

目 录 Content

第一章 全面品质管理	1
一、几个重要的品质概念	1
（一）品质与品级	1
（二）品质管制、品质保证与品质管理	3
（三）品质成本	9
（四）产品责任和服务责任	12
二、全面品质管理的概念	14
（一）品质管理的演进	14
（二）全面品质管理的概念	16

（三）品质方针和品质系统	19
三、全面品质管理的推行	24
（一）全面品质管理的计划	24
（二）全面品质管理的推行	26
（三）全面品质管理推行绩效的评估	27
四、品管部门组织与功能	30
（一）品质管理部门的组织	30
（二）品质管理部门的职能	33
（三）品质部门的人员要求	35
案例：钜星的品质价格策略	36

第三章 统计过程控制	39
一、统计制程控制	39
（一）什么是统计制程控制	39
（二）SPC 发展简史	40
（三）SPC 的进行步骤	41
二、控制图	43
（一）控制图的定义及控制图的重要性	43
（二）控制图原理	45
（三）两种错误和 3σ 方式	51

（四）控制图的判定准则	54
（五）常用控制图的分类及其用途	65
三、常用控制图	69
（一）计量型控制图	70
（二）计数型控制图	109
四、两种质量诊断理论	129
（一）生产线的分析方法	130
（二）两种质量	132
（三）两种质量诊断理论的思路	135
（四）两种控制图的诊断	136
（五）两种制程能力指数的诊断	153
案例：海光船厂的品质观念	158

一、几个重要的质量概念

（一）质量与质级

1. 质量（quality）的概念

质量一词是质量管理中最基本的术语之一。过去，各国曾有过多重定义。国际标准化组织在 ISO 8402-94 中对质量的定义是：“一项实体（entity）所具有的满足规定和隐含需求能力的特性整体（The totality of characteristics of an entity that bear on its ability to satisfy stated and implied needs.）”。其注释如下：

(1) 在有合同的情况下，或在法规所规定的情况下，例如在核能安全领域内，各项均需要经规定说明，而在其他情况时，凡隐含的需要均应予以指明及规定。

(2) 在很多情况下，需要可能因时间而改变；意即对质量要求需做周期性的检讨。

(3) 各项需要通常依特定准则诠释成为特性。需要可包含诸层面，如性能、使用性、可信性（可用性、可靠性、可维护性）、安全性、环境、经济性、及美学等。

(4) “质量”一词，不应以单个术语来表示意义上的丰富程度，亦不利于数量上的技术评估。为此，应使用形容词来修饰。例如：

①“相对质量”是按优越程度或比较意义上的程度将客体给出排序。

②数量上的“质量水准”（如用于验收抽样），与“质量度量”均用于精密的技术评估。

(5) 满意质量的达到，涉及到整体质量环圈（quality loop）内的所有各阶段。质量环圈之内各阶段对质量的贡献，有时为了强调而分别予以指明。例如，源于规定需要的质量，源于产品设计的质量，源于符合性的质量及源于整个寿命时间产品保障的质量。

(6) 在某些文献中，质量被视为“适合使用”、“适合目的”、“顾客满足”或“符合要求”。这些仅表示了上述质量定义的某些层面。

应当说明，上述定义中所述的实体（entity, item），是指“能够单独说明与研究的事物”，例如一项活动或过程、一件产品、一个组织、系统或人，或他们的任何组合。因此，上述定义中质量的主体，较以往所说的“产品或服务”广泛得多。

上述对质量的定义及其注释，概括了以往各国专家、学者所作定义的内容，是较为完整的。它的内涵似已超出了我们在全面质量管理中所说“狭义”

质量的范围，但又与全面质量不同。

2. 质级(grade)的概念

质级，亦称等级，是与质量具有密切关联的术语之一。ISO 8402-94 对质级的定义为：“对具有同样使用功能而质量要求不同的实体所作的分类或排序。”其注释如下：

(1) 质级反映了质量要求上预定的或认可的差异，侧重点就在于使用功能与成本的关系。

(2) 一个高质级的实体(如一家豪华饭店)可能只具有不满意的质量，反之亦然。

(3) 当以数字表示质级时，最高质级通常用 1 表示，较低质级则以 2, 3, 4 等依次表示。当质级以点数表示时，例如，用星数表示时，则最低质级通常用最少的点数或星数表示。

在实际生产、生活中，同一种使用功能的需要，可能由于组织或人们的社会、经济、文化、观念和使用条件等的差异，出现不同的质量要求，从而产生不同质级的产品或服务。一般而言，产品或服务的质级愈高，成本也愈大，价格也愈高。

(二) 质量管制、质量保证与质量管理

1. 管制(control)与质量管制(quality control, QC)

(1) 管制的意义

管制，亦称控制，是管理的功能之一。H. Fayol 在 1916 年发表的《工业管理与一般管理》书中提出：“管理，即实行计划、组织、指挥、协调和管制。”Fayol 以后的管理学家，尽管说法不一，但都以管制作为管理的一项功能。

管理学中的管制功能，是指接受内外部的有关信息。按既定标准对组织的各项业务活动进行监督检查，发现偏差，采取矫正措施，使工作能按原定

的计划进行,或适当调整计划,以达成预期目的的管理活动。据此,管制的基本程序包括:①制定管制标准,主要是方针政策、目标、预算及工作标准等;②衡量工作成果;③比较成果与标准的差异;④发现差异时作出分析,并追究其原因,采取必要的矫正措施等。

由此可见,在我们的管理工作中,即使计划、组织、指挥等功能都能有效地发挥,但若是缺少或未能充分实施管制功能,则管理的目的仍不可能达成。因此,管制是管理中不可缺少的功能之一。

(2) 质量管制的意义

质量管制,亦称质量控制,是质量管理中的一项重要内容。

根据上述管制的意义,我们很容易理解 Juran 博士在其主编的《质量管理手册》中对质量管制的下述定义:“质量管制是我们将量测实际质量的结果,与标准对比,并对差异采取措施的调节管理过程。”

国际标准化组织在对质量管制所作的定义是:“为完成质量要求而使用的作业技术与活动”。其注释如下:

①质量管制包括作业技术与活动,其目的在于监视某一过程,并消除在质量环圈所有阶段中引发不满意的原因,以达成经济效益。

②某些质量管制和质量保证行动是彼此关联的。

从上述定义及其注释中可以看出,质量管制贯穿于质量环圈的所有阶段,即从产品形成到使用的全部过程,通过各种作业技术与活动,监督、检查、对比,发现偏差,采取矫正措施,以消除各阶段中造成质量不满意的原因。质量目标、质量计划、技术规范等质量文件是质量管制的依据,测试设备、电脑软体等是质量管制的手段,检验、检定和统计技术等是质量管制的方法,质量记录是质量管制结果的记载,经过对比即可发现是否存在差异(不合格),而矫正措施则是为了消除造成不合格的原因所采取的行动,以防止不合格的再次发生,从而达成原定的质量要求,使企业获得经济上的效益。这

就说明，质量管制是一项管理调节过程。

上述 ISO 8402 对质量管制的定义与 Juran 博士的定义是一致的。

2. 质量保证 (quality assurance, QA)

保证 (assurance) 一词，源出于“保险”，即对于不幸事件的后果承担某种义务之意。

对于质量保证的概念，日本质量管理专家石川馨教授说：“质量保证就是保证消费者能够放心地购买商品，使用时也感到满意，并且经久耐用。”美国 Juran 博士认为：“质量保证是对所有有关方面提供证据的活动，此证据是为确立信任所必需，它表明质量职能正在充分地贯彻。”可见，他们的意见认为质量保证就是对顾客（消费者）提供“保证”，提供“证据”，保证买时放心，用时满意，保证产品是在严格的质量管理中完成的。

国际标准化组织对质量保证的定义为：“为了使入建立充分信心，即客体将能满足质量要求，而在质量系统内执行，并根据需要予以展示的一切有计划与系统化的活动。”其注释如下：

(1) 质量保证有内部和外部两种目的：

①内部质量保证：在组织内部，质量保证使管理阶层建立信心。

②外部质量保证：在合同或其他情况下，质量保证使顾客或他人建立信心。

(2) 某些质量管制和质量保证行动是相互关联的。

(3) 只有质量要求充分反映了用户的需要，质量保证才能使人建立充分的信心。

从上述定义与注释中可以看出，质量保证包含两个层面的含义：一是企业在质量系统内必须执行一整套有计划、系统化的质量活动，以确保产品或服务的质量；这一整套活动是否有效实施，在应顾客要求或企业为适应竞争需要的情况下应进行展示。二是使外部的顾客、其他人或组织内部的管理阶层建

立充分信心，即本组织的产品、服务或其他客体能够满足规定的质量要求。当然。只有既定的质量要求完全反映了顾客的需要，质量保证才能使顾客具有充分的信心。在这两个层面中，前者是后者的基础，后者是前者的目的。也可以说，前者是质量管理的实施，后者是组织内部的质量管理向外部顾客的延伸。

由于质量管制是为达成质量要求而使用的作业技术和活动，而质量保证则在于使人建立客体将能满足质量要求的信心，因此，没有质量管制，就谈不上质量保证；不作质量保证，顾客对本组织的产品或服务是否能够满足质量要求没有信心，从而不考虑购买或使用，则质量管制就毫无意义，故二者的某些行动具有紧密的关联性。

质量保证有内部和外部两种目的。在组织内部，以质量管制为基础，加上对不合格的管制和矫正措施的贯彻，并通过质量稽核（包括产品或服务质量稽核、制程质量稽核和质量系统稽核）等一系列活动，使本组织的管理阶层建立信心，使他们确信本组织的产品或服务能够实现预期的质量要求。这就是内部质量保证。它实质上是一种管理手段。

外部质量保证是要使外部顾客或其他人建立信心，此时往往需要展示客观证据。其中有些证据可以由企业本身提供，如企业的质量手册、质量计划、质量记录等质量文件，企业的设施、原材料等资源条件和企业的实物产品等原件，由顾客检查、检定、稽核。但为避免许多顾客为此而进行重复作业，因而兴起了第三方质量认证制度，对企业的产品或服务进行合格认证。办法是由有能力、能代表有关各方利益的公正团体——认证机构进行稽核、评估，确认后发给合格证书或合格标志，作为某一产品或服务符合相应标准或规范的证据。认证机构除对产品或服务进行认证外，还单独或同时对企业的质量系统进行认证，稽核企业的质量保证能力。并对合格者发给合格证书，以证实企业的质量系统符合质量管理和质量保证标准。这些合格证书、合格

标志或第三方检查机构的检定报告等，都是企业可以向顾客展示的质量保证的有力证据。在当今市场日益国际化的条件下，这些证据往往成为企业能否走向国际市场的一项前提。因此，外部质量保证是为了在顾客心目中树立企业信誉，从而开拓市场和扩大市场占有率。

3. 质量管理(quality management, QM)

质量管理这个术语，与质量一词类似，都是最基本却又最难给予定义的术语之一。

国际标准化组织对质量管理一词作了如下定义：“决定质量方针、目标和责任，并在质量系统内以诸如质量策划、质量管制、质量保证和质量改善等手段予以实施的整体管理功能的一切活动。”其注释如下：

(1) 质量管理是各阶层管理者的责任，但必须由高层管理者领导。其实施则包括组织的全部成员。

(2) 在质量管理中，对经济方面应予考虑。

从上述对质量管理的定义中可以看出，首先，质量管理的全部活动，都是围绕质量方针（政策）、目标和责任的决定与实施而展开的。这是质量管理的实质所在。因此，离开了质量方针、目标和责任，就谈不上质量管理，而质量目标，是在质量方针的指导下拟定的，质量责任则又是以质量方针、目标为依据而在质量系统中展开的。所以，质量管理的根本，还是在于质量方针的制定与实施。

国际标准化组织，对质量方针（quality policy）的定义为：“高层管理者正式表示组织内，有关质量的全盘方向及意图。”质量方针为公司方针要项之一，且经高层管理者所核准的。”这说明，公司的质量方针是公司经营管理总方针的一个组成要项，它必须与公司的其他方针相协调。然而，在当今质量已经成为公司兴衰成败的决定因素条件下，质量方针又往往成为公司总方针的核心内容。公司的质量方针，是要经高层管理者核准并向公司的全体员

工正式表示的，是阐明领导层在质量方面的全盘意图，并指引公司质量工作的努力方向。它是公司一切质量活动的出发点和归宿，公司的全体员工都必须遵守并为之而奋斗。因此，它应明白易懂，有激励性，为全体员工所熟知，而又能付诸实施和达成。

企业的质量方针，是依托质量系统的建立和运行而实施的。在质量系统中，质量策划(quality planning)、质量管制、质量保证和质量改善(quality improvement)等都是实施质量方针的重要手段。其中，质量管理和质量保证的概念已如上述，对于质量策划，按照国际标准化组织的定义是：“确立目标和质量要求，以及采用质量系统要素的活动。”并在注释中说明：“质量策划包括产品策划(对质量特性进行指定、分类与权衡，并确立其目标、质量要求和制约条件)、管理和作业策划(为采用质量系统作准备，包括组织和时间安排)以及编制质量计划和制定质量改善的规定”。

为贯彻企业的质量方针，各阶层管理部门应依据质量方针和企业的其他方针制定本部门的质量目标。制定的质量目标应当具体，并力求予以数量化，且切实可行，以利实施。

在质量策划中，除确立各阶层部门目标外，还应确立产品或服务的质量要求(requirements for quality)，包括市场或合约上的要求以及企业内部的要求。这些要求是指对产品或服务特性的需要或由需要诠释而成的一套数量或定性要求的说明。为达成所确立的目标和质量要求，还应确定所应采用的质量系统要素。此外，还应进行管理和作业策划，为质量系统的建立、健全和运行做好准备。

由此可见，质量管理涉及到质量工作的全部活动，必须由各阶层的管理者协同承担其责任，而全部工作的领导则是高层管理者的责任，因为质量管理首先是围绕高层管理者核准和表示的质量方针进行的。至于质量方针、目标的实施，则涉及到组织中所有成员的工作，必须激励全体员工，共同为

实现质量方针作出贡献。

还应说明，在质量管理中必须考虑到经济性，这对于提供产品或服务的企业及其顾客都是重要的。生产或服务企业必然要考虑如何以最少的成本获取最多的收益，而顾客则要考虑如何以最低的全寿命周期费用得到更加满意的适用性。因此，完善的质量管理应是在考虑风险、成本和效益基础上使质量最佳化以及对质量进行有效管制，并得到可靠保证的管理。

由此也可看出，质量管理对企业而言是何等重要。因为能否作好质量管理决定着企业在市场上有无竞争力，从而决定着企业在激烈商战中的生存和发展，甚至决定着民族的兴衰。众所周知，二次大战后的日本，国民经济遭到严重破坏，“东洋货”几乎成了劣质产品的代名词，严重威胁着日本民族的存亡。20 世纪 50 年代起日本从美国引进质量管理后，努力学习，并不断同本国的国情相结合，创造出具有自己特色的全面质量管理，创造出举世瞩目的经济发展奇迹，一跃而成为世界经济大国。

（三）质量成本

1. 质量成本的概念

质量成本(quality-related costs)是指“为确保和保证满意质量而发生的费用以及未达成满意质量而导致的损失。”它包括：

(1)预防成本(prevention cost)，指用于预防产生不合格品或发生故障所需的各项费用。

(2)评估成本(appraisal cost)，指用于评估是否满足规定质量要求的检验、检定费用。

(3)内部故障成本(internal failure cost)，亦称内部失败成本，指产品出厂前因不符合规定质量要求而支付的各项费用，如废品损失、重做、停工、事故处理及降级损失等。

(4) 外部故障成本 (external failure cost), 亦称外部失败成本, 指产品出厂后因不符合规定质量要求而支付的有关费用, 如索赔、退货、降价损失、保修费、诉讼费等。

以上(1)、(2)两项又统称为可控制成本, 它具有投资性质, 且可控制其大小; 后两项又统称为失败成本或结果成本 (因是由生产结果所造成)。

由上述情况可见, 质量成本是专指在产品制造过程中和出现不合格品密切有关的费用。因此, 有人将质量成本称为质量不良成本。它并不是制造过程中与质量有关的全部费用, 而只是其中的一部分。它更不包括重新设计和改善设计以提高质量水准的费用, 也不包括用于技术改造等的费用。计算和控制质量成本, 是为了用最经济的手段, 达成规定的质量目标。

2. 质量成本的构成分析

在质量成本内部四种成本之间存在着一定的相互关系。可以想象, 如果产品不经检验就出厂, 虽然评估成本和内部失败成本可以很低, 但顾客发现废次品后外部失败成本就会大大增加, 使质量总成本上升。企业还会遭受严重的信誉损失。反之, 如果加强检验, 严格把关, 则情况恰恰相反。同理,

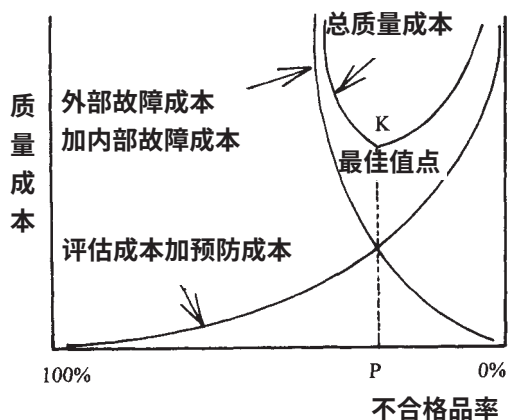


图 1-1 适宜质量成本示意图

如果增加预防成本，则内部和外部失败成本都将减少，使质量总成本反而下降。它们之间的相互关系如图 1-1 所示。

从图上可见，当质量水准低，即不合格品率高时，其预防与评估成本稍有增加，不合格品率、内外部故障成本就能大幅度下降；反之，当质量水准高时，如果再要降低有限的不合格品率，其预防和评估成本将急剧上升。只有当总质量成本最低的 K 点所对应的不合格品率，才是最适宜的质量水准。如

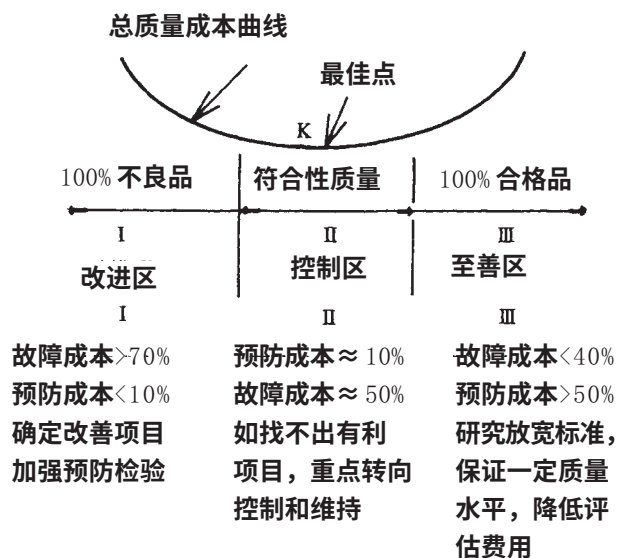


图 1-2 K 点附近的三个区域

果将 K 点附近的一段曲线单独放大，并分为三个区域，则各区域的对策将各不相同，如图 1-2 所示。

应当说明，虽然各个企业质量成本变动的模式相同，但由于生产类型、产品性质和制程特点各异，管理水准也不一致，因而 K 点及相应质量水准 P 的位置，以及 K 点附近各区域的费用比率也都各不相同，图 1-2 只是一种示例。各企业应依靠累积统计资料后求得。

质量成本的计算并非单纯为了求得它的结果，而是为了达成下列四个目标：

(1) 进行分析研究，采掘“矿中黄金”。各国企业每年在质量失败方面耗费巨大，造成资源的极大浪费、因此，有人把它喻为一座金矿，而设法减少这类损失，就无异于采掘“矿中黄金”。

(2) 探索企业在质量成本方面的规律，寻求质量成本最佳化的途径。

(3) 评定企业质量系统的有效性。

(4) 为各阶层的管理者，特别是高层管理者提供决策依据。

与质量成本紧密相连的还有质量损失 (quality losses)。它是指“在过程和活动中，由于未发挥资源的潜力而导致的损失”。其中有形损失已如外部、内部故障成本中所述，而外部的无形损失，如因顾客不满而丧失企业信誉及未来销售机会，以及内部无形损失，如因重做、低效率、丧失机会等所导致的降低工作效率而引起的损失等，也应加以指明并作出分析，供管理决策者参考。

在质量成本的管理工作中，包括依据预测编制质量成本计划、实施、检查、控制与考核、总结改善等几个环节。

(四) 产品责任和服务责任

1. 产品责任和服务责任的概念

国际标准化组织对产品责任 (product liability) 作了如下定义：“用于说明生产者或他方因产品造成的人体伤害，财产损失或其他损害有关的损失所负赔偿责任之基本术语。”同时在注释中指出：“产品责任的法律上和财务上的处置得因司法管区而异。”

同理，服务责任是指服务者或他方因服务造成与人体伤害、财产损失或其他损害有关的损失所负赔偿的责任。

实质上，产品或服务责任是因产品或服务存在缺陷以致造成顾客或其他人的人身、财产毁损或其他损失，该产品或服务责任者（包括生产者、服务者、销售者、供应者、进口商等对损失负有责任的侵害人），对受害人承担的一种民事侵权赔偿责任。因此，产品或质量责任有三个要件，即：

（1）产品或服务存在缺陷，即产品或服务存在可能危及人身、财产安全的不合理的危险。产品或服务缺陷包括设计缺陷、制造或提供服务缺陷和指示缺陷。

（2）造成了人身伤害、财产损失或其他损害。

（3）产品缺陷与损害事实之间是因果关系，即存在着必然联系。

上述侵害人包括自然人、法人和社会组织。

可以看出，产品责任和服务责任首先是对顾客的一种保护，是“用户第一”和“保护消费者权益”的产物。

2. 产品责任的有关法律

产品责任和服务责任，是 20 世纪以来随着现代化大生产的发展和复杂的社会分工，从合同责任中分化而来的一种民事责任。它起源于英国和美国，以后又受到世界上其他国家的重视。现在，许多国家都已根据本国情况制定了有关产品责任的法律、法规，成为现代社会保护消费者及其他受侵权人合法权益的一项重要法律制度。

各国产品责任法的具体内容虽然不尽相同，但都是因产品存在危及人体健康、人身、财产安全的不合理危险，造成了人身以及除缺陷产品本身以外其他财产的损害或其他损害，调整生产者、销售者和用户、消费者之间关于侵权损害赔偿的法律规范的总称。世界上除有各个国家的产品责任法或产品质量法以外，还有《欧洲经济共同体产品责任指令》（作为欧洲共同体各国制定本国产品责任法的依据），以及《联合国保护消费者准则》等。

在产品责任法中，一般都有按照“事实自证”原则处理的规定，即只要

产品存在缺陷，造成了损害，则无论生产者主观意愿如何，生产者都应承担赔偿责任。同时，还要体现“举证责任倒置”原则，即生产者应对自身产品不存在缺陷或具有法律规定的免责条件提出反证。当生产者不能提供这类有效证据时，法律即推定其具有赔偿责任。

各国有关产品责任的法律除产品责任法或产品质量法以外，一般还有《药质管理法》、《食品卫生法》、《商标法》等有关法律和法规。

生产者、经销者除负有依法赔偿的民事责任外，对构成犯罪的，还要依法追究刑事责任，情节严重者被判处死刑（如对生产、销售假药或在食品中掺入有毒、有害的非食品原料致人死亡者）。

二、全面质量管理的概念

（一）质量管理的演进

质量管理，与其他学科一样，是在人类科学技术不断进步，生产不断发展的进程中日益发展起来的。它也具有自己的发生、发展过程。在 20 世纪一百多年的时间里，质量管理的发展可分为质量检验、统计质量管理和全面质量管理三个阶段。

1. 质量检验阶段

质量检验阶段大约从 20 世纪初到 20 世纪 40 年代初。虽然从有产品开始，客观上就存在着产品质量问题，但直到 20 世纪初期，F. W. Taylor 提出了科学管理理论，主张在工厂内实行专业化分工，将计划功能和执行功能分开，中间再加一个检验环节，以便监督、检查计划、设计和产品标准等的贯彻。

的产生为特征。与质量检验阶段相比,无疑是一大进步。在统计质量管理阶段,除了定性分析以外,还强调定量分析,用数据说话,这是质量管理学科开始走向成熟的一个标志。应该指出,正是统计质量管理阶段,为严格的科学管理和全面质量管理奠定了基础。

3. 全面质量管理阶段

全面质量管理阶段大约从20世纪60年代迄今。1961年,美国A.V. Feigenbaum出版了他的专著《全面质量管理》,第一次提出了全面质量管理的名称和概念。他认为,全面质量管理是企业中所有部门对质量发展、保持和提高所作努力的总和。他强调必须讲求质量的经济性。这些都为以后在日本发展“三全”管理,即对全面质量的管理、对全过程的管理、由全部人员参加的管理奠定了基础。

全面质量管理(total quality management, TQM, 早期也称作 total quality control, TQC)是质量管理和系统工程相结合的产物,它以“三全”为特征。日本正是依靠了全面质量管理,由战败破落一跃而成为经济大国的。现在,它在全世界的推行正方兴未艾,在刚刚跨入新的21世纪——质量世纪中会得到更快地发展,并向所有行业以及整个社会拓展延伸,取得更大成就。

应该看到,质量管理发展的三个阶段不是孤立的、互相排斥的,前一阶段是后一阶段的基础,而后一阶段是前一阶段的继承和发展。

(二) 全面质量管理的概念

日本石川馨博士对质量管理的定义是:“开发、设计、生产,提供最经济、最有用、买方满意地购买的优质产品。为了达到这一目的,以经营者为首,公司内所有部门、全体员工都必须参与制定质量管理计划,推进质量管理。”又说:“进行质量管理,就是要以质量的管理为基础,对成本、价格、利润、数量(产量、销售量、库存量等)、交货期,综合进行管理。”

概括地说，全面质量管理是“三全”的管理，现分别简要说明如下：

1. TQM 是对全面质量的管理

TQM 认为：质量有狭义和广义之分。狭义的质量是指产品本身所具有的质量，如性能、纯度、强度、外观、可靠性、安全性、经济性等。广义的质量则除包括产品本身的质量以外，还包括顾客心目中良好质量的其他方面，即与价格（成本、利润）、交货期（生产量、销售量）、售后服务（包装运输、说明书、零部件供应、保修期等）等有关的特性。

TQM 认为：狭义的质量又有真正的特性和代用特性之别。真正的特性是指顾客的需要，代用特性则是生产者根据顾客需要诠释而来的质量要求。比如印刷报纸用的卷筒纸，其真正特性之一是放到轮转机上不断裂，而其代用特性则是卷筒纸的抗拉强度等。抗拉强度符合规定标准的卷筒纸放到轮转机上一断裂，顾客就会不满和抱怨，而另外某些特性虽不符合标准但不致造成断裂的，顾客反而无意见。因此，首要关键是真正的特性。

从管理的角度而言，广义的质量除包括产品（服务）质量外，还包括工作质量（包括设计、生产、销售、服务、计划、财务、人事、总务等各种工作的质量）以及人的品质。

TQM 首先就是对以上广义质量，即全面质量的管理。

2. TQM 是对全部过程的管理

TQM 认为：质量管理不限于对生产过程的管理，而是对质量从产生、形成直至使用消费的全部过程，即包括市场调查、计划设计、生产制造、销售服务的质量循环中所有过程的管理。每循环一次，质量就发展提升一步，如图 1-3 所示。

上述质量的循环，与国际标准化组织系列标准中所说的质量环圈（图 1-4）、Juran 所说的质量螺旋（图 1-5）是完全一致的，只不过在阶段的划分上有繁有简，强调的侧重点有多有少之分而已。

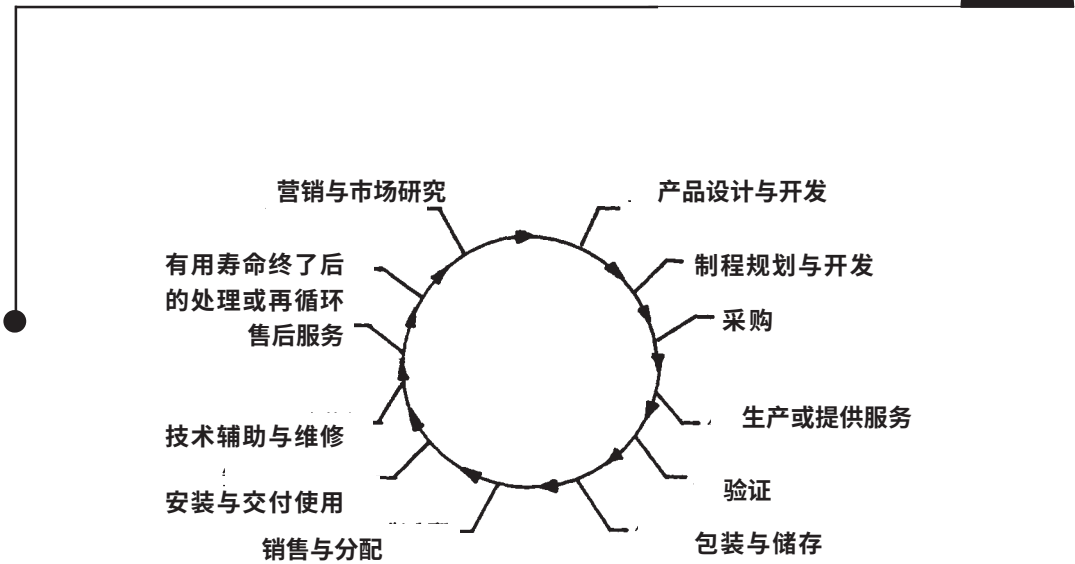


图 1-4 质量环图

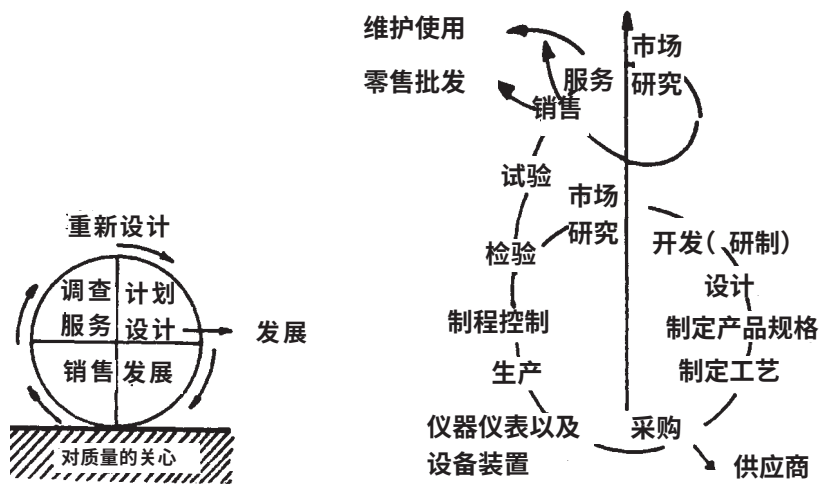


图 1-3 质量循环

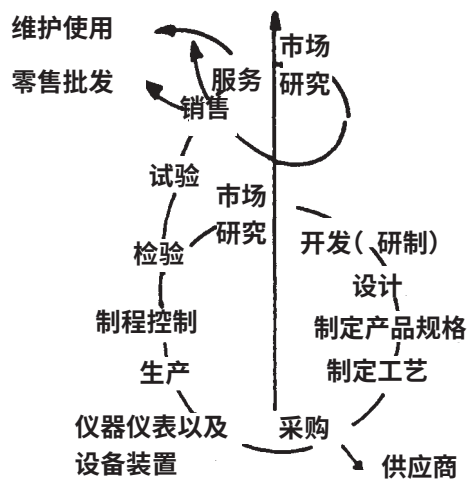


图 1-5 质量螺旋

3. TQM 是全员参加的管理

TQM 认为:质量管理不限于某个部门或几个部门,而是企业中所有部门;不限于管理者或工程技术人员,而是包括从最高管理者直到所有基层员工全体人员共同参加的管理,即建立起一个全企业全力集合、全员参加、相互协作的体制来进行的管理。

在全体人员中,最高管理者、决策层的管理者是关键。推行 TQM 如果没有他们坚定、持久的支持和领导,将不可能成功。因此,有人认为 TQM 首先是“头(与 total 谐音)QM”,即带“长”字的“头头”必须站在 TQM 的前列。中层管理者和工程技术人员是承担上下沟通、具体指导基层人员推行 TQM 的中坚力量;而包括操作工人在内的基层人员则是广泛推行 TQM 的基础,没有他们的参与,领导者的意图就不可能转化为推行 TQM 的具体行动。

总之,全面质量管理是具有一整套理论观点、方针、原则、方法和工具的一个科学体系,是现代管理科学的一个重要分支。

(三) 质量方针和质量系统

1. 质量方针(quality policy)

质量方针,亦称质量政策,是“高层管理者正式表示的,其组织内有关质量的全盘方向及意图”。

质量方针依其涉及时期的长短,有具有战略意义的长期方针、短期方针和年度方针等的区别。

石川馨教授认为,TQM 是一次“经营理念的革命”,其内容有质量第一,面向消费者,下一制程是顾客,用数据、事实说话,尊重人的经营和机能管理六项。

质量第一,而不是利润第一,可以认为是推行 TQM 企业的一项根本性的长期方针。实行质量第一,从长期看利润会随着顾客信誉的增加而不断增长;

而实行利润第一，短期内可能奏效，从长期看会在竞争中，特别是国际竞争中失败，最后失去利润。

在质量第一方针指导下，企业应当“面向消费者”，积极主动地为顾客服务，随时为顾客设想，把满足顾客需要、使顾客满意放在首位，即所谓顾客是“上帝”。同时，TQM 在为顾客服务方面，还有两点重要延伸：一是“下一制程是顾客”，上一制程要主动为下一制程提供方便，创造良好条件，绝不能相互为敌；二是“幕僚为现场服务”，幕僚人员既要当好领导者的参谋和助手，又要主动为生产现场服务，而不能对现场人员只是命令和责斥。

为贯彻质量第一的方针，要以预防为主，预防不良和缺陷的发生。预防重于治疗，胜于治疗。因此，要强调“一开始就不能失败”，即一次成功，把可能发生不良的原因消灭在事前。万一发生了不良，则要追究原因，采取矫正措施，防止再次发生。

推行 TQM 还必须用数据、事实说话。最重要的是认清事实，“其次是要用正确的数据表示事实。最后是应用统计方法确定、判断数据，采取行动”。

“尊重人的经营，就是充分发挥人的无限能力的经营。各工作现场质管圈活动的基本观念之一就是建立人受到尊重的工作现场。”

所谓机能管理，就是在企业的管理工作中，不仅要有各部门的纵向管理，而且要有各项机能如质量、成本、技术、生产、人力等的横向管理，从而形成纵横结合的网络式的管理系统。

以上各项，可以认为是推行 TQM 企业共同的长期方针的组成部分。

对一个企业而言，无论制定短期方针或年度方针，都应调查、情报为基础，以下列四个方面的情况为依据：一是本组织的外部条件，包括政府的方针、政策、法规、市场动向及前景，外部协力组织的现状及动向，国内外同业现状及质量动向等；二是本组织的长期规划及要求；三是本组织本期方针实施情况及可能遗留的问题；四是本组织人员、设备、资金、物资及管理水准等

内部条件的现状及发展。就这四方面的情报进行综合分析,按照挑战性与可行性相结合和突出重点的原则,由高层管理者作出决策。

依据方针所包含时期的长短和各国企业的习惯,质量方针有的较为原则性、抽象化,如“物美价廉”“进入国际市场”“创造名牌产品”等;有的较为具体,如“到本年底,产品的不合格品率降低30%”等。一般而言,长期方针因不确定因素很多,应为原则性;短期方针则适应于具体,甚至有的制定目标性的方针。但都应为本企业在一定时期内指明具有全局性的质量方向。

质量方针确定后,各阶层管理者应深入贯彻到全体员工,做到人人皆知,并付诸行动。

2. 质量系统(quality system)

(1) 质量系统的含义

在CWQC中,通常要建立“质量保证体系”。它是指运用系统思想和方法,围绕开发、保持和提高产品质量的共同目标,把企业中各部门、各阶层的生产经营活动,按照规定的有关质量的职责、任务和权限,协调地组织起来而形成的一个有机整体。

在国际标准化组织系列标准中,质量管理体系和质量保证系统总称为质量系统,且对此作了详细规定。为取得一致,这里采用了质量系统一词,并简要说明ISO 9000系列标准中规定的一些有关内容。

国际标准化组织对它的定义为:“实施质量管理所需的组织结构、程序、过程和资源”。其注释如下:

- ①质量系统的内涵,应仅以达成质量目标所需要者为限。
- ②组织的质量系统,主要是为满足本组织的内部管理需要而设计的。它较仅评估质量系统有关部分的某一特定顾客的要求为广。
- ③为了合约或规定的质量评鉴的目的,也许需要展示质量系统指定要素的实施情形。

质量系统是为实施质量管理而由组织结构、步骤、程序和资源所组成的有机整体。质量系统的创始、发展、实施与维持，管理阶层负有最终的决策责任。

①组织结构(organizational structure)

组织结构中一般包括以下内容：

- a. 设置与本组织质量系统相适应的组织机构并明确规定其质量权责(责任和授权)。
- b. 界定组织机构的指挥系统与情报传递系统。
- c. 规定不同质量活动间交界面的管制与协调办法。

②程序(procedure)

程序是指为完成某项质量活动所规定的方法。程序一般应是书面的，它的内容应能回答‘5 W1H’(What, Who, When, Where, Why, How)的问题，即，做什么？谁做？何时、何地做？为什么做以及如何做？

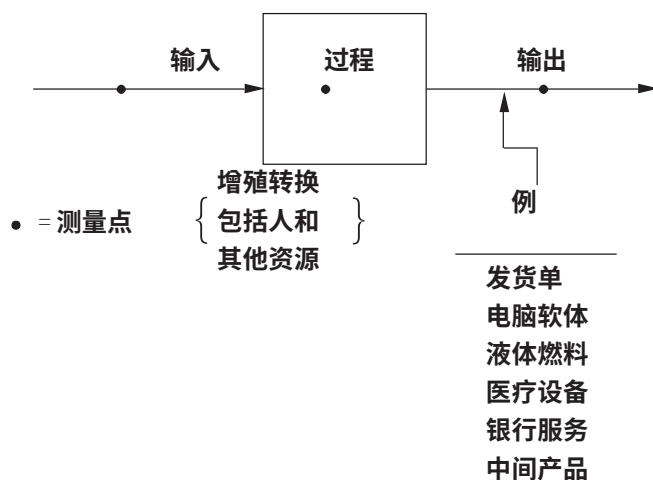


图 1-6 所有工作通过一个过程来完成

③过程(Process)

过程是指“将输入转化为输出的一组相关联的资源 and 活动”，每一过程都有它的输入，输出则是过程的结果，包括有形的和无形的产品。过程本身应是增加价值的转换。任何一项工作都是通过一个过程完成的(图 1-6)。因此，每一组织的存在，都是为了通过一个结构复杂的过程网络以实现价值增值。质量系统就是由一系列通过过程来实施的要素(质量系统的最小单元)组成的。

④资源

为了实施质量方针和达成质量目标，该组织的管理阶层应保证提供为实施质量体系所必需的充分而适当的资源，包括：人力资源与专业技巧；设计与开发的设备；制造设备；检验、试验与检查设备；仪器及电脑软体。

(2)质量系统要项(quality system elements)

任何一个质量系统，都由若干要项(要素)所组成。ISO 9004-1 提供了企业在建立和实施内部质量系统时可以选用的 17 个基本要项，大致可分为三类：

①总体性要项：

- a. 管理责任；
- b. 质量系统的其他总体要项(包括系统的结构、文件、稽查、检讨与评估，质量改善)；
- c. 质量系统的财务考虑。

②过程要项：

- a. 行销的质量(合约检讨)；
- b. 规格与设计的质量；
- c. 采购的质量；
- d. 制程质量；
- e. 制程管制；
- f. 产品验证；

- g. 检验、量测与试验设备的管制；
- h. 不合格产品的管制；
- i. 矫正措施；
- j. 生产后的活动。

③基础性要项：

- a. 质量记录；
- b. 人员；
- c. 产品安全；
- d. 统计方法的应用。

企业在建立内部质量系统时，应根据自身产品、制造过程与顾客需要的特点加以选用，对某些要项可以增删或细化。

应当说明，任何一个组织的质量系统都是客观存在的，但并非都能有效地实施并实现组织的质量方针、目标。因此按照 ISO 9000 系列标准建立和改善组织的质量系统是非常必要的。

三、全面质量管理的推行

（一）全面质量管理的计划

1. PDCA 循环的工作方法

全面质量管理所用的基本工作方法是 PDCA 循环，即计划（plan, P）——执行（do, D）——检查（check, C）——处理（action, A）不断循环的工作方法。这一方法的 4 个阶段又可具体化为 10 个步骤，即：

(1) **P 阶段**。包括分析现状,找出问题;分析原因;找出主要原因;拟定措施,提出计划四个步骤。

(2) **D 阶段**。包括执行计划一个步骤。

(3) **C 阶段**。包括检查执行情况,及时发现问题,提出改善措施 3 个步骤。

(4) **A 阶段**。包括总结经验,巩固成果,把成功经验和失败教训纳入相应的标准;提出遗留问题,转入下一循环两个步骤。

在质量管理工作中,通过 PDCA 的不断循环,工作质量、产品和服务质量就不断提升。

2. 全面质量管理的主要计划项目

推行全面质量管理,也必须按照 PDCA 循环的方式进行,首先就要根据企业方针,制定全面质量管理的有关工作计划。原则上说,一切工作都应当按计划行事,即事前都应订好计划,现就其中的主要项目分述如下:

(1) 开发新产品和停止旧产品生产的计划。

(2) 提升产品质量计划。

(3) 保证质量和建立、改善质量系统计划。

(4) 全面质量管理的教育、组织和人力计划(包括质管圈活动计划)。

(5) 推进标准化(包括产品及原材料质量试验、量测方法标准,技术标准,作业标准,管理标准等)计划。

(6) 外部合作、采购和原材料供应计划。

(7) 销售、流通及售后服务计划等。

无论拟定何种计划,要先了解现状、市场情况和动向、本组织产品的销售情况和顾客反馈情报、本组织 TQM 的现状及存在问题,分析产生问题的原因,然后确定应采取的对策,使制定的计划能明确的针对问题之所在。

无论何种计划的内容,均应回答前述 5W1H 的问题。

应当说明,这里所述的全面质量管理的计划是指工作计划而言,与 ISO

9000 系列标准中专为保证实现某一产品、项目或合同的规定要求而制定的质量计划不能混同。

（二）全面质量管理的推行

推行全面质量管理，就任何组织来说，都是一件大事，必须由组织的高层管理者，特别是最高管理者亲自决策、主持和参与。工作上一般可分为准备阶段（包括认识上、组织上和技术上的准备等）、试行阶段和正式推行阶段特征三步进行。随着各个阶段、各个时期的进展，全面质量管理的工作重点各有不同。但无论哪一阶段，无论哪项工作都应事先订好计划，而在推行中则按预定的计划和程序执行。现就推行中的一些工作简述如下。

（1）对全员的教育训练。

推行全面质量管理，特别强调“始于教育，终于教育”。

对全员的教育，首先是认识上的教育，包括质量意识教育（质量第一，永远第一以及本组织质量方针的教育），TQM 观念、思路的教育，职业道德和遵章守纪的教育等。其次是技术业务教育，包括员工为完成本职工作所需要的知识、技巧以及 TQM 的手法训练等。

对全员的教育，必须按层别进行，如分为高层管理者（包括董事长、总经理等）、中层管理者、一般技术人员、高级技术人员、有关业务人员、班组长和操作人员等。层别不同，教育内容和教育方法也应不同。

只要我们的质量教育目的明确，要求合宜，方法得当，坚持不懈，就一定能不断提高全体员工的素质，取得良好效果。

除对员工的教育训练外，贯彻质量责任制，落实质量职能，加强标准化工作和质量情报工作，也都是推行 TQM 中的重要基础性工作。

（2）做好设计审查。

TQM 的基本观念之一，即质量不是检查出来的，而是设计、制造出来的。而且如果设计不当，则制造时虽完全符合设计的质量要求，也将由于顾客不

满意而无法销售。为此，当设计开发阶段结束时，应进行严格的审查。

(3) 协助为本组织供应原材料、零部件厂商推行 TQM，保证其供货质量。

(4) 选好制程中的管制点，严格管制产品质量；遇到问题时及时分析原因，并采取必要矫正措施。

(5) 作好量测与试验设备的管制，保证量测与试验的质量。

(6) 大力开展质管圈活动。

(7) 有计划地开展诊断活动。TQM 中所说的诊断，类似于 ISO 9000 系列标准中的质量稽核 (quality audit)。国际标准化组织中对质量稽核的定义为：“一项系统化及独立性的查验，决定各项质量活动与相关的成果是否与预先筹划一致，以及这些筹划事项是否有效地付诸实施，且有利于达到目标。”石川馨教授说：“我是从大家齐心协力改进工作这个意思出发，使用‘诊断’和‘劝告’这种说法。”因此，诊断和稽核尽管内容、目的一致，但在认识上和具体做法上是有一定差异的。

石川馨教授认为：推行质量管理的关键，首先是产品质量，特别在推行之初尤其如此。为此，首先要掌握建立“三大支柱”的工作，即：加强新产品开发的 QC，建立、健全质量系统和开展质管圈活动。随后要推进“各项工作质量的管理”，最后则扩大到“对所有工作实行 PDCA 循环管理”。

值得一提的是，为了在全国范围内推进全面质量管理活动，日本从 1949 年开始，就着手建立全国性的推进组织，经常举办质量月活动和召开分层别的质量管理大会。所有这些，对推行全面质量管理都产生了有力的促进作用。

现在，由于“制造技术和工艺的格局正在从生产向思维和创新转变”，因此，“知识的创新是公司的关键”。在日本的公司里，这种创新是由实施 TQC 而达成的，TQC 必须发展以适应向新格局的转变。

(三) 全面质量管理推行绩效的评估

推行全面质量管理的绩效如何？可从以下几方面进行评估：

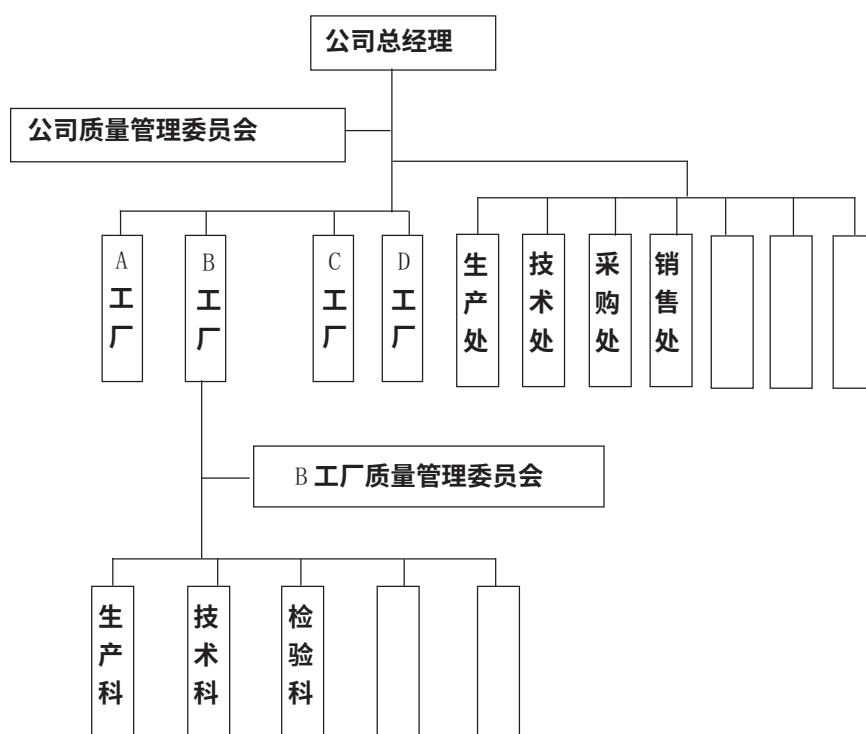


图 1-7 质量管理委员会的设置

在企业推动质量管理时，特别是在初期，常采用设置委员会的方式。待推动一段时期，整个企业中质量管理稍有经验并步入正轨后，委员会可以解散，改用其他形式取代；也可予以保留，作为进一步推动和检讨全企业质量管理的组织。

专职质量管理职能部门是企业高层管理者有关质量管理方面的参谋和助手，同时对企业内部各部门以至企业外部的质量管理工作发挥相互沟通、协调、促进和帮助作用。这种组织一般称为质量管理部（处、科），据所辖工作的范围，也有称为质量保证部（处、科）或其他名称的。

质量管理部有单独设置的，也有设在生产部门（图 1-8）、技术部门或检

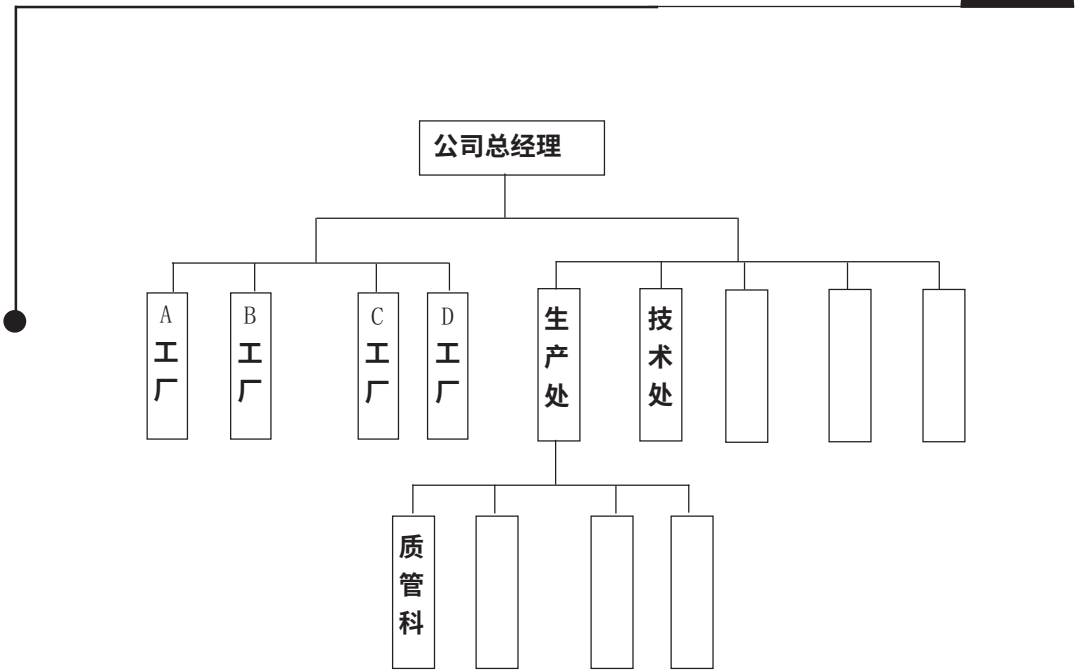


图 1-8 质管部门隶属于生产部门

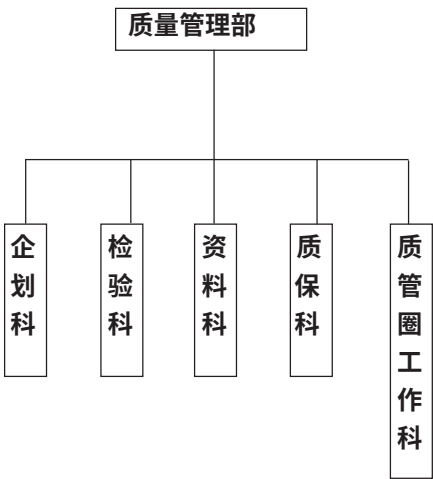


图 1-9 质量管理部的内部机构

验部门的。

当质量管理部门不单独设置时，一般不宜隶属于检验部门，否则应注意防止对质量管理的误解。此外，对主管质管部门的上级管理者应慎重挑选，以免不适当地降低企业中质量工作的地位与作用。

在质管部门内部，根据各企业的具体情况，可设置企划、制程管制、资料、工程、质保、质管圈工作科等有关科室（组）（图 1-9）。

（二）质量管理部门的职能

1. 质量管理委员会的职能

质量管理委员会是决定企业质量方针，推动全企业的质量管理，并进行统筹协调的组织。它不负责质量管理的各项具体工作，其一般职能如下：

- （1）对全企业质量管理的重大事项，包括方针、总体目标进行研究、决策。
- （2）对新产品开发、研究方向和旧产品更新换代进行研究、决策。
- （3）指导、协调企业内部各部门的质量方针和目标。
- （4）对全企业的质量管理教育方针进行研究、决策。
- （5）对全企业的标准化工作进行研究、决策。
- （6）对质量管理推进工作中出现的重要问题进行分析、研究，并提出方向性的对策。

2. 质量管理职能部门的职能

质量管理职能部门的职能，亦视各企业的具体情况而异。在既设置质量管理委员会，又设有质量管理职能部门时，委员会的日常具体工作均由质管职能部门承担，后者有如委员会的秘书处或办公室。

在一般情况下，质管职能部门的职能有下列各项：

- （1）全企业质管方针（政策）及总体目标的草案拟订、检讨与修订。
- （2）企业内部各部门质量方针、目标的初步协调与质管工作的指导。
- （3）企业长期质量规划草案的拟订和年度质管工作计划的制定、组织与实施。

- (4) 企业各部门质量功能分配方案的拟订与实施。
 - (5) 企业质量系统建立与运作的策划、组织与协调。
 - (6) 企业质量文件的编制、发放、回收与保管。
 - (7) 企业标准化工作的策划、组织、促进与帮助。
 - (8) 全企业质量管理教育方针草案的拟订与推动，配合人力教育部门制定和实施全员教育训练计划。
 - (9) 全企业质量绩效的检查、考核、评鉴与奖惩。
 - (10) 企业质量稽核、管理诊断、管理评审的组织与促进。
 - (11) 企业质量改善活动的促进、检查与帮助。
 - (12) 指导各部门展开团队性质管活动，作好质管圈活动的策划、登记、具体指导、成果发表的组织与奖励。
 - (13) 质量情报中心的策划与建立，及时掌握国内外有关质量以及质量法规、标准的动向。
 - (14) 企业质量活动与质量工作中存在问题的了解、分析、报告与解决方案的建议，拟定和发布有关质管工作的指示，情况通报等有关文件。
 - (15) 配合、促进财务部门开展质量成本的计算、分析与提出改善的建议。
 - (16) 处理与政府有关部门及各种有关民间社会团体的公共关系。
- 此外，根据企业的具体情况，还可以包括如下工作：
- (1) 参与新产品研制工作，拟定新产品质量管理方案。
 - (2) 参与并承担部分标准化工作。
 - (3) 量测仪器的采购、验收与管理。
 - (4) 承担基础试验及难以在生产现场进行的试验与检验。
 - (5) 参与索赔调查、顾客抱怨处理、售后服务情况及顾客意见搜集、分析、研究，提出防止再发生对策的建议。
 - (6) 当设有质量检查科时，承担原材料、制程管制与成品的检查、检验工作等。

（三）质量部门的人员要求

质量管理涉及面广，综合性强，工作繁重。因而质管部门的人选是否合宜，对整个企业推行质量管理能否取得良好成效，关系巨大。一般而言，质管部门的人员，必须具备以下条件：

（1）推行质量管理的强烈热情与高度责任心

质量管理工作涉及到全企业的各阶层管理者和所有部门，他们对质管工作的重要性认识不一，利害关系不同。质管部门的工作者不仅要与他们经常交往，而且还要善于处理同外部、政府有关部门、各类质量团体的关系。工作中既要坚持原则，认真对待，又要保持友谊，协调好关系，因而常会遇到棘手难题，如无开阔的胸怀，坚韧的毅力和与各方面人士沟通的技巧，则必将难以取得满意的绩效。

（2）处理各种复杂情况的业务能力

质量工作往往涉及到全局问题，情况非常复杂。因此，质量管理部門的人员除需具有优良的品德外，还须具备多方面的业务知识和作业技巧。最好是选择具有生产现场、销售等多个部门实际工作经验，又熟悉统计方法和财务工作，善于分析问题、提出解决方案的人员担任。

（3）能严格遵守规章制度，在企业中，有一定威信

质量管理的各项活动总是依照一定的标准和规章制度进行的。因此质量部门的人员应当是企业中遵守规章制度的模范，得到大家的拥护，才能要求其他人都严格按规章、标准办事。而且，他们是要善于进行协调和做好宣传工作，以理服人。

以上三点，要能完全满足并非易事。但企业高层管理者应着力培养帮助，使热心于质管工作的人经过一定锻炼而达成，则还是可能的。

至于企业中质管部门的人数，则依行业和任务量大小而有较大差异，一般包括检验人员在内，以不超过企业人数的10%为宜。

案例：钜星的质量价格策略

从 20 世纪 70 年代早期开始，美国的汽车制造商，尤其是通用汽车（GM），只能看着日本车厂逐渐赢得消费者的青睐。当时，GM 的市场占有率向下直落，年损失曾高达 235 亿美元，是美国企业经历过最大的损失。

要采取哪些行动，GM 才能从竞争者如本田（Honda）、日产（Nissan）的手中抢回顾客？当时，美国消费者已经普遍认为底特律的车子是高价、劣质、而且经销商很高压。面对这些心态，要如何说服美国人民，美国汽车新时代已经来临？

GM 的管理与劳资关系等问题早已根深蒂固，因此，它决定建立一家全新的汽车公司，来面对企业危机，这家新公司就叫做钜星（Salurn）。一开始成立钜星时，GM 就赋予它一项使命，希望它能达到在 20 世纪 70 年代到 80 年代美国车厂不曾达到的成就。钜星想要在可获利的情形下生产高质量的小型车，以便从日本车系中夺回消费者与市场占有率。钜星的特殊任务就是：“营销在美国发展与生产的汽车；通过人员、科技与企业体的整合，以及借由 GM 移转知识、技术与经验，使这些美国车在质量、成本以及顾客满意度各方面，居世界的领导地位。”

这一项昂贵、雄心万丈且高风险的任务，GM 在钜星汽车投资了 50 亿美元，没有人能够预知，一家美国汽车公司，即使新成立，是否能挽回日益偏爱日本高质量小汽车的美国消费者？

汽车市场的竞争非常激烈，钜星汽车的策略之所以能脱颖而出，使消费者接受，主要因为钜星坚持一个简单的信念—消费者会了解，比起其他竞争对手，平价、高质量的钜星汽车能提供更多的价值。钜星汽车的质量已经跻身世界级之列，但仍坚持平价，而且，经销商也积极为顾客提供最佳的服务，并坚持不二价。

对于 GM 汽车而言，许下要为顾客提供最高价值的承诺。之前它的市场占有率急速下降，且一直以来，GM 给人的印象是注重短期的最大收益，但 GM 愿意投

资至少要等到 1990 年中期才能回收，这项举动无疑宣示了 GM 的信念：顾客第一，短期利润在后。

钜星汽车的高质量并非偶然。工厂里的员工都具有前所未有的高素质，而且大部分在产业界都有相当的实务训练。所有钜星的员工都领有固定薪资，而另外的奖励则视员工是否达到质量目标来发放。钜星汽车也将供应商以及经销商视为企业的一分子，将他们纳入整个水平管理体系。钜星汽车的存货管理采取“及时化”系统，主要的做法是，当生产线需要零件时才补充必要的部分。在北美的同业中，钜星一直都能将存货维持在最低水平标准。“及时化”系统的利益，在于能在早期反映出质量的问题，并及早谋求解决之道。在汽车的设计方面，小组成员都具备制造或装配线的实际经验，利用他们的知识与实务经验，可以使设计出来的车子更容易装配，及避免制造上的错误。

钜星推出的价格策略是坚持“不二价”，对于汽车业而言这是一项革命性的行为。由于这项策略的成功，其他的车厂如福特，克莱斯勒以及 GM 的其他车厂也相继执行。

自 1990 年底成立以来，两年间钜星汽车已经有明显的成就。在 1992 年 J. D. Power 集团所做的调查中，钜星名列第三，主要因为不但产品质量几乎无懈可击，价格坚持平价，且经销商坚持不二价。

钜星的经销商每月平均销售量约为 100 辆，高于在美国销售的其他品牌车种。1993 年，汽车业的经销商曾做过一次评价，钜星的经销商与车厂的关系，被大家认为是最有价值、最想建立的关系。在 1992 年新车季结束之前的六个星期，钜星的经销商已经将产品销售一空。1992 年春天，钜星开始将销售管道拓展到台湾。1993 年钜星的工厂已经开始执行三班制，并计划出口至日本。1994 年初，钜星第一次产生盈余，同时，开始说服 GM 将资金拿去开始投资另一个车厂。

钜星的成功，说明 GM 有能力生产高质量、低价位且让消费者满意的汽车，也因此由日本竞争对手中重新挽回了消费者。同时，钜星也展现了要立足全球的雄心，采取长期市场导向的价值，并联结供应商、经销商与员工，形成一个完整的体系。



一、统计制程控制

（一）什么是统计制程控制

统计制程控制即 SPC，它是利用统计方法对制程中的各个阶段进行监督和控制，从而达成改进与保证质量的目的，SPC 强调全制程要以预防为主。

SPC 给企业各类人员都带来益处。对于生产现场的操作人员，可用 SPC 方法改善他们的工作；对于管理人员，可用 SPC 方法消除在生产部门与质量管理部之间的矛盾，因为推行 SPC 这两个部门必须进行合作，而贯彻了 SPC 后可以做到预防异常的出现，这样也就大大减少了矛盾；对于领导人员，可用 SPC 方法控制

产品质量，减少重做与浪费，提高劳动生产率，最终可以增加盈利。

SPC 不仅用于制程，而且可用于服务，改善与保证服务质量。SPC 还可用于一切管理过程，提高管理效率。

SPC的特点是(1) SPC的着眼点是全系统，要求全体人员参加，人人有责；(2) 强调用科学方法保证目标的实现，这里主要是应用统计方法，尤其是控制图。

(二) SPC 发展简史

制程控制的概念、实施制程监督及控制的方法，早在 20 世纪的 20 年代就由美国 Shewhart 所提出，但当时美国正处于经济萧条时期，所以 Shewhart 的理论无人问津。在二次世界大战时期，由于军事工业产品质量的迫切需要，美国国防部开始在军事工业部门推行 Shewhart 理论。但是上述理论尚未在美国工业界牢固扎根，二次世界大战即已结束。

战后，美国成为当时的工业强国，没有外来竞争力量迫使美国公司改变传统的生产方法，只存在美国国内的竞争。由于美国国内的同行业公司采用的生产方法相近，竞争性不够大，于是 SPC 方法在 1950 至 1980 年这一阶段内，除去少数例外，可说是从美国工业界消失。

反之，战后经济遭受严重破坏的日本，在 1950 年通过 Shewhart 早期的一个同事 W. Edwards Deming 将 SPC 的概念引入日本。从 1950 至 1980 年经过 30 年的努力，日本跃居世界质量与生产率方面的领导地位。美国著名质量管理专家 Roger W. Berger 教授著书指出，日本成功的基石之一就是 SPC。

在日本的强有力竞争之下，从 20 世纪 80 年代起，SPC 在工业发达国家再度兴起，并列为高科技之一。例如，加拿大钢铁公司 (STELCO) 在 1988 年提出该公司的七大高科技方向如下：连铸、炉外精炼钢包括冶金站、真空除气、电镀锌流水线、电子测量、高级电脑、SPC。其中第七项就是列为高科技的 SPC。

美国从 20 世纪 80 年代起就开始推行 SPC。美国汽车军事工业已大规模推

行 SPC，美国三大汽车公司，Ford、General Motors 和 Clysler 都推行了 SPC。美国钢铁工业也大力推行 SPC，如美国 LTV 钢铁公司、Inland 钢铁公司和 Bethlehem 钢铁公司等。美国经过十余年的努力，已见成效。例如，美国汽车的不良品率已从 20 世纪 80 年代初的 7.3% 下降到 1994 年的 1.5%，接近日本的水准；美国钢铁工业的产品不良品率也从 80 年代初的 8% 下降到 1994 年的不到 1%。

从 1994 年新版 ISO 9000 系列国际标准质量管理与质量保证来看，它的内容较之 1987 年版 ISO 9000 系列国际标准颇有变动，其中强调了三点：

- (1) 强调了预防为主；
- (2) 强调了过程 (process)，认为“所有工作都是通过过程来完成”；
- (3) 强调了统计技术的应用，而且这点是不可剪裁的 (tailored)，即不可折衷退让的。

SPC 就是应用统计技术与实现全过程的预防为主，所以在上述背景下，推行 SPC 方兴未艾。

(三) SPC 的进行步骤

推行 SPC 的一般步骤如下：

步骤 1：培训 SPC。培训内容主要有下列各项：SPC 的重要性，常态分配等统计基本知识，质量管理等七大手法，其中特别是要对控制图格外深入学习，两种质量诊断理论，如何制定制程控制网图，如何制定制程控制标准。

步骤 2：确定关键质量因素。

(1) 对全厂每个制程都要进行分析 (可用特性要因图)，找出对最终产品影响最大的质量因素，即关键质量因素 (可用柏拉多图)。

(2) 找出关键质量因素后，列出制程控制网图。所谓制程控制网图即在图中按技术流程顺序将每个制程的关键质量因素列出。

步骤 3：提出制程控制标准。

- (1) 对步骤 2 所得到的每一个关键因素进行详细分析。

(2) 对每个关键因素建立制程控制标准，并填写制程控制标准表，参见表 2-1。

表 2-1 制程控制标准表

所在工场	控制点	控制因素	文件号	制定日期
控制内容				
制程标准				
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				
操作程度				
审核程度				
制定者	审核者			

本步骤的实施是最困难、最费时间的。例如，制定一个分厂或一个部门的所有关键质量因素的制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: 在各部门落实，将具有立法性质的有关制程控制标准的文件编制成明确易懂、便于操作的手册，供各个制程使用。如美国 LTV 钢铁公司共编制了 600 本上述手册。

步骤 5: 统计监督和控制制程。主要应用控制图对制程进行监督和控制。在本步骤，能够清楚地了解到关键质量因素是如何受到控制的。根据步骤 5 的实践可以对制程控制标准手册加以调整，即回馈到步骤 4。

步骤 6: 诊断异常和采取措施解决问题。

- (1) 可以运用传统的质量管理方法,如七大手法,来进行分析。
- (2) 可以应用诊断理论,如两种质量诊断理论,进行分析和诊断。
- (3) 如果诊断后采取措施,解决问题,效果显著,则有可以引出一个新的关键质量因素并需要制定新的制程控制标准,即回馈到步骤 2、3、4。

推行 SPC 的效果是显著的,如美国 LTV 钢铁公司在 1985 年实施了 SPC 后,劳动生产率提高了 20% 以上。

二、控制图

(一) 控制图的定义及控制图的重要性

1. 什么是控制图

控制图是对制程或服务的质量特性加以测量、记录,从而进行控制的一种用科学方法设计的图。图上有中心线(central line,记以 CL),控制上限(upper control line,记以 UCL)和控制下限(lower control line,记以 LCL),并有按时间顺序抽取的样本统计量数值的绘点序列,如图 2-1 所示。

2. 控制图的重要性

统计制程控制主要是应用控制图对制程进行控制,从而实现全制程的预防为主,而抽样检查则用来取得关于制程质量的信息。由于现代产品要求高水准的质量保证,在工业发达国家已越来越多地采用全数检查或自动化检查系统,抽样检查的应用相对减少,因而控制图的应用越来越为人们所重视。

今天,控制图已获得了广泛的应用。1984 年日本名古屋工业大学调查了

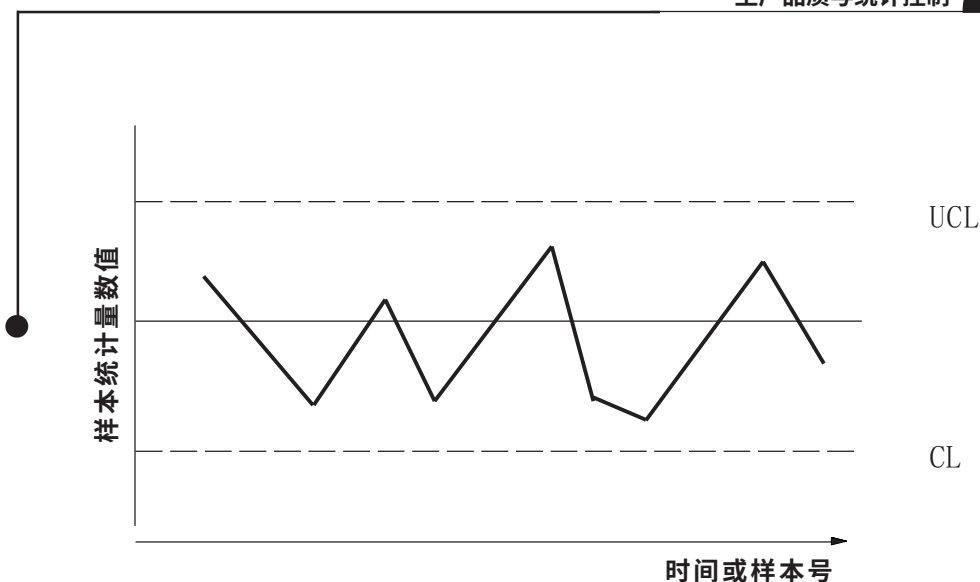


图 2-1 控制图示例

115 家日本各行各业的工厂使用控制图的情况, 结果平均每家工厂使用了 137 张控制图。有些大型企业采用了大量的控制图。例如, 美国 Westinghouse 电气公司在 Allentown 的工厂共有员工 3000 人, 采用了 5000 张控制图, 每人平均 1.6 张; 美国 Kodak 软片公司共有员工 5000 人, 采用了 35000 张控制图, 每人平均 7 张; 日本东洋人造纤维公司也采用了几千张控制图。这些控制图不仅用于制程, 而且用于采购、财务甚至医院管理等等。可以说, 一个企业使用控制图张数的多少在某种意义上反映了企业质量管理的水准。

控制图所以能获得广泛的应用, 主要是由于它能起到下列作用:

- (1) 贯彻预防为主的原则。
- (2) 应用控制图可以减少不良质量和重做, 从而提高生产率和降低成本。
- (3) 减少不必要的制程调整。控制图可用来区分质量的偶然波动和异常波动, 从而使操作者减少不必要的制程调整, 后者可以引起制程性能的劣化。
- (4) 进行制程诊断。应用两种质量诊断理论, 可以分清前后制程的质量责任, 掌握改善质量的关键制程, 从而使质量问题得以及时解决。

(5) 提供有关制程能力的资讯。控制图可以提供重要的制程参数的数据以及它们对时间的稳定性, 这些对于产品设计和制程设计都是十分重要的。

(二) 控制图原理

1. 控制图原理的第一种解释

为便于理解, 我们结合实际例子进行解释。假定某工场有部车床生产直径为 10mm 的机螺丝。为了了解加工机螺丝的质量, 从车制好的机螺丝中随机抽取 100 个, 然后测量并记录其直径数据如表 2-2 所示。这些数据当然有大有小、杂乱无章的, 我们可以按照前面所述方法将这些数据分组统计作次数直方图, 如图 2-2 所示。图中的直方高度与该组的次数成正比。

将各组的次数分别除以螺丝直径数据个数 $N=100$, 就得到各组的相对次数, 或称频率 (frequency), 它表示螺丝直径数据属于各组的可能性大小。由于频率 = 次数 / N , 与次数成正比, 所以图 2-2 的直方图也可作为频率直方图, 但需要另作一个频率纵轴。注意: 各组频率之和等于 1。

为了理论分析方便, 要求用直方的面积而不是用直方的高来表示该组的频率。由于直方面积 = 组距 $\times$ 直方的高 = 频率, 而组距为常数, 故频率也与

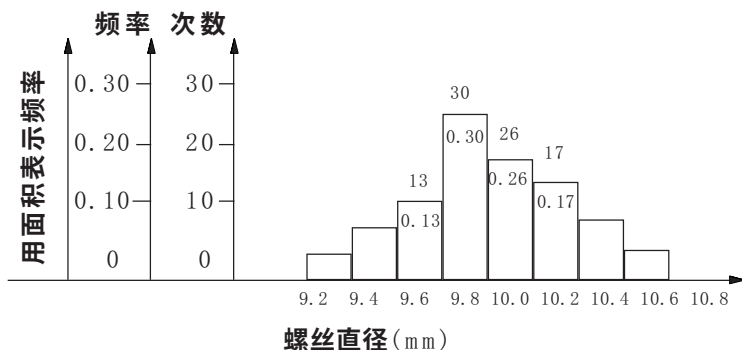


图 2-2 机螺丝直方图

表 2-2 机器螺丝直径数据

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	10.24	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

直方的高成正比。因此，图 2-2 的直方图仍可使用，只是需要另作一个用直方面积表示频率的新纵轴。注意：各直方面积之和等于 1。

若数据越多，分组越密，则图 2-2 中的直方图也越趋近一条平滑曲线，参见图 2-3。在极限情况下，所得到的平滑曲线就成为分配曲线，参见图 2-4。在质量特性值为连续值的场合，最常见的是常态分配。例如，螺丝直径的分配就是如此。

常态分配有一个结论很有用，即不论平均数 μ 与标准差 σ 的数值为何，产品质量特性值在上下界限 $\mu + 3\sigma$ 与 $\mu - 3\sigma$ 之间出现的可能性，即几率为 99.73%。由此可知在 $\mu \pm 3\sigma$ 界限之外出现的几率为 $100\% - 99.73\% = 0.27\%$ ，而超出一侧界限，即大于 $\mu + 3\sigma$ 或小于 $\mu - 3\sigma$ 的几率为 $0.27\% / 2 = 0.135\% \approx 1\text{‰}$ ，参见图 2-5。这个结论十分重要。控制图就是从图 2-5 演变而来的，参见图 2-6。第一步先把图 2-5 按顺时针方向转 90° 成为图 2-6(a)，由于一般作图规定上大下小，所以第二步再把图 2-6(a) 上下转 180° 而成为图 2-6(b) 这就是一张控制图，具体说，是 $\bar{x}$ (个别值) 控制图。

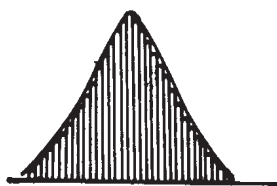


图 2-3 直方图趋近光滑曲线



图 2-4 分配曲线

现在结合加工螺丝的实例说明控制图的原则。设已知螺丝直径的标准差为 0.25mm ，现从表 2-2 的数据算得样本平均数 $\bar{x}=10.00\text{mm}$ ，把它作为母体平均数 μ 的估计值，于是有

参见图 2-7。UCL、CL、LCL 这三者统称控制线。规定中心线用实线绘制，控制上下限用虚线绘制。

为了监督和控制加工螺丝的质量，假定从 8 时起，每隔 1 小时随机抽取

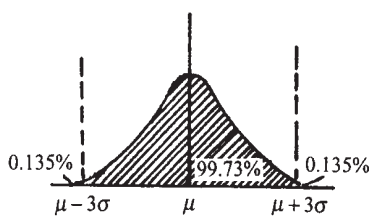


图 2-5 常态分配

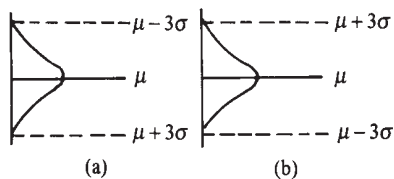
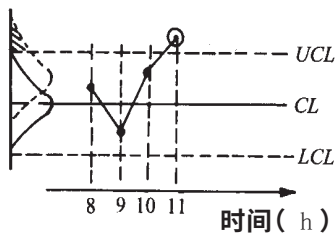


图 2-6 控制图的演变

图 2-7 $\bar{x}$ 控制图

一个车好的螺丝，测量其直径，把测量结果绘点在图 2-7 中。为了看出点的趋势，将这些点用直线段相连。从图 2-7 可见，前 3 个点都在控制上下界之间，而第 4 个点却超出了控制上界。为了醒目，在它上面画个小圆圈，表示

$$UCL = \mu + 3\sigma \approx \bar{x} + 3\sigma = 10.00 + 3 \times 0.25 = 10.75\text{mm}$$

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

$$LCL = \mu - 3\sigma \approx \bar{x} - 3\sigma = 10.00 - 3 \times 0.25 = 9.25\text{mm}$$

这个螺丝过粗，应该加以注意。现在对这第 4 个点应该作何判定？摆在我们面前有两种情况：

(1) 若制程正常，则分配曲线没有变动，点超出控制上限的几率只有 1‰ 左右。

(2) 若制程异常，例如，由于车刀磨损，螺丝直径将逐渐变粗， $\bar{x}$ 增大，分配曲线将上移。这时分配曲线超出控制上限那部分面积（用阴影区表示），亦即几率可能达到千分之几十、几百，远远超过 1‰，参见图 2-7。

现在，第 4 个点已经超过控制上限，它是由情况 (1) 还是由情况 (2) 所造成的呢？由于情况 (2) 发生的可能性要比情况 (1) 大得多，所以认为点出界是由情况 (2) 造成的。于是得出结论：点出界就判定异常。在数学上，这就是小几率事件原理：小几率事件实际不发生，若发生，则判定异常。

在控制图上绘点实行上就是进行统计假设检定。在本例，确定控制界限等于是为下列检定假设建立临界域，已知：

在控制图上每绘一个点就是进行一次假设检定。当点落在控制界限之间，即落在接受域，表明假设 H_0 可以接受；当点落在控制界限之外，即落于拒绝域，表明假设 H_0 应予拒绝。

2. 控制图原理的第二种解释

换个角度再来考虑一下控制图的原理。在前面章节中，已经说明质量因素

$$\begin{aligned}\sigma &= 0.25 \\ H_0: \mu &= 10.00 \\ H_1: \mu &= 10.00\end{aligned}$$

按其对产品的影响的大小以及作用性质来分类，可分为机遇因素与异常因素两大类。

机遇因素引起产品质量的偶然波动，异常因素引起产品质量的异常波动。前者是不可避免的客观存在，后者对产品质量的影响大，而且不难采取措施除去。因此，在制程中，异常波动以及造成异常波动的异常因素是主要的防范对象，一旦发生，就要尽快把它找出来，采取措施，加以消除，并纳入标准化，防止它再次出现。

偶然波动与异常波动都是产品质量的波动，如何能发现异常波动的来到呢？经验与理论分析表明，当制程中只存在偶然波动时，产品质量将形成某种典型分配。例如，在车制螺丝的例子中形成常态分配。如果除了偶然波动外还发生了异常波动，则产品质量的分配必将偏离原来的典型分配。因此，根据是否偏离典型分配就能判定异常波动，亦即异常因素的是否发生，而典型分配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常因素，螺丝直径的分配偏离原来的常态分配向上移动，参见图2-7，于是点超出控制上限的几率大为增加，从而点频频出界，表明存在异常波动。控制图上的控制界限就是区分偶然波动和异常波动的科学界限。

根据上述，可以说 Shewhart 控制图的实质是区分机遇因素与异常因素两类因素。

3. 控制图如何实现预防为主

控制图如何实现预防为主可由下列两点看出：

(1) 应用控制图对制程不断监控，所以有时当异常因素刚出现，甚至在尚未造成不良品之前，就能及时被发现。例如，在图 2-8 中点有逐渐上升的

趋势，所以可能在这种趋势造成不良品之前就采取措施加以消除，这就起到预防的作用。

(2) 在现场，更常见的情况是控制图显示异常，参见图 2-7。这时一定要贯彻下列二十个字：“查出异因（异常因素的简称），采取措施，保证消除，不再出现，纳入标准。”由于消除该异因的措施已经纳入标准，故该异因将永不再出现，这样就起到了预防的作用。因此，应用控制图必须贯彻上述二十个字，如不贯彻这二十个字就不必采用控制图，这点必须强调。

4. 稳定状态

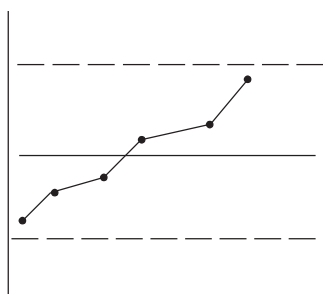


图 2-8 控制图中点逐渐上升

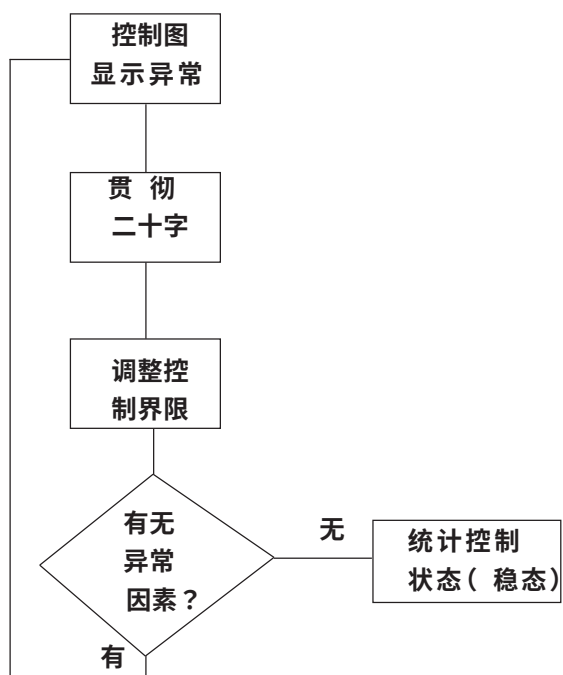


图 2-9 达到稳定状态的循环

控制图每显示一次异常，就贯彻一次二十个字，消除一个异因。由于异常因素只有几个，所以经过有限次循环后，参见图 2-9，最终可以达到这样一种状态：在制程中只存在机遇因素而不存在异常因素。这种状态称为统计控制状态（state of statistical control）或稳定状态，简称稳态。

稳态是制程所追求的目标，因为（1）在稳态下，对产品质量有完全的把握，产品质量特性值有99.73%在控制上下限之间的范围内（一般而言，由于控制界限往往较规格界限更严，所以合格品率还要高于99.73%）（2）在稳态下，不存在异常因素，不良品最少（只有由于机遇因素造成的少量不良品），所以生产是最经济的。

不但要使一道制程成为稳态，而且要使道道制程成为稳态，即全稳生产线。SPC 就是通过全稳生产线实现全制程的预防为主。

综合上述，可以得出控制图的第三种解释：虽然质量变异不能完全消灭，但控制图是使质量变成为最小的有效工具。

（三）两种错误和 3σ 方式

1. 两种错误

控制图利用抽查对制程进行监控，因而是十分经济的。但既是抽查就不可能没有风险，在控制图的应用中可能会犯下两种错误：

（1）虚发警报的错误（error of false alarm），亦称第 I 型错误（type I error）。在制程正常的情形下，纯粹出于偶然而点出界的几率虽然很小，但总还是可能发生的。因此，在制程正常而超出控制界限的场合，根据点出界判定制程异常就犯了虚发警报的错误或第 I 型错误。发生这种错误的几率通常记以 α ，参见图 2-10。

（2）漏发警报的错误（error of alarm missing），亦称第 II 型错误（type II error）。在制程异常的情形下，产品质量的分配偏离了正常情形的典型分

配，但总还有一部分产品的质量特性值是在控制上下界限之内的。如果抽到这样的产品进行检测并在控制图中绘点，这时由于点未超出控制界限而判定制程正常就犯了漏发警报的错误或第Ⅱ型错误，发生这种错误的几率通常记以 β ，参见图 2-10。

由于控制图是通过抽查来监控产品质量的，所以要想不犯错误是不可能的。事实上，在控制图上只有 3 根直线：控制上下界限与中心线。对于常态分配而言，中心线是对称轴，所能变动的只是控制上下界限之间的间距。若将此间距增大，则 α 减小而 β 增大，二者反向而行；反之，若将此间距减小，则 α 增大而 β 减小，二者亦是反向而行，参见图 2-10。因此，只能根据第Ⅰ型错误与第Ⅱ型错误这两种错误所造成的总损失为最小准则，来确定控制上下

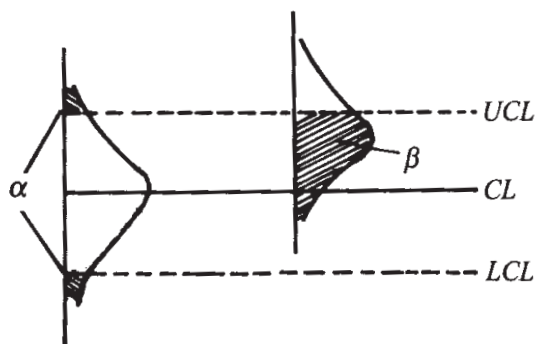


图 2-10 两种错误发生的几率

界限的间隔大小。

在控制图原理的第一种解释中曾经提到的“点出界就判定异常”，当时有的读者可能会疑惑，如果制程正常而偶然出界呢？现在，可以回答如下，如果控制界限是根据两种错误所造成的总损失最小来确定的，那么根据“点出

界就判定异常”这样的准则即使有时判定错误，但从长远来看仍是合算的。

2. 3σ 方式

根据两种错误所造成的总损失最小来确定的最佳控制界限，会随着产品和生产厂家的不同而互异，单一的最佳控制界限并不存在。

长期经验表明，下列控制图

式中，当 $K=3$ ， μ 为母体平均数， σ 为母体标准差，称为 3σ 方式，它由两种错误所造成的总损失较小。在 3σ 方式中，犯第 I 型错误的几率或显著水准 (level of significance) $\alpha=0.0027=2.7\text{‰}$ 。

美国、日本等世界大多数国家都采用 3σ 方式的控制图，而英国和北欧等少数国家则采用 $\alpha=0.002=2\text{‰}$ ， $K=3.09$ 的几率界限方式的控制图。实际

$$UCL = \mu + K \sigma$$

$$CL = \mu$$

$$LCL = \mu - K \sigma$$

上，这二者相差无几。

注意：在现场常有把规格界限作为控制图控制界限的情形，这是不对的。规格界限用来区分合格不合格，而控制界限则用来区分偶然波动和异常波动，二者不可混为一谈。应用规格界限显示产品质量合格或不合格的图叫显示图，可以在现场使用，但不能作为控制图来使用。现在，举个实例说明将规格界限随便代替控制界限可能产生的错误。某企业根据现场数据进行计算所得的控制图如图2-11(a)所示。但该企业后来又把上级要求达成的指标作为控制上限，另行绘制一张图，见图2-11(b)，而且上级下达指标恰巧与图2-11(a)中的中心线水准相近。这样，即使制程正常，点超出图2-11(b)中控制上限(即上级下达指标)的几率也有50%之多，完全失去了控制图的作用，所以图2-11(b)只能是一张达到上级下达指标的显示图。

(四) 控制图的判定准则

1. 分析用控制图与控制用控制图

控制图一旦制定以后就成为控制制程的依据，所以控制图一定要以处于稳定状态，并以制程能力适宜的制程为依据来进行设计和计算。因此，当我

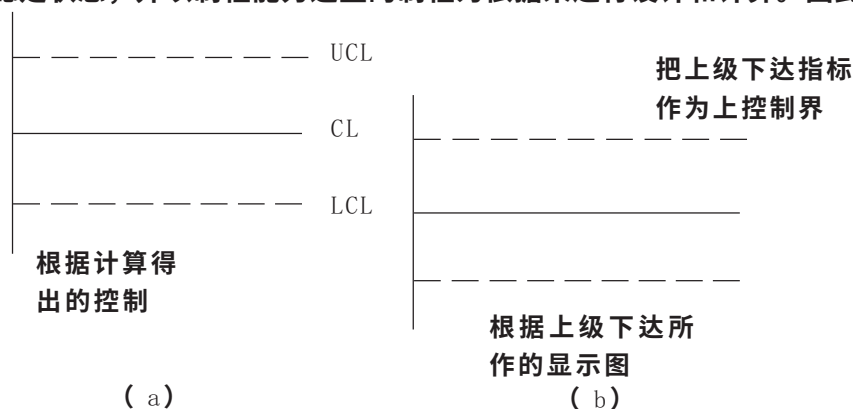


图 2-11 把上级下达指标作为控制上界的图仅是显示图

们开始建立控制图时，首先要了解的就是该制程是否处于稳态和制程能力是否适宜。若制程不处于稳态或制程能力不足，则需要对该制程进行调整，如此反复进行直至制程符合要求为止。在这一阶段使用的控制图称为分析用控制图。分析的目的主要是调查制程是否处于稳态和制程能力是否适宜。这里要用到判定稳定的准则，在稳定之前还要用到判定异常的准则。

当制程达到上述要求后，应由有关人员移交现场正式使用。这时所使用的控制图称为控制用控制图。控制的目的是保持制程处于稳态并保持制程能力适宜。当偶尔发生异常后，采取措施加以消除，制程即恢复正常。这里只需要用到判定异常的准则，而不需要应用判定稳定的准则。

2. Shewhart 控制图的设计理念

Shewhart 控制图(以后简称休氏图或休图)的设计理念是先定 α (发生第 I 型错误的几率), 再看 β (发生第 II 型错误的几率)。在一般统计假设检定中, 显著水准 α 多取为 1%、5% 或 10%; 但在休图中为了增加使用者的信心, 将 α 取得特别小, 即取 $\alpha = \alpha_0 = 2.7\%$ 。这样, 平均说来, 在控制图中每绘点千次, 其中只有大约三次是犯第 I 型错误虚发警报的, 即虽非百发百中, 也是千发九百九十七中了。但是, α 小则 β 大, 为了减少漏发警报的错误, 对于控制图中控制界限内的点, 即界内点的排列动态也要给予注意。于是判定异常的准则有两大类:

- (1) 点出界(包括恰在界上)就判定异常, 显著水准 $\alpha = \alpha_0 = 2.7\%$ 。
- (2) 界内点排列非随机判定异常, 显著水准 $\alpha = 1\% \sim 2\%$ 。

其中, 第二类准则是对付 β 大的, 故其显著水准 α 就不能取得太小, 而是取为 $1\% \sim 2\%$ 。从可靠性理论来看, 点出界往往与突发的故障相应, 而界内点排列不随机往往与渐发的故障相应。这是两类不同性质的故障, 所以这两类准则的显著水准也应该取得不同。

Shewhart 控制图的设计并未根据两种错误所造成的总损失最小这点来进行。从 20 世纪 80 年代以来, 经济质量管理(EQC)兴起, EQC 强调经济上最佳, 故控制图设计的发展趋势之一, 就是根据两种错误所造成的总损失最小这点来确定控制线。

3. 判定稳态准则

稳定状态是制程追求的目标, 在控制图上如何判定制程是否处于稳定状态? 为此, 需要制定判定稳定状态的准则。

在统计量为常态分配的情况下, 由于第 I 型错误的几率 $\alpha = 0.27\%$, 取得很小, 所以只要有一个点在界外就可以判定制程有异常。但 α 小, 则第 II 型错误的几率 β 就大, 故只根据一个点在界内却不足以判定制程处于稳定状态。如果连续有许多个点, 例如 25 个点, 全部在控制界限内, 情况就大不相同。

这时根据几率乘法定理知道，总 β 为 β^{25} ，要比 β 减少很多。如果连续在控制界限内的点更多，则即使有个别点出界，制程仍然可以看作是处于稳定状态的。这就是判定稳定状态的准则的主要内容。

判定稳定状态的准则：在各点随机排列的情况下，符合下列各情况之一就认为制程处于稳定状态。

- (1) 连续 25 个点，全部都在控制界限内。
- (2) 连续 35 个点，在控制界限外的点不超过 1 个。
- (3) 连续 100 个点，在控制界限外的点不超过 2 个。

当然，即使在判定制程是否稳定的场合，对于界外点也同样需要找出其异常原因并加以处理。

现在，进行一些简单的几率计算以便对上述准则有更深刻的理解。

先分析准则 (2)，若制程正常为常态分配，令 d 为界外点数，则连续 35 点， $d \leq 1$ 的几率为：

这是与 $\alpha_0 = 0.0027$ 为同级的微小几率。因此，若制程处于稳定状态，则连续 35 点，在控制界限外的点超过 1 个 ($d > 1$) 的事件为小几率事件，它实际很少发生，若发生则判定制程失去控制或不稳， $\alpha_2 = 0.0041$ ，就是准则 (2) 的显著水准。

$$P(\text{连续 35 点, } d \leq 1) = (0^{35}) (0.9973)^{35} + (1^{35}) (0.9973)^{34} (0.0027) \\ = 0.9959$$

于是

$$P(\text{连续 35 点, } d > 1) = 1 - P(\text{连续 35 点, } d \leq 1) = 1 - 0.9959 \\ = 0.0041 = \alpha_2$$

类似地，对于上述准则 (3) 也可以计算得

这与 $\alpha_0 = 0.0027$ 很接近。 $\alpha_3 = 0.0026$ 就是准则 (3) 的显著水准。

对于上述准则(1)可计算得

$\alpha_1 = 0.0654$ 就是准则(1)的显著水准。

$$P(\text{连续 } 100 \text{ 点, } d > 2) = 0.0026 = \alpha_3$$

将三个准则的显著水准 α_1 、 α_2 和 α_3 加以比较, 可见 α_1 要比 α_2 和 α_3 大几十倍, 这是很不相称的。因此, 有的学者认为更合乎逻辑的作法是将整

$$P(\text{连续 } 25 \text{ 点, } d = 0) = 0.9973^{25} = 0.9346$$

于是

$$P(\text{连续 } 25 \text{ 点, } d > 0) = 1 - 0.9346 = 0.0654 = \alpha_1$$

个判定稳定状态的准则修改如下:

若连续 35 点中在控制界限外的点超过 2 个, 或连续 100 点中在控制界限外的点超过 3 个, 则判定制程失去控制或不稳。

4. 判定异常的准则

在控制图原理的第一种解释中, 已经提出“点出界就判定异常”。这是判定异常的最基本的一条准则。此外, 为了增加控制图使用者的信心, 第 I 型错误的几率 α 取为 $\alpha_0 = 0.0027$, 其值很小, 于是第 II 型错误的几率 β 就一定很大。针对这一点, 即使对于控制界限内的点也要观察其排列是否随机。若排列非随机则判定异常。于是有:

判定异常的准则: 符合下列各情况之一就认为制程存在异常因素。

(1) 点在控制界限外或恰在控制界限上。

(2) 控制界限内的点排列非随机。

界内点非随机排列的模式很多, 常见的有: 点屡屡接近控制界限、连、间断连、趋势、点集中在中心线附近, 点呈周期性变化等等。在控制图的判定异常中要注意对这些模式的识别。既然界内点非随机排列这条准则是用来减少第 II

型错误,那么它的各个模式准则的显著水准 α 就不能太小,通常取为 $1\%\sim 2\%$ 。现在分别介绍如下:

模式1:点屡屡接近控制界限,参见图2-12。所谓接近控制界限指点距离控制界限在 1σ 以内。这时属下列情况则判定点排列非随机,存在异常因素:

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

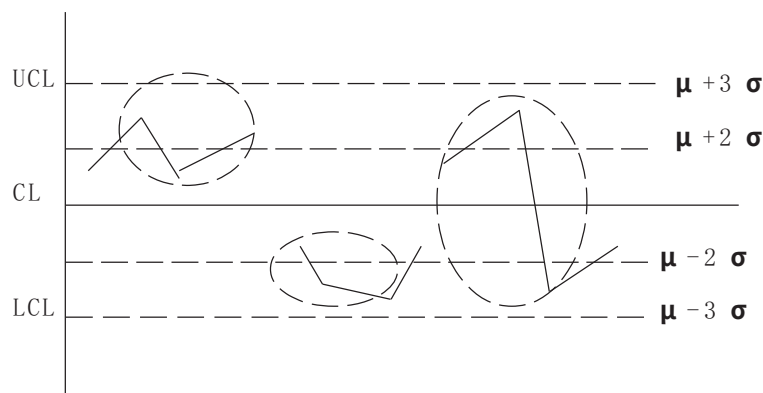


图2-12 连续3个点中有2个点接近管制界限判定异常

直观看来,若点接近一侧的控制界限,表明制程的平均数有变化;若点上下接近两侧的控制界限,则表明制程的变异数增大。我们不难看出,这三条准则是以至少有2个点、3个点、4个点来排列的。现在进行一些几率计算和分析,在制程正常为常态分配的情况下,点在控制图中心线两侧超过 2σ 界限而仍在 3σ 界限内的几率为:

式中, $\Phi(3)=0.99865$, $\Phi(2)=0.97725$,参见附表常态分配表。而点在中心线两侧未超过 2σ 界限的几率为:

于是,若制程正常,则模式1准则(1)的情况出现的几率为:

$$\begin{aligned}
 & P(\mu + 2\sigma \leq x < \mu + 3\sigma) + P(\mu - 3\sigma \leq x < \mu - 2\sigma) \\
 &= 2[\Phi(3) - \Phi(2)] = 2[0.998695 - 0.97725] \\
 &= 0.0428
 \end{aligned}$$

这也就是模式 1 准则(1)的显著水准 α_1 ，它与 1% ~ 2% 相比较似乎过小。

$$\begin{aligned}
 & P(\mu + 2\sigma \leq x < \mu + 2\sigma) \\
 &= 2[\Phi(2) - \Phi(0)] = 2[0.97725 - 0.50000] \\
 &= 0.0053
 \end{aligned}$$

类似地，可以计算出模式 1 准则(2)和准则(3)的情况出现的几率分

$$\begin{aligned}
 & P(\text{连续 3 个点中至少有 2 个点接近控制界限}) \\
 &= \binom{3}{2} (0.0428)^2 (0.9545) + \binom{3}{3} (0.0428)^3 \\
 &= 0.0053
 \end{aligned}$$

别为(计算略)：

$$\alpha_2 = P(\text{连续 7 个点中至少有 3 个点接近控制界限}) = 0.0024$$

$$\alpha_3 = P(\text{连续 10 个点中至少有 4 个点接近控制界限}) = 0.0006$$

根据上列计算，可见模式 1 的 3 个准则的显著水准 α_1 ， α_2 和 α_3 不够相称，而且这些数值也都远小于 1% ~ 2%。事实上，如果要求模式 1 的 3 个准则的显著水准都在 1% ~ 2% 之间，则有，

$$P(\text{连续 4 个点中至少有 2 个点接近控制界限}) = 0.0103$$

$$P(\text{连续 11 个点中至少有 3 个点接近控制界限}) = 0.0125$$

$$P(\text{连续 21 个点中至少有 4 个点接近控制界限}) = 0.0106$$

后两条准则由于需要观察的点数太多，应用不便。

综合上述,可见模式 1 原来的三个准则相应的显著水准不相称而且也远小于 1% ~ 2%。因此,比较合理的作法是对模式 1 采用下列准则:连续 4 个点中至少有 2 个点接近控制界限,或者更严格地,连续 3 个点中至少有 2 个点接近控制界限就判定点排列非随机,存在有异常因素。

模式 2:连。在控制图一侧连续出现的点称为连(run),其点数称为连长(run length),参见图 2-13。连长不小于 7 时判定点的排列非随机,存在异常因素。直观看来,出现连表明制程平均数向该侧偏移。现在进行一些几率计算和分析。在制程正常为常态分配的情况下,点在控制图控制界限内中心线指定的一侧出现的几率为 $0.9973/2$,则在控制图中心线一侧出现长为 7 的连的几率为:这就是模式 2 的显著水准。如果连较长,则即使个别点出现在中心线的另一侧而形成间断连,也可按照与连类似的方式处理。

$$\begin{aligned} & P(\text{中心线一侧出现长为 7 的连}) \\ &= 2\left(\frac{0.9973}{2}\right)^7 = 0.0153 \end{aligned}$$

模式 3:间断连。参见图 2-14。若属下列情况则判定点排列非随机,存在异常因素:

- (1) 连续 11 个点中,至少有 10 个点在中心线一侧。
- (2) 连续 14 个点中,至少有 12 个点在中心线一侧。
- (3) 连续 17 个点中,至少有 14 个点在中心线一侧。
- (4) 连续 20 个点中,至少有 16 个点在中心线一侧。

显然,上述准则是按照至少有 10 个点、12 个点、14 个点、16 个点来排列的。在制程正常为常态分配的情况下,出现上述准则情况(1)、(2)、(3)、(4)的几率分别为:

$$P(\text{连续 11 个点中至少有 10 个点在中心线一侧}) = 0.0114$$

$$P(\text{连续 14 个点中至少有 12 个点在中心线一侧}) = 0.0125$$

点都在控制界限内的几率。由上式得到：

可见，7 点趋势的显著水准 $\alpha_7=0.00039$ 过低，而 5 点趋势的显著水准 $\alpha_5=0.01644$ 在 1% ~ 2% 之间。故比较合理的作法是对模式 4 采用下列准则：若

$$P(\text{连续 7 点趋势}) = \frac{2}{7!} (0.9973)^7 = 0.00039 = \alpha_7$$

$$P(\text{连续 6 点趋势}) = \frac{2}{6!} (0.9973)^6 = 0.00273 = \alpha_6$$

$$P(\text{连续 5 点趋势}) = \frac{2}{5!} (0.9973)^5 = 0.01644 = \alpha_5$$

$$P(\text{连续 4 点趋势}) = \frac{2}{4!} (0.9973)^4 = 0.08244 = \alpha_4$$

出现 5 点趋势，则判定点的排列非随机，存在异常因素。

模式 5：点集中在中心线附近。所谓在中心线附近指点距离中心线在 1σ 以内，参见图 2-16。直观看来，出现模式 5 表示制程变异数异常小。通常，模式 5 可能由下列两个原因所致：数据不真实或数据分层不当。如果把变异数大的数据与变异数小的数据混合在一起而未分层，则数据的总变异数将更大，于是控制图控制界限的间隔距离也将较大，这时如将变异数小的数据绘点就会出现模式 5。如果检查结果显示上述两个原因不存在，则应该断言变异数异常小确属事实。现在进行一些几率计算和分析。在制程正常为常态分配的情况下，点在中心线两侧 1σ 界限内的几率为：

式中， $\Phi(1)$ 与 $\Phi(0)$ 由附表常态分配表查得。于是对模式 5 计算下列情况出现的几率：

$$\begin{aligned} P(\mu - \sigma \leq x \leq \mu + \sigma) &= 2[\Phi(1) - \Phi(0)] \\ &= 2[0.84134 - 0.50000] \\ &= 0.68268 \end{aligned}$$

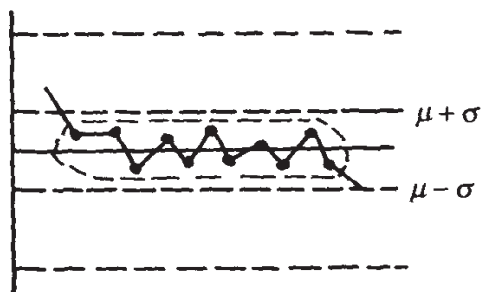


图 2-16 连续 11 个点集中在中心线附近判定异常

$$P(\text{连续 10 个点集中至中心线附近}) = (0.6826)^{10} = 0.0220$$

$$P(\text{连续 11 个点集中至中心线附近}) = (0.6826)^{11} = 0.0150$$

$$P(\text{连续 12 个点集中至中心线附近}) = (0.6826)^{12} = 0.0102$$

由此，对模式 5 应采用下列准则：若连续 11 个点集中在中心线附近，则判定点的排列非随机，存在异常因素。

模式 6：点呈周期性变化，参见图 2-17。造成点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、某些化工制程的热积累或某些机械设备应用中的应力积累等。消除上述周期性变化可以减少产品质量的波动，从而改进产品的质量。

注意，本节的内容适用于所有的 Shewhart 控制图。

其次，在判定异常时，也可以同时应用若干个准则。假定我们应用了 k 个独立的准则，并且准则 i 的第 I 型错误的几率为 α_i ， $i=1, \dots, k$ ，则第 I 型错误的总几率：

由上式可见，虽然应用第二类判定异常的准则，即界内点排列非随机判定异常，减少了第 II 型错误的漏发警报的几率，但是同时第 I 型错误即虚发警报

$$\alpha = 1 - \prod_{i=1}^k (1 - \alpha_i)$$

的几率也增加了。例如，本节所讨论的各种模式的 α_i 如表 2-3 所示。现在来估计一下同时采用表 2-3 中所有模式各个准则之下，第 I 型错误的总几率。计算结果为：

事实上，由于各个准则不全是互相独立的，此外这些准则也不会全部都同时采用，所以实际上第 I 型错误的总几率将远小于 7%。不过由此也可看出，

$$\alpha = 1 - \prod_i (1 - \alpha_i) = 1 - 0.9309 = 0.069 \approx 7\%$$

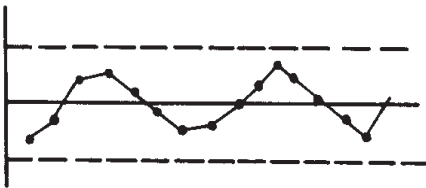


图 2-17 点呈周期性变化

表 2-3 各种模式的第 I 型错误的几率

模	式	α_i	$1 - \alpha_i$
1.	点超出控制界限	0.0027	0.9973
2.	连续 4 个点中至少有 2 个点接近控制界限	0.0103	0.9897
3.	7 点连	0.0153	0.9847
4.	连续 11 个点中，至少有 10 个点在中心线一侧	0.0114	0.9886
5.	5 点趋势	0.0164	0.9836
6.	连续 11 个点集中在中心线附近	0.0150	0.9850
		$\prod_i (1 - \alpha_i) = 0.9309$	

即使是第二类判定异常的准则，其 α 也不能取得过大，否则第Ⅰ型错误的总几率将增加太多，这也是不合适的。

5. 国外使用判定异常准则的情况

日本名古屋大学在1983年12月曾对日本工厂应用控制图的情况进行调查，日本工厂应用判定异常准则的调查结果如表2-4所示。从表中可见，在判定异常的准则中最常用的是 3σ 界限，其次是连，再次是趋势，它们在应用控制图的工厂中分别占86.3%、35.8%和18.3%。

名古屋大学还调查了工厂使用控制图的情况，如表2-5所示。效果很好的占23.3%，有时有效果的占58.3%，亦即有效果的占81.6%。无效果的占18.4%，

表 2-4 日本工厂应用判定异常准则的情况

准则内容	遵 守	不太遵守	几乎不遵守	不设此准则
界限	86.3%	6.4%	0%	7.3%
连	35.8%	31.2%	4.6%	28.4%
趋势	18.3%	34.0%	6.4%	41.3%

其主要原因是（1）以控制原理理解得不透彻；（2）未能严格遵守判定稳定的准则和判定异常的准则；（3）在控制图显示异常后未贯彻“查出异因，采取措施，保证消除，不再出现，纳入标准。”这二十个字。

（五）常用控制图的分类及其用途

表 2-5 日本工厂应用控制图的效果

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%

1. 常用控制图的分类

如表 2-6 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，应根据所控制质量特性的情况和数据性质分别加以选择。

表中的二项分配和卜氏分配是间断数据场合的两种典型分配，它们超出 3σ 界限的第 I 型错误的几率 α ，当然未必等于常态分配超出 3σ 界限的第 I 型错误的几率 $\alpha_0=0.0027$ ，但无论如何总是个相当微小的几率。因此，可以应用与常态分配情况类似的论证去建立计数值分配的 p 、 pn 、 c 、 u 等控制图。

其次，作为计量值典型分配的常态分配有两个参数，即平均数 μ 和标准差 σ ，这二者是互相独立的，因此，要控制常态分配的制程，就需要两张控制图分别控制制程特性值的平均数 μ 和标准差 σ ，故表 2-6 第 (3) 栏中属于常态分配的 4 种控制图，每种控制图都是两个控制图联合应用。例如，平均数与全距 ($\bar{x}-R$) 控制图中平均数 ($\bar{x}$) 控制图用以控制制程的平均数 μ ，全距 (R) 控制图则用以控制制程的标准差 σ ，其余类推。至于计算值控制图由于其平均数和标准差是不独立的，所以就不再需要两张控制图分别加以控制，而只需要一张控制图控制其特性值即可。

表 2-6 常用控制图

数据(1)		分配(2)	管制(3)	简记(4)
计量值		常态分配	平均数与全距控制图	$\bar{x} - R$ 控制图
			平均数与标准差控制图	$\bar{x} - S$ 控制图
			中位数与全距控制图	$\tilde{x} - R$ 控制图
			个别值与移动全距控制图	$x - R_m$ 控制图
计 数 值	计件值	二项分配	不良率控制图	p 控制图
			不良数控制图	pn 控制图
计 数 值	计点值	卜氏分配	缺点数控制图	c 控制图
			单位缺点数控制图	u 控制图

2. 各控制图的用途

(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。 $\bar{x}$ -R 控制图可用于控制分组的计量数据，即每次同时取得若干个数据的地方，如长度、重量、强度、浓度、纯度、光度、电压、电流、电阻、时间、生产量等计量值场合。

$\bar{x}$ 控制图主要用于观察分配的平均数的变化，R 控制图用于观察分配的分散或变异的变化，而 $\bar{x}$ -R 图则将二者联合运用，用于观察分布的变化。

(2) $\bar{x}$ -s 控制图。此图亦简记为 $\bar{x}$ - σ 图，但这种简记法将样本统计量 $\bar{x}$ 与母体统计量 σ 并列，因此并不妥当。此图与 $\bar{x}$ -R 图近似，只是用标准差 (s) 图代替全距 (R) 图而已。全距 R 计算简便，故 $\bar{x}$ -R 图得以广泛应用，但当样本大小 $n > 10$ 时，应用样本全距 R 估计母体标准差 σ 的效率减低，故需要应用 s 图代替 R 图。但样本大小增大，不但增加取样及检验麻烦，且计算亦繁复，有时可能失去控制的时间性。故应尽量采用 $\bar{x}$ -R 控制图。

(3) $\tilde{x}$ -R 控制图。此图与 $\bar{x}$ -R 图也很相似，只是用中位数 ($\tilde{x}$) 代替平均数 ($\bar{x}$) 图。由于中位数的计算比平均数简单，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。此外，平均数不但计算麻烦，而且把样本中的极端数值亦掺杂进去，但中位数则避免了样本中极端数值的影响。与 $\bar{x}$ 图相较， $\tilde{x}$ 图控制界限的间隔较宽，故检出力较差。

(4) $\tilde{x}$ -Rm 控制图。此图多用于下列场合：

- ① 取样测定费时、昂贵。
- ② 取代属于均匀产品，如液体或气体，多抽样与无太大意义。
- ③ 产品昂贵、制造费时的小批量场合。
- ④ 采用自动化检查和测定，对每一个产品都进行检验。
- ⑤ 破坏性检验，每检验一个产品即损失一个。
- ⑥ 控制制造条件，如温度、压力、湿度、电压等。由于此图所取数据较

少，故判定制程变化的灵敏度也要差一些。

(5) p 控制图。产品若无法直接测定其特性值时，可以分别计算其良品 (non-defective unit) 与不良品 (defective unit) 的数目，并以不良率 (defective fraction) 表示其质量。有时，虽可以测定其特性值而仅以通过 (go) 与不通过 (no-go) 量规 (gauge) 分为合格 (conforming) 与不合格 (non-conforming) 两种，并以不合格的比率来表示其质量。例如，工厂检查机器螺丝之直径，罐头工厂将罐头分为漏气与不漏气，电阻工厂将电阻分为合乎规格与不合规格等等。

在有多个质量指标或多种检查项目的场合，可以采取总不良率来简单地处理多指标的控制问题，这亦是 p 控制图的一大优点。

常见的不良率有：废品率、交货延迟率、缺勤率、各种差错率等等。

注意， p 控制图不仅用于控制各种不良率，而且可用于控制各种良品率。

(6) P_n 控制图。用于控制对象为不良数的场合。设 n 为样本大小， p 为不良率，则 p_n 为不良数，故取 p_n 为不良数控制图的简记记号。由于计算不良率需要进行除法，比较麻烦，所以在样本大小相同的情形，应用此图比较方便。

(7) c 控制图。用于控制一部机器、一个零组件、一定的长度、一定的面积或任何一定的单位中所出现的缺点数目。如布匹上的瑕疵点数、铸件上的砂眼数、机器设备的缺点数或故障次数、每页书的印刷错误数、办公室的差错次数等等。

(8) u 控制图。当上述一定的单位，亦即样本数一定或样本大小相等保持不变时可以应用 c 控制图，而当上述单位变化时则应换算为每单位的缺点数后再使用 u 控制图。例如，在制造厚度为 2mm 钢板的制程中，一批样品是 2m^2 的，下一批是 3m^2 的，这时就应都换算为每平方米钢板的缺点数，然后再对它进行控制。

三、常用控制图

常用控制图按数据类型分为两类，一类是计量值控制图，包括平均数与全距控制图（ $\bar{x}$ -R图）、平均数与标准差控制图（ $\bar{x}$ -s图）、中位数与全距控制图（ $\bar{x}$ -R图）、个别值与移动全距控制图（ $\bar{x}$ -R_m图）以及最大值与最小值控制图（L-S图）等5种；另一类是计数值控制图，可进一步分为计件值控制图和计点值控制图，其中不良率控制图（p图）和不良数控制图（pn图）属计件值控制图，而缺点数控制图（c图）和单位缺点数控制图（u图）属计点值控制图。根据休哈特的3σ原则，控制图的一般控制界限为：

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

$$CL = \mu$$

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

式中， μ 、 σ 分别为控制统计量的母体平均数和标准差，对于不同的控制图，其统计量的 μ 、 σ 有其不同的形式，因而有不同形式的控制界限计算公式。这里将分别介绍各种控制图的控制界限计算公式，并利用实例说明控制图的绘制步骤。

$\bar{x}$ -R图是最常用、最重要的计数值控制图，P图是最常用的计数值控制图，本章将利用这两种图来比较计量值控制图与计数值控制图的异同以及各自的适用范围。

制程能力是质量管理中的一个重要概念，它是制程在统计控制状态下满足产品质量要求的能力，而制程能力指数是将制程能力量化的指标。下面将对制程能力和制程能力指数的概念，计算方法和评价标准加以介绍。

（一）计量型控制图

1. 平均数与全距控制图（ $\bar{x}$ -R 图）

所谓平均数与全距控制图，即平均数控制图（ $\bar{x}$ 图）和全距控制图（R图）二者联合使用， $\bar{x}$ 图用于控制平均数的变化，即控制分配的集中变化趋势；而R图则控制变异程度，即控制分配的变异状况。对于计量值数据， $\bar{x}$ -R图是最常用、最重要的一种质量控制工具，因为它具有下列优点：

（1）适用范围广。对于 $\bar{x}$ 图，由中央极限定理，当样本大小 $n \geq 4$ 或5时，无论 x 是否服从常态分配， $\bar{x}$ 都近似服从常态分配；对于R图，只要 x 的分配不是太不对称，则从电脑模拟试验知R的分配没有太大变化。这样从理论上说明了 $\bar{x}$ -R图的适用范围广泛。

（2）灵敏度高。 $\bar{x}$ 图的统计量是平均数 $\bar{x}$ ，通过平均数的作用，反映在个别值 $\bar{x}$ 上的偶然波动会得到一定程度的抵消，而反映在 $\bar{x}$ 上的异常波动却不会抵消，因为异常波动往往是同一方向的。因此， $\bar{x}$ 图检出异常的能力高，而个别值 $\bar{x}$ 图的灵敏度则不如 $\bar{x}$ 图。

现在简单说明一下 $\bar{x}$ -R图的统计基础。假定质量特性服从常态分配 $N(\mu, \sigma)$ ，且 μ, σ 均已知。若 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 是大小为 n 的样本，则样本平均数为

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$$

由于样本平均数 $\bar{x}$ 服从常态分配 $N(\mu, \sigma^2/n)$ ，并且 $\bar{x}$ 落入下列两个界限

$$\mu + Z_{\alpha/2} \sigma_{\bar{x}} = \mu + Z_{\alpha/2} \sigma / \sqrt{n} \quad (1)$$

$$\mu - Z_{\alpha/2} \sigma_{\bar{x}} = \mu - Z_{\alpha/2} \sigma / \sqrt{n} \quad (2)$$

间的几率为 $1 - \alpha$ 。因此,若 μ 与 σ 已知,则式(1)与式(2)可分别作为样本平均数 $\bar{x}$ 控制图的上、下控制界限。通常 $Z_{\alpha/2} = 3$,即采用 3σ 控制界限。一般而言,当 $\bar{x}$ 的分配不是常态时,由于中央极限定理,上述结果也近似成立。

在实际工作中, μ 与 σ 通常未知,需要根据从处于稳定状态的制程所取的样本数据进行估计。样本通常至少取 25 个。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,通常取 $n=4, 5$ 或 6 。令所取的 m 个样本的平均数分别为 $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_m$, 则制程母体平均数 μ 的最佳估计 $\hat{\mu}$ 为总平均数 $\bar{\bar{x}}$, 即

$$\hat{\mu} = \bar{\bar{x}} = \frac{\bar{x}_1 + \bar{x}_2 + \dots + \bar{x}_m}{m}$$

这样 $\bar{\bar{x}}$ 就可作为平均数 $\bar{\bar{x}}$ 控制图的中心线。

为建立控制界限,需要估计制程的标准差 σ , 这可以根据 m 个样本的全距或标准差来进行估计。应用全距进行估计的特点是全距计算简单,所以 R 图的应用至今较标准差 s 图为广。

全距法讨论。设 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 为大小为 n 的样本,则该样本的全距 R 为最大值 $x_{\max}$ 最小值 $x_{\min}$ 之差,即

$$R = x_{\max} - x_{\min}$$

若样本取自常态母体,则可以证明样本全距 R 与母体标准差 σ 有下列关系:

$$\hat{\sigma} = \frac{\bar{R}}{d_2}$$

式中, d_2 为一与样本大小 n 有关的常数,而

$$\bar{R} = \frac{R_1 + R_2 + \dots + R_m}{m}$$

若样本大小 n 较小, 则用全距法与用标准差法去估计母体标准差的效果是一致的, 但当 n 较大时, 如 $n > 10$ 时, 则由于全距法没有考虑样本在 $x_{\max}$ 与 $x_{\min}$ 之间的观测值的信息, 造成全距法的效率迅速降低。在实际工作中, $\bar{x}-R$ 图一般取 $n=4, 5$ 或 6 , 所以全距法足以令人满意。

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

$$\begin{aligned} UCL_{\bar{x}} &= \mu + 3\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \approx \hat{\mu} + 3\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} = \bar{\bar{x}} + \frac{3\bar{R}}{d_2\sqrt{n}} = \bar{\bar{x}} + A_2\bar{R} \\ CL_{\bar{x}} &= \mu \approx \hat{\mu} = \bar{\bar{x}} \\ LCL_{\bar{x}} &= \mu - 3\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \approx \hat{\mu} - 3\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} = \bar{\bar{x}} - \frac{3\bar{R}}{d_2\sqrt{n}} = \bar{\bar{x}} - A_2\bar{R} \end{aligned}$$

式中

$$A_2 = \frac{3}{d_2\sqrt{n}}$$

为一与样本大小 n 有关的常数, 参见表 2-7 计量值控制图系数表。

由上述, 已知样本全距 R 与制程标准差 σ 有关, 因此可以通过 R 来控制制程的变异度, 这就是全距 R 图。 R 图的中心线即为 $\mu_R = \bar{R}$ 。为确定 R 图的控制界限, 需要对 σ_R 进行估计。若质量特性服从常态分配, 可以证明

$$\sigma_R = d_3 \sigma$$

式中 d_3 唯一与样本大小 n 有关的常数。故当母体标准差 σ 已知时 R 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_R &= \mu_R + 3\sigma_R \approx \hat{\mu}_R + 3\hat{\sigma}_R = d_2\sigma + d_3\sigma = (d_2 + d_3)\sigma = D_2\sigma \\ CL_R &= \mu_R \approx \hat{\mu}_R = d_2\sigma \\ LCL_R &= \mu_R - 3\sigma_R \approx \hat{\mu}_R - 3\hat{\sigma}_R = d_2\sigma - d_3\sigma = (d_2 - d_3)\sigma = D_1\sigma \end{aligned} \right\}$$

式中

$$D_1 = d_2 - d_3$$

$$D_2 = d_2 + d_3$$

为与样本大小 n 有关的常数，其值可查表 2-7 计量值控制图系数表。

通常， σ 未知，则由式得 σ_R 的估计量为

$$\hat{\sigma}_R = d_3 \hat{\sigma} = d_3 \frac{\bar{R}}{d_2}$$

这样就得到 σ 未知时 R 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_R &= \mu_R + 3\sigma_R \approx \hat{\mu}_R + 3\hat{\sigma}_R = \bar{R} + 3d_3 \frac{\bar{R}}{d_2} = D_4 \bar{R} \\ CL_R &= \mu_R \approx \hat{\mu}_R = \bar{R} \\ LCL_R &= \mu_R - 3\sigma_R \approx \hat{\mu}_R - 3\hat{\sigma}_R = \bar{R} - 3d_3 \frac{\bar{R}}{d_2} = D_3 \bar{R} \end{aligned} \right\}$$

式中

$$D_3 = 1 - 3 \frac{d_3}{d_2}$$

$$D_4 = 1 + 3 \frac{d_3}{d_2}$$

为与样本大小 n 有关的常数，参见表 2-7 计量值控制图系数表。

现在通过例 1 说明 $\bar{x}-R$ 图的绘制步骤。

表 2-7 计量值控制图系数表

样本大小	平均数控制图						标准差控制图						全距控制图				中心数控制图				个别值控制图				最大值与最小值控制图				
	管理界限			中心线			管理界限			中心线			管理界限			中心线			管理界限			管理界限			管理界限			管理界限	
n	A_1	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_3A_2	E_2	A_9									
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	2.660	2.695									
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	1.772	1.826									
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	1.457	1.522									
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	1.290	1.363									
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	1.184	1.263									
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	1.109	1.191									
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	1.054	1.143									
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	1.123	0.412	1.010	1.104									
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	0.975	1.072									
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	1.774													
12	0.866	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													
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													

注：当 $n > 25$, $A = \frac{3}{\sqrt{n}}$, $A_3 = \frac{3}{c_4\sqrt{n}}$, $C_4 = \frac{4(n-1)}{4n-3}$, $B_3 = 1 - \frac{3}{c_4\sqrt{2(n-1)}}$, $B_4 = 1 + \frac{3}{c_4\sqrt{2(n-1)}}$ 。

对于样本大小 $n=5$ ，查表 2-7 得 $D_3=0$ ， $D_4=2.114$ ，又从步骤 4 知 $\bar{R}=1.368$ ，这样，代入公式后得到 R 图的控制线为

$$UCL_R = D_4 \bar{R} = 2.114(1.368) = 2.89$$

$$CL_R = \bar{R} = 1.368 \approx 1.37$$

$$LCL_R = D_3 \bar{R} = -$$

这里， $D_3=0$ 表示 R 的 LCL 的不存在。由于全距 R 不可能为负值， $R=0$ 只是其自然下界，而不是控制下界，故用符号“ $-$ ”表示。见图 2-18。把 25 组样本的全距值绘点于 R 图中，根据判定稳定的准则 1，知此时制程的变异度处于正常状态。于是可以建立 $\bar{x}$ 图。

对于 $n=5$ ，查表 2-7 得 $A_2=0.577$ ，又由步骤 4 得 $\bar{x}=12.96$ ， $R=1.368$ ，于是代入公式后，得到 $\bar{x}$ 图的控制线为

$$UCL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} + A_2 \bar{R} = 12.96 + 0.577(1.368) = 13.75$$

$$CL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} = 12.96$$

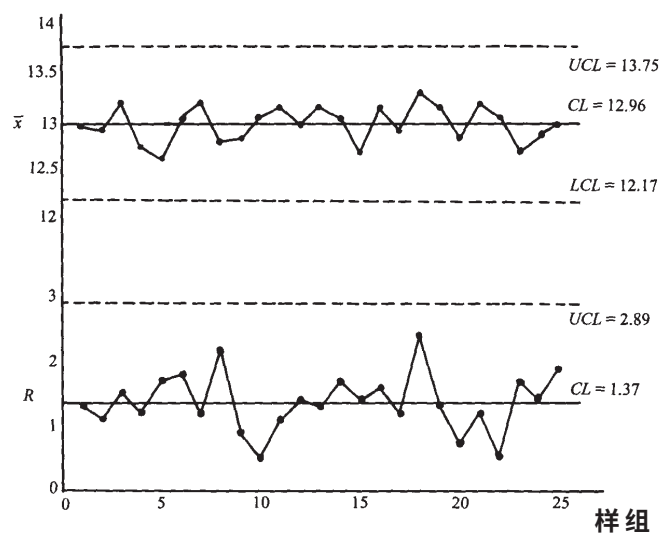
$$LCL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} - A_2 \bar{R} = 12.96 - 0.577(1.368) = 12.17$$

见图 2-18。把 25 组样本的平均数绘点于图中，根据判定稳定的准则 1，知此时制程的平均数处于正常状态。故可以得出结论：制程处于稳定状态。

步骤 6：延长上述 $\bar{x}$ -R 图的控制界限作控制用控制图，为进行日常管理，该厂又抽取了 15 组样本，测得数据见表 2-9。在计算出各样本平均数 $\bar{x}$ 与全距 R 后，绘点于 $\bar{x}$ -R 图中，如图 2-19 所示。从图中可以看见， $\bar{x}$ 图在第 10 点超出控制上限，而 R 图在第 14 点出界，说明制程的平均数和变异度均存在异常，需要对制程进行调查，采取措施，消除异常。

表 2-8 某批零件的数据和 $\bar{X}$ -R 控制图的计算表

样 组	测量值					小计	平均数	全距
	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	Σx	$\bar{x}$	R
1	13.2	13.3	12.7	13.4	12.1	64.7	12.94	1.3
2	13.5	12.8	13.0	12.8	12.4	64.5	12.90	1.1
3	13.9	12.4	13.3	13.1	13.2	65.9	13.18	1.5
4	13.0	13.0	12.1	12.1	13.3	63.6	12.72	1.2
5	13.7	12.0	12.5	12.4	12.4	63.0	12.60	1.7
6	13.9	12.1	12.7	13.4	13.0	65.1	13.02	1.8
7	13.4	13.6	13.0	12.4	13.5	65.9	13.18	1.2
8	14.4	12.4	12.2	12.4	12.5	63.9	12.78	2.2
9	13.3	12.4	12.6	12.9	12.8	64.0	12.80	0.9
10	13.3	12.8	13.0	13.0	13.1	65.2	13.04	0.5
11	13.6	12.5	13.3	13.5	12.8	65.7	13.14	1.1
12	13.4	13.3	12.0	13.0	13.1	64.8	12.96	1.4
13	13.9	13.1	13.5	12.6	12.6	65.7	13.14	1.3
14	14.2	12.7	12.9	12.9	12.5	65.2	13.04	1.7
15	13.6	12.6	12.4	12.5	12.2	63.3	12.66	1.4
16	14.0	13.2	12.4	13.0	13.0	65.6	13.12	1.6
17	13.1	12.9	13.5	12.3	12.8	64.6	12.92	1.2
18	14.6	13.7	13.4	12.2	12.5	66.4	13.28	2.4
19	13.9	13.0	13.0	13.2	12.6	65.7	13.14	1.3
20	13.3	12.7	12.6	12.8	12.7	64.1	12.82	0.7
21	13.5	13.0	13.4	13.6	12.4	65.9	13.18	1.2
22	12.8	13.3	13.1	13.0	13.0	65.2	13.04	0.5
23	12.0	12.5	13.7	12.4	12.8	63.4	12.68	1.7
24	13.0	12.1	13.5	12.7	12.9	64.2	12.84	1.4
25	12.5	14.0	12.1	13.3	13.0	64.8	12.96	1.9
小计							324.08	34.2
平均							12.96	1.368

图 2-18 例 1 的分析用 $\bar{x}$ -R 控制图表 2-9 例 1 中 $\bar{x}$ -R 图的日常管理数据

样 组	测量值					小计 Σx	平均数 $\bar{x}$	全距 R
	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5			
1	13.2	13.5	13.0	14.4	12.5	66.6	13.32	1.9
2	13.6	12.4	13.0	12.8	12.9	64.7	12.94	1.2
3	12.5	13.1	13.7	12.4	13.8	65.5	13.10	1.4
4	14.0	12.7	13.2	13.6	12.9	66.4	13.28	1.3
5	12.9	13.8	12.5	12.1	14.5	65.8	13.16	2.4
6	13.1	13.5	12.4	14.0	13.0	66.0	13.20	1.6
7	12.2	12.8	14.4	13.0	12.5	64.9	12.90	2.2
8	13.7	13.2	12.9	13.8	14.2	67.8	13.56	1.3
9	13.2	13.5	13.8	13.0	13.3	66.8	13.36	0.8
10	14.2	13.9	14.5	13.7	13.4	69.7	13.94	1.1
11	13.8	13.0	13.5	13.9	13.6	67.8	13.56	0.9
12	12.8	13.2	12.8	14.5	13.2	66.5	13.30	1.7
13	11.8	13.5	12.4	13.0	13.3	64.0	12.80	1.7
14	12.0	11.5	13.2	14.5	13.7	64.9	12.98	3.0
15	13.5	12.7	13.0	12.9	11.8	63.9	12.78	1.7

上述步骤 1 至 5 所作的控制图是分析用控制图。而步骤 6 所作的控制图则是控制用控制图。

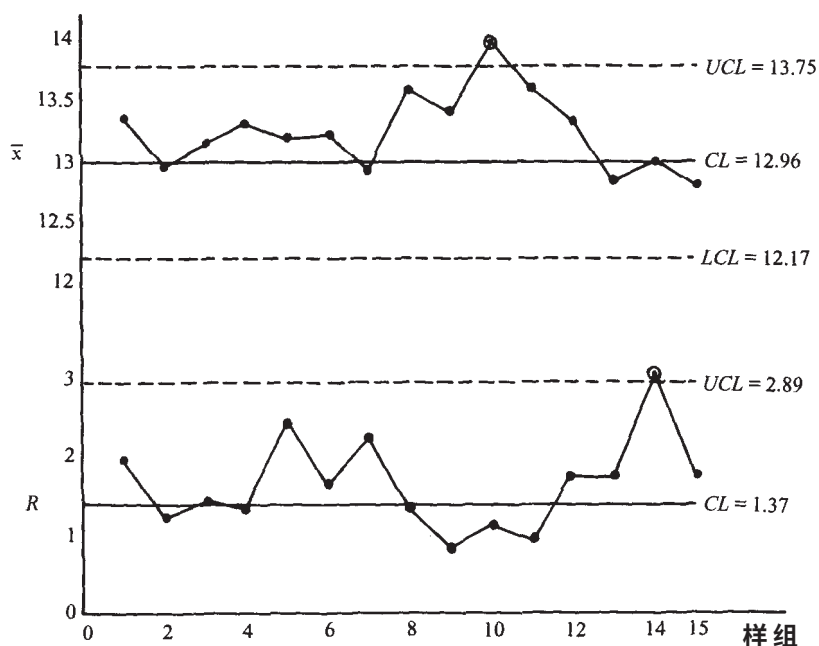


图 2-19 例 1 中的日常管理 $\bar{x}$ -R 图

现在对 $\bar{x}$ -R 控制图进行一些讨论：

(1) 如何联合应用 $\bar{x}$ -R 控制图查找制程的异常。如表 2-10 所示，表中情况一、二、四的判断是显然成立的。对于情况三，说明如下：对于常态分配 $N(\mu, \sigma^2)$ ，若只有 μ 变化而 σ 不变，则 $\bar{x}$ 图将会由于绘点出界的几率增大而告警；但若只有 σ 变化而 μ 不变，这时，不仅 R 图将会由于绘点出界的几率增大而告警，而且 $\bar{x}$ 图中绘点出界的几率也增大，从而也会告警。所以在情况三，R 图告警可以判定制程标准差 σ 发生变化，而 $\bar{x}$ 图同时告警则不能判定制程平均数 μ 一定发生变化，因为有可能是由于 σ 变化引起的， μ 是否发生变化应视具体情况而

定。

(2) 允差图。在 $\bar{x}$ 图上的绘点是样本的平均数 $\bar{x}$ 而非样本的各个测量值 x ，有时将样本中各测量值 x 逐个反映的标有规格界限的允差图中是有用的，如图 2-20 所示。图中的竖线表示该样本中各个 x 值的范围，规格界限为 13.0

表 2-10 $\bar{x}-\bar{R}$ 图的判断

情况	$\bar{x}$ 图	R 图	判断
一	告警	未告警	μ 变化
二	未告警	告警	σ 变化
三	告警	告警	σ 变化，至于 μ 是否发生变化，视具体情况而定
四	未告警	未告警	正常

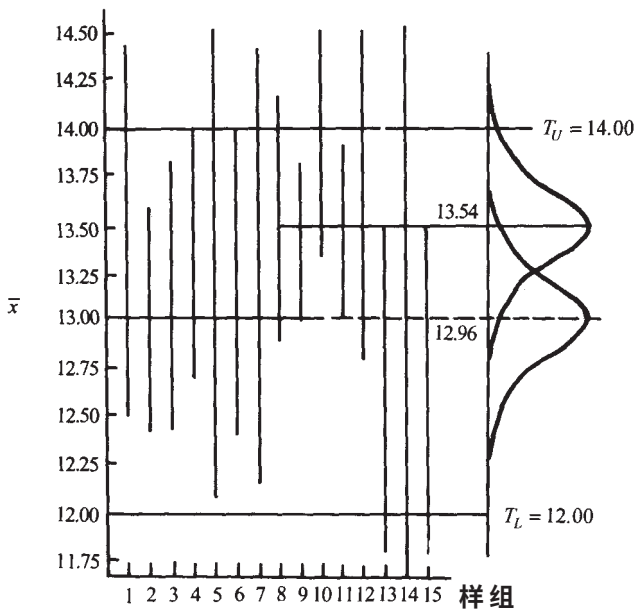


图 2-20 允差图

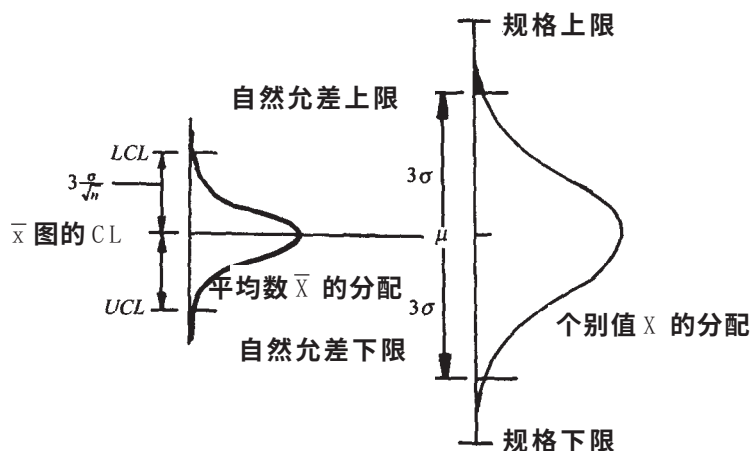


图 2-21 控制界限、规格界限与自然公差界限的关系

± 1.0。

从图 2-20 可见，从第 8 组样本开始，制程的平均数已向上偏移，因而造成第 10 组平均数超出控制上限。我们求得从第 8 组到第 12 组样本的总平均为 13.54，可见由于制程的偏移造成过多的不良品。

(3) 控制界限、规格界限与自然公差界限间的关系。 $\bar{x}$ -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，而控制界限则是由制程的以标准差 σ 度量的自然变异度，亦即制程的自然公差限所决定的，二者不可混为一谈，见图 2-21。

(4) 应用 $\bar{x}$ -R 图的一些注意事项：

① 合理分组原理。在搜集数据进行分组时要遵循 Shewhart 的合理分组 (rational subgroup) 原则：A. 组内差异仅由偶然波动 (机遇因素) 造成。B. 组间差异主要由异常波动 (异常因素) 造成。现在作些说明。我们知道，若制程稳定，则在制程中只存在偶然波动 (机遇因素)，它由 3σ 方式中的 σ 所反映。如果确定 σ 值不仅有偶然波动而且还有异常波动，则 σ 值增大，亦即控

制上、下限之间的间隔加大。在极端情形下，若异常波动全部进入 σ 值的计算，则控制上、下限的间隔将大到使任何点都不会出界，从而控制图失去了控制作用。因此，一个样本组内各个样品特性值的差异要求尽量由偶然波动造成。这就要求同一个样本组中各个样品的取样应在短时间内完成。

其次，各个样本组的统计量平均数也是有差异的。由于偶然波动始终存在，它必然会对此差异有影响，但这种影响是微小的。若制程异常，我们要求统计量平均数之间的差异主要由异常波动（异常因素）造成，这样便于由控制图检出异常。这就要求在容易产生异常的场合增加抽样频次，反之，亦然。

② 经济性。抽样的费用不得高于获得的效益。

③ 样本大小 n 和抽样频率。若用 $\bar{x}$ 控制图去检出制程的较大偏移，例如 2σ 或更大的偏移，则可用较小的样本（如 $n=4, 5$ 或 6 ）即可将其检出，若检出较小的制程偏移，则需较大的样本，甚至需要 $n=15$ 到 25 。当然，较小的样本在抽样时正好碰到制程偏移的可能性。因此，可以采用添加警戒限和其他判定界内点非随机排列的原则，来提高控制图检出制程小偏移的能力，而不采用大样本的做法。对于 R 图，若采用小样本则对于检出制程标准差的偏移是不很灵敏的，但对于大样本（ $n>10$ ），用全距法估计标准差的效率将迅速降低。因此，对于 $n>10$ 的样本，最好采用 s 图而不用 R 图。

在确定 $\bar{x}$ 图和 R 图的样本大小时， $\bar{x}$ 图和 R 图的操作特性曲线是有用的。至于抽样频率，实践表明多倾向于采用小样本、短间隔，而不是大样本、长间隔。

④ $\bar{x}$ 图和 $\bar{R}$ 图检出制程质量发生偏移的能力可由其操作特性曲线（operating characteristic curve），简称 OC 曲线来描述。

A. $\bar{x}$ 图的检定能力和 OC 曲线。假定制程标准差 σ 为常数，若制程平均数由稳定状态值 μ_0 偏移 to 另一值 μ_1 ，其中 $\mu_1 = \mu_0 + K\sigma$ ，则在偏移后第一个

$$\beta = P\{LCL_{\bar{x}} \leq \bar{x} \leq UCL_{\bar{x}} \mid \mu = \mu_1 = \mu_0 + K\sigma\}$$

由于 $\bar{x} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$ 而 $\bar{x}$ 图的上下控制界限分别为

$$UCL_{\bar{x}} = \mu_0 + \frac{3\sigma}{\sqrt{n}}, LCL_{\bar{x}} = \mu_0 - \frac{3\sigma}{\sqrt{n}}$$

于是, 可将上式写成

$$\begin{aligned}\beta &= F\left[\frac{UCL_{\bar{x}} - (\mu_0 + K\sigma)}{\sigma/\sqrt{n}}\right] - F\left[\frac{LCL_{\bar{x}} - (\mu_0 + K\sigma)}{\sigma/\sqrt{n}}\right] \\ &= F\left[\frac{\mu_0 + 3\sigma/\sqrt{n} - (\mu_0 + K\sigma)}{\sigma/\sqrt{n}}\right] - F\left[\frac{\mu_0 - 3\sigma/\sqrt{n} - (\mu_0 + K\sigma)}{\sigma/\sqrt{n}}\right] \\ &= F(3 - K\sqrt{n}) - F(-3 - K\sqrt{n})\end{aligned}$$

抽取的样本未检出此偏移的几率(即第二型错误的几率)或 β 风险为式(2-22)中, F 为标准常态累积分配函数, 即前面公式中的 F 函数。根据上式可作出如图 2-22 所示的 OC 曲线。从此图可以看出, 当 n 一定时, β 随 K 值的增加而减小; 而当 K 一定时, β 值随 n 的增大也减小。当样本大小 n 小于 4 或 5 时, $\bar{x}$ 图由偏移后第一个样本就检出制程的小偏移并不特别有效。例如, 设偏移为 1.0σ , $n=5$, 则由此图查得 β 值近似于 0.75, 于是此偏移后由第一个样本检出的几率仅为 $1 - \beta = 0.25$; 此偏移由第二个样本检出的几率为 $\beta(1 - \beta) = 0.75(0.25) = 0.19$; 此偏移由第 m 个样本检出的几率为 $\beta^{m-1}(1 - \beta)$ 。一般而言, 为检出此偏移的期望样本个数为:

$$\sum_{m=1}^{\infty} m\beta^{m-1}(1-\beta) = \frac{1}{1-\beta}$$

由此，在本例有 $\frac{1}{1-\beta} = \frac{1}{0.25} = 4$ ，即若 $n=5$ ，在 $\bar{x}$ 图上检出 1.0σ 的偏移所需要的期望样本个数为 4 个。

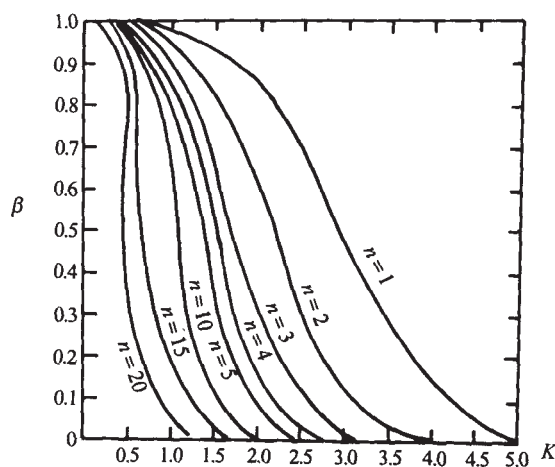


图 2-22 μ 变化而 σ 一定时 $\bar{x}$ 图的 OC 曲线

以上讨论是当母体（或制程）的标准差 σ 一定而平均数 μ 变化时 $\bar{x}$ 图的 OC 曲线。若 μ 值一定而 σ 变化，不妨设标准差由 σ 偏移到 $\sigma_1 = K_1 \sigma$ ，则类似地可得出 β 风险为

$$\begin{aligned}\beta &= F\left[\frac{\mu_0 + 3\sigma/\sqrt{n} - \mu_0}{K_1\sigma/\sqrt{n}}\right] - F\left[\frac{\mu_0 - 3\sigma/\sqrt{n} - \mu_0}{K_1\sigma/\sqrt{n}}\right] \\ &= F(3/K_1) - F(-3/K_1) = 2F(3/K_1) - 1\end{aligned}$$

表 2-11 是根据上式计算得到的 β 值。从此表可见， $\bar{x}$ 图不仅对 μ 的变化具有检定能力，而且对 σ 的变化也有检定能力，也就是说，即使当 μ 保持不变而当 σ 变化时也会在 $\bar{x}$ 图上反映出来，这与表 2-10 一致。此外，当 μ 不变而 σ 变化时， β 值与样本大小 n 无关。

表 2-11 μ 一定 σ 变化时 $\bar{x}$ 图的 β 值

K_1	1	1.5	2	2.5	3	4	5
β	0.9973	0.9545	0.8664	0.7968	0.6826	0.5468	0.4514

另外，我们还可以讨论平均数 μ 及标准差 σ 同时变化时， $\bar{x}$ 图的第二型错误几率 β 值，这里我们只给出 β 的计算公式及当 $n=4$ 时 β 的值。

$$\beta = F\left(\frac{3 - K\sqrt{n}}{K_1}\right) - F\left(\frac{-3 - K\sqrt{n}}{K_1}\right)$$

表 2-12 μ 及 σ 同时变化时 $\bar{x}$ 图的 β 值 ($n=4$)

$K \backslash K_1$	2	3	4	5	6
0	0.8664	0.6826	0.5468	0.4514	0.3830
0.5	0.8285	0.6563	0.5328	0.4435	0.3780
1.0	0.6853	0.5826	0.4931	0.4208	0.3638
1.5	0.4987	0.4772	0.4332	0.3849	0.3413
2.0	0.3083	0.3598	0.3612	0.3399	0.3121
2.5	0.1587	0.2486	0.2857	0.2898	0.2783
3.0	0.0668	0.1574	0.2144	0.2384	0.2417
3.5	0.0228	0.0909	0.1525	0.1891	0.2046
4.0	0.0062	0.0477	0.1026	0.1448	0.1691
4.5	0.0023	0.0228	0.0655	0.1069	0.1539
5.0	0.0002	0.0098	0.0396	0.0761	0.1065
5.5	0.0000	0.0038	0.0226	0.0522	0.0815
6.0	0.0000	0.0013	0.0122	0.0346	0.0606

根据表 2-12 中数据可以画出如图 2-23 所示的一系列 OC 曲线。由图中可见，当 σ 增大，即 K_1 值变大时，曲线的倾斜度变得平缓。而 K_1 值较小时， $\bar{x}$ 图的 β 值随 K 值增大而激减，亦即 $\bar{x}$ 图发现制程平均数变动的几率激增，即 $\bar{x}$ 图的灵敏度增加。

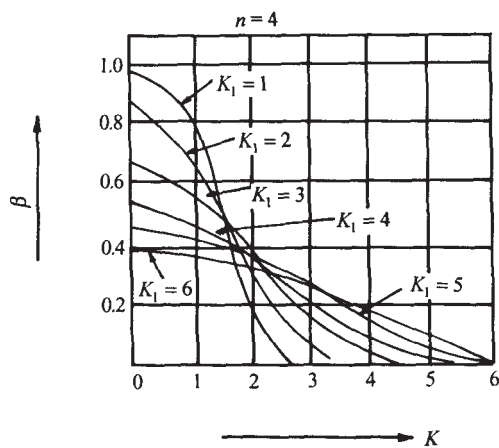
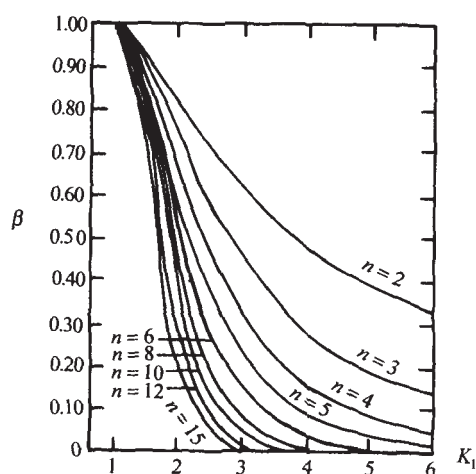


图 2-23 $\mu, \sigma, \bar{x}$ 图的 OC 曲线

上述讨论说明 $\bar{x}$ 图采用小样本是合理的。虽然小样本的 β 风险较大，但由于我们周期地抽取样本并进行检定和在 $\bar{x}$ 图上绘点，所以非常可能在抽取合理的样本个数后就可检出制程的偏移。此外，还可采取增添警戒限和界内点非随机排列的判定准则，来提高 $\bar{x}$ 图检出制程偏移的能力。

B. R 图的检定能力和 OC 曲线。为了绘制 R 图的 OC 曲线需要用到 $W=R/\sigma$ 的分配。设制程的标准差后处于稳定状态的 σ 偏移 to 另一值 $\sigma_1 = K_1 \sigma (>\sigma)$ ，则 R 图的 OC 曲线（见图 2-24）给出了此偏移未被第一个样本检出的几率，即 β 值。

图 2-24 σ 变化时 R 图的 OC 值曲线

从图 2-24 中曲线可以看出，当样本大小 n 增加时， β 值减小，检定能力提高，这点同 $\bar{x}$ 图的情况相同。但有一点是不同的，即 $\bar{x}$ 图对 σ 的变化有一定的检定能力，但 R 图对 μ 的变化却没有检定能力，这就是若 σ 不变，而 μ 变化，则不能在 R 图上反映出来。另外，当采用小样本时，例如 $n=4, 5$ 时，R 图对检出制程的偏移不是很有效，这时可采用前述增加控制图灵敏度的措施。若样本大小 $n>10$ 时，一般应采用 s 图来代替 R 图。

C. $\bar{x}$ -R 图的第二型错误几率和检定能力。分析了 $\bar{x}$ 图和 R 图的检定能力后，现在来分析 $\bar{x}$ 图和 R 图同时使用时的总检定能力。在样本大小 n 较小时， $\bar{x}$ -R 图未能发现制程偏移的几率等于它们个别未能发现制程偏移的几率的乘积。设 β 为 $\bar{x}$ 图未能发现变动的几率， β_R 为 $\bar{R}$ 图未能发现变动的几率， β_T 为 $\bar{x}$ -R 图未能发现变动的几率，则有

$$\beta_T = \beta_{\bar{x}} \cdot \beta_R$$

例如,当 $n=4$ 时,可以算得 $\bar{x}$ -R 图的 β_T 如表 2-13 所示。对于不同的 n 可以算出不同的 β_T 。由表 2-13 的数据可以看出,同时并用 $\bar{x}$ 和 R 图的检定能力比单独使用 $\bar{x}$ 图或 R 图的检定能力大。

表 2-13 $\bar{x}$ -R 图的第二型错误概率 β ($n=4$)

$K \backslash K_1$	2	3	4	5	6
0	0.5682	0.2150	0.0877	0.0405	0.0209
0.5	0.5433	0.2067	0.0854	0.0398	0.0206
1.0	0.4494	0.1835	0.0790	0.0377	0.0199
1.5	0.3270	0.1503	0.0690	0.0345	0.0186
2.0	0.2022	0.1133	0.0579	0.0305	0.0170
2.5	0.1041	0.0783	0.0458	0.0260	0.0152
3.0	0.0438	0.0496	0.0344	0.0214	0.0132
3.5	0.0150	0.0286	0.0244	0.0170	0.0112
4.0	0.0041	0.0150	0.0164	0.0130	0.0092
4.5	0.0015	0.0072	0.0105	0.0096	0.0074
5.0	0.0001	0.0031	0.0063	0.0068	0.0058
5.5	0.0000	0.0012	0.0036	0.0047	0.0044
6.0	0.0000	0.0004	0.0020	0.0031	0.0033

2. 平均数与标准差控制图 ($\bar{x}$ -s 图)

若样本大小 n 较大,例如 $n>10$,这时用全距法估计制程标准差 σ 的效率降低,需要在使用 $\bar{x}$ -R 图时用 s 图代替 R 图,即 $\bar{x}$ -s 图,亦称 $\bar{x}$ - σ 图。

若几率分配的变异数 σ^2 未知,则样本变异数

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

为 σ^2 的不偏估计量, 而样本标准差 s 却不是 σ 的不偏估计量。若样本取自常态母体, 可以证明: $E(s) = C_4 \sigma$, $\sigma_s = \sigma \sqrt{1 - c_4^2}$ 其中 C_4 为与样本大小 n 有关的常数, 参见表 2-7。

首先考虑母体标准差 σ 已知的情况。由于 $E(s) = C_4 \sigma$, 因此, S 图的中心线为 $C_4 \sigma$ 。于是, 根据 $\sigma_s = \sigma \sqrt{1 - c_4^2}$ 可得 σ 已知情况时 S 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_s &= \mu_s + 3\sigma_s = c_4 \sigma + 3\sigma \sqrt{1 - c_4^2} = B_6 \sigma \\ CL_s &= \mu_s = c_4 \sigma \\ LCL_s &= \mu_s - 3\sigma_s = c_4 \sigma - 3\sigma \sqrt{1 - c_4^2} = B_5 \sigma \end{aligned} \right\}$$

式中

$$\begin{aligned} B_5 &= c_4 - 3\sqrt{1 - c_4^2} \\ B_6 &= c_4 + 3\sqrt{1 - c_4^2} \end{aligned}$$

与样本大小 n 有关的常数, 其值可查表 2-7。

一般而言, σ 未知, 则必须根据以往的数据进行估计。从 $E(S) = C_4 \sigma$ 可得 $\sigma = \bar{S}/C_4$, 其中

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

式中, m 为样本组数, S_i 为第 i 组样本的标准差。于是可以得到 S 图的控制线为式中, B_3, B_4 可查表 2-7 计量值控制图系数表。

$$\left. \begin{aligned} UCL_s &= \mu_s + 3\sigma_s \approx c_4 \hat{\sigma} + 3\hat{\sigma} \sqrt{1 - c_4^2} = \bar{s} + 3 \frac{\bar{s}}{c_4} \sqrt{1 - c_4^2} \\ CL_s &= \mu_s \approx c_4 \hat{\sigma} = \bar{s} \\ LCL_s &= \mu_s - 3\sigma_s \approx c_4 \hat{\sigma} - 3\hat{\sigma} \sqrt{1 - c_4^2} = \bar{s} - 3 \frac{\bar{s}}{c_4} \sqrt{1 - c_4^2} \end{aligned} \right\}$$

令

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

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

则可得 σ 未知的情况时 s 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_s &\approx B_4 \bar{s} \\ CL_s &\approx \bar{s} \\ LCL_s &\approx B_3 \bar{s} \end{aligned} \right\}$$

式中, B_3, B_4 , 可查表 2-7 计量值控制图系数表。

在使用 $\bar{x}$ - s 图时, 相应的 $\bar{x}$ 图的控制界限也需要用 $\bar{s}/c_4$ 来估计 σ , 这时 $\bar{x}$ 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_{\bar{x}} &\approx \bar{\bar{x}} + \frac{3\bar{s}}{c_4\sqrt{n}} = \bar{\bar{x}} + A_3\bar{s} \\ CL_{\bar{x}} &\approx \bar{\bar{x}} \\ LCL_{\bar{x}} &\approx \bar{\bar{x}} - \frac{3\bar{s}}{c_4\sqrt{n}} = \bar{\bar{x}} - A_3\bar{s} \end{aligned} \right\}$$

式中

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

唯一与样本大小 n 有关的常数，其值可查表 2-7 计量值控制图系数表。

〔例 2〕 某工厂用机床车制一种零件，今从中抽取一批零件，测得样本大小为 $n=10$ 的 25 组样本数据，如表 2-14 所示，试应用 $\bar{x}-s$ 控制图控制其尺寸。

〔解〕 按下列步骤进行：

步骤 1：取预备样本，见表 2-14。

步骤 2：计算各样本平均数 $\bar{x}_i$ 。例如，对于第一组样本，有其余类推，参见表 2-14。

$$\bar{x}_1 = \frac{47 + 32 + 44 + 35 + 33 + 34 + 37 + 32 + 40 + 34}{10} = 36.8$$

步骤 3：计算各样本标准差 S_i ，计算公式如下：

$$s_i = \sqrt{\frac{1}{9} \sum_{j=1}^{10} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2}$$

具体数值参见表 2-14。

表 2-14 例 2 的数据和 $\bar{x}-s$ 图计算表[illegible]

步骤 4: 计算样本总平均数 $\bar{\bar{x}}$ 和标准差平均数 $\bar{s}$ 。由于

$$\sum_{i=1}^{25} \bar{x}_i = 746.5, \sum_{i=1}^{25} s_i = 179.29, \quad \text{故}$$

$$\bar{\bar{x}} = \frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} \bar{x}_i = 29.86$$

$$\bar{s} = \frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} s_i = 7.172$$

步骤 5: 计算 S 图与 $\bar{x}$ 图的控制线。和 $\bar{x}$ -R 图一样, 计算 $\bar{x}$ -S 图从 S 图开始。

对于样本大小 $n=10$, 查表 2-7 得 $B_3=0.284$, $B_4=1.716$, 由于 $S = 7.172$, 代入公式后可得到 S 图的控制线为

$$UCL_s = B_4 \bar{s} = 1.716(7.172) = 12.307 \approx 12.31$$

$$CL_s = \bar{s} = 7.172 \approx 7.17$$

$$LCL_s = B_3 \bar{s} = 0.284(7.172) = 2.037 \approx 2.04$$

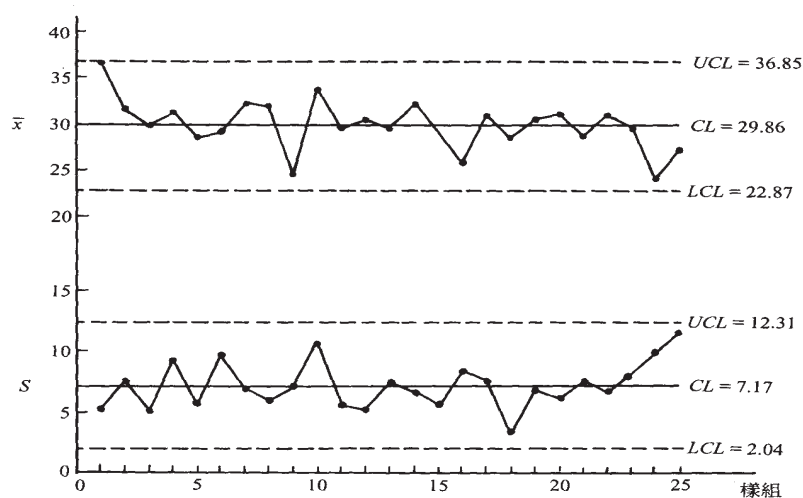
见图 2-25。把 25 组样本的标准差值绘点于 S 图中, 根据判定稳定的准则 1, 知此时制程变异度处于正常状态。于是可以建立 $\bar{x}$ 图。

对于样本大小 $n=10$, 查表 2-7 得, $A_3=0.975$, 由于 $\bar{x}=29.86$, $S=7.172$, 代入公式后可得到 $\bar{x}$ 图的控制线为

$$UCL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} + A_3 \bar{s} = 29.86 + 0.975(7.172) = 36.85$$

$$CL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} = 29.86$$

$$LCL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} - A_3 \bar{s} = 29.86 - 0.975(7.172) = 22.87$$

图 2-25 例 2 的分析用 $\bar{x}$ -S 控制图

见图 2-25。把 25 组样本的平均数绘点于 $\bar{x}$ 图中，根据判定稳定的准则 1，知此时制程的平均数处于稳定状态。所以可以得出结论：制程处于稳定状态。

步骤 6：延长上述 $\bar{x}$ -S 控制图的控制界限作控制用控制图，供日常管理使用。

3. 中位数与全距控制图 ($\tilde{x}$ -R 图)

利用中位数与全距控制图控制产品的质量特性，其使用场合和利用平均数与全距控制图基本相同。不过计算 $\bar{x}$ -R 控制图时，须计算各样组的平均数 $\bar{x}$ ，比较麻烦，而用样组中的中位数 $\tilde{x}$ 代替样组的平均数 $\bar{x}$ ，较为简便，所以多用于现场需要把测定数直接记入控制图的场合。若母体为常态分配时，中位数 $\tilde{x}$ 的平均数与平均数 $\bar{x}$ 的平均数相同，但 $\tilde{x}$ 分配的变异度较 $\bar{x}$ 分配为宽，因此对异常现象的检出能力较 $\bar{x}$ 图差。若要求控制图检出异常能力高，则仍需采用 $\bar{x}$ -R 图。

若样本取自常态母体， $\tilde{x}$ 为样本中位数， m 个样本的平均样本中位数为

$$\bar{\bar{x}} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \bar{x}_i$$

我们可以证明 $E(\bar{x}) = \mu$, $\sigma_{\bar{x}} = m_3 \sigma / \sqrt{n}$, 其中 m_3 为一个与样本大小 n 有关的常数。于是 μ 的估计量为 $\hat{\mu} = \bar{\bar{x}}$, 由于得到 σ 已知情况的 $\bar{x}$ 控制图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_{\bar{x}} &= \bar{\bar{x}} + 3m_3 \sigma / \sqrt{n} \\ CL_{\bar{x}} &= \bar{\bar{x}} \\ LCL_{\bar{x}} &= \bar{\bar{x}} - 3m_3 \sigma / \sqrt{n} \end{aligned} \right\}$$

式中, m_3 取值可查表 2-7 计量值控制图系数表。

若 σ 未知, 则需应用估计量 $\hat{\sigma} = \bar{R}/d_2$ 。代入上式后得 σ 未知情况的 $\bar{x}$ 控制图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_{\bar{x}} &= \mu + 3m_3 \sigma / \sqrt{n} \approx \bar{\bar{x}} + 3m_3 \frac{\bar{R}}{d_2 \sqrt{n}} = \bar{\bar{x}} + m_3 A_2 \bar{R} \\ CL_{\bar{x}} &= \mu \approx \bar{\bar{x}} \\ LCL_{\bar{x}} &= \mu - 3m_3 \sigma / \sqrt{n} \approx \bar{\bar{x}} - 3m_3 \frac{\bar{R}}{d_2 \sqrt{n}} = \bar{\bar{x}} - m_3 A_2 \bar{R} \end{aligned} \right\}$$

R 图的控制线公式与 $\bar{x}-R$ 图中的 R 图相同, 这里只给出 σ 未知时 R 图的控制线公式

$$\left. \begin{aligned} UCL_R &= D_4 \bar{R} \\ CL_R &= \bar{R} \\ LCL_R &= D_3 \bar{R} \end{aligned} \right\}$$

[例 3] 利用例 1 的数据, 绘制 $\tilde{x}-R$ 控制图。

[解] 按下列步骤进行:

步骤 1: 取数据, 见表 2-15。

步骤 2: 找出各样组的中位数 $\tilde{x}_i$ 。如对于第一组样本, 各观测值由小到大排列为 12.1, 12.7, 13.2, 13.37, 13.4, 故其中位数为 13.2。其余参见表 2-15。

步骤 3: 计算各样组的全距 R_i , 具体数值见表 2-15。

步骤 4: 计算平均样本中位数 $\bar{\tilde{x}}$ 和平均全距 $\bar{R}$ 。由于 $\sum_{i=1}^{25} \tilde{x}_i = 323.8$,

$$\sum_{i=1}^{25} R_i = 34.2, \text{ 故}$$

$$\bar{\tilde{x}} = \frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} \tilde{x}_i = 12.952$$

$$\bar{R} = \frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} R_i = 1.368$$

步骤 5: 计算 R 图和 $\tilde{x}$ 图的控制线。先计算 R 图的控制线。由于 $n=5$ 时, $D_4=2.114$, $D_3=0$, $\bar{R}=1.368$, 故代入公式后得 R 图的控制线为

$$UCL_R = D_4 \bar{R} = 2.114(1.368) = 2.89$$

$$CL_R = \bar{R} = 1.368 \approx 1.37$$

$$LCL_R = D_3 \bar{R} = -$$

式中, 短划“ - ”表示 $LCL_{(R)}$ 不存在。把 25 组样本的全距值绘点于 R 图(见图 2-26)中, 根据判定稳定的准则 1, 可知制程的变异度处于稳定状态。然后建立 $\tilde{x}$ 图。

对于样本大小 $n=5$, 查表 2-7 知 $m_3A_2=0.691$, 由于 $\bar{\tilde{x}}=12.952$, $\bar{R}=1.368$,

在分析或测试一件产品的质量特性，或只测定一个观测值作为样本时，由于样本大小 n 为 1，所以对制程的标准差 σ 需要通过相邻两个样本间的移动全距 R_m 来进行估计。设从制程抽取的样本为 X_j , $j=1, 2, \dots, m$ ，则移动全距 R_m 定义为

$$R_{mj} = |x_j - x_{j+1}| \quad (j=1, 2, \dots, m-1)$$

而移动全距的平均数为

$$\bar{R}_m = \frac{1}{m-1} \sum_{j=1}^{m-1} R_{mj}$$

如果 x 取自常态母体，可以证明 $E(R_m) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \sigma$, $\sigma_{R_m} = \sqrt{2 - \frac{4}{\pi}} \sigma$ 。对于 σ 已知的情况，由于 σ 的最佳估计量众 $\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_m}{m}$ ，于是 $\bar{x}$ 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_x &= \mu_x + 3\sigma_x \approx \bar{x} + 3\sigma \\ CL_x &= \mu_x \approx \bar{x} \\ LCL_x &= \mu_x - 3\sigma_x \approx \bar{x} - 3\sigma \end{aligned} \right\}$$

而此时, R_m 图的管制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_{R_m} &= \mu_{R_m} + 3\sigma_{R_m} = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \sigma + 3\sqrt{2 - \frac{4}{\pi}} \sigma = 3.686 \sigma \\ CL_{R_m} &= \mu_{R_m} = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \sigma = 1.128 \sigma \\ LCL_{R_m} &= \mu_{R_m} - 3\sigma_{R_m} = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \sigma - 3\sqrt{2 - \frac{4}{\pi}} \sigma = - \end{aligned} \right\}$$

式中, $LCL_{(\bar{R}_m)}$ 为负值, 由于 R_m 不可能为负, 而 $R_m=0$ 为 R_m 图的自然下界。

对于 σ 未知时的情况, 由于 $\hat{\sigma} = \frac{\sqrt{\pi}}{2} \bar{R}_m$, 故此时 $\bar{x}$ 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_{\bar{x}} &= \mu_{\bar{x}} + 3\sigma_{\bar{x}} \approx \bar{\bar{x}} + 3 \frac{\sqrt{\pi}}{2} \bar{R}_m = \bar{\bar{x}} + 2.66 \bar{R}_m \\ CL_{\bar{x}} &= \mu_{\bar{x}} \approx \bar{\bar{x}} \\ LCL_{\bar{x}} &= \mu_{\bar{x}} - 3\sigma_{\bar{x}} \approx \bar{\bar{x}} - 3 \frac{\sqrt{\pi}}{2} \bar{R}_m = \bar{\bar{x}} - 2.66 \bar{R}_m \end{aligned} \right\}$$

而此时 R_m 图的管制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_{R_m} &= \mu_{R_m} + 3\sigma_{R_m} \approx \bar{R}_m + 3 \sqrt{2 - \frac{4}{\pi}} \left(\frac{\sqrt{\pi}}{2} \right) \bar{R}_m = 3.267 \bar{R}_m \\ CL_{R_m} &= \mu_{R_m} \approx \bar{R}_m \\ LCL_{R_m} &= \mu_{R_m} - 3\sigma_{R_m} \approx \bar{R}_m - 3 \sqrt{2 - \frac{4}{\pi}} \left(\frac{\sqrt{\pi}}{2} \right) \bar{R}_m = - \end{aligned} \right\}$$

式中, $LCL_{(\bar{R}_m)}$ 为负值, 而 R_m 值不可能为负, 故用短划“ - ”表示 R_m 的 LCL 不存在。则 $R_m=0$ 为 R_m 图的自然下界。

上面计算移动全距 R_m 是利用两个相邻样本之差而产生的。我们也可以将个别值加以分组, 分组时可以两个一组 (如上述), 也可以三个或更多个一组, 每组个数以 n 表示, 则 σ 已知情况时 R_m 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_{R_m} &= D_2 \sigma \\ CL_{R_m} &= d_2 \sigma \\ LCL_{R_m} &= D_1 \sigma \end{aligned} \right\}$$

式中, D_1, D_2, d_2 , 为与 n 有关的常数, 可查表 2-7 得到其值。由表 2-7 可知, 当 $n=2$ 时, $d_2=1.128, D_1=0, D_2=3.686$ 即为公式中的系数值。 σ 未知情况 $\bar{x}$ 图和 R_m 图的控制线分别为:

$\bar{x}$ 图:

$$\left. \begin{aligned} UCL_{\bar{x}} &\approx \bar{\bar{x}} + E_2 \bar{R}_m \\ CL_{\bar{x}} &\approx \bar{\bar{x}} \\ LCL_{\bar{x}} &\approx \bar{\bar{x}} - E_2 \bar{R}_m \end{aligned} \right\}$$

R_m 图:

$$\left. \begin{aligned} UCL_{R_m} &\approx D_4 \bar{R}_m \\ CL_{R_m} &\approx \bar{R}_m \\ LCL_{R_m} &\approx D_3 \bar{R}_m \end{aligned} \right\}$$

式中, 系数 E_2, D_3, D_4 值可查表 2-7。

注意, 由于相邻的移动全距值包含有相同的元素, 彼此不独立, 故对 R_m 图判定异常时要仔细分析。

[例 4] 某工厂研究开发新产品, 在其试验过程中, 汇集每个数据需一天才能完成, 将一个月数据整理如表 2-16。试绘制 $\bar{x}-R_m$ 控制图。

[解] 按下列步骤进行:

步骤 1: 取数据, 如表 2-16 所示。

步骤 2: 计算样本的平均数 $\bar{\bar{x}}$ 。由于 $\sum_{i=1}^{30} x_i = 30.38$, 故

$$\bar{\bar{x}} = \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} x_i = 1.0127$$

这就是个别值 $\bar{x}$ 图的中心线。

表 2-16 例 4 的数据及 $\bar{x}$ - R_m 图计算表

样组	测定值	移动全距 R_m	样组	测定值 x	移动全距 R_m	样组	测定值 x	移动全距 R_m
1	1.01		11	1.04	0.03	21	0.98	0.04
2	0.98	0.03	12	1.02	0.02	22	1.00	0.02
3	1.04	0.06	13	1.05	0.03	23	1.04	0.04
4	1.07	0.03	14	1.00	0.05	24	0.96	0.08
5	1.02	0.05	15	0.96	0.04	25	1.01	0.05
6	1.03	0.01	16	0.99	0.03	26	1.03	0.02
7	0.98	0.05	17	1.03	0.04	27	0.99	0.04
8	1.01	0.03	18	1.00	0.03	28	1.05	0.06
9	0.97	0.04	19	1.06	0.06	29	1.01	0.04
10	1.01	0.04	20	1.02	0.04	30	1.02	0.01

步骤 3: 计算移动全距 R_{mi} 。这里取 $n=2$ 。对于第一、二组样本，由公式算得

$$R_{m1} = |1.01 - 0.98| = 0.03$$

其余见表 2-16。

步骤 4: 计算平均移动全距 $\bar{R}_m$ 。由于 $\sum_{i=1}^{29} R_{mi} = 1.11$ ，故由公式得

$$\bar{R}_m = \frac{1}{29} \sum_{i=1}^{29} R_{mi} = 0.0383$$

这就是 R_m 图的中心线。

步骤 5: 计算 $\bar{x}$ - R_m 图的控制界限。先考虑 R_m 图，由于母体标准差 σ 未知，将上述 $\bar{R}_m = 0.0383$ 代入公式后得到 R_m 图的控制线为

$$\begin{aligned} UCL_{R_m} &= 3.267 \bar{R}_m = 3.267(0.0383) = 0.125 \\ CL_{R_m} &= \bar{R}_m = 0.0383 \approx 0.038 \\ LCL_{R_m} &= - \end{aligned}$$

如图 2-27 所示。我们将 29 个移动全距 R_m 值绘点在 R_m 图中，根据判定稳定状态的准则 1，判定此时制程的变异度处于稳定状态。然后计算 $\bar{x}$ 图的控制界限。将 $\bar{x}=1.0127$ 和 $R_m=0.0383$ 代入公式后得 $\bar{x}$ 图的控制线为

$$UCL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} + 2.66 \bar{R}_m = 1.0127 + 2.66(0.0383) = 1.115$$

$$CL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} = 1.0127 \approx 1.013$$

$$LCL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} - 2.66 \bar{R}_m = 1.0127 - 2.66(0.0383) = 0.911$$

如图 2-27 所示。我们将 25 组样本的测定值 $\bar{x}$ 绘点于 $\bar{x}$ 图中，根据判定稳态的准则 1，知此时制程的平均数也处于稳定状态。由此可以得出制程处于稳定状态的结论。

步骤 6：延长 $\bar{x}$ - R_m 图的控制线作为控制用控制图，以进行日常管理。

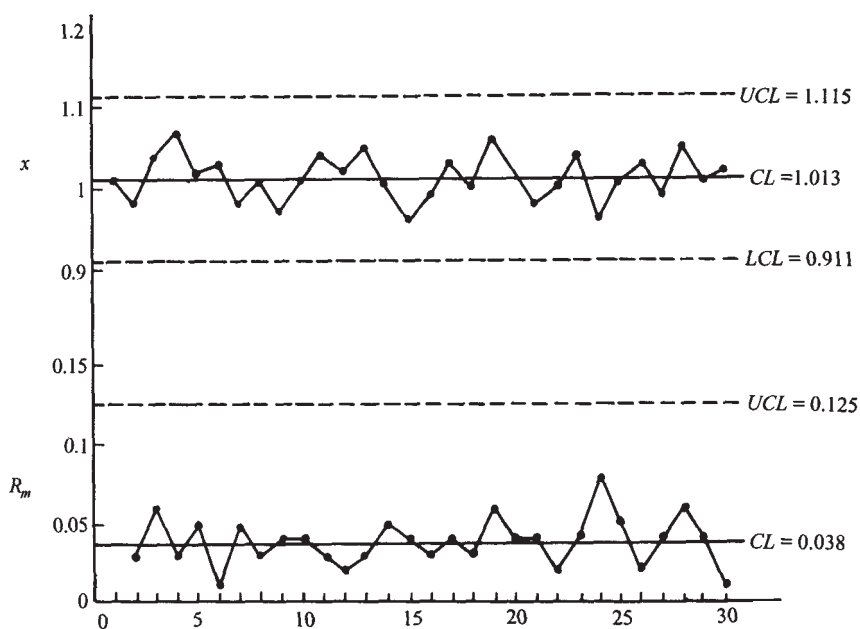


图 2-27 例 4 的分析用 $\bar{x}$ - R_m 控制图

最后再说明一下个别值 x 控制图的控制界限和规格界限之间的关系。与平均数 $\bar{x}$ 控制图不同, 如果 x 图的控制界限在产品的规格界限之内, 产品质量就保证满足规格的要求; 如果 x 图的控制界限在产品规格界限之外, 产品质量就不能保证满足规格的要求, 这时需要改进技术或放宽规格要求。

5. 最大值与最小值控制图 (L-S 图)

最大值与最小值控制图是利用各组样本的极值来控制 x , 它有下列特点:

- (1) 在 L-S 图中, 最大值与最小值的平均数可用以判定制程的平均数是否处于所要求的水准, 最大值与最小值之差可用以判定制程的标准差是否处于所要求的水准。L-S 图把制程的平均数与标准差并两个目的的合在一个图上, 一目了然; (2) 计算简单, 使用方便; (3) 可以同规格界限直接比较。当然 L-S 控制图的检出力不如 $\bar{x}$ -R 图, 因为 $\bar{x}$ 图中每组数据的平均数 $\bar{x}$ 吸取了各个数据的信息, 而极值 L 和 S 则不然。当 $n \geq 7$ 时, L-S 控制图与 $\bar{x}$ -R 图的检出力差距很大; 而当 $n \leq 6$ 时, 在常态母体的假设下, 经过两种错误几率的仔细比较, 二者的差距不大, 也就是说, L-S 图的检出力也是很高的。当然, 在分析制程异常时, 最好能应用多种形式的控制图, 例如可以 $\bar{x}$ -R 图为主, 再辅以 L-S 图。

若 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 为从一常态母体抽取的样本大小为 n 的样本, 设其最大值为 $L = X_{\max}$, 最小值为 $S = X_{\min}$, 全距为 $R = L - S$ 。令 m 个样本的最大值为 $L_1, L_2, \dots, L_m$, 最小值为 $S_1, S_2, \dots, S_m$, 全距为 $R_1, R_2, \dots, R_m$, 则其样本最大值的平均数为

$$\bar{L} = \frac{L_1 + L_2 + \dots + L_m}{m}$$

样本最小值的平均数为

$$\bar{S} = \frac{S_1 + S_2 + \dots + S_m}{m}$$

而样本全距的平均数为

$$\bar{R} = \frac{R_1 + R_2 + \cdots + R_m}{m} = \bar{L} - \bar{S}$$

由于 L 为样本的最大值, S 为样本的最小值, 故 $L-S$ 控制图只存在 L 控制图的控制上限和 S 控制图的控制下限, 其计算公式分别为

$$\left. \begin{aligned} UCL_L &= \bar{L} + A_9 \bar{R} \\ CL_L &= \bar{L} \end{aligned} \right\}$$

$$\left. \begin{aligned} CL_S &= \bar{S} \\ LCL_S &= \bar{S} - A_9 \bar{R} \end{aligned} \right\}$$

其中, A_9 为与样本大小 n 有关的常数, 可查表 2-7 计量值控制图系数表。

[例4] 某工作站欲对一台机床加工的罗拉外径进行质量控制, 罗拉外径的规格为 15.86 ± 0.02 。现抽取大小为 $n=5$ 的 25 组样本, 测得数据如表 2-17 所示。表中数据已作简化处理, 即实测值 x 减去 15.8 再乘以 1000 即得表中数据 x' 。试建立 $L-S$ 控制图来控制。

[解] 按下列步骤进行:

步骤 1: 取数据见表 2-17。

步骤 2: 选出各样本的最大值 L_i 和最小值 S_i 。如第一组样本, $L_1=89$, $S_1=60$ 。

步骤 3: 计算最大值平均数 $\bar{L}$ 和最小值平均数 $\bar{S}$ 。由于 $\sum_{i=1}^{25} L_i = 1898$, $\sum_{i=1}^{25} S_i = 1603$, 故

表 2-17 例 5 的数据及 L-S 图计算表

样 组						最大值	最小值
	x1	x2	x3	x4	x5	L	S
1	64	78	89	60	80	89	60
2	70	67	65	68	75	75	65
3	78	72	75	72	65	78	65
4	78	70	68	70	62	70	62
5	68	73	78	65	71	78	65
6	66	60	58	54	65	66	54
7	75	78	70	63	70	78	63
8	70	78	74	75	75	70	70
9	67	70	70	87	68	82	67
10	78	66	74	68	70	78	66
11	72	66	68	62	64	72	62
12	64	64	71	75	70	75	64
13	75	67	69	73	73	75	67
14	76	70	72	82	83	83	70
15	69	71	72	78	72	78	69
16	63	58	64	67	72	72	58
17	67	71	66	77	73	77	66
18	73	64	60	70	58	73	58
19	69	73	63	73	66	73	63
20	75	73	70	74	70	75	70
21	75	65	75	60	70	75	60
22	74	67	68	73	78	78	67
23	68	66	63	76	73	76	63
24	68	77	64	64	67	73	64
25	71	68	65	72	70	72	65
					合计	1898	1603
					平均	75.9	64.1
					R=75.9-64.1=11.8		

$$\bar{L} = \frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} L_i = 75.9$$

$$\bar{S} = \frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} S_i = 64.1$$

步骤 4: 判别有否异常组的集体剔除。首先通过最大值平均数 $\bar{L}=75.9$ 来检验这 25 个最大值 L_i 。如果发现有连续 7 个或更多的 L_i 值大于 $\bar{L}=75.9$ 则应及时追查这些组的产品当时的制程, 最好能查明制程中的异常因素。单从数据上判定, 认为这些 L_i 整段地偏大。其次用最小值平均数 $\bar{S}=64.1$ 检验这 25 个最小值 S_i 。如果连续有 7 个或更多的 S_i 小于 $\bar{S}=64.1$, 则需查明当时制程的异常因素。单从数据上判定, 认为这些 S_i 整段地偏小。

不管是 L_i 整段偏大还是 S_i 整段偏小, 都说明制程的平均数发生变化, 应该剔除这些数据组。而一旦异常组集体剔除, 数据将减少许多组, 需要再增加一些新数据后重新计算, 使计算结果比较可靠。

对照表 2-17 可知, 既没有连续 7 个 L_i 大于 $\bar{L}=75.9$, 也没有连续 7 个 S_i 小于 $\bar{S}=64.1$, 故无需集体剔除。

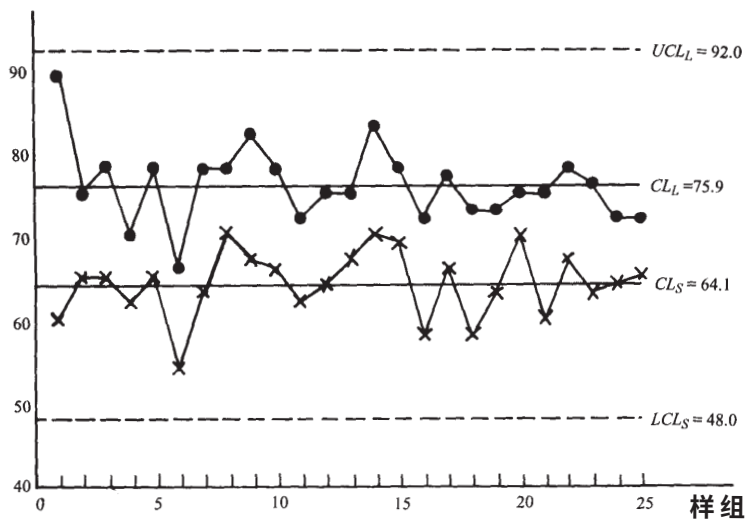


图 2-28 例 5 的分析用 L-S 控制图

表 2-18 计量值控制图的控制界限公式

图别	母体 σ 已知情况	母体 σ 未知情况	备 注
平均数 ($\bar{x}$) 控制图	$UCL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} + A\sigma$ $CL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}}$ $LCL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} - A\sigma$	$UCL_{\bar{x}} \approx \bar{\bar{x}} + A_2\bar{R}$ (或 $\bar{\bar{x}} + A_3\bar{s}$) $CL_{\bar{x}} \approx \bar{\bar{x}}$ $LCL_{\bar{x}} \approx \bar{\bar{x}} - A_2\bar{R}$ (或 $\bar{\bar{x}} - A_3\bar{s}$)	$\bar{\bar{x}} = \frac{\sum \bar{x}}{m}, \bar{R} = \frac{\sum R}{m}, \bar{s} = \frac{\sum s}{m}$ $A = \frac{3}{\sqrt{n}}, A_2 = \frac{3}{\sqrt{n} \cdot d_2}, A_3 = \frac{3}{\sqrt{n} \cdot c_4}$ m 为样本组数, n 为样本
中位数 ($\bar{\bar{x}}$) 控制图	$UCL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} + m_3 A\sigma$ $CL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}}$ $LCL_{\bar{x}} = \bar{\bar{x}} - m_3 A\sigma$	$UCL_{\bar{x}} \approx \bar{\bar{x}} + m_3 A_2 \bar{R}$ $CL_{\bar{x}} \approx \bar{\bar{x}}$ $LCL_{\bar{x}} \approx \bar{\bar{x}} - m_3 A_2 \bar{R}$	$\bar{\bar{x}} = \frac{\sum \bar{x}}{m}$
个别值 (x) 控制图	$UCL_x = \bar{\bar{x}} + 3\sigma$ $CL_x = \bar{\bar{x}}$ $LCL_x = \bar{\bar{x}} - 3\sigma$	$UCL_x \approx \bar{\bar{x}} + E_2 \bar{R}_m$ $CL_x \approx \bar{\bar{x}}$ $LCL_x \approx \bar{\bar{x}} - E_2 \bar{R}_m$	$\bar{x} = \frac{\sum x}{m}, \bar{R}_m = \frac{\sum R_m}{m}$ $E_2 = \frac{3}{d_2}$
全距 (R) 控制图	$UCL_R = D_2\sigma$ $CL_R = d_2\sigma$ $LCL_R = D_1\sigma$	$UCL_R \approx D_4 \bar{R}$ $CL_R \approx \bar{R}$ $LCL_R \approx D_3 \bar{R}$	$D_1 = d_2 - 3d_3, D_2 = d_2 + 3d_3$ $D_3 = 1 - \frac{3d_3}{d_2}, D_4 = 1 + \frac{3d_3}{d_2}$
标准差 (s) 控制图	$UCL_s = B_6\sigma$ $CL_s = c_4\sigma$ $LCL_s = B_5\sigma$	$UCL_s \approx B_4 \bar{s}$ $CL_s \approx \bar{s}$ $LCL_s \approx B_3 \bar{s}$	$B_5 = c_4 - 3\sqrt{1 - c_4^2}, B_6 = c_4 + 3\sqrt{1 - c_4^2}$ $B_3 = 1 - \frac{3}{c_4}\sqrt{1 - c_4^2}, B_4 = 1 + \frac{3}{c_4}\sqrt{1 - c_4^2}$
移动全距 (R_m) 控制图	$UCL_{Rm} = D_2\sigma$ $CL_{Rm} = d_2\sigma$ $LCL_{Rm} = D_1\sigma$	$UCL_{Rm} \approx D_4 \bar{R}_m$ $CL_{Rm} \approx \bar{R}_m$ $LCL_{Rm} \approx D_3 \bar{R}_m$	
最大值与 最小值 ($L-S$) 控制图		$UCL_L \approx \bar{L} + A_9 \bar{R}$ $CL_L \approx \bar{L}$ $CL_S \approx \bar{S}$ $LCL_S \approx \bar{S} - A_9 \bar{R}$	$\bar{L} = \frac{\sum L}{m}, \bar{S} = \frac{\sum S}{m}$ $\bar{R} = \bar{L} - \bar{S}$

注：一般而言，母体 σ 为未知情况。

步骤 5：计算样本全距平均数 $\bar{R}$ 。由公式以及 $\bar{L}=75.9, \bar{S}=64.1$ 可得

$$\bar{R} = \bar{L} - \bar{S} = 75.9 - 64.1 = 11.8$$

步骤 6: 计算 $\bar{L}\bar{S}$ 图的控制界限。由 $n=5$ 查表 2-7 可得 $A_9=1.363$, 则由公式得 $\bar{L}$ 图和 $\bar{S}$ 图的控制线分别为

$$UCL_{\bar{L}} = \bar{L} + A_9 \bar{R} = 75.9 + 1.363 \times 11.8 = 92.0$$

$$CL_{\bar{L}} = \bar{L} = 75.9$$

$$CL_{\bar{S}} = \bar{S} = 64.1$$

$$LCL_{\bar{S}} = \bar{S} - A_9 \bar{R} = 64.1 - 1.363 \times 11.8 = 48.0$$

图 2-28。将 25 组样本的最大值 L_i 和最小值 S_i 描点于 $\bar{L}\bar{S}$ 图中, 可知此时制程处于稳定状态。于是延长 $\bar{L}\bar{S}$ 图的控制线可作控制用控制图。

本节最后给出计量值控制图控制界限公式一览表(见表 2-18), 供读者查阅。

(二) 计数型控制图

计数值控制图包括不良率控制图、不良数控制图、缺点数控制图和单位缺点数控制图等, 其中前二者为计件值控制图, 而后二者为计点值控制图。绘制这些控制图时, 所需样本数目较计量值控制图所需样本数目大得多, 而且其检出力较计量值控制图为差。但计数值控制图的测试方式比计量值控制图简单, 而且在质量特性为定性的, 不易绘制计量值控制图的情况下, 只能用不良率或缺点数来表示产品质量, 这时需绘制计数值控制图来控制产品质量。

1. 不良率控制图(P 图)

产品如无法直接测定其特性值时, 可以分别计算其良品与不良品数目, 并以不良率表示其质量。有时虽可以测定其特性值, 但仅以通过(Go)与不通过(No-Go)量规(Gauge)分为合格与不合格两种, 并以不合格规格比率来表示其质量。像这种表示产品质量的方法在样本大小 n 不定时以不良率控制图(P 图)来控制, 而在 n 一定时用不良数控制图(P^n 图)来控制其质量特性。

不良控制图的统计基础为二项分配。当控制图的控制对象为不良率时，制程处于稳定状态，是指任何单位产品不合格的几率为一常数 P 且所生产的各个单位产品都是独立的。这时，所生产的单位产品都是具有参数 P 的二项随机变数。设取一个包含有 n 个单位产品的随机样本，其中不良品个数为 d ，则 d 服从参数为 n 和 P 的二项分配，即

$$P\{d=x\} = \binom{n}{x} P^x (1-P)^{n-x}, x=0, 1, \dots, n$$

由前面可知随机变量 d 的平均数和变异数分别为 nP 与 $nP(1-P)$ 。

样本不良率 p 定义为样本不良品个数 d 与检查个数（即样本大小） n 的比值，即

$$p = \frac{\text{不良品个数}}{\text{检查个数}} = \frac{d}{n}$$

当全部样本为优良品时 $p=0$ ，当全部样本为不良品时 $p=1$ ，故 $0 \leq P \leq 1$ （ P 以小数表示）。不良率 P 的平均数和变异数分别为

$$\mu_p = P, \quad \sigma_p^2 = P(1-P)/n$$

这里，与常态分配情况不同， μ_p 与 σ_p^2 是不独立的，故只需一张控制图，即 P 图，来对制程进行控制。若制程不良率 P 已知，则 P 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_p &= \mu_p + 3\sigma_p = P + 3\sqrt{P(1-P)/n} \\ CL_p &= \mu_p = P \\ LCL_p &= \mu_p - 3\sigma_p = P - 3\sqrt{P(1-P)/n} \end{aligned} \right\}$$

若制程不良率 P 未知，则需根据以往的数据进行估计。通常取 25 个样本，设第 i 个样本包含 n_i 个单位产品，其中有 d_i 个产品为不良品，则其样本不良率为

$$p_i = \frac{d_i}{n_i} \quad i = 1, \dots, m$$

式中， m 为样本组个数。而平均样本不良率为

$$\begin{aligned} \bar{p} &= \frac{\sum_{i=1}^m d_i}{\sum_{i=1}^m n_i} = \frac{d_1 + d_2 + \dots + d_m}{n_1 + n_2 + \dots + n_m} \\ &= \frac{\text{不良品数总和}}{\text{样品数总和}} \end{aligned}$$

由于 p 控制图内的各组样本大小 n 通常不相等，即各样本不良率的可靠程度是不同的（ n 越大，求出的 P 可靠程度越高）。故其平均样本不良率 P 不能以各组不良率的平均数来求。

P 可作为制程不良率 P 的估计量，于是 P 未知情况时 P 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_p &= \mu_p + 3\sigma_p \approx \hat{P} + 3\sqrt{\hat{P}(1-\hat{P})/n} = \bar{p} + 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/n} \\ CL_p &= \mu_p \approx \hat{P} = \bar{p} \\ LCL_p &= \mu_p - 3\sigma_p \approx \hat{P} - 3\sqrt{\hat{P}(1-\hat{P})/n} = \bar{p} - 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/n} \end{aligned} \right\}$$

〔例 6〕 某厂生产橡皮垫圈，检查 30 批产品得数据如表 2-19 所示。作 P 图对其进行控制。

〔解〕 按下列步骤进行：

步骤 1：取数据，如表 2-19 所示。

步骤 2：计算各组的样本不良率 P_i 。对于第一组样本，由表 2-19 知， $d_1=280, n_1=2405$ ，故

$$p_1 = \frac{d_1}{n_1} = \frac{280}{2405} = 0.1164$$

其余见表 2-19。

步骤 3：计算平均样本不良率 $\bar{P}$ 。由表 2-19 最末一行可知，

，代入公式得

步骤 4：计算 P 图的控制线。将 $\bar{P}=0.1290$ 代入公式，得 P 图的管制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_p &= \bar{p} + 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/n} = 0.129 + 3\sqrt{0.129(1-0.129)/n} \\ &= 0.129 + 1.0056/\sqrt{n} \\ CL_p &= \bar{p} = 0.129 \\ LCL_p &= \bar{p} - 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/n} = 0.129 - 3\sqrt{0.129(1-0.129)/n} \\ &= 0.129 - 1.0056/\sqrt{n} \end{aligned} \right\}$$

由于本例各个样本的大小 n 各不相等，所以必须对各个样本分别计算控制界限。例如，对于第一个样本， $n_1=2405$ 代入公式后，得到

$$UCL_p = 0.129 + 1.0056 / \sqrt{2405} = 0.1495$$

$$CL_p = 0.129$$

$$LCL_p = 0.129 - 1.0056 / \sqrt{2405} = 0.1085$$

其余各个样本与此类推, 参见表 2-19。计算出 P 图的控制线后, 即可绘制出 P 图如图 2-29。为判定制程是否处于稳定状态, 将各组样本的不良率绘点于图 2-29 中。在图中可见, 第 9 组样本的不良率落于控制上限以外, 而第 17 组

表 2-19 例 6 的数据及 P 图计算表

样组	样本大小 n	不良品数 d	不良率 p	UCL_p	LCL_p
1	2405	280	0.1164	0.1495	0.1085
2	2614	385	0.1473	0.1487	0.1093
3	2013	221	0.1098	0.1514	0.1066
4	2200	296	0.1345	0.1504	0.1076
5	2306	252	0.1093	0.1499	0.1081
6	2278	327	0.1435	0.1501	0.1079
7	2311	285	0.1233	0.1499	0.1081
8	2460	311	0.1264	0.1493	0.1087
9	2187	342	0.1564	0.1505	0.1075
10	2067	308	0.1490	0.1511	0.1069
11	2153	294	0.1365	0.1507	0.1073
12	2315	267	0.1153	0.1499	0.1081
13	2500	356	0.1424	0.1491	0.1089
14	2443	364	0.1490	0.1493	0.1087
15	2170	285	0.1313	0.1506	0.1074
16	2254	331	0.1468	0.1502	0.1078
17	2012	198	0.0984	0.1514	0.1066
18	2517	374	0.1486	0.1490	0.1090
19	1995	231	0.1158	0.1515	0.1065
20	2189	269	0.1229	0.1505	0.1075
21	2099	227	0.1081	0.1509	0.1071
22	2481	351	0.1414	0.1492	0.1088
23	2339	338	0.1445	0.1498	0.1082
24	2477	343	0.1385	0.1492	0.1088
25	2340	256	0.1094	0.1498	0.1082
26	2145	250	0.1165	0.1507	0.1073
27	2027	248	0.1223	0.1513	0.1067
28	2249	244	0.1085	0.1502	0.1078
29	2468	285	0.1155	0.1492	0.1088
30	2538	324	0.1276	0.1490	0.1090
小计	68552	8842			

样本的不良率落于控制下限以外，所以制程失控。现需要找出异常因素并采取保证它不再出现。然后去掉第 9 组和第 17 组数据，重复步骤 2 至 4，直到制程稳定为止，这时 P 图可作为控制用控制图供日常管理用。

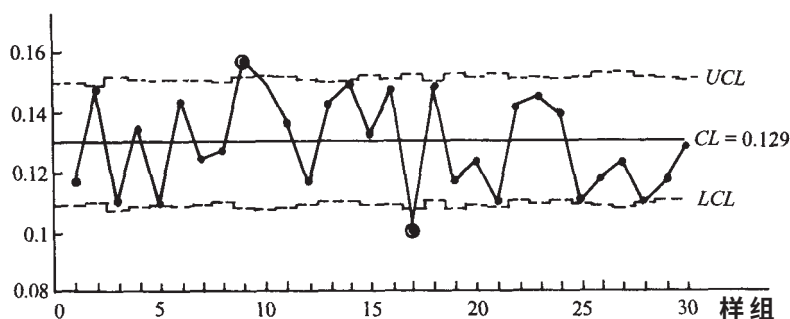


图 2-29 例 6 的分析用 P 控制图

下面对 P 控制图进行一些讨论。

(1) 合理分组和样本大小 n 的确定。P 管制图和 $\bar{X}$ -R 控制图一样，需要合理分组。一般以一定时间的产品为一组，或以每批产品为一组，而以每天的产品为一组的情形很多。P 控制图每组的样本大小要比 $\bar{X}$ -R 图大得多。如果 P 图样本大小 n 太小时，可能会抽不到不良品，使控制图上 $P=0$ 的点过多，以至误认为制品为 100% 良品，这样就无法判断制程或批的情况，而若样本大小 n 取得过大，则会增加检查费用。因此，每组样本的样本大小 n 需依母体不良率 P 来决定。

若母体不良率 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 个不良品的概率很大。否则， 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一个不良品，就会使点出界从而显示制程失控。例如，设 $P=0.01$, $n=8$ ，则控制上限为

$$UCL_p = P + 3\sqrt{P(1-P)/n} = 0.01 + 3\sqrt{0.01(1-0.01)/8} = 0.1155$$

如果现在样本中有一个不良品, 则样本不良率 $P=1/8=0.125$, 于是它在 P 图中所绘的点出界。而事实上, 由于 $P>0$, 总会出现一些不良品, 所以单凭出现一个不良品就判定制程失控是不合理的。

为了避免上述情况, 可以选择充分大的 n , 使得样本中至少包含 1 个不良品的几率不小于某个数值 r 。例如, 设 $P=0.01$, $r=0.95$, d 为不良品数, 则要求选择 n 使得

$$P\{d \geq 1\} \geq 0.95$$

实际上, 确定 n 的大小还要考虑每个产品的检验费用等经济因素。通常, 取 n 使得每组样本内包含 1 至 5 个不良品, 即取

$$n = \frac{1}{P} \sim \frac{5}{P}$$

式中, P 为制程的不良率, 可由 $\bar{P}$ 来估计。假设 $P=0.04$, 则每组样本大小 n 应为

$$n = \frac{1}{0.04} \sim \frac{5}{0.04} = 25 \sim 125$$

只有这样做才有判定制程或产品母体情况的能力, 作为制程控制图也才有意义。

(2) 要求控制下限为正。在管制下限为负值的情况, 我们将看不到点超出控制下限的异常好的情况, 失去总结经验的机会, 这也是一种损失。为此, 如要求 P 图的控制下限为正值, 即

$$LCL_p = \bar{p} - 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/n} > 0$$

则要求所抽取的样大小 n 应满足

$$n > \frac{9(1-\bar{p})}{\bar{p}}$$

设 $\bar{p}=0.04$ 代入上式, 则得

$$n > \frac{9(1-\bar{p})}{\bar{p}} = \frac{9(1-0.04)}{0.04} = 216$$

即要求所取样本大小至少为 216 个。

(3) P 图上点超出控制下限。在 P 图上点超出控制下限, 如图 2-29 中第 16 个样本点, 表明制程不良率异常低, 这是好现象, 应认真总结经验。但这时需注意是否有下列可能: ①由于质量检验人员缺乏经验而漏检; ②检验仪表有问题; ③数据不真实。

(4) 各组样本的样本大小 n 不等时的 P 图。这时控制界限成凹凸状, 如图 2-29 所示, 作图很不方便。令 $\bar{n}$ 为各组样本的平均样本大小, 即 $\bar{n} = \frac{\sum_{i=1}^m n_i}{m}$ 若 n_i 的变化在 $\bar{n} \pm \frac{1}{2}\bar{n}$ 的范围内, 则可以用近似方法来计算 P 图的控制线, 其计算公式如下:

$$\left. \begin{aligned} UCL_p &= \bar{p} + 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/\bar{n}} \\ CL_p &= \bar{p} \\ LCL_p &= \bar{p} - 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/\bar{n}} \end{aligned} \right\}$$

但要注意的是, 当点十分接近控制界限时, 仍需要按公式重新计算其精确的控制界限, 以判定点是否出界。

另外, 当样本大小 n 不等时, 控制界限成凹凸状, 这时应用上一章介绍的判定异常的准则中, 界内点非随机排列的各种模式进行判定时需特别小心, 因为这时样本不良率的绘点距离中心线的相对位置与样本大小 n 有关。例如, 设制程的不良率 P 为 0.20, 现有连续两个样本, 一个样本的 $P_i=0.24$, $n_i=250$, 另一个样本的 $P_{i+1}=0.28$, $n_{i+1}=50$ 。表面看来, $P_i=0.24$ 的绘点距离中心线要比 $P_{i+1}=0.28$ 的绘点更近, 而实际上, 如果我们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距离为

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

而第 $i+1$ 个样本距离中心线的标准化距离为

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

即实际上第 $i+1$ 个点比第 i 个点距离中心线更近。

上述两个问题可用通用控制图来解决。

(5) 不良率控制图问题的检查

使用 P 控制图一段时间后, 制程虽仍处于稳定状态, 但样本平均不良率 P 却已偏高, 无法满足要求时, 可经由下列三种方法加以改善。

①更改设计: 例如, 将原设计中某一零件用另外一种零件代替, 减少不良品。

②放宽规格界限: 检查产品目前所订的规格是否合理, 若发现规格过严时, 需将规格放宽。

③更换工具或购买新设备以提高制程能力, 同时减少不良品。

2. 不良数控制图 (P_n 图)

应用不良数控制图时, 各组样本的样本大小 n 必须相等, 因而不良数控制图的使用范围大受限制。通常使用不良数控制图时, 样本大小 n 总是较大, 如 $n=50, 100$, 甚至 200 以上, 而平均不良品数 np (样本大小乘以平均样本不良率) 一般在 4 以上。

若制程处于稳定状态, 制程的不良率为 P , 则在包含 n 个单位产品的一个随机样本中出现的不良品个数 d 服从二项分配, 而 d 的平均数为 nP , 变异数为 $nP(1-P)$ 。因此, 在已知 n, P 情况时 p_n 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_{pn} &= nP + 3\sqrt{nP(1-P)} \\ CL_{pn} &= nP \\ LCL_{pn} &= nP - 3\sqrt{nP(1-P)} \end{aligned} \right\}$$

若制程的不良率 P 未知时, 需要应用 $\bar{P}$ 进行估计, 则将 $\bar{P}$ 代入上式后, 得 pn 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_{pn} &\approx n\bar{p} + 3\sqrt{n\bar{p}(1-\bar{p})} \\ CL_{pn} &\approx n\bar{p} \\ LCL_{pn} &\approx n\bar{p} - 3\sqrt{n\bar{p}(1-\bar{p})} \end{aligned} \right\}$$

这里, 由于各组样本大小 n 相等, 故 $\bar{p} = \frac{\sum_{i=1}^m d_i}{mn} = \frac{\sum_{i=1}^m p_i}{m}$, $\bar{d} = \frac{\sum_{i=1}^m d_i}{m} = n\bar{p}$ 。

[例 7] 某零件工厂对打火机外壳电镀进行控制。现检查 25 批产品得到如表 2-20 所示的数据, 试绘制 pn 控制图控制之。

[解] 按下列步骤进行:

步骤 1: 取数据, 如表 2-20 所示。

步骤 2: 计算平均样本不良品数 $\bar{d}$ 和平均样本不良率 $\bar{P}$ 。由表 2-20 的数据可以得到

$$\begin{aligned} \bar{d} &= n\bar{p} = \frac{370}{25} = 14.8 \\ \bar{p} &= \frac{370}{5000} = 0.074 \end{aligned}$$

表 2-20 例 7 的 p_n 的控制图数据表

样组	样本大小 n	不良品数 d	样组	样本大小 n	不良品数 d
1	200	23	14	200	7
2	200	15	15	200	14
3	200	17	16	200	20
4	200	15	17	200	3
5	200	31	18	200	13
6	200	1	19	200	16
7	200	25	20	200	5
8	200	27	21	200	10
9	200	23	22	200	15
10	200	5	23	200	23
11	200	8	24	200	7
12	200	16	25	200	11
13	200	21	小计	5000	370

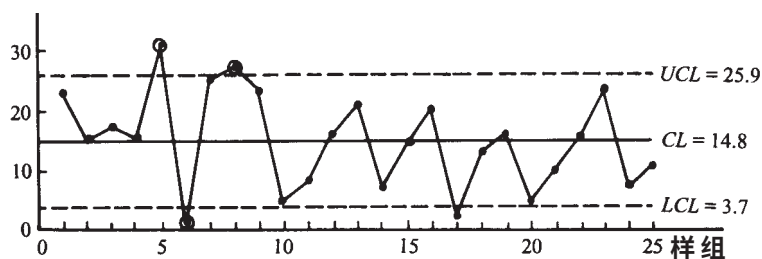
步骤 3: 计算 p_n 图的控制线。由步骤 2 知 $P=0.074$, $np=14.8$, 代公式可得

$$UCL_{pn} = n\bar{p} + 3\sqrt{n\bar{p}(1-\bar{p})} = 14.8 + 3\sqrt{14.8(1-0.074)} = 25.9$$

$$CL_{pn} = n\bar{p} = 14.8$$

$$LCL_{pn} = n\bar{p} - 3\sqrt{n\bar{p}(1-\bar{p})} = 14.8 - 3\sqrt{14.8(1-0.074)} = 3.7$$

参见图 2-29。将 25 个样本的不良品数绘点于图 2-30 中, 发现第 5、8 组样本点超出控制上限, 而第 6、16 组样本点落于控制下限以外, 可判定制程失控。需查明原因, 采取措施消除并保证不再出现。

图 2-30 例 7 的分析用 p_n 控制图

p_n 控制图有两个特点: (1) 要求样本大小 n 值较大, 否则不能保证样本中包含不良品而对制程情况产生误解; (2) 要求 n 固定, 否则随着样本大小 n 的变化, 控制图的中心线、控制上下限也将变化, 这样, 三者都将呈凹凸状, 作图极其不便。因此, p_n 图只适用于样本大小 n 相等的情况, 若 n 不等, 则需要应用通用控制图。

3. 缺点数控制图 (C 图)

有些产品虽有缺点, 但不至因为有少数缺点就使该产品成为废品, 只是缺点的多少影响产品质量的高低而已, 因而采用缺点的数目来表示产品质量, 在这种情况下, 常使用缺点数控制图。缺点数控制图对一定长度, 一定面积或一定数量的制品中发生的缺点个数进行控制。如一平方公尺布内的瑕疵点数, 一台电视机的焊接不良点数, 一只玻璃瓶上的气泡个数等等。

一定检查单位的缺点数通常服从卜氏 (Poisson) 分配, 即

式中, C 为缺点数, 平均缺点数 λ ($\lambda > 0$) 为卜氏分配的参数。由前面可知卜氏分配的平均数为 λ , 变异数也为 λ 。若制程的平均缺点数 λ 已知, 则 C 图的

控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_c &= \mu_c + 3\sigma_c = \lambda + 3\sqrt{\lambda} \\ CL_c &= \mu_c = \lambda \\ LCL_c &= \mu_c - 3\sigma_c = \lambda - 3\sqrt{\lambda} \end{aligned} \right\}$$

若参数 λ 未知, 则需要根据以往的数据进行估计。设检验了 m 检查单位的产品, 其缺点数分别为 $C_i, i=1, 2, \dots, m$, 则样本平均缺点数为

$$\bar{c} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m c_i$$

λ 的最佳估计量为 C 。因此, 当 λ 未知时, C 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_c &= \lambda + 3\sqrt{\lambda} \approx \bar{c} + 3\sqrt{\bar{c}} \\ CL_c &= \lambda \approx \bar{c} \\ LCL_c &= \lambda - 3\sqrt{\lambda} \approx \bar{c} - 3\sqrt{\bar{c}} \end{aligned} \right\}$$

[例 8] 有 25 台产品, 在装配段的最后检验中发现各台产品的缺点数如表 2-21 所示, 试建立 C 控制图。

[解] 按下列步骤进行:

步骤 1: 取数据, 见表 2-21。

步骤 2: 计算平均样本缺点数 C 。由表 2-21 最末一行可知, $m=25, \sum_{i=1}^{25} c_i = 195$

故
$$\bar{c} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m c_i = \frac{195}{25} = 7.8$$

表 2-21 例 8 的 C 控制图数据表

样本	样本大小 n	缺点数 c	样本	样本大小 n	缺点数 c
1	1	7	14	1	5
2	1	6	15	1	15
3	1	6	16	1	8
4	1	7	17	1	6
5	1	4	18	1	4
6	1	7	19	1	13
7	1	8	20	1	7
8	1	12	21	1	8
9	1	9	22	1	10
10	1	8	23	1	6
11	1	9	24	1	10
12	1	5	25	1	6
13	1	9	小计	25	195

步骤 3: 计算 C 图的控制线。由于 $\bar{c}=7.8$ ，代入公式即得

$$UCL_c = \bar{c} + 3\sqrt{\bar{c}} = 7.8 + 3\sqrt{7.8} = 16.2$$
$$CL_c = \bar{c} = 7.8$$
$$LCL_c = \bar{c} - 3\sqrt{\bar{c}} = 7.8 - 3\sqrt{7.8} = -$$

上式计算中由于 LCL_c 为负数，但缺点数总为非负数，故用短划“ - ”表示 C 图的 LCL 不存在，而 $C=0$ 为 C 图的自然下界。C 图控制界限见图 2-31。将 25 组样本的缺点数绘点于图 2-31 中，根据判定稳定状态的准则，得知此时制程处于稳定状态。故可延长 C 图的控制线作控制用控制图，供日常管理之用。

下面对 C 控制图进行一些讨论。

(1) 检查单位即样本大小 n 确定。一个检查单位可以包含一个或若干个产品，确定检查单位的大小主要考虑下列因素①便于取得数据②制程参数不能过小以保证 C 图对检出制程偏移有一定的检出能力；③要考虑检查产品缺点数的费用，所以 λ 也不能过大④要求 $\lambda > 1$ ，否则样本缺点数经常为 0，容易产生误解，以为制程已经处于良好状态。因此，通常取大小适当的检查单位，使得

$$1 < \lambda < 5$$

式中， λ 可由平均样本缺点数 C 估计。

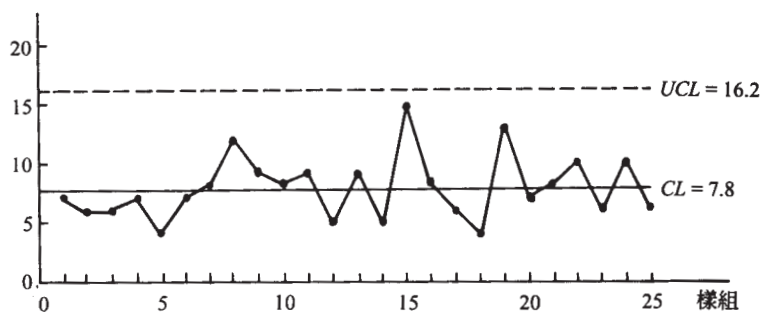


图 2-31 例 8 的分析用 C 控制图

(2) 通常 C 图用于检查单位（即样本大小）保持不变的场合。如果检查单位不能保持不变，则参数 λ 也将随之而变化，这样，C 图的 UCL_c ， CL_c ， LCL_c 三者都呈凹凸状，作图极其不便。这时可采用通用控制图。

4. 单位缺点数控制图 (u 图)

当样本大小一定或样本大小相等时，可以用缺点数控制图 (C 图) 来控制产品的缺点数。但有时所抽取样本的长度、面积或单位不相等，这时需计算平均每一单位的缺点数，并使用单位缺点数 (u) 控制图来进行控制。u 图与

C 图的关系和 P 图与 pn 图的关系很相似。

假定从参数为 λ 的卜氏分配母体中抽取一个包含 n 个检查单位的随机样本，样本的总缺点数为 C ，则样本的平均每检查单位的缺点数，简称样本单位缺点数为

$$u = \frac{C}{n}$$

式中， u 为卜氏随机变数。设上述 n 个检查单位各自的缺点数分别为随机变数 $x_1, x_2, \dots, x_n$ ，则

$$u = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

故 u 为 n 个独立的卜氏变数的线性组合，此时不难推知 $\mu_u = u$ ， $\sigma_u = \sqrt{U/n}$ 。这里， U 为制程的单位缺点数，它等于制程的平均缺点数 λ 。因此，当制程的单位缺点数 U 已知时 u 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_u &= U + 3\sqrt{U/n} \\ CL_u &= U \\ LCL_u &= U - 3\sqrt{U/n} \end{aligned} \right\}$$

当 U 未知时，需要根据以往的数据进行估计。设从制程中抽取了 m 个样本，其中第 i 个样本的样本大小为 n_i ，而缺点数为 C_i ，则其样本单位缺点数为 $\mu_i = C_i/n_i$ ， $i=1, 2, \dots, m$ ，而样本平均单位缺点数为

$$\bar{u} = \frac{\sum_{i=1}^m c_i}{\sum_{i=1}^m n_i}$$

于是可以用 $\bar{u}$ 来估计 U 。这里需注意的是，由于每个样本的样本大小 n （即检查单位）并不相等，故而样本平均单位缺点数 $\bar{u}$ 不等于各 u_i 之和的平均数，

而应该用各组样本的缺点数之和除以全部检查单位。因此,当制程单位缺点数 U 未知时 U 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_u &= U + 3\sqrt{U/n} \approx \bar{u} + 3\sqrt{\bar{u}/n} \\ CL_u &= U \approx \bar{u} \\ LCL_u &= U - 3\sqrt{U/n} \approx \bar{u} - 3\sqrt{\bar{u}/n} \end{aligned} \right\}$$

〔例 9〕 某纺织厂对某天生产的布匹进行检查,所得的数据如表 2-22 所示。试绘制 U 控制图来控制其产品质量。

〔解〕 按下列步骤进行:

步骤 1: 取数据,如表 2-22 所示。

步骤 2: 计算各组样本的单位缺点数 U_i 。如对于第一组样本,由表 2-22 可得 $C_1=7, n_1=1.5$, 则

$$u_1 = \frac{c_1}{n_1} = \frac{7}{1.5} = 4.7$$

其余参见表 2-22。

步骤 3: 计算平均样本单位缺点数 U 。由表中末二行可知 $\sum_{i=1}^{25} C_i = 130$

$$\sum_{i=1}^{25} n_i = 34.2$$

则由公式可得

$$\bar{u} = \frac{\sum_{i=1}^{25} C_i}{\sum_{i=1}^{25} n_i} = \frac{130}{34.2}$$

这就是 U 控制图的中心线。

步骤 4: 计算 U 图的控制线。将 $\mu = 3.80$ 代入公式式得到 U 图的控制线为

$$\left. \begin{aligned} UCL_u &= \bar{u} + 3\sqrt{\bar{u}/n} = 3.80 + 3\sqrt{3.80/n} = 3.80 + 5.85/\sqrt{n} \\ CL_u &= \bar{u} = 3.80 = 3.8 \\ LCL_u &= \bar{u} - 3\sqrt{\bar{u}/n} = 3.80 - 3\sqrt{3.80/n} = 3.80 - 5.85/\sqrt{n} \end{aligned} \right\}$$

表 2-22 例 9 的数据和 U 控制图的计算表

样组	样本大小 n (m ²)	缺点数 C	单位缺点数	UCL _u	LCL _u
1	1.5	7	4.7	8.58	—
2	1.3	4	3.1	8.93	—
3	1.0	5	5.0	9.65	—
4	1.7	4	2.3	8.29	—
5	1.6	8	5.0	8.42	—
6	1.0	3	3.0	9.65	—
7	1.2	5	4.2	9.14	—
8	1.4	9	6.4	8.74	—
9	1.3	6	4.6	8.93	—
10	1.7	10	5.9	8.29	—
11	1.4	3	2.1	8.74	—
12	1.2	1	0.8	9.14	—
13	1.8	8	4.4	8.16	—
14	1.3	5	3.8	8.93	—
15	1.2	6	5.0	9.14	—
16	1.5	7	4.7	8.58	—
17	1.0	3	3.0	9.65	—
18	1.7	3	1.8	8.29	—
19	1.2	4	3.3	9.14	—
20	1.6	8	5.0	8.42	—
21	1.3	3	2.3	8.93	—
22	1.5	5	3.3	8.58	—
23	1.3	2	1.5	8.93	—
24	1.1	4	3.6	9.38	—
25	1.4	7	5.0	8.74	—
小计	34.2	130			
$m = 25, \bar{u} = \frac{\sum c_i}{\sum n_i} = \frac{130}{34.2} = 3.80$					

由于本例各样本的样本大小 n 各不相同，所以必须对各组样本分别求出其控制界限。例如，对于第一组样本， $n_1=1.5$ 代入公式后得

$$UCL_u = 3.80 + 5.85 / \sqrt{1.5} = 8.58$$

$$CL_u = 3.8$$

$$LCL_u = 3.80 - 5.85 / \sqrt{1.5} = -0.97 = -$$

其余各样组以此类推，参见图2-32。为判定制程是否处于稳定状态，将各组样本的单位缺点数绘点于图2-32中。根据判定稳定状态的准则1，可以判定制程处于稳定状态。延长此 μ 图的控制线可作为控制用控制图供日常管理用。

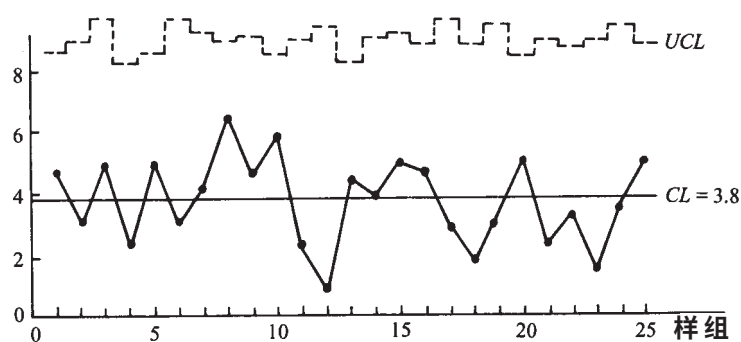


图 2-32 例 9 的分析用 U 控制图

从图 2-32 可以看到，由于 u 图中的上、下控制界限 UCL_u, LCL_u 中包含参数 n ，所以当各组样本的 n 不相等时， UCL_u, LCL_u 呈凹凸状，作图不便。这时应采用通用控制图。

表 2-23 计数值控制图的控制界限公式

图别	母体参数已知	母体参数未知	备注
不良率 (P) 控制图	$UCL_p = P + 3\sqrt{P(1-P)/n}$ $CL_p = P$ $LCL_p = P - 3\sqrt{P(1-P)/n}$	$UCL_p \approx \bar{p} + 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/n}$ $CL_p \approx \bar{p}$ $LCL_p \approx \bar{p} - 3\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})/n}$	$p = \frac{d}{n}$, d为样本不良数 $\bar{p} = \frac{\sum d}{\sum n}$
不良率 (Pn) 控制图	$UCL_{pn} = nP + 3\sqrt{nP(1-P)}$ $CL_{pn} = nP$ $LCL_{pn} = nP - 3\sqrt{nP(1-P)}$	$UCL_{pn} \approx n\bar{p} + 3\sqrt{n\bar{p}(1-\bar{p})}$ $CL_{pn} = n\bar{p}$ $LCL_{pn} = n\bar{p} - 3\sqrt{n\bar{p}(1-\bar{p})}$	$n\bar{p} = \frac{\sum d}{m}$ m为样本组数
缺点数 (c) 控制图	$UCL_c = \lambda + 3\sqrt{\lambda}$ $CL_c = \lambda$ $LCL_c = \lambda - 3\sqrt{\lambda}$	$UCL_c \approx \bar{c} + 3\sqrt{\bar{c}}$ $CL_c \approx \bar{c}$ $LCL_c \approx \bar{c} - 3\sqrt{\bar{c}}$	$\bar{c} = \frac{\sum c}{m}$ c为样本缺点数
单位缺点数 (u) 控制图	$UCL_u = U + 3\sqrt{U/n}$ $CL_u = U$ $LCL_u = U - 3\sqrt{U/n}$	$UCL_u = \bar{u} + 3\sqrt{\bar{u}/n}$ $CL_u = \bar{u}$ $LCL_u = \bar{u} - 3\sqrt{\bar{u}/n}$	$\bar{u} = \frac{\sum c}{\sum n}$

注：实际制程一般均为母体参数未知。

5. 计量值控制图与计数值控制图的比较

在实际应用中，我们必须决定到底要选择计量值控制图，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，我们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，则将被判定为不良品。另一方面，如果我们把这若干个质量特性看作是变数，则每个变数都必须加以测量并采用单独的 $\bar{x}$ -R 图，或者采用多变数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，我们可以直接获得关于制程的平均数和变异程度的信息，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，在研究制程能力时我们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 2-33 所示，设制程的标准平均数为 μ_1 ，则当制程平均数从 μ_1 偏移到 μ_2 时， $\bar{x}-R$ 图即有所反映，加以检出；而 p 图则要等制程平均数由 μ_2 继续偏移到 μ_3 ，靠近规格上限 USL 处才能有反映。因此，可以说计量值控制图的重要特点，是能够在真正造成不良品之前就已经及时发现异常，

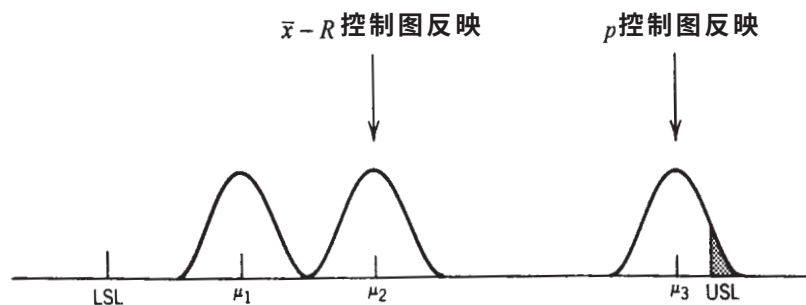


图 2-33 计量值控制图与计数值控制图的比较

采取纠正措施；（3）对于给定的制程偏移水准而言，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。

四 两种质量的诊断理论

在 20 世纪 20、30 年代 W. A. Shewhart (以后简称休氏) 创建了质量控制理论 (Quality control theory), 并提出控制图作为监控制程的工具。休氏控制图对制程中所发生的异常能及时警告, 但它不能告知是什么异常, 发生于何处, 换言之, 即不能诊断。1982 年张公绪首次提出两种质量诊断新理论 (a new diagnosis theory with two kinds of quality)。此理论不仅能对制程中发生的异常因素警告, 而且能对其进行诊断, 开辟了质量诊断理论的新方向。国外则迟至 20 世纪 80 年代末才在质量论文中出现诊断 (diagnosis) 这个专门术语。近年来, 国外在诊断理论方向的工作主要集中在对产品质量特性值的是否异常进行诊断, 但即使诊断出来, 也仍然不知道究竟是什么异常因素造成的。我们的工作则不然, 是一竿子插到底, 直接去诊断制程中的异常因素, 所以有独特的特色。近几年, 我们继续向多元化、模糊化和小样本化的方向发展, 并在多元化方面取得一定的成果。

所谓质量控制就是首先对产品质量建立标准, 然后对制程进行监控, 若发现产品质量偏离了标准, 则需诊断并采取纠正措施, 使产品质量恢复到标准。这里的关键是对偏离标准的异常因素进行诊断, 否则就无法确定适宜的纠正措施为何。所以质量诊断是比质量控制更为困难的问题。这也说明了为什么休氏提出质量控制理论以后, 经过半个世纪才发展成为质量控制与诊断理论 (quality control and diagnosis theory)。质量诊断理论是 SPC 发展的重要方向之一。

下面首先介绍生产线的分析方法, 然后引出两种质量和两种质量诊断理论的思路。再进一步阐述两种控制图的诊断和两种制程能力指数的诊断。

(一) 生产线的分析方法

通常, 一个产品要经过若干道制程加工才能完成。对于由若干道制程组成的一条生产线如何进行分析和评价呢?

分析生产线的方法有二：

1. 传统的方法是“每道制程把关”。这种模型的规则是上道制程只允许把良品送往下道制程，而上道制程的不良品则不允许送往下道制程。这样，就可以保证产品的最终质量。由于这种模型假定上道制程的产品（这里，产品是广义的，包括半成品在内）总是良品，从而不需要考虑上道制程对下道制程的影响。因此，每道制程都可以看成是独立的，参见图 2-34(a) 的模型 I。换言之，在模型 I 中各道制程都假定与其余制程是统计独立的。这时若分析某道制程的质量问题，只需要考虑该制程本身的质量因素就可以了，所以这种模型的优点是分析简单。

在现实生活中，对于上下无技术联系的制程，例如在机械加工中的镗内圆与钻孔，这种模型是成立的。但对于石油、化工等流程式生产或具有时间限制要求的制药、食品加工等的生产线则不然，传统的道道制程把关实际上

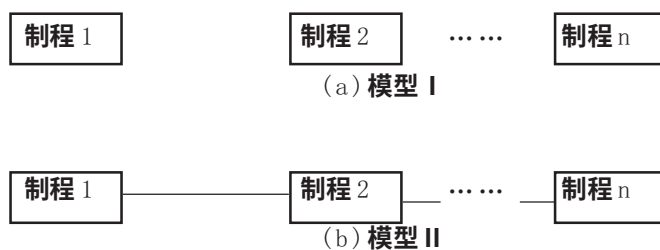


图 2-34 分析生产线的两种模型

做不到，模型 I 不成立。这时，上下道制程是相关的，而不是统计独立的。因而传统的分析生产线的方法有局限性，需要采用新的选控分析方法。

2. 选控分析方法。在此方法中，模型的规则是：上道制程对下道制程的影响，或多或少总是存在的，即上下道制程是相关的，参见图 2-34(b) 模型 II，图

中制程间的连线表示存在上道制程的影响。上下道制程不相关（即上道制程的影响为零）的模型Ⅰ仅仅是本模型Ⅱ的特例。换言之，模型Ⅱ是较模型Ⅰ更一般的模型。模型Ⅱ的优点是反映了客观现实。因此，模型Ⅱ是有发展前景的。

在模型Ⅰ中，各制程是统计独立的，故分析制程时只需要考虑本制程。而在模型Ⅱ中，各制程是相关的，故分析制程时除考虑本制程外，还需要考虑上道制程的影响，所以分析工作要比模型Ⅰ复杂。为了简化模型Ⅱ的分析，需要提出两种质量的概念。

（二）两种质量

1. 什么是两种质量

为了简化分析图2-34（b）中的一般模型，即模型Ⅱ，需要提出两种质量的概念。

首先，观察图2-34（b）的模型Ⅱ，若对此生产线输入原材料，则此生产线将生产出产品，有产品就有产品质量，此产品的质量不仅和第 n 道制程有关，而且和所有上道制程有关。我们称之为综合产品质量。

（1）综合产品质量（overall product quality），简称总产品质量（total product quality）。总产品质量不但包含了第 n 道制程的加工质量，而且综合了所有上道制程的加工质量在内。当然，这里第 n 道制程也是广义的，它可以是生产线的任一道制程。总产品质量就是通常意义下的产品质量，不过强调一个“总”字而已。总产品质量的特点是：用户可以直接感受到。对于负责整个生产线的主管人员来说，他当然要关心总产品质量，因为总产品质量直接为用户感受到。但是，只关心总产品质量是不够的，当总产品质量发生问题，往往不能立刻判定究竟是哪道制程造成的。因此，主管人员还需要关心第二种质量，即固有产品质量。

(2) 固有产品质量 (specific product quality), 简称分产品质量 (partial product quality)。分产品质量指该制程本身的加工质量, 而与上道制程无关。分产品质量的特点是: 它反映了该道制程的工作质量。事实上, 影响一道制程的质量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, 它来自上道制程, 与本道制程无关; 环即环境, 由于整条生产线大多位于相同的环境下, 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)、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, 分产品质量反映了该道制程的工作质量。

2. 两种质量之间的关系

(2) 产品质量是在上道制程提供的半成品 (它的特性值反映了上道制程的影响的水准) 的基础上, 经过本道制程的加工综合而成的产品质量。总产品质量和分产品质量二者的关系可概括地表示如下:



因此, 分产品质量是总产品质量的一部分。

3. 掌握分产品质量是简化分析的关系

分产品质量与上道制程无关, 如果能够针对每道制程的分产品质量进行控制, 那么就在分析上切断了本道制程与上道制程的联系, 从而达到简化分析的目的。而模型 I 所以能够分析简单就是由于上下道制程无联系的缘故。因此, 在用两种质量的观点去分析问题时, 掌握分质量去分析是关键。

4. 两种质量的概念是普遍存在的

对于一条生产线而言，首先每道制程都存在分产品质量，如果每道制程把上道制程的影响与本道制程的加工质量综合在一起，这就是总产品质量。所以说，每道制程都存在两种产品质量。只不过，在技术上与上道制程无关的制程或在不需要考虑原材料输入影响的第一道制程，两种产品质量相等。

两种质量的概念在服务过程也是存在的。现在我们举一个医院管理的例子来加以说明。大型综合医院设有各医疗科室，如内科、外科、五官科、产科、儿科、癌科等等。医院经常应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，而癌科则因治愈率很低而垫后。显然，以治愈率来评价各个医疗科室的工作是不合理的，因为不同的疾病对治愈率有显著的影响。

为了更深入地分析这个问题，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：指疾病种类不同、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。

现在，由于疾病种类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，而且它是病人所能感受到的，所以与总产品质量相当，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，我们亦可称之为分治愈率。故应用选控治愈率去评价各个医疗科室是合乎逻辑的。1982年在广西军区医院，1993年在北京铁路局医院，应用上述选控治愈率对各医疗科室进行了统一评价，结果都很成功，产科不再是冠军，癌科也不再是垫后。根据选控治愈率将各医疗科室依序排列，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，不仅存在于制程、服务过程，而且亦存在于一切管理过程。

（三）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。病人去看病，医生用温度计测量病人的体温。若病人的体温高于 37°C ，医生就诊断病人发烧。因此，诊断都是根据某个实测特性值（如体温）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。

与此类似地，若对生产线的某个制程进行诊断，我们需要确定（1）取产品质量的某个主要特性值作为诊断依据；（2）找出该特性值的比较标准；（3）将该特性的实测值与标准值进行比较，作出诊断。

例如，为了分清上下道制程在产品质量方面的责任，我们需要对上道制程的影响进行诊断。在生产线的每道制程都存在两种产品质量，即总产品质量与分产品质量，那么哪一种产品质量可作为比较的标准？又哪一种产品质量可作为诊病依据的实测值呢？由于分产品质量与上道制程无关，它只决定于该制程的人、机、法、环（“料”属于上道制程）各个条件，是固有质量，所以分产品质量应作为比较的标准。至于总产品质量是包含了上道制程的影响与分产品质量在内的综合产品质量，它就是作为诊病（上道制程的影响）依据的实测值。将此二者进行比较即可对上道制程的影响进行诊断。

这里，一个重要的问题是如何对两种产品质量进行度量？我们提出两种方

法。一种方法是用控制图，总产品质量用休氏图度量，分产品质量用选控图度量，这就是两种控制图的诊断(diagnosis with two kinds of control chart)。由于在控制图上任一瞬时均可绘点，故这种诊断也是实时诊断(real time diagnosis)。另一种方法是用制程能力指数，总产品质量用总制程能力指数 C_{pt} 度量，分产品质量用分制程能力指数 C_{pp} 度量，这就是两种制程能力指数的诊断(diagnosis with two kinds of process capability index)。制程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(diagnosis over time)。无论控制图还是制程能力指数都是统计工具，所以上述两种质量的诊断是统计诊断(statistical diagnosis)。统计诊断只能用于大量数据的场合，若数据过少，应用这种诊断有困难。

与此对应地在现场还有技术诊断(technical diagnosis)。技术诊断是最根本的。现场发生了产品质量问题，最终要通过技术诊断加以确认。但技术诊断费用大，也需要时间。反之，统计诊断快速而又很经济。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。

(四)两种控制图的诊断

本节准备讨论下列问题：总产品质量由休氏图度量，分产品质量由选控图度量，选控图的任务，选控图是如何完成其任务的，两种控制图诊断的典型情况等。

1. 总产品质量由休氏图度量

制程的总产品质量要受到本制程的异常因素和上道制程异常因素两方面的影响，即该制程全部可能的异常因素的影响。而休氏图的实质是区分偶发因素(简称偶因)与异常因素(简称异因)。这里，异常因素包括全部可能发生的异因，从这个意义上讲，休氏图也可称为全控图。故总产品质量可用休氏图进行度量。概而言之，总产品质量可用全控图进行度量。全控图包括休氏图、累积

和控制图和验收控制图等。

2. 分产品质量由选控图度量

制程分产品质量只是制程总产品质量的一部分，它与上道制程无关，所以分产品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常因素 (controllable assignable cause) (简称欲控异因)，其余的异因为非控异常因素 (uncontrollable assignable cause) (简称非控异因)。因此，度量分产品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 (cause-selecting control chart)，简称选控图或选图。休氏图的实质是区分两类质量因素，即偶因与异因；而选控图的实质则是区分三类质量因素，即偶因、欲控异因与非控异因。

3. 选控图的任务

选控图的任务有二：

(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，也不加反映。例如，在制程控制方面，对于制程分产品质量而言，本制程发生的种种质量问题均属于欲控异因，而上道制程的影响则属于非控异因。若用选控图度量分产品质量，就首先有一个如何选出分产品质量加以控制的问题。我们不是直接去选出分产品质量，这样做很困难，所以我们走的是另一条迂回道路：从总产品质量中排除非控异因 (在本例，此非控异因为上影) 的影响，这样，剩下来的就是分产品质量。因此，选控图的第一个任务是从总产品质量中排除非控异因的影响。

(2) 区分偶因和欲控异因。在完成上述选控图的任务后，剩下的只有分产品质量，影响它的只有偶因和欲控异因。故选控图的第二个任务即区分偶因和欲控异因。

4. 选控图是如何完成其任务的

选控图如何完成其第一个任务选控呢？

在常态分配情形下, 设本制程的质量特性为 y , $y \sim N(\mu, \sigma^2)$, 上影用上道制程的质量特性 x 描述, 则一般而言有

$$\begin{aligned}\mu &= G(x) \\ \sigma &= g(x)\end{aligned}$$

式中, 函数 $G(x)$ 和 $g(x)$ 可由技术分析、回归方法或经验公式求得。若上下道制程联击密切, 则由于上影 x 的变化, 本道制程质量特性 y 的分配将为一常态分配族, 一般的控制图不适用。为了达成选控, 使选控图对非控异因 x 不加反映, 我们对 y 应用标准转换 1, 并记转换后的 y 为 y_{cs} , 则

$$y_{cs_i} = \frac{y_i - \mu_i}{\sigma_i} \approx \frac{y_i - \mu_i}{\hat{\sigma}_i}$$

式中, y_{cs} 称为选控值, 下标“cs”表示选控(cause-selecting), 符号“ $\hat{}$ ”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, 达成了选控。

由于标准转换对于 y 的分配性质不加限制, 故也可用于二项分配与卜氏分配情形而达成选控。

应该强调指出, 选控的实现方法不是唯一的。例如, 在二项分配情形还可应用反正弦转换(arc sine transformation)去实现选控, 在卜氏分配情形还可应用平方根转换(root square transformation)去实现选控等等。

现在介绍一个重要特例。在下列特殊条件下①常态分配情形下② $\sigma = g(x) = \sigma_0$ 为一常数; ③ $\mu = G(x)$ 由回归方法求得, 则上式成为:

$$y_{cs_i} = \frac{y_i - \mu_i}{\sigma_i} = \frac{y_i - \mu_i}{\sigma_0} \approx \frac{y_i - \hat{\mu}_i}{\sigma_0} = \frac{y_i - \hat{y}_i}{\sigma_0}$$

或

$$y'_{cs_i} = \sigma_0 y_{cs_i} \approx y_i - \hat{y}_i$$

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

为什么说上述特例是一个重要特例呢? 因为它在现场中很常见。以上述特殊条件② $\sigma = \text{常数 } \sigma_0$ 而言, 这意味着产品质量特性的分散程度不随上道制程的影响而变化, 基本上差不多, 这是为什么呢? 因为对于同一道制程来说, 在同一环境内, 在同一套设备上, 同一班组的人按规定的同一操作法去操作, 原材料或半成品也是基本相同的, 故产品质量的分散程度应该差不多。当然, 这只是一种分析看法, 不是绝对的。例如, 作者在一个环境保护的实例中就曾遇到过 σ 不为常数的一般情形, 另外, 在二项分配和卜氏分配中, σ 不为常数, 这时就需要应用上面的一般公式来达成选控。

在选控图如何完成其第二个任务, 即区分偶因与欲控异因方面, 与一般控制图的原理相同, 不多赘言。

5. 选控图的控制线

在常态分配样本情形下, 若 σ 不为常数 $y'_{cs} \sim N(0, 1)$; 若 $\sigma = \text{常数 } \sigma_0$, 则 $y'_{cs} \sim N(0, \sigma_0^2)$ 。故可应用常态分配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, 对于选控个别值控制图 ($\bar{X}_{cs}$ 图)——选控移动全距控制图 ($\bar{R}_{mcs}$ 图) 有:

$x(cs)$ 图的控制线为:

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

式中, $\mu_{y_{cs}}$ 为选控值 y_{cs} 的母体平均数, $\sigma_{y_{cs}}$ 为 y_{cs} 的母体标准差, $\bar{y}_{cs}$ 为 y_{cs} 的样本平均数, $\bar{R}_{mcs}$ 为 y_{cs} 的样本移动全距, 这里计算 $\bar{R}_{mcs}$ 的组中个别值 y_{cs} 的个数 $n=2$, $\bar{R}_{mcs}$ 为 $\bar{R}_{mcs}$ 的样本平均数。

$\bar{R}_{mcs}$ 图的控制线为:

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

这里, 计算 $\bar{R}_{mcs}$ 的组中个别值 y_{cs} 的个数 $n=2$ 。再如, 对于选控平均数控制图 ($\bar{X}_{cs}$ 图) —— 选控全距控制图 ($\bar{R}_{cs}$ 图) 有:

$\bar{X}_{cs}$ 图的控制线为:

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

式中, $\mu_{\bar{y}_{cs}}$ 为 $\bar{y}_{cs}$ 的母体平均数, $\sigma_{\bar{y}_{cs}}$ 为 $\bar{y}_{cs}$ 的母体标准差, $\bar{\bar{y}}_{cs}$ 为 $\bar{y}_{cs}$ 的样本平均数, 即选控值 y_{cs} 的总平均数, R_{cs} 为 y_{cs} 的样本全距, $\bar{R}_{cs}$ 为 R_{cs} 的平均数。

$\bar{R}_{cs}$ 图的控制线为:

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

表 2-24 选控图系列

分配	休氏图	选控图	
常态分配	$\bar{x}-R$ 图	$\bar{x}_{cs}-R_{cs}$ (选控平均数—选控全距) 图	根据非控异因个数是单个还是多个, 每种选控图还可分成单因素选控图与多因素选控图
	$\bar{x}-s$ 图	$\bar{x}_{cs}-s_{cs}$ (选控平均数—选控标准差) 图	
	$\tilde{x}-R$ 图	$\tilde{x}_{cs}-R_{cs}$ (选控中位数—选控全距) 图	
	$x-R_m$ 图	$x_{cs}-R_{mcs}$ (选控个别值—选控移动全距) 图	
二项分配	p 图	p_{cs} (选控不良率) 图	
	pn 图	pn_{cs} (选控不良数) 图	
卜氏分配	u 图	u_{cs} (选控单位缺点数) 图	
	c 图	c_{cs} (选控缺点数) 图	

式中, μ_{Rcs} 为 R_{cs} 的母体平均数, σ_{Rcs} 为 R_{cs} 的母体标准差。

对于二项分配与卜氏分配情形, 选控图另有一系列作法。

选控图与全控图是对应的, 故对应于休氏图, 选控图也有常用选控图系列, 如表 2-24 所示。

〔例 7〕某制药厂抗生素分厂为了分清过滤制程与脱色制程的质量责任, 决定在脱色制程建立选控图进行控制。试为该厂进行计算和设计。原始数据见表 2-24, 表中 x 表示过滤液透光度, 为过滤制程的产品质量特性, y 表示脱色液透光度, 为脱色制程的产品质量特性。

〔解〕由于制程质量特性为计量值, 应采用常态分配选控图。为了便于说明问题, 这里采用最简单的 $\bar{x}_{cs}-R_{mcs}$ 选控图, 建立步骤如下:

步骤 1: 对于常态分配情形, 需要检验产品质量特性值 y 的标准差 $\sigma = g(x)$ 是否为常数。若 σ 不为常数, 该厂根据以往经验已知本例脱色液透光度 y 的 σ 为常数。二项分配和卜氏分配情形则不需要此步骤, 因为此二分配的 σ 参数不为常数。

步骤 2: 求出函数 $\mu = G(x)$ 。此函数可根据技术分析或回归方法或经验公式得出。本例应用回归方法求出此函数。我们根据由表 2-24 作出的散布图 2-35 选择回归模型

$$\hat{y} = b_0 + b_1 x$$

再用电脑或电子计算器计算得回归系数

$$b_1 = 0.142237$$

$$b_0 = 81.91244$$

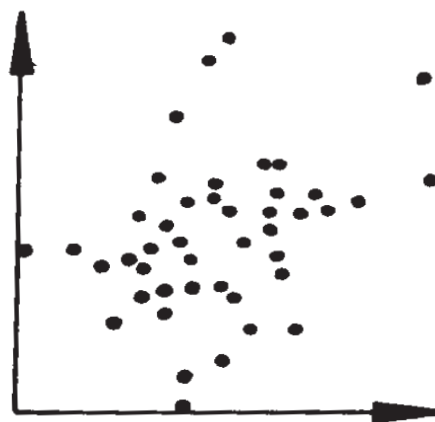


图 2-35 例 7 的散布图

表 2-25 例 7 的原始数据与 $\bar{x}_{CS}-R_{mcs}$ 控制图计算表

批号	x	y	$\hat{y}$	y_{cs}	R_{mcs}
(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	93.274	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
35	80.0	93.4	93.302	0.098	0.872

表 2-25 (续)

批号	x	y	$\hat{y}$	y_{cs}	R_{mcs}
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
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

而相关系数 $r=0.374$ 。查相关系数检验表, 得到: 当 $n=47$, $n-2=45$, 取 $\alpha=1\%$, 检验数 $r_{\alpha}(n-2)=r_{0.01}(45)=0.372$, 故公式是有意义的。

步骤 3: 计算回归值 y 。根据公式进行计算, 结果见表 2-25 中第 (4) 栏。例如, 对于批号 1, $x=76.8$, 于是

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

其余类推。

步骤 4: 计算选控值 y_{cs} 。根据上面公式进行计算, 结果见表 2-25 中第 (5) 栏。例如, 对于批号 1, 有

$$y_{cs_1} = y_1 - \hat{y}_1 = 92.1 - 92.847 = -0.747$$

其余类推。

步骤 5: 计算 R_{mcs} 。计算结果见表 2-24 中第 (6) 栏。例如, 对于批号 2, 有

$$R_{mcs_1} = |y_{cs_1} - y_{cs_2}| = |-0.747 - 0.694| = 1.441$$

其余类推。

步骤 6: 计算 $\bar{y}_{cs}$ 与 $\bar{R}_{mcs}$ 。从表 2-25 未行可知,

$$\sum_{i=1}^{47} y_{cs_i} = 0.02 \quad , \quad \sum_{i=1}^{46} R_{mcs_i} = 46.953$$

于是

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

$$\bar{R}_{mcs} = \frac{1}{46} \sum_{i=1}^{46} R_{mcs_i} = \frac{46.953}{46} = 1.0207$$

这里, $\bar{y}_{cs}$ 是 $\bar{x}_{cs}$ 图的中心线, $\bar{R}_{mcs}$ 是 $\bar{R}_{mcs}$ 图的中心线。

步骤 7: 作 $\bar{x}_{cs} - R_{mcs}$ 图。我们先作 $\bar{R}_{mcs}$ 图。 $\bar{R}_{mcs}$ 图的控制线为:

$$UCL_{R_{mcs}} = 3.27 \bar{R}_{mcs} = 3.27 \times 1.0207 = 3.3377 \approx 3.34$$

$$CL_{R_{mcs}} = \bar{R}_{mcs} = 1.0207 \approx 0.02$$

$$LCL_{R_{mcs}} = -$$

为了判定脱色制程分产品质量的变异度是否处于稳定状态, 我们将表 2-25 中第 (6) 栏的 R_{mcs} 数据绘点在 $\bar{R}_{mcs}$ 图中。根据判定稳定状态的准则, 判定

脱色制程分产品质量的变异度处于稳定状态。现在将 $y_{cs}=0.0000$, $R_{mcs}=1.0207$ 代入前面公式得 x_{cs} 图的控制线为

$$UCL_{x_{cs}} = \bar{y}_{cs} + 2.66 \bar{R}_{mcs} = 0.0000 + 2.66 \times 1.0207 = 2.7151 \approx 2.72$$

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

$$LCL_{x_{cs}} = \bar{y}_{cs} - 2.66 \bar{R}_{mcs} = 0.0000 - 2.66 \times 1.0207 = -2.7151 \approx -2.72$$

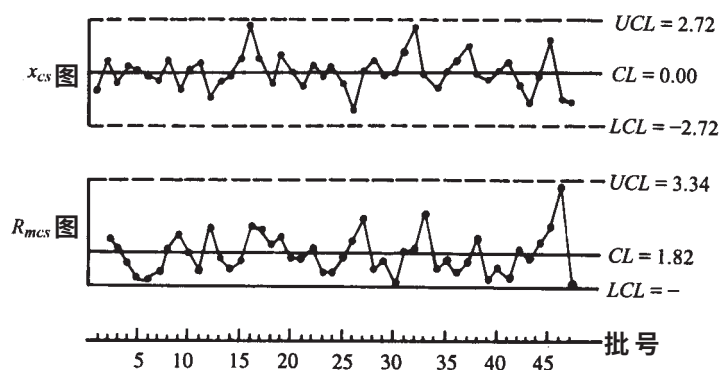


图 2-36 例 7 的 $x_{cs}-R_{mcs}$ 选控控制图

参见图 2-36。为了判定脱色制程分产品质量是否处于稳态，将表 2-25 中第(5)栏的 y_{cs} 的数据绘点在 x_{cs} 图中。根据判定稳定状态的准则，判定脱色制程分产品质量处于稳定状态。故可以延长 $x_{cs}-R_{mcs}$ 图的控制线为控制用控制图。

6. 两种控制图诊断的典型诊断表

任何一道制程都存在两种产品质量，即总产品质量与分产品质量。总产品质量用休氏图度量，分产品质量用单选图(单因素选控图)度量，这里，非控异因指上影。上道制程与下道制程的接口处是总产品质量，故亦用休氏图度量。这样就构成一个诊断系统，如图 2-37 所示。根据休氏图与选控图的是否显示

异常，上下制程三张图的组合共有 $2^3=8$ 种典型展开，参见表 2-25。以后简称此表为典型诊断表。

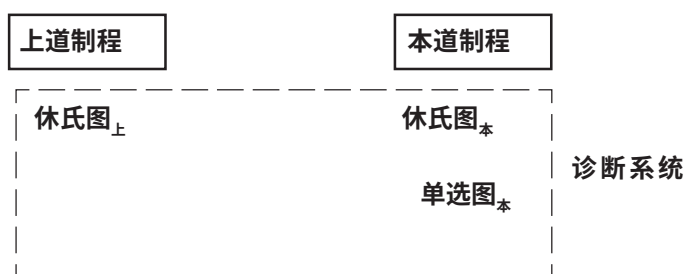


图 2-37 诊断系统

表 2-26 两种控制图诊断的八种典型情形

典型情形	全控图 _上	全控图 _本	选控图 _本	诊 断
I	异常	异常	异常	分质量异常(存在欲控异因)，上影亦异常(存在非控异因)
II	异常	异常	正常	分质量异常(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)，上影亦异常(存在非控异因)
IV	异常	正常	正常	分质量异常(无欲控异因)，上影异常(存在非控异因)
V	正常	异常	异常	分质量异常(欲控异因)，上影正常(无非控异因)
VI	正常	异常	正常	分质量异常(无欲控异因)，上影亦正常(无非控异因)但二者方向相同而叠加，致使总质量异常。
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，致使总质量正常。
VIII	正常	正常	正常	分质量正常(无欲控异因)，上影正常(无非控异因)

现在对表 2-26 作些说明：

(1) 表内第 1 行中，全控图(上)指上道制程的全控图，它反映了上道制程的总质量；全控图(本)指本制程的全控图，它反映了本制程的总质量；

选控图(本)指本制程的选控图,它反映了本制程的分质量。

(2) 总质量可用全控图度量,休氏图仅是其中的一种。为了使表 2-27 更一般化,这里只提全控图。

(3) 为使表 2-26 可用于制程、服务过程和管理过程,故表中只称总质量和分质量而略去“产品”二字。

(4) 在每次分析时,应该首先分析选图,因为它与上道制程无关,便于作出诊断结论。

(5) 现对表 2-26 中的 8 种典型情形分别作简单分析如下:

情形 I:分质量异常应在本制程找出欲控异因,上影异常应在上制程找出非控异因,并将二者消除。

情形 II:上影异常应在上制程找出非控异因加以消除。

情形 III:分质量异常说明本制程存在欲控异因,上影异常说明上制程存在非控异因,但本制程总质量正常说明欲控异因与非控异用方向相反而抵消。因此,这二者中必有不利于本制程改进的,应找出此异因加以消除。

情形 IV:上影异常表示上制程存在非控异因,但本制程总质量正常说明本制程与上影方向相反而抵消,故应从此二者中找出不利于本制程改进的质量因素并加以消除。

情形 V:分质量异常应在本制程找出欲控异因加以消除。

情形 VI:分质量与上影均正常,但二者方向相同而叠加,致使本制程总质量异常。这种情形的出现大多由于上影与分质量中有一个的质量特性值已经靠近控制图控制界限,而另一个的质量特性值与其同方向而叠加,结果造成本制程全控图点出界而显示异常。这种本身并未造成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。

情形 VII:分质量异常,上影正常且与分质量方向相反而抵消,致使本制程总质量正常。这时应从此二者中找出不利于质量改进的质量因素加以消除。

情形 VIII:上下制程均正常。

表 2-27 例 8 的日常生产数据与 $\bar{x}_{cs}-R_{mcs}$ 图绘点计算表

批号	x	$R_m(x)$	y	$R_m(y)$	$\hat{y}$	y_{cs}	R_{mcs}
(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	1.583
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	0.711	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
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

〔例 8〕 我们仍用例 7。该厂抗生素分厂日常生产的数据见表 2-27，试用两种控制图的诊断理论进行诊断。

〔解〕 为了应用表 2-26 进行诊断，我们作出了本制程脱色的休氏图 $\bar{x}(y)-R_m(y)$ 图与选控图 $\bar{x}_{cs}-R_{mcx}$ 图，这里选控图的非控异因为上影，用上制程过滤制程总质量特性值 $\bar{x}$ 表示。我们还作出了上制程的休氏图 $\bar{x}(x)-R_m(x)$ 图。它们的日常管理的绘点数据参见表 2-26 中的第 (2)、(3)、(4)、(5)、(7)、(8) 栏。上制程的 $\bar{x}(x)-R_m(x)$ 图与本制程的 $\bar{x}(y)-R_m(y)$ 图的计算过程略。于是得到图 2-38 与图 2-39。在图 2-39 上可以对本制程脱色液透光度变异度的是否失控进行诊断，在图 2-38 上可以对本制程脱色液透光度平均数的是否失控进行诊断。从图 2-38 和图 2-39 可得出异常批及其诊断如表 2-28 所示。现在对表 2-28 中的各个异常批再作些说明：

① 由于产品质量特性值为计量值透光度，它一般为或近似为常态分配，故应从平均数和变异度两个层面（见图 2-38 与图 2-39）来观察其是否异常失控。

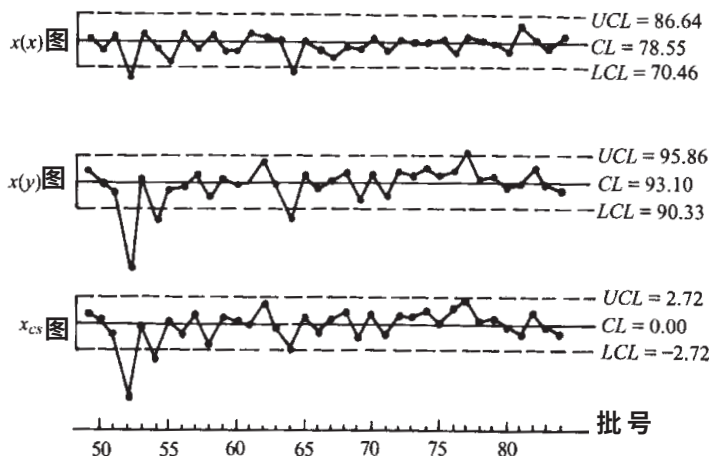


图 2-38 例 8 的各个 $\bar{x}$ 图

②根据典型诊断表 2-26 很容易判定是否存在欲控异因(本制程)和非控异因(上影,属上制程)。这样就分清上下制程的质量责任。

③第 52 批:无论从平均数或变异度来看均属情形 I,即本制程和上制程

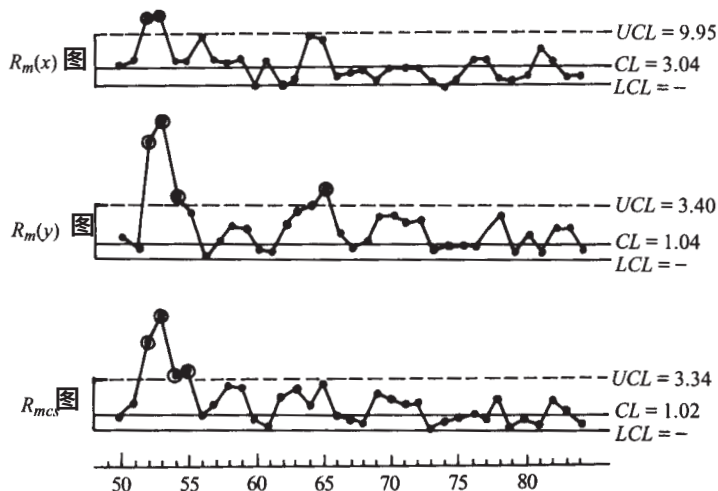


图 2-38 例 8 的各个 R_m 图

表 2-28 异常批及其诊断

控制图 批号	$\bar{x}(x)$	$\bar{x}(y)$	$\bar{x}_{cs}$	$R_m(x)$	$R_m(y)$	R_{mcs}	属于表 2-26 中的何种情形
52	$< LCL$	$< LCL$	$< LCL$	$> UCL$	$> UCL$	$> UCL$	从平均数看属情形 I。 从变异度看属情形 I。
53				$> UCL$	$> UCL$	$> UCL$	从变异数看属情形 I。
54		$> UCL$	$< LCL$		$> UCL$	$> UCL$	从平均数看属情形 V。 从变异度看属情形 V。
55						$> UCL$	从变异度看属情形 VII。
64	$< LCL$	$< LCL$					从平均数看属情形 II。
65					$> UCL$		从平均数看属情形 VI。
77		$> UCL$					从变异度看属情形 VI。

均异常，需要在本制程找出欲控异因和在上制程找出异因，并加以消除。

④ 第 53 批：从变异度看属情形 I。但从平均数看第 53 批正常。仔细分析图 2-37 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，而非上下制程异常。

⑤ 第 54 批：无论从平均数或变异度来看均属情形 V，需要在本制程找出欲控异因加以消除。

⑥ 第 55 批：从变异度看属情形 VII。但从平均数看属正常。仔细分析图 2-37 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，而非本制程异常。

⑦ 第 64 批：从平均数看属情形 II，即上影异常，应在上制程找出异因加以消除。

⑧ 第 65 批：从变异度看属情形 VI。但从平均数看属正常，仔细分析图 2-37 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，而非上下制程异常。

⑨ 第 77 批：从平均数看属情形 VI，但从变异度看第 77 批正常。情形 VI 指分质量正常，上影亦正常，二者同方向而叠加，致使总质量异常。不过这次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 2-37，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，故应总结本制程的好经验。

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是首先由张公绪在 1981 年创建的，它具有下列特点：

(1) 上道过程与下道过程交接处只能是上道过程的总质量，而下道过程即本过程存在两种质量：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，每张控

制图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过程的连结，这点十分重要。为了说明方便，前述以上影为便。实际上，也可以把上影换成其他待诊断的毛病。

(3) 典型诊断表应用的是直接逻辑推理，而非统计理论，因此典型诊断表本身不存在统计推论的两种错误。

(五) 两种制程能力指数的诊断

2000年新版国标准化组织系列标准强调一切工作都可以看成是过程，而制（造过）程仅仅是其中一部分，所以通称的制程能力指数（process capability index）应更确切地称为过程能力指数。

既然过程都存在两种质量：总质量和分质量，所以与两种质量相对应，也应有两种制程能力指数。实务经验证明，将制程能力指数的概念由原来的一种扩大到两种以后，使得制程能力指数获得了前所未有和意想不到的作用。

1. 什么是两种制程能力指数

在前面已经解释了什么是制程能力指数，即

$$C_p = \frac{T}{6\sigma}$$

式中， T 为公差， σ 为产品质量特性值的母体标准差。

事实上，现有的制程能力指数都是针对总产品质量的，故应更确切地写成

$$C_{pt} = \frac{T_t}{6\sigma_t} = \frac{T}{6\sigma_t}$$

式中, 下标“t”表示“总(total)”, C_{pt} 称为综合制程能力指数(overall process capability index), 或简称总能力指数(total capability index)。

T_t 为总产品质量的规格公差, σ_t 为总产品质量特性值的母体标准差。

由于总质量包括分质量与上影两部分, 在制定总质量的规格公差时显然不会考虑到上影, 故总质量与分质量的规格公差相同为 T (双侧规格)。

与此对应地, 对于分质量, 应有

$$C_{pp} = \frac{T_p}{6\sigma_p} = \frac{T}{6\sigma_p}$$

式中, 下标“p”表示“分(partial)”, C_{pp} 称为固制程能力指数(specific process capability index), 或简称分能力指数(partial capability index); T_p 为分产品质量的规格公差, 它等于总产品质量的规格公差, 即 $T_t = T_p = T$; σ_p 为分产品质量特性值的母体标准差。

2. 两种制程能力指数间的关系

由于分质量只是总质量的一部分, 所以分质量的波动不可能超过总质量的波动, 即

$$\sigma_p \leq \sigma_t$$

从而

$$C_{pt} \leq C_{pp}$$

上式说明 C_{pp} 是该制程能力指数的上界(upper bound)。只有当非控异因排队后, 才有 $C_{pt} = C_{pp}$ 。应用上式可以进行质量预测, 即若采取措施排队非控异因, 则质量提高的最大幅度为

$$w = C_{pp} - C_{pt}$$

由于在采取措施之前，我们已经知道 w 的数值，所以这是质量预测。有时，取相对提高幅度更方便，即

$$w_r = \frac{w}{C_{pp}} = \frac{C_{pp} - C_{pt}}{C_{pp}} = 1 - \frac{\sigma_p}{\sigma_t}$$

上式中的最右部分说明，不需要知道规定的 T ，也可计算出 w_r

当 $w_r \geq 30\%$ 时，认为非控异因影响严重，当 $w_r \leq 10\%$ ，认为非控异因影响轻微，而当 $10\% \leq w_r \leq 30\%$ 时，认为非控异因影响中等。

3. 两种制程能力指数的诊断实例

现在结合一些实例说明两种制程能力指数的诊断步骤。

〔例 9〕某缝纫机厂装配分厂为了控制装配进度，准备采用两种制程能力指数的诊断方法。现该装配分厂已计算得 $C_{pt}=0.6$ ， $C_{pp}=0.9$ ，试用两种制程能力指数诊断方法对该分厂进行诊断。

〔解〕 现结合本例说明两种制程能力指数的诊断步骤。

步骤 1: 计算 w_r 。在本例， $C_{pt}=0.6$ ， $C_{pp}=0.9$ ，故可知

$$w_r = \frac{0.9 - 0.6}{0.9} = \frac{1}{3} = 33.3\%$$

步骤 2: 根据 w_r 判定上影是否严重。现 $w_r > 30\%$ ，故判定上影严重。事实上，该厂各零组件分厂未及时提供零组件，确实影响装配分厂的装配进度。

步骤 3: 根据 C_{pp} 判定分质量水准，亦即本制程的加工质量。今 $C_{pp} = 0.9 < 1$ ，故装配分厂的装配水准也不行。事实上，该装配分厂的出勤率不高，确实存

在问题。

以上实例说明两种制程能力指数的诊断完全符合实情。

[例 10] 某制药厂抗生素生产线已测得各制程的两种制程能力指数如表 2-29 所示。现欲提高抗生素的质量,问哪道制程是进行技术改造的关键?

表 2-29 抗生素生产线各个制程的两种制程能力指数

制程 能力指数	发酵 (1)	酸化 (2)	脱色 (3)	结晶 (4)	成品 (5)
C_{pt}	0.9	1.0	1.0	0.9	0.8
C_{pp}	0.9	1.5	1.1	1.6	1.5
$w_p(\%)$	0	33.3	9.1	43.8	46.7

[解] 我们准备采取三种分析方法来进行讨论。

方法 1: 仍用前面的步骤进行诊断。由于上影是从前道制程影响到后道制程,所以我们分析则从后往前进行。例如:

第 5 道成品制程: $W_r = 46.7\% > 30\%$, 故上影严重; 其次 $C_{pp} = 1.5$ 很高。因此, 只要上道制程解决了问题, 本制程的 $C_{pt} = 0.8$ 很低的问题自然迎刃而解。

第 4 道结晶制程: $W_r = 43.8\% > 30\%$, 故上影严重; 其次 $C_{pp} = 1.6$, 很高。因此, 只要上道制程解决了问题, 本制程的 $C_{pt} = 0.9$ 很低的问题自然迎刃而解。

第 3 道脱色制程: $W_r = 9.1\% < 10\%$, 故上影轻微; 其次 $C_{pp} = 1.1$, 不高。故本制程是生产线技术改造的关键制程之一。

第 2 道酸化制程: $W_r = 33.3\% > 30\%$, 故上影严重; 其次 $C_{pp} = 1.5$, 很高。因此, 只要上道制程解决了问题, 本制程的 $C_{pt} = 1.0$ 不高的问题自然迎刃而解。

第 1 道发酵制程: 由于考虑两种质量相等, 故 $C_{pt} = C_{pp} = 0.9$, $W_r = 0$; 其次, $C_{pp} = 0.9$, 很低。因此, 本制程亦是生产线技术改造的关键制程。

方法2:我们只需要观察各道制程的分制程能力指数 C_{pp} , 就立刻可发现第1、3 两道制程的 C_{pp} 最低, 都在 1.0 左右, 所以它们就是技术改造的关键。

方法3:按照国内外现行办法, 只观察各道制程的总制程能力指数 C_{pt} , 可以看到每道制程都有 $C_{pt} \leq 1.0$, 所以每道制程都是技术改造的关键。但是现场的实地技术检查证明这个结论是错误的, 只有第1、3 两道制程才是技术改造的关键。造成错误的原因就是由于总制程能力指数 C_{pt} 与上制程有关。与上制程关系越密切, 即 W_r 值越大的, 则 C_{pt} 受影响也就越大, 造成错误的程度就越大。例如, 上述第 2、4、5 道制程即如此。

必须强调指出, 现行的作法正是上述方法3, 这应该引起大家足够的重视。

“ 本文证实了, 对于两个相关的质量特性, 张公绪提出的选控方法优于对其中每个质量特性分别单独应用Shewhart控制图的作法。选控方法考虑了两个制程间的关系, 而分别单独应用Shewhart控制图则做不到这点。只有当此二质量特性是独立时, 我们所推荐的选控方法才化归为通常的Shewhart图。选控方法也优于多变化 T^2 图, 因为选控方法能够提供诊断哪道制程异常的信息。选控方法的另一个优点是有可能处理变数之间的复杂关系。”

案例：海光船厂的质量观念

为了迎接持续改善质量的挑战，海光船厂推行了一项名为 P. A. C. E 计划，所谓 P. A. C. E 就是人人达成消费者的期望 (People Achieving Customer Expectation)。

就实际的意义而言，质量是一个封闭的回路，开始与结束的点都是消费者。提升质量的程序，是从了解如何满足顾客的需求开始。

改善质量的整个程序是这样的，我们先确定出能够满足顾客需求的特点，并把这些特点加以实际应用，使我们所生产出来的产品都能满足这些特点。之后，我们必须再加到消费者身上，从他们身上得到反馈，以了解：“我们做得如何？我们是否满足您的需求？我们要如何才能提供您更优质的产品？您希望了解我们在哪些方面有所改进或创新？”

所以，就如您所了解的，对于实施 PACE 制度的公司而言，质量绝对不只是产品本身的特性，而更是一种“以客为尊”的态度与信念，这种观念在整个公司深入人心，引导每一个决策与所有员工努力的方向。当质量改善的观念成为公司的文化之后，瑕疵与错误的几率急剧下降，生产力与消费者的满意程度也会大增。

PACE 计划的终极目标，是要持续加强公司的产品质量，及增进公司满足消费者需求的能力。

（一）质量的成本

质量的成本 (cost of quality, COQ) 常被描述为不能替产品或服务增加价值的活动，是营业收入的减项。质量的成本可以广泛地定义为，做错事或做过头的所有成本。这些成本都是实际的花费。在质量改善行动中，质量的成本是一项非常重要的衡量指标，它非常实际，同时也具有不抗辩性，因为质量的成本是每个人的责任，没有任何特定的团体或个人必须加以辩解。每个人都可以在不成为箭靶的情形下，自由讨论如何增进营运的效率。利用质量成本的概念，我们可以算出事情做过头的花费成本，并且这么做时不会有“替罪羊”的问题。

对现代企业而言，忽略质量的成本将会付出极高的代价。你可以想像经理

人在检讨刚完成的计划时，报告其中的监控，测试与修理费用就占了收入 20% 吗？但这正是现代许多企业典型的成本写照！

（二）降低“质量的成本”

当你把重心放在取悦客户时，你必须同时考虑那些无法为客户增加价值的所有程序与活动。无须抱怨或责备，只要找出那些浪费时间的“内部争议”。诸如不必要的文书流程、等待核准、签章的时间或打电话时的客套话等等都很浪费时间，这些对程序所能增加的价值非常有限。经过几年的累积，这些“内部争议”会让员工觉得无力去改变。

我们知道，我们必须控制住质量的成本恶性上涨。首先，我们必须找出哪些是浪费时间的事情，并将这些事件计算出实际的时间与资源。之后，以不牺牲产品质量为前提，我们必须降低或消除这些活动。借由精简或消除系统，以及控制哪些无用的制度，可以达成目的。如果无法决定哪些系统应该要精简，去请教员工，他们会知道。