РУКОВОДЯЩИЙ ДОКУМЕНТ

АРМАТУРА ТРУБОПРОВОДНАЯ. МЕТОДИКА ОЦЕНКИ НАДЕЖНОСТИ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ИСПЫТАНИЙ И (ИЛИ) ЭКСПЛУАТАЦИИ

РД 302-07-279-89

Дата введения 01.07.90

Настоящий руководящий документ (РД) устанавливает методику оценки количественных значений показателей надежности трубопроводной арматуры, ее узлов и приводных устройств к ней (далее арматуры) по результатам испытаний и (или) эксплуатации при отсутствии цензурирования, однократном и многократном цензурировании.

РД содержит рекомендации по правилам определения закона распределения наработок до отказа арматуры, методам проверки данных на однородность, правилам учета априорной информации о надежности конструктивно-подобных изделий и узлов.

I. ОБЩИЕ ТРЕБОВАНИЯ

I.I. В руководящем документе принята терминология по ГОСТ 27.002 и ГОСТ 27.504. Обозначения, применяемые в стандарте, приведены в приложении I.

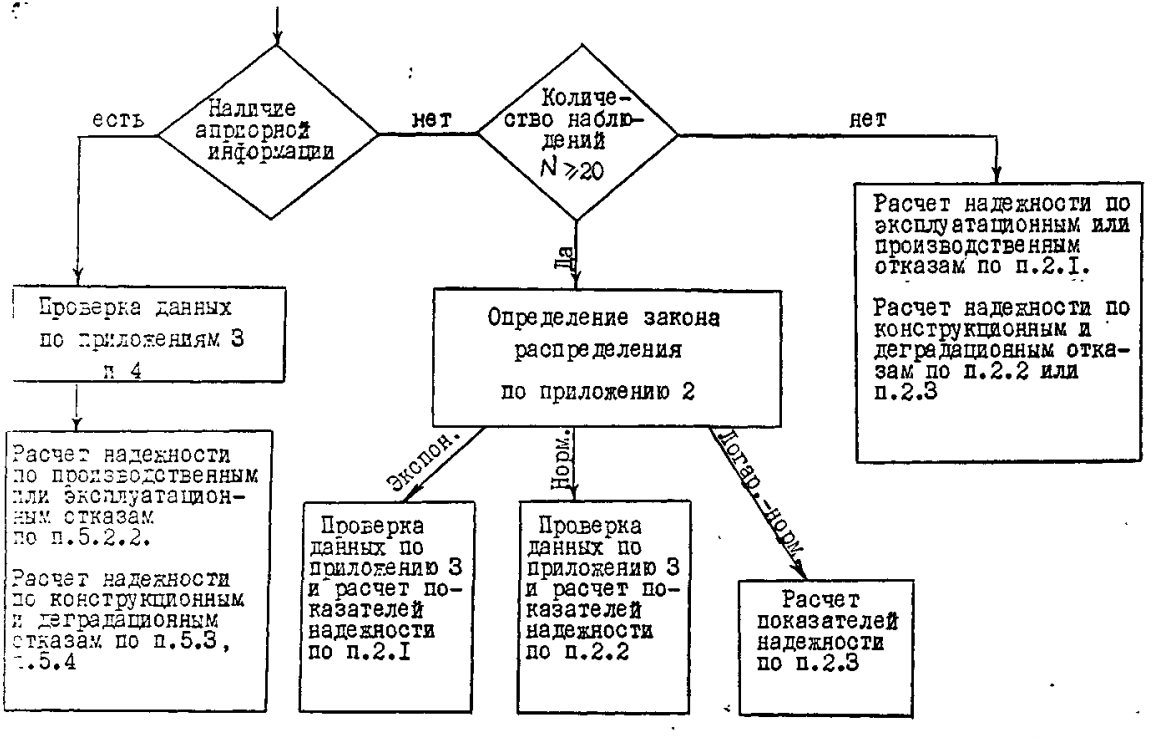
I.2. Методы и порядок расчета показателей надежности в зависимости от плана наблюдений выбираются по схемам I-3.

gost.e-ecolog.ru

129-90 УКА 28.08.90

Схема I

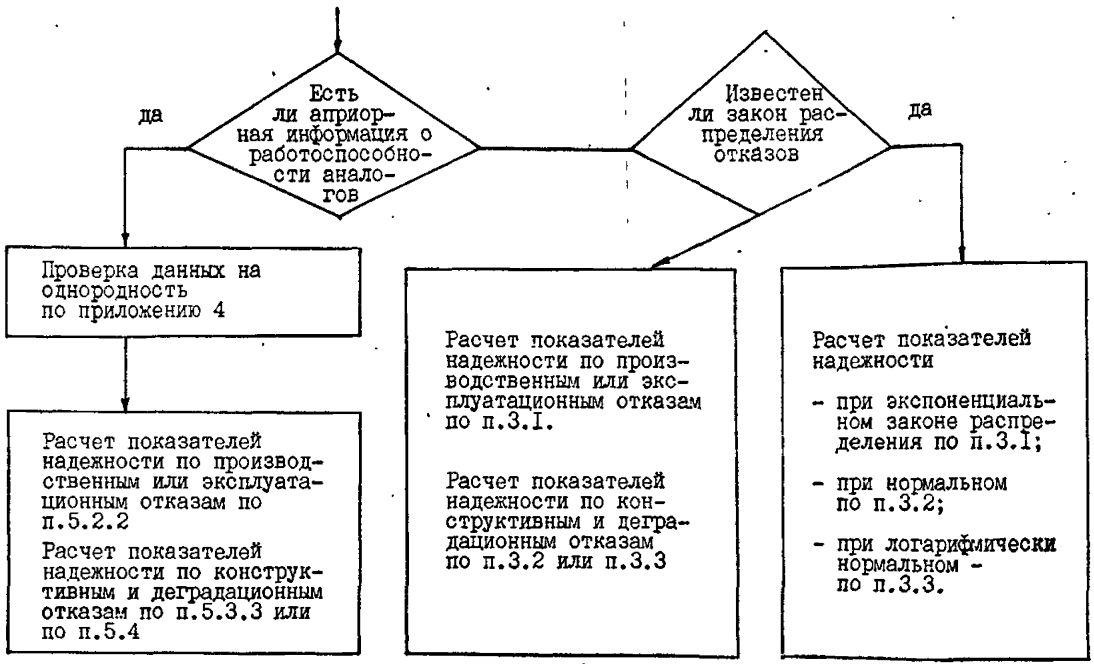
Схема расчета показателей надежности по плану [NUN]
(при отсутствии цензурирования)



129-90 28.08.90. Подпись

Схема расчета показателей надежности при плане наблюдений [NUT] или [NUT] при однократном цензурировании

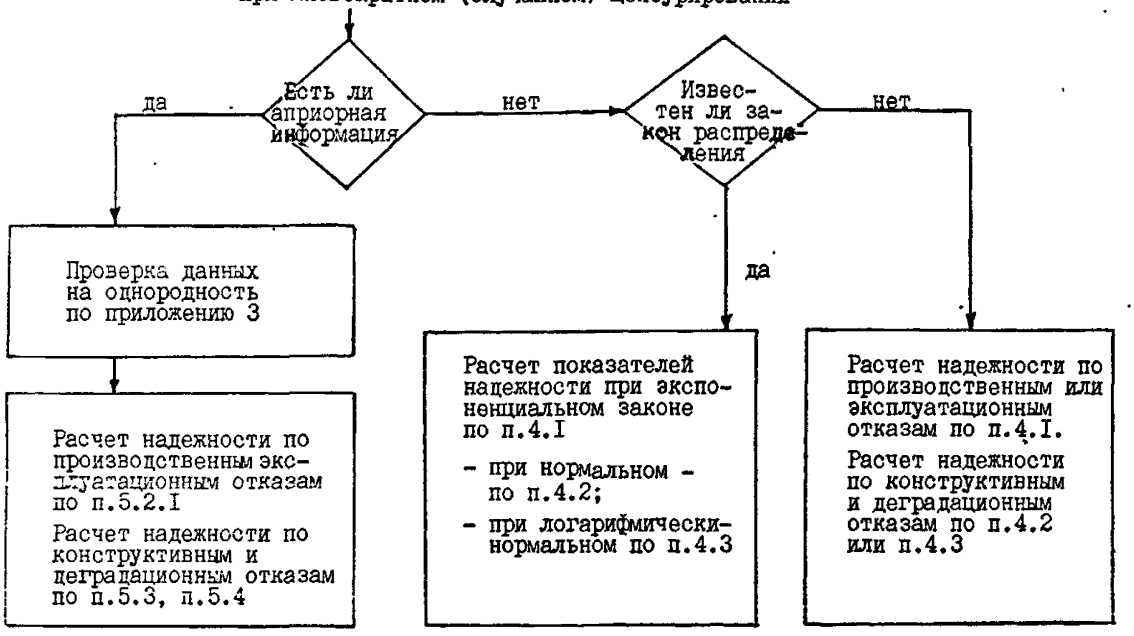
Схема 2



129-90 28.08.90 Подпись

Схема 3

Схема расчета показателей надежности при плане наблюдений [NU2]
при многократном (случайном) цензурировании



I.3. В зависимости от исходной информации и требований технических условий (ТУ), программы и методики испытаний (ПМ) рассчитывают и соответствующие показатели надежности: среднюю наработку до отказа, среднюю наработку на отказ, средний ресурс, средний срок службы.

Расчет этих показателей аналогичен, поэтому далее в тексте вид среднего показателя не указывается.

В зависимости от требований ТУ или ПМ определяют и вероятность безотказной работы $P(t)$ в течение заданной наработки t.

Если в ТУ заданы назначенные показатели надежности, то определяют значение вероятности безотказной работы в течение назначенного ресурса.

I.4. Отказы, зафиксированные в результате испытаний или эксплуатации разделяют на конструктивные, производственные, эксплуатационные и деградационные.

Любой отказ, наступивший при наработке выше среднего значения соответствующего показателя надежности должен относиться к деградационному. Оценка показателей надежности в зависимости от целей расчета может проводиться как по каждому из видов отказов отдельно, так и совместно для всех или части видов отказов.

Например, для внесения в НТД, либо для сравнения с приведенным в НТД количественными значениями показателей надежности осуществляется расчет надежности без учета эксплуатационных отказов.

120-90 28.05.90

При оценке показателей надежности совместно по нескольким видам отказов принимать закон распределения наработок до отказа по преобладающему числу отказов того или иного вида.

I.5. Исходной информацией для оценки показателей надежности являются: результаты испытаний и (или) эксплуатации оцениваемого изделия и его узлов и результаты испытаний и эксплуатации изделий-аналогов.

I.6. Исходная информация должна быть достоверной, а выборка - представительной.

Под достоверностью понимается свойство информации давать подлинные сведения для оценок показателей надежности.

Признаками недостоверности информации являются:

- несоответствие данных о наработках указанным интенсивностям использования;
- многократно одинаковые значения наработок до отказа;
- сообщения об отказах и предельных состояниях, характер которых противоречит принципам работы изделия;
- отсутствие данных о виде отказа и причинах отказа.

При наличии признаков недостоверности информации ее подвергают дополнительной проверке в местах эксплуатации или исключают из рассмотрения.

I.7. Исходными данными для оценки показателей надежности служат:

- при плане $[NUN]$:

  объем выборки N,

126-90 Инв. 16.08.90

Выборочные значения наработок до отказа, наработок между отказами, технических ресурсов, сроков службы

$$t_1, t_2, \ldots, t_N$$

- при плане $[NUT]$

  объем выборки N;

  продолжительность испытаний и (или) эксплуатации T.

Выборочные значения наработок до отказа, наработок между отказами, технических ресурсов, сроков службы

$$t_1, t_2, \ldots, t_d$$

- при плане $[NUr]$

  число отказов $r \geqslant 2$;

  объем выборки N;

  выборочные значения наработок до отказа, наработок между отказами, технических ресурсов, сроков службы

$$t_1, t_2, \ldots, t_r$$

- при плане $[NUr]$

  объем выборки $N = r + n$

  число отказов r $(r \geqslant 2)$

  число цензурирований n

  выборочные значения наработок до отказа, наработок между отказами, технических ресурсов, сроков службы

$$t_1, t_2, \ldots, t_r$$

  выборочные значения наработок до цензурирования

$$\tau_1, \tau_2, \ldots, \tau_n$$

189-90 ИНФ 22.08.90

I.8. Продолжительность или объем работы (наработка) арматуры в зависимости от типа арматуры и условий ее эксплуатации может измеряться в часах и циклах.

I.9. Правила определения закона распределения отказов арматуры приведены в приложении 2. Если данные подчиняются экспоненциальному или нормальному закону распределения, и в выборке есть резко выделяющиеся значения, их следует проверить по критериям приложения 3, после чего принять решение об учете данных значений при оценке показателей надежности.

При объединении нескольких выборок данных о работоспособности арматуры для расчета показателей надежности, их следует проверить на однородность.

I.IO. Доверительная вероятность β для оценки нижних доверительных границ показателей надежности $\beta = 0,90$, если в ТУ или ПМ не приведено другое значение.

2. ОЦЕНКА ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ АРМАТУРЫ ПРИ ОТСУТСТВИИ ЦЕНЗУРИРОВАНИЯ (наработки до отказа, предельного состояния)

2.I. При экспоненциальном законе распределения показатели надежности рассчитывать следующим образом:

180.00 ВНИИ 20.08.90

Определение интенсивности отказов

$$\hat{\lambda} = \frac{N}{\sum_{i=1}^{N} t_i}$$

Определение нижней доверительной границы наработки до отказа

$$t_н = \frac{2\sum_{i=1}^{N} t_i}{\chi^2_{\beta,2N}}$$

Определение нижней доверительной границы вероятности безотказной работы в течение наработки

$$P_н(t) = \exp\left(-\frac{t \cdot \chi^2_{\beta,2N}}{2\sum_{i=1}^{N} t_i}\right)$$

$\chi^2_{\beta,2N}$ коэффициент, определяемый по таблице приложения 5 в зависимости от доверительной вероятности β и количества наблюдений N.

2.2. При нормальном законе распределения наработок до отказа показатели надежности определять следующим образом:

119-90 28.08.90

Определение параметров распределения

$$\hat{a} = \frac{\sum_{i=1}^{N} t_i}{N} \; ; \quad \hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N} (t_i - \hat{a})^2}$$

Определение нижней доверительной границы среднего

$$t_н = \hat{a} - z_{\beta,N} \cdot \hat{\sigma}$$

где $z_{\beta,N}$ - коэффициент, определяемый по таблице приложения 6 в зависимости от β и N

Определение нижней доверительной границы вероятности безотказной работы $P_н(t)$ в течение наработки t:

- вычислить величины:

$$\hat{h} = \frac{t - \hat{a}}{\hat{\sigma}}$$

$$h_н = \hat{h} - u_\beta \sqrt{\frac{1}{N}\left(1 + \frac{\hat{h}^2}{2}\right)}$$

где u_β - коэффициент, определяемый по таблице приложения 8

$$P_н(t) = \Phi(h_н)$$

где $\Phi(...)$ - функция, определяемая по таблице приложения 7

2.3. При логарифмически-нормальном законе распределения наработки до отказа оценки показателей надежности вычисляют по формулам для нормального закона распределения, заменяя значения наработок их натуральными логарифмами.

189-90 ВНИИ 25.08.90

3. ОЦЕНКА ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ АРМАТУРЫ ПРИ ОДНОКРАТНОМ ЦЕНЗУРИРОВАНИИ

3.1. При экспоненциальном законе распределения отказов оценки показателей надежности проводить

- при отсутствии отказов ($d = 0$) по п.3.1.1;
- при наличии отказов ($d > 0$) - по п.3.1.2.

3.1.1. Расчет производить следующим образом:

Определение нижний доверительной границы среднего

$$t_н = \frac{NT}{\ln\left(\frac{1}{1-\beta}\right)} = \frac{2NT}{\chi^2_{\beta,2}}$$

Определение нижней доверительной границы вероятности безотказной работы за наработку t

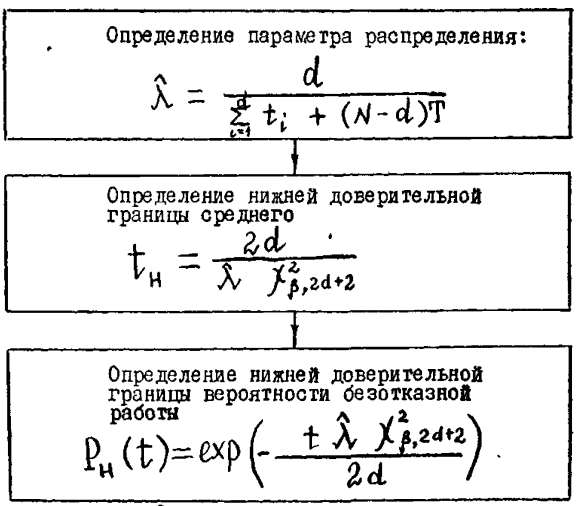
$$P_н(t) = (1-\beta)^{\frac{t}{NT}} = \exp\left(-\frac{t \cdot \chi^2_{\beta,2}}{2NT}\right)$$

где β - доверительная вероятность

Значения $\chi^2_{\beta,2}$ определяют по табл. приложения 5.

139-90 ЦИТ 08.01-88

3.I.2. Расчет производить следующим образом:



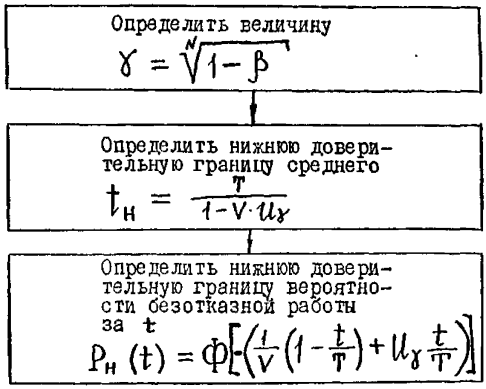
Значения $\chi^2_{\beta,2d+2}$ определяют по таблице приложения 5.

3.2. При нормальном законе распределения оценку показателей надежности проводить следующим образом:

- при отсутствии отказов по п.3.2.I ($d = 0$);
- при наличии отказов по п.3.2.2 ($d > I$).

3.2.I. Расчет производить следующим образом:

Инв. № подл. | Подп. и дата | Взам. инв. № | Инв. № дубл. | Подп. и дата



где U_γ – коэффициент, определяемый по таблице приложения 8 в зависимости от γ ;

β – доверительная вероятность;

V – коэффициент вариации, принимаемый в интервале (0,1 ÷ 0,3)

$\Phi(...)$ – функция, определяемая по таблице приложения 7.

ИНФ. 28.08.90

3.2.2. Расчет производить следующим образом:

Вычислить вспомогательные величины

$$\bar{T} = \frac{1}{d}\sum_{i=1}^{d} t_i \qquad \rho = \frac{S^2}{(\bar{T}-T)^2}$$

$$S^2 = \frac{1}{d-1}\sum_{i=1}^{d}(t_i-\bar{T})^2 \qquad H = \frac{N-d}{N}$$

Используя ρ и H, по табл. приложения 9 находим K

Определить параметры распределения

$$\hat{a} = \bar{T} - K(\bar{T}-T)$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{S^2 + K(\bar{T}-T)^2}$$

Определить нижнюю доверительную границу среднего

$$t_H = \hat{a} - z_{\beta,d}\cdot\hat{\sigma}$$

Определить нижнюю доверительную границу вероятности безотказной работы в течение t

$$P_H(t) = \Phi\left(\hat{h} - u_\beta\sqrt{\frac{1}{d}\left(1+\frac{\hat{h}^2}{2}\right)}\right)$$

где $\hat{h} = \frac{t-\hat{a}}{\hat{\sigma}}$

где u_β – коэффициент, определяемый по таблице приложения 8 в зависимости от доверительной вероятности β;

$\Phi(...)$ – функция, определяемая по таблице приложения 7;

$z_{\beta,d}$ – коэффициент, определяемый по таблице приложения 6.

Примечание. В случае, если все наработки до отказа равны t_p (при эксплуатации – плановые ремонты), величину S

129-90 ЦИН 28.08.90

принять равной $S = \Delta \cdot t_\rho$, где Δ – ошибка измерения. Ошибку измерения Δ принимать равной 0,1, т.е. S принять равной 0,1 от межремонтного периода.

3.3. При логарифмически-нормальном законе распределения отказов обработку результатов наблюдений производить по п.3.2 с заменой значений наработок t_i на их натуральные логарифмы – $\ln t_i$.

4. ОЦЕНКА ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ ПРИ МНОГОКРАТНОМ (СЛУЧАЙНОМ) ЦЕНЗУРИРОВАНИИ

4.1. При экспоненциальном законе распределения наработок до отказа и до цензурирования расчет производить следующим образом:

Определение параметра распределения

$$\hat{\lambda} = \frac{r \cdot N}{\left(\sum_{i=1}^{r} t_i + \sum_{j=1}^{n} \tau_j\right)(N-1)}$$

где $N = r + n$

Определение нижней доверительной границы среднего

$$t_н = \frac{2N}{\hat{\lambda} \cdot \chi^2_{\beta,2N}}$$

где $N = r + n$

Определение нижней доверительной границы вероятности безотказной работы

$$P_н(t) = \exp\left(-\frac{t \cdot \hat{\lambda} \cdot \chi^2_{\beta,2N}}{2N}\right) = \exp\left(-\frac{t}{t_н}\right)$$

где $\chi^2_{\beta,2N}$ – коэффициент, определяемый по табл. приложения 5

129-90 Инв. № 08.90

4.2. При нормальном законе распределения расчет производить следующим образом:

- при $r = 0$ по формулам п.3.2.1;
- при $r > 1$ по формулам п.4.2.1.

4.2.1. Оценку показателей надежности производить следующим образом:

Определим вспомогательные величины:	
A	$\sum_{i=1}^{r} t_i + 0{,}64 \sum_{j=1}^{n} \tau_j$
B	$r + 0{,}64\, n$
C	$\sum_{i=1}^{r} t_i^2 + 0{,}64 \sum_{j=1}^{n} \tau_j^2$
Д	$0{,}8\, n$
E	$0{,}8 \sum_{j=1}^{n} \tau_j$
Δ_K	$\sum_{j=1}^{n} \Delta_{jK} \quad (\Delta_0 = 0)$
Δ_{jK}	$\lambda_{jK} - 0{,}8 - 0{,}64\, z_{jK}$
F_K	$\sum_{j=1}^{n} \Delta_{jK}\, \tau_j \quad (F_0 = 0)$
z_{jK}	$\dfrac{\tau_j - \hat{a}_{K-1}}{\hat{\sigma}_{K-1}}$
Значения функции $\lambda_{jK} = \lambda(z_{jK})$ приведены в таблице приложения 10	

180-80 Инв. № 21.08.90

Определение величин

$$\hat{\sigma}_K = \frac{E + F_K - A\left(\frac{D+\Delta_K}{B}\right) + \sqrt{\left[E + F_K - A\left(\frac{D+\Delta_K}{B}\right)\right]^2 + 4r\left(C - \frac{A^2}{B}\right)}}{2r}$$

$$\hat{a}_K = \frac{A}{B} + \left(\frac{D+\Delta_K}{B}\right)\cdot \hat{\sigma}_K$$

где К - шаг итерации, К = 0, I, 2, ...

Оценка параметров распределения

За оценки параметров $\hat{a}$ и $\hat{\sigma}$ принимают значения $\hat{a}_K$ и $\hat{\sigma}_K$, при которых соблюдаются условия:

$$\left|\frac{-\hat{\sigma}_{K-1} + \hat{\sigma}_K}{\hat{\sigma}_{K-1}}\right| < \varepsilon \quad ; \quad \left|\frac{\hat{a}_K - \hat{a}_{K-1}}{\hat{a}_{K-1}}\right| < \varepsilon$$

где ε - заданная относительная погрешность (точность) решений

Значения ε выбирают из ряда: 0,001; 0,01; 0,05; 0,10; 0,15; 0,20.

Для выборок, у которых $N \leqslant 50$ и $\frac{r}{N} \leqslant 0{,}5$ следует вычислять несмещенные оценки параметров $\hat{a}$ и $\hat{\sigma}$ по формуле:

$$\hat{\sigma}_H = \hat{\sigma}_K \sqrt{\frac{r}{\chi^2_{r-1;0,5}}}$$

$$\hat{a}_H = \frac{A}{B} + \left(\frac{D+\Delta_K}{B}\right)\cdot \hat{\sigma}_H$$

где $\chi^2_{r-1;0,5}$ - коэффициент, определяемый по таблице приложения II

118-90 Инв. 21.08.90

Нижняя доверительная граница среднего

1) для $N \leq 50$, $\frac{r}{N} \leq 0{,}5$

$$t_н = \hat{a}_н - z_{\beta,r} \cdot \hat{\sigma}_н$$

2) в остальных случаях

$$t_н = \hat{a} - z_{\beta,r} \cdot \hat{\sigma}$$

где $z_{\beta,r}$ - коэффициент, определяемый по таблице приложения 6

Определение нижней доверительной границы вероятности безотказной работы за наработку t :

определить вспомогательные величины:

$$\hat{h} = \frac{t - \hat{a}}{\hat{\sigma}} \qquad \hat{P}(t_r) = \Phi\left(\frac{-\hat{a} + t_r}{\hat{\sigma}}\right) \qquad \varphi = [N(1 - \hat{P}(t_r))]$$

$$P_н(t) = \Phi\left(\hat{h} - U_\beta \sqrt{\frac{1}{\varphi}\left(1 + \frac{\hat{h}^2}{2}\right)}\right)$$

где $\Phi(...)$ - функция, определяемая по таблице приложения 7

4.3. Оценку показателей надежности при логарифмически-нормальном распределении отказов производить по п.4.2, заменив значения наработок t_i и τ_j на их натуральные логарифмы $\ln t_i$ и $\ln \tau_j$.

1-90 Инв. № 28.09.90

5. ОЦЕНКА ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ С УЧЕТОМ АПРИОРНОЙ ИНФОРМАЦИИ.

5.1. При оценке показателей надежности с учетом априорной информации выборки должны быть проверены на однородность по приложению 4.

5.2. При экспоненциальном законе распределения отказов расчет показателей надежности с учетом априорной информации производить следующим образом:

5.2.1. При плане наблюдений $[N U \tilde{z}]$ оценку производить по формулам

Определение интенсивности отказов наблюдаемого объекта

$$\hat{\lambda}_0 = \frac{\sum_{j=1}^{\ell} r_j}{\sum_{j=1}^{\ell} \left(\sum_{i=1}^{r_j} t_{ij} + \sum_{i=1}^{r_j} \tau_{ij} \right)}$$

где ℓ – количество групп изделий-аналогов

Оценка среднего (наработки до отказа, ресурса)

$$t_H = \frac{2N}{\hat{\lambda}_0 \cdot \chi^2_{\beta,2N}}, \text{ где } N = \sum_{j=1}^{\ell} (r_j + n_j)$$

Оценка вероятности безотказной работы в течение времени t

$$P_H(t) = \exp\left(-\frac{t}{t_H}\right)$$

Коэффициент $\chi^2_{\beta,2N}$ определяется по таблице приложения 5.

5.2.2. При плане наблюдений $[NUN]$, $[NUT]$ и $[NU\tilde{z}]$ показатели надежности определять по формулам п.5.2.1, но при следующем τ_{ij} :

129-90 НЦН 11.08.90

$$\tau_{ij} = \begin{cases} 0 \text{ при плане } [NUN] \\ T_j \text{ при плане } [NUT] \\ t_{jr} \text{ при плане } [NUr] \end{cases}$$

5.3. При нормальном законе распределения отказов расчет показателей надежности производить следующим образом (при плане наблюдений $[NUN]$:

Определение параметров распределения (общей средней дисперсии)

$$\hat{a}_o = \frac{\sum_{j=1}^{\ell} N_j \hat{a}_j}{\sum_{j=1}^{\ell} N_j}$$

$$\hat{\sigma}_o = \sqrt{\frac{1}{\sum_{j=1}^{\ell} N_j - 1} \left[\sum_{j=1}^{\ell} \left(\sum_{i=1}^{N_j} (t_{ij} - \hat{a}_o)^2 \right) \right]}$$

где $\hat{a}_j$ - параметр распределения j -й группы изделий-аналогов, определяемый по формуле

$$\hat{a}_j = \frac{\sum_{i=1}^{N_j} t_{ij}}{N_j}$$

Определение нижней доверительной границы среднего

$$t_н = \hat{a}_o - z_{\beta, N} \cdot \hat{\sigma}_o$$

где $N = \sum_{j=1}^{\ell} N_j$

$z_{\beta,N}$ - коэффициент, определяемый по таблице приложения 6

Инв. № подл. | Подп. и дата | Взам. инв. №

Определение нижней доверительной границы вероятности безотказной работы за t

$$P_н(t) = \Phi\left(\hat{h} - u_\beta \sqrt{\frac{1}{N}\left(1 + \frac{\hat{h}^2}{2}\right)}\right)$$

где $\hat{h} = \frac{t - \hat{a}_o}{\hat{\sigma}_o}$; $N = \sum_{j=1}^{k} N_j$

Коэффициенты $\Phi(...)$ и u_β определять по таблице приложений 7, 8 соответственно.

Примечание. Если известны параметры распределения изделия-аналога $\hat{a}^*$, $\hat{\sigma}^*$ и изделия наблюдаемого $\hat{a}$, $\hat{\sigma}$, то оценку общей средней и дисперсии проводить по формуле

$$\hat{a}_o = \frac{\hat{a} + \psi \hat{a}^*}{1 + \psi}$$

$$\hat{\sigma}_o^2 = \frac{\hat{\sigma}^2}{1 + \psi}$$

где $\psi = \frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\sigma}^{*2}}$

5.4. При логарифмически-нормальном законе распределения расчет производить по п.5.3, заменив значения t_i и t_j на их натуральные логарифмы $\ln t_i$ и $\ln t_j$.

6. ТРЕБОВАНИЯ К ОФОРМЛЕНИЮ РАСЧЕТА ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ

6.I. Расчет должен быть оформлен в виде отдельного документа и согласован с головной организацией по виду продукции.

В расчете должны быть приведены:

инженерный анализ данных о наработках и отказах в процессе испытаний или эксплуатации на основании карт учета отказов или карт-накопителей;

129-90 ИЦ 12.06.90

анализ дополнительной информации (данных о наработках и отказах конструктивно-подобных изделий, узлов, деталей);

принятая методика расчета показателей надежности;

расчетные значения показателей надежности, полученные при обработке результатов испытаний или эксплуатации;

заключение о соответствии изделий требованиям норм надежности, приведенных в НТД.

П р и м е ч а н и е. При необходимости к расчету прилагаются графики, таблицы, фотоснимки, сертификаты свойств, применяемых материалов, гарантийные протоколы на применяемые детали и комплектующие и другие документы, поясняющие расчет.

6.2. Рекомендуемая форма и содержание расчета показателей надежности приведены в приложении I2.

120-90 инв. № 08.08.90

Приложение I

Справочное

ПРИМЕНЯЕМЫЕ ОБОЗНАЧЕНИЯ

N – общее количество наблюдаемых (испытываемых) изделий;

T – заданная продолжительность наблюдений при однократном цензурировании;

d – число наработок до отказа за время испытаний или наблюдений при однократном цензурировании;

r – число отказов при многократном цензурировании;

n – число цензурирований справа за время наблюдений;

t_i – отдельные значения случайной величины;

Δ – ошибка измерения случайной величины;

τ_i – отдельные значения наработки до цензурирования;

$t_{(i)}$ – i-ый член вариационного ряда $t_{(1)} \leq t_{(2)} \leq \ldots \leq t_{(N)}$ (или $t_{(1)} \leq t_{(2)} \leq \ldots \leq t_{(d)}$), составленного из наработок;

t – период времени (наработка), на который рассчитывается вероятность безотказной работы;

$\hat{t}$ – оценка средних показателей надежности;

$t_н$ – нижняя односторонняя доверительная граница среднего;

$P_н(t)$ – нижняя односторонняя доверительная граница вероятности безотказной работы в течение наработки t;

β – доверительная вероятность;

U_β, U_γ – квантиль нормального распределения, соответствующий доверительной вероятности β или вероятности γ;

$Z_{\beta,N}$ – коэффициент для нахождения оценок параметров нормального распределения;

$\hat{a}$, $\hat{\sigma}$ – параметры нормального распределения;

V – коэффициент вариации;

179-90 Инв. № 29.08.90

$\bar{T}, K, S, \rho, H$ – вспомогательные коэффициенты для оценки параметров нормального распределения при однократном цензурировании;

$f(...)$ – плотность функции нормального распределения;

$\Phi(...)$ – функция нормального распределения, центрированная и нормированная;

$\chi^2_{\tau-1,0,5}$ – квантиль χ^2 – распределения для вероятности 0,5 и числа степеней свободы ($\tau - 1$);

h – вспомогательная функция;

А,В,С,Д,Е – вспомогательные коэффициенты для оценки параметров нормального распределения при многократном цензурировании;

ε – заданная относительная погрешность (точность) решений уравнений для определения параметров распределения;

$\hat{a}^*, \hat{b}^*$ – параметры распределений в априорной информации;

$\hat{a}_0, \hat{b}_0$ – объединенные оценки параметров распределений эмпирической и априорной информации;

H_i – накопленные частоты;

δ – величина приращения функций распределения;

t_p – наработки до планового ремонта.

179-90 Инв. № 18.09.90

Приложение 2

Рекомендуемое

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ЗАКОНА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ОТКАЗОВ

I. Исходными данными для определения закона распределения отказов являются:

выборочные значения наработки до отказа $t_1, t_2, \ldots, t_N$

число наработок до отказа d;

объем выборки N ($N=d$)

2. При определении закона распределения отказов подлежат проверке:

экспоненциальный закон;

нормальный закон;

логарифмически нормальный закон;

закон Вейбулла.

3. Определение закона распределения отказов производится путем проверки близости экспериментального распределения с выбранным теоретическим.

4. При определении закона распределения следует заполнить табл.I.

Таблица I

t_i	$\ln t_i$	n_i	H_i	$\frac{H_i}{N+1}$	$1-\frac{H_i}{N+1}$
I	2	3	4	5	6

В графу I вносят значение наработок t_i в порядке возрастания, причем одинаковые значения повторять не следует.

В графу 2 вносят значения натуральных логарифмов $\ln t_i$.

В графу 3 - n_i - значения частот соответствующих величин, стоящих в графе I (число повторений одинаковых значений t_i).

В графу 4 вносят накопленные частоты $H_i = n_1 + n_2 + ... + n_i$, причем $N = n_1 + n_2 + ... + n_l$, где l - число строк в таблице.

В графу 5 вносят отношение $\frac{H_i}{N+1}$.

В графе 6 указывается разность $\left(1 - \frac{H_i}{N+1}\right)$

5. Данные, внесенные в графы I и 6, следует нанести на все координатные сетки.

6. На каждой координатной сетке провести через экспериментальные данные интерполяционную прямую, причем отклонения отметок от прямой в обе стороны должны быть наименьшими.

7. Определить наибольшее значение разности $\mathcal{D}$ между интерполяционной прямой и экспериментальными данными по оси ординат.

8. Экспериментальные данные согласуются с теоретическим законом распределения, если отклонение $\mathcal{D}$ не превышает величину z^* , то есть $\mathcal{D} \leq z^*$

Коэффициент z^* определяют по табл.2 в зависимости от доверительной вероятности β и объема выборки N .

Если $N > 100$, то отклонение $\mathcal{D}$ не должно превышать величину $z^*/\sqrt{N}$, то есть $\mathcal{D} \leq \frac{z^*}{\sqrt{N}}$

Если исходные данные подчиняются нормальному закону распределения, их следует проверить на аномальность по приложению 3.

129-90 ИЦ 18.08.90

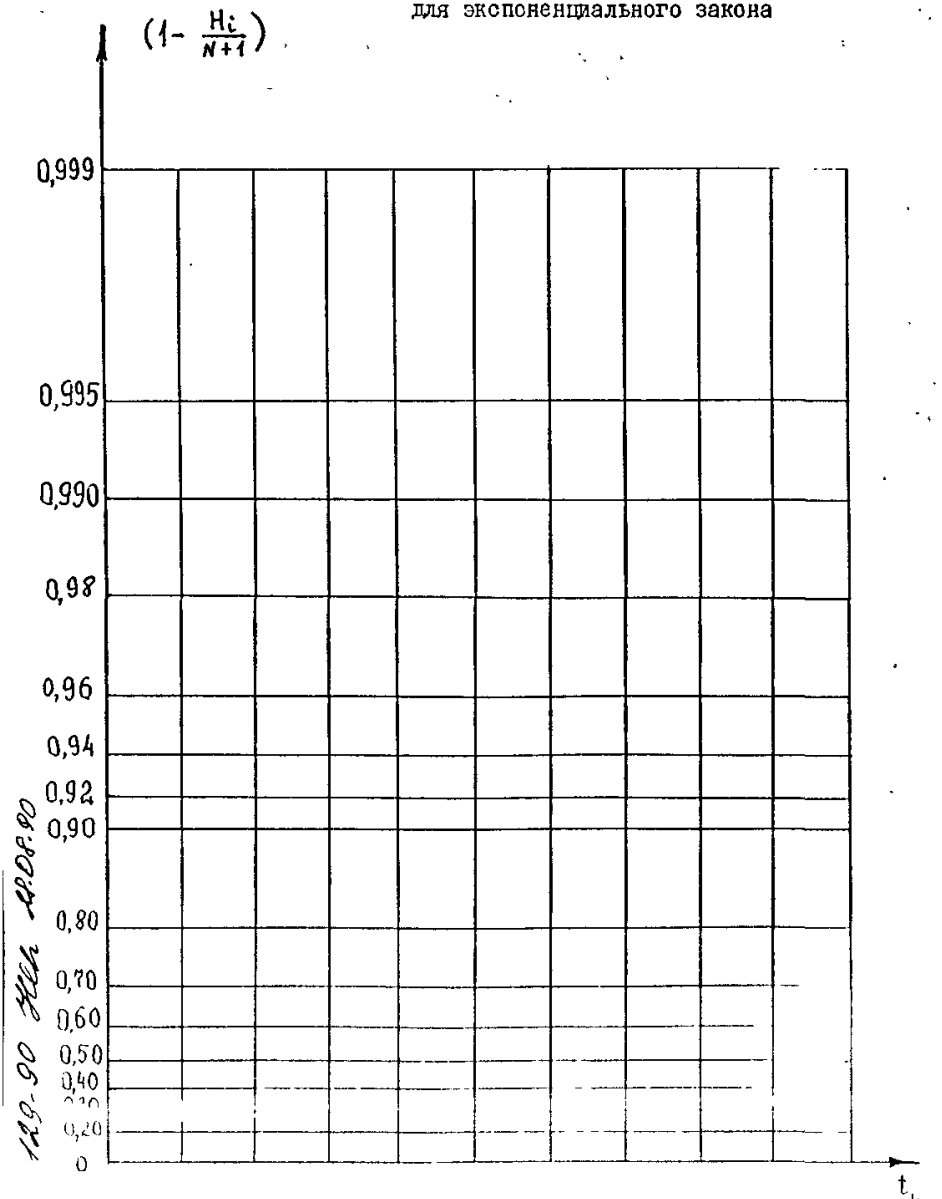
Таблица 2

Значения коэффициента $\frac{\mu}{\zeta}^*$

N \ β	0,90	0,95	N \ β	0,90	0,95
I0	0,369	0,409	42	0,I85	0,205
II	0,352	0,39I	44	0,I8I	0,20I
I2	0,338	0,375	46	0,I77	0,I96
I3	0,325	0,36I	48	0,I73	0,I92
I4	0,3I4	0,349	50	0,I70	0,I88
I5	0,304	0,338	52	0,I66	0,I85
I6	0,295	0,327	54	0,I63	0,I8I
I7	0,286	0,3I8	56	0,I60	0,I78
I8	0,279	0,309	58	0,I58	0,I75
I9	0,27I	0,30I	60	0,I55	0,I72
20	0,265	0,294	62	0,I53	0,I70
2I	0,259	0,287	64	0,I50	0,I67
22	0,253	0,28I	66	0,I48	0,I64
23	0,247	0,275	68	0,I46	0,I62
24	0,242	0,269	70	0,I44	0,I60
25	0,238	0,264	72	0,I42	0,I58
26	0,233	0,259	74	0,I40	0,I55
27	0,229	0,254	76	0,I38	0,I53
28	0,225	0,250	78	0,I36	0,I5I
29	0,22I	0,246	80	0,I35	0,I50
30	0,2I8	0,242	82	0,I33	0,I48
32	0,2II	0,234	84	0,I3I	0,I46
34	0,205	0,227	86	0,I30	0,I44
36	0,I99	0,22I	88	0,I28	0,I43
38	0,I94	0,2I5	90	0,I27	0,I4I
40		0,2I0	92	0,I26	0,I4I
	0,I89		94	0,I24	0,I38
			96	0,I23	0,I37
			98	0,I22	0,I35
			I00	0,I2I	0,I34
			I00		
				I,22	I,36

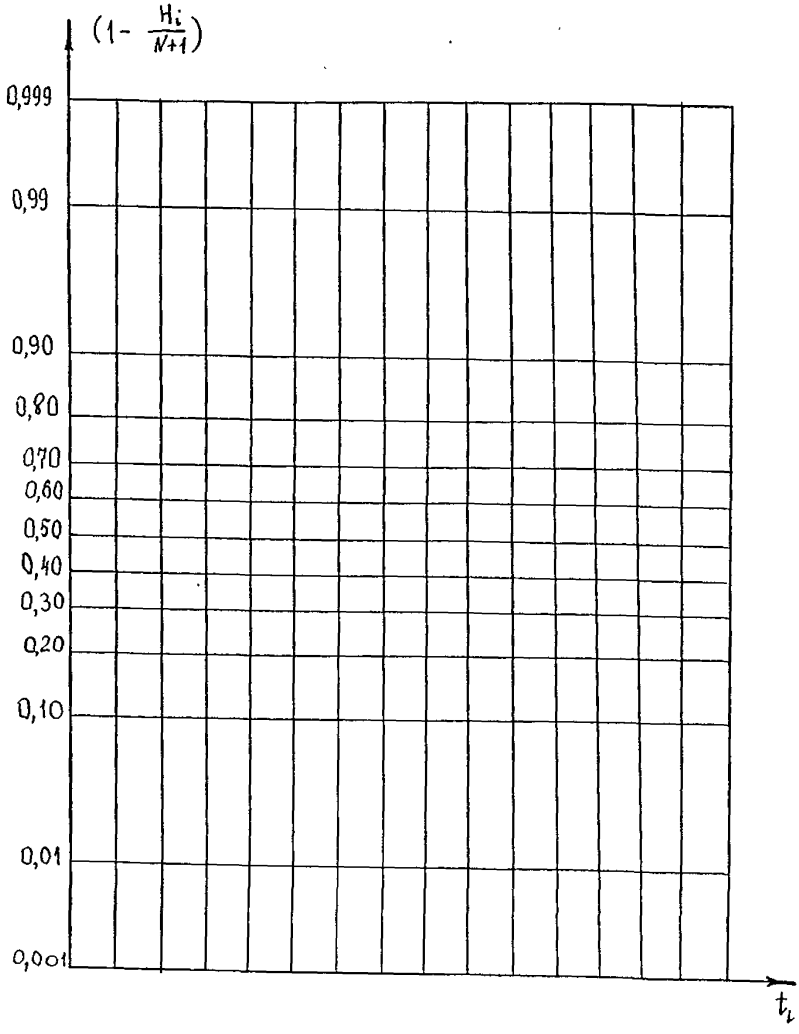
144-90 Цена 1806.90

Координатная сетка
для экспоненциального закона



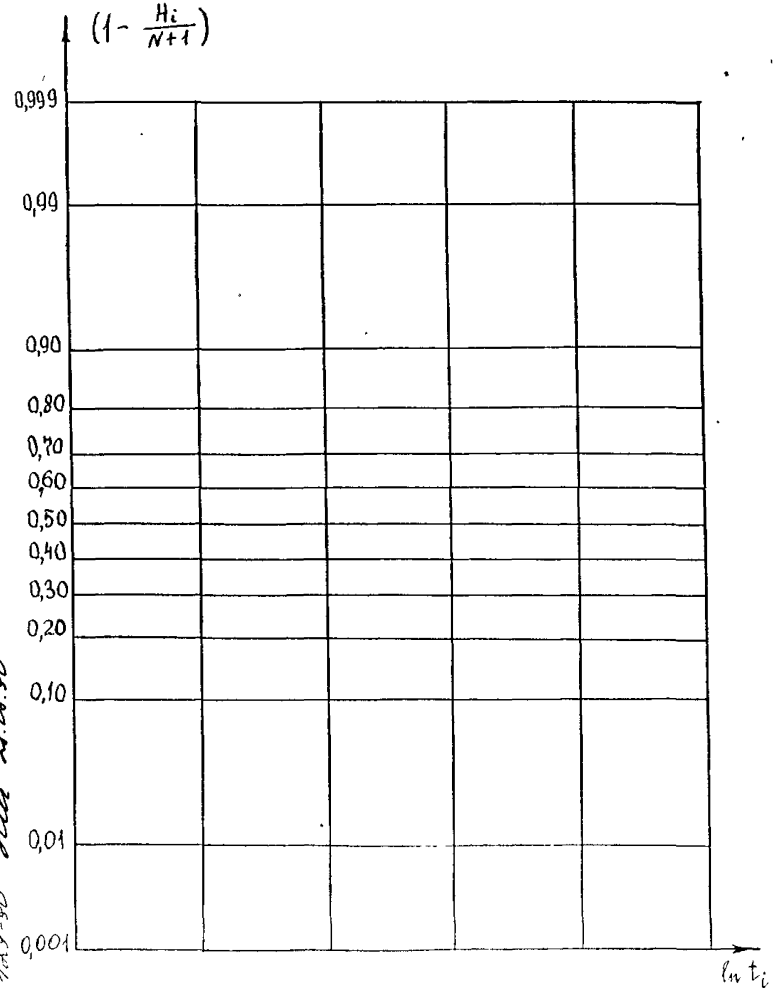
129-90 Инв. № 08.90

Координатная сетка
для нормального закона распределения

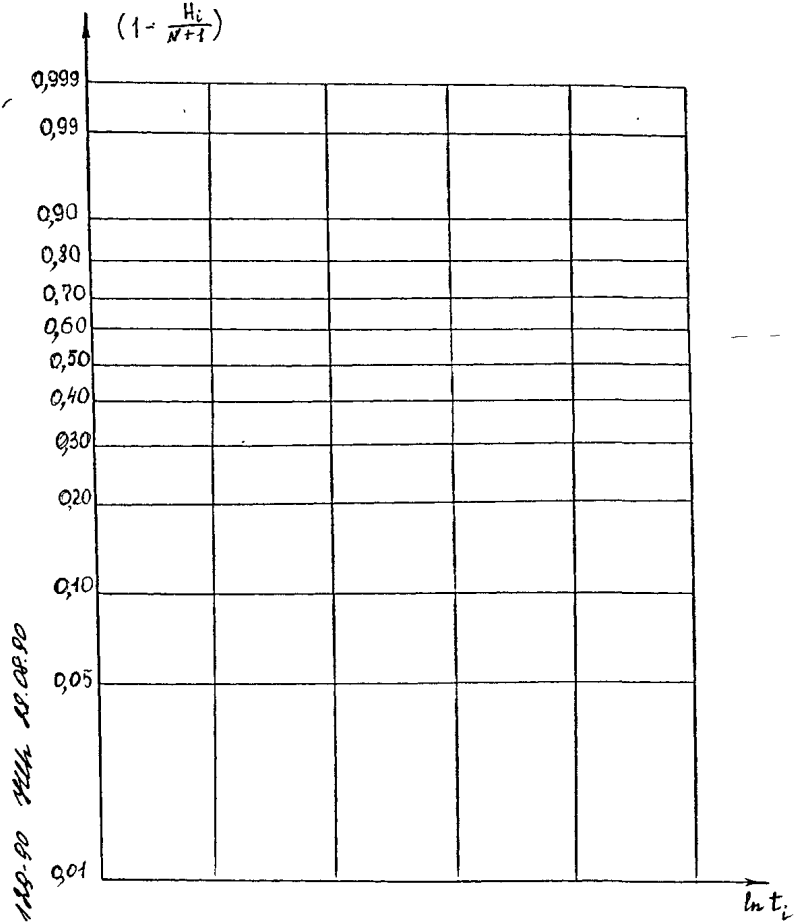


1889-90 28.08.90

Координатная сетка
для логарифмически нормального закона распределения



Координатная сетка
для закона Вейбулла

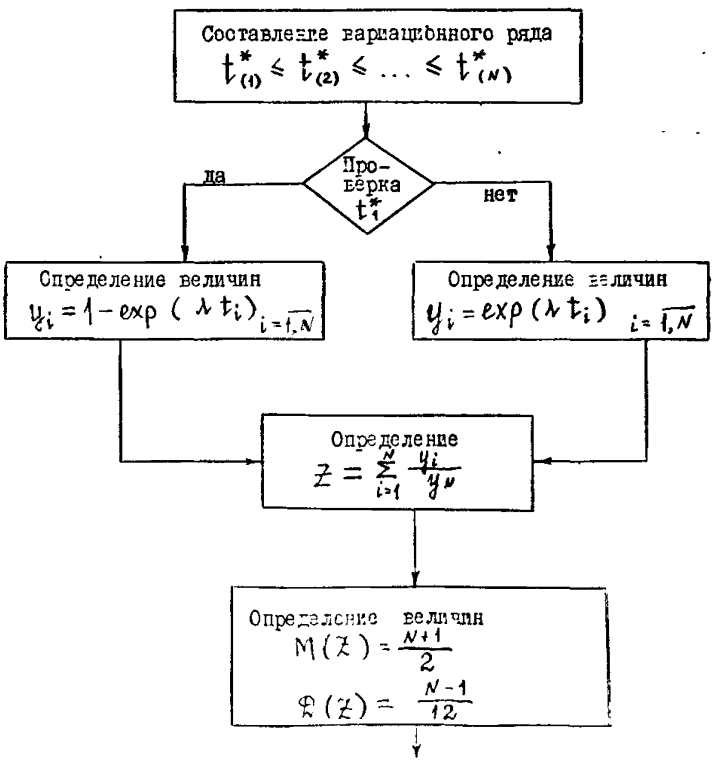


Приложение 3
Рекомендуемое

МЕТОДЫ ВЫБРАКОВКИ РЕЗКО ВЫДЕЛЯЮЩИХСЯ ЗНАЧЕНИЙ

I. При экспоненциальном законе распределения отказов выбраковку резко выделяющихся значений производить по критерию Дарлинга следующим образом:

I.I. При отсутствии цензурирования:



Значение не бракуется, если

$$Z > M(Z) + U_\beta \sqrt{D(Z)}$$

где U_β – квантиль нормального распределения доверительной вероятности β

I.2. При однократном цензурировании

Составление вариационного ряда

$$t^*_{(1)} \leq t^*_{(2)} \leq \ldots \leq t^*_{(d)}$$

Определение величин

$$y_i = 1 - \exp(t_i / T)$$

Определение величин

$$\xi_i = 1 - y_i / y_T$$

Определение величин

$$Z = \sum_{i=1}^{d} \frac{\xi_i}{\xi_1}$$

Определение величин

$$M(Z) = \frac{d+1}{2} \qquad D(Z) = \frac{d-1}{12}$$

Значение $t^*_{(1)}$ бракуется, если

$$Z \geq M(Z) + U_\beta \sqrt{D(Z)}$$

где U_β – квантиль нормального распределения при доверительной вероятности β

В силу того, что наработки до отказа, превышающие продолжительность испытаний T или t_d неизвестны, наработка t_d не может рассматриваться в качестве резко выделяющего значения. Поэтому контролю подлежит только наработка $t^*_{(1)}$.

189-90 Инв. № 08.90

2. При нормальном законе распределения отказов отбрасывание резко выделяющихся значений производить по критерию анормальности следующим образом:

Составление вариационного ряда (одинаковые значения могут повторяться)

$$t^*_{(1)} \le t^*_{(2)} \le \ldots \le t^*_{(N)}$$

Вычисляем величины

$$\bar{t}^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} t_i$$

$$S^* = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N} (t_i - \bar{t}^*)^2$$

Определение величины

$$U_N = \frac{t_{(N)} - \bar{t}^*}{S^*} \quad \text{или} \quad U_N = \frac{\bar{t}^* - t_{(1)}}{S^*}$$

Сравнение U_N с U_{max}

Если $U_N \ge U_{max}$, то резко выделяющийся результат наблюдения анормален и в расчете надежности не учитывается.

Если $U_N < U_{max}$ показатели надежности рассчитываются с учетом данного результата наблюдения.

Величина U_{max} определяется по таблице данного приложения для данного объема выборки N и доверительной вероятности β

Значение U_{max}

Объем выборки, N	Предельное значение U_{max} при доверительной вероятности β	
	0,90	0,95
3	I,I5	I,I5
4	I,42	I,46
5	I,60	I,67
6	I,73	I,82
7	I,83	I,94
8	I,9I	2,03
9	I,98	2,II
I0	2,03	2,I8
II	2,09	2,23
I2	2,I3	2,29
I3	2,I8	2,33
I4	2,2I	2,37
I5	2,25	2,4I
I6	2,28	2,44
I7	2,3I	2,48
I8	2,34	2,50
I9	2,36	2,53
20	2,38	2,56
2I	2,40	2,58
22	2,42	2,59
23	2,43	2,6I
24	2,44	2,62
25	2,45	2,64

182-90 ЭЦН 10.09.90

Пример I

При проведении испытаний по плану $[NUT]$ при $N = 10$ и $T = 10000$ ц получены следующие значения наработки до отказа (в циклах): 1030, 4240, 4260, 4740, 4970, 5500, 7110. Три изделия наработали 10000 циклов без отказа.

Предполагаем, что наработка до отказа подчиняется экспоненциальному закону. Определим, является ли наработка 1030 циклов резко выделяющимся значением.

Вычислим значения y_i:

$$y_1 = 1 - \exp\left(\frac{1030}{10000}\right) = 0{,}10; \qquad y_2 = 1 - \exp\left(\frac{4240}{10000}\right) = 0{,}34;$$

$$y_3 = 1 - \exp\left(\frac{4260}{10000}\right) = 0{,}35; \qquad y_4 = 1 - \exp\left(\frac{4740}{10000}\right) = 0{,}38;$$

$$y_5 = 1 - \exp\left(\frac{4970}{10000}\right) = 0{,}39; \qquad y_6 = 1 - \exp\left(\frac{5500}{10000}\right) = 0{,}42;$$

$$y_7 = 1 - \exp\left(\frac{7110}{10000}\right) = 0{,}51; \qquad y_T = 1 - \exp\left(\frac{10000}{10000}\right) = 0{,}63;$$

Определим значения

$$\xi_1 = 1 - \frac{0{,}10}{0{,}63} = 0{,}84 \qquad \xi_2 = 1 - \frac{0{,}34}{0{,}63} = 0{,}46$$

$$\xi_3 = 1 - \frac{0{,}35}{0{,}63} = 0{,}44 \qquad \xi_4 = 1 - \frac{0{,}38}{0{,}63} = 0{,}40$$

$$\xi_5 = 1 - \frac{0{,}39}{0{,}63} = 0{,}38 \qquad \xi_6 = 1 - \frac{0{,}42}{0{,}63} = 0{,}33$$

$$\xi_7 = 1 - \frac{0{,}51}{0{,}63} = 0{,}19$$

Таким образом: $Z = \sum_{i=1}^{7} \frac{\xi_i}{\xi_1} = 3{,}84;$

$$M(Z) = \frac{7+1}{2} = 4 \qquad D(Z) = \frac{7-1}{12} = 0{,}5 \qquad u_{0{,}90} = 1{,}282$$

Так как $3{,}84 > 4 - 1{,}282\sqrt{0{,}5}$, то наработка до отказа 1030 циклов не бракуется с доверительной вероятностью $\beta = 0{,}90$

119-90 28.08.90

Приложение 4

Рекомендуемое

ПРОВЕРКА ИСХОДНЫХ ДАННЫХ НА ОДНОРОДНОСТЬ

I метод

(критерий Вилкоксона)

При проверке двух выборок объемом N_1 и N_2 на однородность, располагают обе выборки в порядке возрастания, т.е. в виде вариационного ряда. Причем $N_1 \leq N_2$

Находят в вариационном ряду сумму порядковых номеров первой выборки (меньшей по объему) – $W_{набл.}$

По табл.I приложения найти нижнюю критическую точку – – Значение $W_{ниж.кр}(\beta, N_1, N_2)$, где β – доверительная вероятность.

Определить верхнюю критическую точку:

$$W_{верх\ кр} = (N_1 + N_2 + 1)N_1 - W_{ниж\ кр.}$$

189-90 Инв. № 28.08.90

Таблица I

КРИТИЧЕСКИЕ ЗНАЧЕНИЯ СТАТИСТИКИ КРИТЕРИЯ ВИЛКОКСОНА

N_1	N_2	0,95	0,90
3	3	6	7
	4	6	7
	5	7	8
	6	8	9
	7	8	I0
	8	9	II
	9	I0	II
	I0	I0	I2
	II	II	I3
	I2	II	I4
	I3	I2	I5
	I4	I3	I6
	I5	I3	I6
	I6	I4	I7
	I7	I5	I8
	I8	I5	I9
	I9	I6	20
	20	I7	2I
	2I	I7	2I
	22	I8	22
	23	I9	23
	24	I9	24
	25	20	25
4	4	II	I3
	5	I2	I4
	6	I3	I5
	7	I4	I6
	8	I5	I7
	9	I6	I9
	I0	I7	20

N_1	N_2	0,95	0,90
4	II	I8	2I
	I2	I9	22
	I3	20	23
	I4	2I	25
	I5	22	26
	I6	24	27
	I7	25	28
	I8	26	30
	I9	27	3I
	20	28	32
	2I	29	33
	22	30	35
	23	3I	36
	24	32	38
	25	33	38
5	5	I9	20
	6	20	22
	7	2I	23
	8	23	25
	9	24	27
	I0	26	28
	II	27	30
	I2	28	32
	I3	30	33
	I4	3I	35
	I5	33	37
	I6	34	38
	I7	35	40
	I8	37	42
	I9	38	43

Продолжение табл.I

N_1	N_2	0,95	0,90
5	20	40	45
	2I	4I	47
	22	43	48
	23	44	50
	24	45	5I
	25	47	53
6	6	28	30
	7	29	32
	8	3I	34
	9	33	36
	I0	35	38
	II	37	40
	I2	38	42
	I3	40	44
	I4	42	46
	I5	44	48
	I6	46	50
	I7	47	52
	I8	49	55
	I9	5I	57
	20	53	59
	2I	55	6I
	22	57	63
	23	58	65
	24	60	67
	25	62	69

N_1	N_2	0,95	0,90
7	7	39	4I
	8	4I	44
	9	43	46
	I0	45	49
	II	47	5I
	I2	49	54
	I3	52	56
	I4	54	59
	I5	56	6I
	I6	58	64
	I7	6I	66
	I8	63	69
	I9	65	7I
	20	67	74
	2I	69	76
	22	72	79
	23	74	8I
	24	76	84
	25	78	86
8	8	5I	55
	9	54	58
	I0	56	60
	II	59	63
	I2	62	66
	I3	64	69
	I4	67	72

Об.881 инв. 9611-90

Продолжение табл. I

N_1	N_2	0,95	0,90
8	I5	69	75
	I6	72	78
	I7	75	8I
	I8	77	84
	I9	80	87
	20	83	90
	2I	85	92
	22	88	95
	23	90	98
	24	93	I0I
	25	96	I04
9	9	66	70
	I0	69	73
	II	72	76
	I2	75	80
	I3	78	83
	I4	8I	86
	I5	84	90
	I6	87	93
	I7	90	97
	I8	93	I00
	I9	96	I03
	20	99	I07
	2I	I02	II0
	22	I05	II3
	23	I08	II7
	24	III	I20
	25	II4	I23

N_1	N_2	0,95	0,90
I0	I0	82	87
	II	86	9I
	I2	89	94
	I3	92	98
	I4	96	I02
	I5	99	I06
	I6	I03	I09
	I7	I06	II3
	I8	II0	II7
	I9	II3	I2I
	20	II7	I25
	2I	I20	I28
	22	I23	I32
	23	I27	I36
	24	I30	I40
	25	I44	I44
II	II	I00	I06
	I2	I04	II0
	I3	I08	II4
	I4	II2	II8
	I5	II6	I23
	I6	I20	I27
	I7	I23	I3I
	I8	I27	I35
	I9	I3I	I39
	20	I35	I44
	2I	I39	I48
	22	I43	I52
	23	I47	I56
	24	I5I	I6I
	25	I55	I65

Продолжение табл.I

N_1	N_2	0,95	0,90
I2	I2	I20	I27
	I3	I25	I3I
	I4	I29	I36
	I5	I33	I4I
	I6	I38	I45
	I7	I42	I50
	I8	I46	I55
	I9	I50	I59
	20	I55	I64
	2I	I59	I69
	22	I63	I73
	23	I68	I78
	24	I72	I83
	25	I76	I87
I3	I3	I42	I49
	I4	I47	I54
	I5	I52	I59
	I6	I56	I65
	I7	I6I	I70
	I8	I66	I75
	I9	I7I	I80
	20	I75	I85
	2I	I80	I90
	22	I85	I95
	23	I89	200
	24	I94	205
	25	I99	2II
I4	I4	I66	I74
	I5	I7I	I79
	I6	I76	I85

N_1	N_2	0,95	0,90
I4	I7	I82	I90
	I8	I87	I96
	I9	I92	202
	20	I97	207
	2I	202	2I3
	22	207	2I8
	23	2I2	224
	24	2I8	229
	25	223	235
I5	I5	I92	200
	I6	I97	206
	I7	203	2I2
	I8	208	2I8
	I9	2I4	224
	20	220	230
	2I	225	236
	22	23I	242
	23	236	248
	24	242	254
	25	248	260
I6	I6	2I9	229
	I7	225	235
	I8	23I	242
	I9	237	248
	20	243	255
	2I	249	26I
	22	255	267
	23	26I	274
	24	267	280
	25	273	287

Инв. № подл. | Подп. и дата | Взам. инв. № | 08.08.90

Продолжение табл.I

N_1	N_2	0,95	0,90
I7	I7	249	259
	I8	255	266
	I9	262	273
	20	268	280
	2I	274	287
	22	28I	294
	23	287	300
	24	294	307
	25	300	3I4
I8	I8	280	29I
	I9	287	299
	20	294	306
	2I	30I	3I3
	22	307	32I
	23	3I4	328
	24	32I	335
	25	328	343
I9	I9	3I3	325
	20	320	333
	2I	328	34I
	22	335	349
	23	342	357
	24	350	364
	25	357	372
20	20	348	36I
	2I	356	370
	22	364	378
	23	37I	386
	24	379	394
	25	387	403

N_1	N_2	0,95	0,90
2I	2I	385	399
	22	393	408
	23	40I	4I7
	24	4I0	425
	25	4I8	434
22	22	424	439
	23	432	448
	24	44I	457
	25	450	467
23	23	465	48I
	24	474	49I
	25	483	500
24	24	507	525
	25	5I7	535
25	25	552	570

119-90 Нед 22.08.90

Если $W_{набл.}$ по величине больше $W_{ниж.кр.}$ и меньше $W_{верх.кр.}$, то есть

$$W_{ниж.кр} \leq W_{набл.} \leq W_{верх.кр.}$$

то выборки однородны.

Если $W_{набл.} \leq W_{ниж.кр.}$ или $W_{набл.} > W_{верх.кр.}$, то выборки неоднородны.

Если N_1 или $N_2 > 25$, то $W_{ниж.кр.}$ определяют по формуле как целую часть числа:

$$W_{ниж.кр.} = \left[\frac{(N_1+N_2-1)N_1 - 1}{2} - Z_{кр} \sqrt{\frac{N_1 N_2 (N_1+N_2+1)}{12}} \right],$$

где $Z_{кр}$ находят по табл. приложения с помощью равенства

$$\Phi(Z_{кр}) = \frac{\beta}{2}$$

при $\beta = 0{,}95$ - $Z_{кр} = 1{,}96$

$\beta = 0{,}90$ - $Z_{кр} = 1{,}645$

П метод (при нормальном законе распределения отказов).

При проверке на однородность двух и более выборок следует сравнить дисперсии по критерию Фишера и средние значения для двух выборок по критерию Стьюдента.

Значения дисперсий определяют по формулам

$$S_A^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^{m} N_i (\bar{t}_i - \bar{t})^2 \qquad (3)$$

$$S_B^2 = \frac{1}{M-m} \sum_{i=1}^{m} (N_i - 1) S_i^2 \qquad (4)$$

где

$$\bar{t} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^{m} N_i \bar{t}_i \qquad (5)$$

m – число сравниваемых выборок;

N_i – объем i -й выборки

$$M = \sum_{i=1}^{m} N_i \qquad (6)$$

При $m = 2$ формулы имеют вид

$$S_A^2 = N_1 (\bar{t}_1 - \bar{t})^2 + N_2 (\bar{t}_2 - t)^2 \qquad (7)$$

$$S_B^2 = \frac{1}{N_1 + N_2 - 2} \left[(N_1 - 1) S_1^2 + (N_2 - 1) S_2^2 \right] \qquad (8)$$

где $\bar{t}_1, S_1^2$ – среднее и дисперсия I-й выборки;

$\bar{t}_2, S_2^2$ – среднее и дисперсия 2-й выборки.

Величина

$$\bar{t} = \frac{1}{N_1 + N_2} \left[N_1 \bar{t}_1 + N_2 \bar{t}_2 \right] \qquad (9)$$

Затем определить k -отношение S_A^2 и S_B^2 , причем в числителе всегда ставить большую из двух дисперсий. Это отношение k сравнить со значением критерия Фишера F , определяемого по табл.2 приложения в зависимости от числа степеней свободы $\nu_1 = m - 1$; $\nu_2 = M - m$ для доверительной вероятности β . При сравнении двух выборок $\nu_1 = 1$; $\nu_2 = N_1 + N_2 - 2$

Если расчетное значение критерия k окажется меньше табличного F , то выборки однородны. В противном случае необходимо оценить расхождение средних для двух выборок по критерию Стьюдента. Определяют величину

$$S^2 = \frac{(N_1 - 1) S_1^2 + (N_2 - 1) S_2^2}{N_1 + N_2 - 2} \qquad (10)$$

а затем

$$t = \frac{|\bar{t}_1 - \bar{t}_2|}{\sqrt{S^2}} \sqrt{\frac{N_1 N_2}{N_1 + N_2}} \qquad (11)$$

Значение t сравнивают со значением критерия Стьюдента, определяемого по табл. 3 приложения в зависимости от степени свободы $D = N_1 + N_2 - 2$ и доверительной вероятности β.

Если значение t меньше табличного значения, то выборки однородны.

Если число выборок больше двух, то проводят последовательное попарное сравнение выборочных средних, применяя формулу (II), в которой принимают $S^2 = S_0^2$, вычисляя S_0^2 по формуле (4), с числом степеней свободы $k = M - m$.

Одну из выборок, безусловно входящих в генеральную совокупность, принимают за "базовую" и последовательно проверяют на однородность с ней остальные выборки, исключая те из них, относительно которых делают отрицательный вывод о принадлежности их одной совокупности с базовой выборкой. Среднее значение $\bar{T}$ совокупности определяют по формуле (5), а ее дисперсию по формуле

$$\sigma^2 = \frac{1}{M-1}\left[(M-m)\,S_0^2 + (m-1)\,S_A^2\right] \qquad (12)$$

129-90 28.03.90. Подпись

Таблица 2

Критические точки F - распределения Фишера (β - доверительная вероятность)

$\beta = 0,95$

ν_2 \ ν_1	I	2	3	4	5	6	7	8	9	I0	I2	I5	20	24	30	40	60	I20	
I	39,864	49,500	53,593	55,833	57,24I	58,204	58,906	59,439	59,858	60,I95	60,705	6I,220	6I,740	62,002	62,265	62,529	62,794	63,06I	63,328
2	8,5263	9,0000	9,I6I8	9,2434	9,2926	9,3255	9,349I	9,3668	9,3805	9,39I6	9,408I	9,4247	9,44I3	9,4496	9,4579	9,4663	9,4746	9,4829	9,49I3
3	5,5383	5,4624	5,3908	5,3427	5,3092	5,2847	5,2662	5,25I7	5,2400	5,2304	5,2I56	5,2003	5,I845	5,I764	5,I68I	5,I597	5,I5I2	5,I425	5,I337
4	4,5448	4,3246	4,I908	4,I073	4,0506	4,0098	3,9790	3,9549	3,9357	3,9I99	3,8955	3,8703	3,8443	3,83I0	3,8I74	3,8036	3,7896	3,7753	3,7607
5	4,0604	3,7797	3,6I95	3,4530	3,4530	3,4045	3,3679	3,3393	3,3I63	3,2974	3,2682	3,2380	3,2067	3,I905	3,I74I	3,I573	3,I402	3,I228	3,I050
6	3,7760	3,4633	3,2888	3,I808	3,I075	3,0546	3,0I45	2,9830	2,9577	2,9369	2,9047	2,87I2	2,8363	2,8I83	2,8000	2,78I2	2,7620	2,7423	2,7222
7	3,5894	3,2574	3,074I	2,9605	2,8833	2,8274	2,7849	2,75I6	2,7247	2,7025	2,668I	2,6322	2,5947	2,5753	2,5555	2,535I	2,5I42	2,4928	2,4708
8	3,4579	3,II3I	2,9238	2,8064	2,7265	2,6683	2,624I	2,5893	2,56I2	2,5380	2,5020	2,4642	2,4246	2,404I	2,3830	2,36I4	2,3391	2,3I62	2,2926
9	3,3603	3,0065	2,8I29	2,6927	2,6I06	2,5509	2,5053	2,4694	2,4403	2,4I63	2,3789	2,3396	2,2983	2,2768	2,2547	2,2320	2,2085	2,I843	2,I592
I0	3,2850	2,9245	2,7277	2,6053	2,52I6	2,4606	2,4I40	2,4I40	2,3473	2,3226	2,284I	2,2435	2,2007	2,I784	2,I554	2,I3I7	2,I072	2,0818	2,0554
II	3,2252	2,8595	2,6602	2,5362	2,4512	2,3891	2,34I6	2,3416	2,2735	2,2482	2,2087	2,I67I	2,I230	2,1000	2,0762	2,0516	2,0261	1,9997	1,972I
I2	3,I765	2,8068	2,6055	2,480I	2,3940	2,33I0	2,2828	2,2828	2,2I35	2,I878	2,I474	2,I049	2,0597	2,0360	2,0II5	I,986I	I,9597	I,9323	I,9036
I3	3,I362	2,7632	2,5603	2,4337	2,3467	2,2830	2,234I	2,234I	2,I638	2,I376	2,0966	2,0532	2,0070	I,9827	I,9576	I,93I5	I,9043	I,8759	I,8462
I4	3,I022	2,7265	2,5222	2,3947	2,3069	2,2426	2,I93I	2,I93I	2,I220	2,0954	2,0537	2,0095	I,9625	I,9377	I,9II9	I,8852	I,8572	I,8280	I,7973
I5	3,0732	2,6952	2,4898	2,36I4	2,2730	2,208I	2,I582	2,II85	2,0862	2,0593	2,0I7I	I,9722	I,9243	I,8990	I,8728	I,8454	I,8I68	I,7867	I,755I
I6	3,048I	2,6682	2,46I8	2,3327	2,2438	2,I783	2,I280	2,0880	2,0553	2,028I	I,9854	I,9399	I,89I3	I,8656	I,8388	I,8I08	I,78I6	I,7507	I,7I82
I7	3,0262	2,6446	2,4374	2,3077	2,2I83	2,I524	2,I0I7	2,06I6	2,0284	2,0009	I,9577	I,9II7	I,8624	I,8362	I,8090	I,7805	I,7506	I,7I9I	I,6856
I8	3,0070	2,6239	2,4I60	2,2858	2,I958	2,I296	2,0785	2,0379	2,0047	I,9770	I,9333	I,8868	I,8368	I,8I03	I,7827	I,7537	I,7232	I,69I0	I,6567
I9	2,9899	2,6056	2,3970	2,2663	2,I760	2,I094	2,0580	3,0I7I	2,9836	I,9557	I,9II7	I,8647	I,8I42	I,7873	I,7592	I,7298	I,6988	I,6659	I,6308
20	2,9747	2,5893	2,3801	2,2489	2,I582	2,09I3	2,0397	I,9985	I,9649	I,9367	I,8924	I,8449	I,7938	I,7667	I,7382	I,7083	I,6768	I,6433	I,6074
2I	2,9609	2,5746	2,3649	2,2333	2,I423	2,075I	2,0232	I,98I9	I,9480	I,9I97	I,8750	I,8272	I,7756	I,748I	I,7193	I,6890	I,6569	I,6228	I,5862
22	2,9486	2,56I3	2,3512	2,2193	2,I279	2,0605	2,0084	I,9668	I,9327	I,9043	I,8593	I,8III	I,7590	I,73I2	I,702I	I,6714	I,6389	I,6042	I,5668
23	2,9374	2,5498	2,3387	2,2065	2,II49	2,0472	I,9949	I,953I	I,9189	I,8903	I,8450	I,7964	I,7439	I,7159	I,6864	I,6554	I,6224	I,5871	I,5490
24	2,927I	2,5383	2,3274	2,I949	2,I030	2,035I	I,9826	I,9407	I,9063	I,8775	I,83I9	I,783I	I,7302	I,70I9	I,672I	I,6407	I,6073	I,57I5	I,532 7

Продолжение табл.2

ν_2 \ ν_1	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15	20	24	30	40	60	120	∞
25	2,9177	2,5283	2,3170	2,1843	2,0922	2,0241	1,9714	1,9292	1,8947	1,8658	1,8200	1,7708	1,7175	1,6890	1,6589	1,6272	1,5934	1,5570	1,5176
26	2,9091	2,5181	2,3075	2,1745	2,0822	2,0139	1,9610	1,9188	1,8841	1,8550	1,8090	1,7596	1,7059	1,6771	1,6468	1,6147	1,5805	1,5437	1,5036
27	2,9012	2,5106	2,2987	2,1655	2,0730	2,0045	1,9515	1,9091	1,8743	1,8451	1,7989	1,7492	1,6951	1,6662	1,6356	1,6032	1,5686	1,5313	1,4906
28	2,8939	2,5028	2,2906	2,1571	2,0645	1,9959	1,9427	1,9001	1,8652	1,8359	1,7895	1,7395	1,6852	1,6560	1,6252	1,5925	1,5575	1,5198	1,4784
29	2,8871	2,4955	2,2831	2,1494	2,0566	1,9878	1,9345	1,8918	1,8568	1,8274	1,7808	1,7306	1,6759	1,6465	1,6155	1,5825	1,5472	1,5090	1,4670
30	2,8807	2,4882	2,2761	2,1422	2,0492	1,9803	1,9269	1,8841	1,8490	1,8195	1,7727	1,7223	1,6673	1,6377	1,6065	1,5732	1,5376	1,4989	1,4564
40	2,8354	2,4404	2,2261	2,0909	1,9968	1,9269	1,8725	1,8289	1,7929	1,7627	1,7146	1,6624	1,6052	1,5741	1,5411	1,5056	1,4672	1,4248	1,3769
60	2,7914	2,3983	2,1774	2,0410	1,9457	1,8747	1,8194	1,7748	1,7380	1,7070	1,6574	1,6034	1,5435	1,5107	1,4755	1,4373	1,3952	1,3476	1,2915
120	2,7478	2,3473	2,1300	1,9923	1,8959	1,8238	1,7675	1,7220	1,6843	1,6524	1,6012	1,5450	1,4821	1,4472	1,4094	1,3676	1,3203	1,2646	1,1926
∞	2,7055	2,3026	2,0838	1,9449	1,8473	1,7741	1,7167	1,6702	1,6315	1,5927	1,5458	1,4871	1,4206	1,3832	1,3419	1,2951	1,2400	1,1686	1,0000

Продолжение табл.2

Критические точки F -распределение Фишера

$\beta = 0,90$

ν_2/ν_1	I	2	3	4	5	6	7	8	9	I0	I2	I5	20	24	30	40	60	I20	∞
I	5,8285	7,5000	8,I999	8,58I0	8,8I98	8,9833	9,I02I	9,I922	9,263I	9,3202	9,4064	9,4934	9,58I3	9,6255	9,6698	9,7I44	9,759I	9,804I	9,8492
2	2,57I4	3,0000	3,I534	3,2320	3,2820	3,3I2I	3,3352	3,3526	3,366I	3,3700	3,3934	3,4098	3,4263	3,4345	3,4428	3,45II	3,4594	3,4677	3,476I
3	2,0239	2,2798	2,3555	2,39OI	2,4095	2,42I8	2,4302	2,4364	2,44I0	2,4447	2,4500	2,4552	2,4602	2,4626	2,4650	2,4674	2,4697	2,4720	2,4742
4	I,8074	2,0000	2,0467	2,0642	2,0723	2,0766	2,0790	2,0805	2,08I4	2,0820	2,0826	2,0829	2,0828	2,0827	2,0825	2,082I	2,08I7	2,08I2	2,0806
5	I,6925	I,8528	I,8843	I,8927	I,8947	I,8945	I,8935	I,8923	I,89II	I,8899	I,8877	I,885I	I,8820	I,8802	I,8784	I,8763	I,8742	I,87I9	I,8694
6	I,62I4	I,7622	I,7844	I,7844	I,7852	I,782I	I,7789	I,7760	I,7733	I,7708	I,7668	I,762I	I,7569	I,7540	I,75I0	I,7477	I,7443	I,7407	I,7368
7	I,5732	I,70I0	I,7I69	I,7I57	I,7III	I,7059	I,70II	I,6969	I,693I	I,6898	I,6843	I,678I	I,67I2	I,6675	I,6635	I,6593	I,6548	I,6502	I,6452
8	I,5384	I,6569	I,6683	I,6642	I,6575	I,6508	I,6448	I,6396	I,6350	I,63I0	I,6244	I,6I70	I,6088	I,6043	I,5996	I,5945	I,5892	I,5836	I,5777
9	I,5I2I	I,6236	I,63I5	I,6253	I,6I70	I,609I	I,6022	I,596I	I,5909	I,5863	I,5788	I,5705	I,56II	I,5560	I,5506	I,5450	I,5389	I,5325	I,5257
I0	I,49I5	I,5975	I,6028	I,5949	I,5853	I,5765	I,5688	I,562I	I,5563	I,55I3	I,5430	I,5338	I,5235	I,5I79	I,5II9	I,5056	I,4990	I,49I9	I,4843
II	I,4749	I,5767	I,5798	I,5704	I,5598	I,5502	I,54I8	I,5346	I,5284	I,5230	I,5I40	I,504I	I,4930	I,4869	I,4805	I,4737	I,4664	I,4587	I,4504
I2	I,46I3	I,5595	I,5609	I,5503	I,5389	I,5286	I,5I97	I,5I20	I,5054	I,4996	I,4902	I,4796	I,4678	I,46I3	I,4544	I,447I	I,4396	I,43I0	I,422I
I3	I,4500	I,5452	I,545I	I,5336	I,52I4	I,5I05	I,50II	I,493I	I,486I	I,480I	I,470I	I,4590	I,4465	I,4397	I,4324	I,4247	I,4I64	I,4075	I,3980
I4	I,4403	I,5303	I,53I7	I,5I94	I,5066	I,4952	I,4854	I,4770	I,4697	I,4634	I,4530	I,44I4	I,4284	I,42I2	I,4I36	I,4055	I,3967	I,3874	I,3772
I5	I,432I	I,5227	I,5202	I,507I	I,4988	I,4820	I,47I8	I,463I	I,4556	I,449I	I,4383	I,4263	I,4I27	I,4052	I,3973	I,3888	I,3796	I,3698	I,359I
I6	I,4249	I,5I37	I,5I03	I,4965	I,4827	I,4705	I,460I	I,45II	I,4433	I,4366	I,4255	I,4I30	I,3990	I,39I2	I,3830	I,3742	I,3646	I,3543	I,3432
I7	I,4I86	I,5057	I,50I3	I,4873	I,4730	I,4605	I,4497	I,4405	I,4325	I,4256	I,4I42	I,40I4	I,3869	I,3790	I,3704	I,36I3	I,35I4	I,3406	I,3290
I8	I,4I30	I,4988	I,4938	I,4790	I,4644	I,45I6	I,4406	I,43I2	I,4230	I,4I59	I,4042	I,39II	I,3762	I,3680	I,3592	I,3497	I,3395	I,3284	I,3I62
I9	I,408I	I,4925	I,4870	I,47I7	I,4568	I,4437	I,4325	I,4228	I,4I45	I,4073	I,3953	I,38I9	I,3666	I,3582	I,3492	I,3394	I,3289	I,3I74	I,3048
20	I,4037	I,4870	I,4808	I,4652	I,4500	I,4366	I,4252	I,4I53	I,4069	I,3995	I,3873	I,3736	I,3580	I,3494	I,340I	I,330I	I,3I93	I,3074	I,2940
2I	I,3997	I,4820	I,4753	I,4593	I,4438	I,4306	I,4I86	I,4086	I,4000	I,3925	I,380I	I,366I	I,3502	I,34I4	I,33I9	I,32I7	I,3I05	I,2983	I,2848
22	I,396I	I,4774	I,4703	I,4540	I,4382	I,4244	I,4I26	I,4025	I,3937	I,386I	I,3735	I,3593	I,343I	I,334I	I,3245	I,3I40	I,3025	I,2900	I,2760
23	I,3928	I,4733	I,4657	I,449I	I,433I	I,4I9I	I,4072	I,3969	I,3880	I,5803	I,3675	I,353I	I,3366	I,3275	I,3I76	I,3069	I,2952	I,2824	I,268I
24	I,3898	I,4695	I,46I5	I,4447	I,4285	I,4I43	I,4022	I,39I8	I,3828	I,3750	I,362I	I,3474	I,3307	I,32I4	I,3II3	I,3004	I,2885	I,2754	I,2607

Продолжение табл.2

ν_2 \ ν_1	I	2	3	4	5	6	7	8	9	I0	I2	I5	20	24	30	40	60	I20	
25	I,3870	I,466I	I,4577	I,4406	I,4242	I,4099	I,3976	I,387I	I,9780	I,370I	I,3570	I,3422	I,3252	I,3I58	I,3056	I,2945	I,2823	I,2689	I,2538
26	I,3845	I,4629	I,4542	I,4368	I,4203	I,4058	I,3935	I,3828	I,3737	I,3656	I,3524	I,3374	I,3202	I,3I06	I,3002	I,2889	I,2765	I,2628	I,2474
27	I,3822	I,4600	I,45I0	I,4334	I,4I66	I,402I	I,3896	I,3788	I,3696	I,36I5	I,348I	I,3329	I,3I55	I,3058	I,2953	I,2838	I,27I2	I,2572	I,24I4
28	I,3800	I,4573	I,4480	I,4302	I,4I33	I,3986	I,3860	I,3752	I,3658	I,3576	I,344I	I,3288	I,3II2	I,30I3	I,2906	I,2790	I,2662	I,25I9	I,2358
29	I,3780	I,4547	I,4452	I,4272	I,4I02	I,3953	I,3826	I,37I7	I,3623	I,354I	I,3404	I,3249	I,307I	I,297I	I,2863	I,2745	I,26I5	I,2470	I,2306
30	I,376I	I,4524	I,4426	I,4244	I,4073	I,3923	I,3795	I,3685	I,3590	I,3507	I,3369	I,32I3	I,3033	I,2933	I,2823	I,2703	I,257I	I,2424	I,225(
40	I,3626	I,4355	I,4239	I,4045	I,3863	I,3706	I,357I	I,3455	I,3354	I,3266	I,3II9	I,2952	I,2758	I,2649	I,2529	I,2397	I,2249	I,2080	I,I88(
60	I,3493	I,4I88	I,4050	I,3848	I,3657	I,349I	I,3349	I,3226	I,3II9	I,3026	I,2870	I,269I	I,248I	I,236I	I,2229	I,208I	I,I9I2	I,I7I5	I,I474
I20	I,3362	I,4024	I,3873	I,3654	I,3453	I,3278	I,3I28	I,2999	I,2886	I,2787	I,262I	I,2428	I,2200	I,2068	I,I92I	I,I732	I,I555	I,I3I4	I,098(
	I,3233	I,3863	I,3694	I,3463	I,325I	I,3068	I,29I0	I,2774	I,2654	I,2549	I,237I	I,2I63	I,I9I4	I,I767	I,I600	I,I404	I,II64	I,0838	I,000(

Таблица 3

Критические точки распределения Стьюдента

Число степеней свободы ν	β - доверительная вероятность	
	0,90	0,95
I	6,3I	I2,7
2	2,92	4,30
3	2,35	3,I8
4	2,I3	2,78
5	2,0I	2,57
6	I,94	2,45
7	I,98	2,36
8	I,86	2,3I
9	I,83	2,26
I0	I,8I	2,23
II	I,80	2,20
I2	I,78	2,I8
I3	I,77	2,I6
I4	I,76	2,I4
I5	I,75	2,I3
I6	I,75	2,I2
I7	I,74	2,II
I8	I,73	2,I0
I9	I,73	2,09
20	I,73	2,09
2I	I,72	2,08
22	I,72	2,07
23	I,7I	2,07
24	I,7I	2,06
25	I,7I	2,06
26	I,7I	2,06
27	I,7I	2,05
28	I,70	2,05
29	I,70	2,05
30	I,70	2,04
40	I,68	2,02
60	I,67	2,00
I20	I,66	I,98
	I,64	I,96

Пример I. Проверка на однородность первым методом.

Имеются 2 выборки наработок до отказа клапана регулирующего, эксплуатируемого в составе 2-х различных систем. Проверим выборки на однородность при уровне значимости 0,05 с целью проверки предположения об идентичности условий эксплуатации.

$N_1 = 10$

$N_2 = 12$

Выборка I: 3800, 1700, 4200, 6000, 5500, 2100, 2700, 3000, 5200, 4800.

Выборка 2: 3000, 9000, 7200, 4800, 3500, 6200, 5200, 1600, 3900, 2500, 8000, 6900.

Строим вариационный ряд:

I	2	3	4	5	6	7	8	9	I0
I600,	I700,	2I00,	2500,	2700,	3000,	3500,	3600,	3800,	3900,
II	I2	I3	I4	I5	I6	I7	I8	I9	20
4200,	4800,	4800,	5200,	5200,	5500,	6000,	6200,	6900,	7200,
2I	22								
8000,	9000.								

Определяем $W_{набл} = 9+2+11+17+16+3+5+8+15+12 = 98$

По таблице I для $\beta = 0,95$ $N_1 = 10$ и $N_2 = 12$ $W_{ниж.кр} = 89$. Тогда $W_{верх.крит.} = (10+12+1).10 - 89 = 141$, таким образом $89 < W_{набл.} < 141$, следовательно, выборки однородны.

Пример 2. Проверка на однородность П методом

Наблюдение велось за 6 партиями клапанов запорных, эксплуатируемых в разных климатических условиях. Большой разброс средних ресурсов указывает на возможность влияния условий эксплуатации.

I партия $N_1 = 60$ штук Среднее $\bar{t}_1 = 7800$ ц,
дисперсия $S_1^2 = 4080000 = 408.10^4$ цикл^2

П партия: $N_2 = 60$ $\bar{t}_2 = 6800$ ц $S_2^2 = 350.10^4$ ц^2

Ш партия: $N_3 = 60$ $\bar{t}_3 = 6900$ ц $S_3^2 = 508.10^4$ ц^2

IУ партия: $N_4 = 60$ $\bar{t}_4 = 7300$ ц $S_4^2 = 600.10^4$ ц^2

У партия: $N_5 = 20$ $\bar{t}_5 = 4600$ ц $S_5^2 = 182.10^4$ ц^2

УI партия: $N_6 = 24$ $\bar{t}_6 = 5400$ ц $S_6^2 = 675.10^4$ ц^2

при проверке на однородность оказалось, что $S_B^2 = 464.10^4$ ц^2, $S_A^2 = 4365.10^4$ ц^2, $\mathcal{L} = 9{,}04$. Табличное значение $F_{0,95;\ 5,278} = 2{,}21$ Следовательно выборки неоднородны. Чтобы установить, какую из выборок исключить из расчета надежности, применим критерий Стьюдента. За базовую принимаем П выборку (партию).

Сомнение вызывают пятая и шестая выборки. По формуле (II) критерий t для базовой и УI выборки составит: $t = 2{,}7$. Табличное значение критерия при степени свободы $\nu = 82$ и $\beta = 0{,}05$ составляет 2,0, что меньше расчетного. Следовательно, вторая и шестая выборки неоднородны, т.е. условия эксплуатации УI партии существенно влияют на надежность задвижек. Этот вывод распространяется и на У партию, т.к. $\bar{t}_5 < \bar{t}_6$. Следовательно, при определении параметров совокупность У и УI выборки должны быть исключены.

Среднее совокупности (I-IУ выборки) составит $\bar{t} = 7200$ ц.

$\hat{\sigma}^2 = 473.10^4$ цикл^2

Приложение 5
Справочное
Таблица

Значение коэффициента $\chi^2_{\beta,n}$

n \ β	0,90	0,95	n \ β	0,90	0,95
I	2,706	3,84I	3I	4I,422	44,985
2	4,605	5,99I	32	42,585	46,I94
3	6,25I	7,8I5	33	43,745	47,400
4	7,779	9,488	34	44,903	48,602
5	9,236	II,070	35	46,059	49,802
6	I0,645	I2,592	36	47,2I2	50,998
7	I2,0I7	I4,067	37	48,363	52,I92
8	I3,362	I5,507	38	49,5I3	53,384
9	I4,684	I6,9I9	39	50,660	54,572
I0	I5,987	I8,307	40	5I,805	55,758
II	I7,275	I9,675	4I	52,949	56,942
I2	I8,549	2I,026	42	54,090	58,I24
I3	I9,8I2	22,362	43	55,230	59,304
I4	2I,064	23,685	44	56,369	60,48I
I5	22,307	24,996	45	57,505	6I,656
I6	23,542	26,296	46	58,64I	62,830
I7	24,769	27,587	47	59,774	64,00I
I8	25,989	28,869	48	60,907	65,I7I
I9	27,204	30,I44	49	62,038	66,339
20	28,4I2	3I,4I0	50	63,I67	67,505
2I	29,6I5	32,67I	5I	64,295	68,669
22	30,8I3	33,924	52	65,422	69,832
23	32,007	35,I72	53	66,548	70,993
24	33,I96	36,4I5	54	67,673	72,I53
25	34,382	37,652	55	68,796	73,3II
26	35,563	38,885	56	69,9I8	74,468
27	36,74I	40,II3	57	7I,040	75,624
28	37,9I6	4I,337	58	72,I60	76,778
29	39,087	42,557	59	73,279	77,93I
30	40,256	43,773	60	74,397	79,082

180-90 Цена 40 коп

Продолжение табл.

n \ β	0,90	0,95	n \ β	0,90	0,95
61	75,514	80,232	91	108,661	114,268
62	76,630	81,381	92	109,756	115,390
63	77,745	82,529	93	110,850	116,511
64	78,860	83,675	94	111,944	117,632
65	79,973	84,821	95	113,038	118,752
66	81,086	85,965	96	114,131	119,871
67	82,197	87,108	97	115,223	120,990
68	83,308	88,250	98	116,315	122,108
69	84,418	89,391	99	117,407	123,225
70	85,527	90,531	100	118,498	124,342
71	86,635	91,670			
72	87,743	92,808			
73	88,850	93,945			
74	89,956	95,081			
75	91,061	96,217			
76	92,166	97,351			
77	93,270	98,484			
78	94,374	99,617			
79	95,476	100,749			
80	96,578	101,879			
81	97,680	103,010			
82	98,780	104,139			
83	99,880	105,267			
84	100,980	106,395			
85	102,079	107,522			
86	103,177	108,648			
87	104,275	109,773			
88	105,372	110,898			
89	106,469	112,022			
90	107,565	113,145			

Примечание. $\chi^2_{\beta,n}$ – квантиль; χ^2 – квадрат распределения. Находится из уравнения:

$$\beta = \int_0^{\chi^2_{\beta,n}} \frac{1}{2^{\frac{n}{2}}\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \times^{\frac{n-2}{2}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

189-90 Инв. № 20.0890

Приложение 6
Справочное

Значения коэффициента $Z_{\beta,N}$

N	β	
	0,90	0,95
2	2,I76	4,464
3	I,088	I,686
4	0,8I9	I,I77
5	0,685	0,953
6	0,602	0,823
7	0,544	0,734
8	0,500	0,670
9	0,466	0,620
I0	0,437	0,580
II	0,4I4	0,546
I2	0,393	0,5I8
I3	0,375	0,494
I4	0,36I	0,475
I5	0,347	0,455
I6	0,336	0,438
I7	0,324	0,423
I8	0,3I8	0,4I0
I9	0,3I3	0,398
20	0,305	0,387
2I	0,296	0,376
22	0,289	0,367

N	β	
	0,90	0,95
23	0,275	0,358
24	0,269	0,350
25	0,264	0,342
26	0,258	0,335
27	0,253	0,328
28	0,248	0,322
29	0,244	0,3I6
30	0,239	0,3I0
32	0,23I	0,309
34	0,224	0,290
36	0,2I8	0,282
38	0,2I2	0,274
40	0,206	0,266
45	0,I94	0,250
50	0,I84	0,237
60	0,I67	0,2I6
70	0,I55	0,I99
80	0,I45	0,I86
90	0,I36	0,I75
I00	0,I29	0,I66
200	0,09I	0,II7

Примечание. $Z_{\beta,N} = \frac{1}{\sqrt{N}} t_{\beta,N-1}$, где $t_{\beta,N-1}$ квантиль распределения Стьюдента с $(N-1)$ степенями свободы.

129-90 ЦБНТИ 28.08.90

129-90 28.08.90

Приложение 7
Справочное

Значение функции нормального распределения $\Phi(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{y^2}{2}}dy$

x	0	I	2	3	4	5	6	7	8	9
-0,0	0,5000	0,5040	0,5080	0,5I20	0,5I60	0,5I99	0,5239	0,5279	0,53I9	0,5359
-0,I	0,5398	0,5438	0,5478	0,55I7	0,5557	0,5596	0,5636	0,5675	0,57I4	0,5753
-0,2	0,5793	0,5832	0,587I	0,59I0	0,5948	0,5987	0,6026	0,6064	0,6I03	0,6I4I
-0,3	0,6I79	0,62I7	0,6255	0,6293	0,633I	0,6368	0,6406	0,6443	0,6480	0,65I7
-0,4	0,6554	0,659I	0,6628	0,6664	0,6700	0,6736	0,6772	0,6808	0,6844	0,6879
-0,5	0,69I5	0,6950	0,6985	0,70I9	0,7054	0,7088	0,7I23	0,7I57	0,7I90	0,7224
-0,6	0,7257	0,729I	0,7324	0,7357	0,7389	0,7422	0,7454	0,7486	0,75I7	0,7549
-0,7	0,7580	0,76II	0,7642	0,7673	0,7704	0,7734	0,7764	0,7794	0,7823	0,7852
-0,8	0,788I	0,79I0	0,7939	0,7967	0,7995	0,8023	0,805I	0,8078	0,8I06	0,8I33
-0,9	0,8I59	0,8I86	0,82I2	0,8238	0,8264	0,8289	0,83I5	0,8340	0,8365	0,8389
-I,0	0,84I3	0,8438	0,846I	0,8485	0,8508	0,853I	0,8554	0,8577	0,8599	0,862I
-I,I	0,8643	0,8665	0,8686	0,8708	0,8729	0,8749	0,8770	0,8790	0,88I0	0,8830
-I,2	0,8849	0,8869	0,8888	0,8907	0,8925	0,8944	0,8962	0,8980	0,8997	0,90I5
-I,3	0,9032	0,9049	0,9066	0,9082	0,9098	0,9II49	0,9I30	0,9I46	0,9I62	0,9I77
-I,4	0,9I92	0,9207	0,9222	0,9236	0,9250	0,9264	0,9278	0,9292	0,9305	0,93I9
-I,5	0,9332	0,93448	0,93574	0,93699	0,93822	0,93943	0,94062	0,94I79	0,94295	0,94408
-I,6	0,94520	0,94630	0,94738	0,94845	0,94950	0,95053	0,95I54	0,95254	0,95352	0,95449
-I,7	0,95543	0,95637	0,95728	0,958I8	0,95907	0,95994	0,96080	0,96I64	0,96246	0,96327
-I,8	0,96407	0,96485	0,96562	0,96637	0,967I2	0,6784	0,96856	0,96926	0,96995	0,97062
-I,9	0,97I28	0,97I93	0,97257	0,97320	0,9738I	0,9744I	0,97500	0,97558	0,976I5	0,97670

129-90 Ин 20.08.90

X	0	I	2	3	4	5	6	7	8	9
-2,0	0,97725	0,97778	0,97831	0,97882	0,97932	0,97982	0,98030	0,98077	0,98124	0,98169
-2,1	0,98214	0,98257	0,98300	0,98341	0,98382	0,98422	0,98461	0,98500	0,98537	0,98574
-2,2	0,98610	0,98645	0,98679	0,98713	0,98745	0,98778	0,98809	0,98840	0,98870	0,98899
-2,3	0,98928	0,98956	0,98983	0,99010	0,99036	0,99061	0,99086	0,99111	0,99134	0,99158
-2,4	0,99180	0,99202	0,99224	0,99245	0,99265	0,99285	0,99305	0,99324	0,99343	0,99361
-2,5	0,99379	0,99396	0,99413	0,99429	0,99445	0,99461	0,99476	0,99491	0,99506	0,99520
-2,6	0,99534	0,99547	0,99560	0,99573	0,99585	0,99597	0,99609	0,99620	0,99632	0,99643
-2,7	0,99653	0,99664	0,99674	0,99683	0,99693	0,99702	0,99711	0,99720	0,99728	0,99736
-2,8	0,99744	0,99752	0,99760	0,99767	0,99774	0,99781	0,99788	0,99795	0,99801	0,99807
-2,9	0,99813	0,99819	0,99825	0,99830	0,99836	0,99841	0,99846	0,99851	0,99856	0,99860
-3,0	0,99865	0,99869	0,99874	0,99877	0,99881	0,99885	0,99889	0,99893	0,99896	0,99899
-3,1	0,99903	0,99906	0,99909	0,99912	0,99915	0,99918	0,99921	0,99923	0,99926	0,99928
-3,2	0,99931	0,99933	0,99936	0,99938	0,99940	0,99942	0,99944	0,99946	0,99948	0,99949
-3,3	0,99951	0,99953	0,99954	0,99956	0,99958	0,99959	0,99961	0,99962	0,99963	0,99965
-3,4	0,99966	0,99967	0,99968	0,99969	0,99970	0,99971	0,99972	0,99973	0,99974	0,99975
-3,5	0,99976	0,99977	0,99978	0,99979	0,99980	0,99980	0,99981	0,99982	0,99982	0,99983
-3,6	0,99984	0,99984	0,99985	0,99985	0,99986	0,99986	0,99987	0,99987	0,99988	0,99988
-3,7	0,99989	0,99989	0,99990	0,99990	0,99990	0,99991	0,99991	0,99991	0,99992	0,99992
-3,8	0,99992	0,99993	0,99993	0,99993	0,99993	0,99994	0,99994	0,99994	0,99994	0,99994
-3,9	0,99995	0,99995	0,99995	0,99995	0,99995	0,99996	0,99996	0,99996	0,99996	0,99996

129-90 28.08.90

λ	0	I	2	3	4	5	6	7	8	9
-4,0	0,99996	0,99996	0,99997	0,99997	0,99997	0,99997	0,99997	0,99997	0,99997	0,99997
-4,I	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999
-4,2	0,99998	0,99998	0,99998	0,99998	0,99998	0,99998	0,99998	0,99999	0,99999	0,99999
-4,3	0,99999									

Примечание. $\Phi(x) = 1-\Phi(-x)$

Приложение 8
Справочное

Квантиль нормального распределения u_γ (u_β)

$\gamma(\beta)$	u_γ (u_β)	$\gamma(\beta)$	u_γ (u_β)	$\gamma(\beta)$	u_γ (u_β)
0,50	0	0,73	0,6I3	0,94	I,555
0,5I	0,025	0,74	0,643	0,95	I,645
0,52	0,050	0,75	0,674	0,96	I,75I
0,53	0,075	0,76	0,706	0,97	I,88I
0,54	0,I00	0,77	0,738	0,975	I,960
0,55	0,I26	0,78	0,772	0,980	2,054
0,56	0,I5I	0,79	0,806	0,990	2,326
0,57	0,I76	0,80	0,842	0,99I	2,366
0,58	0,202	0,8I	0,878	0,993	2,456
0,59	0,228	0,82	0,9I5	0,994	2,5I2
0,60	0,253	0,83	0,945	0,995	2,576
0,6I	0,279	0,84	0,994	0,996	2,632
0,62	0,305	0,85	I,036	0,997	2,748
0,63	0,332	0,86	I,080	0,9975	2,807
0,64	0,358	0,87	I,I26	0,9980	2,878
0,65	0,385	0,88	I,I75	0,9990	3,090
0,66	0,4I2	0,89	I,227	0,9995	3,29I
0,67	0,440	0,90	I,282	0,9999	3,7I9
0,68	0,468	0,9I	I,34I		
0,69	0,496	0,92	I,405		
0,70	0,524	0,925	I,440		
0,72	0,563	0,93	I,476		

Примечание. $u_{1-\gamma} = -u_\gamma$

Значения u_γ находят из уравнения: $\gamma = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{u_\gamma} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$

129-90 Инв. № 88090

Приложение 9
Справочное

Значения коэффициента К

h \ P	0,0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0
0,01	0,0101	0,0109	0,0116	0,0122	0,0128	0,0133	0,0137	0,0142	0,0146	0,0149	0,0153
0,02	0,0204	0,0221	0,0234	0,0247	0,0257	0,0267	0,0276	0,0285	0,0293	0,0301	0,0308
0,03	0,0309	0,0334	0,0355	0,0372	0,0389	0,0403	0,0417	0,0430	0,0442	0,0454	0,0465
0,04	0,0416	0,0449	0,0476	0,0500	0,0522	0,0541	0,0560	0,0577	0,0594	0,0609	0,0624
0,05	0,0525	0,0566	0,0600	0,0629	0,0657	0,0681	0,0704	0,0726	0,0746	0,0766	0,0785
0,06	0,0636	0,0655	0,0725	0,0761	0,0793	0,0823	0,0851	0,0877	0,0901	0,0925	0,0947
0,07	0,0749	0,0806	0,0852	0,0894	0,0932	0,0967	0,0989	0,1029	0,1058	0,1085	0,1111
0,08	0,0865	0,0928	0,0982	0,1029	0,1073	0,1112	0,1149	0,1184	0,1216	0,1248	0,1278
0,09	0,0982	0,1053	0,1135	0,1167	0,1215	0,1260	0,1301	0,1340	0,1377	0,1413	0,1446
0,10	0,1102	0,1180	0,1247	0,1306	0,1360	0,1409	0,1455	0,1499	0,1540	0,1579	0,1617
0,15	0,1734	0,1848	0,1946	0,2034	0,2114	0,2188	0,2258	0,2323	0,2386	0,2445	0,2502
0,20	0,2427	0,2574	0,2703	0,2819	0,2926	0,3025	0,3118	0,3207	0,3290	0,3370	0,3447
0,25	0,3186	0,3366	0,3525	0,3670	0,3803	0,3928	0,4045	0,4156	0,4261	0,4362	0,4459
0,30	0,4021	0,4233	0,4422	0,4595	0,4756	0,4904	0,5045	0,5180	0,5308	0,5430	0,5548
0,35	0,4941	0,5184	0,5404	0,5604	0,5791	0,5967	0,6133	0,6291	0,6441	0,6596	0,6724
0,40	0,5961	0,6234	0,6484	0,6713	0,6297	0,7129	0,7320	0,7502	0,7676	0,7844	0,8005
0,45	0,7096	0,7400	0,7678	0,7937	0,8179	0,8406	0,8625	0,8832	0,9031	0,9222	0,9406
0,50	0,8368	0,8703	0,9012	0,9300	0,9570	0,9826	1,0070	1,0300	1,0580	1,0740	1,0950
0,55	0,9808	1,0270	1,0510	1,0830	1,1130	1,1410	1,1690	1,1950	1,2200	1,2440	1,2670

129-90 ЭКЦ 28.08.90

Продолжение приложения 9

η \ ρ	0,0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0
0,60	1,1450	1,1850	1,2220	1,2570	1,2900	1,3210	1,3510	1,3800	1,4080	1,4350	1,4610
0,65	1,3360	1,3790	1,4190	1,4570	1,4940	1,5280	1,5610	1,5930	1,6240	1,6530	1,6820
0,70	1,5610	1,6080	1,6510	1,6930	1,7320	1,7700	1,8060	1,8410	1,8750	1,9080	1,9400
0,80	2,1760	2,2290	2,2800	2,3290	2,3760	2,4210	2,4660	2,5070	2,5480	2,5880	2,6260
0,90	3,2830	3,3450	3,4050	3,4640	3,5200	3,5750	3,6280	3,6790	3,7300	3,7790	3,8270

Приложение I0
Справочное
Таблица

Значение функции $\lambda(z_{дн}) = \lambda(z)$

z	$\lambda(z)$	z	$\lambda(z)$	z	$\lambda(z)$	z	$\lambda(z)$
-4,0	0,000I	-2,00	0,0552	0,00	0,7979	2,00	2,3732
-3,95	0,0002	-I,95	0,06I2	0,05	0,8300	2,05	2,4I76
-3,90	0,0002	-I,90	0,0676	0,I0	0,8626	2,I0	2,462I
-3,85	0,0002	-I,85	0,0745	0,I5	0,8958	2,I5	2,5067
-3,80	0,0003	-I,80	0,08I9	0,20	0,9294	2,20	2,55I5
-3,75	0,0004	-I,75	0,0899	0,25	0,9636	2,25	2,5964
-3,70	0,0004	-I,70	0,098I	0,30	0,9982	2,30	2,64I4
-3,65	0,0005	-I,65	0,I076	0,35	I,0332	2,35	2,6866
-3,60	0,0006	-I,60	0,II74	0,40	I,0688	2,40	2,73I9
-3,55	0,0007	-I,55	0,I277	0,45	I,I047	2,45	2,7773
-3,50	0,0009	-I,50	0,I388	0,50	I,I4II	2,50	2,8227
-3,45	0,00I0	-I,45	0,I505	0,55	I,I779	2,55	2,8684
-3,40	0,00I2	-I,40	0,I629	0,60	I,2I50	2,60	2,9I4I
-3,35	0,00I5	-I,35	0,I760	0,65	I,2526	2,65	2,9598
-3,30	0,00I7	-I,30	0,I897	0,70	I,2905	2,70	3,0058
-3,25	0,0020	-I,25	0,2042	0,75	I,3288	2,75	3,05I9
-3,20	0,0024	-I,20	0,2I94	0,80	I,3674	2,80	3,0977
-3,I5	0,0028	-I,I5	0,2354	0,85	I,4064	2,85	3,I44I
-3,I0	0,0033	-I,I0	0,2520	0,90	I,4456	2,90	3,I906
-3,05	0,0038	-I,05	0,2694	0,95	I,4852	2,95	3,2366
-3,00	0,0044	-I,00	0,2876	I,00	I,525I	3,00	3,2832
-2,95	0,0052	-0,95	0,3055	I,05	I,5653	3,05	3,33II
-2,90	0,0060	-0,90	0,326I	I,I0	I,6058	3,I0	3,3764

129.90 16.08.00

Продолжение таблицы

Z	$\lambda(Z)$	Z	$\lambda(Z)$	Z	$\lambda(Z)$	Z	$\lambda(Z)$
-2,85	0,0069	-0,85	0,3465	I,I5	I,6465	3,I5	3,4244
-2,80	0,0079	-0,80	0,3676	I,20	I,6875	3,20	3,4694
-2,75	0,009I	-0,75	0,3894	I,25	I,7288	3,25	3,5I80
-2,70	0,0I05	-0,70	0,4II9	I,30	I,7703	3,30	3,5642
-2,65	0,0I20	-0,65	0,4352	I,35	I,8I2I	3,35	3,6I2I
-2,60	0,0I36	-0,60	0,459I	I,40	I,8540	3,40	3,6565
-2,55	0,0I55	-0,55	0,4838	I,45	I,8963	3,45	3,7069
-2,50	0,0I76	-0,50	0,5092	I,50	I,9387	3,50	3,7527
-2,45	0,0200	-0,45	0,5352	I,55	I,98I3	3,55	3,8002
-2,40	0,0226	-0,40	0,56I9	I,60	2,024I	3,60	3,8464
-2,35	0,0255	-0,35	0,5892	I,65	2,0672	3,65	3,8934
-2,30	0,0286	-0,30	0,6I72	I,70	2,II04	3,70	3,9425
-2,25	0,032I	-0,25	0,6458	I,75	2,I538	3,75	3,9924
-2,20	0,0360	-0,20	0,675I	I,80	2,I973	3,80	4,0360
-2,I5	0,0402	-0,I5	0,7049	I,85	2,24I0	3,85	4,089I
-2,I0	0,0448	-0,I0	0,7353	I,90	2,2849	3,90	4,I376
-2,05	0,0498	-0,05	0,7663	I,95	2,3290	3,95	4,I842
						4,00	4,23I0

Примечание.

$$\lambda(Z_{jк}) = \frac{e^{-Z_{jк}^2/2}}{\int_{Z_к}^{\infty} e^{-y^2/2}\,dy}$$

Приложение II
Справочное

Значения $\chi^2_{r-1;0,5}$

r	χ^2	r	χ^2	r	χ^2
2	0,455	I0	8,34	I8	I6,34
3	I,39	II	9,34	I9	I7,34
4	2,37	I2	I0,34	20	I8,34
5	3,36	I3	II,34	2I	I9,34
6	4,35	I4	I2,34	22	20,34
7	5,35	I5	I3,34	23	2I,34
8	6,35	I6	I4,34	24	22,34
9	7,34	I7	I5,34	25	23,34

При $r > 25$ $\chi^2_{r-1;0,5} = r-1$

128-90 Инв. № 08.08.90

Приложение 12
Рекомендуемое

ФОРМА РАСЧЕТА ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ

Расчет показателей надежности

изделий _____ (ТУ, ГОСТ)
Наименование, чертеж, Ду

по результатам _____
испытаний, подконтрольной эксплуатации, эксплуатации

Исходные данные приведены в _____
№ карты-накопителя, акта, протокола, отчета и т.д.

1. Количество изделий		2. Доверительная вероятность	
Исходные данные для оценки показателей безотказности	Количество наблюдений до отказа, их наработки до отказа (цикл, час)		
	Количество наблюдений и наработки до цензурирования (цикл, час)		
Исходные данные для оценки показателей долговечности	Наработки до предельного состояния (цикл, час, лет), количество данных наработок		
	Наработки до цензурирования (цикл, час, лет), количество наработок до цензурирования		
Сведения о законе распределения		Параметры распределения	
Априорная информация (изделие, № чертежа)	Количество наработок и наработки	до отказа (цикл, час)	
		до предельного состояния (цикл, час, лет)	
	Наработки до цензурирования (цикл, час, лет) и количество наблюдений до цензурирования		
	Общее количество наблюдений (изделий)	Закон распределения отказов	
	Параметры распределения		

Продолжение приложения 12

Вспомогательные величины и коэффициенты		
Нижняя доверительная граница среднего	ресурса	
	срока службы	
	наработки до отказа (на отказ)	
Нижняя доверительная граница вероятности безотказной работы в течение t =		
Требования к надежности по ТУ		
Заключение о соответствии изделий требованиям норм надежности		

Расчет произведен в соответствии с

Расчет проверил:

Расчет произвел:

120-90 УЦИ 28.08.90

Приложение I3

ПРИМЕРЫ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ОЦЕНОК ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ

Пример I

Клапаны обратные в количестве 6 штук испытывались до 4-х последовательных отказов.

Клапаны наработали следующее количество циклов:

I200	I500	980	I420
880	I700	I200	920
I3I0	I400	950	II50
I020	I3I0	I750	850
940	I400	I220	II70
I500	I040	980	950

Требуется определить наработку на отказ и средний ресурс. Закон распределения клапанов наилучшим образом согласуется с нормальным законом распределения.

Расчет производим в соответствии с п.2.2.

Нижняя односторонняя доверительная граница средней наработки на отказ определяется по формуле

$$t_н = \hat{a} - Z_{\beta,N} \cdot \hat{\sigma}$$

$$\hat{a} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} t_i = 1198 \text{ ц} \qquad \hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N} (t_i - \hat{a})^2} = 259 \text{ ц}$$

тогда

$$t_н = 1198 - 0{,}269 \times 259 = 1128 \text{ ц}$$

Средний ресурс определяем аналогично

$$\hat{a} = 4790, \qquad \hat{\sigma} = 219, \qquad Z_{\alpha 90;6} = 0{,}602$$

$$t_н = 4790 - 0{,}602 \times 219 = 4658 \text{ ц}$$

23.08.90 Подпись

Средняя наработка на отказ составляет не менее 1128 ц.

Средний ресурс клапанов – не менее 4658 ц.

Пример 2

Задвижки клиновые в количестве 12 штук были поставлены на подконтрольную эксплуатацию. К моменту наблюдения все задвижки работоспособны и наработали по 700 циклов (24000 час).

Требуется определить среднюю наработку до отказа и вероятность безотказной работы в течение t = 200 ц.

Оценку производим в соответствии с п.3.2.

N = 12

T = 700 ц (24000 час)

β = 0,90

Нижнюю одностороннюю доверительную границу средней наработки до отказа определяем по формуле

$$t_н = \frac{T}{1 - \nu \cdot u_\gamma}$$

$$\gamma = \sqrt[N]{1-\beta} \qquad \gamma = \sqrt[12]{1-0,90} = 0,825$$

u_γ находим по таблице приложения 9

для γ = 0,825, u_γ = 0,935. Коэффициент вариации принимаем ν = 0,2,

тогда

$$t_н = \frac{T}{1 - \nu u_\gamma} = \frac{700}{1 - 0,2 \times 0,935} = 861 \text{ цикл}$$

или

$$t_н = \frac{24000}{1 - 0,2 \times 0,935} = 29520 \text{ час}$$

Нижнюю одностороннюю доверительную границу вероятности безотказной работы за t = 200 циклов определим по формуле

$$P_н(t) = \Phi\left(\frac{1}{0,2}\left(1 - \frac{200}{700}\right) + 0,935 \cdot \frac{200}{700}\right) = \Phi(3,83) = 0,9999$$

где $\Phi(x)$ – функция, определяемая по таблице приложения 7.

129-90 18.04.90

Нижняя доверительная граница средней наработки до отказа составляет 861 цикл (29520 ч).

Нижняя доверительная граница вероятности безотказной работы за t = 200 циклов составляет 0,9999.

Пример 3

Краны шаровые в количестве 15 штук испытывались на надежность. 4 крана отказали наработав: t_1 = 520 ц, t_2 = 600 ц, t_3 = 830 ц, t_4 = 800 ц.

Остальные наработали без отказов по 1000 циклов.

Требуется определить среднюю наработку до отказа и вероятность безотказной работы в течение 300 циклов.

Оценку показателей надежности проводим в соответствии с п.3.2.

T = 1000 ц N = 15 d = 4

Доверительная вероятность β = 0,90

$$\bar{T} = \frac{1}{d}\sum_{i=1}^{d} t_i = \frac{1}{4}(520 + 600 + 830 + 800) = 688 \text{ ц}$$

$$S^2 = \frac{1}{d-1}\sum_{i=1}^{d}(t_i - \bar{T})^2 = \frac{1}{3}(168^2 + 88^2 + 142^2 + 112^2) = 22892$$

$$\beta = \frac{S^2}{(688 - 1000)^2} = \frac{22892}{312^2} = 0,235$$

$$H = \frac{15 - 4}{15} = \frac{11}{15} = 0,733$$

По таблице приложения 9 определяем K = 1,651

Тогда

$\hat{a} = \bar{T} - K(\bar{T} - T) = 688 - 1,651 \cdot (688 - 1000) = 1203$

$\hat{\sigma} = \sqrt{S^2 + K(\bar{T} - T)^2} = \sqrt{22892 + 1,651 \cdot 312^2} = 423$

129-90 Цена 28.09.90

Нижняя односторонняя доверительная граница средней наработки до отказа определяется по формуле

$$t_н = \hat{a}_1 - z_{\beta,d}\,\hat{\sigma} = 1203 - 1{,}08 \times 428 = 740$$

Нижняя доверительная граница вероятности безотказной работы в течение 300 циклов составит:

$$P_н(300) = \Phi\left(\frac{300 - 1203}{428} - 1{,}282\sqrt{\frac{1}{4}\left(1 + \frac{2{,}11^2}{2}\right)}\right) = \Phi(-3{,}26) =$$

$$= 0{,}9994$$

Средняя наработка до отказа – не менее 740 циклов.

Вероятность безотказной работы в течение 300 циклов – не менее 0,9994.

Пример 4

Под наблюдением находилось 27 регулирующих клапанов, из которых 6 отказали, а 21 изделие осталось работоспособным, причем наработали разное количество часов. Результаты наблюдений приведены в табл.1.

Определить среднюю наработку до отказа и вероятность безотказной работы за наработку t = 8500 часов.

Оценку показателей надежности проводят в соответствии с п.4.2.

Таблица 1

Наработки до отказа t_i (час)	Наработки до цензурирования τ_j (час)
3600, 8500, 15300, 18700, 19550, 23800 $r = 6$	17000, 17000, 21250, 21250, 21250, 21250, 21250, 21250, 38050, 38250, 38250, 38250, 38250, 38250, 38250, 51000, 51000, 51000, 51000, 51000 $n = 21$

129-90 Инв. № 18.08.90

I) Оценим параметры нормального распределения $\hat{a}$ и $\hat{\sigma}$ в соответствии с п.4.2

$$A = \sum_{i=1}^{n} t_i + 0{,}64 \sum_{j=1}^{N} \tau_j = 89450 + 0{,}64 \cdot 712300 = 545322$$

$$B = n + 0{,}64\,n = 6 + 0{,}64 \cdot 21 = 19{,}44$$

$$C = \sum_{i=1}^{n} t_i^2 + 0{,}64 \sum_{j=1}^{N} \tau_j^2 = 1{,}617632.10^9 + 0{,}64.2{,}73206.10^{10} = 1{,}910282.10^{10}$$

$$D = 0{,}8\,n = 0{,}8 \cdot 21 = 16{,}8$$

$$E = 0{,}8 \sum_{j=1}^{N} \tau_j = 0{,}8 \cdot 712300 = 569840$$

Начальные значения оценок параметров $\hat{a}_o$ и $\hat{\sigma}_o$ определим по уравнениям п.4.2.1, считая, что $\Delta_o = 0$, $F_o = 0$

$$\hat{\sigma}_o = \frac{(E - AD/B) + \sqrt{(E - AD/B)^2 + 4n\,(C - A^2/B)}}{2n} =$$

$$= \frac{98574x07 + \sqrt{98574x07^2 + 24(3{,}805697x10^7)}}{12} = 16806.41$$

$$\hat{a}_o = \frac{A}{B} + \frac{D\hat{\sigma}_o}{B} = \frac{545322}{19{,}44} + \frac{16{,}8}{19{,}44} \cdot 16806{,}41 = 42575{,}59$$

Последующие приближения вычисляем по уравнениям п. 4.2.1

Порядок решения представлен в табл.2.

Таблица 2

τ_j	I-ое приближение		2-ое приближение	
	$Z_{j1} = \frac{\tau_j - \hat{a}_o}{\hat{\sigma}_o}$	$\lambda(Z_{j1})$	$Z_{j2} = \frac{\tau_j - \hat{a}_1}{\hat{\sigma}_1}$	$\lambda(Z_{j2})$
17000	-1,522	0,1277	-1,307	0,1829
21250	-1,269	0,2042	-1,180	0,2274
28050	-0,864	0,3465	-0,977	0,2971
38250	-0,257	0,6458	-0,673	0,4259
51000	0,501	1,1411	-0,293	0,6229

129-90 Нед 28.08.90

$\Delta_1 = 2,1146$ $\hat{\sigma}_1 = 33509,43$

$F_1 = 48249,48$ $\hat{a}_1 = 60709,44$

Для второго приближения:

$$\Delta_{j2} = \lambda_{j2} - 0,8 - 0,64\, Z_{j2}$$

$\Delta_{12} = 0,1829 - 0,820,67 \times 1,307 = 0,2586$

$\Delta_{32} = 0,2274 - 0,8 + 0,67 \times 1,18 = 0,2180$

$\Delta_{92} = 0,2971 - 0,8 + 0,67 \times 0,977 = 0,1517$

$\Delta_{102} = 0,4259 - 0,8 + 0,67 \times 0,673 = 0,0768$

$\Delta_{172} = 0,6229 - 0,8 + 0,67 \times 0,293 = 0,0192$

$$\Delta_2 = \sum_{j=1}^{21} \Delta_{j2} = 0,2586 \times 2 + 0,2180 \times 6 + 0,1517 \times 1 + 0,0768 \times 7 + 0,0192 \times 5 = 2,6105$$

$$F_2 = \sum_{j=1}^{21} \Delta_{j2}\, \tau_j = 0,2586 \times 17000 \times 2 + 0,2180 \times 21250 \times 6 + 0,1517 \times 28050 \times 1 + 0,0768 \times 38250 \times 7 + 0,0192 \times 51000 \times 5 = 66301,78$$

$\Delta_2 = 2,611$

$F_2 = 66301,78$

$\hat{\sigma}_2 = 33956,28$

$\hat{a}_2 = 61955,41$

Так как $\left|\frac{33956,28 - 33509,43}{33509,43}\right| \leq 0,02$

$\left|\frac{61955,41 - 60709,44}{60709,44}\right| \leq 0,02,$

то в качестве оценок параметров следует принять:

$\hat{a}_2 = 61955,41$

$\hat{\sigma}_2 = 33956,28$

Несмещенные оценки параметров равны:

$$\hat{\sigma}_н = \hat{\sigma}_2 \sqrt{\frac{n}{\chi^2_{n-1;0,5}}} = 33956,28 \sqrt{\frac{6}{3,36}} = 45375,98$$

129-90 Инв. 18.08.90

$$\hat{a}_н = \frac{A}{\beta} + \frac{(n+\Delta_2)}{\beta}\hat{\sigma}_н = \frac{545322}{19,44} + \frac{(16,8 + 2,61)}{19,44} \times 45375,98 =$$

$$= 73357,49$$

Тогда по формуле п.

$\hat{t} = \hat{a}_н$, то есть $\hat{t} = 73357$ ч

Нижнюю доверительную границу средней наработки до отказа определяем по формуле

$$t_н = \hat{a} - Z_{\beta,2} \cdot \hat{\sigma} = 73357 - 0,885 \times 45376 = 42274 \text{ ч}$$

Нижнюю одностороннюю доверительную границу вероятности безотказной работы за наработку $t = 8500$ ч определим по формуле

$$P_н(t) = \Phi\left(\hat{h} - U_\beta \sqrt{\frac{1}{\varphi}\left(1 + \frac{\hat{h}^2}{2}\right)}\right)$$

$$\hat{h} = \frac{8500 - 73357}{45375} = -1,43$$

$t_\sigma = 23800$ $\quad P(t_\sigma) = \Phi\left(\frac{73357 - 23800}{45375}\right) = \Phi(1,09) = 0,8621$

$$\varphi = N(1 - P(t_\sigma)) = 27 \cdot (1 - 0,8621) = 3,72$$

$$P_н(8500) = \Phi\left(-1,43 - 1,282\sqrt{\frac{1}{3,72}\left(1 + \frac{(-1,43)^2}{2}\right)}\right) =$$

$$= \Phi(-2,37) = 0,9911$$

Средняя наработка до отказа регулирующих клапанов – не менее 42274 часов.

Вероятность безотказной работы в течение 8500 часов – не менее 0,99.

119-90 Инв. 18.08.90

ИНФОРМАЦИОННЫЕ ДАННЫЕ

I. Утвержден организацией

Исполнители: Г.В.Котылевский (начальник лаборатории),
Э.П.Алексеева (руководитель темы),
Т.Г.Потемкина (исполнитель).

Зарегистрирован _____

за №_____ от _____ 1989 г.

2. Взамен ОСТ 26-07-862-86, ОСТ 26-07-818-88.

3. Ссылочные нормативно-технические документы

Обозначение НТД, на который дана ссылка	Номер пункта, подпункта, перечисления, приложения, таблицы
ГОСТ 27.002-89	п.I.I
ГОСТ 27.504-84	п.I.I

129-00 28.08.90

ЛИСТ РЕГИСТРАЦИИ ИЗМЕНЕНИЙ

№ изменения	№ листа (страницы)				Номер документа	Подпись	Дата внесения изменений	Дата введения изменения
	измененного	замененного	нового	аннулированного				

129-90 18.08.90

СОДЕРЖАНИЕ

I. Общие требования 3

2. Оценка показателей надежности арматуры при отсутствии цензурирования (наработки до отказа, предельного состояния) 9

3. Оценка показателей надежности арматуры при однократном цензурировании I2

4. Оценка показателей надежности арматуры при многократном цензурировании I6

5. Оценка показателей надежности с учетом априорной информации 20

6. Требования к оформлению расчета показателей надежности 22

7. Приложение I. Обозначения, применяемые в стандарте .. 24

8. Приложение 2. Определение закона распределения отказов 26

9. Приложение 3. Методы выбраковки резко выделяющихся значений 33

I0. Приложение 4. Проверка исходных данных на однородность 38

II. Приложение 5. Значение коэффициента $\chi^2_{\beta,N}$ 54

I2. Приложение 6. Значение коэффициента $z_{\beta,N}$ 56

I3. Приложение 7. Значение функции $\Phi(x)$ 57

I4. Приложение 8. Квантиль нормального распределение u_γ 60

I5. Приложение 9. Значение коэффициента K 6I

I6. Приложение I0. Значение функции $\lambda(z_{\gamma,K})$. 63

I7. Приложение II. Значение коэффициента $\chi^2_{r-1,0,5}$ . . . 65

I8. Приложение I2. Форма расчета показателей надежности. 66

I9. Приложение I3. Примеры расчета показателей надежности 68

20. Информационные данные. 75

2I. Лист регистрации изменений. 76

119-01 18.08.90

gost.e-ecolog.ru