

文章编号: 1674-2869(2018)02-0228-05

# 室温与超低温时奥氏体不锈钢 S30408 的屈强比

刘 岑<sup>1</sup>, 杨 帆<sup>2</sup>, 刘 兵<sup>2</sup>, 袁小会<sup>2</sup>, 陈 帆<sup>2</sup>, 刘小宁<sup>\*2</sup>

- 1. 湖北轻工职业技术学院机电工程学院, 湖北 武汉 430070;
- 2. 武汉软件工程职业学院机械工程学院, 湖北 武汉 430205

**摘 要:** 为了比较与评价钢材屈强比在不同温度条件下的变化规律, 应用概率论与数理统计知识, 构建了不同温度钢材屈强比的比较方法与评价体系。基于非预应变奥氏体不锈钢 S30408 在室温与液氮温度时的有效拉伸试验数据, 在双侧置信度为 99% 时, 比较与评价了其屈强比的变化。室温屈强比均值范围为 0.397 0~0.426 0, 标准差范围为 0.003 3~0.027 7, 变异系数范围为 0.007 7~0.069 7。液氮温度屈强比均值范围为 0.293 7~0.320 7, 标准差范围为 0.031 1~0.050 2, 变异系数范围为 0.096 9~0.170 7。

**关键词:** 温度; 屈强比; 变化规律; 奥氏体不锈钢

**中图分类号:** TH140    **文献标识码:** A    **doi:** 10.3969/j.issn.1674-2869.2018.02.021

## Austenitic Stainless Steel S30408 Yield Ratio at Room Temperature and Ultra-Low Temperature

LIU Cen<sup>1</sup>, YANG Fan<sup>2</sup>, LIU Bing<sup>2</sup>, YUAN Xiaohui<sup>2</sup>, CHEN Fan<sup>2</sup>, LIU Xiaoning<sup>\*2</sup>

- 1. School of Mechanical and Electrical Engineering, Hubei Light Industry Technology Institute, Wuhan 430070, China;
- 2. School of Mechanical Engineering, Wuhan Polytechnic College of Software and Engineering, Wuhan 430205, China

**Abstract:** To compare and evaluate the variation rules of the steel yield ratio under different temperature conditions, a comparison and evaluation system for yield ratio of different temperature steels was established by using the theories of probability and mathematical statistics. Based on the valid tensile test data of non-pre-stressed austenitic stainless steel S30408 at room temperature and liquid nitrogen temperature, the change of the yield ratio was compared and evaluated when the bilateral confidence was 99%. The mean values of yield ratio ranged from 0.397 0 to 0.426 0, the standard deviation ranged from 0.003 3 to 0.027 7, and the coefficient of variation ranged from 0.007 7 to 0.069 7 under room temperature. While the mean values of yield ratio ranged from 0.290 3 to 0.320 7, the standard deviation ranged from 0.031 1 to 0.050 2, and the coefficient of variation ranged from 0.096 9 to 0.170 7 at liquid nitrogen temperature.

**Keywords:** temperature; yielding ratio; variation rules; austenitic stainless steel

屈强比是钢材在一定温度时屈服强度与抗拉强度的比值。屈强比小, 钢材从屈服到断裂的塑性变形阶段长, 成形过程中发生断裂的可能性小, 对冲压成形有利, 但屈强比过小, 表明钢材强度的

利用率偏低, 不够经济; 屈强比较大, 钢材强度储备适中, 材料利用率较大, 但屈强比过大, 表明钢材强度储备过小, 脆断倾向增加, 不够安全, 钢材冲压成形难度也增大。因此, 屈强比是衡量钢材

收稿日期: 2018-01-01

基金项目: 湖北省教育厅科研项目(B2016545); 武汉市黄鹤英才(教育)计划资助项目

作者简介: 刘 岑, 硕士, 助教。E-mail: 104742579@qq.com

\*通讯作者: 刘小宁, 教授, 正高职高级工程师。E-mail: lxngjxy@163.com

引文格式: 刘岑, 杨帆, 刘兵, 等. 室温与超低温时奥氏体不锈钢 S30408 的屈强比[J]. 武汉工程大学学报, 2018, 40(2): 228-232.

在一定温度时强度储备、安全性及加工难易程度等方面的量度,是合理选择钢材的重要参考指标之一。

随着科学技术的突飞猛进,液化天然气、液氮、液氧、液氢与液氦等低温或者超低温液化气体在航天航空、工业生产与人们生活等领域的应用日益普及,深冷容器的需求量越来越大<sup>[1-3]</sup>;研究深冷容器用钢的超低温屈强比,是深冷容器设计与制造的基础工作之一<sup>[4-7]</sup>;奥氏体不锈钢S30408是制造深冷容器的常用钢材,其超低温屈强比值得研究。

应用概率论与数理统计方法<sup>[8-9]</sup>,构建了不同温度屈强比的评价方法,基于奥氏体不锈钢S30408在室温与液氮温度时的拉伸试验数据<sup>[4-6]</sup>,在双侧置信度为99%时<sup>[10-12]</sup>,分别获得了屈强比均值、标准差与变异系数的取值范围,并比较与评价了屈强比的变化。

## 1 基本理论与评价方法

### 1.1 确定评价指标

在不同温度时评价钢材屈强比,一是在不同温度时分别确定屈强比真值的取值范围,二是比较屈强比在不同温度时的真值是否发生改变,并进行显著性评价;三是比较屈强比在不同温度时的精度,即评价有限的有效试验数据与真值之间的接近程度。

根据概率论与数理统计知识<sup>[8-9]</sup>,在不同温度时,假设钢材屈强比是基本符合正态分布的无限总体,其真值包括均值、标准差与变异系数等三个确定量,它们都是描述总体特征的量度。从工程实践与数理统计的角度,不可能也没有必要进行无限的试验获得钢材屈强比的真值,而是通过有限的试验,获得样本有效的试验数据,对屈强比的真值取值范围进行估计。通过比较屈强比在不同温度时真值的取值范围,就可得到评价结论。

均值的取值范围是描述样本与总体之间准确性趋势的量度;标准差是描述样本与总体之间集中性的量度;变异系数为标准差与均值的比值,是描述样本与总体相对接近程度的量度,变异系数小,表示样本与总体之间接近,精度高,反之,变异系数大,表示样本与总体之间分散,精度低,显然,变异系数是描述精度的最重要指标。

在相同置信度下,当温度不变时,均值、标准差与变异系数真值的取值范围越窄,表明其真值变化范围越小;在不同温度时,如果描述总体特征

的某一真值取值范围不重合,表明该真值在不同温度时发生显著改变;如果描述总体特征的某一真值取值范围部分重合或者全部重合,表明该真值在不同温度时变化不显著或者没有变化<sup>[13]</sup>。

根据以上分析,在不同温度时,均值、标准差与变异系数真值的取值范围,是比较与评价钢材屈强比变化的三个指标;屈强比样本有限的有效试验数据,是定量比较与评价的基础。

### 1.2 样本的有效试验数据统计

对于温度为 $t$ 的相同钢材,假设其屈服强度 $R_{eL,t}$ 与抗拉强度 $R_{m,t}$ 是随机变量,则屈强比 $\gamma_t$ 为:

$$\gamma_t = \frac{R_{eL,t}}{R_{m,t}} \tag{1}$$

屈强比的相应统计量为:

$$\gamma_{ii} = \frac{R_{eL,ti}}{R_{m,ti}} \tag{2}$$

式(1)~(2)中, $\gamma_{ii}$ 为 $t$ 温度时屈强比的第 $i$ 个统计值; $R_{eL,ti}$ 为 $t$ 温度时屈服强度的第 $i$ 个有效试验数据,MPa; $R_{m,ti}$ 为 $t$ 温度时抗拉强度的第 $i$ 个有效试验数据,MPa; $i$ 为序号, $i=1,2,\cdots,n_t$ ;  $n_t$ 为有效拉伸试验数据组数。

屈强比样本的平均值与精密度分别为:

$$\bar{\gamma}_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} \gamma_{ii} \tag{3}$$

$$S_t = \sqrt{\frac{1}{n_t-1} \sum_{i=1}^{n_t} (\gamma_{ii} - \bar{\gamma}_t)^2} \tag{4}$$

式(3)~(4)中, $\bar{\gamma}_t$ 、 $S_t$ 分别为屈强比 $\gamma_t$ 的样本平均值与精密度。

### 1.3 评价指标取值范围

1.3.1 均值取值范围 双侧置信度为 $(1-\alpha)$ 时,均值 $\mu_t$ 的取值范围<sup>[8-9]</sup>为:

$$\mu_t \in [\mu_{tmin}, \mu_{tmax}] \tag{5}$$

其中

$$\mu_{tmin} = \bar{\gamma}_t - \frac{S_t}{\sqrt{n_t-1}} T_{p-1, 1-0.5\alpha} \tag{6}$$

$$\mu_{tmax} = \bar{\gamma}_t + \frac{S_t}{\sqrt{n_t-1}} T_{p-1, 1-0.5\alpha} \tag{7}$$

式(5)~(7)中, $\mu_{tmin}$ 与 $\mu_{tmax}$ 分别为 $t$ 温度的均值在双侧置信度为 $(1-\alpha)$ 时的下限与上限; $T_{n_t-1, 1-0.5\alpha}$ 为 $T$ 分布系数,由自由度 $(n_t-1)$ 与双侧置信度 $(1-\alpha)$ 查得。

值得注意的是,此处双侧置信度中的 $\alpha$ ,是指将满足式(5)的 $\mu_t$ ,误判为 $\mu_t < \mu_{tmin}$ 或 $\mu_t > \mu_{tmax}$ 的风险概率各为 $0.5\alpha$ 。

文中取  $\alpha=0.01$ , 所用的  $T$  分布系数见表 1<sup>[8-9]</sup>。

表 1  $T$  分布系数  
Tab. 1  $T$ -distribution coefficient

	系数	
	$T_{4,0.995}$	$T_{59,0.995}$
取值	4.604	2.662

1.3.2 标准差取值范围 双侧置信度为  $(1-\alpha)$  时, 标准差  $\sigma_t$  的取值范围<sup>[8-9]</sup>为:

$$\sigma_t \in [\sigma_{tmin}, \sigma_{tmax}] \tag{8}$$

其中

$$\sigma_{tmin} = \frac{\sqrt{n_t - 1}}{\sqrt{\chi^2_{n_t - 1, 1 - 0.5\alpha}}} S_t \tag{9}$$

$$\sigma_{tmax} = \frac{\sqrt{n_t - 1}}{\sqrt{\chi^2_{n_t - 1, 0.5\alpha}}} S_t \tag{10}$$

式(9)~(10)中,  $\sigma_{tmin}$  与  $\sigma_{tmax}$  分别为  $t$  温度的标准差在双侧置信度为  $(1-\alpha)$  时的下限与上限;  $\chi^2_{n_t - 1, 1 - 0.5\alpha}$  与  $\chi^2_{n_t - 1, 0.5\alpha}$  为  $\chi^2$  分布系数, 分别用  $(n_t-1)$  与  $(1-0.5\alpha)$  或  $0.5\alpha$  查得。

这里取  $\alpha=0.01$ <sup>[13]</sup>, 所用  $\chi^2$  分布系数见表 2<sup>[8-9]</sup>。

表 2  $\chi^2$  分布系数  
Tab. 2  $\chi^2$ -distribution coefficient

	系数			
	$\chi^2_{4, 0.995}$	$\chi^2_{4, 0.005}$	$\chi^2_{59, 0.995}$	$\chi^2_{59, 0.005}$
取值	14.860	0.207	90.714	34.771

此处双侧置信度中的  $\alpha$ , 是指将满足式(8)的  $\sigma_t$ , 误判为  $\sigma_t < \sigma_{tmin}$  与  $\sigma_t > \sigma_{tmax}$  的风险概率各为  $0.5\alpha$ 。

1.3.3 变异系数取值范围 双侧置信度为  $(1-\alpha)$  时, 变异系数  $C_t$  的取值范围由式(5)与式(8)可得:

$$C_t \in [C_{tmin}, C_{tmax}] \tag{11}$$

其中

$$C_{tmin} = \sigma_{tmin} / \mu_{tmax}, C_{tmax} = \sigma_{tmax} / \mu_{tmin} \tag{12}$$

式(12)中,  $C_{tmin}$  与  $C_{tmax}$  分别为  $t$  温度的变异系数在双侧置信度为  $(1-\alpha)$  时的下限与上限。

此处双侧置信度中的  $\alpha$ , 是指将满足式(11)的  $C_A$  误判为  $C_t < C_{tmin}$  或  $C_t > C_{tmax}$  的风险概率各为  $0.5\alpha$ 。

1.4 比较与评价

如果在温度分别为  $A$  与  $B$  时, 通过拉伸试验获得钢材的屈服强度和抗拉强度有效试验数据, 作变换  $t \rightarrow A$  与  $t \rightarrow B$ , 根据式(2)~式(12), 可分别得到屈服比在温度为  $A$  与  $B$  时的均值  $\mu_A$  与  $\mu_B$ , 标准差  $\sigma_A$

与  $\sigma_B$  以及变异系数  $C_A$  与  $C_B$  的取值范围, 对取值范围进行比较, 可评价不同温度时屈服比的变化。

1.4.1 均值 1) 若  $\mu_{Amin} \geq \mu_{Bmax}$  (13)

表明  $B$  温度的屈服比均值明显低于  $A$  温度的。

2) 若  $\mu_{Amax} \leq \mu_{Bmin}$  (14)

表明  $B$  温度的屈服比均值明显高于  $A$  温度的。

3) 若  $\mu_{Bmin} < \mu_{Amax} < \mu_{Bmax}$  (15)

表明  $B$  温度的屈服比均值增加不明显。

4) 若  $\mu_{Amin} < \mu_{Bmax} < \mu_{Amax}$  (16)

表明  $B$  温度时的屈服比均值降低不明显。

1.4.2 标准差 1) 若  $\sigma_{Amin} \geq \sigma_{Bmax}$  (17)

表明  $B$  温度的屈服比标准差明显低于  $A$  温度的。

2) 若  $\sigma_{Amax} \leq \sigma_{Bmin}$  (18)

表明  $B$  温度的屈服比标准差明显高于  $A$  温度的。

3) 若  $\sigma_{Bmin} < \sigma_{Amax} < \sigma_{Bmax}$  (19)

表明  $B$  温度时的屈服比标准差增加不明显。

4) 若  $\sigma_{Amin} < \sigma_{Bmax} < \sigma_{Amax}$  (20)

表明  $B$  温度时的屈服比标准差降低不明显。

1.4.3 变异系数 1) 若  $C_{Amin} \geq C_{Bmax}$  (21)

表明  $B$  温度时的屈服比变异系数明显小于  $A$  温度时的, 即屈服比在  $B$  温度的精度明显高于  $A$  温度的。

2) 若  $C_{Amax} \leq C_{Bmin}$  (22)

表明  $B$  温度的屈服比变异系数明显大于  $A$  温度时的, 即屈服比在  $B$  温度时的精度低于高于  $A$  温度的。

3) 若  $C_{Bmin} < C_{Amax} < C_{Bmax}$  (23)

表明  $B$  温度时的屈服比变异系数增加不明显, 即在温度  $A$  与  $B$  时, 屈服比的精度没有明显变化。

4) 若  $C_{Amin} < C_{Bmax} < C_{Amax}$  (24)

表明  $B$  温度时的屈服比变异系数降低不明显, 即在温度  $A$  与  $B$  时, 屈服比的精度没有明显变化。

2 不同温度有效拉伸试验数据统计

为讨论方便, 将室温定义为  $A$  温度, 液氮温度 ( $0^\circ\text{C} \sim -196^\circ\text{C}$ ) 定义为  $B$  温度。

文献<sup>[4-5]</sup>通过非预应变奥氏体不锈钢 S30408 标准试样的室温 ( $A$  温度) 拉伸试验<sup>[14]</sup>, 获得屈服强度与抗拉强度的 5 组数据; 文献<sup>[6]</sup>通过非预应变奥氏体不锈钢 S30408 标准试样的超低温 ( $B$  温度) 拉伸试验<sup>[15]</sup>, 获得屈服强度与抗拉强度的 60 组数据。

在样本试验数据有效性的双侧置信度为99%时<sup>[10-13]</sup>,将*A*温度与*B*温度时获得的样本有效试验数据分别列入表3与表4中,将表3与表4中不同温度屈强比有效数据代入式(3)与式(4),可分别得到不同温度屈强比的平均值和精密度列入表5中。

表3 S30408钢室温屈强比的有效数据

Tab. 3 Yield ratio valid data of steel S30408 at room temperature

序号	$R_{eLi}$ / MPa	$R_{mLi}$ / MPa	$\gamma_{Li}$
1	300.0	745.0	0.402 7
2	315.4	772.4	0.408 3
3	316.2	766.7	0.412 4
4	325.8	785.4	0.414 8
5	322.5	769.3	0.419 2

3 不同温度屈强比的比较与评价

在双侧置信度为99%时,分别比较屈强比的均值、标准差与变异系数取值范围,可评价室温(*A*温度)与液氮温度(*B*温度)奥氏体不锈钢S30408屈强比的改变。

表4 S30408钢液氮温度屈强比的有效数据

Tab. 4 Yield ratio valid data of steel S30408 at liquid nitrogen temperature

序号	$R_{eLi}$ / MPa	$R_{mLi}$ / MPa	$\gamma_{Li}$	序号	$R_{eLi}$ / MPa	$R_{mLi}$ / MPa	$\gamma_{Li}$	序号	$R_{eLi}$ / MPa	$R_{mLi}$ / MPa	$\gamma_{Li}$
1	365	1 690	0.216 0	21	505	1 710	0.295 3	41	550	1 650	0.333 3
2	391	1 722	0.227 1	22	490	1 640	0.298 8	42	530	1 580	0.335 4
3	390	1 700	0.229 4	23	505	1 690	0.298 8	43	540	1 610	0.335 4
4	370	1 580	0.234 2	24	484	1 615	0.299 7	44	574	1 696	0.338 4
5	409	1 660	0.246 4	25	500	1 640	0.304 9	45	574	1 696	0.338 4
6	398	1 582	0.251 6	26	464	1 519	0.305 5	46	607	1 794	0.338 4
7	435	1 720	0.252 9	27	485	1 580	0.307 0	47	560	1 640	0.341 5
8	400	1 540	0.259 7	28	530	1 720	0.308 1	48	595	1 735	0.342 9
9	460	1 700	0.270 6	29	523	1 697	0.308 2	49	596	1 725	0.345 5
10	450	1 650	0.272 7	30	505	1 635	0.308 9	50	575	1 645	0.349 5
11	454	1 625	0.273 5	31	505	1 630	0.309 8	51	570	1 630	0.349 7
12	470	1 718	0.273 6	32	509	1 630	0.312 3	52	581	1 656	0.350 8
13	456	1 660	0.274 7	33	538	1 722	0.312 4	53	565	1 580	0.357 6
14	471	1 707	0.275 9	34	520	1 660	0.313 3	54	590	1 650	0.357 6
15	454	1 660	0.279 4	35	515	1 640	0.314 0	55	590	1 650	0.357 6
16	458	1 637	0.279 8	36	536	1 706	0.314 2	56	615	1 715	0.358 6
17	486	1 727	0.281 4	37	475	1 490	0.318 8	57	570	1 585	0.359 6
18	487	1 717	0.283 6	38	520	1 630	0.319 0	58	543	1 508	0.360 1
19	475	1 660	0.286 1	39	525	1 630	0.322 1	59	560	1 508	0.371 4
20	482	1 675	0.287 8	40	546	1 656	0.329 7	60	571	1 520	0.375 7

3.1 均值的比较与评价

对于室温(*A*温度)与液氮温度(*B*温度)时的奥氏体不锈钢S30408,将表5中屈强比有效数据的统计值代入式(5)~式(7),分别得到屈强比均值 $\mu_A$ 与 $\mu_B$ 取值范围:

$$\mu_A \in [0.397\ 0, 0.426\ 0], \mu_B \in [0.293\ 7, 0.320\ 7]$$

(25)

由式(25)可知, $\mu_{Amin}$ 与 $\mu_{Bmax}$ 的关系满足式(13),表明*B*温度时屈强比的均值明显低于*A*温度时的,即室温降至液氮温度是降低奥氏体不锈钢S30408屈强比均值的有效方法。

3.2 标准差的比较与评价

将表5中不同温度屈强比的统计值代入式(8)~式(10),分别得到屈强比标准差 $\sigma_A$ 与 $\sigma_B$ 取值范围:

$$\sigma_A \in [0.003\ 3, 0.027\ 7], \sigma_B \in [0.031\ 1, 0.050\ 2]$$

(26)

由式(26)可知, $\sigma_{Amax}$ 与 $\sigma_{Bmin}$ 的关系满足式(18),表明*B*温度的屈强比标准差明显大于*A*温度的,即室温降至液氮温度时,奥氏体不锈钢S30408屈强比的标准差显著增大。



表 5 不同温度屈强比的统计  
Tab. 5 Yield ratio statistics at different temperatures

温度状态	参数	取值
室温(A 温度)	$n_A$	5
	$\overline{\gamma_A}$	0.411 5
	$S_A$	0.006
液氮温度(B 温度)	$n_B$	60
	$\overline{\gamma_B}$	0.307 2
	$S_B$	0.038 9

3.3 变异系数(精度)的比较与评价

将式(25)、式(26)代入式(11)与式(12),分别得到室温(A 温度)与液氮温度(B 温度)的奥氏体不锈钢 S30408 屈强比变异系数  $C_A$  与  $C_B$  的取值范围:

$$C_A \in [0.007\ 7, 0.069\ 7], C_B \in [0.097\ 0, 0.170\ 9]$$

(27)

由式(27)可知,  $C_{Amax}$  与  $C_{Bmin}$  的关系满足式(22),表明 B 温度的屈强比变异系数明显大于 A 温度,即室温降至液氮温度时,奥氏体不锈钢 S30408 屈强比精度降低明显。

4 结 语

应用概率论与数理统计方法,构建了钢材在不同温度时屈强比变化的比较与评价方法,基于非预应变奥氏体不锈钢 S30408 在室温与液氮温度时的有效拉伸试验数据,在双侧置信度为 99%时,从均值、标准差与变异系数三个评价指标,比较与评价了室温与液氮温度时屈强比的变化规律。

1)室温非预应变奥氏体不锈钢 S30408,屈强比的均值不小于 0.397 0 并不大于 0.426 0,标准差不小于 0.003 3 并不大于 0.027 7,变异系数不小于 0.007 7 且不大于 0.069 7。

2)液氮温度非预应变奥氏体不锈钢 S30408,屈强比的均值不小于 0.293 7 且不大于 0.320 7,标准差不小于 0.031 1 且不大于 0.050 2,变异系数不小于 0.097 0 且不大于 0.170 9。

3)对于非预应变奥氏体不锈钢 S30408,从室温降至液氮温度时,屈强比均值显著降低,而标准差明显增大,变异系数也随之显著降增大,表明随

着温度的下降,屈强比的变化范围显著变大,精度降低明显。

参考文献:

[1] 郑津洋, 缪存坚, 寿比南. 轻型化——压力容器的发展方向[J]. 压力容器, 2009, 26(9): 42-48.

[2] 邓阳春, 陈钢, 杨笑峰, 等. 奥氏体不锈钢压力容器的应变强化技术[J]. 化工机械, 2008, 35(1): 54-59.

[3] 郑津洋, 郭阿宾, 缪存坚, 等. 奥氏体不锈钢深冷容器室温应变强化技术[J]. 压力容器, 2010, 27(8): 28-32.

[4] 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.

[5] 刘凡, 江楠, 张文建, 等. 国产奥氏体不锈钢 06Cr19Ni10 (S30408)拉伸试验研究[J]. 压力容器, 2011, 28(4): 7-11.

[6] 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.

[7] 章云飞, 惠虎, 寿比南, 等. 奥氏体不锈钢应变强化容器变形速率的测量方法研究[J]. 压力容器, 2013, 30(5): 1-6.

[8] 熊德之, 张志军. 概率论与数理统计及其应用[M]. 北京: 科学出版社, 2007: 131-262.

[9] 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.

[10] 李清, 袁小会, 刘岑, 等. 有效试验数据对钢材机械性能分布规律的影响[J]. 武汉工程大学学报, 2015, 37(4): 69-73.

[11] 刘小宁, 刘岑, 刘兵, 等. 承压容器爆破压力计算公式的评价方法研究[J]. 机械强度, 2017, 39(6): 1409-1417.

[12] 刘岑, 刘小宁, 刘兵, 等. 拓展设计公式应用范围的精度比较法[J]. 机械强度, 2018, 40(1): 145-153.

[13] 徐灏. 机械强度的可靠性设计[M]. 北京: 机械工业出版社, 1984: 1-220.

[14] 中华人民共和国国家质量监督检验检疫总局, 中国国家标准化管理委员会. 金属材料 拉伸试验 第 1 部分 室温试验方法: GB/T 228.1-2010[S]. 北京: 中国标准出版社, 2011: 1-61.

[15] 中华人民共和国国家质量监督检验检疫总局, 中国国家标准化管理委员会. 金属材料 低温拉伸试验方法: GB/T 13239-2006[S]. 北京: 中国标准出版社, 2006: 1-22.

本文编辑:陈小平