

中华人民共和国国家军用标准

FL 6100

GJB 3014A—2024
代替 GJB 3014—1997

电子元器件统计过程控制体系

Statistical process control systems for electronic components

2025—01—07 发布

2025—03—01 实施



中央军委装备发展部 颁布

目 次

前言	II
1 范围	1
2 引用文件	1
3 术语和定义	1
4 一般要求	3
4.1 通则	3
4.2 质量保证大纲	3
4.3 管理者的责任与承诺	3
4.4 SPC 体系实施计划	3
4.5 关键过程节点	4
4.6 测量系统的表征和能力	4
4.7 过程的表征	4
4.8 SPC 体系实施细则	4
4.9 在线或线外控制	5
4.10 培训	5
4.11 分承制方 SPC 体系	5
4.12 设备预防性维护	6
4.13 自审核	6
5 SPC 实施	6
5.1 SPC 实施技术流程	6
5.2 确定关键过程节点与关键监控参数	7
5.3 数据采集与测量系统评价	7
5.4 工序能力指数	8
5.5 控制图	10
5.6 受控/失控判断规则	21
附录 A (资料性附录) SPC 体系实施计划编制指南	23
附录 B (资料性附录) 测量系统精密度评价方法	27
附录 C (资料性附录) CPK 计算示例	37
附录 D (资料性附录) 控制图应用示例	41
附录 E (资料性附录) SPC 体系自审核清单示例	52

前 言

本标准代替 GJB 3014—1997《电子元器件统计过程控制体系》。

本标准与 GJB 3014—1997 相比主要变化如下：

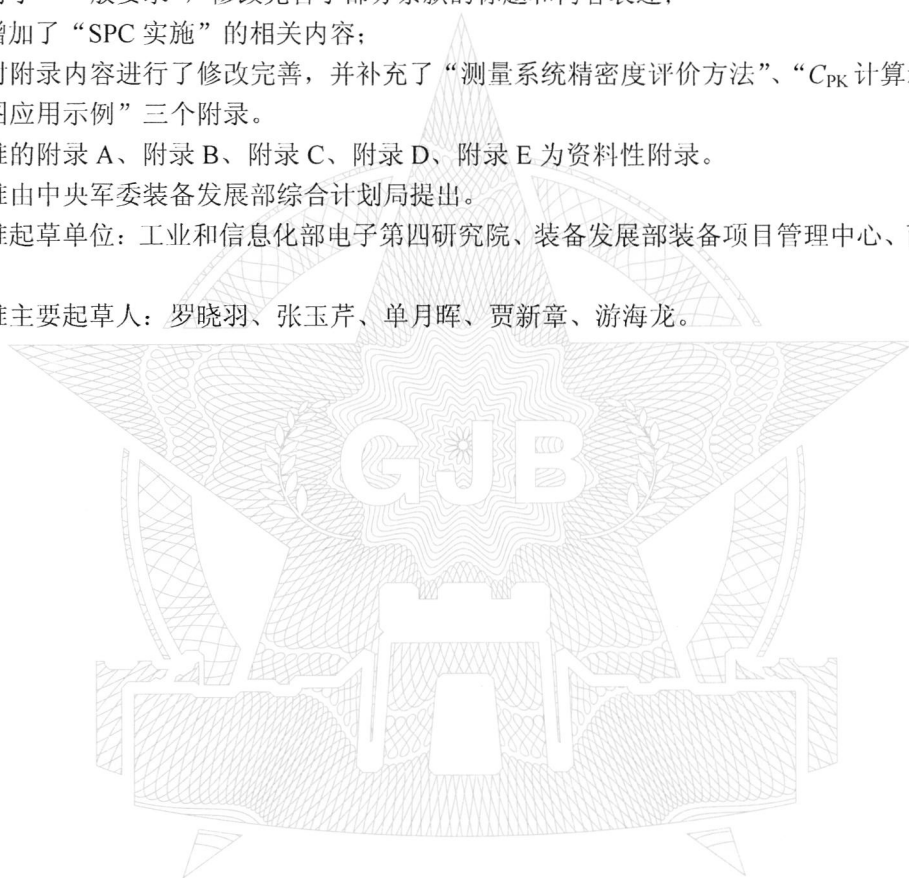
- a) 对于“术语和定义”，修改了部分术语的内容，并补充了新的术语；
- b) 对于“一般要求”，修改完善了部分条款的标题和内容表述；
- c) 增加了“SPC 实施”的相关内容；
- d) 对附录内容进行了修改完善，并补充了“测量系统精密度评价方法”、“ C_{PK} 计算示例”、“控制图应用示例”三个附录。

本标准的附录 A、附录 B、附录 C、附录 D、附录 E 为资料性附录。

本标准由中央军委装备发展部综合计划局提出。

本标准起草单位：工业和信息化部电子第四研究院、装备发展部装备项目管理中心、西安电子科技大学。

本标准主要起草人：罗晓羽、张玉芹、单月晖、贾新章、游海龙。



电子元器件统计过程控制体系

1 范围

本标准规定了电子元器件统计过程控制(SPC)体系的一般要求及实施要求。
本标准适用于电子元器件的生产过程控制。

2 引用文件

下列文件中的有关条款通过引用而成为本标准的条款。凡注日期或版次的引用文件，其后的任何修改单(不包含勘误的内容)或修订版本都不适用于本标准，但提倡使用本标准的各方探讨使用其最新版本的可能性。凡不注日期或版次的引用文件，其最新版本适用于本标准。

GB/T 3358.1—2009 统计学词汇及符号 第1部分：一般统计术语与用于概率的术语

GB/T 3358.2—2009 统计学词汇及符号 第2部分：应用统计

GB/T 4091—2001 常规控制图

GJB 546B—2011 电子元器件质量保证大纲

GJB 2712A—2009 装备计量保障中测量设备和测量过程的质量控制

3 术语和定义

GB/T 3358.1—2009、GB/T 3358.2—2009 确立的以及下列术语和定义适用于本标准。

3.1 波动 variation

过程输出中单个值之间的差异。

注：波动来源主要分为两类：随机原因和异常原因。

3.2 随机原因 random cause

对所研究过程输出的所有单个值都产生影响的自然波动来源。

注：在控制图分析中，随机原因是导致过程随机波动的原因。

3.3 异常原因 special cause

一种间歇的、不可预期或者不稳定的波动来源，通常只对所研究过程的一部分单个输出值产生影响。

注：在控制图分析中，异常原因是导致过程呈现失控状态的原因。

3.4 统计控制状态 statistical control state

仅存在随机原因影响、不存在任何异常原因条件下，过程所处的一种状态。

3.5 统计过程控制 statistical process control; SPC

着重于用统计方法减少过程变异，增进对过程的认识，使过程以所期望的方式运行的活动。

3.6 统计过程控制体系 SPC system

为实施 SPC 技术管理所需的组织机构、程序、过程和资源。

3.7 特性 characteristic

过程或者其输出的一种可区分的特征，对于特性可采用变量数据(又称为计量型数据)或者属性数据(又称为计数型数据)描述。

3.8 表征 characterization

通过数学模型、实验设计或统计数据评定等方法，对产品或过程特性进行描述。

3.9 关键操作 critical operation

在全过程中对产品的特性有显著影响的操作。

3.10 节点 **node**

过程中使得产品的形状、配合或功能发生变化的操作点。

3.11 关键过程节点 **critical process node**

过程流程中其输出对过程产生显著影响的节点。

3.12 规范限 **specification limits**

判断某一特性是否合格的界限。

3.13 过程能力 **process capability**

反映在随机原因作用下，过程自然波动的大小。波动范围越小，表示过程能力越强。

3.14 过程能力指数 **process capability index (C_{PK})**

工序能力指数 **process capability index (C_{PK})**

反映过程规范限与过程能力之间关系的测度。

3.15 控制图 **control chart**

一种对过程特性的图示表示方法，其包括对所研究特性的统计量值的描点绘制、中心线以及上下控制限，用于判断数据波动中是否存在异常因素的影响，从而判断过程是否处于统计受控状态。

3.16 控制限 **control limits**

表示仅受随机原因影响的过程特性正常波动范围。

注1：若存在波动超出控制限之外的数值，则表明存在异常原因对过程特性产生了影响。

注2：控制限是通过过程数据计算得到的。注意区别于规范限。

3.17 平均值 **average**

所有样本的数值之和除以样本个数。

3.18 均值 **mean**

总体数据之和与总体数据个数的比值。

注：是总体重心的一种位置测度(中心位置趋势)。通常采用一定数目样本的数据平均值作为母体均值的估计。

3.19 标准偏差 **standard deviation**

随机变量的中心化概率分布的二阶矩的正平方根。

3.20 极差 **range**

一组数据中最大值与最小值之差。

注：是表征数据分散程度的一种参数。

3.21 正态分布 **normal distribution**

描述计量型数据的一种连续对称的钟形频率分布。

注：若测量值服从正态分布，大约 68.26%的测量值位于均值 ± 1 倍标准偏差范围内；大约 95.44%的测量值位于均值 ± 2 倍标准偏差范围内；大约 99.73%的测量值位于均值 ± 3 倍标准偏差范围内。

3.22 链 **run**

控制图中具有同样特征的一系列连续点。

注：例如位于中心线上方或者下方的连续点，连续上升或者连续下降的点。链中包含的数据点过多，往往是失控的标志。

3.23 失控 **out-of-control**

由于异常原因的影响，导致控制图上过程参数波动超出控制限或者虽未超出控制限但是波动呈现特殊模式。

注：例如连续 6 点上升/下降是一种特殊模式。

3.24 检测图表 **check sheet**

用来汇集数据的图表。

3.25 帕累托分析 Pareto analysis

一种解决问题方法,其中研究问题时将所有潜在问题的有关方面或波动根源按它们的作用程度而予以轻重排列。

4 一般要求

4.1 通则

SPC 体系的一般要求包含但不限于以下要素(以下内容之间不存在规定的顺序):

- a) 质量保证大纲;
- b) 管理者的责任与承诺;
- c) SPC 体系实施计划;
- d) 关键过程节点;
- e) 测量系统的表征和能力;
- f) 过程的表征;
- g) SPC 体系实施细则;
- h) 在线或线外控制;
- i) 培训;
- j) 分承制方 SPC 体系;
- k) 设备预防性维护;
- l) 自审核。

4.2 质量保证大纲

有效实施 SPC 的先决条件是承制方建立质量保证大纲,并充分执行其中的基本要素。质量保证大纲应形成文件,并能够被审核。质量保证大纲的基本要素内容见 GJB 546B—2011。

4.3 管理者的责任与承诺

负有执行职责的承制方管理者,应确定 SPC 的方针和目标。SPC 方针及目标应反映出管理者预定通过应用统计方法不断改进质量的承诺。

管理者的承诺应包含以下内容:

- a) 管理者应授予有关人员以职责和职权,并提供足够的资源来实施和维护 SPC 体系;
- b) 管理者应定期评审 SPC 体系的状态,并形成报告。

4.4 SPC 体系实施计划

承制方应制定 SPC 体系实施计划并形成文件,予以实施。

SPC 体系实施计划是正式文件,其描述了 SPC 体系、明确了实施方法和资源、设定了目标和任务、并排定了实施进度。随着实施的进展,需对照计划评估实施效果,并按需要进行调整,以确保按时完成计划。

实施计划应包含以下内容:

- a) SPC 体系在承制方内部的适用范围;
- b) 负责 SPC 体系的组织部门;
- c) 负责 SPC 体系的组织部门的任务与职责;
- d) 对 SPC 所有实施人员的培训;
- e) 对 SPC 过程的描述(SPC 实施技术流程见 5.1);
- f) SPC 体系文件要求;
- g) SPC 体系的自审核。

附录 A 提供了编制 SPC 体系实施计划的指南。

4.5 关键过程节点

应鉴别所有过程节点(例如: 工艺流程图或随工单中的操作点)。

可采用质量功能展开或成品率分析等方法来确定关键过程节点。

关键过程节点可能会随着工艺流程、工艺技术、设备或其他有关因素的变化而变化。当发生这种变化时, 应重新评审节点的关键性, 并按照重新评定的结果, 确定并实施相应的控制方法。

确定关键过程节点的具体原则见 5.2.1。

4.6 测量系统的表征和能力

4.6.1 通则

测量系统由测量人员、环境、设备、方法组成。SPC 中应用的所有测量设备都应进行校准。应对测量系统进行表征和能力分析, 以确定设备的量程、分辨力、准确度和系统的精密度。所有分析结果应形成报告并提供相应的支撑数据。测量系统评价的具体要求见 5.3.3。

4.6.2 测量设备校准/验证

用于测量关键监控参数的所有设备应按照 GJB 2712A—2009 的要求进行校准。所有对测量设备进行的校准和验证行为都应有记录, 以证明测量设备符合规定的要求。

4.6.3 测量系统分析

应采用统计研究方法分析各类测量系统的精密度, 测量系统精密度评价方法参见附录 B。控制计划中涉及到的所有测量系统都应满足此要求。

4.7 过程的表征

承制方应确定每个关键过程节点需要进行测量的监控参数(包括工艺结果特征值和工艺条件参数)。应确定每个选用的监控参数的目标值, 识别并定量表征其波动, 尽可能使波动得到减少。为此可能要采用各种技术(例如, 线外数据分析、过程分析、用户要求等)。确定关键监控参数的具体要求见 5.2.2。数据采集的具体要求见 5.3.2。

过程表征应描述所选关键监控参数在表征过程方面的局限性。

每个工艺流程的工艺结果特征值或工艺条件参数, 可能随着工艺技术、设备或其他相关因素的变化而变化。在这种情况下, 可能需要重新进行过程能力分析。

对于监控参数, 应确定:

- a) C_{PK} 的目标值和计算方法(C_{PK} 计算方法见 5.4, C_{PK} 计算示例参见附录 C);
- b) 如何选用控制图、计算控制限;
- c) 如何应对失控情况;
- d) 如何应对 C_{PK} 偏低的情况;
- e) 如何报告(对内和对外)。

4.8 SPC 体系实施细则

应编制 SPC 体系实施细则, 并予以实施。SPC 体系实施细则应覆盖每个监控参数。

实施细则至少应包括:

- a) 对每个监控参数所使用的控制技术。根据情况不同, 可采用在线技术或线外技术。注意确保对正态分布和非正态分布采用合适的控制技术;
- b) 针对待分析数据的控制图设计, 包括控制图的选用、控制限的计算。控制图的具体要求见 5.5, 控制图应用示例参见附录 D;
- c) 失控条件的确定(例如判断规则)。失控应包括以下情况: 数据点超出统计控制限之外; 或数据点虽未超出统计控制限, 但数据点显示出明显的变化, 如链、趋势或异常分布。选用哪几种失控判据由承制方决定, 需要考虑过程节点及监控参数的特点、过程能力、误报率与失控状态下运行成本之间的比较权衡等因素。受控/失控判断规则具体见 5.6;
- d) 记录有关事实的程序。应将失控状态形成报告;

- e) 进行失控分析、查找异常原因、实施纠正措施的程序(例如, 失控纠正措施计划), 包括由检验人员、操作人员、工程/技术人员和管理人员采取的相应措施。应分析失控状态, 确定根本原因, 采取纠正措施并形成报告。应评估纠正措施的及时性和有效性, 以防止失控事件再次发生;
- f) 确定和调整统计控制限、样本量和抽样频次的程序。

4.9 在线或线外控制

4.9.1 概述

应确定各关键过程节点的控制方法。实施 SPC 的核心是针对关键过程节点的特点, 采用适用的在线控制技术—控制图, 分析其统计受控状态。如果按照实际情况, 配合选用其他在线和线外控制技术/统计分析工具, 可以提高统计受控状态分析效率, 取得更好的控制效果。

对各关键操作中所采用的在线控制和(或)线外控制技术/统计分析工具, 应确定验证其有效性的方法。应规定数据的记录保存要求。

常用的在线和线外控制技术/统计分析工具见 4.9.2~4.9.4。

4.9.2 确定关键过程节点/提升工艺水平相关技术

为确定关键过程节点, 提升工艺水平, 可采用以下技术:

- a) 工艺流程分析: 基于工艺流程, 分析不同过程节点对产品成品率和可靠性的影响, 有助于确定关键过程节点;
- b) 实验设计: 如果 C_{PK} 值偏低, 工艺水平不足, 可以采用实验设计技术, 优化工艺条件, 减小工艺波动性, 从而提高 C_{PK} 。

4.9.3 数据统计分析技术

统计过程控制中针对数据服从不同的统计分布(例如正态分布、对数正态分布等)需要采用不同的处理方法, 采用合适的数据统计分析技术可以从测量的原始数据中确认其统计分布规律和分布参数, 具体如下:

- a) 直方图: 通过直观显示数据分布是否呈现对称山峰状还是呈现明显的偏斜分布, 可以初步判断数据能否视为正态分布;
- b) 箱线图: 可以直观显示一组数据的分散性特点, 进而分析判断其中是否存在不正常数据;
- c) 散布图或回归分析: 直观显示并定量分析两个变量之间是否存在明显的相关关系, 在多变量问题分析中用于确定不同变量之间是否存在必须考虑的相关性;
- d) 统计推断法(如评估法、假设检验法、置信区间法): 通过数理统计方法对数据进行分布拟合, 确定其分布规律, 并提取出分布参数及其置信区间, 从而可以提高统计分析的精度。

4.9.4 问题分析技术

实施 SPC 过程中, 如果出现失控情况, 可以采用下述问题分析技术, 查找导致失控的原因, 以便采取针对性的措施, 恢复统计受控状态:

- a) 记录表/检测图表: 针对工艺监测数据信息的不同特点类型, 采用合适的记录表/检测图表, 可以得到工艺参数/缺陷分布的多种特殊信息, 为查找失控原因提供参考;
- b) 帕累托分析: 作为一种选定关键因素的图形工具, 可用于查找失控原因中的主要质量因素;
- c) 因果图/鱼骨图: 从失控现象出发, 结合工艺原理分析, 从人、机、料、法、环、测几方面逐层梳理可能存在的原因, 从而对可能导致失控的因素有全面认识。

4.10 培训

应进行充分而合适的培训以支持 SPC 体系的有效运行。培训应按照各类人员的职能和责任的不同予以安排, 并应包括所有需要采用的技术。例如, 应对管理人员、工程/技术人员、生产主管人员/操作人员和技术保障人员分别制定不同的培训计划, 提供必要的培训。

4.11 分承制方 SPC 体系

鼓励分承制方按本标准的要求使用 SPC 体系。该体系可能根据分承制方的材料和零部件的复杂程度、

对承制方过程的关键程度及分承制方的货源情况的不同而不同。

4.12 设备预防性维护

支持 SPC 体系的设备预防性维护应包括以下内容：

- a) 确定设备对工艺结果特征值或工艺条件参数的影响，采集历史数据并确定设备与工艺结果特征值或工艺条件参数的影响时，利用设备制造厂提供的有关使用和维护的资料；
- b) 为了将设备引起的工艺结果特征值或工艺条件参数的波动降至最小，编制预防性维护文件(含维护内容和计划)；
- c) 利用统计分析方法，根据日常工作数据和历史数据对设备预防性维护文件进行修改完善。

4.13 自审核

承制方应建立独立的自审核计划，以评定 SPC 体系的有效性。审核时发现的任何问题，均应通知相关负责人员，采取必要纠正措施。应将所有问题形成报告，并进行跟踪，以确保及时地采取了纠正措施。

SPC 体系的自审核至少每年进行一次。自审核可以作为承制方内部质量管理体系审核的一部分。

附录 E 给出了 SPC 体系自审核清单的示例。

5 SPC 实施

5.1 SPC 实施技术流程

5.1.1 概述

实施 SPC 的技术流程如图 1 所示。

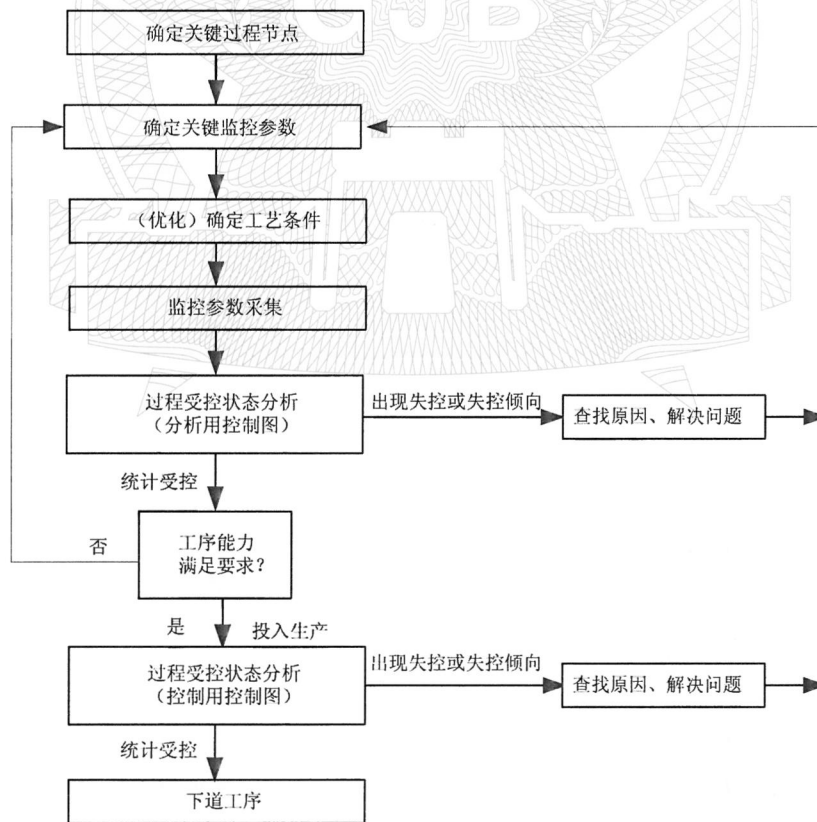


图 1 电子元器件制造过程 SPC 实施流程

5.1.2 确定关键过程节点和关键监控参数

应按照 5.2 要求,确定生产线上应该实施 SPC 的关键过程节点以及能够表征关键过程节点状态的监控参数。

5.1.3 确定设备运行的工艺条件

建议采用实验设计技术优化工艺条件,使得工艺设备处于最优运行状态。

5.1.4 采集监控参数

应按照 5.3 要求,对每个关键过程节点,确定监控参数的数据采集方案,包括对采用的测量系统进行评价。

5.1.5 生产过程是否已处于统计受控状态的分析

应按照 5.5 和 5.6 要求,采用控制图确定关键过程节点的运行是否已处于统计受控状态,包括失控情况下对失控问题的分析和解决。

这个阶段采用的控制图又称为分析用控制图。

5.1.6 工序能力水平 C_{PK} 评价

应按照 5.4 要求,确认工序是否具有较高的能力水平。

只有关键过程节点工艺设备的工序能力指数 C_{PK} 达到一定要求,从而能保证生产线具有较高的成品率,该设备才能用于产品加工。

5.1.7 生产过程是否维持统计受控状态的分析

关键过程节点常规运行过程中,应按照 5.5 和 5.6 要求,采用控制图确定关键过程节点的运行是否维持统计受控状态,失控情况下对失控问题予以分析和解决。

这时采用的控制图又称为控制用控制图。

5.2 确定关键过程节点与关键监控参数

5.2.1 确定关键过程节点

应绘制生产线工艺流程图,基于下述原则确定生产过程中应该实施 SPC 的关键过程节点:

- a) 重要性:通过各过程节点对最终产品成品率以及质量可靠性影响程度的分析,将影响作用明显的过程节点确定为关键过程节点;
- b) 故障易发性:基于生产线的工艺实践,将运行过程中易发生故障的过程节点列为关键过程节点;
- c) 可测性:判断是否可以对该过程节点选定的监控参数进行测量,如果测量手段不具备,就不具备开展 SPC 的条件。

随着 SPC 技术的实施,可以根据实际情况的变化,按照上述原则调整关键过程节点。

5.2.2 确定关键监控参数

为了定量表征关键过程节点的特征和状态,应按下述要求确定相应的监控参数:

- a) 代表性:选定的关键监控参数应能反映关键过程节点的状态,通过对监控参数数据波动情况的分析计算,应能表征该过程节点的工艺能力水平,确定该过程节点是否处于统计受控状态;
- b) 可测性:对该监控参数能进行定量测试。

作为监控参数,可采用工艺结果特征值,也可采用工艺条件参数。通常优先选取工艺结果特征值作为监控参数。

从精简原则考虑,尽量优选一个监控参数。如果一个参数不足以表征该过程节点的状态,也可以选用两个甚至多个工艺参数作为监控参数。

对每个关键监控参数,应确定其加工规范限。

5.3 数据采集与测量系统评价

5.3.1 概述

为了保证评价结果能够真正表征工艺过程的状态,应对关键过程节点的每一台设备制订合适的数据采集方案,满足实施 SPC 的要求。

为了保证 SPC 评价和 C_{PK} 计算结果的精度和可信性, 对用于测量监控参数数据的系统应进行评价, 保证采集数据的质量。

5.3.2 数据采集

5.3.2.1 计量值数据的采集

5.3.2.1.1 样本组数

开始实施 SPC 时, 为了保证计算精度, 应连续采集 25 组数据(至少不少于 20 组), 用于计算控制限。

5.3.2.1.2 数据采集频次

对于“批处理加工”模式运行的过程节点, 每批加工后都应采集一组数据。

对于“逐件加工”模式运行的过程节点, 应根据生产工艺管理需要, 确定采集的频次。例如, 可以每个班次采集一组数据、半天采集一组数据, 或者每隔几个小时采集一组数据。在确定如何将数据划分为一组数据时, 应使得同一组数据代表同一个工艺状态。

5.3.2.1.3 每组样本量

增加每组数据个数, 将有利于保证控制限的计算精度。一般情况下每组数据的个数应不少于 5 个。如果工艺情况特殊, 或者数据采集代价过大, 也可以每组只包含一个数据。

5.3.2.1.4 “无用/虚假”数据的剔除原则

确定某些数据为“无用/虚假”数据从而将其剔除的原则如下:

- a) 对控制图上表现为异常的一组数据, 如果证明该组数据是虚假数据, 或者该组数据虽然是真实的, 但只是临时出现的一组数据, 并不代表其工艺状态, 则可以将其剔除;
- b) 对于一组数据中出现的特别大或者特别小的个别数据, 应采用统计工具(例如箱线图)确定是不正常的的数据, 才能将其剔除。

5.3.2.2 计数值数据的采集

如果关键监控参数为计数值, 如不合格品数、缺陷数, 在采集数据时, 应保证每组有足够多的样本量, 避免出现连续多组不合格品数或者缺陷数为零的情况。

5.3.2.3 数据记录表

对采集的数据, 应根据实际情况, 采用电子表格或者其他合适的方式建立数据记录表。

5.3.3 测量系统评价

对用于采集数据的测量系统, 要求设备量程、分辨力、准确度应满足数据采集的要求并定期进行计量校准以保证测量结果的正确性。应将测量设备计量校准的数据和评价结论形成报告。

此外还应进行测量系统精密度(包括“重复性”和“再现性”)评价, 并且要求系统精密度满足一定要求。计量型测量系统的精密度评价参见附录 B。

5.4 工序能力指数

5.4.1 正态分布数据工序能力指数

5.4.1.1 工序能力指数计算

5.4.1.1.1 概述

记 T_U 和 T_L 分别为判断工艺加工结果是否满足要求的上规范限和下规范限, \bar{x} 和 s 分别为监控参数测量数据所服从的正态分布的均值和标准偏差的估计值。应按照规定要求的不同, 采用公式(1)~公式(4)对关键过程节点的每一台设备分别计算工序能力指数。

\bar{x} 和 s 的计算方法见 5.4.1.2。

注: 如果计算的工序能力指数为负值, 则取为零, 表示完全没有能力。

5.4.1.1.2 双侧规范限情况

对存在双侧规范限 T_U 和 T_L 要求的过程节点, 采用公式(1)或公式(2)计算工序能力指数 C_{PK} 。公式(1)和公式(2)在数学上是等效的。

$$C_{PK} = \frac{(T_U - T_L)}{6s} \left[1 - \frac{|\bar{x} - (T_U - T_L)/2|}{(T_U - T_L)/2} \right] \dots\dots\dots (1)$$

$$C_{PK} = \text{MIN} \{ (\bar{x} - T_L)/3s, (T_U - \bar{x})/3s \} \dots\dots\dots (2)$$

式中:

C_{PK} ——工序能力指数;

T_U ——上规范限;

T_L ——下规范限;

\bar{x} ——监控参数测量数据所服从的正态分布的均值的估计值;

s ——监控参数测量数据所服从的正态分布的标准偏差的估计值。

5.4.1.1.3 只有上侧规范限情况

若工艺加工只有上规范限 T_U 的要求, 按公式(3)计算工序能力指数, 记为 C_{PU} 。

$$C_{PU} = (T_U - \bar{x})/3s \dots\dots\dots (3)$$

式中:

C_{PU} ——工序能力指数;

T_U ——上规范限;

\bar{x} ——监控参数测量数据所服从的正态分布的均值的估计值;

s ——监控参数测量数据所服从的正态分布的标准偏差的估计值。

5.4.1.1.4 只有下侧规范限情况

若工艺加工只有下规范限 T_L 的要求, 按公式(4)计算工序能力指数, 记为 C_{PL} 。

$$C_{PL} = (\bar{x} - T_L)/3s \dots\dots\dots (4)$$

式中:

C_{PL} ——工序能力指数;

T_L ——下规范限;

\bar{x} ——监控参数测量数据所服从的正态分布的均值的估计值;

s ——监控参数测量数据所服从的正态分布的标准偏差的估计值。

5.4.1.2 正态分布均值和标准偏差的估计值

5.4.1.2.1 均值计算方法

若关键过程节点连续采集 k 组监控参数, 每组有 n 个数据, 记第 i 组的第 j 个数据为 x_{ij} ($i=1, 2, \dots, k$; $j=1, 2, \dots, n$), 采用公式(5)计算的平均值 \bar{x} 作为监控参数分布均值的估计值。

$$\bar{x} = \frac{1}{k \times n} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n x_{ij} \dots\dots\dots (5)$$

5.4.1.2.2 标准偏差计算方法

5.4.1.2.2.1 总体标准偏差法

采用公式(6), 直接用 $k \times n$ 个监控参数测量数据计算母体标准偏差的估计值 s 。

$$s = \sqrt{\frac{1}{(k \times n) - 1} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x})^2} \dots\dots\dots (6)$$

5.4.1.2.2.2 分组标准偏差法

首先计算每组 n 个数据的标准偏差, 得到与 k 组数据对应的 k 个标准偏差值 s_i ($i=1, 2, \dots, k$)。

然后计算 k 个标准偏差值的均值 \bar{s} ，再采用公式 (7) 计算的 s 作为监控参数母体正态分布标准偏差的估计值。

$$s = \bar{s} / C_2(n) \dots\dots\dots (7)$$

其中 $C_2(n)$ 是与每组数据个数 n 有关的常数，如表 1 所示。

表 1 $C_2(n)$ 系数表

样本量(n)	C_2	样本量(n)	C_2	样本量(n)	C_2
2	0.7979	10	0.9727	18	0.9854
3	0.8862	11	0.9754	19	0.9862
4	0.9213	12	0.9776	20	0.9869
5	0.9400	13	0.9794	21	0.9876
6	0.9515	14	0.9810	22	0.9882
7	0.9554	15	0.9832	23	0.9887
8	0.9650	16	0.9835	24	0.9892
9	0.9693	17	0.9845	25	0.9896

5.4.1.3 “长期”工序能力指数与“短期”工序能力指数的计算

对工序能力指数而言，“长期”与“短期”实质是反映随机扰动的影响程度。“长期工序能力指数”指各种随机扰动的影响已得到充分表现，或者说采集的数据能够充分反映各种随机扰动的影响。而“短期工序能力指数”则说明某些随机扰动的影响尚未得到充分反映。

例如，对于“批处理加工”模式运行的工艺过程，同时存在“批内波动”和“批间波动”两类扰动。如果采用公式 (7) 通过每组数据标准偏差计算母体标准偏差的估计值，相当于考虑的只是“批内波动”，而没有考虑“批间波动”的影响。因此采用公式 (7) 计算母体标准偏差的估计值所计算的工序能力指数就是“短期工序能力指数”。如果采用公式 (6) 计算母体标准偏差的估计值，就同时考虑了“批内波动”和“批间波动”两类扰动的影响，因此采用公式 (6) 计算母体标准偏差的估计值所计算的工序能力指数就是“长期工序能力指数”。

由于“长期”是指各种随机扰动的影响已得到充分表现，而“短期”则说明某些随机扰动的影响尚未得到充分表现。因此，对同一批数据，“长期工序能力指数”值将小于“短期工序能力指数”计算结果。

为了表征工序节点的实际工艺水平，宜采用“长期工序能力指数”。

5.4.2 非正态分布数据工序能力指数的计算

如果监控参数数据不服从正态分布，应按照下述步骤计算工序能力指数：

- a) 采用数据变换方法，将非正态分布数据转换为正态分布数据：
 - 1) 如果数据服从对数正态分布，直接对每个原始数据取对数，将原始数据转换为正态分布；
 - 2) 如果非正态分布不是对数正态分布，可以采用 Box 变换等数学方法将其转换为正态分布。
- b) 对规范值也进行同样的变换；
- c) 对转换后得到的正态分布数据，按照转换后的规范要求，采用 5.4.1 方法计算工序能力指数。

5.5 控制图

5.5.1 控制限

5.5.1.1 分析用控制图与控制用控制图的控制限

5.5.1.1.1 概述

“分析用控制图”与“控制用控制图”的基本原理完全相同，只是其适用场合、对于数据的要求、以及控制限的确定方法有所不同。

5.5.1.1.2 分析用控制图

如果一个过程节点刚刚开始实施 SPC, 尚不知生产过程是否处于统计受控状态, 或者存在设备经过维修调试、原材料发生变化、生产工艺进行了改进等情况, 总之在“人、机、料、法、环”中一种或者几种因素发生变化的情况下, 为了分析生产过程是否已处于统计受控状态而采用的控制图又称为分析用控制图。

对“分析用控制图”, 应按照 5.3 要求, 积累 25 组(不得少于 20 组)数据后, 才能计算控制限, 使用控制图, 判断生产过程的统计受控状态。

5.5.1.1.3 控制用控制图

如果经过“分析用控制图”阶段, 表明生产过程已处于统计受控状态, 则在随后的常规生产中, 为了判断生产过程是否维持统计受控状态而采用的控制图又称为控制用控制图。

对控制用控制图, 每采集一组数据就应随时添加到控制图中进行分析, 确认该工序是否维持统计受控状态。在这一阶段, 可以延用分析用控制图的控制限, 也可以隔一段时间(例如一个月), 利用统计受控状态下已经采集的数据重新计算、更新控制限。

注: 在控制用控制图阶段, 当出现失控情况从而查找原因并采取措施, 或出现其他情况, 导致“人、机、料、法、环”有较大调整时, 均应重新采集 20 组~25 组数据并重新计算控制限, 从分析用控制图开始。

5.5.1.2 “3 σ 控制限”

按照 GB/T 4091—2001 第 3 章的规定, 采用“3 σ ”原理计算控制图的控制限。

若监控参数特征值 Y 服从均值为 μ 、标准偏差为 σ 的正态分布, 即 $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则采用公式 (8) 确定控制图的中心线 CL (Center Line)、上控制限 UCL (Upper Control Limit) 和下控制限 LCL (Lower Control Limit)。

$$\begin{cases} UCL = \mu + 3\sigma \\ CL = \mu \\ LCL = \mu - 3\sigma \end{cases} \dots\dots\dots (8)$$

5.5.1.3 “分位数控制限”

对正态分布, 均值就是 0.5 分位数, 因此控制图的中心线为监控参数特征值所对应分布的 0.5 分位数 $Y_{0.5}$; 取值小于下控制限 ($\mu - 3\sigma$) 的概率为 0.00135, 因此下控制限就是 0.00135 分位数 $Y_{0.00135}$; 取值小于上控制限 ($\mu + 3\sigma$) 的概率为 $(1 - 0.00135) = 0.99865$, 因此上控制限就是 0.99865 分位数 $Y_{0.99865}$ 。见公式 (9)。

$$\begin{cases} UCL = Y_{0.99865} \\ CL = Y_{0.5} \\ LCL = Y_{0.00135} \end{cases} \dots\dots\dots (9)$$

采用分位数描述的控制限计算公式可以直接拓宽应用于非正态分布情况控制图的控制限计算。

5.5.2 常规控制图

5.5.2.1 常用的常规控制图

表 2 为适用于不同类型数据的“常规控制图”及其使用条件。

采用表 2 所列的常规控制图, 为了便于分析, 应使得每组样本量 n 相同。如果每组样本量 n 不相同, 对计量值应该按照 5.5.2.2.4 方法、对计数值按照 5.5.2.3.2 和 5.5.2.4.3 方法进行处理。

注: 对于不满足常规控制图使用条件的监控数据, 应选用 5.5.3 和 5.5.4 说明的非常规控制图及分位数控制图, 否则会对关键过程节点的统计受控状态作出错误的判断。

表 2 常用的常规控制图

数据类型		数据分布规律	适用控制图	使用条件
计量值		正态分布	均值—标准偏差控制图($\bar{X}-s$ 控制图)	数据满足 IIND (Independently & Identically Normally Distributed) 条件, 即数据相互独立, 服从同一个正态分布
			均值—极差控制图($\bar{X}-R$ 控制图)	
			单值—移动极差控制图($X-R_S$ 控制图)	
计数值	计件值	二项分布	不合格品率控制图(P 控制图)	二项分布参数 p 不小于 1%
			不合格品数控制图(nP 控制图)	
	计点值	泊松分布	缺陷数控制图(c 控制图)	泊松分布参数 λ 不小于 10
			单位缺陷数控制图(u 控制图)	

5.5.2.2 常规计量值控制图

5.5.2.2.1 均值—标准偏差控制图($\bar{X}-s$ 控制图)的控制限计算

对监控参数 x 定期抽取容量为 n 的子样 (x_1, \dots, x_n) , 连续采集 k 组数据, 分别计算得到每组数据的均值和标准偏差数值为 (\bar{x}_i, s_i) ($i=1, 2, \dots, k$), 则:

\bar{X} 控制图的控制限计算按公式(10)。

$$\begin{cases} UCL = (\bar{\bar{x}}) + A_s \times \bar{s} \\ CL = (\bar{\bar{x}}) \\ LCL = (\bar{\bar{x}}) - A_s \times \bar{s} \end{cases} \dots\dots\dots (10)$$

s 控制图的控制限计算按公式(11)。

$$\begin{cases} UCL = B_U \times \bar{s} \\ CL = \bar{s} \\ LCL = B_L \times \bar{s} \end{cases} \dots\dots\dots (11)$$

其中 $(\bar{\bar{x}}) = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (\bar{x}_i)$ 为 k 组子样均值的平均值, $\bar{s} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k s_i$ 为 k 组子样标准偏差的平均值。系数 A_s 、

B_U 和 B_L 只与每组子样数 n 有关, 如表 3 所示。

5.5.2.2.2 均值—极差控制图($\bar{X}-R$ 控制图)的控制限计算

对监控参数 x 定期抽取容量为 n 的子样 (x_1, \dots, x_n) , 连续采集 k 组数据, 分别计算得到每组子样的均值和极差为 (\bar{x}_i, R_i) ($i=1, 2, \dots, k$), 则:

\bar{X} 控制图的控制限计算按公式(12)。

$$\begin{cases} UCL = (\bar{\bar{x}}) + A_2 \times \bar{R} \\ CL = (\bar{\bar{x}}) \\ LCL = (\bar{\bar{x}}) - A_2 \times \bar{R} \end{cases} \dots\dots\dots (12)$$

R 控制图的控制限计算按公式(13)。

$$\begin{cases} UCL = D_4 \times \bar{R} \\ CL = \bar{R} \\ LCL = D_3 \times \bar{R} \end{cases} \dots\dots\dots (13)$$

其中 $\overline{(\bar{x})} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (\bar{x})_i$ 为 k 组数据均值的平均值, $\overline{R} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k R_i$ 为 k 组数据极差的平均值。系数 A_2 、

D_4 和 D_3 只与每组子样数 n 有关, 如表 3 所示。

表 3 $\bar{x}-s$ 控制图与 $\bar{x}-R$ 控制图用系数表

每组数据样本量 (n)	$\bar{x}-s$ 控制图			$\bar{x}-R$ 控制图		
	A_s	B_U	B_L	A_2	D_3	D_4
2	2.659	3.267	0	1.880	0	3.267
3	1.954	2.568	0	1.023	0	2.574
4	1.628	2.266	0	0.729	0	2.282
5	1.427	2.089	0	0.577	0	2.114
6	1.287	1.970	0.030	0.483	0	2.004
7	1.182	1.882	0.118	0.419	0.076	1.924
8	1.099	1.815	0.185	0.373	0.136	1.864
9	1.032	1.761	0.239	0.337	0.184	1.816
10	0.975	1.716	0.284	0.308	0.223	1.777
11	0.927	1.679	0.321	0.285	0.256	1.744
12	0.866	1.646	0.354	0.266	0.283	1.717
13	0.850	1.618	0.382	0.249	0.307	1.693
14	0.817	1.594	0.406	0.235	0.328	1.672
15	0.789	1.572	0.428	0.223	0.347	1.653
16	0.763	1.552	0.448	0.212	0.363	1.637
17	0.739	1.534	0.466	0.203	0.378	1.622
18	0.718	1.518	0.482	0.194	0.391	1.608
19	0.698	1.503	0.497	0.187	0.403	1.597
20	0.680	1.490	0.510	0.180	0.415	1.585
21	0.663	1.477	0.523	0.173	0.425	1.575
22	0.647	1.466	0.534	0.167	0.434	1.566
23	0.633	1.455	0.545	0.162	0.443	1.557
24	0.619	1.445	0.555	0.157	0.451	1.548
25	0.606	1.435	0.565	0.153	0.459	1.541

5.5.2.2.3 单值—移动极差控制图 ($X-R_S$ 控制图) 的控制限计算

如果每组只包含一个数据, 即 $n=1$, 可以采用“单值—移动极差”控制图。移动极差 R_S 指相邻两组数据之差的绝对值。

将每组的一个数据值直接标示在控制图上就是单值控制图。移动极差控制图则描述移动极差值的波动变化是否处于统计受控状态。

单值控制图的控制限计算按公式(14)。

$$\begin{cases} UCL = \bar{x} + 2.66\overline{R_S} \\ CL = \bar{x} \\ LCL = \bar{x} - 2.66\overline{R_S} \end{cases} \dots\dots\dots (14)$$

移动极差控制图的控制限计算按公式(15)。

$$\begin{cases} UCL = 3.267\overline{R}_S \\ CL = \overline{R}_S \\ LCL = 0 \end{cases} \dots\dots\dots (15)$$

其中 \bar{x} 为 k 组单值数据的平均值, \overline{R}_S 为所有移动极差的平均值。

5.5.2.2.4 每组数据个数 n 不相同情况下的 $\bar{X}-s$ 控制图

对于计量值数据,如果每组样本量不同导致每组数据个数不相等,只要按照下述步骤对每组样本测量数据的均值和标准偏差进行变换,转化为服从标准正态分布的结果数据,就可以对转换后的数据调用常规 $\bar{X}-s$ 控制图分析其统计受控状态。

若采集 k 组数据,第 i 组数据个数为 n_i ,记第 i 组中第 j 个数据为 x_{ij} ,其中 $i=1, 2, \dots, k, j=1, 2, \dots, n_i$ 。步骤如下:

- a) 计算每组数据的均值和标准偏差,第 i 批的均值 \bar{X}_i 和标准偏差 s_i 分别按公式(16)、公式(17)计算;

$$\bar{X}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} \dots\dots\dots (16)$$

$$s_i = \frac{1}{n_i - 1} \sqrt{\sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{X}_i)^2} \dots\dots\dots (17)$$

- b) 根据每组数据个数 n_i 、均值 \bar{X}_i 和标准偏差 s_i ,按公式(18)计算母体正态分布的均值估计值 \bar{X} ,按公式(19)计算标准偏差估计值 s ;

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^k n_i \bar{X}_i}{\sum_{i=1}^k n_i} \dots\dots\dots (18)$$

$$s = \frac{\sum_{i=1}^k C_2(n_i) s_i}{\sum_{i=1}^k C_3(n_i)} \dots\dots\dots (19)$$

其中 $C_2(n_i)$ 、 $C_3(n_i)$ 是与每组数据个数 n_i 有关的系数。 $C_2(n_i)$ 与 n_i 的关系如表 2 所示, $C_3(n_i)$ 与 n_i 的关系如表 4 所示。

表 4 $C_3(n)$ 系数表

样本量 (n)	C_3	样本量 (n)	C_3	样本量 (n)	C_3
2	0.6028	10	0.2322	18	0.1702
3	0.4632	11	0.2207	19	0.1655
4	0.3888	12	0.2107	20	0.1611
5	0.3412	13	0.2019	21	0.1571
6	0.3076	14	0.1942	22	0.1534
7	0.2822	15	0.1872	23	0.1499
8	0.2621	16	0.1810	24	0.1466
9	0.2458	17	0.1754	25	0.1436

- c) 分别对每组数据的均值 \bar{X}_i 和标准偏差 s_i 进行标准正态分布转换, 按公式(20)转化为 s_{di} , 按公式(21)转化为 μ_{di} :

$$s_{di} = \frac{s_i - C_2(n_i)s}{C_3(n_i)s} \dots\dots\dots (20)$$

$$\mu_{di} = \frac{\bar{X}_i - \bar{X}}{s/\sqrt{n_i}} \dots\dots\dots (21)$$

- d) 对转换后的数据 μ_{di} 和 s_{di} 进行 $\bar{x} - s$ 控制图分析。两个控制图的上控制限、中心线和下控制限均分别为 3、0 和 -3。

5.5.2.2.5 $\bar{X} - s$ 控制图和 $\bar{X} - R$ 控制图的选用

在每组样本量较小 (n 小于 5) 时, 使用 $\bar{X} - R$ 控制图或者 $\bar{X} - s$ 控制图效果差别不大。如果每批样本量较大, 最好使用 $\bar{X} - s$ 控制图, 提高数据利用效率。

5.5.2.3 常规计件值控制图

5.5.2.3.1 不合格品率控制图 (p 控制图) 与不合格品数控制图 (np 控制图)

不合格品率控制图 (p 控制图) 以不合格品率为关键监控参数, 不合格品数控制图 (np 控制图) 以不合格品数为关键监控参数。

设一共检验 k 批产品, 每一批产品包括的样本量和不合格品数分别为 n_i 和 D_i ($i=1, 2, \dots, k$), 则: p 控制图的控制限计算按公式(22)。

$$\begin{cases} UCL = \bar{p} + 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/n} \\ CL = \bar{p} \\ LCL = \bar{p} - 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/n} \end{cases} \dots\dots\dots (22)$$

np 控制图的控制限计算按公式(23)。

$$\begin{cases} UCL = n\bar{p} + 3\sqrt{n\bar{p}(1-\bar{p})} \\ CL = n\bar{p} \\ LCL = n\bar{p} - 3\sqrt{n\bar{p}(1-\bar{p})} \end{cases} \dots\dots\dots (23)$$

其中 \bar{p} 为母体不合格品率 p 的估计值, 等于检测样本中总的不合格品数除以总的样本量, 见公式(24)。

$$\bar{p} = \frac{\sum_{i=1}^k D_i}{\sum_{i=1}^k n_i} \dots\dots\dots (24)$$

5.5.2.3.2 通用不合格品率控制图 (p_T 控制图)

不合格品率控制图的上下控制限表达式中包含有每批的样本量 n 。如果每批样本量 n_i 互不相同, 就导致上下控制限不是一条水平线, 而是呈现凹凸状的折线, 给控制图的绘制和分析带来很大不便。采用公式(25), 将每组不合格品率数据 p_i 变换为 $(p_T)_i$:

$$(p_T)_i = \frac{p_i - \bar{p}}{\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/n_i}} \dots\dots\dots (25)$$

对转换后的数据 $(p_T)_i$ 绘制不合格品率控制图, 上控制限、中心线和下控制限分别为 3、0 和 -3。

5.5.2.4 常规计点值控制图

5.5.2.4.1 缺陷数控制图(c 控制图)

缺陷数控制图(c 控制图)以每批检测的缺陷数为关键监控参数。

设一共检验 k 批产品, 每一批包括的缺陷数为 $c_i, i=1, 2, \dots, k$, 则 c 控制图的控制限计算按公式(26)。

$$\begin{cases} UCL = \bar{c} + 3\sqrt{\bar{c}} \\ CL = \bar{c} \\ LCL = \bar{c} - 3\sqrt{\bar{c}} \end{cases} \dots\dots\dots (26)$$

其中 \bar{c} 为缺陷数的平均值, 按公式(27)计算。

$$\bar{c} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k c_i \dots\dots\dots (27)$$

5.5.2.4.2 单位缺陷数控制图(u 控制图)

单位缺陷数控制图(u 控制图)以每批缺陷数监控数据中每个检测单元中的缺陷数为关键监控参数。

设一共检验 k 批产品, 每一批包括的检测单元和检测的缺陷数分别为 n_i 和 $c_i, i=1, 2, \dots, k$, 则 u 控制图的控制限计算按公式(28)。

$$\begin{cases} UCL = \bar{u} + 3\sqrt{\bar{u}/n_i} \\ CL = \bar{u} \\ LCL = \bar{u} - 3\sqrt{\bar{u}/n_i} \end{cases} \dots\dots\dots (28)$$

式中 \bar{u} 为单位检测对象中缺陷数的平均值, 按公式(29)计算。

$$\bar{u} = \frac{\sum_{i=1}^k C_i}{\sum_{i=1}^k n_i} \dots\dots\dots (29)$$

5.5.2.4.3 通用单位缺陷数控制图(u_T 图)

单位缺陷数控制图的上下控制限表达式中包含有每批的检测单元数 n_i 。如果每批检测单元数 n_i 互不相同, 就导致上下控制限不是一条水平线, 而是呈现凹凸状的折线, 给控制图的绘制和分析带来很大不便。采用公式(30), 将单位检测单元缺陷数 u_i 变换为 $(u_T)_i$:

$$(u_T)_i = \frac{u_i - \bar{u}}{\sqrt{\bar{u}/n_i}} \dots\dots\dots (30)$$

对转换后的数据 $(u_T)_i$ 绘制单位缺陷数控制图, 上控制限、中心线和下控制限分别为 3、0 和 -3。

5.5.3 非常规控制图

5.5.3.1 非常规控制图的应用场合

5.5.3.1.1 非常规计量值控制图的应用场合

应用常规计量值控制图分析过程节点的统计受控状态, 要求关键过程节点只采用一个关键监控参数, 而且数据应满足 IIND (Independently & Identically Normally Distributed) 条件, 即数据相互独立, 服从同一个正态分布。否则, 应按以下要求进行:

- a) 如果数据不服从正态分布, 应采用 5.5.3.2 说明的非正态分布数据控制图;
- b) 如果不同组数据分别服从几种不同的正态分布, 应采用 5.5.3.3 说明的多品种参数控制图;

- c) 如果数据不满足相互独立的要求，应采用 5.5.3.4 说明的批处理加工参数控制图；
- d) 如果关键过程节点采用两个或者多个关键监控参数，应采用多变量控制图；
- e) 如果数据同时呈现上述几种特点，应采用综合应用相关技术的综合控制图。

5.5.3.1.2 非常规计点值控制图的应用场合

应用常规缺陷控制图要求缺陷数服从泊松分布。如果缺陷分布呈现“成团效应”，应采用考虑成团缺陷分布的“缺陷成团控制图”。

5.5.3.2 非正态分布数据控制图

对非正态分布数据，可以采用数据变换方法进行控制图分析，即：采用数据转换方法将非正态分布数据转换为正态分布数据，就可以对转换后得到的正态分布数据调用常规控制图进行分析。其中：

- a) 如果数据服从对数正态分布，直接对每个原始数据取对数，将原始数据转换为正态分布；
- b) 如果非正态分布不是对数正态分布，可以采用 Box 变换等数学方法将其转换为正态分布。

注：对非正态分布数据，也可以直接采用“计量值分位数控制图”进行分析，见 5.5.4.2。

5.5.3.3 多品种参数控制图

5.5.3.3.1 元器件加工的多品种特点

如果一台设备运行具有“多品种”特点，不同批次加工中会按照不同要求采用几种不同的“工艺菜单”运行。正常情况下按照同一种工艺条件加工的监控参数数据服从同一个正态分布，按照不同工艺条件加工的监控参数数据分别服从不同的正态分布，因此同一台设备连续采集的多组监控参数数据不满足 IIND 中关于“同一个”分布的要求，就不能直接采用常规控制图。

5.5.3.3.2 多品种参数控制图技术

针对“多品种”情况，可以采用“回归”技术，对服从不同正态分布的数据进行“预处理”，使不同批次的数据“回归”到满足“同一个分布”的条件，然后就可以采用常规控制图分析经过预处理的数据，确定过程节点的统计受控状态。多品种参数控制图又称为回归控制图。

可选用的数据预处理方法有：

- a) 标准正态分布处理方法：将不同品种对应的几种正态分布转换为均值为 0、标准偏差为 1 的标准正态分布，满足“同一个”分布的要求；
- b) 数据相对偏差处理方法：对加工精度要求相同但是参数目标值不同的多品种，计算每个数据对于目标值的相对偏差，则所有的相对偏差数据满足“同一个”分布的要求。

注：实施 SPC 的一条基本原则是，对每一台设备，即使存在多品种的情况，也只能使用一张控制图，而不能对每个品种分别采用一种控制图。否则，对同一台设备，加工几个不同品种，就存在有几张控制图，虽然每张控制图上的数据服从同一种分布，但是对每一张控制图上相邻的两组数据之间，该设备可能已按照其他品种加工要求产生了若干组数据，因此从每一张控制图上的相邻几组数据并不能反映实际生产中数据起伏变化的“连续性”情况。判断统计受控状态的规则中，与“连续…点…”相关的几条规则不可能得到正确应用，其结果是不能对生产过程的统计受控状态给出全面正确的评价结论。

5.5.3.4 批处理加工参数控制图

5.5.3.4.1 批处理加工数据的嵌套性

元器件制造过程中，一部分过程节点运行不是“逐件加工”模式，而是具有“批处理加工”特点。这种情况下作为控制图上的一组数据都具有“同时加工生成”的特点。

“批处理加工”工艺过程同时存在“批内波动”和“批间波动”两类扰动。在正常生产情况下，“批内波动”导致同一批处理加工生成的数据，即作为控制图上的同一组数据服从一个正态分布。而在“批间波动”的作用下，导致不同批次加工生成的数据的均值即控制图上不同组数据均值又服从另一个正态分布，这是一种“嵌套”正态分布。因此批处理加工生产生成的数据具有“嵌套性”。

显然这类数据不满足 IIND 中“数据完全相互独立”的条件。实施 SPC 时应采用考虑数据嵌套性特点的“批处理加工参数控制图”，又称为“嵌套控制图”。

5.5.3.4.2 监控参数数据嵌套性的判断

如果设备运行是“批处理加工”模式，作为控制图上的一组数据是“同时加工生成”的，则这类数据往往具有嵌套性特点。从数据大小关系看，具有嵌套特性的数据通常表现为同一组数据呈现同时偏大或者同时偏小的特点。

按照下述步骤可以定量判断监控参数数据是否具有“嵌套性”特点。

若生产过程中采集得到 k 组监控参数数据，每组样本量为 n 。判断监控参数数据是否具有嵌套性的步骤为：

- a) 采用公式(31)、公式(32)计算“平均组间样本离差平方和” $MS_{\text{组间}}$ 以及“平均组内样本离差平方和” $MS_{\text{组内}}$ 。

记第 i 组的第 j 个样本的测量值为 x_{ij} ，第 i 组样本测量数据的均值为 \bar{x}_i ，所有样本测量数据的均值为 \bar{x} ，则：

$$MS_{\text{组间}} = \frac{n \sum_{i=1}^k (\bar{x}_i - \bar{x})^2}{k-1} \dots\dots\dots (31)$$

$$MS_{\text{组内}} = \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_i)^2}{k(n-1)} \dots\dots\dots (32)$$

- b) 计算 $MS_{\text{组间}}$ 与 $MS_{\text{组内}}$ 的比值 ($MS_{\text{组间}} / MS_{\text{组内}}$)，作为样本统计量。

- c) 确定临界值 $\lambda_{(1-\alpha)}$ 。

根据数据的组数 k 、每组数据样本量 n ，以及选定的显著性水平或者称为置信度 $(1-\alpha)$ ，采用公式(33)计算临界值：

$$\lambda_{(1-\alpha)} = F_{1-\alpha}((k-1), k(n-1)) \dots\dots\dots (33)$$

其中 $F_{1-\alpha}((k-1), k(n-1))$ 是自由度为 $(k-1)$ 和 $k(n-1)$ 的 F 分布函数的上 α 分位数。

针对生产过程中的常见情况，即批次数 k 为 20、25、30，每批样本量 n 为 2、3、…、10， α 值为 0.1、0.05、0.01，根据公式(33)构造了临界值表，如表 5 所示。

表 5 嵌套性检验临界值 $\lambda_{(1-\alpha)}$ 数值表

n	k								
	20	20	20	25	25	25	30	30	30
	$\alpha=0.1$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.1$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.1$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.01$
2	1.8022	2.1370	2.9620	1.6890	1.9643	2.6203	1.6109	1.8474	2.3976
3	1.6146	1.8529	2.3937	1.5361	1.7371	2.1835	1.4806	1.6564	2.0408
4	1.5534	1.7625	2.2230	1.4854	1.6633	2.0484	1.4368	1.5935	1.9281
5	1.5230	1.7180	2.1408	1.4600	1.6267	1.9826	1.4148	1.5621	1.8728
6	1.5047	1.6915	2.0923	1.4447	1.6048	1.9435	1.4015	1.5432	1.8399
7	1.4926	1.6739	2.0604	1.4345	1.5902	1.9177	1.3927	1.5306	1.8180
8	1.4839	1.6613	2.0377	1.4272	1.5798	1.8994	1.3863	1.5216	1.8025
9	1.4774	1.6519	2.0208	1.4217	1.5720	1.8857	1.3815	1.5149	1.7908
10	1.4723	1.6446	2.0077	1.4174	1.5659	1.8750	1.3778	1.5096	1.7818

- d) 嵌套性判断。

若统计量 ($MS_{\text{组间}} / MS_{\text{组内}}$) 的数值小于等于临界值 $\lambda_{(1-\alpha)}$ ，说明实际数据不具有嵌套性，因此满

是 IIND 条件，可以采用常规计量值控制图。

若统计量 $(MS_{\text{组间}}/MS_{\text{组内}})$ 值大于临界值 $\lambda_{(1-\alpha)}$ ，表明实际数据具有嵌套性，不满足 IIND 条件，必须采用嵌套控制图。

注： α 值的取值不同，临界值 $\lambda_{(1-\alpha)}$ 也不同，反映出嵌套性显著程度不同。

若 $\lambda_{(1-0.05)} > (MS_{\text{组间}}/MS_{\text{组内}}) > \lambda_{(1-0.1)}$ ，说明实际数据具有嵌套性。

若 $\lambda_{(1-0.01)} > (MS_{\text{组间}}/MS_{\text{组内}}) > \lambda_{(1-0.05)}$ ，说明实际数据具有显著的嵌套性。

若 $(MS_{\text{组间}}/MS_{\text{组内}}) > \lambda_{(1-0.01)}$ ，说明实际数据具有非常显著的嵌套性。

5.5.3.4.3 批处理加工参数控制图的控制限

对具有嵌套特点的监控参数数据，如果仍然使用常规控制图，往往会给出误判，将处于统计受控的状态误判为失控。为了正确评价工艺的统计受控状态，对具有嵌套性特点的数据，应采用下述公式计算控制限，构成批处理加工参数控制图。

批处理加工参数 \bar{x} 控制图的控制限计算按公式 (34)。

$$\begin{cases} UCL = (\bar{\bar{x}}) + 3 \times s_{x\text{-bar}} \\ CL = (\bar{\bar{x}}) \\ LCL = (\bar{\bar{x}}) - 3 \times s_{x\text{-bar}} \end{cases} \dots\dots\dots (34)$$

批处理加工参数 s 控制图的控制限计算按公式 (35)。

$$\begin{cases} UCL = B_U \times \bar{s} \\ CL = \bar{s} \\ LCL = B_L \times \bar{s} \end{cases} \dots\dots\dots (35)$$

其中 $(\bar{\bar{x}}) = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (\bar{x})_i$ 为 k 组数据均值的平均值， $s_{x\text{-bar}} = \sqrt{\frac{1}{(k-1)} \sum_{i=1}^k ((\bar{x})_i - (\bar{\bar{x}}))^2}$ 为 k 组数据均值之间的

标准偏差， $\bar{s} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k s_i$ 为 k 组数据对应的 k 个标准偏差的平均值，其中 s_i 为第 i 组数据的标准偏差。

系数 B_U 和 B_L 只与每组子样数 n 有关，如表 3 所示。

5.5.3.4.4 “二阶嵌套”情况

如果“批处理加工”过程节点在每批加工同时生成的一组数据中还包括几个子组，则影响数据波动性的因素除了“批间波动”、“批内波动”外，还存在“子组内波动”。正常生产情况下，“子组内波动”导致同一批处理加工生成的数据中，同一子组数据服从一个正态分布。“批内波动”导致同一组数据内不同子组数据的均值服从另一个正态分布。而在“批间波动”的作用下导致不同组数据的均值又服从另一个正态分布。这是一种“二阶嵌套”正态分布。对于不存在子组的情况则称为“一阶嵌套”。

二阶嵌套批处理加工参数 \bar{x} 控制图的控制限计算按公式 (36)。

$$\begin{cases} UCL = (\bar{\bar{x}}) + 3 \times s_{x\text{-bar}} \\ CL = (\bar{\bar{x}}) \\ LCL = (\bar{\bar{x}}) - 3 \times s_{x\text{-bar}} \end{cases} \dots\dots\dots (36)$$

二阶嵌套批处理加工参数 s 控制图的控制限计算按公式 (37)。

$$\begin{cases} UCL = B_U \times \bar{s} \\ CL = \bar{s} \\ LCL = B_L \times \bar{s} \end{cases} \dots\dots\dots (37)$$

其中 $\bar{(\bar{x})} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (\bar{x})_i$ 为 k 组数据均值的平均值, $s_{x\text{-bar}} = \sqrt{\frac{1}{(k-1)} \sum_{i=1}^k ((\bar{x})_i - \bar{(\bar{x})})^2}$ 为 k 组数据均值之间的标准偏差, $\bar{s} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k s_i$ 为 k 组数据对应的 k 个标准偏差 s_i 的平均值, s_i 是第 i 组数据内部子组均值之间的标准偏差。系数 B_U 和 B_L 只与每组子样数 n 有关, 如表 3 所示。

5.5.4 分位数控制图

5.5.4.1 分位数控制图的应用场合

采用分位数控制限计算公式 (9) 绘制的控制图称为分位数控制图。以下情况应采用分位数控制图:

- a) 对于非正态分布的计量值数据, 可以采用 5.5.4.2 说明的计量值分位数控制图。
- b) 对计件值数据, 如果不合格品率较低, 例如 p 不超过 1%, 就需要采用 5.5.4.3 说明的计件值分位数控制图。
- c) 对计点值数据, 如果缺陷数较少, 例如平均缺陷数 λ 明显小于 10, 就需要采用 5.5.4.4 说明的计点值分位数控制图。

5.5.4.2 计量值分位数控制图

计量值分位数控制图的控制限计算按公式 (38)。

$$\begin{cases} UCL = Y_{0.99865} \\ CL = Y_{0.5} \\ LCL = Y_{0.00135} \end{cases} \dots\dots\dots (38)$$

可以采用三阶矩展开式计算随机变量 Y 的 α 分位数 Y_α , 见公式 (39)。

$$Y_\alpha = \theta + z_\alpha \sigma + \mu_3 (z_\alpha^2 - 1) / (6\sigma^2) \dots\dots\dots (39)$$

其中 z_α 为标准正态分布的 α 分位数。若 $\alpha=0.00135$, 则 $z_\alpha = -3$; 若 $\alpha=0.99865$, 则 $z_\alpha = +3$; 若 $\alpha=0.5$, 则 $z_\alpha = 0$ 。

θ 、 σ 和 μ_3 是表征随机变量 Y 的三个统计特征量。其中 θ 为 Y 的期望值 (均值), σ^2 为 Y 的方差, μ_3 是 Y 关于 θ 的 3 阶中心距。

记检测的一组监控参数数据为 y_1 、 y_2 、 \dots 、 y_n , 可采用公式 (40)、公式 (41)、公式 (42) 计算这三个统计特征量的估计值:

$$\hat{\theta}(y) = \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \dots\dots\dots (40)$$

$$\hat{\sigma}(y) = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \dots\dots\dots (41)$$

$$\hat{\mu}_3(y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^3 \dots\dots\dots (42)$$

5.5.4.3 计件值分位数控制图

设一共检验 k 批产品, 每一批产品包括的样本量和不合格品数分别为 n_i 和 D_i ($i=1, 2, \dots, k$), 则: 不合格品率分位数控制图的控制限计算按公式 (43)。

$$\begin{cases} UCL = \bar{p} + 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/n+4(1-2\bar{p})/(3n)} \\ CL = \bar{p} - (1-2\bar{p}) / (6n) \\ LCL = \bar{p} - 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/n+4(1-2\bar{p})/(3n)} \end{cases} \dots\dots\dots (43)$$

不合格品数分位数控制图的控制限计算按公式(44)。

$$\begin{cases} UCL = n\bar{p} + 3\sqrt{n\bar{p}(1-\bar{p})} + 4(1-2\bar{p})/3 \\ CL = n\bar{p} - (1-2\bar{p})/6 \\ LCL = n\bar{p} - 3\sqrt{n\bar{p}(1-\bar{p})} + 4(1-2\bar{p})/3 \end{cases} \dots\dots\dots (44)$$

其中 \bar{p} 为母体不合格品率 p 的估计值, 等于检测样本中总的不合格品数除以总的样本量, 见公式(45)。

$$\bar{p} = \frac{\sum_{i=1}^k D_i}{\sum_{i=1}^k n_i} \dots\dots\dots (45)$$

5.5.4.4 计点值分位数控制图

设一共检验 k 批产品, 每一批包括的检测单位和检测的缺陷数分别为 n_i 和 c_i , $i=1, 2, \dots, k$, 则: 缺陷数分位数控制图的控制限计算按公式(46)。

$$\begin{cases} UCL = \bar{c} + 3\sqrt{\bar{c}} + 4/3 \\ CL = \bar{c} - 1/16 \\ LCL = \bar{c} - 3\sqrt{\bar{c}} + 4/3 \end{cases} \dots\dots\dots (46)$$

其中 \bar{c} 为缺陷数的平均值, 见公式(47)。

$$\bar{c} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k c_i \dots\dots\dots (47)$$

单位缺陷数分位数控制图的控制限计算按公式(48)。

$$\begin{cases} UCL = \bar{u} + 3(\bar{u}/n)^{1/2} + 4/(3n) \\ CL = \bar{u} - 1/(6n) \\ LCL = \bar{u} - 3(\bar{u}/n)^{1/2} + 4/(3n) \end{cases} \dots\dots\dots (48)$$

其中 \bar{u} 为单位检测对象中缺陷数的平均值, 见公式(49)。

$$\bar{u} = \frac{\sum_{i=1}^k C_i}{\sum_{i=1}^k n_i} \dots\dots\dots (49)$$

5.6 受控/失控判断规则

为了便于理解判断规则, 将控制图上控制限范围分为 6 个区间, 如图 2 所示。由于上下控制限分别对应中心线 $CL+3\sigma$ 以及中心线 $CL-3\sigma$, 因此每个区间对应一个 σ 。

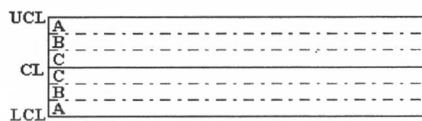


图 2 控制限范围的区域分区

结合图 2，根据 GB/T 4091—2001，给出下述 8 条基本判断规则，可以根据生产线的实际情况选用：

a) 数据点超过控制限

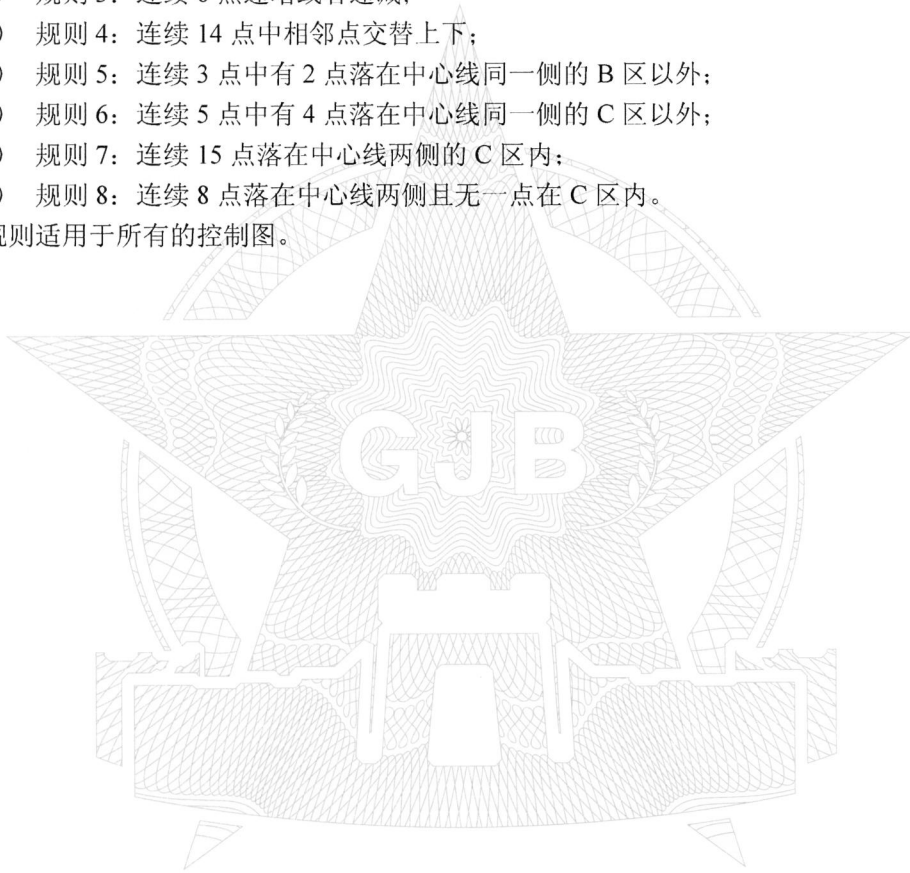
规则 1：控制图上有一个点位于控制限以外，则判断生产过程失控。

注：承制方也可根据实际情况采取下列判断规则：若控制图上有一部分数据点位于控制限以外，则判断该生产过程失控。“一部分”数据点是指：连续 25 个数据点中至少有 1 个点在控制限以外；连续 35 个数据点中至少有 2 个点在控制限以外；连续 100 个数据点中至少有 3 个点在控制限以外。

b) 数据点均未超出控制限，但是只要出现以下规则中列出的小概率事件，也应判断工艺失控：

- 1) 规则 2：连续 9 点落在中心线的同一侧；
- 2) 规则 3：连续 6 点递增或者递减；
- 3) 规则 4：连续 14 点中相邻点交替上下；
- 4) 规则 5：连续 3 点中有 2 点落在中心线同一侧的 B 区以外；
- 5) 规则 6：连续 5 点中有 4 点落在中心线同一侧的 C 区以外；
- 6) 规则 7：连续 15 点落在中心线两侧的 C 区内；
- 7) 规则 8：连续 8 点落在中心线两侧且无一点在 C 区内。

上述规则适用于所有的控制图。



附 录 A
(资料性附录)
SPC 体系实施计划编制指南

A.1 目的

叙述文件的目的。

A.2 范围

本计划适用于承制方的范围。

A.3 目标

应用 SPC 的目标以及其应用的基本原理。

A.4 总则

A.4.1 定义

适用于 SPC 及承制方规定的定义。

A.4.2 引用文件

SPC 体系的引用文件。可以增加其他规范和标准，其中包括内部质量体系规范、检查程序、不合格品的控制程序等。

A.4.3 SPC 领导小组

A.4.3.1 按照职务概述 SPC 领导小组的成员，以及他们在执行 SPC 体系计划中的责任。该领导小组的目的是推动和监督总体的 SPC 计划的实施。该领导小组可以利用 A.4.3.2~A.4.3.16 给出的方法来策划和组织 SPC 体系。

A.4.3.2 领导小组由各职能部门的负责人组成，其中还应包括一位全面了解 SPC 概念、熟悉 SPC 技术的使用和应用的质量工程师或统计师。该领导小组应由高层技术负责人来领导。

A.4.3.3 规定管理小组初始的 SPC 培训，以确保他们理解 SPC 的概念和原理。参观其他已成功地建立了 SPC 体系的承制单位。确定潜在的隐患和障碍。

A.4.3.4 规定利用研究会或小组会议对中层管理人员和生产线的管理人员进行全面意识培训，介绍有关概念、组织计划和目标。

A.4.3.5 设定实施目标，以便在整个过程中建立和实施 SPC 体系。SPC 体系着眼于应用统计技术来维持过程的稳定和减少过程波动，以便不断提高产品质量、可靠性和服务水平。

A.4.3.6 根据工艺流程组合有关过程及其相关操作，使得生产、工程和质量人员可以针对具体过程组成质量改进小组。

A.4.3.7 确定过程表征、能力分析、在线和线外控制、编制文件、培训等方面的组织责任。

A.4.3.8 拟制定期活动计划，责成组织内的各级人员参与建立 SPC 体系，并把此事作为总体工作过程的主要部分。

A.4.3.9 确定所需的资源。按照需要，聘用内部专家、外部顾问或接受有偿服务，以便确保有效地推行计划。

A.4.3.10 拟制在总体工艺流程中确定关键操作的原则并编成文件。

A.4.3.11 根据历史数据，利用帕累托分析等解决问题的方法，将问题和其原因按轻重程度排列。根据分析结果来选定过程组合，以便开始采用 SPC 方法。寻找早期成功的机会，以便增加 SPC 的获益。对参与初期采用 SPC 的相应人员规定进一步的技术培训。

A. 4. 3. 12 拟制定量的业绩考核方法。确定早期考核方法并设定改进目标。例如，可以使用效益费用之类的产品质量指标来跟踪总体的改进。在全体职员例行会议上评审有关业绩和问题，介绍有关概念、组织计划和目标。

A. 4. 3. 13 在本区域采用 SPC 之前及采用期间，对操作人员进行培训。生产线的管理人员要参加操作人员的培训。

A. 4. 3. 14 利用 A.4.6 规定的统计方法，在选定的过程组合中实施 SPC 技术。

A. 4. 3. 15 确定 SPC 文件体系。

A. 4. 3. 16 在初期实施 SPC 取得成功后，复查实施过程的力度和薄弱环节，按需要调整策略，把 SPC 体系的实施扩大到其他区域，直到整个过程。

A. 4. 4 培训

叙述 SPC 培训的方针，其中包括规定培训的教员、接受培训的人员、培训频次、培训方法(即：小组培训、业务小组自学、个人自学等)，并叙述 SPC 培训的一般科目目录和技术(即：基础统计学、基本统计分析工具、解决问题方法等)。建议的 SPC 培训大纲的科目为：

- a) SPC 的定义、术语和原理；
- b) 解决问题的基本方法：
 - 1) 帕累托分析；
 - 2) 因果图；
 - 3) 检测图表；
 - 4) 直方图；
 - 5) 散布图；
 - 6) 基础统计学；
 - 7) 小组培训；
 - 8) 波动的概念。
- c) 控制基础知识：
 - 1) 控制概念；
 - 2) 控制图。
- d) 能力分析：
 - 1) 控制与能力的关系；
 - 2) 能力指数；
 - 3) 测量系统分析。
- e) 实验设计。

A. 4. 5 组织职责

详述在整个组织内各级领导所承担的义务。应叙述管理者、工程技术人员、技术保障职能人员、生产人员等的具体责任。应按工作责任确定维修、优化及记录 SPC 数据的范围。

A. 4. 6 实施方法

A. 4. 6. 1 作出工艺流程图。对每个操作的关键参数按重要程度排序，其中包括本阶段在过程中的工艺条件参数、工艺结果特征值及要求。表明下列事项：

- a) 操作点的工艺条件参数。按重要程度对关键参数排序；
- b) 操作点的工艺结果特征值。从满足工艺结果特征值要求的角度，对本操作在工艺全过程中的重要程度排序。

A. 4. 6. 2 对于 A.4.6.1 a) 所确定的每项工艺结果特征值要求，确定其因果关系(即：工艺结果特征值要求为结果，工艺条件关键参数是原因)。按重要程度对每个结果的原因排序。

- A. 4. 6. 3 对于计划好的实验,规定数据采集点和(或)确定控制图。对于每个数据采集点,说明下列事项:
- a) 分组规模及抽样方案;
 - b) 采集数据的方法;
 - c) 责任人。
- A. 4. 6. 4 进行测量系统分析,使测量系统有效。
- A. 4. 6. 5 选定并实施相应的控制程序,开始采集数据。
- A. 4. 6. 6 确定过程是否处于统计控制状态。
- A. 4. 6. 7 如果过程未处于统计控制状态,则应确定并消除引起波动的异常原因,直到处于统计控制状态。
- A. 4. 6. 8 进行能力分析。
- A. 4. 6. 9 如果过程能力满足要求,则确定过程的长期稳定性。
- A. 4. 6. 10 如果过程能力不满足要求,则需通过实验设计等方法改进过程,或者修改目标,重新进行能力分析。
- A. 4. 6. 11 如果过程不能长期稳定,则需确定并消除异常原因,重新进行能力分析。
- A. 4. 6. 12 对于每个特性,重复上述过程。
- A. 4. 6. 13 确定随机原因引起波动的主要因素并实施改进的活动计划,选定降低波动的最佳方案。当作出改进时,重新执行 SPC 实施步骤。
- A. 4. 6. 14 跟踪改进进程。
- A. 4. 6. 15 在各个区域召开例行会议,以探讨因果关系,研究改进计划、研究纠正措施及失控状态等。应吸收操作人员参加会议。在每次会议期间,应按轻重缓急安排议题,规定相应措施。

A. 4. 7 文件编制, 图表制作和管理

概述下列范围:

- a) 证明 SPC 控制图(正态、非正态分布数据)使用的合理性;
- b) 控制图上注解的惯例;
- c) 受控/失控判断规则的确定;
- d) 控制图的类型;
- e) 分组规模和抽样方案;
- f) 控制限计算方法;
- g) 失控时的措施;
- h) 控制图维持的方法;
- i) 控制图归档要求;
- j) 测量系统分析,保证测量系统有效;
- k) 产品、过程、设备图表的应用;
- l) 持续改进;
- m) 计算机数据处理。

叙述对不合格品的处理。还可以确定采集数据的位置,这些数据是用来表征或判定关键节点的。

A. 4. 8 需要实施 SPC 的关键操作

列出需受到 SPC 控制的关键节点或操作。例如,关键节点信息清单可以包括区域、设备、过程步骤或监控、所测的变量、测量方法、操作的输入、度量单位、控制图类型、分组规模和抽样方案等。

A. 4. 9 校准和维护

叙述校准和维护的方法。也可以描述在承制方内部利用 SPC 来预测设备的失效或停机时间,以及确定根本原因的方法。

A.4.10 外购材料及分承制方的 SPC 体系

A.4.10.1 外购材料及分承制方的 SPC 体系概述

叙述对外购材料及分承制方使用 SPC 方法的管理途径。列出利用 SPC 数据的和(或)向承制方提供 SPC 数据的关键分承制方目录。

A.4.10.2 分承制方 SPC 体系的管理大纲可以由下列要素组成:

- a) 对 SPC 过程起关键作用的分承制方的选择原则;
- b) 在设计阶段分承制方的早期参与,以促进工程合作并配合降低过程波动;
- c) 根据承制方的过程和最终产品的目标,确定外购材料和零件的统计控制目标;
- d) 将现有的公差方法转换到具有标称值、标准偏差及过程和产品能力指数的度量方法;
- e) 建立承制方—分承制方联合材料小组,以便共同决定关键特性、确定基线方法,通过实验设计降低波动并建立度量法;
- f) 确定关键的质量特性,只要这些特性受到控制,就可以减少或免去承制方对材料、零部件和组装件的检验和试验;
- g) 对工艺条件参数和工艺结果特征值实施并维持统计控制;
- h) 进行过程和能力分析,以便确定基线;
- i) 通过实验设计降低波动,以便获得鲁棒性的(robust)设计、过程以及获得满足统计目标的产品;
- j) 对于符合工艺条件参数或工艺结果特征值统计目标的分承制方实施认证,则可减少或免去承制方进行的检验或试验;
- k) 建立电子数据交换(EDI)系统,使承制方能监控分承制方关键材料质量特性的进展;
- l) 承制方和分承制方进行信息交流,使得不断降低分承制方操作的波动。

A.4.10.3 为了支持分承制方的 SPC 体系,承制方一般提供下列支持:

- a) 策略、路线图、目标及降低分承制方材料波动的详细计划;
- b) 培训和技术支持,以帮助分承制方通过实验和统计过程控制来降低波动;
- c) 计算机通信支持,以利于分承制方的统计数据实现电子数据交换。

A.4.11 用户使用 SPC(适用时)

描述收集用户使用 SPC 的资料,以便形成输入数据,作为支持不断改进的反馈机制。列出这种用户目录或者应指出列有这些用户目录的文件。

A.5 重大步骤的时间安排及责任

说明由谁、何时、如何不断改进承制方的 SPC 体系并予以实施。也可以说明对重大步骤安排进行评价的时间间隔及由谁来评价。

A.6 自审核

详细规定 SPC 体系自审核计划。可以参考采用本标准的“自审核清单”(见附录 E)。同时应说明审核频次、文件及审核结果处理之类的其他事项。

附录 B
(资料性附录)
测量系统精密度评价方法

B.1 范围

SPC 技术的核心是基于关键监控参数数据的波动信息，采用控制图判断过程节点的统计受控状态，并通过计算 C_{PK} 表征工艺能力水平的高低。因此数据质量的好坏，将决定 SPC 的实施效果。对于采集数据的测量系统，不但要求设备量程、分辨力、准确度应满足数据采集的要求、通过计量校准以保证测量结果的正确性，还应对系统进行精密度评价。

本附录针对实施 SPC 的需要，说明测量系统精密度(包括“重复性”和“再现性”)的评价方法以及需要注意的问题。

B.2 测量系统精密度评价要求

B.2.1 测量系统精密度的定量表征

测量系统的精密度描述为不同操作人员采用同一台仪器多次重复测量同一个对象，测量结果分散性的大小。精密度反映了测量过程的随机误差。影响测量系统精密度的因素包括重复性和再现性。其定量表征如下：

- a) 重复性(Repeatability)的定量表征 $\sigma_{\text{重复性}}$ 。正常情况下，同一测量者使用同一测量仪器重复测量同一对象时，所得的测量值不会完全相同，一般服从正态分布。定量表征测量系统重复性的方法是计算同一个操作人员采用同一台测量仪器重复多次测量同一个对象得到的多个测量数据之间的标准偏差，记为 $\sigma_{\text{重复性}}$ 。
- b) 再现性(Reproducibility)的定量表征： $\sigma_{\text{再现性}}$ 。再现性描述的是不同操作者(也包括不同时间、不同环境等不同的条件)使用相同的测量仪器对同一产品的同一特性分别进行重复测量，所得测量结果之间的差别。定量表征测量系统再现性的方法是计算不同操作人员采用同一台测量仪器重复多次测量同样对象所得数据平均值之间的标准偏差，记为 $\sigma_{\text{再现性}}$ 。
- c) 测量系统精密度的定量表征： $\sigma_{\text{仪器}}(\sigma_G)$ 。描述系统精密度大小的参数是系统标准偏差 $\sigma_{\text{仪器}}$ ，又简写为 σ_G 。 $\sigma_{\text{仪器}}$ 与 $\sigma_{\text{重复性}}$ 以及 $\sigma_{\text{再现性}}$ 之间的关系为公式(B.1)：

$$\sigma_{\text{仪器}}^2 = \sigma_{\text{重复性}}^2 + \sigma_{\text{再现性}}^2 \dots\dots\dots (B.1)$$

- d) 工艺参数分散性的定量表征： $\sigma_{\text{工艺}}(\sigma_P)$ 。实际生产过程中，用工艺参数分布的标准偏差 $\sigma_{\text{工艺}}$ 描述工艺参数的分散程度。 $\sigma_{\text{工艺}}$ 又简写为 σ_P 。
- e) 测量数据分散性的定量表征： $\sigma_{\text{总}}(\sigma_T)$ 。实际生产过程中，采集的工艺参数数据是用测试仪器测量得到的，记测得的工艺参数数据分散性的标准偏差为 $\sigma_{\text{数据}}$ ，显然，测得的工艺参数数据所表现出的起伏实际上同时包括了工艺本身的波动以及测量系统本身分散性这两种因素的总起伏，因此又称为 $\sigma_{\text{总}}$ ，简写为 σ_T 。 $\sigma_{\text{数据}}$ 与 $\sigma_{\text{工艺}}$ 以及 $\sigma_{\text{仪器}}$ 之间的关系为公式(B.2)：

$$\sigma_{\text{数据}}^2 = \sigma_{\text{工艺}}^2 + \sigma_{\text{仪器}}^2 \dots\dots\dots (B.2)$$

或者简记为：

$$\sigma_T^2 = \sigma_P^2 + \sigma_G^2$$

B.2.2 测量系统精密度的评价

B.2.2.1 (R&R)%评价

为了保证测量数据的分散性基本反映的是工艺本身的分散性，应保证公式(B.2)中测量系统的标准偏差 $\sigma_{\text{仪器}}$ 足够小，或者说应该保证 $\sigma_{\text{仪器}}$ 与 $\sigma_{\text{数据}}$ 之比尽量小，使测量数据的分散性 $\sigma_{\text{数据}}$ 近似等于表征工

艺本身分散性的 $\sigma_{\text{工艺}}$ 。

由于系统精密度是系统“重复性”和“再现性”(Repeatability & Reproducibility, 缩写为 R&R)两个因素的综合结果, 通常记 $\sigma_{\text{仪器}}$ 与 $\sigma_{\text{数据}}$ 之比为 $(R\&R)\%$, 即公式(B.3)和公式(B.4)。

$$(R\&R)\% = \frac{\sigma_{\text{仪器}}}{\sigma_{\text{数据}}} \dots\dots\dots (B.3)$$

或者 $(R\&R)\% = \frac{\sigma_G}{\sigma_T} \dots\dots\dots (B.4)$

也可以简记为 $\frac{G}{T}$

$(R\&R)\%$ 的大小可直接用于评价系统能否用于实施 SPC 的数据采集。目前普遍采用的评价要求是按照实际 $(R\&R)\%$ 值划为三个区间:

- a) 若 $(R\&R)\%$ 不大于 10%, 则该系统能满足数据采集要求;
- b) 若 $(R\&R)\%$ 在 10%~30%之间, 则该系统基本合适。如果用来测量用户指定的特性, 应征得用户同意;
- c) 若 $(R\&R)\%$ 大于 30%, 说明精密度太差, 不能满足数据采集要求, 因此不能使用。

上述定量要求又称为 10%~30%评价判据。

B. 2. 2. 2 关于 $\sigma_{\text{仪器}}$ 与 $\sigma_{\text{工艺}}$ 之比的评价

也可以采用公式(B.5)计算 $(R\&R)\%$ 。

$$(R\&R)\% = \frac{\sigma_G}{\sigma_P} = \frac{\sigma_{\text{仪器}}}{\sigma_{\text{工艺}}} \dots\dots\dots (B.5)$$

由于 $\sigma_{\text{数据}}^2 = \sigma_{\text{工艺}}^2 + \sigma_{\text{仪器}}^2$, 因此式(C.4)和式(C.5)两种方法计算的 $(R\&R)\%$ 值会有所差别。由于 $\sigma_{\text{工艺}}$ 总小于 $\sigma_{\text{数据}}$, 因此用 $\sigma_{\text{仪器}}$ 和 $\sigma_{\text{工艺}}$ 之比计算的 $(R\&R)\%$ 值将大于 $\sigma_{\text{仪器}}$ 与 $\sigma_{\text{数据}}$ 之比的结果。如果都采用 10%~30%判断规则, 采用式(B.5)计算的结果将代表一种从严的要求。表 B.1 列出部分计算结果的对比。

表 B. 1 两种 $(R\&R)\%$ 计算结果比较

$(R\&R)\% = \sigma_G / \sigma_P$	10%	10.05%	20%	30%	31.5%	35.0%	50.0%	75.0%	90.0%
$(R\&R)\% = \sigma_G / \sigma_T$	9.95%	10.0%	19.6%	28.7%	30.0%	33.0%	44.7%	60.0%	66.9%

由表B.1可见, 采用 $\sigma_{\text{仪器}}$ 和 $\sigma_{\text{工艺}}$ 之比计算的 $(R\&R)\%$ 值均大于 $\sigma_{\text{仪器}}$ 与 $\sigma_{\text{数据}}$ 之比的结果。而且 $(R\&R)\%$ 值越大, 两种方法计算结果差别越大。但是, 对于判断系统是否满足要求采用的10%和30%这两个判断规则参考值, 两种差别并不大, 最大只有1.5%。

B. 2. 2. 3 关于 $\sigma_{\text{仪器}}$ 与工艺加工规范之比的评价

B. 2. 2. 3. 1 系统测量能力与工艺规范之比的评价

由于测量误差的分布一般非常接近正态分布, 导致单次测量值波动范围为 $(\pm 3\sigma_{\text{仪器}})$, 因此通常采用 $6\sigma_{\text{仪器}}$ 描述系统的测量能力。

工艺加工中, 加工结果是否合格的判据是工艺规范。为了保证采用的测量系统能用于检验加工结果是否合格, 实际使用中, 经常采用测量能力的估计值 $6\sigma_{\text{仪器}}$ 与工艺加工规范宽度 $(T_U - T_L)$ 之比来表征系统水平。由于工艺加工规范宽度又称为容限范围, 因此 $6\sigma_{\text{仪器}}$ 与工艺加工规范宽度之比又称为系统能力与容限之比, 记为 (G/Tol) , 见公式(B.6)。

$$\frac{G}{Tol} = \frac{6\sigma_{\text{仪器}}}{T_U - T_L} \dots\dots\dots (B.6)$$

同时也采用 10%~30%参考判据判断该系统是否具有足够的测量能力。

B.2.2.3.2 ($\sigma_{\text{仪器}}/\sigma_{\text{总}}$)与(G/Tol)比值的适用范围

由公式(B.6)可见,对于具有一定精密度 $\sigma_{\text{仪器}}$ 值的系统, (G/Tol)比值只与规范要求有关,而与表征工艺分散性大小的 $\sigma_{\text{工艺}}$ 无关。因此, (G/Tol)比值实际上表征的是,对一定的加工规范要求,系统精密度能否满足对加工结果是否合格进行检验的要求。

但是由公式(B.5)可见,对于具有一定 $\sigma_{\text{仪器}}$ 值的系统,由于 $(\sigma_{\text{仪器}}/\sigma_{\text{工艺}})$ 比值不但与系统本身的精密度 $\sigma_{\text{仪器}}$ 有关,同时也取决于工艺加工的精度 $\sigma_{\text{工艺}}$,因此 $(\sigma_{\text{仪器}}/\sigma_{\text{工艺}})$ 比值实际上表征的是,对不同精度的加工设备,进行工艺水平评价时,系统精密度满足数据采集要求的程度。如果是为了实施SPC采集数据,则应该用 $(\sigma_{\text{仪器}}/\sigma_{\text{总}})$ 比值评价系统精密度是否满足要求。如果工艺加工设备精度越高,表征加工结果工艺参数数据分散性的标准偏差 $\sigma_{\text{工艺}}$ 越小,则 $\sigma_{\text{总}}$ 也越小。为了保证 $(\sigma_{\text{仪器}}/\sigma_{\text{总}})$ 比值满足10%~30%判据要求,就必然要求 $\sigma_{\text{仪器}}$ 更小。这就是说,加工精度越高的工艺,需要采用精度更高的系统才能满足SPC对采集数据的要求。因此,对实施SPC而言,应该采用 $(\sigma_{\text{仪器}}/\sigma_{\text{总}})$ 才能评价出系统精密度是否满足数据采集的要求。而比值(G/Tol)大小只能说明该系统能否用于合格与否的检验,不能说明系统精密度是否满足实施SPC的数据采集需要。

B.2.3 测量系统精密度的评价流程

对测量系统进行精密度评价的流程如图B.1所示,包括7个步骤。

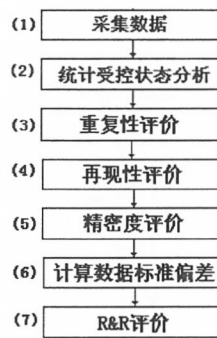


图 B.1 测量系统精密度评价的基本流程

B.3 测量系统精密度评价步骤

B.3.1 步骤1—数据采集

B.3.1.1 数据采集方案

B.3.1.1.1 数据采集方案的制订

为了保证对系统进行重复性、再现性和统计受控状态的全面评价,制订数据采集方案需要考虑下面三个因素:

- a) 抽取的样本量 n ;
- b) 安排的操作者数 k ;
- c) 每位操作者对每个样本重复测量的次数 m 。

针对实施SPC的需要,目前系统评价采用的数据采集基本方案是:抽取20个样本($n=20$),选取三名操作者($k=3$),每人均分别对每个样本重复测量两次($m=2$),记录测量数据,然后根据测得的60个数据,评价系统的运行是否处于统计受控状态,并在定量计算系统的重复性和再现性的基础上计算精密度,确定系统能满足SPC对数据采集的要求。

B.3.1.1.2 选取样本应注意的问题

选取样本应注意以下问题:

- a) 样本量:根据SPC基本原理,为了评价过程是否处于统计受控状态,应采用25组数据,最少不得少于20组。因此,为了正确评价系统运行状态,样本量最好不要小于20个。如果只采用

5 个或者 10 个样本，很难保证统计受控状态评价结果的有效性；

- b) 样本抽取方式：为了保证系统评价中使用的样本能真正反映实际工艺状态，特别是如果还要根据系统评价中采用的样本来计算工艺数据的标准偏差，选用的 20 个样本应尽量覆盖工艺参数的范围。

B.3.1.2 选取样本的“替代样本法”

元器件生产中，有些工艺参数的测试是破坏性的。例如，半导体器件生产中，内引线键合强度是测量将内引线拉断时所需力的大小，芯片粘接强度是测量将芯片推离粘接区所需力的大小。显然这些都是破坏性的，无法对同一个对象重复测量。对于这类破坏性的测试，系统评价可以选用“替代样本法”。

例如，采用“替代样本法”评价拉力计系统精密度的方法是选用多个不同重量的砝码或者重物，其重量大小对应实际内引线拉力数值范围。然后用拉力计重复两次拉吊同一个重物，等效为重复两次拉力测量，就可以评价拉力计的重复性、再现性。

B.3.2 步骤 2—统计受控状态的评价

B.3.2.1 概述

为了保证系统精密度的评价结果能真正反映系统的实际状态，应保证评价过程中测量系统的运行处于统计受控状态。由于仪器本身的状态以及操作者的操作是否合适都会影响系统的实际运行状态，因此，应采用控制图分别对每个操作者使用仪器的情况进行评价。

B.3.2.2 控制图选用

由于每组数据是对同一个样本重复两次测量的结果，只包含两个数据，因此可以采用均值—极差控制图评价系统运行的统计受控状态。其中均值控制图中每个数据点是对同一个样本重复两次测量值的平均值，反映了样本本身数值的大小。极差是对同一个样本重复两次测量结果之差值，反映了测量系统的精密度。

由于均值控制图中每个数据点是对同一个样本重复两次测量值的平均值，呈现明显的“嵌套性”，应采用公式(34)计算均值控制图的控制限。如采用常规均值—极差控制图中公式(12)计算均值控制图的控制限，即使测量系统运行处于统计受控状态，均值控制图上也会出现多个超出控制限的数据点，显示出严重失控状态，给出不正确的评价结果。

B.3.2.3 系统运行受控状态的判断规则选用

由于评价系统采用的数据是从工艺加工结果中随机抽取的，这些样本之间不一定存在“前后顺序关系”，因此对均值控制图只需要采用规则 1，即如果有数据点超出控制限，则判断为失控，而不需要考虑其他判断规则。但是极差控制图上每个点是对同一个样本重复测量两次的数值之差，因此极差控制图直接反映了测量系统分散性的起伏变化情况，同时也体现“前后”测量之间的分散性变化情况，因此判断极差控制图的统计受控状态时，通常使用的几条判断规则都应适用。

如果均值控制图出现失控，说明用于系统评价的样本并非来自正常的正态分布母体，因此采用这些样本计算的表征工艺本身分散性的 $\sigma_{\text{工艺}}$ 就不能用于 B.3.6 说明的步骤 6 中确定 $\sigma_{\text{总}}$ 值。

如果极差控制图为受控状态，表明操作者可以使用该仪器进行正常的测量。只有几名操作者对应的极差控制图均为统计受控状态，系统精密度评价结果才是可信的。

如果有一个极差控制图上出现失控点，则表明该名操作者使用该仪器不能得到正常的测试结果。这时应对照其他操作者极差控制图的受控或者失控状态，进一步分析失控原因是由于仪器本身失控、还是某个操作者不能胜任测试工作、或者这两个原因同时存在。

B.3.3 步骤 3—“重复性”的评价

采用公式(B.7)计算表征重复性的 $\sigma_{\text{重复性}}$ 。

$$\sigma_{\text{重复性}} = \frac{\bar{R}}{d_2^*(m, g)} \dots\dots\dots (B.7)$$

式中 \bar{R} 是对样本测量产生的所有极差的平均值； $d_2^*(m, g)$ 为系数，其值与参数 m 和 g 两个参数的取值有关。其中 m 代表计算极差时采用的数据个数， g 代表计算极差均值 \bar{R} 时涉及的极差的个数。 $d_2^*(m, g)$ 与 m 、 g 的关系见表 B.2。

表 B.2 $d_2^*(m, g)$ 与 m 、 g 的关系

g	m														
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	
1	1.41	1.91	2.24	2.48	2.67	2.83	2.96	3.08	3.18	3.27	3.35	3.42	3.49	3.55	
2	1.28	1.81	2.15	2.40	2.60	2.77	2.91	3.02	3.13	3.22	3.30	3.38	3.45	3.51	
3	1.23	1.77	2.12	2.38	2.58	2.75	2.89	3.01	3.11	3.21	3.29	3.37	3.43	3.50	
4	1.21	1.75	2.11	2.37	2.57	2.74	2.88	3.00	3.10	3.20	3.28	3.36	3.43	3.49	
5	1.19	1.74	2.10	2.36	2.56	2.73	2.87	2.99	3.10	3.19	3.28	3.35	3.42	3.49	
6	1.18	1.73	2.09	2.35	2.56	2.73	2.87	2.99	3.10	3.19	3.27	3.35	3.42	3.49	
7	1.17	1.73	2.09	2.35	2.55	2.72	2.87	2.99	3.10	3.19	3.27	3.35	3.42	3.48	
8	1.17	1.72	2.08	2.35	2.55	2.72	2.87	2.98	3.09	3.19	3.27	3.35	3.42	3.48	
9	1.16	1.72	2.08	2.34	2.55	2.72	2.86	2.98	3.09	3.18	3.27	3.35	3.42	3.48	
10	1.16	1.72	2.08	2.34	2.55	2.72	2.86	2.98	3.09	3.18	3.27	3.34	3.42	3.48	
11	1.16	1.71	2.08	2.34	2.55	2.72	2.86	2.98	3.09	3.18	3.27	3.34	3.41	3.48	
12	1.15	1.71	2.07	2.34	2.55	2.72	2.85	2.98	3.09	3.18	3.27	3.34	3.41	3.48	
13	1.15	1.71	2.07	2.34	2.55	2.71	2.85	2.98	3.09	3.18	3.27	3.34	3.41	3.48	
14	1.15	1.71	2.07	2.34	2.54	2.71	2.85	2.98	3.08	3.18	3.27	3.34	3.41	3.48	
15	1.15	1.71	2.07	2.34	2.54	2.71	2.85	2.98	3.08	3.18	3.26	3.34	3.41	3.48	
>15	1.128	1.693	2.059	2.326	2.534	2.704	2.847	2.970	3.078	3.173	3.258	3.336	3.407	3.472	

B.3.4 步骤4—“再现性”的评价

B.3.4.1 计算 $\sigma_{\text{再现性}}$

采用公式 (B.8) 计算表征不同操作人员测量样本得到的数据平均值之间差异的 $\sigma_{\text{再现性}}$ 。

$$\sigma_{\text{再现性}} = \frac{\bar{R}}{d_2^*(m, g)} \dots\dots\dots (B.8)$$

式中 \bar{R} 就是不同操作人员测量结果平均值之间的极差 R 。 m 代表计算极差时采用的数据个数，等于参与精密度评价的操作人员个数。 g 代表计算极差均值 \bar{R} 时涉及的极差的个数。显然，针对再现性评价， \bar{R} 就是不同操作人员测量结果平均值之间的极差 R ，因此 g 等于 1。

B.3.4.2 计算 $(\sigma_{\text{再现性}})_{\text{修正}}$

计算 $\sigma_{\text{再现性}}$ 的公式 (B.8) 中实际上已包含有重复性因素，因此需要进行修正得到 $(\sigma_{\text{再现性}})_{\text{修正}}$ 才是真正的再现性评价结果。它们之间的关系为公式 (B.9)。

$$(\sigma_{\text{再现性}})_{\text{修正}}^2 = (\sigma_{\text{再现性}})^2 - \left(\frac{\sigma_{\text{重复性}}^2}{m \times n} \right) \dots\dots\dots (B.9)$$

B.3.5 步骤5—系统“精密度”的评价

采用公式 (B.10) 计算表征系统精密度的 $\sigma_{\text{仪器}}$ 。

$$\sigma_{\text{仪器}} = \sqrt{\sigma_{\text{重复性}}^2 + (\sigma_{\text{再现性}})_{\text{修正}}^2} \dots\dots\dots (B.10)$$

B.3.6 步骤6—计算总的标准偏差 $\sigma_{\text{总}}$

B.3.6.1 计算总标准偏差 $\sigma_{\text{总}}$ 的方法一

计算总标准偏差的第一种方法是采用测量系统评价过程中产生的数据计算 $\sigma_{\text{总}}$ 。

- a) 测量系统评价过程中对每个样本一共有(操作人员数×重复测量次数)个测量数据,其平均值可以视为该样本的工艺参数值。
- b) 采用单值—移动极差控制图可以确认所有样本是否来自统计受控状态下的工艺。
- c) 采用公式(B.11)计算工艺参数分散性的 $\sigma_{\text{工艺}}$ 。

$$\sigma_{\text{工艺}} = \frac{\overline{R}_g}{d_2^*(m, g)} \dots\dots\dots (B.11)$$

其中 \overline{R}_g 为移动极差的平均值。由于计算移动极差只涉及两个数据,因此式中 $m=2$, 式中 g 对应移动极差的个数,其值比样本量小 1。

- d) 采用公式(B.12)计算总的分散性 $\sigma_{\text{总}}$ 。

$$\sigma_{\text{总}} = \sqrt{\sigma_{\text{工艺}}^2 + \sigma_{\text{仪器}}^2} \dots\dots\dots (B.12)$$

B.3.6.2 计算总标准偏差 $\sigma_{\text{总}}$ 的方法二

确定总标准偏差的第二种方法是调用最近一段时期进行 C_{PK} 评价时采用的标准偏差。

实际生产中,有些工艺参数的测量是不可重复的,甚至是破坏性的,无法对同一个对象重复测量,就只能调用最近一段时期进行 C_{PK} 评价时采用的标准偏差 $\sigma_{\text{总}}$ 。

B.3.7 步骤7—计算 $(R\&R)\%$

采用公式(B.13)计算系统精密度 $\sigma_{\text{仪器}}$ 与总分散性 $\sigma_{\text{总}}$ 之比 $\sigma_{\text{仪器}}/\sigma_{\text{总}}$, 通常记为 $(R\&R)\%$ 。

$$(R\&R)\% = \frac{\sigma_G}{\sigma_T} = \frac{\sigma_{\text{仪器}}}{\sigma_{\text{总}}} \dots\dots\dots (B.13)$$

B.4 测量系统精密度评价实例

以显微镜的评价为实例,说明测量系统精密度的计算过程。

- a) 步骤 1—采集数据及数据处理:评价某测量工具显微镜精密度时选取 3 名操作人员对 20 个样本均分别重复测量两次,采集的原始数据如表 B.3 所示。

表 B.3 测量工具显微镜精密度评价的原始数据

样品编号	操作者 A		操作者 B		操作者 C	
	X1	X2	X1	X2	X1	X2
1	0.342	0.343	0.343	0.341	0.343	0.34
2	0.373	0.375	0.373	0.376	0.375	0.376
3	0.366	0.363	0.362	0.363	0.362	0.363
4	0.346	0.347	0.346	0.346	0.348	0.346
5	0.369	0.367	0.367	0.365	0.367	0.366
6	0.343	0.344	0.343	0.343	0.347	0.343
7	0.372	0.375	0.374	0.375	0.374	0.375
8	0.351	0.352	0.356	0.352	0.352	0.352
9	0.343	0.343	0.343	0.342	0.345	0.343
10	0.373	0.37	0.367	0.37	0.367	0.37
11	0.346	0.344	0.343	0.344	0.341	0.343
12	0.375	0.372	0.374	0.372	0.371	0.372

表 B.3 (续)

样品编号	操作者 A		操作者 B		操作者 C	
	λ_1	λ_2	λ_1	λ_2	λ_1	λ_2
13	0.341	0.342	0.342	0.341	0.344	0.342
14	0.363	0.367	0.363	0.367	0.367	0.368
15	0.342	0.343	0.342	0.341	0.342	0.343
16	0.372	0.37	0.367	0.37	0.369	0.37
17	0.355	0.354	0.353	0.354	0.358	0.354
18	0.343	0.345	0.345	0.343	0.343	0.342
19	0.359	0.362	0.362	0.359	0.362	0.362
20	0.375	0.376	0.374	0.375	0.372	0.375

根据评价需要，对采集的数据进行相关处理，结果如表 B.4 所示。

表 B.4 测量工具显微镜精密度评价原始数据的处理结果

样本编号	操作者 A		操作者 B		操作者 C		样本平均值 (\bar{X}_i)	移动极差 (R_S)
	\bar{X}_{Ai}	R_A	\bar{X}_{Bi}	R_B	\bar{X}_{Ci}	R_C		
1	0.3425	0.001	0.342	0.002	0.3415	0.003	0.342	
2	0.374	0.002	0.3745	0.003	0.3755	0.001	0.374667	0.032667
3	0.3645	0.003	0.3625	0.001	0.3625	0.001	0.363167	0.0115
4	0.3465	0.001	0.346	0	0.347	0.002	0.3465	0.016667
5	0.368	0.002	0.366	0.002	0.3665	0.001	0.366833	0.020333
6	0.3435	0.001	0.343	0	0.345	0.004	0.343833	0.023
7	0.3735	0.003	0.3745	0.001	0.3745	0.001	0.374167	0.030333
8	0.3515	0.001	0.354	0.004	0.352	0	0.3525	0.021667
9	0.343	0	0.3425	0.001	0.344	0.002	0.343167	0.009333
10	0.3715	0.003	0.3685	0.003	0.3685	0.003	0.3695	0.026333
11	0.345	0.002	0.3435	0.001	0.342	0.002	0.3435	0.026
12	0.3735	0.003	0.373	0.002	0.3715	0.001	0.372667	0.029167
13	0.3415	0.001	0.3415	0.001	0.343	0.002	0.342	0.030667
14	0.365	0.004	0.365	0.004	0.3675	0.001	0.365833	0.023833
15	0.3425	0.001	0.3415	0.001	0.3425	0.001	0.342167	0.023667
16	0.371	0.002	0.3685	0.003	0.3695	0.001	0.369667	0.0275
17	0.3545	0.001	0.3535	0.001	0.356	0.004	0.354667	0.015
18	0.344	0.002	0.344	0.002	0.3425	0.001	0.3435	0.011167
19	0.3605	0.003	0.3605	0.003	0.362	0	0.361	0.0175
20	0.3755	0.001	0.3745	0.001	0.3735	0.003	0.3745	0.0135
均值	$\bar{\bar{X}}_{Ai} = 0.35758$ $\bar{\bar{R}}_A = 0.00185$	$\bar{\bar{X}}_{Bi} = 0.35695$ $\bar{\bar{R}}_B = 0.00180$	$\bar{\bar{X}}_{Ci} = 0.35735$ $\bar{\bar{R}}_C = 0.00170$	$\bar{\bar{X}} = 0.35729$ $\bar{\bar{R}}_S = 0.02157$				

- b) 步骤 2—统计受控状态的分析：图 B.2、图 B.3、图 B.4 分别是对表 B.4 所示数据实例中操作者 A、操作者 B、操作者 C 采集的 20 组数据，采用“批处理加工”均值—极差控制图的评价结果实例。表明三人操作的仪器运行均处于统计受控状态，因此可以采用这些测量数据评价系统的精密度。

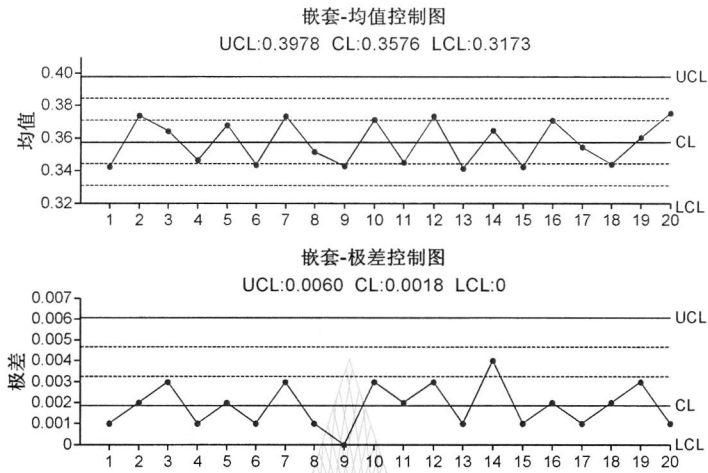


图 B.2 操作者 A 数据的嵌套控制图分析结果

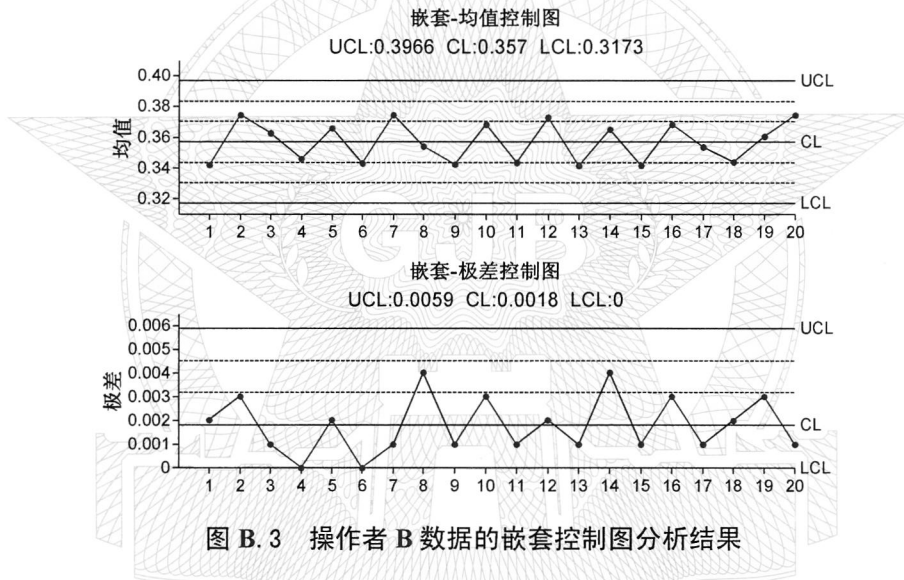


图 B.3 操作者 B 数据的嵌套控制图分析结果

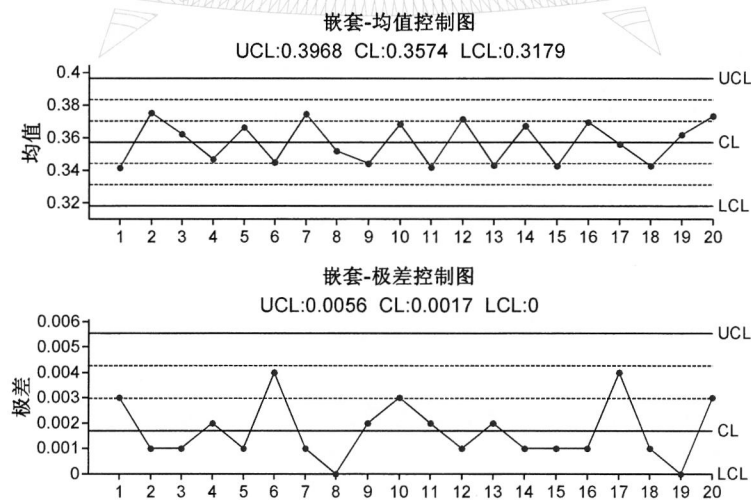


图 B.4 操作者 C 数据的嵌套控制图分析结果

c) 步骤 3—重复性评价：首先计算所有极差的平均值，得：

$$\bar{R} = \frac{1}{3}(\bar{R}_A + \bar{R}_B + \bar{R}_C) = \frac{1}{3}(0.00185 + 0.0018 + 0.0017) = 0.001783$$

查表 B.2 得： $d_2^*(m=2, g>15) = 1.128$

$$\text{所以得：}\sigma_{\text{重复性}} = \frac{\bar{R}}{d_2^*(m, g)} = 0.001783/1.128 = 0.001581$$

分别对三名操作人员进行重复性评价，得：

$$(\sigma_{\text{重复性}})_A = \bar{R}_A/d_2(2) = 0.00185/1.128 = 0.00164$$

$$(\sigma_{\text{重复性}})_B = \bar{R}_B/d_2(2) = 0.0018/1.128 = 0.00160$$

$$(\sigma_{\text{重复性}})_C = \bar{R}_C/d_2(2) = 0.0017/1.128 = 0.00151$$

由上述计算可见， $(\sigma_{\text{重复性}})_A > (\sigma_{\text{重复性}})_B > (\sigma_{\text{重复性}})_C$ ，说明三名操作人员中，操作者 C 的水平最高，操作者 B 次之，操作者 A 的水平最差。将上述计算结果与 $\sigma_{\text{重复性}}$ 的计算结果相比可见， $\sigma_{\text{重复性}}$ 就是三名操作人员重复性结果 $(\sigma_{\text{重复性}})_A$ 、 $(\sigma_{\text{重复性}})_B$ 、 $(\sigma_{\text{重复性}})_C$ 的平均值。

d) 步骤 4—再现性评价：首先计算三名操作人员对 20 个样本所得测量结果平均值之间的极差。

$$\bar{x}_{\max} = \max(\bar{X}_{A_i}, \bar{X}_{B_i}, \bar{X}_{C_i}) = \bar{X}_{A_i} = 0.357575$$

$$\bar{x}_{\min} = \min(\bar{X}_{A_i}, \bar{X}_{B_i}, \bar{X}_{C_i}) = \bar{X}_{B_i} = 0.35695$$

$$\text{得：}\bar{R} = R = (\bar{x}_{\max} - \bar{x}_{\min}) = (0.357575 - 0.35695) = 0.000625$$

查表 B.2 得： $d_2^*(m, g) = d_2^*(3, 1) = 1.91$

$$\text{所以得：}\sigma_{\text{再现性}} = (R)/d_2^*(3, 1) = 0.000625/1.91 = 0.000327$$

由于 $\sigma_{\text{再现性}}$ 实际上包含有重复性的因素，需要对 $\sigma_{\text{再现性}}$ 进行修正，得：

$$(\sigma_{\text{再现性}})_{\text{修正}} = \sqrt{\sigma_{\text{再现性}}^2 - \frac{\sigma_{\text{重复性}}^2}{m \times n}} = \sqrt{0.000327^2 - \frac{0.001581^2}{2 \times 20}} = 0.000211163$$

e) 步骤 5—精密度的评价：

$$\sigma_{\text{仪器}} = \sqrt{\sigma_{\text{重复性}}^2 + (\sigma_{\text{再现性}})_{\text{修正}}^2} = \sqrt{(0.001581^2 + 0.000211163^2)} = 0.001591$$

f) 步骤 6—计算总的标准偏差：

对表 B.4 中每组数据的均值和相应的移动极差，采用 5.5.2.2.3 说明的方法绘制的单值—移动极差控制图如图 B.5 所示，未出现失控情况，说明这些样本来自统计受控状态下的工艺。

由移动极差平均值计算工艺标准偏差：

$$\sigma_{\text{工艺}} = \frac{\bar{R}_s}{d_2^*(m, g)} = 0.02157/1.128 = 0.019122$$

得总标准偏差为：

$$\sigma_{\text{总}} = \sqrt{\sigma_{\text{工艺}}^2 + \sigma_{\text{仪器}}^2} = \sqrt{0.019122^2 + 0.001595^2} = 0.0191889$$

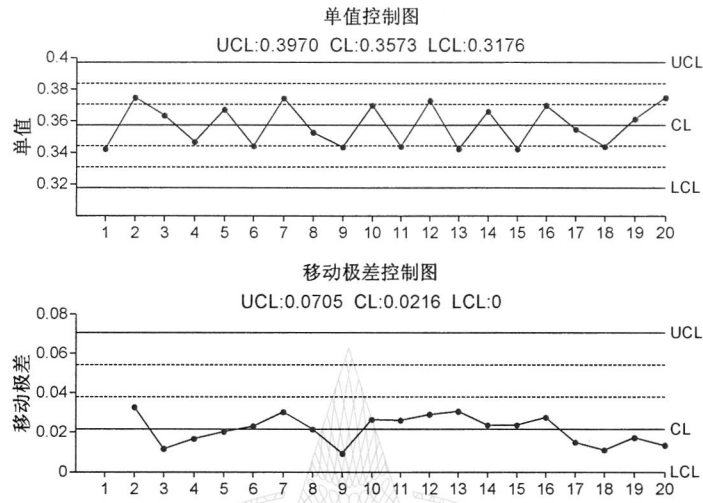


图 B.5 样本平均值的单值—移动极差控制图分析结果

g) 步骤 7—计算精密度:

$$(R\&R)\% = \frac{\sigma_G}{\sigma_T} = \frac{\sigma_{\text{仪器}}}{\sigma_{\text{总}}} = \frac{0.001595}{0.0191889} = 0.0831 = 8.31\%$$

(R&R)% 小于 10%，因此该测量显微镜精密度很好，满足要求。

附录 C
(资料性附录)
C_{PK} 计算示例

C.1 正态分布工序能力指数计算示例

某过程节点采用“方块电阻”为监控参数，加工规范要求为上规范限 $T_U=220$ ，下规范限 $T_L=180$ 。

表 C.1 是连续采集的 20 组方块电阻数据。每组五个数据来自同一片晶圆的中间和上、下、左、右五个位置。

表 C.1 方块电阻数据

单位为欧姆每方块电阻

批次	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
1	215	213	208	212	210
2	202	201	206	205	208
3	213	212	210	211	208
4	204	201	210	211	209
5	216	217	213	218	210
6	204	206	200	210	208
7	204	202	201	200	205
8	213	210	210	215	213
9	200	203	208	207	208
10	204	208	209	210	201
11	215	213	214	209	208
12	203	206	205	201	200
13	205	203	205	209	208
14	208	204	205	201	208
15	214	213	210	210	208
16	206	208	205	203	209
17	205	203	208	201	204
18	203	208	204	200	203
19	216	213	210	213	212
20	206	203	204	209	210

表 C.1 所示方块电阻数据的直方图描述及正态分布拟合结果如图 C.1 所示，数据服从正态分布，因此应采用 5.4.1 说明的正态分布数据工序能力指数计算方法。

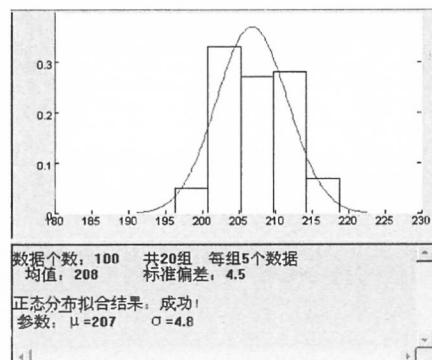


图 C.1 服从正态分布的方块电阻数据

由公式(5)计算得均值为 $\bar{x} = 207.53$ 。由公式(6)所示总体标准偏差法，得标准偏差为 4.502，由公式(7)所示分组标准偏差法，得标准偏差为 3.037。

采用总体方差法得到的标准偏差 4.502 带入公式(1)，得 $C_{PK} = 0.923$ ，这是长期工序能力指数结果。

采用分组方差法得到的标准偏差 3.037 带入公式(1)，得 $C_{PK} = 1.37$ ，这是短期工序能力指数结果。

由于短期工序能力指数主要反映的是批内扰动对数据波动的影响，未考虑批间扰动的影响，因此短期工序能力指数值明显小于长期工序能力指数结果。

C.2 非正态分布工序能力指数计算示例

集成电路工艺过程中的芯片粘接工序，通常采用剪切力作为表征工艺结果的参数。某芯片粘接工序粘接了 25 批面积为 1.1mm^2 的芯片，对每批抽取 5 个样本监测剪切力，共 150 个剪切力测试数据，如表 C.2 所示。每个样品的芯片推开后，粘接材料残余物区域与粘接区面积比均接近 100%，判断该芯片粘接剪切力是否合格的规范下限为 $T_L = 0.64\text{kg}$ 。

表 C.2 剪切力测试数据

单位为千克

批次	X1	X2	X3	X4	X5	X6
1	5.15	5.00	4.30	4.25	4.40	4.25
2	4.60	3.90	5.25	3.60	2.90	3.00
3	5.90	4.05	4.05	3.15	3.05	4.45
4	5.30	4.25	3.90	4.80	3.05	3.95
5	2.62	3.00	3.25	3.95	3.80	3.60
6	4.95	4.45	2.50	3.80	4.30	2.80
7	6.45	3.95	2.70	3.60	2.80	3.85
8	3.90	3.60	2.15	4.45	3.45	4.40
9	3.15	2.80	4.50	4.75	3.90	2.90
10	3.00	3.85	3.00	4.75	4.05	3.05
11	4.00	3.75	5.00	3.05	3.95	6.05
12	3.05	2.80	3.65	2.40	3.40	4.05
13	3.90	2.45	3.65	2.90	2.95	2.90
14	5.20	3.40	5.30	4.00	3.10	4.90
15	3.20	4.00	3.80	2.90	3.05	3.90
16	3.90	3.05	2.70	4.30	2.80	4.00
17	3.70	4.60	4.00	3.05	3.75	3.10
18	4.40	4.80	4.95	4.30	3.95	3.05
19	3.40	5.15	3.90	3.15	3.30	3.40
20	3.70	6.05	2.50	5.70	3.40	3.25
21	5.90	5.00	3.25	2.90	4.00	2.35
22	4.00	6.60	2.60	3.40	2.55	2.75
23	3.20	5.30	3.65	3.35	2.80	4.05
24	2.90	2.90	5.65	3.35	2.55	3.40
25	5.40	3.05	2.90	2.95	4.15	3.35

对表 C.2 所示 150 个剪切力测量数据，采用直方图描述以及分布拟合的结果如图 C.2 所示。直方图明显不对称，说明这些数据不服从正态分布。拟合结果表明，这组数据确实服从对数正态分布。因此不能采用常规方法而应采用 5.4.2 说明的非正态分布数据工序能力指数计算方法。

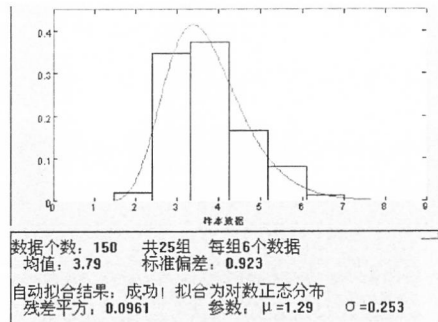


图 C.2 剪切力数据的直方图描述和分布拟合结果

计算步骤如下:

- a) 进行数据转换。对服从对数正态分布的这 150 个剪切力数据, 直接对每个原始数据取自然对数, 转换后的数据如表 C.3 所示。图 C.3 为转换后数据的直方图以及正态分布拟合结果。结果表明转换后数据确实为正态分布, 根据拟合结果, 描述该正态分布的均值为 1.29, 标准偏差为 0.253。

表 C.3 转换后的剪切力数据

批次	X1	X2	X3	X4	X5	X6
1	1.639	1.609	1.459	1.447	1.482	1.447
2	1.526	1.361	1.658	1.281	1.065	1.099
3	1.775	1.399	1.399	1.147	1.115	1.493
4	1.668	1.447	1.361	1.569	1.115	1.374
5	0.963	1.099	1.179	1.374	1.335	1.281
6	1.599	1.493	0.916	1.335	1.459	1.030
7	1.864	1.374	0.993	1.281	1.030	1.348
8	1.361	1.281	0.765	1.493	1.267	1.482
9	1.147	1.030	1.504	1.558	1.361	1.065
10	1.099	1.348	1.099	1.558	1.399	1.115
11	1.386	1.322	1.609	1.115	1.374	1.800
12	1.115	1.030	1.295	0.875	1.253	1.399
13	1.361	0.896	1.295	1.065	1.082	1.065
14	1.649	1.224	1.668	1.386	1.131	1.589
15	1.163	1.386	1.335	1.065	1.115	1.361
16	1.361	1.115	0.993	1.459	1.030	1.386
17	1.308	1.526	1.386	1.115	1.322	1.131
18	1.482	1.569	1.599	1.459	1.374	1.115
19	1.253	1.639	1.361	1.147	1.194	1.253
20	1.308	1.800	0.916	1.740	1.224	1.179
21	1.775	1.609	1.179	1.065	1.386	0.854
22	1.386	1.887	0.956	1.224	0.936	1.012
23	1.163	1.668	1.295	1.209	1.030	1.399
24	1.065	1.065	1.732	1.209	0.936	1.224
25	1.686	1.115	1.065	1.082	1.423	1.209

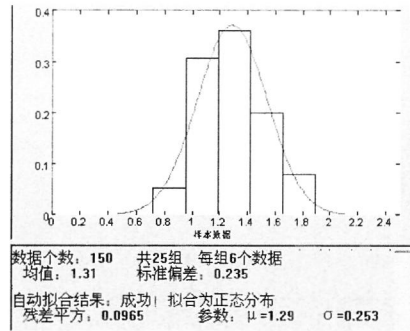


图 C.3 转换后剪切力数据的直方图和分布拟合结果

- b) 对规范值进行同样的变换。本例中 $T_L=0.64\text{kg}$ ，取自然对数为 -0.4463 。
 - c) 根据转换后的数据均值、标准偏差和规范值，采用公式(4)计算工序能力指数， $C_{PL}=2.29$ 。
- 注：该工序规范要求是大于 0.64kg ，而对照表 C.2 所示原始测量数据，最小剪切力为 2.15kg ，最大为 6.6kg ，平均值为 3.79kg ，远高于规范 0.64kg 要求，表明该工序确实具有相当高的能力。



附录 D
(资料性附录)
控制图应用示例

D.1 样本量 n 不相同情况 $\bar{X}-s$ 控制图示例

某过程节点按照 1% 的比例抽取样本，连续采集 25 组，检测得到的 25 组数据如表 D.1 所示。

表 D.1 检测的 25 批数据 (每批样本量 n 不相同)

批次	样本测量数据									
1	4.9463	5.0329	5.1054	4.8020	4.8133	4.8168	5.0849	5.0405	4.9298	5.1499
2	5.0138	4.8413	4.8981	4.8615	5.0955	—	—	—	—	—
3	4.9399	4.8828	4.9423	4.9164	5.0853	5.0477	5.0302	5.0416	—	—
4	5.0043	4.9051	5.0542	4.9179	4.8928	4.8926	5.0870	5.0981	4.8241	4.9852
5	5.0252	4.9390	5.0761	5.0254	4.9847	—	—	—	—	—
6	4.9443	5.0677	5.0849	5.0469	4.9760	5.0921	4.9093	5.0144	5.1396	4.9810
7	4.9156	5.1943	4.9753	5.0442	4.9196	5.0288	5.0467	5.0005	5.0326	5.1205
8	4.8596	5.0206	4.8009	5.0028	5.1931	—	—	—	—	—
9	5.0941	4.9993	4.9662	5.0528	5.1057	5.0015	5.1615	4.9184	—	—
10	4.8002	4.9252	4.9801	4.9627	4.9153	—	—	—	—	—
11	5.1337	4.8384	4.9508	4.9031	4.9526	—	—	—	—	—
12	4.9334	5.0478	4.8959	4.9179	5.0101	—	—	—	—	—
13	5.1084	4.8145	5.1800	4.9122	5.0648	5.1050	5.1323	4.9483	5.0024	4.9838
14	4.9394	5.0272	5.0359	4.9648	5.0132	5.2674	4.9992	5.0710	4.9537	4.9472
15	4.9654	5.0565	4.9198	4.8147	5.0053	4.9564	5.0280	5.0085	—	—
16	5.0729	5.0901	4.8674	4.8475	5.0502	—	—	—	—	—
17	5.0306	4.9061	5.1237	5.0033	5.0124	5.0274	5.0754	5.1524	—	—
18	4.9738	4.8269	5.1013	4.9072	5.1244	4.9411	5.1491	4.9194	4.8887	5.0957
19	4.8637	5.0681	5.0438	4.9857	4.9658	5.2058	4.9625	4.9810	—	—
20	4.9061	4.9187	4.9416	5.1710	4.9610	4.9310	4.9552	5.0714	4.8684	5.0627
21	4.8669	4.9869	4.8173	5.0536	5.0693	—	—	—	—	—
22	4.9312	5.0318	5.0163	5.1159	5.0128	—	—	—	—	—
23	5.1039	4.9883	4.9352	4.9962	4.9801	5.0882	4.9944	4.9159	—	—
24	4.9845	5.1189	4.9585	4.9341	5.0984	—	—	—	—	—
25	5.0101	4.9637	4.9261	4.8520	5.0153	4.9683	5.0319	4.8543	—	—

对每组数据计算的均值和标准偏差结果分别如表 D.2 第 2 列和第 3 列所示。

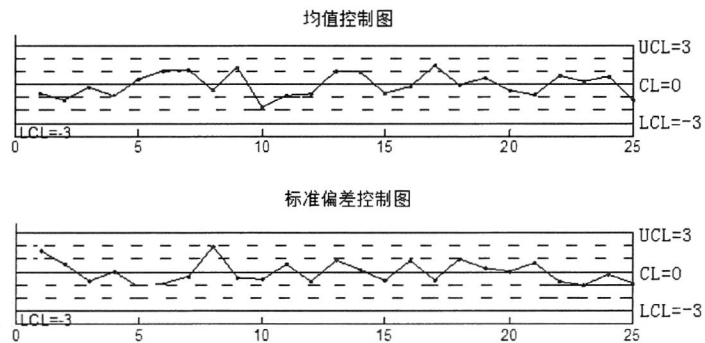
按照公式 (18) 和公式 (19) 计算得到母体正态分布的均值估计值 $\bar{X} = 4.9936$ ，标准偏差估计值 $s = 0.0952$ 。

由于每组样本量不相同，需采用公式 (20) 和公式 (21) 对每组数据计算的均值和标准偏差进行变换，得到的 μ_{di} 和 s_{di} 结果分别如表 D.2 第 4 列和第 5 列所示。

表 D.2 样本的均值和标准偏差

批次	均值 (\bar{x}_i)	标准偏差 (s_i)	均值变换值 (μ_{di})	标准偏差变换值 (s_{di})
1	4.9722	0.1296	-0.7114	1.6771
2	4.9420	0.1087	-1.2111	0.5927
3	4.9858	0.0739	-0.2317	-0.7180
4	4.9661	0.0934	-0.9121	0.0399
5	5.0101	0.0513	0.3880	-1.1752
6	5.0256	0.0729	1.0656	-0.8881
7	5.0278	0.0848	1.1377	-0.3502
8	4.9754	0.1533	-0.4273	1.9672
9	5.0374	0.0806	1.3038	-0.4499
10	4.9167	0.0703	-1.8064	-0.5895
11	4.9557	0.1098	-0.8895	0.6280
12	4.9610	0.0648	-0.7646	-0.7585
13	5.0252	0.1133	1.0497	0.9396
14	5.0219	0.0965	0.9416	0.1769
15	4.9693	0.0760	-0.7207	-0.6359
16	4.9856	0.1180	-0.1863	0.8807
17	5.0414	0.0767	1.4223	-0.6064
18	4.9928	0.1146	-0.0265	0.9976
19	5.0095	0.0999	0.4748	0.3241
20	4.9787	0.0932	-0.4939	0.0286
21	4.9588	0.1123	-0.8171	0.7040
22	5.0216	0.0657	0.6588	-0.7315
23	5.0003	0.0659	0.1991	-1.0380
24	5.0189	0.0842	0.5948	-0.1632
25	4.9527	0.0701	-1.2138	-0.8722

对变换得到的 μ_{di} 和 s_{di} 数据, 采用常规 $\bar{x}-s$ 控制图分析结果如图 D.1 所示。对照 5.6 说明的受控/失控判断规则, 没有呈现失控的现象, 说明该过程节点处于统计受控状态。

图 D.1 样本量 n 不相同情况均值—标准偏差控制图

D.2 非常规计量值控制图示例

D.2.1 非正态分布数据控制图示例

D.2.1.1 数据转换方法

由于附录 C 中表 C.2 所示芯片粘接工序 25 组共 150 个剪切力数据服从的是对数正态分布, 不能直接采用常规控制图。

采用控制图分析非正态分布数据, 可以采用 5.5.3.2 说明的数据转换方法。按照 5.5.3.2 说明的方法, 对每个数据取对数, 产生的数据如附录 C 中表 C.3 所示。采用常规均值—标准偏差控制图分析表 C.3 所示数据, 绘制的控制图如图 D.2 所示。结果表明, 该芯片装接工序处于统计受控状态。

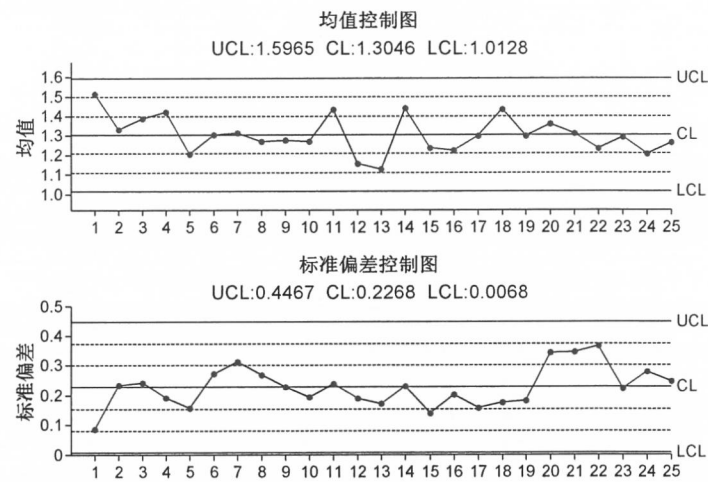


图 D.2 剪切力数据取对数后绘制的均值—标准偏差控制图

D.2.1.2 分位数计量值控制图

对表 C.2 所示服从对数正态分布的芯片粘接工序剪切力数据, 也可以采用 5.5.4.2 说明的计量值分位数控制图。

首先计算每批数据的均值和标准偏差, 结果如表 D.3 第 8 列和第 9 列所示。

表 D.3 剪切力测试数据

单位为千克

批次	X1	X2	X3	X4	X5	X6	每批均值 (\bar{X}_i)	每批标准偏差 (s_i)
1	5.15	5.00	4.30	4.25	4.40	4.25	4.558	0.407
2	4.60	3.90	5.25	3.60	2.90	3.00	3.875	0.917
3	5.90	4.05	4.05	3.15	3.05	4.45	4.108	1.037
4	5.30	4.25	3.90	4.80	3.05	3.95	4.208	0.781
5	2.62	3.00	3.25	3.95	3.80	3.60	3.370	0.508
6	4.95	4.45	2.50	3.80	4.30	2.80	3.800	0.968
7	6.45	3.95	2.70	3.60	2.80	3.85	3.892	1.360
8	3.90	3.60	2.15	4.45	3.45	4.40	3.658	0.843
9	3.15	2.80	4.50	4.75	3.90	2.90	3.667	0.840
10	3.00	3.85	3.00	4.75	4.05	3.05	3.617	0.722
11	4.00	3.75	5.00	3.05	3.95	6.05	4.300	1.061
12	3.05	2.80	3.65	2.40	3.40	4.05	3.225	0.597
13	3.90	2.45	3.65	2.90	2.95	2.90	3.125	0.541

表 D.3 (续)

单位为千克

批次	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	每批均值 (\bar{X}_i)	每批标准偏差 (s_i)
14	5.20	3.40	5.30	4.00	3.10	4.90	4.317	0.950
15	3.20	4.00	3.80	2.90	3.05	3.90	3.475	0.479
16	3.90	3.05	2.70	4.30	2.80	4.00	3.458	0.689
17	3.70	4.60	4.00	3.05	3.75	3.10	3.700	0.581
18	4.40	4.80	4.95	4.30	3.95	3.05	4.242	0.685
19	3.40	5.15	3.90	3.15	3.30	3.40	3.717	0.746
20	3.70	6.05	2.50	5.70	3.40	3.25	4.100	1.435
21	5.90	5.00	3.25	2.90	4.00	2.35	3.900	1.345
22	4.00	6.60	2.60	3.40	2.55	2.75	3.650	1.550
23	3.20	5.30	3.65	3.35	2.80	4.05	3.725	0.879
24	2.90	2.90	5.65	3.35	2.55	3.40	3.458	1.120
25	5.40	3.05	2.90	2.95	4.15	3.35	3.633	0.981
均值 θ 样本估计值							3.79	0.88
标准偏差 σ 样本估计值							0.36	0.31
三阶中心距 μ_3 样本估计值							0.011	0.015
作为上控制限的 0.99865 分位点							4.99	2.01
作为中心线的 0.5 分位点							3.78	0.86
作为下控制限的 0.00135 分位点							2.83	0.16

采用公式(40)、公式(41)和公式(42)，分别计算每批均值 \bar{X}_i 数据和每批标准偏差 s_i 数据所服从分布的均值 θ 、标准偏差 σ 和三阶中心距 μ_3 的样本估计值，结果如表 D.3 的倒数第 6 行到倒数第 4 行所示。

再将 \bar{X}_i 和 s_i 的三个参数样本估计值计算结果代入公式(39)，计算作为中心线和上下控制限的 0.5、0.99865 和 0.00135 分位数，结果如表 D.3 的倒数第 3 行到倒数第 1 行所示。

最后根据上述计算结果，绘制均值—标准偏差分位数控制图，如图 D.3 所示。对照受控/失控判断规则，未出现失控情况，与 D.2.1.1 采用数据转换方法的分析结果相同(见图 D.2)。

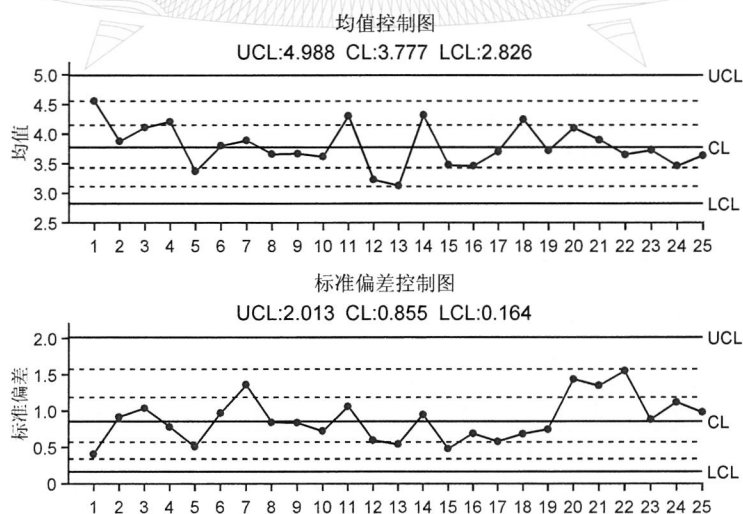


图 D.3 分析剪切力数据的分位数控制图

D.2.2 采用标准正态分布的多品种参数控制图示例

D.2.2.1 数据的“标准正态变换”

对 5.5.3.3 所述多品种情况，不同工艺条件加工的监控数据服从不同的正态分布，不满足常规计量值控制图关于数据服从“同一个”正态分布的条件。针对这一情况，常用的一种方法是通过标准正态分布处理，将不同品种对应的几种正态分布转换为均值为 0、标准偏差为 1 的标准正态分布，满足“同一个”分布的要求。

根据正态分布函数的特性，若一组数据 $x_i (i=1, 2, \dots, n)$ 服从均值为 μ 、标准偏差为 σ 的正态分布，则对每个数据 x_i 采用公式 (D.1) 进行变换，得到的一组数据 $t_i (i=1, 2, \dots, n)$ 将服从均值为 0、标准偏差为 1 的“标准正态分布”。

$$t_i = \frac{x_i - \mu}{\sigma} \dots \dots \dots (D.1)$$

因此，只要对服从不同正态分布的数据分别将其转换为标准正态分布，则转换后的数据就满足同一个正态分布的条件，可以采用常规控制图分析其统计受控状态。

实际计算中，可以采用公式 (D.2) 计算属于同一个品种的 n 个数据的平均值作为 μ 的估计值。

$$\mu \approx \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \dots \dots \dots (D.2)$$

用公式 (D.3) 计算属于同一个品种的 n 个数据之间的标准偏差 s 作为 σ 的估计值。

$$\sigma \approx s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \dots \dots \dots (D.3)$$

D.2.2.2 数据的“标准正态变换”示例

表 D.4 为某键合设备连续采集的 25 组键合拉力强度数据，涉及两种不同直径的内引线。

表 D.4 涉及两种直径内引线的键合强度数据

批次	X1 gf	X2 gf	X3 gf	X4 gf	X5 gf	内引线直径 μm
1	9.91	9.16	9.66	10.13	11.97	φ30
2	12.22	11.07	10.65	10.47	11.71	φ30
3	12.78	11.25	12.03	12.14	10.64	φ30
4	21.43	25.81	24.78	26.97	25.27	φ50
5	24.36	22.74	25.88	24.48	21.3	φ50
6	26.87	24.69	27.59	26.52	27.05	φ50
7	25.41	23.83	20.41	20.75	25.39	φ50
8	10.57	11.07	9.97	9.96	10.59	φ30
9	11.39	10.49	11.9	11.98	10.57	φ30
10	11.75	11.24	10.7	10.7	11.65	φ30
11	30.44	29.65	22.94	23.6	28.15	φ50
12	11.9	11.32	10.79	11.18	12.03	φ30
13	26.1	26.41	22.74	22.44	25.32	φ50
14	8.67	9.78	11.63	10.48	9.4	φ30
15	24.37	27.2	24.29	27.35	23.88	φ50

表 D.4 (续)

批次	X1 gf	X2 gf	X3 gf	X4 gf	X5 gf	内引线直径 μm
16	23.6	20.49	25.48	25.8	24.28	$\varnothing 50$
17	11.54	10.93	10.86	10.59	11.95	$\varnothing 30$
18	10.78	13.23	10.58	10.56	13	$\varnothing 30$
19	21.5	25.28	24.28	22.73	23.36	$\varnothing 50$
20	10.83	11.04	12.33	10.73	10.56	$\varnothing 30$
21	24.95	23.04	21.33	22.81	27.82	$\varnothing 50$
22	18.76	25.26	25.84	23.57	27.94	$\varnothing 50$
23	27.85	23.49	24.76	24.22	26.19	$\varnothing 50$
24	9.72	10.39	12.01	11.97	11.42	$\varnothing 30$
25	21.99	25.21	22.36	29.69	22.45	$\varnothing 50$

正常情况下同一种直径内引线对应的键合拉力强度数据服从同一个正态分布。与表 D.4 中两种不同直径内引线对应的拉力强度数据分布直方图和分布拟合结果如图 D.4 所示(直径 $30\mu\text{m}$ 拉力强度数据分布见左图, 直径 $50\mu\text{m}$ 拉力强度数据分布见右图)。拉力强度数据均服从正态分布, 但是两种正态分布的均值以及标准偏差互不相同。

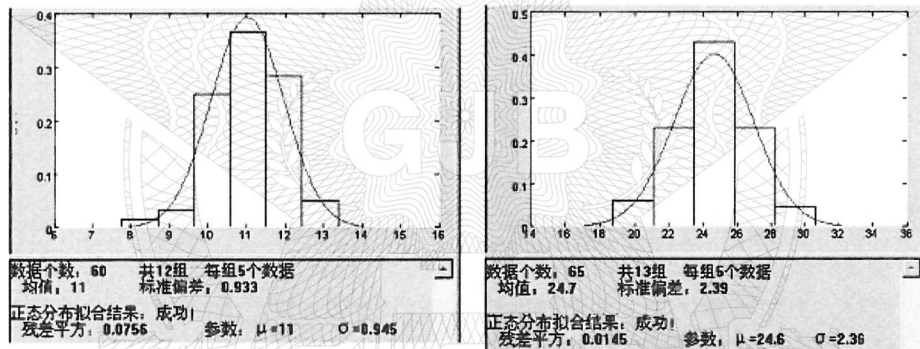


图 D.4 服从不同正态分布的拉力强度数据

按照公式 (D.1) 将相应数据分别转换为标准正态分布后的数据如表 D.5 所示。

表 D.5 对表 D.4 所示数据进行标准正态分布的处理结果

批次	标准正态分布处理后的数据					内引线直径 μm
	X1	X2	X3	X4	X5	
1	-1.2133	-2.0171	-1.4812	-0.9775	0.9946	$\varnothing 30$
2	1.2626	0.0300	-0.4201	-0.6131	0.7160	$\varnothing 30$
3	1.8628	0.2229	1.0589	1.1768	-0.4309	$\varnothing 30$
4	-1.3526	0.4830	0.0513	0.9691	0.2567	$\varnothing 50$
5	-0.1247	-0.8036	0.5123	-0.0744	-1.4071	$\varnothing 50$
6	0.9272	0.0136	1.2290	0.7805	1.0027	$\varnothing 50$
7	0.3154	-0.3468	-1.7801	-1.6376	0.3070	$\varnothing 50$
8	-0.5059	0.0300	-1.1490	-1.1597	-0.4845	$\varnothing 30$
9	0.3730	-0.5916	0.9196	1.0054	-0.5059	$\varnothing 30$
10	0.7588	0.2122	-0.3666	-0.3666	0.6517	$\varnothing 30$
11	2.4234	2.0923	-0.7198	-0.4432	1.4637	$\varnothing 50$

表 D.5 (续)

批次	标准正态分布处理后的数据					内引线直径 μm
	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	
12	0.9196	0.2980	-0.2701	0.1479	1.0589	$\phi 30$
13	0.6045	0.7344	-0.8036	-0.9294	0.2776	$\phi 50$
14	-2.5423	-1.3526	0.6302	-0.6024	-1.7599	$\phi 30$
15	-0.1205	1.0655	-0.1540	1.1284	-0.3259	$\phi 50$
16	-0.4432	-1.7466	0.3447	0.4788	-0.1582	$\phi 50$
17	0.5338	-0.1200	-0.1951	-0.4845	0.9732	$\phi 30$
18	-0.2808	2.3451	-0.4952	-0.5166	2.0986	$\phi 30$
19	-1.3233	0.2609	-0.1582	-0.8078	-0.5438	$\phi 50$
20	-0.2272	-0.0021	1.3805	-0.3344	-0.5166	$\phi 30$
21	0.1226	-0.6779	-1.3945	-0.7743	1.3254	$\phi 50$
22	-2.4716	0.2525	0.4956	-0.4558	1.3757	$\phi 50$
23	1.3379	-0.4893	0.0429	-0.1834	0.6422	$\phi 50$
24	-1.4169	-0.6988	1.0375	0.9946	0.4051	$\phi 30$
25	-1.1179	0.2315	-0.9629	2.1091	-0.9252	$\phi 50$

对表 D.5 所示两个品种共 125 个变换后的数据,采用直方图以及分布拟合分析的结果如图 D.5 所示。分布拟合结果表明,变换后的数据确实服从同一个正态分布。

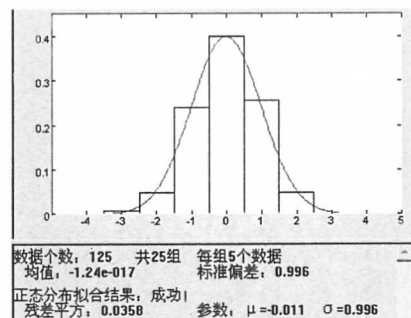


图 D.5 两种直径内引线拉力强度数据的标准正态分布处理结果

对表 D.5 数据采用常规均值—标准偏差控制图的分析结果如图 D.6 所示,表明该键合工序的运行处于统计受控状态。

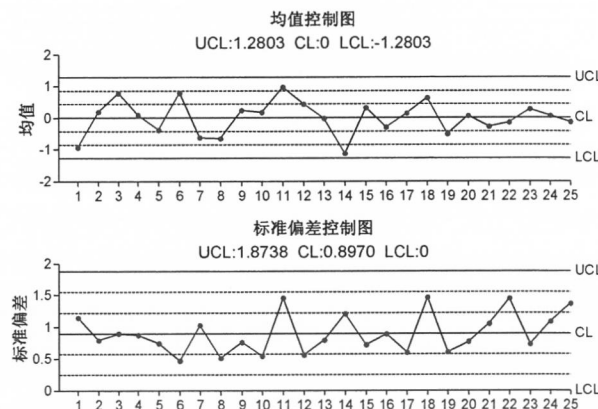


图 D.6 采用“标准正态分布”处理的回归控制图应用实例

D.2.3 批处理加工参数控制图示例

D.2.3.1 嵌套性检验示例

对表 C.1 所示方块电阻数据，掺杂工艺为“批处理加工”模式，每组 5 个数据是从同一片晶圆五个不同位置采集的，因此控制图上的一组数据是“同时加工生成”的，则这类数据往往具有嵌套性特点。从数据大小关系看，表 C.1 中数据确实表现为同一组数据呈现同时偏大或者同时偏小的特点。

也可以按照 5.5.3.4.2 方法定量判断表 C.1 所示方块电阻数据是否具有嵌套性。步骤如下：

- 按照公式 (31) 和公式 (32) 计算得 $MS_{\text{组间}}=69.6479$ ， $MS_{\text{组内}}=8.545$ 。
- 计算统计量 $(MS_{\text{组间}}/MS_{\text{组内}})=8.15$ 。
- 确定临界值：表 C.1 的数据组数 $k=25$ ，每组样本个数 $n=5$ ，查表 4 可得，与 $\alpha=0.1$ 、 0.05 、 0.01 对应的临界值分别为 1.4600、1.6267、1.9826。
- 嵌套性判断：由于统计量值 $(MS_{\text{组间}}/MS_{\text{组内}})=8.15 > \lambda_{(1-0.01)}=1.9826$ ，即统计量大于 $\alpha=0.01$ 对应的临界值，所以表 C.1 的数据嵌套性非常显著，需要采用 5.5.3.4 说明的批处理加工参数控制图分析。

D.2.3.2 批处理加工参数控制图示例

对表 C.1 所示数据，采用批处理加工参数控制图的控制限计算公式 (34)，得到均值控制图的控制限为： $UCL=218.7$ ， $CL=207.5$ ， $LCL=196.3$ 。

采用公式 (35)，得到标准偏差控制图的控制限为： $UCL=6.0$ ， $CL=2.9$ ， $LCL=0$ 。

按照控制限计算结果绘制的控制图如图 D.7 所示。控制图上未出现失控点，表明该工序处于统计受控状态。

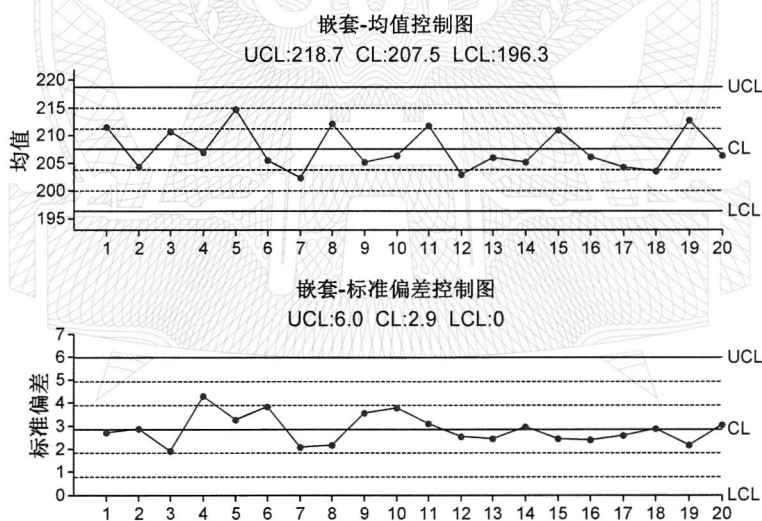


图 D.7 批处理加工参数控制图

注：如果不考虑参数的嵌套性，采用常规控制图分析表 C.1 所示数据，结果如图 D.8 所示，均值控制图上出现了多达 6 个超出控制限的数据点，表示该工序严重失控。实际上这是由于控制图选用不当造成的误判。由该实例可见，对于具有嵌套特点的工序，如果采用常规均值—标准偏差控制图，往往会给出误判的结论，将处于统计受控的工艺误判为“失控”。

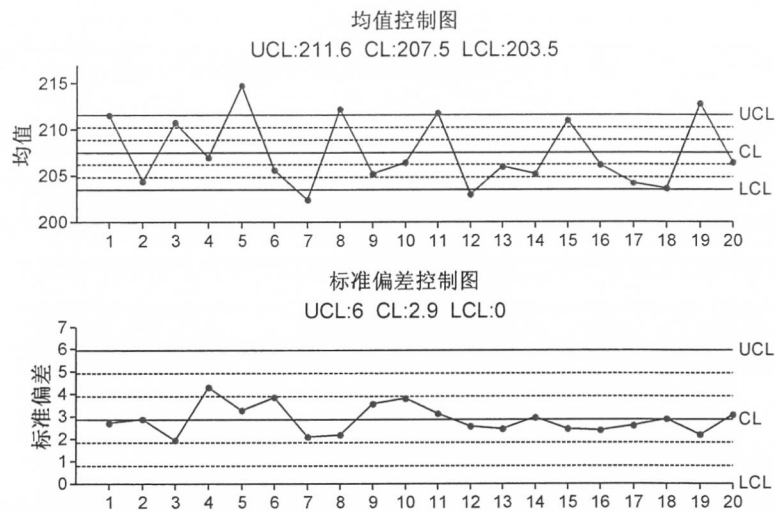


图 D.8 采用常规控制图分析嵌套性数据的误判结果(例)

D.3 计数值分位数控制图示例

D.3.1 不合格品数分位数控制图示例

如果不合格品率 p 较高，则二项分布近似为对称的正态分布，可以采用“ 3σ 控制限”公式(8)计算控制限。但是如果不合格品率 p 较低，则二项分布表现出明显的不对称，就应采用 5.5.4.3 说明的计件值分位数控制图。

表 D.6 是不合格品率 p 较小的 25 组数据，平均不合格品率 $p=0.92\%$ ，小于 1%。

表 D.6 不合格品数数据(每批样本量 $n=100$)

批号	不合格品数目 (D_i)
1	0
2	1
3	0
4	1
5	2
6	4
7	2
8	1
9	0
10	0
11	2
12	0
13	2
14	0
15	1
16	0
17	0

表 D.6 (续)

批号	不合格品数目 (D_i)
18	1
19	2
20	1
21	0
22	1
23	1
24	0
25	1

注 1: 平均不合格品数值 = $23/25 = 0.92$ 。
注 2: 平均不合格品率 $\bar{p} = 0.92/100 = 0.0092$ 。

采用不合格品数分位数控制图的控制限计算公式 (44) 计算的控制限为:

$$UCL = 5.1, CL = 0.9, LCL = 0.$$

采用计算得到的控制限绘制的不合格品数分位数控制图如图 D.9 所示, 没有超出控制限的数据点, 该封装工序处于统计受控状态。

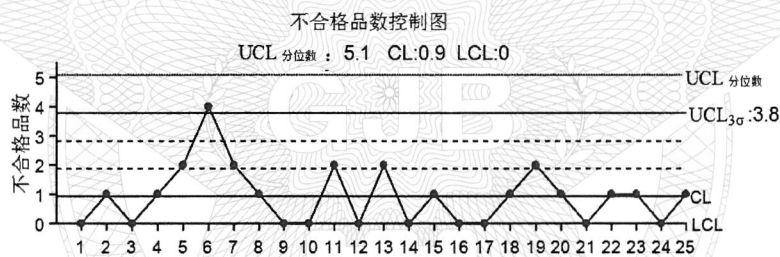


图 D.9 常规不合格品数控制图 and 不合格品数分位数控制图分析结果的对比

注: 采用分位数控制限计算公式 (44) 得到的上控制限为 $UCL_{\text{分位数}} = 5.1$ 。为了便于比较, 图中还给出了采用常规 np 图的 3σ 控制限计算公式 (23) 得到的上控制限值 $UCL_{3\sigma} = 3.8$ 。如果按照上控制限值 $UCL_{3\sigma}$ 分析, 第 6 组数据超出了上控制限, 给出了失控的误判结果。因此, 在不合格品率较小 (例如小于 1%) 的情况下, 应采用不合格品数分位数控制图, 如果仍然采用常规不合格品数控制图, 会对过程节点的统计受控状态作出错误的判断结论。

D.3.2 缺陷数分位数控制图示例

如果缺陷数不是太少, 描述缺陷数服从的泊松分布中参数 λ 不小于 10, 则泊松分布近似为对称的正态分布, 可以采用“ 3σ 控制限”公式 (8) 计算控制限。但是如果参数 λ 较小, 则泊松分布表现出明显的不对称, 就应采用 5.5.4.4 说明的计点值分位数控制图。

表 D.7 是缺陷数较少的 25 组数据, 平均缺陷数 $\bar{c} = 1.84$ 。

表 D.7 平均缺陷数较小的一组数据

批次	缺陷数 (C_i)
1	2
2	4
3	2
4	1
5	1

表 D.7 (续)

批次	缺陷数 (C_i)
6	2
7	1
8	1
9	6
10	2
11	4
12	3
13	0
14	0
15	2
16	3
17	2
18	3
19	1
20	0
21	1
22	2
23	2
24	1
25	0

注：平均缺陷数 $\bar{c}=1.84$ 。
平均不合格品率 $\bar{p}=0.92/100=0.0092$

采用计点值分位数控制图的控制限计算公式(46)计算的控制限为：

$$UCL=7.2, CL=1.8, LCL=0。$$

采用计算得到的控制限绘制的缺陷数分位数控制图如图 D.10 所示，没有超出控制限的数据点，该封装工序处于统计受控状态。

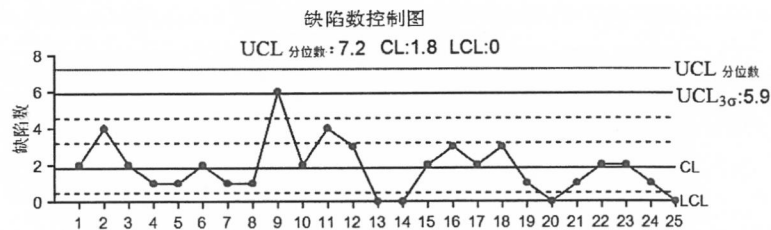


图 D.10 常规缺陷数控制图和缺陷数分位数控制图分析结果的对比

注：采用分位数控制限计算公式(46)得到的上控制限为 $UCL_{分位数}=7.2$ 。为了便于比较，图中还给出了采用常规 c 图的 3σ 控制限计算公式(26)得到的上控制限值 $UCL_{3\sigma}=5.9$ 。如果按照上控制限值 $UCL_{3\sigma}$ 分析，第9组数据超出了上控制限，给出了失控的误判结果。因此，在缺陷数较少(例如平均缺陷数小于10)的情况下，应采用缺陷数分位数控制图。如果仍然采用常规缺陷数控制图，会对过程节点的统计受控状态作出错误的判断结论。

附 录 E
(资料性附录)
SPC 体系自审核清单示例

E.1 目的

本附录的目的是提供一组典型的问题，审核员可以利用这些问题来评估已建立的 SPC 体系是否有效和适用，以确保持续符合体系要求。

E.2 总则

承制方应建立一个独立的自审核计划，以评定 SPC 体系的有效性。审核时发现的任何缺陷，均应通知负责人员，采取必要纠正措施。下面提供了编制 SPC 自审核清单示例。所用的自审核清单应覆盖受审核的 SPC 体系。

应将自审核中发现的问题形成报告，并进行跟踪，以确保及时实施纠正措施。

E.3 SPC 体系自审核清单

审核员：

日期：

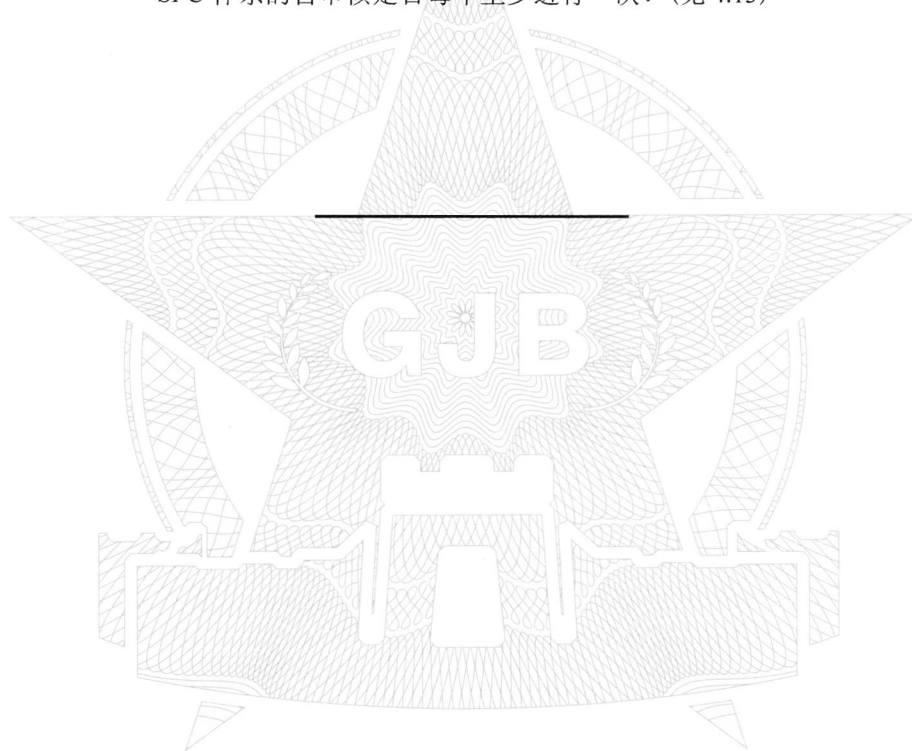
区域：

受审单位：

序号	是/不是	问题(标准条文引用)
1		SPC 体系一般要求是否包含在质量保证大纲要求中？(见 4.1)
2		SPC 体系一般要求是否包含了管理者承诺要素？(见 4.1)
3		SPC 体系一般要求是否包含了编制 SPC 体系实施计划的要求？(见 4.1)
4		SPC 体系一般要求是否包含了确定和表征关键过程节点的要求？(见 4.1)
5		SPC 体系一般要求是否包含了确定测量系统的表征和能力的要求？(见 4.1)
6		SPC 体系一般要求是否包含了确定过程的表征的要求？(见 4.1)
7		SPC 体系一般要求是否包含了编制 SPC 体系实施细则的要求？(见 4.1)
8		SPC 体系一般要求是否包含了采用相应的在线和线外控制技术的要求？(见 4.1)
9		SPC 体系一般要求是否包含了确定 SPC 培训需要并确保满足这些需要的要求？(见 4.1)
10		SPC 体系一般要求是否包含了促使分承制方实施并维持 SPC 体系的要求？(见 4.1)
11		SPC 体系一般要求是否包含了对用来测量工艺结果特征值或工艺条件参数的所有测量设备进行校准的要求？(见 4.1)
12		SPC 体系一般要求是否包含了确定所需的设备预防性维护类型及其频次的要求？(见 4.1)
13		SPC 体系一般要求是否包含了定期自审核的要求？(见 4.1)
14		质量保证大纲是否已形成文件并能进行审核？(见 4.2)
15		质量保证大纲是否符合 GJB 546B—2011 的要求？(见 4.2)
16		是否有客观证据证明管理者已向实施和维持 SPC 体系的人员赋予职责和职权？(见 4.3)
17		是否有客观证据证明管理者已提供足够的资源来实施并维持 SPC 体系？(见 4.3)
18		管理者是否定期地评审 SPC 体系状态并形成报告？(见 4.3)

- 19 SPC 体系实施计划是否已形成文件? (见 4.4)
- 20 是否对 SPC 体系实施计划予以实施? (见 4.4)
- 21 是否已鉴别了所有过程节点(如: 工艺流程图或随工单中的操作点)? (见 4.5)
- 22 是否已利用质量功能展开或成品率分析等技术来确定关键过程节点? (见 4.5)
- 23 SPC 体系实施细则是否规定了当工艺流程、工艺技术、设备或其他有关因素变化时重新评审节点的关键性? (见 4.5)
- 24 当节点的关键性变化时, 是否确定并实施了新的控制方法? (见 4.5)
- 25 是否已对测量系统进行了分析, 以表明设备的量程、分辨力、准确度和系统的精密度? (见 4.6)
- 26 是否已将测量系统的分析结果形成报告并附有支撑数据? (见 4.6)
- 27 所有用来测量关键监控参数的设备的校准, 是否符合 GJB 2712 的规定? (见 4.6)
- 28 是否已对关键过程节点进行了表征? (见 4.7)
- 29 对于每个关键监控参数, 是否确定了目标值? (见 4.7)
- 30 是否已识别、定量表征并减少了关键监控参数相对于目标值的波动? (见 4.7)
- 31 过程表征是否描述了所选关键监控参数在表征过程方面的局限性? (见 4.7)
- 32 是否已进行能力分析, 形成报告并附有支撑数据? (见 4.7)
- 33 关键节点的工艺结果特征值和(或)工艺条件参数发生变化时, 是否需要对新过程能力进行评估并进行新过程能力的分析? (见 4.7)
- 34 对于每个已确定的关键监控参数, 是否已实施了统计控制程序? (见 4.8)
- 35 SPC 体系实施细则是否包含了每个监控参数所用的控制技术? (见 4.8)
- 36 对于正态分布和非正态分布, 是否使用了相应的控制技术? (见 4.8)
- 37 SPC 体系实施细则是否已确定了失控判据? (见 4.8)
- 38 失控判据的确定是否包括数据点超出控制限的情况? (见 4.8)
- 39 失控判据的确定是否包括控制限内显示出的链、趋势或异常分布的情况? (见 4.8)
- 40 记录有关事实的程序是否已形成文件, 失控状态是否形成报告? (见 4.8)
- 41 进行失控分析、查找异常原因和实施纠正措施的程序是否已形成文件, 以及这些程序是否包括了需由检验人员、操作人员、工程/技术人员和管理人员采取的相应措施? (见 4.8)
- 42 是否对失控状态的原因进行了分析并将分析结果形成报告? (见 4.8)
- 43 失控状态的纠正措施是否形成报告, 是否根据具体原因予以实施? (见 4.8)
- 44 是否有数据表明对纠正措施的及时性和有效性进行了评审以防止同类失控事件再发生? (见 4.8)
- 45 确定和调整控制限、样本量及抽样频次的程序是否已形成文件? (见 4.8)
- 46 是否对关键过程节点确定了相应的控制方法? (见 4.9)
- 47 是否有数据证明对关键操作规定并实施了在线和(或)线外控制技术? (见 4.9)
- 48 对在线或线外数据是否已规定了记录保存要求并形成文件? (见 4.9)
- 49 当适用时, 是否使用了各种线外控制技术(直方图、箱线图、帕累托分析、散布图或回归分析、因果图、统计推断法、实验设计、工艺流程分析、测量系统分析)? (见 4.9)
- 50 当适用时, 是否使用了各种在线控制技术(记录表、检测图表、控制图)? (见 4.9)
- 51 进行 SPC 活动的有关人员是否已受到充分和相应的培训, 以便进行这些活动? (见 4.10)
- 52 培训是否根据各类人员的职能和职责进行安排? (见 4.10)

- 53 培训是否包括了要使用的所有 SPC 技术? (见 4.10)
- 54 是否已编制细则以促使分承制方使用 SPC? (见 4.11)
- 55 适用时, 促使分承制方使用的 SPC 技术是否符合本标准? (见 4.11)
- 56 设备预防性维护是否包含了确定设备对工艺结果特征值或工艺条件参数的影响? (见 4.12)
- 57 设备预防性维护是否包含了采集历史数据并确定设备对工艺结果特征值或工艺条件参数的影响时使用设备制造厂的有关使用和维护资料? (见 4.12)
- 58 设备预防性维护是否包含了为把设备引起的工艺结果特征值或工艺条件参数的波动减至最小而编成的预防性维护文件? (见 4.12)
- 59 设备预防性维护是否包含了利用统计分析方法, 根据日常工作数据和历史数据对设备预防性维护文件进行修改完善? (见 4.12)
- 60 SPC 体系的自审核是否每年至少进行一次? (见 4.13)



中华人民共和国
国家军用标准
电子元器件统计过程控制体系
GJB 3014A—2024

*

国家军用标准出版发行部出版
(北京东外京顺路7号)
国家军用标准出版发行部印刷车间印刷
国家军用标准出版发行部发行
版权专有 不得翻印

*

开本 880×1230 1/16 印张 3³/₄ 字数 122 千字
2025 年 2 月第 1 版 2025 年 2 月第 1 次印刷

*

军标出字第 16402 号