فن آوران باردو

عابد، محمدرضا
(فوق لیسانس مهندسی مکانیک)

فهرست مندرجات

صفحه	عنوان
۵	پیش‌گفتار
۹	مقدمه
۱	هدف و دامنه کاربرد
۳	مراجع الزامی
۳	اصطلاحات و تعاریف
۱۰	نمادها و اختصارات
۱۱	تجزیه و تحلیل فنی اولیه از فرآیند
۱۱	کلیات
۱۱	شناسایی عوامل ذاتی
۱۱	تعیین حالت های ویژه فرآیندها
۱۲	تصدیق مقدماتی قبل از محاسبه شاخص های عملکرد ماشین
۱۲	سیستم اندازه گیری
۱۳	تعريف طرح نمونه گیری برای برآورد پراکندگی ذاتی کلی
۱۴	برآورد پراکندگی ذاتی کلی و محاسبه شاخص های عملکرد ماشین
۱۴	کلیات
۱۵	تصدیق در غیاب دورافتادگی ها در مجموعه نتایج اندازه گیری شده
۱۶	تعیین عرض های پراکندگی های ذاتی محلی
۱۸	تعیین مکان های پراکندگی های ذاتی محلی
۱۹	پراکندگی ذاتی کلی: نوع و برآورد
۲۲	محاسبه شاخص های قابلیت P_{mk} و P_m
۲۴	آستانه های پذیرش شاخص های عملکرد دستگاه
۲۵	پیوست الف
۴۸	پیوست ب
۵۳	کتاب نامه
۷	شکل ۱- فرآیند با دو عامل ذاتی (شناسه حفره، شناسه قید و بست)
۸	شکل ۲- مثال نشاندهنده توزیع یک فرآیند چندحالته و تجزیه آن
۱۵	شکل ۳- پارامتر های تخمین زده برای هر حالت در رابطه با هر پراکندگی ذاتی محلی

۱۷	شکل ۴- مثال هایی از توزیع های حالت
۲۰	شکل ۵ - تصویر توزیع ذاتی کلی بر اساس توزیع های ذاتی محلی
۲۱	جدول ۱- تعاریف انواع مختلف پراکندگی ذاتی کلی
۲۳	جدول ۲- محاسبه شاخص های قابلیت
۲۵	شکل الف-۱ - نقشه ساده اصول تجهیزات سیستم پوشش دهنده
۲۷	جدول الف-۱- اندازه گیری های به دست آمده
۲۸	جدول الف-۲- آماره های هر حالت
۲۹	شکل الف-۲- عرض ها و مکان پراکندگی های ذاتی محلی
۳۰	شکل الف-۳- طرح کلی اصول عملیات حرارتی کوره های پیوسته
۳۲	شکل الف-۴- انباشتن قطعه در طی فرآیند عملیات حرارتی پیوسته
۳۳	جدول الف-۳- اندازه گیری های به دست آمده (سری های شروع- پایان)
۳۴	جدول الف-۴- آماره های هر حالت
۳۵	جدول الف-۵- اندازه گیری های به دست آمده- مرحله دو
۳۶	جدول الف.۶- آماره های هر نمونه
۳۷	جدول الف-۷- مقایسه نتایج بین نرخ های خروجی ناپایدار شروع و پایان کمپین و نرخ «خروجی پایدار»
۳۹	جدول الف-۸- محاسبات جدولی شاخص های قابلیت
۴۰	شکل الف-۵- تصویر اصول عملیات ماشین کاری مورد مطالعه
۴۲	شکل الف-۶- تعریف مشخصه مورد نظر برای تجزیه و تحلیل
۴۴	جدول الف-۹- اندازه گیری های به دست آمده بر روی آداتورهای مختلف
۴۵	جدول الف-۱۰- اندازه گیری های به دست آمده پس از حذف دورافتادگی ها
۴۶	جدول الف-۱۱- آماره ها برای هر حالت
۴۹	جدول ب-۱- مثال مقادیر اندازه گیری شده در چارچوب آزمون گراب
۵۰	جدول ب-۲- مقادیر d
۵۱	جدول ب-۳- مثال، در سطح معنی داری ۵٪
۵۱	جدول ب-۴- مثال با واریانس اجبار شده- ریزنگری ۰/۱

پیش گفتار

استاندارد «روش های آماری در مدیریت فرآیند- قابلیت و عملکرد، قسمت ۸: عملکرد ماشین یک فرآیند تولید چندحالته» که پیش نویس آن در کمیسیون های مربوط توسط پویا سیستم پارسیان تهیه و تدوین شده است و در صدوهشتادوسومین اجلاس کمیته ملی استاندارد مدیریت کیفیت مورخ ۱۳۹۴/۱۲/۰۱ مورد تصویب قرار گرفته است ، اینک به استناد بند یک ماده ۳ قانون اصلاح قوانین و مقررات موسسه استاندارد و تحقیقات صنعتی ایران ، مصوب بهمن ماه ۱۳۷۱ ، به عنوان استاندارد ملی ایران منتشر می شود .

برای حفظ همگامی و هماهنگی با تحولات و پیشرفت های ملی و جهانی در زمینه صنایع ، علوم و خدمات ، استانداردهای ملی ایران در موقع لزوم تجدید نظر خواهد شد و هر پیشنهادی که برای اصلاح و تکمیل این استانداردها ارائه 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 22514-8: 2014, Statistical Methods in Process Management — Capability and Performance — Part 8: Machine Performance of Multi-State Production Process

روش های آماری در مدیریت فرآیند- قابلیت و عملکرد

قسمت ۸: عملکرد ماشین یک فرآیند تولید چند حالته

۱ هدف و دامنه کاربرد

هدف از تدوین این استاندارد تعیین روشی برای ارزیابی کمی قابلیت کوتاه مدت یک فرآیند تولیدی (تیراز ابزار تولید، که عموماً قابلیت نامیده می شود) است، به این معنی که شاخص عملکرد ماشین، جهت اطمینان از برآورده شدن یک مشخصه قابل اندازه‌گیری محصول، دارای رواداری می باشد، به طوریکه فرآیند هیچ نوع سیستم دسته بندی را نشان نمی دهد.

در حالتی که فرآیند تولید شامل یک سیستم دسته‌بندی باشد، توصیه می شود هر یک از قطعات(بدون در نظر گرفتن قطعات نامنطبق) به طور مستقل مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرند.

این استاندارد برای روش های ارزیابی قابلیت یک فرآیند تولیدی (شاخص های عملکرد فرآیند یا قابلیت فرآیند) که مشاهدات آن به طور بلندمدت در نظر گرفته شده است کاربرد ندارد.

این استاندارد ملی موارد زیر را تعیین می کند:

- اصول راهنمای جهت توسعه شاخص ها برای کمی کردن قابلیت،

- روش های آماری مورد کاربرد.

مشخصه های مورد استفاده برای ارزیابی قابلیت فرآیند تولید دارای توزیع های آماری بوده، با این پیش فرض که حداقل یکی از این توزیع ها چندمدمی^۱ باشد. اگر اثر قابل ملاحظه حداقل یک علت، باعث اختلاف معنی دار بین اقلام تولیدی گردد، توزیع چندمدمی فرض می شود.

به عنوان مثال این استاندارد برای مشخصه هایی که توسط فرآیندهای ذیل ایجاد شده کاربرد دارد:

- ریخته گری چند حفره ای^۲ : تولید همزمان چند قطعه یکسان از یک قالب چند حفره ای،

از آنجا که هر حفره، هندسه و موقعیت خاص خود را در طرح قالب دارد، می تواند تفاوت ساختاری^۳ در نتیجه خروجی ایجاد نماید.

1 -Multi modal

2- Multi cavity

3- Systemic

- ماشینکاری چند قید و بست^۱ : قطعه تولید شده در یک زمان که قطعات تولید شده در ارتباط با ابزار تولید توسط سامانه های^۲ مختلف قید و بست قرار می گیرند،

از آنجایی که هر قید و بست هندسه مختص به خود، گیره های نصب و غیره را دارد، می تواند تفاوت نظاممند^۳ بر روی نتایج خروجی ایجاد نماید.

- عملیات تغذیه دسته ای^۴ : عملیات حرارتی همزمان که بر مجموعه ای از قطعات یکسان اعمال می شود (عملیات تغذیه)، در یک فضای از پیش تعریف شده کوره توزیع شده است. موقعیت یک قلم از دسته نسبت به کوره می تواند نتیجه خروجی را تحت تاثیر قرار دهد.

هر حفره، قید و بست یا موقعیت، در تغذیه دسته ای با یک حالت متفاوت مرتبط است. فرآیندهای چندحالته^۵ می توانند به عنوان نتیجه های از ترکیب حالت های مختلف درون هر فرآیند در نظر گرفته شوند (به طور مثال حفره، قید و بست، موقعیت در تغذیه دسته ای).

یادآوری - ضروری است در صورت وجود از چنین تفاوت های نظاممند اطمینان حاصل شود که یک سهم بسیار کوچکی از خطای مجاز را تشکیل می دهد بطوری که تاثیرشان بی ضرر است و در قابلیت فرآیند تاثیری ندارد.

1- Multi fixture

2 - Systems

3 - Systematic

4 - Batch load treatments

5 - Multi-State

مدارک الزامی زیر حاوی مقرراتی است که در متن این استاندارد ملی ایران به آن ها ارجاع داده شده است.
بدین ترتیب آن مقررات جزئی از این استاندارد ملی ایران محسوب می شود .

در صورتی که به مدرکی با ذکر تاریخ انتشار ارجاع داده شده باشد، اصلاحیه ها و تجدید نظرهای بعدی آن مورد نظر این استاندارد ملی ایران نیست. در مورد مدارکی که بدون ذکر تاریخ انتشار به آن ها ارجاع داده شده است ، همواره آخرین تجدید نظر و اصلاحیه های بعدی آن ها مورد نظر است .

استفاده از مراجع زیر برای این استاندارد الزامی است :

2-1 ISO 3534 (all parts), Statistics — Vocabulary and symbols

۲-۲ استاندارد ملی ایران به شماره ۷۴۴۲ (همه قسمت ها)، درستی (صحت و دقت) روشها و نتایج اندازه گیری

۳-۲ استاندارد ملی ایران به شماره ۱۱۵۰۲ قسمت سوم : روش های آماری در مدیریت فرآیند- قابلیت عملکرد- مطالعات عملکردی ماشین برای داده های اندازه گیری شده بر روی قطعه های گسسته

2-4 ISO/IEC Guide 98-3:2008, Uncertainty of measurement — Part 3: Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM:1995)

2-5 ISO/IEC Guide 99:2007, International vocabulary of metrology — Basic and general concepts and associated terms (VIM)

در این استاندارد اصطلاحات و تعاریف زیر به کار می رود:

۱-۳

ابزار تولید

ماشین یا ماشین آلات تولیدی که تمام عملیات ضروری برای تولید را از اقلام ورودی تا محصول نهایی انجام می - دهد.

۲-۳

فرآیند

مجموعه‌ای از فعالیت‌های مرتبط و در تعامل با هم که ورودی‌ها را به خروجی‌ها تبدیل می‌کنند.

یادآوری ۱- ورودی‌های یک فرآیند معمولاً خروجی‌های فرآیندهای دیگر هستند.

یادآوری ۲- عموماً فرآیند‌ها در یک سازمان طرح‌ریزی شده و جهت ایجاد ارزش، تحت شرایط کنترل شده‌ای انجام می‌شوند.

یادآوری ۳- فرآیندی که نتوان انطباق محصول خروجی آن را به سهولت یا مقرن به صرفه تصدیق نمود، غالباً به عنوان یک «فرآیند ویژه» در نظر گرفته می‌شود.

یادآوری ۴- این مجموعه، تمامی منابع عوامل ضروری از قبیل ابزار تولید، نیروی کار، روش‌های عملیاتی، نگهداری و غیره را شامل می‌شود.

۳-۳

تجهیزات (یا ابزار)

جزء قابل تعویض از یک ابزار تولید برای محصولات تولیدی مختلف که نمی‌توان آن را یک جزء استهلاک‌پذیر در نظر گرفت.

مثال - قالب یک ماشین تزریق،

مثال نقض - در ماشینکاری، یک ابزار برشی نمی‌تواند به عنوان جزئی از تجهیزات در نظر گرفته شود.

۴-۳

عملیات فرآیند

مرحله‌ای از فرآیند که منجر به یک وضعیت نهایی یا میانی محصول می‌شود.

۵-۳

مشخصه رواداری محصول

مشخصه کمی محصول که حدود بالا و پایین آن (استاندارد ISO3534-2) معین شده است.

فاصله پراکندگی (یا پراکندگی یک مشخصه)

فاصله ای که در آن تمامی اقلام تولید شده است.

یادآوری ۱- در جایی که فاصله پراکندگی براساس روش های آماری برآورد می شود، فاصله مرجع آن تخمین زده می شود .(ISO 3534-2)

یادآوری ۲- فاصله پراکندگی هریک از فرآیندها به همان میزان فاصله پراکندگی مشخصات تولیدی می باشد، برای مثال یک محصول با چهار مشخصه مختلف طول، عرض، ارتفاع و وزن، از منابع تغییر نظام مند^۱ (قابل کنترل) و تصادفی (غیرقابل کنترل) توسط یک ابزار تولیدی منفرد در یک فرآیند منفرد تولید شده است. در نتیجه، این عملیات با چهار فاصله پراکندگی مختلف مرتبط است.

فاصله پراکندگی ذاتی^۲ (یا پراکندگی آنی)

فاصله پراکندگی قابل مشاهده برای یک مشخصه رویت شده در اقلام تولیدی طی یک دوره، که در آن پارامترهای اجرای فرآیند از قبیل اپراتور یکسان، روش یکسان، تجهیزات یکسان، دسته ای از مواد خام همگن، دمای یکسان و غیره، متغیر نیستند.

یادآوری ۱- توزیع آماری مورد بحث، توزیع ذاتی (یا آنی) نیز نامیده می شود.

یادآوری ۲- هنگام وقوع انحراف در تنظیم فرآیند (مثل انحراف ناشی از سایش ابزار) مرسوم است که این انحراف به جای این که در برآورد پراکندگی ذاتی ادغام شود، در پراکندگی تولید لحاظ شود.

یادآوری ۳- به این فاصله پراکندگی ذاتی، به دلیل اثرات آن بر تولید در یک مقطع زمانی معین، پراکندگی آنی^۳ نیز می گویند.

یادآوری ۴- فاصله پراکندگی ذاتی هر یک از عملیات فرآیند به همان میزان فاصله پراکندگی ذاتی مشخصات تولیدی می باشد. یک محصول با چهار مشخصه مختلف طول، عرض، ارتفاع و وزن، از منابع تغییر نظام مند (قابل کنترل) و تصادفی (غیرقابل کنترل) توسط یک ابزار تولیدی منفرد در یک فرآیند منفرد تولید شده است. در نتیجه این عملیات با چهار فاصله پراکندگی مختلف مرتبط است.

یادآوری ۵- فاصله پراکندگی ذاتی همان گستره طبیعی یا باطنی^۴ می باشد.

یادآوری ۶- در برخی از صنایع، فاصله پراکندگی ذاتی «پراکندگی ابزار تولیدی» نیز نامیده می شود، ابزار تولیدی شامل ماشین و تجهیزات آن است.

1 - Systematic

2- Intrinsic

3 - instantaneous

4- Inherent

عامل ذاتی

شرایط داخلی فرآیند تولید که فاصله پراکندگی ذاتی را در برمی‌گیرد و دارای جنبه‌های متفاوتی است که هر مورد تولید شده فقط به یکی از این جنبه‌ها مربوط می‌شود.

مثال ۱ - حفره‌های یک قالب؛ هر حفره یک جنبه از عامل «حفره» را تعریف می‌کند؛ ماشین کاری در قید و بست‌ها یکسان فرض می‌شود؛ هر قید و بست یک جنبه از عامل «قید و بست» را تعریف می‌کند.

مثال ۲ - اگر دو سرعت متفاوت در طول فرآیند تولیدی که محصولات یکسان دارند، اعمال شود (در راه اندازی اول با سرعت پایین و در ادامه در راه اندازی دوم با سرعت بالا)، سرعت، عامل ذاتی محسوب نمی‌شود.

حالت فرآیند

پیکربندی خاص مجموعه‌ای کامل از عوامل ذاتی که در آن هر عامل ذاتی یکی از حالتهای خود را می‌گیرد.

مثال - به شکل ۱ مراجعه کنید.

این آماده سازی شامل شش حالت زیر است:

- حالت C1F1

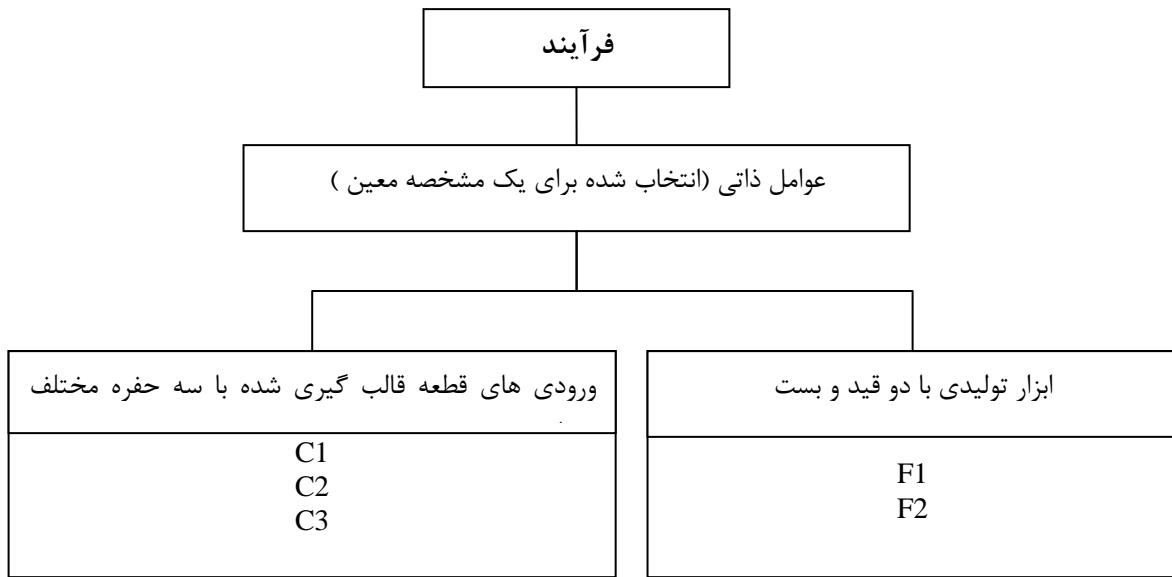
- حالت C2F1

- حالت C3F1

- حالت C1F2

- حالت C2F2

- حالت C3F2



شکل ۱- فرآیند با دو عامل ذاتی (شناسه حفره، شناسه قید و بست)

یادآوری ۱- هر حالت فرآیند، یک توزیع آماری ایجاد می کند، توزیع های آماری مرتبط با حالت های مختلف فرآیند بوده که می تواند مشابه یا متفاوت باشد.

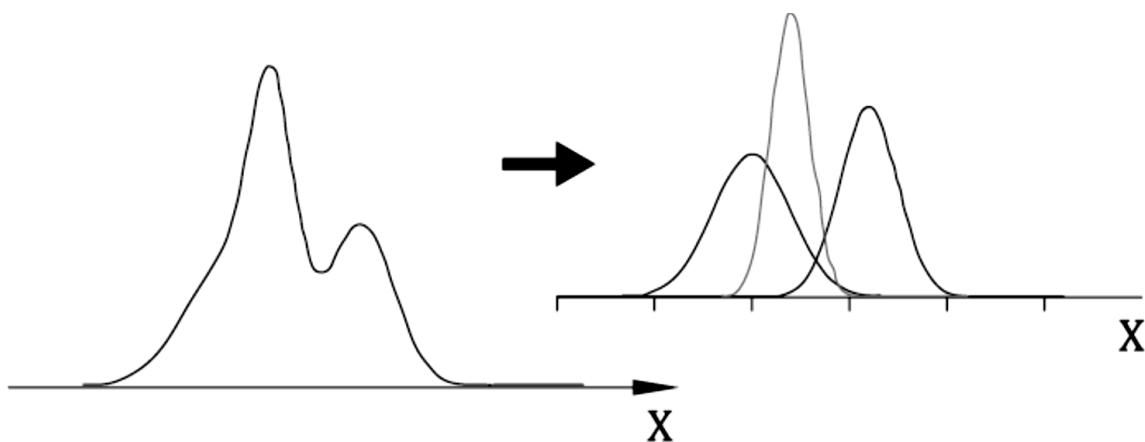
یادآوری ۲- به صورت پیش فرض برای یک فرآیند ساده، که فقط یک قطعه در یک زمان با بکارگیری تجهیزات منفرد و ورودی هایی با کیفیت یکسان تولید می کند، تنها یک حالت وجود خواهد داشت. همچنین به صورت پیش فرض از لحظه ای که چندین قطعه به طور همزمان تحت شرایط مختلف (تجهیزات مختلف، موقعیت های مختلف در تعذیه دسته ای و غیره) تولید می شوند، حالت های مختلف وجود خواهد داشت.

یادآوری ۳- اگر فرآیند تولید به طور همزمان مجموعه ای از p قطعه را به کار برد، آنگاه p حالت متفاوت می تواند وجود داشته باشد.

۱۰-۳

فرآیند (تولید) چندحالته

فرآیندی که حالت های مختلف آن، توزیع های آماری ایجاد می کند که عرض های پراکندگی و یا مکان های پراکندگی متفاوتی دارند (به شکل ۲ مراجعه کنید).



شکل ۲- مثال نشان دهنده توزیع یک فرآیند چندحالته و تجزیه آن به حالت‌هایی که هر یک، از توزیع زنگوله‌ای (گوسی) تبعیت می‌کند.

۱۱-۳

فاصله پراکندگی ذاتی محلی

فاصله پراکندگی ذاتی قابل مشاهده مربوط به یکی از حالت‌های فرآیند است.
مثال‌ها:

- فاصله پراکندگی ذاتی محلی مرتبط با حفره شماره ۵ در قالب شماره ۲
- فاصله پراکندگی ذاتی محلی در مختصات $X = 500$, $Y = 500$, $Z = 500$
- فاصله پراکندگی ذاتی محلی در سمت چپ نوار نقاله در یک مقطع زمانی معین در کوره‌های پیوسته

۱۲-۳

(فاصله) پراکندگی ذاتی کلی

فاصله پراکندگی ذاتی قابل مشاهده، به هنگام استخراج نتایج از ترکیب حالات مختلف فرآیند است.

(فاصله) پراکندگی تولید

فاصله پراکندگی قابل مشاهده برای یک مشخصه، رویت شده در اقلام تولیدی در یک دوره زمانی نمونه^۱ که در آن پارامترهای مختلف اجرای فرآیند می‌توانند تغییر کنند.

یادآوری ۱- پارامتری که در فاصله پراکندگی تولید تغییر کرده است می‌تواند به عنوان مثال :

- تغییر اپراتورها
- تنظیمات
- تغییر در دسته مواد خام و غیره باشد.

یادآوری ۲- به توزیع آماری مورد بحث، توزیع تولید می‌گویند.

یادآوری ۳- بازه زمانی تولید مشاهده شده، نمی‌تواند یک بازه ثابت و بدون تغییر باشد بلکه با توجه به نحوه استفاده شاخص‌های قابلیت، این بازه زمانی یا به صورت داخلی توسط تولیدکننده محصول و یا توسط قراردادی که بین تامین کننده و مشتری است، تعیین می‌شود.

عدم قطعیت اندازه گیری

پارامتر مربوط به نتیجه اندازه گیری، پراکندگی مقادیری که بطور منطقی می‌تواند به اندازه‌ده (کمیت مورد نظر) نسبت داده شود را مشخص می‌کند.

یادآوری ۱- پارامتر تعیین‌کننده یک فاصله کران‌دار برای نتایج حاصل از اندازه گیری که انتظار می‌رود این پارامتر کسر بزرگی از توزیع مقادیری که می‌توانند به صورت منطقی به اندازه‌ده نسبت داده شود، را در برگیرد، عدم قطعیت بسط‌یافته نامیده می‌شود.

یادآوری ۲- این استاندارد ملی بر اساس عدم قطعیت بسط‌یافته، همانند شیوه رایج، در سطح اطمینان ۹۵/۴۴٪ ارزیابی شده است.

۴ نمادها و اختصارات

در این استاندارد، نمادها و اختصارات زیر به کار می‌رود:

حد پایین مشخصه	L
حد بالای مشخصه	U
رواداری مشخص شده (U-L)	T
اصطلاح عمومی مورد استفاده به معنای عرض پراکندگی ذاتی	Di
عرض پراکندگی ذاتی کلی	Dig
تعداد حالت‌های مورد بررسی	K
اندازه نمونه (تعداد قطعات اندازه گیری شده به ازای هر حالت) که برای تمامی حالات، یکسان در نظر گرفته می‌شود.	n
اندازه کل نمونه (تعداد کل قطعات نمونه گیری شده: $N=n.K$)	N
عرض پراکندگی ذاتی محلی در حالت j	Di_j
عرض پراکندگی ذاتی هنگامی که عرض‌ها وابسته به حالت نیستند.	Dil
نیم عرض ^۱ در طرف پایین فاصله پراکندگی ذاتی محلی در حالت j (به شکل ۳ مراجعه کنید)	$Di_{l,j}$
نیم عرض در طرف بالای فاصله پراکندگی ذاتی محلی در حالت j (به شکل ۳ مراجعه کنید)	$Di_{u,j}$
نیم عرض در طرف پایین فاصله پراکندگی ذاتی محلی در حالت کوچکترین کران پراکندگی	$Di_{l,el}$
نیم عرض در طرف بالای پراکندگی ذاتی محلی در حالت بالاترین کران پراکندگی	$Di_{u,er}$
نیم عرض در طرف پایین پراکندگی ذاتی محلی در هنگامی که عرض‌ها وابسته به حالت نیستند.	Di_l
نیم عرض در طرف بالای پراکندگی ذاتی محلی در هنگامی که عرض‌ها وابسته به حالت نیستند.	Di_u
صدک ^۲ $\alpha\%$ از توزیع بدون در نظر گرفتن حالت‌های مختلف	$X_{\alpha\%}$
صدک $\alpha\%$ از توزیع در حالت j	$X_{\alpha\%,j}$

1 - half-width
2-Quantile

\bar{X}_j	میانگین حالت j
\tilde{X}_j	میانه حالت j
$\bar{\bar{X}}$	میانگین مقادیر نمونه ها، که داده های دورافتاده حذف شده اند.
Δm	دامنه مکان های انتهایی فواصل پراکندگی ذاتی محلی هنگامی که این تفاوت به طور معناداری از صفر فاصله داشته باشد.
Δm^*	مقدار حداکثر Δm قابل مشاهده هنگامی که مکان های نسبی فواصل پراکندگی ذاتی محلی مختلف در طول زمان، مستقل از یکدیگر تغییر نمایند.
Δa	مقدار دورافتادگی ¹ (که به صورت جبری بیان می شود) موقعی که داده دورافتادهای ثبت شده باشد.
۵	تجزیه و تحلیل فنی اولیه از فرآیند
۱-۵	کلیات
	تجزیه و تحلیل اولیه، به منظور تعیین عوامل ذاتی و جنبه های آن طراحی شده است، لذا حالات فرآیند که باید یافته شود را شناسایی می کند.
	برای یک عملیات فرآیند، یک سری فرضیات در مورد هر مشخصه، مستقل از این فرآیند توزیع چندمدمی ² ایجاد کند یا خیر، توصیه می شود. در صورتی که فرض بر چندمدمی بودن باشد، شناسایی حالاتی که باید یافته شوند ضروری می باشد.
۲-۵	شناسایی عوامل ذاتی
	تحلیل گر موظف است که ابتدا برای تجزیه و تحلیل های اولیه، عوامل ذاتی موثر را تعریف کند تا به عنوان منابع مختلف اقدام به ایجاد تمایز و توزیع های آماری متفاوت نماید. همچنین تحلیل گر باید احتمال جنبه های مختلف متغیرها را برای هر عامل ذاتی شناسایی شده، مشخص کند.
	مثال ها:
	- تعیین موقعیت قطعه در ارتباط با ماشین (قید و بست چند ایستگاهه، تغذیه عملیات حرارتی)،
	- وجه مشترک ماشین- محصول (قید و بسته های مختلف ، گیره های مختلف و.....)،
	- الگوهای نصب مختلف (شیارهای راهنمای، حفره های قالب ، موقعیت ها روی نوار نقاله....).

1-Amplitude of the outlier
3-Multi Modal

۳-۵ تعیین حالت‌های ویژه فرآیندها

تحلیل‌گر فرآیند باید عوامل محدودکننده مختلف (اقتصادی، سازمانی و) را ترکیب کند، بطوریکه با استفاده از آن فهرست کوتاهی تهیه کند که در آن فقط حالت‌های ویژه به عنوان نماینده حالت‌های غایی^۱ فرآیند تلقی شود.

مثال‌ها:

- برای یک فرآیند عملیات حرارتی شامل یک کوره دسته‌ای که هر تغذیه آن ۳۰۰ قطعه را در برمی‌گیرد، تحلیل‌گر فرآیند بطور مثال می‌تواند ۴ موقعیت از ۳۰۰ حالت ممکن را انتخاب کند: یکی در ورودی کوره، یکی در نزدیکی پشت کوره و دو موقعیت در حوالی مرکز کوره (یکی در مرکز بار، دیگری در بالای بار) که دانش تحلیل‌گر از کوره، زمان اثرات حالت غایی را بازگو می‌کند.

- در فرآیند ماشین‌کاری سرسیلندر که ۴۰۰ قید و بست (موقعیت دهنده) در آن استفاده می‌شود، تحلیل‌گر فرآیند تنها می‌تواند ۶ قید و بست را انتخاب کند. بر اساس تجزیه تحلیل بررسی‌های هندسی انجام شده در این قید و بست‌ها (عيوب مربوط به پایه‌های نگهدارنده، عیوب مربوط به کیفیت گیره و...)، تحلیل‌گر باید یک مجموعه از وقایع مرتبط با این بررسی‌ها (موارد غایی که در صورت امکان با موارد میانی ترکیب شده باشد) را انتخاب کند.

یک عملیات فرآیند می‌تواند مشخصه‌های قابل مشاهده متفاوتی به وجود آورد. این مشخصه‌ها غالباً در حالت‌های مختلف فرآیند به صورت متفاوت تحت تاثیر قرار می‌گیرند. این موضوع می‌تواند تحلیل‌گر را در انتخاب حالت‌ها، بر اساس گروه بندی‌های مشخصات راهنمایی کند.

در اینجا تحلیل‌گر باید بین گزینه‌ها برای انتخاب حالت‌ها داوری کند. این انتخاب باید دانش مورد نیاز فرآیند را در بر بگیرد تا به تجزیه و تحلیل علت ریشه‌ای که به عنوان گامی در ایجاد سامانه ردیابی فرآیند است، منجر شود.

در این مرحله ابتدایی، هنگام انتخاب طرح نمونه‌گیری ، تعداد حالت‌های از قبل درنظر گرفته شده، می‌تواند بازنگری شود. هدف این است که بهترین موازنۀ بین تعداد حالت‌های مورد بررسی و سطح آگاهی^۲ نسبت به هر یک از این حالت‌ها تعیین شود.

به مثال‌های پیوست الف مراجعه کنید.

1- Extreme

2- Quality Of The Knowledge

۱-۶ سیستم اندازه‌گیری

صرف نظر از اینکه چه مشخصه و فرآیندی تعیین صلاحیت می‌شود، ابتدا باید انطباق عدم قطعیت اندازه‌گیری با اهداف از پیش تعیین شده قابلیت که تعیین کننده حداکثر پراکندگی ذاتی کلی مجاز است، تصدیق شود.

برای این منظور برآورد عدم قطعیت اندازه‌گیری با در نظر گرفتن منابع متعدد خطا مانند تکثیرپذیری، تکرارپذیری، خطای اربیبی و غیره اجرا می‌شود.

این مرحله را می‌توان با استفاده از راهنمای بیان عدم قطعیت در اندازه‌گیری^۱ و مجموعه استانداردهای ملی ایران به شماره ۷۴۴۲، تعیین کرد. تحلیلگران می‌توانند رویکردی برای برآورد عدم قطعیت اندازه‌گیری مانند استاندارد ملی ایران به شماره ۱۱۵۰۲ قسمت هفتم یا راهنمای MSA (تجزیه و تحلیل سیستم اندازه‌گیری) انتخاب کنند.

در راستای تعیین صلاحیت فرآیند، عدم قطعیت اندازه‌گیری باید بیش از حد، بالا باشد. عدم قطعیت بیش از اندازه در هر یک از برآوردهای پراکندگی‌های محصول واقعی به طور معناداری تاثیر می‌گذارد که این باعث می‌شود تشخیص تفاوت بین حالت‌های فرآیند سخت شود.

یک پیش نیاز ضروری این است که عدم قطعیت بسط یافته باید کم باشد. برای مثال کمتر از یک ششم حداکثر مقدار قابل قبول پراکندگی ذاتی کلی، تا اطمینان حاصل شود که قضایت درمورد ابزار تولیدی بیش از حد اربی^۲ نباشد.

۲-۶ تعریف طرح نمونه‌گیری برای برآورد پراکندگی ذاتی کلی

طرح نمونه‌گیری توسط تعداد N قطعه که باید اندازه‌گیری شوند، تعیین می‌شود. در اکثر موارد N حدود ۳۰ یا ۵۰ در نظر گرفته می‌شود. به منظور از بین بردن هرگونه اربیبی مرتبط با زمان، N قطعه تا حد امکان باید تحت شرایط یکسان تولید گرددند (بدیهی است شامل تعویض حالت‌ها نیست) که این به معنای بازه زمانی کوتاه است.

تعداد حالت‌هایی که بررسی می‌شود با K نشان داده می‌شود. عدد K نسبت به عدد اولیه‌ای که در تحلیل مقدماتی در نظر گرفته شده، می‌تواند متفاوت باشد، در صورتی که N اغلب تحمیل می‌شود. برای هر حالت، اندازه نمونه باید یکسان و مساوی n باشد. مقدار n تحت هیچ شرایطی نباید کمتر از ۳ باشد (عموماً مقدار ۵ استفاده می‌شود). N از حاصل ضرب k^{n^*} به دست می‌آید.

اگر فرآیند تولید به طور همزمان شامل مجموعه‌ای از محصولات باشد، در این حالت برای قطعات تولیدشده در چرخه‌های مختلف تولید در جایی که فقط خروجی‌های یکی از حالات انتخاب شده مورد مطالعه قرار گرفته

باشد، یک نمونه کفایت می کند. از آنجا که اندازه نمونه n در نظر گرفته شده، n کمپین^۱ اندازه گیری با k اندازه گیری در هر کمپین وجود خواهد داشت.

مثال - در مورد عملیات حرارتی کوره تغذیه دسته ای، برای صحه گذاری پراکندگی ذاتی، $n=6$ قطعه در هر تغذیه از $k=5$ تغذیه مختلف نمونه برداری خواهد شد. نمونه ای از ۵ قطعه با استفاده از قطعات نمونه برداری شده از موقعیت مشابه در کوره اما از ۵ تغذیه مختلف، کنار هم قرار می گیرند. ۲ نمونه از لبه های تغذیه اما از موقعیت های مخالف، به اضافه ۲ نمونه از مرکز تغذیه و ۲ نمونه از یک موقعیت میانی گرفته خواهد شد. در جایی که فرآیند شامل تغذیه های بزرگ ویژه است، تحلیل گر می تواند تعداد نمونه های زیاد اما از تعداد تغذیه های کمتر (قطعه بر نمونه) انتخاب کند.

یادآوری - تعریف طرح نمونه برداری برآورد پراکندگی تولید (به استاندارد ISO 3534-2 مراجعه کنید).

زمانی که پراکندگی ذاتی کلی برآورده شد، گام بعدی شناسایی حالت های فرآیند منجر به توزیعی است که عرض ها یا مکان های پراکندگی غایبی را ارائه می نماید. این حالت ها به عنوان پایه ای برای تخمین پراکندگی تولید به کار خواهد رفت.

مثال - در مورد یک کوره پیوسته که قطعات متعدد را به صورت موازی عملیات حرارتی می کند یا در یک کوره عملیات حرارتی تغذیه دسته ای، اولین گام صحه گذاری پراکندگی ذاتی است. این تنها در زمانی امکان پذیر می شود که پراکندگی ذاتی صحه گذاری شده باشد تا در صورت لزوم، پراکندگی تولید را صحه گذاری کند. تعریف نمونه برای صحه گذاری پراکندگی تولید در واقع به نتایج ثبت شده در طی مرحله صحه گذاری پراکندگی ذاتی بستگی دارد.

۷ برآورد پراکندگی ذاتی کلی و محاسبه شاخص های عملکرد ماشین

۱-۷ کلیات

پراکندگی ذاتی کلی از ترکیب پراکندگی های ذاتی محلی متشکل از مکان ها و عرض های آنها است. همچنین این امکان وجود دارد که یک مقدار تشخیص داده شده، یک نقطه دور افتاده باشد. پس می توان نتیجه گرفت که پراکندگی ذاتی کلی هنوز دارای یک اثر فیزیکی واقعی است.

هر پراکندگی ذاتی محلی مرتبط با یک حالت معین توسط گرایش (مکان) مرکزی و عرضش تعریف می شود، این امکان را فراهم می کند که کران های بالا و پایین پراکندگی ذاتی محلی هر حالت تعریف شود. بهتر است برای هر حالت نشان گذاری شده با z ، برآورد کننده های زیر محاسبه شود :

- مکان کران پایین پراکندگی محلی ذاتی در حالت z : $X_{0,135\%,j}$;

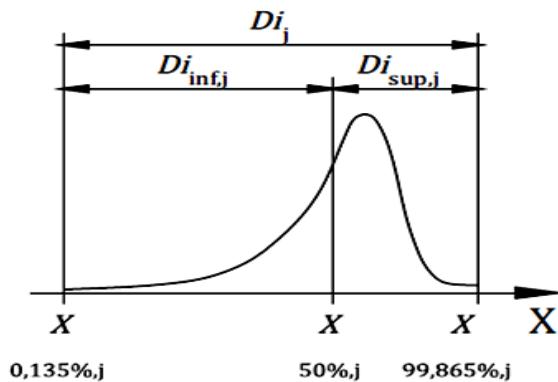
- مکان کران بالای پراکندگی محلی ذاتی در حالت z : $X_{99,865\%,j}$;

- عرض پراکندگی ذاتی محلی را تعیین می کند، $Dij = X_{99,865\%,j} - X_{0,135\%,j}$;

- نیمه عرض های پراکندگی :

- کران پایین پراکندگی ذاتی محلی ، $Di_{l,j} = X_{50\%,j} - X_{0,135\%,j}$

- کران بالای پراکندگی ذاتی محلی ، $Di_{u,j} = X_{99,865\%,j} - X_{50\%,j}$



شکل ۳- پارامتر های تخمین زده شده برای هر حالت در رابطه با هر پراکندگی ذاتی محلی

فرآیند چندحالته باید قبل از تعیین شاخص های قابلیت مربوط به پراکندگی آنی کلی به مجموعه ای از حالت ها تفکیک شود (شاخصی برای پراکندگی آنی کلی در دسترس نیست).

به منظور دستیابی به این تفکیک پذیری، ابتدا باید بررسی شود هیچ دورافتادگی که باعث اختلال در برآوردهای بعدی گردد، وجود نداشته باشد. سپس عرض های پراکندگی های ذاتی محلی باید قبل از مقایسه مکان هایشان برآورد شوند. آزمون فرضیه آماری برای این مرحله مقایسه متقابل^۱ انجام می شود.

آزمون های آماری به کار رفته در این استاندارد به صورت پیش فرض سطح معنی داری ۵٪ را مورد استفاده قرار می دهد. سطح معنی داری ۵٪ معادل ریسک رد اشتباه فرضیه است.

اگر مقدار محاسبه شده آماری بزرگتر از مقدار جدول در سطح معنی داری ۵٪ باشد، آنگاه فرضیه رد شده در غیر این صورت پذیرفته می شود.

۲-۷ تصدیق در غیاب دورافتادگی ها در مجموعه نتایج اندازه گیری شده

برای هر نمونه برداشته شده در یک حالت فرآیند، یک آزمون گراب^۱ برای دورافتادگی ها به کار می رود (به پیوست ب مراجعه کنید) و سپس برای بار دوم در مجموعه کامل داده ها تکرار می شوداما در مجموعه کامل داده ها (همه حالات جمع آوری شده فرآیند).

اگر یک دورافتادگی تشخیص داده شود، باید از نمونه حذف گردد، سپس آزمون گراب دوباره تکرار و در صورت لزوم باز هم تکرار می شود تا زمانی که هیچ دورافتادگی دیگری تشخیص داده نشود. باید مراقب بود که بیشتر از یک سوم داده ها در فرآیند حذف نشود.

نتایج این آزمون گراب برای دورافتادگی ها هر چه که باشد، مهم این است که مسئله ای برای مجموعه کل مقادیر همه نمونه ها ایجاد نمی کند؛ در عوض، تجزیه و تحلیل ادامه یابد.

هر بار که یک دورافتادگی تشخیص داده شد، تعیین می شود که دورافتادگی ناشی از کدام موارد زیر بوده است:

- خطای رونویسی^۲ داده

- خطای اندازه گیری

- واقعیت فیزیکی^۳

با توجه به موضوع (به ترتیب):

الف) در صورتی که دورافتادگی یک خطای رونویسی داده باشد: اگر مقدار اصلی مورد نظر شناخته شده باشد، باید مقدار دورافتاده جایگزین شود. در غیر این صورت قانون زیر (ب) به کار می رود.

ب) در صورتی که دورافتادگی یک خطای اندازه گیری باشد: اگر قطعه مربوطه بتواند اندازه گیری مجدد شود، بنابراین مقدار دور افتاده باید با نتیجه جدید اندازه گیری جایگزین شود؛ در غیر این صورت مقدار مورد نظر باید حذف شود. علاوه بر این، باید فرآیند اندازه گیری قابل اطمینان شود.

ج) در صورتی که دورافتادگی یک واقعیت فیزیکی باشد: اول، تاثیر دورافتادگی با محاسبه تفاوت بین مقدار دورافتادگی و میانگین دیگر مقادیر برای حالت مورد نظر برآورد می شود. این تفاوت با نماد Δa نشان داده می شود. دوم، این مقدار دور افتاده از عملیات آماری مرتبط با پراکندگی ذاتی محلی (عرض و مکان) حذف می شود، با این وجود، در پایان، در برآورد پراکندگی ذاتی کلی ترکیب می شود.

1 - Grubbs test

2 - transcription error

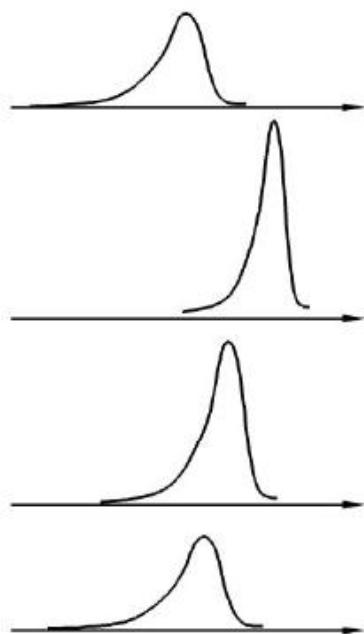
3 - Physical reality

اگر آزمون، دورافتادگی های متعدد مرتبط با یک واقعیت فیزیکی را آشکار سازد، در این حالت تجزیه و تحلیل پیشرفته تری نیاز است تا به علل دورافتادگی ها رهنمون شده و جهت برآورد پراکندگی ذاتی کلی در وضعیت مناسبی قرار گیرد.

۳-۷ تعیین عرض های پراکندگی های ذاتی محلی

عرض پراکندگی ذاتی برای هر حالت فرآیند بر اساس داده های هر یک از نمونه های گرفته شده (از طریق فاصله مرجع آن) برآورد می شود. این عرض به دو نیم عرض (بالا و پایین) تفکیک می شود که در صورت نامتقارن بودن توزیع ها، می توانند متفاوت باشند (به شکل ۴ مراجعه کنید).

با توجه به نوع مشخصه مورد تجزیه و تحلیل، بهتر است یک توزیع اولیه به داده ها تخصیص یابد. همان مشخصه از یک فرایند تولید معین بدون توجه به حالت فرآیند برای تسهیم همان توزیع در نظر گرفته می شود.



شکل ۴- مثال هایی از توزیع های حالت

این انتخاب های توزیع تحت آزمون نیکوئی برازش^۱ قرار نمی گیرند، اندازه n هر نمونه معمولاً خیلی کم است. بنابراین انتخاب ها بر اساس نوع مشخصه مورد تجزیه و تحلیل و تجربه تحلیل گران انجام می شود. مثال ها :

- توزیع نرمال برای یک مشخصه ابعادی ؛
- توزیع ری لی^۲ ، توزیع غیر یکنواخت، توزیع وایبال^۳ یا توزیع گالتون (نرمال لگاریتمی نامتقارن) ^۱ برای یک مشخصه هندسی ؛

1 - Goodness of fit

2 - Rayleigh

3 - Weibull

- توزیع گالتون برای یک مشخصه تعریف شده به عنوان وزن ناخالصی در یک محلول

بنابراین عرض پراکندگی ذاتی محلی D_{ij} . برای هر حالت فرایند Z تخمین زده می‌شود. بنابراین تخمین‌های متفاوت متنوع، که هر یک مربوط به یک حالت فرآیند است، مقایسه متقابل می‌شود. هدف، پاسخ به این پرسش است که، «آیا می‌توان (با یک ریسک مشخص) قبول کرد که عرض‌های پراکندگی ذاتی محلی بدون توجه به حالت فرآیند در نظر گرفته شده یکسان هستند؟» برای پاسخ به این پرسش، پیشنهاد می‌شود، اگر بیش از دو حالت فرآیند وجود داشته باشد، با استفاده از آزمون بارتلت^۲، یا اگر فقط دو حالت فرایند وجود داشته باشد با آزمون فیشر، واریانس‌ها مقایسه متقابل شوند (به پیوست الف مراجعه کنید).

اگر این فرضیه را بتوان پذیرفت، همه عرض‌های پراکندگی ذاتی محلی، برابر با مقداری در نظر گرفته می‌شود که بر اساس سامانه ارائه شده در پیوست ب به دست می‌آیند، اگر این فرضیه را نتوان پذیرفت، دو حالت امکان پذیر خواهد بود :

- شناسایی علت تفاوت و حذف این علت از فرآیند تولید، که در این حالت ترتیبات قبلی، به صورت جزئی و یا کامل، با توجه به علت پیشنهادی، بهتر است تکرار شود (برای مثال سر سیلندر).

- پذیرش این علت به عنوان این که در فرآیند تولید، ذاتی شود که در این صورت ممکن است چند پراکندگی ذاتی محلی مختلف (که همگی در اثر همان علت سهیم هستند) ترکیب شوند و یا نشوند. بنابراین امکان تعریف عرض‌های پراکندگی حفظ شده قطعی نهایی با ارائه یک فاصله اطمینان محدودتر فراهم می‌گردد. (به مثال طرح شده در پیوست الف-۲ مراجعه کنید).

یادآوری ۱- پیوست ب، حدود مرسوم در آزمون بارتلت را ارائه می‌دهد.

یادآوری ۲- آزمون بارتلت می‌تواند توسط آزمون لوین^۳ تقلیل یافته و جایگزین شود.

۴-۷ تعیین مکان‌های پراکندگی‌های ذاتی محلی

تا زمانی که تحلیلگر، عرض‌های این پراکندگی‌ها را تعیین نکرده، تجزیه و تحلیل مکان‌های پراکندگی‌های ذاتی محلی نباید اجرا شود و اگر این عرض‌ها نابرابر تلقی شود، منجر به بررسی‌هایی در فرآیند خواهد شد.

مکان پراکندگی ذاتی محلی $Z_{50\%}$ برای هر حالت فرآیند، بر اساس داده‌های هر یک از نمونه‌های برداشته شده (از طریق میانگین \bar{X} خود و یا میانه \tilde{X} خود)، برآورده می‌شود. به طور پیش‌فرض، این مکان از طریق میانه برآورد می‌شود، اما هنگامی که توزیع متقارن یا نزدیک به متقارن باشد، باید میانگین به عنوان برآورد کننده مکان، نسبت به میانه ارجحیت داده شود.

1 - Galton distribution (log-normal off-centered)

2 - Bartlett

3 - Levene 's test

اگر و تنها اگر عرض های پراکندگی های محلی یکسان تلقی شود، برآوردهای مختلف مکان، هر کدام در رابطه با یک حالت فرآیند، مقایسه متقابل می شوند. در غیر این صورت، اگر بیش از دو حالت فرآیند وجود داشته باشد، برآوردهای مکان مقایسه متقابل نمی شوند.

اگر مکان های فواصل پراکندگی با اجرای آزمون نیکویی برازش مقایسه گردد، هدف از این آزمون پاسخ به این سوال است که «آیا می توان (در یک سطح معناداری مشخص) پذیرفت که مکان های پراکندگی های ذاتی محلی، صرف نظر از حالت فرآیند مورد بررسی، یکسان هستند؟»

برای پاسخ به این سوال، استفاده از موارد زیر توصیه می شود:

- اگر بیش از دو حالت درگیر بوده، و واریانس های حالت ها برابر برآورد شده باشند، آزمون F به کار می رود.
- اگر تنها دو حالت درگیر بوده و واریانس های برآورد شده حالت ها:
 - برابر باشند، آزمون t
- متفاوت باشند، آزمون اسپین-ولج¹ (آزمون t با واریانس های نابرابر، آزمون t جفتی هم نامیده می شود)

پیوست ب، این آزمون ها و محدودیت های استفاده از آن ها را توضیح می دهد.

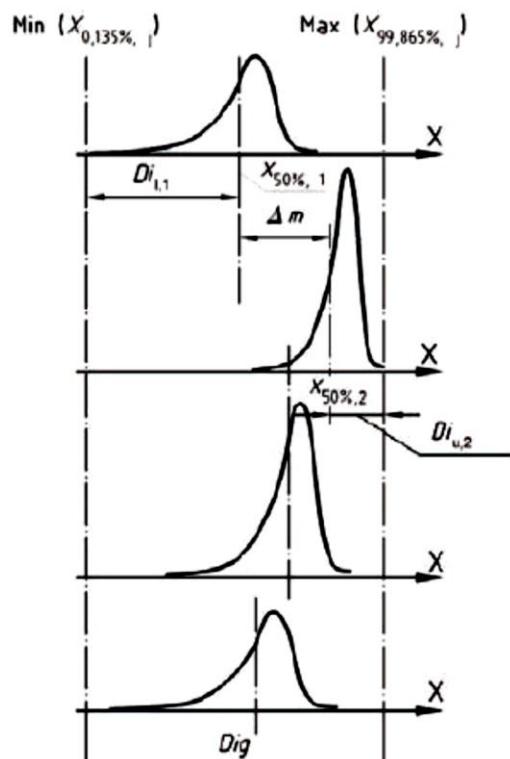
اگر این فرضیه را بتوان پذیرفت، همه مکان های پراکندگی ذاتی محلی برابر با میانگین در نظر گرفته می شوند، در این حالت، اختلاف بین مکان های فاصله پراکندگی محلی برابر با صفر در نظر گرفته می شود ($\Delta m=0$).

اگر این فرضیه را نتوان پذیرفت، بهتر است تحلیلگر جهت برآورد دامنه مکان های غایی فواصل پراکندگی ذاتی محلی (Δm)، به ترکیب اختلافات مشاهده شده بین میانگین های غایی یا میانه های غایی بپردازد.

اگر فرضیه مکان های برابر آزموده نشده باشد (بیش از دو حالت و واریانس های نابرابر)، دامنه مکان های غایی فواصل پراکندگی ذاتی محلی (Δm) برابر با دامنه مکان های غایی این حالت ها در نظر گرفته می شود.

۵-۷ پراکندگی ذاتی کلی: نوع و برآورد

پراکندگی ذاتی کلی مربوط به دامنه تحت پوشش تمام پراکندگی های ذاتی محلی ترکیب شده با هم است (عرض ها و مکان ها)، به علاوه اثر هر دورافتادگی که دارای یک واقعیت فیزیکی می باشد (به شکل ۵ مراجعه کنید).



شکل ۵ - تصویر توزیع ذاتی کلی بر اساس توزیع های ذاتی محلی

نتایج همگنی عرض ها و مکان های پراکندگی های ذاتی محلی، که از طریق بخش های قبلی به دست آمد، می تواند در تعیین نوع پراکندگی ذاتی کلی که با فرایند تولید همخوانی دارد، مورد استفاده قرار بگیرد.

در مواردی که مکان های فواصل پراکندگی محلی به عنوان اختلاف برآورده شود ($\Delta m \neq 0$)، بهتر است تجزیه و تحلیل جهت دهی شود. برای تصمیم این که آیا این اختلاف Δm دارای تغییر سریع است یا بر عکس، انتظار می رود که در طول زمان پایدار باقی بماند. این تجزیه و تحلیل بر چگونگی محاسبه شاخص های قابلیت، تأثیر خواهد گذاشت.

انواع مختلف پراکندگی ذاتی کلی در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱- تعاریف انواع مختلف پراکندگی ذاتی کلی

تصویر	نوع پراکندگی ذاتی کلی تولید	برآورد اختلافات بین مکان های پراکندگی های ذاتی محلی (Δm)	عرضهای پراکندگی های ذاتی محلی (D_{ij})	نوع فرآیند
	به استاندارد ملی ایران شماره ۱۱۵۰۲- قسمت سوم مراجعه کنید	$\Delta m=0$	برابر	
	نوع ۱	$\Delta m \neq 0$ و ثابت فرض می شود	برابر	تک مدی ^۱
	نوع ۲	$\Delta m \neq 0$ و متغیر فرض می شود		
	نوع ۳	$\Delta m=0$		
	نوع ۴	$\Delta m \neq 0$ و ثابت فرض می شود	متفاوت	چندمدی
	نوع ۵	$\Delta m \neq 0$ و متغیر فرض می شود		

یادآوری - تصاویر این جدول توزیع های دو حالت غایی و در موارد مقتضی، واریانس های آن ها (اختلافات متغیر در مکان) را نشان می دهد.

کران های فواصل پراکندگی ذاتی محلی باید در هر دو طرف پایین و بالا، به منظور تعریف حالت پایین ترین عملکرد در هر طرف (که در طرف پایین با g و در طرف بالا با d نشان داده شده است)، مقایسه متقابل شود.

اگر هیچ دورافتادگی دارای یک اثر فیزیکی واقعی، وجود نداشته باشد، پراکندگی ذاتی کلی برابر است با فاصله بین کران پایینی غایی سمت چپ و کران بالایی غایی سمت راست (مکان های چپ غایی و راست غایی مربوط به نقاط $X_{0,135\%,j}$ و $X_{99,865\%,j}$).

اگر یک دورافتادگی دارای یک اثر فیزیکی واقعی وجود داشته باشد، مقدار Δa باید در برآورد پراکندگی ذاتی کلی ترکیب شود.

دو گزینه وجود دارد :

- دورافتادگی Δa تنها در یک جهت می تواند اتفاق بیفتد که در این صورت:

- اگر Δa منفی باشد، باید قدر مطلق آن فقط به همه مقادیر $D_{i,j}$ اضافه شود،

- اگر Δa مثبت باشد، باید فقط به همه مقادیر $D_{i,j}$ اضافه شود،

- دورافتادگی Δa می تواند در دو جهت اتفاق بیفتد، که در این صورت:

- مقدار قدر مطلق Δa باید به همه مقادیر $D_{i,j}$ و همه مقادیر $D_{i,j}$ اضافه شود.

این عمل عرض های پراکندگی های ذاتی محلی هر حالت را اصلاح می کند : $D_{i,j} = D_{i,j} + D_{i,j}$. این برآوردهای جدید باید در محاسبه شاخص های قابلیت لحاظ شوند.

۶-۷ محاسبه شاخص های قابلیت P_m و P_{mk}

برآوردهای شاخص های قابلیت فرآیند چند حالت، بدون به تصویر کشیدن همه حالت های کامل آن نمی تواند کلی^۱ شود. از این رو این شاخص ها به یک اندازه به حالت های غایی بستگی دارند.

امروزه استانداردها حول محور دو نوع شاخص می چرخند (به استاندارد ملی ایران شماره ۱۱۵۰۲، قسمت اول مراجعه کنید):

- شاخص های بالقوه که عرض پراکندگی را با عرض حدود رواداری ها (یعنی فاصله رواداری) مقایسه می کند،
یعنی P_m

- شاخص هایی که همچنین مکان پراکندگی را لحاظ می کند یعنی P_{mk} .

جدول ۲ - محاسبه شاخص های قابلیت

نوع پراکندگی ذاتی کلی تولید	برآورده P_p یا P_m با توجه به نوع مشاهدات فرآیند تولید	برآورده P_{mk} و P_{pkl} با توجه به نوع مشاهدات فرآیند تولید
نوع ۱ $\Delta m \neq 0$ ثابت است. عرض های محلی D_i برابرند.	$P_{mk,u} = \frac{U - \max(X_{50\%,j})_{1 \leq j \leq k}}{D_i_u}$	$\frac{T - \Delta m}{D_i_l + D_i_u}$
نوع ۲ $\Delta m \neq 0$ متغیر است. عرض های محلی D_i برابرند	$P_{mk,l} = \frac{\min(X_{50\%,j})_{1 \leq j \leq k} - L}{D_i_l}$	$\frac{T}{D_i_l + D_i_u + \Delta m^*}$
نوع ۳ $\Delta m = 0$ عرض های محلی D_i نابرابرند	$P_{mku} = \frac{U - X_{50\%}}{\max(D_i_{u,j})_{1 \leq j \leq k}}$ $P_{mkl} = \frac{X_{50\%} - L}{\max(D_i_{l,j})_{1 \leq j \leq k}}$	$\frac{T}{\max(D_i_j)_{1 \leq j \leq k}}$
نوع ۴ $\Delta m \neq 0$ ثابت است. عرض های محلی D_i نابرابرند.	$P_{mku} = \frac{U - \max(X_{50\%,j})_{1 \leq j \leq k}}{\max(D_i_{u,j})_{1 \leq j \leq k}}$	$\frac{T - \Delta m}{D_i_{l,el} + D_i_{u,er}}$
نوع ۵ $\Delta m \neq 0$ متغیر است. عرض های محلی D_i نابرابرند	$P_{mku} = \min(P_{mku,j})_{1 \leq j \leq k}$ where $P_{mku,j} = \frac{U - X_{50\%,j}}{D_i_{u,j}}$ $P_{mkl} = \min(P_{mkl,j})_{1 \leq j \leq k}$ where $P_{mkl} = \frac{X_{50\%,j} - L}{D_i_{l,j}}$	$\frac{T}{\max(D_i_{l,j})_{1 \leq j \leq k} + \max(D_i_{u,j})_{1 \leq j \leq k} + \Delta m^*}$
<p>Δm^* هنگامی که مکان های مربوط به پراکندگی های ذاتی محلی مختلف متعدد در نظر گرفته می شوند تا مستقل از هم در طی زمان تغییر کنند، ممکن است اختلاف Δm مشاهده شده در محاسبه P_m دست بالا گرفته شود. این دست بالا گرفتن توسط تحلیل گران فرآیند که از تجربه شان جهت ارزیابی بیشترین Δm مواجه شده استفاده می کنند، تعریف می شود. این انحراف به وسیله نماد Δm^* نشان داده می شود.</p>		

۷-۷ آستانه های پذیرش شاخص های عملکرد دستگاه

شاخص های عملکرد دستگاه، قابلیت فرآیند و عملکرد فرآیند اهدافی دارند که مطابق معیارهای مختلف و متنوعی تنظیم می شود:

- دلایل این که پراکندگی های برآورد شده طی تجزیه و تحلیل منجر به رشد و کمی کردن بهبود^۱ احتمالی شوند (هدف این است که مطمئن شویم همه محصولات طی مدت طولانی منطبق با مشخصات خواهد ماند)،
- مشکلاتی که در تلاش برای بازگرداندن پراکندگی ذاتی کلی به حالت اصلی خود، به وجود آمده اند؛
- درجه انطباق ضمانت شده بر اساس میزان اهمیت مشخصه درانتظارات مشتری؛
- سیاست اتخاذ شده برای تعیین فاصله رواداری.

آستانه های پذیرش مورد استفاده می تواند کیفیت برآورده شده های آماری با ترکیب اندازه نمونه های مورد استفاده در تعیین حالت ها، یا حتی در صورت امکان اندازه نمونه کامل را به حساب آورد (استاندارد ملی ایران به شماره ۱۱۵۰۲، قسمت دوم مراجعه کنید).

درک تفاوت بین شاخص های هدف عملکرد دستگاه و آستانه پذیرش مهم است.

با این حال، در این مرحله، مفید است که تاکید شود، هنگامی که یک شاخص عملکرد دستگاه با استفاده از نمونه ای که اندازه آن به عنوان مثال ۳۰ است محاسبه می شود، شاخص عملکرد دستگاه P_m با \widehat{P}_m برآورد می شود. اگر یک فاصله اطمینان ۹۵٪ از شاخص عملکرد دستگاه (P_m) محاسبه شود، بنابراین با یک اندازه نمونه ۳۰ P_m ، شاخص عملکرد دستگاه فاصله ای بین مثبت و منفی ۲۶٪ مقدار برآورد شاخص عملکرد دستگاه (P_m مقدار محاسبه شده) در اطراف همان مقدار را در بر می گیرد.

بنابراین توصیه می شود حداقل از ۳۰ قلم محصول به منظور کمینه کردن ریسک، هم زمان با حفظ تعداد کمی از اندازه گیری های قبل اعمال استفاده گردد. به همان میزان که تعداد حالت ها افزایش می یابد، تعداد اقلام تولید شده نیز باید افزایش یابد.

پیوست الف

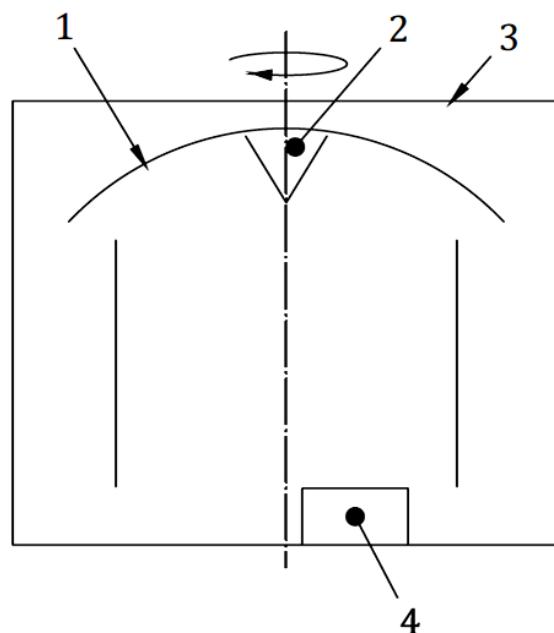
(آگاهی دهنده)

حالتهای تعیین صلاحیت یک فرآیند در حال عملیات

الف- ۱ تعیین صلاحیت یک فرآیند در حال عملیات با استفاده از یک محفظه خلاء

الف- ۱-۱ بررسی اجمالی فرآیند

اصول راهنمای پردازش قطعات در یک محفظه خلاء در شکل الف - ۱ نشان داده شده است. تفنج های تزریق، ماده ای را بر روی محصولات متصل به یک محفظه دوار که موقعیت های مشخصی دارند، می پاشند.



راهنمای:

- زنگوله دوار
- محفظه خلاء
- منتشر کننده
- تبخیر کننده پوشش

شکل الف-۱- نقشه ساده اصول تجهیزات سیستم پوشش دهنده

انواع پاسخهای متفاوت از قبیل ضحامت پوشش، معیار های ظاهری چشمی و غیره اندازه‌گیری می‌شوند. محصولات مدنظر قرار گرفته برای انجام عملیات روی یک محفظه شیشه ای^۱ قرار می‌گیرد. شیشه محفظه‌ای در سراسر فرآیند با یک سرعت دورانی ثابت می‌چرخد. فرآیند با یک سیستم خودکار کنترل می‌شود. یک زنگوله دوار به طور متوسط شامل ۱۵۰ ممحول است.

الف-۲-مشخصه مورد نظر برای تجزیه و تحلیل و تعیین آستانه

این مثال روی یک مشخصه منفرد، ضحامت پوشش مواد، تمرکز می‌کند، که بر حسب میکرون اندازه گیری می‌شود و فاصله رواداری مشخص شده پس از عملیات، بین ۴۵ تا ۲۵ میکرون است.

در این مثال عددی، سیستم بازرگانی دارای عدم قطعیت بسط یافته ۱ می‌باشد.
هدف تعیین شده برای قابلیت ابزار تولید بیش از ۱۳۳ است.
عدم قطعیت بسط یافته کمتر از $2.5 = \frac{1}{1.33} / 6$ است.

الف-۳-عوامل ذاتی

یک عامل منفرد ذاتی برای این عملیات شناسایی شده عبارت از موقعیت محصول در محفظه شیشه ای است. با توجه به این که ۱۵۰ موقعیت ممکن موجود است، ۱۵۰ حالت وجود دارد.
این امر منجر به سوال زیر می‌شود: «آیا موقعیت قطعه در محفظه دوار یک عامل مؤثر (بر میانگین و یا پراکندگی) می‌باشد؟»

الف-۴-حالات های فرآیند

تحلیلگر فرآیند، انتخاب تنها سه حالت از این ۱۵۰ حالت را پیشنهاد می‌کند.
حالات های فرآیند انتخاب شده عبارت است از:
- محصول در مرکز محفظه، در موقعیت ۱ (حالت C) قرار گرفته باشد.
- محصول به طور متوسط بر روی محفظه در موقعیت ۵۰ (حالت I) قرار گرفته باشد.
- محصول در موقعیت محیط بیرونی محفظه، در موقعیت ۱۴۵ (حالت P) قرار گرفته باشد.
هر یک از این حالات، فرض شده که به طور نرمال توزیع شده باشد.

الف-۱-۵ طرح نمونه گیری

طرح نمونه گیری زیر به کار برده می شود.

بیش از ۱۰ چرخه تولید متوالی بر روی ۱۵۰ محصول، قطعات در هر چرخه از موقعیت های شناسایی شده نمونه برداری می شوند؛ یعنی سه قطعه در هر چرخه برای تشکیل ۱۰ نمونه.

یادآوری- مهم است که نمونه را با حالت اشتباه نگیرید. چرا که تحلیلگر نباید در طی یک چرخه یکسان، ۱۰ قطعه از پیرامون بیرونی محفظه نمونه بگیرد، زیرا به معنی ارزیابی نوسانات بین چرخه ای که برای برآورد مورد نظر می باشند، نیست.

الف-۱-۶ اندازه گیری های به دست آمده

جدول الف-۱- اندازه گیری های به دست آمده

نمونه ها			چرخه
حالت C	حالت I	حالت P	
۳۵,۶	۳۱,۵	۲۶,۳	۱
۳۵,۱	۳۲,۳	۲۵,۸	۲
۳۶,۳	۳۰,۰	۲۷,۳	۳
۳۷,۴	۳۲,۴	۲۸,۱	۴
۳۶,۰	۳۱,۳	۲۶,۹	۵
۳۵,۵	۳۱,۱	۲۶,۴	۶
۳۶,۶	۲۹,۴	۲۷,۴	۷
۳۷,۳	۲۹,۶	۲۶,۵	۸
۳۵,۹	۳۱,۵	۲۷,۷	۹
۳۷,۹	۳۲,۵	۲۴,۷	۱۰

الف-۷-۱ تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از کمپین اندازه گیری

الف-۷-۱-۱ غربالگری دورافتادگی ها

آزمون گراب^۱ برای نقاط دورافتاده روی سه نمونه فرعی ۱۰ تایی و در کل روی هم ۳۰ تایی انجام می شود. برای نمونه های فرعی ۱۰ تایی، مقدار بحرانی آماره آزمون گراب، در سطح معنی داری ۵٪ برابر ۲,۲۸۹۹۴۷ و مقادیر محاسبه شده آماره آزمون گراب که برای هر نمونه فرعی ۱۰ تایی محاسبه شده اند، ۲,۰۱۶ و ۱,۵۳۹ و ۱,۶۷۱ هستند.

در میان مجموعه کامل داده های اندازه گیری ۳۰ تایی، در سطح معنی داری ۵٪، مقدار بحرانی آماره آزمون گراب، برابر ۲,۹۰۸ (مقدار گرد شده ۲,۹۰۸۴۷) و مقدار محاسبه شده آماره آزمون گراب، برابر ۱,۶۲۴ است.

نتیجه گیری: اگر هیچ دورافتادگی شناسایی نشود، به این معنی است که برای تجزیه و تحلیل های بعدی هیچ مقداری نباید حذف شود.

الف-۷-۱-۲ تاثیر حالت

جدول الف-۲-آماره های هر حالت

حالت C	حالت I	حالت P	
۳۶,۳۶	۳۱,۱۶	۲۶,۷۱۰	میانگین
۰,۹۲۲	۱,۱۴۳	۰,۹۹۷	انحراف معیار

با استفاده از آزمون بارتلت، همگنی عرض های پراکندگی های ذاتی محلی را بررسی کنید. مقدار بحرانی آماره آزمون بارتلت در سطح معنی داری ۵٪، برابر با ۵,۹۹۱ و مقدار محاسبه شده آماره آزمون بارتلت ۰,۴۱۴ است (مقدار p ^۲ محاسبه شده برای آماره آزمون بارتلت ۰,۸۱۳ است که بزرگتر از ۰,۰۵ است).

نتیجه گیری: می توان پذیرفت که عرض های پراکندگی های ذاتی محلی یکسان هستند و انحراف معیار استاندارد می تواند ۱,۰۱ براورد شود.

آزمون فیشر، آزمون نیکویی برازش برای همگنی مکان های پراکندگی های ذاتی محلی:

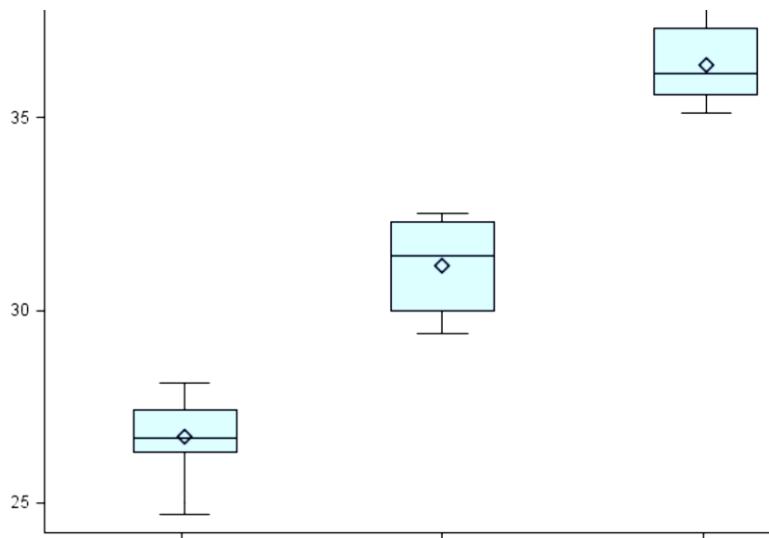
مقدار بحرانی آماره آزمون فیشر در سطح معنی داری ۵٪، برابر با ۳,۳۵ است و مقدار محاسبه شده آماره آزمون فیشر ۲۲۲ است (مقدار p محاسبه شده برای آماره آزمون فیشر، کمتر از ۰,۰۰۱ بوده و در نتیجه بیشتر از ۰,۰۵ نیست).

1 - Grubbs' test

2 - P-value

نتیجه گیری: نمی توان پذیرفت که مکان های پراکندگی های ذاتی محلی یکسان هستند. تفاوت در مکان ها با $\Delta m = 9,65$ برآورد می شود (دامنه برآورد مکان محلی ۲۶,۷۱ - ۳۶,۳۶).

تصویری از عرض ها و مکان پراکندگی های ذاتی محلی به ترتیب برای حالات P، I و C، مربوط به داده های جداول ۱ و ۲ ، نشان دهنده این است که آزمون اثبات کرده که مکان های پراکندگی های ذاتی محلی به وضوح متفاوت بوده و عرض های آن ها نسبتا قابل قیاس هستند (به شکل الف- ۲ مراجعه کنید).



شکل الف-۲- عرض ها و مکان پراکندگی های ذاتی محلی

الف-۱-۷-۳- شاخص های قابلیت

نمونه دیگر از موقعیت محیط خارجی، P (موقعیت 120)، گرفته شده بود؛ بین موقعیت های محیط خارجی، هیچ تفاوتی وجود نداشت. بنابراین نتیجه می گیریم که تفاوت میانگین Δm به موقعیت و به پیکربندی دستگاه گره خورده است. این نتیجه، ما را در پیکربندی نوع یک قرار می دهد که اختلاف میانگین ثابت و عرض های پراکندگی های ذاتی محلی برابر در نظر گرفته می شود.

$$P_m = \frac{T - \Delta m}{D_{I_1}} = \frac{20 - 9,65}{6 \times 1,01} = 1,69$$

تفاوت عبارت است از :

شدید ترین پراکندگی ذاتی محلی با بدترین عملکرد ، پراکندگی بیرونی-محیطی است:

$$P_{mk} = P_{mk,l} = \frac{\min(X_{50\%,j})_{1 \leq j \leq k} - L}{D_{I_1}} = \frac{26,71 - 25}{3 \times 1,01} = 0,56$$

(با برآورد $X_{50\%}$ از طریق مقدار میانگین)

این قابل پذیرش نیست ($P_{mk} < 1/33$ می باشد).

در این مرحله، از آنجا که $P_m > 1/33$ رضایتبخش است (P_m می باشد) دو راه حل ممکن وجود دارد:

- پوشش مواد بیشتر با افزایش زمان عملیات، اگر چه این یک راه حل آسان برای اجرا است، اما افزایش زمان عملیات و هزینه های مواد را در پی دارد؛

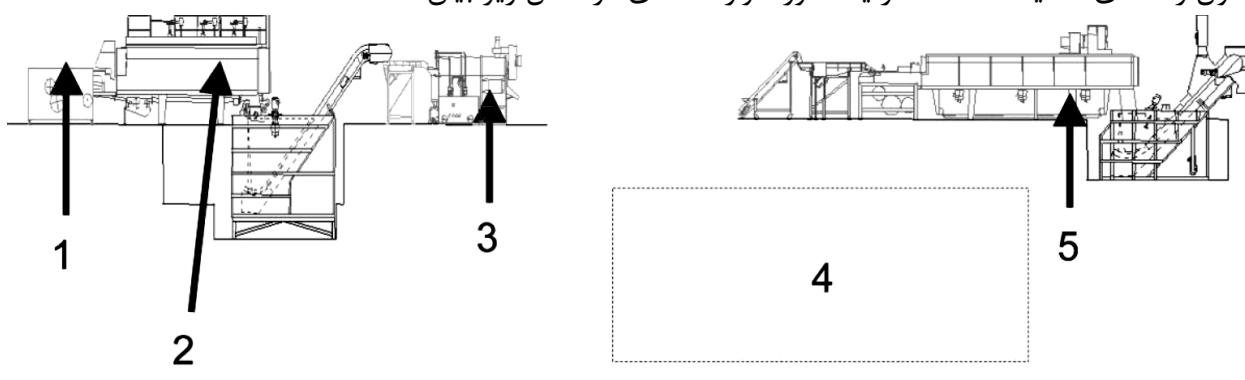
تغییر پیکربندی فرآیند به طوری که میانگین در مرکز را به میانگین در محیط بیرونی نردیکتر کند. این راه حل نیازمند تلاش بیشتر در اجرا است، اما هزینه کمتری دارد.

الف-۲ تعیین صلاحیت یک فرایند عملیات حرارتی با استفاده از یک کوره نوار نقاله ای پیوسته که یک فرایند چند حالته فرض می شود می شود

کوره نوار نقاله ای پیوسته یک ابزار تولیدی است که قابلیت تطبیق برای استفاده در فرآیند عملیات حرارتی دارد. این مثال براساس عملیات در هر کمپین، کار می کند. از آنجا که کمپین کامل، یک خط تولید در نظر گرفته می شود، از شاخص های P_P و P_{mk} و P_{pk} به جای P_m استفاده می شود.

الف-۲-۱ بررسی اجمالی فرآیند

اصول راهنمای عملیات قطعات در یک کوره نوار نقاله ای در شکل زیر بیان شده است.



راهنما :

- ۱ بارگیری
- ۲ کوره سخت کاری
- ۳ دستگاه شستشو یا مخزن شستشو / آب کشی
- ۴ فرآیندهای دیگر (به عنوان مثال سخت کاری باینیتیک^(۱)) که کوره پخت را به کار نمی گیرد
- ۵ کوره پخت

شکل الف-۳- طرح کلی اصول عملیات حرارتی کوره های پیوسته

قطعات فولادی در کوره سخت کاری بر روی نوار نقاله در حال حرکت بارگذاری می شوند. نوار نقاله با یک سرعت معین از میان یک کوره تونلی که با تنظیمات کارکردی از پیش تعیین شده (دماه، نرخ های جریان گاز و غیره) پیکربندی شده است، حرکت می کند؛ قطعات قبل از مرحله خنک کاری با روغن^۱، در کوره (مرحله آستنیته کردن^۲) فرآوری شده است.

سپس روغن زدایی شده و در صورت لزوم، با همان اصول رویه ای مرحله آستنیته کردن آبدیده می شوند. هدف از این مرحله فرآیند، تأمین مشخصات مکانیکی مورد نیاز است.

عملیات انتخاب شده برای تعیین صلاحیت فرآیند، عملیاتی است که در طی آن هر تغییرپذیری کوچک، می تواند تأثیر عمده ای بر خواص متالورژیکی و مکانیکی قطعات داشته باشد، یعنی مرحله آستنیته کردن.

الف - ۲-۲ مشخصه مورد نظر برای تجزیه و تحلیل

این مثال یک مشخصه واحد را پیگیری می کند: سختی راکول^۳ که رواداری مشخص شده آن (پس از سخت کاری) [55 HRC, 60 HRC]⁴ می باشد.

در این مثال کمی، فرآیند سختی سنجی دارای عدم قطعیت بسط یافته HRC_{0.5} است. این مقدار کمتر از (5/6= 0.84) IT/6 می باشد، بنابراین سیستم اندازه گیری، در ابتدا، قابل قبول است.

الف - ۳-۲ عوامل ذاتی

در مجموع دو عامل ذاتی مشخص شده برای فرایند عملیات انتخاب شده وجود دارد:

- موقعیت قطعه بر روی نوار نقاله (چپ - وسط - راست)،

- نقطه زمانی طی کمپین (که «سری ها»^۵ یا «کاروان»^۶ نامیده می شود) که در آن قطعه تحت عملیات قرار می گیرد (شروع- بدنه اصلی تولید- پایان).

یادآوری ۱- هر زمان تغییری در دسته یا قطعه مرجع به وجود آید، نوار نقاله به طور کامل قبل از راه اندازی سری های بعدی خالی می شود:

- آیا موقعیت قطعه بر روی نوار نقاله عاملی مؤثر (بر میانگین یا پراکندگی) است؟

- آیا تاثیری در سر و یا دنباله سری ها («کمپین» یا «کاروان»)، با توجه به اصطلاحات مورد استفاده در کسب و کار مورد استفاده، مانند اثر ناشی از انرژی ورودی بر قطعه، وجود دارد؟

- آیا هرگونه نوسانات حین تولید وجود دارد؟

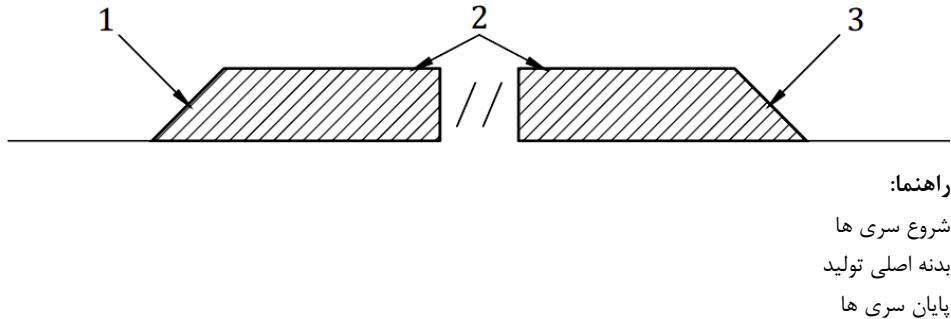
1 - Oil- quenched

2 - Austenitization

3 - Rockwell hardness

4 - Series

5 - Convoy



شکل الف-۴- انباشتن قطعه در طی فرآیند عملیات حرارتی پیوسته

الف-۲- حالت های فرآیند

با توجه به این که در شرایط فرآیند عملیاتی عادی تمام قطعات انباشته می شوند، تحلیلگر فرآیند، رویکرد تعیین صلاحیت فرآیند دو مرحله‌ای زیر را طراحی می کند:

مرحله یک: تجزیه و تحلیل متقابل رفتار فرآیند در شروع و پایان کمپین.

مرحله دو: بر اساس نتایج تجزیه و تحلیل مرحله یک، تحلیلگر ترتیبات نمونه برداری و حالت های فرآیند را برای تجزیه و تحلیل بدنه اصلی تولید تعریف می کند.

یادآوری- حالت های سمت چپ، وسط، و سمت راست، تنها در شروع یا پایان کمپین می تواند به راحتی اجرا شود. دسترسی به حالت های مرتبط با موقعیت درون انباشته دشوار است؛ چرا که هنگام شناسایی موقعیت قطعات درون انباشته، چیدن قطعات ضروری خواهد بود.

حالات های انتخاب شده فرآیند در مرحله یک تجزیه و تحلیل به شرح زیر است:

برای شروع سری، موقعیت قطعات در امتداد عرض نوار نقاله، که سه جنبه (حالت های B_L , B_M و B_R) انتخاب شدند.

برای پایان سری، موقعیت قطعات در امتداد عرض نوار نقاله، که سه جنبه (حالت های E_L , E_M و E_R) انتخاب شدند.

حالات های انتخاب شده فرآیند در مرحله دو تجزیه و تحلیل به شرح زیر است:

اگر مرحله یک مشخص کند که عامل «موقعیت در عرض نوار نقاله»، تاثیری بر مکان یا عرض پراکندگی های ذاتی محلی ندارد، سپس قطعات به صورت تصادفی نمونه برداری می شوند تا یک مجموعه نمونه در نقطه زمانی t تشکیل شود.

در غیر این صورت، به طراحی ترتیبات تجربی دقیق تری نیاز است که شامل شناسایی تمام موقعیت های قطعه است . از آنجا که بازیابی تمام قطعات از پیش شناسایی شده و از پیش قرار گرفته بر روی نوار نقاله بسیار دشوار می باشد، این ترتیبات سخت تر تجربی تنها زمانی باید بکار رود که تفاوت های مربوط به موقعیت از لحاظ فاصله رواداری ($\Delta m > IT/6$) مهم ارزیابی شود.

الف-۲-۵ طرح نمونه‌گیری

طرح نمونه‌گیری زیر به کار می رود:

درون هر سری داده شده، سه قطعه برای هر یک از شش حالت، B_L, B_M, B_R, E_L, E_M و E_R نمونه‌گیری می - شوند. این مجموعه نمونه اول باید تاثیر موقعیت قطعه روی نوار نقاله و تأثیر نقطه زمانی ورود قطعات به چرخه را اندازه بگیرد.

در حداقل پنج سری، سه قطعه به صورت تصادفی طی نرخ خروجی ثابت نمونه برداری می شود. تجزیه و تحلیل این مجموعه نمونه دوم باید بیشتر تاثیر نقطه زمانی ورود قطعات به چرخه را اصلاح کند و تعیین شاخص های قابلیت برای عملیات فرآیند انتخاب شده را امکان پذیر سازد.

الف-۲-۶ تجزیه و تحلیل مرحله یک (سری های شروع-پایان + موقعیت روی نوار نقاله)

الف-۲-۶-۱ اندازه گیری های به دست آمده (سری های شروع - پایان)

جدول الف-۳- اندازه گیری های به دست آمده (سری های شروع - پایان)

پایان سری ها			شروع سری ها		
راست	وسط	چپ	راست	وسط	چپ
۵۸,۳	۵۸,۳	۵۸,۳	۵۸,۳	۵۸,۴	۵۹
۵۸,۶	۵۸,۶	۵۸,۶	۵۸,۶	۵۸,۵	۵۸,۲
۵۸,۵	۵۸,۵	۵۸,۵	۵۸,۵	۵۸,۶	۵۸,۷
۵۹	۵۹	۵۹	۵۹	۵۸,۵	۵۸,۵
۵۸,۶	۵۸,۶	۵۸,۶	۵۸,۶	۵۸,۴	۵۸,۴
۵۸,۶	۵۸,۶	۵۸,۶	۵۸,۶	۵۸,۴	۵۸,۹

قبل از ادامه تجزیه و تحلیل، تحلیلگر فرآیند باید بررسی کند که هیچ دورافتادگی مانع در تجزیه و تحلیل های بعدی وجود ندارد. این امر از طریق اجرای یک آزمون گراب برای نقاط دورافتاده روی شش نمونه فرعی شش تایی و آزمون دیگری روی تمامی ۳۶ مقدار انجام می شود.

برای نمونه‌های فرعی ۶ مقداری، مقدار بحرانی آماره آزمون گراب در سطح معنی‌دار ۵٪، عبارت از ۱,۸۸۷ است (مقدار گردشده ۱,۸۸۷۱۴۷) و مقادیر محاسبه شده آماره آزمون گراب برای هر نمونه فرعی ۶ اندازه‌ای عبارت است از: ۱,۳۶۱، ۱,۶۳۳، ۱,۷۵۴، ۱,۷۵۴ و ۱,۷۵۴.

در میان مجموعه تمام داده‌های ۳۶ اندازه، مقدار بحرانی آماره آزمون گراب در سطح معنی‌دار ۵٪، عبارت از ۲,۹۹۱ می باشد (مقدار گردشده ۲,۹۹۰۵۸۴) و مقدار محاسبه شده آماره آزمون گراب = ۱,۹۴۰.

در نتیجه، هیچ نقطه دورافتاده‌ای مشاهده نشد، به این معنی که برای تجزیه و تحلیل‌های بعدی هیچ مقداری حذف نمی‌شود. تحلیلگر می‌تواند این اندازه‌گیری‌ها را تصدیق نموده و فرآیند تعیین صلاحیت را دنبال کند.

الف-۷-۲ تجزیه و تحلیل نتایج (سری‌های شروع-پایان)

جدول الف-۴-آماره‌های هر حالت

E _R	E _M	E _L	B _R	B _M	B _L	حال
۵۸,۶۰۰	۵۸,۶۰۰	۵۸,۶۰۰	۵۸,۶۰۰	۵۸,۴۶۷	۵۸,۶۱۷	میانگین
۰,۲۲۸	۰,۲۲۸	۰,۲۲۸	۰,۲۲۸	۰,۰۸۲	۰,۳۰۶	انحراف معیار
۰,۷	۰,۷	۰,۷	۰,۷	۰,۲	۰,۸	دامنه

قدم اول آزمودن این است که آیا فرضیه همگنی عرض‌های پراکندگی‌های ذاتی محلی می‌تواند پذیرفته شود. برای این منظور، آزمون بارتلت اجرا می‌شود:

- مقدار بحرانی آماره آزمون بارتلت در سطح معنی‌داری ۵٪ برابر ۱۱,۰۷۰ است و مقدار محاسبه شده آماره آزمون بارتلت برابر $\chi^2/470$ است (مقدار P محاسبه شده برای آماره آزمون بارتلت برابر $0,263/0,05$ است که بیشتر از ۰,۰۵ است).

- نتیجه گیری: می‌توان پذیرفت که عرض‌های پراکندگی‌های ذاتی محلی یکسان هستند و انحراف استاندارد آنها را می‌توان HRC ۰,۲۲۷ براورد نمود.

مرحله دوم آزمودن این است که آیا فرضیه همگنی مکان‌های پراکندگی‌های ذاتی محلی می‌تواند پذیرفته شود. برای این منظور، آزمون فیشر اجرا می‌شود:

- مقدار بحرانی آماره آزمون فیشر در سطح معنی‌دار ۵٪، برابر $2,53$ و مقدار محاسبه شده آماره آزمون فیشر $0,369$ است (مقدار P محاسبه شده برای آماره آزمون فیشر برابر $0,05/0,05$ است).

بنابراین می‌توان پذیرفت که جفت‌ها (موقعیت قطعات در امتداد عرض نوار نقاله، شروع کمپین یا پایان کمپین) هیچ اثری ندارند:

- در عرض پراکندگی های ذاتی محلی

- در مکان پراکندگی های ذاتی محلی

تحلیلگر با تایید این که تنها حالت زمان در تجزیه و تحلیل مرحله دو مشاهده شده است، تصمیم به ادامه بررسی می گیرد

یادآوری ۱- تحلیلگر می توانست این تجزیه و تحلیل را به سه تجزیه و تحلیل فرعی زیر تقسیم کند:

الف) در شروع کمپین، مقایسه متقابل مکان ها و عرض های پراکندگی های ذاتی محلی در هر سه موقعیت.

ب) در پایان کمپین، مقایسه متقابل مکان ها و عرض های پراکندگی های ذاتی محلی در هر سه موقعیت.

ج) مقایسه شروع کمپین با پایان کمپین.

این کار، تحلیلگر را به همان نتیجه خواهد رساند. اما، چنانچه تجزیه و تحلیل شش-حالتی تفاوت معنی داری را نشان داد، تحلیلگر باید یک تجزیه و تحلیل فنی روی این تفاوت را، همان طور که در بالا توضیح داده شد، انجام دهد، تا انحراف ثبت شده را به یک عامل اثرگذار، شروع یا پایان کمپین، یا موقعیت در نوار نقاله، مرتبط نماید.

یادآوری ۲- در هر عامل تجزیه و تحلیل شده، اگر آزمون همگنی واریانس ها رد شود، از آنجایی که آزمون برابری واریانس ها در ۹۹٪ (به جای ۹۵٪) مثبت است، همچنان امکان آزمون برابری میانگین ها وجود دارد.

الف-۸-۲ تجزیه و تحلیل مرحله دو(بدنه اصلی تولید)

الف-۸-۲-۱ اندازه گیری های به دست آمده - مرحله دو

جدول الف-۵- اندازه گیری های به دست آمده- مرحله دو

هر یک از موقعیت های در امتداد عرض نوار نقاله							بدنه اصلی تولید
نمونه ۷	نمونه ۶	نمونه ۵	نمونه ۴	نمونه ۳	نمونه ۲	نمونه ۱	
۵۸/۲	۵۷/۷	۵۷/۸	۵۸/۰	۵۸/۰	۵۸/۳	۵۸/۱	
۵۷/۸	۵۷/۳	۵۸/۰	۵۷/۸	۵۷/۹	۵۷/۶	۵۷/۸	
۵۸/۲	۵۷/۰	۵۷/۴	۵۸/۵	۵۸/۳	۵۷/۵	۵۸/۲	

قبل از ادامه تجزیه و تحلیل، تحلیلگر فرآیند باید بررسی کند که هیچ دورافتادگی که مانع تجزیه و تحلیل های بعدی در این مرحله دوم شود، وجود ندارد. این امر توسط اجرای آزمون گرایی برای نقاط دورافتاده در هفت نمونه فرعی سه تایی و آزمون دیگری روی کل ۲۱ مقدار، انجام می پذیرد.

برای نمونه‌های فرعی سه تایی، مقدار بحرانی آماره آزمون گراب در سطح معنی‌داری ۵٪ برابر ۱,۱۵۴ و مقدار محاسبه شده آماره آزمون گراب برای هر نمونه فرعی سه تایی عبارتست از: ۱,۱۲۱، ۱,۱۴۷، ۱,۱۰۹، ۱,۱۰۹ و ۱,۱۵۵.

در میان مجموعه داده‌های کامل ۲۱ تایی، در سطح معنی‌داری ۵٪، مقدار بحرانی آماره آزمون گراب ۲,۷۳۴ و مقدار آماره محاسبه شده آزمون گراب برابر ۲,۳۲۷ است.

نمونه ۷ به صورت معنی‌داری یک مقدار دورافتاده بالا را در سطح معنی‌داری ۵٪ اما نه در سطح معنی‌داری ۱٪ نشان می‌دهد و آزمون برای مجموعه کامل داده‌های ۲۱ تایی منفی باقی می‌ماند.

در نتیجه، تحلیلگر فرض می‌گیرد که هیچ دورافتادگی تشخیص داده نشد به این معنی که برای تجزیه و تحلیل های بعدی هیچ مقداری نباید حذف شود. تحلیلگر می‌تواند اندازه‌گیری‌ها را تصدیقو فرآیند تعیین صلاحیت را دنبال نماید.

یادآوری ۱- تجزیه و تحلیل ANOVA می‌تواند به منظور ارزیابی واریانس‌های اجزاء مختلف استفاده شود.

یادآوری ۲- در سطح معنی‌داری ۵٪ اگر هیچ دورافتادگی وجود نداشت، رسک اعلام هشدار ۵٪ است. از آنجایی که این آزمون هفت بار اجرا می‌شود، احتمال داشتن حداقل یک پاسخ مثبت برابر با $1 - 0.957^7 = 30\%$ است به همین دلیل تحلیلگر آن مقدار را به عنوان دورافتادگی در نظر نمی‌گیرد.

الف-۲-۸-۲ تجزیه و تحلیل نتایج - تجزیه و تحلیل مرحله د و (بدنه اصلی تولید)

جدول الف.۶- آماره‌های هر نمونه

۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	شماره نمونه
۵۸,۰۶۷	۵۷,۳۳۳	۵۷,۷۳۳	۵۸,۱۰۰	۵۸,۰۶۷	۵۷,۸۰۰	۵۸,۰۳۳	میانگین
۰,۲۳۱	۰,۶۵۱	۰,۳۰۶	۰,۳۶۱	۰,۲۰۸	۰,۴۳۶	۰,۲۰۸	انحراف معیار

قدم اول آزمودن این است که آیا فرضیه همگنی عرض‌های پراکندگی ذاتی محلی می‌تواند پذیرفته شود. برای این منظور، آزمون بارتلت اجرا می‌شود:

- مقدار بحرانی آماره آزمون بارتلت در سطح معنی‌دار ۵٪، برابر ۱۲,۵۹ است و مقدار محاسبه شده آماره آزمون بارتلت برابر ۱,۷۱ است (مقدار P محاسبه شده برای آماره آزمون بارتلت برابر ۰,۹۴ است که بیشتر از ۰,۰۵ است).

- نتیجه گیری: می‌توان پذیرفت که عرض‌های پراکندگی‌های ذاتی محلی یکسان هستند و انحراف استاندارد آنها می‌تواند HRC ۰,۳۰۶ برأورد شود.

مرحله دوم آزمون این است که آیا فرضیه همگنی مکان های پراکندگی های ذاتی محلی می تواند پذیرفته شود.
برای این منظور، آزمون فیشر اجرا می شود:

- مقدار بحرانی آماره آزمون فیشر در سطح معنی داری 5% برابر $2,85$ و مقدار محاسبه شده آماره آزمون فیشر $2,42$ است (مقدار P محاسبه شده برای آماره آزمون فیشر برابر $0,094$ است که بیشتر از $0,05$ است).

بنابراین در این آزمایش، می توان پذیرفت که موقعیت ها در طول زمان و امتداد نوار نقاله:

- هیچ اثری در عرض های پراکندگی های ذاتی محلی و

- هیچ اثری در مکان های پراکندگی های ذاتی محلی ندارد.

یادآوری - برای این محاسبه، فرآیند به عنوان فرآیند پایدار پذیرفته شده است، اما این پدیده باید از نزدیک پایش شود.

سپس تحلیلگر تصمیم می گیرد نتایج به دست آمده بین نرخ های خروجی ناپیدار شروع و پایان کمپین و نرخ خروجی «پایدار» (بدنه اصلی تولید) را توسط هر یک از نرخ های خروجی متناظر با هر حالت، مقایسه کند.

جدول الف-۷- مقایسه نتایج بین نرخ‌های خروجی ناپایدار شروع و پایان کمپین و نرخ خروجی «پایدار»

حالت پایان	حالت شروع	حال نرخ پایدار
۵۸,۳	۵۹,۰	۵۸,۱
۵۸,۶	۵۸,۲	۵۷,۸
۵۸,۵	۵۸,۷	۵۸,۲
۵۹,۰	۵۸,۵	۵۸,۳
۵۸,۶	۵۸,۴	۵۷,۶
۵۸,۶	۵۸,۹	۵۷,۵
۵۸,۳	۵۸,۴	۵۸,۰
۵۸,۶	۵۸,۵	۵۷,۹
۵۸,۵	۵۸,۶	۵۸,۳
۵۹,۰	۵۸,۵	۵۸,۰
۵۸,۶	۵۸,۴	۵۷,۸
۵۸,۶	۵۸,۴	۵۸,۵
۵۸,۳	۵۸,۳	۵۷,۸
۵۸,۶	۵۸,۶	۵۸,۰
۵۸,۵	۵۸,۵	۵۷,۴
۵۹,۰	۵۹,۰	۵۷,۷
۵۸,۶	۵۸,۶	۵۷,۳
۵۸,۶	۵۸,۶	۵۷,۰

جدول الف-۷- مقایسه نتایج بین نرخ‌های خروجی ناپایدار شروع و پایان کمپین و نرخ خروجی «پایدار»-ادامه

		۵۸,۲
		۵۷,۸
		۵۸,۲

آزمون های آماری باید بر روی همگنی بین عرضها و مکان‌های پراکندگی‌های ذاتی محلی انجام گیرد. اول آزمون بارتلت اجرا می شود:

- مقدار بحرانی آماره آزمون بارتلت در سطح معنی‌داری $\% 5$ برابر $5,991$ و مقدار محاسبه شده آماره آزمون بارتلت $7,270$ است (مقدار P محاسبه شده برای آماره آزمون بارتلت برابر $0,026$ است که بیشتر از $0,05$ نیست).
- نتیجه گیری: می توان پذیرفت که عرضهای پراکندگی‌های ذاتی محلی یکسان نیستند.

یادآوری - مقدار P بالاتر از ۱٪، می تواند ما را به اجرای آزمون فیشر رهنمون شود، حتی اگر از قبل، واریانس‌ها نتوانند در سطح معناداری ٪۵ برابر در نظر گرفته شوند.

مرحله دوم آزمودن این است که آیا فرضیه همگنی مکان‌های پراکندگی‌های ذاتی محلی می تواند پذیرفته شود. برای این منظور، آزمون فیشر اجرا می‌شود:

- مقدار بحرانی آماره آزمون فیشر در سطح معنی‌داری ٪۵ برابر ۳/۱۵ و مقدار محاسبه شده آماره آزمون ۴۲/۹۱ است (مقدار P محاسبه شده برای آماره آزمون فیشر برابر ۰/۰۰۱ است که بیشتر از ۰/۰۵ نیست).

بنابراین می توان پذیرفت که میزان خروجی (نایپایدار - پایدار) باعث یک تفاوت میانگین شده است که تحلیلگر آن را معنادار و متغیر و یک تفاوت عرض در پراکندگی‌های عرض ذاتی در نظر می‌گیرد. لذا پراکندگی ذاتی کلی، یک پیکربندی نوع-۵ در نظر گرفته می‌شود ($\Delta m \neq 0$ متغیر است و عرض های D_i محلی نابرابر می‌باشد).

الف-۹- محاسبه شاخص‌های قابلیت فرآیند عملیات حرارتی

از آنجا که پراکندگی ذاتی کلی به عنوان نوع ۵ برآورد شد، تحلیلگر فرمول داده شده در بند ۷ را بکار بست. از آنجا که توزیع مشخصه نرمال فرض شده، تحلیلگر در موقعیت برآورد پراکندگی‌های ذاتی محلی و صدک‌های توزیع قرار دارد. حدود رواداری مشخص شده (پس از سخت کاری) [55 HRC، 60 HRC] است.

جدول الف-۸- محاسبات جدولی شاخص‌های قابلیت

نایپایدار	بدنه تولید	حالت
۲	۱	شماره حالت j
۳۶	۲۱	اندازه نمونه n_j
۵۸/۵۸۱	۵۷/۸۷۶	میانگین
۰/۲۱۶	۰/۳۷۱	انحراف معیار
	۰/۷۰۵	Δm
	۰/۷۰۵	Δm^*
۵۷/۹۳۳	۵۶/۷۶۳	$X_{0.135\%,j}$
۵۹/۲۲۹	۵۸/۹۸۹	$X_{99.865\%,j}$
	۱	e_l
	۲	E_r
۰/۶۴۸	۱/۱۱۳	$D_{l,u,j}$
۰/۶۴۸	۱/۱۱۳	$D_{l,j}$
	۱/۱۱۳	$D_{l,g}$

جدول الف-۸- محاسبات جدولی شاخص‌های قابلیت (ادامه)

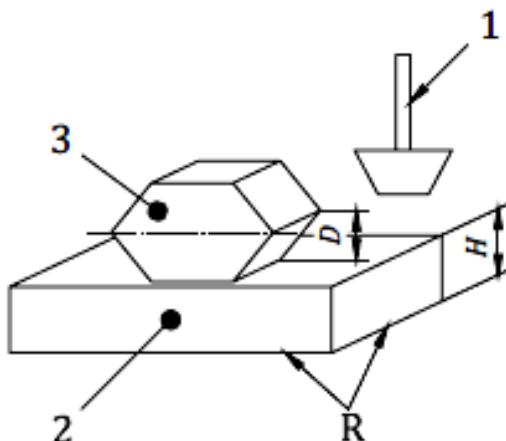
نام پایدار	بدنه تولید	حالت
	۰,۶۴۸	$D_{i,u,d}$
۵,۵۳	۲,۵۸	$P_{mkl,j}$
۲,۱۹	۱,۹۱	$P_{mkj,j}$
	۱,۹۱	P_{mkj}
	۲,۵۸	P_{mkl}
	۱,۹۱	P_{mk}
	۲,۲۵	P_m

با توجه به هدف تعیین شده شاخص قابلیت و آستانه آن، تحلیلگر می‌تواند فرآیند عملیات حرارتی را به عنوان کاملاً توانمند اعلام کند.

الف-۳- تعیین صلاحیت یک عملیات ماشین‌کاری چند حالت

الف-۳-۱- مرور فرآیند

قطعات بر روی آداپتورهایی که به سمت موقعیت روبروی واحدهای ابزار ماشین به سمت داخل حرکت داده می‌شوند، نصب شده است.



راهنمای

۱- ابزار

۲- آداپتور، دارای ارتفاع H

۳- قطعه ماشین‌کاری شده با مشخصه کنترلی D

شکل الف-۵- تصویر اصول عملیات ماشین‌کاری مورد مطالعه

هر آدپتور^۱ با یک کپی مختلف از همان قطعه نصب می شود.

آدپتور به صورت متوالی به موقعیت روبروی واحد ابزار ماشین، حرکت می کند به طوری که قطعه تحت هر یک از عملیات فرآیند تولید خود قرار می گیرد. هر واحد ابزار ماشین، مشخصه های مختلفی از قطعه را تولید می کند. بدیهی است که برای هر مشخصه تولیدی یک شاخص قابلیت مختلف، وجود خواهد داشت.

بر روی هر ابزار ماشین، برای یک مشخصه تولیدی، اگر آدپتور نتیجه را تحت تاثیر قرار ندهد و اگر قطعات خروجی همگن باشند (یعنی آنها مشخصه هایی ارائه دهنده به طور پیشفرض دارای توزیع نرمال باشند)، بنابراین دلیل کافی برای فرض یک توزیع تک مدی وجود دارد. با این حال، اگر آدپتور مشخصه را شکل دهد، تحلیلگر می تواند توزیع را چندمدمی فرض کند. در شکل الف-۵، اگر ابزار، هنگام انجام وظیفه خود، مرجع خود را به جای اینکه از وجه بالایی آدپتور بگیرد از چارچوب ماشین (مرجع R) بگیرد، آنگاه بعد D، وابسته به ضخامت H آدپتور است. از آنجا که همه آدپتورهای آنان عیناً یکسان نیستند (کمتر از میکرون)، پس قبل از عمل ماشین کاری، ماشین باید نسبت به وجه بالایی آدپتور تنظیم مجدد گردد.

از آن جایی که در عمل ۴۰۰ آدپتور وجود دارد، ۴۰۰ حالت بالقوه وجود خواهد داشت.

الف-۲-۳ تجزیه و تحلیل انجام شده

هر آدپتور از نظر هندسی، یک به یک در نظر گرفته می شود. بنابراین تحلیلگر می تواند با اطمینان در نظر بگیرد که تاثیر آدپتور نیز یک توزیع نرمال ایجاد می کند؛ زیرا می تواند تعداد زیادی از جنبه ها را پیذیرد. در این برهه، تحلیلگر دارای دو راه حل است:

- قطعات نمونه به صورت تصادفی اند. اگر مشاهدات فرآیند، یک توزیع نرمال را آشکار سازد، محاسبات می تواند با استفاده از استانداردهای معمول انجام شود. با این حال، اگر یک نتیجه عدم رضایت بخشی را ثابت نماید، تعیین وزن نسبی آدپتورها و خود ماشین غیرممکن است.

- سازماندهی ساختار طرح نمونه برداری برای تعیین همزمان وزن نسبی آدپتورها و ماشین و تصمیم گیری در مورد این است که تعیین صلاحیت ابزار پذیرفته یا رد شود. مقایسه متقابل وزن نسبی قطعاً برنامه پایش آدپتور را برای زمانی که ابزار تولید در حال استفاده عملیاتی است، شکل می دهد. اگر ثابت شود که پارامترهای خاص آدپتور تاثیری غیرقابل اغماض در نتیجه دارند، ضروری است اطمینان حاصل شود که این پارامترها در تغییرپذیری درون سری ها ظاهر نمی شوند.

بديهی است تحليلگر راه حل دوم را انتخاب کرده است. تحليلگر دو پaramتر آداتور؛ توازی بين وجه داخلی نگهدارنده^۱ و نقاط تکيه‌گاهی^۲ سه-محصول و بعد ۲ يك مكان ياب موقعیت گيره که باعث ايجاد اختلاف در محصول نهايی است را شناسايی کرده است.

بنابراین تحليلگر شش (از ۴۰۰) آداتور، بر اساس قرائت های مشخصات هندسی آنها، انتخاب کرده و در گزارش بازرسی فرستاده شده همراه تحويل دسته آداتور نشان می دهد:

آداتور ۱: توازی بسيار عالي - مكان هندسی اسمی.

آداتور ۲: توازی بسيار عالي - مكان هندسی حداکثر.

آداتور ۳: توازی بسيار ضعيف (مخروطی به جلو) - مكان هندسی حداقل.

آداتور ۴: توازی بسيار ضعيف (مخروطی به جلو) - مكان هندسی حداقل.

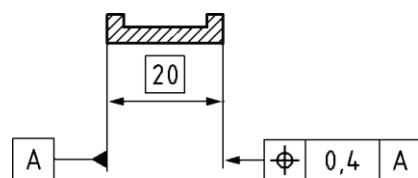
آداتور ۵: توازی بسيار ضعيف (مخروطی به عقب) - مكان هندسی حداقل.

آداتور ۶: توازی بسيار ضعيف (مخروطی به عقب) - مكان هندسی حداقل.

تحليلگر برآورد کرده است که آداتورهای انتخاب شده موارد غایي یافته شده در عمل را ارائه می دهند.

برای پذيرش ابزار، تحليلگر تصميم گرفت تا بپذيرد که تفاوت ميانگينها می توانند مشاهده شود (با توجه به اين که ضرائب قابلیت با ويژگی های تحليلگر همخوانی دارند) اما هر تفاوتی در عرض های پراکندگی از ابزار سلب صلاحیت خواهد کرد. اين تصمیمات بر این منطق استوار است که اگر آداتورهای معین عرض های مختلف تولید کنند، بنابراین علت یا بستن ضعيف قطعات بر روی آداتورها بوده (اين پaramتر در تجزيه و تحليل تاثيرگذار در نظر گرفته نشده) و یا يك تداخل بالقوه بين آداتورها و بخش های کار نشده قطعه است که در هر کدام از اين موارد، بعضی از قطعات گاهی اوقات می توانند اندازه گيري های بسيار واگرایی ارائه کنند.

مشخصه به کار رفته در اين مثال يك ويژگی است که در نمودار زير نمادپردازی شده است. مشخصه ای که در واقع در اندازه گيري ها خوانده می شود يك انحراف جبری از موقعیت تئوريک دقیق ۲۰ ميليمتر نسبت به نقطه مرجع مشخص شده A است و اين انحراف متعاقباً به مقدار نظری نقطه-تنظیم اضافه شده است. اين يك فاصله روادری برابر با ± 20 ميليمتر ارائه می کند.



شكل الف-۶-تعريف مشخصه مورد نظر برای تجزيه و تحليل

بازخوانی انحراف تنها باید در یک موقعیت در امتداد وجهی انجام گیرد که یک جزء مرتبط با یک نقص شکل از سطح دارای رواداری بر حسب درجه عدم قطعیت اندازه گیری معرفی می‌کند.

حال آماری توزیع انتخاب شده به عنوان توزیع نرمال در نظر گرفته شده است؛ بر اساس این واقعیت که مشخصه اندازه گیری شده را می‌توان به مشخصه ابعادی تشبيه کرد.

در این مثال کمی، عدم قطعیت اندازه گیری 20.0 میلی متر برآورد شده بود، یعنی کمتر از یک ششم فاصله رواداری ($0.4/6 = 0.067 \text{ mm}$).

الف-۳-۳ طرح نمونه گیری

از آنجایی که فرض شده ساییدگی ابزار پس از 30 قطعه اثر غیرقابل اغماضی بر نتیجه خروجی دارد، طرح نمونه-گیری زیر انتخاب شد:

- 30 قطعه متوالی با ابزار تولیدی مطابق ترتیب زیر تولید نمایید:

- قطعه ۱ در آداتور A1
- قطعه ۲ در آداتور A2
- قطعه ۳ در آداتور A3
- قطعه ۴ در آداتور A4
- قطعه ۵ در آداتور A5
- قطعه ۶ در آداتور A6
- قطعه ۷ در آداتور A1
- قطعه ۸ در آداتور A2
- قطعه ۱۲ در آداتور A6
- قطعه ۱۳ در آداتور A1 و

بنابراین انحراف در ساییدگی ابزار، در پراکندگی ذاتی محلی گنجانده شده است.

- بنابراین نمونه‌ها از قطعات تولید شده از همان آداتور تشکیل می‌شود:

- نمونه ۱ : قطعات ۱، ۷، ۱۳، ۱۹ و ۲۵
- نمونه ۲ : قطعات ۲، ۸، ۱۴، ۲۰ و ۲۶
- نمونه ۶ : قطعات ۶، ۱۲، ۱۸، ۲۴ و ۳۰

آزمون ها در سطح ۵٪ همان گونه که در اینجا توصیه شده آستانه‌دهی شده‌اند. با توجه به سیاست کیفیت شرکت و تکنولوژی پیاده‌سازی شده، آستانه پذیرش برای P_m و P_{mk} روی ۱/۳ تنظیم شده است.

الف-۴-۳ اندازه‌گیری های به دست آمده

جدول الف-۹- اندازه‌گیری های به دست آمده بر روی آداتورهای مختلف

A6	A5	A4	A3	A2	A1
۲۰/۰۱	۲۰/۰۸	۲۰/۱۲	۲۰/۱۴	۲۰/۱۱	۲۰/۱۲
۲۰/۰۳	۲۰/۰۷	۲۰/۱۲	۲۰/۱۱	۲۰/۱۳	۲۰/۱۱
۲۰/۰۱	۲۰/۰۶	۲۰/۱۱	۲۰/۱۲	۲۰/۱۱	۲۰/۱۱
۲۰/۰۲	۲۰/۰۹	۲۰/۱۳	۱۹/۹۵	۲۰/۱۰	۲۰/۱۲
۲۰/۰۵	۲۰/۰۹	۲۰/۱۲	۲۰/۱۱	۲۰/۱۰	۲۰/۱۰

آزمون گراب برای تصدیق اندازه‌گیری های به دست آمده اجرا می شود. آزمون گراب که به صورت نمونه به نمونه اعمال می شود، نشان می دهد مقدار ۱۹/۹۵ یک دورافتادگی است. برای نمونه های فرعی ۵ تایی، مقدار بحرانی آماره آزمون گراب در سطح معناداری٪۵ برابر ۱/۷۱۵ (گرد شده مقدار ۱/۷۱۵۰۳۶) و مقادیر محاسبه شده آماره آزمون گراب برای آداتور ۳ برابر ۱/۷۶۶ (گرد شده مقدار ۱/۷۶۶۱) است.

یادآوری- به کارگیری آزمون گراب بر کلیه مجموعه مقادیر، همان نتیجه را در بر خواهد داشت (مقادیر محاسبه شده آماره آزمون گراب برابر ۳/۰۹۳ (گرد شده مقدار ۳/۰۹۲۸) بوده که برای مقدار بحرانی آماره آزمون گراب در سطح معناداری٪۵ برابر ۲/۹۰۸ (گرد شده مقدار ۲/۹۰۸۴۷) است). آزمون در شرایط ایدهآل باید به صورت نمونه به نمونه، سپس بر کلیه مجموعه مقادیر اجرا شود. به محض این که یکی از اخطارها علامت گذاری شود، یک دورافتادگی اعلام می شود.

دورافتادگی باید به منظور پردازش نتایج حذف گردد. بررسی مشخص کرد که این دورافتادگی، یک خطای اندازه‌گیری یا یک خطای نگارشی داده نبوده بلکه ناشی از حضور یک جسم خارجی بین قطعه و آداتور بوده است.

این مقدار دورافتاده، به منظور پردازش اندازه‌گیری ها حذف گردید. تا زمانی که اقدامات متقابلی موثری که بتوانند از تکرار این مقدار دورافتاده جلوگیری کنند، شناسایی شوند یک انحراف کمینه بین ۱۹/۹۵ و ۲۰/۱۲ (میانگین نمونه پس از حذف دورافتادگی) باید به عرض پراکندگی اضافه شود. مقدار Δa برابر $17 = -0,12 - 19,95$ است.

تحلیلگر موظف به تعیین صلاحیت، می‌تواند چنانچه دورافتادگی‌ها تشخیص داده شوند و اگر ریسک دورافتادگی‌های منجر به عدم انطباق غیرقابل قبول پنداشته شود، تعیین صلاحیت فرآیند را رد نماید.

با توجه به فرآیند تولید محصول، تحلیلگر مشخص می‌سازد که مقدار $\Delta\alpha$ باید منفی شده باشد (از نظر فیزیکی مقدار $\Delta\alpha$ غیرممکن است که مثبت باشد).

آزمون گرایش بکار رفته پس از حذف مقدار ۱۹/۹۵ دورافتادگی دیگری پیدا نکرد. تحلیلگر می‌تواند اندازه‌گیری‌ها را تصدیق کرده و تعیین صلاحیت فرآیند را دنبال نماید.

کاملاً ممکن است که سیاست شرکت آن را به موقعیتی وارد کرده که هرگز فرآیندی را تا زمان انجام اقدام برای کمینه کردن بزرگی بالقوه دورافتادگی‌ها، تعیین صلاحیت نکند.

الف-۳-۵ تجزیه و تحلیل نتایج و اقدام بعدی

پس از این که دورافتادگی‌ها حذف شدند، جدول قبلی به شکل جدول الف-۱۰ درمی‌آید.

جدول الف-۱۰- اندازه‌گیری‌های به دست آمده پس از حذف دورافتادگی‌ها

A6	A5	A4	A3	A2	A1
۲۰/۰۱	۲۰/۰۸	۲۰/۱۲	۲۰/۱۴	۲۰/۱۱	۲۰/۱۲
۲۰/۰۳	۲۰/۰۷	۲۰/۱۲	۲۰/۱۱	۲۰/۱۳	۲۰/۱۱
۲۰/۰۱	۲۰/۰۶	۲۰/۱۱	۲۰/۱۲	۲۰/۱۱	۲۰/۱۱
۲۰/۰۲	۲۰/۰۹	۲۰/۱۳	۲۰/۱۱	۲۰/۱۰	۲۰/۱۲
۲۰/۰۵	۲۰/۰۹	۲۰/۱۲		۲۰/۱۰	۲۰/۱۰

آزمون بارتلت همگنی انحراف‌های استاندارد را می‌پذیرد. مقدار بحرانی آماره آزمون بارتلت در سطح معناداری ۵٪ برابر ۱۱/۰۷۰ (گرد شده مقدار ۱۱/۰۷۰ ۴۹۸) و مقدار محاسبه شده آماره آزمون بارتلت برابر ۳/۴۳۰ (گرد شده مقدار ۳/۴۲۹۷۴۲) است [مقدار p محاسبه شده برای آماره آزمون بارتلت برابر ۳/۴۳۰ (گرد شده مقدار ۳/۴۲۹۷۴۲) است که بزرگتر از ۰/۰۵ است].

یادآوری- آزمون بارتلت که بدون حذف نقاط دورافتاده اعمال شد، انحرافات استاندارد را ناهمنگ نشان خواهد داد. این اثر القایی دورافتادگی است. مقدار بحرانی آماره آزمون بارتلت در سطح معنی داری ۵٪ برابر ۱۱/۰۷۰ است و مقدار محاسبه شده آماری آزمون بارتلت ۳۴/۴۴ است.

آزمون F میانگین‌های ناهمنگ را نشان می‌دهد. مقدار بحرانی آماره آزمون F در سطح معناداری ۵٪ برابر ۲/۶۲ و مقدار محاسبه شده آماره آزمون F برابر ۴۶/۸۵ است (مقدار P محاسبه شده آماره آزمون F، کمتر از ۰/۰۰۱ است که بیشتر از ۰/۰۵ نیست).

تجزیه و تحلیل میانگین‌های نمونه نشان می‌دهد که میانگین نمونه‌های A5 و به خصوص A6 با میانگین‌های دیگر متفاوت است.

جدول الف-۱۱- آماره‌ها برای هر حالت

A6	A5	A4	A3	A2	A1	
۵	۵	۵	۴	۵	۵	اندازه نمونه
۲۰,۰۲۴	۲۰,۰۷۸	۲۰,۱۲۰	۲۰,۰۸۶	۲۰,۱۱۰	۲۰,۱۱۲	میانگین
۰,۰۱۶۷	۰,۰۱۳۰	۰,۰۰۷۱	۰,۰۷۷۰	۰,۰۱۱۲	۰,۰۰۸۴	انحراف معیار
۰,۰۴	۰,۰۳	۰,۰۲	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۲	دامنه

یادآوری- اگر تنها ۴ نمونه اول در نظر گرفته شوند، آزمون F همگنی میانگین‌ها را نشان می‌دهد. مقدار بحرانی آماره آزمون F در سطح معناداری ۵٪ برابر $3,239$ (گرد شده مقدار $3,238,872$) و مقدار محاسبه شده آماره آزمون F برابر $1,24$ است. (مقدار p محاسبه شده برای آماره آزمون F برابر $0,33$ است که بزرگتر از $0,05$ است).

این منجر به این نتیجه شد که اگر لبه غیر موازی، مخروطی به عقب باشد (نه تاثیر هنگام مخروطی شدن رو به جلو)، توازن وجهه‌های آداتپور دارای تاثیر قوی بر میانگین نتایج به دست آمده است. اثر به وضوح در مکان هندسی حداقل بدتر شده است.

اختلاف میانگین‌ها، مربوط به هندسه آداتپورها است. این به این معنی است که آنها بنا به تعريف، در طول زمان، پایدار هستند.

الف-۳-۶ محاسبه شاخص های قابلیت

به عنوان نتیجه گیری از مراحل قبلی، میانگین‌ها متفاوت و در طول زمان پایدار و انحراف معیارهای ذاتی محلی یکسان در نظر گرفته شده‌اند. از آنجایی که آداپتورها در رابطه به هندسه‌های غایی انتخاب شده بودند، بنابراین پراکندگی ذاتی کلی، از نوع ۱ است ($\Delta m \neq 0$ ثابت بوده و عرض‌های Di محلی برابر هستند).

- انحراف معیار ذاتی محلی = $123 / 0.00$ با ۲۳ درجه آزادی؛

- حداقل میانگین = $120 / 0.00$ ؛

- حداکثر میانگین = $24 / 0.00$ ؛

- از این رو $\Delta m = 0.096$ ؛

$$Di_u = 3 \times 0.00123 = 0.0369 -$$

$$Di_l = 3 \times 0.00123 + 0.017 = 0.02069 - \text{(یکپارچه‌سازی اصلاح دورافتادگی‌ها)}$$

$$Di_g = 0.0369 + 0.02069 = 0.2438 -$$

$$P_m = (0.4 - 0.096) / 0.2438 = 1.25 -$$

$$P_{mku} = (20/2 - 20/120) / 0.0369 = 2.17 -$$

$$P_{mkl} = (20/0.24 - 19/8) / 0.02069 = 1.08 -$$

$$P_{mk} = \min(2.17 \text{ و } 1.08) = 1.08 -$$

تحلیلگر P_m را 1.25 و P_{mk} را 1.08 ، با اثر دورافتادگی برابر با 0.017 اعلام می‌کند. با توجه به مجموعه آستانه‌های پذیرش، تعیین صلاحیت رد می‌شود.

پیوست ب

(الزمائی)

آزمون های آماری

آزمون های تشریح شده در این بخش از استاندارد عبارتند از آزمون گراب، آزمون بارتلت و آزمون فیشر که برای آزمون های K نمونه ای روی همگنی میانگین ها کاربرد دارد.

آزمون t عادی، آزمون t زوجی (آزمون اسپین-ولچ یا آزمون t با واریانس های نایابر نیز نامیده می شود) و آزمون دقیق فیشر در سری استانداردهای ملی ایران به شماره ۷۰۷۱ تشریح شده است و در این استاندارد نیامده است.

ب-۱ - آزمون گراب

در یک نمونه n تایی از یک مجموعه داده که فرض می شود تقریباً به طور نرمال توزیع شده اند، یک مقدار، هنگامی دورافتاده فرض می شود که مقدار کمی

$$G = \frac{\max(x_{\max} - \bar{X}; \bar{X} - x_{\min})}{s}$$

$$\text{از نمونه: } s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2}{n-1}}$$

که : \bar{X} میانگین نمونه می باشد S انحراف معیار مجموعه داده برآورده شده

$$\frac{n-1}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{\frac{t^2_{[(1-\alpha/2)/n; n-2]}}{t^2_{[(1-\alpha/2)/n; n-2]} + n-2}}$$

بزرگتر از آستانه

که :

t عبارتست از t استیوونت^۱

α سطح معنی داری آزمون

¹- student's,t

این آزمون برای اندازه نمونه های ۳ یا بیشتر و با دامنه حداقل ۳ برابر ریزنگری اندازه گیری در نظر گرفته شده است. علاوه بر این ، در صورتی که اندازه نمونه ۳ باشد، هیچ یک از اندازه گیری ها نباید یکسان باشد.

جدول ب-۱- مثال مقادیر اندازه گیری شده در چارچوب آزمون گراب

۱۲۸	مقادیر اندازه گیری شده
۱۴۰	
۱۳۷	
۱۸۰	
۴	اندازه نمونه، n
۱۴۸,۷۵	میانگین
۲۰,۸۷	انحراف معیار، s
۱۳۷	حداقل
۱۸۰	حداکثر
۸,۸۶۰	مقدار t استیویدنت
۱,۴۸۱	آستانه
۱,۴۹۷	شاخص، G
۱۸۰	مقدار دورافتاده

ب- ۲- آزمون بارتلت

در k نمونه با نمایه ز، که j از ۱ تا k تغییر می کند، هر نمونه شامل n_j مقدار بوده، هر نمونه یک واریانس S_j^2 ارائه می دهد به طوری که

$$S_j^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} (x_{i,j} - \bar{x}_j)^2}{v_j}, \quad \bar{x}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} x_{i,j}}{n_j}, \text{ and } v_j = n_j^{-1}$$

واریانس میانگین توسط عبارت زیر برآورد می شود :

$$V = \sum_{j=1}^k v_j \quad \text{که} \quad S^2 = \frac{\sum_{j=1}^k v_j s_j^2}{V}$$

اگر نمونه ها از مجموعه داده هایی که واریانس یکسان σ^2 دارند انتخاب شود، شاخص B

$$B = \frac{V \cdot \ln(S^2) - \sum_{j=1}^k v_j \cdot \ln(s_j^2)}{C}$$

تقریباً دارای توزیع کای مربع با $k-1$ درجه آزادی می باشد.

تصحیح اریبی C چنین می شود :

$$c = 1 + \frac{\left(\sum_{j=1}^k \frac{1}{v_j} \right) - \frac{1}{v}}{3 \cdot (k-1)}$$

یادآوری - برخی کاربران تصحیح اریبی را به کار نمی گیرند و به جای آن $c=1$ می گیرند.

در به کارگیری این آزمون فرض می شود که توزیع های هر مجموعه داده که از آن نمونه گرفته شده چندان دور از توزیع نرمال نیست و یا حداقل تکمیل است، بدیهی است که مجموعه کامل مشاهدات می تواند چندمدمی باشد.

این آزمون باید تنها روی نمونه هایی به کار رود که اندازه آن ها بیش از 50% تغییر نیابد و اندازه نمونه ها ۳ یا بیشتر باشد.

علاوه بر این، بهکارگیری این آزمون همچنین فرض می کند که نمونه تغییرپذیری در محصولات نهایی را انعکاس می دهد. یعنی این که ریزنگری اندازه گیری بیش از حد باعث گرد کردن نمی شود. در عمل، به محض این که دامنه نمونه کم تر یا مساوی دو خط نشانه بر روی وسیله اندازه گیری باشد، واریانس ها به مقداری اجبار می شوند که بیش از مقدار محاسبه شده بوده، اما با این وجود بر اساس دامنه مشاهده شده بوده و فقط برای مقاصد اجرای آزمون بارتلت به این شکل محاسبه می شود. این با مشخص کردن یک واریانس با استفاده از جدول ب-۲ زیر انجام می شود:

d (ریزنگری) \times واریانس اجبار شده

(این زمانی در نظر گرفته می شود که واریانس محاسبه شده کمتر از این مقدار باشد).

جدول ب-۲- مقادیر d

اندازه نمونه										مقادیر ^a دامنه
>10	10	9	8	7	6	5	4	3		
0,10	0,11	0,12	0,12	0,13	0,14	0,16	0,19	0,25	0	
			0,49	0,52	0,56	0,63	0,74	1	1	
						1,41	1,67	2,25	2	
بدون برآورد اضافی واریانس محاسبه شده										

^a مقادیر دامنه به عنوان تعداد خطوط نشانه روی وسیله اندازه گیری داده شده است.

جدول ب-۲ بر این پایه استوار است که مقادیر واقعی به طور یکنواخت بین دو کران بالا- پایین ممکن در یک ریزنگری اندازه گیری معین توزیع شده است.

جدول ب-۳- مثال، در سطح معنی داری ۵٪

	A3	A2	A1	
کلی شده	۱۳۶	۱۴۳	۱۴۳	مقادیر اندازه گیری شده
	۱۳۵	۱۴۰	۱۴۰	
	۱۳۷	۱۴۰	۱۳۷	
	۱۳۷	۱۴۱	۱۳۹	
	۱۳۶	۱۴۵		
۱۴	۵	۵	۴	اندازه نمونه
۱۱	۴	۴	۳	درجه آزادی
	۱۳۶,۲۰	۱۴۱,۸۰	۱۳۹,۷۵	میانگین
	۰,۸۴	۲,۱۷	۲,۵۰	انحراف معیار
	۲	۵	۶	دامنه
۳,۶۷	۰,۷۰	۴,۷۰	۶,۲۵	واریانس
۱,۳۰	-۰,۳۶	۱,۵۵	۱,۸۳	در (واریانس)
۳,۵۸	شاخص بارتلت		۱,۱۲۷	تصحیح اربی
واریانس های همگن			۵,۹۹۱	مقدار بحرانی

جدول ب-۴- مثال با واریانس اجبارشده- ریزنگری ۰,۱

	A3	A2	A1	
کلی شده	۱۴۰,۲	۱۴۰,۲	۱۴۳,۱	مقادیر اندازه گیری شده
	۱۴۰,۰	۱۴۰,۲	۱۴۳,۱	
	۱۴۰,۲	۱۴۰,۲	۱۴۳,۱	
	۱۴۰,۳	۱۴۰,۱	۱۴۳,۱	
	۱۴۰,۶		۱۴۳,۱	
۱۴	۵	۴	۵	اندازه نمونه
۱۱	۴	۳	۴	درجه آزادی
	۱۴۰,۲۶	۱۴۰,۱۸	۱۴۳,۱۰	میانگین
	۰,۲۱۹	۰,۰۵	۰	انحراف معیار
	۰,۶	۰,۱	۰	دامنه
۰,۰۱۹۹۵	۰,۰۴۸	۰,۰۰۲	۰,۰۰۰	واریانس
۰,۰۲۰۵	۰,۰۴۸	۰,۰۰۷۴	۰,۰۰۱۶	واریانس اجبار شده
۰,۳۱۵	-۱,۳۲	-۱,۱۳	-۲,۸۰	در (واریانس)
۸,۷۰	شاخص بارتلت		۱,۱۲۷	تصحیح اربی
واریانس های ناهمگن			۵,۹۹۱	مقدار بحرانی

واریانس در نمونه A1 توسط عامل واریانس $16 - 0 / 12$ اجبار می شود.

واریانس در نمونه A2 توسط عامل واریانس $74 - 0 / 12$ اجبار می شود.

آزمون بارتلت واریانس های همگن را نشان می دهد. نمونه های A1 و A3 خیلی متفاوت هستند

ب-۳ آزمون- F^1 کاربرد در مقایسه میانگین های نمونه

آزمون F برای مقایسه دو انحراف معیار در نمونه های گرفته شده از دو جامعه دارای توزیع تقریبی نرمال به کار می روید.

اگر دو جامعه انحراف معیار یکسانی داشته باشند، مقدار s_1^2 / s_2^2 از یک توزیع F با $n_1 - 1$ و $n_2 - 1$ درجه آزادی پیروی می کند که s_2^2 به ترتیب واریانس های برآورده جامعه های اول و دوم هستند. این برآوردها با استفاده از فرمول های داده شده در بند ۴ محاسبه می شوند که n_1 و n_2 به ترتیب اندازه نمونه جامعه های اول و دوم هستند.

توزیع F شناخته شده و جدول بندی شده است. درنتیجه اگر نسبت s_1^2 / s_2^2 محاسبه شده از دو واریانس، در محدوده مقادیر منظم جدول توزیع احتمال (در یک سطح معنی داری معین آزمون) بیافتد، فرضیه برابری واریانس ها بین دو جامعه پذیرفته می شود، در غیر این صورت فرضیه برابری انحراف معیارها رد می شود.

ب-۳-۱- کاربرد در همگنی میانگین ها

هدف از آزمون به دست آوردن یک مقایسه کلی بین نمونه هاست.

براساس K نمونه، هر نمونه از n قطعه تشکیل شده، مشاهدات براساس برآوردهایی از K مقدار میانگین و K انحراف معیار انجام می شود.

اگر فرضیه برابری انحراف معیارها بتواند پذیرفته شود (آزمون بارتلت- به ب-۲ مراجعه کنید)، آن گاه میانگین انحراف معیار از میانگین واریانس با استفاده از فرمول ارائه شده در همین پیوست محاسبه می شود.

اگر نمونه ها از یک جامعه یکسان برداشته شود، آماره $\frac{n \cdot S_x^2}{S^2}$ از یک توزیع F با $K-1$ و $nk-k$ درجه آزادی پیروی می کند که S^2 میانگین واریانس به همان شکل که در قسمت ب-۲ تعریف شد، می باشد.

به منظور تعمیم، اگر اندازه نمونه اندکی متفاوت باشد (یعنی تنها یک واحد تفاوت)، آنگاه این قانون با جایگزینی n با \bar{n} ، میانگین اندازه نمونه، به کار گرفته می شود.

كتاب نامه

- [1] ISO 16269-4:2010, Statistical interpretation of data — Part 4: Detection and treatment of outliers
- [2] GUM, Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM), BIPM
- [3] استاندارد ملی ایران به شماره ۱۰۰۱۲ سال ۱۳۸۶، سیستم‌های مدیریت اندازه‌گیری، الزامات فرایندهای اندازه‌گیری و تجهیزات اندازه‌گیری
- [4] استاندارد ملی ایران به شماره ۱۳۸۴-۸۴۸۳ سال ۱۳۸۴، راهنمای بکارگیری کنترل فرایند آماری (SPC) قسمت اول: عناصر SPC