



中华人民共和国国家标准

GB/T 35023—2018

液压元件可靠性评估方法

Methods to assess the reliability of hydraulic components

2018-05-14 发布

2018-12-01 实施

国家市场监督管理总局
中国国家标准化管理委员会 发布

目 次

前言	Ⅲ
1 范围	1
2 规范性引用文件	1
3 术语和定义	1
4 计量单位与符号	2
5 可靠性的一般要求	2
6 评估可靠性的方法	3
7 失效或中止的实验室试验分析	3
8 现场数据分析	4
9 实证性试验分析	5
10 试验报告	7
11 标注说明	7
附录 A (资料性附录) 失效或中止的实验室试验分析计算示例	8
附录 B (资料性附录) 现场数据分析计算示例	14
附录 C (资料性附录) 实证性试验分析公式推导与计算示例	18
参考文献	21

前 言

本标准按照 GB/T 1.1—2009 给出的规则起草。

本标准由中国机械工业联合会提出。

本标准由全国液压气动标准化技术委员会(SAC/TC 3)归口。

本标准负责起草单位:浙江大学。

本标准参加起草单位:北京机械工业自动化研究所、武汉科技大学、油威力液压科技股份有限公司、江苏省机械研究设计院有限责任公司、北京华德液压工业集团有限责任公司、力源液压(苏州)有限公司、燕山大学、扬州市江都永坚有限公司、中国航天科技集团公司第一研究院第十八研究所、赛克思液压科技股份有限公司、韶关液压件厂有限公司、宁波华液机器制造有限公司、镇江液压股份有限公司。

本标准主要起草人:徐兵、曹巧会、湛从昌、钱新博、林广、杨永军、赵静一、赵静波、焦文瑞、陈东升、谢辉、何友文、徐建江、张时剑、秦海兴、黄智武、韦长峰、张策、叶绍干、夏士奇。

液压元件可靠性评估方法

1 范围

本标准规定了适用于 GB/T 17446 中定义的液压元件的可靠性评估方法：

- a) 失效或中止的实验室试验分析；
- b) 现场数据分析；
- c) 实证性试验分析。

本标准适用于液压元件无维修条件下的首次失效。

2 规范性引用文件

下列文件对于本文件的应用是必不可少的。凡是注日期的引用文件，仅注日期的版本适用于本文件。凡是不注日期的引用文件，其最新版本(包括所有的修改单)适用于本文件。

GB/T 2900.13 电工术语 可信性与服务质量

GB 3100 国际单位制及其应用

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

GB/T 4091 常规控制图

GB/T 5080.6 设备可靠性试验 恒定失效率假设的有效性检验

GB/T 17446 流体传动系统及元件 词汇

JB/T 7033 液压传动 测量技术通则

3 术语和定义

GB/T 2900.13、GB/T 3358.1、GB/T 17446 界定的以及下列术语和定义适用于本文件。为了便于使用，以下重复列出了某些术语和定义。

3.1

元件 component

由除配管以外的一个或多个零件组成的实现液压传动系统功能件的独立单元。

注：指缸、泵、马达、阀、过滤器等液压元件。

3.2

可靠性 reliability

产品在给定的条件下和给定的时间区间内能完成要求的功能的能力。

[GB/T 2900.13—2008, 定义 191-02-06]

注：这种能力若以概率表示，即称可靠度。

3.3

失效 failure

元件完成要求的功能的能力的中断。

[GB/T 2900.13—2008, 定义 191-04-01]

3.4

B_{10} 寿命 B_{10} life

当元件投入使用后未经任何维修,可靠度为 90%时的平均寿命;或预期有 10%发生失效时的平均寿命。

3.5

平均失效前时间 mean time to failure

MTTF

失效前时间的数学期望。

[GB/T 2900.13—2008,定义 191-12-07]

注:即元件投产后未经任何维修从投入运行到失效时所统计的平均工作时间。

3.6

平均失效前次数 mean cycles to failure

MCTF

失效前次数的数学期望。

3.7

阈值 threshold level

用于与元件的性能参数(如泄漏量、流量和工作压力等)的试验数据进行比较的值。

注:该值作为性能比较的关键参数,通常是由专家定义的某个值,但不一定表示元件工作终止。

3.8

终止循环计数 termination cycle count

一个样本首次达到某个阈值水平时的循环次数。

3.9

样本 sample

由一个或多个抽样单元构成的总体的子集。

[GB/T 3358.1—2009,定义 1.2.17]

4 计量单位与符号

4.1 计量单位应符合 GB 3100 的规定。

4.2 威布尔参数(Weibull Parameters)的符号:

β ——斜率;

η ——特征寿命;

t_0 ——最小寿命。

5 可靠性的一般要求

5.1 可靠性可通过第 6 章给出的三种方法求得。

5.2 应使用平均失效前时间(MTTF)和 B_{10} 寿命来表示。

5.3 应将可靠性结果关联置信区间。

5.4 应给出表示失效分布的可能区间。

5.5 确定可靠性之前,应先定义“失效”,规定元件失效模式。

5.6 分析方法和试验参数应确定阈值水平,通常包括:

a) 动态泄漏(包括内部和外部的动态泄漏);

- b) 静态泄漏(包括内部和外部的静态泄漏);
- c) 性能特征的改变(如失稳、最小工作压力增大、流量减少、响应时间增加、电气特征改变、污染和附件故障导致性能衰退等)。

注:除了上述阈值水平,失效也可能源自突发性事件,如:爆炸、破坏或特定功能丧失等。

6 评估可靠性的方法

通过失效或中止的实验室试验分析、现场数据分析和实证性试验分析来评估液压元件的可靠性。而不论采用哪种方法,其环境条件都会对评估结果产生影响。因此,评估时应遵循每种方法对环境条件的规定。

7 失效或中止的实验室试验分析

7.1 概述

7.1.1 进行环境条件和参数高于额定值的加速试验,应明确定义加速试验方法的目的和目标。

7.1.2 元件的失效模式或失效机理不应与非加速试验时的预期结果冲突或不同。

7.1.3 试验台应能在计划的环境条件下可靠地运行,其布局不应对被试元件的试验结果产生影响。可靠性试验过程中,参数的测量误差应在指定范围内。

7.1.4 为使获得的结果能准确预测元件在指定条件下的可靠性,应进行恰当的试验规划。

7.2 试验基本要求

试验应按照本标准适用的被评估元件相关部分的条款进行,并应包括:

- a) 使用的统计分析方法;
- b) 可靠性试验中应测试的参数及各参数的阈值水平,部分参数适用于所有元件,阈值水平也可按组分类;
- c) 测量误差要求按照 JB/T 7033 的规定;
- d) 试验的样本数,可根据实用方法(如:经验或成本)或统计方法(如:分析)来确定,样本应具有代表性并应是随机选择的;
- e) 具备基准测量所需的所有的初步测量或台架试验条件;
- f) 可靠性试验的条件(如:供油压力、周期率、负载、工作周期、油液污染度、环境条件、元件安装定位等);
- g) 试验参数测量的频率(如:特定时间间隔或持续监测);
- h) 当样本失效与测量参数无关时的应对措施;
- i) 达到终止循环计数所需的最小样本比例(如:50%);
- j) 试验停止前允许的最大样本中止数,明确是否有必要规定最小周期数(只有规定了最小周期数,才可将样本归类为中止样本或不计数样本);
- k) 试验结束后,对样本做最终检查,并检查试验仪器,明确这些检查对试验数据的影响,给出试验通过或失败的结论,确保试验数据的有效性(如:一个失效的电磁铁在循环试验期间可能不会被观测到,只有单独检查时才能发现,或裂纹可能不会被观测到,除非单独检查)。

7.3 数据分析方法

7.3.1 应对试验结果数据进行评估。可采用威布尔分析方法进行统计分析。

7.3.2 应按照下列步骤进行数据分析:

- a) 记录样本中任何一个参数首次达到阈值的循环计数,作为该样本的终止循环计数。若需其他参数,该样本可继续试验,但该数据不应用于后续的可靠性分析。
- b) 根据试验数据绘制统计分布图。若采用威布尔分析方法,则用中位秩。若试验包含截尾数据,则可用修正的 Johnson 公式和 Bernard 公式确定绘图的位置。数据分析示例参见附录 A。
- c) 对试验数据进行曲线拟合,确定概率分布的特征值。若采用威布尔分析方法,则包括最小寿命 t_0 、斜率 β 和特征寿命 η 。此外,使用 1 型 Fisher 矩阵确定 B_{10} 寿命的置信区间。

注:可使用商业软件绘制曲线。

8 现场数据分析

8.1 概述

8.1.1 对正在运行产品采集现场数据,失效数据是可靠性评估依据。失效发生的原因包括设计缺陷、制造偏差、产品过度使用、累积磨损和退化,以及随机事件。产品误用、运行环境、操作不当、安装和维护情况等因素直接影响产品的寿命。应采集现场数据以评估这些因素的影响,记录产品的详细信息,如批号代码、日期、编码和特定的运行环境等。

8.1.2 数据采集应采用一种正式的结构化流程和格式,以便于分配职能、识别所需数据和制定流程,并进行分析和汇报。可根据事件或检测(监测)的时间间隔采集可靠性数据。

8.1.3 数据采集系统的设计应尽量减小人为偏差。

8.1.4 在开发上述数据采集系统时,应考虑个人的职位、经验和客观性。

8.1.5 应根据用于评估或估计的性能指标类型选择所要收集的数据。数据收集系统至少应提供:

- a) 基本的产品识别信息,包括工作单元的总数;
- b) 设备环境级别;
- c) 环境条件;
- d) 运行条件;
- e) 性能测量;
- f) 维护条件;
- g) 失效描述;
- h) 系统失效后的变更;
- i) 更换或修理的纠正措施和具体细节;
- j) 每次失效的日期、时间和(或)周期。

8.1.6 在记录数据前,应检查数据的有效性。在将数据录入数据库之前,数据应通过验证和一致性检查。

8.1.7 为了数据来源的保密性,应将用作检索的数据结构化。

8.1.8 可通过以下三个原则性方法识别数据特定分布类型:

- a) 工程判断,根据对生成数据物理过程的分析;
- b) 使用特殊图表的绘图法,形成数据图解表(见 GB/T 4091);
- c) 衡量给出样本的统计试验和假定分布之间的偏差;GB/T 5080.6 给出了一个呈指数分布的此类试验。

8.1.9 分析现场可靠性数据的方法可用:

- a) 帕累托图;
- b) 饼图;
- c) 柱状图;
- d) 时间序列图;

- e) 自定义图表;
- f) 非参数统计法;
- g) 累计概率图;
- h) 统计法和概率分布函数;
- i) 威布尔分析法;
- j) 极值概率法。

注:许多商业软件包支持现场可靠性数据的分析。

8.2 现场调查数据的可靠性估计方法

计算现场数据平均失效前时间(MTTF)或平均失效前次数(MCTF)的方法,应与处理实验室数据的方法相同。使用 7.3 给出的方法,示例参见附录 A,补充信息参见附录 B。

9 实证性试验分析

9.1 概述

9.1.1 实证性试验应采用威布尔法,它是基于统计方法的实证性试验方法,分为零失效和零/单失效试验方案。通过使用有效历史数据定义失效分布,是验证小样本可靠性的一种高效方法。

9.1.2 实证性试验方法可验证与现有样本类似的新样本的最低可靠性水平,但不能给出可靠性的确切值。若新样本通过了实证性试验,则证明该样本的可靠性大于或等于试验目标。

9.1.3 试验过程中,首先选择威布尔法的斜率 β (参考文献[2]介绍了韩国机械与材料研究所提供液压元件的斜率值 β);然后计算支持实证性试验所需的试验时间(历史数据已表明,对于一种特定的失效模式, β 趋向于一致);最后对新样本进行小样本试验。如果试验成功,则证实了可靠度的下限。

9.1.4 在零失效试验过程中,若试验期间没有失效发生,则可得到特定的 B_i 寿命。

注: i 表示累计失效率百分比的下标变量,如:对于 B_{10} 寿命, $i=10$ 。

9.1.5 除了在试验过程中允许一次失效之外,零/单失效试验方案和零失效试验方案类似。零/单失效试验的成本更高(更多试验导致),但可降低设计被驳回的风险。零/单失效试验方案的优势之一在于:当样本进行分组试验时(如:试验容量的限制),若所有样本均没有失效,则最后 1 个样本无需进行试验。该假设认为当有 1 个样本发生失效时,仍可验证该设计满足可靠性的要求。

9.2 零失效方法

9.2.1 根据已知的历史数据,对所要试验的元件选择一个威布尔斜率值。

9.2.2 根据式(1)确定试验时间或根据式(2)确定样本数(推导过程参见附录 C):

$$t = t_i \left[\frac{\ln(1-C)}{n \times \ln(R_i)} \right]^{1/\beta} = t_i \left[\left(\frac{1}{n} \right) \frac{\ln(1-C)}{\ln R_i} \right]^{1/\beta} = t_i \left(\frac{A}{n} \right)^{1/\beta} \dots\dots\dots (1)$$

$$n = A \left(\frac{t_i}{t} \right)^\beta \dots\dots\dots (2)$$

式中:

t ——试验的持续时间,以时间、周期或时间间隔表示;

t_i ——可靠性试验指标,以时间、周期或时间间隔表示;

β ——威布尔斜率,从历史数据中获取;

R_i ——可靠度 $(100-i)/100$;

i ——累计失效率百分比的下标变量(如:对于 B_{10} 寿命, $i=10$);

n ——样本数;

C —— 试验的置信度；
A —— 查表 1 或根据式(1)计算。

表 1 A 值

C/%	R _i				
	R ₁	R ₅	R ₁₀	R ₂₀	R ₃₀
95	298.1	58.40	28.43	13.425	8.399
90	229.1	44.89	21.85	10.319	6.456
80	160.1	31.38	15.28	7.213	4.512
70	119.8	23.47	11.43	5.396	3.376
60	91.2	17.86	8.70	4.106	2.569

9.2.3 开展样本试验,试验时间为上述定义的 t ,所有样本均应通过试验。

9.2.4 若试验成功,则元件的可靠性可阐述如下:

元件的 B_i 寿命已完成实证性试验,试验表明:根据零失效威布尔方法,在置信度 C 下,该元件的最小寿命至少可达到 t_i (如:循环、小时或公里)。

9.3 零/单失效方法

9.3.1 根据已知的历史数据,确定被试元件的威布尔斜率值 β 。

9.3.2 根据式(3)确定试验时间(参见附录 C)。

$$t_1 = t_j \left(\frac{\ln R_0}{\ln R_j} \right)^{1/\beta}$$

.....(3)

式中:

t_1 —— 试验的持续时间,以时间、周期或时间间隔表示;

t_j —— 可靠性试验指标,以时间、周期或时间间隔表示;

β —— 威布尔斜率,从历史数据中获取;

R_j —— 可靠度 $(100-j)/100$;

R_0 —— 零(单)失效的可靠度根值(见表 2);

j —— 累计失效率百分比的下标变量(如:对于 B_{10} 寿命, $j=10$)。

表 2 R₀ 值

C/%	n								
	2	3	4	5	6	7	8	9	10
95	0.025 3	0.135 3	0.248 6	0.342 5	0.418 2	0.479 3	0.529 3	0.570 8	0.605 8
90	0.051 3	0.195 8	0.320 5	0.416 1	0.489 7	0.547 4	0.593 8	0.631 6	0.663 1
80	0.105 6	0.287 1	0.417 6	0.509 8	0.577 5	0.629 1	0.669 6	0.702 2	0.729 0
70	0.163 4	0.363 2	0.491 6	0.578 0	0.639 7	0.685 7	0.721 4	0.749 8	0.773 0
60	0.225 4	0.432 9	0.555 5	0.635 0	0.690 5	0.731 5	0.762 9	0.787 7	0.807 9

9.3.3 样本试验的试验时间 t_1 由式(3)确定,在试验中最多只能有 1 个样本失效。当不能同时对所有样本进行试验时,若除了最后 1 个样本以外的所有样本均试验成功,则最后 1 个样本无需试验。

9.3.4 若试验成功,则元件的可靠性可阐述如下:

元件的 B_i 寿命已完成实证性试验,试验表明:根据零/单失效威布尔方法,在置信度 C 下,该元件的最小寿命至少可达到 t_j (单位为循环、小时或公里)。

10 试验报告

试验报告应包含以下数据:

- a) 相关元件的定义;
- b) 试验报告时间;
- c) 元件描述(制造商、型号、名称、序列号);
- d) 样本数量;
- e) 测试条件(工作压力、额定流量、温度、油液污染度、频率、负载等);
- f) 阈值水平;
- g) 各样本的失效类型;
- h) 中位秩和 95% 单侧置信区间下的 B_{10} 寿命;
- i) 特征寿命 η ;
- j) 失效数量;
- k) 威布尔分布计算方法(如:极大似然法、回归分析、Fisher 矩阵);
- l) 其他备注。

11 标注说明

当遵循本标准时,在试验报告、产品样本和销售文件中作下述说明:

“液压元件可靠性测试和试验符合 GB/T 35023《液压元件可靠性评估方法》的规定”。

附 录 A
(资料性附录)

失效或中止的实验室试验分析计算示例

A.1 概述

失效数据的潜在分布是未知的。通常应用的威布尔分布属于参数分布,包括一个分布簇,其他分布如指数分布或正态分布都是威布尔分布的子集,可作为各类寿命数据的分析模型。

威布尔分布由三个参数定义:

- a) 特征寿命值 η ;
- b) 斜率 β ;
- c) 最小寿命参数 t_0 。

注:当 $\beta < 1$ 时,失效率递减;当 $\beta = 1$ 时,失效率为常数;当 $\beta > 1$ 时,失效率递增。

A.2 无中止型失效数据分析示例

假设在一次可靠性试验中,样本数为 7 个,在试验中测量 5 个参数(a 、 b 、 c 、 d 和 e)。随着试验的进行,采集在不同循环次数下各个参数的原始数据。在某些时候,其中某个参数达到其阈值水平,记录下此时的循环次数,参见表 A.1。样本的终止循环计数(表格中阴影部分所示)是该样本的任何一个参数首次达到阈值时的循环次数。当至少有超过一半的样本(本示例中为 4 个样本)达到其终止循环计数时,则试验完成。本示例说明,在试验超出样本的终止循环计数时,若继续试验时,样本的其他参数达到阈值的情况。

表 A.1 试验样本的阈值和数据

终止循环计数	阈值				
	参数 a : $\times \times \times$	参数 b : $\times \times \times$	参数 c : $\times \times \times$	参数 d : $\times \times \times$	参数 e : $\times \times \times$
11.8×10^6			样本 5		
21.5×10^6		样本 1			
30.2×10^6					样本 2
31.6×10^6	样本 2			样本 5	
39.8×10^6					样本 1
41.1×10^6		样本 5			
42.9×10^6	样本 6				
42.9×10^6	试验结束——样本 3、4、7 终止试验				

注:部分样本未达到其阈值,它们是在试验结束时终止的。

由表 A.2 所示的数据绘制威布尔图。

表 A.2 威布尔图数据

序列	循环数	中位秩
1	11.8×10^6	0.094 6
2	21.5×10^6	0.229 7
3	30.2×10^6	0.364 9
4	42.9×10^6	0.500 0

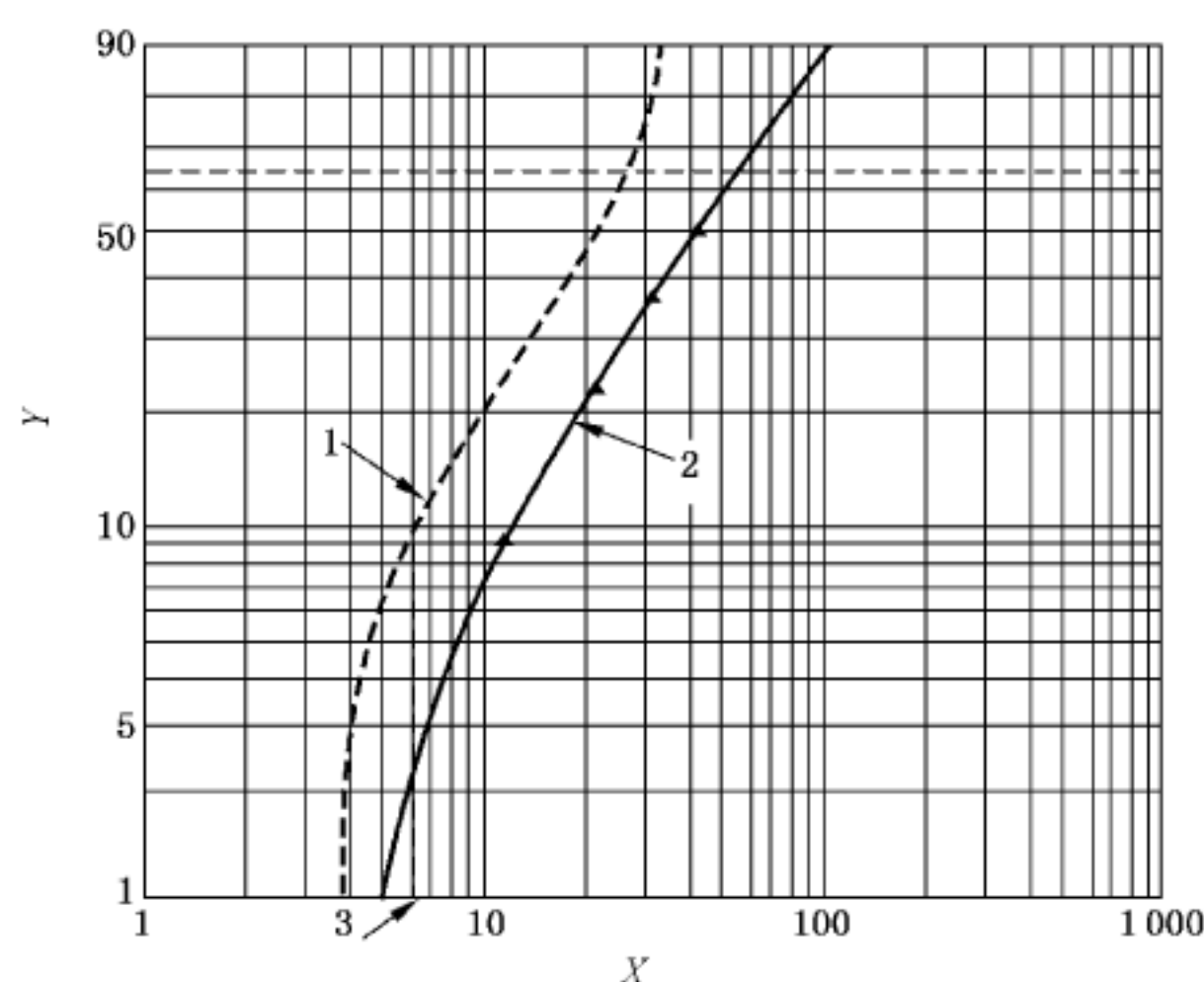
注：中位秩的值与样本数(本示例中为 7 个样本)有关。本示例中，中位秩的值用 Beta 二项式(A.1)计算。

$$r_M = \frac{P_r - 0.3}{N_{\text{test}} + 0.4} \quad \dots\dots\dots (\text{A.1})$$

式中：

P_r ——序列；

N_{test} ——试验样本数(本示例中为 7 个样本)。



说明：

X ——记录周期,单位为 10^6 次；

Y ——累积失效概率, %；

1 ——95%单侧置信区间的上限；

2 ——三参数威布尔分布的中位秩；

3 ——95%置信度下的 B_{10} 寿命。

注：最小寿命为 3.76×10^6 次,特征寿命为 51.7×10^6 次,斜率为 1.24,MTTF 为 52.0×10^6 次。

图 A.1 示例 1 的威布尔图

95%置信区间根据 1 型 Fisher 矩阵法计算。

当 $F(t)=0.1$,由图 A.1 所示的数值,使用三参数威布尔公式计算 t 的值[见式(A.2)]。根据中位秩曲线,可得出 B_{10} 寿命如下：

$$F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t-t_0}{\eta-t_0}\right)^\beta} \quad \dots\dots\dots (\text{A.2})$$

$$0.1 = 1 - e^{-\left(\frac{t-3.76 \times 10^6}{51.7 \times 10^6 - 3.76 \times 10^6}\right)^{1.24}}$$

$$t = (51.7 \times 10^6 - 3.76 \times 10^6) \times [\ln(1/0.9)]^{1/1.24} + 3.76 \times 10^6$$

50%置信度(中位秩曲线)下的 B_{10} 寿命： $t=11.5 \times 10^6$ 次。

由威布尔图分析得到：95%置信度下, B_{10} 寿命是 6.2×10^6 次(循环次数)。

注：威布尔曲线在其底部是弯曲的，表明最小寿命值是可能存在的。这说明三参数威布尔公式是合理的。

A.3 截尾数据分析示例

在一些情况下，某些样本在其失效之前就被移除掉，而其他样本继续试验。样本移除的原因可包括设备失效、外部损坏（如：火、停电）、由于检查而移除等与试验目的无关情况。被移除的样本不能返回试验项目，应被归入截尾样本中。本示例说明如何评估这种情况下元件的可靠性。

参见表 A.3，其阴影部分表示样本首次达到阈值时的循环次数。

表 A.3 试验样本的阈值和数据

终止循环计数	阈值				
	参数 a : ×××	参数 b : ×××	参数 c : ×××	参数 d : ×××	参数 e : ×××
11.8×10 ⁶			样本 5		
21.5×10 ⁶		样本 1			
25.0×10 ⁶	样本 4 被移除				
30.2×10 ⁶					样本 2
31.6×10 ⁶	样本 2			样本 5	
35.0×10 ⁶	样本 3 被移除				
39.8×10 ⁶					样本 1
41.1×10 ⁶		样本 5			
42.9×10 ⁶	样本 6				
42.9×10 ⁶	试验结束——样本 7 从试验中移除				

在本示例中，由于截尾出现在试验过程中，所以，应使用 Johnson 和 Bernard 公式计算终止试验样本的中位秩。图形位置使用 Johnson 公式[见式(A.3)]计算：

$$P_{\text{plot}} = \frac{S_r P_{p-1} + (N_{\text{test}} + 1)}{S_r + 1}$$

.....(A.3)

式中：

- P_{plot} ——图形位置；
- S_r ——反向序列；
- P_{p-1} ——前一个图形位置；
- N_{test} ——试验样本数(本示例中为 7 个样本)。

使用 Bernard 近似公式[见式(A.4)]计算中位秩 r_M ：

$$r_M = \frac{P_{\text{plot}} - 0.3}{N_{\text{test}} + 0.4}$$

.....(A.4)

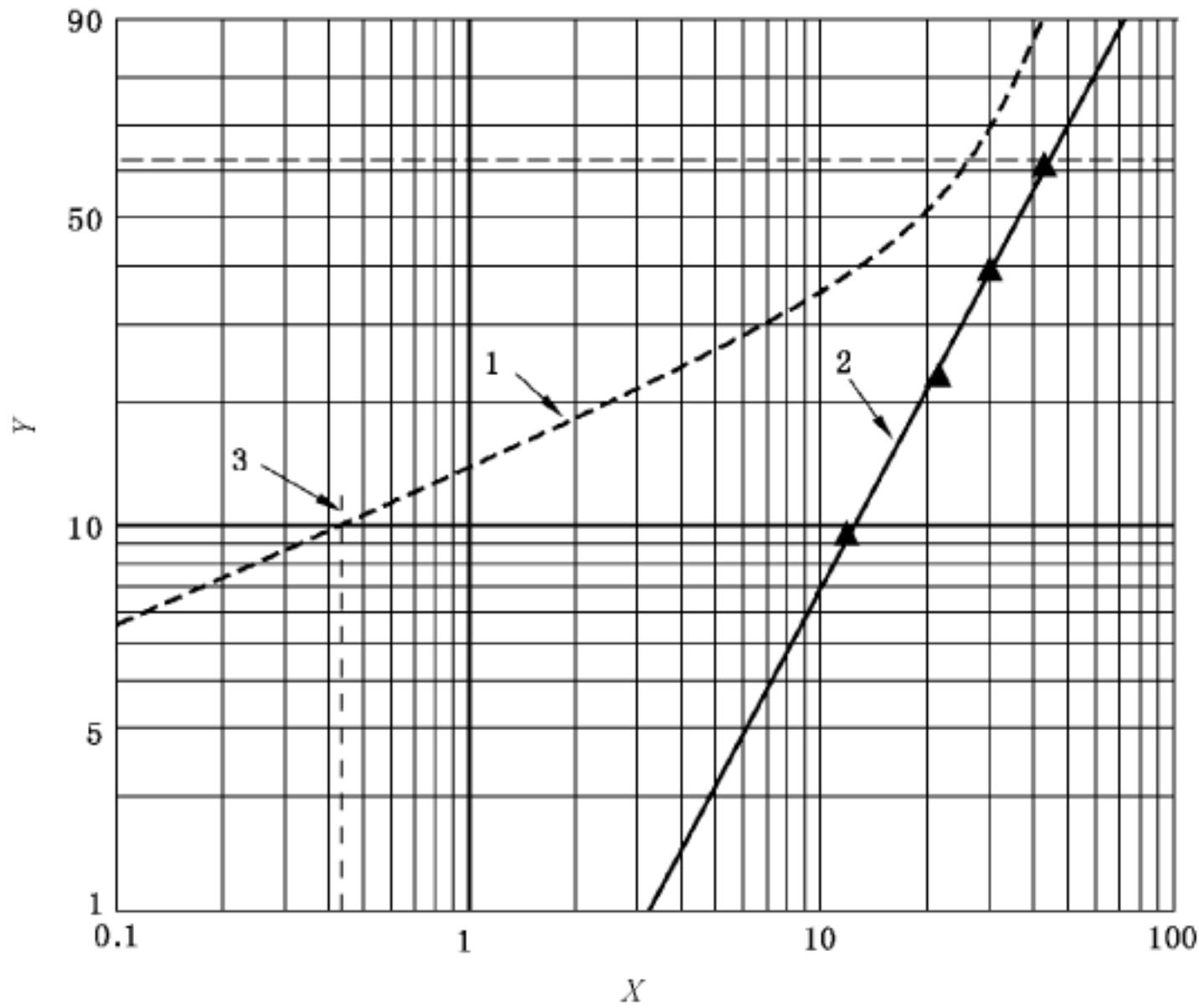
表 A.4 描述了上述计算。

表 A.4 含中止的试验结果的图形位置与中位秩

终止循环计数	样本编号	序列	反向序列	状态	图形位置	中位秩
11.8×10^6	5	1	7	失效	1	$0.094\ 6^a$
21.5×10^6	1	2	6	失效	2	$0.229\ 7^a$
25.0×10^6	4	3	5	中止	—	—
30.2×10^6	2	4	4	失效	3.2	0.391 0
35.0×10^6	3	5	3	中止	—	—
42.9×10^6	6	6	2	失效	4.8	0.608 1
42.9×10^6	7	7	1	终止	—	—

^a 前两个条目的图形位置无需根据 Johnson 公式计算,其中位秩可由标准值表或 Bernard 近似公式得出。为保证一致性,本示例中使用的是 Bernard 近似公式。

使用计算出的图形位置和中位秩,可得到威布尔图,其结果如图 A.2 所示。



说明:

X ——记录周期,单位为 10^6 次;

Y ——累计失效概率,%;

1 ——95%单侧置信区间的上限;

2 ——二参数威布尔分布的中位秩;

3 ——95%置信度下的 B_{10} 寿命。

注:最小寿命为 0 次,特征寿命为 45.1×10^6 次,斜率为 1.74,MTTF 为 40.2×10^6 次。

图 A.2 示例 2 的威布尔图

95%置信度根据 1 型 Fisher 矩阵法计算。

当 $F(t)=0.1$,使用二参数威布尔公式[见式(A.5)]计算 x 的值,根据中位秩曲线,得出 B_{10} 寿命如下:

$$F(t) = 1 - e^{-(t/\eta)^\beta} \dots\dots\dots (A.5)$$
$$0.1 = 1 - e^{-[t/(45.1 \times 10^6)]^{1.74}}$$
$$t = 45.1 \times 10^6 \times [\ln(1/0.9)]^{1/1.74}$$

50%置信度(中位秩曲线)下的 B_{10} 寿命:
 $t = 12.4 \times 10^6$ 次。
由威布尔图分析得到:95%置信度下, B_{10} 寿命是 4.8×10^6 次(循环次数)。
注:威布尔曲线在其底部是直线型的,说明其最小值趋向于 0。这说明二参数威布尔公式是合理的。

A.4 间歇试验示例

A.4.1 概述

在可靠性试验中,通常不可能持续监测样本的状态(是否超过阈值)。因此,需要在定义的试验时间间隔内检测样本的状态(是否失效)。当元件在一个时间间隔内失效,由于失效的准确时间是未知的(如:该元件可能在间隔期的开始或结束时失效),会在一定程度上造成信息缺失。因此,需要选择一个合适的试验时间间隔。

- 间隔试验数据的典型类型包括左设限和右设限类型的截尾数据(中止)。
- 寿命数据类型如下:
- a) 完全数据:拥有各个样本的寿命数据(失效前时间);
 - b) 截尾数据,例如:
 - 右截尾数据:样本在观察过程中未失效(中止);
 - 间隔截尾数据:样本在间隔期内失效;
 - 左截尾数据:样本在间隔期的开始和观察中失效。

注:一个数据集可能包含不止一种截尾类型。

可使用极大似然估计(MLE)方法取代等级回归方法(或最小二乘法,RRX)进行数据分析。极大似然估计法不考虑序列和图形位置,只使用各个失效或中止的时间。一般来说,极大似然估计法适用于复杂混合截尾,或大样本量(>30)的情况。而 X 轴的等级回归方法适用于完全数据或小样本量的情况。

A.4.2 示例

对有 30 个样本的抽样进行试验,当有超过一半的样本失效时,则试验结束。在试验过程中,由于操作错误,1 个样本被中止试验(计入下一时间间隔的失效数)。检测的时间间隔为 400 h。在这些检测过程中,可发现由于功能障碍或超过阈值水平而导致的失效,结果见表 A.5。

表 A.5 试验结果

该状态的样本数	最后检测时间/h	状态 F 或 S	状态结束 时间/h	截尾	抽样编号
1	0	F	400	左截尾	3
2	400	F	800	间隔截尾	21,24
1	800	F	1 200	间隔截尾	5
2	1 200	F	1 600	间隔截尾	9,13
2	1 600	F	2 000	间隔截尾	27,10
1	2 000	S	2 400	右截尾	22 ^a

表 A.5 (续)

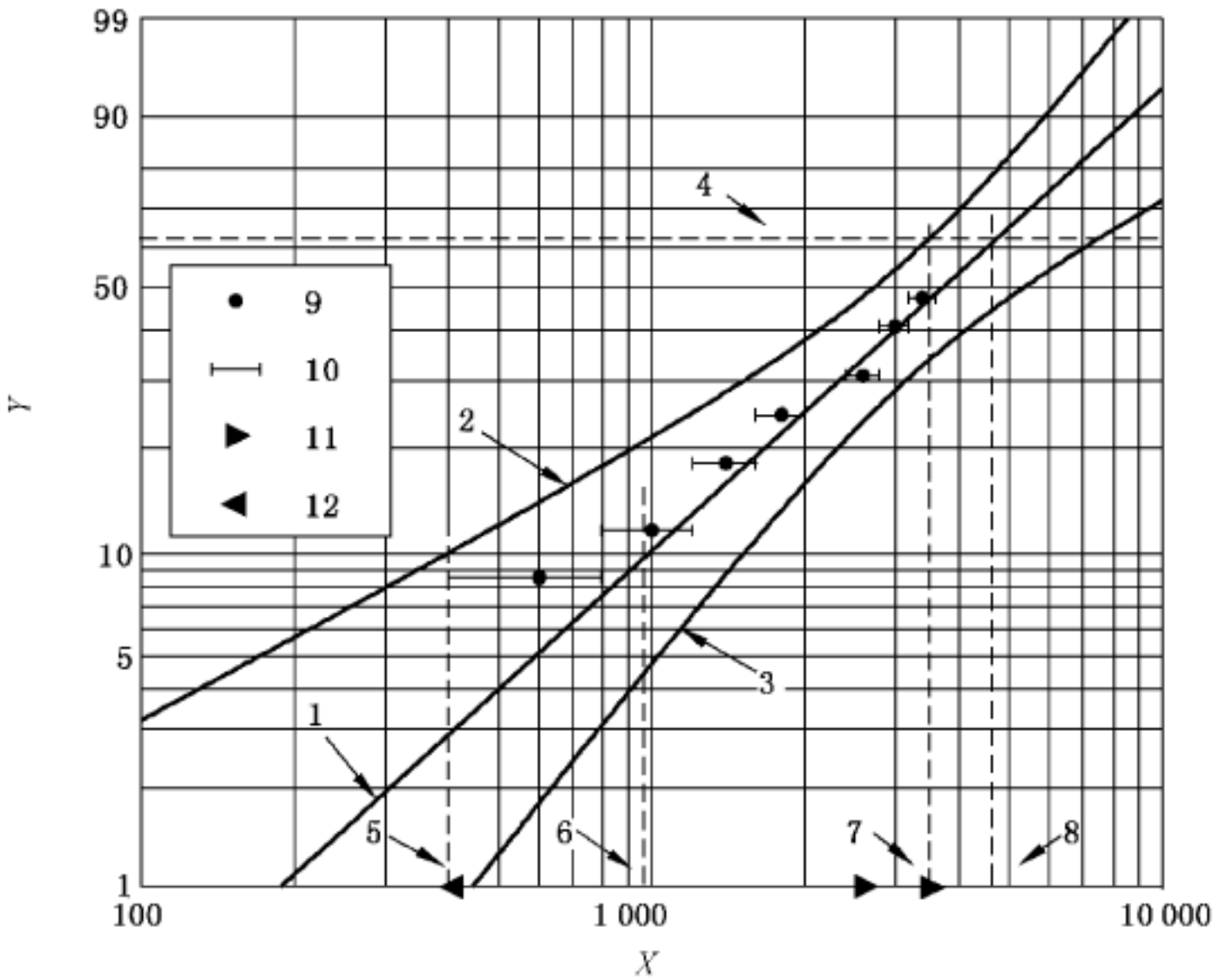
该状态的样本数	最后检测时间/h	状态 F 或 S	状态结束 时间/h	截尾	抽样编号
1	2 400	F	2 800	间隔截尾	17
3	2 800	F	3 200	间隔截尾	6,11,19
2	3 200	F	3 600	间隔截尾	1,24
15	3 600	S	3 600	右截尾	2,4,7,8,12,15,16,18; 20,23,25,26,28,29,30 ^b
^a 操作错误。					
^b 试验中这些样本全部被移除。					

由于失效的准确时间未知,将时间间隔的平均值作为失效前时间。

用改进的 Johnson 公式[见式(A.3)]计算图形位置,用 Bernard 近似公式[见式(A.4)]计算中位秩,进而可绘制威布尔图,见图 A.3(可由商业软件绘制)。

使用二参数威布尔分布,并使用极大似然法分析截尾数据。

分析结果如图 A.3 所示。斜率值 β 为 1.34,表明元件已损耗($\beta > 1$)。在累积失效概率为 10%和 63.2%时, B_{10} 寿命和特征寿命 η ,可由曲线读出。



- 说明:
- X —— 时间,单位为小时(h);
 - Y —— 累计失效概率,%;
 - 1 —— 二参数型威布尔分布的中位秩;
 - 2 —— 95%置信区间的上限;
 - 3 —— 5%置信区间的下限;
 - 4 —— 特征寿命;
 - 5 —— 95%置信度下的 B_{10} 寿命值(555 h);
 - 6 —— 中位秩下的 B_{10} 寿命值(982 h);
 - 7 —— 95%置信度下的特征寿命值(3 410 h);
 - 8 —— 中位秩下的特征寿命值(5 070 h);
 - 9 —— 数据点;
 - 10 —— 间隔;
 - 11 —— 右截尾数据;
 - 12 —— 左截尾数据。

图 A.3 间隔数据的威布尔图

从试验得出的结论是:在 95%置信度下,元件的 B_{10} 寿命为 555 h,特征寿命为 3 410 h,MTTF=3 131 h。

附录 B
(资料性附录)
现场数据分析计算示例

B.1 现场调查数据的示例

附录 A 中的方法和式(A.1)～式(A.5)可用于现场采集到的数据。

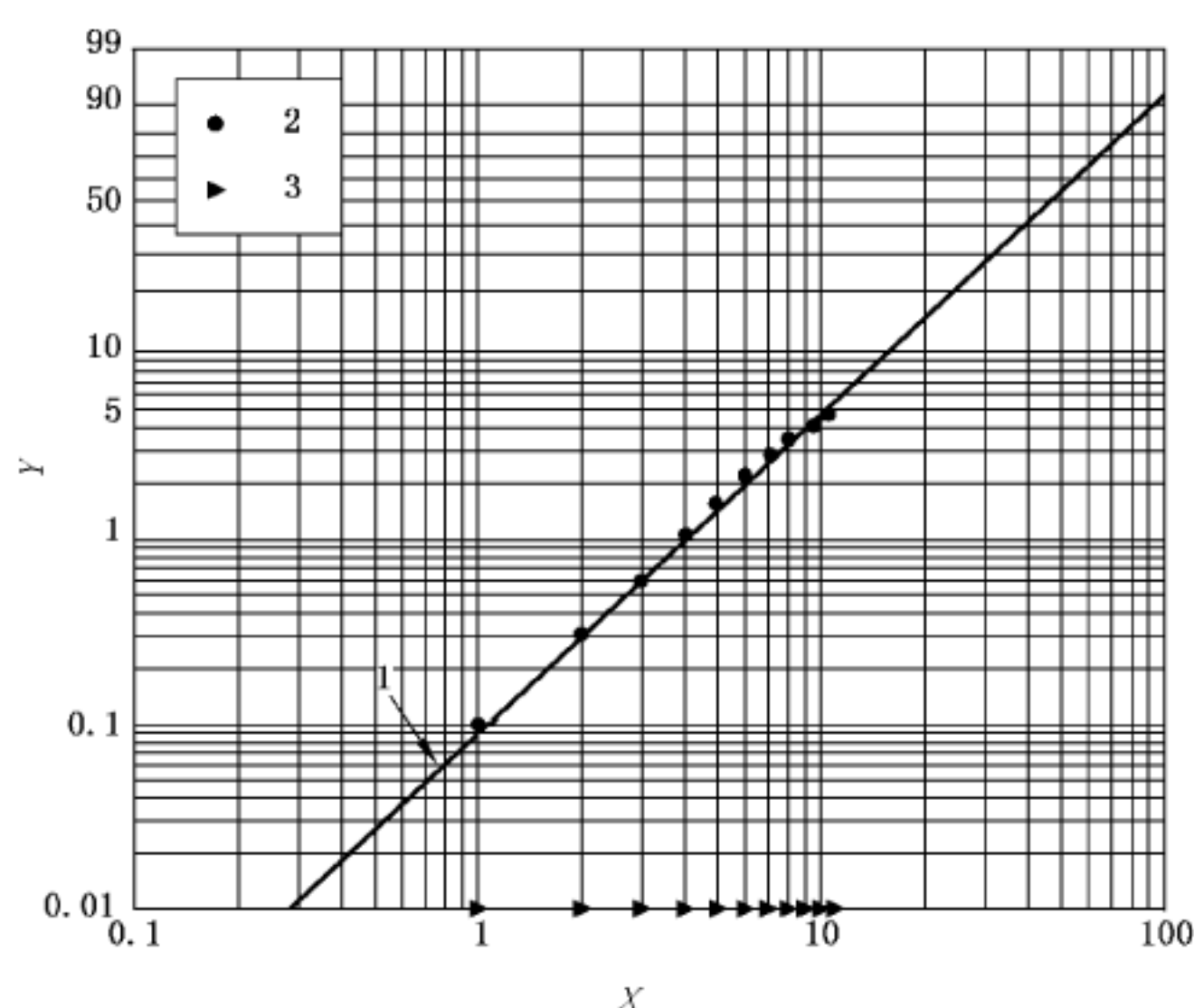
不是所有元件在使用过程中都发生失效,所以现场数据通常为右截尾数据。为了评估元件总体的可靠性,需要掌握达到其失效和中止的时间信息。本示例给出一种使用销售和退货数据计算可靠性的方法。

表 B.1 统计了一个特定时间段内的销售和退货数据。“退货量”中的各行给出从最左列的销售月份起,接下来几个月的退货量。表格对角线上的阴影单元表示从销售月份起,在相同时间间隔内的退货量。这些数据在“威布尔所需数据”的“失效数”列中相加,(如:在所有销售月份中,经两个月使用后,共有 19 个退货,对应“失效数”列的最后一个阴影单元)。左边第二列表示每个月的“销售量”,右边第二列表示每个月的“净退回量”,将“销售量”减去“净退货量“,可得到“截尾数”。“威布尔所需数据”的“时间”列为对角单元的退货(失效)对应的间隔月数。如果可获得销售和退货的准确日期(即更为准确的实际失效前时间)。在这种情况下,计算元件失效和中止的准确时间,并使用标准图表分析数据(参见示例 A.3)。

表 B.1 元件现场数据集(销售和退货量)

销售量		退货量											威布尔所需数据			净退货量	
		二	三	四	五	六	七	八	九	十	十一	十二	失效数	时间月	截尾数		
一	815	1	1	2	2	3	0	2	5	8	7	7	7	11	777	38	一
二	879	0	2	2	3	4	2	3	4	4	6	8	15	10	841	38	二
三	891	0	0	1	1	4	2	5	4	5	7	8	22	9	854	37	三
四	867	0	0	0	0	2	3	5	4	7	6	4	20	8	836	31	四
五	826	0	0	0	0	2	3	1	2	6	5	8	25	7	799	27	五
六	879	0	0	0	0	0	0	3	3	4	5	7	26	6	857	22	六
七	827	0	0	0	0	0	0	1	3	2	2	4	29	5	815	12	七
八	879	0	0	0	0	0	0	0	0	1	2	2	23	4	874	5	八
九	854	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	3	23	3	849	5	九
十	855	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	19	2	853	2	十
十一	847	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	9	1	846	1	十一
十二	825	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	825	0	十二

用改进的 Johnson 公式[见式(A.3)]计算图形位置,用 Bernard 近似公式[见式(A.4)]计算中位秩,进而可绘制威布尔图。根据 Nevada 表中的数据,绘制图 B.1(可用商业软件)。如果调查的现场数据包括总体样本,则置信区间没有意义。如果只调查总体一部分样本,则使用较低的置信区间以考虑随机数据。同时,使用在较低置信区间下的 B_{10} 寿命来声明元件的可靠性。当所求得的寿命超过最终数据点的失效或中止时间的两倍时,则不宜使用该推断结果,因为进一步的失效时间是不确定的。



说明:

- X ——时间,单位为月;
 Y ——累计失效概率,单位%;
 1 ——二参数威布尔分布的中位秩;
 2 ——数据点;
 3 ——截尾数据。

注:特征寿命为 58.75,斜率为 1.72。

图 B.1 元件现场数据集的威布尔图

附录 A 的公式可用于现场采集到的数据。 B_{10} 寿命可根据式(A.2)来计算。由二参数威布尔性质, $t_0=0$,式(A.2)简化为式(B.1):

$$F(x) = 1 - e^{-(x/\eta)^\beta} \quad \dots\dots\dots (B.1)$$

当斜率 $\beta=1.72$,位置参数 $\eta=58.75$ 时,可根据式(B.2)计算 B_{10} 寿命:

$$0.1 = 1 - e^{-(x/58.75)^{1.72}} \quad \dots\dots\dots (B.2)$$

可得:

$$x = 15.83。$$

因此,被调查总体的 B_{10} 寿命为 15.83 个月。

B.2 现场数据处理的可靠性特性

B.2.1 概述

由于可靠性受多个参数和失效模式的影响,如果得到的可靠性只是根据对一种数据的分析,则需要谨慎考虑是否采纳该可靠性结果。如果元件可能会在多种不同的失效模式下失效,则该元件有不同的斜率值 β ,元件的可靠性将取决于失效模式。应用条件(如:压力、污染物、流体、振动和温度)也将影响位置参数。由于以上原因,可能得到同一元件的不同可靠性值。所以,未指定前提的通用的元件可靠性声明将是不准确的。因此,当声明单个可靠性值时,需要使用从试验评估或现场数据得来的最保守的可靠性值。

B.2.2 不同失效模式的示例

假设元件应用在多种不同的场合,且每种应用场合的环境条件也不同。对采集到的现场数据进行

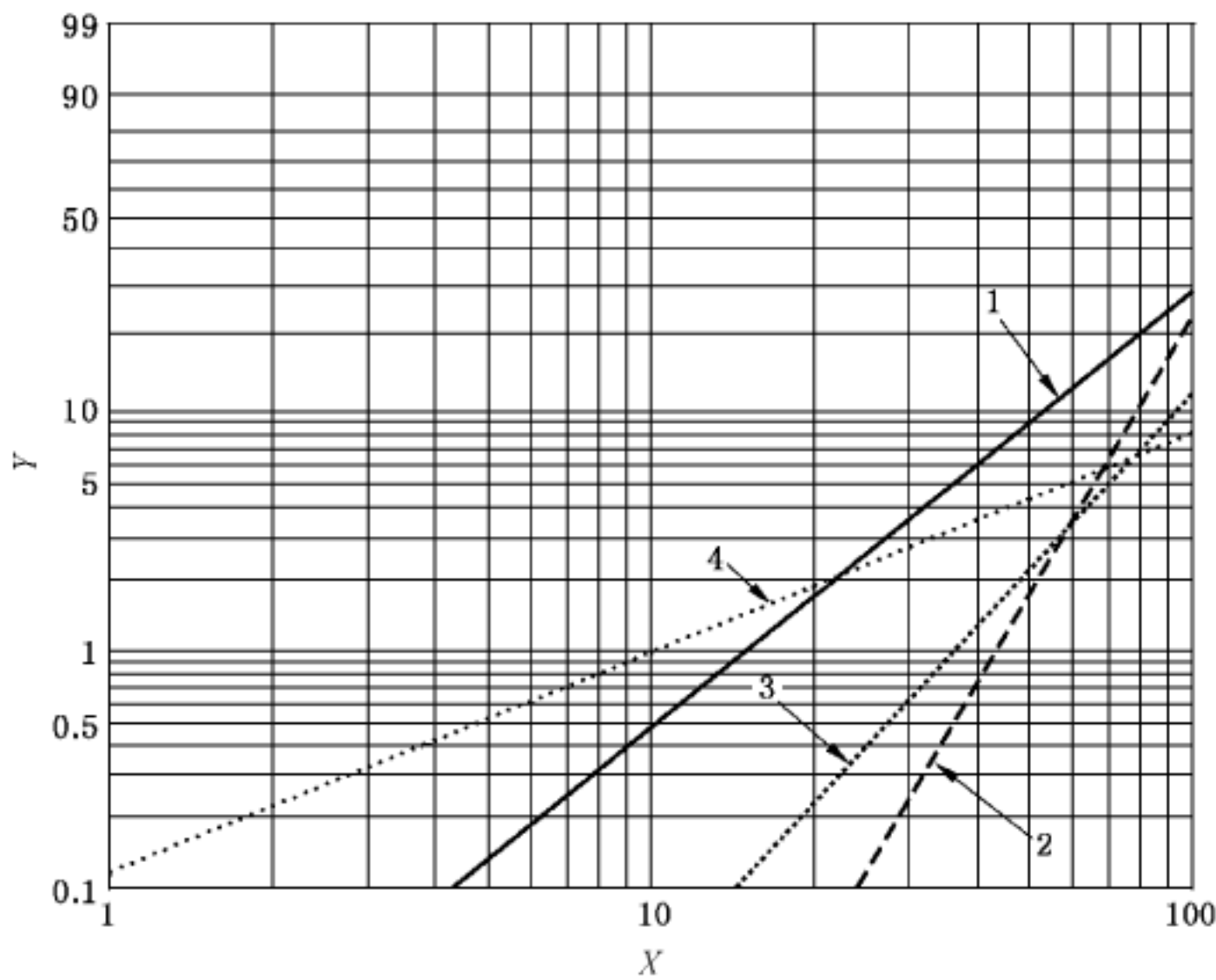
统计分析,参见表 B.2(为简化起见,本示例只给出结果,而非现场数据值)。

在正常的应用条件下(应用场合 1),分布的斜率 β 保持不变,而特征寿命 η 会随负载的变化而变化。但是,当发生一个以上的失效模式时(某些模式不受负载影响),则斜率 β 和特征寿命 η 都将改变。随着应用条件(应用场合 2 和应用场合 3)的变化,这些都可能进一步改变。

下列示例中,方向阀有三种失效模式,基于不同的应用条件,将得到不同的可靠性值,其威布尔图见图 B.2、图 B.3 和图 B.4。

表 B.2 元件二参数威布尔分布的现场数据分析

应用场合	参数	失效模式			
		A:泄漏过量	B:压力增益过小	C:电气元件失效	D:整个液压元件失效
1:正常使用	斜率值 β	3.92	2.49	0.94	1.85
	特征寿命 η /月	140	230	1 363	180
	B_{10} 寿命/月	78.8	93.3	123.7	53.5
2:高压及污染物	斜率值 β	3.94	2.07	1.35	1.74
	特征寿命 η /月	67	154	362	119
	B_{10} 寿命/月	37.8	51.8	68.4	32.6
3:高温及振动	斜率值 β	4.65	2.28	1.00	1.17
	特征寿命 η /月	101	126	335	189
	B_{10} 寿命/月	62.1	47.0	35.4	27.6



说明:

X ——时间,单位为月;

Y ——累计失效概率,%;

1 ——整个元件可靠度的中位秩:特征寿命 $\eta=180$, $\beta=1.85$;

2 ——失效模式 A 下元件可靠度的中位秩:特征寿命 $\eta=140$, $\beta=3.92$;

3 ——失效模式 B 下元件可靠度的中位秩:特征寿命 $\eta=230$, $\beta=2.49$;

4 ——失效模式 C 下元件可靠度的中位秩:特征寿命 $\eta=1\,363$, $\beta=0.94$ 。

图 B.2 应用场合 1——正常使用条件下的威布尔图

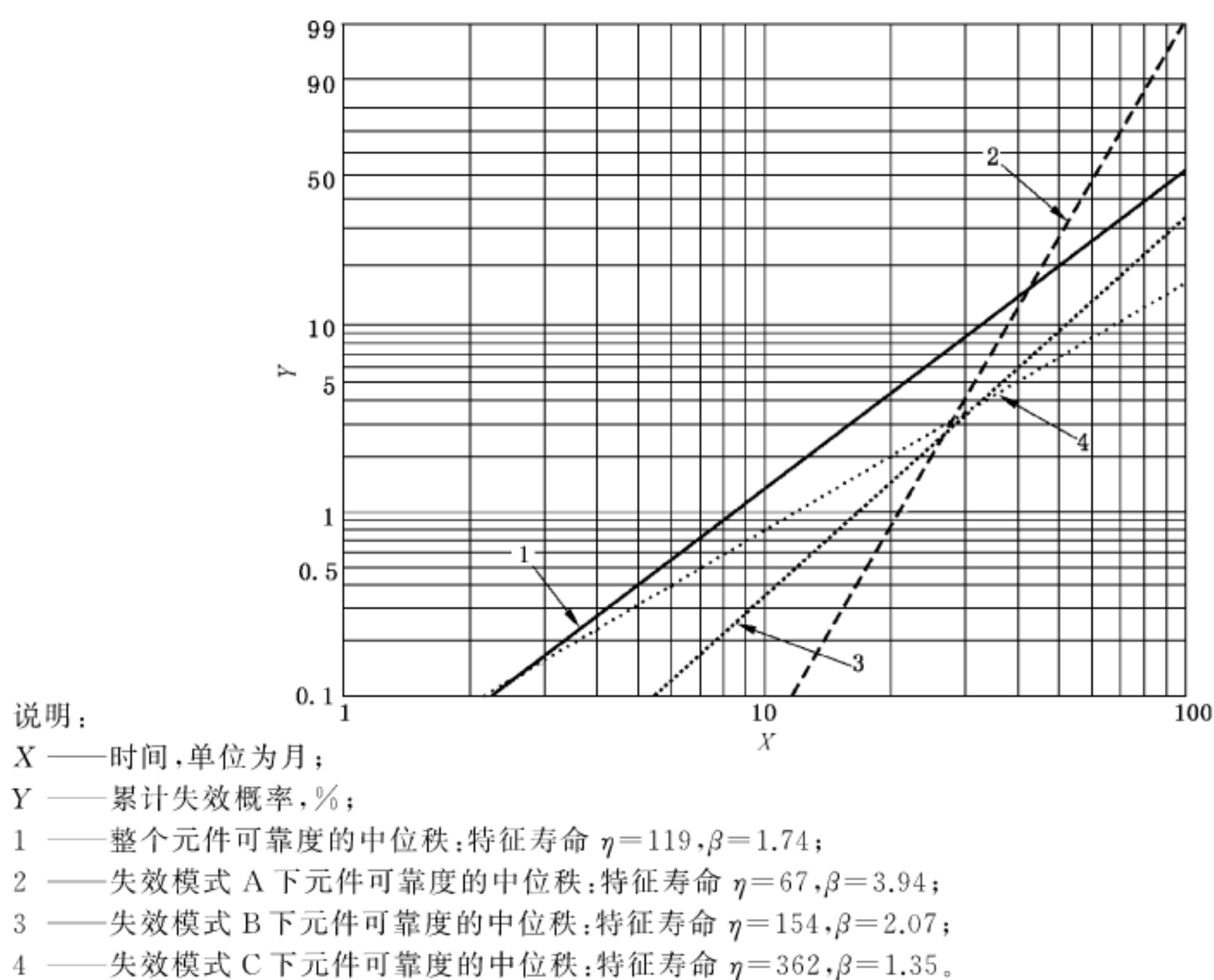


图 B.3 应用场合 2——高压及污染物使用条件下的威布尔图

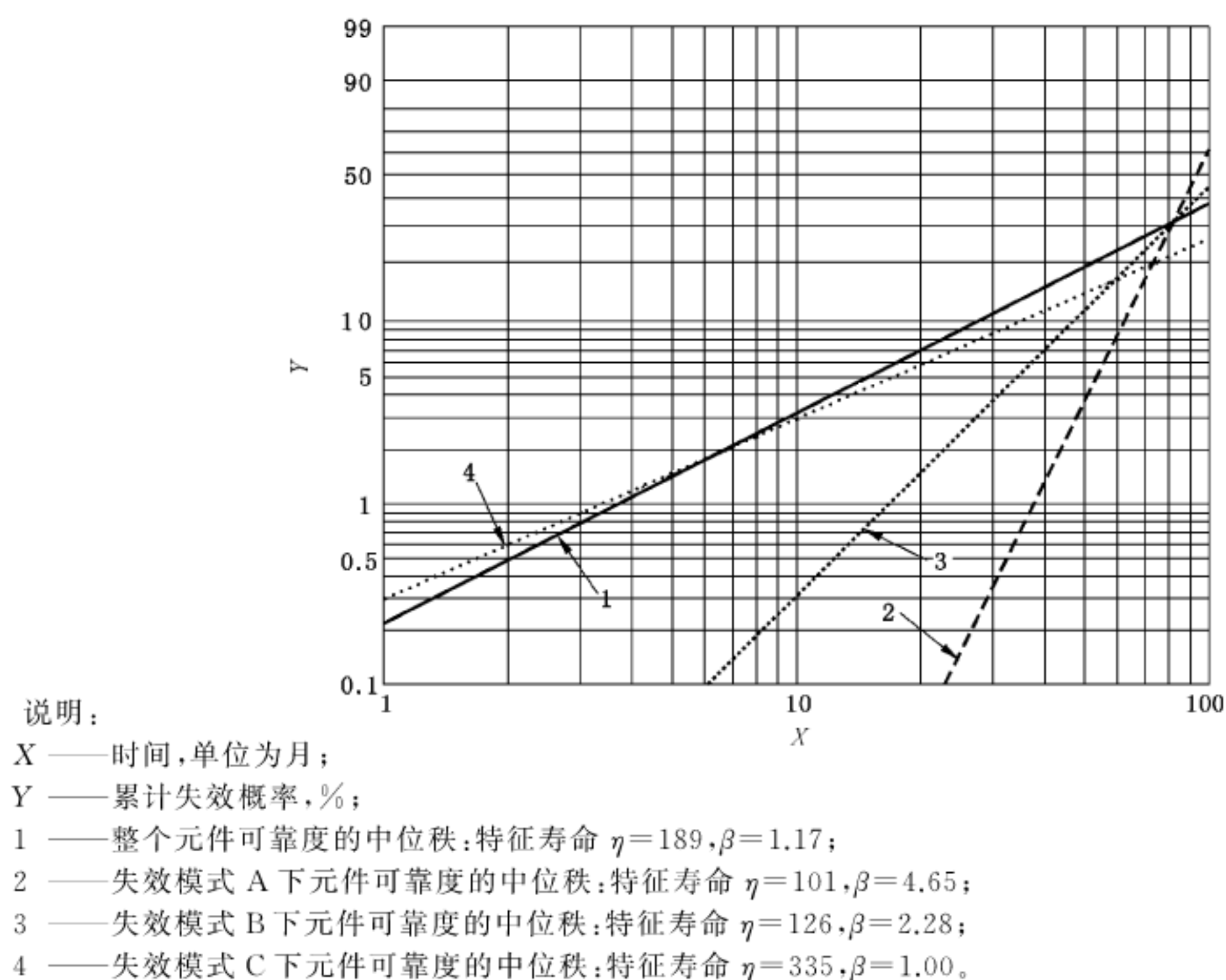


图 B.4 应用场合 3——高温及振动使用条件下的威布尔图

在正常使用条件下,整个元件的平均 B_{10} 寿命是 53.5 个月,当其他应用场合的应力大于正常使用条件的应力时,由于单元的单个失效模式,整个元件的平均 B_{10} 寿命减小。

附录 C

(资料性附录)

实证性试验分析公式推导与计算示例

C.1 零失效试验时间公式的推导

由威布尔手册(见参考文献[1])中的式(6-3),得式(C.1):

$$R^n = 1 - C \dots\dots\dots (C.1)$$

式中:

C——置信度。

由二参数威布尔的累计分布函数,得式(C.2):

$$R = e^{-(t/\eta_0)^\beta} \dots\dots\dots (C.2)$$

分布函数上的特定值,见式(C.3):

$$R_i = e^{-(t_i/\eta_0)^\beta} \dots\dots\dots (C.3)$$

式中:

t —— R 对应的试验时间;

η_0 ——零失效分布曲线的特征寿命。

通过替换表达式中的 R 和 η_0 ,可用式(C.4)求解 t (试验时间),或用式(C.5)求解 n (样本数)。以上两个公式可得到零失效方法所需的试验时间和样本数(当要推断所试验样本的可靠性是否等于或大于已提出的分布时)。

$$t = t_i \left[\frac{\ln(1 - C)}{n \ln R_i} \right]^{1/\beta} \dots\dots\dots (C.4)$$

$$n = \left[\frac{\ln(1 - C)}{\ln R_i} \right] \left(\frac{t_i}{t} \right)^\beta \dots\dots\dots (C.5)$$

C.2 零失效试验示例

假设某液压泵总体的威布尔斜率为 2.0,特征寿命为 2 000 h(B_{10} 寿命为 650 h)。当重新设计该泵后(所用材料不变),在 70%置信度下验证该液压泵的 B_{10} 寿命至少为 1 000 h,4 个新样本应试验多长时间? 新的特征寿命又是多少? 若当可用试验时间只有 1 200 h,所需试验的样本数是多少?

由于重新设计的泵使用与初始设计相同的材料,威布尔斜率 β 将不变($\beta=2.0$)。

通过描述,可得:

10%时, $B_i = B_{10}$;

$R_i = R_{10} = 1 - 0.10 = 0.90$;

$t_i = 1\,000\text{ h}, n = 4$;

或者 $t_i = 1\,000\text{ h}, t = 1\,200\text{ h}$ 。

由表 1 可知,当 $C=70\%$, $B_i = B_{10}$ 时, $A=11.43$ 。

由式(1)(见 9.2.2),得:

$$t = t_i \left(\frac{A}{n} \right)^{1/\beta} = 1\,000 \times \left(\frac{11.43}{4} \right)^{1/2} = 1\,690(\text{h})$$

或由式(2)(见 9.2.2),得:

$$n = 11.43 \times \left(\frac{1\,000}{1\,200} \right)^2 = 7.9 \approx 8$$

上述为零失效试验所需的试验时间或为时间缩减试验所需的样本数。

当已知 B_{10} 寿命时,威布尔累计分布函数的新特征寿命可用式(C.3)确定,并用式(C.6)解出:

$$\eta_0 = \frac{t_i}{(-\ln R_i)^{1/\beta}} = \frac{1\,000}{(-\ln 0.9)^{1/2}} = 3\,080.78(\text{h}) \quad \dots\dots\dots (\text{C.6})$$

满足 4 个样本在 1 690 h 的试验过程中均未失效或 8 个样本在 1 200 h 的试验过程中均未失效,在 70%置信度下,该液压泵的 B_{10} 寿命至少为 1 000 h,新的特征寿命为 3 081 h。

为了确定相同的可靠性和置信度,采用 4 个样本进行标准试验,确定其威布尔图所需的试验时间如下[用第四次失效时的 R_i 值重新求解式(C.5)]:

$$3\,081 \times (-\ln 0.159\,1)^{1/2} = 4\,177(\text{h})$$

因此,与在威布尔分布未知的标准失效试验的试验时间相比,零失效试验节省的试验时间为:

$$4\,177 - 1\,690 = 2\,487(\text{h})$$

应指出的是,本示例中假设时间缩减试验和标准试验的威布尔曲线是相同的,且第四次失效的可靠性值(4 个样本的)取自中位秩曲线。由于时间缩减试验曲线是 70%置信度曲线,所以计算结果不是完全正确的,只是对比计算。

C.3 零/单失效时间公式的推导

由威布尔手册(见参考文献[1])中式(6-5),得:

$$(1 - C) = R^n + nR^{n-1}(1 - R) \quad \dots\dots\dots (\text{C.7})$$

上式描述了零/单失效的二项式概率。

确定满足上式的 R 值(在 $[0, 1]$ 区间上),计算过程如下:

$$X = R^n + nR^{n-1}(1 - R) - (1 - C)$$

对于选定的 C 和 n 的值,能推出公式 $X = 0$ 的根。这些根可通过绘制 C 的表格得到,该表的列为样本数 n ($2 \leq n \leq 10$),行为 R ($0 \leq R \leq 1$)。该表的单元格为 C 值表中 n 值对应的 X 的值和 $X = 0$ 时 R 的根值。 C 值的其他表可得出相似的结果。

将 R 的根值用于二参数威布尔累计分布公式,如式(C.8)所示:

$$R_0 = e^{-(t_1/\eta_{01})^\beta} \quad \dots\dots\dots (\text{C.8})$$

式中:

R_0 ——特定的 C 和 n 对应的 R 值;

η_{01} ——零/单失效分布曲线的特征寿命;

t_1 ——与 R_0 值对应的试验时间。

零/单失效分布曲线上的其他值可根据式(C.9)求出:

$$R_j = e^{-(t_j/\eta_{01})^\beta} \quad \dots\dots\dots (\text{C.9})$$

综合式(C.8)和式(C.9),可得到式(C.10):

$$t_1 = t_j \left(\frac{\ln R_0}{\ln R_j} \right)^{1/\beta} \quad \dots\dots\dots (\text{C.10})$$

上式给出了零/单失效试验方法中,当要推断所试验样本的可靠性是等于或大于已提出的分布时,所需的试验时间 t_1 。

C.4 零单失效试验示例

使用与 C.2 中相同的示例,假设有威布尔斜率为 2.0,特征寿命为 2 000 h(B_{10} 寿命为 650 h)的叶片

泵总体样本。当重新设计该泵(所用材料不变),4 个新样本应试验多长时间,才能验证在 70%置信度下, B_{10} 寿命至少为 1 000 h? 该情况下新的特征寿命又是多少?

由于重新设计的泵使用与初始设计相同的材料,威布尔斜率 β 将不变($\beta=2.0$)。在本示例中,选择与零失效试验示例中相同的 B_{10} 寿命,则 $j=i$ 。

通过描述,可得:

10%时, $B_j = B_{10}$;

$R_j = R_{10} = 1 - 0.10 = 0.90$;

$t_j = 1\,000\text{ h}, n = 4$ 。

由表 2 可知,当 $C = 70\%$, $n = 4$ 时, $R_0 = 0.491\,6$ 。

然后,由式(C.10)可得零/单失效试验所需的试验时间为:

$$t_0 = t_j \left(\frac{\ln R_0}{\ln R_j} \right)^{1/\beta} = 1\,000 \times \left(\frac{\ln 0.491\,6}{\ln 0.90} \right)^{1/2} = 2\,596.4(\text{h})$$

使用已知的 B_{10} 寿命和式(C.9),新特征寿命可由威布尔累计分布函数确定,并用式(C.11)解出:

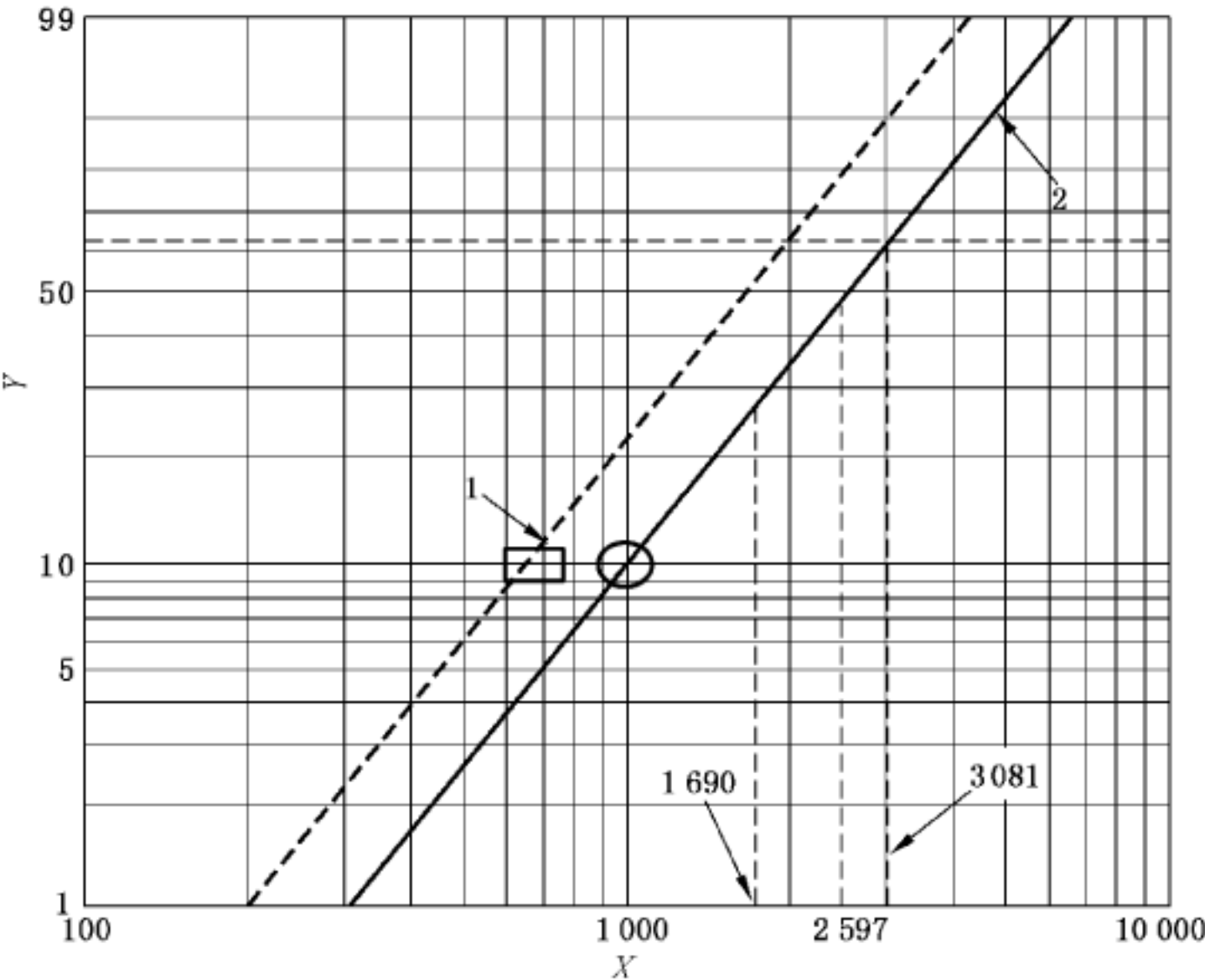
$$\eta_{01} = \frac{t_j}{(-\ln R_j)^{1/\beta}} = \frac{1\,000}{(-\ln 0.9)^{1/2}} = 3\,080.78(\text{h}) \dots\dots\dots (\text{C.11})$$

此结果与零失效方法相同。当两种情况使用相同的 B_{10} 寿命时,该结果是符合预期的。但是,因为零/单失效方法允许发生一次失效,所以其要求的试验时间更长。因此,与威布尔分布参数未知的标准失效试验方法相比,零/单失效试验方法节省的试验时间为:

$$4\,177 - 2\,597 = 1\,580(\text{h})。$$

当不能同时对全部泵的样本进行试验时(可能每次只能试验一个),若在最后 1 个样本之前试验的其他样本均通过试验,则最后 1 个样本无需试验。这就是零/单失效试验的含义。

零失效和零/单失效试验方法的威布尔图如图 C.1 所示。



说明:

X —— 时间,单位为小时(h);

Y —— 累计失效概率,%;

1 —— 现有液压泵;

2 —— 目标可靠性 B_{10} 寿命为 1 000 h 的新液压泵。

图 C.1 零失效试验和零/单失效试验的威布尔图

参 考 文 献

- [1] ABERNATHY, R. The New Weibull Handbook: Reliability and Statistical Analysis for Predicting Life, Safety, Survivability, Risk, Cost and Warranty Claims, 4th ed., November 2000, Gulf Publishing Co. Houston, Texas.
 - [2] Barringer and Associates, Inc., Texas, available at: <http://www.barringer1.com>.
 - [3] ISO/TR 19972-1:2009 Hydraulic fluid power—Methods to assess the reliability of hydraulic components—General procedures and calculation method
-

中 华 人 民 共 和 国
国 家 标 准
液压元件可靠性评估方法
GB/T 35023—2018

*

中国标准出版社出版发行
北京市朝阳区和平里西街甲2号(100029)
北京市西城区三里河北街16号(100045)

网址: www.spc.org.cn

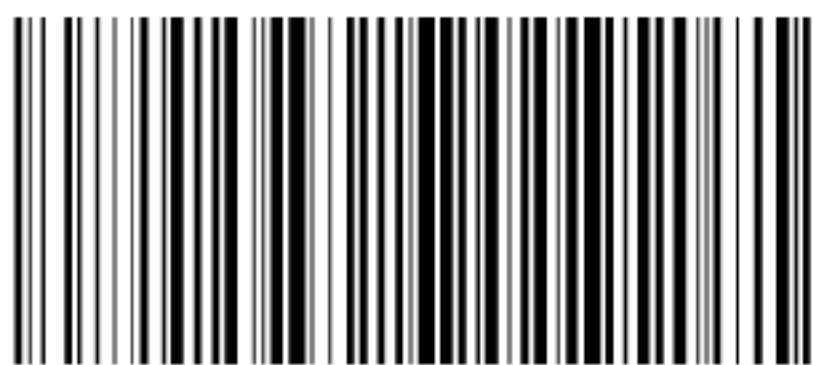
服务热线: 400-168-0010

2018年5月第一版

*

书号: 155066 • 1-60033

版权专有 侵权必究



GB/T 35023—2018