

**NORME
INTERNATIONALE
INTERNATIONAL
STANDARD**

**CEI
IEC
61649**

Première édition
First edition
1997-05

**Procédures pour le test d'adéquation,
les intervalles de confiance et les limites
inférieures de confiance pour les données
suivant la distribution de Weibull**

**Goodness-of-fit tests, confidence intervals
and lower confidence limits for Weibull
distributed data**



Numéro de référence
Reference number
CEI/IEC 61649: 1997

Validité de la présente publication

Le contenu technique des publications de la CEI est constamment revu par la CEI afin qu'il reflète l'état actuel de la technique.

Des renseignements relatifs à la date de reconfirmation de la publication sont disponibles auprès du Bureau Central de la CEI.

Les renseignements relatifs à ces révisions, à l'établissement des éditions révisées et aux amendements peuvent être obtenus auprès des Comités nationaux de la CEI et dans les documents ci-dessous:

- **Bulletin de la CEI**
- **Annuaire de la CEI**
Publié annuellement
- **Catalogue des publications de la CEI**
Publié annuellement et mis à jour régulièrement

Terminologie

En ce qui concerne la terminologie générale, le lecteur se reportera à la CEI 60050: *Vocabulaire Electrotechnique International* (VEI), qui se présente sous forme de chapitres séparés traitant chacun d'un sujet défini. Des détails complets sur le VEI peuvent être obtenus sur demande. Voir également le dictionnaire multilingue de la CEI.

Les termes et définitions figurant dans la présente publication ont été soit tirés du VEI, soit spécifiquement approuvés aux fins de cette publication.

Symboles graphiques et littéraux

Pour les symboles graphiques, les symboles littéraux et les signes d'usage général approuvés par la CEI, le lecteur consultera:

- la CEI 60027: *Symboles littéraux à utiliser en électrotechnique*;
- la CEI 60417: *Symboles graphiques utilisables sur le matériel. Index, relevé et compilation des feuilles individuelles*;
- la CEI 60617: *Symboles graphiques pour schémas*;

et pour les appareils électromédicaux,

- la CEI 60878: *Symboles graphiques pour équipements électriques en pratique médicale*.

Les symboles et signes contenus dans la présente publication ont été soit tirés de la CEI 60027, de la CEI 60417, de la CEI 60617 et/ou de la CEI 60878, soit spécifiquement approuvés aux fins de cette publication.

Publications de la CEI établies par le même comité d'études

L'attention du lecteur est attirée sur les listes figurant à la fin de cette publication, qui énumèrent les publications de la CEI préparées par le comité d'études qui a établi la présente publication.

Validity of this publication

The technical content of IEC publications is kept under constant review by the IEC, thus ensuring that the content reflects current technology.

Information relating to the date of the reconfirmation of the publication is available from the IEC Central Office.

Information on the revision work, the issue of revised editions and amendments may be obtained from IEC National Committees and from the following IEC sources:

- **IEC Bulletin**
- **IEC Yearbook**
Published yearly
- **Catalogue of IEC publications**
Published yearly with regular updates

Terminology

For general terminology, readers are referred to IEC 60050: *International Electrotechnical Vocabulary* (IEV), which is issued in the form of separate chapters each dealing with a specific field. Full details of the IEV will be supplied on request. See also the IEC Multilingual Dictionary.

The terms and definitions contained in the present publication have either been taken from the IEV or have been specifically approved for the purpose of this publication.

Graphical and letter symbols

For graphical symbols, and letter symbols and signs approved by the IEC for general use, readers are referred to publications:

- IEC 60027: *Letter symbols to be used in electrical technology*;
- IEC 60417: *Graphical symbols for use on equipment. Index, survey and compilation of the single sheets*;
- IEC 60617: *Graphical symbols for diagrams*;

and for medical electrical equipment,

- IEC 60878: *Graphical symbols for electromedical equipment in medical practice*.

The symbols and signs contained in the present publication have either been taken from IEC 60027, IEC 60417, IEC 60617 and/or IEC 60878, or have been specifically approved for the purpose of this publication.

IEC publications prepared by the same technical committee

The attention of readers is drawn to the end pages of this publication which list the IEC publications issued by the technical committee which has prepared the present publication.

NORME
INTERNATIONALE
INTERNATIONAL
STANDARD

CEI
IEC

61649

Première édition
First edition
1997-05

**Procédures pour le test d'adéquation,
les intervalles de confiance et les limites
inférieures de confiance pour les données
suivant la distribution de Weibull**

**Goodness-of-fit tests, confidence intervals
and lower confidence limits for Weibull
distributed data**

© IEC 1997 Droits de reproduction réservés — Copyright - all rights reserved

Aucune partie de cette publication ne peut être reproduite ni utilisée sous quelque forme que ce soit et par aucun procédé, électronique ou mécanique, y compris la photocopie et les microfilms, sans l'accord écrit de l'éditeur.

No part of this publication may be reproduced or utilized in any form or by any means, electronic or mechanical, including photocopying and microfilm, without permission in writing from the publisher.

International Electrotechnical Commission
Telefax: +41 22 919 0300

3, rue de Varembé Geneva, Switzerland
e-mail: inmail@iec.ch IEC web site <http://www.iec.ch>



Commission Electrotechnique Internationale
International Electrotechnical Commission
Международная Электротехническая Комиссия

CODE PRIX
PRICE CODE

P

Pour prix, voir catalogue en vigueur
For price, see current catalogue

SOMMAIRE

	Pages
AVANT-PROPOS	4
INTRODUCTION	6
Articles	
1 Domaine d'application	8
2 Références normatives	8
3 Définitions et symboles.....	10
4 Prescriptions.....	10
5 Hypothèses et conditions.....	10
6 Limitations et précision	12
7 Données d'entrée et de sortie.....	12
8 Procédure	12
Annexes	
A Tableaux.....	22
B Exemple	24
C Historique technique et documents de référence.....	26

CONTENTS

	Page
FOREWORD	5
INTRODUCTION	7
Clause	
1 Scope	9
2 Normative references	9
3 Definitions and symbols	11
4 Requirements	11
5 Assumptions and conditions	11
6 Limitations and accuracy	13
7 Input and output data	13
8 Procedure	13
Annexes	
A Tables	23
B Example	25
C Technical background and references	27

COMMISSION ÉLECTROTECHNIQUE INTERNATIONALE

PROCÉDURES POUR LE TEST D'ADÉQUATION, LES INTERVALLES DE CONFIANCE ET LES LIMITES INFÉRIEURES DE CONFIANCE POUR LES DONNÉES SUIVANT LA DISTRIBUTION DE WEIBULL

AVANT-PROPOS

- 1) La CEI (Commission Electrotechnique Internationale) est une organisation mondiale de normalisation composée de l'ensemble des comités électrotechniques nationaux (Comités nationaux de la CEI). La CEI a pour objet de favoriser la coopération internationale pour toutes les questions de normalisation dans les domaines de l'électricité et de l'électronique. A cet effet, la CEI, entre autres activités, publie des Normes Internationales. Leur élaboration est confiée à des comités d'études, aux travaux desquels tout Comité national intéressé par le sujet traité peut participer. Les organisations internationales, gouvernementales et non gouvernementales, en liaison avec la CEI, participent également aux travaux. La CEI collabore étroitement avec l'Organisation Internationale de Normalisation (ISO), selon des conditions fixées par accord entre les deux organisations.
- 2) Les décisions ou accords officiels de la CEI concernant les questions techniques, représentent, dans la mesure du possible un accord international sur les sujets étudiés, étant donné que les Comités nationaux intéressés sont représentés dans chaque comité d'études.
- 3) Les documents produits se présentent sous la forme de recommandations internationales. Ils sont publiés comme normes, rapports techniques ou guides et agréés comme tels par les Comités nationaux.
- 4) Dans le but d'encourager l'unification internationale, les Comités nationaux de la CEI s'engagent à appliquer de façon transparente, dans toute la mesure possible, les Normes internationales de la CEI dans leurs normes nationales et régionales. Toute divergence entre la norme CEI et la norme nationale ou régionale correspondante doit être indiquée en termes clairs dans cette dernière.
- 5) La CEI n'a fixé aucune procédure concernant le marquage comme indication d'approbation et sa responsabilité n'est pas engagée quand un matériel est déclaré conforme à l'une de ses normes.
- 6) L'attention est attirée sur le fait que certains des éléments de la présente Norme internationale peuvent faire l'objet de droits de propriété intellectuelle ou de droits analogues. La CEI ne saurait être tenue pour responsable de ne pas avoir identifié de tels droits de propriété et de ne pas avoir signalé leur existence.

La Norme internationale CEI 61649 a été établie par le comité d'études 56 de la CEI: Sûreté de fonctionnement.

Le texte de cette norme est issu des documents suivants:

FDIS	Rapport de vote
56/532/FDIS	56/574/RVD

Le rapport de vote indiqué dans le tableau ci-dessus donne toute information sur le vote ayant abouti à l'approbation de cette norme.

L'annexe A fait partie intégrante de cette norme.

Les annexes B et C sont données uniquement à titre d'information.

INTERNATIONAL ELECTROTECHNICAL COMMISSION

**GOODNESS-OF-FIT TESTS, CONFIDENCE INTERVALS AND
LOWER CONFIDENCE LIMITS FOR
WEIBULL DISTRIBUTED DATA**

FOREWORD

- 1) The IEC (International Electrotechnical Commission) is a worldwide organization for standardization comprising all national electrotechnical committees (IEC National Committees). The object of the IEC is to promote international co-operation on all questions concerning standardization in the electrical and electronic fields. To this end and in addition to other activities, the IEC publishes International Standards. Their preparation is entrusted to technical committees; any IEC National Committee interested in the subject dealt with may participate in this preparatory work. International, governmental and non-governmental organizations liaising with the IEC also participate in this preparation. The IEC collaborates closely with the International Organization for Standardization (ISO) in accordance with conditions determined by agreement between the two organizations.
- 2) The formal decisions or agreements of the IEC on technical matters express, as nearly as possible, an international consensus of opinion on the relevant subjects since each technical committee has representation from all interested National Committees.
- 3) The documents produced have the form of recommendations for international use and are published in the form of standards, technical reports or guides and they are accepted by the National Committees in that sense.
- 4) In order to promote international unification, IEC National Committees undertake to apply IEC International Standards transparently to the maximum extent possible in their national and regional standards. Any divergence between the IEC Standard and the corresponding national or regional standard shall be clearly indicated in the latter.
- 5) The IEC provides no marking procedure to indicate its approval and cannot be rendered responsible for any equipment declared to be in conformity with one of its standards.
- 6) Attention is drawn to the possibility that some of the elements of this International Standard may be the subject of patent rights. The IEC shall not be held responsible for identifying any or all such patent rights.

International Standard IEC 61649 has been prepared by IEC Technical Committee No. 56: Dependability.

The text of this standard is based on the following documents:

FDIS	Report on voting
56/532/FDIS	56/574/RVD

Full information on the voting for the approval of this standard can be found in the report on voting indicated in the above table.

Annex A forms an integral part of this standard.

Annexes B and C are for information only.

INTRODUCTION

Les dispositifs non réparés dont le taux de panne est une fonction monotone croissante ou décroissante du temps sont caractérisés par une durée de fonctionnement avant défaillance régie par une distribution de Weibull. C'est le cas lorsqu'un mécanisme usé est mis en cause ou bien lorsque apparaissent des défaillances précoces qui peuvent être dues à une conception médiocre ou à des pratiques de production.

Withdrawn
IECNORM.COM: Click to view the full PDF of IEC 61649:1997

INTRODUCTION

Non-repaired items, for which the failure rate increases or decreases monotonically with time, typically exhibit a Weibull distribution of times to failure. This is the case when a wear-out mechanism is suspected, or when there are early failures which may be due to poor design or production practices.

Withdawn
IECNORM.COM: Click to view the full PDF of IEC 61649:1997

PROCÉDURES POUR LE TEST D'ADÉQUATION, LES INTERVALLES DE CONFIANCE ET LES LIMITES INFÉRIEURES DE CONFIANCE POUR LES DONNÉES SUIVANT LA DISTRIBUTION DE WEIBULL

1 Domaine d'application

La présente Norme internationale donne des méthodes numériques, en complément à des techniques graphiques, pour réaliser un test d'adéquation dans le cas de durées de fonctionnement avant défaillance distribuées suivant la distribution de Weibull et donne une procédure approchée pour déterminer les intervalles de confiance des paramètres de la distribution de Weibull à deux paramètres lorsqu'on les estime par la méthode du maximum de vraisemblance. De plus, cette norme recommande une procédure pour déterminer les limites inférieures de confiance pour les fractiles à 10 % de la durée de vie et pour la fonction de fiabilité.

Cette norme est applicable chaque fois qu'un échantillon aléatoire de dispositifs est soumis à un test de durée de fonctionnement avant défaillance dans le but d'évaluer des mesures de la performance de fiabilité de la population dont proviennent ces dispositifs.

2 Références normatives

Les documents normatifs suivants contiennent des dispositions qui, par suite de la référence qui y est faite, constituent des dispositions valables pour la présente Norme internationale. Au moment de la publication, les éditions indiquées étaient en vigueur. Tout document normatif est sujet à révision et les parties prenantes aux accords fondés sur la présente Norme internationale sont invitées à rechercher la possibilité d'appliquer les éditions les plus récentes des documents normatifs indiqués ci-après. Les membres de la CEI et de l'ISO possèdent le registre des Normes internationales en vigueur.

CEI 60050(191): 1990, *Vocabulaire Electrotechnique International (VEI) – Chapitre 191: Sûreté de fonctionnement et qualité de service*

CEI 60605-4: 1986, *Essais de fiabilité des équipements – Partie 4: Méthode de calcul des estimateurs ponctuels et des limites de confiance résultant d'essais de détermination de la fiabilité d'équipements*

CEI 60605-6: 1986, *Essais de fiabilité des équipements – Partie 6: Tests de validité de l'hypothèse d'un taux de défaillance constant*

ISO 2854: 1976, *Interprétation statistique des données – Techniques d'estimation et tests portant sur des moyennes et des variances*

ISO 3534-1: 1993, *Statistique – Vocabulaire et symboles – Partie 1: Probabilité et termes statistiques généraux*

GOODNESS-OF-FIT TESTS, CONFIDENCE INTERVALS AND LOWER CONFIDENCE LIMITS FOR WEIBULL DISTRIBUTED DATA

1 Scope

This International Standard provides numerical methods to complement graphical techniques in performing a goodness-of-fit test for Weibull distributed times to failure and gives an approximate procedure to obtain confidence intervals for the parameters of the two-parameter Weibull distribution when these are estimated by maximum likelihood. In addition, it provides a recommended procedure to obtain lower confidence limits for the 10 % fractiles of the lifetime and for the reliability function.

This standard is applicable whenever a random sample of items is subjected to a test of times to failure for the purpose of estimating measures of reliability performance of the population from which these items were drawn.

2 Normative references

The following normative documents contain provisions which, through reference in this text, constitute provisions of this International Standard. At the time of publication, the editions indicated were valid. All normative documents are subject to revision, and parties to agreements based on this International Standard are encouraged to investigate the possibility of applying the most recent editions of the normative documents indicated below. Members of IEC and ISO maintain registers of currently valid International Standards.

IEC 60050(191): 1990, *International Electrotechnical Vocabulary (IEV), Chapter 191: Dependability and quality of service*

IEC 60605-4: 1986, *Equipment reliability testing – Part 4: Procedures for determining point estimates and confidence limits from equipment reliability determination tests*

IEC 60605-6: 1986, *Equipment reliability testing – Part 6: Tests for the validity of a constant failure rate assumption*

ISO 2854: 1976, *Statistical interpretation of data – Techniques of estimation and tests relating to means and variances*

ISO 3534-1: 1993, *Statistics – Vocabulary and symbols – Part 1: Probability and general statistical terms*

3 Définitions et symboles

Pour les besoins de la présente Norme internationale, les termes et définitions de la CEI 60050(191) et de l'ISO 3534-1 sont applicables. Les symboles suivants sont utilisés dans la présente norme. D'autres constantes et fonctions auxiliaires sont définies dans le texte.

n	nombre total de dispositifs en essai (taille de l'échantillon);
r	nombre de défaillances (nombre de censure), ($r \leq n$);
t_i	temps jusqu'à la $i^{\text{ème}}$ défaillance;
T	temps d'arrêt de l'essai;
γ	niveau de signification; $(1-\gamma)$ 100 % est le niveau de confiance pour calculer les intervalles de confiance et les limites; ces niveaux peuvent aussi être exprimés en pourcentage;
q	rapport r/n , le rapport de censure est $1 - q$;
b	paramètre d'échelle de la distribution de Weibull;
k	Paramètre de forme de la distribution de Weibull;
$R(t)$	fonction de fiabilité pour la distribution de Weibull: $\exp[-(t/b)^k]$; $b > 0$, $k > 0$;
B_{10}	espérance mathématique du temps pour lequel 10 % de la population sera en panne (fractile à 10 % de la durée de vie);
H	statistique à calculer pour le test d'adéquation,
$\chi_p^2(v)$	fractile d'ordre p de la distribution du χ^2 à v degrés de liberté;
u_p	fractile d'ordre p de la distribution normale;
$F_p(v_1, v_2)$	fractile d'ordre p de la distribution de Fisher à v_1 et v_2 degrés de liberté;
$t_p(v)$	fractile d'ordre p de la distribution de Student t à v degrés de liberté.

4 Prescriptions

Le test d'adéquation doit être utilisé chaque fois qu'il faut s'assurer que les informations suivent la distribution de Weibull. Sur accord réciproque, fondé sur une expérience antérieure ou un jugement d'expert, cette étape peut ne pas être prise en compte. Dans de cas, l'estimation des paramètres, les intervalles de confiance et les limites inférieures de confiance pour la fiabilité peuvent être déterminées sans qu'un test d'adéquation préliminaire soit effectué.

Les procédures statistiques pour le test d'adéquation, les intervalles de confiance des paramètres de la distribution de Weibull et les limites inférieures de confiance de la fiabilité données dans la présente norme sont valables lorsqu'il y a au moins 10 défaillances à prendre en compte.

Si l'on dispose de moins de 10 durées de fonctionnement avant défaillance, on doit utiliser la procédure graphique de la CEI 60605-6. Cela permet de détecter visuellement une déviation des données par rapport à la distribution de Weibull.

5 Hypothèses et conditions

Un échantillon de n dispositifs non réparés issus de la même population est mis en essai à l'instant $t = 0$. L'environnement de l'essai doit être le même pour tous les dispositifs soumis à l'essai et les dispositifs défaillants ne sont pas remplacés après leur défaillance. Lorsque l'essai est arrêté à l'instant T , il y a r dispositifs en panne. T peut être supérieur ou égal à t_r . Les temps jusqu'à défaillance de chaque dispositif doivent être connus. Il y a r temps jusqu'à défaillance: $t_1, t_2, \dots, t_r$ tels que $0 < t_i \leq T$; $i = 1, 2, \dots, r$.

NOTE – Les procédures statistiques présentées dans cette norme supposent que l'on dispose d'un ordinateur. Bien que toutes les formules, si ce n'est toutes, puissent être calculées avec une petite calculatrice programmable, il sera avantageux, pour l'utilisateur, de se servir d'un calculateur programmable avec imprimante et mémoire de masse.

3 Definitions and symbols

For the purposes of this International Standard, the terms and definitions of IEC 60050(191) and ISO 3534-1 apply. The following symbols are used in this International Standard. Auxiliary constants and functions are defined in the text.

n	total number of items under test (sample size);
r	number of failed items (censoring number), ($r \leq n$);
t_i	time to the i -th failure;
T	time at which the test is stopped;
γ	significance level; $(1-\gamma)$ 100 % is the confidence level at which confidence intervals and limits are calculated. Both levels can also be expressed as percentages.
q	ratio r/n , the censoring ratio is $1 - q$;
b	scale parameter of the Weibull distribution;
k	shape parameter of the Weibull distribution;
$R(t)$	reliability function of the Weibull distribution: $\exp[-(t/b)^k]$; $b > 0$, $k > 0$;
B_{10}	expected time at which 10 % of the population will fail, (10 % fractile of the lifetime);
H	statistic to perform a goodness-of-fit test;
$\chi_p^2(v)$	p fractile of the chi-square distribution with v degrees of freedom;
u_p	p fractile of the normal distribution;
$F_p(v_1, v_2)$	p fractile of the Fisher distribution function with v_1 and v_2 degrees of freedom;
$t_p(v)$	p fractile of the Student t distribution with v degrees of freedom.

4 Requirements

The goodness-of-fit test shall be used whenever the Weibull nature of the data shall be ascertained. Upon mutual agreement, based on previous experience or engineering judgment, this step may not be considered necessary. In that case, parameter estimates, confidence intervals and lower confidence limits for the reliability can be obtained without a prior goodness-of-fit test.

The statistical procedures for the goodness-of-fit test, Weibull parameter confidence intervals, and reliability lower confidence limits of this standard are valid when at least 10 relevant failures are recorded.

If less than 10 times to failure are available, then the graphical procedure of IEC 60605-6 shall be used. It also allows for a visual detection of departure of the data from a Weibull distribution.

5 Assumptions and conditions

A sample of n non-repaired items, coming from the same population, is put on test at a given instant of time $t = 0$. The testing environment shall be the same for all items being subjected to the test, and failed items are not replaced once they fail. When the test is stopped at time T , there are r items which have failed. T can be equal or larger than t_i . The time of failure of each failed item has to be known. There are r times to failure: $t_1, t_2, \dots, t_r$ so that $0 < t_i \leq T$; $i = 1, 2, \dots, r$.

NOTE – The statistical procedures of this standard assume access to some computing facility. Although most, if not all, formulas can be implemented in a small programmable calculator, it will be useful, from the user's standpoint, to have access to a programmable computer with a printer and some mass storage medium.

6 Limitations et précision

Ces procédures sont valables seulement pour des échantillons ayant au moins 10 défaillances. Les intervalles de confiance sont déterminés de façon approchée. Une réflexion plus approfondie sur la précision est présentée dans l'annexe C. La censure multiple n'est pas abordée dans la présente norme.

7 Données d'entrée et de sortie

Les informations à analyser sont les durées de fonctionnement jusqu'à défaillance de dispositifs non réparés qui sont mis en essai. Ces durées de fonctionnement jusqu'à défaillance doivent être connues exactement, contrairement à la connaissance des intervalles de temps. Il n'est pas nécessaire d'avoir les durées de fonctionnement jusqu'à défaillance de tous les dispositifs en essai puisque l'essai peut être interrompu avant que tous les dispositifs soient défectueux (censure simple). Cependant, tous les dispositifs doivent être en état de fonctionnement au début de l'essai et l'essai doit être arrêté au même instant pour tous les dispositifs qui fonctionnent.

- Entrées: – nombre de dispositifs en essai n ;
 – durées de fonctionnement jusqu'à défaillance de chacun des dispositifs tombés en panne rangées par ordre croissant: $t_1, t_2, \dots, t_r$;
 – niveau de signification γ ; niveau de confiance $(1 - \gamma)$; à spécifier.
- Sorties: – acceptation/rejet de l'adéquation;
 – estimations et intervalles de confiance des paramètres d'échelles et de forme, k et b ;
 – estimation de la durée moyenne jusqu'à défaillance;
 – limite inférieure de confiance de l'instant supposé pour lequel 10 % de la population sera en panne, B_{10} ;
 – limite inférieure de confiance de la fonction de fiabilité $R(t)$.

8 Procédure

8.1 Essai d'adéquation

Etape 1 – Ranger les durées de fonctionnement jusqu'à défaillance r par ordre croissant et calculer leurs logarithmes népériens $\ln(t_1) = x_1, \ln(t_2) = x_2, \dots, \ln(t_r) = x_r$.

NOTE – $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_r$.

Etape 2 – Calculer les quantités ℓ_i suivantes, pour $i = 1$ jusqu'à $(r - 1)$:

$$\ell_i = \frac{x_{i+1} - x_i}{\ln \left[\ln \left(\frac{4(n-i-1)+3}{4n+1} \right) / \ln \left(\frac{4(n-i)+3}{4n+1} \right) \right]}$$

Etape 3 – Calculer la quantité H , en utilisant les quantités obtenues lors de l'étape 2:

$$H = \frac{\sum_{i=\lfloor r/2 \rfloor + 1}^{r-1} \frac{\ell_i}{\lfloor (r-1)/2 \rfloor}}{\sum_{i=1}^{\lfloor r/2 \rfloor} \frac{\ell_i}{\lfloor r/2 \rfloor}}$$

où le symbole $\lfloor x \rfloor$ est utilisé pour désigner le plus grand entier inférieur ou égal à x .

6 Limitations and accuracy

These procedures are valid only if there are at least 10 relevant failures. The confidence intervals are approximate. Further accuracy considerations are presented in annex C. Multiple censoring is not considered in this standard.

7 Input and output data

The data to be analyzed consist of times to failure of non-repaired items which are put on test. These times to failure have to be known exactly, as opposed to knowledge of intervals of time. It is not necessary to have the times to failure of all the items tested, since the test can be stopped before all items have failed (single censoring). All items shall be in operational condition at the start of the test, and the test shall be stopped for all operational items at the same time.

- Input:
- number of items on test n ;
 - times to failure of each failed item, listed in ascending order: $t_1, t_2, \dots, t_r$;
 - significance level γ ; or confidence level $(1 - \gamma)$; to be specified.
- Output:
- accept/reject goodness-of-fit;
 - point estimates and confidence intervals of scale and shape parameters, k and b ;
 - point estimate of the mean time to failure;
 - lower confidence limit for the expected time at which 10 % of the population will fail, B_{10} ;
 - lower confidence limit for the reliability function $R(t)$.

8 Procedure

8.1 Goodness-of-fit test

Step 1 – Sort the r times to failure in ascending order and compute the natural logarithms of these times $\ln(t_1) = x_1, \ln(t_2) = x_2, \dots, \ln(t_r) = x_r$.

NOTE – $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_r$.

Step 2 – Compute the following ℓ_i quantities, for $i = 1$ to $(r - 1)$:

$$\ell_i = \frac{x_{i+1} - x_i}{\ln \left[\ln \left(\frac{4(n-i-1)+3}{4n+1} \right) / \ln \left(\frac{4(n-i)+3}{4n+1} \right) \right]}$$

Step 3 – Compute the quantity H , using the quantities obtained in step 2:

$$H = \frac{\sum_{i=\lfloor r/2 \rfloor + 1}^{r-1} \frac{\ell_i}{\lfloor (r-1)/2 \rfloor}}{\sum_{i=1}^{\lfloor r/2 \rfloor} \frac{\ell_i}{\lfloor r/2 \rfloor}}$$

where the symbol $\lfloor x \rfloor$ is used to denote the largest integer less than or equal to x .

Etape 4 – Rejeter l'hypothèse que l'information suit une loi de distribution de Weibull avec un niveau de confiance γ de 100 % si $H \geq F_{\gamma}(2 \lfloor (r-1)/2 \rfloor, 2 \lfloor r/2 \rfloor)$ et ne pas poursuivre l'analyse.

Sinon, aucune preuve ne permet de rejeter l'hypothèse d'une distribution de Weibull pour les durées de fonctionnement jusqu'à défaillance, et l'analyse peut être poursuivie.

Les valeurs fractiles de la fonction de distribution de Fisher F figurent, à titre d'exemple, dans la table IV de l'ISO 2854.

NOTE – Dans l'hypothèse du rejet de la loi de Weibull, il est recommandé d'examiner un graphique des données pour un mélange possible des populations, des durées de fonctionnement avant défaillance anormales ou autres anomalies. Ces situations sont analysées par des techniques qui dépassent le cadre de la présente norme.

8.2 Estimation

8.2.1 Paramètres de la loi de distribution

8.2.1.1 Estimations de k et b

L'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance (EMV) des deux paramètres de la distribution de Weibull peut être obtenue numériquement comme solution des équations ci-dessous. La valeur de k satisfaisant la première équation est l'EMV de k . Cette valeur est utilisée dans la deuxième équation pour en déduire l'EMV de b .

NOTE – Un programme informatique peut être utilisé pour obtenir la valeur de k solution de la première équation, puisque la convergence vers la racine unique est en général très rapide.

Etape 1 – Trouver la valeur de k qui satisfait l'équation ci-dessous. Soit $\hat{k}$ cette solution.

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^r t_i^k \ln(t_i) + (n-r) T^k \ln(T)}{\sum_{i=1}^r t_i^k + (n-r) T^k} - \frac{1}{k} \right] - \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r \ln(t_i) = 0$$

Etape 2 – Calculer la solution $\hat{b}$ en utilisant la valeur de $\hat{k}$ obtenue à l'étape 1, à partir de l'équation:

$$\hat{b} = \left\{ \frac{1}{r} \left[\sum_{i=1}^r t_i^{\hat{k}} + (n-r) T^{\hat{k}} \right] \right\}^{\frac{1}{\hat{k}}}$$

8.2.1.2 Intervalle de confiance de k

Etape 1 – Calculer les constantes C , k_1 et k_2 en utilisant le rapport $q = r/n$:

$$C = 2,14628 - 1,361119 q$$

$$k_1 = \chi_{\gamma/2}^2[(r-1)C]; \quad k_2 = \chi_{(1-\gamma)/2}^2[(r-1)C]$$

où $\chi_p^2(v)$ est le fractile p de la loi de distribution du χ^2 à v degrés de liberté.

Step 4 – Reject the hypothesis that the data come from a Weibull distribution at the γ 100 % significance level if $H \geq F_{\gamma}(2 \lfloor (r-1)/2 \rfloor, 2 \lfloor r/2 \rfloor)$ and do not proceed with the analysis.

Otherwise, no evidence has been detected to reject the Weibull nature of the times to failure and the analysis can proceed.

The values of the fractiles of the F distribution function can be found, for example, in table IV of ISO 2854.

NOTE – It is recommended that, in case of rejection, the plotted data be examined for a possible mixture of populations, anomalous failure times or other artifacts. These situations are analyzed by techniques beyond the scope of this standard.

8.2 Estimation

8.2.1 Distribution parameters

8.2.1.1 Point estimates of k and b

The maximum likelihood estimate (MLE) of the two parameters of the Weibull distribution is obtained by numerically solving the equations below. The value of k that satisfies the first equation is the MLE of k . This value is used in the second equation to derive the MLE of b .

NOTE – Any computer routine to solve equations can be used to obtain k from the first equation, as the convergence to a single value is usually very fast.

Step 1 – Find the value of k that satisfies the equation below. The solution to this equation is $\hat{k}$.

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^r t_i^k \ln(t_i) + (n-r)T^k \ln(T)}{\sum_{i=1}^r t_i^k + (n-r)T^k} - \frac{1}{k} \right] - \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r \ln(t_i) = 0$$

Step 2 – Compute $\hat{b}$ using the value of $\hat{k}$, obtained in step 1, from:

$$\hat{b} = \left\{ \frac{1}{r} \left[\sum_{i=1}^r t_i^{\hat{k}} + (n-r)T^{\hat{k}} \right] \right\}^{\frac{1}{\hat{k}}}$$

8.2.1.2 Interval estimation of k

Step 1 – Compute the constants C , k_1 and k_2 using the ratio $q = r/n$:

$$C = 2,14628 - 1,361119 q$$

$$k_1 = \chi_{\gamma/2}^2[(r-1)C]; \quad k_2 = \chi_{(1-\gamma)/2}^2[(r-1)C]$$

where $\chi_p^2(v)$ is the p fractile of the χ^2 distribution with v degrees of freedom.

Puisque le nombre de degrés de liberté $(r - 1)C$ n'est pas en général un nombre entier, les fractiles du χ^2 doivent être calculés soit en utilisant un programme informatique, ou par interpolation en utilisant la table III de l'ISO 2854 ou la table figurant dans l'amendement 1 de la CEI 60605-4.

Etape 2 – Calculer les facteurs multiplicateurs w_1 et w_2 :

$$w_1 = \left[\frac{k_1}{rC} \right]^{\frac{1}{1+q^2}} ; w_2 = \left[\frac{k_2}{rC} \right]^{\frac{1}{1+q^2}}$$

Etape 3 – Calculer l'intervalle de confiance $(1 - \gamma)100\%$ pour k :

$$[w_1 \hat{k} ; w_2 \hat{k}]$$

NOTE – On peut utiliser les intervalles de confiance pour k à titre de comparaison. Puisque une valeur de $k > 1$ met en évidence l'usure et une valeur de $k < 1$ indique les défaillances précoces, l'intervalle de confiance pour k peut être utilisé pour analyser ces hypothèses. Inversement, si l'intervalle de confiance pour k contient la valeur $k = 1$, les points à examiner peuvent se rapporter à une population dont le taux de défaillance est constant. Un test formel relatif à un taux de défaillance constant est développé dans la CEI 60605-6.

8.2.1.3 Estimation de l'intervalle de confiance de b

Etape 1 – Calculer les constantes A_4 , A_5 , et A_6 , en utilisant le rapport $q = r/n$:

$$A_4 = 0,49q - 0,134 + 0,622q^{-1};$$

$$A_5 = 0,2445 (1,78 - q) (2,25 + q);$$

$$A_6 = 0,029 - 1,083 \ln(1,325q).$$

Etape 2 – Exécuter l'étape 2a si le test est interrompu avant que tous les dispositifs soient en panne, c'est-à-dire si $r < n$.

Exécuter l'étape 2b si tous les temps de fonctionnement jusqu'à défaillance sont connus, c'est-à-dire si $r = n$.

Etape 2a – Calculer les constantes A_3 , d_1 , d_2 , A_1 , et A_2 :
($r < n$)

$$A_3 = -A_6 x^2,$$

où $x = u_{(1-\gamma/2)}$ et u_p est le fractile d'ordre p de la loi de distribution normale donné au tableau A.2;

$$d_1 = \frac{A_3 + x \sqrt{x^2 (A_6^2 - A_4 A_5) + r A_4}}{r - A_5 x^2} ; d_2 = \frac{A_3 - x \sqrt{x^2 (A_6^2 - A_4 A_5) + r A_4}}{r - A_5 x^2}$$

$$A_1 = \exp(-d_1 / \hat{k}) ; A_2 = \exp(-d_2 / \hat{k})$$

puis, exécuter l'étape 3.

Etape 2b – Calculer les quantités d_3 , A_1 et A_2 :
($r = n$)

$$d_3 = t_{(1-\gamma/2)} (n - 1)$$

où $t_p(n - 1)$ est le fractile d'ordre p de la loi de distribution de Student à $(n - 1)$ degrés de liberté et peut être déterminé en utilisant le tableau IIa de l'ISO 2854 (dans le domaine des abscisses positives);

Since the number of degrees of freedom, $(r - 1)C$, will not be an integer, the χ^2 fractiles shall be calculated, either using a computer program, or through interpolation in table III of ISO 2854 or the table of amendment 1 to IEC 60605-4.

Step 2 – Compute the multiplying factors w_1 and w_2 :

$$w_1 = \left[\frac{k_1}{rC} \right]^{\frac{1}{1+q^2}} ; w_2 = \left[\frac{k_2}{rC} \right]^{\frac{1}{1+q^2}}$$

Step 3 – Compute the $(1-\gamma)100$ % confidence interval for k .

$$[w_1 \hat{k} ; w_2 \hat{k}]$$

NOTE – The confidence intervals for k can be used for comparisons. Since a value of $k > 1$ constitutes evidence for wear and a value of $k < 1$ indicates infant mortality, the confidence interval for k can be used to test these assumptions. Conversely, if the confidence interval for k contains the value $k = 1$, the items being tested may belong to a constant failure rate population. A formal test on constant failure rate is provided in IEC 60605-6.

8.2.1.3 Interval estimation of b

Step 1 – Compute the constants A_4 , A_5 and A_6 , using the ratio $q = r/n$:

$$\begin{aligned} A_4 &= 0,49q - 0,134 + 0,622q^{-1}; \\ A_5 &= 0,2445 (1,78 - q) (2,25 + q); \\ A_6 &= 0,029 - 1,083 \ln(1,325q). \end{aligned}$$

Step 2 – Proceed to step 2a if the test is stopped before all the items have failed, that is if $r < n$.

Proceed to step 2b if all the failure times are known, that is if $r = n$.

Step 2a – Compute the constants A_3 , d_1 , d_2 , A_1 and A_2 :
($r < n$)

$$A_3 = -A_6 x^2,$$

where $x = u_{(1-\gamma/2)}$ and u_p is the p fractile of the normal distribution given in table A.2;

$$d_1 = \frac{A_3 + x \sqrt{x^2 (A_6^2 - A_4 A_5) + r A_4}}{r - A_5 x^2} ; d_2 = \frac{A_3 - x \sqrt{x^2 (A_6^2 - A_4 A_5) + r A_4}}{r - A_5 x^2}$$

$$A_1 = \exp(-d_1 / \hat{k}) ; A_2 = \exp(-d_2 / \hat{k})$$

Go to step 3.

Step 2b – Compute the quantities d_3 , A_1 and A_2 :
($r = n$)

$$d_3 = t_{(1-\gamma/2)} (n - 1)$$

where $t_p(n - 1)$ is the p fractile of the Student t distribution with $(n - 1)$ degrees of freedom and can be found in table IIa of ISO 2854 (single-sided case);

$$A_1 = \exp\left(\frac{-1053d_3}{\hat{k}\sqrt{n-1}}\right); A_2 = \exp\left(\frac{1053d_3}{\hat{k}\sqrt{n-1}}\right)$$

où $\hat{k}$ est la valeur obtenue à l'étape 1 de 8.2.1.1.

Etape 3 – Calculer l'intervalle de confiance à $(1 - \gamma)100$ % de b :

$$[A_1\hat{b}; A_2\hat{b}]$$

où $\hat{b}$ est la valeur obtenue à l'étape 2 de 8.2.1.1.

8.2.2 Temps moyen de fonctionnement jusqu'à défaillance

L'estimation du temps moyen de fonctionnement jusqu'à défaillance, $\hat{m}$, est calculée selon la formule:

$$\hat{m} = \hat{b} \Gamma(1 + 1/\hat{k})$$

où $\hat{k}$ et $\hat{b}$ sont les valeurs obtenues aux étapes 1 et 2 de 8.2.1.1 et où $\Gamma(z)$ est la fonction gamma de z telle que définie à l'article 1.44 de l'ISO 3534-1. Le tableau A.1 de l'annexe A donne les valeurs de $\Gamma(1+1/k)$ en fonction de k . Pour les valeurs de k qui ne sont pas dans le tableau, il est acceptable de faire une interpolation linéaire.

NOTE – Dans les cas où la limite inférieure de confiance pour k est égale ou supérieure à 1 (cas de dispositifs usés), l'intervalle de confiance de b peut être utilisé comme une mesure grossière de l'intervalle de confiance du temps moyen de fonctionnement jusqu'à défaillance, puisque dans ce cas les valeurs prises par la fonction gamma se situent entre 0,88 et 1.

8.2.3 Fractile (10 %) du temps de fonctionnement jusqu'à défaillance

8.2.3.1 Estimation

Calculer $\hat{B}_{10}$, estimation de B_{10} , instant pour lequel 10 % de la population en essai est en panne:

$$\hat{B}_{10} = \hat{b} \left[\ln\left(\frac{1}{0,9}\right) \right]^{1/\hat{k}}$$

8.2.3.2 Limite inférieure de confiance

Calculer la limite inférieure de l'intervalle de confiance à $(1 - \gamma)100$ % de B_{10} comme suit:

Etape 1 – Calculer $h_1 = \ln[-\ln(0,9)]$

Etape 2 – Calculer

$$\delta_1 = \frac{-A_6 x^2 - r h_1 + x \sqrt{(A_6^2 - A_4 A_5) x^2 + r A_4 + 2 r h_1 A_6 + r A_5 h_1^2}}{r - x^2 A_5}$$

où $x = u_\gamma$ est le fractile γ de la distribution normale donné dans le tableau A.2 de l'annexe A et où A_4 , A_5 et A_6 sont calculés selon l'étape 1 de 8.2.1.3.

$$A_1 = \exp\left(\frac{-1053d_3}{\hat{k}\sqrt{n-1}}\right); A_2 = \exp\left(\frac{1053d_3}{\hat{k}\sqrt{n-1}}\right)$$

where $\hat{k}$ is obtained from step 1 of 8.2.1.1.

Step 3 – Compute the $(1 - \gamma)100$ % confidence interval for b :

$$[A_1\hat{b}; A_2\hat{b}]$$

where $\hat{b}$ is obtained from step 2 of 8.2.1.1.

8.2.2 Mean time to failure

The point estimate of the mean time to failure, $\hat{m}$, is calculated as:

$$\hat{m} = \hat{b} \Gamma(1 + 1/\hat{k})$$

where $\hat{k}$ and $\hat{b}$ are obtained from steps 1 and 2 of 8.2.1.1 and where $\Gamma(z)$ is the gamma function of z as defined in 1.44 of ISO 3534-1. The table A.1 in annex A gives the value of $\Gamma(1+1/k)$ as a function of k . For k values not listed in this table, a linear interpolation is acceptable.

NOTE – For cases where the lower confidence limit of k is equal or greater than 1 (wear-out case), the confidence interval for b can be used as a rough measure of the confidence interval for the mean time to failure, since in these cases the gamma function always lies between 0,88 and 1.

8.2.3 Fractile (10 %) of the time to failure

8.2.3.1 Point estimate

Compute $\hat{B}_{10}$, the point estimate of B_{10} , the time by which 10 % of the population will have failed:

$$\hat{B}_{10} = \hat{b} \left[\ln\left(\frac{1}{0,9}\right) \right]^{1/\hat{k}}$$

8.2.3.2 Lower confidence limit

Compute the lower $(1 - \gamma)100$ % confidence limit of B_{10} by:

Step 1 – Compute $h_1 = \ln[-\ln(0,9)]$

Step 2 – Compute

$$\delta_1 = \frac{-A_6x^2 - rh_1 + x\sqrt{(A_6^2 - A_4A_5)x^2 + rA_4 + 2rh_1A_6 + rA_5h_1^2}}{r - x^2A_5}$$

where $x = u_\gamma$ is the γ fractile of the normal distribution given in table A.2 of annex A and A_4 , A_5 and A_6 are computed according to step 1 of 8.2.1.3.

Etape 3 – Calculer le facteur

$$Q_1 = \exp\left(-\frac{\delta_1 + h_1}{\hat{k}}\right)$$

Etape 4 – Multiplier $\hat{B}_{10}$ par Q_1 pour obtenir la limite inférieure de l'intervalle de confiance à $(1 - \gamma)100$ % de B_{10} :

$$B_{10}|_{\text{limite inférieure}} = Q_1 \hat{B}_{10}$$

8.2.4 Fiabilité à l'instant t ($t \leq T$)

8.2.4.1 Estimation

L'estimation de la fiabilité à l'instant t est:

$$\hat{R}(t) = \exp\left[-\left(t/\hat{b}\right)^{\hat{k}}\right]$$

8.2.4.2 Limite inférieure de l'intervalle de confiance

Calculer la limite inférieure de l'intervalle de confiance à $(1 - \gamma)100$ % de la fiabilité à l'instant t , $R_{1-\gamma}|_{\text{limite inférieure}}$ comme suit:

Etape 1 – Calculer les constantes C_t et A_0 :

$$C_t = \hat{k} \ln(\hat{b}/t) \text{ et } A_0 = A_4 + C_t^2 A_5 - 2C_t A_6$$

où A_4 , A_5 , et A_6 sont calculés comme indiqué à l'étape 1 de 8.2.1.3.

Etape 2 – Calculer la limite inférieure de l'intervalle de confiance à $(1 - \gamma)100$ % de la fiabilité, $R_{1-\gamma}|_{\text{limite inférieure}}$, selon:

$$R_{1-\gamma}|_{\text{limite inférieure}} = \exp\left[-\exp\left[-C_t + x \sqrt{\frac{A_0}{r}}\right]\right]$$

où $x = u_\gamma$ est le fractile γ de la loi de distribution normale, donné dans le tableau A.2 de l'annexe A.

Step 3 – Compute the factor

$$Q_1 = \exp\left(-\frac{\delta_1 + h_1}{\hat{k}}\right)$$

Step 4 – Multiply $\hat{B}_{10}$ by Q_1 to obtain its lower $(1 - \gamma)100$ % limit:

$$B_{10}|_{lower\ limit} = Q_1 \hat{B}_{10}$$

8.2.4 Reliability at time t ($t \leq T$)

8.2.4.1 Point estimate

The point estimate of the reliability at time t is:

$$\hat{R}(t) = \exp\left[-(t/\hat{b})^{\hat{k}}\right]$$

8.2.4.2 Lower confidence limit

Compute the lower $(1 - \gamma)100$ % confidence limit for the reliability at time t , $R_{1-\gamma}|_{lower\ limit}$, by:

Step 1 – Compute the constants C_t and A_0 :

$$C_t = \hat{k} \ln(\hat{b}/t) \text{ and } A_0 = A_4 + C_t^2 A_5 - 2C_t A_6$$

where A_4 , A_5 and A_6 are computed according to step 1 of 8.2.1.3.

Step 2 – Compute the lower $(1 - \gamma)100$ % confidence limit for the reliability, $R_{1-\gamma}|_{lower\ limit}$, by:

$$R_{1-\gamma}|_{lower\ limit} = \exp\left(-\exp\left[-C_t + x \sqrt{\frac{A_0}{r}}\right]\right)$$

where $x = u_\gamma$ is the γ fractile of the normal distribution given in table A.2 of annex A.

Annexe A (normative)

Tableaux

A.1 Tableau de la fonction gamma

Le tableau A.1 est utilisé conjointement avec 8.2.2.

Tableau A.1 – Valeurs de la fonction gamma

k	$\Gamma(1+1/k)$	k	$\Gamma(1+1/k)$	k	$\Gamma(1+1/k)$
0,20	120	1,50	0,9027	3,60	0,9011
0,25	24	1,55	0,8994	3,70	0,9024
0,30	9,2603	1,60	0,8966	3,80	0,9038
0,35	5,0295	1,65	0,8942	3,90	0,9051
0,40	3,3233	1,70	0,8922	4,00	0,9064
0,45	2,5055	1,75	0,8906	4,10	0,9076
0,50	2,0000	1,80	0,8892	4,20	0,9089
0,55	1,7024	1,85	0,8882	4,30	0,9101
0,60	1,5045	1,90	0,8874	4,40	0,9113
0,65	1,3603	1,95	0,8867	4,50	0,9125
0,70	1,2657	2,00	0,8862	4,60	0,9137
0,75	1,1906	2,10	0,8857	4,70	0,9149
0,80	1,1330	2,20	0,8856	4,80	0,9160
0,85	1,0878	2,30	0,8859	4,90	0,9171
0,90	1,0522	2,40	0,8865	5,00	0,9182
0,95	1,0238	2,50	0,8872	5,20	0,9202
1,00	1,0000	2,60	0,8882	5,40	0,9222
1,05	0,9808	2,70	0,8893	5,60	0,9241
1,10	0,9649	2,80	0,8903	5,80	0,9260
1,15	0,9517	2,90	0,8917	6,00	0,9277
1,20	0,9406	3,00	0,8930	6,20	0,9293
1,25	0,9314	3,10	0,8943	6,40	0,9309
1,30	0,9236	3,20	0,8956	6,60	0,9325
1,35	0,9169	3,30	0,8970	6,80	0,9340
1,40	0,9114	3,40	0,8984	7,00	0,9354
1,45	0,9067	3,50	0,8997	8,00	0,9417

A.2 Fractiles de la loi de distribution normale

Le tableau A.2 donne les fractiles de la distribution normale u_p pour les valeurs usuelles de l'argument p .

Tableau A.2 – Fractiles de la loi de distribution normale

p	0,010	0,025	0,050	0,100
u_p	2,3263	1,9600	1,6449	1,2816

Annex A (normative)

Tables

A.1 Table of the gamma function

Table A.1 is used in conjunction with 8.2.2.

Table A.1 – Values of the gamma function

k	$\Gamma(1+1/k)$	k	$\Gamma(1+1/k)$	k	$\Gamma(1+1/k)$
0,20	120	1,50	0,9027	3,60	0,9011
0,25	24	1,55	0,8994	3,70	0,9024
0,30	9,2603	1,60	0,8966	3,80	0,9038
0,35	5,0295	1,65	0,8942	3,90	0,9051
0,40	3,3233	1,70	0,8922	4,00	0,9064
0,45	2,5055	1,75	0,8906	4,10	0,9076
0,50	2,0000	1,80	0,8892	4,20	0,9089
0,55	1,7024	1,85	0,8882	4,30	0,9101
0,60	1,5045	1,90	0,8874	4,40	0,9113
0,65	1,3603	1,95	0,8867	4,50	0,9125
0,70	1,2657	2,00	0,8862	4,60	0,9137
0,75	1,1906	2,10	0,8857	4,70	0,9149
0,80	1,1330	2,20	0,8856	4,80	0,9160
0,85	1,0878	2,30	0,8859	4,90	0,9171
0,90	1,0522	2,40	0,8865	5,00	0,9182
0,95	1,0238	2,50	0,8872	5,20	0,9202
1,00	1,0000	2,60	0,8882	5,40	0,9222
1,05	0,9808	2,70	0,8893	5,60	0,9241
1,10	0,9649	2,80	0,8903	5,80	0,9260
1,15	0,9517	2,90	0,8917	6,00	0,9277
1,20	0,9406	3,00	0,8930	6,20	0,9293
1,25	0,9314	3,10	0,8943	6,40	0,9309
1,30	0,9236	3,20	0,8956	6,60	0,9325
1,35	0,9169	3,30	0,8970	6,80	0,9340
1,40	0,9114	3,40	0,8984	7,00	0,9354
1,45	0,9067	3,50	0,8997	8,00	0,9417

A.2 Fractiles of the normal distribution

Table A.2 gives values of the fractiles of the normal distribution u_p for commonly needed values of the argument p .

Table A.2 – Fractiles of the normal distribution

p	0,010	0,025	0,050	0,100
u_p	2,3263	1,9600	1,6449	1,2816

Annexe B (informative)

Exemple

Cet exemple est fourni à titre d'application numérique pour vérifier la précision des programmes informatiques qui mettent en oeuvre les procédures de la présente norme.

Quarante dispositifs sont soumis à l'essai. L'essai est interrompu à l'instant de la 20^e défaillance. Les durées de bon fonctionnement avant défaillance, pour les 20 premiers dispositifs défaillants, sont données ci-dessous:

t_1	t_2	t_3	t_4	t_5	t_6	t_7	t_8	t_9	t_{10}	t_{11}	t_{12}	t_{13}	t_{14}	t_{15}	t_{16}	t_{17}	t_{18}	t_{19}	t_{20}
5	10	17	32	32	33	34	36	54	55	55	58	58	61	64	65	65	66	67	68

L'application des procédures décrites dans la présente norme donne les résultats suivants:

Un test d'adéquation, ayant un taux de confiance de 10 %, sur ces informations ne peut pas exclure l'hypothèse que ces informations suivent une distribution de Weibull puisque $H = 0,36$ et $F_{0,1}(18 ; 20) = 1,81$.

Les valeurs de k et b , estimées par la méthode du maximum de vraisemblance (EMV) sont:

$$\hat{k} = 2,091 \text{ et } \hat{b} = 84.$$

Les intervalles de confiance à 90 % sont: $[1,34 ; 2,742]$ pour k et $[70 ; 108]$ pour b .

L'estimateur du maximum de vraisemblance (EMV) de B_{10} est 28,63 et la limite inférieure de l'intervalle de confiance à 90 % de B_{10} est 20,43.

Les estimateurs du maximum de vraisemblance (EMV) et leurs limites inférieures de l'intervalle de confiance à 90 % pour trois valeurs arbitraires de t sont:

t	$\hat{R}(t)$	$R_{0,9} _{\text{limite inférieure}}$
32,46	0,87	0,80
50,00	0,71	0,62
100,00	0,23	0,12

Annex B (informative)

Example

This example is provided as a numerical test case to verify the accuracy of computer programs implementing the procedures of this standard.

Forty items are put under test. The test is stopped at the time of the 20th failure. The following are the times corresponding to the first 20 failures:

t_1	t_2	t_3	t_4	t_5	t_6	t_7	t_8	t_9	t_{10}	t_{11}	t_{12}	t_{13}	t_{14}	t_{15}	t_{16}	t_{17}	t_{18}	t_{19}	t_{20}
5	10	17	32	32	33	34	36	54	55	55	58	58	61	64	65	65	66	67	68

Applying the numerical procedures of this standard yields the following results:

A goodness-of-fit test on this data set cannot reject, at the significance level of 10 %, the hypothesis that these times to failure come from a Weibull distribution since $H = 0,36$ and $F_{0,1}(18 ; 20) = 1,81$.

The MLE values for k and b are:

$$\hat{k} = 2,091 \text{ and } \hat{b} = 84.$$

The 90 % confidence intervals are: $[1,34 ; 2,742]$ for k and $[70 ; 108]$ for b .

The MLE of B_{10} is 28,63 and the lower 90 % confidence limit for B_{10} is 20,43.

The MLE values for the reliability and their lower 90 % confidence limits for three arbitrary values of t are:

t	$\hat{R}(t)$	$R_{0,9} \text{lower limit}$
32,46	0,87	0,80
50,00	0,71	0,62
100,00	0,23	0,12