

现代质量控制 与诊断工程

——21 世纪技术工程师
与质量工程师必读

张公绪 孙静 著

序 言

一、21 世纪的质量新形势

要想搞好质量，必须了解世界质量大形势，迎合世界潮流，否则作为井底之蛙，坐井观天，盲目行动，又如何能够进入世界市场，参与世界贸易竞争？事实上，这种状态连在国内市场也难以立足。因此，为了使我们能够保持清醒的头脑，具有强烈的竞争意识，必须了解世界质量大形势，不能只见树木，不见森林。

什么是当前世界质量的大形势？本世纪即将过去，21 世纪就将来临。人类在本世纪中取得了巨大的成绩，生产力高度发展，产品质量与服务质量不断提高。正如美国质量管理专家朱兰（J.M.Juran）1994 年在美国质量管理学会（ASQC）年会上所说*，20 世纪将以“生产力的世纪”载入史册，未来的 21 世纪是“质量的世纪”。质量将成为新世纪的主题，我们必须迎接它的挑战。朱兰能够作此科学的论断是有其科学根据的。

近一二十年来，科学技术的发展愈益迅

* 朱兰（J.M.Juran，1904 - ）1994 年在美国质量管理学会年会上发表的著名演说，也是告别演说，是年朱兰恰为九十整寿。

猛。例如，电子产品的不合格品率已由过去的百分之一 (10^{-2})、千分之一 (10^{-3})，降低到 ppm (parts per million, 10^{-6} ，百万分之一)、乃至 ppb (parts per billion, 10^{-9} ，十亿分之一) 的水平。过去实行 3σ 控制原则，在稳态 (State in Control) 下的不合格品率为 2.7×10^{-3} ，现在则提出 6σ 控制原则，在稳态下的不合格品率为 $2\text{ppb} = 2 \times 10^{-9}$ ，即不合格品率要比过去降低 135 万倍 ($2.7 \times 10^{-3} / 2 \times 10^{-9} = 1.35 \times 10^6$)！如此严格的质量要求可称之为 21 世纪的超严质量要求。

二、超严质量要求引起的新变化

在超严质量要求下，引出了下列新变化：

1. 质量科学本身也需要加以改造，以适应质量新形势的发展：

(1) 从 90 年代起，质量科学已诞生了一个新的分支，即接近零不合格品过程 (Near Zero Non-Conformity Process) 的统计过程控制与诊断 (SPC 与 SPCD，这里 SPC 即 Statistical Process Control，统计过程控制，SPCD 即 Statistical Process Control and Diagnosis，统计过程控制与诊断)。

(2) 现代质量控制与诊断要求愈益精密，越来越强调多元质量控制与诊断 (MSPC 与 MSPCD，这里，M 即 Multivariate，多元；MSPC 即 Multivariate Statistical Process Control，多元统计过程控制；MSPCD 即 Multivariate Statistical Process Control and Diagnosis，多元质量控制与诊断) 以及其他先进的统计方法的应用。

2. 必须大力提倡质量科学的应用，例如，在产品设计开发中要应用 QFD (Quality Function Deployment，质量功能展开)、田口方法、可信性 (Dependability) 等，在制造过程中要强调应用 SPC 与 SPCD、MSPC 与 MSPCD 等，否则难以满足超严质量要求。因此，在现场要强调质量专家以及现场工艺技术人员的作用。

用，而不仅仅是质量管理人员的作用，这是质量新形势下的新特点。我们必须给予充分的重视。

3. 在质量的新形势下，对于质量体系的建立不能仅仅满足于文件化的要求，而更加需要强调其科学性，要求应用科学方法、统计方法来保证质量体系的实现。尤其是，对于生产线必须推行与实施 SPC 与 SPCD 以及 MSPC 与 MSPCD 以保证预防原则的实现。

上述超严要求不可避免地影响到 21 世纪我国的工业界：

(1) 首先是国防工业、宇航业、微电子业、精密仪表业、精细化工、飞机工业等尖端科技部门其本身的技术发展就提出了超严质量要求。

(2) 其次是民用部门，我国不少民用行业也具有逐渐进入超严质量要求范围的趋势。例如，空调与冰箱的重要部件压缩机 (Compressor) 的不合格品率，目前国际水平为 200ppm，最高水平为巴西 EMBRACO 公司的 34ppm，我国的压缩机质量目前虽然与此尚有一定的差距，但既然需要参与国际市场的竞争，就必须沿此方向努力，采用现代质量科学来保证产品的质量。

综上所述，显然，21 世纪，这个质量的世纪已经对我国的工业界提出了挑战，谁要想在国际市场上站稳脚跟，就必须沿着满足超严质量要求的方向努力，生产出达到世界级质量的产品，否则就难以在国际市场上立足。

三、人们认识方面的一些误区

面临 21 世纪——质量世纪的挑战，在人们的认识上却还存在着不少误区。不解决这些问题，显然，对我国质量事业的发展十分不利。

1. 必须了解 21 世纪的质量大形势。21 世纪已经向我们提出了超严质量要求，对于这样一个世界的质量大形势，很多人却一无所知，或视而不见，充耳不闻。尤其是，如果企业的领导层也

是如此的话，那又怎么可能领导好企业的产品质量工作？又如何能领导好企业参与世界市场竞争？即使参与了世界市场竞争，又如何能够取胜？

2. 形式主义是当前我国推行全面质量管理的大敌。从 1979 年* 开始我国全国由上而下大搞全面质量管理，到 1999 年恰好 20 周年。在这 20 年中，首先，我国大中型企业基本上都推行了全面质量管理，为我国的工业奠定了良好的基础，全面质量管理深入人心；其次，我国培养了一支千百万人的全面质量管理骨干队伍。仅就上述两点来看，成绩就是十分巨大的。但我国搞全面质量管理的一个最大的缺陷就是许多企业搞全面质量管理犯了形式主义的毛病，喜欢大轰大嗡，搞表面文章。但是质量工作是严肃认真的，来不得半点虚假，因此搞形式主义是我国当前推行全面质量管理的大敌，必须大声疾呼，造成老鼠过街人人喊打的形势才行。有些国外的专家也有类似的想法，例如，多次访问过中国的日本著名质量管理专家久米均就曾经对他身边的中国弟子说过，我不明白为什么中国搞质量管理总是喜欢务虚而不喜欢务实。这真是切中我国推行质量管理的时弊。

3. 在推行 ISO9000 中要不要搞统计方法？当前有一场争论，那就是在推行 ISO9000 中，对于统计方法这个要素到底应该贯彻到什么程度？到目前为止，我国认证通过的企业超过了 10000 家，但其中绝大多数企业对统计方法都是绕着走，没有真正地去推行。有的认证员说，ISO9000 中并未规定统计方法非用不可，所以一定坚持要用统计方法没有依据。这种看法实际上是似是而非的。我们推行 ISO9000 是为了去进一步保证与提高产品的质量，只要对保证与提高产品质量有好处，就应该去做，而不必去纠缠有什么根据。事实上，很多人都忽略了质量管理学科有一个

* 我国机械工业部是从 1978 年开始大搞全面质量管理的，但从全国范围看，还是应该从 1979 年起算，今年 1999 年恰为我国推行全面质量管理二十周年。

重要的特点，即质量管理对于所提出的原则、方针、目标都要用科学措施、统计方法去保证它们的实现。譬如，推行 SPC 就是为了保证预防原则的实现，这正是质量管理学科科学性的体现。西方工业发达国家的多年大量实践也证实了上述论点的正确性。因此，尽管中方企业通过了 ISO9000 认证，拿到了认证证书，西方工业发达国家来加工定货，如果中方工厂的生产线未推行 SPC，他们就拒绝定货，这样的事实应该发人深省，引人深思。今天，SPC 已经发展到了 80 年代的第二个阶段 SPCD（统计过程控制与诊断）和 90 年代的第三个阶段 SPCDA（统计过程控制、诊断与调整，国外也称之为 ASPC，算法的统计过程控制），在国外这已是个不争的事实。可是在我们这里，还要争论第一个阶段的 SPC 到底应不应该搞，甚至还有些人反对搞统计方法。这岂不是令人啼笑皆非，感到可悲吗？！

4. 有了自动过程控制 APC 就不需要统计过程控制 SPC 吗？在化工、石化等流程型生产场合，这种观点在工程技术人员中很普遍。现在我们将二者进行一些比较。自动过程控制（简称 APC，Automatic Process Control）是化工、石化、制药以及许多流程型行业所经常采用的技术。统计过程控制（简称 SPC，Statistical Process Control）则是现代质量科学。APC 与 SPC 是两门不同的学科。

现将 APC 与 SPC 的优缺点比较如下：

(1) APC 通常利用工控单板机对过程的主要工艺参数，如温度、流量、压力、PH 值等进行连续控制，利用工序观测值序列的相关性进行某种预测，然后将信息反馈到电脑对过程进行调节，使在随机干扰下的质量波动得到补偿。APC 的优点是结构简单实用，通过简单的工控机控制，在不少场合可以作到保持质量为一定水平的基本稳定的生产。它的缺点是：当所控制的参数值超过规格界限时，APC 只能通过反馈将该参数调整到规格界限，而不能根本性地消除造成异常的原因，即 APC 只能治标，

而不能治本。反之，SPC 则在发生异常时要遵照下列 20 个字去做，即“查出异因，采取措施，加以消除，不再出现，纳入标准”，强调治本，这与 APC 是完全不同的。

(2) APC 的控制，只是将各个参数控制在其规格界限内，也即控制了各个参数的均值，而未控制各个参数的方差，更没有控制各个参数间的相关性。因此，APC 的控制不如 SPC 的控制全面、精确。这一点已在实践中获得证实，例如，对于供薄膜电容使用厚度精确到微米级的德国宽幅聚丙烯薄膜拉膜机是用 APC 进行控制的，但是作者应用我国所独创的 DTTQ2000 多元诊断高级软件对该拉膜机的运行进行多元诊断，结果发现有 4 个点出界，表示异常，这说明 SPC 的控制确实要比 APC 更为全面、精确。其原因就在于：对于拉膜机，多元 SPC 共计控制了 189 个参数，而 APC 只控制了其中 18 个参数，仅占应受控制参数的 9.5%！

上述分析说明对于流程型行业而言，仅仅依靠 APC 是不够的，必须结合 SPC 与 SPCD 方能更全面、更严密地控制好流程型过程。这种情况在化工、石化等行业大量存在，应引起各方人士的注意。

5. SPC 工程与 SPC 数学是既有联系又有区别的两门学科。由于在 SPC 中应用概率统计很多，所以有些人，尤其是数学工作者们，就认为 SPC（包括 SPCD 与 SPCDA）是一门概率统计数学。其实在现场，人们最需要的是 SPC 工程，例如，在 SPC 中强调追求稳态，但稳态就有两种，包括统计稳态与技术稳态（指工序能力指数必须满足技术要求），后者当然是属于技术范畴的。再如，SPC 强调贯彻整个体系的预防原则，这正是系统工程全局观点的体现。还有，推行 SPCD 首先就要确定诊断系统，明确被诊断的对象，这也属于工程的范畴。因此，SPC 工程与 SPC 数学必须加以区分。企业现场所最需要的是 SPC 工程而非 SPC 数学。这点与可靠性类似，可靠性也区分为可靠性工程与可靠性

数学两门学科，而在现场最需要的是可靠性工程。值得注意的是，SPC的首创者休哈特（W.A.Shewhart）* 本人对于SPC理论的总结——他在1931年出版的名著也取名为《工业产品质量的经济控制》，（Economic Control of Quality of Manufactured Products），说明他也十分重视SPC理论的工程应用。

6.ISO9000不是教条，究竟采用什么统计方法应该结合实际生产的需要。在ISO9000中提到了二十种可能用到的统计方法，有些人就此大作文章，分析在什么时候应该用什么方法云云。其实大可不必，ISO9000不是教条，究竟采用什么统计方法应该结合实际生产的需要，而决不是根据ISO9000中是否提到没有。根据作者多次下厂的实际经验，作者认为，在产品开发方面应该强调应用QFD、田口方法、可信性等，而在产品制造过程则应该强调应用SPC与SPCD，MSPC与MSPCD等。

解决上述种种认识方面的误区将大大有利于推动我国质量事业的发展。

本书的对象与特点。本书具有下列特点：

（1）本书是把SPC作为一门工程来介绍的，本书的对象为企业的工程技术人员与质量管理人员，因此，本书着重阐述SPC的物理概念与工程应用，而不是纯数学的推导。

（2）本书不仅介绍SPC，而且还介绍SPCD的内容，其中包括作者的多项成果。从SPC的发展过程来看，SPC已经进入发展的第三阶段SPCDA，但SPCDA至今尚无实用性成果。而发展的第二阶段SPCD已经进入了实用阶段，在这方面我国仍然处于领先地位，譬如，作者所主持编制的多元诊断软件DTTQ2000

* 休哈特（Walter A.Shewhart, 1891-1967），1918年在美国加利福尼亚大学伯克利分校获得物理学博士学位，而后就职于西方电器公司，以后在贝尔电话实验室，即现今的美国电话电报公司（AT&T）工作，担任过程控制（Process Control）项目的负责人，创建了现今统称为SPC（统计过程控制）的理论。休哈特是统计质量控制（SQC）的一位成绩卓著的奠基人。

6.0 版就是迄今世界上惟一的多元诊断软件。本书介绍了有关 SPCD 的实用性内容,此外,还介绍了现场经常需要用到的多品种、小批量控制图。

(3) 本书介绍了质量学科的最新发展——接近零不合格品过程的质量控制,保证本书内容处于本学科的最前沿。

(4) 推行 SPC 必须与电脑相结合。本书附录三与附录四分别介绍了由作者主持编制的两种软件 SPCD2000 与 DTTQ2000,分别满足 SPC 与 SPCD 的需要。经过大量的实践证实上述软件能够满足现场的需要,并较同类型其他国内外软件更为优越。软件 SPCD2000 与 DTTQ2000 都具有诊断的功能,这是最大的特色,而国内外其他的软件则没有诊断的功能。

(5) 本书取名为“现代质量控制与诊断 (SPC 与 SPCD) 工程”。由于上述特点 (1),我们称质量控制与诊断 (SPC 与 SPCD) 为“工程”,又由于上述特点 (2)、(3),我们称它是“现代”的。最后,由于本书内容包含了质量控制与诊断工程的最基本的内容,是现代工程技术人员、质量管理人员所应该具备的起码的背景知识,故又称本书为“21 世纪技术工程师与质量工程师必读”。

作者的期望。作者已经应用本书进行过多遍教学,相当于进行过多遍校对,尽管如此,疏漏之处也在所难免,但我们也决不原谅自己,敬请广大读者不吝指教,以便本书再版时能得以改进。

1999 年恰逢我国开展全面质量管理 20 周年,我国的 SPCD 学科与学派就是与我国大搞全面质量管理同步成长的。我国的 SPCD 学科今天所以能够领先于世界,为祖国增光,实有赖于我国全面质量管理运动的开展,谨以本书作为作者对我国开展全面质量管理 20 周年的一个献礼。

作者谨识

1999 年 3 月 10 日

目 录

序言	(1)
第一章 21 世纪的质量新形势	(1)
§ 1.1 质量管理与质量控制的重要性	(1)
§ 1.2 SPC (统计过程控制) 阶段的发展	(4)
§ 1.3 SPCD (统计过程控制与诊断) 阶段的发展	(9)
§ 1.4 SPCDA (统计过程控制、诊断与调整) 阶段的 发展	(12)
§ 1.5 APC 与 SPC	(13)
§ 1.6 企业现场最需要 SPC、SPCD 与 SPCDA 工 程	(14)
§ 1.7 小结	(15)
本章思考题与习题	(15)
本章参考文献	(16)
第二章 ISO9000 认证通过的企业应该怎么办?	(17)
§ 2.1 ISO9000 认证通过标志着企业推行全面质量 管理达到了一个新的起点	(17)
§ 2.2 日本与美国的经验教训值得借鉴	(18)
§ 2.3 ISO9000 认证通过的企业应该怎么办?	(22)
本章思考题与习题	(26)
本章参考文献	(27)

第三章 工序质量控制与 SPC (统计过程控制)	(28)
§ 3.1 工序质量管理	(28)
§ 3.2 SPC	(29)
§ 3.3 质量控制中常用的统计工具	(35)
§ 3.4 控制图原理	(46)
§ 3.5 两类错误和 3σ 方式	(55)
§ 3.6 控制图的判断准则	(57)
§ 3.7 休哈特控制图	(66)
§ 3.8 通用控制图	(95)
§ 3.9 小批量控制图	(101)
本章思考题与习题	(110)
本章参考文献	(113)
第四章 SPCD (统计质量控制与诊断)	(114)
§ 4.1 两种质量诊断理论	(114)
§ 4.2 两种质量多元诊断理论简介	(142)
本章思考题与习题	(158)
本章参考文献	(159)
第五章 接近零不合格品过程的质量控制	(162)
§ 5.1 接近零不合格品过程的统计分析	(163)
§ 5.2 接近零不合格品过程的判异准则	(165)
§ 5.3 接近零不合格品过程的判稳准则	(168)
§ 5.4 接近零不合格品过程的质量控制步骤	(171)
§ 5.5 结论	(173)
本章思考题与习题	(173)
本章参考文献	(173)
附录	(174)
附录一: 质量控制与诊断 70 年	(174)
附录二: 山东新华制药股份有限公司关于两种质量 多元诊断理论的科研评审	(185)

附录三：张公绪 SPCD2000 软件简介·····	(187)
附录四：张公绪高级诊断软件 DTTQ2000 的介绍·····	(189)
附录五：SPC 与 SPCD 工程的培训讲课计划 ·····	(208)
附录六：SPC 与 SPCD 工程课程考卷示例及参考 答案·····	(213)

第一章

21 世纪的质量新形势

本章将说明 21 世纪的质量新形势，什么是 SPC、SPCD、SPCDA？它们各有什么作用？APC 为什么需要与 SPC、SPCD、SPCDA 相结合？本章还指出现场迫切需要的是 SPC、SPCD、SPCDA 工程，而非其数学。

§ 1.1 质量管理与质量控制的重要性

本世纪即将过去，21 世纪就将来临。人类在本世纪中取得了巨大的成绩，生产力高度发展，产品质量与服务质量不断提高。正如美国质量管理专家朱兰（J.M.Juran）1994 年以 90 高龄在美国质量管理学会（ASQC）年会上的告别演说中所说，20 世纪将以“生产力的世纪”载入史册，未来的 21 世纪是“质量的世纪”。质量将成为新世纪的主题，我们必须迎接它的挑战。

回顾 20 世纪的发展历程，由于生产力的不断发展，新技术的不断涌现，特别是少数经济大国的崛起，使得国际市场的竞争日益激烈，人们越来越清醒地意识到：采用价廉质次的倾销政策已难以取胜，能够致胜的重要法宝就是产品与服务的优良质量。现今质量管理界流行“世界级质量”之说，所谓世界级质量就是世界最高水准的质量。任何国家的产品和服务，如果达不到世界级质量的水准，就难以在国际市场的竞争中取胜。

近一二十年来，科学技术的发展越来越迅速。例如，电子产品的不合格品率已由过去的 1% (10^{-2} ，百分之一)、1‰ (10^{-3} ，千分之一)，降低到 ppm (parts per million, 10^{-6} ，百万分之一)、乃至 ppb (parts per billion, 10^{-9} ，十亿分之一) 的水平。过去实行 3σ 控制原则，在稳态下的不合格品率为 2.7×10^{-3} ，现在则提出 6σ 控制原则，在稳态下的不合格品率为 2×10^{-9} ，即不合格品率要比过去降低 135 万倍 ($2.7 \times 10^{-3} / (2 \times 10^{-9}) = 1.35 \times 10^6$)！参见图 1.1-1 和表 1.1-1。

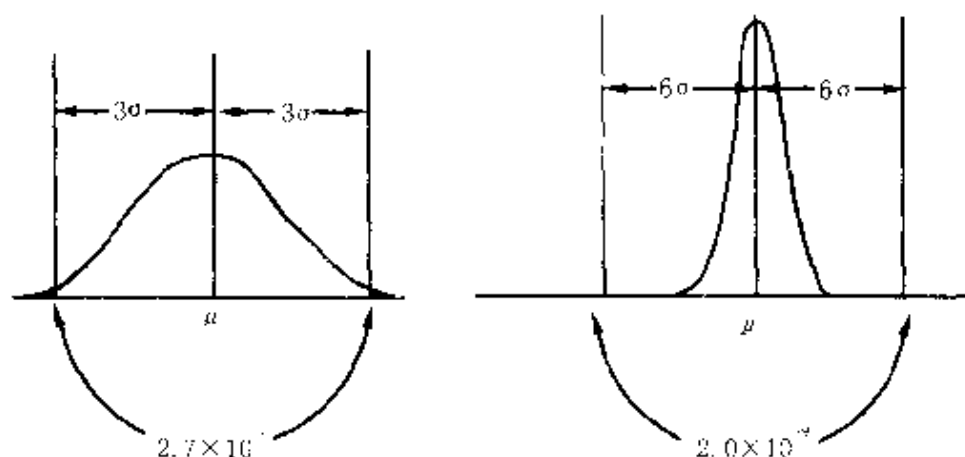


图 1.1-1 3σ 控制原则与 6σ 控制原则的比较

如此严格的质量要求可称之为超严质量要求。在超严质量要求下，引出了下列新变化：

1. 质量科学本身也需要加以改造，以适应质量新形势的发展。(1)从 90 年代起，质量科学已诞生了一个新的分支，即接近零不合格品过程 (Near Zero Non-Conformity Process) 的 SPC 与 SPCLD(统计过程控制与诊断)。过去所谓“零缺陷”的要求只是一个口号，而现在由于科技的发展已接近实现。(2)现代质量控制与诊断要求愈益精密，越来越强调 MSPC 与 MSPCLD(M 指 Multivariate, 多元)多元质量控制与诊断以及其他先进的统计方法的应用。

2. 必须大力提倡质量科学的应用，如 SPC 与 MSPC，SPCLD 与 MSPCLD，否则难以满足超严质量要求。因此，在现场，要强

调质量专家以及现场工艺技术人员的作用,而不仅仅是质量管理人员的作用,这是质量新形势下的新特点,也是知识经济发展的必然。我们必须给予充分的重视。

3. 在质量的新形势下,对于质量体系的建立就更加需要强调其科学性,要求应用科学措施、统计方法来保证质量管理的原则、方针、目标和质量体系的实现。尤其是,对于生产线必须推行与实施 SPC 与 MSPC,SPCD 与 MSPCD,以保证预防原则的实现。

表 1.1-1 $K\sigma$ 控制原则的不合格品率 p

K	不合格品率 p	说 明	工序能力指数 C_p 值
2	$0.045500 = 4.55 \times 10^{-2}$	2σ 控制原则的不合格品率为 4.6×10^{-2}	$C_p = 0.67$
3	$0.0026996 \cong 0.0027 = 2.70 \times 10^{-3}$	3σ 控制原则的不合格品率为 2.7×10^{-3}	$C_p = 1$
4	$0.00063342 \cong 0.00063 = 63.3 \text{ ppm}$	4σ 控制原则的不合格品率为 63ppm	$C_p = 1.33$
5	$0.00057330 \cong 0.573 \text{ ppm}$	5σ 控制原则的不合格品率为 0.57ppm	$C_p = 1.67$
6	$0.000197316 \cong 2 \text{ ppb}$	6σ 控制原则的不合格品率要比 3σ 控制原则的不合格品率降低: $2.7 \times 10^{-3} / 2 \times 10^{-9} = 1.35 \times 10^6$ 即降低 135 万倍!	$C_p = 2$
7	$0.000125596 \cong 0.0026 \text{ ppb}$	7σ 控制原则的不合格品率为 0.0026 ppb	$C_p = 2.33$
8	$0.000124418 \cong 1.24 \times 10^{-15} = 1.24 \times 10^{-6} \text{ ppb}$	8σ 控制原则的不合格品率要比 6σ 控制原则的不合格品率降低: $2 \times 10^{-9} / 1.24 \times 10^{-15} \approx 1.61 \times 10^6$ 即降低 161 万倍!	$C_p = 2.67$
9	$0.00022570 \cong 0.23 \times 10^{-18}$	9σ 控制原则的不合格品率为 0.23×10^{-18}	$C_p = 3$

注: 本表由张公绪与孙静制定。表中数字系根据日本统计数值表 JSA-1972 第 2-3 页查得, 其精度为 35 位有效数字。

由于世界上的一切事物都是遵循着由简单到复杂的发展规律，故质量控制与诊断也是先有控制后发展诊断的。以下将分为 SPC 与 SPCD 两部分分别作一简介，本书还将介绍质量学科的最新发展——接近零不合格品过程的控制，至于更详细的情况请参见本书第三章、第四章与第五章。

§ 1.2 SPC（统计过程控制）阶段的发展

早在本世纪 20 年代，贝尔电话实验室（Bell Telephone Laboratory）* 就成立了以休哈特（W.A.Shewhart）为学术领导人的过程控制（Process Control）研究组和以道奇（H.F.Dodge）为学术领导人的产品控制（Product Control）研究组。经过研究，休哈特提出了过程控制理论以及监控过程的工具——控制图。世界上第一张控制图是休哈特在 1924 年 5 月 16 日提出的 p 控制图。道奇与罗米格（H.G.Romig）则提出了抽样检验理论和抽样检验表。这两个研究组研究工作的影响是深远的，在他们之后，虽然有成百上千篇的论文出现，但至今仍未能脱其巢臼。

由于在过程控制方面主要应用休哈特的过程控制理论，而现今的 SPC 理论与当年的休哈特理论并无根本的区别，所以本章将集中讨论 SPC 与 SPCD 方面的发展。

从质量控制理论的发展史来看，休哈特可称为统计质量控制的奠基人。他在 20 年代创建了过程控制理论，而在 1931 年进行了总结，写出一本划时代的名著：《工业产品质量的经济控制》（Economic Control of Quality of Manufactured Products, D.van Nostrand & Co., Inc., 1931）。这本名著可称得上是不朽的，

* 贝尔电话实验室最早由贝尔电话公司所创立，后来逐渐发展成为美国著名的科研基地，不局限于研究电话，研究范围十分广泛，在 20 年代已经开始研究质量科学，现今则甚至进行分子生物学的研究。

因为它出版半个世纪以后的 80 年代仍能在美国再版，由此可见此书的学术价值。上述休哈特名著的出版标志着质量控制与诊断时代的开始，至今已有 70 年。

休哈特的贡献就在于：应用他所提出的过程控制理论能够在生产线上科学地保证预防原则的实现。在产品的制造过程中，产品质量特性值总是波动的。按照休哈特的观点，这种波动可以分为两大类，即偶然波动与异常波动。偶然波动由偶然因素（简称偶因）造成，异常波动由异常因素（简称异因）造成。前者在生产过程中始终存在，是不可避免的，但对产品质量影响微小，相当于背景噪音，可以听之任之；后者对产品质量影响甚大，在生产过程中时有时无，但却是可以避免的。因此，在生产过程中，我们需要关注的就是产品质量的异常波动。应用控制图能够及时发现异常波动，当发现异常波动时需要尽快采取措施除去异因，并保证它不再出现。如此逐个除去异因，最终可以达到只存在偶因而没有异因的状态，称为稳定状态（简称稳态，或称统计控制状态）。稳态是生产追求的目标，因为在稳态下生产，对于产品的质量有完全的把握，而且生产是最经济的。若一条生产线的所有工序都达到稳态，则称之为全稳生产线。SPC 之所以能够实现全过程的预防，所依靠的就是全稳生产线。以上是休哈特理论的梗概。

这里需要注意的是：控制图的作用是显示异常，及时告警。在生产线上真正起到预防作用的是由于现场的工程技术人员执行了下列 20 个字：“查找异因，采取措施，加以消除，不再出现，纳入标准”。每执行一次这 20 个字就消灭一个异因，使它永远不再出现，故对今后而言起到了预防作用。在控制图上打点，当然起不了预防作用。为了引起大家注意并便于记忆，张公绪首先总结了这 20 个字，并戏称之为“20 字真经”，（取西游记中唐僧要取真经不取假经之意），如果不念这“20 字真经”，搞控制图就毫无意义、不如不搞。

在休哈特之后，提出了数十种控制图，值得注意的有下列几种：

1. 累积和控制图 (CUSUM, Cumulative Sum Control Chart)

休哈特控制图的缺点是只利用了过程当前点子的信息，而没有充分利用整个样本点子的信息，故对过程的小变动，譬如小于 1.0σ 的变动，检出不够灵敏。为此，1954 年美国佩基 (E.S. Page) 最早应用序贯分析原理，提出累积和控制图。它可以将一系列点子的微弱信息累积起来，所以对过程的小变动灵敏。随后许多学者对此作了研究。

2. 指数加权移动平均控制图 (EWMA, Exponentially Weighted Moving Average Control Chart)

指数加权移动平均控制图是另一个适用于检出过程小波动的控制图，其性能几乎与累积和控制图相同，而且在某些情况下较之 CUSUM 图更容易建立与操作。它最早由美国罗伯茨 (S.W. Roberts) 在 1959 年提出。由于 EWMA 是所有过去与当前观测值的加权平均，所以它对正态性假设很不敏感，从而它与个别观测值联合使用是很理想的。

一元 CUSUM 图与一元 EWMA 图在工序控制中得到日益广泛的应用。

3. 模糊控制图

1996 年张公绪教授的学生陈志强博士提出了基于模糊信息的多种模糊控制图，如贴适度控制图，基于模糊集代表值的控制图，基于加权合成值的控制图等，可用来解决感官性指标的质量控制问题。他还提出模糊不合格品率控制图，较之传统的不合格品率控制图更为灵敏。他根据“过程异常”这一模糊现象，进一步提出了基于模糊判异的控制图，为模糊推理的质量诊断专家系统提供了输入接口。他还提出模糊选控值、模糊选控图和模糊 EWMA 控制图以及两种质量模糊诊断理论，为两种质量诊断理论的模糊化作出了贡献。

4. 小批量生产控制图

随着柔性生产的发展,小批量生产日益普及。因此,小批量生产的质量控制越来越重要。小批量控制图有下列几类:

(1) 无先验信息小批量生产的控制图 1969 年美国希利尔 (F.S.Hillier) 与新加坡杨中浩提出了小样本 $\bar{\bar{x}} - R$ 控制图, 1991~1995 年久森伯瑞 (C.P.Qusenberry) 提出了 Q 控制图。但统计模拟 (Monte Carlo) 试验证实这类控制图检出异常的能力要远低于参数已知条件下的控制图。

(2) 有历史信息小批量生产的控制图 1997 年张公绪教授的学生卜祥民博士研究了这类问题,应用贝叶斯 (Bayes) 分析方法,充分利用已知信息,弥补小批量生产样本少的缺陷,求出参数的优良估计,从而仍然可以应用大样本方法。卜祥民的工作为两种质量诊断理论的小批量化作出了贡献,也为小批量生产的质量控制与诊断开辟了一条新的途径。

(3) 将相似工序同类分布的产品质量特性值数据,通过某种数学变换变换成同一分布,从而可以累积起来成为大样本,于是可以应用大样本方法。常见的方法有通用图法、相对公差法、美军固定样本容量法等。

5. 选控控制图 (Cause-Selecting Control Chart)

前述控制图,包括休哈特图、CUSUM 图、EWMA 图等在内的现有控制图都是全控图。所谓全控图就是对所有异因都加以控制的控制图。1980 年张公绪提出选控图系列,可以用来选择部分异因加以控制,从而缩小搜索异因的范围,提高效率。选控图在统计诊断理论中起了重要的作用。选控图与全控图是一一对应的,例如,可以相应地构造出选控休哈特图、选控 CUSUM 图、选控 EWMA 图、选控多元 T^2 图等等。

6. 多元控制图

1947 年美国侯铁林 (H.Hotelling) 提出多元 T^2 图控制图,从此开辟了多元质量控制的年代。

多元情形要比一元情形复杂得多。例如，在生产线的工序中，指标，包括质量指标和技术指标，往往是多个，对于多指标的控制问题，一个很自然的想法是：应用休哈特控制图分别对每一个指标进行控制。当每个指标都控制在其控制界限内时就认为过程正常，这是现场常见的作法。但是，这样做没有考虑指标间的相关性，将会导致错误的结论。因此，在多元情形必须采用多元控制图进行控制，例如，多元 T^2 控制图等。

在一元正态分布情形，均值与方差这两个参数是互相独立的，故控制正态分布就需要对于均值与方差分别应用相应的控制图进行控制。类似地，在多元正态分布的条件下，均值向量与多元协方差矩阵这两个参数也是互相独立的，故控制多元正态分布也需要分别应用相应的多元控制图对均值向量与多元协方差矩阵进行控制。

如同一元控制图在方差受控的前提下讨论均值的控制问题才有意义一样，多元 T^2 图控制图也是在假定协方差矩阵保持不变的前提下讨论均值向量的控制才有意义。1985 年美国阿尔特 (F.B.Alt) 提出了基于似然比检验的多元协方差控制图。其他的多元协方差控制图还有样本广义方差 S 图、 W 图、 L 图等。以上这些多元协方差控制图的缺点是要求多元协方差阵为已知，这在现场并不容易作到。1997 年张公绪教授的学生刘艳永博士提出了当多元协方差阵未知时的样本广义方差多元协方差控制图以及最大、最小特征根多元协方差控制图。

在 80 年代与 90 年代初，多元 CUSUM 控制图得到了发展。应用多元 CUSUM 控制图对多元过程进行控制，也应分别控制过程的均值向量与多元协方差矩阵。从实用的角度看，均值向量的控制更重要些。美国屋道尔 (W.H.Woodall, 1985)、恩寇勃 (M.M.Ncube, 1985)、黑利 (J.D.Healy, 1987)、克罗希尔 (R.B.Crosier, 1988) 及郝金斯 (D.M.Hawkins, 1991) 等人对此作出了贡献。

1992 年美国劳瑞 (C.A.Lowry) 与屋道尔将一元的 EWMA 控制图推广到多元, 当然, 它也是控制均值向量的。

1983 年张公绪提出具有多个非控异因的多元选控图。

上述种种发展为多元控制与诊断奠定了基础。

§ 1.3 SPCD(统计过程控制与诊断)阶段的发展

休哈特在 SPC 理论方面作出了卓越的贡献, 但休哈特控制图显示异常时, 它并不能告知: 是什么异常, 发生于何处, 即不能进行诊断。1982 年张公绪提出两种质量诊断理论, 开辟了统计诊断理论的新方向, 从此 SPC 上升为 SPCD, 也即进入了 SPC 发展的第二个阶段。

自从侯铁林在 1947 年提出多元 T^2 控制图以后, 多元 T^2 控制图的诊断一直是国外诊断理论的研究焦点之一。许多学者作了大量的工作, 先后提出十余种解决方法, 但都尚未获得圆满成功。其中主要的有:

1. 主成分分析法

美国杰克森 (J.E.Jackson, 1957, 1959, 1979, 1985, 1991) 最早提出主成分分析法, 此法是将 T^2 统计量写成互相独立的主成分的平方和, 它的缺点是不能找出这些主成分与原变量之间的简单对应关系, 故起不到诊断的作用。

2. 绷菲隆尼 (Bonferroni) 不等式法

阿尔特 (1985) 利用绷菲隆尼不等式对多元 T^2 控制图的诊断问题进行了研究, 当 T^2 图显示异常时, 对每个原始变量应用一元休哈特图进行判断, 以找出异常的变量。这种作法的缺点是显然的, 多元情形不能简单地分解成为若干个一元情形来处理, 否则可能导致错误的结论。

3. 判别分析法

英国墨菲 (B.J.Murphy, 1987) 利用数理统计中判别分析

的思想，研究了多元 T^2 图的诊断问题。他将所有变量分成两组：一组是被怀疑为异常变量的集合；另一组则不含有异常变量。然后根据他设计的检验统计量来诊断。此法的问题是：（1）如何找出异常变量的集合？墨非给出了一个算法，对 p 个变量要进行 $2^p - 2$ 次检验。从实际工作角度看，工作量太大；（2）此法也未指出，若异常，应该调整哪些变量。

4. T^2 值分解法

美国梅森，特莱塞与杨（R.L.Mason, N.D.Tracy & J.C.Young, 1995, 1997）将 T^2 统计量分解为相互独立的部分，每个部分的值都是正的，代表对 T^2 值的一定的贡献，然后对每个部分分别进行检验，从而得出诊断。此法的缺点是：（1） T^2 统计量的分解形式不是惟一的，设变量数目为 p ，则分解形式有 $p!$ 种，因此，这工作量是非常大的；（2）所分解的各个部分，绝大多数不是在原 p 个变量总体意义下考虑的，这样所得到的诊断结论不一定正确；（3）从实际工作角度看，若异常，变量的调整也无从着手。

到目前为止，在多元诊断方面，我国张公绪教授的工作最为成功，他提出的两种质量多元逐步诊断理论既有独特的优点，而且又经过实践的检验，理论与实际一致，尤其是这后一点更为难能可贵。

5. 两种质量多元逐步诊断理论

张公绪在 1982 年提出两种质量诊断理论，成功地应用于诊断上工序的影响。为此，1987 年张公绪获国家科技进步奖。该理论将工序质量分为总质量与分质量，分别应用休哈特图与选控休哈特图加以控制，然后再根据典型情况诊断表进行诊断，实际应用效果显著。例如，桂林制药厂土霉素车间应用本理论后一级优级品率由 55.6% 提高到 80.5%，北京天坛医院化验室应用本理论后工作效率提高三倍。目前该理论已在制药、化工、机械、电路板与敷铜板、汽车制造、纺织、环保、医院管理、教育、商

业等 20 多个领域中获得应用，1988 年并在美国汽车工业获得应用。1993 年 7 月 SPC 世界权威学术刊物《美国质量技术》(Journal of Quality Technology) 发表美国著名统计质量控制专家屋道尔 (W.H.Woodall) 教授与威德 (M.R.Wade) 博士的专文“对选控图的评价与分析” (A Review and Analysis of Cause-Selecting Control Charts)，肯定了张公绪的理论。1995 年张公绪与他的学生郑慧英博士提出多元逐步诊断理论，克服了国外诊断理论需要同时诊断所有变量，从而引起第一类错误的概率 α 大的缺点。1995 年郑慧英博士还提出两种质量的多指标诊断法，将美国郝金斯 (D.M.Hawkins, 1993) 的多指标诊断回归调整法作为该法在变量标准差为常数时的特例。1996 年张公绪提出两种质量多元逐步诊断理论，也称两种 T^2 图的多元逐步诊断理论，它集中了两种质量诊断理论、多元逐步诊断理论以及 T^2 控制图三者的优点，同时避开了它们的缺点，居世界领先水平。经过现场实践，证实理论与实际一致。1998 年 5 月张公绪又将上述理论加以改进，这是多元诊断理论的一个突破，不但使得多元控制与诊断大为简化，而且许多多元诊断问题得以解决。

众所周知，多工序、多指标的生产线是普遍存在的。“多工序”指生产线包含的工序数目至少有两个，事实上，一道工序就完成产品加工的情况是不多见的。“多指标”指一道工序包含的指标数目至少有两个，这里的指标包括质量指标和技术指标，对于任何一道工序而言，至少有一个质量指标和一个技术指标，共两个指标，故“多指标”的条件在现场是肯定存在的。对于多工序系统，需要诊断上工序影响，这就需要应用两种质量诊断理论。对于多指标系统，需要在指标相关的条件下进行诊断，这就需要应用两种质量多元诊断理论。对于多工序、多指标系统而言，既有上工序影响又有指标相关性，情况就格外复杂，所以需要同时应用两种质量诊断理论和两种质量多元诊断理论。为了在现场能够进行实时控制与诊断，我们根据上述理论已经编制有

Windows 软件 DFTQ2000 6.0 版,应用电脑诊断一次只需要一、二分钟,为现场赢得了宝贵的时间;不但诊断正确,而且完全由电脑操作,也避免了工作人员的主观性。山东新华制药股份有限公司在安乃近车间应用此理论后,仅安乃近每年可以创造效益 30 万元。参见本书附录二山东新华制药股份有限公司关于两种质量多元诊断理论成果的科研评审。

根据张公绪的两种质量诊断理论,张公绪还提出了两种工序能力指数的诊断理论,为寻找生产线质量薄弱环节提供了极其简明的方法,生产线的工序道数越多,此法的效果越明显,因而在现场有极大的实用价值,深受现场欢迎。在张公绪教授的指导下,张公绪的学生刘艳永博士提出了两种多元工序能力指数的诊断理论,进一步发展了这一理论。

张公绪的学生孙静博士目前正致力于装配型生产的质量控制与诊断的研究,这也是一个重要的课题。此外,孙静还对于接近零不合格品过程的 SPC 与 SPCD 问题进行了深入的研究,作出许多贡献,孙静提出了接近零不合格品过程的判稳准则、判异准则、几何 CUSUM 控制图与几何 EWMA 控制图以及 p 图的改进等。

在张公绪教授的指导下,一批年青的博士成长起来,他们所提出的多元逐步诊断理论、两种质量多指标诊断法、模糊质量控制与诊断、小批量生产的质量控制与诊断、多元协方差控制图及其诊断、两种多元 CUSUM 图的诊断、两种多元工序能力指数的诊断、接近零不合格品过程的质量控制与诊断等等都丰富与发展了两种质量诊断理论,成为我国的 SPCD 学派。

§ 1.4 SPCDA (统计过程控制、诊断与调整) 阶段的发展

从 90 年代起,SPCD 又发展为 SPCDA (Statistical Process Control, Diagnosis and Adjustment, 统计过程控制,诊断与调

整), 国外称之为 ASPC (Algorithmic Statistical Process Control, 算法的统计过程控制), 这也是 SPC 的第三个发展阶段。以医生诊断病人作譬喻, SPC 相当于医生给病人看病, 诊断病人是有病还是无病; SPCD 相当于医生给病人看病, 不但诊断病人有病还是无病, 而且若有病还能诊断出是什么病; SPCDA 则相当于不但诊断病人有病还是无病, 若有病能诊断出是什么病, 而且确诊以后还要加以治疗 (即调整)。

到目前为止, SPCDA 尚无实用性成果, 仍在发展过程之中。

§ 1.5 APC 与 SPC

这里, 还存在一个普遍的重要问题, 即在许多部门广泛应用的自动过程控制 (Automatic Process Control, 简称 APC) 需要与统计过程控制 (Statistical Process Control, 简称 SPC) 相结合的问题。

SPC 或 SPCD 追求稳态的生产, 因为在稳态下对产品质量有完全的把握, 同时生产是最经济的。稳态即只存在偶然因素而没有异常因素的状态, 这时产品质量形成某种典型分布。故在稳态时, 质量的分布恒定。应用 SPCD 可以作到:

(1) 贯彻预防的原则。

(2) 对过程 (包括多指标、多因素等多元情形) 进行控制与诊断。

(3) 为提高最终产品的质量, 能找出生产线的关键工序以便进行技术改进或技术改造等等。由于 SPCD 过程的调整是将异常因素逐个消除, 最后达到稳态。因此推行 SPC 与 SPCD 是进行科学生产的治本的方法。

APC 是对过程的主要工艺参数, 如温度、流量、压力、PH 值等的连续控制, 利用工序观测值序列的相关性进行某种预测, 然后将信息反馈到电脑对过程进行调节, 使在随机干扰下的质量

波动得到补偿。APC 的优点是通过简单的工控机进行控制，在不少场合可以作到保持质量为一定水平的基本稳定的生产。但由于 APC 不具备上述 SPCD 的功能，同时也不能消除过程中的异常因素，因而它只是治标的方法。如果由于某些异常原因使得受控参数值超出所控制界限，则 APC 失效，需要人工进行干预。

1998 年 6 月，作者在安徽某电子公司参观该公司用以制造薄膜电容器所用薄膜的拉膜机，这是一台进口的精度为微米级的精密设备，有着微米级的精密测厚仪与电脑控制，即 APC。但是应用作者的 DTTQ2000 多元诊断软件对此拉膜机的生产进行多元诊断后，发现该拉膜机尽管应用了 APC，但仍然有若干时刻产生异常。这个实例充分证明了：仅仅依靠 APC 是不够的，APC 必须与 SPC、SPCD 相结合才能进行更完善的生产。

从 90 年代起，世界质量界开始考虑将 SPC 与 APC 相结合，集中二者的优点，既治本又治标，也就是：既能控制主要工艺参数进行生产，同时又能进行质量控制与诊断，从而使得产品质量保持在更高的水平。这是一个新的学科生长点，我们可以期待会有新的交叉学科出现。将 SPC 与 APC 结合，除去如何应用计算机实现的问题以外，在理论上我们还需要解决 SPC 过程与 APC 过程两个过程相结合的问题。SPC 过程要求达到稳态，质量分布恒定，但 APC 过程则是一个不断进行调整、不断过渡的过程。这就需要从 APC 过程中过滤出稳定的信息以便进行 SPCD，这是问题的核心所在，有待于进一步的研究解决。

§ 1.6 企业现场最需要 SPC、SPCD 与 SPCDA 工程

根据前述 § 1.2，§ 1.3 与 § 1.4，可见企业现场最需要的是 SPC、SPCD 与 SPCDA 工程而非其数学。理由如下：

1. SPC、SPCD 与 SPCDA 强调从整个体系出发，这就是系

统工程的观点。

· 2. 稳态是 SPC 必须追求的目标，但这里的稳态包括两重含义，即统计稳态与技术稳态，后者指工序能力指数需要满足技术要求而言，这显然属于工程范畴。

3. 在统计诊断理论的应用中，首先要强调诊断系统的建立，这也是个工程问题。

4. 就连 SPC 的创始人休哈特 1931 年出版的对 SPC 理论总结的经典著作也称为《工业产品质量的经济控制》，说明休哈特也十分重视 SPC 的工程应用。

SPC 这点与可靠性学科类似，可靠性学科也分成可靠性工程与可靠性数学两门不同的科学，而企业现场最需要的是可靠性工程而非可靠性数学。

§ 1.7 小结

综观质量控制与诊断 70 年，我们可以得出下列重要结论：

从理论发展的角度来看，我国在 SPCD 方面仍居于国际领先水平。在 SPC 与 SPCD 的实践方面，我国较之国外工业发达国家也无逊色。但在普及与推广方面，则远不如工业发达国家。如果在这方面不大力扭转，则我国的尖端科学、国防工业等等的发展都将会被拖后腿，受到严重的影响。此外，我国的出口产品也将受到不可估量的影响。切望各级领导对于质量科学及其普及、推广与实施认真给予重视。

本章思考题与习题

- (1) 什么是 21 世纪的质量新形势？它给我们带来哪些影响？
- (2) 什么是 SPC、SPCD、SPCDA？它们各有什么作用？
- (3) 为什么说企业现场最需要的是 SPC、SPCD、SPCDA 工程，而非其数学？

(4) 为什么 APC 需要与 SPC、SPCD 相结合?

本章参考文献

- (1) 张公绪主编:《新编质量管理学》,九五规划重点教材,高等教育出版社,1998 年版。
- (2) 张公绪主编、孙静副主编:《质量管理与质量改进》,中国财政经济出版社,1999 年版。
- (3) 张公绪主编:《质量专业工程师手册》,企业管理出版社,1996 年第 2 版。
- (4) 张公绪、孙静等:《质量控制与诊断七十年》,《中国质量》1998 年第 5 期。
- (5) 张公绪、孙静等:《多元质量控制与诊断五十年》,《上海质量》1998 年第 5~6 期。
- (6) 孙静、张公绪:《接近零不合格品过程的判稳与判异》,《北京科技大学学报》1998 年第 4 期。
- (7) 张公绪、孙静:《二十一世纪的超严格质量要求与质量科学的应用》,《中国质量认证杂志》1998 年第 9 期。
- (8) Gongxu Zhang (张公绪):《Cause-Selecting Control Charts and Diagnosis, Theory and Practice (选控图与诊断—理论与实践)》,The Aarhus Graduate School, Denmark 1992.
- (9) Gongxu Zhang (张公绪):《An Introduction to the New Multivariate Diagnosis Theory with Two Kinds of Quality and Its Applications (两种质量多元诊断理论及其应用导论)》,The Second Congress on Quality and Reliability (IQR '97), Hong Kong, 1997. Republished by the Journal of Nanking University of Aeronautics and Astronautics, June, 1998.

第二章

ISO9000 认证通过的企业 应该怎么办？

作者 1997~1998 年去广东深圳、珠海以及江苏南通参观了大约 30 家企业，都是 ISO9000 认证通过的。他们具有一个共同的问题，即 ISO9000 认证通过的企业应该怎么办？本章提出一些看法与建议。我们曾经就这些看法与建议和这 30 家企业分别讨论过，深得他们的支持与赞同，故提出来供大家参考。

§ 2.1 ISO9000 认证通过标志着企业推行全面 质量管理达到了一个新的起点

截止 1998 年 12 月，全国 ISO9000 认证通过的企业已超过 8000 家，成绩巨大，可喜可贺。但是通过 ISO9000 认证绝不意味着这些企业的质量管理搞得差不多了，而只是标志着这些企业推行全面质量管理达到了一个新的起点。理由如下：

1. ISO9000 的质量管理要求与著名的质量管理奖如日本戴明奖 (Deming Award)、美国国家质量管理奖 (The Malcolm Baldrige Quality Award) 以及欧洲质量管理奖 (The European Quality Award) 等的质量管理要求相比较，前者大约只达到后者的 10%~40%。ISO9000 认证通过只表明一个企业在推行全面质量管理方面达到了一定的标准，奠定了一定的基础，取得了

一定的成绩，而上述著名质量管理奖则是专门颁发给推行全面质量管理成绩突出的企业，所以这二者的差距是显然的。1993 年欧洲著名质量管理专家丹麦达尔戈（Jens.J.Dahlgaard）教授曾经指出：“丹麦企业从它们现有的基础出发，一般经过一年半到两年的努力可以通过 ISO9000 的认证，取得认证证书，但此后还要经过三到五年的努力才能达到全面质量管理的要求。”这就是个明证。

2. 1995 年日本著名质量管理专家久米均教授在一次报告中曾经指出：“ISO9000 只是关于质量体系的一般性标准，而不是产品标准。如质量体系好，可以说产品质量在一定程度上也是好的，但究竟好到什么程度，在市场上占据何种位置则说不清楚。”因此，ISO9000 认证通过的企业对于保证与提高产品质量仍须继续努力，不能掉以轻心。

§ 2.2 日本与美国的经验教训值得借鉴

西方工业发达国家认为 1980 年是日本经济崛起，从而国际市场开始激烈竞争的一年。在这一年，日美之间的贸易开始发生逆转，日本对美国变成出超，而美国对日本则成为入超。日本由战败国一跃而居世界生产率与质量的领导地位。以汽车工业为例，日本之所以能在国际市场上取胜，主要是由于日本的产品质量居世界领先地位。当时日本汽车零件的不合格品率为 0.001%，而美国汽车零件的不合格品率为 1%～4%，二者相差 1000～4000 倍*。美国著名质量管理专家、衣阿华州立大学（Iowa State University）伯格（R.W.Berger）教授就曾经指出：日本战后之所

* 1980 年是日本与美国间贸易关系有关键性变化的一年，在这一年，日本对美国的贸易由入超变为出超，而美国对日本的贸易由出超变为入超。故从 1980 年起，由于日本的崛起，国际贸易的竞争异常激烈。

以能够后来居上的重要原因之一就是日本从美国学习了 SPC（统计过程控制）并加以身体力行，发扬光大。所以从 1980 年起，美国等西方工业发达国家将 SPC 称为高科技（High-Tech），重新掀起了推行 SPC 的复兴高潮。一直到 1994～1995 年，也即美国认真推行了 SPC 十五六年之后，日美两国之间的技术差距才基本持平。日本与美国的这一经验教训值得我们重视和借鉴。

表 2.2-1 列出了日本戴明奖实施奖的 10 条检查要点。从表 1 可见，除去第 2、9、10 三条外，其余七条都提到统计方法的灵活应用。由此可见，日本推行质量管理十分重视统计方法的应用，充分体现出质量管理学科的特点，这正是值得我们学习的要害。日本著名质量管理专家久米均教授也曾经对其身边的中国留学生弟子说过：我不明白中国搞质量管理为什么总是务虚而不务实？！正是由于这是在师生之间的坦率谈话，没有外交辞令，才更表露出他的真实看法。应该承认久米均教授的看法正切中我们搞质量管理的时弊。

表 2.2-1 日本戴明奖实施奖审查项目表

项 目	审 查 内 容
1. 方针	(1) 经营及质量、质量管理的方针 (2) 确定方针的方法 (3) 方针内容的妥善性和一贯性 (4) 统计方法的灵活运用 (5) 方针的传达与落实 (6) 方针及其完成情况的检查 (7) 长期计划与短期计划的联系
2. 组织及其运营	(1) 责任权限的明确性 (2) 权限委任的妥当性 (3) 部门间的协作 (4) 委员会活动 (5) 职能人员的使用 (6) QC 小组活动 (7) 质量管理诊断

续表

项 目	审查内容
3. 教育与普及	(1) 教育计划与实际完成情况 (2) 对于质量意识、管理意识以及质量管理的理解程度 (3) 对统计思考方法及手法的教育与普及情况 (4) 对教育效果的掌握情况 (5) 对于有关公司（特别是系列公司、子供应商、业务委托商、销售公司）的教育 (6) QC 小组活动 (7) 合理化建议制度及其实际情况
4. 信息的收集、传送与运用	(1) 公司外信息的搜集 (2) 各部门间信息的传送 (3) 信息传送的速度（电脑的应用） (4) 信息的处理、(统计的) 分析与应用
5. 分析	(1) 重要问题与课题的选定 (2) 分析方法的适当性 (3) 统计方法的灵活运用 (4) 与专业技术的结合 (5) 质量分析、过程分析 (6) 分析结果的灵活运用 (7) 对合理化建议的积极性
6. 标准化	(1) 标准的体系 (2) 标准的制定、修订与废止的办法 (3) 标准的制定、修订与废止的实际情况 (4) 标准的内容 (5) 统计方法的灵活运用 (6) 技术储备 (7) 标准的应用
7. 管理	(1) 质量及其有关的成本、产量等的管理系统 (2) 控制点、控制项目 (3) 控制图等统计方法、思考方法的灵活运用 (4) QC 小组活动的贡献 (5) 管理活动的实况 (6) 管理状态

续表

项 目	审 查 内 容
8. 质量保证	(1) 开发新产品、新商品的方法 (质量展开与分析、可靠性、设计审查等) (2) 安全性、产品责任的预防 (3) 顾客满意度 (4) 过程设计、过程分析、过程管理与改善 (5) 过程能力 (6) 计量、检验 (7) 设备管理、定货管理、采购管理、服务管理 (8) 质量保证系统及其诊断 (9) 统计方法的灵活运用 (10) 质量评价与监察 (11) 质量的保证状态
9. 效果	(1) 效果的测定 (2) 有形效果、质量、服务、交货期、成本、利润、安全、环境等 (3) 无形效果 (4) 效果预测与实际情况的符合性
10. 未来计划	(1) 对现状的掌握及具体程度 (2) 克服缺点的对策 (3) 今后的推进计划 (4) 与长期计划的联系

注：表中有关统计方法的内容都经作者加了黑体，以便醒目。

自从 1979 年我国大搞全面质量管理以来，不容否认，我国取得了伟大的成绩。首先，从基层到高层的领导无一不承认全面质量管理是一门重要的管理科学，是企业管理的纲。因此，全面质量管理深入人心；其次，我国的大中型企业基本上都培训过全面质量管理，培养了一支庞大的全面质量管理的骨干队伍；第三，举办了多次全面质量管理的全国电视讲座，向千百万人普及了全面质量管理。以上几点都是很了不起的。但是我们以往搞质量管理也有不足之处，其中最大的缺点就是存在着严重的形式主

义，不少单位搞质量管理往往走过场，喜欢表面的排场，大轰大嗡，追求所谓轰动效应，这是搞质量管理的大敌。质量管理是一门严肃认真的科学，要想搞好质量就必须强调科学，强调要有严肃认真的工作态度，一丝不苟才行。

§ 2.3 ISO9000 认证通过的企业应该怎么办？

ISO9000 认证通过的企业在进一步开展全面质量管理方面要做的事情很多，例如建设作为企业文化一部分的质量文化等等。但结合目前具体情况来看，最好首先从实处做起，做一些扎扎实实的工作。我们知道，ISO9000 1994 年新版与 1987 年初版相比较有三个强调：

1. 强调“一切工作都可以看成过程。”这样，过程控制理论就大有用武之地。

2. 强调“预防原则”。贯彻预防的原则是现代质量管理的核心与精髓，现代质量管理与传统质量管理的区别就在于此。

3. 强调“统计技术是不可剪裁的”。这就是说，统计方法一定要加以应用，而不是可有可无的。至于用多用少则取决于具体工作的需要。

其实，这三个强调是互相联系、密不可分的。众所周知，质量管理这门学科有个重要的特点，即对质量管理所提出的原则、方针、目标都要有科学方法和科学措施来加以保证。例如，强调预防原则就要应用统计方法（主要是应用 SPC 和 SPCD）和科学措施来保证它的实现。这样，后两个强调是紧密联系着的。其次，SPC 即统计过程控制，故第一个强调也与后二者联系起来了。所以这三个强调是互相联系、密不可分的，但以第二个强调为核心。企业推行 ISO9000 应该注意到这三个强调。

对于任何一个企业来说，生产都是第一位的。应该看到，对于企业而言，产品开发的质量控制系统与生产线的质量控制系统

是全公司、全企业质量体系的基础，我们甚至于可以加以强调而称之为基础的基础。没有这样一个坚实的基础，就好比把一座高楼大厦建立在沙滩上，全公司、全企业的质量体系便不能充分发挥它应有的作用。结合目前具体情况来看，许多 ISO9000 认证通过的企业恰恰在这方面是个薄弱环节，需要认真努力加以改进。

ISO9000 1994 年新版强调预防原则是十分正确的，贯彻预防的原则是现代质量管理的核心与精髓。这就要求企业从以下两方面着手：

1. 在产品开发过程中要考虑应用质量功能展开、田口方法和可信性等学科：

(1) QFD (Quality Function Deployment, 质量功能展开)。这是日本赤尾洋二等日本学者在六七十年代所创建的，它利用矩阵表这类工具能够科学地将消费者的需求转化为所开发产品的规格要求。这是开发设计任何产品的首要的第一步。例如，丹麦食品工业十分发达，他们的著名点心曲奇 (Cookie) 就采用了 QFD 进行设计。美国国防部甚至规定了其供应商必须采用 QFD。

(2) 田口方法 (Taguchi Methods) 或称质量工程学 (Quality Engineering)。日本田口玄一在五六十年代由于发展出稳健性设计 (Robust Design) 方法，提高了日本产品质量以及产品开发设计能力，从而于 1962 年获得日本戴明个人奖。现今，若要设计低成本、高质量的产品很多都应用田口方法。

(3) 可信性 (Dependability)。现今的社会已经发展到高质量、高可信性的时代*，在产品开发方面如不考虑可信性就肯定会落后于时代，满足不了社会的需求。早于 1984 年在英国召开

* 根据 ISO8402，可信性 (Dependability) 定义为产品的可用性 (Availability) 及其影响因素，包括可靠性 (Reliability)、可维修性 (Maintainability) 和保障性 (Supportability)。可信性是产品质量的重要构成部分。

了首届世界质量大会，日本已故著名质量管理专家石川馨在其大会发言中即曾指出：“新产品的开发要考虑可靠性^{*}”。这确实是经验之谈。

以上这些与统计技术密切相关的科学方法都是产品开发过程中所不容忽视的。

2. 在产品制造过程中要推行 SPC、SPCD 和 SPCDA:

(1) SPC。SPC 是英文 Statistical Process Control (统计过程控制) 的字首简称。为了在制造过程中贯彻预防为主，美国休哈特 (W.A.Shewhart) 博士在 20 世纪二三十年代提出了统计质量控制理论及监控过程的工具——控制图，现在统称之为 SPC。它能科学地区分出过程中产品质量的偶然波动与异常波动，从而对过程的异常及时告警，以便人们采取措施，消除异常，恢复过程的稳定。这就是所谓统计质量控制。

(2) SPCD。SPCD 是英文 Statistical Process Control and Diagnosis (统计过程控制与诊断) 的字首简称。SPCD 是 SPC 的进一步发展，是 SPC 的第二个发展阶段。SPC 虽然能对过程的异常进行告警，但是它并不能告知是什么异常，发生于何处，也不能进行诊断。1980 年张公绪教授提出选控图 (Cause - Selecting Control Chart) 系列，1982 年首创两种质量诊断理论 (Diagnosis Theory with Two Kinds of Quality)，突破了传统的美国休哈特统计质量控制理论，开辟了统计质量诊断的新方向。从此 SPC 上升为 SPCD。1996 年张公绪教授提出了两种质量多元逐步诊断理论 (The Stepwise Multivariate Diagnosis Theory with Two Kinds of Quality)，集中了多元 T^2 控制图、两种质量诊断理论和多元逐步诊断理论三者的优点，同时又避开了它们的缺点，居世界领先水平。由于在工业中普遍存在多工序、多指标的生产线，多工序就要考虑上工序对下工序的影响，这是纵的联系；多指标

* 在 1984 年，当时只有可靠性，还没有可信性的专门术语。

就要考虑指标间的相关性，这是横的联系。在纵横交错的联系同时存在的条件下，要对多工序、多指标的生产线进行质量控制与诊断是十分复杂的，两种质量多元逐步诊断理论就是迄今解决此问题的有效方法。1998年5月张公绪教授又将上述理论加以改进，这是多元诊断理论的一个突破，使得多元诊断理论大为简化，许多多元诊断问题由此得以解决。

(3) SPCDA。SPCDA是英文 Statistical Process Control, Diagnosis and Adjustment (统计过程控制、诊断与调整) 的字首简称。正如病人确诊后要求进行治疗，过程诊断后自然要加以调整，故 SPCDA 是 SPCD 的进一步发展，也是 SPC 的第三个发展阶段。这方面国外刚刚起步，他们称之为 ASPC (Algorithmic Statistical Process Control, 算法的统计过程控制)，张公绪教授也正在与他的博士生进行这方面的研究。

推行 QFD、质量工程学、可信性与 SPC、SPCD 等新科学一般有下列步骤：

1. 培训。应该对有关人员进行培训，补充必要的概率统计方面的基础知识，学习 QFD、出口方法、可信性与 SPC、SPCD 等新学科的知识。

2. 开展具体工作。由于上述各个学科都是新科学，应在有关专家的指导下开展这方面的工作，才能加速进程，少走弯路，收到事半功倍的效果。

3. 鉴定和验收。对于所建立的产品开发和生产线质量控制系統应进行鉴定和验收手续以保证上述基础的实施。

作者在 1997~1998 年四次去广东与深圳讲学，介绍了 SPC 与 SPCD，引起了众多企业广泛的兴趣。有的企业决定按照 SPCD 的科学原理改进现有的劳动组织，有的企业通过学习 SPCD 发现了本单位以往建立的 SPC 体系有着重大的缺陷，从而决心采用最新的 SPCD 来代替原有的 SPC。值得注意的是，推行 SPC 居然与外贸也有着密切的关系。广东有家企业三年前就经

ISO9000 认证通过了，尽管如此，但仍两次被外方（一次为美国摩托罗拉（Motorola）公司，另一次为日本日立公司）以未充分建立 SPC 为理由（这实际上就是指该厂尚未建立完善的生产线质量控制系统）而拒购该厂的产品。故该厂接受教训，痛下决心要建立 SPCD。珠海也有家企业 1996 年底刚刚经过 ISO9000 认证通过，为了争取外贸又经过世界第一电脑商康柏（COMPAQ）公司的质量管理第二方审查，结果也是由于生产线未建立 SPC 而未获通过。该企业经过认真反思与学习，深刻领会到“我国质量管理要真正深入有效，必须在 ISO9000 认证通过的基础上在 SPC 方面狠下工夫，这是国际先进的企业管理实践证明了的，我们已经感到了这方面的压力（摘自该企业 1997 年 1 月 11 日给作者的来信）”。可见，建立 SPCD，甚至对于外贸都有着不可忽视的影响。这反过来也说明 ISO9000 的认证工作确实存在着对应用统计方法重视不够的缺点。

上述 30 家 ISO9000 认证通过的企业给作者最深刻的印象就是：通过认证后确实使企业的质量管理上了一个台阶，朝气蓬勃，生产蒸蒸日上，职工的生产热情很高，企业领导渴望改进与提高产品质量的愿望强烈。有一家企业的总经理说得非常生动，他说：“在刚获得 ISO9000 认证通过证书时，还真有一阵子感到飘飘然，但不久就发现只挂一张证书是没有用的，我们还得继续做脚踏实地的工作，进一步认真提高产品的质量，譬如，在生产过程中推行 SPCD，这才是真章。”

本章思考题与习题

- (1) 进行 ISO9000 认证工作为什么不能绕开统计方法？
- (2) 已经通过 ISO9000 认证的企业应该怎么办？
- (3) 我们从日本与美国应该取得什么经验教训？

本章参考文献

- (1) 张公绪等：《ISO9000 认证通过的企业应该怎么办?》，《中国质量》1997 年第 3 期。
- (2) 张公绪主编：《新编质量管理学》，九五规划重点教材，高等教育出版社，1998 年版。
- (3) 张公绪主编、孙静副主编：《质量管理与质量改进》，中国财政经济出版社，1999 年版。
- (4) 张公绪主编：《质量专业工程师手册》企业管理出版社，1996 年第二版。
- (5) 张公绪、孙静：《二十一世纪的超严格质量要求与质量科学的应用》，《中国质量认证杂志》1998 年第 9 期。

第三章

工序质量控制与 SPC(统计过程控制)

本章将介绍 SPC、控制图的重要性、控制图原理、判稳及判异准则、休哈特控制图、通用控制图、小批量控制图等内容。

§ 3.1 工序质量管理

3.1.1 工序

工序是指一个或一组工人在一个工作地上（如一台机床或一个装配位置等）对一个或若干个劳动对象连续完成的各项生产活动的总和。也即工序是产品在生产过程中质量特性发生变化的加工单位，是质量因素：包括人（操作人员，Man）、机（设备，Machine）、料（原材料，零部件，Material）、法（操作法，Method）、环（环境，Environment），也可简称为 4M1E，是对产品质量综合起作用的过程。

3.1.2 工序分析

工序分析就是对工序进行调查研究与试验，应用因果图、排列图、控制图以及统计诊断理论等方法找出影响该工序产品质量的关键质量因素，并对其制定出标准，进行控制。日本已故著名

质量管理专家石川馨在《日本质量管理的领导与组织》一书中曾经指出：“现在日本产品比欧美产品质量好，价格便宜，生产效率高，能大量向欧美出口，……，其中最大的一个原因就在于我们进行了工序分析，提高了质量，提高了效率。”

3.1.3 工序控制与工序控制点

进行工序分析的目的是为了应用 SPC（统计过程控制）与 SPCD（统计过程控制与诊断）的统计方法对生产线各道工序进行控制与诊断，从而达到贯彻预防原则，提高与保证产品质量的目的。这是工序质量管理的核心。

凡是进行工序控制的场合就称为工序控制点（过去也称为工序管理点），通常在下列场合考虑建立工序控制点：（1）形成产品主要特性的工序；（2）对产品质量有重大影响的关键工序；（3）屡屡发生质量问题的场合。

§ 3.2 SPC

3.2.1 什么是 SPC

SPC 是英文 Statistical Process Control 的字首简称，即统计过程控制。SPC 就是应用统计方法对过程中的各个阶段进行监控与诊断，从而达到改进与保证产品质量的目的。SPC 强调全过程的预防原则。这也是系统工程全局观点的反映。

SPC 给企业各类人员都带来好处。对于生产第一线的操作者，可用 SPC 方法改进他们的工作；对于管理干部，可用 SPC 方法消除在生产部门与质量管理部门间的传统的矛盾；对于领导干部，可用 SPC 方法控制产品质量，减少返工与浪费，提高生产率，最终可增加上缴利税。

SPC 的特点是：（1）SPC 是全系统的，全过程的，要求全员

参加，人人有责。这点与全面质量管理的精神完全一致。(2) SPC 强调用科学方法（主要是统计技术，尤其是控制图理论）来保证全过程的预防原则。(3) SPC 不仅用于生产过程，而且可用于服务过程和一切管理过程。(4) 企业现场最需要 SPC 工程，而非其数学。这点与可靠性学科类似，企业现场最需要可靠性工程而非其数学。

3.2.2 SPC 发展简史

过程控制的概念与实施过程监控的工具——控制图，早在 20 世纪 20 年代就由美国的休哈特 (W.A.Shewhart) 提出。今天的 SPC 与当年的休哈特方法并无根本的区别。

在第二次世界大战后期，美国开始将休哈特方法在军工部门推行。但是，上述统计过程控制方法尚未在美国工业牢固扎根，第二次世界大战就已结束。由于美国本土未直接遭受到二次世界大战战争的破坏，故战后美国成为当时工业强大的国家，没有外来竞争力量去迫使美国公司改变传统方法，只存在美国国内的竞争。由于美国国内各公司都采用相似的方法进行生产，竞争性不够强，于是统计过程控制方法在 1950~1980 年这一阶段内，逐渐从美国工业中消失。

反之，战后经济遭受严重破坏的日本在 1950 年通过休哈特早年的一个同事戴明 (W.Edwards Deming) 博士，将 SPC 的概念引入日本。从 1950~1980 年，经过 30 年的努力，日本跃居世界质量与生产率的领先地位。美国著名质量管理专家伯格 (Roger W.Berger) 教授指出，日本成功的基石之一——就是推行了 SPC。

在日本强有力的竞争之下，从 80 年代起，SPC 在西方工业国家复兴，并列为高科技之一。例如，加拿大钢铁公司 (STELCO) 在 1988 年列出的该公司七大高科技方向如下：(1) 连铸；(2) 炉外精炼钢包冶金站；(3) 真空除气；(4) 电镀锌流水线；(5) 电子测量；(6) 高级电子计算机；(7) SPC。其中第七项就

是 SPC。

美国从 20 世纪 80 年代起开始推行 SPC。美国汽车工业已大规模推行了 SPC，如福特汽车公司、通用汽车公司、克莱斯勒汽车公司等；美国钢铁工业也大力推行了 SPC，如美国 LTV 钢铁公司，内陆钢铁公司，伯利恒钢铁公司等等。

经过十五六年推行 SPC 的努力，到 1995 年左右，美国与日本在产品质量方面的差距方才基本持平。

3.2.3 什么是 SPCD 与 SPCDA?

SPC 迄今已经历了三个发展阶段，即：SPC、SPCD (Statistical process Control and Diagnosis, 统计过程控制与诊断) 与 SPCDA (Statistical Process Control, Diagnosis, and Adjustment, 统计过程控制、诊断与调整)：

1. 第一个阶段为 SPC

SPC 是美国休哈特博士在 20 世纪二三十年代所创造的理论，它能科学地区分出生产过程中产品质量的偶然波动与异常波动，从而对过程的异常及时告警，以便人们采取措施，消除异常，恢复过程的稳定。这就是所谓质量控制。

2. 第二个阶段为 SPCD

SPCD 即统计过程控制与诊断。SPC (统计过程控制) 虽然能对过程的异常进行告警，但是它并不能告知是什么异常，发生于何处，也即不能进行诊断。1980 年张公绪教授提出了新型控制图——选控图系列，为 SPCD 理论的发展奠定了基础。1982 年张公绪提出两种质量诊断理论，突破了传统的美国休哈特质量控制理论，开辟了统计质量诊断的新方向。从此 SPC 上升为 SPCD，SPCD 是 SPC 的进一步发展，也是 SPC 的第二个发展阶段。1994 年张公绪教授与其学生郑慧英博士提出多元逐步诊断理论，解决了西方国家的诊断理论需要同时诊断所有变量从而第一种错误的概率 α 大的问题。1996 年张公绪提出了两种质量多

元逐步诊断理论（也称为两种 T^2 图的逐步诊断理论）解决了多工序、多指标系统的 MSPC 与 MSPCD（多元质量控制与诊断）问题。1998 年张公绪又将上述理论进一步改进，这是多元诊断理论的一个突破，不但使得多元控制与诊断大为简化，而且许多多元诊断问题由此得以解决。目前 SPCD 已进入实用性阶段，我国仍然居于领先地位，张公绪教授及其学生：郑慧英、陈志强、卜祥民、刘艳永、孙静等博士都继续活跃在 SPC 与 SPCD 领域，在 SPC 与 SPCD 的理论与实践方面作出了应有的贡献，形成我国的 SPC 与 SPCD 学派。

3. 第三个阶段为 SPCDA

SPCDA 是英文 Statistical Process Control, Diagnosis and Adjustment 的字首简称，即统计过程控制、诊断与调整。正如病人确诊后要求进行治疗，过程诊断后自然需要加以调整，故 SPCDA 是 SPCD 的进一步发展，也是 SPC 的第三个发展阶段。这方面国外刚刚起步，他们称之为 ASPC（Algorithmic Statistical Process Control，算法的统计过程控制），目前尚无实用性的成果。张公绪教授与他的博士生也正在进行这方面的研究。

3.2.4 接近零不合格品过程的 SPC 与 SPCD

进入本世纪 90 年代以来，由于信息时代电子产品日新月异，电子产品的不合格品率降低到 ppm，甚至 ppb 的水平。例如，日本松下系统的 TDK 公司有的产品竟然提出不合格品率为 2 ppb 的要求，即平均 5 亿个产品才有一个不合格品。过去“零缺陷”的提法只不过是一个口号，是一种激励，而今天则已接近实现。对于不合格品率如此低的过程，诞生了一个新名词，即接近零不合格品的过程（Near Zero Non-Conformity Process）。对于这种过程，显然，以往的 SPC 与 SPCD 技术已经不适用，必须发展出用于接近零不合格品过程 SPC 与 SPCD 的新技术。张公绪教授的学生孙静博士就是这方面的一位专家，她至今已提出接近零

不合格品过程的判稳准则、判异准则、几何 CUSUM 控制图方法、几何 EWMA 控制图方法、p 控制图的改进等理论。

3.2.5 SPC 和 SPCD 的进行步骤

进行 SPC 和 SPCD 有下列步骤：

步骤 1：培训 SPC 和 SPCD。培训内容主要有下列各项：SPC 与 SPCD 的重要性，企业现场最需要的是 SPC 与 SPCD 工程，而非其数学；SPC 与 SPCD 的进行步骤；正态分布等统计基本知识；质量管理七种工具，其中特别是要对控制图理论格外深入学习；两种质量诊断理论；两种质量多元逐步诊断理论；如何制订过程控制网图；如何制订过程控制标准等等。

步骤 2：确定关键变量（即关键质量因素）。具体又分为以下两点：

（1）对全厂每道工序都要进行分析（可用因果图），找出对最终产品影响最大的变量，即关键变量（可用排列图）。如美国 LTV 钢铁公司共确定了大约 20000 个关键变量。

（2）找出关键变量后，列出过程控制网图。所谓过程控制网图即在图中按工艺流程顺序将每道工序的关键变量列出。

步骤 3：提出或改进规格标准。具体又分为以下两点：

（1）对步骤 2 得到的每一个关键变量进行具体分析。

（2）对每个关键变量建立过程控制标准，并填写过程控制标准表，见表 3.2.5-1。

本步骤最困难，最费时间，例如制订一个部门或车间的所有关键变量的过程控制标准，大约需要两个多人年（即一个人要工作两年多）。

步骤 4：编制控制标准手册，在各部门落实。将具有立法性质的有关过程控制标准的文件编制成明确易懂、便于操作的手册，供各道工序使用。如美国 LTV 钢铁公司共编制了 600 本上述手册。

表 3.2.5-1 过程控制标准表

所在车间		控制点		控制因素		文件号	制订日期
控制内容							
过程标准							
控制理由							
测量规定							
数据报告途径							
控制图	有无建立 控制图	控制图 类型	制定者 制定日期	批准者 批准日期			
纠正性措施							
操作程序							
审核程序							
制定者		审批者		审批日期			

注意，步骤 3 与步骤 4 就是日本石川馨所说的工序分析。

步骤 5：对过程进行监控。主要应用控制图对过程进行监控。若发现问题，则须对上述控制标准手册进行修订，即反馈到步骤 4。

步骤 6：对过程进行诊断并采取措施解决问题。可注意以下几点：

- (1) 可以运用传统的质量管理七种工具，进行分析。
- (2) 可以应用统计诊断理论，如两种质量诊断理论和两种质量多元逐步诊断理论，进行分析和诊断。
- (3) 在诊断后的纠正过程中有可能引出新的关键质量因素，即反馈到步骤 2、步骤 3、步骤 4。

推行 SPC 的效果是显著的。如美国 LTV 钢铁公司 1985 年实施了 SPC 后，劳动生产率提高了 20% 以上。更要强调指出的是，美国从 1980 年起，经过十五六年坚持不懈地努力推行 SPC，直到 1995 年方才基本上弥补了美国与日本之间产品质量的差距。

3.2.6 宣贯 ISO9000 国际标准与推行 SPC 和 SPCD 的关系

ISO9000——1994 年新版与 1987 年初版相比较，有三个强调：(1) 强调“把一切都看成过程”；(2) 强调“预防”；(3) 强调“统计技术的应用是不可剪裁的”。其实，这三者是互相联系、密不可分的。众所周知，质量管理这门学科有个重要的特点，即对质量管理所提出的质量原则、方针、目标都要有科学措施和统计方法来加以保证。例如，强调预防就要应用统计方法(主要是应用 SPC 和 SPCD)来保证它的实现。这样，后两个强调是紧密联系着的。其次，SPC 即统计过程控制，故第一个强调也与后二者联系起来了。所以这三个强调是互相联系、密不可分的，而以第二个强调为核心。企业推行 ISO9000 应该注意到这三个强调。故 SPC 和 SPCD 将更加引起人们的重视，其应用也将更为广泛。

§ 3.3 质量控制中常用的统计工具

在质量控制中可以应用各种统计方法，其中最常用的统计方法有排列图、因果图、散布图、直方图、控制图、检查表与分层法，统称为质量管理的七种工具。由于控制图可用来直接控制生产过程，是贯彻预防原则的主要方法，故为七种工具的核心，在 § 3.4 中将专门加以介绍，这里不多赘言。其余 6 种统计工具则简述于后。

3.3.1 因果图

生产中发生的质量问题往往由多种因素造成。对于上述发生问题的“结果”，常用某个特性或指标来表示。分析特性与因素之间的关系而采用的树状图（或鱼刺图）称为因果图，它是日本质量管理学者石川馨首先提出的，所以也称石川图。其实，在可靠性理论中早已应用了这类树图。并且进行了定量化，例如故障

树分析 (FTA)。因果图把影响产品质量的诸因素之间的因果关系清楚地表示出来,使人们一目了然,便于采取措施解决问题,因此,因果图广泛应用于制造业和服务业中。下面结合实例介绍因果图的具体作法。

例 3.3.1-1 某复印机的复印质量未达到预定标准,希望通过因果图找出复印机复印不清楚的原因,以便采取针对性措施加以解决。

解 因果图的具体作法如下:

步骤 1: 确定复印机复印不清楚作为此问题的特性,在它的左侧画一个自左向右的粗箭头。

步骤 2: 将造成复印机复印不清楚的原因分成使用人员、复印机、复印纸、药液、原稿、复印法及环境七大类,用中箭头表示,参见图 3.3.1-1。

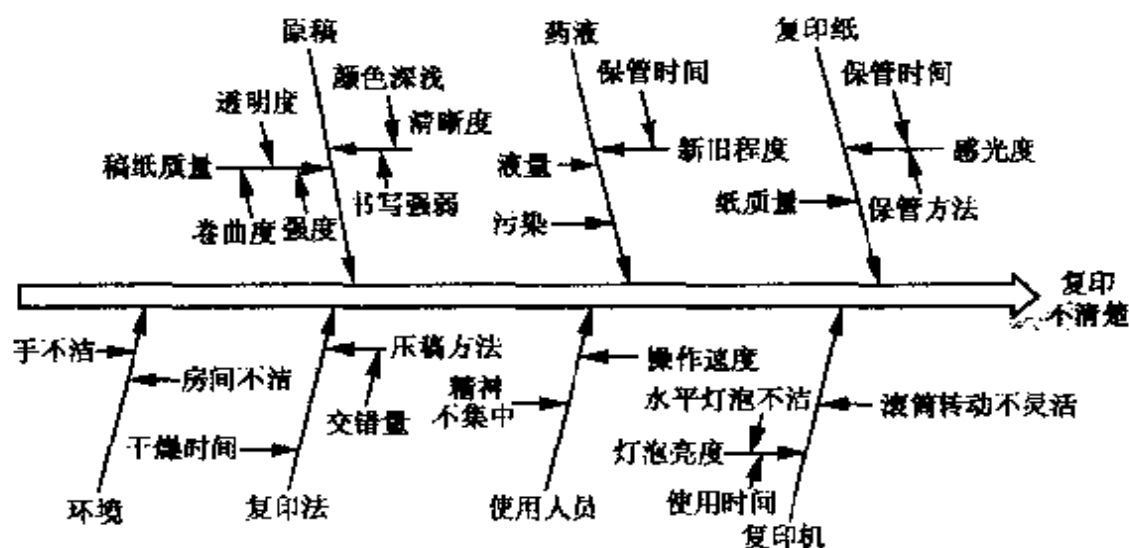


图 3.3.1-1 复印不清楚的因果图

步骤 3: 对于每个中箭头所代表的一类因素进一步分析,找出导致它们质量不好的原因,逐类细分,用粗细不同、长短不一的箭头表示,直到能具体采取措施为止,参见图 3.3.1-1。

作因果图时需注意: (1) 最后细分出来的原因应是具体的,以便能采取措施; (2) 在分析原因时,要集思广益,力求分析结

果无一遗漏；(3) 可以应用排列图确定哪个或哪些因素是重点，订出相应的措施去解决。

3.3.2 排列图

现场质量管理往往有各种各样的问题，应从何下手？如何抓住关键？一般说来，任何事物都遵循“少数关键，多数次要”的客观规律。例如，大多数废品由少数人员造成，大部分设备故障停顿时间由少数故障引起，大部分销售额由少数用户占有等等。这一规律首先由意大利经济学家帕雷托（Vifredo Pareto）提出，他并设计出一种能反映出这种规律的图，称为帕雷托图，又很贴切地译称为排列图。此图是针对各种问题按原因或状况分类，把数据从大到小排列而作出的累计柱状图。下面结合实例说明排列图的具体作法。

例 3.3.2-1 为了提高电阻的合格率，对 8 月份生产的不合格品进行分类统计，表 3.3.2-1 是按工序统计的不合格品数据。试用排列图对此问题进行分析。

表 3.3.2-1 某厂 8 月份电阻不合格品排列图计算表

工序 (1)	不合格件数 (2)	累计件数 (3)	比率 (%) (4)	累计比率 (%) (5)
沾污	31	31	42.5	42.5
裂纹	18	49	24.7	67.2
油漆	13	62	17.8	85.0
电镀	7	69	9.6	94.6
变形	2	71	2.7	97.3
其他	2	73	2.7	100.0
合计	73		100.0	

解 排列图的作法如下：

步骤 1：针对所存在的问题收集一定时间的数据，此期间不

可过长，以免统计对象有变动；也不可过短，以免只反映一时情况而不全面。然后将数据按原因、工序、人员、部位或内容等进行分类，并统计各项目的个数，即频数。参见表 3.3.2-1。

步骤 2：将工序按频数从大到小排列，并计算各自所占比率（即频率）和累计比率（累计频率），计算结果见表 3.3.2-1。注意，最后一项的累计件数（表中第(3)栏）应等于总件数（表中第(2)栏），累计比率应等于 100%。我们可利用这两点来检验排列图的计算是否正确。

步骤 3：以左侧纵坐标为频数，横坐标按频数从大到小依次列出各工序，将频数用直方表示，成为若干个直方相连由左至右逐个下降的图，即排列图，见图 3.3.2-1。

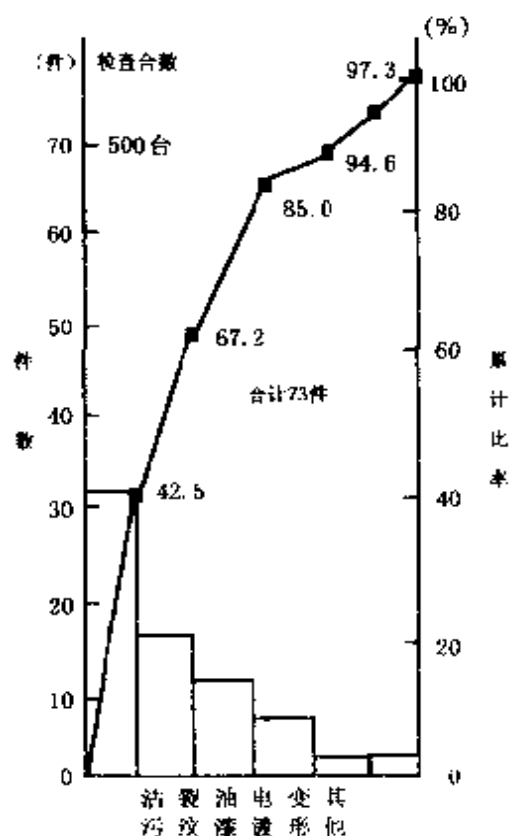


图 3.3.2-1 不合格品排列图

步骤 4：以右侧纵坐标为频率（即比率），依次将各工序的累计比率用折线表示，参见图 3.3.2-1。注意，累计比率 100%

刻度应对应于不合格品总件数 73 的高度。

排列图是一种频数分布图，用于找出少数关键，即分清主次，抓住主要矛盾的。因此，对于排列图应注意观察以下几点：(1) 哪一项是最主要的？前多少项包含 60% 以上的内容？(2) 对哪些项目采取措施后，可使存在的问题减少百分之几？(3) 对照采取措施前后的排列图，研究各个组成项目的变化。本例由图 3.3.2-1 可以看出，出现不合格品的主要原因是沾污和裂纹两道工序，只要解决了这两道工序的问题，不合格品率就可以降低 67.2%。

3.3.3 散布图

散布图，又名散点图或相关图，是用来分析研究两个对应变量之间是否存在相关关系的一种作图方法。例如，钢材的硬度与强度、热处理时淬火温度或冷却速度与工件硬度、原棉单纤维强度与每毫克纤维根数等等都是对应的两个变量，它们之间可能存在着一定的不确定性关系，这可以用散布图来研究。它的作法就是把由实验或搜集到的统计资料用点在平面图上表示出来即可。常见的散布图有如图 3.3.3-1 所示的六种典型形式，反映了两个变量 y 与 x 间不同的相关关系：

(1) 图 (a)： y 随 x 的增大而增大，且点子分散程度小，称之为强正相关。

(2) 图 (b)： y 随 x 的增大而增大，但点子分散程度大，称之为弱正相关。

(3) 图 (c)： y 随 x 的增大而减少，且点子分散程度小，称之为强负相关。

(4) 图 (d)： y 随 x 的增大而减少，但点子分散程度大，称之为弱负相关。

(5) 图 (e)： x 与 y 变化时无明显规律，故称 x 与 y 不相关。

(6) 图 (f)： x 与 y 呈曲线变化关系，称之为非线性相关或

曲线相关。

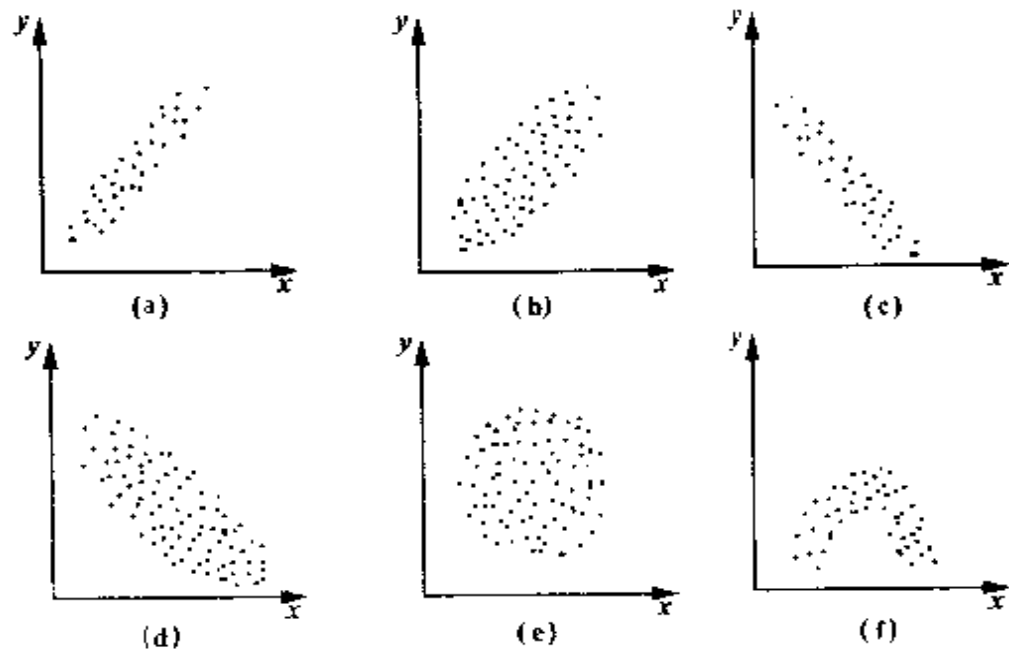


图 3.3.3-1 散布图的六种典型形式

表 3.3.3-1 温度 (x) 与产量 (y) 数据表

序号	温度 x (℃)	产量 y (kg)	序号	温度 x (℃)	产量 y (kg)
1	20	13.2	6	45	18.7
2	25	15.1	7	50	19.6
3	30	16.4	8	55	21.2
4	35	17.1	9	60	22.5
5	40	17.9	10	65	24.3

图 3.3.3-2 是依据表 3.3.3-1 的数据制成的散布图。由此散布图可看出，y 随 x 的增大而增大，且点子基本上集中在某一直线附近，与图 3.3.3-1 (a) 相符，即温度与产量具有强正相关关系。根据散布图的点子分布情形，可以选择 x 与 y 间的合适的回归模型。

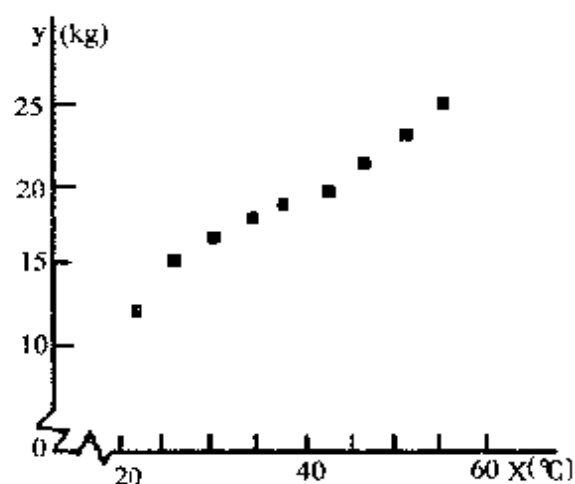


图 3.3.3-2 温度与产量散布图

3.3.4 检查表

检查表又称调查表或分析表,是用表格形式来进行数据整理和粗略分析的一种方法。常用的检查表有缺陷位置检查表、不合格品分项检查表、频数分布表等。由于在绘制直方图时要用到频数直方图,参见第 3.3.6 节,故在此只对前二种检查表作一介绍。


表 3.3.4-1 不合格品分项检查表

零件名称 (代号)	AZ105-004	检查日期	1995 年 5 月 10 日
工 序	最终检查	加工单位	1 车间 3 工段
检查总数	2420	生产批号	95-1-3
检查方式	全数检查	检 查 者	童 祥
不合格种类	检 查 记 录	小 计	
表面缺陷	正正正正正正正	35	
裂 纹	正正正正正正	27	
加工不良	正正正正正正正正	37	
形状不良	正正	7	
其 他	正正	9	
总 计		115	
不合格品总数	正正正正正正正正正正正正正正正正正正	86	

不合格品分项检查表，是将不合格品按其种类、原因、工序、部位、或内容等情况进行分类记录，能简便、直观地反映出不合格品的分布情况。如表 3.3.4 - 1 所示。

缺陷位置检查表，是将所发生的缺陷标记在产品或零件的简图的相应位置上，并附以缺陷的种类和数量记录，因此能直观地反映缺陷的情况。如表 3.3.4 - 2 所示。

表 3.3.4 - 2 汽车车身缺陷位置检查表

车 型		检查部位	车 身
工 序		检查人	童祥 年 月 日
检查目的	喷漆缺陷	检查件数	872
 <div style="display: inline-block; vertical-align: top; margin-left: 10px;"> <p>· 色斑</p> <p>× 流漆</p> <p>△ 尘粒</p> </div>			

3.3.5 分层法

所谓分层法就是把混杂在一起的不同类型数据按其不同的目的分类，把性质相同、在同一种条件下收集的数据归并成一类，即将数据分类统计，以便找出数据的统计规律。如图 3.3.5 - 1 中，我们很难发现原来点子分布的规律，但按因素甲、乙分层后，则因素甲呈现出弱正相关倾向，因素乙呈现出弱负相关倾向。

现场处理数据往往按照下列方法分层：(1) 按操作人员分：可按工人的技术级别、工龄、性别和班次等进行分层。(2) 按使用设备分：可按不同型号、不同工具、不同使用时间等进行分层。(3) 按工作时间分：可按不同班次、不同日期等进行分层。(4) 按使用原材料分：可按不同材料规格、不同供料单位等进行分层。(5) 按工艺方法分：可按不同工艺、不同加工规程等进行分层。

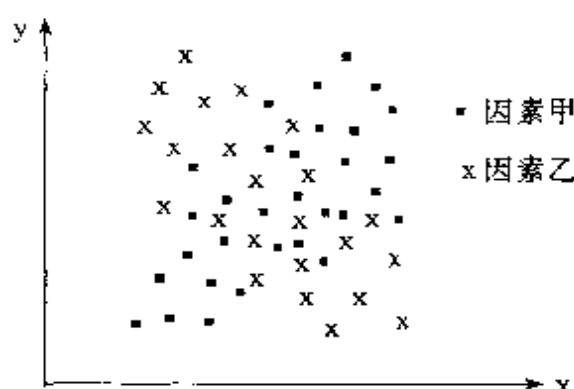


图 3.3.5-1 分层法

(6) 按工作环境分：可按不同工作环境、使用条件等进行分层。

3.3.6 直方图

表 3.3.6-1 给出了汽车活塞环直径的 125 个观测值。这些数据是直接按照测量顺序排列的，称之为原始数据，它们往往是大小不一，杂乱无章的。为了找出这些数据的内在规律，可以把这些数据按其大小分组、统计、作出频数分布表如表 3.3.6-2 所示。例如，在表 3.3.6-1 中，最大值为 74.030，最小值为 73.967，分散宽度为 $74.030 - 73.967 = 0.063$ 。假定现取组数为

表 3.3.6-1 活塞环直径观测值数据 (毫米)

74.030	74.002	74.019	73.992	74.008	73.995	73.992	74.001	74.011	74.004
73.988	74.024	74.021	74.005	74.002	74.002	73.996	73.993	74.015	74.009
73.992	74.007	74.015	73.989	74.014	74.009	73.994	73.994	73.997	73.985
73.995	74.006	73.994	74.000	74.005	73.985	74.003	73.993	74.015	73.988
74.008	73.995	74.009	74.005	74.004	73.998	74.000	73.990	74.007	73.995
73.994	73.998	73.994	73.995	73.990	74.004	74.000	74.007	74.000	73.996
73.983	74.002	73.998	73.997	74.012	74.006	73.967	73.994	74.000	73.984
74.012	74.014	73.998	73.999	74.007	74.000	73.984	74.005	73.998	73.996
73.994	74.012	73.986	74.005	74.007	74.006	74.010	74.018	74.003	74.000
73.984	74.002	74.003	74.005	73.997	74.000	74.010	74.013	74.020	74.003
73.988	74.001	74.009	74.005	73.996	74.004	73.999	73.990	74.006	74.009
74.010	73.989	73.990	74.009	74.014	74.015	74.008	73.993	74.000	74.010
73.982	73.984	73.995	74.017	74.013					

表 3.3.6-2

活塞环直径的频数分布

直径 x (毫米) (1)	频数统计 (2)	频数 (3)	累积频数 (4)	频率 (5)	累积频率 (6)
$73.9665 \leq x < 73.9715$	--	1	1	0.008	0.008
$73.9715 \leq x < 73.9765$		0	1	0.000	0.008
$73.9765 \leq x < 73.9815$		0	1	0.000	0.008
$73.9815 \leq x < 73.9865$	正正	9	10	0.072	0.080
$73.9865 \leq x < 73.9915$	正正	9	19	0.072	0.152
$73.9915 \leq x < 73.9965$	正正正正	23	42	0.184	0.336
$73.9965 \leq x < 74.0015$	正正正正	21	63	0.168	0.504
$74.0015 \leq x < 74.0065$	正正正正正正	24	87	0.192	0.696
$74.0065 \leq x < 74.0115$	正正正正	19	106	0.152	0.848
$74.0115 \leq x < 74.0165$	正正正	12	118	0.096	0.944
$74.0165 \leq x < 74.0215$	正	5	123	0.040	0.984
$74.0215 \leq x < 74.0265$	-	1	124	0.008	0.992
$74.0265 \leq x < 74.0315$	—	1	125	0.008	1.000
合计		125		1.000	

13 组，则组距为 $0.063/13 = 0.00485 \approx 0.005$ 。于是第一组的下组界取为最小值 73.967 减去最小测量单位的一半 ($0.001/2 = 0.0005$)，即 $73.967 - 0.0005 = 73.9665$ ，于是上组界为：

$$\text{下组界} + \text{组距} = 73.9665 + 0.005 = 73.9715$$

其余各组与此类推。最后第 13 组的下组界为 74.0265，上组界为 74.0315，恰巧将最大值 74.030 包括在内。然后分别统计各组的数据个数，即频数。例如，直径在 73.9815 毫米与 73.9865 毫米之间的活塞环有 9 个等等。

由表 3.3.6-2 中第 (1)、第 (3) 栏数据可作出图 3.3.6-1。这样的图就叫作直方图。作直方图时可参考下列几点经验：(1) 分组的组数 k 通常取为 4~20 组。设数据个数为 n ，可取组数近似等于 \sqrt{n} 。(2) 取等组距。(3) 第一组的组下限取得比数据中的最小值稍小些，譬如最小值减去最小测量单位的一半。在本例，数据个数 n 为 100，我们取 k 为 13 组。

由此直方图很容易看出下列三种性质：

(1) 形状。在图 3.3.6-1 中，它是双峰的，中间有缺齿（这表明分组过多），并且近似对称。

(2) 位置或中心倾向。在图 3.3.6-1 中，中心倾向接近 74 毫米。

(3) 分散或变异程度。在图 3.3.6-1 中，显然活塞环直径的变异程度很大。

这样，从直方图就可以看出一些比较深入的内在规律，而这些从表 3.3.6-1 的原始数据是无法直接观察到的。

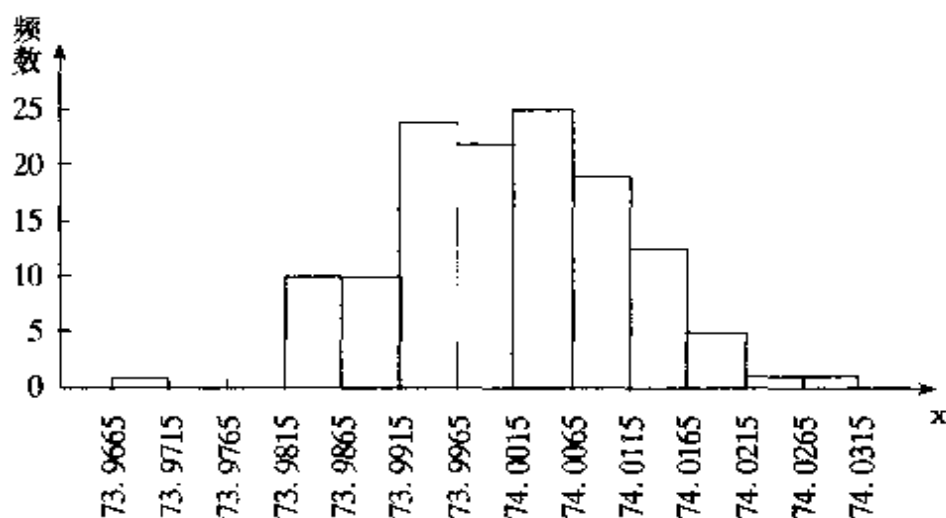


图 3.3.6-1 活塞环直径的直方图

对于上述中心倾向或变异程度还可在数值上加以度量。令样本中的测定值为 x_1, x_2, \dots, x_n 。样本中心倾向的最重要的一个度量是样本均值

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (3.3.6-1)$$

式中， n 为数据个数。在表 3.3.6-1 中，活塞环直径的样本均值为

$$\bar{x} = \frac{1}{125} \sum_{i=1}^{125} x_i = \frac{9250.125}{125} = 74.001 \text{ 毫米}$$

在图 3.3.6-1 中，样本均值表示了样本数据的“质量中心”。

样本数据的分散或变异程度可用下列样本方差进行度量：

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (3.3.6-2)$$

注意，若样本无变异，则 $x_i = \bar{x}$ ，于是 $s^2 = 0$ 。一般的，样本方差 s^2 越大则样本数据的分散程度越高。

由于样本方差的单位是原数据单位的平方，颇不方便。因此，通常采用 s^2 的平方根，即样本标准差 s 作为分散程度的度量。显然

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3.3.6-3)$$

对于表 3.3.6-1 中活塞环直径的数据，按式 (3.3.6-3) 计算可得

$$s = 0.010 \text{ 毫米}$$

在表 3.3.6-1 中，为了计算方便，可将表中每个数据减去 74 后再乘以 1000 变换成新表。此表数据的样本标准差的数值仍为

$$s = 0.010 \text{ 毫米}$$

说明样本标准差不反映样本数据的数值大小，而只反映相对于样本均值的分散程度。

§ 3.4 控制图原理

3.4.1 控制图的重要性

质量管理学科有个重要的特点就是不尚空谈，对于所提出的质量原则、方针、目标、要有统计方法和科学措施来保证它们的实现。例如，贯彻预防原则是依靠推行 SPC 和 SPCD 来实现的，而居质量管理 7 个工具核心地位的控制图是 SPC 和 SPCD 的重要工具。1984 年日本名古屋工业大学调查了 115 家日本各行各业的小型工厂，结果发现平均每家工厂使用 137 张控制图，这个数字对于我们推行 SPC 和 SPCD 还是有一定的参考意义的。

当然，有的大企业采用的控制图张数很多，例如，美国柯达彩色胶卷公司，共有职工 5000 人，共采用了 35000 张控制图，平均每人 7 张控制图。我们不必追求应用控制图的张数，但可以说，工厂中使用控制图的张数在某种意义上反映了管理现代化的程度。

3.4.2 产品质量的统计观点

产品质量的统计观点是质量管理的基本观点之一。包括这个基本观点的质量管理就是现代的质量管理，否则就是传统的或老式的质量管理。

产品质量的统计观点包括两方面的内容：

1. 产品的质量特性值是波动的。由于产品的生产是不断受着下列质量因素的影响：人、机、料、法、环（即 4M1E），而这些质量因素是不停地变化着的，故产品质量特性值也是波动的。这表面上看起来似乎是人所共知的事实，但在人类发展史上，在工业革命以后，人们起初认为工业革命后采用机器生产，所以生产出来的产品肯定是一模一样的。以后随着测量技术与测量工具的发展，终于认识到即使是机器生产，产品质量仍然是波动的。产品公差制度的建立就表明承认这一事实，即产品质量是波动的。但是这段认识过程经历了一百多年之久。因此，很多事实事后看起来很容易，这就是所谓马后炮，如果要求事先即能看到，那就很难了。此外，根据 ISO9000，还将人、机、料、法、环五大类质量因素，另外补充了三类，即软件，辅助材料和水、电、汽等公用设施。

2. 产品质量特性值的波动具有统计规律性。产品质量特性值是波动的，但是这种波动符合统计规律性。所谓统计规律性指的就是产品质量特性值的波动幅度有多大，出现这么大幅度的可能性有多大，用数学语言来讲，就是服从什么分布。在质量管理中，常用的分布有下列三种：计量值指标通常服从正态分布；计

点值指标通常服从二项分布；计点值指标通常服从泊松分布。知道了质量特性值的分布，就可以利用这一点来保证与提高产品的质量。

从哲学观点来看，上述产品质量的统计观点的两项内容也是符合先进的哲学—历史辩证唯物主义的。首先，了解到产品质量特性值是波动的，这就是认识世界；其次，产品质量特性值的波动具有统计规律性，这就是掌握了事物的规律进一步去改造世界。

3.4.3 什么是控制图

控制图是对过程质量特性值加以测定、记录并从而进行控制的一种应用统计方法设计的图。图上有中心线（CL）、上控制界限（UCL）和下控制界限（LCL），并有按时间顺序抽取的样本统计量数值的描点序列，参见图 3.4.3-1。

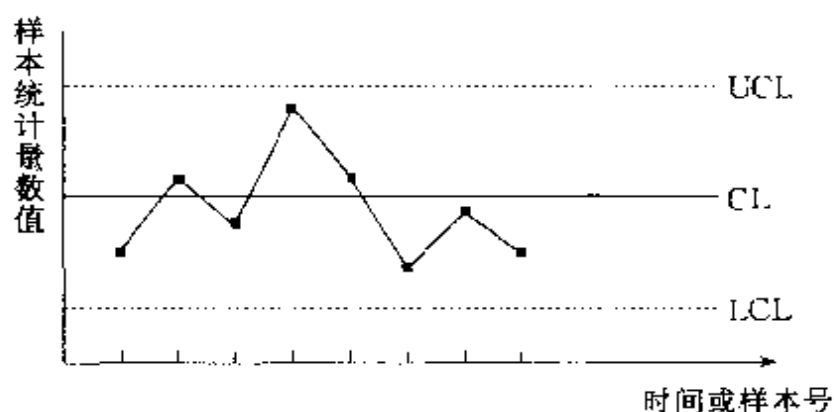


图 3.4.3-1 控制图示例

3.4.4 控制图原理的第一种解释

假定某车间应用车床车制直径为 10mm 的机螺丝。为了了解机螺丝的加工质量，从车制好的机螺丝中随机抽取 100 个，测量并记录其直径数据，如表 3.4.4-1 所示。为找出这些数据的统计规律，将它们分组、统计、作直方图，如图 3.4.4-1 所示。

图中的直方高度与该组的频数成正比。

表 3.4.4-1 机螺丝直径数据 (mm)

10.24	9.94	10.00	9.99	9.85	9.94	10.42	10.30	10.36	10.09
10.21	9.79	9.70	10.04	9.98	9.81	10.13	10.21	9.84	9.55
10.01	10.36	9.88	9.22	10.01	9.85	9.61	10.03	10.41	10.12
10.15	9.76	10.57	9.76	10.15	10.11	10.03	10.15	10.21	10.05
9.73	9.82	9.82	10.06	10.42	10.42	10.60	9.58	10.06	9.98
10.12	9.97	10.30	10.12	10.14	10.17	10.00	10.09	10.11	9.70
9.49	9.97	10.18	9.99	9.89	9.83	9.55	9.87	10.19	10.39
10.27	10.18	10.01	9.77	9.58	10.33	10.15	9.91	9.67	10.10
10.09	10.33	10.06	9.53	9.95	10.39	10.16	9.73	10.15	9.75
9.79	9.94	10.09	9.97	9.91	9.64	9.88	10.02	9.91	9.54

将各组的频数用数据总和 $N=100$ 除,就得到各组的频率,它表示机螺丝直径属于各组的可能性大小。显然,各组频率之和为 1。若以直方面积来表示该组的频率,则所有直方面积总和也为 1。这时,直方的高 = 直方面积/组距 = 频率/组距 = 频数/($N \times$ 组距)。因此,无论纵坐标取为频率或频率/组距,各直方的高都与频数成正比。故图 3.4.4-1 所示的直方图仍可用,只要再添加一个频率纵轴和一个以直方面积表示频率的纵轴,见图 3.4.4-1。

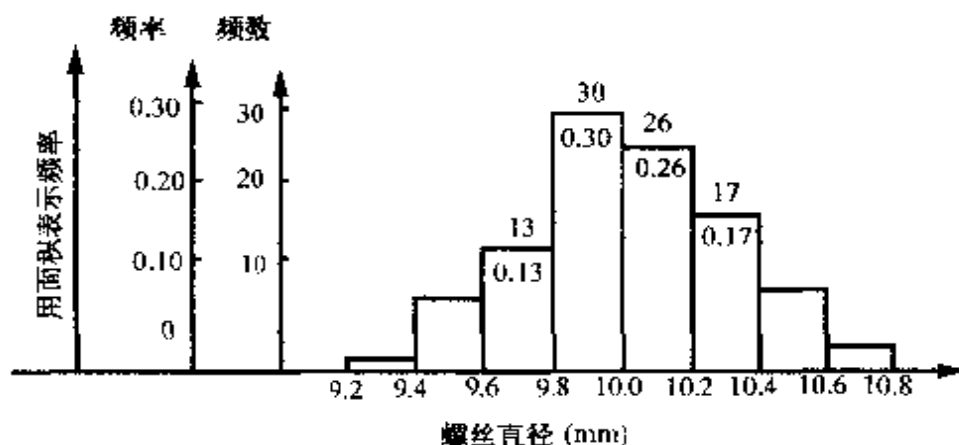


图 3.4.4-1 机螺丝直径直方图

如果数据越多,分组越密,则图 3.4.4-1 的直方图也趋近一条光滑曲线如图 3.4.4-2 所示。在极限情况下得到的光滑曲线即为分布曲线,它反映了产品质量的统计规律。在质量特性值

为连续值时、最常见的典型分布为正态分布。例如图 3.4.4-1 中机螺丝直径的分布就是如此，它的特点是中间高、两头低、左右对称并延伸至无限。正态分布可用两个参数即均值 μ 和标准差 σ 来决定。

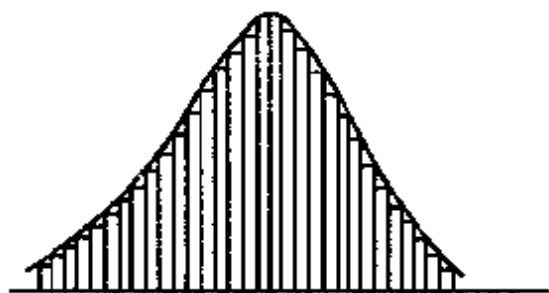


图 3.4.4-2 直方图趋近光滑曲线

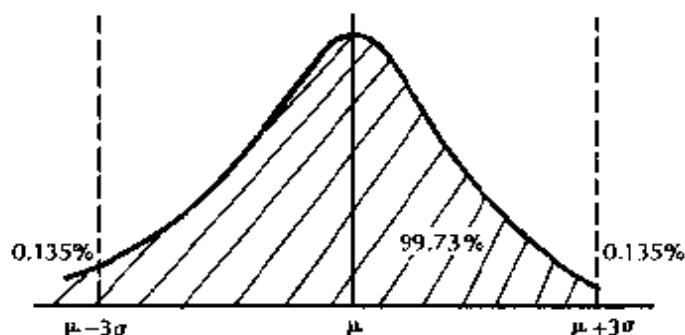


图 3.4.4-3 分布曲线

正态分布有一个结论对质量管理很有用，即无论均值 μ 和标准差 σ 取何值，产品质量特性值落在 $\mu \pm 3\sigma$ 之间的概率为 99.73%，于是落在 $\mu \pm 3\sigma$ 之外的概率为 $100\% - 99.73\% = 0.27\%$ ，而超过一侧，即小于 $\mu - 3\sigma$ 或大于 $\mu + 3\sigma$ 的概率为 $0.27\% / 2 = 0.135\% \approx 1\text{‰}$ ，如图 3.4.4-4。这个结论十分重要。美国休哈特就是根据这一事实提出了控制图。控制图的演变过程参见图 3.4.4-5。首先，把图 3.4.4-4 按顺时针方向转 90° 变成图 3.4.4-5 (a)，由于数值上大下小不合常规，故再把图 3.4.4-5 上下翻转 180° 而成为图 3.4.4-5 (b)，这样就得到了一张控制图，具体说是单值 (x) 控制图。

现在结合机螺丝的例子来说明控制图的原理。设已知机螺丝

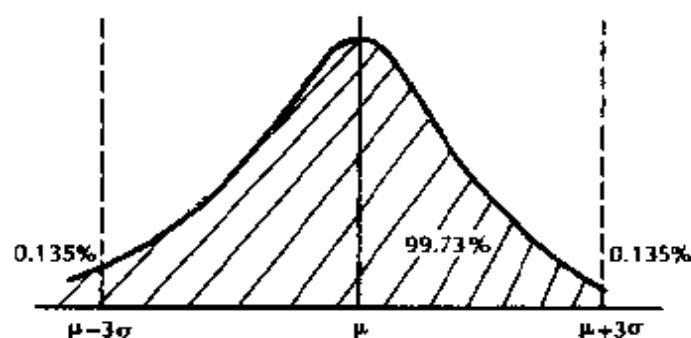


图 3.4.4-4 正态分布曲线

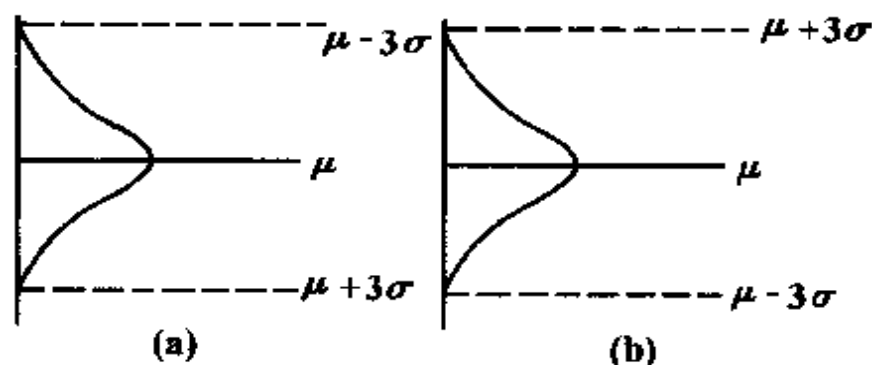


图 3.4.4-5 控制图的演变

直径的标准差为 0.26mm，现从表 3.4.4-1 的数据算得样本均值 $\bar{x} = 10.00\text{mm}$ ，把它作为总体均值 μ 的估计值，于是有

$$\mu + 3\sigma \approx \bar{x} + 3\sigma = 10.00 + 3 \times 0.26 = 10.78 \text{ (mm)}$$

$$\mu \approx \bar{x} = 10.00 \text{ (mm)}$$

$$\mu - 3\sigma \approx \bar{x} - 3\sigma = 10.00 - 3 \times 0.26 = 9.22 \text{ (mm)}$$

参见图 3.4.4-6。称 $\mu + 3\sigma$ 为上控制界，记为 UCL (Upper Control Limit)；称 μ 为中心线，记为 CL (Central Line)；称 $\mu - 3\sigma$ 为下控制界，记为 LCL (Lower Control Limit)。这三者统称为控制线 (Control Lines)。规定中心线用实线绘制，上下控制界用虚线绘制。

为了控制螺丝的加工质量，每隔 1 小时随机抽取一个车好的螺丝，测量其直径，将结果描点在图 3.4.4-6 中，并用直线段

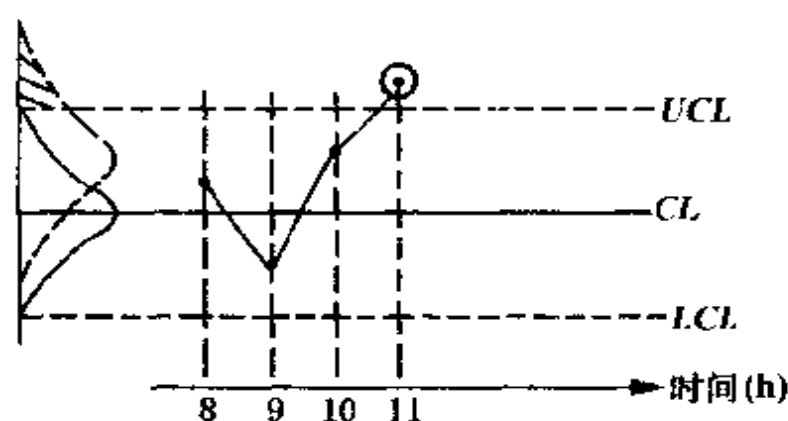


图 3.4.4-6 \bar{x} 控制图

将点子连结，以便于观察点子的变化趋势。由图可见，前三个点子都在控制界内，但第四个点子超出了上控制界。为了醒目，把它用小圆圈圈起来，表示这个机螺丝的直径过分粗了，应引起注意。现在对这第四个点子，应作何判断？根据正态分布的结论，在生产正常的条件下，点子超出上控制界的概率只有 1‰ 左右，可能性非常小，而从图 3.4.4-6 也可看出，若生产异常，例如，由于车刀磨损，机螺丝直径将逐渐变粗， \bar{x} 增大，分布曲线将上移，这时分布曲线超出上控制界那部分面积（用阴影区表示）可能达到千分之几十、几百，比 1‰ 大得多。现在，第四个点子已经出界，问题是点子出界究竟由哪种情况造成的？由于异常情况引起的可能性要比正常情况引起的可能性大得多，故取前者，认为点子出界就判断异常。用数学语言来说，即小概率事件原理：小概率事件实际上不发生，若发生则判断异常。

在控制图上描点实质上就是进行统计假设检验，即检验假设（已知 $\sigma = 0.26\text{mm}$ ）

$$H_0: \mu = 10.00$$

$$H_1: \mu \neq 10.00$$

而控制图的上、下控制界即为接受域与拒绝域的分界限，点子落在上、下界限之间，表明 H_0 可接受，点子落在上、下界限之外，表明 H_0 应拒绝，而接受 H_1 。

3.4.5 控制图原理的第二种解释

现在换个角度再来研究控制图的原理。前面提到过，根据来源的不同，质量因素可以分成 4M1E 五个方面。但从对质量的影响大小来看，质量因素则可分成偶然因素（简称偶因）与异常因素（简称异因）两类。偶因是始终存在的，对质量的影响微小，但难以除去，例如机床开动时的轻微振动等。异因则有时存在，对质量影响大，但不难除去，例如车刀磨损、固定机床的螺母松动等。

偶因引起质量的偶然波动（简称偶波），异因引起质量的异常波动（简称异波）。偶波是不可避免的，但对质量的影响微小，故可以把它看作背景噪声而听之任之。异波则不然，它对质量的影响大，且采取措施不难加以消除，故在过程中异波及造成异波的异因是我们注意的对象，一旦发生，就应该尽快找出，采取措施加以消除，并纳入标准化，保证它不再出现。

偶波与异波都是产品质量的波动，如何能发现异波的到来呢？经验与理论分析表明，当生产过程中只存在偶波时，产品质量特性值将形成某种典型分布。例如，在车制螺丝的例子中螺丝的直径形成正态分布。如果除去偶波外还有异波，则产品质量特性值的分布必将偏离原来的典型分布。因此，根据典型分布的是否偏离就能判断异波，也即异因是否发生，而典型分布的偏离可由控制图检出。在上述车制螺丝的例子中，由于发生了车刀磨损的异因，螺丝直径的分布偏离了原来的正态分布而向上移动，于是点子超出上控制界的概率大为增加，从而点子频频出界，表明存在异波。控制图上的控制界限就是区分偶波与异波的科学界限。

根据上述，可以说休哈特控制图的实质是区分偶然因素与异常因素两类因素。

3.4.6 控制图是如何贯彻预防原则的？

控制图是如何贯彻预防原则的呢？这可以由以下两点看出：

(1) 应用控制图对生产过程不断监控，当异常因素刚一露出苗头，甚至在未造成不合格品之前就能及时被发现。例如，在图 3.4.6-1 中点子有逐渐上升的趋势，故可以在这种趋势造成不合格品之前就采取措施加以消除，这样就起到了预防的作用。但如此直观的情况在现场并不多。

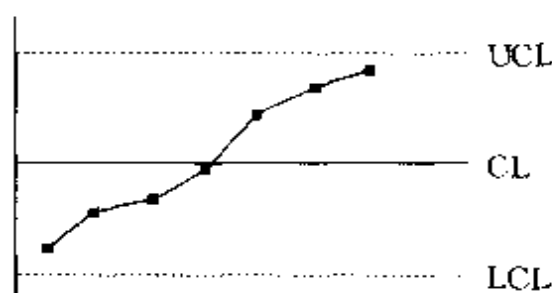


图 3.4.6-1 控制图中点子形成倾向

(2) 在现场，更多的情况是控制图显示异常，这时一定要贯彻下列 20 个字：“查出异因，采取措施，保证消除，不再出现，纳入标准。”这 20 个字首先是张公绪教授总结出来的，并戏称之为“20 字真经”（取唐僧去西天取经要取真经之意）。如果不贯彻这 20 个字，控制图就形同虚设，不如不搞。每贯彻一次这 20 个字（即经过一次这样的循环）就消除一个异因，使它永不再出现，从而起到了预防的作用。由于异因只有有限多个，故经过有限次循环后（参见图 3.4.6-2），最终可以达到这样一种状态：在过程中只存在偶因而不存在异因。由于这时分布的统计参数稳定不变，故这种状态称为统计控制状态或稳定状态，简称稳态。

稳态是生产过程追求的目标，因为首先，在稳态下生产，对产品质量有完全的把握，质量特性值有 99.73% 落在上下控制界限之间的范围内（一般，上下控制界限总在规格界限之内，故合格品率还要高于 99.73%）；其次，在稳态下没有异因，只有偶

因，故产生的不合格品最少，因而生产也是最经济的。

一道工序处于稳态称为稳定工序。道道工序都处于稳态称为全稳生产线。SPC 工程就是通过全稳生产线达到全过程预防的。

综上所述，我们可得到控制图的第三种解释：虽然质量变异不能完全消灭，但控制图与贯彻“20 字真经”是使得质量变异成为最小的有效方法。

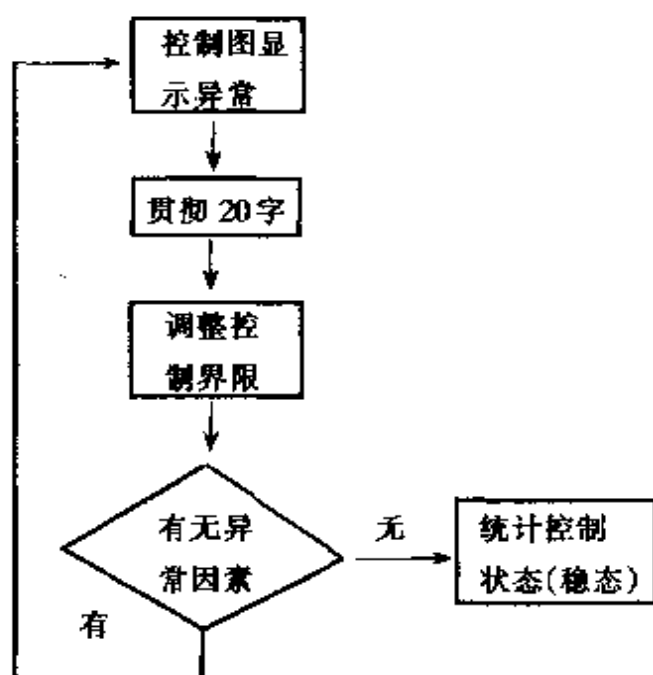


图 3.4.6-2 达到稳态的循环

§ 3.5 两类错误和 3σ 方式

3.5.1 两类错误

控制图利用抽查对生产过程进行监控，因而是十分经济的。但既是抽查就不可能没有风险。在控制图的应用过程中可能会犯以下两类错误：

(1) 虚发警报的错误，也称第 I 类错误。在生产正常的情况下，纯粹出于偶然而点子出界的概率虽然很小，但总还不是绝对

不可能发生的。因此，在生产正常、点子偶然出界的场合，根据点子出界而判断生产异常就犯了虚发警报的错误或第Ⅰ类错误，发生这种错误的概率通常记以 α ，参见图 3.5.1-1。

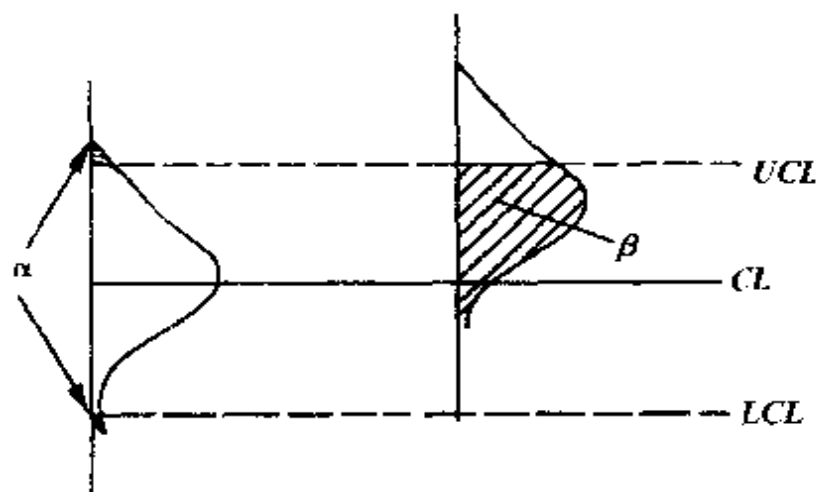


图 3.5.1-1 两类错误发生的概率

(2) 漏发警报的错误，也称第Ⅱ类错误。在生产异常的情况下，产品质量的分布偏离了典型分布，但总还有一部分产品的质量特性值是在上下控制界之内的。如果抽到这样的产品进行检测并在控制图中描点，这时由于点子未出界而判断生产正常，就犯了漏发警报的错误或第Ⅱ类错误，发生这种错误的概率通常记以 β ，参见图 3.5.1-1。

由于控制图是通过抽查来监控产品质量的，故两类错误是不可避免的。在控制图上，中心线一般是对称轴，上下控制界又是平行的，故所能变动的只是上下控制界的间距。若将此间距增大，则 α 减小而 β 增大，反之也反。因此，只能根据这两类错误造成的总损失最小来确定上下控制界限。

在第 3.4.4 节讨论控制图原理时曾经提到点子出界就判异，有的读者可能对此存有疑惑。如果是生产正常、点子偶然出界呢？现在，如果控制图是根据两类错误造成的总损失最小来确定的，那么根据“点出界就判异”这样的准则来作，即使有时判断错误，但从长远看仍是合算的。所以在任何情况下，都要坚持

“点出界就判异”这条准则。

3.5.2 3σ 控制方式

长期实践经验证明， 3σ 控制方式：

$$\begin{aligned}UCL &= \mu + 3\sigma \\CL &= \mu \\LCL &= \mu - 3\sigma\end{aligned}\quad (3.5.2-1)$$

就是两类错误造成的总损失较小的控制界限。式中， μ 为总体均值， σ 为总体标准差，此时犯第 I 类错误的概率或显著性水平 $\alpha = 0.0027$ 。美国、日本和我国等大多数国家都采用 3σ 控制方式的控制图，而英国和北欧少数国家采用 $\alpha = 0.001$ 的概率界限方式的控制图。其实，这二者相差无几。

要注意的是，在现场，把规格作为控制图的控制界限是不对的。规格是用来区分产品的合格与不合格，而控制图的控制界限则是用来区分偶然波动与异常波动，也即区分偶然因素与异常因素这两类因素的。这二者不能混为一谈。利用规格界限显示产品质量合格或不合格的图是显示图，在现场可以使用，但不能作为控制图来使用。

§ 3.6 控制图的判断准则

3.6.1 分析用控制图与控制用控制图

根据不同的用途，控制图分成两类，即分析用控制图与控制用控制图。

分析用控制图的主要目的是：(1) 分析生产过程是否处于统计稳态？若过程不处于稳态，则须调整过程，使之达到稳态。(2) 分析生产过程的工序能力是否满足技术要求，若不满足，则需调整工序能力，使之满足，荷兰学者威尔达 (S.J. Wierde) 称

此状态为技术稳态。显然，技术稳态是个工程问题，而非数学问题。

表 3.6.1-1 状态分类

		统计稳态	
		是	否
技术稳态	是	I	II
	否	III	IV

根据统计稳态与技术稳态的是否达到可以分为如表 3.6.1-1 所示的四种情况：

1. 状态 I：统计稳态与技术稳态同时达到，这是最理想的状态。
2. 状态 II：统计稳态未达到，技术稳态达到。
3. 状态 III：统计稳态达到，技术稳态未达到。
4. 状态 IV：统计稳态与技术稳态均未达到，这是最不理想的

状态。显然，状态 IV 是最不理想的，也是现场所不能接受的，需要加以调整，使之逐步达到状态 I。从表 3.6.1-1 可见，从状态 IV 达到状态 I 的途径有二：状态 IV \Rightarrow 状态 II \Rightarrow 状态 I 或状态 IV \Rightarrow 状态 III \Rightarrow 状态 I，究竟通过哪条途径应由具体技术经济分析来决定。有时，为了更加经济，在现场宁可保持在状态 II 也是有的。当然，在生产线的末道工序一般以保持状态 I 为宜。

当过程达到了我们所确定的状态后，才能将分析用控制图的控制线延长作为控制用控制图。由于后者相当于生产中的大法，故由前者转为后者时应有正式交接手续。这里要用到判断统计稳态的准则（简称判稳准则），在稳定之前还要用到判断异常的准则（简称判异准则）。

应用控制用控制图的目的是使生产过程保持在确定的状态。在应用控制用控制图的过程中，若过程又发生异常，则应执行

3.4.5 节的 20 个字，使过程恢复原来的状态。

从数学的角度来看，分析用控制图就是过程参数未知的阶段，而控制用控制图则是过程参数已知的阶段。

实施上述分析用控制图与控制用控制图的过程实际上就是不断进行质量改进的过程。

3.6.2 休哈特控制图的设计思想

休哈特控制图（简称休图）的设计思想是先确定第一类错误的概率 α ，然后再根据第二类错误的概率 β 的大小来考虑是否需要采取必要的措施。在统计方法的应用中，通常， α 取为 1%、5%、10%。为了增加使用者的信心，休哈特将 α 取得特别小，小到 $2.7\% \approx 3\%$ 。这样，对于“点出界就判异”这条判异准则来讲，虽不百发百中，也是千发 997 中了。但 α 小， β 就大。为了减少第二类错误，对于控制图中的界内点增添了第二类判异准则，即“界内点排列不随机判异”。于是判断异常的准则就有下列两大类：

- (1) 点子出界判断异常；
- (2) 界内点排列不随机判断异常。

休图的设计并未根据两类错误所造成的总损失最小这点来进行。从 80 年代以来，经济质量管理（EQC, Economic Quality Control）兴起，学术代表人物是德国乌尔茨堡（Wurzburg）大学 EQC 中心的冯考拉尼（Elart von Collani）教授。EQC 强调经济上最优，所以控制图设计的发展趋势之一就是根据两类错误所造成的总损失最小这点来确定控制界限。

3.6.3 判断稳态的准则

稳态是生产过程追求的目标。那么在控制图上如何判断过程是否处于稳态？为此，需要制定判断稳态的准则。

在统计量为正态分布的情况下，由于第一类错误的概率 $\alpha =$

0.27%，取得很小，所以只要有一个点子落在界外就可以判断有异常，可靠程度还很高，但既然 α 很小，第二类错误的概率 β 就大，故只根据一个点子落在界内却远不能判断生产过程处于稳态。如果连续有许多点子，如 25 个点子，全部都在控制界限内，情况就大不相同。这时，根据概率乘法定理，全部点子的总 β ，即 $\beta_{\text{总}} = \beta^{25}$ ，要比单个点在界内的 β 减小很多。如果连续在控制界限内的点子更多，则即使有个别点在出界，过程仍可看作是稳态的，这就是判稳准则的思路。

判稳准则：在点子随机排列的情况下，符合下列各点之一就认为过程处于稳态。

- (1) 连续 25 个点子都在控制界限内；
- (2) 连续 35 个点子至多有 1 个点子落在控制界限外；
- (3) 连续 100 个点子至多有 2 个点子落在控制界限外。

当然，即使在判断稳态的场合，对于界外点也必须执行 3.4.5 节的那 20 个字来处理。

现在对上述三条判稳准则再进行一些讨论：如果对上述三条判稳准则，分别计算它们的显著性水平，就可得到：

$$\alpha_1 = 0.0654$$

$$\alpha_2 = 0.0041$$

$$\alpha_3 = 0.0026$$

式中，显然， α_2 与 α_3 是同一数量级的，而 α_1 则要比前二者大得多，说明上述判稳准则的设计有不合理之处。因此，国外有的学者认为，最好将上述判稳准则改成如下的准则：若在界内连续描 35 个点子，落在界外的超过 1 个点子，或在界内连续描 100 个点子，落在界外的超过 2 个点子，则认为过程显著失控。根据上述判稳准则，在作分析用控制图时，至少应该取 35 组数据，若再考虑在分析阶段过程中可能还要甩掉一些数据，所以最好至少取 40 组数据为妥。

3.6.4 判断异常的准则

在 3.4.4 节讨论控制图原理时，已经知道点子出界就判断异常，这是判断异常的最基本的一条准则。

为了增加控制图使用者的信心，第Ⅰ类错误的概率 α 取为 $\alpha_0 = 0.0027$ ，很小，于是第Ⅱ类错误的概率 β 就一定很大，针对这一点，即使对于在控制界限内的点子也要观察其排列是否随机。若界内点排列非随机，则判断异常。在制定判异准则时，并未限制在控制图中的点子数目，故通过排列组合界内点排列不随机的方式原则上可以有无穷多种，但在现场实际使用能够保留下来的不过六、七种模式，如点子屡屡接近控制界限、链、间断链、倾向、点子集中在中心线附近、点子呈周期性变化等等，这些大都是具有明显的直观物理意义的，在控制图的判断中要注意对这些模式加以识别。现在分别介绍如下：

模式 1：点子屡屡接近控制界限，参见图 3.6.4-1。所谓接近控制界限指点子距离控制界限在 1σ 以内。这时，属于下列情况的就判断点子排列不随机，存在异常因素：

- (1) 连续 3 个点中，至少有 2 点接近控制界限；
- (2) 连续 7 个点中，至少有 3 点接近控制界限；
- (3) 连续 10 个点中，至少有 4 点接近控制界限。

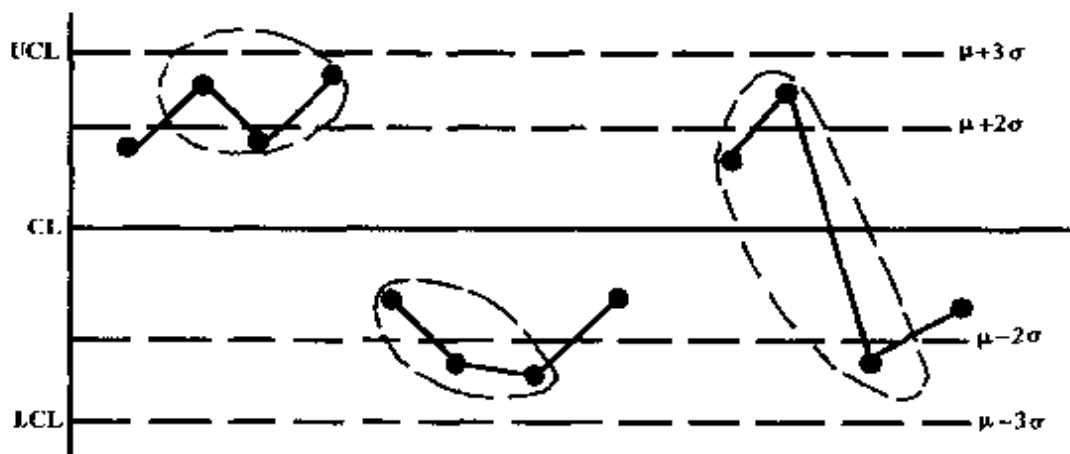


图 3.6.4-1 连续 3 点中有 2 点接近控制界限判断异常

直观看来，若点子接近一侧的控制界限，表明过程的均值向这一侧偏移；若点子上下接近两侧的控制界限，则表明过程的标准差增大。注意，这三条准则是以至少有 2 点、3 点、4 点来排列的。后二条准则由于需要观察的点子数较多，应用起来不很方便，所以主要应用第一条，即连续 3 个点中，至少有 2 点接近控制界限判异。

根据理论计算，上述 3 条准则的 α 分别为：

$$\alpha_1 = 0.0053$$

$$\alpha_2 = 0.0024$$

$$\alpha_3 = 0.0006$$

都是比较小的，但第 3 条准则的 α_3 过于小了，与其他两条准则不相称，应适当加大。

模式 2：链。在控制图中心线一侧连续出现的点称为链，其点子数目称作链长，参见图 3.6.4-2。链长不少于 7 时判断点子排列非随机，存在异常因素。直观看来，出现链表示过程均值向链这一侧偏移。需要指出，目前国外也有取 9 点链作为判异准则的。这是由于推行 SPC 必须采用电脑来进行，电脑会把所有的判稳准则、判异准则都考虑在内自动地进行判稳、判异。而根据理论分析，总的第一种错误的概率 $\alpha_{\text{总}}$ 近似等于各条准则的第

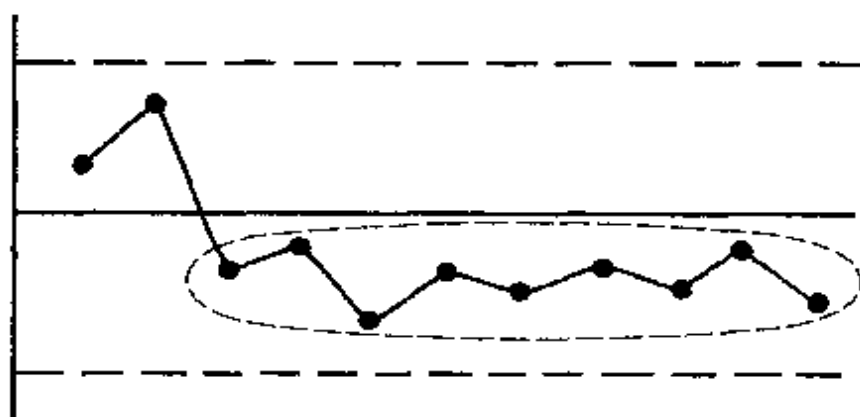


图 3.6.4-2 长为 9 的链

一种错误的概率 α 之和，因此为了降低 α_{Σ} 就必须降低每一条准则的 α ，故国外有一种趋势，即降低每条准则的 α 。例如，根据理论计算，7 点链的 α_7 为 0.0153，而 9 点链的 α_9 为 0.0038。

如果链较长，那么即使个别点子出现在中心线的另一侧而形成间断链，也可按照与链类似的方式处理。

模式 3：间断链，参见图 3.6.4-3。

属下列情况的判断点子排列非随机，存在异常因素：

- (1) 连续 11 个点中，至少有 10 点在中心线一侧；
- (2) 连续 14 个点中，至少有 12 点在中心线一侧；
- (3) 连续 17 个点中，至少有 14 点在中心线一侧；

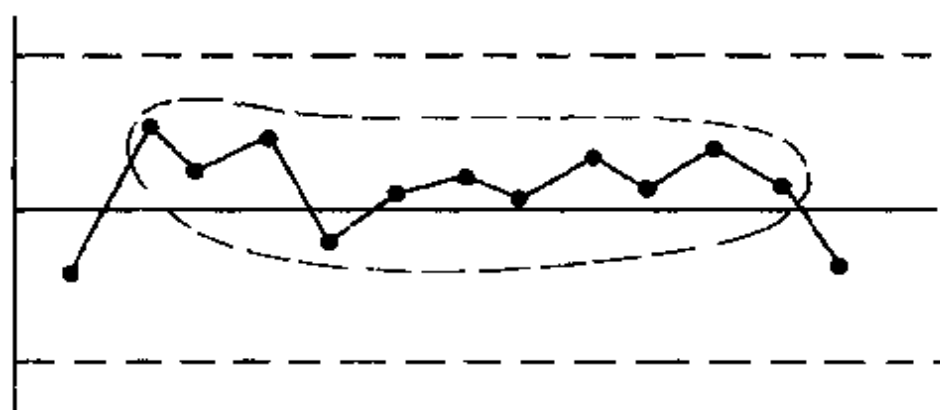


图 3.6.4-3 连续 11 点中有 10 点在一侧判断异常

- (4) 连续 20 个点中，至少有 16 点在中心线一侧。

显然，上述准则是按照至少有 10 点、12 点、14 点、16 点来排列的。实际上，后三条准则由于需要观察的点数过多，使用起来不方便，所以是较少应用的。注意，根据理论计算，上述 4 条准则的 α 分别为：

$$\alpha_1 = 0.0114$$

$$\alpha_2 = 0.0125$$

$$\alpha_3 = 0.0122$$

$$\alpha_4 = 0.0112$$

都大于 1%，过于大了，应加以改进。否则在应用电脑推行 SPC

中难以采用。

模式 4：倾向，点子逐渐上升或下降的状态称为倾向。当有连续不少于 7 个点的上升或下降的倾向时判断点子排列非随机，存在异常因素，参见图 3.6.4-4。直观看来，出现倾向表明过程均值逐渐增大或逐渐减少。

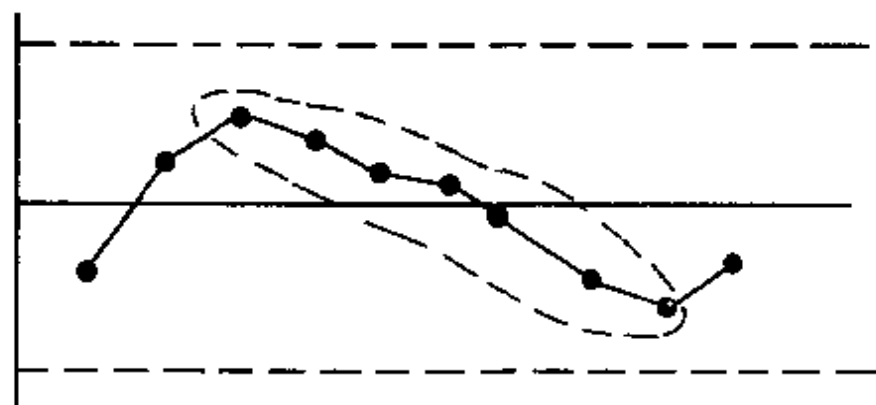


图 3.6.4-4 7 点下降倾向判断异常

现在我国国家标准与国外的作法一样，都是规定 7 点倾向判异。7 点倾向的第一种错误的概率 $\alpha_7 = 0.00039$ ，这是比较小的。

模式 5：点子集中在中心线附近。所谓中心线附近指点子距离中心线在 1σ 以内，参见图 3.6.4-5。

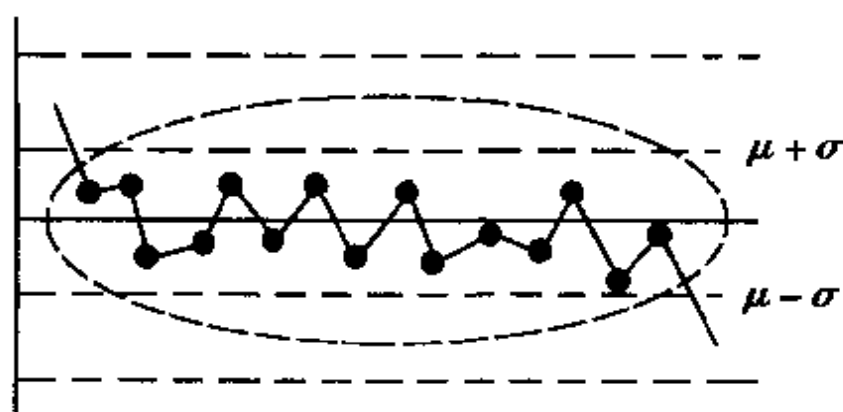


图 3.6.4-5 连续 15 点集中在中心线附近判断异常

直观看来，出现模式 5 表明过程标准差异异常小。这似乎是件好事。但通常，模式 5 可能是由下列两个原因所致：数据不真实

或数据分层不当。对于后者来说，如果把方差大的数据与方差小的数据混在一起而未分层，则数据总的方差将更大。于是控制图上下控制界限的间隔距离也将较大，这时如将方差小的数据描点就可能出现模式 5。

模式 5 采用下列准则：若连续 15 点集中在中心线附近判异。国外也采用这一准则。模式 5 的第一种错误的 $\alpha_{15} = 0.0033$ 也比较小。

模式 6：点子呈现周期性变化，参见图 3.6.4-6。

造成点子周期性变化可能有下列原因：操作人员疲劳、原材料的发送有问题、某些化工过程热积累或某些机械设备应用过程中的应力积累等。消除上述周期性变化可以减少产品质量的波动，改进产品的质量。

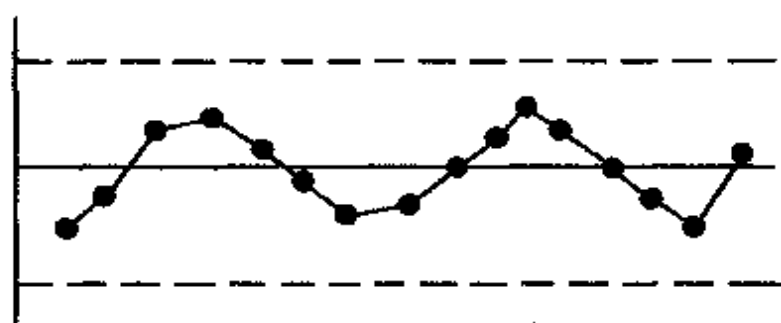


图 3.6.4-6 点子呈现周期性变化

注意，所有本节的讨论适用于所有的休哈特控制图。

现在介绍一些国外应用判异准则的情况，1983 年 12 月份日本名古屋大学对于日本应用控制图的企业进行了调查，对于应用判异准则情况的结果如表 3.6.4-1 所示。

表 3.6.4-1 日本企业应用判异准则的情况

判异准则内容	遵守	不太遵守	几乎不遵守	未设此准则
3 σ 界限	86.3%	6.4%	0	7.3%
链	35.8%	31.2%	4.6%	28.4%
倾向	18.3%	34.0%	6.4%	41.3%

由表 3.6.4-1 可得出下列结论：

1. 在判异准则中，遵守最多的是“点出界就判异”，即 3σ 界限这一条，其他依次为链和倾向。说明这些企业对于判异准则理解得还不透彻，应该重新学习。

2. 遵守判异准则的企业占 86.3%，这点与表 3.7.8-1 中应用控制图有效果的企业占 81.6% 基本是一致的，这并非偶然，因为应用控制图有效果的企业起码会遵守“点出界就判异”，即 3σ 界限这一条判异准则。

3. 现在都是应用电脑判稳、判异，表 3.6.4-1 的统计已经没有多大意义。

§ 3.7 休哈特控制图

3.7.1 休哈特控制图的种类及其用途

国标 GB4091 常规控制图是针对休哈特控制图的。根据该国标，常规休哈特控制图如表 3.7.1-1 所示。表中计件值控制图与计点值控制图又统称计数值控制图。这些控制图各有各的用途，应根据所控制质量指标的情况和数据性质等因素分别加以选择。表 3.7.1-1 中的二项分布和泊松分布是离散数据场合的两种典型分布，它们超出 3σ 界限的第 I 类错误的概率 α 当然未必恰巧等于正态分布 3σ 界限的第 I 类错误的概率 $\alpha_0 = 0.0027$ ，但无论如何总是个相当小的概率。因此，可以应用与正态分布情况类似的论证，从而建立 p 、 pn 、 c 、 u 等控制图。

现在简单说明各个控制图的用途：

(1) $\bar{x}-R$ 控制图。对于计量值数据而言，这是最常用最重要的控制图。它用于控制对象为长度、重量、强度、纯度、时间和生产量等计量值的场合。

由于正态分布的两个参数 μ 与 σ 是互相独立的，故 \bar{x} 控制图

表 3.7.1-1

常规的休哈特控制图

数据	分布	控制图		简记
计量值	正态分布	均值-极差	控制图	$\bar{x}-R$ 控制图
		均值-标准差	控制图	$\bar{x}-s$ 控制图
		中位数-极差	控制图	$\tilde{x}-R$ 控制图
		单值-移动极差	控制图	$x-R_s$ 控制图
计件值	二项分布	不合格品率	控制图	p 控制图
		不合格品数	控制图	pn 控制图
计点值	泊松分布	单位缺陷数	控制图	u 控制图
		缺陷数	控制图	c 控制图

主要用于观察正态分布的均值的变化， R 控制图用于观察正态分布的分散情况或变异度的变化，而 $\bar{x}-R$ 控制图则将二者联合运用，用于观察正态分布的变化。

(2) $\bar{x}-s$ 控制图与 $\bar{x}-R$ 图相似，只是用标准差图 (s 图) 代替极差图 (R 图) 而已。极差计算简便，故 R 图得到广泛应用，但当样本大小 $n>10$ ，这时应用极差估计总体标准差 σ 的效率减低，需要应用 s 图来代替 R 图。现在由于微机的应用已经普及， s 图的计算已经不成问题，故 $\bar{x}-s$ 控制图的应用越来越广泛。

(3) $\tilde{x}-R$ 制图与 $\bar{x}-R$ 图也很相似，只是用中位数图 (\tilde{x} 图) 代替均值图 (\bar{x} 图)。所谓中位数即指在一组按大小顺序排列的数列中居中的数。例如，在以下数列中 2、3、7、13、18，中位数为 7。又如，在以下数列中 2、3、7、9、13、18，共有偶数个数据。这时，中位数规定为中间两个数的均值。在本例即 $(7+9)/2=8$ 。由于中位数的计算比均值简单，所以多用于现场需要把测定数据直接记入控制图进行控制的场合，这时，为了简便，当然规定为奇数个数据。

(4) x 控制图。多用于下列场合：对每一个产品都进行检验，采用自动化检查和测量的场合；取样费时、昂贵的场合；以

及如化工等气体与液体流程式过程，样品均匀，多抽样也无太大意义的场合。由于它不像前三种控制图那样取得较多的信息，所以它判断过程变化的灵敏度也要差一些。

(5) p 控制图。用于控制对象为不合格品率或合格品率等计件值质量指标的场合。这里需要注意的是，在根据多种检查项目总合起来确定不合格品率的情况，当控制图显示异常后难以找出异常的原因。因此，使用 p 图时应选择重要的检查项目作为判断不合格品的依据。常见的不良率有不合格品率、废品率、交货延迟率、缺勤率，邮电、铁道部门的各种差错率等等。当样本大小 n 不等时， p 图的上下控制界限呈凹凸状，不但作图不便，而且难于判异、判稳。应用通用图则解决了这一问题。

(6) pn 控制图。用于控制对象为不合格品数的场合。设 n 为样本大小， p 为不合格品率，则 pn 为不合格品个数。故取 pn 作为不合格品数控制图的简记记号。当样本大小 n 不等时， p 图的上下控制界限以及中心线三者都呈凹凸状，作图极其不便，也更难于判异、判稳。故 pn 图只用于样本大小 n 相等时的场合。应用通用图则解决了这一问题。

(7) c 控制图。用于控制一部机器，一个部件，一定的长度，一定的面积或任何一定的单位中所出现的缺陷数目。如布匹上的疵点数，铸件上的砂眼数，机器设备的缺陷数或故障次数，传票的误记数，每页印刷错误数，办公室的差错次数等等。当样本大小 n 不等时， c 图的上下控制界限以及中心线三者都呈凹凸状，作图极其不便，也更难于判异、判稳。故 c 图只用于样本大小 n 相等时的场合。应用通用图则解决了这一问题。

(8) u 控制图。当上述一定的单位，也即样品的大小保持不变时可以应用 c 控制图，而当样品的大小变化时则应换算为平均每单位的缺陷数后再使用 u 控制图。例如，在制造厚度为 2mm 的钢板的生产过程中，一批样品是 2m^2 的，下一批样品是 3m^2 的。这时就应都换算为平均每平方米的缺陷数，然后再对它进行

控制。当样本大小 n 不等时， u 图的上下控制界限呈凹凸状，不但作图不便，而且难于判异、判稳。应用通用图则解决了这一问题。

现在对表 3.7.1-1 的常规休哈特控制图进行一些评论：

1. 计量值控制图：由于现在电脑的应用相当普及， $\bar{x}-s$ 控制图的计算毫无困难，而且不论样本大小 n 是否大于 10， $\bar{x}-s$ 图的计算都是精确的，故 $\bar{x}-s$ 图完全可以代替 $\bar{x}-R$ 图。其次， $\bar{x}-R$ 控制图也是在电脑出现以前提出的，用中位数代替平均数，以便迅速反映现场，现在有了电脑，故也可淘汰了。

2. 计件值控制图：由于 p 图、 pn 图的控制界限都呈凹凸状，不但作图不便，而且难于判异、判稳，可以应用通用不合格品数 pn_T 图来代替。

3. 计点值控制图：由于 u 图、 c 图的控制界限都呈凹凸状，不但作图不便，而且难于判异、判稳，可以应用通用缺陷数 c_T 图来代替。

故在表 3.7.1-1 的常规休哈特控制图中，真正起作用的不过是 $\bar{x}-s$ 控制图、 $x-R_s$ 控制图、 pn_T 控制图与 c_T 控制图四种图而已。

3.7.2 应用控制图需要考虑的一些问题

应用控制图需要考虑以下一些问题：

(1) 控制图用于何处？原则上讲，对于任何过程，凡需要对质量进行控制的场合都可以应用控制图。但这里还要求：对于所确定的控制对象—质量指标应能够定量，这样才能够应用计量值控制图。如果只有定性的描述而不能够定量，那就只能应用计数值控制图。所控制的过程必须具有重复性，即具有统计规律。对于只有一次性或少数几次的过程显然难于应用控制图进行控制。

(2) 如何选择控制对象？在使用控制图时应选择能代表过程的主要质量指标作为控制对象。一个过程往往具有各种各样的特

性，需要选择能够真正代表过程情况的指标。例如，假定某产品在强度方面有问题，就应该选择强度作为控制对象。在电动机装配车间，如果对于电动机轴的尺寸要求很高，这就需把机轴直径作为我们的控制对象。在电路板沉铜缸，由于甲醛、NaOH、 Cu^{2+} 的浓度以及沉铜速率多个指标之间具有相关性，就需要选择所有这些指标进行多元控制。

(3) 怎样选择控制图？选择控制图主要考虑下列几点：首先，根据所控制质量指标的数据性质来进行选择，如数据为连续值的应选择正态分布控制图等；数据为计件值的应选择二项分布控制图；数据为计点值的应选择泊松分布控制图。其次，要确定过程中的异常因素是全部加以控制（全控）还是部分加以控制（选控），若为全控应采用休哈特图等；若为选控，应采用选控图（参见第四章）；若为单指标可选择一元控制图；若为多指标则须选择多指标控制图（参见第四章）。最后，还需要考虑其他要求。如检出力大小，抽取样品、取得数据的难易和是否经济等等，例如，要求检出力大可采用成组数据的控制图，如 \bar{x} 控制图等。

(4) 如何分析控制图？如果在控制图中点子未出界，同时点子的排列也是随机的，则认为生产过程处于稳定状态或控制状态。如果控制图点子出界或界内点排列非随机，就认为生产过程失控。

对于应用控制图的方法还不够熟悉的工作人员来说，即使在控制图点子出界的场合，也首先应该从下列几方面进行检查：样品的取法是否随机？数字的读取是否正确？计算有无错误？描点有无差错？然后再来调查过程方面的原因，经验证明这点十分重要。

(5) 对于点子出界或违反其他准则的处理。若点子出界或界内点排列非随机，应执行 3.4.6 节的那二十个字，立即追查原因并采取措施防止它再次出现。

对于过程而言，控制图起着告警铃的作用，控制图点子出界

就好比告警铃响，告诉工作人员现在是应该进行查找原因，采取措施，防止再犯的时刻了。但一般来说，控制图不能告知这种告警究竟是由什么异常因素造成的。要找出造成异常的原因，除去根据生产和管理方面的技术与经验来解决外，应该强调指出，应用两种质量诊断理论和两种质量多元逐步诊断理论来诊断的方法是十分重要的（参见第四章）。

(6) 控制图的重新制定。控制图是根据稳态下的条件（人员、设备、原材料、工艺方法、环境，即 4M1E）来制定的。如果上述条件变化，如操作人员更换或通过学习操作水平显著提高，设备更新，采用新型原材料或更换原材料，改变工艺参数或采用新工艺，环境改变等，这时，控制图也必须重新加以制定。由于控制图是科学管理生产过程的重要依据，所以经过相当时间的使用后应重新抽取数据，进行计算，加以检验。

(7) 控制图的保管问题。控制图的计算以及日常的记录都应作为技术资料加以妥善保管。对于点子出界或界内点排列非随机的异常情况以及当时的处理情况都应予以记录，因为这些都是以后出现异常时查找原因的重要参考资料。有了长期保存的记录，便能对该过程的质量水平有清楚的了解，这对于今后在产品设计和制定规格方面都是十分有用的。

3.7.3 $\bar{x} - R$ （均值—极差）控制图

对于计量值数据， $\bar{x} - R$ （均值—极差）控制图是最常用、最重要的控制图，因为它具有下列优点：

(1) 适用范围广。计量值数据 x 服从正态分布是经常出现的，对于 \bar{x} 图而言，若 x 为正态分布则可以证明 \bar{x} 也服从正态分布。若 x 非正态分布，则当样本大小 $n \geq 4$ 或 5 时，根据中心极限定理，知道 \bar{x} 近似正态分布。后者是 \bar{x} 图获得广泛应用的一个主要原因。对于 R 图而言，通过在电子计算机上的统计模拟实验证实，只要总体分布不是太不对称的， R 的分布没有大的变

化。这就从理论上说明了 $\bar{x}-R$ 图适用的范围广泛。

(2) 灵敏度高。 \bar{x} 图的统计量为均值 \bar{x} ，但在现场实际测量的却是观测值 x ，反映在 x 上的偶然波动是随机的，通过均值的平均作用，这种偶然波动（由 σ 反映）得到一定程度的抵消，于是 \bar{x} 图控制线的间隔减少；而反映在 x 上的异常波动则是在同一个方向的，它不会通过均值的平均作用而抵消，从而打点更容易出界。因此， \bar{x} 图检出异常的能力高。至少 R 图并无此优点。

在实际工作中， μ 与 σ 通常未知，这样就必须根据从处于控制状态的过程所取的预备样本的数据对它们进行估计。预备样本通常至少取 25 个（根据判稳准则 2 则至少应取 35 组）。设取 m 个样本，每个样本包含 n 个观测值。样本大小 n 主要取决于合理分组的结构，抽样与检查的费用，参数估计的效率等因素， n 通常取为 4、5 或 6。令所取的 m 个样本的均值分别为 $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_m$ ，则过程的 μ 的最佳估计量 $\hat{\mu}$ 为总均值 $\bar{\bar{x}}$ ，即

$$\hat{\mu} = \bar{\bar{x}} = \frac{\bar{x}_1 + \bar{x}_2 + \dots + \bar{x}_m}{m} \quad (3.7.3-1)$$

于是 $\bar{\bar{x}}$ 可作为 \bar{x} 图的中心线。

为了建立控制界限，需要估计过程的标准差 σ ，可以根据 m 个样本的极差或标准差来进行估计。应用极差进行估计的优点是极差计算简单。

现在讨论极差法。设 x_1, x_2, \dots, x_n 为一大小为 n 的样本，则此样本的极差 R 为最大观测值 x_{\max} 与最小观测值 x_{\min} 之差，即

$$R = x_{\max} - x_{\min} \quad (3.7.3-2)$$

若样本取自正态总体，可以证明 σ 的估计量为 $\hat{\sigma} = E(R)/d_2$ 。

令 m 个样本的极差为 R_1, R_2, \dots, R_m ，则平均样本极差为

$$\bar{R} = \frac{R_1 + R_2 + \dots + R_m}{m} \quad (3.7.3-3)$$

故 σ 的估计量为

$$\hat{\sigma} = \frac{\bar{R}}{d_2} \quad (3.7.3-4)$$

若样本大小 n 较小, 则用极差法与用样本方差去估计总体方差二者的效果是接近的。但当 n 较大, 如 $n > 10$, 则由于极差没有考虑样本在 x_{\max} 与 x_{\min} 之间的观测值的信息, 故极差法的效率迅速降低, 这时应采用样本方差去估计总体方差。

若取 μ 的估计量为 \bar{x} , σ 的估计量为 \bar{R}/d_2 , 则 \bar{x} 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL &= \mu + 3 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \approx \bar{x} + \frac{3}{d_2 \sqrt{n}} \bar{R} = \bar{x} + A_2 \bar{R} \\ CL &= \mu \approx \bar{x} \\ LCL &= \mu - 3 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \approx \bar{x} - \frac{3}{d_2 \sqrt{n}} \bar{R} = \bar{x} - A_2 \bar{R} \end{aligned} \right\} \quad (3.7.3-5)$$

式中
$$A_2 = \frac{3}{d_2 \sqrt{n}} \quad (3.7.3-6)$$

为一与样本大小 n 有关的常数, 参见表 3.7.3-1 控制图系数表。

由上述, 已知样本极差 R 与过程标准差 σ 有关, 因此可以通过 R 来控制过程的变异度, 这就是 R 图。 R 图的中心线即 $\hat{\mu}_R = \bar{R}$ 。为了确定 R 图的控制界限, 需要对 σ 进行估计。若质量特性服从正态分布, 可以证明 σ_R 的估计量为

$$\hat{\sigma}_R = d_3 \frac{\bar{R}}{d_2} \quad (3.7.3-7)$$

根据上述, 得到 R 图的控制线如下

$$\left. \begin{aligned} UCL &= \mu_R + 3\sigma_R \approx \hat{\mu}_R + 3\hat{\sigma}_R = \bar{R} + 3d_3 \frac{\bar{R}}{d_2} \\ CL &= \mu_R \approx \hat{\mu}_R = \bar{R} \\ LCL &= \mu_R - 3\sigma_R \approx \hat{\mu}_R - 3\hat{\sigma}_R = \bar{R} - 3d_3 \frac{\bar{R}}{d_2} \end{aligned} \right\} \quad (3.7.3-8)$$

表 3.7.3-1 计量值控制图系数表

样本大小	均值控制图			标准差控制图			极差控制图			中位数控制图								
	控制界限系数			中心线系数			控制界限系数			控制界限系数								
	A	A ₂	A ₃	c ₄	1/c ₄	B ₃	B ₄	B ₅	B ₆	d ₂	1/d ₂	d ₃	D ₁	D ₂	D ₃	D ₄	m ₃	m ³ A ₂
2	2.121	1.880	2.659	0.7979	1.2533	0	3.267	0	2.606	1.128	0.8865	0.853	0	3.686	0	3.267	1.000	1.880
3	1.732	1.023	1.954	0.8862	1.1284	0	2.568	0	2.276	1.693	0.5907	0.888	0	4.358	0	2.574	1.160	1.187
4	1.500	0.729	1.628	0.9213	1.0854	0	2.266	0	2.088	2.059	0.4857	0.880	0	4.698	0	2.282	1.092	0.796
5	1.342	0.577	1.427	0.9400	1.0638	0	2.089	0	1.964	2.326	0.4299	0.864	0	4.918	0	2.114	1.198	0.691
6	1.225	0.483	1.287	0.9515	1.0510	0.030	1.970	0.029	1.874	2.534	0.3946	0.848	0	5.078	0	2.004	1.135	0.549
7	1.134	0.419	1.182	0.9594	1.0423	0.118	1.882	0.113	1.806	2.704	0.3698	0.833	0.204	5.204	0.076	1.924	1.214	0.509
8	1.061	0.373	1.099	0.9650	1.0363	0.185	1.815	0.179	1.751	2.847	0.3512	0.820	0.388	5.306	0.136	1.864	1.160	0.432
9	1.000	0.337	1.032	0.9693	1.0317	0.239	1.761	0.232	1.707	2.970	0.3367	0.808	0.547	5.393	0.184	1.816	1.223	0.412
10	0.949	0.308	0.975	0.9727	1.0281	0.284	1.716	0.276	1.669	3.078	0.3249	0.797	0.687	5.469	0.223	1.777	1.176	0.363
11	0.905	0.285	0.927	0.9754	1.0252	0.321	1.679	0.313	1.637	3.173	0.3152	0.787	0.811	5.535	0.256	1.744		
12	0.886	0.266	0.886	0.9776	1.0229	0.354	1.646	0.346	1.610	3.258	0.3069	0.778	0.922	5.594	0.283	1.717		
13	0.832	0.249	0.850	0.9794	1.0210	0.382	1.618	0.374	1.585	3.336	0.2998	0.770	1.025	5.647	0.307	1.693		
14	0.802	0.235	0.817	0.9810	1.0194	0.406	1.594	0.399	1.563	3.407	0.2935	0.763	1.118	5.696	0.328	1.672		
15	0.775	0.223	0.789	0.9823	1.0180	0.428	1.572	0.421	1.544	3.472	0.2880	0.756	1.203	5.741	0.347	1.653		

续表

样本大小	均值控制图			标准差控制图						极差控制图				中位数控制图				
	控制界限系数			中心线系数		控制界限系数				中心线系数		控制界限系数		控制界限系数				
	A	A ₂	A ₃	c ₄	1/c ₄	B ₃	B ₄	B ₅	B ₆	d ₂	1/d ₂	d ₃	D ₁	D ₂	D ₃	D ₄	m ₃	m ³ A ₂
16	0.750	0.212	0.763	0.9835	1.0168	0.448	1.552	0.440	1.526	3.532	0.2831	0.750	1.282	5.782	0.363	1.637		
17	0.728	0.203	0.739	0.9845	1.0157	0.466	1.534	0.458	1.511	3.588	0.2787	0.744	1.356	5.820	0.378	1.622		
18	0.707	0.194	0.718	0.9854	1.0148	0.482	1.518	0.475	1.496	3.640	0.2747	0.739	1.424	5.856	0.391	1.608		
19	0.688	0.187	0.698	0.9862	1.0140	0.497	1.503	0.490	1.483	3.689	0.2711	0.734	1.487	5.891	0.403	1.597		
20	0.671	0.180	0.680	0.9869	1.0133	0.510	1.490	0.504	1.470	3.735	0.2677	0.729	1.549	5.921	0.415	1.585		
21	0.655	0.173	0.663	0.9876	1.0126	0.523	1.477	0.516	1.459	3.778	0.2647	0.724	1.605	5.951	0.425	1.575		
22	0.640	0.167	0.647	0.9882	1.0119	0.534	1.466	0.528	1.448	3.819	0.2618	0.720	1.659	5.979	0.434	1.566		
23	0.626	0.162	0.633	0.9887	1.0114	0.545	1.455	0.539	1.438	3.858	0.2592	0.716	1.710	6.006	0.443	1.557		
24	0.612	0.157	0.619	0.9892	1.0109	0.555	1.445	0.549	1.429	3.895	0.2567	0.712	1.759	6.031	0.451	1.548		
25	0.600	0.153	0.606	0.9896	1.0105	0.565	1.435	0.559	1.420	3.931	0.2544	0.708	1.806	6.056	0.459	1.541		

当 $n > 25$, $A = \frac{3}{\sqrt{n}}$, $A_3 = \frac{3}{c_4 \sqrt{n}}$, $c_4 = \frac{4(n-1)}{4n-3}$, $B_3 = 1 - \frac{3}{c_4 \sqrt{2(n-1)}}$, $B_4 = 1 + \frac{3}{c_4 \sqrt{2(n-1)}}$, $B_5 = c_4 - 3\sqrt{1-c_4^2}$, $B_6 = c_4 + 3\sqrt{1-c_4^2}$

表 3.7.3-2

活塞环直径的数据

样本序号	观 测 值					\bar{X}_i	R_i
1	74.030	74.002	74.019	73.992	74.008	74.010	0.038
2	73.995	73.992	74.001	74.001	74.011	74.001	0.019
3	73.988	74.024	74.021	74.005	74.002	74.008	0.036
4	74.002	73.996	73.993	74.015	74.009	74.003	0.022
5	73.992	74.007	74.015	73.989	74.014	74.003	0.026
6	74.009	73.994	73.997	73.985	73.993	73.996	0.024
7	73.995	74.006	73.994	74.000	74.005	74.000	0.012
8	73.985	74.003	73.993	74.015	73.988	73.997	0.030
9	74.008	73.995	74.009	74.005	74.004	74.004	0.014
10	73.998	74.000	73.990	74.007	73.995	73.998	0.017
11	73.994	73.998	73.994	73.995	73.990	73.994	0.008
12	74.004	74.000	74.007	74.000	73.996	74.001	0.011
13	73.983	74.002	73.998	73.997	74.012	73.998	0.029
14	74.006	73.967	73.994	74.000	73.984	73.990	0.039
15	74.012	74.014	73.998	73.999	74.007	74.006	0.016
16	74.000	73.984	74.005	73.998	73.996	73.997	0.021
17	73.994	74.012	73.986	74.005	74.007	74.001	0.026
18	74.006	74.010	74.018	74.003	74.000	74.007	0.018
19	73.984	74.002	74.003	74.005	73.997	73.998	0.021
20	74.000	74.010	74.013	74.020	74.003	74.009	0.020
21	73.998	74.001	74.009	74.005	73.996	73.996	0.033
22	74.004	73.999	73.990	74.006	74.009	74.002	0.019
23	74.010	73.989	73.990	74.009	74.014	74.002	0.025
24	74.015	74.008	73.993	74.000	74.010	74.005	0.022
25	73.982	73.984	73.995	74.017	74.013	73.998	0.035
	小计:					1850.024	0.581
	平均:					74.001	0.023

令 $D_3 = 1 - 3 \frac{d_3}{d_2}$, $D_4 = 1 + 3 \frac{d_3}{d_2}$, 则代入上式后, 得 R 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL &= D_4 \bar{R} \\ CL &= \bar{R} \\ LCL &= D_3 \bar{R} \end{aligned} \right\} \quad (3.7.3-9)$$

式中，系数 D_3 、 D_4 参见表 3.7.3-1 计量值控制图系数表。

现在我们通过例 3.7.3-1 说明建立 $\bar{x}-R$ 图的步骤，其他控制图的建立步骤也与此类似。

例 3.7.3-1 厂方要求对汽车引擎活塞环制造过程建立 $\bar{x}-R$ 控制图进行控制。现已取得 25 个样本，每个样本包含 5 个活塞环直径的观测值，如表 3.7.3-2 所示。

解：我们按下列步骤进行。

步骤 1：取预备数据。已取得预备数据如表 3.7.3-2 所示。

步骤 2：计算样本均值 \bar{x} 。例如，对于第一个样本，我们有

$$\bar{x}_1 = \frac{74.030 + 74.002 + 74.019 + 73.992 + 74.008}{5} = 74.010$$

其余类推。

步骤 3：计算样本极差 R 。例如，对于第一个样本， $x_{\max} = 74.030$ ， $x_{\min} = 73.992$ ，于是有

$$R_1 = 74.030 - 73.992 = 0.058$$

其余类推。

步骤 4：计算样本总均值 $\bar{\bar{x}}$ 与平均样本极差 \bar{R} 。由于 $\sum_{i=1}^{25} \bar{x}_i = 1850.024$ ， $\sum_{i=1}^{25} R_i = 0.581$ ，故

$$\bar{\bar{x}} = \sum_{i=1}^{25} \bar{x}_i = \frac{1850.024}{25} = 74.001$$

$$\bar{R} = \sum_{i=1}^{25} R_i = \frac{0.581}{25} = 0.023$$

步骤 5：计算 R 图与 \bar{x} 图的控制线。计算 $\bar{x}-R$ 图应该从 R 图开始，由于 x 图的控制界限中包含 \bar{R} ，所以若过程的变异度失控，则计算出来的这些控制界限就没有意义。从这一点来看， $\bar{x}-R$ 图应更正确地称为 $R-\bar{x}$ 图才好。注意，所有正态分布的控制图都有类似的问题，都应该颠倒过来先对控制 σ 的控制图判稳，然后才能对控制 μ 的控制图进行判稳。

对于样本大小 $n=5$ ，从表 3.7.3-1 查得 $D_3=0$ ， $D_4=2.114$ ，又从步骤 4 知 $\bar{R}=0.023$ ，于是代入式 (3.7.3-9) 后，得到 R 图的控制线为

$$UCL=D_4\bar{R}=2.114(0.023)=0.049$$

$$CL=\bar{R}=0.023$$

$$LCL=D_3\bar{R}=0(0.023)=0$$

如图 3.7.3-1 所示。事实上， $LCL=D_3\bar{R}=(1-3d_2/d_3)\bar{R}$ ，当 $n=5$ ， $1-3d_2/d_3=1-3(0.864)/2.326=-0.114$ 为负值，但 R 不可能为负，故此时 LCL 不存在。这里， $LCL=0$ 为 R 的自然下界。当把 25 个预备样本的极差描点在 R 图中后，根据判断稳态的准则 1 知过程的变异度处于控制状态。于是可以继续建立 \bar{x} 图。

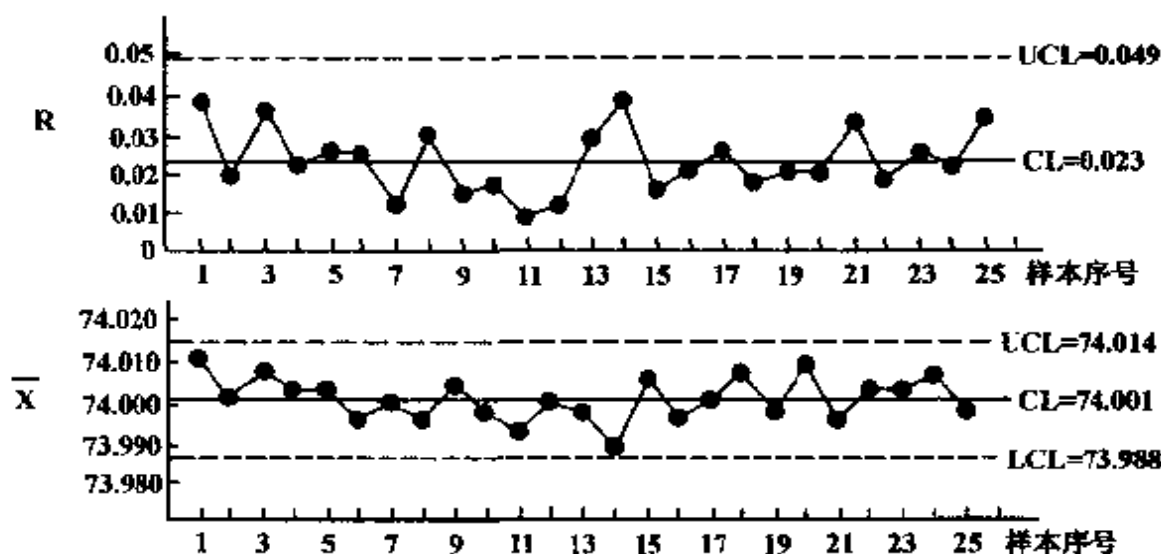


图 3.7.3-1 例 3.7.3-1 的 $\bar{x}-R$ 控制图

对于样本大小 $n=5$ ，从表 3.7.3-1 查得 $A_2=0.577$ ，又从步骤 4 知 $\bar{x}=74.001$ ， $\bar{R}=0.023$ ，于是代入式 (3.7.3-4) 后，得到 \bar{x} 图的控制线为

$$UCL=\bar{x}+A_2\bar{R}=74.001+0.577(0.023)=74.014$$

$$CL=\bar{x}=74.001$$

$$LCL=\bar{x}-A_2\bar{R}=74.001-0.577(0.023)=73.988$$

如图 3.7.3-1 所示。当把预备样本的均值描点在 \bar{x} 图中后，根据判断稳态的准则 1 知过程的均值处于控制状态。由于 \bar{x} 图和 R 图都处于控制状态，故可得出结论：过程处于控制状态。当然，这只是统计稳态，还需要根据技术要求继续调整到技术稳态。达到技术稳态后才能将上述 $\bar{x}-R$ 图加以延长，作为控制用控制图供日常管理之用。

步骤 6：延长上述 $\bar{x}-R$ 图的控制界限作控制用控制图。为了进行日常管理，该厂又取了 15 个样本，参见表 3.7.3-2。在计算出各个样本的 \bar{x} 与 R 后在 $\bar{x}-R$ 图描点，如图 3.7.3-2 所示。从图中可见， \bar{x} 图在第 11 个样本后的几个点子均出界，说明存在异常因素。事实上，从 \bar{x} 图上第 9、第 10 个点子后的点子逐渐上升的趋势已可看出这是由于过程均值逐渐增大的结果。

表 3.7.3-2 例 3.7.3-1 中 $\bar{x}-R$ 图的日常管理数据

样本序号	观 测 值					\bar{X}_i	R_i
1	74.012	74.015	74.030	73.986	74.000	74.009	0.044
2	73.995	74.010	73.990	74.015	74.001	74.002	0.025
3	73.987	73.999	73.985	74.000	73.990	73.992	0.015
4	74.008	74.010	74.003	73.991	74.006	74.004	0.019
5	74.003	74.000	74.001	73.986	73.997	73.997	0.017
6	73.994	74.003	74.015	74.020	74.004	74.007	0.026
7	74.008	74.002	74.018	73.995	74.005	74.006	0.023
8	74.001	74.004	73.990	73.996	73.998	73.998	0.0114
9	74.015	74.000	74.016	74.025	74.000	74.011	0.025
10	74.030	74.005	74.000	74.016	74.012	74.013	0.030
11	74.001	73.990	73.995	74.010	74.024	74.004	0.034
12	74.015	74.020	74.024	74.005	74.019	74.017	0.019
13	74.035	74.010	74.012	74.015	74.026	74.020	0.025
14	74.017	74.013	74.036	74.025	74.026	74.023	0.023
15	74.010	74.005	74.029	74.000	74.020	74.015	0.029

控制界限与规格界限间的关系。 $\bar{x}-R$ 图的控制界限与规格界限毫无关系，完全是两码事。规格界限是由技术经济要求所决定的，而控制界限则是用以区分偶波与异波的，二者不可混为一谈，如图 3.7.3-3 所示。注意，在所有的控制图中，能够与规格界限画在一起的只有单值 x 控制图。

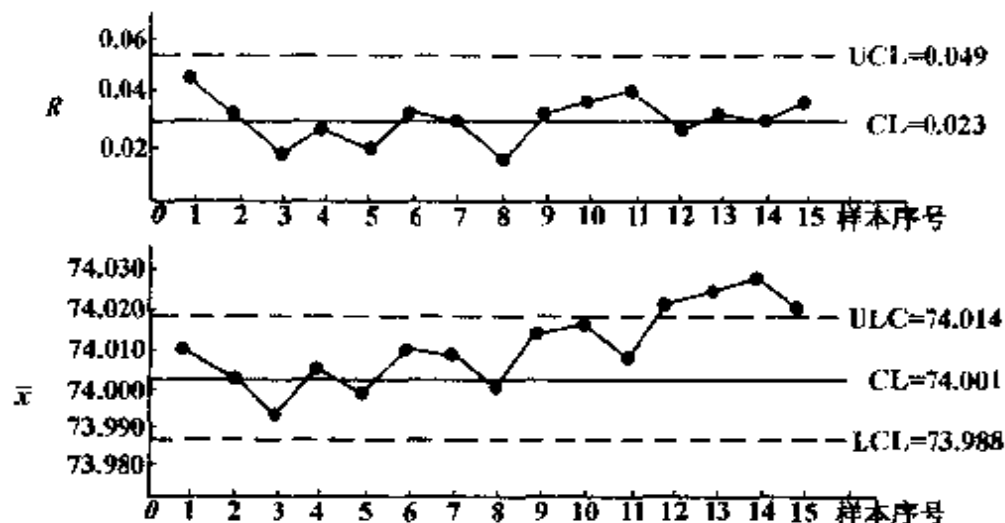


图 3.7.3-2 例 3.7.3-1 中的 $\bar{x}-R$ 控制图用于日常管理

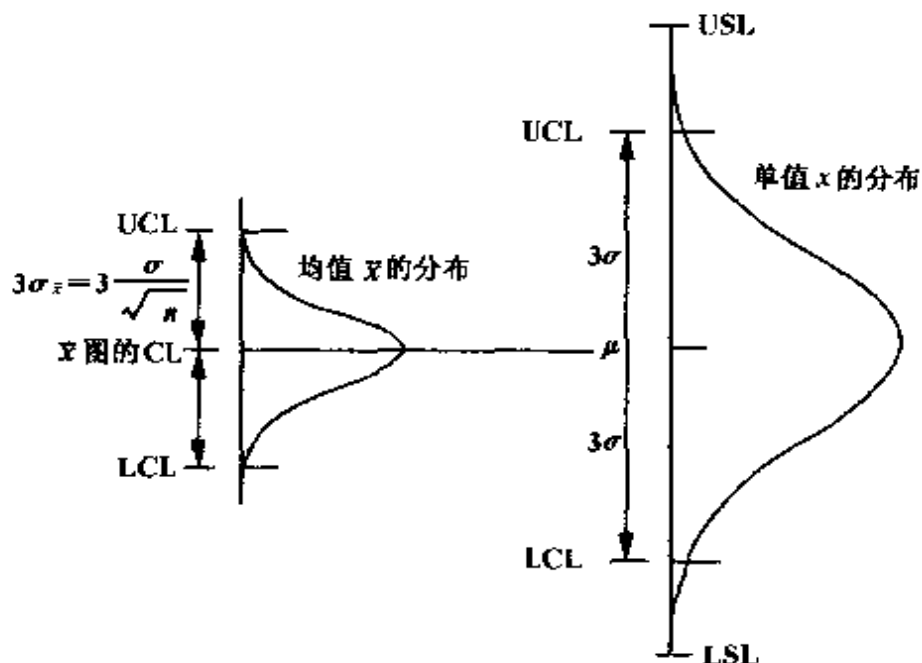


图 3.7.3-3 控制界限与规格界限。图中 USL 表示规格上界，LSL 表示规格下界。

3.7.4 $\bar{x} - s$ (均值—标准差) 控制图

当样本容量 > 10 , 应采用 $\bar{x} - s$ 控制图。

$\bar{x} - s$ 控制图控制界限公式的推导与 $\bar{x} - R$ 控制图类似。只是用 s 图代替 R 图而已。

从 3σ 方式有

$$UCL_s = \mu_s + 3\sigma_s$$

$$CL_s = \mu_s$$

$$LCL_s = \mu_s - 3\sigma_s$$

由数理统计知, 若样本来自正态总体, 则可证

$$E(s) = c_4\sigma$$

$$\sigma_s = \sigma \sqrt{1 - c_4^2}$$

式中 c_4 为一与样本容量 n 有关的常数。于是

$$UCL_s = \mu_s + 3\sigma_s = c_4\sigma + 3\sigma\sqrt{1 - c_4^2}$$

$$CL_s = \mu_s = c_4\sigma$$

$$LCL_s = \mu_s - 3\sigma_s = c_4\sigma - 3\sigma\sqrt{1 - c_4^2}$$

若总体参数 σ 已知, 则 s 图的参数为

$$UCL_s = c_4\sigma + 3\sigma\sqrt{1 - c_4^2} = B_6\sigma$$

$$CL_s = c_4\sigma$$

$$LCL_s = c_4\sigma - 3\sigma\sqrt{1 - c_4^2} = B_5\sigma$$

式中,

$$B_5 = c_4 - 3\sqrt{1 - c_4^2}$$

$$B_6 = c_4 + 3\sqrt{1 - c_4^2}$$

这里, 系数 B_5 与 B_6 见表 3.7.3-1。

若总体参数 σ 未知, 则需要根据过去的数据进行估计。从 $E(s) = c_4\sigma$, 我们有 $\hat{\sigma} = s/c_4$, 式中,

$$\bar{s} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m s_i$$

于是得到 σ 未知情形 s 图的参数为

$$UCL_s = \bar{s} + 3 \frac{\bar{s}}{c_4} \sqrt{1 - c_4^2}$$

$$CL_s = \bar{s}$$

$$LCL_s = \bar{s} - 3 \frac{\bar{s}}{c_4} \sqrt{1 - c_4^2}$$

定义

$$B_3 = 1 - \frac{3}{c_4} \sqrt{1 - c_4^2}$$

$$B_4 = 1 + \frac{3}{c_4} \sqrt{1 - c_4^2}$$

于是得 σ 未知情形的 s 图的参数为

$$UCL_s = B_4 \bar{s}$$

$$CL_s = \bar{s}$$

$$LCL_s = B_3 \bar{s}$$

式中, 系数 B_3 、 B_4 见表 3.7.3-1。

应用 $\bar{x}-s$ 控制图时, 为取得一致, 相应的 \bar{x} 图的参数也需要应用 \bar{s}/c_4 来估计 σ , 于是 \bar{x} 图的参数成为

$$UCL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} + \frac{3\bar{s}}{c_4 \sqrt{n}}$$

$$CL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}}$$

$$LCL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} - \frac{3\bar{s}}{c_4 \sqrt{n}}$$

令

$$A_3 = \frac{3}{c_4 \sqrt{n}}$$

式中, 系数 A_3 见表 3.7.3-1。

由此, \bar{x} 图的参数可写成

$$UCL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} + A_3 \bar{s}$$

$$CL_s = \bar{s}$$

$$LCL_s = \bar{s} - A_3\bar{s}$$

例 3.7.4-1 应用 $\bar{x} - s$ 控制图重作例 3.7.3-1。

解：我们应用软件 SPCLD2000 重作例 3.7.3-1。将表 3.7.3-2 中的数据输入电脑，应用软件 SPCLD2000 计算 $\bar{x} - s$ 控制图，得到图 3.7.4-1（计算过程略）。由此图可见，过程处于稳态。现在再将例 3.7.3-1 中的日常管理数据输入电脑，应用软件 SPCLD2000 计算 $\bar{x} - s$ 控制图的打点图，得到图 3.7.4-1（计算过程略）。

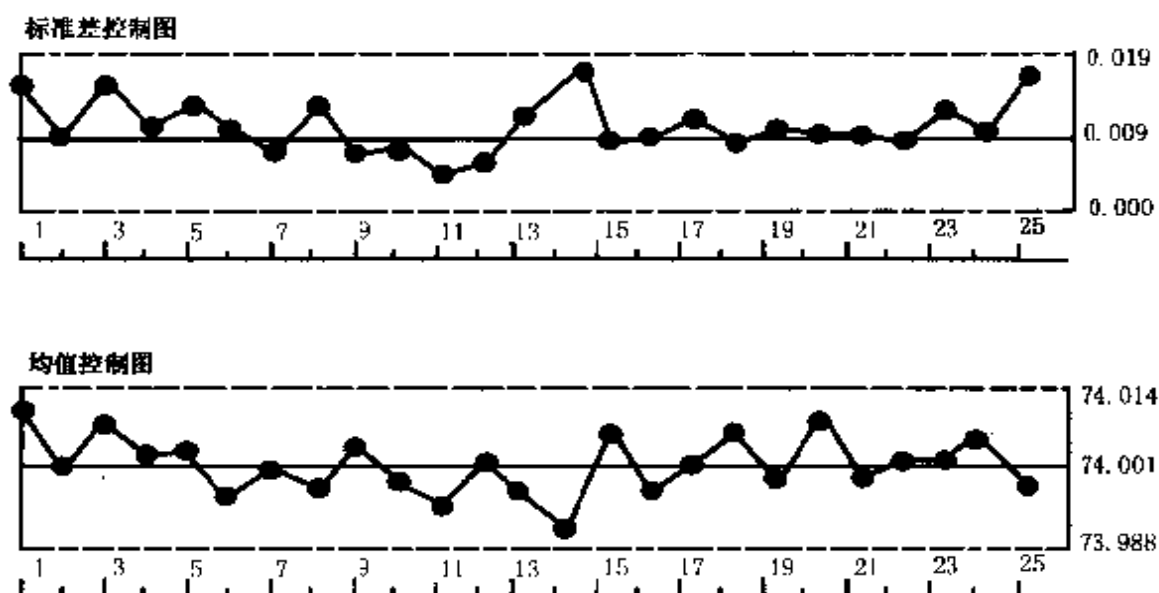


图 3.7.4-1 例 3.7.4-1 的 $\bar{x} - s$ 控制图

将图 3.7.4-1、图 3.7.4-2 与图 3.7.3-1、图 3.7.3-2 对比，可见：

1. 图 3.7.3-1 与图 3.7.4-1 中的两个 \bar{x} 图如所预料的那样是相同的。

2. 图 3.7.3-1 中的 R 图与图 3.7.4-1 中的 s 图当然是有区别的，尽管相差不是太大，但应以 s 图为准。

3. 图 3.7.3-2 与图 3.7.4-2 中的两个 \bar{x} 图如所预料的那样是相同的。

4. 图 3.7.3-2 中的 R 图与图 3.7.4-2 中的 s 图当然是有区别的, 尽管相差不是太大, 但应以 s 图为准。

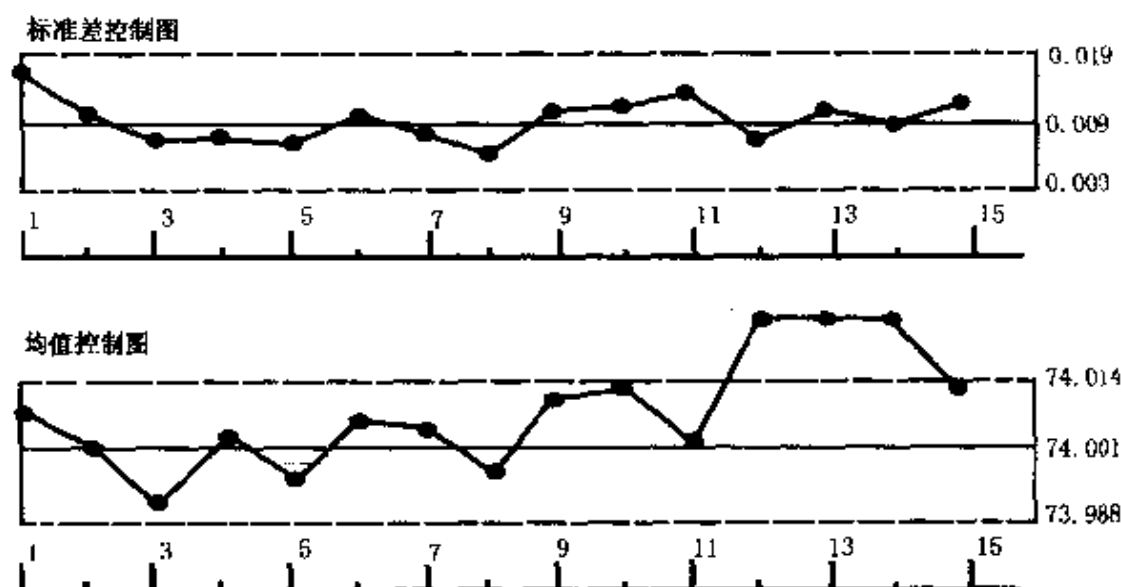


图 3.7.4-2 例 3.7.4-1 的日常管理用 $\bar{x}-s$ 控制图

3.7.5 $\bar{x}-R_s$ (单值-移动极差) 控制图

单值图的样本大小为 1, 如果仍旧应用极差的概念, 则极差 R 将永为零, 所以对过程标准差 σ 的估计要通过相邻两个样本间的移动极差 R_s 来进行。设从过程抽取的样本为 $x_i, i=1, 2, \dots, n$, 则移动极差定义为

$$R_{si} = |x_i - x_{i+1}|, i=1, 2, \dots, n-1 \quad (3.7.5-1)$$

而平均移动极差为

$$\bar{R}_s = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} R_{si} \quad (3.7.5-2)$$

若样本取自正态总体, 可以证明 \bar{x} 图的控制线为

$$\begin{aligned} UCL &= \bar{\bar{x}} + 2.66\bar{R}_s \\ CL &= \bar{\bar{x}} \\ LCL &= \bar{\bar{x}} - 2.66\bar{R}_s \end{aligned} \quad (3.7.5-3)$$

而 R_s 图的控制线为

$$\begin{aligned}
 UCL &= 3.27\overline{R}_s \\
 CL &= \overline{R}_s \\
 LCL &= -
 \end{aligned}
 \tag{3.7.5-4}$$

式中，LCL 为负值，但 R_s 不可能为负，说明 LCL 不存在，故取 $LCL=0$ 作为 R_s 的自然下界，而记为 $LCL=-$

例 3.7.5-1 在炼钢过程中，对于某种化学成分需要进行控制。在生产稳定时已测得 25 组数据，如表 3.7.5-1 所示。由于该化学成分的化验需要很长的时间，试制定 $\bar{x}-R_s$ 控制图对其加以控制。

表 3.7.5-1 化学成分的测定数据

组号 (1)	测定值 \bar{x} (2)	移动极差 R_s (3)	组号 (1)	测定值 \bar{x} (2)	移动极差 R_s (3)
1	67.00	—	14	66.98	0.05
2	67.05	0.05	15	66.97	0.01
3	66.99	0.06	16	67.02	0.05
4	67.09	0.10	17	67.93	0.09
5	67.07	0.02	18	66.90	0.03
6	67.26	0.19	19	67.06	0.18
7	67.00	0.26	20	66.89	0.07
8	67.06	0.06	21	67.19	0.20
9	66.92	0.14	22	67.03	0.16
10	67.11	0.19	23	67.22	0.19
11	67.02	0.09	24	67.03	0.19
12	67.15	0.13	25	67.04	0.01
13	66.93	0.18	小计	1675.91	2.92

解：按下列步骤进行：

步骤 1：预备数据的取得。已给定样本大小为 1 的数据 25 组，如表 3.7.5-1 所示。

步骤 2：计算均值。从表 3.7.5-1 中第 (2) 栏数据得到

$$\bar{\bar{x}} = \frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} \bar{x}_i = \frac{1675.91}{25} = 67.036$$

这就是 \bar{x} 图的中心线。

步骤 3: 计算移动极差 R_s 。根据式 (3.7.5-1), 算得

$$R_s = |67.00 - 67.05| = 0.05$$

其余见表 3.7.5-1 中第 (3) 栏。

步骤 4: 计算平均移动极差。根据表 3.7.5-1 中第 (3) 栏数据得到

$$\bar{R}_s = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} R_s = \frac{2.92}{25-1} = 0.122$$

这就是 R_s 图的中心线。

步骤 5: 计算 $\bar{x}-R_s$ 图的控制线。先考虑 R_s 图, 由于总体的 σ 未知, 将上述 $=0.122$ 代入式 (3.7.5-4) 后, 得到 R_s 图的控制线为

$$UCL = 3.27 = 3.27 \times 0.122 = 0.3989 \approx 0.40$$

$$CL = 0.122 \approx 0.12$$

$$LCL = 0$$

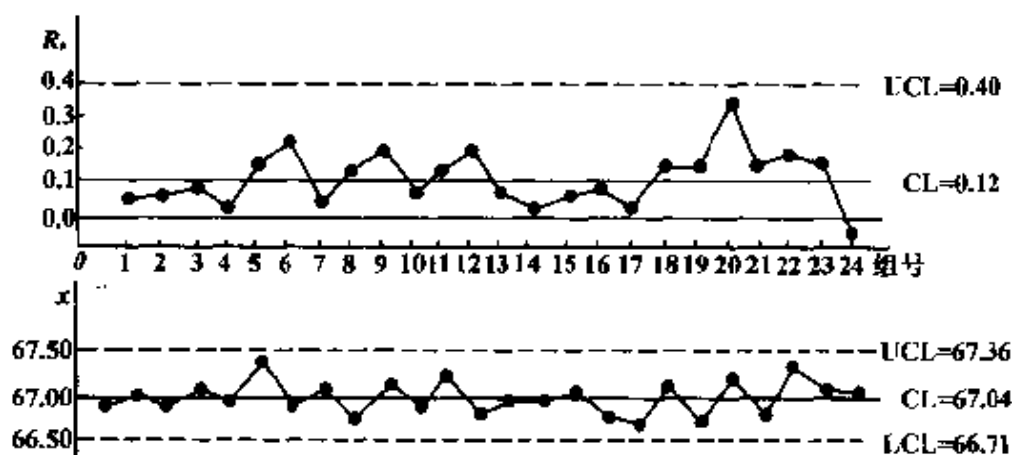


图 3.7.5-1 例 3.7.5-1 的 $\bar{x}-R_s$ 控制图

如图 3.7.5-1 所示。将 24 个 R_s 值描点在此图中, 然后根据判稳准则 1 判断过程的变异度处于控制状态。现在开始计算 \bar{x} 图的控制线, 将 $=67.036$ 与 $=0.123$ 代入式 (3.7.5-4) 后, 得到

$$UCL = 67.036 + 2.66 \times 0.123 = 67.363 \approx 67.36$$

$$CL = 67.036 \approx 67.04$$

$$LCL = 67.036 - 2.66 \times 0.123 = 66.709 \approx 66.71$$

如图 3.7.5-1 所示。将 25 个 \bar{x} 值描点在此图中，然后根据判稳准则 1 判断过程的均值也处于控制状态。于是，可以延长 $\bar{x}-R_s$ 图的控制线作为控制用控制图进行日常管理。

再说明一下 \bar{x} 控制图的控制界限与规格之间的关系。这里，如果 \bar{x} 图的控制界限在规格界限之内，产品质量就能够保证满足规格的要求。否则如果 \bar{x} 图的控制界限在规格界限之外，产品质量就不能保证满足规格的要求，这时应改进工艺或放宽规格要求。

3.7.6 p (不合格品率) 图

p 图的统计基础为二项分布。当控制图的控制对象为不合格品率时，过程处于稳定状态是指任何单位产品是不合格品的概率为一常数 P，且所生产的各个单位产品都是独立的。这时，所生产的每一单位产品都是具有参数 P 的二项随机变量的一个实现。设我们取一个包含 n 个单位产品的随机样本，其中不合格单位产品数为 D，则 D 服从参数为 n 和 p 的二项分布，即

$$P\{D = x\} = C_n^x P^x (1 - P)^{n-x}, x = 0, 1, \dots, n \quad (3.7.6-1)$$

可以证明随机变量 D 的均值和方差分别为 nP 与 $nP(1-P)$ 。

样本不合格品率 \bar{p} 定义为样本不合格品数 D 与样本大小 n 的比值，即

$$\bar{p} = D/n \quad (3.7.6-2)$$

不难证明随机变量 \bar{p} 的均值和方差分别为

$$\mu_{\bar{p}} = P \quad (3.7.6-3)$$

$$\sigma_{\bar{p}}^2 = P(1 - P)/n \quad (3.7.6-4)$$

这里，与正态分布情况不同， $\mu_{\bar{p}}$ 与 $\sigma_{\bar{p}}$ 是不独立的，故只需一张控制图即 p 图对过程进行控制。若过程不合格品率 P 已知，则从式 (3.5.2-1) 可知 p 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL &= P + 3\sqrt{P(1-P)/n} \\ CL &= P \\ LCL &= P - 3\sqrt{P(1-P)/n} \end{aligned} \right\} \quad (3.7.6-5)$$

若不合格品率 P 未知，这时须根据以往的数据对其进行估计。通常至少取 25 个（最好为 35 组）预备样本。设每个样本的样本大小为 n_i ，第 i 个样本中的不合格品数为 D_i ，则其样本不合格品率为

$$p_i = D_i/n_i \quad (i=1, 2, \dots, m) \quad (3.7.6-6)$$

式中， m 为样本个数，而样本平均不合格品率为

$$\bar{p} = \sum_{i=1}^m D_i / \sum_{i=1}^m n_i \quad (3.7.6-7)$$

可作为不合格品率 P 的估计量。于是 P 未知情况的 p 图的控制线为

$$\begin{aligned} UCL_p &= \bar{p} + 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/n} \\ CL_p &= \bar{p} \\ LCL_p &= \bar{p} - 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/n} \end{aligned} \quad (3.7.6-8)$$

例 3.7.6-1 某半导体器件厂 2 月份某种产品的数据如表 3.7.6-1 中的第 (2)、(3) 栏所示。作 p 控制图对其进行控制。

解：我们按下列步骤进行：

步骤 1：预备数据的取得。已给定数据如表 3.7.6-1 所示。

步骤 2：计算样本不合格品率。应用表 3.7.6-1 中第 (2)、(3) 栏数据，算得第一个样本的不合格品率为

$$p_1 = 2/85 = 0.024$$

其余类推。

步骤 3：计算 \bar{p} 。从表 3.7.6-1 末行可得

$$\bar{p} = \sum_{i=1}^{28} D_i / \sum_{i=1}^{28} n_i = \frac{90}{2315} = 0.0389$$

现作一些说明， \bar{p} 的选取应选择以往产品稳定月份的数据来确定，

表 3.7.6-1 例 3.7.6-1 的数据与 p 图计算表

组号 (1)	样本大小 n (2)	不合格品数 D (3)	不合格品率 p (4)	p 图的 UCL (5)
1	85	2	0.024	0.102
2	83	5	0.060	0.103
3	63	1	0.016	0.112
4	60	3	0.050	0.114
5	90	2	0.022	0.100
6	80	1	0.013	0.104
7	97	3	0.031	0.098
8	91	1	0.011	0.100
9	94	2	0.021	0.099
10	85	1	0.012	0.102
11	55	0	0	0.117
12	92	1	0.011	0.099
13	94	0	0	0.099
14	95	3	0.032	0.098
15	81	0	0	0.103
16	82	7	0.085	0.103
17	75	3	0.040	0.106
18	57	1	0.018	0.116
19	91	6	0.066	0.100
20	67	2	0.030	0.110
21	86	3	0.035	0.101
22	99	8	0.080	0.097
23	76	1	0.013	0.105
24	93	8	0.086	0.099
25	72	5	0.069	0.107
26	97	9	0.093	0.098
27	99	10	0.100	0.097
28	76	2	0.026	0.105
小计	2315	90		

$$\bar{p} = \sum D_i / \sum n_i = \frac{90}{2315} = 0.0389$$

用以控制以后的月份。

步骤 4: 计算 p 图的控制线。将 $\bar{p} = 0.0389$ 代入式 (3.7.6-8) 得到 p 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL &= 0.0389 + 3 \sqrt{0.0389(1 - 0.0389)/n_i} \\ &= 0.0389 + 0.58/\sqrt{n_i} \\ CL &= 0.0389 \\ LCL &= 0.0389 - 3 \sqrt{0.0389(1 - 0.0389)/n_i} \\ &= 0.0389 - 0.58/\sqrt{n_i} \end{aligned} \right\} \quad (3.7.6-9)$$

由于本例各个样本的样本大小 n 不相等, 所以必须对各个样本分别求出其控制界限。如对于第一个样本, 在式 (3.7.6-9) 中代入 $n_1 = 85$ 后, 得到

$$UCL = 0.0389 + 0.58/\sqrt{85} = 0.102$$

$$CL = 0.0389$$

$$LCL = 0.0389 - 0.58/\sqrt{85} = -0.024 = -$$

这里, LCL 取负值, 由于 p 不可能为负, 故令 $LCL = 0$ 作为 p_1 的自然下界, 记为 $LCL = -$ 。

其余各个样本以此类推, 参见图 3.7.6-1。为了判断过程是否处于稳定状态, 将各个样本的不合格品率描点在图 3.7.6-1 中。由于第 27 个样本的点子出界, 所以过程失控, 需要执行 3.4.6 节的 20 个字, 找出异常因素并采取措施保证它不再出现。然后重复步骤 1-4, 直到过程稳定为止, 这时 p 图可作为控制用控制图供日常管理使用。

现在, 对 p 图进行一些讨论:

1. 样本大小 n 的确定。若过程不合格品率 P 很小, 则必须选择样本大小 n 充分大才能使得样本中至少包含 1 个不合格品的概率很大。否则, 若 P 很小而 n 又不大, p 图的控制界限将使得样本中只要出现 1 个不合格品就会点子出界从而显示过程失控。

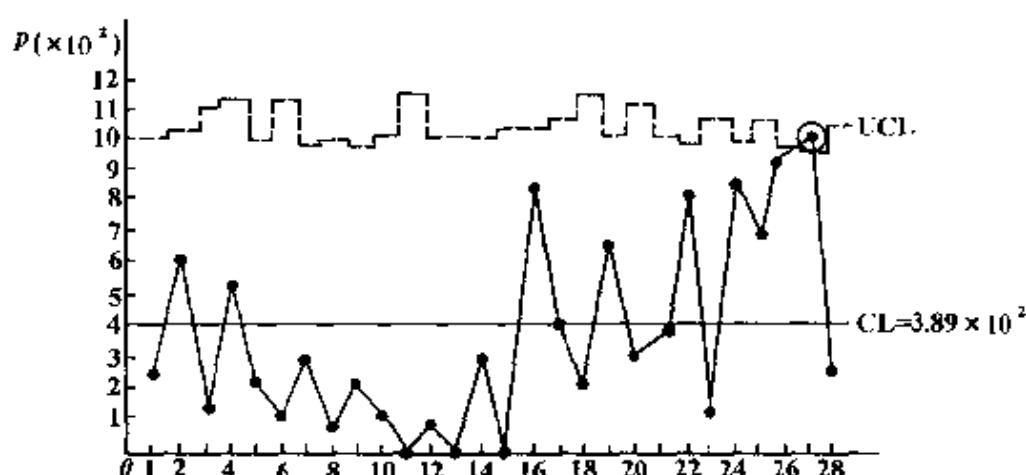


图 3.7.6-1 例 3.7.6-1 的 p 图

如设 $P=0.01$, $n=8$, 则上控制界为

$$\begin{aligned} UCL &= P + 3\sqrt{P(1-P)/n} \\ &= 0.01 + \sqrt{(0.01)(0.99)/8} \\ &= 0.1155 \end{aligned}$$

如果现在样本中有一个不合格品, 则样本不合格品率 $p=1/8=0.1250$, 它在 p 图中的描点出界。事实上, 由于 $P>0$, 总会出现一些不合格品, 所以只凭出现一个不合格品就判断失控是不合理的。

为了避免这种情况, 可以选择充分大的 n 使得样本中至少包含 1 个不合格品的概率不小于某个数值 r 。通常, 取 nP 在 1 到 5 的范围内, 即取

$$1/P < n < 5/P \quad (3.7.6-10)$$

式中, P 为过程的不合格品率, 可由 \bar{p} 估计。注意, 若从二项分布近似正态分布的数学观点来看, 则要求 $n=25/P$, 但从经济的角度来看, 这是不允许的。国际标准也规定 $n<5/P$, 这就是 SPC 工程, 而不是 SPC 数学。

2. 要求下控制界限为正。在例 3.7.6-1 中, 我们已经看到第一个样本的 LCL 为负。若要求 LCL 为正, 则应有

$$LCL = P - K\sqrt{P(1-P)/n} > 0 \quad (3.7.6-11)$$

即要求

$$n > \frac{1-P}{P} K^2 \approx \frac{K^2}{P}, P \text{ 很小} \quad (3.7.6-12)$$

设 $P=0.01$, $K=3$, 若要求 LCL 为正, 则要

$$n > \frac{3^2}{0.01} = 900 > \frac{5}{P} = \frac{5}{0.01} = 500$$

可见, 若要取得某种功能, 就必须付出一定的代价。世界上的一切事物都没有不劳而获的, 这是个普遍的真理, SPC 亦然。

3. p 图上点子超出下控制界限。在 p 图上点子超出 LCL, 表明过程不合格品率异常低, 这是好现象, 应认真总结经验。但这时必须注意是否有下列可能: (1) 质量检验人员漏检; (2) 检验仪表有问题; (3) 数据不真实。

4. 各组样本的样本大小不等时的 p 图。这时控制界限成凹凸状, 如图 3.7.6-1 所示, 作图很不方便。令 \bar{n} 为各组样本大小的平均值, 若 n 的变化在 $\bar{n} \pm \frac{1}{2}\bar{n}$ 范围内, 则可用下列近似方法计算 p 图的控制线:

$$\begin{aligned} UCL &= \bar{p} + 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/\bar{n}} \\ CL &= \bar{p} \\ LCL &= \bar{p} - 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/\bar{n}} \end{aligned} \quad (3.7.6-13)$$

式中, $\bar{n} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m n_i$ 。注意, 应用此法, 当点子十分接近控制界限时仍需要按式 (3.7.6-8) 重新计算精确的控制界限, 以判断点子是否出界。本书 3.8 节提出的通用控制图解决了这一问题。应用 pn_T (通用不合格品数) 控制图代替 p 图, 作图既方便, 同时判断又精确。

当样本大小 n 不等时, 控制界限成凹凸状。这时应用 3.6.4 节判异准则中的界内点排列非随机的各种模式进行判断要特别小心, 因为这时样本不合格品率的描点距离中心线的相对位置与样本大小 n 有关。设过程的 $P=0.20$, 现有连续两个样本, 一个样

本的 $p_i = 0.24$, $n_i = 250$, 另一样本的 $p_{i+1} = 0.28$, $n_{i+1} = 50$ 。表面上看来, $p_i = 0.24$ 的描点距离中心线要比 $p_{i+1} = 0.28$ 的描点更近。实际上, 如果以标准差为单位进行度量, 则第 i 个样本距离中心线的标准化的距离为

$$d_i = \frac{p_i - P}{\sqrt{P(1-P)/n}} = \frac{0.24 - 0.20}{\sqrt{0.20(0.80)/250}} = 1.58$$

而第 $i+1$ 个样本距离中心线的标准化的距离为

$$d_{i+1} = \frac{p_{i+1} - P}{\sqrt{P(1-P)/n}} = \frac{0.28 - 0.20}{\sqrt{0.20(0.80)/50}} = 1.41$$

即实际上第 $i+1$ 个描点比第 i 个描点距离中心线更近。在通用图上, 所有点子都是经过标准变换的, 所以在通用图上识别各种界内点排列非随机的模式要比 p 图方便、精确得多。

3.7.7 计量值控制图与计数值控制图的比较

在实际应用中, 必须决定到底是选择计量值控制图, 例如 $\bar{x} - R$ 图, 还是选择计数值控制图, 例如 p 图, 有时, 这种选择是显而易见的。譬如, 若质量特性是布匹的色泽, 对于这种情况, 宁可选用计数值控制图, 而不会尝试去把质量特性“色泽”加以定量。但有时, 作出选择也不是那么容易。

计数值控制图的优点是可以同时考虑若干个质量特性, 如果受检单位不满足其中任一特性的规格, 则将被判断为不合格品。另一方面, 如果把这若干个质量特性看作是变量, 这时需要采用多元控制图同时控制这些质量特性。对质量特性的测量往往耗资费时, 而计数值控制图的处理则比较简单。

反之, 计量值控制图的优点是: (1) 能提供远较计数值控制图为多的信息。例如, 可以直接获得关于过程均值和变异度的信息, 当计量值控制图显示异常时可以提供潜在的异常因素的信息, 在研究工序能力时总是应用计量值控制图等等。(2) 计量值控制图在检出异常方面比计数值控制图更有效。如图 3.7.7-1

所示, 设过程的标称均值为 μ_1 , 则当过程均值从 μ_1 偏移到 μ_2 时, $\bar{x}-R$ 图即有所反映, 加以检出; 而 p 图则要等过程均值从 μ_2 继续偏移到 μ_3 , 靠近上规格限 USL 处才能有所反映。因此, 可以说计量值控制图最重要的特点, 是能够在真正造成不合格品之前就已经及时发现异常, 采取纠正措施。(3) 对于给定的过程偏移水平而言, 计量值控制图所需要的样本大小要小得多, 这点在破坏性检验场合尤其重要。

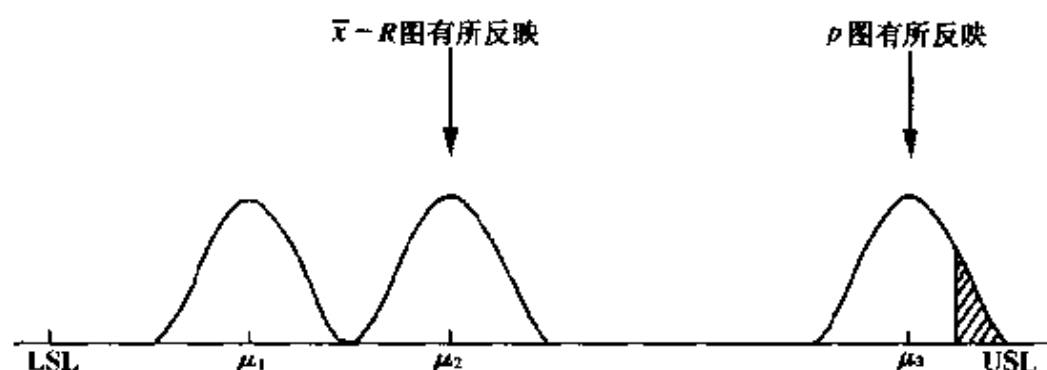


图 3.7.7-1 计量值控制图与计数值控制图的比较

3.7.8 国外应用控制图的情况

日本名古屋大学 1983 年 12 月份对使用控制图的日本企业进行进行了调查, 得到下列结果, 见表 3.7.8-1。

表 3.7.8-1 日本应用控制图企业的实际应用效果

效果很好	有时有效果	几乎无效果	全无效果
23.3%	58.3%	16.5%	1.9%

由表 3.7.8-1 可得出下列结论:

1. 应用控制图有效果的企业为 $23.3\% + 58.3\% = 81.6\%$, 无效果的企业为 $16.5\% + 1.9\% = 18.4\%$, 可见大多数企业应用控制图是有效果的。

2. 究竟是什么原因使得少数企业应用控制图而无效果? 这主要是由下列原因造成的:

(1) 最重要的一个原因就是念 20 字真经。

(2) 其次，对于控制图理论未掌握，应用判稳准则、判异准则不当。

(3) 有些企业职工怕麻烦，不愿意去推行 SPC，表面应付差事，那当然搞不好了。质量工作是来不得半点虚假的，要想搞好质量就一定要有严肃认真的态度，怕麻烦的思想是搞好质量的大敌，是要不得的。尤其是进入 21 世纪的知识经济时代，要满足超严质量要求，不推行质量科学是不可能的。

(4) 有些工程技术人员只相信自己的技术，而不相信质量科学，这种态度也是推行 SPC 的一个障碍。事实上，学工程技术的人应该重视科学，质量科学是否有道理，可以钻进去先了解一下，判断其真伪与价值，然后再下结论，这才是科学的态度。

§ 3.8 通用控制图

世界各国的控制图大多采用 3σ 方式。在应用控制图时，需要计算控制图的控制界限并根据实测数据计算出所控制的统计量，在控制图中描点。这两项都需要一定的工作量，尤其是 p 图、 pn 图、 u 图与 c 图，由于控制界限计算公式中含有样本大小 n ，控制界线随着 n 的变化而呈凹凸状，作图十分不便，也难于判稳、判异。若 n 变化不大，虽可用 n 的平均数 \bar{n} 代替 n ，但不精确，当点子接近控制界限时会有误报与漏报异常的可能。

1981 年由我国张公绪教授与阎育苏教授所提出的通用控制图解决了上述问题。在通用控制图上，控制界线是直线，而且判断异常的结果也是精确的。通用控制图已于 1986 年发布为国家标准 GB6381。

通用控制图主要包括两个内容：标准变换和直接打（描）点法。

3.8.1 标准变换与通用图

所谓随机变量的标准变换是指经过变换后随机变量的平均值变成 0、方差变成 1 的变换，设随机变量为 y ，则 y 的标准变换即

$$y_T = (y - \mu) / \sigma \quad (3.8.1-1)$$

式中，下标 T 表示“标准变换后”，也表示通用的“通”。式 (3.8.1-1) 是可以理解的。首先，随机变量的取值减去其平均值后的平均值应为 0；其次，分母为标准差，也就是说用标准差作尺度，这样变换后的标准差应为 1。

现在，对 3σ 控制界限的一般公式

$$UCL = \mu + 3\sigma$$

$$CL = \mu$$

$$LCL = \mu - 3\sigma$$

进行标准变换，于是得到

$$\left. \begin{aligned} UCL_T &= (UCL - \mu) / \sigma = 3 \\ CL_T &= (CL - \mu) / \sigma = 0, \sigma > 0 \\ LCL_T &= (LCL - \mu) / \sigma = -3 \end{aligned} \right\} \quad (3.8.1-2)$$

这样，任何 3σ 控制图都统一变换成式 (3.8.1-2) 的控制图，称为通用控制图。通用图的优点是控制界限统一成 3, 0, -3，可以事先印好，简化控制图，节省管理费用，在图上容易判断稳态和判断异常。通用图的缺点是在图中打（描）点也需要经过标准变换，计算要麻烦些。为了解决这个问题，需要应用直接打点法。

3.8.2 直接打点法

控制图判断异常的准则主要有列两点：(1) 点子出界或恰在控制界限上；(2) 界内点子的排列非随机。前者对于点子位置要求精确，后者对于点子位置要求相对精确就可以了。这就启发

我们在通用图上作出 $K = -3, -2, \dots, 2, 3$ 的七根水平横线，把整个通用图分成 I、II、…、VII 共八个区域，如图 3.6.2-1 所示。如果点子落在区域 I 或 VII 中，则点子显然出界，而且其结果是精确的；如果点子落在其余区域内，则只需将此点描在该区域中即可，其具体位置不要求那么精确。

将通用图分成 I、II、…、VII 八个区域的七根线： $K = -3$ 、 $K = -2$ 、…、 $K = 2$ 、 $K = 3$ 称为标杆线。如果在现场数据中能找出与此对应的七个数据（可称之为现场标杆数据），则在现场测得所控制质量指标的数据后，将它与这七个现场标杆数据相比较，便立刻知道应在通用图上哪个区域中描点。这就是直接打（描）点法。

I	UCL = 3
II	2
III	1
IV	CL = 0
V	-1
VI	-2
VII	LCL = -3
VIII	

图 3.8.2-1 通用控制图

直接打（描）点法的公式仍然从标准变换公式导出。从式 3.8.2-1 有

$$K = (\text{现场标杆数据} - \mu) / \sigma \quad (3.8.2-1)$$

于是

$$\text{现场标杆数据} = \mu + K\sigma \quad (3.8.2-2)$$

$$K = -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3$$

这就是直接打点公式。根据具体的控制图，得出相应的均值与标准差数据，代入上式，可以列出直接打点表。现场工人可根据现

场实测数据，查直接打点表，然后直接在通用图中描点，无需任何计算，十分方便。实践证明，这对于推广控制图十分重要。

3.8.3 p_T (通用不合格品率) 控制图和 pn_T (通用不合格品数) 控制图

p 图的统计量为样本不合格品率 $p = D/n$ ，这里 D 为样本不合格品数， n 为样本大小。 pn 图的统计量为样本不合格品数 $D = np$ 。若过程的不合格品率 P 已知，则从式 (3.8.1-1) 知，统计量 p 经过标准变换后为

$$p_T = \frac{p - P}{\sqrt{P(1-P)/n}} = \frac{np - nP}{\sqrt{nP(1-P)}} = \frac{D - nP}{\sqrt{nP(1-P)}} = D_T \quad (3.8.3-1)$$

从上式可见，经过标准变换后， p 图的统计量 p_T 与 pn 图的统计量 D_T 恒等，即对同一个二项分布总体的数据而言，无论应用统计量 p_T 还是应用统计量 D_T ，在通用图上都得到相同的图形。这样，在原来应用 p 图或 pn 图的情况都可采用 pn_T 图，以便直接利用不合格品数 D 。

现在给出 pn_T 图的直接打点公式，以便作出 pn_T 图的直接打点表。令 $D_{k,n}$ 为对应于通用图上标杆线 K 和样本大小 n 的现场标杆数据，于是从式 (3.8.2-2)，有

$$D_{k,n} = np + K \sqrt{np(1-p)}, (K = -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3) \quad (3.8.3-2)$$

式中， \bar{p} 为 P 的估计量。

例 3.8.3-1 用通用图重做例 3.7.6-1 并与 p 图比较。

解 采用 pn_T 图重做例 3.7.6-1。进行步骤如下：

步骤 1：计算样本平均不合格品率 \bar{p} 。参见表 3.7.6-1 末， $\bar{p} = 0.0389$ 。

步骤 2：选择参数 n 的范围。由于在表 3.7.6-1 中 n 的最小值为 55，最大值为 99，所以 pn_T 图的直接打点表最好选择 n

为 50、55、60、…、100、105，以包括可能出现的 n 的数值。注意， n 的范围只能略微扩大一些，否则计算结果误差太大不能应用。

步骤 3：计算直接打点表。根据式 (3.8.3-2) 计算 pn_T 图 的直接打点表，如表 3.8.3-1 所示。例如，表 3.8.3-1 中，当 $K=3$ ， $n=55$ 时

$$D_{3,55} = 55 \times 0.0389 + 3 \sqrt{55 \times 0.0389 (1 - 0.0389)} = 6.4$$

其余类推。注意，小数点后面取一位的精度已经足够。

表 3.8.3-1 例 3.8.3-1 的直接打点表

$D_{k,n}$ $K \backslash n$	50	55	60	65	70	75	80	85	90	95	100	105
3	6.0	6.4	6.8	7.2	7.6	7.9	8.3	8.7	9.0	9.3	9.7	10.0
2	4.7	5.0	5.3	5.6	6.0	6.3	6.6	6.9	7.2	7.5	7.8	8.0
1	3.3	3.6	3.8	4.1	4.3	4.6	4.8	5.1	5.3	5.6	5.8	6.1
0	1.9	2.1	2.3	2.5	2.7	2.9	3.1	3.3	3.5	3.7	3.9	4.1
-1	0.6	0.7	0.8	1.0	1.1	1.2	1.4	1.5	1.7	1.8	2.0	2.1
-2	-0.8	-0.7	-0.7	-0.6	-0.5	-0.4	-0.3	-0.3	-0.2	-0.1	0.0	0.1
-3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-1.9	-1.9

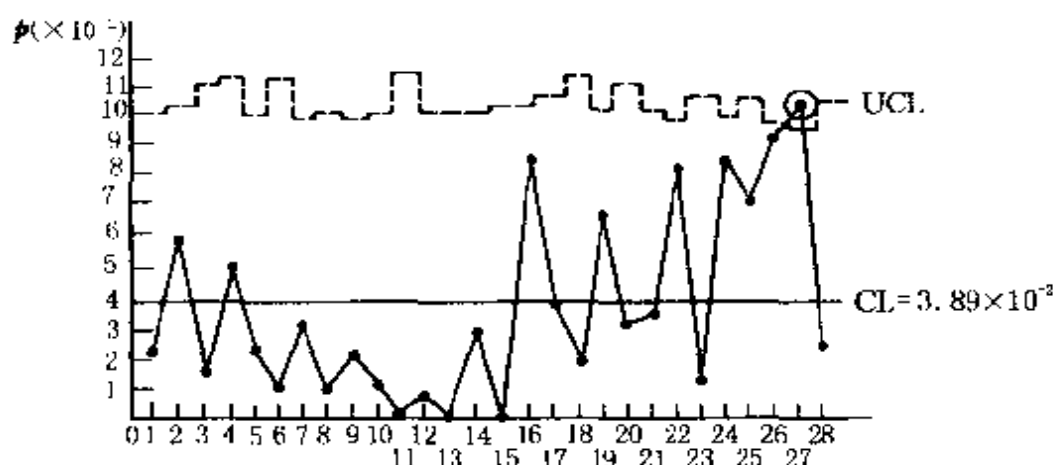
注：由于 $D_{k,n}$ 不可能为负，故表中每列只列出第一个负数以估计描点之用。

步骤 4：应用直接打点表在通用图上描点。例如，对于第一组样本， $n=85$ ， $D=2$ ，从表 3.8.3-1 中 $n=85$ 的这一列查得 $D=2$ ，在 $D_{0,85}=3.3$ 和 $D_{-1,85}=1.5$ 之间。故第一组样本的点子应描在 $K=0$ 与 $K=-1$ 这两根标杆线之间。

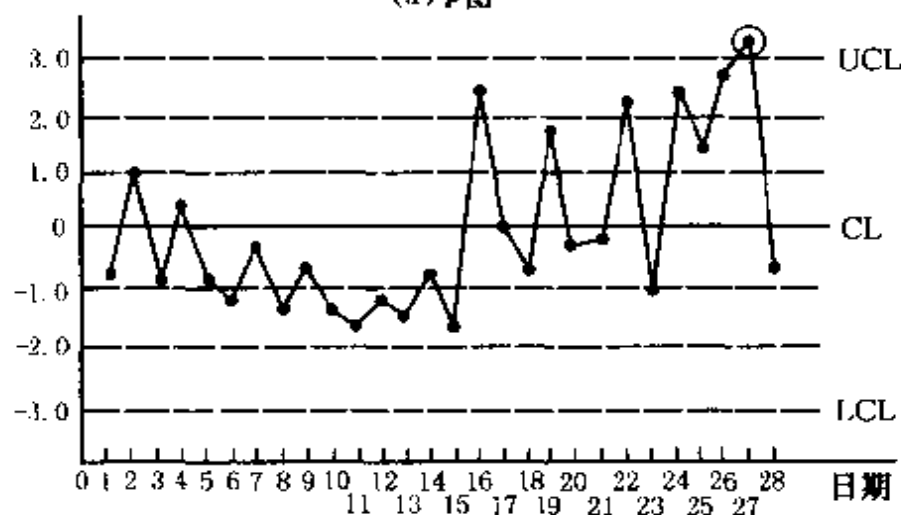
再如，对于第 27 组样本， $n=99$ ， $D=10$ ，从表 3.8.3-1 中与 $n=99$ 最接近的 $n=100$ 这一列查得 $D=10 > D_{3,100}=9.7$ ，于是判断该样本的点子超过上控制界限，过程失控。

其余类推，如图 3.8.3-1 所示。

由图可见， pn_T 图和 p 图的性状一致，但 pn_T 图的控制界限



(a) \bar{p} 图



(b) pnT 图

3.8.3-1 例 3.8.3-1 中的 \bar{p} 图和对应的 pnT 图

为直线，而且所得结果是精确的。此外，无论样本大小 n 是否为常数， pnT 图均可用。所以通用图不但减少了常规控制图的种类，由 8 种减为 6 种，而且也扩大了休哈特控制图的应用范围（指 $\bar{p}n$ 图与 c 图可用于样本大小 n 变化的范围）。

3.8.4 c_T (通用缺陷数) 控制图和 u_T (通用单位缺陷数) 控制图

c 图的统计量为样本，即一定检查单位的缺陷数 c 。 u 图的统计量为样本的单位缺陷数 $u = C/n$ 。若过程的平均缺陷数 λ 已知，则从式 (3.8.1-1) 知，统计量 u 经过标准变换后为

$$u_T = \frac{u - \bar{U}}{\sqrt{U/n}} = \frac{C/n - \lambda}{\sqrt{\lambda/n}} = \frac{C - n\lambda}{\sqrt{n\lambda}} = \frac{C - \lambda'}{\sqrt{\lambda'}} = c_T \quad (3.8.4-1)$$

式中， $\lambda' = n\lambda$ ，它是与 n 个检查单位的总缺陷数 C 对应的过程参数。从上式可见，经过标准变换后， u 图的统计量 u_T 与 c 图的统计量 c_T 恒等，即对同一个泊松分布总体的数据而言，无论应用统计量 u_T 还是应用统计量 c_T ，在通用图上都得到相同的图形。这样，在原来应用 u 图或 c 图的场合都可采用 c_T 图，以便直接利用缺陷数 c 数据。

由于 c_T 图的控制界限为直线，而且所得结果是精确的，所以要比 u_T 图方便得多。此外，无论样本大小 n 是否为常数， c_T 图均可用。因此，通用图不但减少了常规控制图的种类，而且也扩大了休哈特控制图的应用范围。

§ 3.9 小批量控制图

3.9.1 多品种、小批量生产的控制

全国加工制造业 50% 以上属多品种、小批量生产，尤其是机械制造业约 95% 属多品种、小批量生产。近年来又有柔性生产的发展趋势，多品种、小批量的生产就更趋重要。

多品种、小批量关键在于小批量。小批量意味着产品数量少，数据少，但控制图是统计方法，需要大量的数据，这是难点。解决方法有两条途径：

1. 从控制对象—统计量的分布不含参数着手。1969 年美国希利尔 (F.S.Hilier) 提出小样本的 $\bar{x} - R$ 控制图，1991 年久森伯瑞 (C.P.Quesenberry) 提出 Q 图，他们都是从构造其分布不含参数的统计量着手来建立控制图。但由于数据少，统计模拟试验已经证实上述建立的小批量控制图对异常的检出能力远低于参

数已知时常规控制图的检出能力。1997 年张公绪的学生卜祥民博上根据贝叶斯方法与序贯分析相结合的思路对于小批量情况提出了新的更好的方法。

2. 将相似工序的数据, 即同类型分布的数据, 经过数学变换成为同一分布的数据, 积少成多, 在同一张控制图上进行控制。这类方法有通用图法、相对公差法与固定样本容量法等。在我国, 应用本法的较多。

这里, 相似工序指下列六个方面的相似:

- (1) 同一类型的质量指标;
- (2) 同一台或同型号设备;
- (3) 同一类型的加工件;
- (4) 同一组操作人员;
- (5) 同一类型的操作;
- (6) 在同一个车间内, 即同一个环境内。

下面将分别介绍通用图法, 相对公差法与固定样本容量法。这类方法是我国多品种、小批量常用的。

3.9.2 通用图法

通用图法很简单, 应用标准变换将服从 $N(\mu_i, \sigma_i)$, 对所有 i , 的数据变换成服从 $N(0, 1)$ 的数据, 从而能够在通用图上统一加以控制。本法的缺点是: 要求对每个零件 i 的参数 μ_i, σ_i 进行估计。现举例如下。

例 3.9.2-1 6 种不同的零件在同一架车床上加工, 其规格如表 3.9.2-1 所示。试应用通用 \bar{x} 控制图 (即 \bar{x}_T 图) 来进行统一控制。

解:

(1) 步骤 1: 收集数据。已收集到 5 个样本, 参见表 3.9.2-2。

(2) 步骤 2: 应用下列公式, 估计参数 μ_i, σ_i , 对所有 i :

表 3.9.2-1

6 种零件的规格

零件 号码	1	2	3	4	5	6
规格	$\Phi 110 \begin{smallmatrix} +0.026 \\ +0.003 \end{smallmatrix}$	$\Phi 245 \begin{smallmatrix} -0.075 \\ -0.195 \end{smallmatrix}$	$\Phi 200 \begin{smallmatrix} +0.20 \\ -0.12 \end{smallmatrix}$	$\Phi 180 \begin{smallmatrix} -0.125 \\ -0.255 \end{smallmatrix}$	$\Phi 95 + 0.035$	$\Phi 190 - 0.10$

表 3.9.2-2

6 种零件的数据 (一)

x_{1j}	y_{1j}	x_{2j}	y_{2j}	x_{3j}	y_{3j}
$\Phi 110 + 0.01$	-0.857	$\Phi 245 - 0.12$	0.586	$\Phi 200 + 0.145$	-0.605
$\Phi 110 + 0.015$	0.117	$\Phi 245 - 0.14$	-0.391	$\Phi 200 + 0.17$	0.559
$\Phi 110 + 0.02$	1.091	$\Phi 245 - 0.11$	1.075	$\Phi 200 + 0.13$	-1.304
$\Phi 110 + 0.018$	0.701	$\Phi 245 - 0.16$	-1.368	$\Phi 200 + 0.165$	0.326
$\Phi 110 + 0.009$	-1.051	$\Phi 245 - 0.13$	0.098	$\Phi 200 + 0.18$	1.024
$\bar{\mu}_1 = 110.0144$ $\sigma_1 = 0.005135114$		$\bar{\mu}_2 = 245 - 0.132$ $\sigma_2 = 0.020463175$		$\bar{\mu}_3 = 200.158$ $\sigma_3 = 0.021475137$	

表 3.9.2-2

6 种零件的数据 (二)

x_{4j}	y_{4j}	x_{5j}	y_{5j}	x_{6j}	y_{6j}
$\Phi 180 - 0.185$	-0.071	$\Phi 95 + 0.023$	0.202	$\Phi 190 - 0.05$	0.008
$\Phi 180 - 0.21$	-0.662	$\Phi 95 + 0.02$	-0.231	$\Phi 190 - 0.0375$	0.516
$\Phi 180 - 0.15$	0.756	$\Phi 95 + 0.015$	-0.954	$\Phi 190 - 0.08$	-1.211
$\Phi 180 - 0.135$	1.110	$\Phi 95 + 0.018$	-0.520	$\Phi 190 - 0.063$	-0.541
$\Phi 180 - 0.23$	-1.134	$\Phi 95 + 0.032$	1.503	$\Phi 190 - 0.02$	1.228
$\bar{\mu}_4 = 180 - 0.182$ $\sigma_4 = 0.042319839$		$\bar{\mu}_5 = 95.0216$ $\sigma_5 = 0.006918984$		$\bar{\mu}_6 = 190 - 0.0502$ $\sigma_6 = 0.024596679$	

$$\bar{\mu}_i = \bar{x}_i = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 x_{ij}, i = 1, 2, \dots, 6$$

$$\hat{\sigma}_i = \frac{s_i}{c_4}, s_i = \sqrt{\frac{1}{4} \sum_{j=1}^5 (x_{ij} - \bar{x}_i)^2}, c_4 = 0.9400$$

例如, 对于 1 号零件, 其估计值为

$$\hat{\mu}_1 = \bar{x}_1 = \frac{1}{5}(110.01 + 110.015 + 110.02 + 110.018 + 110.009) = 110.0144$$

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^5 (x_{ij} - \bar{x}_1)^2 &= (110.01 - 110.0144)^2 + (110.015 \\ &- 110.0144)^2 + (110.02 - 110.0144)^2 + (110.018 \\ &- 110.0144)^2 + (110.009 - 110.0144)^2 = 0.0000932 \end{aligned}$$

$$s_1 = \sqrt{\frac{1}{4} (0.0000932)} = 0.004827007354$$

$$\hat{\sigma}_1 = \frac{s_1}{c_4} = \frac{0.004827007354}{0.9400} = 0.005135114$$

其余各个零件的参数参见表 3.9.2-2。

(3) 步骤 3: 应用标准变换将测量值变换为标准化值 y_{ij} , 计算

$$y_{ij} = \frac{x_{ij} - \hat{\mu}_i}{\hat{\sigma}_i}, j = 1, 2, \dots, 5; i = 1, 2, \dots, 6$$

在本例, 对于 1 号零件的第 1 批数据,

$$x_{11} = 110.01, \hat{\mu}_1 = 110.0144, \hat{\sigma}_1 = 0.005135114,$$

于是得

$$y_{11} = \frac{110.01 - 110.0144}{0.005135114} = -0.857$$

其余参见表 3.9.2-2。

(4) 步骤 4: 作通用 \bar{x}_T 图并打点进行统一控制, 参见图 3.9.2-1。

由图可见, 过程处于稳态。

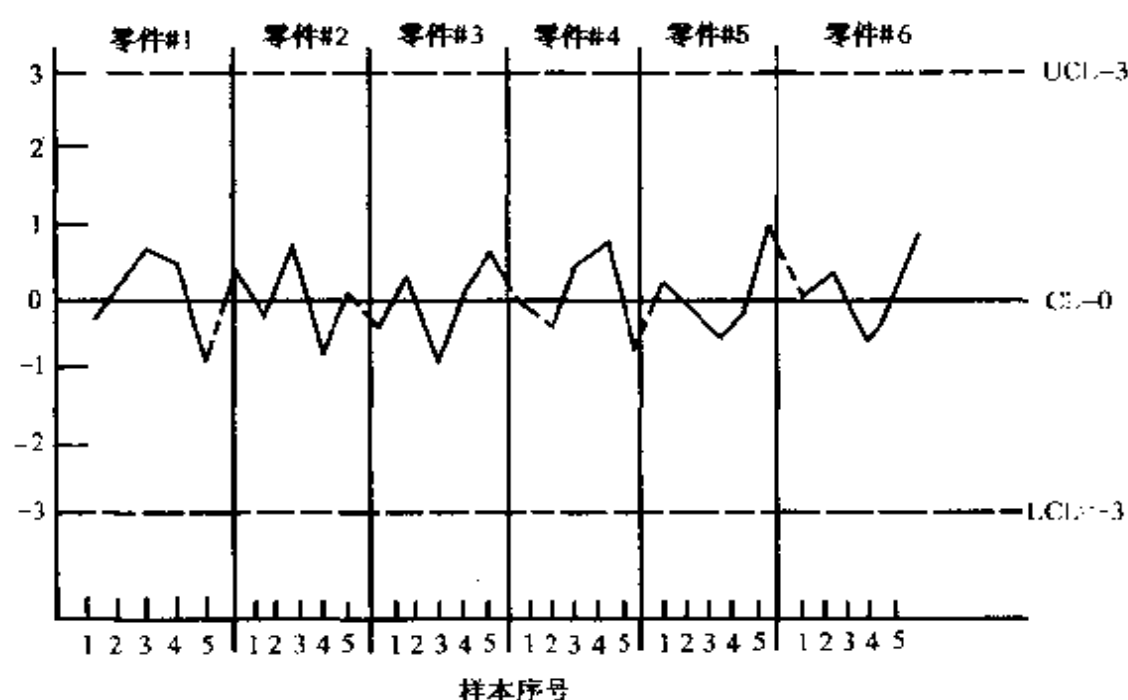


图 3.9.2-1 应用通用图 \bar{x}_T 图对 6 种零件进行统一控制

3.9.3 相对公差法

在通用图法中要求 μ_i , σ_i 已知, 故有时也采用相对公差法。现以双侧公差为例加以说明。

设共有 N 种产品, 其中第 i 种小批量产品的第 j 个观测值为 y_{ij} , 公差为 $T_i = T_{Ui} - T_{Li}$, 规格中心为 $T_{Mi} = \frac{T_{Ui} + T_{Li}}{2}$, 则下列变换:

$$y_{Rij} = \frac{y_{ij} - T_{Mi}}{T_i}$$

称为相对公差变换。应用统计量 y_{Rij} 进行控制的方法称为相对公差法。

首先讨论一下 y_{Rij} 的分布。

设 $y_{ij} \sim N(\mu_i, \sigma_i)$

则 $y_{Rij} \sim N(\mu_{Ri}, \sigma_{Ri}) = N\left(\frac{\mu_i - T_{Mi}}{T_i}, \frac{\sigma_i}{T_i}\right)$

欲使不同零件 i , 对所有 i , 具有同一分布, 则需

$$\frac{\mu_i - T_{Mi}}{T_i} = \text{常数 } K_1$$

$$\frac{\sigma_i}{T_i} = \text{常数 } K_2$$

为了实现常数 K_1 , 要求加工时对准规格中心, 这点在现场一般都可以作到。为了实现常数 K_2 , 则要求 $C_{pi} = \frac{T_i}{6\sigma_i}$ 对所有 i 相同, 这点在现场并非所有场合都可以作到, 故需要对其进行检查。

对于 y_{Rij} 通常应用正态分布控制图 $\bar{x} - R_j$ 图, 进行控制。

例 3.9.3-1 我们仍用通用图法例题 3.9.2-1 的数据, 但应用相对公差法来进行统一控制。

解:

(1) 步骤 1: 收集数据, 参见表 3.9.2-2。

(2) 步骤 2: 应用相对公差变换将测量值进行变换, 即计算

$$y_{Rij} = \frac{x_{ij} - T_{Mi}}{T_i}, j = 1, 2, \dots, 5; i = 1, 2, \dots, 6$$

这里, 下标 i 表示零件种类, 下标 j 表示零件数据个数。例如, 对于 1 号零件, $T_{M1} = (110.026 + 110.003) / 2 = 110.0145$, $T_1 = 0.026 - 0.003 = 0.023$, 于是

$$y_{R1j} = \frac{x_{1j} - 110.0145}{0.023}, j = 1, 2, \dots, 5$$

y_{R1j} 的数值参见表 3.9.3-1。

令 $y_{R11}, \dots, y_{R15}, y_{R21}, \dots, y_{R25}, \dots, y_{R61}, \dots, y_{R65}$ 记以 y_1, y_2, \dots, y_{30} 。

(3) 步骤 3: 计算 \bar{y} 与 \bar{R}_s 。

在本例, 从 3.9.3-1 知

$$\sum_{i=1}^{30} y_i = 1.8, \sum_{i=1}^{29} R_{si} = 7.569$$

$$\bar{y} = \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} y_i = \frac{1}{30} \times 1.8 = 0.06$$

表 3.9.3-1 相对公差法应用 $x-R_s$ 图的计算表

x_{ij}	y_{Rij}	R_{ij}	x_{ij}	y_{Rij}	R_{ij}	x_{ij}	y_{Rij}	R_{ij}
$\phi 110 + 0.01$	-0.195		$\phi 200 + 0.145$	-0.187	0.299	$\phi 95 + 0.023$	0.157	0.464
$\phi 110 + 0.015$	0.021	0.216	$\phi 200 + 0.17$	0.125	0.312	$\phi 95 + 0.02$	0.071	0.086
$\phi 110 + 0.02$	0.239	0.218	$\phi 200 + 0.13$	0.375	0.0250	$\phi 95 + 0.015$	-0.071	0.142
$\phi 110 + 0.018$	0.152	0.087	$\phi 200 + 0.165$	0.062	0.313	$\phi 95 + 0.018$	0.014	0.085
$\phi 110 + 0.009$	-0.239	0.391	$\phi 200 + 0.18$	0.250	0.188	$\phi 95 + 0.032$	0.414	0.400
$\phi 245 - 0.12$	0.125	0.364	$\phi 180 - 0.185$	0.038	0.212	$\phi 190 - 0.05$	0.00	0.414
$\phi 245 - 0.14$	-0.042	0.167	$\phi 180 - 0.21$	-0.154	0.192	$\phi 190 - 0.0375$	0.125	0.125
$\phi 245 - 0.11$	0.208	0.250	$\phi 180 - 0.15$	0.308	0.462	$\phi 190 - 0.08$	-0.30	0.245
$\phi 245 - 0.16$	-0.208	0.416	$\phi 180 - 0.135$	0.423	0.115	$\phi 190 - 0.0635$	-0.135	0.165
$\phi 245 - 0.13$	0.042	0.250	$\phi 180 - 0.23$	-0.307	0.370	$\phi 190 - 0.02$	0.30	0.435

$$\bar{R}_s = \frac{1}{29} \sum_{i=1}^{29} R_{si} = \frac{1}{29} \times 7.569 = 0.261$$

(4) 步骤 4: 计算 $\bar{x}-R_s$ 图。

\bar{x} 图:

$$UCL_{\bar{x}} = \bar{y} + 2.66\bar{R}_s = 0.06 + 2.66 \times 0.261 = 0.754$$

$$CL_{\bar{x}} = \bar{y} = 0.06$$

$$LCL_{\bar{x}} = \bar{y} - 2.66\bar{R}_s = 0.06 - 2.66 \times 0.261 = -0.634$$

R 图:

$$UCL_{R_s} = 3.27\bar{R}_s = 3.27 \times 0.261 = 0.853$$

$$CL_{R_s} = \bar{R}_s = 0.261$$

$$LCL_{R_s} = -$$

(5) 步骤 5: 作 $R_s-\bar{x}$ 图。参见图 3.9.3-1。

由图 3.9.3-1 可见, 过程处于稳态, 与通用图法结论相同。

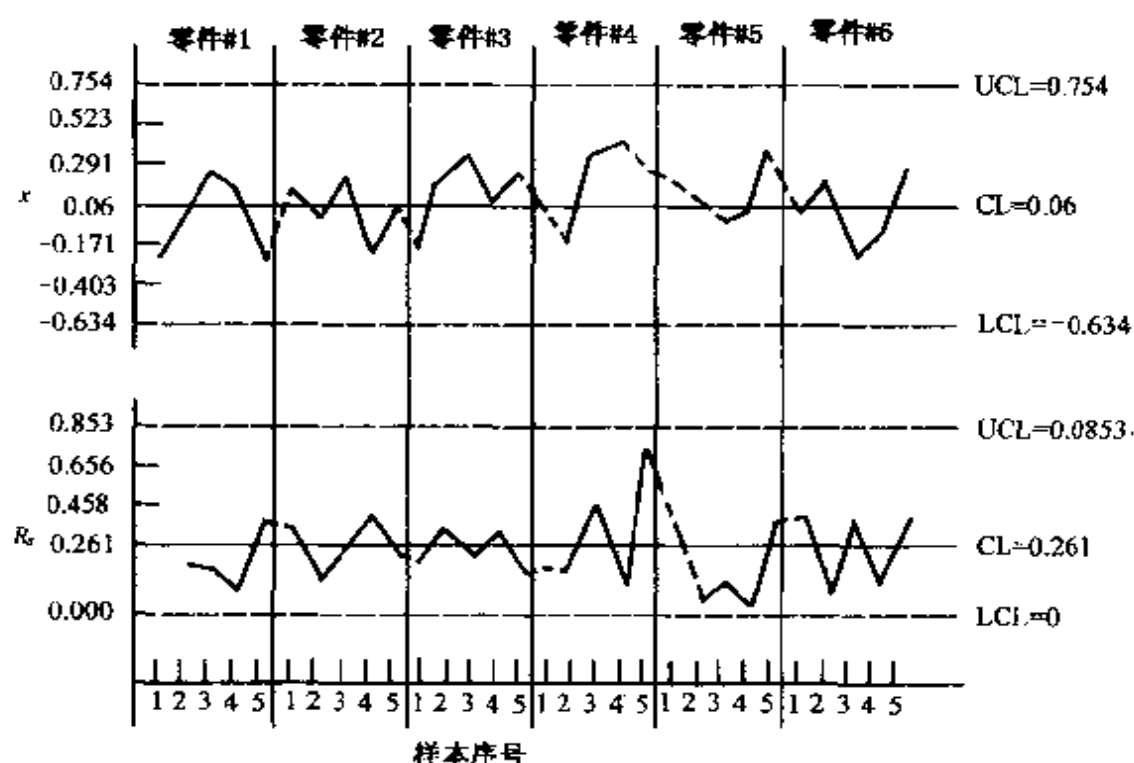


图 3.9.3-1 相对公差法的 $\bar{x}-R_s$ 图

可以证明: 通用图法与相对公差法是等价的。

3.9.4 固定样本容量法

固定样本容量法是美军小批量 SPC 文件中规定的方法 (AMCCOM 合同号 DAAA08-88-M-7649)。现结合 $\bar{x} - R$ 控制图进行介绍。

对于 R 图, 若生产正常, 则

$$LCL < R < UCL$$

即

$$D_3(n)\bar{R} < R < D_4(n)\bar{R}$$

$$D_3(n) < \frac{R}{\bar{R}} < D_4(n)$$

式中, $D_3(n)$, $D_4(n)$ 为与样本容量 n 有关的常数。若我们取 n 为一固定值 n_0 , 则有

$$D_3(n_0) < \frac{R}{\bar{R}} < D_4(n_0)$$

式中, $\frac{R}{\bar{R}}$ 为统计量 R 的数据变换。令变换后的数据为 R_{SV} , 下标“SV”表示小批量 (Small Volume), 则

$$R_{SV} = \frac{R}{\bar{R}} = \frac{R}{\text{目标值}\bar{R}}$$

这里, 目标值 \bar{R} 与具体零件有关。而 R_{SV} 的控制图为

$$UCL_{R_{SV}} = D_4(n_0)$$

$$CL_{R_{SV}} = 1$$

$$LCL_{R_{SV}} = D_3(n_0)$$

类似地, 对于 \bar{x} 图, 若生产正常, 则

$$LCL_{\bar{x}} < \bar{x} < UCL_{\bar{x}}$$

即

$$\bar{x} - A_2(n_0)\bar{R} < \bar{x} < \bar{x} + A_2(n_0)$$

$$-A_2(n_0) < \frac{\bar{x} - \bar{\bar{x}}}{\bar{R}} < A_2(n_0)$$

令统计量 \bar{x} 的数据变换为

$$\bar{x}_{SV} = \frac{\bar{x} - \bar{\bar{x}}}{\bar{R}} = \frac{\bar{x} - \text{目标值 } \bar{\bar{x}}}{\text{目标值 } \bar{R}}$$

式中,目标值 $\bar{\bar{x}}$ 与目标值 \bar{R} 与具体零件有关。于是统计量 \bar{x}_{SV} 的控制图为:

$$UCL_{\bar{x}_{SV}} = A_2(n_0)$$

$$CL_{\bar{x}_{SV}} = 0$$

$$LCL_{\bar{x}_{SV}} = -A_2(n_0)$$

3.9.5 通用图法、相对公差法与固定样本容量法的比较

1. 通用图法与相对公差法是等价的,而固定样本容量法仅是通用图法的一个特例。通用图法还可用于多元情况多品种、小批量生产的控制,并已获得成功,这是通用图的一个很大的优点。

2. 通用图法与固定样本容量法都需要对总体参数进行估计,但它们的控制界限是预知的,而相对公差法的控制界限则不能预知。

3. 相对公差法不需要对总体参数进行估计,最实用,但此法要求各个零件的工序能力指数相等,这点却不是所有场合都能满足的。

本章思考题与习题

(1) 产品质量的统计观点包括哪些内容?有何重要意义?

(2) 控制图原理是什么?试用简洁的语言加以叙述(即所用语言越简练越好,这也是一个自我检查学习的好方法,对任何一门学科都实用,读者不妨一试)。

(3) 控制图的两种错误既然不可避免,为什么还要用控制图?

(4) 控制图如何实现预防原则?

- (5) 什么叫稳态？生产过程中为什么要追求稳态？
- (6) SPC 如何作到全过程的预防？
- (7) 控制图判稳准则的思路是什么？控制图判异准则的思路是什么？
- (8) 通用图在现场获得很大的成功，请说明通用图有哪些重要的优点？

(9) 某工序加工一产品，其计量数据如表 E3-1 所示。作 $\bar{x}-R$ 图并判断该工序是否处于稳定状态。

表 E3-1 $\bar{x}-R$ 图数据表

样本序号	X_1	X_2	X_3	X_4	样本序号	X_1	X_2	X_3	X_4
1	6	9	10	15	16	15	10	11	14
2	10	4	6	11	17	9	8	12	10
3	7	8	10	5	18	15	7	10	11
4	8	9	7	13	19	8	6	9	12
5	9	10	6	14	20	14	15	12	16
6	12	11	10	10	21	9	8	13	12
7	16	10	8	9	22	5	7	10	14
8	7	5	9	4	23	6	10	15	11
9	9	7	10	12	24	8	12	11	10
10	15	16	8	13	25	10	13	9	7
11	8	12	14	16	26	7	14	10	8
12	6	13	9	11	27	5	13	9	12
13	7	13	10	12	28	12	11	10	9
14	7	13	10	12	29	7	13	8	6
15	11	7	10	16	30	4	10	13	9

(10) 假设过程处于稳定状态时的总体标准差已知为 $\sigma = 2.3$ ，现每小时从过程抽取 5 个样品，已抽得 30 组样本的均值 \bar{X} 和极差 R ，算得 $\sum_{i=1}^{30} \bar{x}_i = 458.4$ 与 $\sum_{i=1}^{30} R_i = 127.6$ 。试计算 $\bar{x}-R$ 图。

(11) 从某生产过程定期抽取样本大小 $n=6$ 的样本，设质量特性服从正态分布，我们对每一样本中的样品进行测量并计算样本的 \bar{x} 值和 s 值。在抽取了 50 个样本后，有

$$\sum_{i=1}^{50} \bar{x}_i = 1000 \text{ 与 } \sum_{i=1}^{50} s_i = 75$$

试计算 $\bar{x}-S$ 图：如果该过程处于稳定状态，试估计该过程总体标准差 σ 。

(12) 在一冶金过程中，某种化学成分的数据如表 E3-2 所示。试作 $\bar{x}-R_s$ 图对此过程进行控制。

表 E3-2 $\bar{x}-R_s$ 图数据表

样本序号	X	样本序号	X	样本序号	X
1	1.01	11	1.04	21	0.98
2	0.98	12	1.02	22	1.00
3	1.04	13	1.05	23	1.04
4	1.07	14	1.00	24	0.96
5	1.02	15	0.96	25	1.01
6	1.03	16	0.99	26	1.03
7	0.98	17	1.03	27	0.99
8	1.01	18	1.00	28	1.05
9	0.97	19	1.06	29	1.01
10	1.01	20	1.02	30	1.02

(13) 某一生产过程生产橡皮垫圈，检查 24 批产品的数据如表 E3-3 所示。(1) 试用 p 图与 pn_T 图分析过程是否处于控制状态；(2) 将 p 图与 pn_T 图进行比较。

表 E3-3 数 据 表

样本序号	样本大小 n	样本不合格 品数 D	样本 序号	样本大小 n	样本不合格 品数 D
1	2405	230	16	2254	331
2	2614	436	17	2012	198
3	2013	221	18	2517	414
4	2200	346	19	1995	131
5	2306	235	20	2189	269
6	2278	327	21	2099	221
7	2311	285	22	2481	401
8	2460	311	23	2339	358
9	2187	342	24	2477	343
10	2067	308	25	2340	246
11	2153	294	26	2145	223
12	2315	267	27	2027	218
13	2500	456	28	2249	234
14	2443	394	29	2468	245
15	2170	285	30	2538	274

本章参考文献

- (1) 张公绪主编:《新编质量管理学》,高等教育出版社,1998年版。
- (2) 张公绪主编:《质量管理》,冶金工业出版社,1993年版。
- (3) 张公绪主编:《质量专业工程师手册》,企业管理出版社,1996年第二版。
- (4) 张公绪主编:《品质管理》,台湾晓园出版社,1996年版。
- (5) 徐鹏航主编、张公绪常务副主编:《质量管理指南》,中国财政经济出版社,1995年版。
- (6) 张公绪:《选控图理论与实践》,人民邮电出版社,1984年版。
- (7) Douglas C. Montgomery, Introduction to Statistical Quality Control, John Wiley & Sons Inc, 1985, the 2nd edition, 1991.
- (8) Gongxu Zhang, Cause-Selecting Control Chart and Diagnosis, The Aarhus Graduate School of Business, Denmark, 1992.
- (9) 国标 GB4091《常规控制图》,标准出版社,1984年版。
- (10) 国标 GB6381《通用控制图》,标准出版社,1986年版。
- (11) Gongxu Zhang et al, "Control Charts for Low-Volume Manufacturing", TQM Journal, 1995, No.1.
- (12) 卜祥民、张公绪:《两种质量多元诊断理论在多品种小批量生产中的应用》,《中国质量》1998年第3期。
- (13) 卜祥民、孙静、张公绪:《基于 Bayes 分析小批量生产质量控制与诊断》,《北京科技大学学报》1998年12月。

第四章

SPCD (统计质量控制与诊断)

本章将讨论生产线的分析方法，两种质量的基本概念，两种质量诊断理论以及两种质量多元逐步诊断理论。

§ 4.1 两种质量诊断理论

4.1.1 生产线的分析方法

通常，一个产品在生产过程中要经过若干道工序加工才能完成。因此，每道工序都对产品的最终质量起作用。对于由若干道工序组成的一条生产线应如何分析和评价呢？

传统的休哈特分析方法是道道工序把关，即上工序只允许把合格品送往下工序加工，这样就可以保证产品的最终质量。这种场合的分析方法是假定上道工序的产品总是合格品，从而无需考虑上道工序对下道工序的影响。因此，在分析生产线时，每道工序都看成是独立的，参见图 4.1.1-1 的模型 I。换言之，在传统分析方法中各工序都假定与其余工序是统计独立的。这时若分析某道工序的质量问题，只需考虑该工序本身的质量因素就行了，所以这种模型的优点是分析简单。

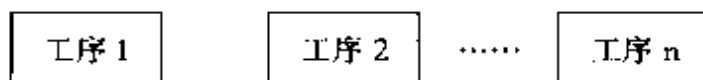


图 4.1.1-1 传统生产线分析模型 I

在现实生活中，对于上下无联系的工序，如机械加工中的镗内圆与钻孔，这种传统方法是有效的。但在许多场合，上下工序是相关的，如石油、化工等流程型生产或制药、食品加工等有严格时限要求的场合，传统的道道把关实际上做不到。因此，传统分析方法有局限性，需要采用新的选控分析方法。

在选控分析方法中（见图 4.1.1-2），认为上道工序对下道工序的影响，或多或少，始终存在，即上下工序间都是相关的。上下工序不相关（上工序影响为零）仅仅是本情况的特例。换言之，图 4.1.1-2 的模型Ⅱ更一般、更符合实际，图 4.1.1-1 的模型Ⅰ只是其特例。

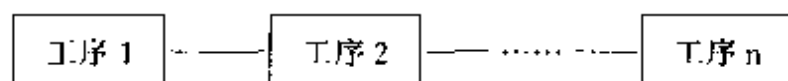


图 4.1.1-2 选控生产线分析模型Ⅱ

在模型Ⅰ中，各工序间是统计独立的，故分析工序时只需要考虑本工序的质量因素；而在模型Ⅱ中，各工序是相关的，故分析工序时除去考虑本工序的质量因素以外，还需考虑上工序的影响。为了简化模型Ⅱ的分析，需要提出两种质量的概念。

4.1.2 两种质量

为了简化分析图 4.1.1-2 中的模型Ⅱ，需要提出两种质量的概念。例如，在第 n 道工序（这里可以是生产线的任一道工序），根据质量涵义所涉及的范围大小，存在以下两种质量：

1. 工序综合质量，简称总质量（Total Quality）。总质量不但包括第 n 道工序的加工质量，而且综合了所有上道工序的加工质量在内。总质量就是通常意义下的产品质量，不过强调一个“总”字而已。总质量的特点是：它由用户直接感受到。

对于负责整个生产线的主管人员来说，他当然要关心总质量，因为总质量直接为用户感受到。但是，只关心总质量是不够的，当总质量发生问题时，往往不能立刻判定究竟是哪道工序造

成的。因此，他还需关心第二种质量，即工序固有质量。

2. 工序固有质量，简称分质量 (Partial Quality)。分质量是指该工序本身的加工质量，而不包括上工序的影响。分质量是一种新的质量概念，但它是客观存在的。分质量的特点是：它反映了该工序的工作质量。事实上，影响一道工序的因素按照来源的不同可分为人、机、料、法、环五大类因素（即 4M1E）。其中，料即原材料、半成品，它来自上道工序，与本工序无关；环即环境，由于整条生产线大多处于相同的环境下，故可将环境看成是一个共同的因素而不必给予特殊的考虑。而其余的人（操作人员）、机（设备，其可用性与人的维护好坏有关）和法（操作法）都与人的因素有关。所以说，分质量反映了该工序的工作质量。

总质量是在上道工序提供的半成品（它的质量特征值反映了上道工序的影响水平）的基础上，经过本工序的加工综合而成的产品质量。总质量和分质量二者的关系可概括表示如下：

$$\text{总质量} \begin{cases} \text{分质量} \\ \text{上工序的影响（简称上影）} \end{cases}$$

由此可见，分质量只是形成总质量的一部分。

分质量与上工序无关，如果能够针对每道工序的分质量进行控制，那么就在分析方面切断了下道工序与上道工序的联系^{*}，从而达到简化分析的目的。而模型Ⅰ之所以能够作到分析简单就是由于上下道工序无联系的缘故。因此，在用两种质量的观点分析问题时，抓住分质量去分析是关键。

对于一条生产线而言，上道工序的半成品反映了上道工序的影响（简称上影），下道工序在此半成品上加工即实现分质量，分质量加工完毕，就形成总质量。所以说，每道工序都存在两种质量。只不过，在技术上与上工序无关的工序或在不需要考虑原

^{*} 当然，在实际的生产线中，不可能切断上下道工序间的联系。这里，强调的是在分析上切断上下道工序间的联系。

材料、零部件输入影响的第一道工序，两种质量相等。

两种质量的概念在服务过程也是存在的。现在举一个医院管理的例子来加以说明。大型综合医院设有各个医疗科室，如内科、外科、五官科、产科、儿科、肿瘤科等等。医院经常用治愈率* 这个指标对各个医疗科室进行统一的评价。结果，产科的治愈率可高达 97% 以上，独占鳌头，而肿瘤科则因治愈率很低而殿后。显然，以治愈率来评价各个医疗科室的工作是不合理的，因为不同的病种对治愈率有显著的影响，从而使得治愈率无可比性。

为了更深入分析这个问题，现在将影响治愈率这个服务质量指标的所有服务质量因素分为以下两大类：

1. 共有因素：指各医疗科室共同具有的质量因素，如医疗人员的医疗水准、对病人的责任心、医疗组织机构是否有利于病人的治疗等等。总之，都与人的因素、人的主观努力有关。

2. 特殊因素：指病种不同、医疗设备的先进程度不同等属于各医疗科室所独有的特殊因素。这些因素都与客观条件有关。

由于疾病病种对治愈率有显著影响，所以利用治愈率来评价各个医疗科室并不合理。最好能设计一种新的选控治愈率，使它只受共有因素的影响而与特殊因素无关，这样用选控治愈率来评价各个医疗科室就合理了。

现在将服务质量指标治愈率和选控治愈率与两种产品质量即总产品质量和分产品质量进行一些比较。治愈率受到所有服务质量因素的影响，而且它是病人能感受到的，所以与总产品质量相当，与此相对应，应更确切地称之为总治愈率。选控治愈率只与共有因素即人的因素有关，所以它反映了工作质量，正与分产品质量相当，亦可称之为分治愈率。故应用选控治愈率来评价各个医疗科室是合乎逻辑的。1982 年在广西军区医院、1993 年在北

* 治愈率指平均每百个病人中，被治愈的病人所占的百分比。

京铁路局医院，应用上述选控治愈率对各个医疗科室进行了统一评价，结果都很成功，产科不再是冠军，肿瘤科也不再是殿后。根据选控治愈率将各个医疗科室依序排列，所得名次与医院管理部门的印象十分吻合。

由上述，可见两种质量的概念是普遍存在的，不仅存在于生产过程、服务过程，而且也存在于管理过程和其他过程。

1994 年新版 ISO9000 标准把一切工作都看成过程，这说明两种质量的诊断理论有着广阔的应用前景。

4.1.3 两种质量诊断理论的思路

先看医生诊病的简单例子以便由此得到启发。病人发烧去医院看病，医生用体温表测量病人的体温。若病人的体温为 39°C 高于 37°C ，医生就诊断此病人发烧。因此，诊断总是根据某个实测指标值（如病人体温）与标准值（如人的正常体温为 37°C ）进行比较而得出的。二者差值越大说明病情越严重，二者差值越小说明病情越轻微，若二者差值等于零，即二者相等，则说明正常无病。

与此类似，若对生产线的某个过程进行诊断，需要确定：（1）取产品质量的某个主要指标值作为诊断依据；（2）找出该指标值的比较标准；（3）将该指标的实测值与标准值进行比较，作出诊断。

例如，为了分清上下道工序在产品质量方面的责任，需要对上道工序影响进行诊断。在生产线的每道工序都存在两种质量，即总质量与分质量，那么，谁反映了标准值？谁反映了测量值？由于分质量与上道工序无关，它只决定于该工序的人、机、法、环（“料”属于上道工序）各个条件，是固有质量，所以分质量反映了标准值。至于总质量是包含了上道工序影响与分质量在内的综合质量，故它反映了测量值。将此二者进行比较即可对上道工序影响进行诊断，故称之为两种质量诊断理论。当然，把上道

工序影响看作其他质量故障也一样可以诊断。

这里，有一个重要的问题，即对这两种质量如何进行度量。张公绪提出两种方法。一种是应用控制图，总质量用休哈特图（简称休图，或更一般地称之为全控图）进行度量，分质量用选控图（参见 4.1.4 节）进行度量，这就是两种控制图的诊断。由于在控制图上任一瞬时均可描点，故这种诊断也是实时诊断。另一种方法是用工序能力指数，总质量用总工序能力指数 $C_{p\text{总}}$ 进行度量，分质量用分工序能力指数 $C_{p\text{分}}$ 进行度量，这就是两种工序能力指数的诊断。工序能力指数对瞬时的质量变化是不灵敏的，一个阶段度量一次才有意义，故这种诊断也是阶段诊断。无论控制图还是工序能力指数都是统计工具，所以上述两种质量的诊断都是统计诊断。统计诊断只能用于大量数据的场合，若数据过少，应用这种统计诊断有困难。

与此相对应地在现场还有技术诊断。技术诊断是最根本的，现场发生了质量问题，最终要通过技术诊断加以确认，但它耗资费时，而统计诊断则快速节约。因此，技术诊断与统计诊断各有优缺点，应相辅相成，发挥各自的优势。

4.1.4 两种控制图的诊断

本节讨论下列问题：总质量由休图度量、分质量由选控图度量、选控图的任务、选控图是如何完成任务的、两种控制图诊断的典型情况等。

1. 总质量由休图度量

工序总质量要受到本工序的异常因素和上道工序的异常因素两方面的影响，即该工序全部可能的异常因素的影响。而休哈特控制图（简称休图）的实质是区分由偶然因素（简称偶因）引起的偶然波动和由异常因素（简称异因）引起的异常波动，即区分偶然因素和异常因素这两类因素。这里异常因素包括全部可能发生的异因，从这个意义上讲，休图也可称作全控图（All-Control

Chart), 故总质量可以用全控图来进行度量。休图、累积和控制图、验收控制图, 乃至多元 T^2 控制图等都是全控图。

2. 分质量由选控图度量

工序分质量只是工序总质量的一部分, 它与上道工序的影响无关, 所以分质量只受到一部分异因的影响, 我们称这部分异因为欲控异因, 其余的异因为非控异因。因此, 度量分质量需要一种能够选择部分异因加以控制的新型控制图, 称之为选控控制图 (简称选控图或选图, Cause-Selecting Control Chart)。全控图的实质是区分偶然因素和异常因素两类因素, 而选图的实质是区分三类因素, 即偶然因素、欲控异因和非控异因。与全控图相对应, 选图可以有选控休图、选控累积和控制图、选控验收控制图, 乃至选控多元 T^2 控制图等等。

3. 选控图的任务

选控图需要完成的任务有二:

(1) 只选择欲控异因加以控制 (选控), 而对于非控异因, 则即使它实际上发生了, 也不加以反映。例如, 在工序控制方面, 对于分质量而言, 本工序发生的种种质量问题均属于欲控异因, 而上道工序的影响则属于非控异因。若用选控图度量分质量, 就首先有一个如何从总质量中选出分质量加以控制的问题。我们并不是直接从总质量中去选出分质量, 这样做很困难, 而是走另一条迂回道路, 即从总质量中排除非控异因 (这里非控异因为上影) 的影响, 这样剩下来的就是分质量。因此, 选控图的第一个任务是从总质量中排除非控异因的影响。

(2) 区分偶因与欲控异因。在完成上述选控图的任务 (1) 后, 剩下的只有分质量, 影响它的只有偶因与欲控异因。故选控图的第二个任务即区分偶因与欲控异因。

4. 选控图是如何完成任务的

选控图是如何完成其第一个任务 (即选控) 的呢?

在正态分布情况下, 设本工序质量指标为 y , $y \sim N(\mu,$

σ^2), 上道工序影响用上道工序质量指标 x 描述, 则一般地有

$$\mu = F(x) \quad (4.1.4-1a)$$

$$\sigma = G(x) \quad (4.1.4-1b)$$

式中, 函数 $F(x)$ 和 $G(x)$ 可由回归、技术分析或经验公式求得。若上下道工序联系密切, 则由于非控异因即上道工序影响 x 的变化, 本工序质量指标 y 的分布为一正态分布族, 一般的控制图不适用。为了达到选控, 使选图对非控异因 x 不加反映, 对 y 应用标准变换 (参见 3.8.1 节), 并记变换后的 y 为 y_{cs} , 则

$$y_{csi} = \frac{y_i - \mu_i}{\sigma_i} \approx \frac{y_i - \hat{\mu}_i}{\hat{\sigma}_i} \quad (4.1.4-2)$$

式中, y_{cs} 称为选控值, 下标 “cs” 表示选控 (cause-selecting), 符号 “ $\hat{\cdot}$ ” 表示估计值。当样本充分大时, 近似地有 $y_{cs} \sim N(0, 1)$, 于是 $\mu_i = 0$, $\sigma_i = 1$, 故 y_{cs} 与非控异因 x 无关, 从而达到选控。

由于标准变换 (4.1.4-2) 对于 y 的分布性质不加限制, 故 (4.1.4-2) 也可用于二项分布与泊松分布, 达到选控。应该强调指出, 选控的实现方法并不是惟一的。例如, 在二项分布情况下还可用反正弦变换实现选控, 在泊松分布情况下还可用平方根变实现选控等等 (参见本章参考文献 (4) 选控图理论与实践)。

在下列特殊条件: (1) y 服从正态分布; (2) $\sigma = G(x) = \sigma_0$ 为一常数; (3) $\mu = F(x)$ 由回归方法求得, 则式 (4.1.4-2) 可简化为

$$y_{csi} = \frac{y_i - \mu_i}{\sigma_i} = \frac{y_i - F(x_i)}{\sigma_0} \approx \frac{y_i - \hat{\mu}_i}{\sigma_0} = \frac{y_i - \hat{y}_i}{\sigma_0} \quad (4.1.4-3)$$

或

$$y'_{csi} = \sigma_0 y_{csi} = y_i - \mu_i \approx y_i - \hat{\mu}_i = y_i - \hat{y}_i \quad (4.1.4-4)$$

当样本充分大时, 近似地有 $y'_{cs} \sim N(0, \sigma_0^2)$ 。

现在讨论如何完成选控图的第二个任务, 即区分偶因与欲控异因。这与一般控制图的原理相同。

在正态分布大样本情况下, 若 σ 不为常数, $y_{cs} \sim N(0, 1)$; 若 $\sigma = \sigma_0$ 为一常数, 则 $y'_{cs} \sim N(0, \sigma_0^2)$ 。因此可应用正态分布的各种控制图对选控值 y_{cs} 进行控制, 从而得出相应的选控图。例如, 对于 $x_{cs} - R_{scs}$ (选控单值—选控移动极差) 控制图, 利用 3σ 界限公式, 有

x_{cs} 控制图的控制界限为

$$\left. \begin{aligned} UCL_{x_{cs}} &= \mu_{y_{cs}} + 3\sigma_{y_{cs}} \approx \hat{\mu}_{y_{cs}} + 3\hat{\sigma}_{y_{cs}} = \bar{y}_{cs} + 2.66\bar{R}_{scs} \\ CL_{x_{cs}} &= \mu_{y_{cs}} \approx \hat{\mu}_{y_{cs}} = \bar{y}_{cs} \\ LCL_{x_{cs}} &= \mu_{y_{cs}} - 3\sigma_{y_{cs}} \approx \hat{\mu}_{y_{cs}} - 3\hat{\sigma}_{y_{cs}} = \bar{y}_{cs} - 2.66\bar{R}_{scs} \end{aligned} \right\} \quad (4.1.4-5)$$

式中, $\mu_{y_{cs}}$ 为选控值 y_{cs} 的总体均值, $\sigma_{y_{cs}}$ 为 y_{cs} 的总体标准差, \bar{y}_{cs} 为 y_{cs} 的样本均值, R_{scs} 为 y_{cs} 的样本移动极差, \bar{R}_{scs} 为其样本均值。而 R_{scs} 控制图的控制界限为

$$\left. \begin{aligned} UCL_{R_{scs}} &= \mu_{R_{scs}} + 3\sigma_{R_{scs}} \approx \hat{\mu}_{R_{scs}} + 3\hat{\sigma}_{R_{scs}} = 3.27\bar{R}_{scs} \\ CL_{R_{scs}} &= \mu_{R_{scs}} \approx \hat{\mu}_{R_{scs}} = \bar{R}_{scs} \\ LCL_{R_{scs}} &= \mu_{R_{scs}} - 3\sigma_{R_{scs}} \approx \hat{\mu}_{R_{scs}} - 3\hat{\sigma}_{R_{scs}} = - \end{aligned} \right\} \quad (4.1.4-6)$$

再如, 对于 $\bar{x}_{cs} - R_{cs}$ (选控均值—选控极差) 控制图有

\bar{x}_{cs} 控制图的控制界限为

$$\left. \begin{aligned} UCL_{\bar{x}_{cs}} &= \mu_{\bar{y}_{cs}} + 3\sigma_{\bar{y}_{cs}} \approx \hat{\mu}_{\bar{y}_{cs}} + 3\hat{\sigma}_{\bar{y}_{cs}} = \bar{\bar{y}}_{cs} + A_2\bar{R}_{cs} \\ CL_{\bar{x}_{cs}} &= \mu_{\bar{y}_{cs}} \approx \hat{\mu}_{\bar{y}_{cs}} = \bar{\bar{y}}_{cs} \\ LCL_{\bar{x}_{cs}} &= \mu_{\bar{y}_{cs}} - 3\sigma_{\bar{y}_{cs}} \approx \hat{\mu}_{\bar{y}_{cs}} - 3\hat{\sigma}_{\bar{y}_{cs}} = \bar{\bar{y}}_{cs} - A_2\bar{R}_{cs} \end{aligned} \right\} \quad (4.1.4-7)$$

式中, $\mu_{\bar{y}_{cs}}$ 为 \bar{y}_{cs} 的总体均值, $\sigma_{\bar{y}_{cs}}$ 为 \bar{y}_{cs} 的总体标准差, $\bar{\bar{y}}_{cs}$ 为 \bar{y}_{cs} 的

样本均值, 即 y_{cs} 的样本总均值, R_{cs} 为 y_{cs} 的样本极差, \bar{R}_{cs} 为其均值。而 R_{cs} 控制图的控制界限为

$$\left. \begin{aligned} UCL_{R_{cs}} &= \mu_{R_{cs}} + 3\sigma_{R_{cs}} \approx \hat{\mu}_{R_{cs}} + 3\hat{\sigma}_{R_{cs}} = D_4 \bar{R}_{cs} \\ CL_{R_{cs}} &= \mu_{R_{cs}} \approx \hat{\mu}_{R_{cs}} = \bar{R}_{cs} \\ LCL_{R_{cs}} &= \mu_{R_{cs}} - 3\sigma_{R_{cs}} \approx \hat{\mu}_{R_{cs}} - 3\hat{\sigma}_{R_{cs}} = D_3 \bar{R}_{cs} \end{aligned} \right\} \quad (4.1.4-8)$$

式中, $\mu_{R_{cs}}$ 为选控值 R_{cs} 的总体均值, $\sigma_{R_{cs}}$ 为 R_{cs} 的总体标准差。

对于二项分布与泊松分布情况, 选控图另有一系列作法, 参见本章参考文献 (4)、(11)。

选控图对全控图是相应的, 故对应于休图, 选控图也有选控休图系列, 如表 4.1.4-1 所示。

表 4.1.4-1 选控休图系列

分 布	休 图	选 控 休 图	
正态分布	$\bar{x} - R$ 图	$\bar{x}_{cs} - R_{cs}$ (选控均值—选控极差) 图	根据非控异因个数是单个还是多个, 每种选控图还可分为单因素选控图与多因素选控图。
	$\bar{x} - s$ 图	$\bar{x}_{cs} - s_{cs}$ (选控均值—选控标准差) 图	
	$\bar{x} - R$ 图	$\bar{x}_{cs} - R_{cs}$ (选控中位数—选控极差) 图	
	$\bar{x} - R_s$ 图	$\bar{x}_{cs} - R_{scs}$ (选控单值—选控移动极差) 图	
二项分布	p 图	p_{cs} (选控不合格品率) 图	
	pn 图	pn_{cs} (选控不合格品数) 图	
泊松分布	u 图	u_{cs} (选控单位缺陷数) 图	
	c 图	c_{cs} (选控缺陷数) 图	

例 4.1.4-1 某制药厂抗生素车间为了分清过滤工序与脱色工序的质量责任, 决定在脱色工序建立选控图, 预备数据见表 4.1.4-2。表中 x 表示过滤液透光度, y 表示脱色液透光度。

解: 由于透光度为计量值, 应采用正态分布选控图。为便于说明问题, 采用最简单的 $\bar{x}_{cs} - R_{cs}$ 控制图, 建立步骤如下:

表 4.1.4-2 例 4.1.4-1 的预备数据与 $\bar{x}_{ss}-R_{ss}$ 控制图计算表

批号	\bar{x}	y	\bar{y}	y_{ss}	R_{ss}
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1	76.8	92.1	92.847	-0.747	--
2	72.3	92.9	92.206	0.694	1.441
3	76.9	92.4	92.861	-0.461	1.155
4	78.8	93.4	93.131	0.269	0.730
5	77.2	93.0	92.904	0.096	0.173
6	81.1	93.4	93.459	-0.059	0.155
7	76.2	92.3	92.761	-0.461	0.402
8	80.3	94.0	93.345	0.655	1.116
9	79.0	92.3	93.160	-0.860	1.515
10	74.8	92.7	92.562	0.138	0.998
11	78.3	93.6	93.060	0.540	0.402
12	79.5	91.9	93.231	-1.331	1.871
13	80.3	92.8	93.345	-0.545	0.786
14	80.0	93.2	93.302	-0.102	0.443
15	76.0	93.3	92.733	0.567	0.669
16	78.6	95.6	93.103	2.497	1.930
17	79.8	94.0	93.244	0.726	1.771
18	77.7	92.4	92.975	-0.575	1.301
19	76.6	93.8	92.818	0.982	1.557
20	75.8	92.8	92.704	0.096	0.886
21	78.7	92.4	93.117	-0.717	0.813
22	76.9	93.2	92.861	0.339	1.056
23	77.5	92.8	92.946	-0.146	0.485
24	80.3	93.6	93.345	0.255	0.401
25	75.3	92.0	92.633	-0.633	0.888
26	77.5	90.9	92.946	-2.046	1.413
27	81.5	93.6	93.516	0.084	2.130
28	78.3	93.7	93.060	0.640	0.556
29	81.9	93.4	93.573	-0.173	0.813
30	76.0	92.7	92.733	-0.033	0.140
31	84.8	95.1	94.986	1.114	1.147
32	78.0	95.3	92.018	2.282	1.168
33	82.8	93.5	93.701	-0.201	2.483
34	80.5	92.6	93.374	-0.774	0.573

续表

批号	x	y	\hat{y}	y_{cs}	R_{res}
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
35	80.0	93.4	93.302	0.098	0.872
36	77.5	93.5	92.946	0.554	0.456
37	84.0	95.2	93.872	1.328	0.774
38	85.0	93.8	94.014	-0.214	1.542
39	76.9	92.4	92.861	-0.461	0.247
40	76.3	92.9	92.776	0.124	0.585
41	74.0	92.9	92.448	0.452	0.328
42	78.6	92.4	93.103	0.703	1.155
43	78.7	91.5	93.117	-1.617	0.914
44	79.3	93.0	93.203	-0.203	1.414
45	77.0	94.6	92.875	1.725	1.928
46	81.0	91.9	93.445	-1.545	3.270
47	77.5	91.3	92.946	-1.646	0.101
小计				0.002	46.953

步骤 1: 对于正态分布情况, 需要检验质量指标值 y 的标准差 $\sigma = G(x)$ 是否为常数。若 σ 不为常数, 应用式 (4.1.4-2), 若 σ 为常数, 则应用式 (4.1.4-4) 求出选控值 y_{cs} 。该厂根据以往经验知本例脱色液透光度 y 的 σ 为常数。而二项分布与泊松分布则不需要此步骤, 因为此二分布的 σ 参数不为常数。

步骤 2: 求出函数 $\mu = F(x)$ 。此函数可根据回归方法、技术分析或经验公式得出。本例应用回归方法求出此函数。根据表 4.1.4-2 中数据作出的散点图 (见图 4.1.4-1), 选择回归模型

$$\hat{y} = b_0 + b_1 x \quad (4.1.4-9)$$

再用电脑或电子计算器算得回归系数为

$$b_1 = 0.142237$$

$$b_0 = 81.91244$$

相关系数 $r = 0.374$, 查表 4.1.4-3 相关系数检验表, 当 $n = 47$, $n - 2 = 45$, 取 $\alpha = 1\%$, 得检验数 $r_{\alpha}(n - 2) = r_{0.01}(45) =$

$0.372 < 0.374$, 故式 (4.1.4-9) 是有意义的。

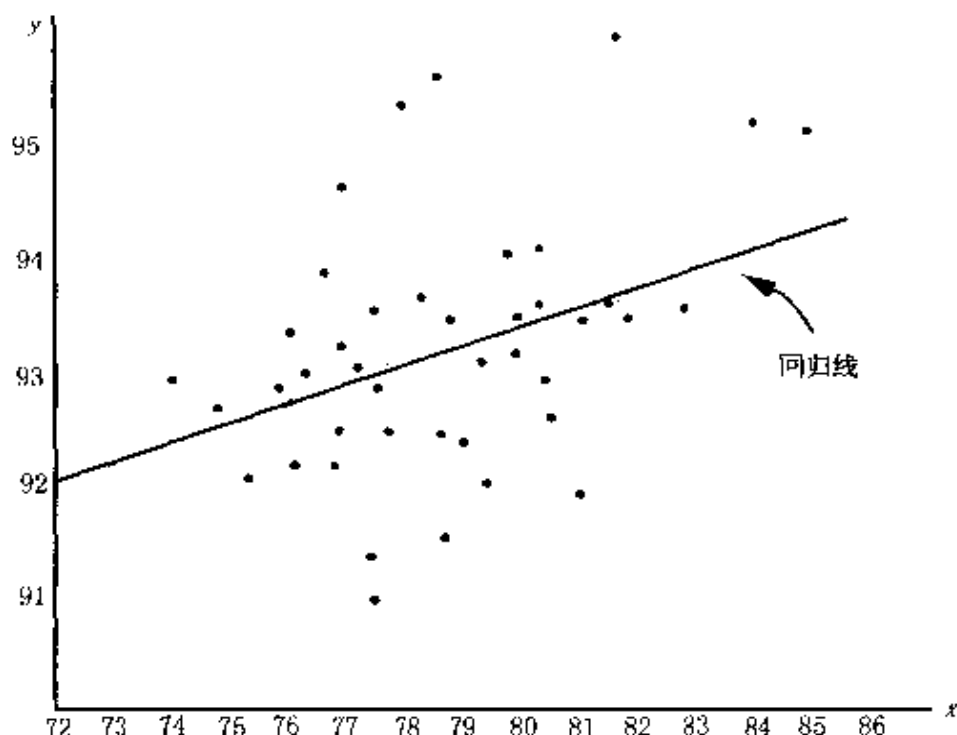


图 4.1.4-1 例 4.1.4-1 的散点图

步骤 3: 计算回归值 \hat{y} 。根据式 (4.1.4-9), 计算结果见表 4.1.4-2 中第 (4) 栏。例如, 对于批号 1, $x_1 = 76.8$, 于是

$$\hat{y}_1 = b_0 + b_1 x_1 = 81.91244 + 0.142237(76.8) = 92.847$$

步骤 4: 计算选控值 y_{cs} 。根据式 (4.1.4-4) 进行计算, 计算结果见表 4.1.4-2 中第 (5) 栏。例如, 对于批号 1, 有

$$y_{cs1} = y_1 - \hat{y}_1 = 92.1 - 92.847 = -0.747$$

步骤 5: 计算 R_{scs} 。计算结果见表 4.1.4-2 中第 (6) 栏。例如, 对于批号 2, 有

$$R_{scs1} = |y_{cs1} - y_{cs2}| = |-0.747 - 0.694| = 1.441$$

步骤 6: 计算 \bar{y}_{cs} 与 \bar{R}_{scs} 。从表 4.1.4-2 末行知 $\sum_{i=1}^{47} y_{csi} = 0.002$, $\sum_{i=1}^{46} R_{scsi} = 46.953$, 则

$$\bar{y}_{cs} = \frac{1}{47} \sum_{i=1}^{47} y_{csi} = \frac{0.002}{47} = 0.00004 \approx 0.0000$$

表 4.1.4-3

相关系数检验表

α $N-2$	0.05	0.01	α $N-2$	0.05	0.01
1	0.997	1.000	21	0.413	0.526
2	0.950	0.990	22	0.404	0.515
3	0.878	0.959	23	0.396	0.505
4	0.811	0.917	24	0.388	0.496
5	0.754	0.874	25	0.381	0.487
6	0.707	0.834	26	0.374	0.478
7	0.666	0.798	27	0.367	0.470
8	0.632	0.765	28	0.361	0.463
9	0.602	0.735	29	0.355	0.456
10	0.576	0.708	30	0.349	0.449
11	0.553	0.684	35	0.325	0.418
12	0.532	0.661	40	0.304	0.391
13	0.514	0.641	45	0.288	0.372
14	0.497	0.623	50	0.273	0.354
15	0.482	0.606	60	0.250	0.325
16	0.468	0.590	70	0.232	0.302
17	0.456	0.575	80	0.217	0.283
18	0.444	0.561	90	0.205	0.267
19	0.433	0.549	100	0.195	0.254
20	0.423	0.537	200	0.138	0.181

$$R_{scs} = \frac{1}{47-1} \sum_{i=1}^{46} R_{scsi} = \frac{46.953}{46} = 1.0207$$

这里， y_{cs} 是 x_{cs} 图的中心线， \bar{R}_{scs} 是 R_{scs} 图的中心线。

步骤 7：作 $x_{cs} - R_{scs}$ 图。先作 R_{scs} 图。根据式 (4.1.4-6)， R_{scs} 图的控制线为

$$UCL = 3.27\bar{R}_{scs} = 3.27(1.0207) = 3.3377 \approx 3.34$$

$$CL = R_{scs} = 1.0207 \approx 1.02$$

$$LCL = -$$

如图 4.1.4-2 所示。为了判断脱色工序分质量的变异度是否处于稳定状态，将表 4.1.4-2 中第 (6) 栏的 R_{scs} 数据描点在 R_{scs}

图中。于是根据判稳准则 1 知脱色工序分质量的变异度处于稳定状态。现在将 $\bar{y}_{cs}=0.0000$ 与 $\bar{R}_{cs}=1.0207$ 代入式 (4.1.4-5), 得 x_{cs} 图的控制线为

$$\begin{aligned} UCL &= \bar{y}_{cs} + 2.66\bar{R}_{cs} = 0.000 + 2.66(1.0207) \\ &= 2.7151 \approx 2.72 \end{aligned}$$

$$CL = \bar{y}_{cs} = 0.0000 \approx 0.00$$

$$\begin{aligned} LCL &= \bar{y}_{cs} - 2.66\bar{R}_{cs} = 0.0000 - 2.66(1.0207) \\ &= -2.7151 \approx -2.72 \end{aligned}$$

如图 4.1.4-2 所示。为了判断脱色工序分质量的均值是否处于稳定状态, 将表 4.1.4-2 中第 (5) 栏的 y_{cs} 数据描点在 x_{cs} 图中。根据判稳准则 1 知脱色工序分质量的均值也处于稳定状态。因此, 脱色工序的分质量处于稳定状态。可以延长 $x_{cs}-R_{cs}$ 图的控制线作为控制用控制图。

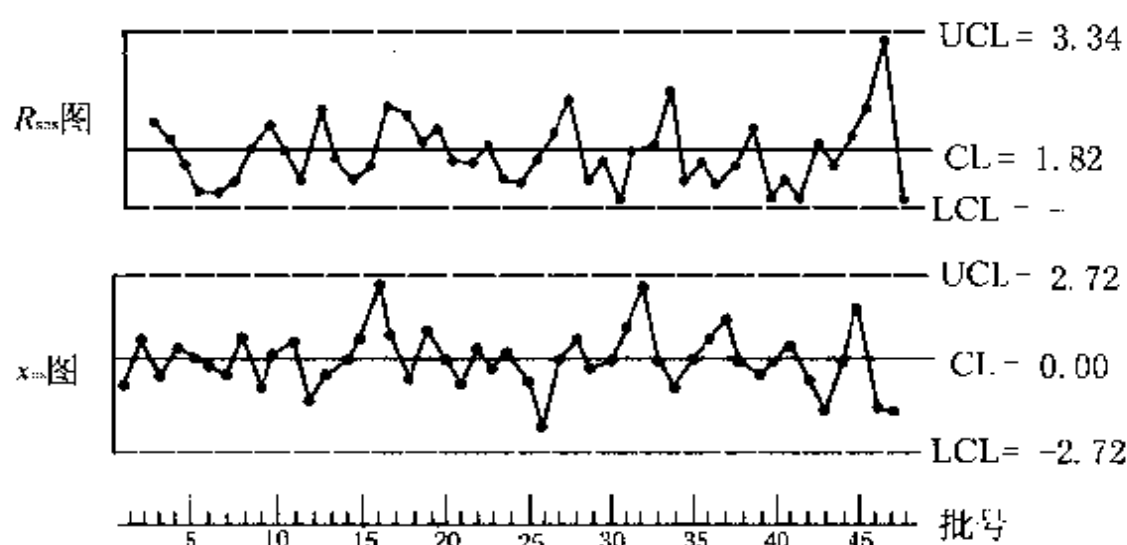


图 4.1.4-2 例 4.1.4-1 的 $x_{cs}-R_{cs}$ 控制图

5. 两种控制图诊断的典型情况

由于任何一道工序都存在两种质量, 即总质量与分质量, 总质量由全控图度量, 而分质量由单选图 (单因素选控图) 度量, 这里非控异因指上影 (上道工序影响)。上道工序与下道工序的接口处是上道工序总质量, 故也用全控图度量。这样就构成一个

诊断系统，如图 4.1.4-3 所示。根据全控图与选图的是否显示异常，上下道工序三张图的组合共有 $2^3=8$ 种典型情况，参见表 4.1.4-4。为便于记忆，以后简称之谓三八（三张控制图、八种典型诊断情况）表。

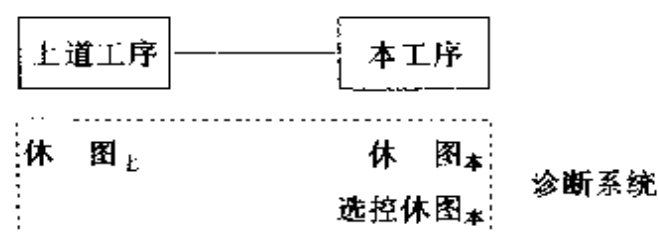


图 4.1.4-3 诊断系统

表 4.1.4-4 两种控制图诊断的三八表

典型情况	上道工序 全控图	下道工序 全控图	下道工序 选控图	诊 断
I	异常	异常	异常	分质量异常（存在欲控异因），上影也异常（存在非控异因）
II	异常	异常	正常	分质量正常（无欲控异因），上影异常（存在非控异因）
III	异常	正常	异常	分质量异常（存在欲控异因），上影也异常（存在非控异因），但二者方向相反而抵消，使总质量正常
IV	异常	正常	正常	分质量正常（无欲控异因），上影异常（存在非控异因），但二者方向相反而抵消，使总质量正常
V	正常	异常	异常	分质量异常（存在欲控异因），上影正常（无非控异因）
VI	正常	异常	正常	分质量正常（无欲控异因），上影也正常（无非控异因），但二者方向相同而叠加，使总质量异常
VII	正常	正常	异常	分质量异常（存在欲控异因），上影正常（无非控异因），但二者方向相反而抵消，使总质量正常
VIII	正常	正常	正常	分质量、上影和总质量均正常

现在对表 4.1.4-4 中的八种典型情况分别作简单分析如下：

情况Ⅰ：分质量异常应在本工序找出欲控异因，上影异常应在上道工序找出非控异因，并将二者消除。

情况Ⅱ：本工序分质量正常，而上影异常，故应在上道工序找出非控异因加以消除。

情况Ⅲ：分质量异常说明本工序存在欲控异因，上影异常说明上道工序存在非控异因，但本工序总质量正常说明欲控异因与非控异因方向相反而抵消。因此，这二者中有一个是有利于改进工序质量的，故只需找出不利于改进工序质量的异常因素并加以消除。

情况Ⅳ：上影异常说明上道工序存在非控异因，但本工序总质量正常，说明本工序分质量正常且与上影方向相反而抵消，故应在两者中找出不利于工序改进的异常因素并加以消除。

情况Ⅴ：上影正常，而本工序分质量异常说明存在欲控异因，故只需在本工序中找出异常因素加以消除。

情况Ⅵ：上影和分质量均正常，但两者方向相同而叠加使本工序总质量异常。这种情况的出现，大多由于上影和分质量中有一个的质量指标值已经靠近控制图控制界限，而另一个的质量指标值与其同方向而叠加，结果造成本工序全控图打点出界而显示异常。这种本身并未异常而仅仅由于方向相同叠加造成质量异常的因素称为致异因素，它扩大了异常因素的概念。

情况Ⅶ：分质量异常，上影正常且与分质量方向相反而抵消，使本工序总质量正常，故应在两者中找出不利于工序改进的异常因素并加以消除。

情况Ⅷ：上下道工序均正常，无需处理。

注意，由表 4.1.4-4 中可见，若无两种质量诊断理论，而在生产线的各工序只使用休图，则根据表 4.1.4-4 中情况Ⅱ、Ⅲ、Ⅵ、Ⅶ可知将发生虚报与漏报的错误，这已为工厂的实践所证实。这里，注意，并不是休图本身的错误，而是人们对休图理

解的错误。休图只能用来反映总质量，从而包括上影在内。若认为休图能够反映分质量而与上影无关，那就是错误的。

6. 两种控制图诊断的实例

例 4.1.4-2 仍用例 4.1.4-1。该厂抗生素分厂日常生产的数据见表 4.1.4-5，试用两种控制图的诊断理论进行诊断。

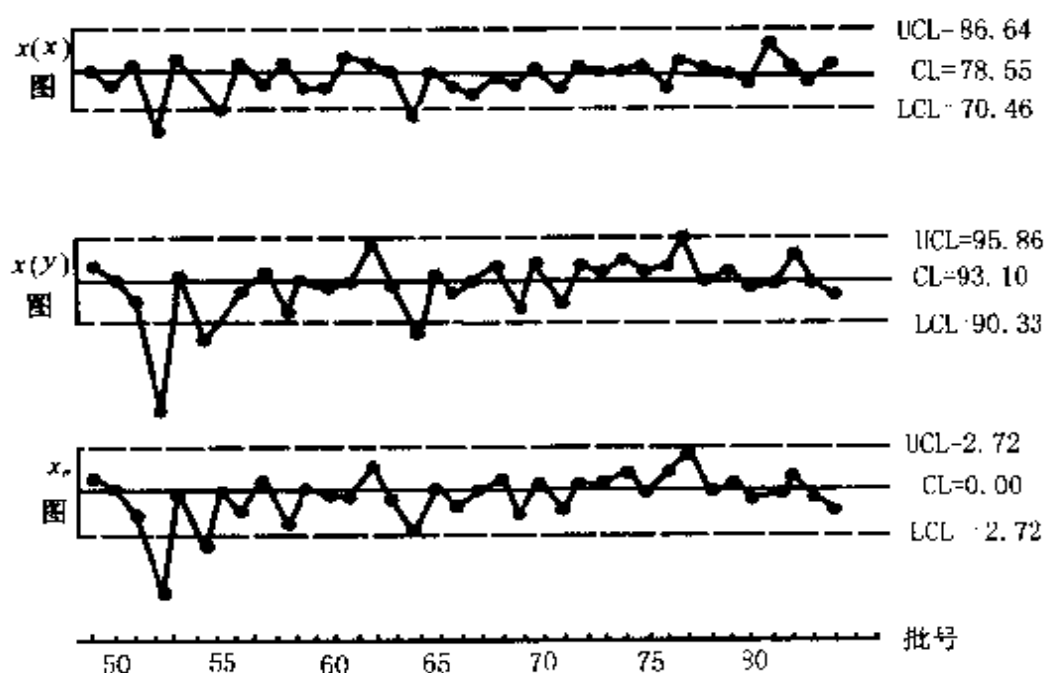
表 4.1.4-5 例 4.1.4-2 的日常生产数据与 $\bar{x}_{\text{CS}} - R_{\text{CS}}$ 图的打点计算表

批号	\bar{x}	$R_s(\bar{x})$	y	$R_s(y)$	\bar{y}	y_{CS}	R_{CS}
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
49	79.0	-	94.3	-	93.160	1.140	-
50	75.5	3.5	92.9	1.4	92.662	0.238	0.902
51	80.3	4.8	92.0	0.9	93.345	-1.345	1.385
52	67.8	12.5	84.3	7.7	91.565	-7.265	5.920
53	81.0	13.2	93.5	9.2	93.445	0.055	7.320
54	76.6	4.4	89.3	4.2	92.818	-3.518	3.573
55	72.0	4.6	92.4	3.1	92.163	0.237	3.755
56	80.8	8.8	92.6	0.2	93.416	-0.816	1.053
57	76.5	4.3	93.7	1.1	92.804	0.896	1.712
58	80.8	4.3	91.4	2.3	93.416	-2.016	2.912
59	75.6	5.2	93.5	2.1	92.676	0.824	2.840
60	75.7	0.1	92.8	0.7	92.690	0.110	0.714
61	80.3	4.6	93.3	0.5	93.345	-0.045	0.155
62	80.0	0.3	95.5	2.2	93.302	2.198	2.243
63	79.0	1.0	92.5	3.0	93.160	-0.660	2.858
64	69.3	9.7	89.2	3.3	91.779	-2.579	1.919
65	78.3	9.0	93.7	4.5	93.060	0.640	3.219
66	76.5	1.8	92.3	1.4	92.804	-0.504	1.144
67	74.0	2.5	93.0	0.7	92.448	0.552	1.056
68	77.0	3.0	94.1	1.1	92.875	1.225	0.673
69	76.0	1.0	91.4	2.7	92.733	-1.333	2.558
70	79.3	3.3	94.1	2.7	93.203	0.897	2.230
71	76.0	3.3	91.7	2.4	92.733	-1.033	1.930
72	79.5	3.5	94.2	2.5	93.231	0.969	2.002
73	78.5	1.0	93.8	0.4	93.089	0.7111	0.258
74	78.3	0.2	94.5	0.7	93.060	1.440	0.729
75	79.8	1.5	93.7	0.8	93.274	0.426	1.014
76	75.0	4.8	94.3	0.6	92.590	1.710	1.284
77	80.5	5.5	96.0	1.7	93.374	2.626	0.916
78	79.0	1.5	93.4	2.6	93.160	0.240	2.386

续表

批号	x	$R_s(x)$	y	$R_s(y)$	\bar{y}	y_{cs}	$R_{y_{cs}}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
79	78.0	1.0	93.7	0.3	93.018	0.682	0.442
80	76.0	2.0	92.4	1.3	92.733	-0.333	1.015
81	83.5	7.5	92.8	0.4	93.801	-1.001	0.668
82	79.0	4.5	94.5	1.7	93.160	1.340	2.341
83	76.9	2.1	92.6	1.9	92.861	-0.261	1.601
84	79.4	2.5	92.1	0.5	93.217	-1.117	0.856

解：为应用表 4.1.4-4 进行诊断，除了本工序的休图 $x(y)$ - $R_s(y)$ 图与选控图 x_{cs} - $R_{y_{cs}}$ 图外，还作出了上道工序的休图 $x(x)$ - $R_s(x)$ 图，这里选控图的非控异因为上影，用上道工序过滤质量指标值 x 表示。它们的日常打点数据参见表 4.1.4-5 中的第 (2)、(3)、(4)、(5)、(7)、(8) 栏。上道工序的 $x(x)$ - $R_s(x)$ 图与本道工序的 $x(y)$ - $R_s(y)$ 图的计算过程略。于是得到图 4.1.4-4 与图 4.1.4-5。在图 4.1.4-5 上可以对本工序脱色液透光度的变异度是否失控进行诊断，在图 4.1.4-4 上可以对本工序脱色

图 4.1.4-4 例 4.1.4-2 的各个 x 图

液透光度的均值是否失控进行诊断。从图 4.1.4-4 与图 4.1.4-5 可得出异常批及其诊断, 如表 4.1.4-6 所示。现对表 4.1.4-6 中的各个异常批说明如下:

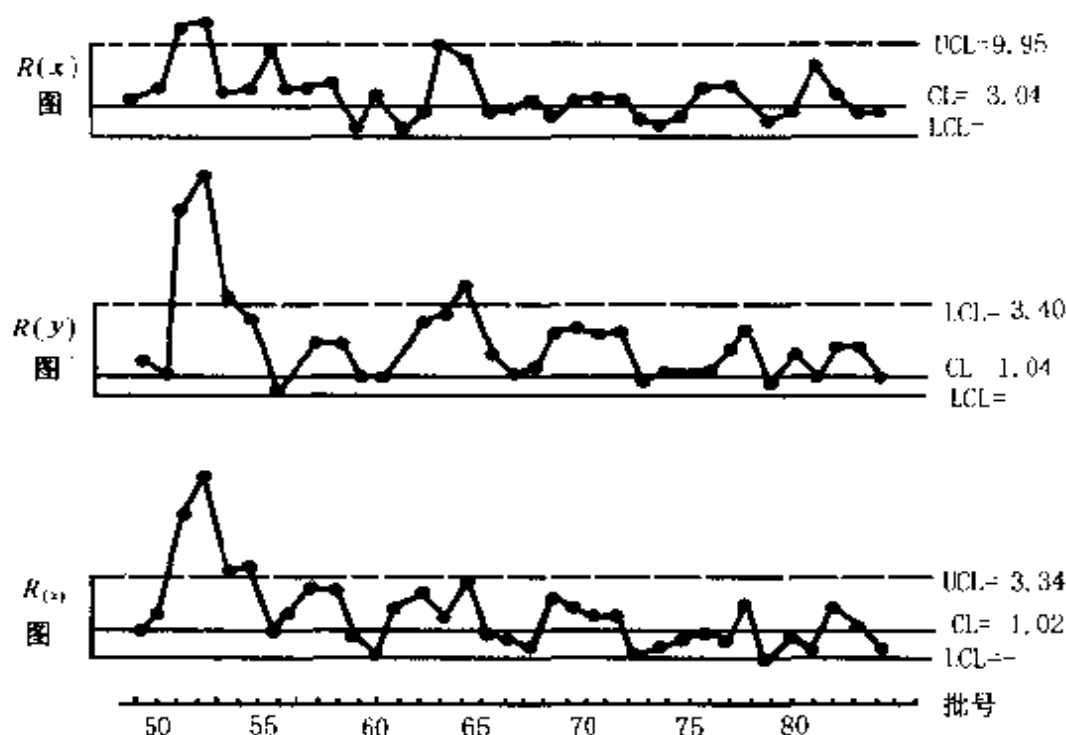


图 4.1.4-5 例 4.1.4-2 的各个 R_s 图

表 4.1.4-6 异常批及其诊断

控制图 批号	$\bar{x}(x)$	$\bar{x}(y)$	\bar{x}_s	$R_s(x)$	$R_s(y)$	R_{ss}	属于表 4.1.4-4 中的情况
52	<LCL	<LCL	<LCL	>UCL	>UCL	>UCL	从均值看属情况 I。 从变异度看属情况 I。
53				>UCL	>UCL	>UCL	从变异度看属情况 I。
54		>UCL	<LCL		>UCL	>UCL	从均值看属情况 V。 从变异度看属情况 V。
55						>UCL	从变异度看属情况 VI。
64	<LCL	<LCL					从均值看属情况 II。
65					>UCL		从变异度看属情况 VI。
77		>UCL					从均值看属情况 VI。

(1) 由于质量指标为计量值透光度，它一般属于或近似属于正态分布，故应从均值和变异度两个侧面（见图 4.1.4-4，称之为 3x 图诊断，与图 4.1.4-5，称之为 3R 图诊断）来观察其是否异常失控。由张公绪教授主持编制的软件 SPCD2000 3.0 版已将上述建立诊断系统并按照三八表进行诊断的全部操作电脑化，应用起来十分方便，参见附录三。

(2) 根据表 4.1.4-4 两种控制图诊断的典型情况，很容易判断是否存在欲控异因（本工序）和非控异因（上工序影响）。这样就分清了上下工序的质量责任。

(3) 第 52 批：无论从均值或变异度来看均属情况 I，即本工序和上工序均异常，需要在本工序找出欲控异因和在上道工序找出异因，并加以消除。

(4) 第 53 批：从变异度来看属情况 I，但从均值看属正常。仔细分析图 4.1.4-4 各图中第 52 批至第 53 批的变化，可知这里变异度的变化反映了由异常批第 52 批恢复到正常批第 53 批的波动，而非上下道工序异常。

(5) 第 54 批：无论从均值或变异度来看均属情况 V，需要在本工序找出欲控异因，并加以消除。

(6) 第 55 批：从变异度来看属情况 VII，但从均值看属正常。仔细分析图 4.1.4-4 各图中第 54 批至第 55 批的变化，可知这里变异度的变化反映了由异常批第 54 批恢复到正常批第 55 批的波动，而非本工序异常。

(7) 第 64 批：从均值看属情况 II，即上影异常，应在上道工序找出异因并加以消除。

(8) 第 65 批：从变异度看属情况 VI，但从均值看属正常。仔细分析图 4.1.4-4 各图中第 64 批至第 65 批的变化，可知这里变异度的变化反映了由异常批第 64 批恢复到正常批第 65 批的波动，而非上下道工序异常。

(9) 第 77 批：从均值看属情况 VI，但从变异度看属正常。

情况 VI 指分质量正常，上影也正常，两者同方向叠加使总质量异常。不过，这里异常指的是脱色液透光度超出 UCL，表示异常好，应总结好经验。观察图 4.1.4-4，可见此次异常主要是在 x_{cs} 图中 y_{cs} 值非常靠近其 UCL 而造成的，故应总结本工序的好经验。

7. 典型诊断表的特点

应用两种控制图典型诊断表进行诊断首先是由张公绪在 1981 年创建的，它具有下列特点：

(1) 上道工序与下道工序的接口处只能是上道工序的总质量，而下道工序即本工序存在两种质量：总质量与分质量。总质量_上用全控图_上度量，总质量_本用全控图_本度量，分质量_本用选控图_本度量，三张控制图，每张控制图都可以显示正常或异常，这样共有 $2^3=8$ 种可能的组合。故典型诊断表共有 8 种典型情形，这是全部可能的情形。

(2) 典型诊断表考虑了上下道工序的连接，这点十分重要。为说明方便，前述以上影为例。实际上，也可以把上影替换成其他待诊断的毛病。

(3) 典型诊断表的诊断应用的是直接逻辑推理，而非统计推理，因此典型诊断表本身不存在统计推理的两种错误。

(4) 根据不同的需要，诊断系统与相应的典型诊断表可以选择不同类型的控制图，例如，休图与选控休图、累积和图与选控累积和图、多元 T^2 图与选控多元 T^2 图等等。因此，对于各种情况可用同一个两种质量诊断理论来统一处理，这在统计诊断理论中还是独一无二的。

4.1.5 两种工序能力指数的诊断

1. 工序能力与工序能力指数

工序能力是指工序的加工质量满足技术标准的能力，它是衡量工序加工内在一致性的标准。而生产能力则指加工数量方面的

能力，二者不可混淆。工序能力决定于质量因素人、机、料、法、环，而与公差无关。

当工序处于稳定状态时，产品的计量质量指标值有 99.73% 落在 $\mu \pm 3\sigma$ 的范围内，其中 μ 为质量指标值的总体均值， σ 为质量指标值的总体标准差，也即至少有 99.73% 的合格品落在上述 6σ 范围内，这几乎包括了全部产品。故通常，用 6 倍标准差，即 6σ 表示工序能力。

工序能力指数表示工序能力满足产品技术标准（产品规格、公差）的程度，一般记以 C_p 。对于双侧规格情况， C_p 的计算公式如下：

$$C_p = \frac{T}{6\sigma} = \frac{T_U - T_L}{6\sigma} \approx \frac{T_U - T_L}{6s} \quad (4.1.5-1)$$

式中， T 为技术规格的公差幅度， T_U 、 T_L 分别为规格上、下限， σ 为质量指标值分布的总体标准差，可用样本标准差 s 来估计。

在上述工序能力指数中， T 反映对产品质量的要求，而 σ 则反映工序加工的质量，所以在工序能力指数 C_p 中将 6σ 与 T 比较，就反映过程加工精度满足产品技术要求的能力。

根据 T 与 6σ 的相对大小可以得到图 4.1.5-1 的三种典型情况。 C_p 值越大，表明加工精度越高，但这时对设备和操作人员的要求也高，加工成本也越大，所以对于 C_p 值的选择应根据技术要求与经济性的综合考虑来决定。当 $T = 6\sigma$ ， $C_p = 1$ ，从表面上看，似乎这是既满足技术要求又很经济的情况。但由于过程总是波动的，分布中心一有偏移，不合格品率就要增加，因此，通常取 C_p 大于 1。

对于单侧规格情况，若只有上限要求，而对下限没有要求，则工序能力指数计算如下：

$$C_{pU} = \frac{T_U - \mu}{3\sigma} \approx \frac{T_U - \bar{x}}{3s} \quad (4.1.5-2)$$

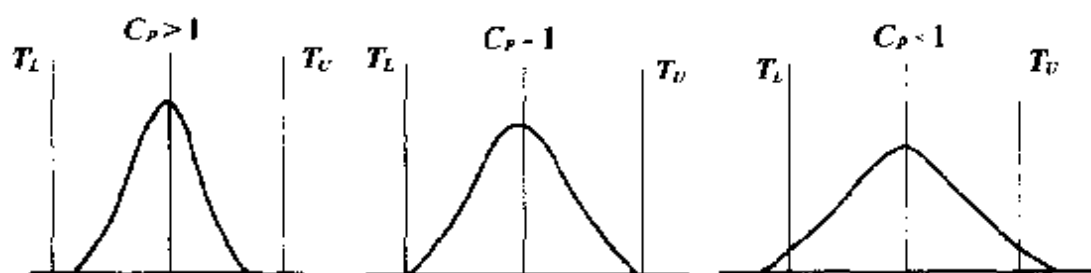


图 4.1.5-1 各种分布情况下的 C_p 值

而当 $\bar{x} \geq T_U$ 时, 令 $C_{pU} = 0$, 表示工序能力严重不足, 这时过程的不合格品率高达 50% 以上。

若只有下限要求, 而对上限没有要求, 则工序能力指数计算如下:

$$C_{pL} = \frac{\mu - T_L}{3\sigma} \approx \frac{\bar{x} - T_L}{3s} \quad (4.1.5-3)$$

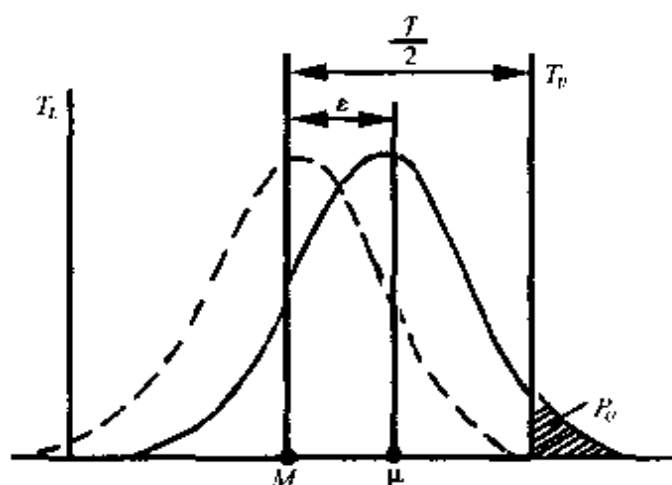


图 4.1.5-2 产品质量分布的均值 μ 与公差中心 M 不重合的情况

而当 $\bar{x} \leq T_L$ 时, 令 $C_{pL} = 0$, 表示工序能力严重不足, 这时过程的不合格品率高达 50% 以上。

当产品质量分布的均值 μ 与公差中心 M 不重合 (即有偏移) 时, 式 (4.1.5-1) 所计算的工序能力指数不能反映实际情况, 需要加以修正 (见图 4.1.5-2)。定义分布中心 μ 与公差中心 M 的偏移 ϵ 为 $\epsilon = |M - \mu|$, 而 μ 与 M 的偏移度 K 为 $K = \frac{\epsilon}{T/2}$ 。

$\frac{2\epsilon}{T}$ ，则式 (4.1.5-1) 的工序能力指数成为

$$C_{pK} = (1 - K)C_p = (1 - K) \frac{T}{6\sigma} \approx (1 - K) \frac{T}{6s} \quad (4.1.5-4)$$

这样，当 $\mu = M$ （即分布中心与公差中心重合无偏移）时， $K = 0$ ， $C_{pK} = C_p$ ；而当 $\mu = T_U$ 或 $\mu = T_L$ 时， $K = 1$ ， $C_{pK} = 0$ 。这里， $C_{pK} = 0$ 表示工序能力由于偏移而严重不足，需要采取措施加以纠正。当 μ 位于公差界限之外时， $K > 1$ ， $C_{pK} \leq 0$ ，但此时规定 $C_{pK} = 0$ 。这点说明公式 (4.1.5-4) 的定义有不完善之处。因此，公式 (4.1.5-4) 实际上只能用于偏离量 ϵ 不太大的场合。

一般，对于工序能力制定了如表 4.1.5-1 所示的标准。从式 (4.1.5-1) 可知，当 $C_p = 1.33$ ， $T = 8\sigma$ ，这样整个质量指标值的分布基本上均在上下规格限之内，且留有相当余地，见图 4.1.5-1 的情况 1。因此，可以说 $C_p \geq 1.33$ 时工序能力充分满足质量要求。其余可类推。需要说明的是，随着时代的进步，对于高质量、高可靠性的“6 σ ”情况，甚至要求 C_p 达到 2 以上，所以对 $C_p \geq 1.67$ 时认为工序能力过高的说法应视具体情况而定。参见图 4.1.5-3。

表 4.1.5-1 工序能力指数 C_p 值的评价标准

C_p 值的范围	级别	工序能力的评价
$C_p \geq 1.67$	I	工序能力过高，应视具体情况而定。
$1.67 > C_p \geq 1.33$	II	工序能力充分。
$1.33 > C_p \geq 1.0$	III	工序能力尚可，但接近 1.0 时要注意。
$1.0 > C_p \geq 0.67$	IV	工序能力不足，需要采取措施。
$0.67 > C_p$	V	工序能力严重不足。

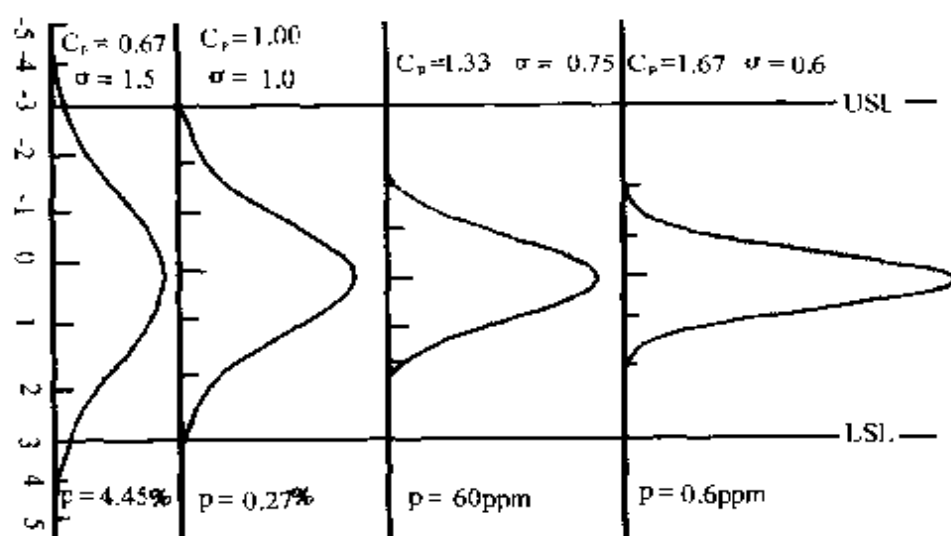


图 4.1.5-3 典型 C_p 值情况下质量特性值正态分布的图形

2. 两种工序能力指数及其诊断

任何一道工序都存在两种质量，即总质量与分质量，与此相应地也应该有两种工序能力指数，即：

(1) 综合工序能力指数，简称总工序能力指数 (Total Process Capability Index)，记以 $C_{p\text{总}}$ 。它就是通常意义下的工序能力指数，用以反映总质量的阶段情况。

(2) 固有工序能力指数，简称分工序能力指数 (Partial Process Capability Index)，记以 $C_{p\text{分}}$ ，用以反映分质量的阶段情况。由于分质量是一种新的质量概念，所以 $C_{p\text{分}}$ 也是一种新的工序能力指数。

以双侧规格情况为例，由式 (4.1.5-1) 得

$$C_{p\text{总}} = \frac{T_{\text{总}}}{6\sigma_{\text{总}}} = \frac{T}{6\sigma_{\text{总}}} \quad (4.1.5-5)$$

式中， T 为总质量的规格公差，也即通常的规格公差 $T = T_U - T_L$ ， $\sigma_{\text{总}}$ 可由相应的全控图得出。

与此相应地，我们有

$$C_{p\text{分}} = \frac{T_{\text{分}}}{6\sigma_{\text{分}}} = \frac{T}{6\sigma_{\text{分}}} \quad (4.1.5-6)$$

式中, $T_{\text{分}}$ 为分质量的规格公差, 当无上道工序影响情况, $T_{\text{分}} = T_{\text{总}}$, 故知 $T_{\text{分}} = T$; $\sigma_{\text{分}}$ 为分质量的标准差, 可由相应的选控图得出。

由于分质量是总质量的一部分, 影响分质量的因素个数总是少于影响总质量的因素个数, 故前者的波动小于后者, 即有 $\sigma_{\text{分}} \leq \sigma_{\text{总}}$, 从而有

$$C_{p\text{总}} \leq C_{p\text{分}} \quad (4.1.5-7)$$

上式说明 $C_{p\text{分}}$ 是该工序的工序能力指数的上界, 只有当非控异因排除后, 方有 $C_{p\text{总}} = C_{p\text{分}}$ 。应用式 (4.1.5-7), 就可以进行质量预测, 即若排除非控异因, 则质量提高的最大幅度为

$$d = C_{p\text{分}} - C_{p\text{总}} \quad (4.1.5-8)$$

或相对幅度为

$$d_r = \frac{d}{C_{p\text{分}}} = \frac{C_{p\text{分}} - C_{p\text{总}}}{C_{p\text{分}}} = 1 - \frac{\sigma_{\text{分}}}{\sigma_{\text{总}}} \quad (4.1.5-9)$$

式 (4.1.5-9) 的最后一等式表明, 即使不知道规定的公差 T , 同样可以计算出 d_r 。

应用两种工序能力指数进行质量诊断的步骤是: (1) 根据 d_r 的数值大小判断上道工序影响是否严重。当 $d_r > 30\%$ 时, 认为非控异因影响大; 当 $d_r < 10\%$ 时, 认为非控异因影响小; 而当 $10\% \leq d_r \leq 30\%$ 时, 认为非控异因影响中等。(2) 根据本工序的固有工序能力指数 $C_{p\text{分}}$ 判断本工序的加工质量情况, 对照表 4.1.5-1, 当 $C_{p\text{分}}$ 值较低时, 譬如 $C_{p\text{分}} \leq 1.2$ 就需要改进本工序, 减少 $\sigma_{\text{分}}$, 从而提高 $C_{p\text{分}}$ 值。

例 4.1.5-1 某制药厂土霉素车间测得各工序的两种工序能力指数如表 4.1.5-1 所示。现欲改进最终产品的质量, 试问哪几道工序是改进质量的关键? 由于本例为实例, 表 4.1.5-1 中的数字均为真实数据, 故本例的结论特别有启发性。

解: 采取三种方法分别进行讨论:

(1) 方法 1: 由后往前, 逐个诊断。先计算 d_r , 根据 d_r 判断

表 4.1.5-1 土霉素车间各工序的两种工序能力指数

工序 C_p 值	发酵 (1)	酸化 (2)	脱色 (3)	结晶 (4)	成品 (5)
$C_{p总}$	0.9	1.0	1.0	0.9	0.8
$C_{p分}$	0.9	1.5	1.1	1.6	1.5
d_r (%)	0	33.3	9.1	43.8	46.7

上影是否严重，再根据 $C_{p分}$ 判断分质量水平。例如：

第 5 道成品工序： $d_r = 46.7\% > 30\%$ ，故上影严重；其次 $C_{p分} = 1.5$ ，很高（对于化工或制药行业， $C_{p分} = 1.5$ 已经是高的了）。因此，只要上道工序解决了问题，本工序的 $C_{p总} = 0.8$ 很低的问题自然迎刃而解。

第 4 道结晶工序： $d_r = 43.8\% > 30\%$ ，故上影严重；其次 $C_{p分} = 1.6$ ，很高。因此，只要上道工序解决了问题，本工序的 $C_{p总} = 0.9$ 很低的问题自然迎刃而解。

第 3 道脱色工序： $d_r = 9.1\% < 10\%$ ，故上影轻微；其次 $C_{p分} = 1.1$ ，不高。因此，本工序是生产线技术改造的关键工序之一。

第 2 道酸化工序： $d_r = 33.3\% > 30\%$ ，故上影严重；其次 $C_{p分} = 1.5$ ，很高。因此，只要上道工序解决了问题，本工序的 $C_{p总} = 1.0$ 不高的问题自然迎刃而解。

第 1 道发酵工序：由于不考虑原材料的影响，故两种质量相等，于是 $C_{p总} = C_{p分} = 0.9$ ， $d_r = 0$ ；其次 $C_{p分} = 0.9$ ，很低。因此，本工序也是生产线技术改造的关键工序。

(2) 方法 2：只看 $C_{p分}$ 值，选择 $C_{p分} \leq 1.2$ 者，即为关键工序。观察各工序的 $C_{p分}$ 值，就可发现第 1、3 两道工序的 $C_{p分}$ 值最低，都在 1.0 左右，所以它们就是技术改造的关键工序。

(3) 方法 3：只看 $C_{p总}$ 值，选择小于等于 1 者，认为是关键

工序。这是国内外现行的方法，只观察各工序的 $C_{p\text{总}}$ 值，可以看到所有各工序都有 $C_{p\text{总}} \leq 1.0$ ，所以每道工序都是技术改造的关键。但是，现场的实际技术检查证明这个结论是错误的，只有第 1、3 两道工序才是技术改造的关键。造成错误的原因就是由于 $C_{p\text{总}}$ 是反映总质量的工序能力指数，它与上道工序有关。与上道工序关系越密切，即 d_r 值越大，则 $C_{p\text{总}}$ 受影响就越大，造成错误的程度也就越大。例如，上述第 2、4、5 道工序即如此。

必须强调指出，目前国内外的作法正是上述方法 3，这应该引起大家足够的重视。实例 4.1.5-1 充分说明了两种质量诊断理论的威力。

§ 4.2 两种质量多元诊断理论简介

4.2.1 多工序、多指标系统

多元情况在现场是普遍存在的。严格地讲，几乎每一个工厂的生产线都是一个多工序、多指标系统。所谓多工序、多指标系统是指：

1. 多工序系统是指产品经过多于一道工序的生产线加工的系统；产品只经过一道工序加工就完成了的情况是罕见的。

2. 多指标系统是至少有一道工序的指标数目多于一个的系统。这里，质量指标和技术指标统称指标。由于每道工序至少有一个技术指标和一个质量指标，故多指标系统总是成立的。

例如，某电路板生产线共有 17 道工序，每道工序的指标少则 2 个，多则 27 个；某安乃近生产线共有 6 道工序，每道工序的指标少则 2 个，多则 4 个；某上霉素生产线共有 5 道工序，每道工序的指标少则 2 个，多则 15 个；某合成橡胶生产线共有 3 道工序，每道工序的指标少则 4 个，多则 36 个；这样的例子比比皆是。

4.2.2 在多工序、多指标系统中进行质量控制与诊断存在哪些问题？

在多工序、多指标系统中进行质量控制与诊断（SPC 与 SPCD）存在下列问题：

1. 在多工序生产线存在上道工序影响的问题。在一条多工序的生产线中，通常，上道工序的加工会给下道工序带来影响（简称上影）。由于上影与本工序的加工是综合在一起的，如何加以区分？如果不能加以区分，那么就必然分不清上、下道工序的质量责任，也就无法进行科学的质量控制与诊断。显然，多工序生产线需要对上影进行诊断。

2. 多指标工序存在指标相关性的问题。在一道工序中若有多个指标，通常，指标之间具有相关性。例如，在电路板生产线中，沉铜工序的质量指标沉铜速率、背光级数就与 25 个技术指标： HCHO ， NaOH ， Cu^{2+} 等有关。当沉铜质量指标发生异常，需要诊断究竟是哪个或哪些技术指标致使沉铜质量指标异常。显然，多指标工序需要在指标相关的条件下诊断出引起异常的指标。

3. 在多工序、多指标体系中，既有纵的联系——上影，又有横的联系——指标相关性，这二者同时存在，就形成了纵横交错的复杂问题，无论对上影进行诊断或对相关指标进行诊断都更为复杂化。

以下将简单介绍解决上述问题的思路与方法。

4.2.3 在多工序生产线中如何诊断上影？

在多工序生产线中诊断上影主要应用 § 4.1 中的两种质量诊断理论。这里不再赘述。

4.2.4 在多指标工序中如何诊断相关指标?

1. 在多指标工序中诊断相关指标主要应用张公绪在 1996 年提出的两种质量多元诊断理论。两种质量多元诊断理论的思路与两种质量诊断理论基本上相同,只不过是这里的多元情况应用了多元 T^2 控制图与选控多元 T^2 控制图代替了一元情况图 4.1.4-2 中的休图与选控休图。

2. 多元情况与一元情况不同,引出新特点。

多指标生产线中至少有一道工序具有多指标,而多指标之间往往存在相关性。在指标相关的条件下进行科学管理 (SPC 与 SPCD) 是相当困难的。

在现场,技术人员极容易犯的一个错误就是把多元问题简单地分解成若干个一元问题来处理。例如,现场不少技术人员认为,我们把工序的每个指标都控制在其规格界限内,这已经是做到家了,还能进一步做什么?!其实,他们不明白,在多元情况下就产生了一个指标间相关的新特点,这是以前一元情况所没有的。现场技术人员对于指标间的相关性通常不加控制,而这是多元情况不容许忽略的新特点。为了说明这一点,现在请看一下例 4.2.4-1。

[例 4.2.4-1] 设有一道工序,共有两个指标: x_1 , x_2 , 它们的成组数据如表 4.2.4-1 所示。我们对指标: x_1 , x_2 分别作 \bar{x} 控制图如图 4.2.4-1 (a)、(b) 所示。由图可见,并未发现异常。但若仔细观察图 4.2.4-1 (a)、(b) 或表 4.2.4-1 中的第 (6)、(11) 栏,可以发现:两图点子的波动态势是基本相似的,可是在图 4.2.4-1 (a) 中第 10 个点子呈下降趋势,而在图 4.2.4-1 (b) 中第 10 个点子则呈上升趋势,二者相反,与两图点子波动态势基本相似这一点相违背,换言之,也即二指标之间的相关性或相关关系在第 10 点处有异常的变化。对于多指标间具有相关性的这一事实,一元控制图是反映不了的,只有

多元控制图才能加以反映。例如，本例的多元 T^2 控制图，参见图 4.2.4-2，由图可见，第 10 点出界，正确地反映了变量间关系异常的客观事实。

表 4.2.4-1 例 4.2.4-1 的数据及计算表

组号 (1)	x_1					x_2					T^2 (12)
	x_{11} (2)	x_{12} (3)	x_{13} (4)	x_{14} (5)	\bar{x}_1 (6)	x_{21} (7)	x_{22} (8)	x_{23} (9)	x_{24} (10)	\bar{x}_2 (11)	
1	72	84	79	49	71.00	23	30	28	10	22.75	2.24
2	56	87	33	42	54.50	42	14	31	8	15.50	0.65
3	55	73	22	60	52.50	13	22	6	16	14.25	1.27
4	44	80	54	74	63.00	9	28	15	25	19.25	0.22
5	97	26	48	58	57.25	36	10	14	15	18.75	1.53
6	83	89	91	62	81.25	30	33	35	18	29.00	8.98
7	47	66	53	58	57.00	12	18	14	16	15.00	1.32
8	88	50	84	69	72.75	31	11	30	19	22.75	3.77
9	57	47	41	46	47.75	14	10	8	10	10.50	4.95
10	26	39	52	48	41.25	7	11	35	30	20.75	63.76
11	46	27	63	34	42.50	10	8	19	9	11.50	6.55
12	49	62	78	87	69.00	11	20	27	31	22.25	1.37
13	71	63	82	55	67.75	22	16	31	15	21.00	1.36
14	71	58	69	70	67.00	21	19	17	20	19.25	3.26
15	67	69	70	94	75.00	18	19	18	35	22.50	7.41
16	55	63	72	49	59.75	15	16	20	12	15.75	2.76
17	49	51	55	76	57.75	13	14	16	26	17.25	0.12
18	72	80	61	59	68.00	22	28	18	17	21.25	1.33
19	61	74	62	57	63.50	19	20	16	14	17.25	3.50
20	45	48	51	56	50.00	10	11	13	16	12.50	13.04

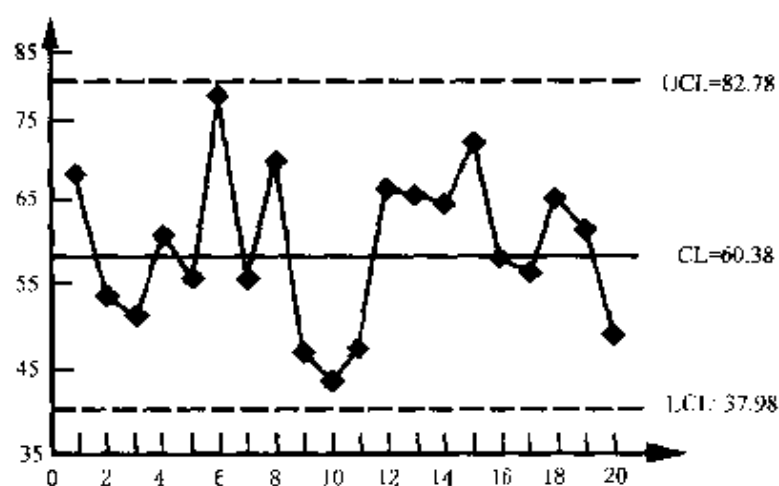


图 4.2.4-1 (a) x_1 的 \bar{x} 图

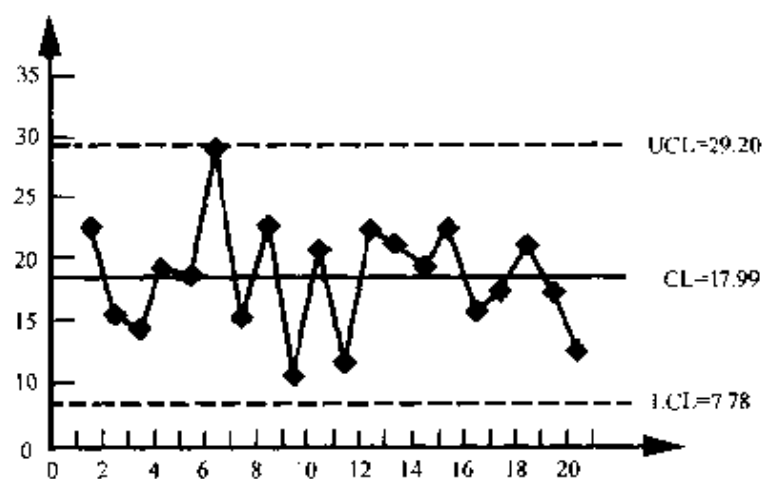


图 4.2.4-1 (b) x_2 的 \bar{x} 图

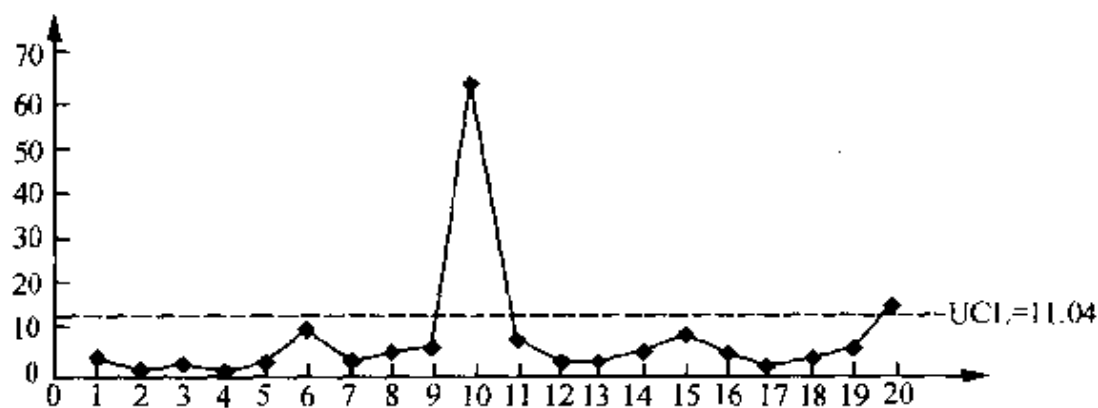


图 4.2.4-2 例 4.2.4-1 的 T^2 图

因此，在多元情况要考虑变量间的相关性，这是多元情况的一个重要特点，也是一元情况所没有的新特点。由此可知，将多元问题简单化地分解成为若干个一元问题来处理的作法没有考虑变量间的相关性，可能导致错误的结论。这是现场极易犯的错误。

更具体点说，假定某工序共有 10 个指标，记以 x_1, x_2, \dots, x_{10} 。现场技术人员把每个指标都控制在其规格界限内，这一点从统计角度看，不过是控制了 10 个均值 $\mu_i, i=1, \dots, 10$ 。而表示 10 个变量间相关关系的协方差矩阵为：

	x_1	x_2	...	x_{10}
x_1	s_{11}	s_{12}	...	s_{110}
x_2	s_{21}	s_{22}	...	s_{210}
...
x_{10}	s_{101}	s_{102}	...	s_{1010}

其中， s_{ii} 为方差，在本例共有 10 个方差，即 $s_{ii}, i=1, 2, \dots, 10$ 。

$s_{ij}, i \neq j, i, j=1, \dots, 10$ ，为协方差，由于 $s_{ij} = s_{ji}$ ，故在本例共有 $(10 \times (10-1)) / 2 = 45$ 个协方差。

这样，在总共 10（个均值）+ 10（个方差）+ 45（个协方差）= 65 个参数中，现场技术人员只控制了 10 个均值，占全部 65 个参数的 15.4%，而占 84.6% 的参数并未被加以控制。因此，难怪现场技术人员经常会作如下的反映：“不知怎么回事，工序一会儿变好了，一会儿又变坏了，莫名其妙！”其实奥妙就在这里：他们自以为把所有指标的参数全部都加以控制了，而事实上只控制了参数中的一小部分，大部分参数都未被控制。这就是问题之所在。难怪工序的表现经常出乎他们的意料之外。

要想在指标相关的条件下进行 SPC 与 SPCD，必须应用张公绪教授在 1996 年所提出的两种品质多元逐步诊断理论（The Multivariate Stepwise Diagnosis Theory with Two Kinds of

Quality), 这样才能把所有参数都控制住。所以我们必须强调多元情况下的一个重要事实, 即多元问题不能简单地分解为若干个一元问题来处理。这样做将会导致错误的结论。

4.2.5 对多工序、多指标的生产线进行科学管理 (SPC 与 SPCD) 会遇到什么问题?

对于多工序生产线需要应用两种质量诊断理论去诊断上影。

对于多指标生产线需要应用两种质量多元逐步诊断理论 (或称两种 T^2 控制图的诊断理论) 在指标相关的条件下去诊断出引起工序异常的指标。

1. 多元控制图

1947 年美国郝铁林 (H. Hotelling) 提出多元 T^2 控制图, 是西方国家广泛应用的多元控制图。设变量个数为 p , T^2 控制图的统计量为

$$T^2 = (\mathbf{x} - \bar{\mathbf{x}})' \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{x} - \bar{\mathbf{x}}) \quad (\text{单值数据}) \quad (4.2.5-1)$$

$$\text{或} \quad T^2 = (\bar{\mathbf{x}} - \bar{\bar{\mathbf{x}}})' \mathbf{S}^{-1} (\bar{\mathbf{x}} - \bar{\bar{\mathbf{x}}}) \quad (\text{成组数据}) \quad (4.2.5-2)$$

式中, \mathbf{x} 为观测值向量, $\bar{\mathbf{x}}$ 为观测值均值向量, $\bar{\bar{\mathbf{x}}}$ 为观测值总均值向量, \mathbf{S} 为各个 (设有 p 个) 元的协方差矩阵:

$$\mathbf{x} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_p \end{bmatrix}, \quad \bar{\mathbf{x}} = \begin{bmatrix} \bar{x}_1 \\ \bar{x}_2 \\ \vdots \\ \bar{x}_p \end{bmatrix}, \quad \bar{\bar{\mathbf{x}}} = \begin{bmatrix} \bar{\bar{x}}_1 \\ \bar{\bar{x}}_2 \\ \vdots \\ \bar{\bar{x}}_p \end{bmatrix}, \quad \mathbf{S} = \begin{bmatrix} s_{11} & s_{12} & \cdots & s_{1p} \\ s_{21} & s_{22} & \cdots & s_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ s_{p1} & s_{p2} & \cdots & s_{pp} \end{bmatrix},$$

这里, s_{ij} , $i \neq j$, $i, j = 1, 2, \dots, p$, 表示协方差, 故 T^2 控制图能够全面地考虑各元之间的相关性。 \mathbf{S}^{-1} 为 \mathbf{S} 的逆矩阵。

T^2 控制图的优点是能够全面地考虑各元之间的相关性, 并能在变量相关的条件下精确地给出第一类错误的概率 α , 但它最

大的缺点就是不能诊断，当 T^2 控制图显示异常后，它不能告知是哪个或哪些变量引起的异常，而正是在多元情况才更迫切需要进行诊断。另一方面，两种质量诊断理论最大的优点则是能够进行诊断，张公绪在 1996 年提出两种质量多元诊断理论将上述两种理论的优点集中，同时又避开了它们的缺点，居世界领先水平。

2. 一元控制图和多元控制图的控制与稳态

(1) 一元控制图的控制与稳态。

什么叫稳态？稳态即只有偶因，没有异因的状态。在稳态下，分布也即分布参数稳定不变，故国外称之为统计控制状态。所谓统计控制状态就是指统计分布参数受到控制，稳定于稳态这个基准。

一元控制图的控制就是以一元稳态为基准对未来进行控制。首先为了了解过程是否处于稳态，需要作分析用控制图。若过程不是稳态，则控制图将显示异常，这时应贯彻 3.4.6 节的 20 个字：“查出异因，采取措施，加以消除，不再出现，纳入标准。”每贯彻一次这 20 个字就消灭一个异因。逐步消除异因，逐步改进质量，最终一定能达到稳态（或我们所要求的状态）。然后，作控制用控制图，进行日常管理。

(2) 多元控制图的控制与稳态。

与此相应地，多元控制图的控制就是以多元稳态为基准对未来进行控制。这里，所谓多元稳态是指所控制多个变量的多元分布的分布参数受到控制，稳定不变于稳态这个基准。具体说，设变量共有 p 个： x_1, x_2, \dots, x_p ，服从多元正态分布，则其分布参数为：(1) $\mu_i, i=1, 2, \dots, p$ ；(2) $\sigma_i, i=1, 2, \dots, p$ ；(3) $s_{ij}, i \neq j, i, j=1, 2, \dots, p$ 。多元稳态就要求所有参数都稳定于稳态这个基准，包括上述 (3) 要求各变量之间的协方差，也即相关关系稳定不变，后者是多元情况的新特点。

与一元情况类似，多元控制图也可分成：分析用多元控制图

与控制用多元控制图。若过程不处于稳态，多元控制图将显示异常，同样需要贯彻 3.4.6 节的 20 个字。每贯彻一次这 20 个字就消灭一个异因。逐步消除异因，逐步改进质量，最终一定能达到多元稳态（或我们所要求的状态）。然后，作控制用多元控制图，进行日常管理。

3. 多元控制图的判异

一元控制图的判异很简单，最基本的一条是：点出界就判异。多元控制图的判异要复杂得多，必须从整个系统看问题。例如，设变量： x_1, x_2, \dots, x_p 构成一个系统，对此系统可应用多元控制图，例如 T^2 控制图，进行控制。其参数为：(1) $\mu_i, i=1, 2, \dots, p$ ；(2) $\sigma_i, i=1, 2, \dots, p$ ；(3) $s_{ij}, i \neq j, i, j=1, 2, \dots, p$ 。若所有上述参数全部异常，当然系统异常，但若在上述参数中只有部分异常，其余正常，则如何判异？因此，与一元控制图的判异不同，多元控制图的判异必须从整个系统出发，应用一个综合评价指标对整个系统进行总评价才行。 T^2 控制图的统计量 T^2 值就是一个评价整个系统的科学的总评价价值。

从式 (4.2.5-1) 的 T^2 值表达式可见：(1) $(X - \bar{X})$ 反映了变量取值的波动；(2) $(X - \bar{X})$ 前后各乘一次，故 T^2 值为二次型，又由于协方差矩阵 S 是正定的，所以 T^2 值非负；(3) 协方差矩阵 S 考虑了变量间的相关性。由于多指标系统的指标通常都是随机波动的，所以一个综合评价指标的科学性决定于它能否反映客观的统计规律。根据郝铁林的研究知

$$T^2 \sim \frac{p(n-1)}{n-p} F(p, n-p)$$

式中， $F(p, n-p)$ 表示 F 分布，其中 $p, n-p$ 为 F 分布的自由度。上式说明 T^2 值服从 F 分布，故 T^2 控制图的统计量 T^2 值就是一个评价整个系统的科学的总评价指标。

在上述 F 分布中，若规定显著性水平 α ，即可由 α 分位点求出 T^2 控制图的上控制界 UCL_{T^2} 。这里， T^2 控制图的下控制界不

存在，而 0 为 T^2 控制图的自然下界。由于 F 分布是一个从原点开始的左偏偏态分布，右侧有一条渐进趋于零的长尾，参见图 4.2.5-1，故其均值位于 F 分布最高点的右侧而靠近最高点处。因此，在稳态下， T^2 控制图中的描点应在位于 T^2 控制图下侧的中心线上下波动，点子的波动越靠近 UCL_{T^2} 表明系统的稳定性越差，参见图 4.2.5-2。

T^2 控制图上的判异，可以是指变量数值的异常变化，也可以是指变量间相关关系的异常变化，或者二者兼而有之。

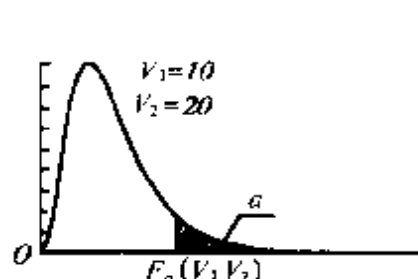


图 4.2.5-1 F 分布示意图

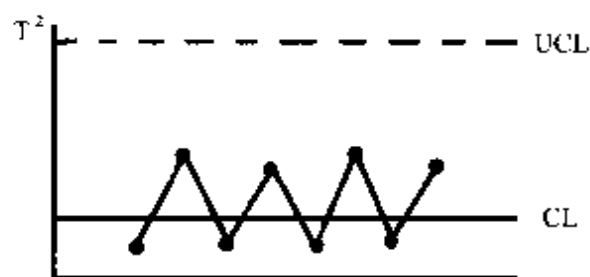


图 4.2.5-2 稳态下 T^2 控制图中的描点应在位于下侧的中心线上下波动

4. T^2 控制图的优缺点

T^2 控制图的优点是：

- (1) 能全面地反映各变量间的相关性；
- (2) 在变量相关的条件下，能精确地给出第一类错误的概率 α 。

T^2 控制图的最大缺点是：它虽能对过程的异常提出告警，但不能进行诊断，这点在多元情况尤其突出。

另一方面，两种质量诊断理论的最大优点就是能够进行诊断，它也能考虑变量间的相关性，但它难以精确地给出第一类错误的概率 α 。故张公绪于 1996 年提出两种 T^2 控制图逐步诊断理论集中了 T^2 控制图、两种质量诊断理论、逐步诊断理论三者的优点，同时又避开了它们的缺点，居世界领先水平。

5. 对于多工序、多指标的生产线，既有上影，又有指标间

的相关性，情况就格外复杂

这里需要应用张公绪教授的上述两种质量多元逐步诊断理论。1998 年张公绪教授又将上述理论加以改进，使得多元诊断问题大为简化，从而许多多元诊断问题得以解决。张公绪教授主持编制的软件 DTTQ2000 6.0 版就是根据上述理论在 Windows 环境下编制的，参见附录四。

4.2.6 应用软件 DTTQ2000 有什么好处？

山东新华制药股份有限公司应用软件 DTTQ2000 已经一年多了，在该公司给软件 DTTQ2000 进行科学评审的意见（参见本书附录二）中，明确写出应用软件 DTTQ2000 的三大优点：

1. 在指标相关的条件下，靠人力找出异常因素几乎是不可能的。而应用电脑和软件 DTTQ2000 在现场进行诊断，快速准确，诊断一次只需要一两分钟。

2. 大大缩短了现场诊断人员的培养时间。

3. 仅安乃近（Analgin）一种产品平均每年可创造效益人民币 30 万元。

综观上述，可见：正确先进的理论一定能够指导实践。

4.2.7 两种质量多元诊断理论的应用实例

实例 4.2.7-1 某敷铜板生产线工序 2 的有关指标为：

黏结片单重平均值，记以 x_1

黏结片单重极差，记以 x_2

熔融黏度平均值，记以 x_3

熔融黏度左右差，记以 x_4

车速，记以 x_5

胶化时间左右差，记以 x_6

其中， x_1, \dots, x_5 为技术指标， x_6 为质量指标。由于技术指标都会影响质量指标，所以我们把所有技术指标作为上道工序指

标，而把质量指标作为下道工序指标，构成一个诊断系统，参见图 4.2.7-1。应用 DTTQ2000 软件对此系统进行诊断后得到图 4.2.7-2。图中，出界点共 3 点，即第 41215 批、第 41405 批、第 41807 批，其诊断结果分别为：

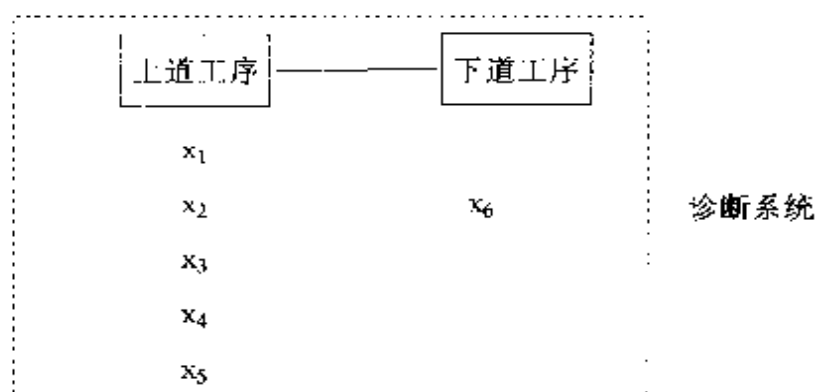


图 4.2.7-1 敷铜板生产线工序 2 的诊断系统

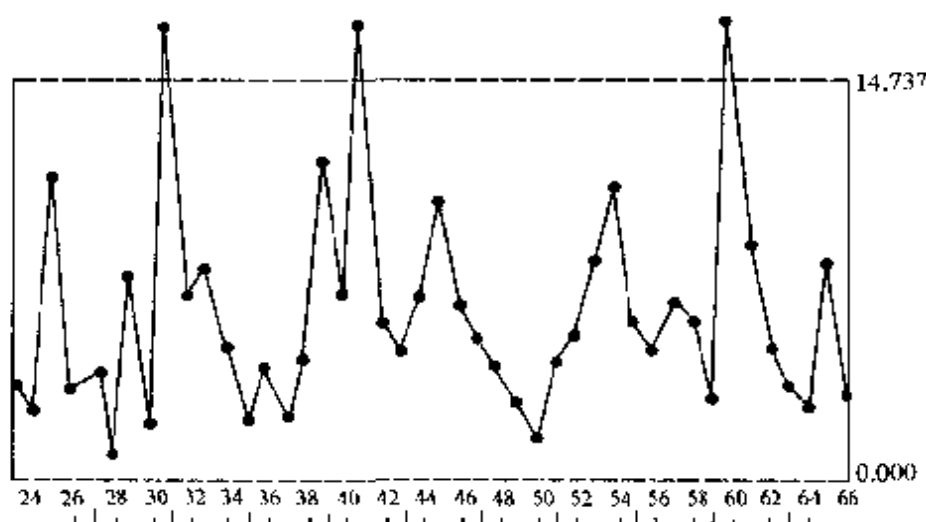


图 4.2.7-2 敷铜板生产线工序 2 诊断系统的 T^2 图

(1) x_1 为异因，经查阅该日现场生产记录，知该批有转料情况，从普通面料转为 SL 面料。

(2) x_5 为异因，经查阅该日现场生产记录，知该批果然加快了车速。

(3) x_1 为异因，经查阅该日现场生产记录，知该批面料转里料，单面板料转双面板料，并换布。

注意，转料不一定造成异常，有不少批转料并未造成异常，

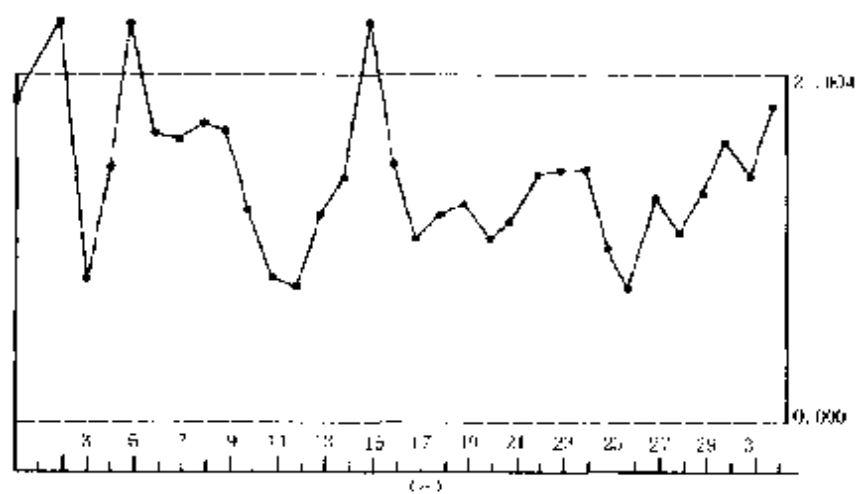
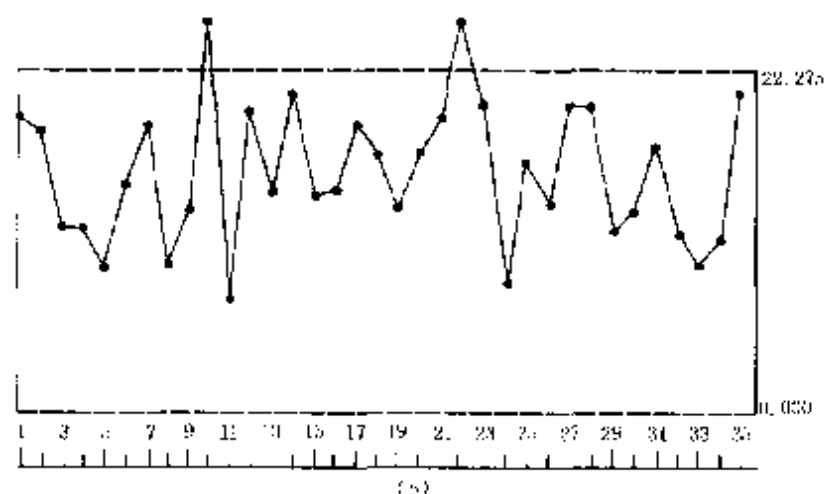
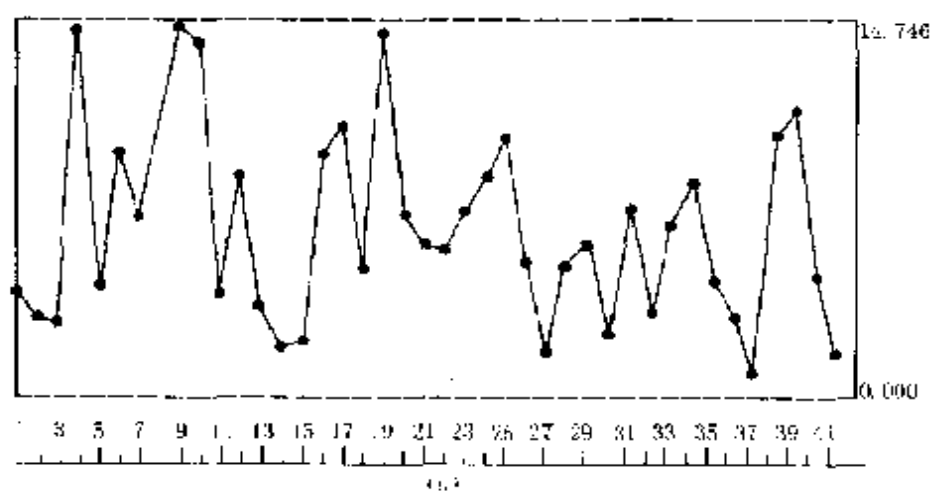


图 4.2.7-3 三个电路板厂 A、B、C 的沉铜工序的比较，图中 (a)、(b)、(c) 分别为 A、B、C 三个厂的沉铜工序的 T^2 控制图

所以在上述造成异常的批转料之中，必然存在有不合理的操作，应加以总结。

此外，从整个系统来看，质量指标本身并未异常说明产品质量还是可以的，但为了保证产品质量的稳定性，上述异因（1）、（2）、（3）都是隐患，必须加以消除，并使之不再出现。

附带地再说明一下，本敷铜板生产线为多品种、小批量的生产，我们应用通用控制图原理^[10]将所有品种统一在一张 T^2 图上进行SPCD，获得成功。例如，图 4.2.7-2 就是 3 种品种的敷铜板放在同一张 T^2 控制图上，诊断依然准确无误。

实例 4.2.7-2 应用 DTTQ2000 软件对 3 个电路板厂 A、B、C 的沉铜工序分别进行诊断比较，结果得到如图 4.2.7-3 (a)、(b)、(c) 所示的 3 张 T^2 图。由图可见，根据判稳准则知 A 厂的沉铜工序已达到稳态，B 厂的沉铜工序平均每个月打点出界 1 次，C 厂的沉铜工序平均每个月打点出界 1.3 次。所以应用 T^2 图可以给出这 3 个电路板厂的沉铜工序在质量方面的客观科学评价，同时也可以指出今后的努力方向。

根据上述实例，可见两种质量多元诊断理论及其软件 DTTQ2000 是大有应用前景的。应用两种质量多元诊断理论的最大优点是：从整个系统出发，考虑了多工序、多指标系统的多元特点，把全部控制对象都控制在内，无一遗漏。

4.2.8 在生产线建立 SPC 与 SPCD 系统的设计原则

根据前述两种质量诊断理论、两种质量多元诊断理论，我们可以提出在生产线建立 SPC 与 SPCD 系统的设计原则如下：

1. 在生产线每两个相邻的工序之间建立一个诊断系统，如图 4.2.8-1 所示。如此环环相套，就可以将整个生产线所有各道工序的指标包括在某一个诊断系统内。

2. 对每一个诊断系统都建立如图 4.2.8-1 所示的三种控制图，然后应用三八表进行诊断。

3. 若诊断系统中工序的指标都是一元指标，可应用张公绪教授主持编制的软件SPCD2000进行诊断，若工序的指标是多元指标则需要应用软件DTIQ2000进行诊断。

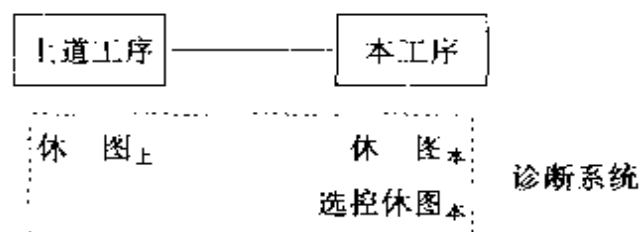


图 4.2.8-1 诊断系统

根据上述设计原则，可见在生产线的每道工序只建立休哈特控制图的 SPC 体系有明显的缺点，它会发生如三八表中情况Ⅱ、Ⅲ、Ⅵ、Ⅶ所示的虚报和漏报现象，这点既为实践所证实，也从理论上得到证明。因此，这种只应用休哈特图的 SPC 体系需要按照两种质量诊断理论来加以改进。

4.2.9 两种质量诊断理论的理论价值与应用价值

1. 两种质量诊断理论的理论价值。为了贯彻预防的原则，20 世纪 30 年代美国贝尔电话实验室休哈特 (W. A. Shewhart) 博士首创统计质量控制理论及其工具——控制图，半个多世纪以来风行全世界，现在统称之为 SPC (统计过程控制)。当生产异常时，控制图显示异常，使人们及时注意，调整生产，贡献良多。但休哈特控制图不能告知我们是什么异常，发生于何处，即不能诊断，这是一个在理论上和现场都迫切需要解决的问题。1980 年张公绪教授提出了选控图系列，为统计诊断理论奠定了基础，1982 年张公绪提出两种质量诊断理论，开辟了统计质量诊断的新方向。从此，SPC 上升为 SPCD (统计过程控制与诊断)。1993 年 7 月世界质量控制权威学术刊物美国《质量技术 (Journal of Quality Technology)》刊登了美国著名统计质量控制专家屋道尔 (W. H. Woodall) 教授和威德 (N. R. Wade) 博士的论文《对选控图的评价和分析 (A Review and Analysis of

Cause-Selecting Control Charts)》，文中肯定了张公绪的选控图和两种质量诊断理论优于在各工序分别使用的传统的休哈特(W. A. Shewhart)控制图，同时也优于多元 T^2 控制图。1994 年张公绪教授与其学生郑慧英博士提出了多元逐步诊断理论，解决了国外诊断理论同时诊断诸元从而第一类错误的概率 α 大的问题。1996 年张公绪教授又提出了两种质量多元诊断理论，居世界领先水平。1998 年张公绪又将上述理论加以改进，使得多元诊断问题大为简化，从而许多问题得以解决。

2. 两种质量诊断理论的应用价值。由于两种质量诊断理论不但可进行质量控制而且能进行质量诊断，故在现场应用此理论可以大大缩短诊断质量问题的时间，及时加以处理，减少损失，降低成本。两种质量诊断理论目前已在制药、化工、敷铜板与电路板、机械、电器、糖厂管理、酿酒、纺织、冶金、采矿、汽车工业、林业、建筑业、邮电、铁路运输、医院管理、卫生防疫、环保、教育、商业等 20 多个领域中获得应用，1988 年并在美国汽车工业获得应用。这些应用获得了巨大的经济效益和社会效益。例如，桂林制药厂土霉素车间应用此理论后将土霉素的优品率由 55.6% 提高到 80.5%；再如，北京天坛医院化验室应用此理论后工作效率提高了 3 倍。故本理论获 1987 年国家科技进步奖。自从 1994~1996 年两种质量诊断理论多元化以后，两种质量诊断理论解决实际问题的能力大为增加。山东新华制药股份有限公司、东莞生益敷铜板股份有限公司等单位已正式采用两种质量多元诊断理论进行现场电脑质量控制与诊断，解决了多元诊断的困难。实践证实不但诊断准确，而且诊断一次仅需要一分多钟，大幅度降低了寻找异常的时间，大大缩短了现场质量控制与诊断人员的培训过程。根据 1997 年山东新华制药股份有限公司应用本理论的科研评审，仅安乃近一项产品每年可增加经济效益 30 万元。故可以预期其应用范围将更为广泛，将在工厂企业中为推行 SPC 与 SPCD 作出更大的贡献。

本章思考题与习题

(1) 对分析生产线的两种模型, 即模型 I 和模型 II 进行评论。

(2) 什么是两种质量? 各有什么特点? 二者之间有什么关系?

(3) 在一道工序中, 哪些因素可作为欲控异因? 哪些因素可作为非控异因?

(4) 两种质量诊断理论的思路是什么?

(5) 两种控制图诊断中的典型情况诊断表有什么作用? 它有什么优点?

(6) 与总工序能力指数相比, 分工序能力指数有什么优点?

(7) 某锅炉厂的零件滚柱的加工技术规程如下:

铸造→钻孔→检验→防锈→半成品库

表 E4-1 x、y 的原始数据

编 号	x	y	编号	x	y
1	1.5	0.7	16	1.6	0.6
2	1.2	0.5	17	1.8	0.8
3	1.5	0.8	18	1.5	0.7
4	2.2	1.0	19	2.0	1.3
5	1.5	0.8	20	1.3	0.6
6	2.3	1.1	21	1.0	0.3
7	1.8	0.9	22	1.6	0.9
8	2.3	1.0	23	1.9	0.8
9	2.7	1.1	24	2.4	1.5
10	2.4	1.4	25	1.7	0.5
11	1.6	1.0	26	2.1	1.1
12	2.0	0.9	27	2.4	1.2
13	1.1	0.6	28	2.8	1.3
14	1.0	0.4	29	2.6	1.1
15	1.2	0.5	30	1.7	0.5

表 E4-2 x 、 y 的日常管理数据

编 号	x	y	编号	x	y
31	1.3	0.6	46	1.6	1.0
32	1.0	0.4	47	2.0	0.8
33	3.2	2.0	48	1.1	0.6
34	1.6	0.9	49	1.0	0.4
35	1.9	0.8	50	1.5	0.8
36	1.7	0.5	51	2.8	1.3
37	2.1	1.1	52	2.9	1.9
38	2.4	1.2	53	2.6	1.1
39	3.1	1.5	54	3.0	1.4
40	2.8	1.3	55	2.5	1.0
41	1.9	1.0	56	2.2	0.9
42	2.6	1.1	57	1.7	0.5
43	2.6	1.3	58	1.6	0.9
44	2.8	1.4	59	1.3	0.6
45	2.9	1.3	60	2.3	1.1

我们按以上技术规程，将铸造称为上道工序，钻孔称为下道工序。此二工序的质量指标分别以不柱度（记为 x ）和不同轴度（记为 y ）表示。 x 、 y 的原始数据如表 E4-1 所示，日常管理数据如表 E4-2 所示。设在上道工序建立 $\bar{x}-R_s$ 控制图，下道工序建立 $\bar{x}-R_s$ 控制图和 $\bar{x}_{cs}-R_{cs}$ 控制图，试用两种控制图的诊断理论对该锅炉厂的零件滚柱的加工进行分析。在本题，质量指标不柱度和不同轴度都是越小越好。

本章参考文献

- (1) 张公绪：《允许有异常因素的一类新型控制图——选控控制图》，《电子学报》1980 年第 2 期，第 1~10 页。
- (2) 张公绪：《控制图诊断》，中国质量管理协会第二届年会，桂林，1982。《中国宇航学会第一届可靠性学术年会论文集》转载，1983 年 5 月。
- (3) 张公绪：《多因素选控图》，《电子学报》1982 年第 3 期，第 31~36 页。
- (4) 张公绪：《选控图理论与实践》，人民邮电出版社，1984 年版。

- (5) 张公绪英文论文:《A New Type of Control Charts——Cause-Selecting Control Charts and A New Diagnosis Theory with Control Charts》(一类新型控制图——选控图与控制图诊断新理论),《首届世界质量大会论文集》第175~185页,英国 Brighton, 1984年。
- (6) 张公绪:《实现选控的通用方法——标准变换法》,《电子学报》1985年第3期,第13~20页。
- (7) 张公绪:《累积控制图与累积选控图》,《通信学报》1985年第6期,第31~38页。
- (8) 张公绪英文论文:《A New Diagnosis Theory With Two Kinds of Quality》(两种质量诊断新理论),《美国第43届质量大会论文集》第594~599页。本文是两种质量诊断理论的一个小结,由《英国全面质量管理杂志》1990年第2期,第249~257页全文转载。
- (9) 张公绪英文论文:《A New Type of Evaluation Theory——the Cause-Selecting Evaluation Theory》(一种新型评估理论——选控评估理论),1990年北京航空航天大学《中日学术讨论会论文集》。
- (10) 张公绪主编工科高校教材:《质量管理学》,高等教育出版社,1992年。本教材获国家教委1995年度教材一等奖。
- (11) 张公绪主编:《品质管理》,台湾晓园出版社,台湾高校教材,1996年。这是大陆学者为台湾编写高校管理教材的第一本。
- (12) 张公绪主编工科高校教材:《新编质量管理学》,九五规划重点教材,高等教育出版社,1998年。
- (13) 张公绪英文专著:《Cause-Selecting Control Chart and Diagnosis》(选控图与诊断),丹麦奥胡斯工商管理学院,1992年。
- (14) 张公绪主编:《质量专业工程师手册》,企业管理出版社,1996年第二版。
- (15) 张公绪合著,英文论文:《Control charts for low-volume manufacturing》(小批量生产控制图),《英国全面质量管理杂志》第6卷,第1期,第91~99页,1995年。
- (16) 徐鹏航主编,张公绪常务副主编:专著《质量管理指南》,中国财政经济出版社,1995年。
- (17) 张公绪英文专著:《Diagnosing Quality: Theory and Practice》(如何诊断质量:理论与实践),《丹麦 MAPP 研究报告》1996年。
- (18) 张公绪英文论文:《An Introduction to the New Multivariate Diagnosis Theory with Two kinds of Quality》(两种质量多元诊断新理论简介)。1996年11月韩国朴圣炫教授与美国维宁(G. G. Vining)教授为 Marcel Dekker 出版社主编《统计过程监控与优化》一书,邀请了国际统计质量控制学术界各

国著名专家撰写论文，特邀请中国张公绪教授撰写《两种品质多元诊断新理论简介》一文收入该书。本文也是 1997 年香港国际质量与可靠性会议 (ICQR'97) 的主题报告。

- (19) 张公绪：《两种品质多元诊断理论简介》，《台湾品质控制月刊》1997 年 4 月号，第 73~77 页。
- (20) 郑慧英：《多元质量控制与诊断》，北京航空航天大学研究生院优秀博士论文，1995 年，博士生导师为张公绪教授。
- (21) 陈志强：《模糊质量控制与诊断》，北京航空航天大学研究生院优秀博士论文，1996 年，博士导师为张公绪教授。
- (22) 卜祥民：《小批量质量控制与诊断》，北京航空航天大学研究生院优秀博士论文，1998 年，博士导师为张公绪教授。
- (23) 刘艳永：《两种质量多元质量控制与诊断理论》，北京航空航天大学研究生院优秀博士论文，1998 年，博士导师为张公绪教授。
- (24) 孙静：《接近零不合格品过程的质量控制与诊断》，北京航空航天大学研究生院优秀博士论文，1999 年，博士导师为张公绪教授。
- (25) Wade, M. R., Woodall, W. H.: 《A Review and Analysis of Cause - Selecting Control Charts》，《Journal of Quality Technology》，Vol. 25, No. 3, July 1993, pp. 161~169.
- (26) 孙静、张公绪：《接近零不合格品过程的判稳与判异》，《北京科技大学学报》1998 年第 4 期。
- (27) 孙静、张公绪：《接近零不合格品过程的几何 CUSUM 控制》，《中国质量》，1998 年第 11 期。
- (28) 孙静、张公绪：《接近零不合格品过程的几何 EWMA 控制》，《质量与可靠性》1998 年第 12 期。
- (29) 张公绪等：《质量控制与诊断七十年》，《中国质量》1998 年第 5 期。
- (30) 张公绪等：《多元质量控制与诊断五十年》，《上海质量》1998 年第 5~6 期。
- (31) 张公绪、孙静、唐惠琼：《二十一世纪的超严格质量要求与质量科学的应用》，《中国质量认证杂志》1998 年。

第五章

接近零不合格品过程 的质量控制

当前，电子工业产品不合格品率的数量级已由过去的百分率(10^{-2})进入了百万分率 (PPM, Parts Per Million, 10^{-6}), 甚至 10 亿分率 (PPB, Parts Per Billion, 10^{-9})。如此严格的质量要求，给质量管理、质量控制带来了新的挑战，传统的统计过程控制 (SPC, Statistical Process Control) 技术面对不合格品率接近于零的高质量过程 (High Yield Process)，也需要随之而发展。

传统 SPC 的本质是将引起产品差异的质量因素区分为两类：偶然因素与异常因素。前者对产品质量影响微小，难以除去，相当于背景噪声，认为是不得不接受的客观存在，故只好听之任之。后者是由于某种机制产生的，对产品质量影响大，但不难采取措施加以除去。以往提出“零缺陷”的要求，开展零缺陷的活动，那只是一种激励、一种号召，实际上是做不到的。但随着高新技术的发展与普及，在许多过程中，零不合格产品的理想状态已接近实现。在这样的过程，区分偶然原因与系统原因非常困难，因此，迫切需要将高质量过程的特点与传统的 SPC 技术相结合，寻求一条新的质量控制方法。本章以孙静博士的研究成果为基础，对此最新学科作一简单的介绍。孙静博士是目前我国研究接近零不合格品过程并有多项国际水平研究成果的惟一的一位青年女学者，参见本章参考文献 (1) ~ (4)。

国外有关文献多次提到“零缺陷”(Zero-Defect)的概念,而本章则根据国际标准 ISO8402 名词术语的规定采用“零不合格产品 (Zero-Nonconformity)”的概念。

§ 5.1 接近零不合格品过程的统计分析

接近零不合格品过程 (Near Zero-Nonconformity Process), 其不合格品率的数量级达到 PPM (10^{-6})、PPB (10^{-9}), 接近于零, 即大量产品合格, 偶尔有不合格产品出现, 其通常的模式 (Mode) 如下 (0 表示合格品, 1 表示不合格产品):

0000000000000000 ... 000000000100000000000000 ...
0000000000000100000000.....

对于接近零不合格品过程的分析要以此模式为基础。对于这样的模式如何进行 SPC 呢? 我们进行一些讨论如下:

(1) 不合格品率是多少才能看作接近零不合格品的过程? 这没有严格的界限, 一般, 不合格品率低于百分率 (10^{-2}) 的场合, 就应该考虑采用接近零不合格品过程的特殊统计技术。

(2) 常规的不合格品率 p 控制图在接近零不合格品过程不适用。

首先, p 图抽取的样本大小根据国际标准按照下式计算, 即

$$1 < n\bar{p} < 5 \text{ 或 } \frac{1}{\bar{p}} < n < \frac{5}{\bar{p}}$$

式中, \bar{p} 为产品平均不合格品率。这样, 若 $\bar{p} = 10^{-6}$, 则每个样本的大小 n 至少将取 100 万 (10^6) 个样品, 何况还要取几十个样本, 这是不可能的。

其次, 在不合格品率 p 的数值非常小的情况下, 二项分布的图形偏离正态分布很多, 因此, 不能保证所规定的第一种错误的概率 α_c 。

(3) p 图以样本不合格品率 p 为统计量, 每组样本只能提供

样本不合格品率 p 这个非常有限的信息，而大量的产品信息却都浪费掉了。对于不合格品率达到 PPM、PPB 的过程尤其如此。因此，如何充分利用连续出现的大量合格品的信息，改造原有的统计量不合格品率，就成为解决问题的关键，这也是一种合乎逻辑发展的自然的选择。

(4) 为此，在 1990 年前后，国外提出了累积连续合格品数法 (Method of Cumulative Count of Consecutive Conforming Items)。设过程中产品不合格的概率为 P ，则产品合格的概率 $Q = 1 - P$ ，而连续 n 个产品皆为合格品的概率为：

$$s = (1 - P)^n, n = 1, 2, \dots \quad (5.1-1)$$

显然，它是 P 和 n 的减函数。例如，当 $P = 100\text{ppm} = 10^{-4}$ ， $n = 100$ 时，有

$$s = (1 - 10^{-4})^{100} = 99\%$$

也即若过程正常，过程不合格品率为 100ppm，则连续 100 个产品皆为合格品的概率为 99%，出现不合格产品的概率为 $1 - 99\% = 1\%$ 。根据小概率事件原理，若在连续 100 个产品中出现了不合格产品，则判断过程异常，即过程的不合格品率已显著变化，大于 100ppm。其显著性水准为 $\alpha = 1 - s = 1\%$ 。显著性水准 $\alpha = 1 - s$ 、过程不合格品率 P 以及检验产品的数目 n 之间的关系式为：

$$(1 - P)^n = s \quad (5.1-2)$$

由上式知，给定显著性水准 $\alpha = 1 - s$ ，对于不同的过程不合格品率 P ，判断过程是否异常的累积连续合格品数的临界值 n_0 为：

$$n_0 = \frac{\ln s}{\ln (1 - P)} \quad (5.1-3)$$

若累积得到的连续合格品数小于临界值 n_0 ，则认为在显著性水准 $\alpha = 1 - s$ 的条件下，过程的不合格品率大于 P 。

[例 5.1-1] 设 $s = 0.99$ ， $P = 0.0001$ ，则代入式 (5.1-3) 后，得到

$$n_0 = \frac{\ln s}{\ln (1 - P)} = \frac{\ln 0.99}{\ln (1 - 0.0001)} = 100.4983343$$

于是在本例，若累积连续合格品数 ≤ 100 ，则认为，过程不合格品率大于0.0001。反之，若累积连续合格品数 > 100 ，譬如累积连续合格品数 $= 138$ ，则认为，在显著性水准 $\alpha = 1 - s = 1 - 0.99 = 1\%$ 的条件下，虽然出现了一个不合格产品（指第139号产品，这里就是由于第139号产品为不合格品，才得到累积连续合格品数 $= 138$ ），但不能判断过程异常。

应用累积连续合格品数的方法，不仅可以判断过程的不合格品率是否发生了变化，即过程是否异常，而且还可以应用显著性水准 $\alpha = 1 - s$ 和实际检查到的累积连续合格品数来估计过程的不合格品率 P 。

§ 5.2 接近零不合格品过程的判异准则

本节提出接近零不合格品过程的判异准则。当检查到一个不合格产品时，可以利用§ 5.1的方法，根据出现此不合格产品之前的连续合格品的累积数来判断过程是否异常，其显著性水准为 $\alpha = 1 - s$ 。若对此不合格产品不能判断为过程异常，则需继续检查直至出现第二个不合格产品为止。这时不能简单地重复应用§ 5.1的方法孤立地分析第二个不合格产品，因为第二个不合格产品是在发生第一个不合格产品的条件下产生的。

于是，对于接近零不合格品过程，提出判异准则如下：

1. 若连续检查 n_1 个产品，存在不合格产品，则判断过程异常。

若过程正常，在连续 n_1 个产品中，无不合格产品的概率为

$$(1 - P)^{n_1} = s \quad (5.2-1)$$

表5.2-1给出了不同的 P 、 s 组合所对应的临界值 n_1 的数值。

2. 若连续检查 n_2 个产品，其中不合格产品的数目多于一个，则判断过程异常。

若过程正常，在连续检查 n_2 个产品中，不合格产品数不超过一个的概率为

表 5.2-1 判异准则的临界值 n_1, n_2, n_3

s \ P	95%			99%			99.5%		
	n_1 (1)	n_2 (2)	n_3 (3)	n_1 (4)	n_2 (5)	n_3 (6)	n_1 (7)	n_2 (8)	n_3 (9)
0.00001	5129	35536	81769	1005	14855	43605	501	10349	33788
0.00002	2564	17768	40885	502	7428	21803	250	5175	16894
0.00003	1709	11845	27256	335	4952	14535	167	3450	11262
0.00004	1282	8884	20442	251	3714	10901	125	2587	8447
0.00005	1025	7107	16354	201	2971	8721	100	2070	6758
0.00006	854	5923	13628	167	2476	7268	83	1725	5631
0.00007	732	5076	11681	143	2122	6229	71	1478	4827
0.00008	641	4442	10221	125	1857	5451	62	1294	4224
0.00009	569	3948	9086	111	1651	4845	55	1150	3754
0.0001	512	3554	8177	100	1485	4361	50	1035	3379
0.0002	256	1777	4089	50	743	2182	25	517	1690
0.0003	170	1184	2726	33	495	1454	16	345	1127
0.0004	128	888	2044	25	371	1090	12	259	845
0.0005	102	711	1635	20	297	872	10	207	676
0.0006	85	592	1363	16	248	727	8	172	563
0.0007	73	507	1168	14	212	623	7	148	483
0.0008	64	444	1022	12	186	545	6	129	423
0.0009	56	396	909	11	165	485	5	115	376
0.0010	51	355	818	10	148	436	5	103	338
0.0015	34	237	545	6	99	291	3	69	226
0.0020	25	178	409	5	74	218	2	52	169
0.0025	20	142	327	4	59	175	2	41	135
0.0030	17	118	273	3	49	146	1	34	113
0.0035	14	101	234	2	42	125	1	30	97

续表

P \ s	95%			99%			99.5%		
	n ₁ (1)	n ₂ (2)	n ₃ (3)	n ₁ (4)	n ₂ (5)	n ₃ (6)	n ₁ (7)	n ₂ (8)	n ₃ (9)
0.0040	12	89	205	2	37	109	1	26	85
0.0045	11	79	182	2	33	97	1	23	75
0.0050	10	71	164	2	30	87	1	21	68
0.0055	9	64	149	1	27	80	0	19	62
0.0060	8	59	136	1	25	73	0	17	57
0.0065	7	54	126	1	23	67	0	16	52
0.0070	7	51	117	1	21	63	0	15	49
0.0075	6	47	109	1	20	58	0	14	45
0.0080	6	44	102	1	19	55	0	13	43
0.0085	6	42	96	1	17	52	0	12	40
0.0090	5	39	91	1	16	49	0	11	38
0.0095	5	37	86	1	16	46	0	11	36
0.01	5	35	82	1	15	44	0	10	34

$$C_{n_2}^0(1-P)^{n_2} + C_{n_2}^1 P(1-P)^{n_2-1} = s \quad (5.2-2)$$

表 5.2-1 给出了不同的 P、s 组合所对应的临界值 n_2 的数值。

3. 若连续检查 n_3 个产品，其中不合格产品的数目多于两个，则判断过程异常。

若过程正常，在连续检查 n_3 个产品中，不合格产品数不超过两个的概率为

$$C_{n_3}^0(1-P)^{n_3} + C_{n_3}^1 P(1-P)^{n_3-1} + C_{n_3}^2 P^2(1-P)^{n_3-2} = s \quad (5.2-3)$$

表 5.2-1 给出了不同的 P、s 组合所对应的临界值 n_3 的数值。

由表 5.2-1 可知：

(1) 从表的横向来看, 当 P 保持恒定时, 显著性水平即虚发警报的概率 α 越大, 则临界值也越大。这点可以直观地理解如下, P 保持恒定意味着过程没有变, 若所取临界值越大, 则实际的累积连续合格品数小于此临界值的会越多, 即 α 越大。

(2) 从表的纵向来看, 当 α 保持恒定时, 不合格品率 P 越大, 则临界值越小。直观地来理解, 这点是显然的。

(3) 对于不同的 P 、 s 组合, 所对应的临界值是不同的。因而, 对于得到的一组产品检查的结果: $k_1, k_2, k_3, \dots, k_n, \dots$, 其中, 下标 i 表示第 i 个不合格品, k_i 表示出现在第 $i-1$ 个不合格品与第 i 个不合格品之间的连续合格品数, 则对于给定的 P 与 s , 对每一个不合格品的判断结果显然也是不同的。

§ 5.3 接近零不合格品过程的判稳准则

本节提出接近零不合格品过程的判稳准则。对于计数型控制来说, 过程保持稳态是指: 任何单位产品的不合格品率 P 保持稳定, 产品的产生是无后效性的。

§ 5.2 分析了接近零不合格品过程的判异准则, 由于每条准则所设定的显著性水准 α , 即虚发警报的概率都很小, 根据小概率事件原理, 应用判异准则就可以判断过程是否异常, 而且很可靠, 但虚发警报的概率 α 小, 则漏发警报的概率 β 就大。对于一个不合格产品, 即使依据判异准则不能判断过程异常, 也远不能说明过程就处于稳定状态。但如果接连出现许多个, 譬如 m 个这样的不合格产品, 依据判异准则全部都不能判断过程异常, 则情况就大不相同。根据概率乘法定理可知, 这时总的漏发警报的概率为 β^m , 要比 β 减少很多。如果接连出现上述情况的不合格产品更多, 那么即使有个别不合格产品判断过程异常, 但整个过程仍然可以看作是处于稳定状态。于是有过程的判稳准则如下:

1. 若根据判异准则, 接连出现的 m_1 个不合格产品都不能判

断过程异常，则判断过程处于稳态。

若过程正常，接连出现 m_1 个不合格产品都不能判断过程异常的概率为

$$P(\text{接连出现 } m_1 \text{ 个不合格产品, } d=0) = (1-\alpha)^{m_1} \quad (5.3-1)$$

其中， d 为判断过程异常的不合格产品数， α 为判异准则的显著性水准。表 5.3-1 给出了对于不同的判异准则显著性水准 α 的判稳准则参考值 m_1 。

2. 若接连出现的 m_2 个不合格产品中，判断过程异常的不合格产品不多于一个，则判断过程处于稳态。

若过程正常，接连出现 m_2 个不合格产品，其中判断过程异常的不合格产品不多于一个的概率为

$$P(\text{接连出现 } m_2 \text{ 个不合格产品, } d \leq 1) = C_{m_2}^0 (1-\alpha)^{m_2} + C_{m_2}^1 \alpha (1-\alpha)^{m_2-1} \quad (5.3-2)$$

表 5.3-1 给出了对于不同的判异准则显著性水准 α 的判稳准则参考值 m_2 。

3. 若接连出现的 m_3 个不合格产品中，判断过程异常的不合格产品不多于两个，则判断过程处于稳态。

若过程正常，接连出现 m_3 个不合格产品，其中判断过程异常的不合格产品不多于两个的概率为

$$\begin{aligned} &P(\text{接连出现 } m_3 \text{ 个不合格产品, } d \leq 2) \\ &= C_{m_3}^0 (1-\alpha)^{m_3} + C_{m_3}^1 \alpha (1-\alpha)^{m_3-1} + C_{m_3}^2 \alpha^2 (1-\alpha)^{m_3-2} \end{aligned} \quad (5.3-3)$$

表 5.3-1 给出了对于不同的判异准则显著性水准 α 的判稳准则参考值 m_3 。

为便于读者使用，相应于不同的判异准则显著性水准 α_A ，表 5.3-1 列出了判稳准则的参考值 m_1, m_2, m_3 ，和显著性水准 α_S 。

由表 5.3-1 可见：

表 5.3-1 判稳准则的参考值 m_1, m_2, m_3

$1-\alpha_A$ m	95 %		99 %		99.5 %	
m_1	2	$\alpha_S = 9.750\%$	6	$\alpha_S = 5.852\%$	12	$\alpha_S = 5.837\%$
m_2	7	$\alpha_S = 4.438\%$	15	$\alpha_S = 0.963\%$	21	$\alpha_S = 0.493\%$
m_3	16	$\alpha_S = 4.294\%$	44	$\alpha_S = 0.976\%$	68	$\alpha_S = 0.492\%$

注： α_A 的下标“A (abnormal)”表示是判异准则的显著性水准， α_S 的下标“S (stable)”表示是判稳准则的显著性水准。

(1) 从表的横向来看， α_A 越大即判异准则的虚发警报概率越大，则判稳准则的参考值越小；结合判异准则的表 5.2-1 来看，这个结论是合理的。因为， α_A 大，则判异准则的临界值——连续合格品数也大，判断过程异常较容易，那么所需要的判稳准则的参考值——接连不合格品数就不需要太大。

(2) 从表的纵向来看，表 5.3-1 给出的判稳准则 1、3 的虚发警报概率 α_S 与判异准则的虚发警报概率 α_A 基本相当。作如此设计的原因在于：

第一列数据， α_A 与 α_S 都较大，即虚发警报（判断过程异常）的概率较大，判异较为灵敏，但判异的结果中，有一定比例的虚假警报，这就好比控制图控制界限的间隔较窄的情形一样。但虚发警报的概率大，漏发警报的概率就小，那么连续多个点的漏发警报则更小。

第二列数据， α_A 与 α_S 都在 1% 左右，虚发警报概率不大，但有一定的漏发警报的概率，若多个点联合进行分析，则可以大大地降低漏发警报的概率。

第三列数据， α_A 与 α_S 都在 0.5% 左右，因此，虚发警报概率很低，但漏发警报的概率较大，所以，需要将较多的接连出现的不合格品联合分析，以降低漏发警报的概率。

综合分析上述表，会发现中间一列较为合理，一方面虚发警

报的概率不至过高，另一方面也不需等待太多的不合格品出现，以降低漏发警报的概率。

因此，在进行质量控制时，不能一成不变，对于不断积累的数据，可先用第一列的数据进行分析，随着数据量的不断增加，再逐步采用第二列、第三列的参考值进行分析。

换言之，从表的纵向来看，在判异准则的显著性水准固定的条件下，判稳准则 1 的显著性水准要比判稳准则 2、3 的显著性水准大好几倍，故准则 2、3 得出的结论要比准则 1 更为可信。从表的横向来看，99%，99.5% 的这两套判稳准则比 95% 这套判稳准则更为可信。

§ 5.4 接近零不合格品过程的质量控制步骤

1. 接近零不合格品过程的质量分析

目的：判断过程是否达到稳态，并求出过程处于稳态时的不合格品率 P

假设已经得到了一组产品检查的结果： $k_1, k_2, k_3, \dots, k_n, \dots$ ，其中： i 表示第 i 个不合格品， k_i 表示出现在第 $i-1$ 个不合格品与第 i 个不合格品之间的连续合格品数。下面介绍对接近零不合格品过程进行分析，判断过程是否处于稳态以及求出过程不合格品率 P 的具体步骤：

步骤 1：给定判异准则的显著性水平 α_A ；

步骤 2：计算样本的不合格品率 p ；

步骤 3：根据显著性水平 α_A 和样本的不合格品率 p ，计算判异准则的参数 n_1, n_2, n_3 和判稳准则的参数 m_1, m_2, m_3 ；

步骤 4：应用判异准则对每一个不合格品进行分析，判断过程是否异常；

步骤 5：根据判异准则的结果，应用判稳准则判断过程是否处于稳态。若过程处于稳态，则将样本的不合格品率 p 作为过程

的不合格品率 P 。否则，进行过程分析，寻找异常原因，采取措施加以消除，纳入生产标准，保证不再出现，并对调整后过程的产品进行检查，对检查结果重复执行上述步骤。

2. 接近零不合格品过程的质量控制

目的：保持过程处于稳态

对接近零不合格品过程进行质量控制的步骤如下：

步骤 1：给定判异准则的显著性水平 α_A ；

步骤 2：应用接近零不合格品过程的质量分析得到稳态过程的不合格品率 P ；

步骤 3：根据显著性水平 α_A 和过程的不合格品率 P ，计算判异准则的参数 n_1, n_2, n_3 和判稳准则的参数 m_1, m_2, m_3 ；

步骤 4：检查产品是否合格；

步骤 5：若合格，连续合格品数累加 1，回到步骤 4；

步骤 6：若出现不合格品，利用判异准则 1，判断在出现此不合格品以前得到的累积连续合格品数是否大于 n_1 ，若大于 n_1 ，则推断过程异常，进入步骤 12；

步骤 7：判断此不合格品以前是否还有不合格品，若无不合格品，进入步骤 11；

步骤 8：利用判异准则 2，判断此不合格品之前的连续合格品数与上一个不合格品之前的连续合格品数之和，即接连两个不合格品之前的连续合格品数之和是否大于 n_2 ，若大于 n_2 ，则推断过程异常，进入步骤 12；

步骤 9：判断这两个不合格品之前是否还有不合格品，若无不合格品，进入步骤 11；

步骤 10：利用判异准则 3，判断接连三个不合格品之前的连续合格品数之和是否大于 n_3 ，若大于 n_3 ，进入步骤 12；

步骤 11：记录出现本不合格品之前的累积连续合格品数；将连续不合格品数设置为 0，回到步骤 4；

步骤 12：进行过程分析，寻找异常原因，若异常原因是已

经出现过并已纳入标准的,则采取措施加以消除,恢复稳态,回到步骤4;否则,要对异常原因进行分析,采取措施加以消除,并纳入标准,回到步骤2。

§ 5.5 结论

为了解决接近零不合格品过程的质量控制(SPC)问题,国外有关文献提出了利用累积合格品数的方法,本章在此基础上,进一步提出接近零不合格产品过程的基本模式,深化了这一方法,并提出一套完整实用的判异、判稳准则,参见本章参考文献(1)。至于接近零不合格品过程的质量控制与诊断(SPCD)问题,这个问题当然要远比上述SPC问题困难得多,目前国内外尚无这方面的文献,孙静博士正在从事这方面的研究。

本章思考题与习题

- (1) 在接近零不合格品过程产生了哪些新问题?
- (2) 对于接近零不合格品过程为什么放弃了不合格品率的统计量,而改为采用累积连续合格品数的统计量?

本章参考文献

- (1) 孙静等:《接近零不合格品过程的统计过程控制》,《北京科技大学学报》,1998年第4期。
- (2) 孙静等:《接近零不合格品过程的几何CUSUM图控制》,《中国质量》1998年第9期。
- (3) 孙静等:《接近零不合格品过程的几何EWMA图控制》,《质量与可靠性》1998年第11期。
- (4) 孙静等:论文《p控制图的改进》,《上海质量》1998年第11~12期连载。
- (5) M.Xie and T.N.Goh:《Some procedures for decision making in controlling high yield processes》,《Quality and Reliability Engineering International》8, 355~360, 1992.
- (6) M.Xie and T.N.Goh:《SPC of a near zero ~ defect process subject to random shock》,《Quality and Reliability Engineering International》9, 89~93, 1993.

附 录

附录一：

质量控制与诊断 70 年

1999 年 2 月 10 日第五次修改稿*

摘要 为了在生产中贯彻预防原则，本世纪 20 年代美国休哈特博士（W.A.Shewhart）提出过程控制理论以及监控过程的工具——控制图，根据实践以及对他的理论的总结，1931 年休哈特出版了：《工业产品质量的经济控制》一书。这标志着质量控制与诊断时代的开始，至今已有 70 年。质量控制与诊断的发展经历了 SPC、SPCD 与 SPCDA 三个阶段。本文指出了质量控制与诊断各个阶段的特点与展望，以及有关学者的贡献。

一、质量管理与质量控制的重要性

本世纪即将过去，21 世纪就将来临。人类在本世纪中取得了巨大的成绩，生产力高度发展，产品质量与服务质量不断提高。正如美国质量管理专家朱兰（J.M.Juran）1994 年在美国质

* 本文原发表于《中国质量》杂志 1998 年第 5 期。现又经原作者张公绪的再次修改。特此说明。

量管理学会*年会上所说,20世纪将以“生产力的世纪”载入史册,未来的21世纪是“质量的世纪”。质量将成为新世纪的主题,我们必须迎接它的挑战。朱兰能够作此论断是有其科学根据的。

近一二十年来,科学技术的发展越来越迅速。例如,电子产品的不合格品率已由过去的1% (10^{-2})、1‰ (10^{-3})降低到ppm (parts per million, 10^{-6} , 百万分之一)、乃至ppb (parts per billion, 10^{-9} , 十亿分之一)的水平。过去实行 3σ 控制原则,在稳态下的不合格品率为 2.7×10^{-3} ,现在则提出 6σ 控制原则,在稳态下的不合格品率为 2×10^{-9} ,即不合格品率要比过去降低135万倍($2.7 \times 10^{-3} / 2 \times 10^{-9} = 1.35 \times 10^6$)!如此严格的质量要求可称之为超严质量要求。在超严质量要求下,引出了下列新变化:

1. 质量科学本身也需要加以改造,以适应质量新形势的发展:(1)从90年代起,质量科学已诞生了一个新的分支,即接近零不合格品过程(Near Zero Non-Conformity Process)的统计过程控制与诊断。(2)现代质量控制与诊断要求愈益精密,越来越强调多元质量控制与诊断(MSPC与MSPCD,这里M表示多元, Multivariate)以及其他先进的统计方法的应用。

2. 必须大力提倡质量科学的应用,如SPC与SPCD、MSPC与MSPCD,否则难以满足超严质量要求。因此,在现场要强调质量专家的作用以及现场工艺技术人员的作用,而不仅仅是质量管理人员,这是质量新形势下的新特点,也是知识经济时代的要求,我们必须给予充分的重视。

3. 在质量的新形势下,对于质量体系的建立就更需要强调其科学性,要求应用科学方法、统计方法来加以保证。尤其是,

* 美国质量管理学会(ASQC)从1998年起更名为美国质量学会(ASQ, American Society for Quality)。

对于生产线必须推行与实施 SPC 与 SPCD, MSPC 与 MSPCD 等质量科学以保证预防原则的实现。

由于世界上的一切事物都是遵循着由简单到复杂的发展规律, 故质量控制与诊断也是先有控制后有诊断的。以下将分为 SPC 与 SPCD 两部分分别加以介绍。

二、SPC (统计过程控制) 理论的发展

早在本世纪 20 年代, 贝尔电话实验室 (Bell Telephone Laboratory) 就成立了以休哈特 (W.A.Shewhart) 为学术领导人的过程控制 (Process Control) 研究组以及以道奇 (H.F.Dodge) 为学术领导人的产品控制 (Product Control) 研究组。经过研究, 休哈特提出了过程控制理论以及监控过程的工具—控制图。世界上第一张控制图是在 1924 年 5 月 16 日提出的 p 控制图。道奇则与罗米格 (H.G.Romig) 提出了抽样检验理论和抽样检验表。这两个研究组研究工作的影响是深远的, 在他们之后, 虽然有成百上千篇的论文出现, 但至今仍未能脱其巢臼。

由于在过程控制方面主要应用休哈特的过程控制理论, 而现今的 SPC 理论与当年的休哈特理论并无根本的区别, 所以本文将集中讨论 SPC 与 SPCD 方面的发展, 至于有关抽样检验理论的发展以后将另文涉及。

从质量控制理论的发展史来看, 休哈特可称为统计质量控制的奠基人。他在 20 年代创建了过程控制理论, 而在 1931 年进行了总结, 写出一本划时代的名著: 《工业产品质量的经济控制》(Economic Control of Quality of Manufactured Products, D.van Nostrand & Co., Inc., 1931)。这本名著真称得上是不朽的, 因为它出版半个世纪以后的 80 年代仍能在美国再版, 由此可见此书的学术价值。上述休哈特名著的出版标志着质量控制与诊断时代的开始, 至今已有 70 年。

休哈特的贡献就在于: 应用他所提出的过程控制理论能够在

生产线上科学地保证预防原则的实现。在产品的制造过程中，产品质量特性值总是波动的。按照休哈特的观点，这种波动可以分成两大类，即偶然波动与异常波动。偶然波动由偶然因素（简称偶因）造成，异常波动由异常因素（简称异因）造成。前者在生产过程中始终存在，是不可避免的，但对产品质量影响微小，相当于背景噪音，可以听之任之；后者对产品质量影响甚大，在生产过程中时有时无，但却是可以避免的。因此，在生产过程中，我们需要关注的就是产品质量的异常波动。应用控制图能够及时发现异常波动，当发现异常波动时需要尽快采取措施除去异因，并保证它不再出现。如此逐个除去异因，最终可以达到只存在偶因而没有异因的状态，称为稳定状态（简称稳态）。稳态是生产追求的目标，因为在稳态下生产，对于产品的质量有绝对的把握，而且生产是最经济的。若一条生产线的所有工序都达到稳态，则称之为全稳生产线。SPC之所以能够实现全过程的预防所依靠的就是全稳生产线。以上是休哈特理论的梗概。

这里需要注意的是：当控制图显示异常，表示存在异因后，在生产线上真正起到预防作用的是由于执行下列20个字：“查找异因，采取措施，加以消除，不再出现，纳入标准”。每执行一次这20个字就消灭一个异因，使它永远不再出现，故对今后而言起到了预防作用。为了引起大家的注意并便于记忆，张公绪首先总结了这20个字，并戏称之为“20字真经”（取西游记中唐僧要取真经不取假经之意），如果不念这“20字真经”，搞控制图就毫无意义，不如不搞。

在休哈特之后，提出了数十种控制图，值得注意的有下列几种：

1. 累积和控制图（CUSUM, Cumulative Sum Control Chart）

休哈特控制图的缺点是只利用了过程当前点子的信息，而没有充分利用整个样本点子的信息，故对过程的小变动，譬如小于 1.0σ 的变动，不够灵敏。为此，1954年佩基（E.S. Page）最早

应用序贯分析原理,提出累积和控制图。它可以将一系列点子的微弱信息累积起来,所以对过程的小变动灵敏。随后许多学者对此作了研究。

2. 指数加权移动平均控制图 (EWMA, Exponentially Weighted Moving Average Control Chart)

指数加权移动平均控制图是另一个适用于检出过程小波动的控制图,其性能几乎与累积和控制图相同,而且在某些情况下较之 CUSUM 图更容易建立与操作。它最早由罗伯茨 (S.W.Roberts) 在 1959 年提出。由于 EWMA 是所有过去与当前观测值的加权平均,所以它对正态性假设很不敏感,从而它与个别观测值联合使用是很理想的。

一元 CUSUM 图与一元 EWMA 图在工序控制中得到日益广泛的应用。

3. 模糊控制图

1996 年张公绪教授的学生陈志强博士提出了基于模糊信息的多种模糊控制图,如贴近度控制图,基于模糊集代表值的控制图,基于加权合成值的控制图等,可用来解决感官性指标的质量控制问题。他还提出模糊不合格品率控制图,较之传统的不合格品率控制图更为灵敏。他根据“过程异常”这一模糊现象,进一步提出了基于模糊判异的控制图,为模糊推理的质量诊断专家系统提供了输入接口。他并提出模糊选控值、模糊选控图和模糊 EWMA 控制图以及两种质量模糊诊断理论,为两种质量诊断理论的模糊化作出了贡献。

4. 小批量生产控制图 (Control Charts for Low Volume Manufacturing)

随着柔性生产的发展,小批量生产日益普及。因此,小批量生产的质量控制越来越重要。小批量控制图有下列几类:

(1) 无先验信息小批量生产的控制图。1969 年希利尔 (F.S.Hillier) 与新加坡杨中浩提出了小样本 $\bar{x} - R$ 控制图,

1991~1995 年久森伯瑞 (C.P. Qusenberry) 提出了 Q 控制图。但统计模拟试验证实这类控制图检出异常的能力要远低于参数已知条件下的控制图。

(2) 有历史信息小批量生产的控制图。1997 年张公绪教授的学生卜祥民博士研究了这类问题, 应用贝叶斯 (Bayes) 分析方法, 充分利用已知信息, 弥补小批量生产样本少的缺陷, 求出参数的优良估计, 从而仍然可以应用大样本方法。卜祥民的工作为两种质量诊断理论的小批量化作出了贡献, 也为小批量生产的质量控制与诊断开辟了一条新的途径。

(3) 将相似工序同类分布的产品质量特性值数据, 通过某种数学变换变换成同一分布, 从而可以累积起来成为大样本, 于是可以应用大样本方法。常见的方法有通用图法、相对公差法、美军固定样本容量法等。

5. 选控控制图 (Cause-Selecting Control Chart)

前述控制图, 包括休哈特图、CUSUM 图、EWMA 图等在内的现有控制图都是全控图。所谓全控图是对所有异因都加以控制的控制图。1980 年张公绪提出选控图系列, 可以用来选择部分异因加以控制, 从而缩小搜索异因的范围, 提高效率。选控图是应用数学变换来实现选控的, 在统计诊断理论中起了重要的作用。选控图与全控图是一一对应的, 例如, 可以相应地构造出选控休哈特图、选控 CUSUM 图、选控 EWMA 图、选控多元 T^2 图等等。

6. 多元控制图

1947 年侯铁林 (H. Hotelling) 提出多元 T^2 图控制图, 从此开辟了多元质量控制的时代。

多元情形要比一元情形复杂得多。例如, 在生产线的工序中, 指标, 包括质量指标和技术指标, 往往是多个。对于多指标的控制问题, 一个很自然的想法是: 应用休哈特控制图分别对每一个指标进行控制。当每个指标都控制在其控制界限内时就认为

过程正常，这是现场常见的作法。但是，这样做没有考虑指标间的相关性，将会导致错误的结论。因此，在多元情形必须采用多元控制图进行控制，例如，多元 T^2 控制图。

在一元正态分布情形，均值与方差这两个参数是互相独立的，故控制正态分布就需要对于均值与方差分别应用相应的控制图进行控制。类似地，在多元正态分布的条件下，均值向量与多元协方差矩阵这两个参数也是互相独立的，故控制多元正态分布也需要分别应用相应的多元控制图对均值向量与多元协方差矩阵进行控制。

如同一元控制图在方差受控的前提下讨论均值的控制问题才有意义一样，多元 T^2 图控制图也是在假定协方差矩阵保持不变的前提下讨论均值向量的控制才有意义。1985 年阿尔特 (F.B.Alt) 提出了基于似然比检验的多元协方差控制图。其他的多元协方差控制图还有样本广义方差 $|S|$ 图、W 图、L 图等。以上这些多元协方差控制图的缺点是要求多元协方差阵为已知，这在现场并不容易作到。1997 年张公绪教授的学生刘艳永博士提出了当多元协方差阵未知时的样本广义方差多元协方差控制图以及最大、最小特征根多元协方差控制图。

在 80 年代与 90 年代初多元 CUSUM 控制图得到了发展。应用多元 CUSUM 控制图对多元过程进行控制，也应分别控制过程的均值向量与多元协方差矩阵。从实用的角度看，均值向量的控制更重要些。屋道尔 (W.H.Woodall, 1985)、恩寇勃 (M.M.Ncube, 1985)、黑利 (J.D.Healy, 1987)、克罗希尔 (R.B.Crosier, 1988) 及郝金斯 (D.M.Hawking, 1991) 等人作出了贡献。

1992 年劳瑞 (C.A.Lowry) 与屋道尔将一元的 EWMA 控制图推广到多元，当然，它也是控制均值向量的。

1983 年张公绪提出具有多个非控异因的多元选控图。

上述种种发展为多元控制与诊断奠定了基础。

三、SPCD (统计过程控制与诊断) 理论的发展

休哈特在 SPC 理论方面作出了卓越的贡献, 但休哈特控制图显示异常时, 它并不能告知, 是什么异常, 发生于何处, 即不能进行诊断。1982 年张公绪提出两种质量诊断理论, 开辟了统计诊断理论的新方向, 从此 SPC 上升为 SPCD, 也即进入了 SPC 发展的第二个阶段。

自从侯铁林在 1947 年提出多元 T^2 控制图以后, 多元 T^2 控制图的诊断一直是国外诊断理论的研究焦点之一。许多学者作了大量的工作, 先后提出十余种解决方法, 但都尚未获得圆满成功。其中主要的有:

1. 主成分分析法

杰克森 (J.E.Jackson, 1957, 1959, 1979, 1985, 1991) 最早提出主成分分析法, 此法是将 T^2 统计量写成互相独立的主成分的平方和, 它的缺点是不能找出这些主成分与原变量之间的简单对应关系, 故起不到诊断的作用。

2. 绷菲隆尼 (Bonferroni) 不等式法

阿尔特 (1985) 利用绷菲隆尼不等式对多元 T^2 控制图的诊断问题进行了研究, 当 T^2 图显示异常时, 对每个原始变量应用一元休哈特图进行判断, 以找出异常的变量。这种作法的缺点是显然的, 多元情形不能简单地分解成为若干个一元情形来处理, 否则可能导致错误的结论。

3. 判别分析法

墨菲 (B.J.Murphy, 1987) 利用数理统计中判别分析的思想, 研究了多元 T^2 图的诊断问题。他将所有变量分成两组, 一组是被怀疑为异常变量的集合, 另一组则不含有异常变量。然后根据他设计的检验统计量来诊断。此法的问题是: (1) 如何找出异常变量的集合? 墨菲给出了一个算法, 对 p 个变量要进行 $2^p - 2$ 次检验。从实际工作角度看, 工作量太大。(2) 此法也未指

出，若异常，应该调整哪些变量。

4. T^2 值分解法

梅森，特莱塞与杨（R.L.Mason, N.D.Tracy & J. C. Young, 1995, 1997）将 T^2 统计量分解为相互独立的部分，每个部分的值都是正的，代表对 T^2 值的-定的贡献，然后对每个部分分别进行检验，从而得出诊断。此法的缺点是：（1） T^2 统计量的分解形式不是惟一的，设变量数目为 p ，则分解形式有 $p!$ 种，因此，工作量是非常大的；（2）所分解的各个部分，绝大多数不是在原 p 个变量总体意义下考虑的，这样所得到的诊断结论不一定正确；（3）从实际工作角度看，若异常，变量的调整也无从着手。

到目前为止，在多元诊断方面，我国张公绪教授的工作最为成功，他提出的两种质量多元逐步诊断理论既有独特的优点，又经过实践的检验，理论与实际一致，尤其是这后一点更为难能可贵。

5. 两种质量多元逐步诊断理论

张公绪在 1982 年提出两种质量诊断理论，成功地应用于诊断上道工序的影响。为此，1987 年张公绪获国家科技进步奖。该理论将工序质量分为总质量与分质量，分别应用休哈特图与选控图加以控制，然后再根据典型情况诊断表进行诊断，实际应用效果显著。例如，桂林制药厂土霉素车间应用本理论后一级优品率由 55.6% 提高到 80.5%；北京天坛医院化验室应用本理论后工作效率提高三倍。目前该理论已在制药、化工、机械、电路板与敷铜板、汽车制造、纺织、环保、医院管理、教育、商业等 20 多个领域中获得应用，1988 年并在美国汽车工业获得应用。1993 年 7 月质量控制世界权威学术刊物《美国质量技术》（Journal of Quality Technology）发表美国著名统计质量控制专家屋道尔（W.H.Woodall）的专文《关于选控图的评价与分析，A Review and Analysis of Cause - Selecting Control Charts》，肯定了张

公绪的理论。1995 年张公绪与他的学生郑慧英博士提出多元逐步诊断理论，克服了国外诊断理论需要同时诊断所有变量，从而引起第一类错误概率大的缺点。1995 年郑慧英还提出两种质量的多指标诊断法，将美国郝金斯 (D.M.Hawkins, 1993) 的多指标诊断回归调整法作为该法在变量标准差为常数时的特例。1996 年张公绪又提出两种质量多元逐步诊断理论，也称两种 T^2 图的多元逐步诊断理论，它集中了两种质量诊断理论、多元逐步诊断理论以及 T^2 控制图三者的优点，同时避开了它们的缺点，居世界领先水平。经过现场实践，证实理论与实际一致。1998 年张公绪再次将两种质量多元逐步诊断理论加以改进，使得多元诊断大为简化，从而许多多元诊断问题得以解决。

众所周知，多工序、多指标的生产线是普遍存在的。“多工序”指生产线包含的工序数目至少有两个，事实上，一道工序就完成产品加工的情况是罕见的。“多指标”指一道工序包含的指标数目至少有两个，这里的指标包括质量指标和技术指标在内，对于任何一道工序而言，至少有一个质量指标和一个技术指标，共两个指标，故“多指标”的条件在现场是肯定存在的。对于多工序系统，需要诊断上道工序影响，这就需要应用两种质量诊断理论。对于多指标系统，需要在指标相关的条件下进行诊断，这就需要应用两种质量多元逐步诊断理论。对于多工序、多指标系统而言，既有上道工序影响又有指标相关性，情况就格外复杂，所以需要同时应用两种质量诊断理论和两种质量多元逐步诊断理论。为了在现场能实时进行控制与诊断，我们根据上述理论已经编制有 Windows 环境下的软件 DTTQ2000 6.0 版，应用电脑诊断，一次只需要大约一两分钟，为现场赢得了宝贵的时间；不但诊断正确，而且完全由电脑操作，也避免了工作人员的主观性。山东新华制药股份有限公司在安乃近车间应用此理论后，仅一种产品每年可以创造效益 30 万元。

根据张公绪的两种质量诊断理论，张公绪还提出了两种工序

能力指数的诊断理论，为寻找生产线质量薄弱环节提供了极其简明的方法，生产线的工序道数越多，此法的效果越明显，因而在现场有极大的实用价值，深受现场欢迎。在张公绪教授的指导下，他的学生刘艳永博士提出了两种多元工序能力指数的诊断理论，进一步发展了这一理论。

张公绪的学生孙静博士目前正致力于装配型生产的质量控制与诊断的研究，这也是一个重要的课题。此外，孙静还对于接近零不合格品过程的 SPC 与 SPCD 问题进行了深入的研究，作出多项达到国际水平的成果，如接近零不合格品过程的判稳准则、判异准则，几何 CUSUM 图的控制，几何 EWMA 图的控制，p 控制图的改进等等。

在张公绪教授的指导下，一批年青的博士成长起来，他们所提出的多元逐步诊断理论，两种质量多指标诊断法、模糊质量控制与诊断，小批量生产的质量控制与诊断，多元协方差控制图及其诊断，两种多元 CUSUM 图的诊断，两种多元工序能力指数的诊断，接近零不合格品过程的质量控制与诊断等等都丰富与发展了两种质量诊断理论，成为我国的 SPCD 的学派。

四、SPCDA（统计过程控制、诊断与调整）阶段的发展

从 90 年代起，SPCD 又发展为 SPCDA（Statistical Process Control, Diagnosis and Adjustment，统计过程控制，诊断与调整），国外称之为 ASPC（Algorithmic Statistical Process Control，算法的统计过程控制），这也是 SPC 的第三个发展阶段。以医生诊断病人作譬喻，SPC 是医生给病人看病，诊断病人是有病还是无病；SPCD 是医生给病人看病，不但诊断病人有病还是无病，而且若有病能诊断出是什么病；SPCDA 则是不但诊断病人有病还是无病，若有病能诊断出是什么病，而且确诊以后还要加以治疗（即调整）。

到目前为止，SPCDA 尚无实用性成果，仍在发展过程之中。

五、结语

综观质量控制与诊断 70 年，我们可以得出下列重要结论：

从理论发展的角度来看，我国在 SPCD 方面仍居于国际领先水平。在 SPC 与 SPCD 的实践方面我国较之国外工业发达国家也并无逊色。但在普及与推广方面，则远不如工业发达国家。如果在这方面不大力扭转，则我国的尖端科学、国防工业等等的发展都将会被拖后腿，受到严重的影响。切望各级领导对于质量科学及其普及、推广与实施认真给予重视。

附录二：

山东新华制药股份有限公司关于两种 质量多元诊断理论的科研评审

两种质量多元诊断理论成果的科研评审

1995 年～1996 年张公绪教授在丹麦任客座教授期间提出两种质量多元诊断理论，回国后编成计算机软件，首先在山东新华医药集团公司试验，并在其他企业进行推广。实践表明该理论具有如下特点：

一、理论的先进性

1. 休哈特控制图的 SPC 理论只能对过程的异常及时报警，而不能告知是何种原因、何处异常，即不能诊断。而张公绪教授提出的两种质量诊断理论不但可以进行过程控制，而且当过程异常时可以进行诊断，及时找出异常的原因及其发生于何处。

2. 当过程为多指标系统时，现场工程技术人员通常的作法

是将每个指标控制在规格范围内，但是这样作没有考虑指标间的相关性，因此所得结论是很不全面的，乃至是错误的。而两种质量多元诊断理论则完全解决了在指标具有相关性条件下进行诊断的问题。

3. 与国外有关理论的对比。(1) 国外的诊断理论对上道工序的影响不能处理；(2) 对多指标问题犯第一类错误的概率大，而两种质量多元诊断理论，采用的是逐步诊断方法，克服了这个弊病；(3) 美国著名 SPC 专家 Hawkins 的多元诊断理论，不能处理一般情况下的诊断问题，是两种质量诊断理论的特例；(4) 国外的多元诊断理论尚无应用于实践的成功记录。

4. 两种质量多元诊断理论可以作为不同行业、不同部门间进行科学评比的工具。

5. 两种质量多元诊断理论及其软件 DTTQ2000，应用电脑进行现场控制与诊断，大大缩短了现场诊断异常的时间，其优越性有如下三点：(1) 诊断迅速，只需一、二分钟，为现场争取了大量宝贵时间；(2) 大大缩短了现场诊断人员的培养时间；(3) 在指标相关的条件下，靠人力找出并分析异常原因实际上几乎是不可能的，而利用两种质量多元诊断理论及其软件则可迅速解决这个问题。

二、理论与实践的一致性

在新华医药集团公司领导的大力支持下，在企管部积极配合下，以及在安乃近车间具体细致的合作下，从 1996 年 9 月至 1997 年 12 月，一年多的应用实践表明两种质量多元诊断理论与实际是一致的，受到现场的好评。

三、经济效益

应用两种质量多元诊断理论，对于提高老安乃近产品质量起到了重要的作用，取得了较大的经济效益：

1. 提高老安乃近一次送检优级品率（对比数据 1~10 月份），降低了不合格批数，1996 年一次送检优级品率：93.62%，1~10 月份不合格批数：63 批；1997 年一次送检优级品率：99.27%，1~10 月份不合格批数：13 批。

2. 不合格产品减少 50 批，按每批返工损失 0.6 万元计，10 个月减少返工损失 30 万元。

附录三：

张公绪 SPCD2000 软件简介

SPCD2000 是一套可以进行一元质量控制与诊断（SPC 与 SPCD）的、功能强大并且包含研制人张公绪教授多年的创造与经验在内的软件包。它的功能包括：（1）数据分析；（2）常用控制图；（3）通用控制图；（4）质量诊断；（5）工序能力指数的计算与诊断五大部分。

一、数据分析 本软件提供了：排列图、频率与直方图分布表、工序能力分布图三种分析数据的工具。

二、控制图 本软件分为：休哈特控制图、通用图和选控图三大类。其中：

1. 休哈特控制图包括表 1 的各种休哈特常规控制图：

根据张公绪教授的研究，在表 1 中， $\bar{x}-R$ 控制图可用 $\bar{x}-s$ 控制图代替， p 控制图与 pn 控制图可用 pn_T 控制图代替， u 控制图与 c 控制图可用 c_T 控制图代替。故常用的控制图仅仅是 $\bar{x}-s$ 控制图、 $\bar{x}-R_s$ 控制图、 pn_T 控制图与 c_T 控制图四种。

2. 通用图包括：最常用的通用不合格品数（ pn_T ）控制图、通用缺陷数（ c_T ）控制图。

3. 选控图包括表 2 中的各种选控图，在“质量诊断”的功

能中加以计算。

表 1 休哈特常规控制图

数 据	分 布	控 制 图	简 记
计量值	正态分布	均值 - 极差 控制图	$\bar{x} - R$ 控制图
		均值 - 标准差 控制图	$\bar{x} - s$ 控制图
		单值 - 移动极差 控制图	$\bar{x} - R_s$ 控制图
计件值	二项分布	不合格品率 控制图	p 控制图
		不合格品数 控制图	pn 控制图
计点值	泊松分布	单位缺陷数 控制图	u 控制图
		缺陷数 控制图	c 控制图

表 2 选 控 图

数 据	分 布	控 制 图	简 记
计量值	正态分布	选控均值 - 极差控制图	$\bar{x}_{CS} - R_{CS}$ 控制图
		选控单值 - 移动极差控制图	$x_{CS} - R_{SCS}$ 控制图
计件值	二项分布	选控通用不合格品数 (率) 控制图	pn_{CS} 控制图
计点值	泊松分布	选控通用缺陷数 (单位缺陷数) 控制图	cr_{CS} 控制图

三、质量诊断。本软件是根据张公绪教授在 1982 年所创造
的两种质量诊断理论的一元理论部分所编制的。至今,本理论已
在制药、化工、机械、电路板与敷铜板、汽车制造、纺织、环
保、医院管理、教育、商业等 20 多个领域中获得应用,非常成
功,1988 年并在美国汽车工业获得应用。1987 年本理论获得国
家科技进步奖。1993 年 7 月 SPC 世界权威学术刊物《美国质量
技术杂志》(Journal of Quality Technology)发表了美国著名统计
质量控制专家屋道尔 (W.H.Woodall) 教授与威德
(M.R.Wade) 博士的论文“选控图的评论与分析”,文中肯定了

张公绪的两种质量诊断理论，并认为张公绪的选控图“优于分别在各道工序使用的休哈特控制图与 T^2 图”。

请特别注意，市面上所出售的国内外的软件都是属于 SPC（统计过程控制）阶段的，只能控制，但不能诊断。惟有张公绪教授的软件才是属于 SPCD（统计过程控制与诊断）阶段的，既能控制，又能诊断。其次，虽然能够编制软件的计算机人才很多，但真正能够保证 SPC 软件质量的却必须要有精通 SPC 理论并富有实际经验的专家把关不可。张公绪教授所主持编制的 SPCD2000 与 DTTQ2000 软件就具有这样的特点。

本软件的效价比很高，售价十分合理。有意者请与北京科技大学张公绪教授直接联系。

张公绪教授的通信地址为：

100083 北京学院路 30 号北京科技大学管理科学研究所张公绪教授收。

电话：010-62334002（宅）；

传真：010-62322033（宅）；

电子邮件（E-mail）：Zhanggx@bj.col.com.cn。（注意，由于 Internet 上网困难，故电子邮件不如传真可靠，请您最好利用传真，谢谢。）

附录四：

张公绪高级诊断软件 DTTQ2000 的介绍

1998 年 5 月张公绪教授将原来的两种质量多元逐步诊断理论又加以改进，使得多元诊断大为简化，许多多元诊断问题得以解决，如多元 CUSUM 图的诊断，多元协方差的诊断，多元工序能力指数的诊断，这些都是现场急需解决而世界上尚未解决的

问题，从而将本软件的功能大幅度提高，推出张公绪高级诊断软件 6.0 版。在功能方面稳居世界领先地位。

本软件保留了原软件两种 T^2 图的逐步诊断理论，因为应用它可以对整个系统进行评价。但是，本软件的主体是应用张公绪教授的最新多元逐步诊断理论及其改进进行编制的，故 DT-TQ2000 6.0 版是全新的、高功能的版本。从本资料实例（见第 106~111 页）您们可以看到本软件的新颖性、诊断的正确性与功能的强大性。

一、本软件适用对象：工厂中的多工序、多特性生产线

多工序指一条生产线至少有两道工序。即使是对于只由一道工序构成的生产线，如果考虑到其原材料、零部件对生产所带来的影响，把它们也看作是一道前工序，则它实质上也可以被看成是两道工序。故可认为工厂的生产线均为多工序生产线。

多特性指生产线至少有一道工序具有两个以上的特性。这里，特性包括技术特性与质量特性在内。一道工序至少有一个技术特性与一个质量特性，即两个特性，故多特性生产线在工厂中是普遍存在的。

综上所述，工厂的生产线都能应用本软件进行多元质量控制与诊断。

二、对多工序生产线进行科学管理（SPC 与 SPCD，统计过程控制与诊断）会遇到什么问题？

在多工序生产线中，上道工序的加工通常会给下道工序的加工带来影响，简称上影。当工序异常时，为了分清上下道工序的质量责任，我们需要诊断清楚：此异常究竟是上道工序加工造成的？还是下道工序加工造成的？或是上下道工序共同造成的？这是个诊断上影的问题。解决这个问题需要应用张公绪教授在 1982 年所提出的“两种质量诊断理论（The Diagnosis Theory

with Two Kinds of Quality)”。

三、对多特性生产线进行科学管理 (SPC 与 SPCD) 会遇到什么问题?

多特性生产线中至少有一道工序具有多特性,而多特性之间往往存在相关性。在特性相关的条件下进行科学管理 (SPC 与 SPCD) 是相当困难的。

在现场,技术人员极容易犯的一个错误就是把多元问题简单地分解成若干个一元问题来处理。例如,现场不少技术人员认为,我们把工序的每个特性都控制在其规格界限内,这已经是做到家了,还能进一步做什么?!其实,他们不明白,在多元情况下就产生了一个特性间相关的新特点,这是以前一元情况所没有的。现场技术人员对于特性间的相关性通常不加控制,而这是多元情况不容许忽略的新特点。为了说明这一点,现在请看下例 3.1。

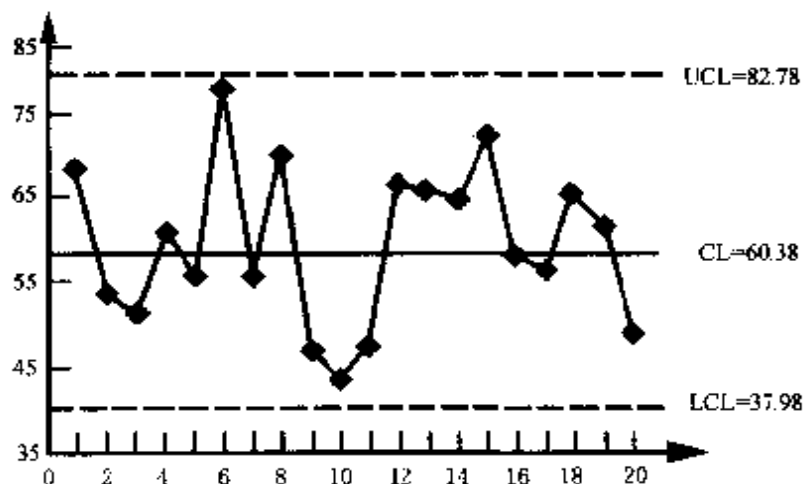
[例 3.1] 设有一道工序,共有两个特性: x_1 , x_2 , 它们的成组数据如表 3.1 所示。我们对特性: x_1 , x_2 分别作 \bar{x} 控制图如图 3.1 (a)、(b) 所示。由图可见,并未发现异常。但若仔细观察图 3.1 (a)、(b) 或表 3.1 中的第 (6)、(11) 栏,可以发现: 两图点子的波动态势是基本相似的,可是在图 3.1 (a) 中第 10 个点子呈下降趋势,而在图 3.1 (b) 中第 10 个点子则呈上升趋势,二者相反,与两图点子波动态势基本相似这一点相违背,换言之,也即二特性之间的相关性或相关关系在第 10 点处有异常的变化。对于多特性间具有相关性的这一事实,一元控制图是反映不了的,只有多元控制图才能加以反映。例如,本例的多元 T^2 控制图,参见图 3.2,由图可见,第 10 点出界,正确地反映了变量间关系异常的客观事实。

因此,在多元情况要考虑变量间的相关性,这是多元情况的一个重要特点,也是一元情况所没有的新特点。由此可知,将多元问题简单化地分解成为若干个一元问题来处理的作法没有考虑

表 3.1

例 3.1 的数据及计算表

组号 (1)	x_1					x_2					T^2 (12)
	x_{11} (2)	x_{12} (3)	x_{13} (4)	x_{14} (5)	\bar{x}_1 (6)	x_{21} (7)	x_{22} (8)	x_{23} (9)	x_{24} (10)	\bar{x}_2 (11)	
1	72	84	79	49	71.00	23	30	28	10	22.75	2.24
2	56	87	33	42	54.50	42	14	31	8	15.50	0.65
3	55	73	22	60	52.50	13	22	6	16	14.25	1.27
4	44	80	54	74	63.00	9	28	15	25	19.25	0.22
5	97	26	48	58	57.25	36	10	14	15	18.75	1.53
6	83	89	91	62	81.25	30	33	35	18	29.00	8.98
7	47	66	53	58	57.00	12	18	14	16	15.00	1.32
8	88	50	84	69	72.75	31	11	30	19	22.75	3.77
9	57	47	41	46	47.75	14	10	8	10	10.50	4.95
10	26	39	52	48	41.25	7	11	35	30	20.75	63.76
11	46	27	63	34	42.50	10	8	19	9	11.50	6.55
12	49	62	78	87	69.00	11	20	27	31	22.25	1.37
13	71	63	82	55	67.75	22	16	31	15	21.00	1.36
14	71	58	69	70	67.00	21	19	17	20	19.25	3.26
15	67	69	70	94	75.00	18	19	18	35	22.50	7.41
16	55	63	72	49	59.75	15	16	20	12	15.75	2.76
17	49	51	55	76	57.75	13	14	16	26	17.25	0.12
18	72	80	61	59	68.00	22	28	18	17	21.25	1.33
19	61	74	62	57	63.50	19	20	16	14	17.25	3.50
20	45	48	51	56	50.00	10	11	13	16	12.50	13.04

图 3.1 (a) x_1 的 \bar{x} 图

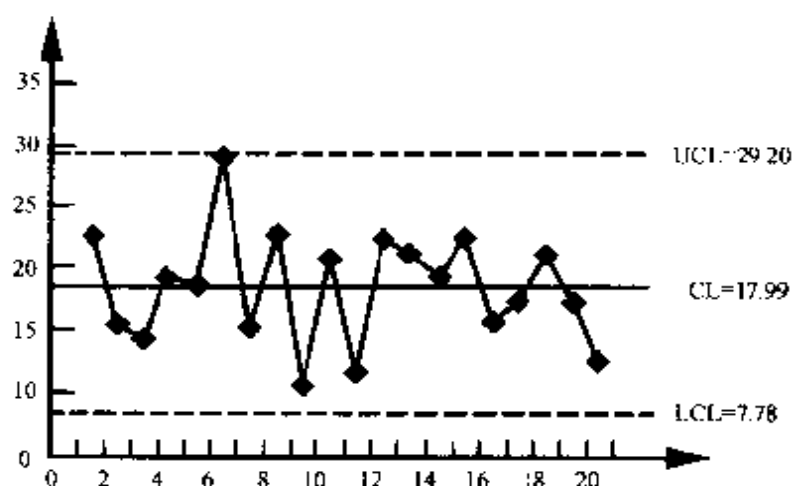


图 3.1 (b) x_2 的 \bar{x} 图

变量间的相关性，可能导致错误的结论。这是现场极易犯的
错误。

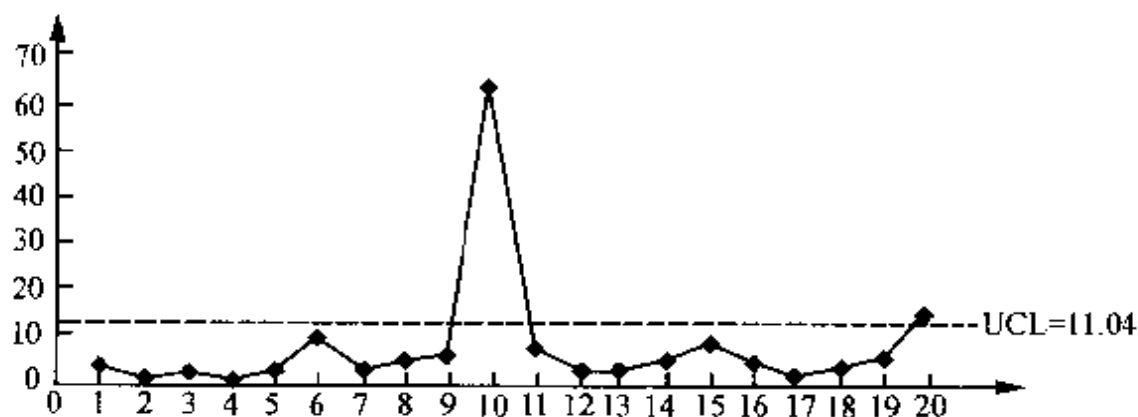


图 3.2 例 3.1 的 T^2 图

更具体点说，假定某工序共有 10 个特性，记以 x_1, x_2, \dots, x_{10} 。现场技术人员把每个特性都控制在其规格界限内，这一点从统计角度看，不过是控制了 10 个均值 $\mu_i, i=1, \dots, 10$ 。而表示 10 个变量间相关关系的协方差矩阵为：

	x_1	x_2	\dots	x_{10}
x_1	s_{11}	s_{12}	\dots	s_{110}
x_2	s_{21}	s_{22}	\dots	s_{210}
\dots	\dots	\dots	\dots	\dots
x_{10}	s_{101}	s_{102}	\dots	s_{1010}

其中, s_{ii} 为方差, 在本例共有 10 个方差, 即 $s_{ii}, i=1, 2, \dots, 10$ 。

$s_{ij}, i \neq j$, 为协方差, 由于 $s_{ij} = s_{ji}$, 故在本例共有 $[10 \times (10-1)] / 2 = 45$ 个协方差。

这样, 在总共 10 (个均值) + 10 (个方差) + 45 (个协方差) = 65 个参数中, 现场技术人员只控制了 10 个均值, 占全部 65 个参数的 15.4%, 而占 84.6% 的参数并未被加以控制。因此, 难怪现场技术人员经常会作如下的反映: “不知怎么回事, 过程一会儿又变好了, 一会儿又变坏了, 莫名其妙!” 其实奥妙就在这里: 他们自以为把所有特性的参数全部都加以控制了, 而事实上只控制了参数中的一小部分, 大部分参数都未被控制。这就是问题之所在。难怪过程的表现经常出乎他们的意料之外。

要想在特性相关的条件下进行 SPC 与 SPCD, 必须应用张公绪教授在 1996 年所提出的两种质量多元逐步诊断理论 (The Multivariate Stepwise Diagnosis Theory with Two Kinds of Quality), 这样才能把所有参数都控制住。所以我们必须强调多元情况下的一个重要事实, 即多元问题不能简单化地分解为若干个一元问题来处理。这样做将会导致错误的结论。

四、对多工序、多特性的生产线进行科学管理 (SPC 与 SPCD) 会遇到什么问题?

对于多工序生产线需要应用两种质量诊断理论去诊断上影。

对于多特性生产线需要应用两种质量多元逐步诊断理论在特性相关的条件下去诊断出引起过程异常的特性。

对于多工序、多特性的生产线, 既有上影, 又有特性间的相关性, 情况就格外复杂。这里既需要应用张公绪教授的两种质量诊断理论, 又需要应用两种质量多元逐步诊断理论及其改进。软件 DTTQ2000 就是根据上述理论在 Windows 环境下编制的。

五、应用软件 DTTQ2000 有什么好处？

山东新华制药股份有限公司应用软件 DTTQ2000 已经一年多了，在该公司给软件 DTTQ2000 进行科学评审的意见（参见附录二）中，明确写出应用软件 DTTQ2000 的三大优点：

1. 在特性相关的条件下，靠人力找出异常因素几乎是不可能的，而应用电脑和软件 DTTQ2000 在现场进行诊断，快速准确，诊断一次只需要一两分钟。

2. 大大缩短了现场诊断人员的培养时间。

3. 仅安乃近（Analgin）一种产品平均每年可创造效益人民币 30 万元。

六、自动过程控制与统计过程控制的比较

自动过程控制（简称 APC，Automatic Process Control）是化工、石化、制药以及许多流程型行业所经常采用的技术。统计过程控制（SPC，Statistical Process Control）则是近代质量科学。APC 与 SPC 是两门不同的学科。

将 APC 与 SPC 进行比较，它们的优缺点如下：

1. APC 通常利用工控单板机进行控制，结构简单实用。它的缺点是：当所控制的参数值超过规格界限时，APC 只能通过反馈将该参数调整到规格界限，而不能根本性地消除造成异常的原因，即 APC 只能治标，而不能治本。反之，SPC 则在发生异常时要遵照 20 个字去做，即“查出异因，采取措施，加以消除，不再出现，纳入标准”，强调治本，这与 APC 是完全不同的。

2. APC 的控制，只是将各个参数控制在其规格界限内，也即控制各个参数的均值 μ ，而未控制各个参数的方差，更没有控制各个参数间的相关性。因此，APC 的控制不如 SPC 的控制精确。这一点已在实践中获得证实，例如，对于供薄膜电容使用厚度精确到微米级的德国宽幅聚丙烯薄膜拉膜机是用 APC 进行控

制的，但是应用我们的 DTTQ2000 软件对该拉膜机的运行进行多元诊断，结果发现有 4 个点出界，表示异常，说明 SPC 的控制确实要比 APC 精确。道理就在于：对于拉膜机，SPC 控制了共计 189 个参数，而 APC 只控制了其中的 18 个参数，仅占应控制参数的 9.5%。

对于流程型行业而言，仅仅依靠 APC 是不够的，必须结合 SPC 与 SPCD 方能更严密地控制好流程型过程。这种情况在化工、石化、制药等许多行业大量存在，应引起我们的注意。

七、对于过程的小波动能够进行诊断

休哈特图，对于过程的较大波动是灵敏的，但对于过程的小波动，例如均值变化 1.0σ （即 1 个标准差），则不够灵敏，难于发现。这时需要应用 CUSUM（累积和）控制图来提高对小波动的检测能力。本软件具有检测多元过程小波动的能力参见本附录实例 5。

八、本软件可用来计算多元过程能力指数，从而找出生产线的关键过程

张公绪教授在 1982 年首次提出两种工序能力指数的诊断理论后，即在诊断生产线的关键工序方面取得显著效果。现在，本软件将张公绪的一元理论推广到多元工序能力指数，这在世界上是首创。

九、本软件可用来诊断多元协方差

根据两种质量多元逐步诊断理论及其改进，本软件能够诊断多元协方差的变化，这也是世界首创。

十、本软件可用于装配型企业，这也是一大特色

一般，流程型企业生产线的变量多属于正态变量。而本软件

采取了特殊的数学变换，除了能处理正态变量外，也可处理二项变量与泊松变量，因而本软件除了可用于流程型企业外，还可用于装配型企业的多元质量控制与诊断。这也是本软件的一大特色。

十一、本软件应用实例

[实例 1] 某安乃近生产线共有 6 道工序，为此建立了 5 个诊断系统。例如，对于过程Ⅱ与Ⅲ的诊断系统，第 55 批的数据如下：

上道工序工序Ⅱ的 3 个特性值分别为：

$$x_1 = 33.58, x_2 = 10.90, x_3 = 0.30$$

下道工序工序Ⅲ的 2 个特性值分别为：

$$x_4 = 80.15, x_5 = 24.00$$

应用软件 DTTQ2000 计算得 T^2 值为 74.88，大于 T^2 控制图的上控制限 $UCL = 13.65$ ，表示该系统异常，随即应用软件 DTTQ2000 进行电脑诊断，知异常特性为 x_2 ，与实际相吻合。具体计算略。

[实例 2] 某敷铜板生产线工序 2 的有关特性为：

黏结片单重平均值，记以 x_1 熔融黏度左右差，记以 x_4

黏结片单重极差，记以 x_2 车速，记以 x_5

熔融黏度平均值，记以 x_3 胶化时间左右差，记以 x_6

其中， x_1, \dots, x_5 为技术特性， x_6 为质量特性。由于技术特性都会影响质量特性，故我们可以把所有技术特性作为上道工序特性，而把质量特性作为下道工序特性，构成一个诊断系统，参见图 2-1。应用软件 DTTQ2000 对此系统进行诊断后得到图 2-2。图中，出界点共 3 点，即第 41215 批、第 41405 批、第 41807 批，其诊断结果分别为：

(1) x_1 (黏结片单重) 为异因 (异常因素)，经查阅该日现场生产记录，知该批有转料情况，从普通面料转为 SL 面料。

(2) x_5 (车速) 为异因, 经查阅该日现场生产记录, 知该批果然加快了车速。诊断完全正确。

(3) x_1 (黏结片单重) 为异因, 经查阅该日现场生产记录, 知该批面料转里料, 单面板料转为双面板料, 并换布。

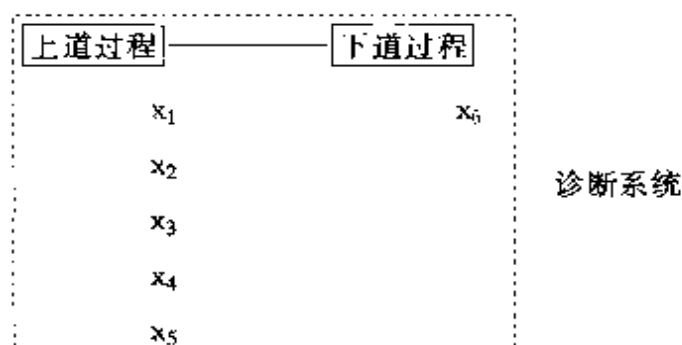


图 2-1 敷铜板生产线过程 2 的诊断系统

注意, 转料不一定造成异常, 有不少批转料并未造成异常, 所以在上述造成异常的转料批之中, 肯定存在有不合理的操作, 应该加以总结。

此外, 从整个系统来看, 质量特性本身并未异常, 说明敷铜板产品的质量还是可以的, 但为了保证产品质量的稳定性, 上述异因 (1)、(2)、(3) 都是隐患, 必须加以消除, 并使之不再出现。

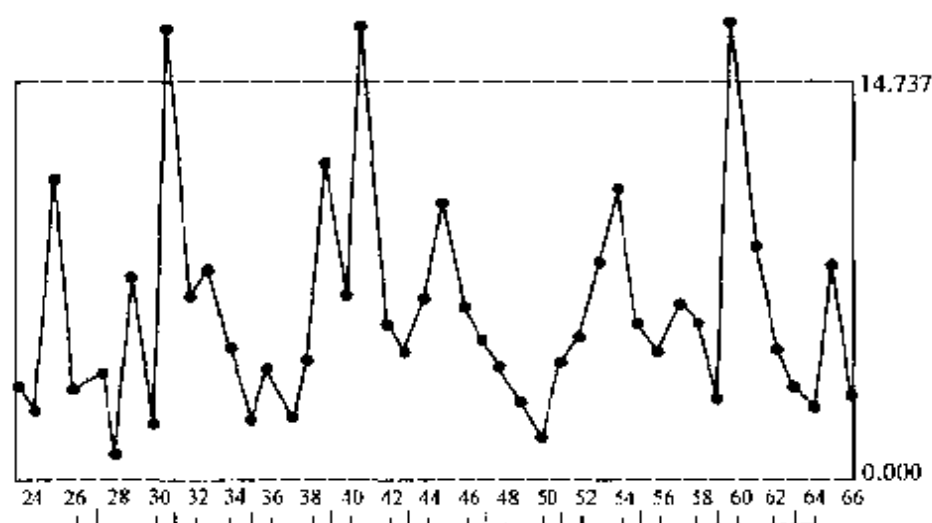


图 2-2 敷铜板生产线过程 2 诊断系统的 T^2 图

附带地再说明一下，本例敷铜板生产线为多品种、小批量的生产，我们应用通用控制图原理将所有品种统一在一张 T^2 图上进行 SPCD，获得成功。例如，图 2-2 就是三种品种的敷铜板放在同一张 T^2 控制图上，诊断依然准确无误。

〔实例 3〕某啤酒厂应用软件 DTTQ2000 对其糖化过程进行了诊断，简单介绍如下：

1. 糖化过程诊断系统的构造

(1) 作为上道工序的特性有麦芽特性共 10 项，即水份、浸出率、粗细粉差、色度、煮沸色度、可溶性氮、库尔巴哈值、游离氨基酸、糖化力、脆度。

(2) 作为上道工序的特性还有技术特性 4 项，即麦芽粉碎时间、麦汁过滤时间、煮沸时间、麦汁量。

(3) 作为下道工序的特性为质量特性三项，即原麦汁浓度、色度、苦味汁。

2. 取样

我们取 1997 年 12 月至 1998 年 1 月共 100 批数据。

3. 将此 100 批数据输入电脑，然后应用软件 DTTQ2000 对上述数据进行诊断，得到图 3-2。

由图 3-2 可见，打点出上控界 UCL 共计 10 次，此后即无出界点，说明从 1998 年 1 月份开始该啤酒厂的糖化过程有显著改进。对于上述 10 次出界点进行诊断的结果分别为：属于上道工序异常的共 8 次，其中属于工艺参数的异常共 7 次（麦芽粉碎时间 2 次，麦汁过滤时间 2 次，煮沸时间 3 次），属于麦芽的 1 次（浸出率）；属于下道工序异常的共 3 次，均为色度异常。

注意，这里第三个出界点诊断为麦汁过滤时间与色度同时异常，故上述特性异常共发生 11 次（而共有 10 个出界点）。另外，上述 11 次特性异常中有 5 次属于关系异常，即不能保持原有的协方差，这也是生产的隐患，应设法加以消除。

〔实例 4〕应用软件 DTTQ2000 对 3 个电路板厂 A、B、C 的

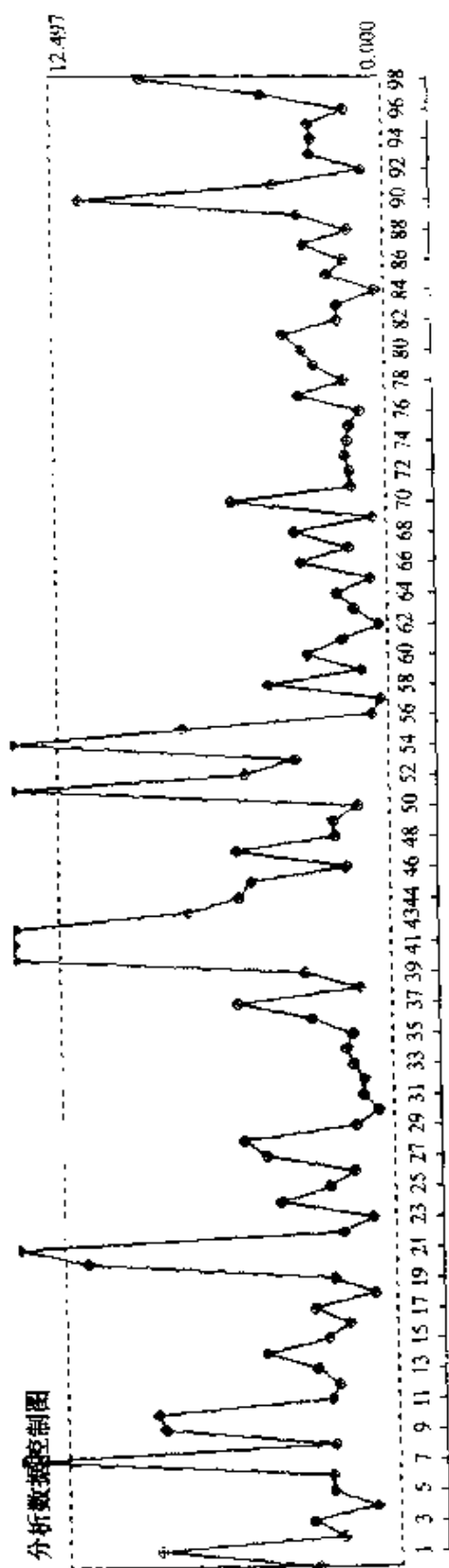


图 3 - 1 应用软件 DFIQ2000 对啤酒糖化过程进行诊断

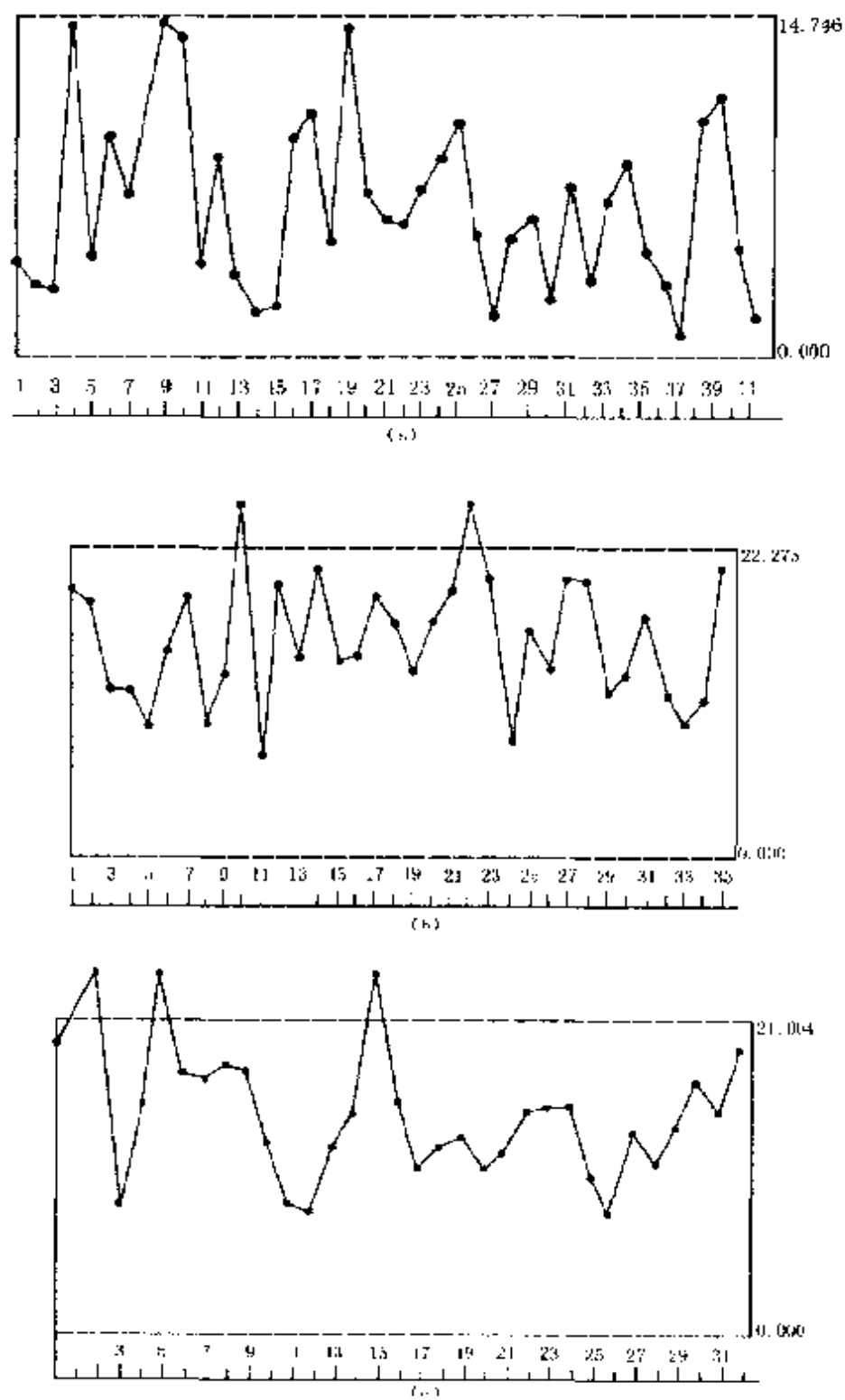


图 4-1 A、B、C 三个电路板厂沉铜工序的 T^2 图比较

沉铜工序分别进行诊断比较, 结果得到如图 4-1 (a)、(b)、(c) 所示的 3 张 T^2 图。由图 4-1 可见, 根据判稳准则知 A 厂的沉铜工序已达到稳态, B 厂的沉铜工序平均每个月打点出界 1 次, C 厂的沉铜工序平均每个月打点出界 1.3 次。所以应用软件 DITQ2000 可以给出这 3 个电路板厂的沉铜工序在质量方面的客观科学评价, 同时也可以指出我们今后的努力方向。

[实例 5] 在电路板沉铜工序的生产过程中得到如图 5-1 的多元 T^2 图, 从图中可见, 从第 22 批至第 29 批有一个缓慢上升的趋势。虽然 T^2 图并未出界, 但我们怀疑过程可能有小波动。应用两种 CUSUM 图的诊断理论, 对过程中的 3 个特性进行诊断, 得到图 5-2 (a) (b) (c)。从图 5-2 (a) 可见, 特性 x_1 的

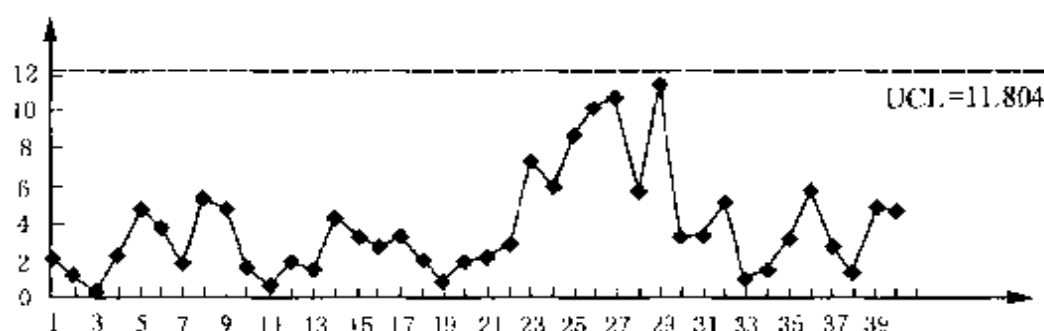


图 5-1 电路板沉铜过程的多元 T^2 图

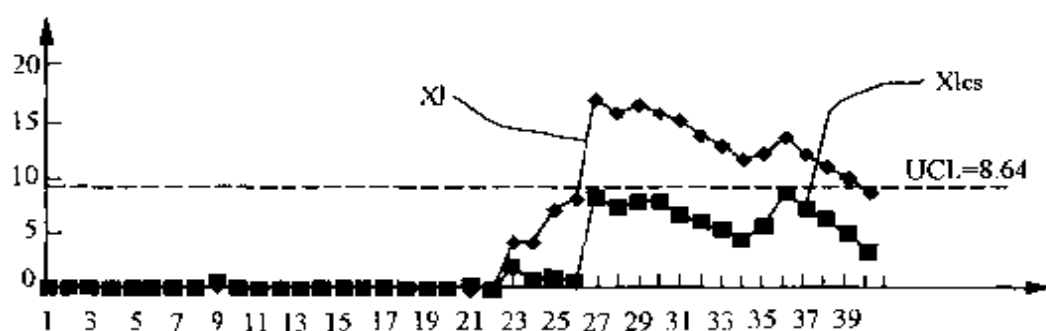


图 5-2 (a) 特性 x_1 的两种累积和控制图

总质量 CUSUM 图与分质量 CUSUM 图在第 27 批起同时出界, 说明特性 x_1 本身异常。从图 5-2 (b) 可见, 特性 x_2 的总质量 CUSUM 图在第 28 批出界, 而特性 x_2 的分质量 CUSUM 图未出界, 这说明特性 x_2 本身未异常。从图 5-2 (c) 可见, 特性 x_3

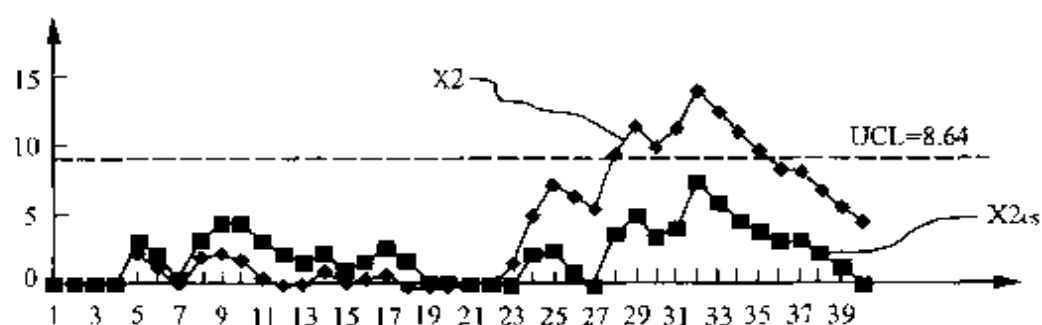


图 5-2 (b) 特性 x_2 的两种累积和控制图

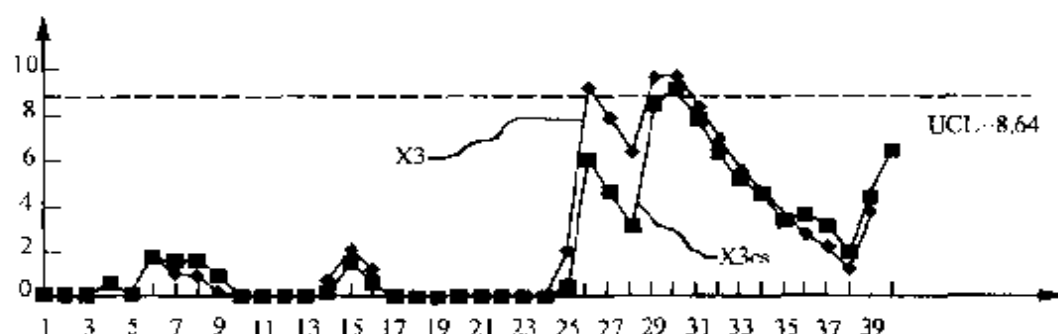


图 5-2 (c) 特性 x_3 的两种累积和控制图

的总质量 CUSUM 图与分质量 CUSUM 图在第 30 批同时出界，说明特性 x_3 本身异常。

现在，我们应用张公绪两种质量多元逐步诊断理论及其改进重作本例，得到表 5-1。由表中可见，特性 x_1 在第 27 批处异常，特性 x_2 无异常，特性 x_3 在第 30 批处异常。所得结论与上述方法完全一致，这也从侧面说明两种质量多元逐步诊断理论及其改进与两种多元 CUSUM 图的诊断理论都是正确的。但前者要简便得多。

表 5-1 各特性的分质量

批号	特性 x_1 的分质量	特性 x_2 的分质量	特性 x_3 的分质量
22	0.000	0.000	0.000
23	2.213	0.000	0.000
24	0.985	2.215	0.000
25	1.336	2.487	0.575

续表

批号	特性 x_1 的分质量	特性 x_2 的分质量	特性 x_3 的分质量
26	0.716	1.077	6.202
27	9.040	0.000	4.775
28	7.562	3.773	3.289
29	8.161	4.965	8.613
30	8.169	3.484	9.363
31	6.946	4.248	8.090
32	6.272	7.573	6.631
33	5.589	6.073	5.439
34	4.658	4.749	4.799

注：表中的分质量是经标准化后的平方值，故凡不小于 9 者为异常。表中的异常分质量均用黑体标明。

[实例 6] 某敷铜板 (Copper Laminate) 生产线在混胶过程，上下道工序各有两个特性，分别记之为 x_1 , x_2 , y_1 , y_2 。现用两种 T^2 图的多元逐步诊断理论及其改进方法分别对之进行多元诊断，并将二者的诊断结果进行比较。

首先应用两种 T^2 图法对此工序进行诊断，得到图 6-1，然后对所有异常点进行诊断，所得结果参见表 6-1 第 (4) 栏。其次，再应用两种 T^2 图改进法进行诊断，所得结果参见表 6-1 第 (5) 栏。从表 6-1 可见，后者的诊断显然比前者更为灵敏。其主要原因是后者可以应用界内点的判异准则进行判异，而前者则不能应用界内点的判异准则来进行判异。但前者能够对整个系统进行评价，因而也是需要的。

根据上述实例，可见软件 IDTTQ2000 6.0 版对于多工序、多特性生产系统的应用是大有前景的。应用本软件的最大优点是：从整个系统出发，考虑了多工序、多特性系统的多元特点，把全部特性的所有参数都控制在内，无一遗漏。并且本软件能够

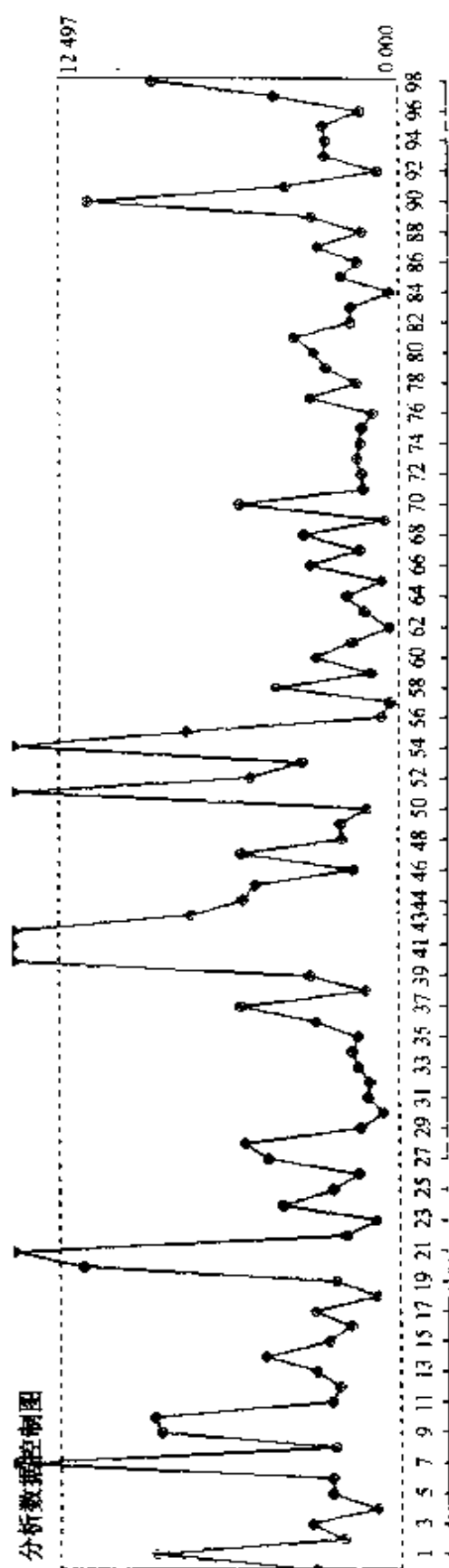


图 6-1 应用两种 T^2 图法对敷铜板混胶过程进行诊断

表 6-1 两种 T^2 图法诊断及其改进法的诊断对比

特性 (1)	参数 (2)	批号 (3)	两种 T^2 图法 (4)	两种 T^2 图改进法 (5)	二者对比 (6)
x_1	均值	# 41、# 42、 # 43	异常, 出下界	异常, 出下界	诊断结果相同。
	标准差	# 44、# 53		异常, 出上界	改进法有诊断, 而两种 T^2 图法则无。
x_2	均值	# 52、# 5	异常, 出上界	异常, 出上界	诊断结果相同。
	标准差	# 52、# 53、 # 55、# 56		异常, 出上界	改进法有诊断, 而两种 T^2 图法则无。
y_1	均值	# 8、# 21	# 8 出下界	# 8 出下界, # 21 出上界	改进法诊断结果比两种 T^2 图法多 # 21 异常点。
	标准差	# 10、# 21、 # 22、# 91		# 10 出上界, # 21、# 22 出上界 # 91 出上界	改进法有诊断, 而两种 T^2 图法则无。
y_2	均值	22	# 22 出上界	# 22 出上界	诊断结果相同。
	标准差	12、22、23、57		# 12 出上界 # 22、# 23 出上界 # 57 出上界	改进法有诊断, 而两种 T^2 图法则无。

提供各个特性的总质量与分质量的数值, 对于整个生产线各个部位的正常与否一目了然, 这样才能对整个生产线的正常生产指挥若定, 胸有成竹。

十二、与港台以及国外软件的比较

1. 根据港台质量管理专家告知, 无论香港还是台湾都没有类似上述 DTTQ2000 6.0 版的诊断软件。从 SPC 的理论发展阶段来看, SPC (统计过程控制) 出现于本世纪 30 年代, 在 80 年

代发展为第二阶段 SPCD (统计过程控制与诊断), 而在 90 年代发展为第三阶段 SPCDA (统计过程控制、诊断与调整)。SPCDA 至今尚无实用性成果。目前港台的质量管理软件都是属于第一阶段 SPC 阶段的控制软件, 目前属于第二阶段 SPCD 阶段的诊断软件只有张公绪教授编制的多元诊断软件 DTTQ2000 与一元诊断软件 SPCD2000。

2. 1998 年 11 月 3~5 日在北京召开了中美质量会议, 根据有关美国质量专家告知, 目前美国尚无多元诊断软件。张公绪教授 1994~1998 年提出的两种质量多元逐步诊断理论及其改进和在此基础上编制的软件在下列六个方面要比美国优越:

(1) 美国的诊断理论从 $\sigma = \sigma_0$ 的特例出发, 而张公绪的诊断理论则既能够考虑特例, 又能考虑一般情形。

(2) 美国诊断理论不能诊断上影, 而张公绪的两种质量诊断理论则能够诊断上影。

(3) 美国的诊断理论需要对所有特性同时诊断, 故它犯第一种错误的概率 α 近似地与特性数目成正比, 当特性数目较多时, α 可以大到不能容忍的地步。而张公绪的两种质量多元逐步诊断理论及其改进则不然, 由于它包含多元逐步诊断理论在内, 故它犯第一种错误的概率 α 要比回归调整法小得多。

(4) 应用多元 CUSUM 图对于过程的小波动进行诊断, 这是我国独创, 美国尚未解决。

(5) 应用两种质量多元逐步诊断理论及其改进可以对多元协方差进行诊断, 这也是我国独创, 美国尚未解决。

(6) 应用一元或多元过程能力指数诊断生产线的关键工序, 这一理论也是张公绪独创的, 国外尚无这样的理论。

十三、购买软件 DTTQ2000 6.0 版的联系办法

1. 请与香港品质管理协会主席陈旭球先生联系, 通信地址如下:

香港九龙尖沙咀邮箱 90952 号。

电话：(852) 2993-2320。

图文传真：(852) 2993-7727。

e-mail 电子邮件：chairman@hkqma.org.hk。

2. 或与北京科技大学管理科学研究所张公绪教授联系，通信地址如下：

北京学院路 30 号北京科技大学管理科学研究所张公绪教授收。

电话：0086-10-62334002（宅）。

图文传真：0086-10-62322033（宅）。

e-mail 电子邮件：zhanggx@bj.col.com.cn。（由于国内上网困难，电子邮件不如传真可靠，请尽量用传真与我联系，请多多鉴谅。）

凡愿意购买软件 DTTQ2000 者，建议先请张公绪教授到你处介绍他所创造的两质量多元诊断理论的原理。这样就更容易理解此最新前沿的质量科学了，而且他可以在现场当场诊断，让您们具体体会软件 DTTQ2000 诊断的正确性与优越性。

附录五：

SPC 与 SPCD 工程的培训讲课计划

北京科技大学管理科学研究所教授、博士生导师，

英国全面质量管理杂志国际编委会委员张公绪

1999 年 2 月 10 日第四次修订（修订重点为加强电脑实践环节）

1. 本课程名称为：SPC 与 SPCD 工程（统计质量控制与诊断工程）。

必须注意：企业现场最需要的 SPC 与 SPCD 工程，而非其数学。这点与可靠性类似，可靠性是一门工程，尽管其中涉及到许多数学问题，但现场最需要的是可靠性工程，而非其数学。

2. 整个 SPC 与 SPCD 工程的培训讲课分为两个部分：理论讲授与电脑实践指导，参见下表：

	理论讲授	电脑实践指导
SPC 与 SPCD 工程	3.5 天	半天

3. SPC 与 SPCD 工程的理论讲授共两天，具体课程内容如下：

日期	上 午	下 午	说 明
第一天	1. 21 世纪的质量新要求 2. ISO9000 认证通过的企业应该怎么办？ 3. 什么是 SPC 工程？ 4. SPC 工程的推行步骤。	1. 控制图原理	1. 21 世纪是质量的世纪。要搞好质量必须了解世界质量大形势，不能坐井观天。 2. 西方工业发达国家来我国加工定货都强调在生产必须推行 SPC，否则就拒绝定货，这究竟是因为什么？有什么科学根据？本课程将说明其中奥妙所在。
第二天	1. 控制图的判稳准则。 2. 控制图的判异准则。 3. 常用控制图，其中主要介绍 \bar{x} -R 图、 \bar{x} -s 图与 p 图。	1. 通用控制图	1. 如何知道生产运作是否正常？本课程将为你提供判定的科学根据。 2. 通用控制图是推广控制图应用的有力工具，获得现场一致赞赏，需要大力提倡。通用控制图是张公绪教授等在 1981 年创造的，并于 1986 年颁布为国标 GB6381。

续表

日期	上 午	下 午	说 明
第三天	<p>1. SPCD (统计过程控制与诊断) — 两种质量诊断理论。</p> <p>2. 两种控制图的诊断理论。</p> <p>3. 两种工序能力指数的诊断理论。</p>	1. 两种质量多元诊断理论简介。	<p>1. SPCD 是比 SPC 更发展一步、更有实用价值的理论。两种质量诊断理论是张公绪在 1982 年提出的, 是世界上第一个统计诊断理论, 于 1987 年获国家科技进步奖。</p> <p>2. 两种工序能力指数的理论要比传统的一种工序能力指数的理论威力大得多。本课程将给出令人叹服的现场实例。</p> <p>3. 张公绪在 1996 年所提出的两种质量多元诊断理论是在工厂中普遍存在的多工序、多指标生产线推行 SPCD 的有效理论, 目前领先于世界水平。1998 年 5 月张公绪又提出上述理论的改进, 这是多元诊断理论的一个突破, 使得多元质量控制与诊断大为简化, 同时也进一步使得许多多元诊断问题得以解决。</p>
第四天	接近零不合格过程的 SPC	<p>电脑演示三种软件:</p> <p>1. SPCD 2000</p> <p>2. DTTQ 2000 1.0 版</p> <p>3. DTTQ 2000 5.0 版</p>	<p>1. 通过电脑演示和电脑 SPC 试验, 可见, 在现场应用控制图并无困难, 投资也很有限, 但从质量有保证而得到的好处却是可观的, 科学管理实在值得提倡。</p> <p>2. 即使是对于多工序、多指标系统进行 SPC 与 SPCD 如此复杂的问题, 运用电脑进行也是轻而易举的。现代化管理确实有其突出的优越性。</p>

4. 本课程主讲教师简介:

本课程主讲教师张公绪教授是国内外著名的统计质量控制与诊断工程 (SPC 与 SPCD) 专家, 是我国惟一的一位以 SPC 与 SPCD 为专业研究方向的博士生导师。张公绪教授强调理论密切联系实际, 他不但有六项理论创造与突破, 指导的一批 SPC 与 SPCD 博士生个个都解决了国际水平的问题, 获得优秀博士论文, 而且经常下企业解决企业的 SPC 与 SPCD 问题。1980 年张公绪首创新型控制图—选控图系列, 1982 年提出两种质量诊断理论, 突破了传统的美国休哈特 (W. A. Shewhart) SPC (统计过程控制) 理论, 开辟了 SPCD (统计过程控制与诊断) 理论的新方向, 从此 SPC 上升为第二阶段 SPCD。为此, 张公绪在 1987 年获国家科技进步奖, 1993 年 7 月 SPC 世界权威学术刊物美国《质量技术》杂志发表美国著名 SPC 专家屋道尔 (W. H. Woodall) 教授与威德 (W. R. Wade) 博士的专文“对选控图的评价与分析”, 肯定了张公绪的理论优于休哈特控制图, 也优于 T^2 图。两种质量诊断理论目前已在制药、化工、敷铜板与电路板、机械、电器、糖厂管理、酿酒、纺织、冶金、采矿、汽车工业、林业、建筑业、邮电、铁路运输、医院管理、卫生防疫、环保、教育、商业等 20 多个领域中获得应用, 1988 年并在美国汽车工业获得应用。这些应用获得了巨大的经济效益和社会效益。例如, 桂林制药厂土霉素车间应用此理论后将土霉素的优品率由 55.6% 提高到 80.5%; 再如, 北京天坛医院化验室应用此理论后工作效率提高了 3 倍。

1996 年张公绪提出两种质量多元逐步诊断理论, 解决了多工序、多指标系统的 MSPC 与 MSPCD (多元统计过程控制与诊断, 这里 M 表示多元, Multivariate) 的问题。1998 年 5 月张公绪又进一步提出了上述理论的改进, 这是 MSPC 与 MSPCD 理论的一个突破, 不但使得多元质量控制与诊断大为简化, 而且使得许多多元诊断问题由此得以解决。两种质量诊断理论多元化以

后，解决实际问题的能力大为增加。山东新华制药股份有限公司、东莞生益敷铜板股份有限公司等单位已正式采用根据上述理论编制的 DTTQ2000 多元诊断软件进行现场电脑质量控制与诊断。实践证实不但诊断准确，而且诊断一次只需要一两分钟，大幅度降低了寻找异常的时间，还大大缩短了现场质量控制与诊断人员的培训过程，据山东新华制药股份有限公司统计，仅安乃近一种药品每年可增加效益 30 万元。

张公绪教授主持编制的 SPCD2000 3.0 版一元诊断软件与 DTTQ2000 6.0 版多元诊断软件都包含有张公绪的多项创造，用于现场获得巨大成功，是目前国内外惟一属于 SPCD 阶段的能够进行诊断的软件，国内外其他的统计软件无一例外都是属于 SPC 的，不能用以进行诊断。近年来，张公绪指导其学生孙静博士研究接近零不合格品过程的质量控制与诊断的最新理论，获得了多项成果，这些成果也将包含在张公绪主持编制的软件中。

8. 张公绪 SPC 与 SPCD 工程培训班的特点。

(1) 讲解清晰透彻。由于张公绪教授在 SPC 与 SPCD 领域的工力很深，他本人有六项 SPC 与 SPCD 的理论创造，培养了一批优秀的 SPC 与 SPCD 博士，还下过几十个企业去解决 SPC 与 SPCD 的问题，有丰富的实际经验，故张公绪教授的讲课理论联系实际，清晰透彻，妙趣横生。

(2) 讲课深入浅出。张公绪一贯认为，企业人员学习 SPC 与 SPCD 工程，应强调掌握 SPC 与 SPCD 的物理概念，避免高深的数学推导。故张公绪的讲课深入浅出。

(3) 强调内容实用。本课程为 SPC 与 SPCD 工程课程，故本课程强调内容的实用性。

(4) 重视电脑实践。推行 SPC 与 SPCD 必须与电脑的应用相结合，因此，本课程强调讲课与电脑相结合。这在全国也是很少有的特色。

SPC 与 SPCD 工程课程考卷示例及参考答案

姓名 通信地址 年 月 日

1. 推行 SPC 的目的是：
 - a. 统计方法是科学方法，推行统计方法就是推广科学
 - b. 使过程能力满足要求
 - c. 保证预防原则的实现
 - d. 使得可靠性、试验设计等学科得以应用
2. 在 SPC 中发生小概率事件是指：
 - a. 发生小概率事件就说明生产处于异常状态
 - b. 一种风险的表述
 - c. 指一事件发生的概率很小
 - d. 指不可能事件
3. 质量管理里常用的概率分布有：
 - a. 仅是指正态分布
 - b. 正态分布、二项分布、泊松分布
 - c. 指在一定的样本取样范围内发生概率的分布形式
 - d. 以上都不对
4. 工序能力指数等于 (σ 为总体标准差, S 为样本标准差, \bar{X} 为样本均值, \bar{R} 为样本平均极差, K 为偏离

系数, T_U 为公差上界, M 为公差中心);

- a. $(UCL - LCL) / 6\sigma$
 - b. $T / 6\sigma$
 - c. $(1 - K) T / 6 \bar{R}$
 - d. $(T_U - M) / 3S$
5. 工序能力不足是指:
- a. $1.33 < C_p < 1.67$
 - b. $1.00 < C_p < 1.33$
 - c. $0.50 < C_p < 0.67$
 - d. $C_p < 1.00$
6. 控制图是:
- a. 利用技术规格界限进行控制的图
 - b. 一种进行管理的图
 - c. 根据上级规定的指标进行控制所制定的图
 - d. 根据统计原理所制定的, 使质量变异成为最小的有效工具
7. 稳态是指:
- a. 平平稳稳的状态
 - b. 未发生大事故的生产过程
 - c. 只存在偶因而不存在异因的状态
 - d. 受控状态
8. SPC 是指:
- a. 判断工序能力的方法
 - b. 统计方法的应用
 - c. 判断过程正常或异常的方法
 - d. a + b + c
9. SPCD 是指:
- a. 判断工序能力的方法
 - b. 判断过程正常或异常的方法

图书在版编目 (CIP) 数据

现代质量控制与诊断工程/张公绪, 孙静著. - 北京: 经济科学出版社, 1999.9

ISBN 7-5058-1796-5

I. 现… II. ①张…②孙… III. 质量管理-研究 IV. F273.2

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (1999) 第 45065 号