

文章编号:1674-2869(2015)04-0069-05

有效试验数据对钢材机械性能分布规律的影响

李 清¹,袁小会¹,刘 岑²,吴元祥¹,刘 兵¹,刘小宁^{1,2*}

1. 武汉软件工程职业学院机械工程学院,湖北 武汉 430205;

2. 武汉工程大学机电工程学院,湖北 武汉 430205

摘 要: 为了建立机械强度可靠性设计方法,必须分析钢材抗拉强度与屈服强度的分布规律;判别抗拉强度与屈服强度试验数据的有效性是研究其分布规律的基础. 应用数理统计理论,建立了试验数据有效性的判别方法. 基于 9%预应变奥氏体不锈钢 S30408 在液氮温度下的抗拉强度与屈服强度试验数据,在单侧置信度为 99%时,判别了试验数据的有效性;根据有效试验数据与可靠性理论,对钢材抗拉强度与屈服强度的分布规律进行了假设检验. 研究表明:试验数据的有效性对分布规律的影响不可忽视;在显著度为 0.05 时,抗拉强度基本符合正态分布,屈服强度似不符合正态分布.

关键词: 抗拉强度;屈服强度;试验数据;有效性;分布规律;S30408 钢;9%预应变

中图分类号: TH 49 O213.2

文献标识码: A

doi: 10. 3969/j. issn. 1674-2869. 2015. 04. 015

0 引 言

抗拉强度与屈服强度是钢材机械性能的重要指标,基于试验数据,分析与探索抗拉强度与屈服强度的分布规律,是建立机械强度可靠性设计方法的内容之一^[1-7].

获得比较多的试验数据是分析与探索抗拉强度与屈服强度分布规律的前提,由于试验的影响因素比较多,试验数据比较分散^[8-9],必须对试验数据的有效性进行判别,剔除因意外因素影响而形成的无效数据;因此,如何判别试验数据的有效性,是分析与探索分布规律的基础. 文献^[1]认为,当试验数据比较少时,可将钢材的抗拉与屈服强度视作正态分布;随着科学技术的进步,钢材试验数据的增加,对抗拉强度与屈服强度分布规律进行分析成为可能.

文中应用数理统计理论^[1,10-11],建立了试验数据有效性的判别方法,基于 9%预应变奥氏体不锈钢 S30408 在液氮温度下的有效试验数据,研究了其抗拉强度与屈服强度的分布规律.

1 理论分析

工程上采用有限的试验数据分析钢材抗拉强度与屈服强度的分布规律,如果通过试验测量得到抗拉与屈服强度的 n 组试验数据 $R_i(i=1,2,\dots,n)$,

不难得到试验数据的准确度与精密度^[10-11]:

$$\bar{R}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_i \quad (1)$$

$$S_{R_n} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (R_i - \bar{R}_n)^2} \quad (2)$$

式(2)中, \bar{R}_n 、 S_{R_n} 分别为 n 组试验数据的准确度与精密度; R_i 为抗拉或者屈服强度的第 i 个试验数据.

1.1 试验数据有效性的判别方法

单侧置信度为 $(1-0.5\alpha)$ 时,由试验数据组数 n 和 t 分布性质,可确定 t 分布系数 $t_{n-1,1-0.5\alpha}$,作为试验数据有效性的判别依据,文中所用的 t 分布系数如表 1 所示^[11].

表 1 t 与 χ^2 系数

Table 1 Coefficient t and χ^2

	系数			
	$t_{42,0.99}$	$t_{41,0.99}$	$t_{40,0.99}$	$\chi^2_{3,0.05}$
取值	2.420	2.421	2.423	7.815

试验数据 R_i 有效性的判别指标为^[9]:

$$t_i = \frac{R_i - \bar{R}_n}{S_{R_n}} \quad (3)$$

如果

$$|t_i| > t_{n-1,1-0.5\alpha} \quad (4)$$

则表明 R_i 不是有效试验数据,需要剔除;剔除

收稿日期:2015-03-02

基金项目:湖北省教育厅科研项目(B2014209)

作者简介:李 清(1965-),女,湖北武汉人,副教授.研究方向:机械设计与制造等. * 通信联系人.

无效数据应从试验数据的最大或者最小值开始,每剔除 1 个无效数据,都要计算其余数据的准确度与精密度,再进行有效性判别;若存在 r 个无效数据,则最后对 $(n-r)$ 个有效数据需要重新计算其准确度与精密度。

工程上认为小概率事件在一次试验中是不可能发生的,因此可取 $\alpha=0.10, 0.05, 0.02$, 本文取 $\alpha=0.02$, 即在单侧置信度为 99% 时, 分析试验数据的有效性, 表明有 99% 把握认为剔除的数据是意外因素影响而形成的无效数据。

1.2 分布规律的假设检验

在试验数据比较少时, 可将钢材抗拉强度与屈服强度视为基本符合正态分布的随机变量^[1]; 随着试验数据的增加, 对抗拉强度与屈服强度分布规律进行假设检验成为可能, 其具体方法是^[1,11]:

(1) 假设. 即假设钢材抗拉强度与屈服强度基本符合正态分布。

(2) 分组. 根据有效试验数据个数 $(n-r)$, 把有效试验数据 R_1, R_2, \dots, R_{n-r} 分为 M 个区间, $M=1+3.3\lg(n-r)$, 并取整数。

(3) 计算理论频数. 对于符合正态分布的随机变量 R , 其统计量 R_i 落在分组区间 $[a_1, a_2], [a_2, a_3], \dots, [a_M, a_{M+1}]$ 内的理论概率为

$$p_j = \Phi\left(\frac{a_{j+1} + \bar{R}_m}{S_{R_m}}\right) - \Phi\left(\frac{a_j + \bar{R}_m}{S_{R_m}}\right) \quad j=1, 2, \dots, M \quad (5)$$

式(5)中, $\Phi(\cdot)$ 为标准正态积分; $a_1=(R_i)_{\min}$, $a_{M+1}=(R_i)_{\max}$, $(R_i)_{\min}$ 、 $(R_i)_{\max}$ 分别为 R_i 中的最小值与最大

值。

其中

$$a_{j+1} = a_j + \frac{j}{M}(a_{M+1} - a_j)$$

对于 $(n-r)$ 个有效试验数据, 其统计量 R_i 落在分组区间 $[a_j, a_{j+1}]$ 内的理论频数为 $(n-r) \times p_j$ 。

(4) 计算皮尔逊统计量之和. 即计算每个分组区间实际频数 (N_j) 与理论频数 $(m-n) \times p_j$ 差异的皮尔逊统计量之和, 即计算:

$$\chi_{\sigma}^2 = \sum_{j=1}^M \frac{[N_j - (n-r) \cdot p_j]^2}{(n-r) \cdot p_j} \quad (6)$$

(5) 确定皮尔逊统计量的临界值 $\chi_{f,\delta}^2$. 对于 M 个区间, 其自由度为 $f=M-1-2$, 若取显著度为 δ , 则 $\chi_{f,\delta}^2$ 由自由度 f 与显著度 δ 查得^[1,11]。

(6) 检验. 若 $\chi_{\sigma}^2 \leq \chi_{f,\delta}^2$, 则在显著度为 δ 时, 假设成立, 否则假设不成立。

工程上一般取显著度 $\delta=0.05$, 文中所用的系数见表 1^[1,11]。

2 分布规律的假设检验

2.1 试验数据的有效性判别

奥氏体不锈钢 S30408 是制造深冷容器的常用钢材之一, 在液氮温度下, 文献[8]获得了 9% 预应变 S30408 钢抗拉强度与屈服强度的 43 组试验数据, 由小至大的排序如表 2 所示。

表 2 9%预应变 S30408 钢抗拉与屈服强度的 43 组试验数据

Table 2 43 Sets test data of tensile and yield strength of 9%-prestrained steel S30408

MPa

抗拉强度试验数据 R_{m_i}	屈服强度试验数据 R_{eL_i}	数据来源
1538, 1567, 1590, 1593, 1594, 1597, 1597, 1602, 1604, 1607, 1614, 1615, 1615, 1616, 1618, 1622, 1622, 1623, 1623, 1625, 1626, 1640, 1641, 1646, 1647, 1655, 1655, 1659, 1660, 1660, 1663, 1674, 1690, 1695, 1695, 1708, 1717, 1730, 1731, 1736, 1740, 1784, 1785	409, 458, 487, 516, 518, 520, 523, 529, 532, 533, 535, 535, 544, 545, 545, 546, 546, 549, 549, 550, 553, 553, 553, 553, 554, 555, 559, 559, 560, 562, 563, 577, 578, 578, 587, 605, 613, 652, 660, 663, 668, 670, 683	参考文献 [10]

将表 2 的试验数据代入式(1)与式(2), 可分别得到 43 组抗拉与屈服强度的准确度与精密度, 如表 3 所示。

由式(3)与式(4)可知第 43 组抗拉强度试验数据 $R_{m43}=1785$ MPa 的 $|t_{43}|=2.436 > t_{42,0.99}=2.420$, 因此, 该数据是无效的. 余下的 42 组试验数据重新统计, 得到的统计数据列入表 3; 再一次用式(3)与式(4)可知, 第 42 组 $R_{m42}=1784$ MPa 抗拉强度试验数据的 $|t_{42}|=2.640 > t_{41,0.99}=2.421$, 因此, 该数据

也是无效的; 其他 41 组试验数据的统计参数列入表 3, 经用式(3)与式(4)判别, 41 组试验数据的 $|t_i| < t_{40,0.99}=2.423$, 表明都是有效的。

用类似的方法, 可知表 2 中屈服强度试验数据第 1 组 $R_{eL1}=409$ MPa 的 $|t_1|=2.787 > t_{42,0.99}=2.420$, 因此, 该数据是无效的, 需要剔除; 其余 42 组试验数据的统计参数列入表 3, 经用式(3)与式(4)判别, 其余 42 组试验数据的 $|t_i| < t_{41,0.99}=2.421$, 表明其余试验数据均有效。

表 3 试验数据的统计
Table 3 Test data statistics

项目	\bar{R}_n	S_{R_n}
抗拉强度 R_m (43 组数据)	1 649	55.82
抗拉强度 R_m (42 组数据, 剔除无效数据 1 785 MPa)	1 646.0	52.27
抗拉强度 R_m (41 组数据, 剔除无效数据 1 784 与 1 785 MPa)	1 642.7	48.09
屈服强度 R_{el} (43 组数据)	561.1	54.57
屈服强度 R_{el} (42 组数据, 剔除无效数据 409 MPa)	564.7	49.72

2.2 抗拉强度分布规律的假设检验

假设抗拉强度 R_m 基本符合正态分布. 对于41组抗拉强度 R_m 的有效试验数据, 由于 $1+3.3lg41=6.32$, 因此将其分别分为 6 个区间, 自由度为 $f=6-1-2=3$, 取显著度 $\delta=0.05$, 由表 1 可知, 皮尔逊统计量的允许值 $\chi_{3,0.55}^2=7.815$. 每个分组区间实际频数 (N_j) 与理论频数 $(n-r)\times p_j$ 差异的皮尔逊统计量之和如表4 所示.

由表 4 可知: 抗拉强度 R_m 的 $\chi_{\sigma}^2=6.850$, 小于临界值 7.815, 表明在显著度为 0.05 时, R_m 基本符合正态分布.

表 4 抗拉强度的皮尔逊统计量 χ^2 (41 组有效试验数据)

Table 4 Statistic χ^2 of tensile strength (41 sets validity test data)

序号	分组区间 $[a_j, a_{j+1}]$	实际频数 N_j	理论概率 p_j	理论频数 $(n-r)\times p_j$	$\frac{[N_j-(n-r)p_j]^2}{(n-r)\cdot p_j}$	χ_{σ}^2	备注
1	[1 538, 1 571.7]	2	0.022 91	0.939 31	1.197 76	6.850	抗拉强度 41 组有效数据, 其中 $n=43, r=2$
2	[1 571.7, 1 605.3]	7	0.180 16	7.386 56	0.020 23		
3	[1 605.3, 1 639.0]	12	0.226 6	9.290 6	0.790 14		
4	[1 639.0, 1 672.7]	10	0.288 1	11.812 1	0.278 0		
5	[1 672.7, 1 706.3]	4	0.174 18	7.141 38	1.381 84		
6	[1 706.3, 1 740]	6	0.071 73	2.940 93	3.189 20		

3 讨 论

3.1 试验数据有效性对分布规律分析的影响

如果不考虑试验数据的有效性, 按上述方法计算 43 组抗拉强度试验数据的皮尔逊统计量之和, 如表 5 所示.

由表 5 可知: 显著度为 0.05 时, 如果不剔除无效数据, 抗拉强度 R_m 的皮尔逊统计量 $\chi_{\sigma}^2=9.226$, 大于临界值 7.815, 得到不能接受 R_m 基本符合正态分布假设的结论; 但按 2.2 节的分析, 可知这一结论并不正确.

表 5 抗拉强度的皮尔逊统计量 χ^2 (43 组试验数据)

Table 5 Statistic χ^2 of tensile strength (43 sets test data)

序号	分组区间 $[a_j, a_{j+1}]$	实际频数 N_j	理论概率 p_j	理论频数 $(n-r)\times p_j$	$\frac{[N_j-(n-r)p_j]^2}{(n-r)\cdot p_j}$	χ_{σ}^2	备注
1	[1 538, 1 579.2]	2	0.082 3	3.530 9	0.670 71	9.226	抗拉强度 43 组数据, 其中 $n=43$ 与 $r=0$.
2	[1 579.2, 1620.3]	13	0.199 4	8.574 2	4.815 72		
3	[1620.3, 1 661.5]	15	0.282 1	12.130 3	0.678 89		
4	[1 661.5, 1 702 8]	5	0.2444 4	10.509 2	2.888 07		
5	[1 702.8, 1 743.8]	6	0.122 8	5.280 4	0.098 07		
6	[1 743.8, 1 785]	2	0.038 356	1.649 308	0.074 57		

根据以上讨论可知, 应用数理统计理论, 分析试验数据的有效性, 是分析抗拉强度分布规律的基础, 如果不剔除无效数据, 可能得到不正确的结论.

3.2 屈服强度分布规律的讨论

在液氮温度下, 9% 预应变奥氏体不锈钢 S30408 屈服强度的分布规律, 也可采用假设检验方

法进行分析.

假设屈服强度基本符合正态分布, 基于 42 组有效试验数据, 可得到屈服强度的皮尔逊统计量, 如表 6 所示.

由表 6 可知: 在显著度为 0.05 时, 屈服强度 R_{el} 的 $\chi_{\sigma}^2=26.655$, 大于临界值 7.815, 得到不能接受 R_{el} 基本符合正态分布假设的结论, 即 R_{el} 似不符合正态

表 6 屈服强度的皮尔逊统计量 (42 组有效试验数据)
Table 6 Statistic of yield strength (42 sets validity test data)

序号	分组区间 $[a_j, a_{j+1}]$	实际频数 N_j	理论概率 p_j	理论频数 $(n-r)p_j$	$\frac{[N_j - (n-r)p_j]^2}{(n-r) \cdot p_j}$	χ^2_σ	备注
1	[458, 495.5]	2	0.066 48	2.792 16	0.224 74	26.655	屈服强度 42 组有效数据, 其中 $n=43$ 与 $r=1$.
2	[495.5, 533]	6	0.178 84	7.511 28	0.304 07		
3	[533, 570.5]	22	0.286 7	12.041 4	8.236 06		
4	[570.5, 608]	5	0.26	10.92	3.029 38		
5	[608, 645.5]	1	0.140 65	5.907 3	5.076 58		
6	[645.5, 683]	6	0.042 894	1.801 548	9.784 36		

分布.

以上分析表明,奥氏体不锈钢 S30408 抗拉强度与屈服强度的分布规律可能存在不一致.

另外,文献[8-9]利用所有试验数据,分析奥氏体不锈钢 S30408 抗拉强度与屈服强度的分布规律与分布参数,没有剔除无效数据似不妥.

4 结 语

a. 试验数据的有效性对钢材机械性能分布规律的研究影响比较大,如果不剔除无效数据,可能得到不正确的结论;文中建立了试验数据有效性的分析方法,在单侧置信度为 99%时,分析了有关试验数据的有效性.

b. 在显著度为 0.05 时,9%预应变奥氏体不锈钢 S30408 在液氮温度下的抗拉强度,是基本符合正态分布的随机变量,但其屈服强度似不符合正态分布.

c. 建立机械强度的可靠性设计方法,必须重视钢材抗拉强度与屈服强度分布规律可能存在的不一致.

致 谢

感谢湖北省教育厅科研项目(B2014209)对本研究的资助!

参考文献:

- [1] 徐灏. 机械强度的可靠性设计[M]. 北京:机械工业出版社,1984.
XU Hao. Mechanical strength reliability design [M]. Beijing: Mechanical Industry Publishing House, 1984. (in Chinese)
- [2] 袁小会, 刘岑, 吴元祥, 等. 单层厚壁圆筒容器爆破压力的分布规律与参数[J]. 武汉工程大学学报, 2014, 36(2): 49-55.
YUAN Xiao-hui, LIU Cen, WU Yuan-xiang, et al.

Distribution law and parameters of monolayer thick-wall cylindrical vessel burst pressure [J]. Journal of Wuhan Institute of Technology, 2014, 36 (2): 49-55. (in Chinese)

- [3] 刘小宁, 刘岑, 张红卫, 等. 球形容器静强度的分布规律与参数[J]. 压力容器, 2012, 29(8): 26-30.
LIU Xiao-ning, LIU Cen, ZHANG Hong-wei, et al. New methods of calculation distribution law and parameters of the spherical vessel static strength[J]. Pressure Vessel Technology, 2012, 29(8): 26-30. (in Chinese)
- [4] 刘小宁. 基于许用可靠度的超高压圆筒爆破安全系数[J]. 制造业自动化, 2015, 37(2): 73-75.
LIU Xiao-ning. Burst safety factor of super-high pressure cylinder based on allowable reliability [J]. Manufacturing Automation, 2015, 37(2): 73-75. (in Chinese)
- [5] 刘小宁, 张红卫, 刘岑, 等. 钢制薄壁压力容器静强度的可靠性设计 [J]. 工业安全与环保, 2011, 37 (3): 48-50.
LIU Xiao-ning, ZHANG Hong-wei, LIU Cen, et al. Reliability design of static strength for steel thin wall into-pressure vessel[J]. Industrial Safety and Environmental Protection, 2011, 37(3): 48-50. (in Chinese)
- [6] 刘小宁, 刘岑, 刘兵, 等. 密封螺栓的模糊许用可靠度与安全系数[J]. 现代制造工程, 2014(10): 134-137.
LIU Xiao-ning, LIU Cen, LIU Bing, et al. Safety factor of seal bolt based on fuzzy allowable reliability [J]. Modern Manufacturing Engineering, 2014 (10): 134-137. (in Chinese)
- [7] 刘小宁, 张红卫, 韩春鸣. 基于模糊可靠度的薄壁外压容器稳定性设计 [J]. 机械强度, 2011, 33(2): 217-224.
LIU Xiao-ning, ZHANG Hong-wei, HAN Chun-ming. Stability design of steel thin wall external pressure vessels based on fuzzy reliability[J]. Journal of Mechanical Strength, 2011, 33(2): 217-224. (in Chinese)
- [8] 郑津洋, 王珂, 黄泽, 等. 液氮温度下奥氏体不锈钢强度试验研究 [J]. 压力容器, 2014, 31 (8): 1-6.

- ZHENG Jin-yang, WANG Ke, HUANG Ze, et al. Study on strength of austenite stainless steel under liquid-nitrogen temperature[J]. Pressure Vessel Technology, 2014, 31(8): 1-6. (in Chinese)
- [9] 黄泽, 缪存坚, 李涛, 等. 预拉伸奥氏体不锈钢常温拉伸力学性能试验研究 [J]. 压力容器, 2013, 30(6): 7-11.
- HUANG Ze, MIAO Cun-jian, LI Tao, et al. Experimental study on tensile mechanical properties of prestrained austenitic stainless steel at normal atmospheric temperature[J]. Pressure Vessel Technology, 2013, 30(6): 7-11. (in Chinese)
- [10] 刘智敏. 误差与数据处理 [M]. 北京: 原子能出版社, 1981.
- LIU Zhi-min. Errors and data processing [M]. Beijing: Atomic Energy Press, 1981. (in Chinese)
- [11] 化学工程手册编辑委员会. 化工应用数学 [M]. 北京: 化学工业出版社, 1983: 23-28, 369-375.
- Editorial Board of Chemical Engineering Handbook. Chemical application mathematics[M]. Beijing: Chemical Industry Press, 1983: 23-28, 369-375. (in Chinese)

Validity test data effect on steel mechanical properties distribution law

LI Qing¹, YUAN Xiao-hui¹, LIU Cen², WU Yuan-xiang¹, LIU Bing¹, LIU Xiao-ning^{1,2}*

1. School of Mechanical Engineering, Wuhan Polytechnic College of Software and Engineering, Wuhan 430205, China;

2. School of Mechanical and Electrical Engineering, Wuhan Institute of Technology, Wuhan 430205, China

Abstract: To establish mechanical strength reliability design method, the tensile strength and yield strength of the steel distribution law must be analyzed; distinguishing the test data validity of steel tensile strength and yield strength is the basis of studying distribution law. Applying mathematical statistics theory, the method for judging the validity of test data was established. Based on tensile strength and yield strength test data of 9%-prestrained austenite stainless steel S30408 at liquid nitrogen temperature, the test data validity was judged at one-sided confidence of 99%; the distribution law of the steel tensile strength and yield strength was studied by hypothetical test based on the validity test data and reliability theory. Results show that the influence of the validity of test data on the distribution law cannot be ignored; at the saliency of 0.05, the tensile strength is random variable which conforms to normal distribution while the yield strength seems not consistent with the normal distribution.

Keywords: tensile strength; yield strength; test data; validity; distribution law; steel S30408; 9%-prestrained

本文编辑:陈小平