

INTERNATIONAL STANDARD

NORME INTERNATIONALE

**Electricity metering equipment – Dependability –
Part 31-1: Accelerated reliability testing – Elevated temperature and humidity**

**Equipements de comptage de l'électricité – Sûreté de fonctionnement –
Partie 31-1: Essais de fiabilité accélérés – Température et humidité élevées**

IECNORM.COM : Click to view the full PDF of IEC 62059-31-1:2008



THIS PUBLICATION IS COPYRIGHT PROTECTED

Copyright © 2008 IEC, Geneva, Switzerland

All rights reserved. Unless otherwise specified, 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 either IEC or IEC's member National Committee in the country of the requester.

If you have any questions about IEC copyright or have an enquiry about obtaining additional rights to this publication, please contact the address below or your local IEC member National Committee for further information.

Droits de reproduction réservés. Sauf indication contraire, 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 la CEI ou du Comité national de la CEI du pays du demandeur.

Si vous avez des questions sur le copyright de la CEI ou si vous désirez obtenir des droits supplémentaires sur cette publication, utilisez les coordonnées ci-après ou contactez le Comité national de la CEI de votre pays de résidence.

IEC Central Office
3, rue de Varembe
CH-1211 Geneva 20
Switzerland
Email: inmail@iec.ch
Web: www.iec.ch

About the IEC

The International Electrotechnical Commission (IEC) is the leading global organization that prepares and publishes International Standards for all electrical, electronic and related technologies.

About IEC publications

The technical content of IEC publications is kept under constant review by the IEC. Please make sure that you have the latest edition, a corrigenda or an amendment might have been published.

- Catalogue of IEC publications: www.iec.ch/searchpub

The IEC on-line Catalogue enables you to search by a variety of criteria (reference number, text, technical committee,...). It also gives information on projects, withdrawn and replaced publications.

- IEC Just Published: www.iec.ch/online_news/justpub

Stay up to date on all new IEC publications. Just Published details twice a month all new publications released. Available on-line and also by email.

- Electropedia: www.electropedia.org

The world's leading online dictionary of electronic and electrical terms containing more than 20 000 terms and definitions in English and French, with equivalent terms in additional languages. Also known as the International Electrotechnical Vocabulary online.

- Customer Service Centre: www.iec.ch/webstore/custserv

If you wish to give us your feedback on this publication or need further assistance, please visit the Customer Service Centre FAQ or contact us:

Email: csc@iec.ch

Tel.: +41 22 919 02 11

Fax: +41 22 919 03 00

A propos de la CEI

La Commission Electrotechnique Internationale (CEI) est la première organisation mondiale qui élabore et publie des normes internationales pour tout ce qui a trait à l'électricité, à l'électronique et aux technologies apparentées.

A propos des publications CEI

Le contenu technique des publications de la CEI est constamment revu. Veuillez vous assurer que vous possédez l'édition la plus récente, un corrigendum ou amendement peut avoir été publié.

- Catalogue des publications de la CEI: www.iec.ch/searchpub/cur_fut-f.htm

Le Catalogue en-ligne de la CEI vous permet d'effectuer des recherches en utilisant différents critères (numéro de référence, texte, comité d'études,...). Il donne aussi des informations sur les projets et les publications retirées ou remplacées.

- Just Published CEI: www.iec.ch/online_news/justpub

Restez informé sur les nouvelles publications de la CEI. Just Published détaille deux fois par mois les nouvelles publications parues. Disponible en-ligne et aussi par email.

- Electropedia: www.electropedia.org

Le premier dictionnaire en ligne au monde de termes électroniques et électriques. Il contient plus de 20 000 termes et définitions en anglais et en français, ainsi que les termes équivalents dans les langues additionnelles. Egalement appelé Vocabulaire Electrotechnique International en ligne.

- Service Clients: www.iec.ch/webstore/custserv/custserv_entry-f.htm

Si vous désirez nous donner des commentaires sur cette publication ou si vous avez des questions, visitez le FAQ du Service clients ou contactez-nous:

Email: csc@iec.ch

Tél.: +41 22 919 02 11

Fax: +41 22 919 03 00



IEC 62059-31-1

Edition 1.0 2008-10

INTERNATIONAL STANDARD

NORME INTERNATIONALE

**Electricity metering equipment – Dependability –
Part 31-1: Accelerated reliability testing – Elevated temperature and humidity**

**Équipements de comptage de l'électricité – Sûreté de fonctionnement –
Partie 31-1: Essais de fiabilité accélérés – Température et humidité élevées**

INTERNATIONAL
ELECTROTECHNICAL
COMMISSION

COMMISSION
ELECTROTECHNIQUE
INTERNATIONALE

PRICE CODE
CODE PRIX

XC

ICS 29.240; 91.140.50

ISBN 978-2-88910-612-7

CONTENTS

FOREWORD.....	5
INTRODUCTION.....	7
1 Scope.....	8
2 Normative references	8
3 Terms and definitions	9
4 Symbols, acronyms and abbreviations	14
5 Description of quantitative accelerated life tests	15
5.1 Introduction	15
5.2 The life distribution.....	15
5.3 The life-stress model.....	15
6 The Weibull distribution	16
6.1 Introduction	16
6.2 Graphical representation	16
6.3 Calculation of the distribution parameters.....	19
6.3.1 Input data to be used.....	19
6.3.2 Ranking of the time to failure.....	19
6.3.3 Reliability / unreliability estimates.....	20
6.3.4 Calculation of the parameters	21
7 The life-stress model	25
7.1 General.....	25
7.2 Linear equation of the acceleration factor.....	26
7.3 Calculation of parameters n and E_a	27
8 The quantitative accelerated life testing method	28
8.1 Selection of samples	28
8.2 The steps to check product life characteristics	28
8.3 Procedure for terminating the maximum stress level test.....	29
8.4 Procedure to collect time to failure data and to repair meters	29
9 Definition of normal use conditions	29
9.1 Introduction	29
9.2 Temperature and humidity conditions	30
9.2.1 Equipment for outdoor installation	30
9.2.2 Equipment for indoor installation	31
9.3 Temperature correction due to variation of voltage and current	31
9.3.1 Definition of the normal use profile of voltage and current	32
9.3.2 Measurement of the meter internal temperature at each current and voltage	32
9.3.3 Calculation of the meter average internal temperature.....	32
9.4 Other conditions	34
10 Classification and root cause of failures	34
11 Presentation of the results.....	34
11.1 Information to be given.....	34
11.2 Example.....	35
12 Special cases	35
12.1 Cases of simplification	35
12.1.1 Minor evolution of product design	35

12.1.2 Verification of production batches	35
12.2 Cases when additional information is needed	35
12.2.1 The β parameter changes significantly from maximum stress level to medium or low stress level	35
12.2.2 Fault mode different between stress levels	35
Annex A (informative) Basic statistical background	36
Annex B (informative) The characteristics of the Weibull distribution	38
Annex C (informative, see also draft IEC 62308) Life-stress models	42
Annex D (normative) Rank tables	44
Annex E (normative) Values of the Gamma function $\Gamma(n)$	47
Annex F (normative) Calculation of the minimum duration of the maximum stress level test	48
Annex G (informative) Example	54
Bibliography	84
INDEX	85
Figure 1 – Weibull unreliability representation example with $\gamma = 3\,000$, $\beta = 1,1$, $\eta = 10\,000$...	19
Figure 2 – Example of graphical representation of $F(t)$ in the case of Weibull distribution	25
Figure 3 – Example of regional climatic conditions	30
Figure 4 – Calculation of average year use conditions	31
Figure A.1 – The probability density function	36
Figure A.2 – The reliability and unreliability functions	37
Figure B.1 – Effect of the β parameter on the Weibull probability density function $f(t)$	39
Figure B.2 – Effect of the η parameter on the Weibull probability density function $f(t)$	40
Figure F.1 – Unreliability at normal use conditions	49
Figure F.2 – Unreliability at maximum stress level	50
Figure G.1 – Graphical representation of display failures for each stress level	63
Figure G.2 – Graphical representation of Q2 failures for each stress level	64
Figure G.3 – Graphical representation of U1 failures for each stress level	65
Figure G.4 – Example of climate data	67
Figure G.5 – Graphical representation of all failures at normal use conditions	76
Figure G.6 – Final cumulative distribution with confidence intervals	81
Figure G.7 – Reliability function extrapolated to normal use conditions	82
Figure G.8 – Reliability function extrapolated to normal use conditions (First portion magnified)	83
Table 1 – Construction of ordinate (Y)	17
Table 2 – Construction of abscissa (t- γ)	17
Table 3 – Equations format entered into a spreadsheet	18
Table 4 – Example with $\gamma = 3\,000$, $\beta = 1,1$, $\eta = 10\,000$	18
Table 5 – Example of ranking process of times to failure	20
Table 6 – Unreliability estimates by median rank	21
Table 7 – Example of unreliability estimation for Weibull distribution	24

Table 8 – Example of 90 % confidence bounds calculation for Weibull distribution	24
Table 9 – Values of the linear equation	27
Table 10 – Example of procedure for temperature correction	33
Table G.1 – Failures logged at 85 °C with $RH = 95\%$	57
Table G.2 – Failures logged at 85 °C with $RH = 85\%$	59
Table G.3 – Failures logged at 85 °C with $RH = 75\%$	60
Table G.4 – Failures logged at 75 °C with $RH = 95\%$	61
Table G.5 – Failures logged at 65 °C with $RH = 95\%$	62
Table G.6 – Best fit Weibull distributions for display failures	63
Table G.7 – Best fit Weibull distributions for Q2 failures.....	64
Table G.8 – Best fit Weibull distributions for U1 failures.....	65
Table G.9 – Values of the linear equation for display failures	66
Table G.10 – Values of the linear equation for Q2 failures	66
Table G.11 – Values of the linear equation for other failures	66
Table G.12 – Normal use profile of voltage and current.....	67
Table G.13 – Measurement of the internal temperature.....	69
Table G.14 – Arrhenius acceleration factors compared to temperature measured at U_n and $0,1 I_{max}$, for display failures	70
Table G.15 – Arrhenius acceleration factors compared to temperature measured at U_n and $0,1 I_{max}$, for Q2 failures	71
Table G.16 – Arrhenius acceleration factors compared to temperature measured at U_n and $0,1 I_{max}$, for U1 failures	72
Table G.17 – Display failures extrapolated to normal use conditions	74
Table G.18 – Q2 failures extrapolated to normal use conditions	75
Table G.19 – U1 failures extrapolated to normal use conditions	76
Table G.20 – Best fit Weibull distributions at normal use conditions	77
Table G.21 – Display failures 90 % confidence bounds calculation	78
Table G.22 – Q2 failures 90 % confidence bounds calculation	79
Table G.23 – U1 failures 90 % confidence bounds calculation	80

INTERNATIONAL ELECTROTECHNICAL COMMISSION

**ELECTRICITY METERING EQUIPMENT –
DEPENDABILITY –****Part 31-1: Accelerated reliability testing –
Elevated temperature and humidity**

FOREWORD

- 1) The International Electrotechnical Commission (IEC) is a worldwide organization for standardization comprising all national electrotechnical committees (IEC National Committees). The object of 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, IEC publishes International Standards, Technical Specifications, Technical Reports, Publicly Available Specifications (PAS) and Guides (hereafter referred to as “IEC Publication(s)”). 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. 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 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 IEC National Committees.
- 3) IEC Publications have the form of recommendations for international use and are accepted by IEC National Committees in that sense. While all reasonable efforts are made to ensure that the technical content of IEC Publications is accurate, IEC cannot be held responsible for the way in which they are used or for any misinterpretation by any end user.
- 4) In order to promote international uniformity, IEC National Committees undertake to apply IEC Publications transparently to the maximum extent possible in their national and regional publications. Any divergence between any IEC Publication and the corresponding national or regional publication shall be clearly indicated in the latter.
- 5) IEC provides no marking procedure to indicate its approval and cannot be rendered responsible for any equipment declared to be in conformity with an IEC Publication.
- 6) All users should ensure that they have the latest edition of this publication.
- 7) No liability shall attach to IEC or its directors, employees, servants or agents including individual experts and members of its technical committees and IEC National Committees for any personal injury, property damage or other damage of any nature whatsoever, whether direct or indirect, or for costs (including legal fees) and expenses arising out of the publication, use of, or reliance upon, this IEC Publication or any other IEC Publications.
- 8) Attention is drawn to the Normative references cited in this publication. Use of the referenced publications is indispensable for the correct application of this publication.
- 9) Attention is drawn to the possibility that some of the elements of this IEC Publication may be the subject of patent rights. IEC shall not be held responsible for identifying any or all such patent rights.

International Standard IEC 62059-31 has been prepared by IEC technical committee 13: Electrical energy measurement, tariff- and load control.

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

FDIS	RVD
13/1437A/FDIS	13/1444/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.

This publication has been drafted in accordance with the ISO/IEC Directives, Part 2.

A list of all parts of IEC 62059 series, under the general title *Electricity metering equipment – Dependability*, can be found on the IEC website.

The committee has decided that the contents of this publication will remain unchanged until the maintenance result date indicated on the IEC web site under "<http://webstore.iec.ch>" in the data related to the specific publication. At this date, the publication will be

- reconfirmed,
- withdrawn,
- replaced by a revised edition, or
- amended.

The contents of the corrigendum of December 2008 have been included in this copy.

IECNORM.COM : Click to view the full PDF of IEC 62059-31-1:2008

INTRODUCTION

Electricity metering equipment are products designed for high reliability and long life under normal operating conditions, operating continuously without supervision. To manage metering assets effectively, it is important to have tools for predicting and estimating life characteristics of various types.

IEC 62059-41 provides methods for predicting the failure rate – assumed to be constant – of metering equipment based on the parts stress method.

IEC 62059-31-1 provides a method for estimating life characteristics using temperature and humidity accelerated testing.

It is practically impossible to obtain data about life characteristics by testing under normal operating conditions. Therefore, accelerated reliability test methods have to be used.

During accelerated reliability testing, samples taken from a defined population are operated beyond their normal operating conditions, applying stresses to shorten the time to failure, but without introducing new failure mechanisms.

The estimation is performed by recording and analysing failures during such accelerated testing, establishing the failure distribution under the test conditions and, using life stress models, extrapolating failure distribution under accelerated conditions of use to normal conditions of use.

The method provides quantitative results with their confidence limits and may be used to compare life characteristics of products coming from different suppliers or different batches from the same supplier.

IECNORM.COM : Click to view the full PDF of IEC 62059-31-1:2008

ELECTRICITY METERING EQUIPMENT – DEPENDABILITY –

Part 31-1: Accelerated reliability testing – Elevated temperature and humidity

1 Scope

This part of IEC 62059 provides one of several possible methods for estimating product life characteristics by accelerated reliability testing.

Acceleration can be achieved in a number of different ways. In this particular standard, elevated, constant temperature and humidity is applied to achieve acceleration. The method also takes into account the effect of voltage and current variation.

Of course, failures not (or not sufficiently) accelerated by temperature and humidity will not be detected by the application of the test method specified in this standard.

Other factors, like temperature variation, vibration, dust, voltage dips and short interruptions, static discharges, fast transient burst, surges, etc. – although they may affect the life characteristics of the meter – are not taken into account in this standard; they may be addressed in future parts of the IEC 62059 series.

This standard is applicable to all types of metering equipment for energy measurement, tariff- and load control in the scope of IEC TC 13. The method given in this standard may be used for estimating (with given confidence limits) product life characteristics of such equipment prior to and during serial production. This method may also be used to compare different designs.

2 Normative references

The following referenced documents are indispensable for the application of this document. For dated references, only the edition cited applies. For undated references, the latest edition of the referenced document (including any amendments) applies.

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

IEC 60300-3-5 Ed. 1.0:2001, *Dependability management – Part 3-5: Application guide – Reliability test conditions and statistical test principles*

IEC 61649:2008, *Weibull analysis*

IEC 61703 Ed. 1.0: 2001, *Mathematical expressions for reliability, availability, maintainability and maintenance support terms*

IEC/TR 62059-11 Ed 1.0:2002, *Electricity metering equipment – Dependability – Part 11: General concepts*

IEC/TR 62059-21 Ed. 1.0:2002, *Electricity metering equipment – Dependability – Part 21: Collection of meter dependability data from the field*

IEC 62059-41 Ed. 1.0: 2006, *Electricity metering equipment – Dependability – Part 41: Reliability prediction*

IEC 62308 Ed. 1.0:2006, *Equipment reliability – Reliability assessment methods*

3 Terms and definitions

For the purposes of this document, the following terms and definitions apply.

NOTE 1 Here only those terms relevant to the subject are included, which have not been already included in IEC 62059-11.

3.1

accelerated life test

a test in which the applied stress level is chosen to exceed that stated in the reference conditions in order to shorten the time duration required to observe the stress response of the item, or to magnify the response in a given time duration

NOTE To be valid, an accelerated life test shall not alter the basic fault modes and failure mechanisms, or their relative prevalence.

[IEV 191-14-07, modified]

3.2

ageing failure, wear-out failure

a failure whose probability of occurrence increases with the passage of time, as a result of processes inherent in the item

[IEV 191-04-09]

3.3

burn-in (for repairable hardware)

a process of increasing the reliability performance of hardware employing functional operation of every item in a prescribed environment with successive corrective maintenance at every failure during the early failure period

[IEV 191-17-02]

3.4

burn-in (for a non-repairable item)

a type of screening test employing the functional operation of an item

[IEV 191-17-03]

3.5

censoring

termination of the test after either a certain number of failures or a certain time at which there are still items functioning

[IEC 60300-3-5, 3.1.2]

3.6

constant failure intensity period

that period, if any, in the life of a repaired item during which the failure intensity is approximately constant

[IEV 191-10-08]

3.7

constant failure rate period

that period, if any, in the life of a non-repaired item during which the failure rate is approximately constant

[IEV 191-10-09]

3.8

equipment under prediction

EUP (abbreviation)

the electricity metering equipment for which a reliability prediction is being made

3.9

estimated

qualifies a value obtained as the result of the operation made for the purpose of assigning, from the observed values in a sample, numerical values to the parameters of the distribution chosen as the statistical model of the population from which this sample is taken

NOTE The result may be expressed either as a single numerical value (a point estimate) or as a confidence interval.

[IEV 191-18-04, modified]

3.10

extrapolated

qualifies a predicted value based on observed or estimated values for one or a set of conditions, intended to apply to other conditions such as time, maintenance and environmental conditions

[IEV 191-18-03]

3.11

failure

termination of the ability of an item to perform a required function

NOTE 1 After failure the item has a fault.

NOTE 2 "Failure" is an event, as distinguished from "fault", which is a state.

[IEV 191-04-01, modified]

3.12

failure cause

the circumstances during design, manufacture or use which have led to a failure

NOTE The term "root cause of the failure" is used and described in IEC 62059-21 Clause 8.

[IEV 191-04-17, modified]

3.13

failure mechanism

the physical, chemical or other process which has led to a failure

[IEV 191-04-18]

3.14

failure rate acceleration factor

the ratio of the failure rate under accelerated testing conditions to the failure rate under stated reference test conditions

NOTE Both failure rates refer to the same time period in the life of the tested items.

[IEV 194-14-11]

3.15**fault**

the state of an item characterized by the inability to perform a required function, excluding the inability during preventive maintenance or other planned actions, or due to lack of external resources

NOTE A fault is often the result of a failure of the item itself, but may exist without prior failure.

[IEV 191-05-01]

3.16**fault mode**

one of the possible states of a faulty item, for a given required function

NOTE 1 The use of the term "failure mode" in this sense is now deprecated.

NOTE 2 A function-based fault mode classification is described in IEC 62059-21 Clause 7

[IEV 191-05-22, modified]

3.17**(instantaneous) failure rate**

the limit, if it exists, of the quotient of the conditional probability that the instant of a failure of a non-repaired item falls within a given time interval $(t, t + \Delta t)$ and the duration of this time interval, Δt , when Δt tends to zero, given that the item has not failed up to the beginning of the time interval

NOTE 1 The instantaneous failure rate is expressed by the formula:

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{R(t)} = \frac{f(t)}{R(t)}$$

where $F(t)$ and $f(t)$ are respectively the distribution function and the probability density of the failure instant, and where $R(t)$ is the reliability function, related to the reliability $R(t_1, t_2)$ by $R(t) = R(0, t)$.

NOTE 2 An estimated value of the instantaneous failure rate can be obtained by dividing the ratio of the number of items which have failed during a given time interval to the number of non-failed items at the beginning of the time interval, by the duration of the time interval.

NOTE 3 In English, the instantaneous failure rate is sometimes called "hazard function".

[IEV 191-12-02, modified]

3.18**item
entity**

any part, component, device, subsystem, functional unit, equipment or system that can be individually considered

NOTE 1 An item may consist of hardware, software or both, and may also in particular cases, include people.

NOTE 2 A number of items, e.g. a population of items or a sample, may itself be considered as an item.

[IEV 191-01-01]

3.19**life test**

test with the purpose of estimating, verifying or comparing the lifetime of the class of items being tested

NOTE The end of the useful life will often be defined as the time when a certain percentage of the items have failed for non-repaired items and as the time when the failure intensity has increased to a specified level for repaired items.

3.20

mean time to failure

MTTF (abbreviation)

the expectation of the time to failure

NOTE The term “expectation” has statistical meaning.

[IEV 191-12-07, modified]

3.21

mean time to first failure

MTTFF (abbreviation)

the expectation of the time to first failure

NOTE The term “expectation” has statistical meaning.

[IEV 191-12-06, modified]

3.22

measure (in the probabilistic treatment of dependability)

a function or a quantity used to describe a random variable or a random process

NOTE For a random variable, examples of measures are the distribution function and the mean.

[IEV 191-01-11]

3.23

non-relevant failure

a failure that should be excluded in interpreting test or operational results or in calculating the value of a reliability performance measure

NOTE The criteria for the exclusion should be stated.

[IEV 191-04-14]

3.24

non-repaired item

item which is not repaired after failure

[IEV 191-01-03]

3.25

operating time

time interval during which an item is in an operating state

[IEV 191-09-01]

3.26

population

the totality of items under consideration

3.27

prediction

the process of computation used to obtain the predicted value(s) of a quantity

NOTE The term “prediction” may also be used to denote the predicted value(s) of a quantity.

[IEV 191-16-01]

3.28**relevant failure**

a failure that should be included in interpreting test or operational results or in calculating the value of a reliability performance measure

NOTE The criteria for the inclusion should be stated.

[IEV 191-04-13]

3.29**reliability test**

experiment carried out in order to measure, quantify or classify a reliability measure or property of an item

NOTE 1 Reliability testing is different from environmental testing where the aim is to prove that the items under test can survive extreme conditions of storage, transportation and use.

NOTE 2 Reliability test may include environmental testing.

3.30**stress condition**

set of conditions to which the metering equipment is exposed during accelerated reliability testing

3.31**stress model**

a mathematical model used to describe the influence of relevant applied stresses on a reliability performance measure or any other property of an item

[IEV 191-16-10]

3.32**time acceleration factor**

the ratio between the time durations necessary to obtain the same stated number of failures or degradations in two equal size samples, under two different sets of stress conditions involving the same failure mechanisms and fault modes and their relative prevalence

NOTE One of the two sets of stress conditions should be a reference set.

[IEV 191-14-10]

3.33**time between failures**

time duration between two consecutive failures of a repaired item

[IEV 191-10-03]

3.34**time to failure**

cumulative operating time of an item, from the instant it is first put in an up state, until failure or, from the instant of restoration until next failure

[IEV 191-10-02, modified]

3.35 time to suspension

cumulative operating time of a non-failed item, from the instant it is first put in an up state or from the instant of restoration, until the test is terminated (censored)

3.36**use condition**

set of conditions to which the metering equipment is exposed during normal use

4 Symbols, acronyms and abbreviations

Symbol / Acronym / Abbreviation	Meaning
A	Constant used in the life stress model (e.g. in Arrhenius model, Eyring model or Peck's temperature-humidity model)
$AccThr$	Acceptance threshold
AF	Acceleration factor
CL	Confidence level
E_a	Activation energy in electron volts
$f(t)$	Probability density function (pdf) of the (operating) time to failure
$F(t)$	Unreliability function, i.e. the probability of failure until time t or fraction of items that have failed up to time t
k	Boltzmann constant ($8,617 \times 10^{-5}$ eV/K)
MRR	Median rank regression
n	Exponent characteristic of the product (in Peck's temperature-humidity model)
N	Number of items put on a reliability test
p	Number of items which failed by the end of the reliability test
pdf	Probability density function
q	Number of items which have not failed by the end of the reliability test
r	Reaction rate (in Arrhenius model)
r_0	Constant (in Arrhenius model)
$R(t)$	Reliability function, i.e. the probability of survival until time t or fraction of items that have not failed up to time t
R	Correlation coefficient
RH	Percent relative humidity
RH_s	Percent relative humidity at stress condition
RH_u	Percent relative humidity at normal use condition
S	Applied stress (in Eyring model)
t	Operating time to failure in hours
t_s	Time to failure at stress temperature T_s
t_u	Time to failure at normal use temperature T_u
T	Reaction temperature in K
T_s	Stress temperature
TTF_i	Observed time to failure of the i^{th} failed item
TTS_j	Observed time to suspension of the j^{th} non failed item
T_u	Normal use temperature
$U5_i$	Unreliability at rank i with a confidence level of 5 % on a sample of N items
$TTF5_i$	Time to failure corresponding to $U5_i$
$U50_i$	Median rank of the i^{th} failure, or unreliability estimate of the i^{th} failure (at rank i) on a sample of N items with a confidence level of 50 %
$U95_i$	Unreliability at rank i with a confidence level of 95 % on a sample of N items
$TTF95_i$	Time to failure corresponding to $U95_i$
β	Weibull shape parameter
η	Weibull characteristic life or scale parameter
γ	Location parameter in hours
$\lambda(t)$	Instantaneous failure rate function, also referred to as the hazard rate function

5 Description of quantitative accelerated life tests

5.1 Introduction

Quantitative accelerated life testing may be achieved either by *usage rate acceleration* or *overstress acceleration*.

For equipment that do not operate continuously, the acceleration can be obtained by continuous operation. This is *usage rate acceleration*. It is usually not applicable for electricity metering equipment because they work and measure continuously in normal use conditions. Therefore usage rate acceleration is not considered in this standard.

The second form of acceleration can be obtained by stressing the equipment; this is *overstress acceleration*. This involves applying stresses that exceed the normal use conditions. The time to failure data obtained under such stresses are then used to extrapolate to use conditions. Accelerated life tests can be performed at high or low temperature, humidity, current and voltage, in order to accelerate or stimulate the failure mechanisms. They can also be performed using a combination of these stresses.

Special attention must be paid when defining stress(es) and stress levels: these should not reveal fault modes that would never appear under normal conditions. Please refer to 12.2.2.

Accelerated reliability testing is based on two main models: The *life distribution* of the product, which describes the product at each stress level, and the *life-stress model*.

5.2 The life distribution

The life distribution is a statistical distribution describing the time to failure of a product. The goal of accelerated life testing is to obtain this life distribution under normal use conditions; this life distribution is the use level probability density function, or *pdf*, of the time to failure of the product. Annex A presents this statistical concept of *pdf* and provides a basic statistical background as it applies to life data analysis.

Once this use level *pdf* of the time to failure of the product is obtained, all other desired reliability characteristics can be easily determined. In typical data analysis, this use level *pdf* of the time to failure can be easily determined using regular time to failure data and an underlying distribution such as Weibull distribution. See clause 6.

In accelerated life testing, the challenge is to determine the *pdf* at normal use conditions from accelerated life test data rather than from time to failure data obtained under use conditions. For this, a method of extrapolation is used to extrapolate from data collected at accelerated conditions to provide an estimation of characteristics at normal use conditions.

5.3 The life-stress model

The life-stress model quantifies the manner in which the life distribution changes with different stress levels.

The combination of both an underlying life distribution and a life-stress model with time to failure data obtained at different stress levels, will provide an estimation of the characteristics at normal use conditions.

The most commonly used life stress models are:

- the Arrhenius temperature acceleration model (see C.1);
- the Eyring model (see C.2).

6 The Weibull distribution

6.1 Introduction

This clause presents numerical and graphical methods to be used for plotting data, to make a goodness of fit test, to estimate the parameters of the life distribution and to plot confidence limits.

The Weibull distribution is one of the most commonly used distribution types in reliability engineering. It can be used to model material strength, time to failure data of electronic and mechanical components, equipment or systems.

The main characteristics of the Weibull distribution are presented in Annex B.

6.2 Graphical representation

To allow a linear representation, the Weibull unreliability function has to be transformed first into a linear form. Starting from the unreliability function:

$$F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta}$$

we obtain:

$$\ln(1 - F(t)) = -\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta$$

$$\ln\{-\ln(1 - F(t))\} = \beta \ln\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right) = -\beta \ln(\eta) + \beta \ln(t-\gamma)$$

This can be expressed as:

$$y = A + Bx \text{ with } y = \ln\{-\ln(1 - F(t))\}, A = -\beta \ln(\eta), B = \beta, \text{ and } x = \ln(t-\gamma).$$

This equation shows that the unreliability function should be a straight line if it is represented on a Weibull probability plotting paper, where the unreliability is plotted on a log log reciprocal scale against $(t-\gamma)$ on a log scale. In other words, if unreliability data are plotted on a Weibull probability paper, and if they conform to a straight line, that supports the contention that the distribution is Weibull.

β , the shape parameter, gives the slope of the unreliability function, when it is represented on a Weibull probability paper.

As shown in Table 1 to Table 4, a Weibull probability paper can be constructed as follows:

Table 1 – Construction of ordinate (Y)

R(t)	F(t)	$\ln(-\ln(1-F(t)))$	Ordinate Y ($\ln(-\ln(1-F(t)))+4,60$)	R(t)	F(t)	$\ln(-\ln(1-F(t)))$	Ordinate Y ($\ln(-\ln(1-F(t)))+4,60$)
0,99	0,01	-4,60	0,00	0,8	0,2	-1,50	3,10
0,98	0,02	-3,90	0,70	0,7	0,3	-1,03	3,57
0,97	0,03	-3,49	1,11	0,6	0,4	-0,67	3,93
0,96	0,04	-3,20	1,40	0,5	0,5	-0,37	4,23
0,95	0,05	-2,97	1,63	0,4	0,6	-0,09	4,51
0,94	0,06	-2,78	1,82	0,3	0,7	0,19	4,79
0,93	0,07	-2,62	1,98	0,2	0,8	0,48	5,08
0,92	0,08	-2,48	2,12	0,1	0,9	0,83	5,43
0,91	0,09	-2,36	2,24	0,01	0,99	1,53	6,13
0,9	0,1	-2,25	2,35				

Table 2 – Construction of abscissa (t-γ)

t - γ (h)	ln(t-γ)	Abscissa ln(t-γ) -2,30	t - γ (h)	ln(t-γ)	Abscissa ln(t-γ) -2,30	t - γ (h)	ln(t-γ)	Abscissa ln(t-γ) -2,30
10	2,30	0,00	200	5,30	3,00	3000	8,01	5,71
20	3,00	0,70	300	5,70	3,40	4000	8,29	5,99
30	3,40	1,10	400	5,99	3,69	5000	8,52	6,22
40	3,69	1,39	500	6,21	3,91	6000	8,70	6,40
50	3,91	1,61	600	6,40	4,10	7000	8,85	6,55
60	4,09	1,79	700	6,55	4,25	8000	8,99	6,69
70	4,25	1,95	800	6,68	4,38	9000	9,10	6,80
80	4,38	2,08	900	6,80	4,50	10000	9,21	6,91
90	4,50	2,20	1000	6,91	4,61	20000	9,90	7,60
100	4,61	2,31	2000	7,60	5,30	30000	10,31	8,01

Table 3 – Equations format entered into a spreadsheet

	A	B	C	D	E
1	Gamma =				
2	Beta =				
3	Eta =				
4	t	(t- γ) abscissa	1-F(t)	$\ln(-\ln(1-F(t)))$	Ordinate Y
5	(h)	$(\ln(t-\text{Gamma})-2,3)$			
6	100	$\text{LN}(\text{A6}-\text{Gamma})-2,3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A6}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Beta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C6}))$	D6+4,6
7	330	$\text{LN}(\text{A7}-\text{Gamma})-2,3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A7}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Beta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C7}))$	D7+4,6
8	1000	$\text{LN}(\text{A8}-\text{Gamma})-2,3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A8}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Beta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C8}))$	D8+4,6
9	2000	$\text{LN}(\text{A9}-\text{Gamma})-2,3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A9}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Beta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C9}))$	D9+4,6
10	3000	$\text{LN}(\text{A10}-\text{Gamma})-2,3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A10}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Beta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C10}))$	D10+4,6
11	4000	$\text{LN}(\text{A11}-\text{Gamma})-2,3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A11}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Beta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C11}))$	D11+4,6
12	5000	$\text{LN}(\text{A12}-\text{Gamma})-2,3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A12}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Beta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C12}))$	D12+4,6
13	6000	$\text{LN}(\text{A13}-\text{Gamma})-2,3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A13}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Beta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C13}))$	D13+4,6
14	7000	$\text{LN}(\text{A14}-\text{Gamma})-2,3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A14}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Beta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C14}))$	D14+4,6
15	8000	$\text{LN}(\text{A15}-\text{Gamma})-2,3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A15}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Beta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C15}))$	D15+4,6
16	9000	$\text{LN}(\text{A16}-\text{Gamma})-2,3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A16}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Beta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C16}))$	D16+4,6
17	10000	$\text{LN}(\text{A17}-\text{Gamma})-2,3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A17}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Beta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C17}))$	D17+4,6
18	11000	$\text{LN}(\text{A18}-\text{Gamma})-2,3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A18}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Beta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C18}))$	D18+4,6

Table 4 – Example with $\gamma = 3\,000$, $\beta = 1,1$, $\eta = 10\,000$

Gamma =	3 000				
Beta =	1,1				
Eta =	10 000				
t (h)	(t-γ) abscissa	R(t)	F(t)	$\ln(-\ln(1-F(t)))$	Ordinate Y
3 300	3,40	0,98	0,02	-3,86	0,74
4 000	4,61	0,92	0,08	-2,53	2,07
6 000	5,71	0,77	0,23	-1,32	3,28
8 000	6,22	0,63	0,37	-0,76	3,84
10 000	6,55	0,51	0,49	-0,39	4,21
12 000	6,80	0,41	0,59	-0,12	4,48
14 000	7,01	0,33	0,67	0,10	4,70
16 000	7,17	0,26	0,74	0,29	4,89
18 000	7,32	0,21	0,79	0,45	5,05
20 000	7,44	0,17	0,83	0,58	5,18
22 000	7,55	0,13	0,87	0,71	5,31
24 000	7,65	0,10	0,90	0,82	5,42
28 000	7,83	0,06	0,94	1,01	5,61

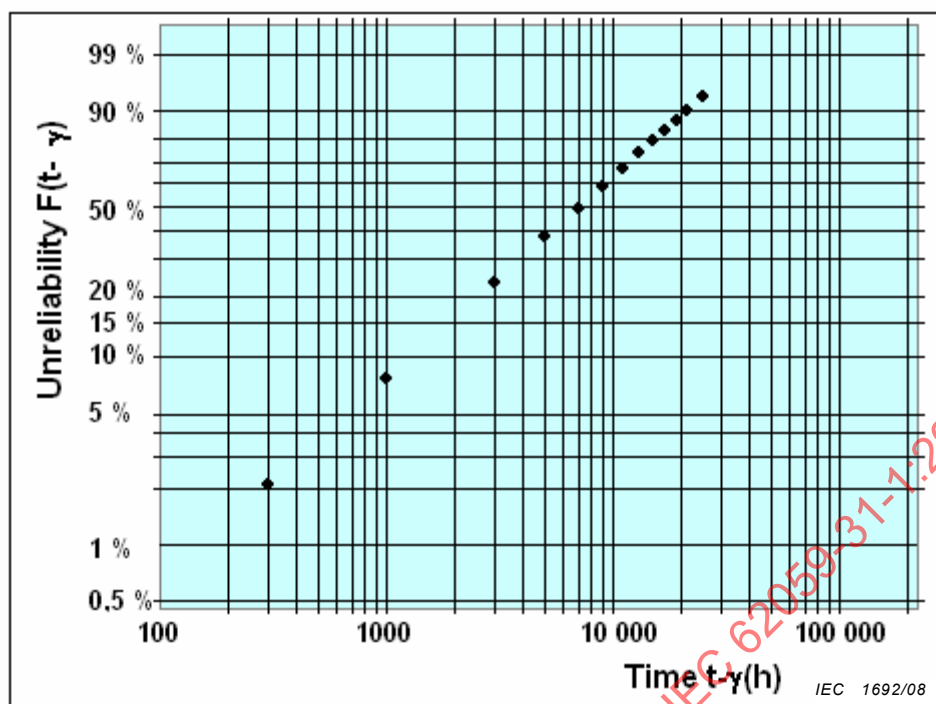


Figure 1 – Weibull unreliability representation example with $\gamma = 3\,000$, $\beta = 1,1$, $\eta = 10\,000$

6.3 Calculation of the distribution parameters

6.3.1 Input data to be used

When analysing life data from an accelerated reliability test, it is necessary to include data on the items that have failed, but also data on the items that have not failed. Data on items that have not failed are referred to as censored data (see IEC 60300-3-5, 8.3).

When the times to failure of all the items under test are observed, the data are said to be complete. In that case, the data logged during the test are all the times to failure of the items. If, however, items remain non-failed at the end of the test, then the observations are said to be censored:

- when the test is terminated after a time t , then for those items that have not failed the data are said to be time censored. The data logged is t ;
- when the test is terminated after a specified number of failures, then for these items the data are said to be failure censored. The data logged is the time to failure of the last item which failed plus one time unit (to differentiate the items not failed from the last one failed).

During an accelerated reliability test:

- if the test of the status (failed/non-failed) of the items under test is not done continuously, but intermittently with an interval of time between inspections noted IT ;
- and if p items fail during the n^{th} interval of time;
- then the values logged for the times to failure are: $(n \times IT) - (p \times IT / (p + 1))$, $(n \times IT) - ((p - 1) \times IT / (p + 1))$, ..., $(n \times IT) - (2 \times IT / (p + 1))$, $(n \times IT) - (IT / (p + 1))$.

6.3.2 Ranking of the time to failure

Let us assume that a reliability test has been done on a sample of N items. At the end of the test:

- p items failed: All the times to failure of these items were logged. These times to failure are noted: $TTF_1, TTF_2, \dots, TTF_i, \dots, TTF_p$;
- q items did not fail: These items were suspended at times $TTS_1, TTS_2, \dots, TTS_j, \dots, TTS_q$.

The ranking process of the time to failure data consists of arranging all time to failure data TTF_i , and all time to suspension TTS_j , in an ascending order, and calculate the adjusted ranks of all failed items in order to take into account the effects of non-failed items.

The adjusted rank for each failed item is calculated from the following formula (see IEC 61649):

$$Adjusted.rank = \frac{((Reverse.rank) \times (Previous.adjusted.rank)) + (N + 1)}{(Reverse.rank) + 1}$$

Table 5 below gives an example of this ranking process: 8 items failed successively at 500, 1 200, 1 500, 2 300, 4 500, 5 600, 6 300 and 8 400 h. 2 items were suspended after 700 and 4 200 h.

Table 5 – Example of ranking process of times to failure

Rank	Time	Reverse rank	Adjusted rank
1	500F	10	1
2	700C	9	Suspended
3	1 200F	8	$[(8 \times 1) + (10 + 1)] / (8 + 1) = 2,111$
4	1 500F	7	$[(7 \times 2,111) + (10 + 1)] / (7 + 1) = 3,222$
5	2 300F	6	$[(6 \times 3,222) + (10 + 1)] / (6 + 1) = 4,333$
6	4 200C	5	Suspended
7	4 500F	4	$[(4 \times 4,333) + (10 + 1)] / (4 + 1) = 5,666$
8	5 600F	3	$[(3 \times 5,666) + (10 + 1)] / (3 + 1) = 7$
9	6 300F	2	$[(2 \times 7) + (10 + 1)] / (2 + 1) = 8,333$
10	8 400F	1	$[(1 \times 8,333) + (10 + 1)] / (1 + 1) = 9,666$

6.3.3 Reliability / unreliability estimates

The next step is to estimate the unreliability corresponding to each time to failure by calculating the corresponding median rank.

The Median Rank noted $U50_i$ (unreliability at the i^{th} failure with a confidence level of 50 %) is the true probability of failure $F(t_i)$ or unreliability estimate at the i^{th} failure on a sample of N items with a confidence level of 50 %. In other words, $U50_i$ is the estimate of the cumulative fraction of items that will fail at time TTF_i , where TTF_i is the time to failure of the i^{th} failure.

This value is obtained by solving the cumulative binomial distribution for X :

$$CL = \sum_{j=i}^N C_j^N X^j (1 - X)^{N-j}$$

where CL is the confidence level ($0 < CL < 1$), N is the sample size, and i is the order number (or adjusted rank as described in 6.3.2).

For Median Rank, $CL = 0,5$. In other words, $CL = 0,5$ means that half the population makes more (or less) than the median rank.

Rank tables are available in Annex D.

An example of unreliability estimates using median ranks is given in Table 6 below. For adjusted ranks which are not a multiple of 0,5, a linear interpolation is done between the two closest values of the rank tables.

Table 6 – Unreliability estimates by median rank

Rank	Time	Adjusted rank	Unreliability Estimate (Median rank for 10 samples)	Reliability Estimate
1	500F	1	0,067	0,933
2	700C	Suspended		
3	1 200F	2,111	$0,1623+(0,111 \times (0,2104-0,1623)/0,5)=0,1729$	0,8271
4	1 500F	3,222	$0,2586+(0,222 \times (0,3068-0,2586)/0,5)=0,28$	0,72
5	2 300F	4,333	$0,3551+(0,333 \times (0,4034-0,3551)/0,5)=0,3872$	0,6128
6	4 200C	Suspended		
7	4 500F	5,666	$0,50+(0,166 \times (0,5483-0,5)/0,5)=0,516$	0,484
8	5 600F	7	0,6449	0,3551
9	6 300F	8,333	$0,7414+(0,333 \times (0,7896-0,7414)/0,5)=0,7735$	0,2265
10	8 400F	9,666	$0,8857+(0,166 \times (0,933-0,8857)/0,5)=0,9014$	0,0986

6.3.4 Calculation of the parameters

6.3.4.1 General

Once times to failure have been ranked, and reliability/unreliability has been estimated for each time to failure, all data are ready to construct the graphical representation and to calculate the parameters of the distribution, following the procedure described in 6.2.

Parameters A and B of the equation $y = A + Bx$ can be estimated by performing a least squares/rank regression on y_i and x_i data, where:

- $x_i = \ln(TTF_i)$;
- $y_i = \ln(-\ln(1 - F(TTF_i)))$.

6.3.4.2 Calculation of parameters A , B and the coefficient of determination

According to the least squares/rank regression principle, which minimizes the vertical distance between the data points and the straight line fitted to the data, the best fitting straight line to these data is the straight line $y = A + Bx$ such that F is minimum, where

$$F = \sum_{i=1}^p (A + Bx_i - y_i)^2$$

and p is the number of items which failed during the test.

By solving the equations $\frac{dF}{dA} = 0$ and $\frac{dF}{dB} = 0$, we obtain:

Estimation of B :

$$B = \frac{\sum_{i=1}^p x_i y_i - \frac{\sum_{i=1}^N x_i \sum_{i=1}^N y_i}{p}}{\sum_{i=1}^p x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^p x_i)^2}{p}}$$

Estimation of A:

$$A = \frac{\sum_{i=1}^p y_i}{p} - B \frac{\sum_{i=1}^p x_i}{p}$$

Estimation of the Coefficient of determination R^2 :

$$R^2 = \frac{(\sum_{i=1}^p x_i y_i - \frac{\sum_{i=1}^p x_i \sum_{i=1}^p y_i}{p})^2}{(\sum_{i=1}^p x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^p x_i)^2}{p})(\sum_{i=1}^p y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^p y_i)^2}{p})}$$

R^2 gives an indication on the quality of the rank regression.

The goodness of fit test consists in verifying that R^2 is higher or equal to the acceptance threshold, $AccThr$.

According to the paper written by Carl D. Tarum "Determination of the critical correlation coefficient to establish a good fit for Weibull and Log-Normal Failure Distributions" (see in the Bibliography), $AccThr$ depends on the number of failures observed (p):

- $AccThr = (1 - e^{-(\frac{p}{0.0399})^{0.177}})^2$ for a 2 parameter Weibull (β, η);
- $AccThr = (1 - e^{-(\frac{p}{0.00239})^{0.146}})^2$ for a 3 parameter Weibull (γ, β, η).

If R^2 is higher or equal to $AccThr$ for a 2 parameter Weibull, it is an evidence that the data came from a 2 parameter Weibull distribution. If R^2 is lower than $AccThr$ for a 2 parameter Weibull, the following analysis shall be conducted:

- if the plot shows a curvature, as if time doesn't start at zero, then introduce the location parameter γ into the process. By simulations, determine the value of γ which gives the highest value of R^2 . If R^2 becomes higher than $AccThr$ for a 3 parameter Weibull, then it is an evidence that the data came from a 3 parameter Weibull distribution. Then there should be a good physical explanation of why failures cannot occur before a time equal to γ ;
- check whether the graphical representation contains more than one fault mode. If so, each fault mode should be plotted separately and then consolidated together (see mixture of fault modes in IEC 61649);

- if some points are far from the best fit straight line, a more detailed analysis of the failures corresponding to these points shall be conducted.

6.3.4.3 Calculation of the Weibull distribution parameters

For a confidence level of 50 %:

Parameters β and η can be calculated from the following equations obtained from 6.2:

$$\beta = B \text{ and } \eta = e^{\frac{A}{B}}.$$

90 % confidence interval bounds:

90 % confidence interval bounds define the limits that contain 90 % of the expected variation of unreliability. In other words, these limits will contain the true reliability with frequency of 90 %.

If we note:

- N the number of items under test;
- $U50_i$ the unreliability at rank i with a confidence level of 50 % on a sample of N items (obtained from Annex D, sample size N , column 50 %, line i);
- $U5_i$ the unreliability at rank i with a confidence level of 5 % on a sample of N items (obtained from Annex D, sample size N , column 5 %, line i);
- $U95_i$ the unreliability at rank i with a confidence level of 95 % on a sample of N items (obtained from Annex D, sample size N , column 95 %, line i).

For each unreliability estimate $U50_i$ the corresponding time to failure for a confidence level of 95 %, $TTF95_i$, and the corresponding time to failure for a confidence level of 5 %, $TTF5_i$, are calculated from the following equations:

$$TTF95_i - \gamma = \eta(-\ln(1 - U95_i))^{\frac{1}{\beta}} \text{ and } TTF5_i - \gamma = \eta(-\ln(1 - U5_i))^{\frac{1}{\beta}}$$

Then all the couples $(TTF95_i, U50_i)$ and $(TTF5_i, U50_i)$ shall be plotted to represent the 90 % confidence interval bounds.

Example of the calculation of the parameters of a Weibull distribution:

A sample of 10 items was put under a reliability test until all items failed. The measured times to failure were: 475, 510, 550, 690, 850, 1 010, 1 090, 1 190, 2 100 and 2 800 h.

Table 7 gives the result of unreliability estimation process.

Table 7 – Example of unreliability estimation for Weibull distribution

Rank	Time	Unreliability
1	475F	0,067
2	510F	0,1623
3	550F	0,2586
4	690F	0,3551
5	850F	0,4517
6	1 010F	0,5483
7	1 090F	0,6449
8	1 190F	0,7414
9	2 100F	0,8377
10	2 800F	0,9330

The calculation by least squares/rank regression of R^2 gives $R^2 = 0,8577$. For a 2 parameter Weibull with 10 failures observed, the acceptance threshold $AccThr$ is 0,8647. The result of goodness of fit test is “Rejected”.

By increasing γ from 0, it is observed that R^2 increases, and goes to a maximum for $\gamma = 461$. With $\gamma = 461$, the calculation by least squares/rank regression of β , η , and R^2 gives:

- $\beta = 0,693$;
- $\eta = 631$;
- $R^2 = 0,9874$. For a 3 parameter Weibull with 10 failures observed, the acceptance threshold $AccThr$ is 0,9329. The result of goodness of fit test is “Accepted” (to accept a value of γ different from 0, there should be a good physical explanation of why failures cannot occur before a time equal to γ).

Table 8 below gives the result of the 90 % confidence interval bounds calculation for a Weibull distribution defined by $\beta = 0,693$, $\eta = 631$ and $\gamma = 461$.

Table 8 – Example of 90 % confidence bounds calculation for Weibull distribution

Order number	$U5_i$	$TTF5_i-\gamma$	$U95_i$	$TTF95_i-\gamma$	$U50_i$
0,5	0,0002	0	0,1708	56	0,0219
1,0	0,0051	0	0,2589	111	0,0670
1,5	0,0179	2	0,3306	169	0,1143
2,0	0,0368	6	0,3942	233	0,1623
2,5	0,0602	11	0,4525	304	0,2104
3,0	0,0873	20	0,5069	383	0,2586
3,5	0,1173	31	0,5581	471	0,3068
4,0	0,1500	46	0,6066	571	0,3551
4,5	0,1851	64	0,6527	684	0,4034
5,0	0,2224	86	0,6965	813	0,4517
5,5	0,2619	113	0,7381	962	0,5000
6,0	0,3085	150	0,7776	1 136	0,5483
6,5	0,3473	185	0,8149	1 341	0,5966
7,0	0,3934	232	0,8500	1 588	0,6449
7,5	0,4419	290	0,8827	1 893	0,6932

Order number	$U5_i$	$TTF5_i-\gamma$	$U95_i$	$TTF95_i-\gamma$	$U50_i$
8,0	0,4931	362	0,9127	2 280	0,7414
8,5	0,5475	452	0,9398	2 798	0,7896
9,0	0,6058	569	0,9632	3 531	0,8377
9,5	0,6694	730	0,9821	4 693	0,8857
10,0	0,7411	974	0,9949	6 942	0,9330

The resulting graphical representation of the corresponding unreliability function is shown below on Figure 2.

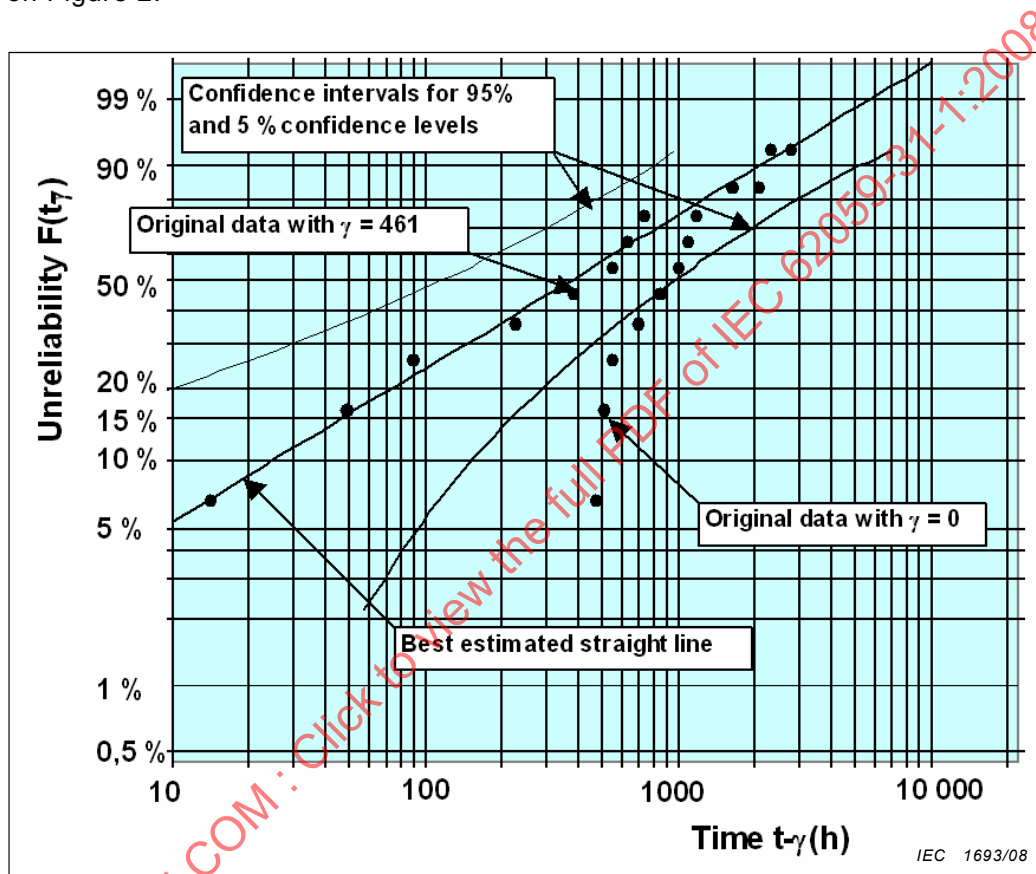


Figure 2 – Example of graphical representation of $F(t)$ in the case of Weibull distribution

7 The life-stress model

7.1 General

Life-stress models are described in Annex C. For temperature and humidity accelerated life tests, the model used is the Peck's temperature-humidity model.

The Peck's acceleration factor is:

$$AF = \left(\frac{RH_u}{RH_s} \right)^{-n} e^{\frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T_s} \right)}$$

where

- RH_u is the percent relative humidity at use conditions;
- RH_s is the percent relative humidity at stress conditions;
- T_u is the temperature in K at use conditions;
- T_s is the temperature in K at stress conditions;
- k is the Boltzmann constant ($8,617 \times 10^{-5}$ eV/K);
- E_a is the activation energy in electron volts (E_a is in the range of 0,3 to 1,5, typically $E_a = 0,9$);
- n is a constant (n is in the range of 1 to 12, typically $n = 3$)

E_a and n are the two coefficients of the model.

In order to evaluate the degree of “linearity” of the model, at least 3 levels of stress will be used during the accelerated life tests, for each type of stress (temperature and humidity).

From these levels, five combinations are made at which the test will be performed. These are denoted as $T_{max}RH_{max}$, $T_{max}RH_{med}$, $T_{max}RH_{min}$, $T_{med}RH_{max}$, $T_{min}RH_{max}$.

For each stress combination, the failures observed are represented by a Weibull distribution which is characterised by its coefficients β , η and γ . The primary input data used to calculate the parameters n and E_a of the model will be the five η parameters noted as follows for each stress combination: $\eta_{T_{max}RH_{max}}$, $\eta_{T_{max}RH_{med}}$, $\eta_{T_{max}RH_{min}}$, $\eta_{T_{med}RH_{max}}$, $\eta_{T_{min}RH_{max}}$.

7.2 Linear equation of the acceleration factor

To allow the calculation by least squares/rank regression of the acceleration factor parameters n and E_a , the equation of the acceleration factor has to be transformed into a linear form. Starting from the acceleration factor equation:

$$AF = \left(\frac{RH_u}{RH_s} \right)^{-n} e^{\frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T_s} \right)}$$

we obtain:

$$\ln(AF) = -n \ln\left(\frac{RH_u}{RH_s}\right) + \frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T_s} \right)$$

The acceleration factor equation at the stress level defined by T_{max} and RH_{max} is:

$$\ln(AF_{T_{max}RH_{max}}) = -n \ln\left(\frac{RH_u}{RH_{max}}\right) + \frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T_{max}} \right)$$

The acceleration factor equation at the stress level defined by T and RH is:

$$\ln(AF_{TRH}) = -n \ln\left(\frac{RH_u}{RH}\right) + \frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T} \right)$$

$$\text{As } \frac{AF_{T_{max}RH_{max}}}{AF_{TRH}} = \frac{\eta_{TRH}}{\eta_{T_{max}RH_{max}}}$$

We obtain:

$$\ln\left(\frac{\eta_{TRH}}{\eta_{T \max RH \max}}\right) = -n \ln\left(\frac{RH}{RH \max}\right) + \frac{Ea}{k} \left(\frac{1}{T} - \frac{1}{T \max}\right)$$

which can be written in the form $Z = nX + E_a Y$ with the values at each stress level represented in the Table 9:

Table 9 – Values of the linear equation

Stress	Z	X	Y
$T_{\max}, RH_{\text{med}}$	$\ln\left(\frac{\eta_{T_{\max}RH_{\text{med}}}}{\eta_{T_{\max}RH_{\max}}}\right)$	$-\ln\left(\frac{RH_{\text{med}}}{RH_{\max}}\right)$	0
$T_{\max}, RH_{\text{min}}$	$\ln\left(\frac{\eta_{T_{\max}RH_{\text{min}}}}{\eta_{T_{\max}RH_{\max}}}\right)$	$-\ln\left(\frac{RH_{\text{min}}}{RH_{\max}}\right)$	0
$T_{\text{med}}, RH_{\max}$	$\ln\left(\frac{\eta_{T_{\text{med}}RH_{\max}}}{\eta_{T_{\max}RH_{\max}}}\right)$	0	$\frac{1}{k} \left(\frac{1}{T_{\text{med}}} - \frac{1}{T_{\max}}\right)$
$T_{\text{min}}, RH_{\max}$	$\ln\left(\frac{\eta_{T_{\text{min}}RH_{\max}}}{\eta_{T_{\max}RH_{\max}}}\right)$	0	$\frac{1}{k} \left(\frac{1}{T_{\text{min}}} - \frac{1}{T_{\max}}\right)$

7.3 Calculation of parameters n and E_a

According to the least squares/rank regression principle, which minimizes the vertical distance between the data points and the straight line fitted to the data, the best fitting straight line to these data is the straight line $Z = nX + E_a Y$ such that F is minimum, where

$$F = \sum_{i=1}^4 (nX_i + EaY_i - Z_i)^2$$

By solving the equations $\frac{dF}{dn} = 0$ and $\frac{dF}{dEa} = 0$, we obtain:

Estimation of E_a :

$$Ea = - \frac{\sum_{i=1}^4 Y_i Z_i \sum_{i=1}^4 X_i^2 - \sum_{i=1}^4 X_i Z_i \sum_{i=1}^4 X_i Y_i}{(\sum_{i=1}^4 X_i Y_i)^2 - \sum_{i=1}^4 X_i^2 \sum_{i=1}^4 Y_i^2}$$

Estimation of n :

$$n = \frac{\sum_{i=1}^4 X_i Z_i - Ea \sum_{i=1}^4 X_i Y_i}{\sum_{i=1}^4 X_i^2}$$

8 The quantitative accelerated life testing method

8.1 Selection of samples

When accelerated reliability testing is performed to estimate the reliability characteristics of a new type of metering equipment, the tests can be performed using the samples available.

When it is performed to monitor the reliability characteristics of a product in series production, a random sample, coming from a stable manufacturing process, shall be taken to ensure that the reliability characteristics of the sample are representative for the series production.

8.2 The steps to check product life characteristics

The process to check product life characteristics using accelerated reliability testing is divided into nine steps:

- Step 1: Define what are the product life characteristics that have to be checked and with what confidence level. Typical life characteristic will be F % failures after Y years (for example 5 % failures after 10 years). Typical confidence level will be 50 %.
- Step 2: Define the test method used to detect failures.
- Step 3: Define the maximum stress level (noted $T_{maxRHmax}$) that the meter design can withstand (for example 85 °C, 95 % humidity) when the meter is powered at its nominal voltage U_n and when the meter is loaded with $0,1 I_{max}$ for a direct connected meter, or with $0,5 I_{max}$ for a current transformer (CT) operated meter. Define the sample size (the recommended sample size is 30). For lower sample sizes, the minimum test duration will be higher (see impact of sample size in Annex F). Run a test at this maximum stress level, at U_n and at $0,1 I_{max}$ for a direct connected meter, or $0,5 I_{max}$ for a CT connected meter. The goal of this test is to discover all the main independent fault modes of the meter with their associated failure distributions (a close examination of the failed parts is the best way to separate the failure data into independent fault modes). The procedure for terminating the test is described in 8.3. During this test, follow the procedure described in 8.4 to collect time to failure data and to repair meters.
- Step 4: Define a medium and a low stress level of temperature (noted T_{med} and T_{min}). Define a medium and a low stress level of relative humidity (noted RH_{med} and RH_{min}). Run a test at each of the four combinations of stresses $T_{maxRHmed}$, $T_{maxRHmin}$, $T_{medRHmax}$ and $T_{minRHmax}$. These tests are done with the same voltage and current used at maximum stress level. The goal of these tests is to evaluate the variations of the acceleration factors for each main independent fault mode. For each stress level, the test is stopped when at least 5 failures have been observed, for each main independent fault mode which have been observed at maximum stress level. During these tests, follow the procedure described in 8.4 to collect time to failure data and to repair meters.
- Step 5: For each stress level and each main independent fault mode, plot the time to failure data and associated unreliability estimates on a Weibull plot, and then estimate by regression the parameters of the best fit Weibull distribution.
- Step 6: For each main independent fault mode, estimate the acceleration factor parameters (E_a and n) by regression on the Weibull scale parameters obtained at each stress level. See 7.2.
- Step 7: Define normal use conditions in terms of temperature, humidity, voltage and current. See Clause 9 for details.
- Step 8: For each main independent fault mode, extrapolate each time to failure data to normal use condition, and plot all time to failure data and associated unreliability estimates on a Weibull plot. Then for each main independent fault mode, estimate by regression the parameters of the final use Weibull distribution.
- Step 9: From the Weibull distribution of each main independent fault mode at normal use conditions, derive the cumulative distribution and derive the meter life characteristics defined in step 1. The cumulative distribution is obtained by using the formula

$F(t) = 1 - (1 - F_1(t))(1 - F_2(t)) \dots (1 - F_n(t))$, where $F(t)$ is the cumulative unreliability function, and $F_1(t)$, $F_2(t)$, ... $F_n(t)$ are the unreliability functions of all the independent fault modes (see IEC 61649, ed.2, Annex G, Mixtures of several failure modes).

Important remarks:

- steps 7 to 9 may be repeated for different required use conditions. Results obtained from Steps 3 to 6 are not dependent of use conditions.
- an acceleration factor applies to a single dominant mechanism. When there are competing causes of failure, do not apply acceleration factors without careful analysis;
- accelerated life test stresses and stress levels shall be chosen so that they do not introduce fault modes that would never occur under normal use conditions;
- the formula used in step 9 to obtain the cumulative distribution is valid only if the fault modes detected at each stress level are independent (see IEC 61649, Clause G.2). If not, the formula to be used is described in IEC 61649, Clauses G.3 and G.4.

8.3 Procedure for terminating the maximum stress level test

The minimum duration of the test is calculated from Annex F.

For this calculation, the acceleration factor corresponding to the maximum stress level is calculated based on the stress model formula and based on standard parameters of this model (for example, Arrhenius model for temperature with $E_a = 0,9$ and $k = 8,62E-05$, Peck's temperature-humidity model with $E_a = 0,9$, $k = 8,62E-05$, $n = 3$).

When the test has reached its minimum duration:

- if each main independent fault mode is represented by at least 5 failures, the test is stopped;
- if a main independent fault mode is represented by less than 5 failures, the test is continued until to reach 5 failures and then stopped.

When the test has reached 2 times its minimum duration, the test is stopped even if a main independent fault mode is yet represented by less than 5 failures.

8.4 Procedure to collect time to failure data and to repair meters

At each time that a failure occurs:

- the failed meter is analysed, and the fault mode is identified,
 - if it is the first time that this fault mode occurs with this meter, then the failure time is logged,
 - if it is the second time (or more) that this fault mode occurs with this meter, then the failure time is not logged.
- then the meter is repaired and put back in the test.

9 Definition of normal use conditions

9.1 Introduction

Normal use conditions will be defined in terms of yearly average conditions (e.g. yearly average temperature, yearly average humidity).

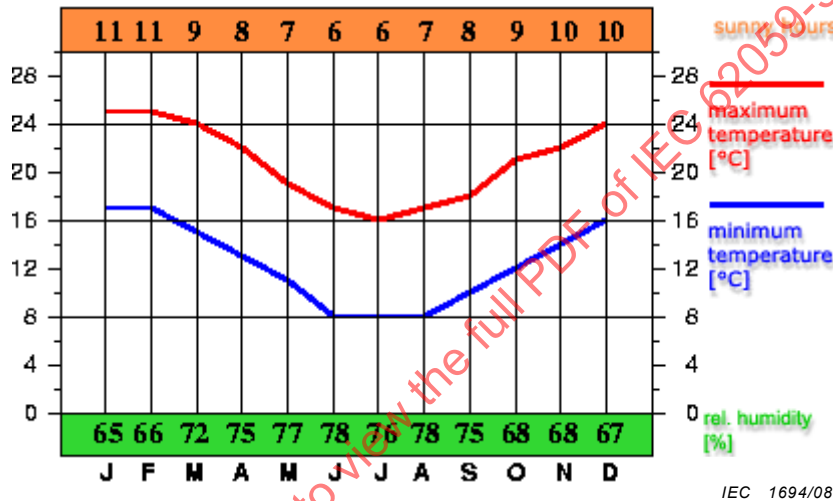
9.2 Temperature and humidity conditions

9.2.1 Equipment for outdoor installation

For equipment intended for outdoor installation, temperature and humidity normal use conditions depend on the climatic condition prevailing in the country (or countries) in which the metering equipment are to be installed. These countries have to be identified and their respective annual temperature and humidity profiles determined. These climate data are available from a number of web sites such as:

- <<http://www.weatheronline.co.uk>>;
- <<http://www.weatherbase.com>>;
- <<http://www.bestplaces.net>>.

An example of climate data obtained from <<http://www.WeatherOnline.co.uk>>, is represented on Figure 3 below.



By courtesy of weatherOnline

Figure 3 – Example of regional climatic conditions

As, according to the Peck's model (see 7.1) the acceleration factor depends on the temperature and relative humidity at stress level vs. at use level, a yearly average use level temperature and relative humidity can be calculated from the monthly variations over the year using the relevant portions of the formula for the calculation of the acceleration factor.

The yearly average temperature, for each fault mode identified at step 3 of 8.2 shall be calculated from the yearly temperature profile as follows:

- for each temperature T_i of the profile (minimum and maximum temperature of each month), the acceleration factor $AT_i = e^{\frac{E_a}{k_i}(\frac{1}{293} - \frac{1}{T_i})}$ shall be calculated with E_a obtained from 8.2 step 6, $k = 8,617 \times 10^{-5}$ and T_i in K. This acceleration factor is the acceleration factor at T_i compared to 20 °C.
- the average value $AT_{average}$ shall be calculated from all the AT_i values.
- the yearly average temperature T_u at normal use conditions shall be calculated from the

$$T_u = \frac{1}{\frac{1}{293} - \frac{k \ln(AT_{average})}{E_a}}, \text{ with } T_u \text{ in K.}$$

The yearly average humidity, for each fault mode identified at step 3 of 8.2, shall be calculated from the yearly humidity profile as follows:

- for each monthly average of relative humidity RH_i of the profile, the acceleration factor

$AH_i = \left(\frac{0,5}{RH_i} \right)^{-n}$ shall be calculated with n obtained from 8.2 step 6. This acceleration factor is the acceleration factor at humidity RH_i compared to humidity 50 %.

- the average value $AH_{average}$ shall be calculated from all the AH_i values.

- the yearly average humidity RH_u shall be calculated from the formula $RH_u = \frac{0,5}{AH_{average}^{-\frac{1}{n}}}$

For the example given in Figure 3, with $E_a = 0,9$ and $n = 3$, a spreadsheet (Figure 4) has been constructed as follows:

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K
1											
2		Month		Ti (°C)	RHi	ATi	AHi				
3		Jan	Max	25	0,65	1,81	2,19				
4			Min	17		0,69			Ea =	0,9	
5		Feb	Max	25	0,66	1,81	2,29		k =	0,00008617	
6			Min	17		0,69			n =	3	
7		Mar	Max	24	0,72	1,61	2,98		ATaverage =	0,797	
8			Min	15		0,53			AHaverage =	3,030	
9		Apr	Max	22	0,75	1,27	3,37				
10			Min	13		0,41			Tu =	18,1	
11		May	Max	19	0,77	0,88	3,65		RHu =	0,72	
12			Min	11		0,32					
13		Jun	Max	17	0,78	0,69	3,79				
14			Min	8		0,21					
15		Jul	Max	16	0,76	0,61	3,51				
16			Min	8		0,21					
17		Aug	Max	17	0,78	0,69	3,79				
18			Min	8		0,21					
19		Sep	Max	18	0,75	0,78	3,37				
20			Min	10		0,28					
21		Oct	Max	21	0,68	1,12	2,51				
22			Min	12		0,36					
23		Nov	Max	22	0,68	1,27	2,51				
24			Min	14		0,47					
25		Dec	Max	24	0,67	1,61	2,40				
26			Min	16		0,61					
27											

IEC 1695/08

Figure 4 – Calculation of average year use conditions

Using the calculation method described above, the estimated yearly average temperature is 18.1 °C, and the estimated yearly average humidity is 72 %.

9.2.2 Equipment for indoor installation

For equipment intended for indoor installation, temperature and humidity are less dependent on the climatic conditions. In this case, normal use temperature and humidity conditions shall be agreed on by the supplier and the purchaser, and shall be included in the test report.

9.3 Temperature correction due to variation of voltage and current

During the tests described in 8.2, the voltage is set to U_n and the current is set to $0,1 I_{max}$ for a direct connected meter or to $0,5 I_{max}$ for a CT operated meter.

These values of voltage and current may not reflect correctly the profiles of voltage and current that the meter will meet at normal use conditions.

For example, if in the case of a direct connected meter the internal temperature rises significantly when the meter is operated at a current above $0,1 I_{\max}$, and the normal use profile of the meter shows that the meter is typically operated at higher currents, then this shall be taken into account when evaluating life characteristics, to avoid significant errors in the estimation.

To avoid this possible error, the yearly average temperatures (for each fault mode) estimated in 9.2.1 have to be corrected by the following procedure:

- Step A: Define the normal use profile of voltage and current;
- Step B: Measure the variations of the internal temperature of the meter for each voltage and current of the normal use profile;
- Step C: Calculate the average internal temperature of the meter corresponding to the normal use profile of voltage and current (this calculation uses the acceleration factor parameter E_a obtained from 8.2 step 6 for each fault mode). Then apply to the yearly average temperature estimated in clause 9.2.1, for each fault mode, a correction equal to the difference between the average internal temperature and the internal temperature measured in step B at U_n and $0,1 I_{\max}$ for a direct connected meter, or $0,5 I_{\max}$ for a CT connected meter.

These steps are described with more details in the following clauses.

9.3.1 Definition of the normal use profile of voltage and current

The normal use profile of voltage and current defines the proportion of time (in %) at which the meter will be used inside the following ranges of voltage and current:

- voltage ranges: $0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$, $0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$, $1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$;
- current ranges: $0 \leq I < 0,1 I_{\max}$, $0,1 I_{\max} \leq I < 0,2 I_{\max}$, ..., $0,8 I_{\max} \leq I < 0,9 I_{\max}$, $0,9 I_{\max} \leq I < I_{\max}$.

If the normal use profile of voltage and current is not available, the same proportion of time (3,33 %) will be set by default for each combination of voltage and current range.

An example is given in 9.3.3 Table 10 (columns 1 to 3).

9.3.2 Measurement of the meter internal temperature at each current and voltage

For all values of voltages equal to $0,85 U_n$, U_n and $1,15 U_n$, and for all values of current equal to $0,1 I_{\max}$, $0,2 I_{\max}$, $0,3 I_{\max}$, $0,4 I_{\max}$, $0,5 I_{\max}$, $0,6 I_{\max}$, $0,7 I_{\max}$, $0,8 I_{\max}$, $0,9 I_{\max}$ and $I_{\max}$, the temperature inside the equipment is measured. This measurement shall be done in a room where temperature is maintained at $23\text{ °C} \pm 2\text{ °C}$.

An example is given in 9.3.3 Table 10 (columns 4 to 6).

NOTE The spot temperature measurement inside the meter will vary depending on exactly where the sensor is placed relative to local internal hot spots and also dependent on the mounted position of the meter. The rate of change of temperature is usually slow and time to settle is required.

9.3.3 Calculation of the meter average internal temperature

For each value of voltage and current as described in 9.3.2, the Arrhenius acceleration factor, compared to temperature measured at U_n and $0,1 I_{\max}$ for a direct connected meter or $0,5 I_{\max}$ for a CT connected meter, is calculated with parameter E_a obtained from 8.2 step 6. The Arrhenius acceleration factor is calculated from the following formula:

$$AccelerationFactor = e^{\frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_n} - \frac{1}{T_i} \right)}$$

Where E_a is obtained from 8.2 step 6, T_n is the temperature measured at U_n and $0,1 I_{\max}$ for a direct connected meter (or $0,5 I_{\max}$ for a CT meter) and T_i is the temperature measured for other values of voltage and current. T_n and T_i are in K.

Then the average acceleration factor is calculated from the following formula:

$$\text{AverageAccelerationFactor} = \frac{\sum (\text{AccelerationFactor} \times \text{ProportionOfTime})}{100}$$

Where *ProportionOfTime* is obtained from the normal use profile of voltage and current (see 9.3.1).

The average internal temperature of the meter is calculated then from the following formula:

$$\text{AverageInternalTemperature} = \frac{1}{\frac{1}{T_n} - \frac{k}{E_a} \ln(\text{AverageAccelerationFactor})}$$

Table 10 below gives an example of the calculation of acceleration factor for each value of voltage and current for a direct connected meter. For this example, E_a is assumed to be obtained equal to 0,9 from 8.2, step 6.

Table 10 – Example of procedure for temperature correction

Voltage Range	Current range	% of time	U (x U_n)	I (x $I_{\max}$)	T (°C)	Acceleration factor
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0 \leq I < 0,1 I_{\max}$	3	0,85	0,1	25,7	0,97
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,1 I_{\max} \leq I < 0,2 I_{\max}$	2	0,85	0,2	26,2	1,02
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,2 I_{\max} \leq I < 0,3 I_{\max}$	1,5	0,85	0,3	27,1	1,14
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,3 I_{\max} \leq I < 0,4 I_{\max}$	1	0,85	0,4	28,3	1,31
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,4 I_{\max} \leq I < 0,5 I_{\max}$	0,9	0,85	0,5	29,8	1,55
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,5 I_{\max} \leq I < 0,6 I_{\max}$	0,6	0,85	0,6	31,7	1,92
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,6 I_{\max} \leq I < 0,7 I_{\max}$	0,4	0,85	0,7	33,9	2,46
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,7 I_{\max} \leq I < 0,8 I_{\max}$	0,3	0,85	0,8	36,5	3,27
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,8 I_{\max} \leq I < 0,9 I_{\max}$	0,2	0,85	0,9	39,5	4,52
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,9 I_{\max} \leq I < I_{\max}$	0,1	0,85	1	42,7	6,35
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0 \leq I < 0,1 I_{\max}$	24	1	0,1	26	1,00
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,1 I_{\max} \leq I < 0,2 I_{\max}$	16	1	0,2	26,5	1,06
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,2 I_{\max} \leq I < 0,3 I_{\max}$	12	1	0,3	27,4	1,18
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,3 I_{\max} \leq I < 0,4 I_{\max}$	8	1	0,4	28,6	1,35
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,4 I_{\max} \leq I < 0,5 I_{\max}$	7,2	1	0,5	30,1	1,60
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,5 I_{\max} \leq I < 0,6 I_{\max}$	4,8	1	0,6	32	1,99
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,6 I_{\max} \leq I < 0,7 I_{\max}$	3,2	1	0,7	34,2	2,54
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,7 I_{\max} \leq I < 0,8 I_{\max}$	2,4	1	0,8	36,8	3,38
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,8 I_{\max} \leq I < 0,9 I_{\max}$	1,6	1	0,9	39,8	4,67
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,9 I_{\max} \leq I < I_{\max}$	0,8	1	1	43	6,55
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0 \leq I < 0,1 I_{\max}$	3	1,15	0,1	26,3	1,04
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,1 I_{\max} \leq I < 0,2 I_{\max}$	2	1,15	0,2	26,8	1,10
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,2 I_{\max} \leq I < 0,3 I_{\max}$	1,5	1,15	0,3	27,7	1,22

Voltage Range	Current range	% of time	U (x U_n)	I (x I_{max})	T (°C)	Acceleration factor
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,3 I_{max} \leq I < 0,4 I_{max}$	1	1,15	0,4	28,9	1,40
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,4 I_{max} \leq I < 0,5 I_{max}$	0,9	1,15	0,5	30,4	1,66
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,5 I_{max} \leq I < 0,6 I_{max}$	0,6	1,15	0,6	32,3	2,06
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,6 I_{max} \leq I < 0,7 I_{max}$	0,4	1,15	0,7	34,5	2,63
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,7 I_{max} \leq I < 0,8 I_{max}$	0,3	1,15	0,8	37,1	3,49
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,8 I_{max} \leq I < 0,9 I_{max}$	0,2	1,15	0,9	40,1	4,82
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,9 I_{max} \leq I < I_{max}$	0,1	1,15	1	43,3	6,76

This example gives an average acceleration factor of 1,45, an average internal temperature of 29,2 °C and a correction of 3,2 °C to be applied to the yearly average temperature.

9.4 Other conditions

Conditions, other than temperature, humidity, voltage and current, shall be kept at their nominal values.

Voltage shall be maintained at U_n , and current shall be maintained at $0,1 I_{max}$ for a direct connected meter, and $0,5 I_{max}$ for a CT connected meter.

10 Classification and root cause of failures

During the test all failures shall be recorded, classified and their root cause determined. See IEC/TR 62059-21 Clause 7.

11 Presentation of the results

11.1 Information to be given

The presentation of the results shall contain the following:

- the identification of the type of the metering equipment under test including voltage and current ratings;
- the method of selection of the samples;
- the life characteristics to be checked, and the confidence level;
- the method to establish that failures have occurred;
- the stresses and stress levels applied together;
- all the time-to-failure values recorded at each stress level. For each failure observed, the failure classification and the root cause of the failure;
- the graphical representation of the linearized failure distribution at each stress level and for each fault mode;
- the result of the goodness-of-fit-test for each stress level and each fault mode;
- the estimated acceleration factor parameters for each fault mode;
- the expected normal use conditions for which the estimation is made and the temperature correction to be applied to normal use conditions, for each fault mode (see clause 9.3);
- all the time to failure values extrapolated to normal use conditions for each fault mode, their graphical representations, their best fit Weibull distribution graphical representations with confidence intervals, and their results of the goodness-of-fit-test;
- the graphical representation of the final cumulative distribution with confidence intervals;

- the final result of the life characteristics;
- any other relevant information necessary to correctly interpret the test results.

11.2 Example

See Annex G.

12 Special cases

In some special cases, the method described in 8.2 may be simplified. In other special cases, additional information has to be considered.

12.1 Cases of simplification

The method described in 8.2 may be simplified in the following cases.

12.1.1 Minor evolution of product design

A product with a design version AA has been tested according to the full method described in 8.2.

A minor design evolution of the product has led to a version AB.

To test this new design, only test at maximum stress level will be done (step 3 of the method): If no new main fault mode is revealed, and if the Weibull distribution of each fault mode remains very similar to design version AA, then the test can be stopped at this step. To estimate the product life characteristics of version AB, failures measured at maximum stress level will be extrapolated to normal use conditions with acceleration factors estimated on version AA.

12.1.2 Verification of production batches

A product has already been tested according to the full method described in 8.2.

To verify production batches, only test at maximum stress level will be done: If no new main fault mode is revealed, and if the Weibull distribution of each fault mode remains very similar to the initial test (run with full method), then the test can be stopped at this step. To estimate the product life characteristics of the production batches, failures measured at maximum stress level will be extrapolated to normal use conditions with acceleration factors initially estimated with the full method.

12.2 Cases when additional information is needed

Method described in 8.2 has to be adapted in the following cases.

12.2.1 The β parameter changes significantly from maximum stress level to medium or low stress level

If for at least one fault mode, the β Weibull shape parameter changes significantly between the maximum stress level and medium (or low) stress level, something is wrong with the test: stress levels have to be reconsidered, or a deeper analysis of the fault mode has to be conducted.

12.2.2 Fault mode different between stress levels

If at least one fault mode identified at maximum stress level, disappears at medium or low stress level, something is wrong: stress levels have to be reconsidered in order to not reveal fault modes which do not exist at normal use conditions.

Annex A (informative)

Basic statistical background

A.1 The probability density function

NOTE For details, see IEC 61703.

If T is a continuous random variable like for example the time to failure of a product, the Probability Density Function (*pdf*) is a function $f(t)$ such that for 2 numbers t_1 and t_2 with $t_1 \leq t_2$:

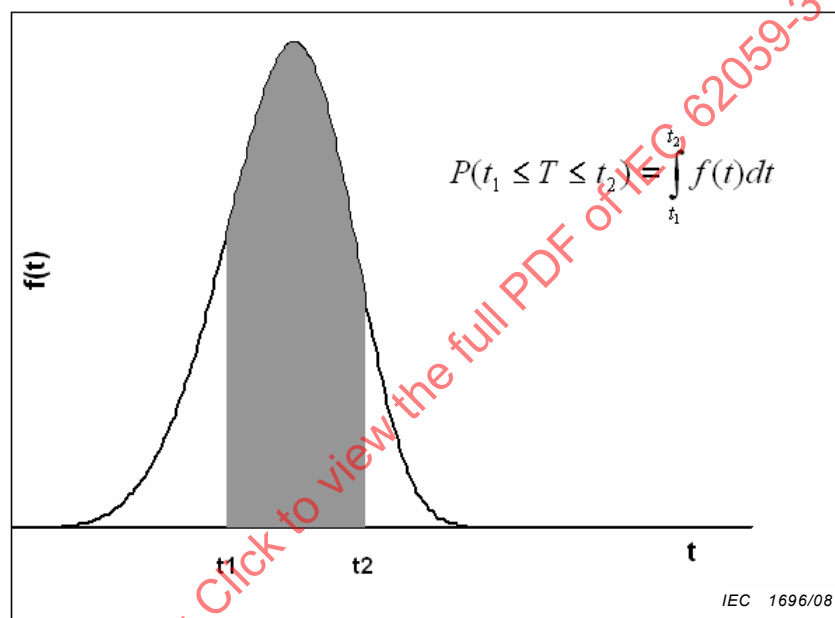


Figure A.1 – The probability density function

The probability that T takes on a value in the range t_1 to t_2 is the area delimited by the *pdf* from t_1 to t_2 .

A.2 The reliability and unreliability functions

If the life distribution of a product is defined by a *pdf* $f(t)$, then the probability that the product fails by time t_1 is given by:

$$F(t_1) = \int_0^{t_1} f(t) dt$$

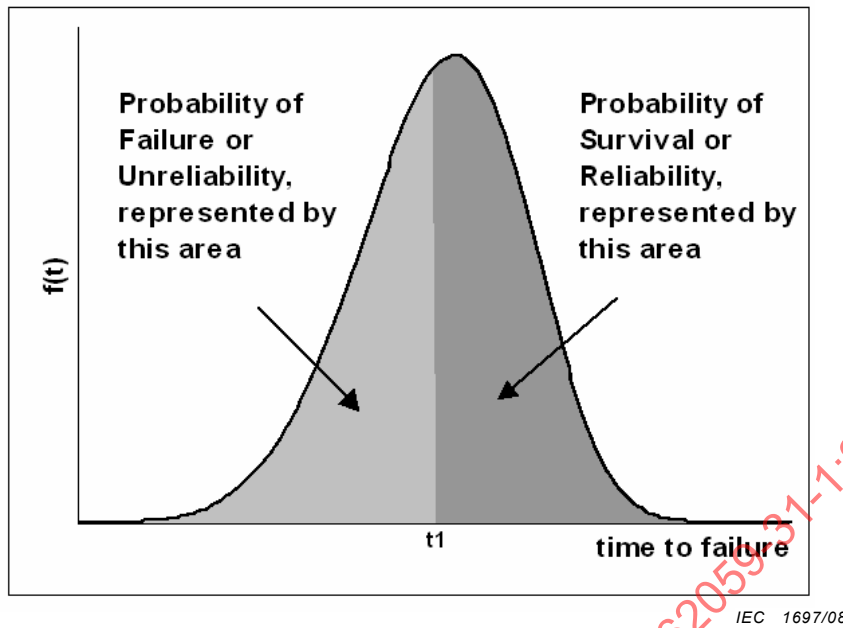


Figure A.2 – The reliability and unreliability functions

So the unreliability function at time t_1 is defined by:

$$F(t_1) = \int_0^{t_1} f(t) dt$$

And the reliability function at time t_1 is defined by:

$$R(t_1) = 1 - F(t_1) = \int_{t_1}^{\infty} f(t) dt$$

A.3 The failure rate function

The failure rate function which gives the number of failures occurring per unit of time is given by:

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{R(t)}$$

A.4 The mean life function

The mean life function which gives the average time of operation to failure is given by:

$$\bar{T} = \int_0^{\infty} t \cdot f(t) dt$$

The mean life function is also called MTTF (mean time to failure).

Annex B (informative)

The characteristics of the Weibull distribution

B.1 The probability density function (*pdf*)

The Weibull probability density function (*pdf*) of the (operating) time to failure is given as (see IEC 61703 and IEC 61649):

$$f(t) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t-\gamma}{\eta} \right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta} \right)^{\beta}}$$

with $t \geq \gamma$, $\beta > 0$, $\eta > 0$, $-\infty < \gamma < +\infty$, where:

- β is the shape parameter;
- η is Weibull characteristic life or scale parameter;
- t is the (operating) time to failure in hours;
- γ is the location parameter in hours. When $\gamma \neq 0$, no failure can occur between 0 and γ hours (failure probability is equal to 0 from 0 to γ hours).

B.2 Statistical properties of the Weibull distribution

- The mean time to failure *MTTF* is given by:

$$MTTF = \gamma + \eta \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + 1\right)$$

where Γ is the gamma function $\Gamma(n) = \int_0^{\infty} e^{-x} x^{n-1} dx$.

Calculated values of $\Gamma(n)$ are shown in Annex E.

- the reliability function $R(t)$ is given by:

$$R(t) = e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta} \right)^{\beta}}$$

- the instantaneous failure rate function $\lambda(t)$ is given by:

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{R(t)} = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t-\gamma}{\eta} \right)^{\beta-1}$$

B.3 Effects of the β and η parameters

The main characteristics of the Weibull distribution can be analysed through the effects of the β and η parameters on the *pdf* and on the reliability function.

Figure B.1 shows the effect of the β parameter on the Weibull probability density function $f(t)$.

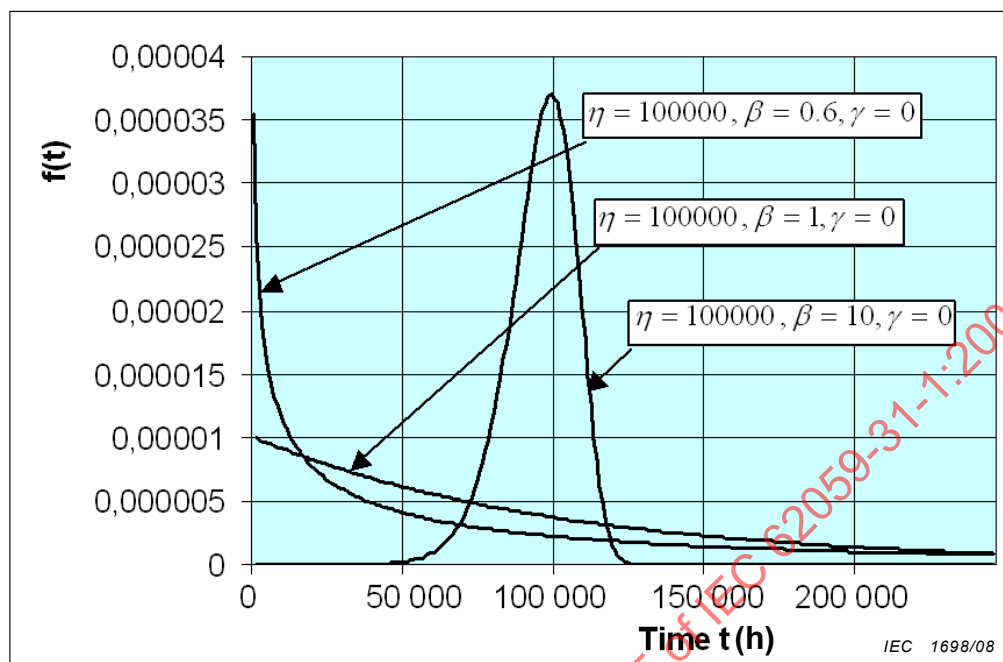


Figure B.1 – Effect of the β parameter on the Weibull probability density function $f(t)$

β influences directly the shape of the Weibull distribution:

- when $\beta = 1$, the Weibull distribution is equivalent to the exponential distribution (with $\lambda = \frac{1}{\eta}$). This implies constant instantaneous failure rate. That means that among all the items that survive to time t , a constant percentage will fail in the next unit of time;
- when $\beta > 1$, the shape indicates a wear-out phenomenon i.e. increasing failure rate. Typical examples may be wear, corrosion, crack propagation, fatigue, moisture absorption, diffusion, damage accumulation, etc.;
- when $\beta < 1$, the shape indicates early failures i.e. decreasing failure rate. In order to prevent early life failures, manufacturers may perform 'burn-in' or environmental stress screening. If early failures remain, this indicates poor process control, inadequate burn-in or stress screening, quality control, etc.

Figure B.2 shows the effect of the η Weibull characteristic life or scale parameter on the pdf .

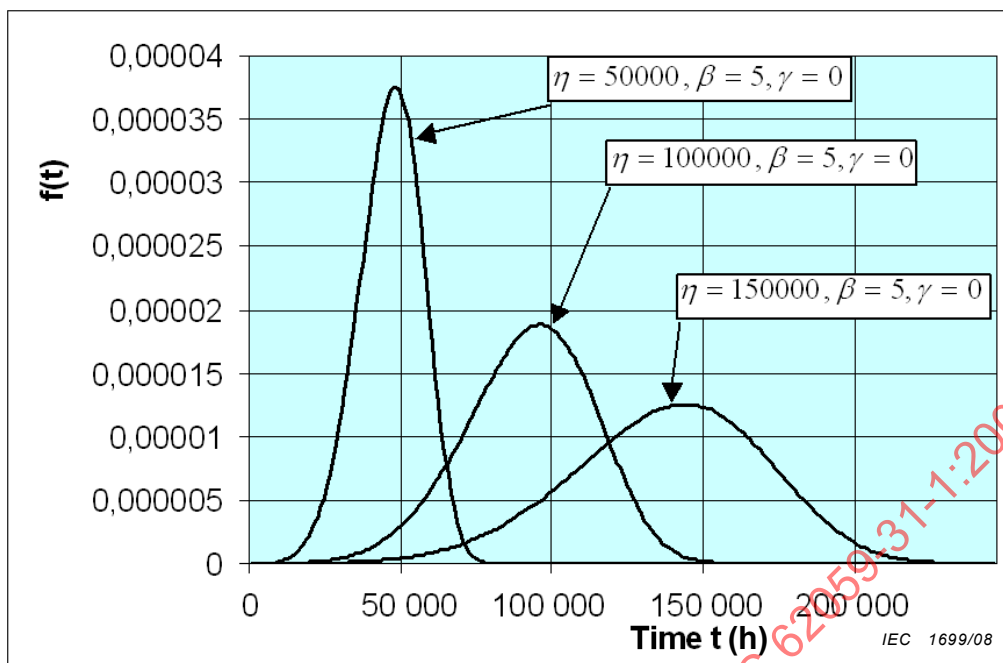


Figure B.2 – Effect of the η parameter on the Weibull probability density function $f(t)$

As η increases, the height of the pdf decreases and the pdf stretches out to the right.

Figure B.3 shows the effects of the β shape parameter on the reliability function $R(t)$.

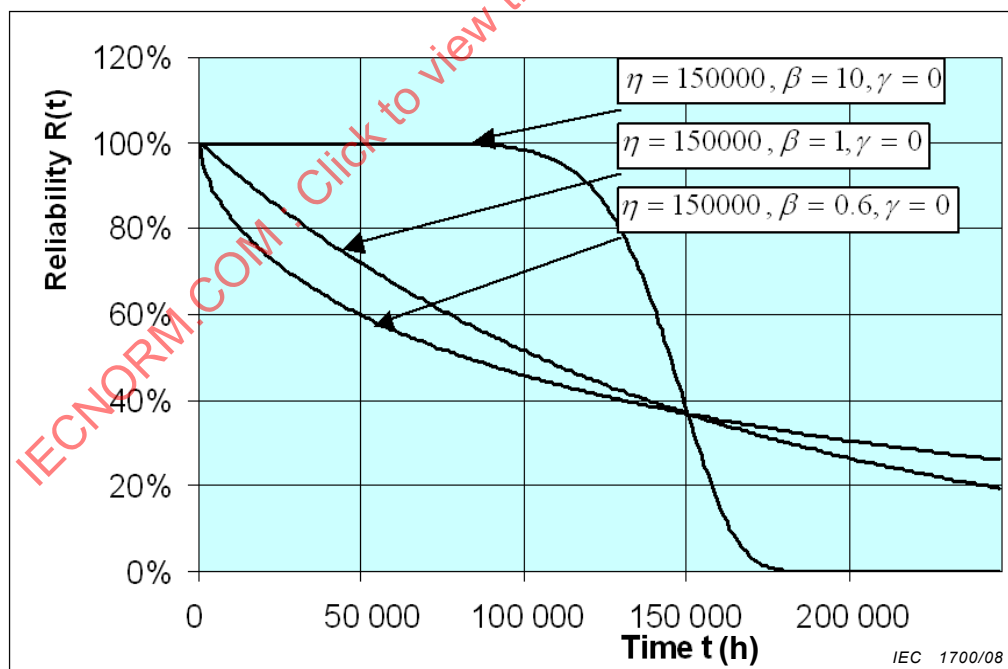


Figure B.3 – Effect of β on the Weibull reliability function $R(t)$

- when, $\beta \leq 1$, the reliability function decreases sharply and monotonically;
- when $\beta > 1$, the reliability function decreases less sharply, but when wear-out sets, the reliability function decreases quickly;

- η is the time at which $R(t) = 36,7 \%$. This characteristic is true for all Weibull distributions: After an operating time of η , 36,7 % of the items are expected to still be operational (63,3 % are expected to have failed).

IECNORM.COM : Click to view the full PDF of IEC 62059-31-1:2008

Annex C (informative, see also IEC 62308)

Life-stress models

C.1 The Arrhenius temperature acceleration model

This model is used for thermal stresses and describes the temperature dependence of the time required for an event to occur:

$$r = r_0 e^{-\frac{E_a}{kT}}$$

where:

- r is the reaction rate;
- r_0 is a constant;
- E_a is the activation energy in electron volts;
- k is Boltzmann constant ($8,617 \times 10^{-5}$ eV/K);
- T is the reaction temperature in K.

The product of the reaction rate and the time for it to occur is constant over its temperature range of applicability:

$rt = \text{constant}$, with t = time to failure for a given mechanism, or

$$t = A e^{\frac{E_a}{kT}}$$

If t_u = time to failure of a product at normal use temperature T_u , and t_s = time to failure of a product at stress temperature T_s , then the Arrhenius acceleration factor is given by:

$$AF = \frac{t_u}{t_s} = e^{\frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T_s} \right)}$$

The Arrhenius temperature acceleration model can be applied for solid state diffusion, chemical reactions, corrosions, many semiconductor failure mechanisms, battery life, etc.

The value of E_a depends on the failure mechanism and the materials involved and typically ranges from 0,3 to 1,5 eV. E_a is determined empirically.

C.2 The Eyring model

The general form of the Eyring model is:

$$t = A \left(\frac{1}{S} \right) B e^{\frac{E_a}{kT}}$$

where t is the time to failure for a given mechanism.

The term $\frac{E_a}{kT}$ is referred to as the Arrhenius exponent and contains the temperature term.

S is an applied stress.

Various forms of the Eyring model have been developed for various types of stresses.

The stress can be:

- a mechanical load (as in Weertman's model for creep rupture);
- moisture (as in Peck's model for corrosion);
- or current density (as in Black's model for electromigration).

The most common is the Peck's model.

The Peck's temperature-humidity model for electronic microcircuits is:

$$t = A(RH)^{-n} e^{\frac{E_a}{kT}}$$

where:

- t is the time to failure for a given mechanism;
- A is a constant;
- RH is the percent relative humidity;
- n is a constant;
- $\frac{E_a}{kT}$ is the Arrhenius exponent.

The Peck's temperature-humidity acceleration factor is:

$$AF = \left(\frac{RH_u}{RH_s} \right)^{-n} e^{\frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T_s} \right)}$$

n and E_a are determined empirically and depend on the failure mechanism and the materials involved. n is in the range of 1 to 12 and E_a is in the range of 0,3 to 1,5 eV. Usually, n is equal to 3 and E_a is equal to 0,9 eV.

Annex D (normative)

Rank tables

For each time to failure order number, this table gives the unreliability estimate for a confidence level of 5 %, 10 %, 50 %, 90 % and 95 %.

Sample Size	Order number	5 %	10 %	50 %	90 %	95 %	Sample Size	Order number	5 %	10 %	50 %	90 %	95 %
10	0,5	0,0002	0,0008	0,0219	0,1236	0,1708	11	8,5	0,4816	0,5361	0,7202	0,8639	0,8942
	1,0	0,0051	0,0105	0,0670	0,2057	0,2589		9,0	0,5299	0,5848	0,7642	0,8952	0,9212
	1,5	0,0179	0,0295	0,1143	0,2746	0,3306		9,5	0,5810	0,6359	0,8082	0,9243	0,9455
	2,0	0,0368	0,0545	0,1623	0,3369	0,3942		10,0	0,6356	0,6898	0,8520	0,9506	0,9667
	2,5	0,0602	0,0836	0,2104	0,3948	0,4525		10,5	0,6950	0,7475	0,8957	0,9732	0,9838
	3,0	0,0873	0,1158	0,2586	0,4496	0,5069		11,0	0,7616	0,8111	0,9389	0,9905	0,9953
	3,5	0,1173	0,1506	0,3068	0,5018	0,5581	12	0,5	0,0002	0,0006	0,0184	0,1045	0,1451
	4,0	0,1500	0,1876	0,3551	0,5517	0,6066		1,0	0,0043	0,0087	0,0561	0,1746	0,2209
	4,5	0,1851	0,2265	0,4034	0,5997	0,6527		1,5	0,0149	0,0246	0,0958	0,2337	0,2831
	5,0	0,2224	0,2673	0,4517	0,6458	0,6965		2,0	0,0305	0,0452	0,1360	0,2875	0,3387
	5,5	0,2619	0,3099	0,5000	0,6901	0,7381		2,5	0,0497	0,0692	0,1763	0,3378	0,3900
	6,0	0,3085	0,3542	0,5483	0,7327	0,7776		3,0	0,0719	0,0957	0,2167	0,3855	0,4381
	6,5	0,3473	0,4003	0,5966	0,7735	0,8149		3,5	0,0964	0,1241	0,2571	0,4312	0,4838
	7,0	0,3934	0,4483	0,6449	0,8124	0,8500		4,0	0,1228	0,1542	0,2976	0,4753	0,5273
	7,5	0,4419	0,4982	0,6932	0,8494	0,8827		4,5	0,1511	0,1858	0,3380	0,5178	0,5691
	8,0	0,4931	0,5504	0,7414	0,8842	0,9127		5,0	0,1810	0,2187	0,3785	0,5590	0,6091
	8,5	0,5475	0,6052	0,7896	0,9164	0,9398		5,5	0,2124	0,2528	0,4190	0,5990	0,6477
	9,0	0,6058	0,6632	0,8377	0,9455	0,9632		6,0	0,2453	0,2882	0,4595	0,6377	0,6848
	9,5	0,6694	0,7254	0,8857	0,9705	0,9821		6,5	0,2796	0,3247	0,5000	0,6753	0,7204
	10,0	0,7411	0,7943	0,9330	0,9895	0,9949		7,0	0,3152	0,3623	0,5405	0,7118	0,7547
11	0,5	0,0002	0,0007	0,0200	0,1132	0,1569		7,5	0,3523	0,4010	0,5810	0,7472	0,7876
	1,0	0,0047	0,0095	0,0611	0,1889	0,2384		8,0	0,3909	0,4410	0,6215	0,7813	0,8190
	1,5	0,0162	0,0268	0,1043	0,2525	0,3050		8,5	0,4309	0,4822	0,6620	0,8142	0,8489
	2,0	0,0333	0,0495	0,1480	0,3102	0,3644		9,0	0,4727	0,5247	0,7024	0,8458	0,8771
	2,5	0,0545	0,0757	0,1918	0,3641	0,4190		9,5	0,5162	0,5688	0,7429	0,8759	0,9036
	3,0	0,0788	0,1048	0,2358	0,4152	0,4701		10,0	0,5619	0,6145	0,7833	0,9044	0,9281
	3,5	0,1058	0,1361	0,2798	0,4639	0,5184		10,5	0,6100	0,6622	0,8237	0,9308	0,9503
	4,0	0,1351	0,1692	0,3238	0,5108	0,5644		11,0	0,6613	0,7125	0,8640	0,9548	0,9695
	4,5	0,1664	0,2041	0,3678	0,5559	0,6082		11,5	0,7169	0,7663	0,9042	0,9754	0,9851
	5,0	0,1996	0,2405	0,4119	0,5995	0,6502		12,0	0,7791	0,8254	0,9439	0,9913	0,9957
	5,5	0,2345	0,2784	0,4559	0,6416	0,6903	13	0,5	0,0001	0,0006	0,0170	0,0970	0,1349
	6,0	0,2712	0,3177	0,5000	0,6823	0,7288		1,0	0,0039	0,0081	0,0519	0,1623	0,2058
	6,5	0,3097	0,3584	0,5441	0,7216	0,7655		1,5	0,0137	0,0227	0,0886	0,2176	0,2641
	7,0	0,3498	0,4005	0,5881	0,7595	0,8004		2,0	0,0281	0,0417	0,1258	0,2678	0,3163

Sample Size	Order number	5 %	10 %	50 %	90 %	95 %	Sample Size	Order number	5 %	10 %	50 %	90 %	95 %
13	7,5	0,3918	0,4441	0,6322	0,7959	0,8336	14	2,5	0,0458	0,0637	0,1631	0,3150	0,3646
	8,0	0,4356	0,4892	0,6762	0,8308	0,8649		3,0	0,0660	0,0880	0,2005	0,3598	0,4101
	3,5	0,0885	0,1141	0,2379	0,4028	0,4533		11,0	0,5343	0,5830	0,7439	0,8691	0,8960
	4,0	0,1127	0,1416	0,2753	0,4443	0,4946		11,5	0,5736	0,6222	0,7787	0,8945	0,9182
	4,5	0,1384	0,1705	0,3127	0,4844	0,5344		12,0	0,6146	0,6628	0,8135	0,9185	0,9389
	5,0	0,1657	0,2005	0,3502	0,5234	0,5726		12,5	0,6576	0,7050	0,8483	0,9410	0,9576
	5,5	0,1942	0,2316	0,3876	0,5613	0,6095		13,0	0,7033	0,7493	0,8830	0,9613	0,9740
	6,0	0,2240	0,2637	0,4251	0,5982	0,6452		13,5	0,7525	0,7966	0,9175	0,9790	0,9873
	6,5	0,2549	0,2968	0,4625	0,6342	0,6797		14,0	0,8074	0,8483	0,9517	0,9925	0,9963
	7,0	0,2870	0,3309	0,5000	0,6691	0,7130	15	0,5	0,0001	0,0005	0,0148	0,0849	0,1183
	7,5	0,3203	0,3658	0,5375	0,7032	0,7451		1,0	0,0034	0,0070	0,0452	0,1423	0,1810
	8,0	0,3548	0,4018	0,5749	0,7363	0,7760		1,5	0,0119	0,0196	0,0771	0,1911	0,2328
	8,5	0,3905	0,4387	0,6124	0,7684	0,8058		2,0	0,0242	0,0360	0,1094	0,2356	0,2794
	9,0	0,4274	0,4766	0,6498	0,7995	0,8343		2,5	0,0394	0,0550	0,1418	0,2774	0,3226
	9,5	0,4656	0,5156	0,6873	0,8295	0,8616		3,0	0,0568	0,0759	0,1743	0,3173	0,3634
	10,0	0,5054	0,5557	0,7247	0,8584	0,8873		3,5	0,0760	0,0982	0,2068	0,3557	0,4024
	10,5	0,5467	0,5972	0,7621	0,8859	0,9115		4,0	0,0967	0,1218	0,2394	0,3928	0,4398
	11,0	0,5899	0,6402	0,7996	0,9120	0,9340		4,5	0,1186	0,1464	0,2720	0,4289	0,4759
	11,5	0,6354	0,6850	0,8369	0,9363	0,9542		5,0	0,1417	0,1720	0,3045	0,4640	0,5108
	12,0	0,6837	0,7322	0,8742	0,9583	0,9719		5,5	0,1658	0,1984	0,3371	0,4982	0,5446
	12,5	0,7359	0,7824	0,9114	0,9773	0,9863		6,0	0,1909	0,2256	0,3697	0,5317	0,5774
	13,0	0,7942	0,8377	0,9481	0,9919	0,9961		6,5	0,2169	0,2535	0,4023	0,5644	0,6094
14	0,5	0,0001	0,0006	0,0158	0,0905	0,1261		7,0	0,2437	0,2822	0,4348	0,5965	0,6404
	1,0	0,0037	0,0075	0,0483	0,1517	0,1926		7,5	0,2714	0,3115	0,4674	0,6278	0,6706
	1,5	0,0127	0,0210	0,0825	0,2034	0,2475		8,0	0,3000	0,3415	0,5000	0,6585	0,7000
	2,0	0,0260	0,0387	0,1170	0,2507	0,2967		8,5	0,3294	0,3722	0,5326	0,6885	0,7286
	2,5	0,0424	0,0590	0,1517	0,2950	0,3424		9,0	0,3596	0,4035	0,5652	0,7178	0,7563
	3,0	0,0611	0,0815	0,1865	0,3372	0,3854		9,5	0,3906	0,4356	0,5977	0,7465	0,7831
	3,5	0,0818	0,1055	0,2213	0,3778	0,4264		10,0	0,4226	0,4683	0,6303	0,7744	0,8091
	4,0	0,1040	0,1309	0,2561	0,4170	0,4657		10,5	0,4554	0,5018	0,6629	0,8016	0,8342
	4,5	0,1277	0,1575	0,2909	0,4550	0,5035		11,0	0,4892	0,5360	0,6955	0,8280	0,8583
	5,0	0,1527	0,1851	0,3258	0,4920	0,5400		11,5	0,5241	0,5711	0,7280	0,8536	0,8814
	5,5	0,1789	0,2137	0,3606	0,5280	0,5753		12,0	0,5602	0,6072	0,7606	0,8782	0,9033
	6,0	0,2061	0,2432	0,3954	0,5631	0,6096		12,5	0,5976	0,6443	0,7932	0,9018	0,9240
	6,5	0,2343	0,2735	0,4303	0,5974	0,6428		13,0	0,6366	0,6827	0,8257	0,9241	0,9432
	7,0	0,2636	0,3046	0,4652	0,6309	0,6750		13,5	0,6774	0,7226	0,8582	0,9450	0,9606
	7,5	0,2938	0,3364	0,5000	0,6636	0,7062		14,0	0,7206	0,7644	0,8906	0,9640	0,9758
	8,0	0,3250	0,3691	0,5349	0,6955	0,7364		14,5	0,7672	0,8089	0,9229	0,9804	0,9881
	8,5	0,3572	0,4026	0,5697	0,7265	0,7657		15,0	0,8190	0,8577	0,9548	0,9930	0,9966
	9,0	0,3904	0,4369	0,6046	0,7568	0,7939							
	9,5	0,4247	0,4720	0,6394	0,7863	0,8211							
	10,0	0,4600	0,5080	0,6743	0,8149	0,8473							

Sample Size	Order number	5 %	10 %	50 %	90 %	95 %	Sample Size	Order number	5 %	10 %	50 %	90 %	95 %
	10,5	0,4965	0,5450	0,7091	0,8425	0,8723							
30	0,5	0,00006	0,0003	0,00749	0,0437	0,06152	30	16,5	0,3857	0,4176	0,5330	0,6460	0,6764
	1,0	0,0017	0,0035	0,0228	0,0739	0,0950		17,0	0,4016	0,4338	0,5494	0,6616	0,6915
	1,5	0,0059	0,0098	0,0390	0,0997	0,1231		17,5	0,4177	0,4501	0,5659	0,6771	0,7065
	2,0	0,0120	0,0179	0,0553	0,1236	0,1486		18,0	0,4339	0,4666	0,5824	0,6924	0,7213
	2,5	0,0194	0,0272	0,0717	0,1461	0,1725		18,5	0,4503	0,4832	0,5989	0,7076	0,7360
	3,0	0,0278	0,0373	0,0881	0,1678	0,1953		19,0	0,4669	0,4999	0,6154	0,7227	0,7505
	3,5	0,0370	0,0481	0,1046	0,1888	0,2173		19,5	0,4837	0,5167	0,6318	0,7376	0,7648
	4,0	0,0469	0,0594	0,1210	0,2093	0,2386		20,0	0,5006	0,5337	0,6483	0,7524	0,7789
	4,5	0,0572	0,0712	0,1375	0,2293	0,2593		20,5	0,5177	0,5509	0,6648	0,7671	0,7929
	5,0	0,0681	0,0834	0,1540	0,2490	0,2796		21,0	0,5349	0,5681	0,6813	0,7816	0,8067
	5,5	0,0793	0,0958	0,1704	0,2683	0,2995		21,5	0,5524	0,5856	0,6978	0,7959	0,8203
	6,0	0,0909	0,1086	0,1869	0,2874	0,3190		22,0	0,5701	0,6032	0,7142	0,8101	0,8337
	6,5	0,1028	0,1216	0,2034	0,3061	0,3381		22,5	0,5879	0,6209	0,7307	0,8242	0,8469
	7,0	0,1150	0,1348	0,2199	0,3247	0,3570		23,0	0,6061	0,6389	0,7472	0,8380	0,8598
	7,5	0,1275	0,1483	0,2363	0,3430	0,3756		23,5	0,6244	0,6570	0,7637	0,8517	0,8725
	8,0	0,1402	0,1620	0,2528	0,3611	0,3939		24,0	0,6430	0,6753	0,7801	0,8652	0,8850
	8,5	0,1531	0,1758	0,2693	0,3791	0,4121		24,5	0,6619	0,6939	0,7966	0,8784	0,8972
	9,0	0,1663	0,1899	0,2858	0,3968	0,4299		25,0	0,6810	0,7126	0,8131	0,8914	0,9091
	9,5	0,1797	0,2041	0,3022	0,4144	0,4476		25,5	0,7005	0,7317	0,8296	0,9042	0,9207
	10,0	0,1933	0,2184	0,3187	0,4319	0,4651		26,0	0,7204	0,7510	0,8460	0,9166	0,9319
	10,5	0,2071	0,2329	0,3352	0,4491	0,4823		26,5	0,7407	0,7707	0,8625	0,9288	0,9428
	11,0	0,2211	0,2476	0,3517	0,4663	0,4994		27,0	0,7614	0,7907	0,8790	0,9406	0,9531
	11,5	0,2352	0,2624	0,3682	0,4833	0,5164		27,5	0,7827	0,8112	0,8954	0,9519	0,9630
	12,0	0,2495	0,2773	0,3846	0,5001	0,5331		28,0	0,8047	0,8322	0,9119	0,9627	0,9722
	12,5	0,2640	0,2924	0,4011	0,5168	0,5497		28,5	0,8275	0,8539	0,9283	0,9728	0,9806
	13,0	0,2787	0,3076	0,4176	0,5334	0,5661		29,0	0,8514	0,8764	0,9447	0,9821	0,9880
	13,5	0,2935	0,3229	0,4341	0,5499	0,5823		29,5	0,8769	0,9003	0,9610	0,9902	0,9941
	14,0	0,3085	0,3384	0,4506	0,5662	0,5984		30,0	0,9050	0,9261	0,9772	0,9965	0,9983
	14,5	0,3236	0,3540	0,4670	0,5824	0,6143							
	15,0	0,3389	0,3697	0,4835	0,5985	0,6301							
	15,5	0,3543	0,3855	0,5000	0,6145	0,6457							
	16,0	0,3699	0,4015	0,5165	0,6303	0,6611							

Annex E (normative)

Values of the Gamma function $\Gamma(n)$

n	$\Gamma(n)$	n	$\Gamma(n)$	n	$\Gamma(n)$	N	$\Gamma(n)$	n	$\Gamma(n)$	n	$\Gamma(n)$	n	$\Gamma(n)$
1,00	1,00	1,96	0,98	2,37	1,22	2,77	1,64	3,17	2,35	3,57	3,59	3,97	5,78
1,01	0,99	1,97	0,99	2,38	1,23	2,78	1,65	3,18	2,38	3,58	3,63	3,98	5,85
1,02	0,99	1,98	0,99	2,39	1,23	2,79	1,66	3,19	2,40	3,59	3,68	3,99	5,93
1,03	0,98	1,99	1,00	2,40	1,24	2,80	1,68	3,20	2,42	3,60	3,72	4,00	6,00
1,04	0,98	2,01	1,00	2,41	1,25	2,81	1,69	3,21	2,45	3,61	3,76	4,01	6,08
1,05	0,97	2,02	1,01	2,42	1,26	2,82	1,71	3,22	2,47	3,62	3,80	4,02	6,15
1,06	0,97	2,03	1,01	2,43	1,27	2,83	1,72	3,23	2,50	3,63	3,85	4,03	6,23
1,07	0,96	2,04	1,02	2,44	1,28	2,84	1,73	3,24	2,52	3,64	3,89	4,04	6,31
1,09	0,96	2,05	1,02	2,45	1,28	2,85	1,75	3,25	2,55	3,65	3,94	4,05	6,39
1,10	0,95	2,06	1,03	2,46	1,29	2,86	1,76	3,26	2,58	3,66	3,98	4,06	6,47
1,11	0,95	2,07	1,03	2,47	1,30	2,87	1,78	3,27	2,60	3,67	4,03	4,07	6,56
1,12	0,94	2,08	1,04	2,48	1,31	2,88	1,80	3,28	2,63	3,68	4,07	4,08	6,64
1,14	0,94	2,09	1,04	2,49	1,32	2,89	1,81	3,29	2,66	3,69	4,12	4,09	6,73
1,15	0,93	2,10	1,05	2,50	1,33	2,90	1,83	3,30	2,68	3,70	4,17	4,10	6,81
1,17	0,93	2,11	1,05	2,51	1,34	2,91	1,84	3,31	2,71	3,71	4,22	4,11	6,90
1,18	0,92	2,12	1,06	2,52	1,35	2,92	1,86	3,32	2,74	3,72	4,27	4,12	6,99
1,21	0,92	2,13	1,06	2,53	1,36	2,93	1,88	3,33	2,77	3,73	4,32	4,13	7,08
1,22	0,91	2,14	1,07	2,54	1,37	2,94	1,89	3,34	2,80	3,74	4,37	4,14	7,17
1,25	0,91	2,15	1,07	2,55	1,38	2,95	1,91	3,35	2,83	3,75	4,42	4,15	7,27
1,26	0,90	2,16	1,08	2,56	1,39	2,96	1,93	3,36	2,86	3,76	4,48	4,16	7,36
1,31	0,90	2,17	1,08	2,57	1,40	2,97	1,95	3,37	2,89	3,77	4,53	4,17	7,46
1,32	0,89	2,18	1,09	2,58	1,41	2,98	1,96	3,38	2,92	3,78	4,58	4,18	7,56
1,61	0,89	2,19	1,10	2,59	1,42	2,99	1,98	3,39	2,95	3,79	4,64	4,19	7,66
1,62	0,90	2,20	1,10	2,60	1,43	3,00	2,00	3,40	2,98	3,80	4,69	4,20	7,76
1,67	0,90	2,21	1,11	2,61	1,44	3,01	2,02	3,41	3,01	3,81	4,75	4,21	7,86
1,68	0,91	2,22	1,11	2,62	1,45	3,02	2,04	3,42	3,05	3,82	4,81	4,22	7,96
1,73	0,91	2,23	1,12	2,63	1,46	3,03	2,06	3,43	3,08	3,83	4,87	4,23	8,07
1,74	0,92	2,24	1,13	2,64	1,47	3,04	2,08	3,44	3,11	3,84	4,93	4,24	8,18
1,77	0,92	2,25	1,13	2,65	1,49	3,05	2,10	3,45	3,15	3,85	4,99	4,25	8,29
1,78	0,93	2,26	1,14	2,66	1,50	3,06	2,12	3,46	3,18	3,86	5,05	4,26	8,40
1,81	0,93	2,27	1,15	2,67	1,51	3,07	2,14	3,47	3,22	3,87	5,11	4,27	8,51
1,82	0,94	2,28	1,15	2,68	1,52	3,08	2,16	3,48	3,25	3,88	5,17	4,28	8,62
1,84	0,94	2,29	1,16	2,69	1,53	3,09	2,18	3,49	3,29	3,89	5,23	4,29	8,74
1,85	0,95	2,30	1,17	2,70	1,54	3,10	2,20	3,50	3,32	3,90	5,30	4,30	8,86
1,87	0,95	2,31	1,17	2,71	1,56	3,11	2,22	3,51	3,36	3,91	5,36	4,31	8,97
1,88	0,96	2,32	1,18	2,72	1,57	3,12	2,24	3,52	3,40	3,92	5,43	4,32	9,10
1,90	0,96	2,33	1,19	2,73	1,58	3,13	2,26	3,53	3,44	3,93	5,50	4,33	9,22
1,91	0,97	2,34	1,20	2,74	1,60	3,14	2,28	3,54	3,47	3,94	5,57	4,34	9,34
1,93	0,97	2,35	1,20	2,75	1,61	3,15	2,31	3,55	3,51	3,95	5,64	4,35	9,47

Annex F (normative)

Calculation of the minimum duration of the maximum stress level test

F.1 The principle

Temperature and humidity accelerated reliability testing method is based on three main steps:

- a) apply a high stress level of temperature and humidity to a sample of meters;
- b) detect the main independent fault modes at this high stress level, and estimate the distribution of the failures for each main independent fault mode at this high stress level;
- c) extrapolate these distributions from high stress level to normal use conditions, and deduce the cumulative unreliability function at normal use conditions.

This method has the following main limitations:

- on the one hand, when the test at high stress level is stopped, some fault modes may have not been detected;
- on the other hand, to be sure that all the fault modes are detected, the test at maximum stress level cannot be continued indefinitely.

Therefore, a compromise is needed. This compromise is described here through the following theoretical example:

- meter use conditions: Temperature 20 °C, relative humidity 70 %;
- at use conditions, the unreliability function is composed of three main independent fault modes:
 - fault mode 1: $\beta = 1$, $\eta = 392572$ h;
 - fault mode 2: $\beta = 2$, $\eta = 813804$ h;
 - fault mode 3: $\beta = 5$, $\eta = 158669$ h.

For 30 meters operated at use conditions, theoretical failures for each fault mode are represented on Figure F.1.

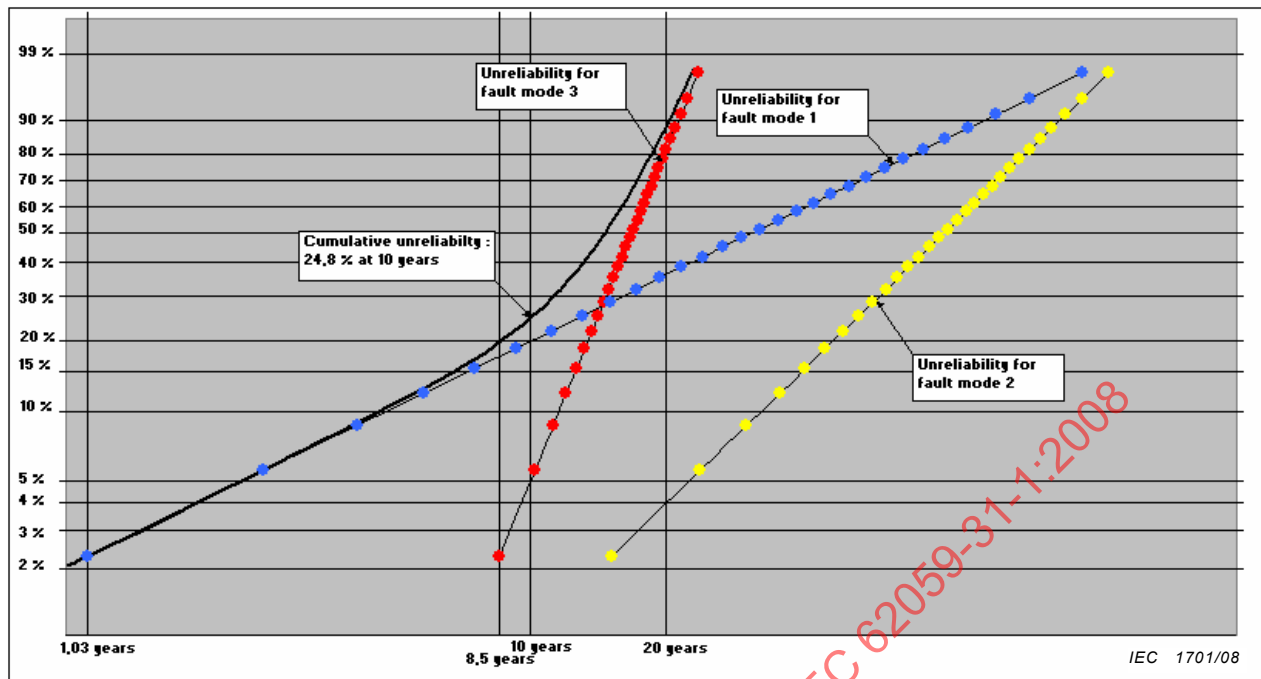


Figure F.1 – Unreliability at normal use conditions

Figure F.1 shows that at 10 years, the cumulative unreliability is 24,8 %, decomposed in:

- fault mode 1: Unreliability = 20 %. Fault mode 1 has a contribution, noted C, equal to $20/24,8 = 80,6$ % of the cumulative unreliability;
- fault mode 2: Unreliability = 1 %. Fault mode 2 has a contribution C equal to $1/24,8 = 4$ % of the cumulative unreliability;
- fault mode 3: Unreliability = 5 %. Fault mode 3 has a contribution C equal to $5/24,8 = 20,2$ % of the cumulative unreliability.

30 meters are put at a maximum stress level defined by:

- temperature 75 °C;
- relative humidity 85 %.

It is assumed that the acceleration factor parameters are the same for the three fault modes and equal to: $E_a = 0,9$ and $n = 3$. This gives an acceleration factor equal to:

$$AF_{\max} = \left(\frac{70}{85}\right)^{-3} e^{\frac{0,9}{8,617 \times 10^{-5}} \left(\frac{1}{20+273} - \frac{1}{75+273}\right)} = 500$$

So, if 30 meters are tested at this maximum stress level, the distributions of the theoretical failures for each fault mode are represented as follows:

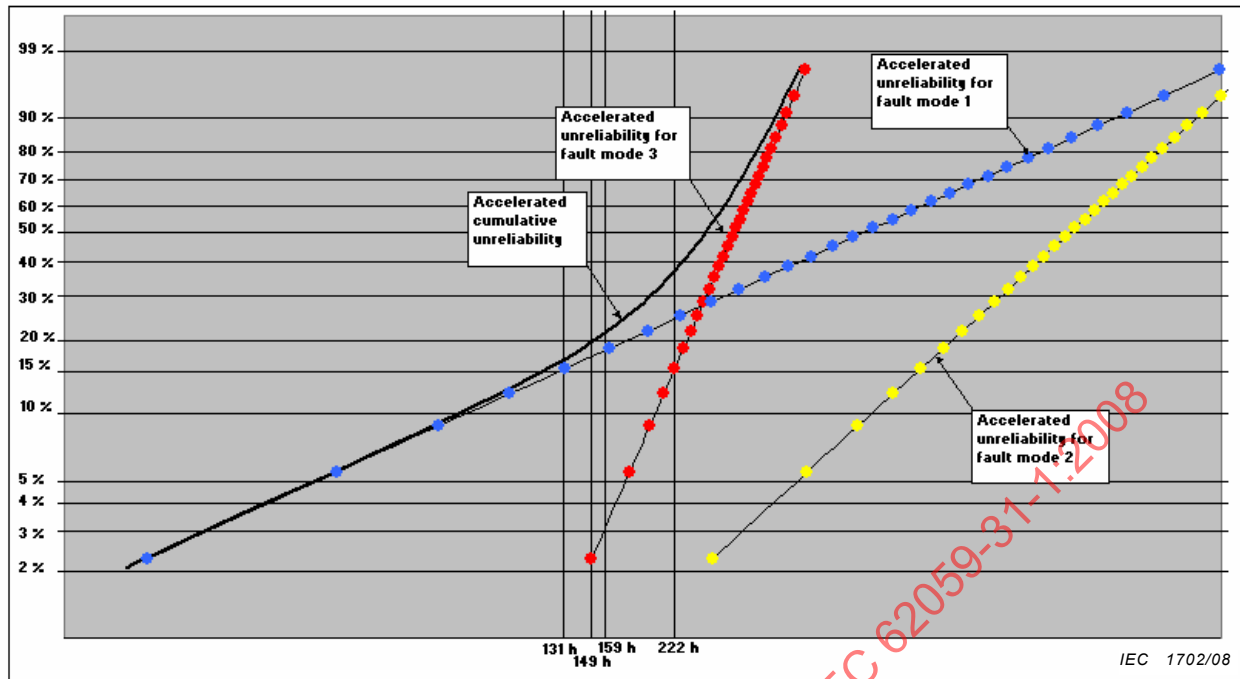


Figure F.2 – Unreliability at maximum stress level

Figure F.2 shows that if the test is stopped between 131 h and 149 h, the fault mode 1 will be detected and 5 failures will be observed. But the fault modes 2 and 3 will not be detected. So the method described in 8.2 will lead to an estimation of the unreliability at normal use conditions and at 10 years equal to 20 % instead of 24,8 %.

To be able to define a time at which the test at maximum stress level can be stopped, it shall be accepted that a certain amount of failures can be missed. These failures would correspond to the less predominant fault modes. But the minimum duration of the maximum stress level test should permit to detect the most predominant fault modes.

This standard defines the limit between the most predominant fault modes and the less predominant fault modes, as follows:

- Step 1 of the method described in 8.2, defines the meter life characteristics that has to be checked. These life characteristics are defined as: F % failures after Y years with a confidence level CL (for example: 5 % failures after 10 years with a confidence level of 50 %);
- the less predominant fault modes are the fault modes which will represent less than 15 % of all the failures at Y years with a confidence level of 50 %. In other words, the less predominant fault modes have a contribution C of the cumulative unreliability inferior to 15 %: $C < 15$ % of F with a confidence level of 50 %.

In the example described by Figure F.1, the fault modes 1 and 3 are the most predominant fault modes (for fault mode 1, $C = 80,6$ %, and for fault mode 3, $C = 20,2$ %). The fault mode 2 is a less predominant fault mode (for fault mode 2, $C = 4$ %).

Accepting this risk to miss some less predominant fault modes, Clause F.2 defines the minimum duration of the maximum stress level test.

F.2 The equation of the minimum test duration

A Weibull distribution which will have its first failure at time TTF_1 , follows the equation below:

$1 - e^{-\left(\frac{TTF_1}{\eta}\right)^\beta} = UCL_1$, where UCL_1 is the unreliability estimate for a confidence level CL and for order number 1. UCL_1 is obtained from Annex D.

This equation can be written as: $\frac{1}{\eta} = \frac{1}{TTF_1} [-\ln(1 - UCL_1)]^{\frac{1}{\beta}}$

In the example described on Figure F.1, the fault mode 1 will have its first failure TTF_1 which follows the equation:

$$1 - e^{-\left(\frac{TTF_1}{392572}\right)^1} = 0,0228$$

So TTF_1 will be 9054 h (or 1,03 years) as shown on Figure F.1.

This Weibull distribution describes a fault mode which will represent C % of the failures at Y years. C is called the contribution of the cumulative unreliability F at Y years. C and F are in %. This contribution is given by:

$$C = \frac{10000}{F} \left(1 - e^{-\left(\frac{Y}{\eta}\right)^\beta}\right)$$

In the example described in Clause F.1, at time $Y = 10$ years, the fault mode 1 will have a contribution C equal to:

$$C = \frac{10000}{24,8} \left(1 - e^{-\left(\frac{10 \times 365 \times 24}{392572}\right)^1}\right) = 80,6\%$$

The combination of equations of C and $\frac{1}{\eta}$ gives:

$$C = \frac{10000}{F} \left(1 - (1 - UCL_1)^{\left(\frac{Y}{TTF_1}\right)^\beta}\right)$$

$$\text{or } TTF_1 = Y \left[\frac{\ln(1 - UCL_1)}{\ln\left(1 - \frac{CF}{10000}\right)} \right]^{\frac{1}{\beta}}$$

In the example described on Figure F.1, $F = 24,8$ (%), $Y = 10$ (years), the fault mode 3 has a contribution of 20,2 %, and the first instance of fault mode 3 will occur at:

$$TTF_1 = 10 \left[\frac{\ln(1 - 0,0228)}{\ln(1 - \frac{20,2 \times 24,8}{10000})} \right]^{\frac{1}{5}} = 8,5 \text{ years}$$

At maximum stress level, the acceleration factor AF_{max} can be estimated (AF_{max} was 500 in the example described in Clause F.1). So, at maximum stress level, the first instance of a fault mode will occur at:

$$\frac{TTF_1}{AF_{max}} = \frac{Y}{AF_{max}} \left[\frac{\ln(1 - UCL_1)}{\ln(1 - \frac{CF}{10000})} \right]^{\frac{1}{\beta}}$$

This formula gives the minimum duration (noted D_{min}) of the test at maximum stress level, which will permit to reach the first instance of a fault mode represented by a Weibull shape β , and which has a contribution C of all the failures observed (F) after Y years, with a confidence level CL .

This standard recommends to accept that fault modes, with β between 0,5 and 5, and the contribution of which is less than 15 % of all the failures at Y years with a confidence level of 50 %, can be missed. These values shall be written in the test report. (If other values are used, then those other values shall be written in the test report.)

This risk acceptance gives the following equation of the minimum test duration at maximum stress level:

$$D_{min} = MAX \left(\frac{Y}{AF_{max}} \left[\frac{\ln(1 - UCL_1)}{\ln(1 - \frac{15F}{10000})} \right]^{\frac{1}{\beta}}, \frac{Y}{AF_{max}} \left[\frac{\ln(1 - UCL_1)}{\ln(1 - \frac{15F}{10000})} \right]^{\frac{1}{5}} \right)$$

Where Y and F are parameters of the life characteristics to be checked (as described in 8.2 step 1), UCL_1 is the unreliability estimate for a confidence level CL and for order number 1 (UCL_1 is obtained from Annex D and is dependent of the sample size), and AF_{max} is the acceleration factor at maximum stress level estimated from the formula:

$$AF_{max} = \left(\frac{RH_u}{RH_{max}} \right)^{-3} e^{\frac{0,9}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T_{max}} \right)} \text{ where:}$$

- RH_u is the relative humidity at use condition;
- RH_{max} is the relative humidity at maximum stress level;
- T_u is the temperature at use condition;
- T_{max} is the temperature at maximum stress level.

The application of this principle to the example described on Figure F.2 gives:

$$D_{\min} = \text{MAX} \left(\frac{10 \text{ years}}{500} \left[\frac{\ln(1 - 0,0228)}{\ln(1 - \frac{15 \times 24,8}{10000})} \right]^2, \frac{10 \text{ years}}{500} \left[\frac{\ln(1 - 0,0228)}{\ln(1 - \frac{15 \times 24,8}{10000})} \right]^{\frac{1}{5}} \right) = 159h$$

With this minimum duration of the test at maximum stress level, fault modes 1 and 3 will be detected (see Figure F.2). According to 8.3, test at maximum stress level will be continued until 222 h in order to get 5 failures from fault mode 3, and then stopped. Fault mode 2 will not be detected. The method described in 8.2 will lead to an estimation of the cumulative unreliability at 10 years, equal to 24 % instead of 24,8 %.

IECNORM.COM : Click to view the full PDF of IEC 62059-31-1:2008

Annex G **(informative)**

Example

G.1 General

The presentation of the results is illustrated by the following example.

NOTE For this example a purely hypothetical data set has been generated: the values are completely fabricated and they are not indicative of any real situation.

G.2 Identification of the meter type and selection of samples

The meter type to be evaluated has the following parameters:

- single phase basic static meter for the measurement of active energy;
- accuracy class 2,0;
- for direct connection;
- for outdoor installation;
- nominal voltage $U_n = 230$ V;
- maximum current $I_{max} = 100$ A.

This meter is of a new type, and the accelerated reliability testing is performed using samples available from the design phase.

G.3 Life characteristics to be checked

Less than 5 % failures after 10 years with a confidence level of 50 %.

G.4 Test method

The meters are equipped with an LCD register. The resolution of the display is 0,1 kWh. The meters are also equipped with a test output (metrology LED), the meter constant is 1 Wh/pulse. Therefore the register reading should increment by 0,1 kWh for every 100 pulses on the test output.

During the test, the meters are continuously loaded with:

- voltage: U_n ;
- current: 10 A ;
- power factor: 1.

Accuracy failure: The accuracy is verified every 24 h, using a reference standard meter. A failure is recorded, if the percentage error exceeds ± 2 % at 10 A. This test is done at 23 °C, at less than 50 % relative humidity.

Register failure: The operation of the register is also verified at the same time, by comparing the value read from the register and the number of pulses emitted by the meter. A failure is recorded, if there is a discrepancy between the number of pulses emitted and the increment in the register reading.

For each stress level, 30 meters are tested.

G.5 Definition of stresses

G.5.1 Stresses applied

Five combinations of stresses are applied:

- temperature: 85 °C, relative humidity: 95 %;
- temperature: 85 °C, relative humidity: 85 %;
- temperature: 85 °C, relative humidity: 75 %;
- temperature: 75 °C, relative humidity: 95 %;
- temperature: 65 °C, relative humidity: 95 %.

G.5.2 Minimum duration of the test at 85 °C with $RH = 95\%$

For the test at 85 °C and $RH = 95\%$, it is accepted that the fault modes, with β between 0,5 and 5, and the contribution of which is less than 15 % of all the failures at 10 years with a confidence level of 50 %, can be missed.

In order to be able to reuse failure times obtained at each stress level, to extrapolate them to normal use conditions until 20 °C and 75 % relative humidity, the acceleration factor at maximum stress level is calculated with $T_u = 20\text{ °C}$, and $RH_u = 75\%$.

$$AF_{\max} = \left(\frac{75}{95}\right)^{-3} e^{\frac{0,9}{8,617 \times 10^{-5}} \left(\frac{1}{273+20} - \frac{1}{273+85}\right)} = 1314$$

With a sample size of 30, a value of $F = 5\%$, a value of $C = 15\%$, and a value of $Y = 10$ years, this gives a minimum duration of the maximum stress level equal to:

$$D_{\min} = \text{MAX} \left(\frac{10 \times 365 \times 24}{1314} \left[\frac{\ln(1-0,0228)}{\ln(1-\frac{15 \times 5}{10000})} \right]^2, \frac{10 \times 365 \times 24}{1314} \left[\frac{\ln(1-0,0228)}{\ln(1-\frac{15 \times 5}{10000})} \right]^{\frac{1}{5}} \right)$$

$$D_{\min} = 625 \text{ h rounded to } 648 \text{ h (or 27 days)}.$$

G.6 Failures at each stress level

The failure times and their classification and root cause are represented in the tables below.

For each stress level:

- the table on the left shows all the failures observed during the test with their failure time detection, failure classification and root cause of failure (see clause 10);
- the table on the right shows the same information but rearranged by main independent fault modes. To each failure are associated a failure order (as explained in 6.3.2), a time to failure (as explained in 6.3.1) and an unreliability estimate with a confidence level of 50 % and for a sample of 30 meters (as explained in 6.3.3).

For example, Table G.1 shows the failures observed at 85 °C and $RH = 95\%$:

- the table on the left shows all the failures observed during the test after 648 h. 3 main independent fault modes have been identified: Display failures with all samples failed, Q2 failures with 26 samples failed, and U1 failures with 8 samples failed. As at least 5 failures were observed for each main independent fault mode, the test was stopped after 648 h;
- the table on the right shows the failures rearranged by main independent fault modes (U1, Q2 and Display). For each fault mode:
 - failure time detections are rearranged by ascending order;
 - to each failure time detection are associated one failure order, one time to failure and one unreliability estimate (obtained from Annex D, sample size 30, confidence level 50 %).

IECNORM.COM : Click to view the full PDF of IEC 62059-31-1:2008

Table G.1 – Failures logged at 85 °C with RH = 95 %

Failure time detection	Failure classification	Root cause of failure	Failure order	Failure time detection	Time to failure	Failure classification	Root cause of failure	Unreliability estimate
96	S	X06: U1 failed	1	96	84F	S	X06: U1 failed	0,0228
96	S	X06: Q2 failed	2	120	108F	P	X06: U1 failed	0,0553
120	P	X06: U1 failed	3	168	156F	P	X06: U1 failed	0,0881
120	I	X06: Display failed	4	336	324F	S	X06: U1 failed	0,1210
144	I	X06: Display failed	5	408	396F	S	X06: U1 failed	0,1540
144	I	X06: Display failed	6	456	444F	I	X06: U1 failed	0,1869
144	I	X06: Display failed	7	600	588F	S	X06: U1 failed	0,2199
168	P	X06: U1 failed	8	648	636F	P	X06: U1 failed	0,2528
168	S	X06: Q2 failed	1	96	84F	S	X06: Q2 failed	0,0228
168	S	X06: Q2 failed	2	168	152F	S	X06: Q2 failed	0,0553
192	S	X06: Q2 failed	3	168	160F	S	X06: Q2 failed	0,0881
192	S	X06: Q2 failed	4	192	173F	S	X06: Q2 failed	0,1210
192	S	X06: Q2 failed	5	192	178F	S	X06: Q2 failed	0,1540
192	S	X06: Q2 failed	6	192	183F	S	X06: Q2 failed	0,1869
192	I	X06: Display failed	7	192	188F	S	X06: Q2 failed	0,2199
192	I	X06: Display failed	8	240	221F	S	X06: Q2 failed	0,2528
192	I	X06: Display failed	9	240	226F	S	X06: Q2 failed	0,2858
192	I	X06: Display failed	10	240	231F	S	X06: Q2 failed	0,3187
192	I	X06: Display failed	11	240	236F	S	X06: Q2 failed	0,3517
192	I	X06: Display failed	12	288	270F	S	X06: Q2 failed	0,3846
216	I	X06: Display failed	13	288	276F	S	X06: Q2 failed	0,4176
216	I	X06: Display failed	14	288	282F	S	X06: Q2 failed	0,4506
216	I	X06: Display failed	15	312	292F	S	X06: Q2 failed	0,4835
216	I	X06: Display failed	16	312	296F	S	X06: Q2 failed	0,5165
216	I	X06: Display failed	17	312	300F	S	X06: Q2 failed	0,5494
216	I	X06: Display failed	18	312	304F	S	X06: Q2 failed	0,5824
216	I	X06: Display failed	19	312	308F	S	X06: Q2 failed	0,6154
216	I	X06: Display failed	20	384	365F	S	X06: Q2 failed	0,6483
240	S	X06: Q2 failed	21	384	370F	S	X06: Q2 failed	0,6813
240	S	X06: Q2 failed	22	384	375F	S	X06: Q2 failed	0,7142
240	S	X06: Q2 failed	23	384	380F	S	X06: Q2 failed	0,7472
240	S	X06: Q2 failed	24	408	390F	S	X06: Q2 failed	0,7801
240	I	X06: Display failed	25	408	396F	S	X06: Q2 failed	0,8131
240	I	X06: Display failed	26	408	402F	S	X06: Q2 failed	0,8460
240	I	X06: Display failed	1	120	108F	I	X06: Display failed	0,0228
240	I	X06: Display failed	2	144	126F	I	X06: Display failed	0,0553
240	I	X06: Display failed	3	144	132F	I	X06: Display failed	0,0881
240	I	X06: Display failed	4	144	138F	I	X06: Display failed	0,1210
240	I	X06: Display failed	5	192	172F	I	X06: Display failed	0,1540
240	I	X06: Display failed	6	192	175F	I	X06: Display failed	0,1869
288	S	X06: Q2 failed	7	192	179F	I	X06: Display failed	0,2199

Failure time detection	Failure classification	Root cause of failure	Failure order	Failure time detection	Time to failure	Failure classification	Root cause of failure	Unreliability estimate
288	S	X06: Q2 failed	8	192	182F	I	X06: Display failed	0,2528
288	S	X06: Q2 failed	9	192	186F	I	X06: Display failed	0,2858
312	S	X06: Q2 failed	10	192	189F	I	X06: Display failed	0,3187
312	S	X06: Q2 failed	11	216	195F	I	X06: Display failed	0,3517
312	S	X06: Q2 failed	12	216	198F	I	X06: Display failed	0,3846
312	S	X06: Q2 failed	13	216	200F	I	X06: Display failed	0,4176
312	S	X06: Q2 failed	14	216	203F	I	X06: Display failed	0,4506
312	I	X06: Display failed	15	216	206F	I	X06: Display failed	0,4835
312	I	X06: Display failed	16	216	208F	I	X06: Display failed	0,5165
312	I	X06: Display failed	17	216	211F	I	X06: Display failed	0,5494
312	I	X06: Display failed	18	216	214F	I	X06: Display failed	0,5824
336	S	X06: U1 failed	19	240	219F	I	X06: Display failed	0,6154
384	S	X06: Q2 failed	20	240	222F	I	X06: Display failed	0,6483
384	S	X06: Q2 failed	21	240	224F	I	X06: Display failed	0,6813
384	S	X06: Q2 failed	22	240	227F	I	X06: Display failed	0,7142
384	S	X06: Q2 failed	23	240	230F	I	X06: Display failed	0,7472
408	S	X06: U1 failed	24	240	232F	I	X06: Display failed	0,7801
408	S	X06: Q2 failed	25	240	235F	I	X06: Display failed	0,8131
408	S	X06: Q2 failed	26	240	238F	I	X06: Display failed	0,8460
408	S	X06: Q2 failed	27	312	293F	I	X06: Display failed	0,8790
456	I	X06: U1 failed	28	312	298F	I	X06: Display failed	0,9119
600	S	X06: U1 failed	29	312	303F	I	X06: Display failed	0,9447
648	P	X06: U1 failed	30	312	308F	I	X06: Display failed	0,9772

Table G.2 – Failures logged at 85 °C with RH = 85 %

Failure time detection	Failure classification	Root cause of failure	Failure order	Failure time detection	Time to failure	Failure classification	Root cause of failure	Unreliability estimate
96	P	X06: U1 failed	1	96	84F	P	X06: U1 failed	0,0228
144	S	X06: Q2 failed	2	264	252F	P	X06: U1 failed	0,0553
144	I	X06: Display failed	3	288	276F	S	X06: U1 failed	0,0881
168	S	X06: Q2 failed	4	408	396F	I	X06: U1 failed	0,1210
192	S	X06: Q2 failed	5	576	564F	S	X06: U1 failed	0,1540
216	I	X06: Display failed	1	144	132F	S	X06: Q2 failed	0,0228
216	I	X06: Display failed	2	168	156F	S	X06: Q2 failed	0,0553
216	I	X06: Display failed	3	192	180F	S	X06: Q2 failed	0,0881
240	I	X06: Display failed	4	264	248F	S	X06: Q2 failed	0,1210
240	I	X06: Display failed	5	264	256F	S	X06: Q2 failed	0,1540
240	I	X06: Display failed	6	312	293F	S	X06: Q2 failed	0,1869
240	I	X06: Display failed	7	312	298F	S	X06: Q2 failed	0,2199
264	P	X06: U1 failed	8	312	303F	S	X06: Q2 failed	0,2528
264	S	X06: Q2 failed	9	312	308F	S	X06: Q2 failed	0,2858
264	S	X06: Q2 failed	10	336	318F	S	X06: Q2 failed	0,3187
288	S	X06: U1 failed	11	336	324F	S	X06: Q2 failed	0,3517
288	I	X06: Display failed	12	336	330F	S	X06: Q2 failed	0,3846
288	I	X06: Display failed	13	432	412F	S	X06: Q2 failed	0,4176
288	I	X06: Display failed	14	432	416F	S	X06: Q2 failed	0,4506
288	I	X06: Display failed	15	432	420F	S	X06: Q2 failed	0,4835
288	I	X06: Display failed	16	432	424F	S	X06: Q2 failed	0,5165
288	I	X06: Display failed	17	432	428F	S	X06: Q2 failed	0,5494
312	S	X06: Q2 failed	18	456	438F	S	X06: Q2 failed	0,5824
312	S	X06: Q2 failed	19	456	444F	S	X06: Q2 failed	0,6154
312	S	X06: Q2 failed	20	456	450F	S	X06: Q2 failed	0,6483
312	S	X06: Q2 failed	21	480	461F	S	X06: Q2 failed	0,6813
312	I	X06: Display failed	22	480	466F	S	X06: Q2 failed	0,7142
312	I	X06: Display failed	23	480	471F	S	X06: Q2 failed	0,7472
312	I	X06: Display failed	24	480	476F	S	X06: Q2 failed	0,7801
312	I	X06: Display failed	25	552	540F	S	X06: Q2 failed	0,8131
312	I	X06: Display failed	26	576	560F	S	X06: Q2 failed	0,8460
336	S	X06: Q2 failed	27	576	568F	S	X06: Q2 failed	0,8790
336	S	X06: Q2 failed	1	144	132F	I	X06: Display failed	0,0228
336	S	X06: Q2 failed	2	216	198F	I	X06: Display failed	0,0553
336	I	X06: Display failed	3	216	204F	I	X06: Display failed	0,0881
336	I	X06: Display failed	4	216	210F	I	X06: Display failed	0,1210
336	I	X06: Display failed	5	240	221F	I	X06: Display failed	0,1540
336	I	X06: Display failed	6	240	226F	I	X06: Display failed	0,1869
336	I	X06: Display failed	7	240	231F	I	X06: Display failed	0,2199
384	I	X06: Display failed	8	240	236F	I	X06: Display failed	0,2528
384	I	X06: Display failed	9	288	268F	I	X06: Display failed	0,2858
384	I	X06: Display failed	10	288	271F	I	X06: Display failed	0,3187
384	I	X06: Display failed	11	288	275F	I	X06: Display failed	0,3517
408	I	X06: U1 failed	12	288	278F	I	X06: Display failed	0,3846
408	I	X06: Display failed	13	288	282F	I	X06: Display failed	0,4176
408	I	X06: Display failed	14	288	285F	I	X06: Display failed	0,4506
432	S	X06: Q2 failed	15	312	292F	I	X06: Display failed	0,4835
432	S	X06: Q2 failed	16	312	296F	I	X06: Display failed	0,5165
432	S	X06: Q2 failed	17	312	300F	I	X06: Display failed	0,5494
432	S	X06: Q2 failed	18	312	304F	I	X06: Display failed	0,5824
432	S	X06: Q2 failed	19	312	308F	I	X06: Display failed	0,6154
456	S	X06: Q2 failed	20	336	316F	I	X06: Display failed	0,6483
456	S	X06: Q2 failed	21	336	320F	I	X06: Display failed	0,6813
456	S	X06: Q2 failed	22	336	324F	I	X06: Display failed	0,7142
480	S	X06: Q2 failed	23	336	328F	I	X06: Display failed	0,7472
480	S	X06: Q2 failed	24	336	332F	I	X06: Display failed	0,7801
480	S	X06: Q2 failed	25	384	365F	I	X06: Display failed	0,8131
480	S	X06: Q2 failed	26	384	370F	I	X06: Display failed	0,8460
552	S	X06: Q2 failed	27	384	375F	I	X06: Display failed	0,8790
576	S	X06: U1 failed	28	384	380F	I	X06: Display failed	0,9119
576	S	X06: Q2 failed	29	408	392F	I	X06: Display failed	0,9447
576	S	X06: Q2 failed	30	408	400F	I	X06: Display failed	0,9772

Table G.3 – Failures logged at 85 °C with RH = 75 %

Failure time detection	Failure classification	Root cause of failure	Failure order	Failure time detection	Time to failure	Failure classification	Root cause of failure	Unreliability estimate
144	S	X06: U1 failed	1	144	132F	S	X06: U1 failed	0,0228
168	S	X06: Q2 failed	2	240	228F	P	X06: U1 failed	0,0553
240	P	X06: U1 failed	3	408	396F	S	X06: U1 failed	0,0881
240	I	X06: Display failed	4	624	612F	S	X06: U1 failed	0,1210
264	S	X06: Q2 failed	5	816	804F	I	X06: U1 failed	0,1540
264	I	X06: Display failed	1	168	156F	S	X06: Q2 failed	0,0228
264	I	X06: Display failed	2	264	252F	S	X06: Q2 failed	0,0553
264	I	X06: Display failed	3	336	320F	S	X06: Q2 failed	0,0881
336	S	X06: Q2 failed	4	336	328F	S	X06: Q2 failed	0,1210
336	S	X06: Q2 failed	5	360	344F	S	X06: Q2 failed	0,1540
360	S	X06: Q2 failed	6	360	352F	S	X06: Q2 failed	0,1869
360	S	X06: Q2 failed	7	456	437F	S	X06: Q2 failed	0,2199
360	I	X06: Display failed	8	456	442F	S	X06: Q2 failed	0,2528
360	I	X06: Display failed	9	456	447F	S	X06: Q2 failed	0,2858
360	I	X06: Display failed	10	456	452F	S	X06: Q2 failed	0,3187
360	I	X06: Display failed	11	480	461F	S	X06: Q2 failed	0,3517
384	I	X06: Display failed	12	480	466F	S	X06: Q2 failed	0,3846
384	I	X06: Display failed	13	480	471F	S	X06: Q2 failed	0,4176
384	I	X06: Display failed	14	480	476F	S	X06: Q2 failed	0,4506
408	S	X06: U1 failed	15	576	558F	S	X06: Q2 failed	0,4835
408	I	X06: Display failed	16	576	564F	S	X06: Q2 failed	0,5165
408	I	X06: Display failed	17	576	570F	S	X06: Q2 failed	0,5494
408	I	X06: Display failed	18	648	629F	S	X06: Q2 failed	0,5824
432	I	X06: Display failed	19	648	634F	S	X06: Q2 failed	0,6154
432	I	X06: Display failed	20	648	639F	S	X06: Q2 failed	0,6483
432	I	X06: Display failed	21	648	644F	S	X06: Q2 failed	0,6813
432	I	X06: Display failed	22	696	676F	S	X06: Q2 failed	0,7142
432	I	X06: Display failed	23	696	680F	S	X06: Q2 failed	0,7472
456	S	X06: Q2 failed	24	696	684F	S	X06: Q2 failed	0,7801
456	S	X06: Q2 failed	25	696	688F	S	X06: Q2 failed	0,8131
456	S	X06: Q2 failed	26	696	692F	S	X06: Q2 failed	0,8460
456	S	X06: Q2 failed	27	816	804F	S	X06: Q2 failed	0,8790
456	I	X06: Display failed	1	240	228F	I	X06: Display failed	0,0228
480	S	X06: Q2 failed	2	264	246F	I	X06: Display failed	0,0553
480	S	X06: Q2 failed	3	264	252F	I	X06: Display failed	0,0881
480	S	X06: Q2 failed	4	264	258F	I	X06: Display failed	0,1210
480	S	X06: Q2 failed	5	360	341F	I	X06: Display failed	0,1540
504	I	X06: Display failed	6	360	346F	I	X06: Display failed	0,1869
504	I	X06: Display failed	7	360	351F	I	X06: Display failed	0,2199
504	I	X06: Display failed	8	360	356F	I	X06: Display failed	0,2528
504	I	X06: Display failed	9	384	366F	I	X06: Display failed	0,2858
504	I	X06: Display failed	10	384	372F	I	X06: Display failed	0,3187
552	I	X06: Display failed	11	384	378F	I	X06: Display failed	0,3517
552	I	X06: Display failed	12	408	390F	I	X06: Display failed	0,3846
552	I	X06: Display failed	13	408	396F	I	X06: Display failed	0,4176
552	I	X06: Display failed	14	408	402F	I	X06: Display failed	0,4506
576	S	X06: Q2 failed	15	432	412F	I	X06: Display failed	0,4835
576	S	X06: Q2 failed	16	432	416F	I	X06: Display failed	0,5165
576	S	X06: Q2 failed	17	432	420F	I	X06: Display failed	0,5494
600	I	X06: Display failed	18	432	424F	I	X06: Display failed	0,5824
624	S	X06: U1 failed	19	432	428F	I	X06: Display failed	0,6154
648	S	X06: Q2 failed	20	456	444F	I	X06: Display failed	0,6483
648	S	X06: Q2 failed	21	504	484F	I	X06: Display failed	0,6813
648	S	X06: Q2 failed	22	504	488F	I	X06: Display failed	0,7142
648	S	X06: Q2 failed	23	504	492F	I	X06: Display failed	0,7472
696	S	X06: Q2 failed	24	504	496F	I	X06: Display failed	0,7801
696	S	X06: Q2 failed	25	504	500F	I	X06: Display failed	0,8131
696	S	X06: Q2 failed	26	552	533F	I	X06: Display failed	0,8460
696	S	X06: Q2 failed	27	552	538F	I	X06: Display failed	0,8790
696	S	X06: Q2 failed	28	552	543F	I	X06: Display failed	0,9119
816	I	X06: U1 failed	29	552	548F	I	X06: Display failed	0,9447
816	S	X06: Q2 failed	30	600	588F	I	X06: Display failed	0,9772

Table G.4 – Failures logged at 75 °C with RH = 95 %

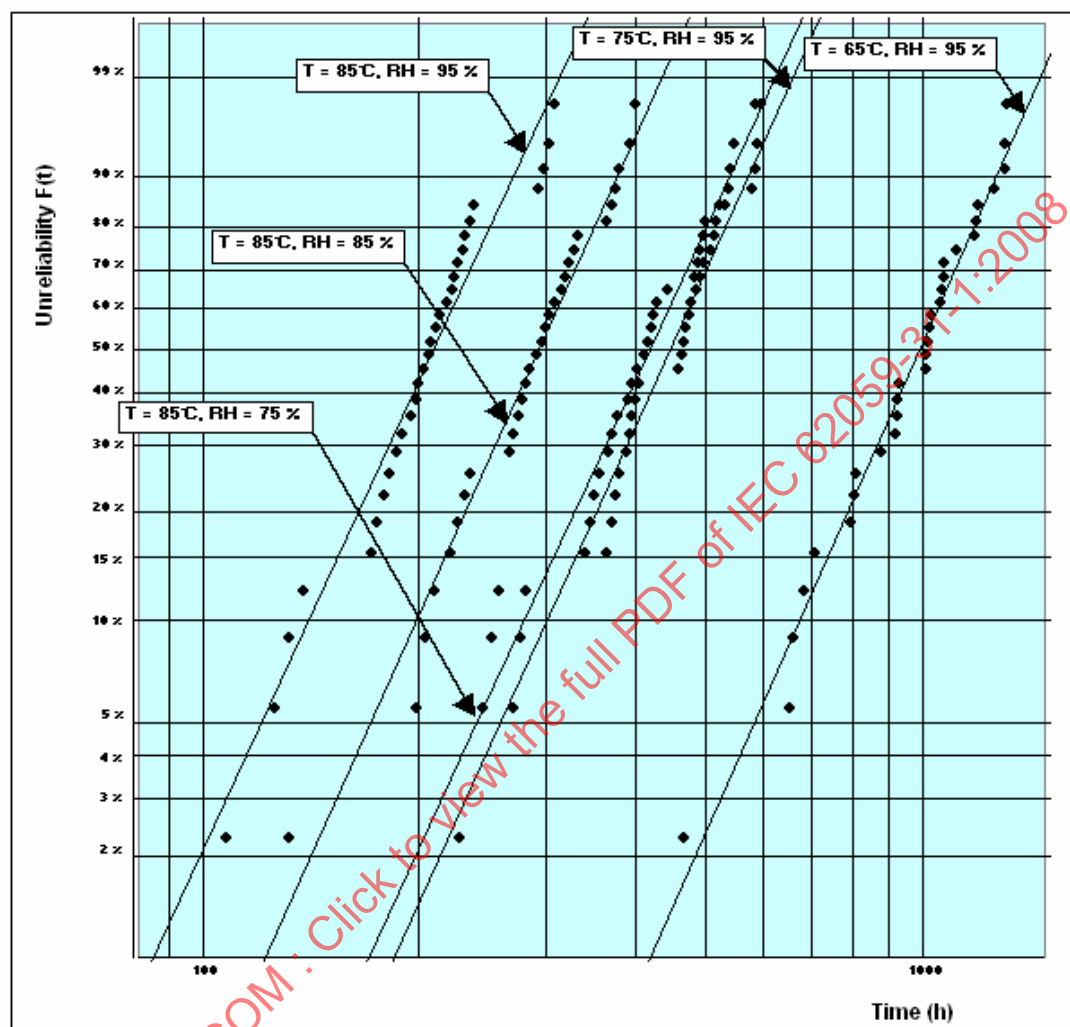
Failure time detection	Failure classification	Root cause of failure	Failure order	Failure time detection	Time to failure	Failure classification	Root cause of failure	Unreliability estimate
168	S	X06: U1 failed	1	168	156F	S	X06: U1 failed	0,0228
240	P	X06: U1 failed	2	240	228F	P	X06: U1 failed	0,0553
240	S	X06: Q2 failed	3	600	588F	S	X06: U1 failed	0,0881
240	I	X06: Display failed	4	624	612F	P	X06: U1 failed	0,1210
264	S	X06: Q2 failed	5	888	876F	S	X06: U1 failed	0,1540
288	I	X06: Display failed	1	240	228F	S	X06: Q2 failed	0,0228
288	I	X06: Display failed	2	264	252F	S	X06: Q2 failed	0,0553
288	I	X06: Display failed	3	336	324F	S	X06: Q2 failed	0,0881
336	S	X06: Q2 failed	4	408	392F	S	X06: Q2 failed	0,1210
384	I	X06: Display failed	5	408	400F	S	X06: Q2 failed	0,1540
384	I	X06: Display failed	6	504	486F	S	X06: Q2 failed	0,1869
384	I	X06: Display failed	7	504	492F	S	X06: Q2 failed	0,2199
384	I	X06: Display failed	8	504	498F	S	X06: Q2 failed	0,2528
408	S	X06: Q2 failed	9	552	540F	S	X06: Q2 failed	0,2858
408	S	X06: Q2 failed	10	576	560F	S	X06: Q2 failed	0,3187
408	I	X06: Display failed	11	576	568F	S	X06: Q2 failed	0,3517
408	I	X06: Display failed	12	672	652F	S	X06: Q2 failed	0,3846
408	I	X06: Display failed	13	672	656F	S	X06: Q2 failed	0,4176
408	I	X06: Display failed	14	672	660F	S	X06: Q2 failed	0,4506
408	I	X06: Display failed	15	672	664F	S	X06: Q2 failed	0,4835
480	I	X06: Display failed	16	672	668F	S	X06: Q2 failed	0,5165
480	I	X06: Display failed	17	720	708F	S	X06: Q2 failed	0,5494
480	I	X06: Display failed	18	744	732F	S	X06: Q2 failed	0,5824
480	I	X06: Display failed	19	768	749F	S	X06: Q2 failed	0,6154
480	I	X06: Display failed	20	768	754F	S	X06: Q2 failed	0,6483
480	I	X06: Display failed	21	768	759F	S	X06: Q2 failed	0,6813
504	S	X06: Q2 failed	22	768	764F	S	X06: Q2 failed	0,7142
504	S	X06: Q2 failed	23	888	869F	S	X06: Q2 failed	0,7472
504	S	X06: Q2 failed	24	888	874F	S	X06: Q2 failed	0,7801
504	I	X06: Display failed	25	888	879F	S	X06: Q2 failed	0,8131
504	I	X06: Display failed	26	888	884F	S	X06: Q2 failed	0,8460
504	I	X06: Display failed	1	240	228F	I	X06: Display failed	0,0228
528	I	X06: Display failed	2	288	270F	I	X06: Display failed	0,0553
528	I	X06: Display failed	3	288	276F	I	X06: Display failed	0,0881
528	I	X06: Display failed	4	288	282F	I	X06: Display failed	0,1210
528	I	X06: Display failed	5	384	365F	I	X06: Display failed	0,1540
552	S	X06: Q2 failed	6	384	370F	I	X06: Display failed	0,1869
576	S	X06: Q2 failed	7	384	375F	I	X06: Display failed	0,2199
576	S	X06: Q2 failed	8	384	380F	I	X06: Display failed	0,2528
600	S	X06: U1 failed	9	408	388F	I	X06: Display failed	0,2858
600	I	X06: Display failed	10	408	392F	I	X06: Display failed	0,3187
600	I	X06: Display failed	11	408	396F	I	X06: Display failed	0,3517
600	I	X06: Display failed	12	408	400F	I	X06: Display failed	0,3846
600	I	X06: Display failed	13	408	404F	I	X06: Display failed	0,4176
624	P	X06: U1 failed	14	480	460F	I	X06: Display failed	0,4506
672	S	X06: Q2 failed	15	480	463F	I	X06: Display failed	0,4835
672	S	X06: Q2 failed	16	480	467F	I	X06: Display failed	0,5165
672	S	X06: Q2 failed	17	480	470F	I	X06: Display failed	0,5494
672	S	X06: Q2 failed	18	480	474F	I	X06: Display failed	0,5824
672	S	X06: Q2 failed	19	480	477F	I	X06: Display failed	0,6154
720	S	X06: Q2 failed	20	504	486F	I	X06: Display failed	0,6483
744	S	X06: Q2 failed	21	504	492F	I	X06: Display failed	0,6813
768	S	X06: Q2 failed	22	504	498F	I	X06: Display failed	0,7142
768	S	X06: Q2 failed	23	528	509F	I	X06: Display failed	0,7472
768	S	X06: Q2 failed	24	528	514F	I	X06: Display failed	0,7801
768	S	X06: Q2 failed	25	528	519F	I	X06: Display failed	0,8131
888	S	X06: U1 failed	26	528	524F	I	X06: Display failed	0,8460
888	S	X06: Q2 failed	27	600	581F	I	X06: Display failed	0,8790
888	S	X06: Q2 failed	28	600	586F	I	X06: Display failed	0,9119
888	S	X06: Q2 failed	29	600	591F	I	X06: Display failed	0,9447
888	S	X06: Q2 failed	30	600	596F	I	X06: Display failed	0,9772

Table G.5 – Failures logged at 65 °C with RH = 95 %

Failure time detection	Failure classification	Root cause of failure	Failure order	Failure time detection	Time to failure	Failure classification	Root cause of failure	Unreliability estimate
360	S	X06: U1 failed	1	360	348F	S	X06: U1 failed	0,0228
480	I	X06: Display failed	2	1 056	1044F	S	X06: U1 failed	0,0553
504	S	X06: Q2 failed	3	1 152	1140F	S	X06: U1 failed	0,0881
672	I	X06: Display failed	4	1 656	1644F	P	X06: U1 failed	0,1210
672	I	X06: Display failed	5	2 568	2556F	P	X06: U1 failed	0,1540
696	I	X06: Display failed	1	504	492F	S	X06: Q2 failed	0,0228
720	S	X06: Q2 failed	2	720	708F	S	X06: Q2 failed	0,0553
720	I	X06: Display failed	3	744	732F	S	X06: Q2 failed	0,0881
744	S	X06: Q2 failed	4	936	924F	S	X06: Q2 failed	0,1210
816	I	X06: Display failed	5	960	948F	S	X06: Q2 failed	0,1540
816	I	X06: Display failed	6	1 080	1064F	S	X06: Q2 failed	0,1869
816	I	X06: Display failed	7	1 080	1072F	S	X06: Q2 failed	0,2199
888	I	X06: Display failed	8	1 176	1164F	S	X06: Q2 failed	0,2528
936	S	X06: Q2 failed	9	1 296	1278F	S	X06: Q2 failed	0,2858
936	I	X06: Display failed	10	1 296	1284F	S	X06: Q2 failed	0,3187
936	I	X06: Display failed	11	1 296	1290F	S	X06: Q2 failed	0,3517
936	I	X06: Display failed	12	1 464	1446F	S	X06: Q2 failed	0,3846
936	I	X06: Display failed	13	1 464	1452F	S	X06: Q2 failed	0,4176
960	S	X06: Q2 failed	14	1 464	1458F	S	X06: Q2 failed	0,4506
1 032	I	X06: Display failed	15	1 584	1565F	S	X06: Q2 failed	0,4835
1 032	I	X06: Display failed	16	1 584	1570F	S	X06: Q2 failed	0,5165
1 032	I	X06: Display failed	17	1 584	1575F	S	X06: Q2 failed	0,5494
1 032	I	X06: Display failed	18	1 584	1580F	S	X06: Q2 failed	0,5824
1 032	I	X06: Display failed	19	1 752	1740F	S	X06: Q2 failed	0,6154
1 056	S	X06: U1 failed	20	1 848	1832F	S	X06: Q2 failed	0,6483
1 080	S	X06: Q2 failed	21	1 848	1840F	S	X06: Q2 failed	0,6813
1 080	S	X06: Q2 failed	22	1 872	1860F	S	X06: Q2 failed	0,7142
1 080	I	X06: Display failed	23	2 040	2028F	S	X06: Q2 failed	0,7472
1 080	I	X06: Display failed	24	2 064	2052F	S	X06: Q2 failed	0,7801
1 080	I	X06: Display failed	25	2 088	2076F	S	X06: Q2 failed	0,8131
1 080	I	X06: Display failed	26	2 112	2100F	S	X06: Q2 failed	0,8460
1 128	I	X06: Display failed	27	2 376	2364F	S	X06: Q2 failed	0,8790
1 152	S	X06: U1 failed	28	2 400	2388F	S	X06: Q2 failed	0,9119
1 176	S	X06: Q2 failed	29	2 424	2412F	S	X06: Q2 failed	0,9447
1 200	I	X06: Display failed	30	2 448	2436F	S	X06: Q2 failed	0,9772
1 200	I	X06: Display failed	1	480	468F	I	X06: Display failed	0,0228
1 200	I	X06: Display failed	2	672	656F	I	X06: Display failed	0,0553
1 272	I	X06: Display failed	3	672	664F	I	X06: Display failed	0,0881
1 296	S	X06: Q2 failed	4	696	684F	I	X06: Display failed	0,1210
1 296	S	X06: Q2 failed	5	720	708F	I	X06: Display failed	0,1540
1 296	S	X06: Q2 failed	6	816	798F	I	X06: Display failed	0,1869
1 320	I	X06: Display failed	7	816	804F	I	X06: Display failed	0,2199
1 320	I	X06: Display failed	8	816	810F	I	X06: Display failed	0,2528
1 320	I	X06: Display failed	9	888	876F	I	X06: Display failed	0,2858
1 464	S	X06: Q2 failed	10	936	917F	I	X06: Display failed	0,3187
1 464	S	X06: Q2 failed	11	936	922F	I	X06: Display failed	0,3517
1 464	S	X06: Q2 failed	12	936	927F	I	X06: Display failed	0,3846
1 584	S	X06: Q2 failed	13	936	932F	I	X06: Display failed	0,4176
1 584	S	X06: Q2 failed	14	1 032	1012F	I	X06: Display failed	0,4506
1 584	S	X06: Q2 failed	15	1 032	1016F	I	X06: Display failed	0,4835
1 584	S	X06: Q2 failed	16	1 032	1020F	I	X06: Display failed	0,5165
1 656	P	X06: U1 failed	17	1 032	1024F	I	X06: Display failed	0,5494
1 752	S	X06: Q2 failed	18	1 032	1028F	I	X06: Display failed	0,5824
1 848	S	X06: Q2 failed	19	1 080	1061F	I	X06: Display failed	0,6154
1 848	S	X06: Q2 failed	20	1 080	1066F	I	X06: Display failed	0,6483
1 872	S	X06: Q2 failed	21	1 080	1071F	I	X06: Display failed	0,6813
2 040	S	X06: Q2 failed	22	1 080	1076F	I	X06: Display failed	0,7142
2 064	S	X06: Q2 failed	23	1 128	1116F	I	X06: Display failed	0,7472
2 088	S	X06: Q2 failed	24	1 200	1182F	I	X06: Display failed	0,7801
2 112	S	X06: Q2 failed	25	1 200	1188F	I	X06: Display failed	0,8131
2 376	S	X06: Q2 failed	26	1 200	1194F	I	X06: Display failed	0,8460
2 400	S	X06: Q2 failed	27	1 272	1260F	I	X06: Display failed	0,8790
2 424	S	X06: Q2 failed	28	1 320	1302F	I	X06: Display failed	0,9119
2 448	S	X06: Q2 failed	29	1 320	1308F	I	X06: Display failed	0,9447
2 568	P	X06: U1 failed	30	1 320	1314F	I	X06: Display failed	0,9772

G.7 Graphical representations of distributions at each stress level and for each main independent fault mode

G.7.1 Display failures



IEC 1703/08

Figure G.1 – Graphical representation of display failures for each stress level

For a confidence level of 50 %, estimation by least squares/rank regression of best fit Weibull distributions (as described in 6.3.4) gives the following results:

Table G.6 – Best fit Weibull distributions for display failures

T (°C)	RH (%)	Beta	Eta	Coefficient of determination	Acceptance threshold	Goodness of fit test
85	95	4,72	227	0,957	0,922	Accepted
85	85	4,84	317	0,975	0,922	Accepted
85	75	4,73	452	0,967	0,922	Accepted
75	95	4,82	481	0,970	0,922	Accepted
65	95	4,91	1068	0,981	0,922	Accepted

G.7.2 Q2 failures

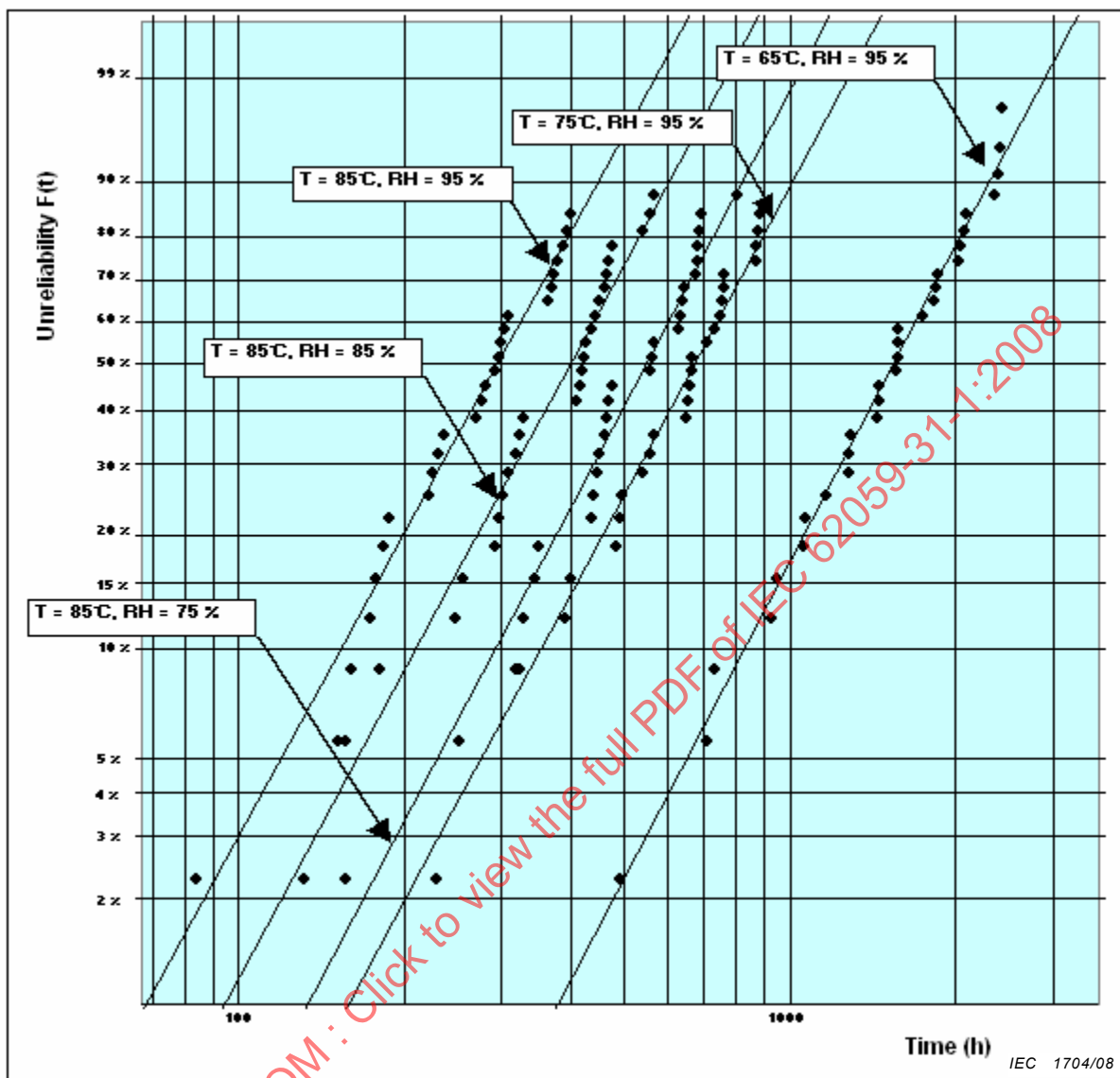


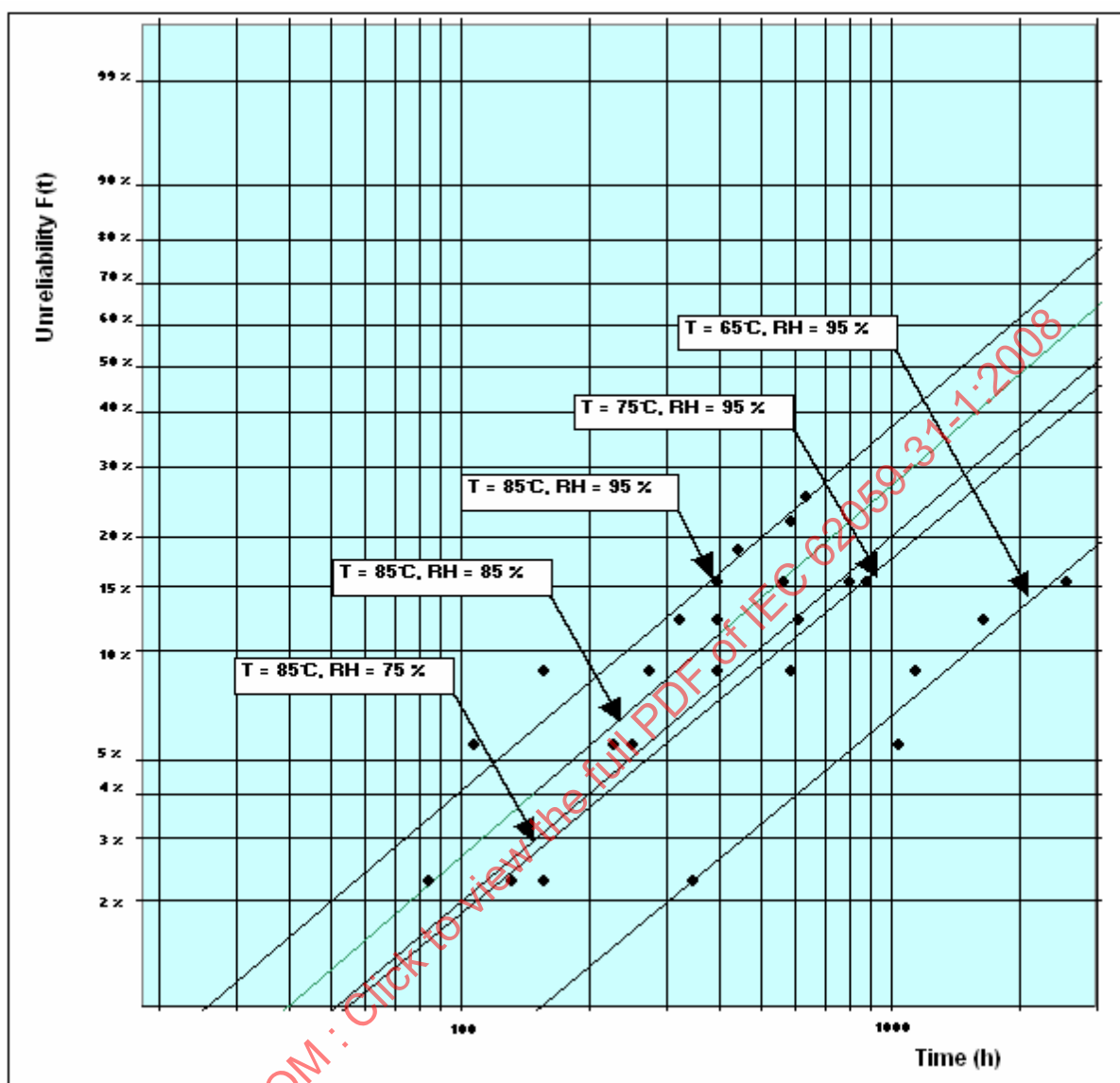
Figure G.2 – Graphical representation of Q2 failures for each stress level

For a confidence level of 50 %, estimation by least squares/rank regression of best fit Weibull distributions gives the following results:

Table G.7 – Best fit Weibull distributions for Q2 failures

T (°C)	RH (%)	Beta	Eta	Coefficient of determination	Acceptance threshold	Goodness of fit test
85	95	2,88	335	0,974	0,916	Accepted
85	85	2,93	453	0,973	0,918	Accepted
85	75	3,00	620	0,973	0,918	Accepted
75	95	2,94	761	0,982	0,916	Accepted
65	95	3,01	1748	0,991	0,922	Accepted

G.7.3 U1 failures



IEC 1705/08

Figure G.3 – Graphical representation of U1 failures for each stress level

For a confidence level of 50 %, estimation by least squares/rank regression of best fit Weibull distributions gives the following results:

Table G.8 – Best fit Weibull distributions for U1 failures

T (°C)	RH (%)	Beta	Eta	Coefficient of determination	Acceptance threshold	Goodness of fit test
85	95	1,05	2066	0,931	0,851	Accepted
85	85	1,07	2927	0,963	0,819	Accepted
85	75	1,05	4128	0,973	0,819	Accepted
75	95	1,02	4979	0,925	0,819	Accepted
65	95	1,03	13474	0,959	0,819	Accepted

G.8 Estimation of acceleration factor parameters

G.8.1 Display failures

The linear equation $Z = nX + E_a ZY$ of the ratio of acceleration factors (as described in 7.1) gives the following table:

Table G.9 – Values of the linear equation for display failures

$T (^{\circ}\text{C})$	$RH (\%)$	Z	X	Y
85	85	0,333	0,111	0,000
85	75	0,688	0,236	0,000
75	95	0,750	0,000	0,931
65	95	1,548	0,000	1,918

The results of the regression (as described in 7.2) give:

- $n = 2,930$;
- $E_a = 0,806$.

G.8.2 Q2 Failures

The linear equation $Z = nX + E_a ZY$ of the ratio of acceleration factors (as described in 7.1) gives the following table:

Table G.10 – Values of the linear equation for Q2 failures

$T (^{\circ}\text{C})$	$RH (\%)$	Z	X	Y
85	95	0,301	0,111	0,000
85	85	0,615	0,236	0,000
85	75	0,820	0,000	0,931
75	95	1,652	0,000	1,918

The results of the regression (as described in 7.2) give:

- $n = 2,625$;
- $E_a = 0,865$.

G.8.3 U1 failures

The linear equation $Z = nX + E_a ZY$ of the ratio of acceleration factors (as described in 7.1) gives the following table:

Table G.11 – Values of the linear equation for other failures

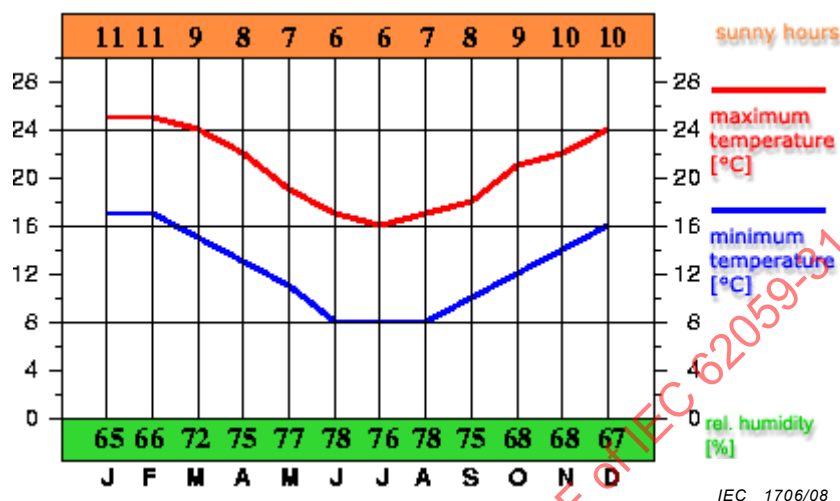
$T (^{\circ}\text{C})$	$RH (\%)$	Z	X	Y
85	85	0,348	0,111	0
85	75	0,692	0,236	0
75	95	0,879	0,000	0,931
65	95	1,875	0,000	1,918

The results of the regression (as described in 7.2) give:

- $n = 2,968$;
- $E_a = 0,971$.

G.9 Expected normal use conditions

The meter is installed in region XX of country YY where typical climate data are represented on Figure G.4:



By courtesy of WeatherOnline

Figure G.4 – Example of climate data

Yearly average temperature and yearly average relative humidity for the area are estimated to be (see 9.2.1):

- for display failures, with $n = 2,930$ and $E_a = 0,806$:
 - yearly average temperature: 17,9 °C;
 - yearly average relative humidity: 72 %.
- for Q2 failures, with $n = 2,625$ and $E_a = 0,865$:
 - yearly average temperature: 18,1 °C;
 - yearly average relative humidity: 72 %.
- for U1 failures, with $n = 2,968$ and $E_a = 0,971$:
 - yearly average temperature: 18,2 °C;
 - yearly average relative humidity: 72 %.

G.10 Temperature correction for each main independent fault mode

G.10.1 Definition of the normal use profile of voltage and current

Table G.12 – Normal use profile of voltage and current

Voltage range	Current range	% of time
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0 \leq I < 0,1 I_{max}$	3
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,1 I_{max} \leq I < 0,2 I_{max}$	2
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,2 I_{max} \leq I < 0,3 I_{max}$	1,5
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,3 I_{max} \leq I < 0,4 I_{max}$	1
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,4 I_{max} \leq I < 0,5 I_{max}$	0,9

Voltage range	Current range	% of time
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,5 I_{max} \leq I < 0,6 I_{max}$	0,6
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,6 I_{max} \leq I < 0,7 I_{max}$	0,4
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,7 I_{max} \leq I < 0,8 I_{max}$	0,3
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,8 I_{max} \leq I < 0,9 I_{max}$	0,2
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,9 I_{max} \leq I < I_{max}$	0,1
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0 \leq I < 0,1 I_{max}$	24
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,1 I_{max} \leq I < 0,2 I_{max}$	16
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,2 I_{max} \leq I < 0,3 I_{max}$	12
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,3 I_{max} \leq I < 0,4 I_{max}$	8
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,4 I_{max} \leq I < 0,5 I_{max}$	7,2
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,5 I_{max} \leq I < 0,6 I_{max}$	4,8
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,6 I_{max} \leq I < 0,7 I_{max}$	3,2
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,7 I_{max} \leq I < 0,8 I_{max}$	2,4
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,8 I_{max} \leq I < 0,9 I_{max}$	1,6
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,9 I_{max} \leq I < I_{max}$	0,8
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0 \leq I < 0,1 I_{max}$	3
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,1 I_{max} \leq I < 0,2 I_{max}$	2
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,2 I_{max} \leq I < 0,3 I_{max}$	1,5
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,3 I_{max} \leq I < 0,4 I_{max}$	1
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,4 I_{max} \leq I < 0,5 I_{max}$	0,9
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,5 I_{max} \leq I < 0,6 I_{max}$	0,6
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,6 I_{max} \leq I < 0,7 I_{max}$	0,4
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,7 I_{max} \leq I < 0,8 I_{max}$	0,3
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,8 I_{max} \leq I < 0,9 I_{max}$	0,2
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,9 I_{max} \leq I < I_{max}$	0,1

G.10.2 Measurement of the internal temperature at each current and voltage**Table G.13 – Measurement of the internal temperature**

U (x U_n)	I (x I_{max})	T (°C)
0,85	0,1	25,7
0,85	0,2	26,2
0,85	0,3	27,1
0,85	0,4	28,3
0,85	0,5	29,8
0,85	0,6	31,7
0,85	0,7	33,9
0,85	0,8	36,5
0,85	0,9	39,5
0,85	1	42,7
1	0,1	26
1	0,2	26,5
1	0,3	27,4
1	0,4	28,6
1	0,5	30,1
1	0,6	32
1	0,7	34,2
1	0,8	36,8
1	0,9	39,8
1	1	43
1,15	0,1	26,3
1,15	0,2	26,8
1,15	0,3	27,7
1,15	0,4	28,9
1,15	0,5	30,4
1,15	0,6	32,3
1,15	0,7	34,5
1,15	0,8	37,1
1,15	0,9	40,1
1,15	1	43,3

G.10.3 Temperature correction for display failures

For display failures E_a was estimated to 0,806 (see G.8.1). With this value of E_a , Arrhenius acceleration factors compared to temperature measured at U_n and 0,1 I_{max} are represented in Table G.14 below.

Table G.14 – Arrhenius acceleration factors compared to temperature measured at U_n and $0,1 I_{max}$, for display failures

% of time	U (x U_n)	I (x I_{max})	T (°C)	Acceleration Factor
3	0,85	0,1	25,7	0,96
2	0,85	0,2	26,2	1,02
1,5	0,85	0,3	27,1	1,12
1	0,85	0,4	28,3	1,26
0,9	0,85	0,5	29,8	1,48
0,6	0,85	0,6	31,7	1,79
0,4	0,85	0,7	33,9	2,23
0,3	0,85	0,8	36,5	2,89
0,2	0,85	0,9	39,5	3,86
0,1	0,85	1	42,7	5,23
24	1	0,1	26	1,00
16	1	0,2	26,5	1,05
12	1	0,3	27,4	1,15
8	1	0,4	28,6	1,30
7,2	1	0,5	30,1	1,52
4,8	1	0,6	32	1,85
3,2	1	0,7	34,2	2,30
2,4	1	0,8	36,8	2,97
1,6	1	0,9	39,8	3,97
0,8	1	1	43	5,38
3	1,15	0,1	26,3	1,03
2	1,15	0,2	26,8	1,08
1,5	1,15	0,3	27,7	1,19
1	1,15	0,4	28,9	1,35
0,9	1,15	0,5	30,4	1,57
0,6	1,15	0,6	32,3	1,90
0,4	1,15	0,7	34,5	2,37
0,3	1,15	0,8	37,1	3,06
0,2	1,15	0,9	40,1	4,09
0,1	1,15	1	43,3	5,53

From this table, we obtain (see 9.3):

- average acceleration factor: 1,37;
- average internal temperature: 28,5 °C;
- temperature correction to be applied to yearly average temperature: 2,5 °C.

And the following acceleration factors for each stress:

- $T = 85$ °C, $RH = 95$ %: $AF = 709,7$ (see next paragraph for calculation details);
- $T = 85$ °C, $RH = 85$ %: $AF = 512,3$;
- $T = 85$ °C, $RH = 75$ %: $AF = 355,0$;
- $T = 75$ °C, $RH = 95$ %: $AF = 334,9$;
- $T = 65$ °C, $RH = 95$ %: $AF = 151,2$.

For example, at $T = 85$ °C and $RH = 95$ %:

- $n = 2,930$, $E_a = 0,806$ (see G.8.1);

- yearly average temperature = 17,9 °C (see Clause G.9);
- temperature correction to be applied to yearly average temperature = 2,5 °C;
- yearly average relative humidity = 72 % (see Clause G.9);, so:

$$AF = \left(\frac{72}{95}\right)^{-2,930} e^{\frac{0,806}{8,617 \times 10^{-5}} \left(\frac{1}{273+17,9+2,5} - \frac{1}{273+85}\right)} = 709,7$$

G.10.4 Temperature correction for Q2 failures

For Q2 failures E_a was estimated to 0,865 (see G.8.2). With this value of E_a , Arrhenius acceleration factors compared to temperature measured at U_n and 0,1 I max are represented in Table G.15 below.

Table G.15 – Arrhenius acceleration factors compared to temperature measured at U_n and 0,1 I_{max} , for Q2 failures

% of time	U (x U_n)	I (x I_{max})	T (°C)	Acceleration factor
3	0,85	0,1	25,7	0,96
2	0,85	0,2	26,2	1,02
1,5	0,85	0,3	27,1	1,13
1	0,85	0,4	28,3	1,29
0,9	0,85	0,5	29,8	1,52
0,6	0,85	0,6	31,7	1,87
0,4	0,85	0,7	33,9	2,37
0,3	0,85	0,8	36,5	3,12
0,2	0,85	0,9	39,5	4,26
0,1	0,85	1	42,7	5,90
24	1	0,1	26	1,00
16	1	0,2	26,5	1,05
12	1	0,3	27,4	1,16
8	1	0,4	28,6	1,33
7,2	1	0,5	30,1	1,57
4,8	1	0,6	32	1,93
3,2	1	0,7	34,2	2,45
2,4	1	0,8	36,8	3,22
1,6	1	0,9	39,8	4,39
0,8	1	1	43	6,08
3	1,15	0,1	26,3	1,03
2	1,15	0,2	26,8	1,09
1,5	1,15	0,3	27,7	1,20
1	1,15	0,4	28,9	1,38
0,9	1,15	0,5	30,4	1,62
0,6	1,15	0,6	32,3	1,99
0,4	1,15	0,7	34,5	2,52
0,3	1,15	0,8	37,1	3,32
0,2	1,15	0,9	40,1	4,53
0,1	1,15	1	43,3	6,27

From this table, we obtain:

- average acceleration factor: 1,42;
- average internal temperature: 28,7 °C;

- temperature correction to be applied to yearly average temperature: 2,7 °C.

And the following acceleration factors for each stress:

- $T = 85\text{ °C}$, $RH = 95\%$: $AF = 948,4$;
- $T = 85\text{ °C}$, $RH = 85\%$: $AF = 708,3$;
- $T = 85\text{ °C}$, $RH = 75\%$: $AF = 509,9$;
- $T = 75\text{ °C}$, $RH = 95\%$: $AF = 423,7$;
- $T = 65\text{ °C}$, $RH = 95\%$: $AF = 180,4$.

G.10.5 Temperature correction for U1 failures

For U1 failures, E_a was estimated to 0,971 (see G.8.3). With this value of E_a , Arrhenius acceleration factors compared to temperature measured at U_n and 0,1 I_{max} are represented in Table G.16 below.

Table G.16 – Arrhenius acceleration factors compared to temperature measured at U_n and 0,1 I_{max} , for U1 failures

% of time	$U (x U_n)$	$I (x I_{max})$	$T (°C)$	Acceleration Factor
3	0,85	0,1	25,7	0,96
2	0,85	0,2	26,2	1,02
1,5	0,85	0,3	27,1	1,14
1	0,85	0,4	28,3	1,33
0,9	0,85	0,5	29,8	1,60
0,6	0,85	0,6	31,7	2,02
0,4	0,85	0,7	33,9	2,63
0,3	0,85	0,8	36,5	3,59
0,2	0,85	0,9	39,5	5,09
0,1	0,85	1	42,7	7,34
24	1	0,1	26	1,00
16	1	0,2	26,5	1,06
12	1	0,3	27,4	1,19
8	1	0,4	28,6	1,38
7,2	1	0,5	30,1	1,66
4,8	1	0,6	32	2,09
3,2	1	0,7	34,2	2,73
2,4	1	0,8	36,8	3,72
1,6	1	0,9	39,8	5,27
0,8	1	1	43	7,59
3	1,15	0,1	26,3	1,03
2	1,15	0,2	26,8	1,10
1,5	1,15	0,3	27,7	1,23
1	1,15	0,4	28,9	1,43
0,9	1,15	0,5	30,4	1,72
0,6	1,15	0,6	32,3	2,17
0,4	1,15	0,7	34,5	2,83
0,3	1,15	0,8	37,1	3,85
0,2	1,15	0,9	40,1	5,45
0,1	1,15	1	43,3	7,85

From this table, we obtain:

- average acceleration factor: 1,51;
- average internal temperature: 29,2 °C;
- temperature correction to be applied to yearly average temperature: 3,2 °C.

And the following acceleration factors for each stress:

- $T = 85\text{ °C}$, $RH = 95\%$: $AF = 2043,3$;
- $T = 85\text{ °C}$, $RH = 85\%$: $AF = 1469,2$;
- $T = 85\text{ °C}$, $RH = 75\%$: $AF = 1013,3$;
- $T = 75\text{ °C}$, $RH = 95\%$: $AF = 827,2$;
- $T = 65\text{ °C}$, $RH = 95\%$: $AF = 317,3$.

G.11 Extrapolated Weibull distributions at normal use conditions

G.11.1 Numerical results

The following tables are representing the failures extrapolated to normal use conditions, for each main independent fault mode.

Table G.17 has been constructed as follows:

- in the first column: Each time to failure logged at a stress level (Table G.1 to Table G.5) is multiplied by its associated acceleration factor (see G.10.3). This gives the time to failure extrapolated to normal use conditions;
- column 2 represents the temperature stress level;
- column 3 represents the humidity stress level;
- column 4 represents the unreliability estimate of the time to failure logged at the stress level (obtained from Table G.1 to Table G.5).

For example, the first line of Table G.17 is obtained as follows:

- the time to failure 108 (Table G.1, display fault mode, failure order n° 1) is multiplied by the acceleration factor 709,7 (obtained from G.10.3). This gives the extrapolated time to failure 76647;
- in column 2, the temperature stress level is 85 °C;
- in column 3, the humidity stress level is 95 %;
- the unreliability estimate of the time to failure 108 (0,0228 obtained from Table G.1) is copied in column 4.

Table G.17 – Display failures extrapolated to normal use conditions

Time to failure	T (°C)	RH (%)	Unreliability estimate	Time to failure	T (°C)	RH (%)	Unreliability estimate	Time to failure	T (°C)	RH (%)	Unreliability estimate
76 647F	85	95	0,0228	163 936F	85	85	0,6813	132 620F	75	95	0,3517
89 422F	85	95	0,0553	165 985F	85	85	0,7142	133 960F	75	95	0,3846
93 680F	85	95	0,0881	168 034F	85	85	0,7472	135 299F	75	95	0,4176
97 938F	85	95	0,121	170 083F	85	85	0,7801	154 054F	75	95	0,4506
122 068F	85	95	0,154	186 989F	85	85	0,8131	155 058F	75	95	0,4835
124 197F	85	95	0,1869	189 550F	85	85	0,846	156 398F	75	95	0,5165
127 036F	85	95	0,2199	192 112F	85	85	0,879	157 403F	75	95	0,5494
129 165F	85	95	0,2528	194 673F	85	85	0,9119	158 742F	75	95	0,5824
132 004F	85	95	0,2858	200 821F	85	85	0,9447	159 747F	75	95	0,6154
134 133F	85	95	0,3187	204 919F	85	85	0,9772	162 761F	75	95	0,6483
138 391F	85	95	0,3517	80 940F	85	75	0,0228	164 770F	75	95	0,6813
140 520F	85	95	0,3846	87 330F	85	75	0,0553	166 780F	75	95	0,7142
141 940F	85	95	0,4176	89 460F	85	75	0,0881	170 464F	75	95	0,7472
144 069F	85	95	0,4506	91 590F	85	75	0,1210	172 138F	75	95	0,7801
146 198F	85	95	0,4835	121 055F	85	75	0,154	173 813F	75	95	0,8131
147 617F	85	95	0,5165	122 830F	85	75	0,1869	175 487F	75	95	0,846
149 746F	85	95	0,5494	124 605F	85	75	0,2199	194 576F	75	95	0,879
151 875F	85	95	0,5824	126 380F	85	75	0,2528	196 251F	75	95	0,9119
155 424F	85	95	0,6154	129 930F	85	75	0,2858	197 925F	75	95	0,9447
157 553F	85	95	0,6483	132 060F	85	75	0,3187	199 600F	75	95	0,9772
158 972F	85	95	0,6813	134 190F	85	75	0,3517	70 761F	65	95	0,0228
161 101F	85	95	0,7142	138 450F	85	75	0,3846	99 187F	65	95	0,0553
163 231F	85	95	0,7472	140 580F	85	75	0,4176	100 396F	65	95	0,0881
164 650F	85	95	0,7801	142 710F	85	75	0,4506	103 420F	65	95	0,121
166 779F	85	95	0,8131	146 260F	85	75	0,4835	107 049F	65	95	0,1540
168 908F	85	95	0,846	147 680F	85	75	0,5165	120 657F	65	95	0,1869
207 942F	85	95	0,879	149 100F	85	75	0,5494	121 564F	65	95	0,2199
211 490F	85	95	0,9119	150 520F	85	75	0,5824	122 471F	65	95	0,2528
215 039F	85	95	0,9447	151 940F	85	75	0,6154	132 451F	65	95	0,2858
218 587F	85	95	0,9772	157 620F	85	75	0,6483	138 650F	65	95	0,3187
67 623F	85	85	0,0228	171 820F	85	75	0,6813	139 406F	65	95	0,3517
101 435F	85	85	0,0553	173 240F	85	75	0,7142	140 162F	65	95	0,3846
104 509F	85	85	0,0881	174 660F	85	75	0,7472	140 918F	65	95	0,4176
107 582F	85	85	0,121	176 080F	85	75	0,7801	153 014F	65	95	0,4506
113 218F	85	85	0,154	177 500F	85	75	0,8131	153 619F	65	95	0,4835
115 779F	85	85	0,1869	189 215F	85	75	0,846	154 224F	65	95	0,5165
118 341F	85	85	0,2199	190 990F	85	75	0,879	154 828F	65	95	0,5494
120 902F	85	85	0,2528	192 765F	85	75	0,9119	155 433F	65	95	0,5824
137 296F	85	85	0,2858	194 540F	85	75	0,9447	160 423F	65	95	0,6154
138 833F	85	85	0,3187	208 740F	85	75	0,9772	161 179F	65	95	0,6483
140 882F	85	85	0,3517	76 357F	75	95	0,0228	161 935F	65	95	0,6813
142 419F	85	85	0,3846	90 423F	75	95	0,0553	162 691F	65	95	0,7142
144 468F	85	85	0,4176	92 432F	75	95	0,0881	168 739F	65	95	0,7472
146 005F	85	85	0,4506	94 441F	75	95	0,121	178 718F	65	95	0,7801
149 591F	85	85	0,4835	122 238F	75	95	0,154	179 625F	65	95	0,8131
151 640F	85	85	0,5165	123 912F	75	95	0,1869	180 532F	65	95	0,846
153 690F	85	85	0,5494	125 587F	75	95	0,2199	190 512F	65	95	0,879
155 739F	85	85	0,5824	127 261F	75	95	0,2528	196 862F	65	95	0,9119
157 788F	85	85	0,6154	129 941F	75	95	0,2858	197 769F	65	95	0,9447
161 886F	85	85	0,6483	131 280F	75	95	0,3187	198 676F	65	95	0,9772

Table G.18 – Q2 failures extrapolated to normal use conditions

Time to failure	T (°C)	RH (%)	Unreliability estimate	Time to failure	T (°C)	RH (%)	Unreliability estimate	Time to failure	T (°C)	RH (%)	Unreliability estimate
79 665F	85	95	0,0228	326 526F	85	85	0,6813	277 947F	75	95	0,4176
144 156F	85	95	0,0553	330 067F	85	85	0,7142	279 642F	75	95	0,4506
151 744F	85	95	0,0881	333 609F	85	85	0,7472	281 336F	75	95	0,4835
164 073F	85	95	0,121	337 150F	85	85	0,7801	283 031F	75	95	0,5165
168 815F	85	95	0,154	382 482F	85	85	0,8131	299 979F	75	95	0,5494
173 557F	85	95	0,1869	396 648F	85	85	0,846	310 148F	75	95	0,5824
178 299F	85	95	0,2199	402 314F	85	85	0,879	317 351F	75	95	0,6154
209 596F	85	95	0,2528	79 544F	85	75	0,0228	319 469F	75	95	0,6483
214 338F	85	95	0,2858	128 494F	85	75	0,0553	321 588F	75	95	0,6813
219 080F	85	95	0,3187	163 168F	85	75	0,0881	323 706F	75	95	0,7142
223 822F	85	95	0,3517	167 247F	85	75	0,121	368 195F	75	95	0,7472
256 068F	85	95	0,3846	175 405F	85	75	0,1540	370 313F	75	95	0,7801
261 758F	85	95	0,4176	179 484F	85	75	0,1869	372 432F	75	95	0,8131
267 448F	85	95	0,4506	222 826F	85	75	0,2199	374 550F	75	95	0,8460
276 932F	85	95	0,4835	225 375F	85	75	0,2528	88 756F	65	95	0,0228
280 726F	85	95	0,5165	227 925F	85	75	0,2858	127 723F	65	95	0,0553
284 520F	85	95	0,5494	230 474F	85	75	0,3187	132 052F	65	95	0,0881
288 313F	85	95	0,5824	235 063F	85	75	0,3517	166 689F	65	95	0,1210
292 107F	85	95	0,6154	237 613F	85	75	0,3846	171 019F	65	95	0,154
346 166F	85	95	0,6483	240 162F	85	75	0,4176	191 945F	65	95	0,1869
350 908F	85	95	0,6813	242 712F	85	75	0,4506	193 388F	65	95	0,2199
355 650F	85	95	0,7142	284 524F	85	75	0,4835	209 985F	65	95	0,2528
360 392F	85	95	0,7472	287 583F	85	75	0,5165	230 551F	65	95	0,2858
369 876F	85	95	0,7801	290 643F	85	75	0,5494	231 633F	65	95	0,3187
375 566F	85	95	0,8131	320 727F	85	75	0,5824	232 716F	65	95	0,3517
381 256F	85	95	0,846	323 276F	85	75	0,6154	260 858F	65	95	0,3846
93 495F	85	85	0,0228	325 826F	85	75	0,6483	261 940F	65	95	0,4176
110 494F	85	85	0,0553	328 375F	85	75	0,6813	263 023F	65	95	0,4506
127 493F	85	85	0,0881	344 692F	85	75	0,7142	282 326F	65	95	0,4835
175 658F	85	85	0,121	346 732F	85	75	0,7472	283 228F	65	95	0,5165
181 324F	85	85	0,154	348 771F	85	75	0,7801	284 130F	65	95	0,5494
207 531F	85	85	0,1869	350 811F	85	75	0,8131	285 032F	65	95	0,5824
211 073F	85	85	0,2199	352 850F	85	75	0,846	313 896F	65	95	0,6154
214 614F	85	85	0,2528	409 959F	85	75	0,879	330 492F	65	95	0,6483
218 156F	85	85	0,2858	96 603F	75	95	0,0228	331 936F	65	95	0,6813
225 239F	85	85	0,3187	106 772F	75	95	0,0553	335 544F	65	95	0,7142
229 489F	85	85	0,3517	137 278F	75	95	0,0881	365 851F	65	95	0,7472
233 738F	85	85	0,3846	166 090F	75	95	0,121	370 180F	65	95	0,7801
291 819F	85	85	0,4176	169 480F	75	95	0,154	374 510F	65	95	0,8131
294 652F	85	85	0,4506	205 918F	75	95	0,1869	378 840F	65	95	0,846
297 486F	85	85	0,4835	208 460F	75	95	0,2199	426 465F	65	95	0,879
300 319F	85	85	0,5165	211 002F	75	95	0,2528	430 795F	65	95	0,9119
303 152F	85	85	0,5494	228 798F	75	95	0,2858	435 124F	65	95	0,9447
310 235F	85	85	0,5824	237 272F	75	95	0,3187	439 454F	65	95	0,9772
314 485F	85	85	0,6154	240 661F	75	95	0,3517				
318 735F	85	85	0,6483	276 252F	75	95	0,3846				

Table G.19 – U1 failures extrapolated to normal use conditions

Time to failure	T (°C)	RH (%)	Unreliability estimate	Time to failure	T (°C)	RH (%)	Unreliab. estimate	Time to failure	T (°C)	RH (%)	Unreliability estimate
171 679F	85	95	0,0228	405 499F	85	85	0,0881	486 393F	75	95	0,0881
220 730F	85	95	0,0553	581 803F	85	85	0,1210	506 246F	75	95	0,121
318 832F	85	95	0,0881	828 628F	85	85	0,154	724 627F	75	95	0,154
662 191F	85	95	0,121	133 755F	85	75	0,0228	110 420F	65	95	0,0228
809 344F	85	95	0,154	231 032F	85	75	0,0553	331 261F	65	95	0,0553
907 447F	85	95	0,1869	401 266F	85	75	0,0881	361 722F	65	95	0,0881
1 201 754F	85	95	0,2199	620 139F	85	75	0,121	521 641F	65	95	0,121
1 299 856F	85	95	0,2528	814 693F	85	75	0,154	811 018F	65	95	0,154
123 412F	85	85	0,0228	129 043F	75	95	0,0228				
370 238F	85	85	0,0553	188 601F	75	95	0,0553				

G.11.2 Best fit Weibull distributions graphical representation

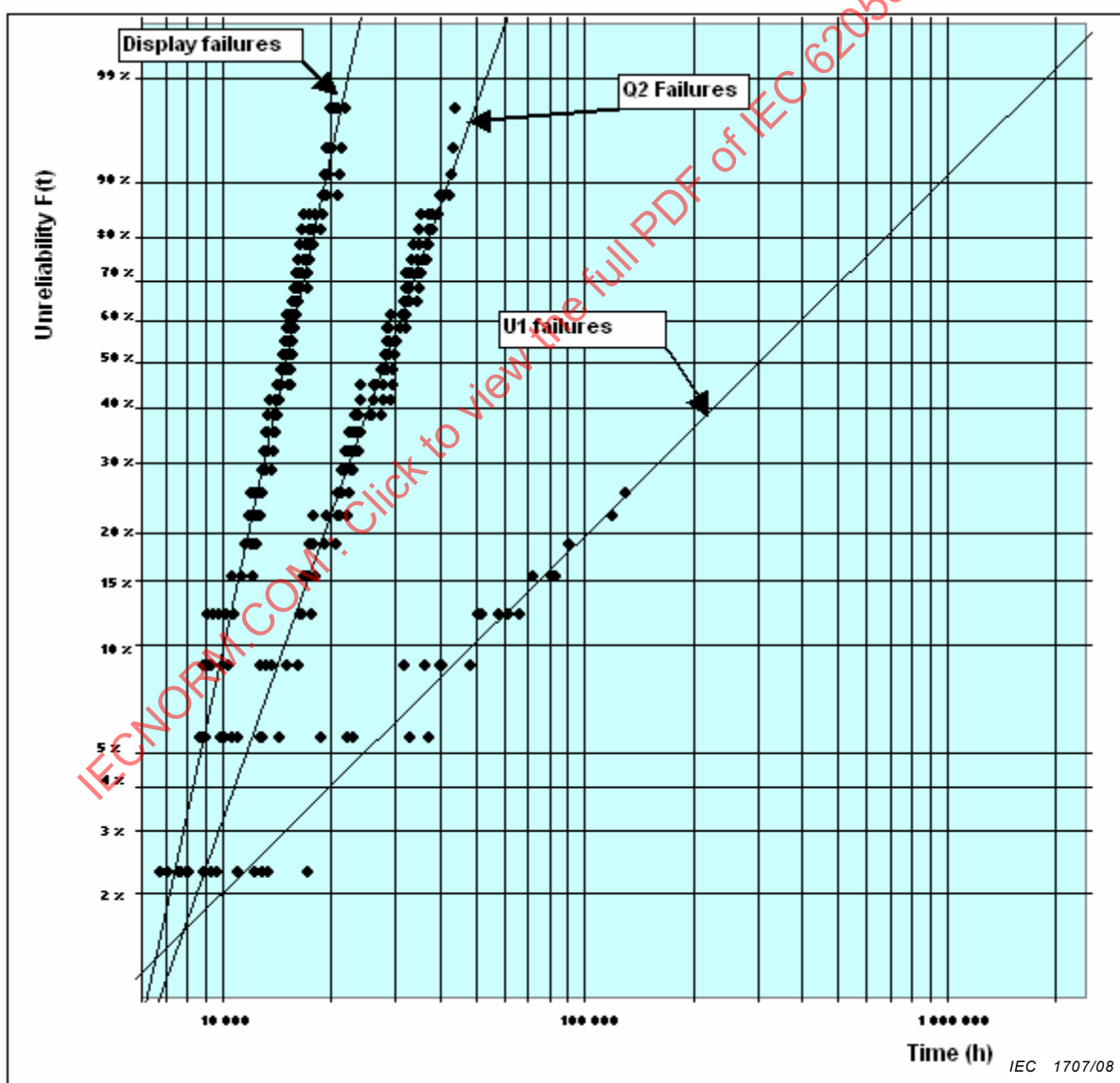


Figure G.5 – Graphical representation of all failures at normal use conditions

Estimation by least squares/rank regression of best fit Weibull distributions gives the following results:

Table G.20 – Best fit Weibull distributions at normal use conditions

Fault mode	Beta	Eta	Coefficient of determination	Acceptance Threshold	Goodness of fit test
Display	4,80	161561	0,969	0,922	Accepted
Q2	2,96	318477	0,978	0,922	Accepted
U1	1,04	4280623	0,946	0,850	Accepted

G.12 Graphical representation of cumulative distribution and confidence intervals at normal use conditions

G.12.1 Numerical results

The following tables represent the confidence intervals at normal use conditions for each main independent fault mode.

Table G.21 has been constructed as follows:

- column 1: Order N° from 0,5 to 30 (with increment of 0,5);
- column 2: Unreliability estimate with a confidence level of 5 % and for a sample size of 30 meters (obtained from Annex D, sample size 30, confidence level 5 %);
- column 3: $TTF5_i$ (as described in 6.3.4.3). $TTF5_i$ is calculated from the equation $TTF5_i - \gamma = \eta(-\ln(1 - U5_i))^{\frac{1}{\beta}}$, with $\gamma = 0$, $\beta = 4,80$, $\eta = 161561$ (see Table G.20, fault mode display), $U5_i$ = unreliability estimate of column 2;
- column 4: Unreliability estimate with a confidence level of 95 % and for a sample size of 30 meters (obtained from Annex D, sample size 30, confidence level 95 %);
- column 5: $TTF95_i$ (as described in 6.3.4.3). $TTF95_i$ is calculated from the equation $TTF95_i - \gamma = \eta(-\ln(1 - U95_i))^{\frac{1}{\beta}}$, with $\gamma = 0$, $\beta = 4,80$, $\eta = 161561$ (see Table G.20, fault mode display), $U95_i$ = unreliability estimate of column 4;
- column 6: Unreliability estimate with a confidence level of 50 % and for a sample size of 30 meters (obtained from Annex D, sample size 30, confidence level 50 %).

For example, the first line of Table G.21 was obtained as follows:

- column 1: Order N° 0,5;
- column 2: 0,00006 (Annex D, sample size 30, confidence level 5 %, order number 0,5);
- column 3: $TTF5_{0,5} - 0 = 161561(-\ln(1 - 0,00006))^{\frac{1}{4,8}} = 21320h$;
- column 4: 0,06152 (Annex D, sample size 30, confidence level 95 %, order number 0,5);
- column 5: $TTF95_{0,5} - 0 = 161561(-\ln(1 - 0,06152))^{\frac{1}{4,8}} = 90791h$;
- column 6: 0,00749 (Annex D, sample size 30, confidence level 50 %, order number 0,5).

Table G.21 – Display failures 90 % confidence bounds calculation

Ord. N°	$U5_i$	$TTF5_i$	$U95_i$	$TTF95_i$	$U50_i$
0,5	0,00006	21 320	0,06152	90 971	0,00749
1	0,0017	42 798	0,095	99 963	0,0228
1,5	0,0059	55 487	0,1231	105 848	0,039
2	0,012	64 374	0,1486	110 413	0,0553
2,5	0,0194	71 205	0,1725	114 226	0,0717
3	0,0278	76 815	0,1953	117 548	0,0881
3,5	0,037	81 610	0,2173	120 526	0,1046
4	0,0469	85 834	0,2386	123 235	0,121
4,5	0,0572	89 559	0,2593	125 733	0,1375
5	0,0681	92 985	0,2796	128 074	0,154
5,5	0,0793	96 101	0,2995	130 280	0,1704
6	0,0909	99 002	0,319	132 368	0,1869
6,5	0,1028	101 710	0,3381	134 353	0,2034
7	0,115	104 260	0,357	136 265	0,2199
7,5	0,1275	106 680	0,3756	138 104	0,2363
8	0,1402	108 974	0,3939	139 878	0,2528
8,5	0,1531	111 161	0,4121	141 611	0,2693
9	0,1663	113 272	0,4299	143 281	0,2858
9,5	0,1797	115 304	0,4476	144 920	0,3022
10	0,1933	117 267	0,4651	146 524	0,3187
10,5	0,2071	119 170	0,4823	148 086	0,3352
11	0,2211	121 021	0,4994	149 629	0,3517
11,5	0,2352	122 813	0,5164	151 156	0,3682
12	0,2495	124 566	0,5331	152 651	0,3846
12,5	0,264	126 284	0,5497	154 135	0,4011
13	0,2787	127 972	0,5661	155 601	0,4176
13,5	0,2935	129 623	0,5823	157 053	0,4341
14	0,3085	131 252	0,5984	158 500	0,4506
14,5	0,3236	132 851	0,6143	159 938	0,467
15	0,3389	134 434	0,6301	161 376	0,4835
15,5	0,3543	135 995	0,6457	162 808	0,5
16	0,3699	137 545	0,6611	164 237	0,5165
16,5	0,3857	139 087	0,6764	165 673	0,533
17	0,4016	140 615	0,6915	167 111	0,5494
17,5	0,4177	142 139	0,7065	168 563	0,5659
18	0,4339	143 653	0,7213	170 021	0,5824
18,5	0,4503	145 168	0,736	171 499	0,5989
19	0,4669	146 688	0,7505	172 989	0,6154
19,5	0,4837	148 213	0,7648	174 496	0,6318
20	0,5006	149 737	0,7789	176 023	0,6483
20,5	0,5177	151 273	0,7929	177 586	0,6648
21	0,5349	152 812	0,8067	179 179	0,6813
21,5	0,5524	154 376	0,8203	180 808	0,6978
22	0,5701	155 959	0,8337	182 479	0,7142
22,5	0,5879	157 556	0,8469	184 201	0,7307
23	0,6061	159 195	0,8598	185 968	0,7472
23,5	0,6244	160 856	0,8725	187 806	0,7637
24	0,643	162 559	0,885	189 728	0,7801
24,5	0,6619	164 311	0,8972	191 737	0,7966
25	0,681	166 109	0,9091	193 852	0,8131
25,5	0,7005	167 979	0,9207	196 101	0,8296
26	0,7204	169 931	0,9319	198 499	0,846
26,5	0,7407	171 978	0,9428	201 117	0,8625
27	0,7614	174 134	0,9531	203 948	0,879
27,5	0,7827	176 443	0,963	207 144	0,8954
28	0,8047	178 945	0,9722	210 764	0,9119
28,5	0,8275	181 697	0,9806	215 008	0,9283
29	0,8514	184 807	0,988	220 220	0,9447
29,5	0,8769	188 468	0,9941	227 157	0,961
30	0,905	193 104	0,9983	237 665	0,9772

Table G.22 – Q2 failures 90 % confidence bounds calculation

Ord. N°	$U5_i$	$TTF5_i$	$U95_i$	$TTF95_i$	$U50_i$
0,5	0,00006	11 933	0,06152	125 485	0,00749
1	0,0017	36 943	0,095	146 209	0,0228
1,5	0,0059	56 288	0,1231	160 422	0,039
2	0,012	71 620	0,1486	171 790	0,0553
2,5	0,0194	84 346	0,1725	181 513	0,0717
3	0,0278	95 385	0,1953	190 152	0,0881
3,5	0,037	105 225	0,2173	198 024	0,1046
4	0,0469	114 198	0,2386	205 293	0,121
4,5	0,0572	122 343	0,2593	212 083	0,1375
5	0,0681	130 021	0,2796	218 523	0,154
5,5	0,0793	137 160	0,2995	224 659	0,1704
6	0,0909	143 938	0,319	230 527	0,1869
6,5	0,1028	150 375	0,3381	236 158	0,2034
7	0,115	156 537	0,357	241 634	0,2199
7,5	0,1275	162 471	0,3756	246 945	0,2363
8	0,1402	168 174	0,3939	252 108	0,2528
8,5	0,1531	173 681	0,4121	257 193	0,2693
9	0,1663	179 063	0,4299	262 128	0,2858
9,5	0,1797	184 301	0,4476	267 009	0,3022
10	0,1933	189 415	0,4651	271 817	0,3187
10,5	0,2071	194 425	0,4823	276 533	0,3352
11	0,2211	199 344	0,4994	281 221	0,3517
11,5	0,2352	204 153	0,5164	285 889	0,3682
12	0,2495	208 899	0,5331	290 488	0,3846
12,5	0,264	213 592	0,5497	295 081	0,4011
13	0,2787	218 242	0,5661	299 647	0,4176
13,5	0,2935	222 826	0,5823	304 192	0,4341
14	0,3085	227 384	0,5984	308 752	0,4506
14,5	0,3236	231 893	0,6143	313 305	0,467
15	0,3389	236 392	0,6301	317 886	0,4835
15,5	0,3543	240 857	0,6457	322 474	0,5
16	0,3699	245 325	0,6611	327 075	0,5165
16,5	0,3857	249 801	0,6764	331 728	0,533
17	0,4016	254 264	0,6915	336 409	0,5494
17,5	0,4177	258 749	0,7065	341 160	0,5659
18	0,4339	263 233	0,7213	345 958	0,5824
18,5	0,4503	267 752	0,736	350 847	0,5989
19	0,4669	272 311	0,7505	355 806	0,6154
19,5	0,4837	276 917	0,7648	360 846	0,6318
20	0,5006	281 550	0,7789	365 981	0,6483
20,5	0,5177	286 246	0,7929	371 266	0,6648
21	0,5349	290 985	0,8067	376 681	0,6813
21,5	0,5524	295 830	0,8203	382 249	0,6978
22	0,5701	300 766	0,8337	387 994	0,7142
22,5	0,5879	305 773	0,8469	393 947	0,7307
23	0,6061	310 950	0,8598	400 095	0,7472
23,5	0,6244	316 226	0,8725	406 526	0,7637
24	0,643	321 675	0,885	413 295	0,7801
24,5	0,6619	327 316	0,8972	420 414	0,7966
25	0,681	333 144	0,9091	427 962	0,8131
25,5	0,7005	339 247	0,9207	436 042	0,8296
26	0,7204	345 663	0,9319	444 722	0,846
26,5	0,7407	352 439	0,9428	454 273	0,8625
27	0,7614	359 633	0,9531	464 687	0,879
27,5	0,7827	367 396	0,963	476 552	0,8954
28	0,8047	375 882	0,9722	490 130	0,9119
28,5	0,8275	385 301	0,9806	506 234	0,9283
29	0,8514	396 052	0,988	526 284	0,9447
29,5	0,8769	408 854	0,9941	553 430	0,961
30	0,905	425 285	0,9983	595 539	0,9772

Table G.23 – U1 failures 90 % confidence bounds calculation

Ord. N°	$U5_i$	$TTF5_i$	$U95_i$	$TTF95_i$	$U50_i$
0,5	0,00006	373	0,06152	302 194	0,00749
1	0,0017	9 307	0,095	466 893	0,0228
1,5	0,0059	30 855	0,1231	607 970	0,039
2	0,012	61 246	0,1486	738 772	0,0553
2,5	0,0194	97 554	0,1725	864 094	0,0717
3	0,0278	138 442	0,1953	986 363	0,0881
3,5	0,037	183 073	0,2173	1 107 073	0,1046
4	0,0469	231 088	0,2386	1 226 698	0,121
4,5	0,0572	281 146	0,2593	1 345 739	0,1375
5	0,0681	334 328	0,2796	1 465 330	0,154
5,5	0,0793	389 267	0,2995	1 585 488	0,1704
6	0,0909	446 546	0,319	1 706 220	0,1869
6,5	0,1028	505 760	0,3381	1 827 531	0,2034
7	0,115	566 996	0,357	1 950 737	0,2199
7,5	0,1275	630 340	0,3756	2 075 258	0,2363
8	0,1402	695 368	0,3939	2 201 140	0,2528
8,5	0,1531	762 158	0,4121	2 329 865	0,2693
9	0,1663	831 314	0,4299	2 459 386	0,2858
9,5	0,1797	902 408	0,4476	2 591 971	0,3022
10	0,1933	975 526	0,4651	2 727 023	0,3187
10,5	0,2071	1 050 761	0,4823	2 863 862	0,3352
11	0,2211	1 128 210	0,4994	3 004 217	0,3517
11,5	0,2352	1 207 413	0,5164	3 148 314	0,3682
12	0,2495	1 289 027	0,5331	3 294 616	0,3846
12,5	0,264	1 373 170	0,5497	3 445 053	0,4011
13	0,2787	1 459 966	0,5661	3 598 952	0,4176
13,5	0,2935	1 548 944	0,5823	3 756 522	0,4341
14	0,3085	1 640 831	0,5984	3 919 017	0,4506
14,5	0,3236	1 735 153	0,6143	4 085 738	0,467
15	0,3389	1 832 681	0,6301	4 258 075	0,4835
15,5	0,3543	1 932 935	0,6457	4 435 319	0,5
16	0,3699	2 036 741	0,6611	4 617 821	0,5165
16,5	0,3857	2 144 307	0,6764	4 807 238	0,533
17	0,4016	2 255 158	0,6915	5 002 858	0,5494
17,5	0,4177	2 370 216	0,7065	5 206 576	0,5659
18	0,4339	2 489 010	0,7213	5 417 714	0,5824
18,5	0,4503	2 612 544	0,736	5 638 476	0,5989
19	0,4669	2 741 148	0,7505	5 868 256	0,6154
19,5	0,4837	2 875 188	0,7648	6 107 953	0,6318
20	0,5006	3 014 236	0,7789	6 358 612	0,6483
20,5	0,5177	3 159 529	0,7929	6 623 406	0,6648
21	0,5349	3 310 681	0,8067	6 902 094	0,6813
21,5	0,5524	3 470 019	0,8203	7 196 442	0,6978
22	0,5701	3 637 329	0,8337	7 508 585	0,7142
22,5	0,5879	3 812 352	0,8469	7 841 129	0,7307
23	0,6061	3 998 950	0,8598	8 194 443	0,7472
23,5	0,6244	4 195 101	0,8725	8 574 902	0,7637
24	0,643	4 404 112	0,885	8 987 575	0,7801
24,5	0,6619	4 627 519	0,8972	9 435 236	0,7966
25	0,681	4 865 880	0,9091	9 925 348	0,8131
25,5	0,7005	5 123 906	0,9207	10 468 098	0,8296
26	0,7204	5 404 567	0,9319	11 072 096	0,846
26,5	0,7407	5 711 584	0,9428	11 762 397	0,8625
27	0,7614	6 049 702	0,9531	12 546 165	0,879
27,5	0,7827	6 428 831	0,963	13 479 620	0,8954
28	0,8047	6 860 523	0,9722	14 601 715	0,9119
28,5	0,8275	7 361 215	0,9806	16 008 937	0,9283
29	0,8514	7 960 948	0,988	17 880 281	0,9447
29,5	0,8769	8 715 445	0,9941	20 631 948	0,961
30	0,905	9 749 708	0,9983	25 420 549	0,9772

G.12.2 Final cumulative distribution with confidence intervals

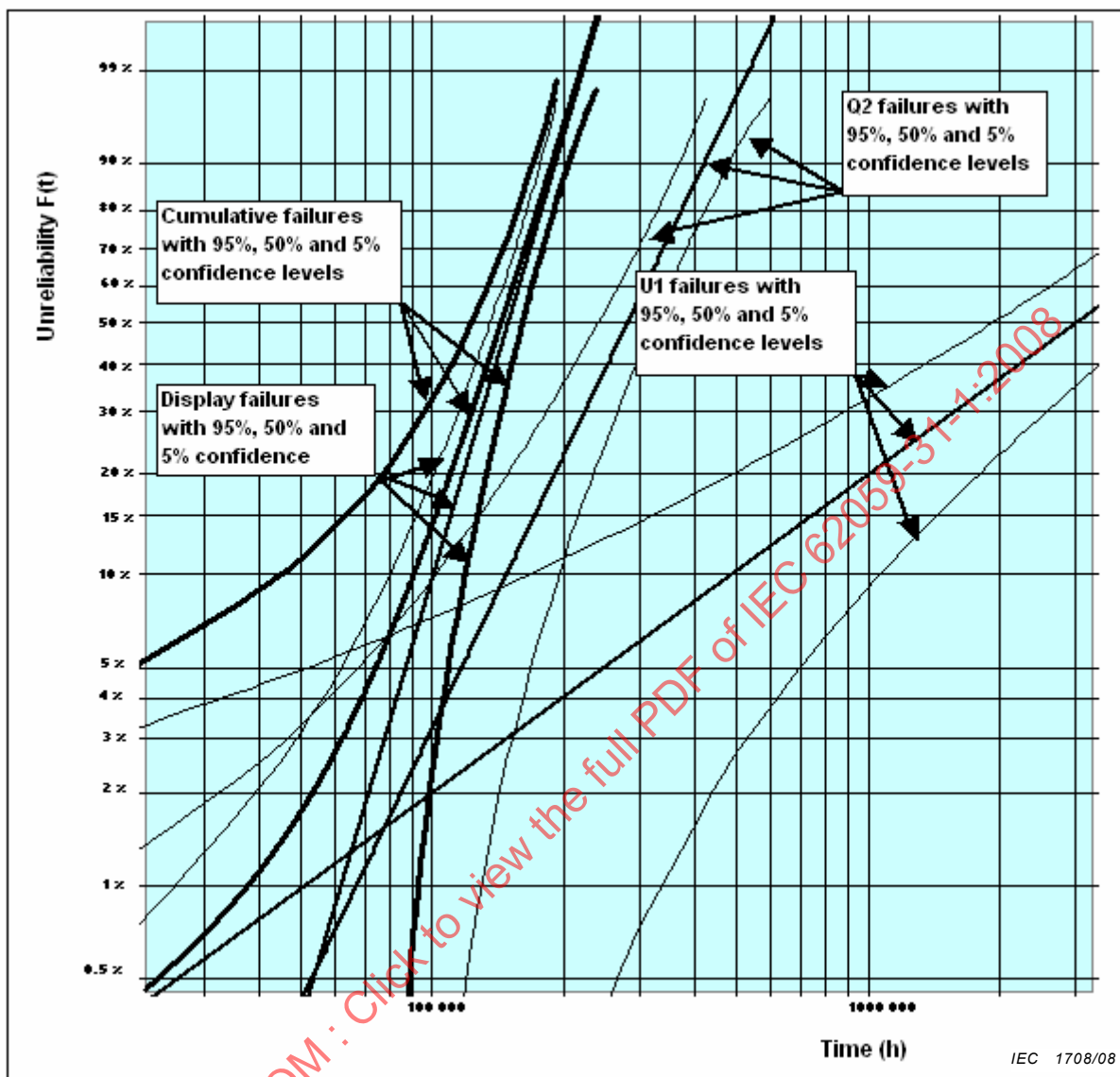


Figure G.6 – Final cumulative distribution with confidence intervals

For each main independent fault mode:

- the distribution at normal use conditions with a confidence level of 50 %, represents the unreliability function $F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta}$ with γ , η and β obtained from Table G.20;
- the confidence bounds represent the couples $(TT95_i, U50_i)$ and the couples $(TTF5_i, U50_i)$ obtained from Table G.21 to Table G.23.

For cumulative failures:

- the final cumulative distribution at normal use conditions with a confidence level of 50 % is obtained by using the formula

$$F(t) = 1 - (1 - F_{Display}(t))(1 - F_{Q2}(t))(1 - F_{U1}(t))$$

where:

- $F(t)$ is the cumulative unreliability function,

- $F_{Display}(t)$ is the distribution at normal use conditions of display failures with a confidence level of 50 %;
- $F_{Q2}(t)$ is the distribution at normal use conditions of Q2 failures with a confidence level of 50 %; and
- $F_{U1}(t)$ is the distribution at normal use conditions of U1 failures with a confidence level of 50 %.

The final cumulative confidence bounds are obtained by the same formula as above but with the confidence bounds instead of the distributions with a confidence level of 50 %.

G.13 Result of product life characteristics

The reliability functions (extrapolated to normal use conditions) are represented on Figures G.7 and G.8:

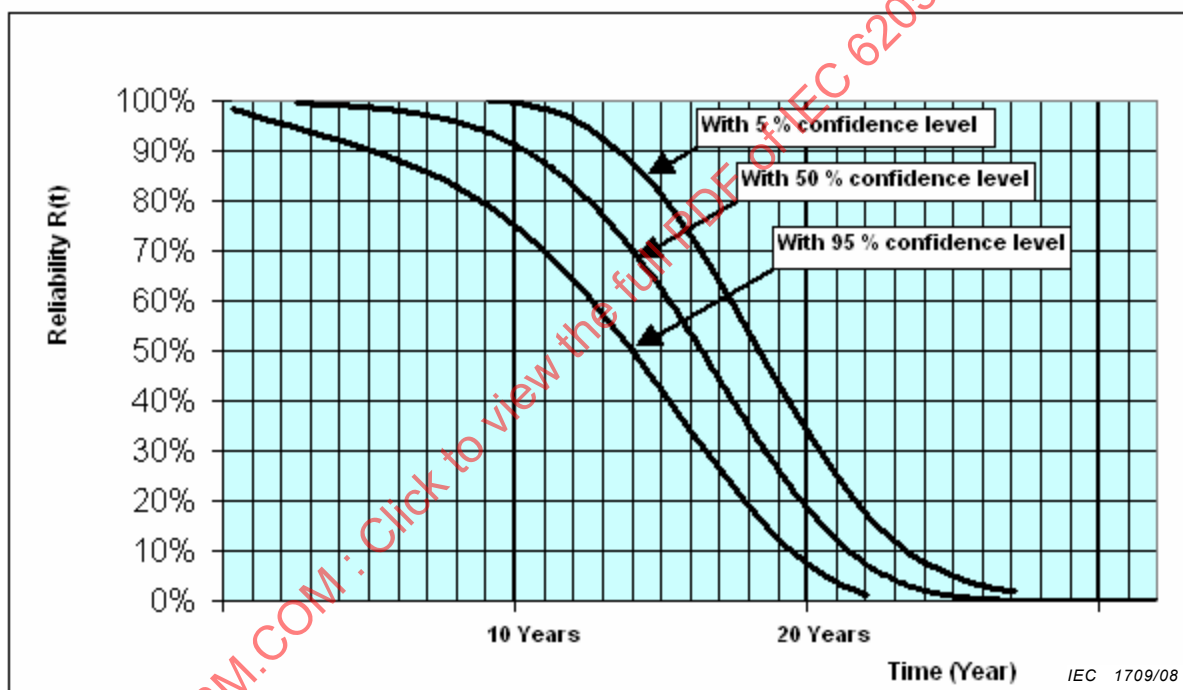


Figure G.7 – Reliability function extrapolated to normal use conditions

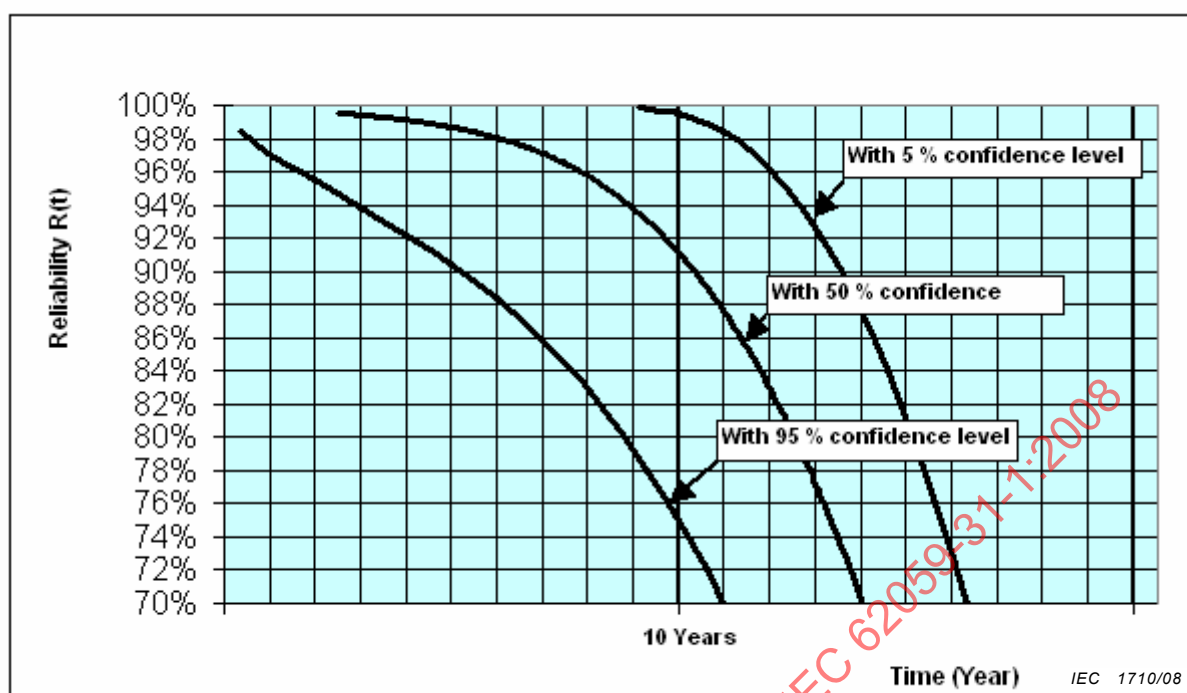


Figure G.8 – Reliability function extrapolated to normal use conditions (First portion magnified)

The percentage of the entire population of meters which will have failed after 10 years is estimated to be:

- 9 % with a confidence level of 50 %;
- 25 % with a confidence level of 95 %.

The target of less than 5 % with a confidence level of 50 % is not achieved.

Bibliography

<<http://www.weibull.com>>: Web site devoted to reliability engineering

<<http://www.weatheronline.co.uk>>: Web site delivering data for average year calculations on temperature and humidity

<<http://www.weatherbase.com>>: Web site delivering data for average year calculations on temperature and humidity

<<http://www.bestplaces.net>>: Web site delivering data for average year calculations on temperature and humidity

IEC 60319 Ed. 3.0:1999, *Presentation and specification of reliability data for electronic components*

IEC 60605-2 Ed. 1.0:1994, *Equipment reliability testing – Part 2: Design of test cycles*

IEC 60605-3-2 Ed. 1.0:1986, *Equipment reliability testing – Part 3: Preferred test conditions. Equipment for stationary use in weatherprotected locations – High degree of simulation*

IEC 60605-3-3 Ed. 1.0:1992, *Equipment reliability testing – Part 3: Preferred test conditions – Section 3: Test Cycle 3: Equipment for stationary use in partially weatherprotected locations – Low degree of simulation*

IEC 60605-4 Ed. 2.0:2001, *Equipment reliability testing – Part 4: Statistical procedures for exponential distribution – Point estimates, confidence intervals, prediction intervals and tolerance intervals*

IEC 60605-6 Ed. 3.0:2007, *Equipment reliability testing – Part 6: Tests for the validity and estimation of the constant failure rate and constant failure intensity*

IEC 61124 Ed. 2.0:2006, *Reliability testing – Compliance tests for constant failure rate and constant failure intensity*

IEC 61163-1 Ed. 2.0:2006, *Reliability stress screening – Part 1: Repairable assemblies manufactured in lots*

IEC 61164 Ed. 2.0:2004, *Reliability growth – Statistical test and estimation methods*

IEC 61650 Ed. 1.0:1997, *Reliability data analysis techniques – Procedures for comparison of two constant failure rates and two constant failure (event) intensities*

IEC 61709 Ed. 1.0:1996, *Electronic components – Reliability – Reference conditions for failure rates and stress models for conversion*

IEC 61710 Ed. 1.0:2000, *Power law model – Goodness-of-fit tests and estimation methods*

Determination of the Critical Correlation Coefficient to establish a Good Fit for Weibull and Log-Normal Failure Distributions – Carl D. Tarum (SAE Technical paper series 1999-01-0057)

INDEX

Accelerated life test	9, 15	Mean life function	37
Accelerated life test data	15	Mean time to failure	12, 37, 38
Accelerated reliability test	19	Mean time to first failure	12
Acceleration factor	25, 26, 30, 49	Measure	12
Adjusted rank	20	Median rank	20
Ageing failure	9	Median Rank	20
Arrhenius temperature acceleration model	15, 42	Minimum test duration	29, 51
Binomial distribution	20	Mixture of fault modes	22
Black's model	43	MTTF	12, 37, 38
Boltzmann constant	42	MTTFF	12
Burn in (for a non-repairable item)	9	Non-relevant failure	12
Burn in (for repairable hardware)	9	Non-repaired item	12
Burn-in	39	Normal use conditions	29
Censored	19	Operating time	12
Censoring	9	Outdoor installation	30
Characteristic life	38	Overstress acceleration	15
Coefficient of determination	21, 22	Peck's model	30
Confidence interval bounds	23	Peck's temperature-humidity model	43
Confidence level	20, 23, 28, 44	Population	12
Constant failure intensity period	9	Prediction	12
Constant failure rate period	10	Presentation of the results	54
CT connected meter	32	Probability density function	15, 36, 38
Direct connected meter	32	Process control	39
Dominant mechanism	29	Product life characteristics	28
Early failures	39	Rank tables	21, 44
Entity	11	Ranking	19
Equipment under prediction	10	Reaction rate	42
Estimated	10	Reaction temperature	42
EUP	10	Relevant failure	13
Exponential distribution	39	Reliability	20
Extrapolated	10	Reliability function	36, 38, 40
Extrapolation	15	Reliability test	13
Eyring model	15, 42	Repair	29
Failure	10	Root cause of failures	34
Failure cause	10	Sample	28
Failure censored	19	Scale parameter	38
Failure mechanism	10	Shape parameter	16, 38
Failure rate acceleration factor	10	Stress	39
Failure rate function	37	Stress condition	13
Failure rate, instantaneous	11	Stress level	28
Fault	11	Stress model	13
Fault mode	11, 15, 22, 29	Temperature and humidity conditions	30
Gamma function	38, 47	Temperature and humidity profiles	30
Goodness of fit test	22, 24	Temperature correction	33
Graphical representation	21, 25	Temperature correction due to variation of voltage and current	31
Independent fault mode	28	Temperature-humidity acceleration factor	43
Indoor installation	31	Terminating the maximum stress level test	29
Instantaneous failure rate function	38	Time acceleration factor	13
Item	11	Time between failures	13
Least squares/rank regression	21, 24	Time censored	19
Life data	19	Time to failure	13
life distribution	15	Time to suspension	13
Life test	11	Unreliability	20, 49
Life-stress model	15	Unreliability estimate	23, 44
Life-stress model	25	Unreliability function	25, 36
Life-stress models	42	Usage rate acceleration	15
Linear interpolation	21	Use condition	13, 29
Linear representation	16		
Location parameter	22, 38		

Verification of production batches	35	Weibull probability paper	16
Wear-out.....	39, 40	Weibull probability plotting paper.....	16
Wear-out failure	9	Yearly average humidity	31
Weertman's model	43	Yearly average temperature	30
Weibull distribution15, 16, 23, 24, 27, 28,		β Weibull shape parameter	35
38, 39, 75, 77			
Weibull probability density function	38		

IECNORM.COM : Click to view the full PDF of IEC 62059-31-1:2008

IECNORM.COM : Click to view the full PDF of IEC 62059-31-1:2008

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS.....	91
INTRODUCTION.....	93
1 Domaine d'application	94
2 Références normatives.....	94
3 Termes et définitions	95
4 Symboles, acronymes et abréviations.....	100
5 Description des essais de durée de vie accélérés quantitatifs.....	101
5.1 Introduction	101
5.2 Répartition de la durée de vie.....	102
5.3 Modèle de contraintes de durée de vie	102
6 Distribution de Weibull.....	102
6.1 Introduction	102
6.2 Représentation graphique	103
6.3 Calcul des paramètres de distribution.....	106
6.3.1 Données d'entrée à utiliser	106
6.3.2 Catégorisation de la durée de fonctionnement avant défaillance.....	107
6.3.3 Estimations de la fiabilité / du défaut de fiabilité	107
6.3.4 Calcul des paramètres.....	108
7 Modèle de contraintes de durée de vie	113
7.1 Généralités.....	113
7.2 Equation linéaire du facteur d'accélération	113
7.3 Calcul des paramètres n et E_a	114
8 Méthode quantitative des essais de durée de vie accélérés.....	115
8.1 Sélection des échantillons.....	115
8.2 Etapes de vérification des caractéristiques de la durée de vie d'un produit.....	115
8.3 Procédure d'arrêt de l'essai du niveau de contrainte maximal.....	117
8.4 Procédure de collecte des données relatives à la durée de fonctionnement avant défaillance et de réparation des équipements de comptage	117
9 Définition des conditions d'utilisation normale.....	117
9.1 Conditions de température et d'humidité.....	117
9.1.1 Equipements en extérieur.....	117
9.1.2 Equipements en intérieur.....	119
9.2 Correction de température due à la variation de la tension et du courant.....	119
9.2.1 Définition du profil d'utilisation normale de la tension et du courant	120
9.2.2 Mesure de la température interne de l'équipement de comptage à chaque valeur de courant et de tension	120
9.2.3 Calcul de la température interne moyenne de l'équipement de comptage	120
9.3 Autres conditions.....	122
10 Classification et cause profonde des défaillances.....	122
11 Présentation des résultats	122
11.1 Informations à fournir	122
11.2 Exemple	123
12 Cas spéciaux.....	123
12.1 Cas de simplification	123
12.1.1 Evolution mineure de la conception du produit.....	123

12.1.2 Vérification des lots de production	123
12.2 Cas requérant des informations complémentaires	123
12.2.1 Le paramètre β varie de manière significative du niveau de contrainte maximal au niveau de contrainte moyen ou faible	123
12.2.2 Mode de panne différent entre les niveaux de contraintes	124
Annexe A (informative) Rappel statistique de base	125
Annexe B (informative) Caractéristiques de la distribution de Weibull	127
Annexe C (informative, voir également la CEI 62308) Modèles de contraintes de durée de vie	131
Annexe D (normative) Tableaux de catégorisation	133
Annexe E (normative) Valeurs de la fonction Gamma $\Gamma(n)$	136
Annexe F (normative) Calcul de la durée minimale de l'essai de niveau de contrainte maximal	137
Annexe G (informative) Exemple	143
Bibliographie	172
INDEX	173
Figure 1 – Exemple de représentation du défaut de fiabilité de la distribution de Weibull avec $\gamma = 3000$, $\beta = 1,1$, $\eta = 10\ 000$	106
Figure 2 – Exemple de représentation graphique de $F(t)$ dans le cas de la distribution de Weibull	112
Figure 3 – Exemple de conditions climatiques régionales	118
Figure 4 – Calcul des conditions d'utilisation annuelles moyennes	119
Figure A.1 – Fonction de densité de probabilité	125
Figure A.2 – Fonctions de fiabilité et de défaut de fiabilité	126
Figure B.1 – Effet du paramètre β sur la fonction de densité de probabilité de Weibull $f(t)$	128
Figure B.2 – Effet du paramètre η sur la fonction de densité de probabilité de Weibull $f(t)$	129
Figure B.3 – Effet du paramètre β sur la fonction de fiabilité de Weibull $R(t)$	129
Figure F.1 – Défaut de fiabilité dans les conditions d'utilisation normale	138
Figure F.2 – Défaut de fiabilité au niveau de contrainte maximal	139
Figure G.1 – Représentation graphique des défaillances d'affichage pour chaque niveau de contrainte	151
Figure G.2 – Représentation graphique des défaillances Q2 pour chaque niveau de contrainte	152
Figure G.3 – Représentation graphique des défaillances U1 pour chaque niveau de contrainte	153
Figure G.4 – Exemple de données climatiques	155
Figure G.5 – Représentation graphique de toutes les défaillances dans les conditions d'utilisation normale	164
Figure G.6 – Distribution cumulée finale avec intervalles de confiance	169
Figure G.7 – Fonction de fiabilité extrapolée dans les conditions d'utilisation normale	170
Figure G.8 – Fonction de fiabilité extrapolée dans les conditions d'utilisation normale (Première fraction agrandie)	171

Tableau 1 – Construction de l'ordonnée (Y)	104
Tableau 2 – Construction de l'abscisse (t- γ)	104
Tableau 3 – Format des équations inscrit sur une feuille de calcul	105
Tableau 4 – Exemple avec $\gamma = 3000$, $\beta = 1,1$, $\eta = 10\ 000$	105
Tableau 5 – Exemple de processus de catégorisation des durées de fonctionnement avant défaillance.....	107
Tableau 6 – Estimations du défaut de fiabilité par catégorie médiane	108
Tableau 7 – Exemple d'estimation du défaut de fiabilité pour la distribution de Weibull	111
Tableau 8 – Exemple de calcul des limites d'un intervalle de confiance à 90 % pour la distribution de Weibull	111
Tableau 9 – Valeurs de l'équation linéaire.....	114
Tableau 10 – Exemple de procédure de correction de température	121
Tableau G.1 – Défaillances enregistrées à une température de 85 °C avec HR = 95 %.....	146
Tableau G.2 – Défaillances enregistrées à une température de 85 °C avec HR = 85 %.....	147
Tableau G.3 – Défaillances enregistrées à une température de 85 °C avec HR = 75 %.....	148
Tableau G.4 – Défaillances enregistrées à une température de 75 °C avec HR = 95 %.....	149
Tableau G.5 – Défaillances enregistrées à une température de 65 °C avec HR = 95 %.....	150
Tableau G.6 – Distributions de Weibull du meilleur ajustement pour les défaillances d'affichage	152
Tableau G.7 – Distributions de Weibull du meilleur ajustement pour les défaillances Q2.....	153
Tableau G.8 – Distributions de Weibull du meilleur ajustement pour les défaillances U1	154
Tableau G.9 – Valeurs de l'équation linéaire pour les défaillances d'affichage	154
Tableau G.10 – Valeurs de l'équation linéaire pour les défaillances Q2	154
Tableau G.11 – Valeurs de l'équation linéaire applicable aux autres défaillances	155
Tableau G.12 – Profil d'utilisation normale de la tension et du courant.....	156
Tableau G.13 – Mesure de la température interne	157
Tableau G.14 – Facteurs d'accélération d'Arrhénius par rapport à la température mesurée à U_n et $0,1 I_{max}$, pour les défaillances d'affichage.....	158
Tableau G.15 – Facteurs d'accélération d'Arrhénius par rapport à la température mesurée à U_n et $0,1 I_{max}$, pour les défaillances Q2	159
Tableau G.16 – Facteurs d'accélération d'Arrhénius par rapport à la température mesurée à U_n et $0,1 I_{max}$, pour les défaillances U1	160
Tableau G.17 – Défaillances d'affichage extrapolées dans les conditions d'utilisation normale	162
Tableau G.18 – Défaillances Q2 extrapolées dans les conditions d'utilisation normale.....	163
Tableau G.19 – Défaillances U1 extrapolées dans les conditions d'utilisation normale.....	164
Tableau G.20 – Distributions de Weibull du meilleur ajustement dans les conditions d'utilisation normale	165
Tableau G.21 – Calcul des limites de confiance à 90 % des défaillances d'affichage	166
Tableau G.22 – Calcul des limites de confiance à 90 % des défaillances Q2.....	167
Tableau G.23 – Calcul des limites de confiance à 90 % des défaillances U1.....	168

COMMISSION ÉLECTROTECHNIQUE INTERNATIONALE

**ÉQUIPEMENTS DE COMPTAGE DE L'ÉLECTRICITÉ –
SÛRETÉ DE FONCTIONNEMENT –****Partie 31-1: Essais de fiabilité accélérés –
Température et humidité élevées**

AVANT-PROPOS

- 1) La Commission Electrotechnique Internationale (CEI) 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, des Spécifications techniques, des Rapports techniques, des Spécifications accessibles au public (PAS) et des Guides (ci-après dénommés "Publication(s) de la CEI"). 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 de la CEI intéressés sont représentés dans chaque comité d'études.
- 3) Les Publications de la CEI se présentent sous la forme de recommandations internationales et sont agréées comme telles par les Comités nationaux de la CEI. Tous les efforts raisonnables sont entrepris afin que la CEI s'assure de l'exactitude du contenu technique de ses publications; la CEI ne peut pas être tenue responsable de l'éventuelle mauvaise utilisation ou interprétation qui en est faite par un quelconque utilisateur final.
- 4) Dans le but d'encourager l'uniformité internationale, les Comités nationaux de la CEI s'engagent, dans toute la mesure possible, à appliquer de façon transparente les Publications de la CEI dans leurs publications nationales et régionales. Toutes divergences entre toutes Publications de la CEI et toutes publications nationales ou régionales correspondantes doivent être indiquées en termes clairs dans ces dernières.
- 5) La CEI n'a prévu aucune procédure de marquage valant indication d'approbation et n'engage pas sa responsabilité pour les équipements déclarés conformes à une de ses Publications.
- 6) Tous les utilisateurs doivent s'assurer qu'ils sont en possession de la dernière édition de cette publication.
- 7) Aucune responsabilité ne doit être imputée à la CEI, à ses administrateurs, employés, auxiliaires ou mandataires, y compris ses experts particuliers et les membres de ses comités d'études et des Comités nationaux de la CEI, pour tout préjudice causé en cas de dommages corporels et matériels, ou de tout autre dommage de quelque nature que ce soit, direct ou indirect, ou pour supporter les coûts (y compris les frais de justice) et les dépenses découlant de la publication ou de l'utilisation de cette Publication de la CEI ou de toute autre Publication de la CEI, ou au crédit qui lui est accordé.
- 8) L'attention est attirée sur les références normatives citées dans cette publication. L'utilisation de publications référencées est obligatoire pour une application correcte de la présente publication.
- 9) L'attention est attirée sur le fait que certains des éléments de la présente Publication de la CEI 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 62059-31 a été établie par le comité d'études 13 de la CEI: Mesure de l'énergie électrique, contrôle des tarifs et de la charge.

Le texte de cette norme est issu des documents suivants:

FDIS	Rapport de vote
13/1437A/FDIS	13/1444/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.

Cette publication a été rédigée selon les Directives ISO/CEI, Partie 2.

Une liste de toutes les parties de la série CEI 62059, présentées sous le titre général *Equipements de comptage de l'électricité – Sûreté de fonctionnement*, peut être consultée sur le site web de la CEI.

Le comité a décidé que le contenu de cette publication ne sera pas modifié avant la date de maintenance indiquée sur le site web de la CEI sous "<http://webstore.iec.ch>" dans les données relatives à la publication recherchée. A cette date, la publication sera

- reconduite,
- supprimée,
- remplacée par une édition révisée, ou
- amendée.

Le contenu du corrigendum de décembre 2008 a été pris en considération dans cet exemplaire.

IECNORM.COM : Click to view the full PDF of IEC 62059-31-1:2008

INTRODUCTION

Les équipements de comptage de l'électricité sont des produits à haute fiabilité et à longue durée de vie dans des conditions de fonctionnement normal permanent sans contrôle. Il est important, pour une gestion efficace des équipements de mesure, de disposer d'outils divers de prévision et d'évaluation des caractéristiques de la durée de vie.

La CEI 62059-41 fournit des méthodes de prévision du taux de défaillance - supposé constant - des équipements de comptage (de l'électricité), basées sur la méthode de contrainte des composants.

La CEI 62059-31-1 fournit une méthode d'évaluation des caractéristiques de la durée de vie au moyen des essais accélérés de température et d'humidité.

Des essais effectués dans des conditions de fonctionnement normal ne permettent pas d'obtenir des données concernant les caractéristiques de la durée de vie. Des méthodes d'essais de fiabilité accélérés doivent par conséquent être utilisées.

Au cours des essais de fiabilité accélérés, des échantillons prélevés sur une population définie sont utilisés au-delà des limites de leurs conditions de fonctionnement normal, en appliquant des contraintes pour réduire la durée de fonctionnement avant défaillance, mais sans toutefois introduire de nouveaux mécanismes de défaillance.

L'évaluation des caractéristiques de la durée de vie consiste à enregistrer et à analyser les défaillances qui se produisent au cours de ces essais accélérés, à établir la répartition des défaillances dans ces conditions d'essai, et à extrapoler cette répartition aux conditions d'utilisation normale, et ce, sur la base des modèles de contraintes de la durée de vie.

La méthode permet d'obtenir des résultats quantitatifs avec leurs limites de confiance et peut être utilisée pour comparer les caractéristiques de la durée de vie des produits provenant de différents fournisseurs ou de différents lots d'un même fournisseur.

ÉQUIPEMENTS DE COMPTAGE DE L'ÉLECTRICITÉ – SURÊTÉ DE FONCTIONNEMENT –

Partie 31-1: Essais de fiabilité accélérés – Température et humidité élevées

1 Domaine d'application

La présente partie de la CEI 62059 fournit une méthode, parmi de nombreuses autres, de prévision des caractéristiques de la durée de vie d'un produit au moyen des essais de fiabilité accélérés.

Il existe de nombreuses méthodes d'accélération différentes. La présente norme utilise une température et une humidité constantes élevées pour parvenir à ladite accélération. La méthode utilisée tient également compte de l'effet de variation de la tension et du courant.

Bien évidemment, l'application de la présente norme ne permettra pas de détecter les défaillances non (ou non suffisamment) accélérées par la température et par l'humidité.

D'autres facteurs, tels que la variation de la température, les vibrations, la poussière, les chutes de tension et les interruptions d'alimentation de courte durée, les décharges statiques, les rafales électriques transitoires rapides, les surtensions, etc. – bien qu'ils puissent affecter les caractéristiques de la durée de vie de l'appareil de mesure – ne sont pas pris en compte dans la présente norme. Ils pourront faire l'objet de parties ultérieures de la série CEI 62059.

Cette norme s'applique à tous les types d'équipement de comptage de l'énergie et de contrôle des tarifs et de la charge relevant du domaine d'application du comité d'études 13 de la CEI. La méthode décrite dans la présente norme peut être utilisée pour évaluer (avec des limites de confiance données) les caractéristiques de la durée de vie de ces équipements avant et au cours de leur fabrication en série. Cette méthode peut également être employée pour comparer des équipements de conceptions différentes.

2 Références normatives

Les documents de référence suivants sont indispensables pour l'application du présent document. Pour les références datées, seule l'édition citée s'applique. Pour les références non datées, la dernière édition du document de référence s'applique (y compris les éventuels amendements).

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

CEI 60300-3-5 Ed. 1.0:2001, *Gestion de la sûreté de fonctionnement – Partie 3-5: Guide d'application - Conditions des essais de fiabilité et principes des essais statistiques*

CEI 61649:2008, *Analyse de Weibull*

CEI 61703 Ed. 1.0:2001, *Expressions mathématiques pour les termes de fiabilité, de disponibilité, de maintenabilité et de logistique de maintenance*

CEI/TR 62059-11 Ed 1.0:2002, *Équipements de comptage de l'électricité – Sûreté de fonctionnement – Partie 11: Concepts généraux*

CEI/TR 62059-21 Ed. 1.0: 2002, *Equipements de comptage de l'électricité – Sûreté de fonctionnement – Partie 21: Collecte des données de sûreté de fonctionnement des compteurs à partir du terrain*

CEI 62059-41 Ed. 1.0: 2006, *Equipements de comptage de l'électricité – Sûreté de fonctionnement – Partie 41: Prévion de fiabilité*

CEI 62308 Ed. 1.0 : 2006, *Fiabilité de l'équipement – Méthodes d'évaluation de la fiabilité*

3 Termes et définitions

Pour les besoins du présent document, les termes et définitions suivants s'appliquent.

NOTE 1 La présente norme comporte uniquement les termes afférents au sujet concerné, qui ne sont pas déjà inclus dans la CEI 62059-11.

3.1

essai de durée de vie accéléré

essai au cours duquel le niveau des contraintes appliquées à une entité est choisi au-delà du niveau qui correspond aux conditions de référence en vue de réduire la durée nécessaire pour observer les réponses de l'entité aux contraintes ou en vue d'accentuer ces réponses pour une durée donnée

NOTE Pour être valable, un essai de durée de vie accéléré ne doit altérer ni les mécanismes de défaillance, ni les modes de panne, ni leur fréquence relative.

[VEI 191-14-07, modifiée]

3.2

défaillance par vieillissement, défaillance par usure

défaillance dont la probabilité d'occurrence augmente avec le temps, par suite de processus inhérents à l'entité

[VEI 191-04-09]

3.3

rodage (d'un matériel réparable)

méthode destinée à augmenter la fiabilité d'un matériel réparable en faisant fonctionner chaque entité dans des conditions spécifiées, avec réparation après chaque défaillance, pendant la période de défaillance précoce

[VEI 191-17-02]

3.4

rodage (d'une entité non réparable)

essai de sélection effectué en faisant fonctionner des entités non réparables dans leurs conditions réelles de fonctionnement

[VEI 191-17-03]

3.5

censure

arrêt de l'essai après un certain nombre de défaillances ou une certaine durée pour lequel/laquelle des entités continuent de fonctionner

[CEI 60300-3-5, 3.1.2]

3.6

période d'intensité constante de défaillance

période éventuelle dans la vie d'une entité réparée pendant laquelle l'intensité instantanée de défaillance est approximativement constante

[VEI 191-10-08]

3.7

période de taux constant de défaillance, période de densité constante de défaillance

période éventuelle dans la vie d'une entité non réparée pendant laquelle le taux/la densité de défaillance est approximativement constant(e)

[VEI 191-10-09]

3.8

équipements à prédire

ASP (abréviation)

équipement de comptage de l'électricité statique soumis à une prévision de fiabilité

3.9

estimé

qualifie une valeur résultant d'une opération ayant pour but, à partir des valeurs détectées dans un échantillon, d'attribuer des valeurs numériques aux paramètres d'une loi de probabilités prise comme modèle statistique de la population dont est issu cet échantillon

NOTE Le résultat peut s'exprimer soit par une seule valeur numérique, dans le cas d'une estimation ponctuelle, soit par un intervalle de confiance.

[VEI 191-18-04, modifiée]

3.10

extrapolé

qualifie une valeur prévue à partir de valeurs détectées ou estimées dans certaines conditions de temps, d'exploitation, de maintenance, d'environnement, etc., lorsque cette valeur est destinée à s'appliquer à d'autres conditions

[VEI 191-18-03]

3.11

défaillance

cessation de l'aptitude d'une entité à accomplir une fonction requise

NOTE 1 Après défaillance d'une entité, cette entité est en état de panne.

NOTE 2 Une défaillance est un passage d'un état à un autre, par opposition à une panne, qui est un état.

[VEI 191-04-01, modifiée]

3.12

cause de défaillance

ensemble des circonstances associées à la conception, la fabrication ou l'emploi qui ont entraîné une défaillance

[VEI 191-04-17, modifiée]

NOTE Le terme "cause profonde de défaillance" est utilisé et décrit dans la CEI 62059-21, Article 8.

3.13

mécanisme de défaillance

processus physique, chimique ou autre qui a entraîné une défaillance

[VEI 191-04-18]

3.14**facteur d'accélération du taux de défaillance, facteur d'accélération de la densité de défaillance**

rapport du taux instantané de défaillance en essai accéléré au taux instantané de défaillance dans les conditions de l'essai de référence

NOTE Les deux valeurs de taux se rapportent à la même période de la vie des entités soumises à essai.

[VEI 194-14-11]

3.15**panne**

état d'une entité inapte à accomplir une fonction requise, non comprise l'inaptitude due à la maintenance préventive ou à d'autres actions programmées ou due à un manque de moyens extérieurs

NOTE Une panne est souvent la conséquence d'une défaillance de l'entité elle-même, mais elle peut exister sans défaillance préalable.

[VEI 191-05-01]

3.16**mode de panne**

un des états possibles d'une entité en panne pour une fonction requise donnée

NOTE 1 L'emploi du terme "mode de défaillance" dans ce sens est maintenant déconseillé.

NOTE 2 Une classification par fonction des modes de panne est décrite dans la CEI 62059-21, Article 7.

[VEI 191-05-22, modifiée]

3.17**taux (instantané) de défaillance, densité (instantanée) de défaillance**

limite, si elle existe, du quotient de la probabilité conditionnelle pour que l'instant T , d'une défaillance d'une entité soit compris dans un intervalle de temps donné, $(t, t + \Delta t)$ par la durée Δt , de l'intervalle de temps, lorsque Δt tend vers zéro, en supposant que l'entité soit disponible au début de l'intervalle de temps

NOTE 1 Le taux instantané de défaillance est donné par la formule:

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{R(t)} = \frac{f(t)}{R(t)}$$

où $F(t)$ et $f(t)$ sont respectivement la fonction de répartition et la densité de probabilité de l'instant de défaillance, et où $R(t)$ est la fonction de fiabilité, liée à la fiabilité $R(t_1, t_2)$ par la relation $R(t) = R(0, t)$.

NOTE 2 Une valeur estimée de taux instantané de défaillance est le quotient du rapport du nombre d'entités ayant subi une défaillance pendant un intervalle de temps donné au nombre d'entités non défaillantes au début de l'intervalle, par la durée de l'intervalle.

NOTE 3 En anglais, le taux instantané de défaillance est parfois appelé "hazard function".

[VEI 191-12-02, modifiée]

3.18**entité**

tout élément, composant, sous-système, unité fonctionnelle, équipement ou système que l'on peut considérer individuellement

NOTE 1 Une entité peut être constituée de matériel, de logiciel ou des deux à la fois, et peut aussi dans certains cas comprendre du personnel.

NOTE 2 Un ensemble déterminé d'entités, par exemple une population ou un échantillon, peut lui-même être considéré comme une entité.

[VEI 191-01-01]

3.19

essai de durée de vie

essai dont l'objectif est d'évaluer, de vérifier ou de comparer la durée de vie de la classe des entités soumises à l'essai

NOTE La fin de la durée de vie utile est souvent définie comme le moment où un certain pourcentage des entités ont subi une défaillance dans le cas des entités non réparées et comme le moment où l'intensité de défaillance a atteint un niveau spécifié dans le cas des entités réparées.

3.20

durée moyenne de fonctionnement avant défaillance

MTTF (abréviation)

espérance mathématique de la durée de fonctionnement avant défaillance

NOTE Le terme "espérance mathématique" a une signification statistique.

[VEI 191-12-07, modifiée]

3.21

durée moyenne de fonctionnement avant la première défaillance

MTTFF (abréviation)

espérance mathématique de la durée de fonctionnement avant la première défaillance

NOTE Le terme "espérance mathématique" a une signification statistique.

[VEI 191-12-06, modifiée]

3.22

caractéristique (probabiliste) (mesure en sûreté de fonctionnement)

fonction ou grandeur utilisée pour décrire une variable aléatoire ou un processus aléatoire

NOTE Pour une variable aléatoire, des exemples de caractéristiques sont la fonction de répartition et la moyenne.

[VEI 191-01-11]

3.23

défaillance non pertinente, défaillance à ne pas prendre en compte

défaillance qu'il convient de ne pas prendre en compte pour interpréter des résultats d'essai ou d'exploitation ou pour calculer une caractéristique de fiabilité

NOTE Il convient d'indiquer les critères d'exclusion.

[VEI 191-04-14]

3.24

entité non réparée

entité qui n'est pas réparée après défaillance

[VEI 191-01-03]

3.25

temps de fonctionnement

intervalle de temps pendant lequel une entité est en état de fonctionnement

[VEI 191-09-01]

3.26

population

nombre total des entités étudiées

3.27

prévision, prédiction

opération ayant pour but le calcul de la (des) valeur(s) prévue(s) d'une grandeur

NOTE Les termes "prévision" ou "prédiction" désignent aussi la (les) valeur(s) prévue(s) d'une grandeur.

[VEI 191-16-01]

3.28

défaillance pertinente, défaillance à prendre en compte

défaillance qu'il convient de prendre en compte pour interpréter des résultats d'essai ou d'exploitation ou pour calculer une caractéristique de fiabilité

NOTE Il convient d'indiquer les critères de prise en compte.

[VEI 191-04-13]

3.29

essai de fiabilité

expérience effectuée pour mesurer, quantifier ou classer une mesure ou une propriété de fiabilité d'une entité

NOTE 1 Les essais de fiabilité sont différents des essais d'environnement dont l'objectif est de démontrer que les entités soumises à l'essai peuvent supporter des conditions de stockage, de transport et d'utilisation extrêmes.

NOTE 2 L'essai de fiabilité peut inclure les essais d'environnement.

3.30

condition de contrainte

ensemble de conditions auxquelles l'équipement de comptage est exposé au cours des essais de fiabilité accélérés

3.31

modèle de contraintes

modèle mathématique qui décrit l'influence des contraintes appliquées à une entité sur les caractéristiques de fiabilité et d'autres propriétés de l'entité

[VEI 191-16-10]

3.32

facteur d'accélération temporelle

rapport entre les durées nécessaires pour obtenir le même nombre fixé de défaillances ou de dégradations dans deux échantillons de taille identique, sous deux ensembles de contraintes différents entraînant les mêmes mécanismes de défaillance et les mêmes modes de panne avec les mêmes fréquences relatives

NOTE Il convient que l'un des deux ensembles des contraintes corresponde à des conditions de référence.

[VEI 191-14-10]

3.33

temps entre défaillances

durée entre deux défaillances consécutives d'une entité réparée

[VEI 191-10-03]

3.34

durée de fonctionnement avant défaillance

durée cumulée des temps de fonctionnement d'une entité, depuis la première mise en état de disponibilité jusqu'à l'apparition d'une défaillance, ou depuis un rétablissement jusqu'à l'apparition de la défaillance suivante

[VEI 191-10-02, modifiée]

3.35

durée de fonctionnement avant interruption

durée cumulée des temps de fonctionnement d'une entité non soumise à une défaillance, depuis la première mise en état de disponibilité, ou depuis un rétablissement jusqu'à ce que l'essai soit arrêté (censuré)

3.36

condition d'utilisation

ensemble de conditions auxquelles l'équipement de comptage est exposé au cours d'une utilisation normale

4 Symboles, acronymes et abréviations

Symbole / Acronyme / Abréviation	Signification
A	Constante utilisée dans le modèle de contraintes de durée de vie (par exemple modèle d'Arrhénius, modèle d'Eyring ou modèle de température-humidité de Peck)
$AccThr$	Seuil d'acceptation
AF	Facteur d'accélération
CL	Niveau de confiance
E_a	Energie d'activation en électron-volts
$f(t)$	Fonction de densité de probabilité (<i>pdf</i>) de la durée (de fonctionnement) avant défaillance
$F(t)$	Fonction de défaut de fiabilité, c'est-à-dire la probabilité de défaillance jusqu'au temps t ou la fraction d'entités ayant subi une défaillance jusqu'au temps t
k	Constante de Boltzman ($8,617 \times 10^{-5}$ eV/K)
MRR	Régression de catégorie médiane
n	Caractéristique exponentielle du produit (dans le modèle de température-humidité de Peck)
N	Nombre d'entités soumises à un essai de fiabilité
p	Nombre d'entités faisant l'objet d'une défaillance à la fin de l'essai de fiabilité
pdf	Fonction de densité de probabilité
q	Nombre d'entités ne faisant pas l'objet d'une défaillance à la fin de l'essai de fiabilité
r	Vitesse de réaction (dans le modèle d'Arrhénius)
r_0	Constante (dans le modèle d'Arrhénius)
$R(t)$	Fonction de fiabilité, c'est-à-dire la probabilité de survie jusqu'au temps t ou la fraction d'entités n'ayant pas subi de défaillance jusqu'au temps t
R	Coefficient de corrélation
RH	Pourcentage d'humidité relative
RH_s	Pourcentage d'humidité relative dans des conditions de contraintes
RH_u	Pourcentage d'humidité relative dans des conditions d'utilisation normale
S	Contrainte appliquée (dans le modèle d'Eyring)
t	Durée de fonctionnement avant défaillance en heures
t_s	Durée de fonctionnement avant défaillance à la température de contrainte T_s
t_u	Durée de fonctionnement avant défaillance à la température d'utilisation normale T_u

Symbole / Acronyme / Abréviation	Signification
T	Température de réaction en K
T_s	Température de contrainte
TTF_i	Durée de fonctionnement détectée avant défaillance de la $i^{ème}$ entité faisant l'objet d'une défaillance
TTS_j	Durée de fonctionnement détectée avant arrêt de la $j^{ème}$ entité ne faisant pas l'objet d'une défaillance
T_u	Température d'utilisation normale
$U5_i$	Défaut de fiabilité à la catégorie i avec un niveau de confiance de 5 % sur un échantillon de N entités
$TTF5_i$	Durée de fonctionnement avant défaillance correspondant à $U5_i$
$U50_i$	Catégorie médiane de la $i^{ème}$ défaillance, ou estimation du défaut de fiabilité de la $i^{ème}$ défaillance (à la catégorie i) sur un échantillon de N entités avec un niveau de confiance de 50 %
$U95_i$	Défaut de fiabilité à la catégorie i avec un niveau de confiance de 95 % sur un échantillon de N entités
$TTF95_i$	Durée de fonctionnement avant défaillance correspondant à $U95_i$
β	Paramètre de forme de Weibull
η	Durée de vie caractéristique ou paramètre d'échelle de Weibull
γ	Paramètre de position en heures
$\lambda(t)$	Fonction de taux instantané de défaillance, également appelée fonction de taux de risque

5 Description des essais de durée de vie accélérés quantitatifs

5.1 Introduction

Les essais de durée de vie accélérés quantitatifs peuvent être effectués par une *accélération du taux d'utilisation* ou par l'*application de contraintes excessives*.

Pour les équipements dont le fonctionnement n'est pas permanent, l'accélération peut être obtenue par un fonctionnement permanent. C'est ce que l'on appelle l'*accélération par le taux d'utilisation*. Cette accélération ne s'applique généralement pas aux équipements de comptage de l'électricité dans la mesure où ils fonctionnent et mesurent l'énergie de façon permanente dans des conditions d'utilisation normale. La présente norme ne tient donc pas compte de l'accélération par le taux d'utilisation.

La seconde forme d'accélération peut être obtenue par l'application de contraintes sur les équipements; c'est ce que l'on appelle l'*accélération par l'application de contraintes excessives*. Cette forme d'accélération implique l'application de contraintes supérieures aux contraintes appliquées dans des conditions d'utilisation normale. Les données relatives à la durée de fonctionnement avant défaillance qui sont obtenues avec l'application desdites contraintes permettent ensuite d'extrapoler les conditions d'utilisation. Les essais de durée de vie accélérés peuvent être effectués à une température, une humidité, un courant et une tension bas ou élevés, de manière à accélérer ou à stimuler les mécanismes de défaillance. Ils peuvent également être effectués en combinant ces contraintes.

Une attention particulière doit être accordée à la définition de la (des) contrainte(s) et des niveaux de contrainte: il convient que ces derniers ne fassent pas apparaître les modes de panne qui ne se produiraient jamais dans des conditions normales. Se reporter à 12.2.2.

Les essais de fiabilité accélérés sont fondés sur deux modèles principaux: La *répartition de la durée de vie* du produit, qui décrit le produit à chaque niveau de contrainte et le *modèle de contrainte de la durée de vie*.

5.2 Répartition de la durée de vie

Il s'agit d'une distribution statistique qui décrit la durée de fonctionnement avant défaillance d'un produit. Les essais de durée de vie accélérés ont pour objectif d'obtenir cette répartition de la durée de vie dans des conditions d'utilisation normale; cette répartition correspond à la fonction de densité de probabilité du niveau d'utilisation, ou *pdf*, de la durée de fonctionnement avant défaillance du produit. L'annexe A présente ce concept statistique de la fonction *pdf* et fournit un rappel statistique de base tel qu'il s'applique à l'analyse des données relatives à la durée de vie.

L'obtention de ce niveau d'utilisation *pdf* de la durée de fonctionnement avant défaillance du produit permet de déterminer facilement toutes les autres caractéristiques de fiabilité souhaitées. Dans une analyse des données type, ce niveau d'utilisation *pdf* de la durée de fonctionnement avant défaillance peut être déterminé facilement sur la base des données régulières relatives à ladite durée et d'une distribution sous-jacente telle que la distribution de Weibull. Voir Article 6.

Dans les essais de durée de vie accélérés, l'objectif est de déterminer la fonction *pdf* dans les conditions d'utilisation normale à partir des données relatives à l'essai de durée de vie accéléré, et non à partir des données relatives à la durée de fonctionnement avant défaillance, obtenues dans les conditions d'utilisation. Pour ce faire, une méthode d'extrapolation est utilisée pour extrapoler la fonction *pdf* à partir des données recueillies dans les conditions d'essai accéléré, afin de fournir une estimation des caractéristiques dans les conditions d'utilisation normale.

5.3 Modèle de contraintes de durée de vie

Le modèle de contraintes de durée de vie quantifie la manière dont la répartition de la durée de vie varie en fonction des différents niveaux de contraintes.

La combinaison d'une répartition sous-jacente de la durée de vie et d'un modèle de contraintes de durée de vie avec les données relatives à la durée de fonctionnement avant défaillance obtenues à différents niveaux de contraintes, fournit une estimation des caractéristiques dans les conditions d'utilisation normale.

Les modèles de contraintes de durée de vie les plus courants sont les suivants:

- le modèle d'accélération par la température dit modèle d'Arrhénius (voir C.1);
- le modèle d'Eyring (voir C.2).

6 Distribution de Weibull

6.1 Introduction

Le présent article spécifie des méthodes numériques et graphiques destinées à être utilisées pour la représentation graphique des données, pour effectuer un test d'adéquation, pour estimer les paramètres de la répartition de la durée de vie et pour représenter graphiquement les limites de confiance.

La distribution de Weibull constitue l'un des types de distribution les plus couramment utilisés en ingénierie de la fiabilité. Elle peut être utilisée pour modéliser la résistance des matériaux, les données relatives à la durée de fonctionnement avant défaillance des composants, équipements ou systèmes électroniques et mécaniques.

Les principales caractéristiques de la distribution de Weibull sont présentées dans Annexe B.

6.2 Représentation graphique

Pour obtenir une représentation linéaire, la fonction de défaut de fiabilité de Weibull doit être tout d'abord transformée en forme linéaire. En partant de la fonction de défaut de fiabilité:

$$F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta}$$

on obtient:

$$\ln(1 - F(t)) = -\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^\beta$$

$$\ln\{-\ln(1 - F(t))\} = \beta \ln\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right) = -\beta \ln(\eta) + \beta \ln(t - \gamma)$$

Cela peut être exprimé sous la forme suivante:

$$y = A + Bx \text{ avec } y = \ln\{-\ln(1 - F(t))\}, A = -\beta \ln(\eta), B = \beta, \text{ et } x = \ln(t - \gamma).$$

Cette équation indique qu'il convient que la fonction de défaut de fiabilité soit une droite si elle est représentée sur un papier quadrillé de représentation de la probabilité de Weibull, avec lequel le défaut de fiabilité est représenté sur une échelle bilogarithmique réciproque par rapport à $(t - \gamma)$ représenté sur une échelle logarithmique. En d'autres termes, si les données relatives au défaut de fiabilité sont représentées sur un papier quadrillé de représentation de la probabilité de Weibull, et si elles correspondent à une droite, cela soutient la théorie selon laquelle la distribution utilisée est une distribution de Weibull.

β , le paramètre de forme, donne la pente de la fonction de défaut de fiabilité, lorsqu'il est représenté sur un papier quadrillé de représentation de la probabilité de Weibull.

Comme indiqué du Tableau 1 au Tableau 4, un papier quadrillé de représentation de la probabilité de Weibull peut se présenter comme suit:

Tableau 1 – Construction de l'ordonnée (Y)

R(t)	F(t)	$\ln(-\ln(1-F(t)))$	Ordonnée Y ($\ln(-\ln(1-F(t)))+4,60$)	R(t)	F(t)	$\ln(-\ln(1-F(t)))$	Ordonnée Y ($\ln(-\ln(1-F(t)))+4,60$)
0,99	0,01	-4,60	0,00	0,8	0,2	-1,50	3,10
0,98	0,02	-3,90	0,70	0,7	0,3	-1,03	3,57
0,97	0,03	-3,49	1,11	0,6	0,4	-0,67	3,93
0,96	0,04	-3,20	1,40	0,5	0,5	-0,37	4,23
0,95	0,05	-2,97	1,63	0,4	0,6	-0,09	4,51
0,94	0,06	-2,78	1,82	0,3	0,7	0,19	4,79
0,93	0,07	-2,62	1,98	0,2	0,8	0,48	5,08
0,92	0,08	-2,48	2,12	0,1	0,9	0,83	5,43
0,91	0,09	-2,36	2,24	0,01	0,99	1,53	6,13
0,9	0,1	-2,25	2,35				

Tableau 2 – Construction de l'abscisse (t-γ)

t - γ (h)	ln(t-γ)	Abscisse ln(t-γ) -2,30	t - γ (h)	ln(t-γ)	Abscisse ln(t-γ) -2,30	t - γ (h)	ln(t-γ)	Abscisse ln(t-γ) -2,30
10	2,30	0,00	200	5,30	3,00	3000	8,01	5,71
20	3,00	0,70	300	5,70	3,40	4000	8,29	5,99
30	3,40	1,10	400	5,99	3,69	5000	8,52	6,22
40	3,69	1,39	500	6,21	3,91	6000	8,70	6,40
50	3,91	1,61	600	6,40	4,10	7000	8,85	6,55
60	4,09	1,79	700	6,55	4,25	8000	8,99	6,69
70	4,25	1,95	800	6,68	4,38	9000	9,10	6,80
80	4,38	2,08	900	6,80	4,50	10000	9,21	6,91
90	4,50	2,20	1000	6,91	4,61	20000	9,90	7,60
100	4,61	2,31	2000	7,60	5,30	30000	10,31	8,01

Tableau 3 – Format des équations inscrit sur une feuille de calcul

	A	B	C	D	E
1	Gamma =				
2	Bêta =				
3	Eta =				
4	t	(t- γ) abscisse	1-F(t)	$\ln(-\ln(1-F(t)))$	Ordonnée Y
5	(h)	$(\ln(t-\text{Gamma})-2.3)$			
6	100	$\text{LN}(\text{A6}-\text{Gamma})-2.3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A6}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Bêta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C6}))$	D6+4.6
7	330	$\text{LN}(\text{A7}-\text{Gamma})-2.3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A7}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Bêta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C7}))$	D7+4.6
8	1000	$\text{LN}(\text{A8}-\text{Gamma})-2.3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A8}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Bêta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C8}))$	D8+4.6
9	2000	$\text{LN}(\text{A9}-\text{Gamma})-2.3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A9}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Bêta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C9}))$	D9+4.6
10	3000	$\text{LN}(\text{A10}-\text{Gamma})-2.3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A10}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Bêta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C10}))$	D10+4.6
11	4000	$\text{LN}(\text{A11}-\text{Gamma})-2.3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A11}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Bêta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C11}))$	D11+4.6
12	5000	$\text{LN}(\text{A12}-\text{Gamma})-2.3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A12}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Bêta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C12}))$	D12+4.6
13	6000	$\text{LN}(\text{A13}-\text{Gamma})-2.3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A13}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Bêta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C13}))$	D13+4.6
14	7000	$\text{LN}(\text{A14}-\text{Gamma})-2.3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A14}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Bêta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C14}))$	D14+4.6
15	8000	$\text{LN}(\text{A15}-\text{Gamma})-2.3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A15}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Bêta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C15}))$	D15+4.6
16	9000	$\text{LN}(\text{A16}-\text{Gamma})-2.3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A16}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Bêta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C16}))$	D16+4.6
17	10000	$\text{LN}(\text{A17}-\text{Gamma})-2.3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A17}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Bêta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C17}))$	D17+4.6
18	11000	$\text{LN}(\text{A18}-\text{Gamma})-2.3$	$\text{EXP}(-\text{POWER}((\text{A18}-\text{Gamma})/\text{Eta};\text{Bêta}))$	$\text{LN}(-\text{LN}(\text{C18}))$	D18+4.6

Tableau 4 – Exemple avec $\gamma = 3\,000$, $\beta = 1,1$, $\eta = 10\,000$

Gamma =	3000				
Bêta =	1,1				
Eta =	10000				
t (h)	(t-γ) abscisse	R(t)	F(t)	$\ln(-\ln(1-F(t)))$	Ordonnée Y
3 300	3,40	0,98	0,02	-3,86	0,74
4 000	4,61	0,92	0,08	-2,53	2,07
6 000	5,71	0,77	0,23	-1,32	3,28
8 000	6,22	0,63	0,37	-0,76	3,84
10 000	6,55	0,51	0,49	-0,39	4,21
12 000	6,80	0,41	0,59	-0,12	4,48
14 000	7,01	0,33	0,67	0,10	4,70
16 000	7,17	0,26	0,74	0,29	4,89
18 000	7,32	0,21	0,79	0,45	5,05
20 000	7,44	0,17	0,83	0,58	5,18
22 000	7,55	0,13	0,87	0,71	5,31
24 000	7,65	0,10	0,90	0,82	5,42
28 000	7,83	0,06	0,94	1,01	5,61

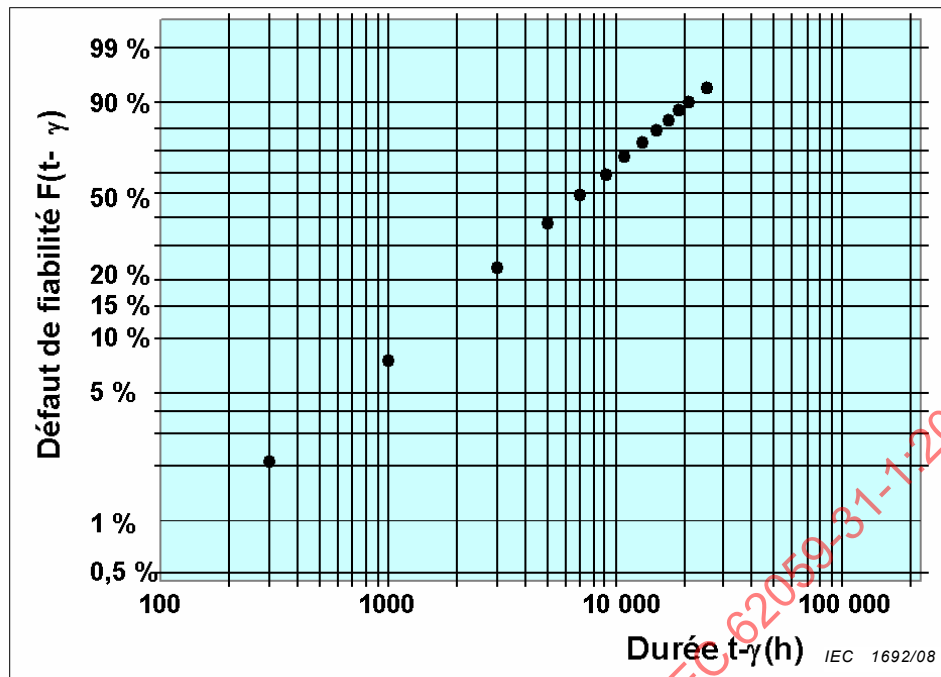


Figure 1 – Exemple de représentation du défaut de fiabilité de la distribution de Weibull avec $\gamma = 3\,000$, $\beta = 1,1$, $\eta = 10\,000$

6.3 Calcul des paramètres de distribution

6.3.1 Données d'entrée à utiliser

L'analyse des données relatives à la durée de vie obtenues à partir d'un essai de fiabilité accéléré doit nécessairement inclure les données relatives aux entités ayant subi une défaillance, ainsi que les données relatives aux entités n'ayant pas subi de défaillance. Les données relatives aux entités n'ayant pas subi de défaillance sont qualifiées de données censurées (voir la CEI 60300-3-5, 8.3).

Lorsque les durées de fonctionnement avant défaillance de toutes les entités soumises à l'essai sont détectées, les données sont considérées comme exhaustives. Dans ce cas, les données enregistrées au cours de l'essai correspondent à l'ensemble des durées de fonctionnement avant défaillance des entités.

Si, toutefois, des entités n'ont toujours pas subi de défaillance à la fin de l'essai, les observations sont alors considérées comme censurées:

- Lorsque l'essai est achevé après un temps t , alors les données sont considérées comme censurées dans le temps pour les entités n'ayant pas subi de défaillance. t représente les données enregistrées.
- Lorsque l'essai est achevé après un nombre spécifié de défaillances, alors les données sont considérées comme censurées par une défaillance. Les données enregistrées représentent la durée de fonctionnement avant défaillance de la dernière entité qui a subi une défaillance plus une unité de temps (afin de différencier les entités n'ayant pas subi de défaillance de la dernière entité ayant subi une défaillance).

Lors d'un essai de fiabilité accéléré:

- si l'essai relatif à l'état (ayant/n'ayant pas subi de défaillance) des entités effectivement soumises à l'essai n'est pas réalisé de manière continue, mais en revanche de façon intermittente avec un intervalle de temps entre les inspections noté IT ;

- et si p entités subissent une défaillance pendant le $n^{\text{ème}}$ intervalle de temps;
- alors les valeurs enregistrées pour les durées de fonctionnement avant défaillance sont les suivantes:
- $(n \times IT) - (p \times IT / (p + 1))$,
 $(n \times IT) - ((p - 1) \times IT / (p + 1))$, ..., $(n \times IT) - (2 \times IT / (p + 1))$, $(n \times IT) - (IT / (p + 1))$.

6.3.2 Catégorisation de la durée de fonctionnement avant défaillance

Soit un essai de fiabilité effectivement réalisé sur un effectif de N entités. A la fin de l'essai:

- p entités ont subi une défaillance: toutes les durées de fonctionnement avant défaillance de ces entités ont été enregistrées. Ces durées de fonctionnement avant défaillance sont notées: $TTF_1, TTF_2, \dots, TTF_i, \dots, TTF_p$;
- q entités n'ont pas subi de défaillance: Le fonctionnement de ces entités a été interrompu aux temps $TTS_1, TTS_2, \dots, TTS_j, \dots, TTS_q$.

Le processus de catégorisation des données relatives à la durée de fonctionnement avant défaillance consiste à classer l'ensemble des données relatives à la durée de fonctionnement avant défaillance TTF_i , et l'ensemble des données relatives à la durée de fonctionnement avant arrêt TTS_j , par ordre croissant, et à calculer les catégories corrigées de toutes les entités ayant subi une défaillance, de manière à tenir compte des effets des entités n'ayant pas subi de défaillance.

La catégorie corrigée propre à chaque entité ayant subi une défaillance est calculée à partir de la formule suivante (voir laCEI 61649):

$$\text{Catégorie corrigée} = \frac{((\text{Catégorie inverse}) \times (\text{Catégorie corrigée précédente})) + (N + 1)}{(\text{Catégorie inverse}) + 1}$$

Le Tableau 5 ci-dessous fournit un exemple de ce processus de catégorisation: 8 entités ont subi une défaillance successivement à 500, 1 200, 1 500, 2 300, 4 500, 5 600, 6 300 et 8 400 h. Le fonctionnement de 2 entités a été interrompu après 700 et 4 200 h.

Tableau 5 – Exemple de processus de catégorisation des durées de fonctionnement avant défaillance

Catégorie	Temps/durée	Catégorie inverse	Catégorie corrigée
1	500F	10	1
2	700C	9	Fonctionnement interrompu
3	1 200F	8	$[(8 \times 1) + (10 + 1)] / (8 + 1) = 2,111$
4	1 500F	7	$[(7 \times 2,111) + (10 + 1)] / (7 + 1) = 3,222$
5	2 300F	6	$[(6 \times 3,222) + (10 + 1)] / (6 + 1) = 4,333$
6	4 200C	5	Fonctionnement interrompu
7	4 500F	4	$[(4 \times 4,333) + (10 + 1)] / (4 + 1) = 5,666$
8	5 600F	3	$[(3 \times 5,666) + (10 + 1)] / (3 + 1) = 7$
9	6 300F	2	$[(2 \times 7) + (10 + 1)] / (2 + 1) = 8,333$
10	8 400F	1	$[(1 \times 8,333) + (10 + 1)] / (1 + 1) = 9,666$

6.3.3 Estimations de la fiabilité / du défaut de fiabilité

L'étape suivante consiste à évaluer le défaut de fiabilité correspondant à chaque durée de fonctionnement, en procédant au calcul de la catégorie médiane correspondante.

La catégorie médiane notée $U50_i$ (défaut de fiabilité à la $i^{\text{ème}}$ défaillance avec un niveau de confiance de 50 %) correspond à la probabilité vraie de défaillance $F(t_i)$ ou à l'estimation du défaut de fiabilité à la $i^{\text{ème}}$ défaillance sur un échantillon de N entités avec un niveau de confiance de 50 %. En d'autres termes, $U50_i$ correspond à l'estimation de la fraction cumulée des entités qui subiront une défaillance au temps TTF_i , où TTF_i est la durée de fonctionnement avant défaillance de la $i^{\text{ème}}$ défaillance.

Cette valeur est obtenue par résolution de la loi binomiale cumulée pour X :

$$CL = \sum_{j=i}^N C_j^N X^j (1-X)^{N-j}$$

où CL est le niveau de confiance ($0 < CL < 1$), N est l'effectif, et i est le numéro de classement (ou catégorie corrigée comme décrit en 6.3.2).

Pour la catégorie médiane, $CL = 0,5$. En d'autres termes, $CL = 0,5$ signifie que la moitié de la population est classée dans une catégorie supérieure (ou inférieure) à la catégorie médiane.

Les tableaux de catégories sont fournis en Annexe D.

Un exemple d'estimations du défaut de fiabilité à l'aide des catégories médianes est fourni dans le Tableau 6 ci-dessous. Pour les catégories corrigées qui ne constituent pas un multiple de 0,5, une interpolation linéaire est effectuée entre les deux valeurs les plus proches des tableaux de catégories.

Tableau 6 – Estimations du défaut de fiabilité par catégorie médiane

Catégorie	Temps / durée	Catégorie corrigée	Estimation du défaut de fiabilité (Catégorie médiane pour 10 échantillons)	Estimation de la fiabilité
1	500F	1	0,067	0,933
2	700C	Fonctionnement interrompu		
3	1 200F	2,111	$0,1623 + (0,111 \times (0,2104 - 0,1623) / 0,5) = 0,1729$	0,8271
4	1 500F	3,222	$0,2586 + (0,222 \times (0,3068 - 0,2586) / 0,5) = 0,28$	0,72
5	2 300F	4,333	$0,3551 + (0,333 \times (0,4034 - 0,3551) / 0,5) = 0,3872$	0,6128
6	4 200C	Fonctionnement interrompu		
7	4 500F	5,666	$0,50 + (0,166 \times (0,5483 - 0,5) / 0,5) = 0,516$	0,484
8	5 600F	7	0,6449	0,3551
9	6 300F	8,333	$0,7414 + (0,333 \times (0,7896 - 0,7414) / 0,5) = 0,7735$	0,2265
10	8 400F	9,666	$0,8857 + (0,166 \times (0,933 - 0,8857) / 0,5) = 0,9014$	0,0986

6.3.4 Calcul des paramètres

6.3.4.1 Généralités

Une fois que les durées de fonctionnement avant défaillance ont été classées par catégorie, et une fois que la fiabilité/défaut de fiabilité a été estimé(e) pour chaque durée de fonctionnement avant défaillance, toutes les données peuvent être utilisées pour établir une représentation graphique et calculer les paramètres de la distribution, suivant la procédure décrite en 6.2.

Les paramètres A et B de l'équation $y = A + Bx$ peuvent être estimés en effectuant une régression des moindres carrés/par catégories sur les données y_i et x_i , où:

- $x_i = \ln(TTF_i)$;

- $y_i = \ln(-\ln(1 - F(TTF_i)))$.

6.3.4.2 Calcul des paramètres A , B et du coefficient de détermination

Selon le principe de la régression des moindres carrés/par catégories qui réduit au minimum la distance verticale entre les points de données et la droite ajustée aux données, la droite du meilleur ajustement aux dites données est la droite $y = A + Bx$ de sorte que F soit minimale, où

$$F = \sum_{i=1}^p (A + Bx_i - y_i)^2$$

et p est le nombre d'entités ayant subi une défaillance au cours de l'essai.

La résolution des équations $\frac{dF}{dA} = 0$ et $\frac{dF}{dB} = 0$, permet d'obtenir:

Estimation de B :

$$B = \frac{\sum_{i=1}^p x_i y_i - \frac{\sum_{i=1}^p x_i \sum_{i=1}^p y_i}{p}}{\sum_{i=1}^p x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^p x_i)^2}{p}}$$

Estimation de A :

$$A = \frac{\sum_{i=1}^p y_i}{p} - B \frac{\sum_{i=1}^p x_i}{p}$$

Estimation du coefficient de détermination R^2 :

$$R^2 = \frac{\left(\sum_{i=1}^p x_i y_i - \frac{\sum_{i=1}^p x_i \sum_{i=1}^p y_i}{p} \right)^2}{\left(\sum_{i=1}^p x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^p x_i)^2}{p} \right) \left(\sum_{i=1}^p y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^p y_i)^2}{p} \right)}$$

R^2 donne une indication de la qualité de la régression par catégorie.

Le test d'adéquation consiste à vérifier que R^2 est supérieure ou égale au seuil d'acceptation, $AccThr$.

Selon l'ouvrage rédigé par Carl D. Tarum "Determination of the critical correlation coefficient to establish a good fit for Weibull and Log-Normal Failure Distributions" ("Détermination du coefficient de corrélation critique pour établir un ajustement précis de la distribution de Weibull et des répartitions log-normales des défaillances"), le seuil $AccThr$ dépend du nombre de défaillances détectées (p):

- $AccThr = (1 - e^{-(\frac{P}{0.0399})^{0.177}})^2$ pour une distribution de Weibull à 2 paramètres (β, η);
- $AccThr = (1 - e^{-(\frac{P}{0.00239})^{0.146}})^2$ pour une distribution de Weibull à 3 paramètres (γ, β, η).

Si R^2 est supérieure ou égale à $AccThr$ pour une distribution de Weibull à 2 paramètres, il est évident que les données ont été obtenues à partir d'une distribution de Weibull à 2 paramètres. Si R^2 est inférieure à $AccThr$ pour une distribution de Weibull à 2 paramètres, l'analyse suivante doit être effectuée:

- si le tracé présente une courbe, comme si la durée ne commençait pas à une valeur nulle (zéro), intégrer alors le paramètre de position γ dans le processus. Déterminer, par des simulations, la valeur de γ qui fournit la plus grande valeur de R^2 . Si R^2 devient supérieure à $AccThr$ pour une distribution de Weibull à 3 paramètres, il est alors évident que les données ont été obtenues à partir d'une distribution de Weibull à 3 paramètres. Il convient alors d'expliquer d'un point de vue physique pourquoi les défaillances ne peuvent pas se produire avant une durée égale à γ ;
- vérifier si la représentation graphique contient plus d'un mode de panne. Si tel est le cas, il convient de tracer chaque mode de panne séparément, puis de regrouper tous les modes de panne (voir regroupement des modes de panne dans la CEI 61649);
- si certains points sont éloignés de la droite du meilleur ajustement, une analyse plus détaillée des défaillances correspondant à ces points doit être effectuée.

6.3.4.3 Calcul des paramètres de la distribution de Weibull

Pour un niveau de confiance de 50 %:

Les paramètres β et η peuvent être calculés à l'aide des équations suivantes obtenues à partir de 6.2:

$$\beta = B \text{ et } \eta = e^{-\frac{A}{B}}.$$

Limites d'un intervalle de confiance à 90 %:

Les limites d'un intervalle de confiance à 90 % définissent les limites qui contiennent 90 % de la variation de défaut de fiabilité attendue. En d'autres termes, ces limites contiendront la fiabilité vraie avec une fréquence de 90 %.

Si l'on note:

- N le nombre d'entités soumises à l'essai;
- $U50_i$ le défaut de fiabilité à la catégorie i avec un niveau de confiance de 50 % sur un échantillon de N entités (obtenu à partir de l'Annexe D, effectif N , colonne 50 %, ligne i);
- $U5_i$ le défaut de fiabilité à la catégorie i avec un niveau de confiance de 5 % sur un échantillon de N entités (obtenu à partir de l'Annexe D, effectif N , colonne 5 %, ligne i);
- $U95_i$ le défaut de fiabilité à la catégorie i avec un niveau de confiance de 95 % sur un échantillon de N entités (obtenu à partir de l'Annexe D, effectif N , colonne 95 %, ligne i);

Pour chaque estimation du défaut de fiabilité $U50_i$, la durée de fonctionnement avant défaillance correspondante pour un niveau de confiance de 95 %, $TTF95_i$, et la durée de fonctionnement avant défaillance correspondante pour un niveau de confiance de 5 %, $TTF5_i$, sont calculées à partir des équations suivantes:

$$TTF95_i - \gamma = \eta(-\ln(1 - U95_i))^{\frac{1}{\beta}} \text{ et } TTF5_i - \gamma = \eta(-\ln(1 - U5_i))^{\frac{1}{\beta}}$$

Tous les couples $(TTF95_i, U50_i)$ et $(TTF5_i, U50_i)$ doivent alors être représentés graphiquement pour représenter les limites de l'intervalle de confiance à 90 %.

Exemple de calcul des paramètres d'une distribution de Weibull:

Un échantillon de 10 entités a été soumis à un essai de fiabilité jusqu'à ce que toutes les entités subissent une défaillance. Les durées de fonctionnement avant défaillance mesurées étaient les suivantes: 475, 510, 550, 690, 850, 1 010, 1 090, 1 190, 2 100 et 2 800 h.

Le Tableau 7 donne le résultat du processus d'estimation du défaut de fiabilité.

Tableau 7 – Exemple d'estimation du défaut de fiabilité pour la distribution de Weibull

Catégorie	Temps/durée	Défaut de fiabilité
1	475F	0,067
2	510F	0,1623
3	550F	0,2586
4	690F	0,3551
5	850F	0,4517
6	1 010F	0,5483
7	1 090F	0,6449
8	1 190F	0,7414
9	2 100F	0,8377
10	2 800F	0,9330

Le calcul par la régression des moindres carrés/par catégories de R^2 donne $R^2 = 0,8577$. Pour une distribution de Weibull à 2 paramètres avec une détection de 10 défaillances, le seuil d'acceptation $AccThr$ est égal à 0,8647. Le résultat du test d'adéquation est "Refusé".

L'augmentation de γ à partir de 0 permet d'observer que R^2 augmente et atteint une valeur maximale pour $\gamma = 461$. Avec $\gamma = 461$, le calcul par la régression des moindres carrés/par catégories de β , η , et R^2 donne:

- $\beta = 0,693$;
- $\eta = 631$;
- $R^2 = 0,9874$. Pour une distribution de Weibull à 3 paramètres avec une détection de 10 défaillances, le seuil d'acceptation $AccThr$ est égal à 0,9329. Le résultat du test d'adéquation est "Accepté" (pour accepter une valeur de γ différente de 0, il convient d'expliquer d'un point de vue physique pourquoi les défaillances ne peuvent pas se produire avant une durée égale à γ).

Le Tableau 8 ci-dessous donne le résultat du calcul des limites d'un intervalle de confiance à 90 % pour une distribution de Weibull définie par $\beta = 0,693$, $\eta = 631$ et $\gamma = 0$.

Tableau 8 – Exemple de calcul des limites d'un intervalle de confiance à 90 % pour la distribution de Weibull

Numéro de classement	$U5_i$	$TTF5_i-\gamma$	$U95_i$	$TTF95_i-\gamma$	$U50_i$
0,5	0,0002	0	0,1708	56	0,0219
1,0	0,0051	0	0,2589	111	0,0670
1,5	0,0179	2	0,3306	169	0,1143
2,0	0,0368	6	0,3942	233	0,1623
2,5	0,0602	11	0,4525	304	0,2104

Numéro de classement	$U5_j$	$TTF5_{i-\gamma}$	$U95_j$	$TTF95_{i-\gamma}$	$U50_j$
3,0	0,0873	20	0,5069	383	0,2586
3,5	0,1173	31	0,5581	471	0,3068
4,0	0,1500	46	0,6066	571	0,3551
4,5	0,1851	64	0,6527	684	0,4034
5,0	0,2224	86	0,6965	813	0,4517
5,5	0,2619	113	0,7381	962	0,5000
6,0	0,3085	150	0,7776	1 136	0,5483
6,5	0,3473	185	0,8149	1 341	0,5966
7,0	0,3934	232	0,8500	1 588	0,6449
7,5	0,4419	290	0,8827	1 893	0,6932
8,0	0,4931	362	0,9127	2 280	0,7414
8,5	0,5475	452	0,9398	2 798	0,7896
9,0	0,6058	569	0,9632	3 531	0,8377
9,5	0,6694	730	0,9821	4 693	0,8857
10,0	0,7411	974	0,9949	6 942	0,9330

La représentation graphique résultante de la fonction de défaut de fiabilité correspondante est illustrée ci-dessous à la Figure 2.

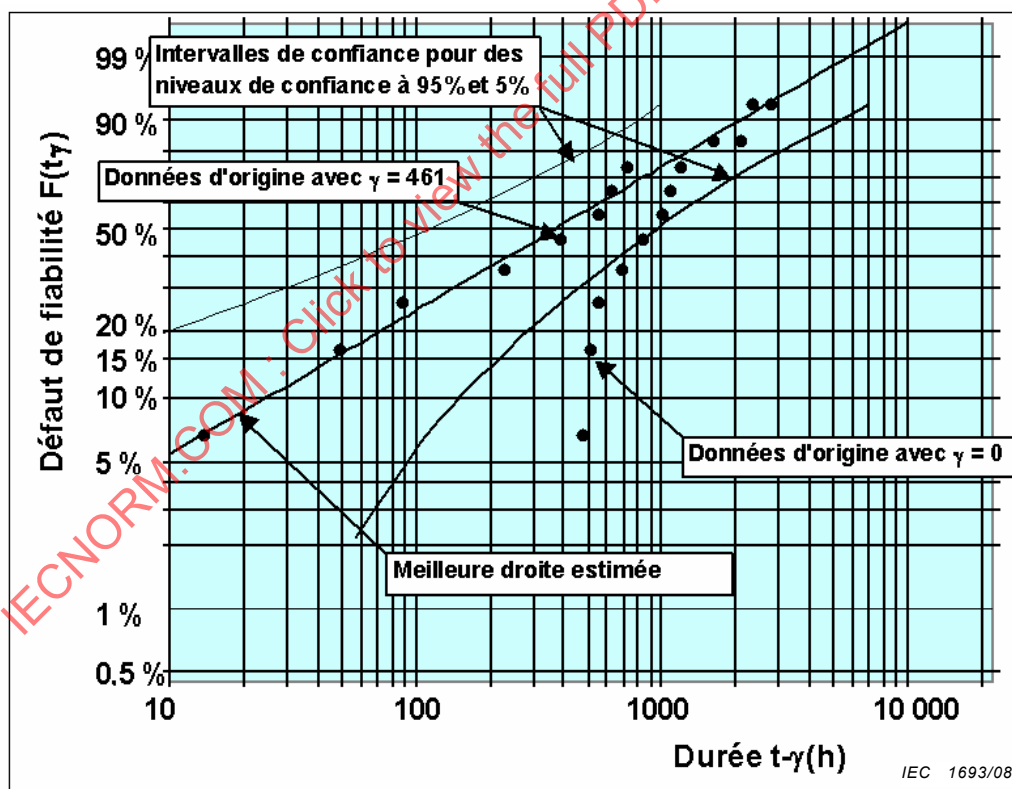


Figure 2 – Exemple de représentation graphique de $F(t)$ dans le cas de la distribution de Weibull

7 Modèle de contraintes de durée de vie

7.1 Généralités

Les modèles de contraintes de durée de vie sont décrits en Annexe C. Pour les essais de durée de vie accélérés qui utilisent la température et l'humidité, le modèle utilisé est le modèle de température-humidité de Peck.

Le facteur d'accélération de Peck est le suivant:

$$AF = \left(\frac{RH_u}{RH_s} \right)^{-n} e^{\frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T_s} \right)}$$

où

- RH_u est le pourcentage d'humidité relative dans les conditions d'utilisation;
- RH_s est le pourcentage d'humidité relative dans les conditions de contraintes;
- T_u est la température en K dans les conditions d'utilisation;
- T_s est la température en K dans les conditions de contraintes;
- k est la constante de Boltzman ($8,617 \times 10^{-5}$ eV/K);
- E_a est l'énergie d'activation en électron-volts (E_a se situe dans la plage comprise entre 0,3 et 1,5, généralement $E_a = 0,9$);
- n est une constante (n se situe dans la plage comprise entre 1 et 12, généralement $n = 3$)
- E_a et n représentent les 2 coefficients du modèle.

L'évaluation du degré de "linéarité" du modèle nécessite d'utiliser au moins 3 niveaux de contrainte au cours des essais de durée de vie accélérés, et ce, pour chaque type de contrainte (température et humidité).

Ces niveaux permettent de réaliser cinq combinaisons d'essai. Ces combinaisons sont désignées comme suit: $T_{maxRHmax}$, $T_{maxRHmed}$, $T_{maxRHmin}$, $T_{medRHmax}$, $T_{minRHmax}$.

Pour chaque combinaison de contraintes, les défaillances détectées sont représentées par une distribution de Weibull qui est caractérisée par ses coefficients β , η et γ . Les données d'entrée primaires utilisées pour calculer les paramètres n et E_a du modèle seront les cinq paramètres η notés comme suit, pour chaque combinaison de contraintes: $\eta_{T_{maxRHmax}}$,

$\eta_{T_{maxRHmed}}$, $\eta_{T_{maxRHmin}}$, $\eta_{T_{medRHmax}}$, $\eta_{T_{minRHmax}}$.

7.2 Equation linéaire du facteur d'accélération

Pour pouvoir calculer, par une régression des moindres carrés/par catégories, les paramètres du facteur d'accélération n et E_a , l'équation du facteur d'accélération doit être transformée en une forme linéaire. En commençant le calcul par l'équation du facteur d'accélération:

$$AF = \left(\frac{RH_u}{RH_s} \right)^{-n} e^{\frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T_s} \right)}$$

on obtient:

$$\ln(AF) = -n \ln\left(\frac{RH_u}{RH_s}\right) + \frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T_s}\right)$$

L'équation du facteur d'accélération au niveau de contrainte défini par T_{max} et RH_{max} est la suivante:

$$\ln(AF_{T_{max} RH_{max}}) = -n \ln\left(\frac{RH_u}{RH_{max}}\right) + \frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T_{max}}\right)$$

L'équation du facteur d'accélération au niveau de contrainte défini par T et RH est la suivante:

$$\ln(AF_{TRH}) = -n \ln\left(\frac{RH_u}{RH}\right) + \frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T}\right)$$

Avec

$$\frac{AF_{T_{max} RH_{max}}}{AF_{TRH}} = \frac{\eta_{TRH}}{\eta_{T_{max} RH_{max}}}$$

on obtient:

$$\ln\left(\frac{\eta_{TRH}}{\eta_{T_{max} RH_{max}}}\right) = -n \ln\left(\frac{RH}{RH_{max}}\right) + \frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T} - \frac{1}{T_{max}}\right)$$

qui peut s'écrire sous la forme $Z = nX + E_a Y$, les valeurs correspondant à chaque niveau de contrainte étant représentées dans le Tableau 9 suivant:

Tableau 9 – Valeurs de l'équation linéaire

Contrainte	Z	X	Y
T_{max}, RH_{med}	$\ln\left(\frac{\eta_{T_{max}RH_{med}}}{\eta_{T_{max}RH_{max}}}\right)$	$-\ln\left(\frac{RH_{med}}{RH_{max}}\right)$	0
T_{max}, RH_{min}	$\ln\left(\frac{\eta_{T_{max}RH_{min}}}{\eta_{T_{max}RH_{max}}}\right)$	$-\ln\left(\frac{RH_{min}}{RH_{max}}\right)$	0
T_{med}, RH_{max}	$\ln\left(\frac{\eta_{T_{med}RH_{max}}}{\eta_{T_{max}RH_{max}}}\right)$	0	$\frac{1}{k} \left(\frac{1}{T_{med}} - \frac{1}{T_{max}}\right)$
T_{min}, RH_{max}	$\ln\left(\frac{\eta_{T_{min}RH_{max}}}{\eta_{T_{max}RH_{max}}}\right)$	0	$\frac{1}{k} \left(\frac{1}{T_{min}} - \frac{1}{T_{max}}\right)$

7.3 Calcul des paramètres n et E_a

Selon le principe de la régression des moindres carrés/par catégories qui réduit au minimum la distance verticale entre les points de données et la droite ajustée aux données, la droite du meilleur ajustement aux dites données est la droite $Z = nX + E_a Y$ de sorte que F soit minimale, où

$$F = \sum_{i=1}^4 (nX_i + EaY_i - Z_i)^2$$

La résolution des équations $\frac{dF}{dn} = 0$ et $\frac{dF}{dEa} = 0$, permet d'obtenir:

Estimation de E_a :

$$Ea = - \frac{\sum_{i=1}^4 Y_i Z_i \sum_{i=1}^4 X_i^2 - \sum_{i=1}^4 X_i Z_i \sum_{i=1}^4 X_i Y_i}{(\sum_{i=1}^4 X_i Y_i)^2 - \sum_{i=1}^4 X_i^2 \sum_{i=1}^4 Y_i^2}$$

Estimation de n :

$$n = \frac{\sum_{i=1}^4 X_i Z_i - Ea \sum_{i=1}^4 X_i Y_i}{\sum_{i=1}^4 X_i^2}$$

8 Méthode quantitative des essais de durée de vie accélérés

8.1 Sélection des échantillons

Lorsque les essais de fiabilité accélérés sont effectués pour estimer les caractéristiques de fiabilité d'un nouveau type de produit, ces derniers peuvent être réalisés en utilisant les échantillons disponibles.

Lorsque ces essais sont effectués pour contrôler les caractéristiques de fiabilité d'un produit fabriqué en série, un échantillon aléatoire, provenant d'un procédé de fabrication stable, doit être prélevé pour s'assurer que lesdites caractéristiques de l'échantillon sont représentatives de la fabrication en série.

8.2 Etapes de vérification des caractéristiques de la durée de vie d'un produit

Le processus de vérification des caractéristiques de la durée de vie d'un produit au moyen des essais de fiabilité accélérés est divisé en neuf étapes:

- Etape 1: Définir les caractéristiques de la durée de vie du produit à vérifier, ainsi que le niveau de confiance à appliquer. Les caractéristiques de la durée de vie types correspondent à F % défaillances après Y années (par exemple 5 % de défaillances après 10 années). Le niveau de confiance type est de 50 %.
- Etape 2: Définir la méthode d'essai utilisée pour détecter les défaillances.
- Etape 3: Définir le niveau de contrainte maximal (noté $T_{maxRHmax}$) auquel le type d'équipement de comptage peut résister (par exemple 85 °C, 95 % d'humidité) lorsqu'il est alimenté à sa tension nominale U_n et lorsque la charge qui lui est appliquée est de $0,1 I_{max}$ pour un équipement à branchement direct, ou de $0,5 I_{max}$ pour un équipement à branchement derrière transformateur de courant (CT). Définir l'effectif d'échantillonnage (un effectif de 30 est recommandé). Pour un effectif moins élevé, la durée d'essai minimale sera supérieure; voir impact de l'effectif dans l'Annexe F). Effectuer un essai à ce niveau de contrainte maximal, avec U_n et avec une charge de $0,1 I_{max}$ pour un équipement à branchement direct, ou avec une charge de $0,5 I_{max}$ pour un équipement à

branchement derrière transformateur (CT). L'essai a pour objectif de détecter tous les modes de panne principaux indépendants de l'équipement de comptage avec leurs répartitions de défaillances associées (un examen approfondi des pièces ayant subi une défaillance constitue le meilleur moyen de répartir les données de défaillance en modes de panne indépendants). La procédure d'arrêt de l'essai est décrite en 8.3. Au cours de l'essai, suivre la procédure décrite en 8.4 pour recueillir les données relatives à la durée de fonctionnement avant défaillance et pour réparer les équipements de comptage.

- Etape 4: Définir des niveaux de contraintes moyen et faible pour la température (notés T_{med} et T_{min}). Définir des niveaux de contraintes moyen et faible pour l'humidité relative (notés RH_{med} et RH_{min}). Effectuer un essai avec chacune des quatre combinaisons de contraintes $T_{max}RH_{med}$, $T_{max}RH_{min}$, $T_{med}RH_{max}$ et $T_{min}RH_{max}$. Ces essais sont effectués avec les mêmes tension et courant utilisés au niveau de contrainte maximal. Ces essais ont pour objectif d'évaluer les variations des facteurs d'accélération avec chaque mode de panne principal indépendant. Pour chaque niveau de contrainte, l'essai est interrompu lorsque 5 défaillances au moins ont été détectées pour chaque mode de panne principal indépendant qui a également été observé au niveau de contrainte maximal. Au cours de ces essais, suivre la procédure décrite en 8.4 pour recueillir les données relatives à la durée de fonctionnement avant défaillance et pour réparer les équipements de comptage.
- Etape 5: Pour chaque niveau de contrainte et pour chaque mode de panne principal indépendant, représenter graphiquement les données relatives à la durée de fonctionnement avant défaillance et les estimations de défaut de fiabilité associées sur un diagramme de Weibull, puis évaluer, par régression, les paramètres de la distribution de Weibull du meilleur ajustement.
- Etape 6: Pour chaque mode de panne principal indépendant, évaluer les paramètres du facteur d'accélération (E_a et n) par régression, sur la base des paramètres d'échelle de Weibull obtenus à chaque niveau de contrainte. Voir 7.2.
- Etape 7: Définir les conditions d'utilisation normale en termes de température, humidité, tension et courant. Voir Article 9 pour les détails.
- Etape 8: Pour chaque mode de panne principal indépendant, extrapoler chaque donnée relative à la durée de fonctionnement avant défaillance pour les conditions d'utilisation normale, et tracer toutes les données relatives à la durée de fonctionnement avant défaillance et les estimations de défaut de fiabilité associées sur un diagramme de Weibull. Puis, pour chaque mode de panne principal indépendant, évaluer par régression les paramètres de la distribution de Weibull applicable à une utilisation finale.
- Etape 9: Calculer, à partir de la distribution de Weibull applicable à chaque mode de panne principal indépendant dans les conditions d'utilisation normale, la répartition cumulée et calculer par ailleurs les caractéristiques de la durée de vie de l'équipement de comptage définies à l'étape 1. La répartition cumulée est obtenue à l'aide de la formule $F(t) = 1 - (1 - F_1(t))(1 - F_2(t)) \dots (1 - F_n(t))$, où $F(t)$ représente la fonction de défaut de fiabilité cumulée, et $F_1(t)$, $F_2(t)$, ... $F_n(t)$ représentent les fonctions de défaut de fiabilité de tous les modes de panne indépendants (voir la CEI 61649, Ed2, Annexe G, Risque concurrent).
- Remarques importantes:
 - les étapes 7 à 9 peuvent être répétées pour différentes conditions d'utilisation requises. Les résultats obtenus aux étapes 3 à 6 ne dépendent pas des conditions d'utilisation.
 - un facteur d'accélération s'applique à un seul mécanisme dominant. Lorsque les causes de défaillance sont concurrentes, ne pas appliquer les facteurs d'accélération sans effectuer une analyse approfondie;
 - les contraintes d'essai de durée de vie accéléré et les niveaux de contraintes doivent être choisis de sorte qu'ils n'introduisent aucun mode de panne qui ne se produirait jamais dans des conditions d'utilisation normale;
 - la formule utilisée à l'étape 9 pour obtenir la répartition cumulée est valable uniquement si les modes de panne détectés à chaque niveau de contrainte sont indépendants (voir la CEI 61649 Ed2, Article G.2). Si tel n'est pas le cas, la formule à utiliser est décrite dans la CEI 61649 Ed2 (voir la CEI 61649 Ed2, Articles G.3 et G.4).

8.3 Procédure d'arrêt de l'essai du niveau de contrainte maximal

La durée minimale de l'essai est calculée à partir de l'Annexe F.

Pour ce calcul, le facteur d'accélération correspondant au niveau de contrainte maximal est calculé sur la base de la formule applicable au modèle de contraintes et des paramètres normalisés de ce modèle (par exemple, modèle d'Arrhénius pour la température avec $E_a = 0,9$ et $k = 8,62E-05$, modèle température-humidité de Peck avec $E_a = 0,9$, $k = 8,62E-05$, $n = 3$).

Lorsque l'essai a atteint sa durée minimale:

- si chaque mode de panne principal indépendant est représenté par au moins 5 défaillances, l'essai est interrompu;
- si un mode de panne principal indépendant est représenté par moins de 5 défaillances, l'essai se poursuit jusqu'à l'obtention de 5 défaillances, puis est interrompu.

Lorsque l'essai a atteint 2 fois sa durée minimale, il est interrompu même si un mode de panne principal indépendant est pourtant représenté par moins de 5 défaillances.

8.4 Procédure de collecte des données relatives à la durée de fonctionnement avant défaillance et de réparation des équipements de comptage

A chaque occurrence d'une défaillance:

- l'équipement de comptage ayant subi une défaillance est analysé, et le mode de panne est identifié,
 - s'il s'agit de la première occurrence de ce mode de panne avec cet équipement, l'instant d'occurrence de la défaillance est alors enregistré,
 - s'il s'agit de la deuxième occurrence (ou plus) de ce mode de panne avec cet équipement, l'instant d'occurrence de la défaillance n'est alors pas enregistré.
- l'équipement est ensuite réparé et soumis à nouveau à l'essai.

9 Définition des conditions d'utilisation normale

9.1 Introduction

Les conditions d'utilisation normale sont définies en termes de conditions d'utilisation moyennes annuelles (par exemple température ou humidité moyennes annuelles).

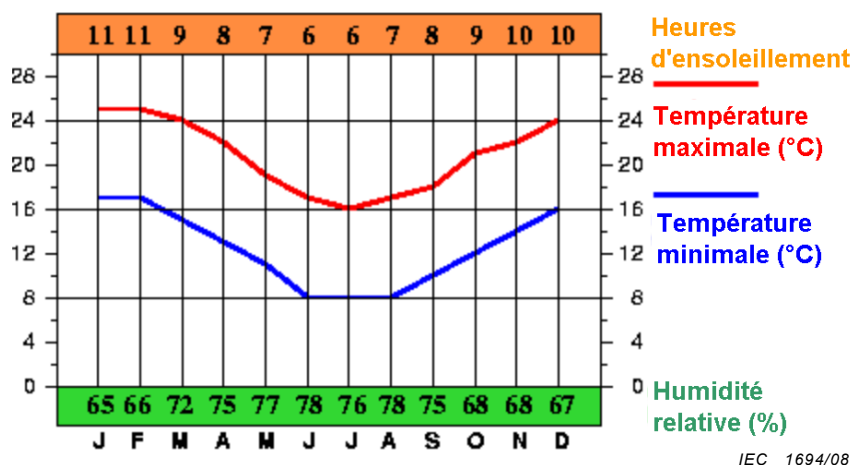
9.2 Conditions de température et d'humidité

9.2.1 Équipements en extérieur

Pour les équipements en extérieur, les conditions d'utilisation normale (en termes de température et d'humidité), dépendent des conditions climatiques prédominantes dans le ou les pays dans lequel ou lesquels les équipements de comptage doivent être installés. Ces pays doivent être identifiés et leurs profils de température et d'humidité annuels respectifs doivent être déterminés. Ces données climatiques sont disponibles sur de nombreux sites Web tels que:

- <<http://www.weatheronline.co.uk>>;
- <<http://www.weatherbase.com>>;
- <<http://www.bestplaces.net>>.

Un exemple de données climatiques obtenues sur le site <<http://www.weatheronline.co.uk>>, est représenté à la Figure 3 ci-dessous.



Avec la permission de WeatherOnline

Figure 3 – Exemple de conditions climatiques régionales

Dans la mesure où, selon le modèle de Peck (voir 7.1), le facteur d'accélération dépend de la température et de l'humidité relative au niveau de contrainte par rapport au niveau d'utilisation, une température et une humidité relative moyenne annuelles d'utilisation peuvent être calculées à partir des variations mensuelles sur une année, en utilisant les parties appropriées de la formule pour calculer le facteur d'accélération.

La température moyenne annuelle, pour chaque mode de panne identifié à l'étape 3 de l'Article 8.2 doit être calculée à partir du profil de température annuel comme suit:

- pour chaque température T_i du profil (températures minimale et maximale de chaque mois), le facteur d'accélération $AT_i = e^{\frac{E_a}{k_i} \left(\frac{1}{293} - \frac{1}{T_i} \right)}$ doit être calculé avec E_a obtenue à l'étape 6 de 8.2, avec $k = 8,617 \times 10^{-5}$ et T_i en K. Ce facteur d'accélération correspond au facteur d'accélération à la température T_i par rapport à une température de 20 °C.
- la valeur moyenne $AT_{moyenne}$ doit être calculée à partir de toutes les valeurs AT_i .
- la température moyenne annuelle T_u dans les conditions d'utilisation normale doit être calculée à l'aide de la formule $T_u = \frac{1}{\frac{1}{293} - \frac{k \ln(AT_{moyenne})}{E_a}}$, avec T_u en K.

L'humidité moyenne annuelle, pour chaque mode de panne identifié à l'étape 3 de l'Article 8.2, doit être calculée à partir du profil d'humidité annuel comme suit:

- pour chaque humidité relative moyenne mensuelle RH_i du profil, le facteur d'accélération $AH_i = \left(\frac{0,5}{RH_i} \right)^{-n}$ doit être calculé avec n obtenue à l'étape 6 de 8.2. Ce facteur d'accélération correspond au facteur d'accélération à l'humidité RH_i par rapport à une humidité de 50 %.
- la valeur moyenne $AH_{moyenne}$ doit être calculée à partir de toutes les valeurs AH_i .
- l'humidité moyenne annuelle RH_u doit être calculée à l'aide de la formule

$$RH_u = \frac{0,5}{AH_{average}^{-\frac{1}{n}}}$$

Pour l'exemple donné en Figure 3, avec $E_a = 0,9$ et $n = 3$, une feuille de calcul (Figure 4) a été établie comme suit:

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K
1											
2		Mois		Ti (°C)	RHi	ATi	AHi				
3		Jan	Max	25	0,65	1,81	2,19		Ea =	0,9	
4			Min	17		0,69			k =	0,00008617	
5		Feb	Max	25	0,66	1,81	2,29		n =	3	
6			Min	17		0,69					
7		Mar	Max	24	0,72	1,81	2,98		ATaverage =	0,797	
8			Min	15		0,53			AHaverage =	3,030	
9		Apr	Max	22	0,75	1,27	3,37				
10			Min	13		0,41					
11		May	Max	19	0,77	0,88	3,65		Tu =	18,1	
12			Min	11		0,32			RHu =	0,72	
13		Jun	Max	17	0,78	0,69	3,79				
14			Min	8		0,21					
15		Jul	Max	16	0,76	0,61	3,51				
16			Min	8		0,21					
17		Aug	Max	17	0,78	0,69	3,79				
18			Min	8		0,21					
19		Sep	Max	18	0,75	0,78	3,37				
20			Min	10		0,28					
21		Oct	Max	21	0,68	1,12	2,51				
22			Min	12		0,36					
23		Nov	Max	22	0,68	1,27	2,51				
24			Min	14		0,47					
25		Dec	Max	24	0,67	1,61	2,40				
26			Min	16		0,61					
27											
28											

IEC 1695/08

Figure 4 – Calcul des conditions d'utilisation annuelles moyennes

Avec la méthode de calcul décrite ci-dessus, la température moyenne annuelle estimée est de 18,1 °C, et l'humidité moyenne annuelle estimée est de 72 %.

9.2.2 Equipements en intérieur

Pour les équipements en intérieur, la température et l'humidité dépendent moins des conditions climatiques. Dans ce cas, les conditions de température et d'humidité en utilisation normale doivent être convenues entre le fournisseur et l'acheteur, et doivent être incluses dans le rapport d'essai.

9.3 Correction de température due à la variation de la tension et du courant

Pendant les essais décrits en 8.2, la tension est réglée à U_n et le courant est réglé à $0,1 I_{\max}$ pour un équipement de comptage à branchement direct ou à $0,5 I_{\max}$ pour un équipement de comptage à branchement derrière transformateur de courant (CT). Ces valeurs de tension et de courant peuvent ne pas refléter correctement les profils de tension et de courant auxquels l'équipement de comptage satisfait dans les conditions d'utilisation normale.

Par exemple, si dans le cas d'un équipement de comptage à branchement direct, la température interne augmente de manière significative lorsque ce dernier fonctionne avec un courant supérieur à $0,1 I_{\max}$, et lorsque le profil d'utilisation normale de l'équipement indique que celui-ci fonctionne typiquement avec des courants plus élevés, ces éléments doivent alors être pris en compte lors de l'évaluation des caractéristiques de la durée de vie, et ce, afin d'éviter toutes erreurs significatives dans l'évaluation.

Pour éviter ce type d'erreur possible, les températures moyennes annuelles (pour chaque mode de panne) estimées en 9.2.1 doivent être corrigées en appliquant la procédure suivante:

- Etape A: Définir le profil d'utilisation normale de la tension et du courant;

- Etape B: Mesurer les variations de température interne de l'équipement de comptage pour chaque tension et chaque courant relatifs au profil d'utilisation normale;
- Etape C: Calculer la température interne moyenne de l'équipement de comptage correspondant au profil d'utilisation normale de la tension et du courant (ce calcul utilise le paramètre du facteur d'accélération E_a obtenu à l'étape 6 de 8.2 pour chaque mode de panne). Appliquer ensuite à la température moyenne annuelle estimée en 9.2.1, pour chaque mode de panne, une correction égale à la différence entre la température interne moyenne et la température interne mesurée à l'étape B à U_n et $0,1 I_{\max}$ pour un équipement de comptage à branchement direct, ou à $0,5 I_{\max}$ pour un équipement à branchement derrière transformateur de courant (CT).

Ces étapes sont décrites de manière plus détaillée dans les articles suivants.

9.3.1 Définition du profil d'utilisation normale de la tension et du courant

Le profil d'utilisation normale de la tension et du courant définit la durée (en %) d'utilisation de l'équipement de comptage dans les plages de tension et de courant suivantes:

- plages de tension: $0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$, $0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$, $1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$;
- plages de courant: $0 \leq I < 0,1 I_{\max}$, $0,1 I_{\max} \leq I < 0,2 I_{\max}$, ..., $0,8 I_{\max} \leq I < 0,9 I_{\max}$, $0,9 I_{\max} \leq I < I_{\max}$.

En l'absence de profil d'utilisation normale de la tension et du courant, la même durée (3,33 %) est réglée par défaut pour chaque combinaison de plages de tension et de courant.

Un exemple est donné en 9.3.3 au Tableau 10 (colonnes 1 à 3).

9.3.2 Mesure de la température interne de l'équipement de comptage à chaque valeur de courant et de tension

Pour toutes les valeurs de tensions égales à $0,85 U_n$, U_n et $1,15 U_n$, et pour toutes les valeurs de courant égales à $0,1 I_{\max}$, $0,2 I_{\max}$, $0,3 I_{\max}$, $0,4 I_{\max}$, $0,5 I_{\max}$, $0,6 I_{\max}$, $0,7 I_{\max}$, $0,8 I_{\max}$, $0,9 I_{\max}$ et $I_{\max}$, on mesure la température interne de l'équipement. Cette mesure est effectuée dans un local dont la température est maintenue à $23^\circ\text{C} \pm 2^\circ\text{C}$.

Un exemple est donné en 9.3.3 au Tableau 10 (colonnes 4 à 6).

NOTE La mesure de la température ponctuelle interne de l'équipement de comptage varie en fonction de la position exacte du capteur par rapport aux points chauds internes locaux et également en fonction de la position d'installation dudit équipement. Le rythme de variation de la température est habituellement faible et un temps de fixation de la température est par ailleurs requis.

9.3.3 Calcul de la température interne moyenne de l'équipement de comptage

Pour chaque valeur de tension et de courant décrite en 9.3.2, le facteur d'accélération d'Arrhénius, par rapport à la température mesurée à U_n et $0,1 I_{\max}$ pour un équipement de comptage à branchement direct ou $0,5 I_{\max}$ pour un équipement de comptage à branchement derrière transformateur de courant (CT), est calculé avec le paramètre E_a obtenu à l'étape 6 de 8.2. Ledit facteur est calculé à l'aide de la formule suivante:

$$\text{Facteur d'accélération} = e^{\frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_n} - \frac{1}{T_i} \right)}$$

E_a est obtenu à l'étape 6 de 8.2, T_n est la température mesurée à U_n et $0,1 I_{\max}$ pour un équipement de comptage à branchement direct (ou $0,5 I_{\max}$ pour un équipement de comptage à branchement derrière transformateur de courant (CT)) et T_i est la température mesurée pour les autres valeurs de tension et de courant. T_n et T_i sont données en K.

Le facteur d'accélération moyen est alors calculé à l'aide de la formule suivante:

$$Facteur d'accélération moyen = \frac{\sum (Facteur d'accélération \times Proportion Of Time)}{100}$$

Où l'élément *Proportion Of Time* ("Durée") est obtenu à partir du profil d'utilisation normale de tension et de courant (voir 9.3.1).

La température interne moyenne de l'équipement de comptage est alors calculée à l'aide de la formule suivante:

$$Température interne moyenne = \frac{1}{\frac{1}{T_n} - \frac{k}{E_a} \ln(Facteur d'accélération moyen)}$$

Le Tableau 10 ci-dessous donne un exemple de calcul du facteur d'accélération pour chaque valeur de tension et de courant pour un équipement de comptage à branchement direct. Pour cet exemple, E_a est supposée être égale à 0,9, valeur obtenue à l'étape 6 de 8.2.

Tableau 10 – Exemple de procédure de correction de température

Plage de tension	Plage de courant	% de temps	U (x U_n)	I (x I_{max})	T (°C)	Facteur d'accélération
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0 \leq I < 0,1 I_{max}$	3	0,85	0,1	25,7	0,97
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,1 I_{max} \leq I < 0,2 I_{max}$	2	0,85	0,2	26,2	1,02
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,2 I_{max} \leq I < 0,3 I_{max}$	1,5	0,85	0,3	27,1	1,14
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,3 I_{max} \leq I < 0,4 I_{max}$	1	0,85	0,4	28,3	1,31
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,4 I_{max} \leq I < 0,5 I_{max}$	0,9	0,85	0,5	29,8	1,55
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,5 I_{max} \leq I < 0,6 I_{max}$	0,6	0,85	0,6	31,7	1,92
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,6 I_{max} \leq I < 0,7 I_{max}$	0,4	0,85	0,7	33,9	2,46
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,7 I_{max} \leq I < 0,8 I_{max}$	0,3	0,85	0,8	36,5	3,27
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,8 I_{max} \leq I < 0,9 I_{max}$	0,2	0,85	0,9	39,5	4,52
$0,85 U_n \leq U < 0,95 U_n$	$0,9 I_{max} \leq I < I_{max}$	0,1	0,85	1	42,7	6,35
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0 \leq I < 0,1 I_{max}$	24	1	0,1	26	1,00
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,1 I_{max} \leq I < 0,2 I_{max}$	16	1	0,2	26,5	1,06
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,2 I_{max} \leq I < 0,3 I_{max}$	12	1	0,3	27,4	1,18
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,3 I_{max} \leq I < 0,4 I_{max}$	8	1	0,4	28,6	1,35
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,4 I_{max} \leq I < 0,5 I_{max}$	7,2	1	0,5	30,1	1,60
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,5 I_{max} \leq I < 0,6 I_{max}$	4,8	1	0,6	32	1,99
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,6 I_{max} \leq I < 0,7 I_{max}$	3,2	1	0,7	34,2	2,54
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,7 I_{max} \leq I < 0,8 I_{max}$	2,4	1	0,8	36,8	3,38
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,8 I_{max} \leq I < 0,9 I_{max}$	1,6	1	0,9	39,8	4,67
$0,95 U_n \leq U < 1,05 U_n$	$0,9 I_{max} \leq I < I_{max}$	0,8	1	1	43	6,55
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0 \leq I < 0,1 I_{max}$	3	1,15	0,1	26,3	1,04
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,1 I_{max} \leq I < 0,2 I_{max}$	2	1,15	0,2	26,8	1,10
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,2 I_{max} \leq I < 0,3 I_{max}$	1,5	1,15	0,3	27,7	1,22
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,3 I_{max} \leq I < 0,4 I_{max}$	1	1,15	0,4	28,9	1,40
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,4 I_{max} \leq I < 0,5 I_{max}$	0,9	1,15	0,5	30,4	1,66
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,5 I_{max} \leq I < 0,6 I_{max}$	0,6	1,15	0,6	32,3	2,06
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,6 I_{max} \leq I < 0,7 I_{max}$	0,4	1,15	0,7	34,5	2,63
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,7 I_{max} \leq I < 0,8 I_{max}$	0,3	1,15	0,8	37,1	3,49

Plage de tension	Plage de courant	% de temps	U (x U_n)	I (x I_{max})	T (°C)	Facteur d'accélération
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,8 I_{max} \leq I < 0,9 I_{max}$	0,2	1,15	0,9	40,1	4,82
$1,05 U_n \leq U < 1,15 U_n$	$0,9 I_{max} \leq I < I_{max}$	0,1	1,15	1	43,3	6,76

Cet exemple donne un facteur d'accélération moyen de 1,45, une température interne moyenne de 29,2 °C et une correction de 3,2 °C à appliquer à la température moyenne annuelle.

9.4 Autres conditions

Les conditions, autres que la température, l'humidité, la tension et le courant, doivent conserver leurs valeurs nominales.

La tension sera maintenue à U_n , et le courant sera maintenu à $0,1 I_{max}$ pour un équipement de comptage à branchement direct, et à $0,5 I_{max}$ pour un équipement de comptage à branchement derrière transformateur de courant (CT).

10 Classification et cause profonde des défaillances

Pendant l'essai, toutes les défaillances doivent être consignées et classées, et leur cause profonde doit être déterminée. Voir la CEI/TR 62059-21.

11 Présentation des résultats

11.1 Informations à fournir

La présentation des résultats doit contenir les informations suivantes:

- l'identification du type d'équipement de comptage soumis à l'essai, y compris les tension et courant nominaux;
- la méthode de sélection des échantillons;
- les caractéristiques de la durée de vie à vérifier, ainsi que le niveau de confiance;
- la méthode de détermination de l'occurrence effective de défaillances;
- les contraintes et niveaux de contraintes appliqués conjointement;
- toutes les valeurs de la durée de fonctionnement avant défaillance enregistrées à chaque niveau de contrainte. Pour chaque défaillance constatée, la classification et la cause profonde de cette dernière;
- la représentation graphique de la répartition linéarisée des défaillances à chaque niveau de contrainte et pour chaque mode de panne;
- le résultat du test d'adéquation pour chaque niveau de contrainte et chaque mode de panne;
- les paramètres du facteur d'accélération estimés pour chaque mode de panne;
- les conditions d'utilisation normales prévues pour lesquelles l'estimation est effectuée et la correction de température à appliquer aux conditions d'utilisation normales, pour chaque mode de panne (voir 9.3);
- toutes les valeurs de la durée de fonctionnement avant défaillance extrapolées par rapport aux conditions d'utilisation normale pour chaque mode de panne, leurs représentations graphiques et leurs représentations graphiques de la distribution de Weibull du meilleur ajustement avec les intervalles de confiance y afférents, et leurs résultats du test d'adéquation;

- la représentation graphique de la répartition cumulée définitive avec les intervalles de confiance y afférents;
- le résultat final des caractéristiques de la durée de vie;
- toutes autres informations pertinentes nécessaires pour interpréter correctement les résultats d'essai.

11.2 Exemple

Voir Annexe G.

12 Cas spéciaux

Dans certains cas spéciaux, la méthode décrite en 8.2 peut être simplifiée. Dans d'autres cas spéciaux, l'utilisation d'informations complémentaires doit être envisagée.

12.1 Cas de simplification

La méthode décrite en 8.2 peut être simplifiée dans les cas suivants

12.1.1 Evolution mineure de la conception du produit

Un produit dont le type de conception AA a été soumis à l'essai selon la méthode complète décrite en 8.2.

Une évolution mineure de la conception du produit a généré le type AB.

La vérification par essai de ce nouveau type s'effectuera uniquement sous l'application d'un niveau de contrainte maximal (étape 3 de la méthode). Si aucun nouveau mode de panne n'est décelé, et si la distribution de Weibull de chaque mode de panne demeure très proche du type de conception AA, alors l'essai peut être interrompu à cette phase. Pour évaluer les caractéristiques de la durée de vie du produit de type AB, les défaillances mesurées au niveau de contrainte maximal seront extrapolées dans les conditions d'utilisation normale avec les facteurs d'accélération évalués avec le type AA.

12.1.2 Vérification des lots de production

Un produit a déjà été soumis à l'essai selon la méthode complète décrite en 8.2.

La vérification des lots de production s'effectuera uniquement par un essai au niveau de contrainte maximal: Si aucun nouveau mode de panne n'est décelé, et si la distribution de Weibull de chaque mode de panne demeure très proche de l'essai initial (effectué en appliquant la méthode complète), alors l'essai peut être interrompu à cette phase. Pour évaluer les caractéristiques de la durée de vie d'un produit de lots de production, les défaillances mesurées au niveau de contrainte maximal seront extrapolées dans les conditions d'utilisation normale avec les facteurs d'accélération évalués à l'origine en appliquant la méthode complète.

12.2 Cas requérant des informations complémentaires

La méthode décrite en 8.2 doit être adaptée dans les cas suivants.

12.2.1 Le paramètre β varie de manière significative du niveau de contrainte maximal au niveau de contrainte moyen ou faible

Si pour au moins un mode de panne, le paramètre de forme de Weibull β varie de manière significative entre le niveau de contrainte maximal et le niveau de contrainte moyen (ou faible), l'essai présente quelque anomalie: les niveaux de contraintes doivent être réexaminés, ou une analyse plus approfondie du mode de panne doit être effectuée.

12.2.2 Mode de panne différent entre les niveaux de contraintes

Si au moins un mode de panne identifié au niveau de contrainte maximal disparaît au niveau de contrainte moyen ou faible, l'essai présente quelque anomalie: les niveaux de contraintes doivent être réexaminés afin de ne pas déceler des modes de panne qui n'existent pas dans les conditions d'utilisation normale.

IECNORM.COM : Click to view the full PDF of IEC 62059-31-1:2008

Annexe A (informative)

Rappel statistique de base

A.1 Fonction de densité de probabilité

NOTE Pour des informations détaillées, voir CEI la 61703.

Si T est une variable aléatoire continue telle que par exemple la durée de fonctionnement avant défaillance d'un produit, la fonction de densité de probabilité (*pdf*) est une fonction $f(t)$ de sorte que pour 2 nombres t_1 et t_2 avec $t_1 \leq t_2$:

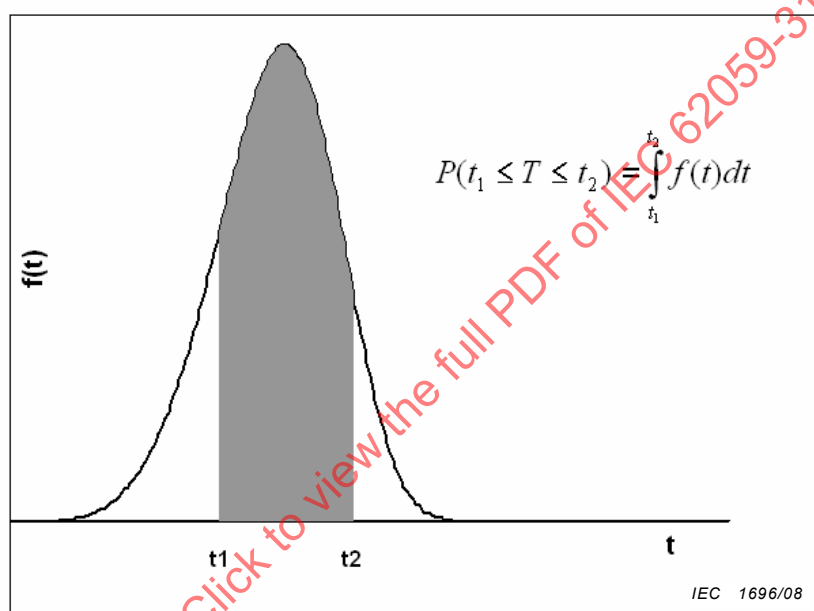


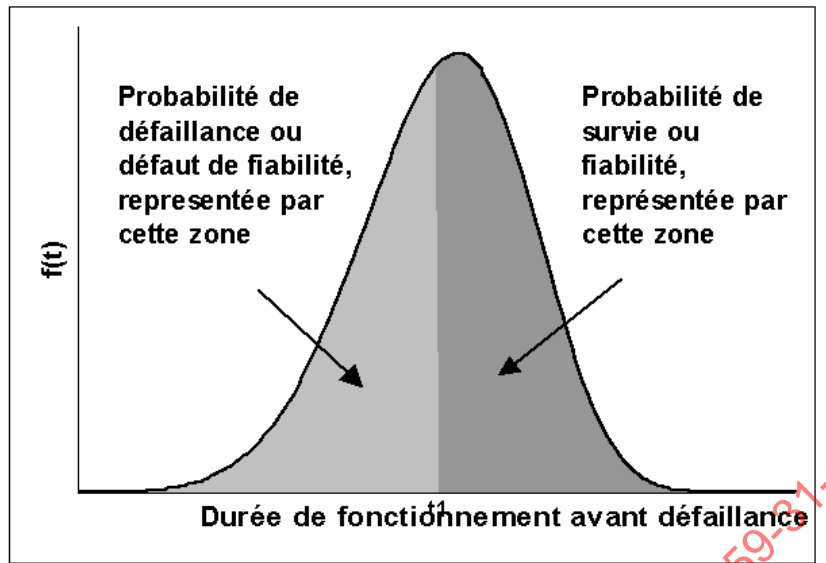
Figure A.1 – Fonction de densité de probabilité

La probabilité que T revête une valeur comprise entre t_1 et t_2 constitue la surface délimitée par la fonction *pdf* comprise entre t_1 et t_2 .

A.2 Fonctions de fiabilité et de défaut de fiabilité

Si la répartition de la durée de vie d'un produit est définie par une fonction *pdf* $f(t)$, alors la probabilité que le produit subisse une défaillance à l'instant t_1 est donnée par:

$$F(t_1) = \int_0^{t_1} f(t) dt$$



IEC 1697/08

Figure A.2 – Fonctions de fiabilité et de défaut de fiabilité

Ainsi, la fonction de défaut de fiabilité à l'instant t_1 est définie par:

$$F(t_1) = \int_0^{t_1} f(t) dt$$

Et la fonction de fiabilité à l'instant t_1 est définie par:

$$R(t_1) = 1 - F(t_1) = \int_{t_1}^{\infty} f(t) dt$$

A.3 Fonction du taux de défaillance

La fonction du taux de défaillance qui donne le nombre de défaillances qui se produisent par unité de temps est donnée par:

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{R(t)}$$

A.4 Fonction de la durée de vie moyenne

La fonction de durée de vie moyenne qui donne la durée de fonctionnement moyenne avant défaillance est donnée par:

$$\bar{T} = \int_0^{\infty} t \cdot f(t) dt$$

La fonction de durée de vie moyenne est également appelée MTTF (durée moyenne de fonctionnement avant défaillance).

Annexe B (informative)

Caractéristiques de la distribution de Weibull

B.1 Fonction de densité de probabilité (*pdf*)

La fonction de densité de probabilité de Weibull (*pdf*) de la durée (de fonctionnement) avant défaillance est donnée sous la forme (voir la CEI 61703 et la CEI 61649):

$$f(t) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t - \gamma}{\eta} \right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{t - \gamma}{\eta} \right)^\beta}$$

avec $t \geq \gamma$, $\beta > 0$, $\eta > 0$, $-\infty < \gamma < +\infty$, où:

- β est le paramètre de forme;
- η est la durée de vie caractéristique de Weibull ou le paramètre d'échelle;
- t est la durée (de fonctionnement) avant défaillance, en heures;
- γ est le paramètre de position en heures. Lorsque $\gamma \neq 0$, aucune défaillance ne peut se produire entre 0 et γ heures (la probabilité de défaillance est égale à 0 entre 0 et γ heures).

B.2 Propriétés statistiques de la distribution de Weibull

- La durée (de fonctionnement) moyenne avant défaillance *MTTF* est donnée par:

$$MTTF = \gamma + \eta \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + 1\right)$$

où Γ est la fonction gamma $\Gamma(n) = \int_0^{\infty} e^{-x} x^{n-1} dx$.

Les valeurs calculées de $\Gamma(n)$ sont données en Annexe E.

- la fonction de fiabilité $R(t)$ est donnée par:

$$R(t) = e^{-\left(\frac{t - \gamma}{\eta} \right)^\beta}$$

- la fonction de taux de défaillance instantané $\lambda(t)$ est donnée par:

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{R(t)} = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t - \gamma}{\eta} \right)^{\beta-1}$$

B.3 Effets des paramètres β et η

Les principales caractéristiques de la distribution de Weibull peuvent être analysées par l'observation des effets des paramètres β et η sur la fonction *pdf* et sur la fonction de fiabilité.

La Figure B.1 montre l'effet du paramètre β sur la fonction de densité de probabilité de Weibull $f(t)$.

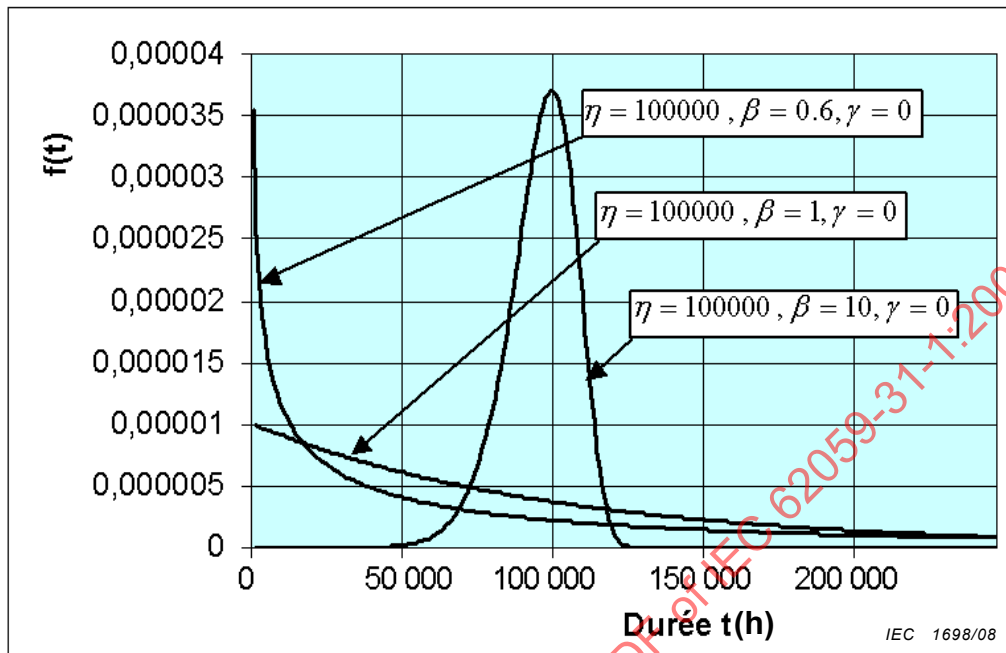


Figure B.1 – Effet du paramètre β sur la fonction de densité de probabilité de Weibull $f(t)$

β influence directement la forme de la distribution de Weibull:

- lorsque $\beta = 1$, la distribution de Weibull est équivalente à la distribution exponentielle (avec $\lambda = \frac{1}{\eta}$). Ceci implique un taux de défaillance instantané constant, ce qui signifie que parmi toutes les entités qui survivent au temps t , un pourcentage constant subira une défaillance au cours de la prochaine unité de temps;
- lorsque $\beta > 1$, le paramètre de forme indique un phénomène d'usure, c'est-à-dire un taux de défaillance croissant. Exemples types de ce phénomène: usure, corrosion, propagation des fissures, fatigue, absorption de l'humidité, diffusion, dommages cumulés, etc.;
- lorsque $\beta < 1$, le paramètre de forme indique des défaillances précoces, c'est-à-dire un taux de défaillance décroissant. Les constructeurs peuvent, de manière à prévenir des défaillances précoces au cours de la durée de vie, effectuer un « rodage » du produit ou une exposition du produit des contraintes environnementales. Si des défaillances précoces persistent, cela indique un manque de maîtrise de processus, un rodage, une exposition à des contraintes environnementales ou un contrôle qualité inappropriés, etc.

La Figure B.2 montre l'effet du paramètre de durée de vie caractéristique de Weibull ou du paramètre d'échelle η sur la fonction pdf .

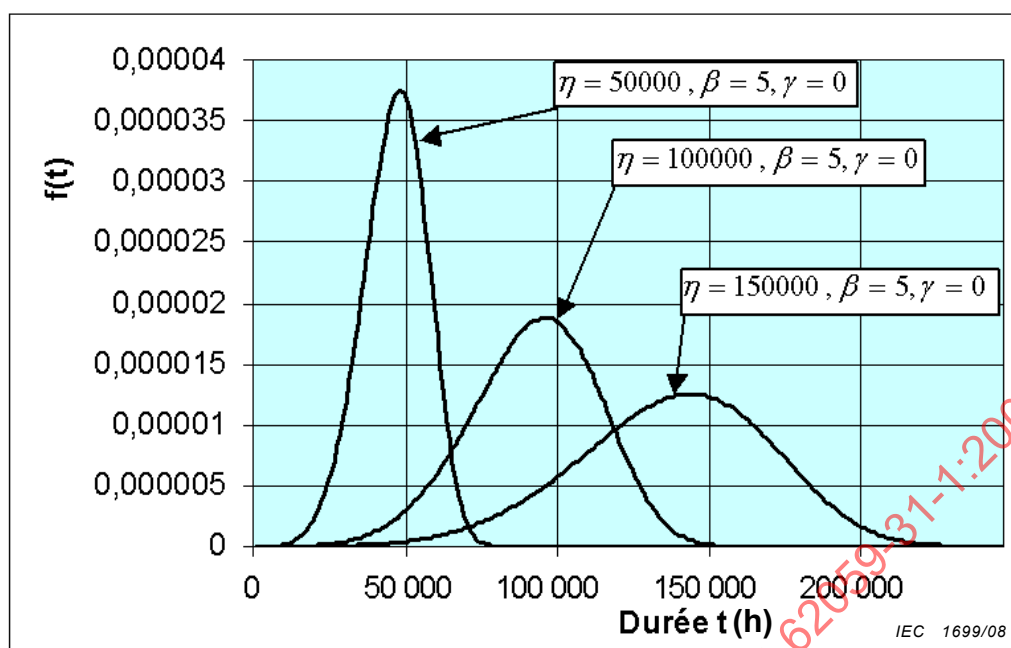


Figure B.2 – Effet du paramètre η sur la fonction de densité de probabilité de Weibull $f(t)$

A mesure que la valeur du paramètre η augmente, la hauteur de la fonction *pdf* décroît et ladite fonction s'échelonne vers la droite.

La Figure B.3 montre les effets du paramètre de forme β sur la fonction de fiabilité $R(t)$.

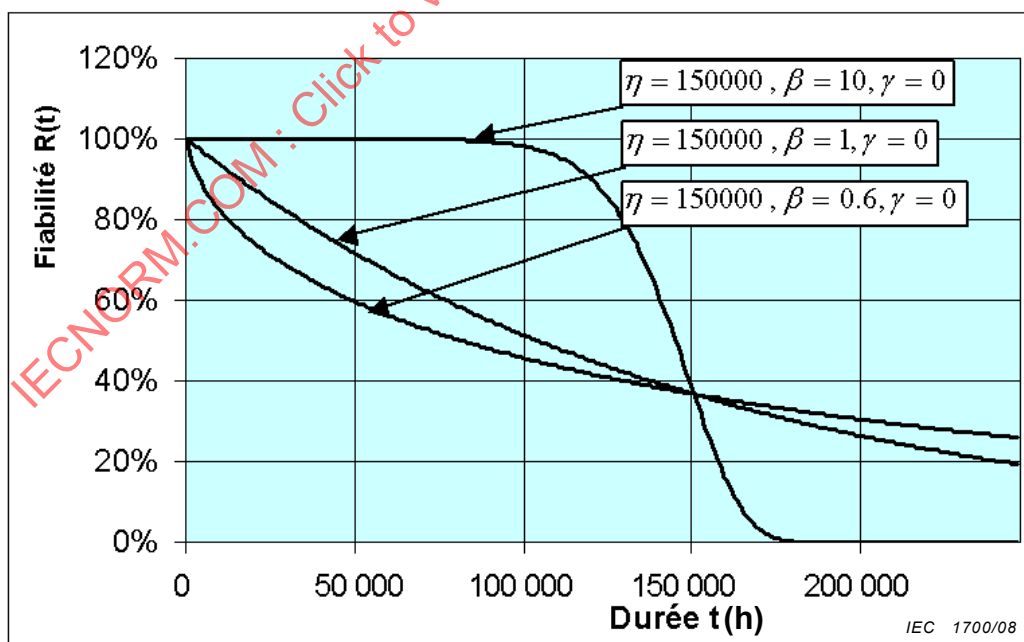


Figure B.3 – Effet du paramètre β sur la fonction de fiabilité de Weibull $R(t)$

- lorsque, $\beta \leq 1$, la fonction de fiabilité décroît fortement et de façon monotone;

- lorsque $\beta > 1$, la fonction de fiabilité décroît moins fortement, mais lorsque l'usure apparaît, la fonction de fiabilité se met à décroître rapidement;
- η est le moment auquel $R(t) = 36,7 \%$. Cette caractéristique est vraie pour toutes les distributions de Weibull: après une durée de fonctionnement de η , 36,7 % des entités sont supposées être toujours en fonctionnement (63,3 % étant supposées avoir subi une défaillance).

IECNORM.COM : Click to view the full PDF of IEC 62059-31-1:2008

Annexe C

(informative, voir également la CEI 62308)

Modèles de contraintes de durée de vie

C.1 Modèle d'accélération par la température (modèle d'Arrhénius)

Ce modèle est utilisé pour les contraintes thermiques et décrit la dépendance à la température de la durée nécessaire à l'occurrence d'un événement:

$$r = r_0 e^{-\frac{E_a}{kT}}$$

où:

- r est le taux de réaction;
- r_0 est une constante;
- E_a est l'énergie d'activation en électron-volts;
- k est la constante de Boltzman ($8,617 \times 10^{-5}$ eV/K);
- T est la température de réaction en K.

Le produit du taux de réaction et de la durée nécessaire à son occurrence est constant sur sa plage de température applicable:

$rt = \text{constant}$, avec t = durée de fonctionnement avant défaillance pour un mécanisme donné, ou

$$t = Ae^{\frac{E_a}{kT}}$$

Si t_u = durée de fonctionnement avant défaillance d'un produit à la température d'utilisation normale T_u , et t_s = durée de fonctionnement avant défaillance d'un produit à la température de contrainte T_s , alors le facteur d'accélération d'Arrhénius est donné par:

$$AF = \frac{t_u}{t_s} = e^{\frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T_s} \right)}$$

Le modèle d'accélération par la température (modèle d'Arrhénius) peut être utilisé pour la diffusion, réalisée à l'état solide, les réactions chimiques, les différents types de corrosion, de nombreux mécanismes de défaillance de semi-conducteurs, la durée de vie d'accumulateurs, etc.

La valeur de E_a dépend du mécanisme de défaillance et des matériaux concernés et est généralement comprise entre 0,3 et 1,5 eV. E_a est déterminée de manière empirique.

C.2 Modèle d'Eyring

La forme générale du modèle d'Eyring se présente comme suit:

$$t = A \left(\frac{1}{S} \right) B e^{\frac{E_a}{kT}}$$

où t est la durée de fonctionnement avant défaillance pour un mécanisme donné.

Le terme $\frac{E_a}{kT}$ est désigné comme l'exposant d'Arrhénius et contient le terme afférent à la température.

S est une contrainte appliquée.

Différentes formes du modèle d'Eyring ont été développées pour différents types de contraintes.

La contrainte peut prendre la forme:

- d'une charge mécanique (comme dans le modèle de Weertman pour la rupture par fluage);
- de l'humidité (comme dans le modèle de Peck pour la corrosion);
- ou d'une densité de courant (comme dans le modèle de Black pour une application d'électromigration).

Le modèle de Peck est le plus courant.

Le modèle température-humidité de Peck pour des microcircuits électroniques est le suivant:

$$t = A(RH)^{-n} e^{\frac{E_a}{kT}}$$

où:

- t est la durée de fonctionnement avant défaillance d'un mécanisme donné;
- A est une constante;
- RH est le pourcentage d'humidité relative;
- n est une constante;
- $\frac{E_a}{kT}$ est l'exposant d'Arrhénius.

Le facteur d'accélération du modèle de température-humidité de Peck est le suivant:

$$AF = \left(\frac{RH_u}{RH_s} \right)^{-n} e^{\frac{E_a}{k} \left(\frac{1}{T_u} - \frac{1}{T_s} \right)}$$

n et E_a sont déterminées de manière empirique et dépendent du mécanisme de défaillance et des matériaux concernés. n se situe dans une plage comprise entre 1 et 12 et E_a se situe dans une plage comprise entre 0,3 et 1,5 eV. Généralement, n est égale à 3 et E_a est égale à 0,9 eV.

Effectif	Numéro de classement	5 %	10 %	50 %	90 %	95 %	Effectif	Numéro de classement	5 %	10 %	50 %	90 %	95 %
13	7,0	0,3498	0,4005	0,5881	0,7595	0,8004	14	2,0	0,0281	0,0417	0,1258	0,2678	0,3163
	7,5	0,3918	0,4441	0,6322	0,7959	0,8336		2,5	0,0458	0,0637	0,1631	0,3150	0,3646
	8,0	0,4356	0,4892	0,6762	0,8308	0,8649		3,0	0,0660	0,0880	0,2005	0,3598	0,4101
	3,5	0,0885	0,1141	0,2379	0,4028	0,4533		11,0	0,5343	0,5830	0,7439	0,8691	0,8960
	4,0	0,1127	0,1416	0,2753	0,4443	0,4946		11,5	0,5736	0,6222	0,7787	0,8945	0,9182
	4,5	0,1384	0,1705	0,3127	0,4844	0,5344		12,0	0,6146	0,6628	0,8135	0,9185	0,9389
	5,0	0,1657	0,2005	0,3502	0,5234	0,5726		12,5	0,6576	0,7050	0,8483	0,9410	0,9576
	5,5	0,1942	0,2316	0,3876	0,5613	0,6095		13,0	0,7033	0,7493	0,8830	0,9613	0,9740
	6,0	0,2240	0,2637	0,4251	0,5982	0,6452		13,5	0,7525	0,7966	0,9175	0,9790	0,9873
	6,5	0,2549	0,2968	0,4625	0,6342	0,6797		14,0	0,8074	0,8483	0,9517	0,9925	0,9963
	7,0	0,2870	0,3309	0,5000	0,6691	0,7130	15	0,5	0,0001	0,0005	0,0148	0,0849	0,1183
	7,5	0,3203	0,3658	0,5375	0,7032	0,7451		1,0	0,0034	0,0070	0,0452	0,1423	0,1810
14	8,0	0,3548	0,4018	0,5749	0,7363	0,7760		1,5	0,0119	0,0196	0,0771	0,1911	0,2328
	8,5	0,3905	0,4387	0,6124	0,7684	0,8058		2,0	0,0242	0,0360	0,1094	0,2356	0,2794
	9,0	0,4274	0,4766	0,6498	0,7995	0,8343		2,5	0,0394	0,0550	0,1418	0,2774	0,3226
	9,5	0,4656	0,5156	0,6873	0,8295	0,8616		3,0	0,0568	0,0759	0,1743	0,3173	0,3634
	10,0	0,5054	0,5557	0,7247	0,8584	0,8873		3,5	0,0760	0,0982	0,2068	0,3557	0,4024
	10,5	0,5467	0,5972	0,7621	0,8859	0,9115		4,0	0,0967	0,1218	0,2394	0,3928	0,4398
	11,0	0,5899	0,6402	0,7996	0,9120	0,9340		4,5	0,1186	0,1464	0,2720	0,4289	0,4759
	11,5	0,6354	0,6850	0,8369	0,9363	0,9542		5,0	0,1417	0,1720	0,3045	0,4640	0,5108
	12,0	0,6837	0,7322	0,8742	0,9583	0,9719		5,5	0,1658	0,1984	0,3371	0,4982	0,5446
	12,5	0,7359	0,7824	0,9114	0,9773	0,9863		6,0	0,1909	0,2256	0,3697	0,5317	0,5774
	13,0	0,7942	0,8377	0,9481	0,9919	0,9961		6,5	0,2169	0,2535	0,4023	0,5644	0,6094
	0,5	0,0001	0,0006	0,0158	0,0905	0,1261		7,0	0,2437	0,2822	0,4348	0,5965	0,6404
	1,0	0,0037	0,0075	0,0483	0,1517	0,1926		7,5	0,2714	0,3115	0,4674	0,6278	0,6706
	1,5	0,0127	0,0210	0,0825	0,2034	0,2475		8,0	0,3000	0,3415	0,5000	0,6585	0,7000
	2,0	0,0260	0,0387	0,1170	0,2507	0,2967		8,5	0,3294	0,3722	0,5326	0,6885	0,7286
	2,5	0,0424	0,0590	0,1517	0,2950	0,3424		9,0	0,3596	0,4035	0,5652	0,7178	0,7563
	3,0	0,0611	0,0815	0,1865	0,3372	0,3854		9,5	0,3906	0,4356	0,5977	0,7465	0,7831
	3,5	0,0818	0,1055	0,2213	0,3778	0,4264		10,0	0,4226	0,4683	0,6303	0,7744	0,8091
	4,0	0,1040	0,1309	0,2561	0,4170	0,4657		10,5	0,4554	0,5018	0,6629	0,8016	0,8342
	4,5	0,1277	0,1575	0,2909	0,4550	0,5035		11,0	0,4892	0,5360	0,6955	0,8280	0,8583
	5,0	0,1527	0,1851	0,3258	0,4920	0,5400		11,5	0,5241	0,5711	0,7280	0,8536	0,8814
	5,5	0,1789	0,2137	0,3606	0,5280	0,5753		12,0	0,5602	0,6072	0,7606	0,8782	0,9033
	6,0	0,2061	0,2432	0,3954	0,5631	0,6096		12,5	0,5976	0,6443	0,7932	0,9018	0,9240
	6,5	0,2343	0,2735	0,4303	0,5974	0,6428		13,0	0,6366	0,6827	0,8257	0,9241	0,9432
	7,0	0,2636	0,3046	0,4652	0,6309	0,6750		13,5	0,6774	0,7226	0,8582	0,9450	0,9606
	7,5	0,2938	0,3364	0,5000	0,6636	0,7062		14,0	0,7206	0,7644	0,8906	0,9640	0,9758
	8,0	0,3250	0,3691	0,5349	0,6955	0,7364		14,5	0,7672	0,8089	0,9229	0,9804	0,9881
	8,5	0,3572	0,4026	0,5697	0,7265	0,7657		15,0	0,8190	0,8577	0,9548	0,9930	0,9966
	9,0	0,3904	0,4369	0,6046	0,7568	0,7939							

Effectif	Numéro de classement	5 %	10 %	50 %	90 %	95 %	Effectif	Numéro de classement	5 %	10 %	50 %	90 %	95 %
	9,5	0,4247	0,4720	0,6394	0,7863	0,8211							
	10,0	0,4600	0,5080	0,6743	0,8149	0,8473							
	10,5	0,4965	0,5450	0,7091	0,8425	0,8723							
30	0,5	0,00006	0,0003	0,00749	0,0437	0,06152	30	16,5	0,3857	0,4176	0,5330	0,6460	0,6764
	1,0	0,0017	0,0035	0,0228	0,0739	0,0950		17,0	0,4016	0,4338	0,5494	0,6616	0,6915
	1,5	0,0059	0,0098	0,0390	0,0997	0,1231		17,5	0,4177	0,4501	0,5659	0,6771	0,7065
	2,0	0,0120	0,0179	0,0553	0,1236	0,1486		18,0	0,4339	0,4666	0,5824	0,6924	0,7213
	2,5	0,0194	0,0272	0,0717	0,1461	0,1725		18,5	0,4503	0,4832	0,5989	0,7076	0,7360
	3,0	0,0278	0,0373	0,0881	0,1678	0,1953		19,0	0,4669	0,4999	0,6154	0,7227	0,7505
	3,5	0,0370	0,0481	0,1046	0,1888	0,2173		19,5	0,4837	0,5167	0,6318	0,7376	0,7648
	4,0	0,0469	0,0594	0,1210	0,2093	0,2386		20,0	0,5006	0,5337	0,6483	0,7524	0,7789
	4,5	0,0572	0,0712	0,1375	0,2293	0,2593		20,5	0,5177	0,5509	0,6648	0,7671	0,7929
	5,0	0,0681	0,0834	0,1540	0,2490	0,2796		21,0	0,5349	0,5681	0,6813	0,7816	0,8067
	5,5	0,0793	0,0958	0,1704	0,2683	0,2995		21,5	0,5524	0,5856	0,6978	0,7959	0,8203
	6,0	0,0909	0,1086	0,1869	0,2874	0,3190		22,0	0,5701	0,6032	0,7142	0,8101	0,8337
	6,5	0,1028	0,1216	0,2034	0,3061	0,3381		22,5	0,5879	0,6209	0,7307	0,8242	0,8469
	7,0	0,1150	0,1348	0,2199	0,3247	0,3570		23,0	0,6061	0,6389	0,7472	0,8380	0,8598
	7,5	0,1275	0,1483	0,2363	0,3430	0,3756		23,5	0,6244	0,6570	0,7637	0,8517	0,8725
	8,0	0,1402	0,1620	0,2528	0,3611	0,3939		24,0	0,6430	0,6753	0,7801	0,8652	0,8850
	8,5	0,1531	0,1758	0,2693	0,3791	0,4121		24,5	0,6619	0,6939	0,7966	0,8784	0,8972
	9,0	0,1663	0,1899	0,2858	0,3968	0,4299		25,0	0,6810	0,7126	0,8131	0,8914	0,9091
	9,5	0,1797	0,2041	0,3022	0,4144	0,4476		25,5	0,7005	0,7317	0,8296	0,9042	0,9207
	10,0	0,1933	0,2184	0,3187	0,4319	0,4651		26,0	0,7204	0,7510	0,8460	0,9166	0,9319
	10,5	0,2071	0,2329	0,3352	0,4491	0,4823		26,5	0,7407	0,7707	0,8625	0,9288	0,9428
	11,0	0,2211	0,2476	0,3517	0,4663	0,4994		27,0	0,7614	0,7907	0,8790	0,9406	0,9531
	11,5	0,2352	0,2624	0,3682	0,4833	0,5164		27,5	0,7827	0,8112	0,8954	0,9519	0,9630
	12,0	0,2495	0,2773	0,3846	0,5001	0,5331		28,0	0,8047	0,8322	0,9119	0,9627	0,9722
	12,5	0,2640	0,2924	0,4011	0,5168	0,5497		28,5	0,8275	0,8539	0,9283	0,9728	0,9806
	13,0	0,2787	0,3076	0,4176	0,5334	0,5661		29,0	0,8514	0,8764	0,9447	0,9821	0,9880
	13,5	0,2935	0,3229	0,4341	0,5499	0,5823		29,5	0,8769	0,9003	0,9610	0,9902	0,9941
	14,0	0,3085	0,3384	0,4506	0,5662	0,5984		30,0	0,9050	0,9261	0,9772	0,9965	0,9983
	14,5	0,3236	0,3540	0,4670	0,5824	0,6143							
	15,0	0,3389	0,3697	0,4835	0,5985	0,6301							
	15,5	0,3543	0,3855	0,5000	0,6145	0,6457							
	16,0	0,3699	0,4015	0,5165	0,6303	0,6611							

Annexe E (normative)

Valeurs de la fonction Gamma $\Gamma(n)$

n	$\Gamma(n)$	n	$\Gamma(n)$	n	$\Gamma(n)$	N	$\Gamma(n)$	n	$\Gamma(n)$	n	$\Gamma(n)$	n	$\Gamma(n)$
1,00	1,00	1,96	0,98	2,37	1,22	2,77	1,64	3,17	2,35	3,57	3,59	3,97	5,78
1,01	0,99	1,97	0,99	2,38	1,23	2,78	1,65	3,18	2,38	3,58	3,63	3,98	5,85
1,02	0,99	1,98	0,99	2,39	1,23	2,79	1,66	3,19	2,40	3,59	3,68	3,99	5,93
1,03	0,98	1,99	1,00	2,40	1,24	2,80	1,68	3,20	2,42	3,60	3,72	4,00	6,00
1,04	0,98	2,01	1,00	2,41	1,25	2,81	1,69	3,21	2,45	3,61	3,76	4,01	6,08
1,05	0,97	2,02	1,01	2,42	1,26	2,82	1,71	3,22	2,47	3,62	3,80	4,02	6,15
1,06	0,97	2,03	1,01	2,43	1,27	2,83	1,72	3,23	2,50	3,63	3,85	4,03	6,23
1,07	0,96	2,04	1,02	2,44	1,28	2,84	1,73	3,24	2,52	3,64	3,89	4,04	6,31
1,09	0,96	2,05	1,02	2,45	1,28	2,85	1,75	3,25	2,55	3,65	3,94	4,05	6,39
1,10	0,95	2,06	1,03	2,46	1,29	2,86	1,76	3,26	2,58	3,66	3,98	4,06	6,47
1,11	0,95	2,07	1,03	2,47	1,30	2,87	1,78	3,27	2,60	3,67	4,03	4,07	6,56
1,12	0,94	2,08	1,04	2,48	1,31	2,88	1,80	3,28	2,63	3,68	4,07	4,08	6,64
1,14	0,94	2,09	1,04	2,49	1,32	2,89	1,81	3,29	2,66	3,69	4,12	4,09	6,73
1,15	0,93	2,10	1,05	2,50	1,33	2,90	1,83	3,30	2,68	3,70	4,17	4,10	6,81
1,17	0,93	2,11	1,05	2,51	1,34	2,91	1,84	3,31	2,71	3,71	4,22	4,11	6,90
1,18	0,92	2,12	1,06	2,52	1,35	2,92	1,86	3,32	2,74	3,72	4,27	4,12	6,99
1,21	0,92	2,13	1,06	2,53	1,36	2,93	1,88	3,33	2,77	3,73	4,32	4,13	7,08
1,22	0,91	2,14	1,07	2,54	1,37	2,94	1,89	3,34	2,80	3,74	4,37	4,14	7,17
1,25	0,91	2,15	1,07	2,55	1,38	2,95	1,91	3,35	2,83	3,75	4,42	4,15	7,27
1,26	0,90	2,16	1,08	2,56	1,39	2,96	1,93	3,36	2,86	3,76	4,48	4,16	7,36
1,31	0,90	2,17	1,08	2,57	1,40	2,97	1,95	3,37	2,89	3,77	4,53	4,17	7,46
1,32	0,89	2,18	1,09	2,58	1,41	2,98	1,96	3,38	2,92	3,78	4,58	4,18	7,56
1,61	0,89	2,19	1,10	2,59	1,42	2,99	1,98	3,39	2,95	3,79	4,64	4,19	7,66
1,62	0,90	2,20	1,10	2,60	1,43	3,00	2,00	3,40	2,98	3,80	4,69	4,20	7,76
1,67	0,90	2,21	1,11	2,61	1,44	3,01	2,02	3,41	3,01	3,81	4,75	4,21	7,86
1,68	0,91	2,22	1,11	2,62	1,45	3,02	2,04	3,42	3,05	3,82	4,81	4,22	7,96
1,73	0,91	2,23	1,12	2,63	1,46	3,03	2,06	3,43	3,08	3,83	4,87	4,23	8,07
1,74	0,92	2,24	1,13	2,64	1,47	3,04	2,08	3,44	3,11	3,84	4,93	4,24	8,18
1,77	0,92	2,25	1,13	2,65	1,49	3,05	2,10	3,45	3,15	3,85	4,99	4,25	8,29
1,78	0,93	2,26	1,14	2,66	1,50	3,06	2,12	3,46	3,18	3,86	5,05	4,26	8,40
1,81	0,93	2,27	1,15	2,67	1,51	3,07	2,14	3,47	3,22	3,87	5,11	4,27	8,51
1,82	0,94	2,28	1,15	2,68	1,52	3,08	2,16	3,48	3,25	3,88	5,17	4,28	8,62
1,84	0,94	2,29	1,16	2,69	1,53	3,09	2,18	3,49	3,29	3,89	5,23	4,29	8,74
1,85	0,95	2,30	1,17	2,70	1,54	3,10	2,20	3,50	3,32	3,90	5,30	4,30	8,86
1,87	0,95	2,31	1,17	2,71	1,56	3,11	2,22	3,51	3,36	3,91	5,36	4,31	8,97
1,88	0,96	2,32	1,18	2,72	1,57	3,12	2,24	3,52	3,40	3,92	5,43	4,32	9,10
1,90	0,96	2,33	1,19	2,73	1,58	3,13	2,26	3,53	3,44	3,93	5,50	4,33	9,22
1,91	0,97	2,34	1,20	2,74	1,60	3,14	2,28	3,54	3,47	3,94	5,57	4,34	9,34
1,93	0,97	2,35	1,20	2,75	1,61	3,15	2,31	3,55	3,51	3,95	5,64	4,35	9,47

Annexe F (normative)

Calcul de la durée minimale de l'essai de niveau de contrainte maximal

F.1 Principe

La méthode d'essais de fiabilité accélérés par la température et l'humidité est basée sur trois étapes principales:

- a) appliquer un niveau de contrainte élevé, en termes de température et d'humidité, à un échantillon d'équipements de comptage;
- b) détecter les modes de panne principaux indépendants à ce niveau de contrainte élevé, et évaluer la répartition des défaillances pour chaque mode de panne principal indépendant à ce même niveau de contrainte;
- c) extrapoler ces répartitions des conditions d'utilisation à un niveau de contrainte élevé aux conditions d'utilisation normale et déduire la fonction de défaut de fiabilité cumulée aux conditions d'utilisation normale.

Cette méthode est confrontée aux principales limites suivantes:

- lorsque l'essai effectué au niveau de contrainte élevé est interrompu, il est possible que certains modes de panne n'aient pas été détectés;
- inversement, il n'est pas possible, afin d'être certain de détecter tous les modes de panne, de poursuivre indéfiniment l'essai au niveau de contrainte maximal.

Un compromis se révèle donc nécessaire. Ce dernier est décrit dans le cas présent par un exemple théorique.

Exemple théorique:

- conditions d'utilisation des équipements de comptage: température de 20 °C, humidité relative de 70 %;
- dans les conditions d'utilisation, la fonction de défaut de fiabilité comprend trois modes de panne principaux indépendants:
 - mode de panne 1: $\beta = 1$, $\eta = 392572$ h;
 - mode de panne 2: $\beta = 2$, $\eta = 813804$ h;
 - mode de panne 3: $\beta = 5$, $\eta = 158669$ h.

Pour 30 équipements de comptage fonctionnant dans les conditions d'utilisation, les défaillances théoriques pour chaque mode de panne sont représentées à la Figure F.1 suivante.

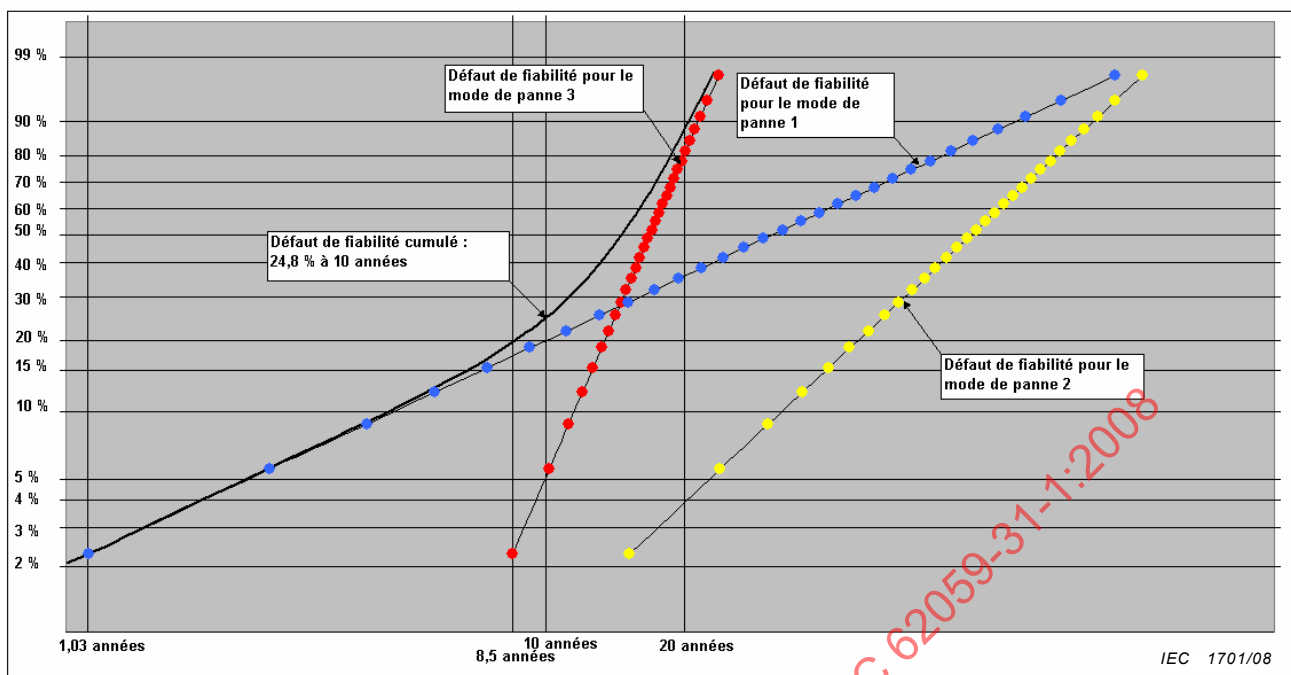


Figure F.1 – Défaut de fiabilité dans les conditions d'utilisation normale

La Figure F.1 montre que, pour une durée de fonctionnement de 10 ans, le défaut de fiabilité cumulé est de 24,8 %, décomposé en:

- mode de panne 1: défaut de fiabilité = 20 %. Le facteur de contribution du mode de panne 1, noté C, est égal à $20/24,8 = 80,6$ % du défaut de fiabilité cumulé;
- mode de panne 2: défaut de fiabilité = 1 %. Le facteur de contribution C du mode de panne 2 est égal à $1/24,8 = 4$ % du défaut de fiabilité cumulé;
- mode de panne 3: défaut de fiabilité = 5 %. Le facteur de contribution C du mode de panne 3 est égal à $5/24,8 = 20,2$ % du défaut de fiabilité cumulé.

30 équipements sont soumis à un niveau de contrainte maximal défini par une température de 75 °C et une humidité relative de 85 %.

Il est supposé que les paramètres du facteur d'accélération sont identiques pour les trois modes de panne et égaux à: $E_a = 0,9$ et $n = 3$. Cela donne un facteur d'accélération égal à:

$$AF_{\max} = \left(\frac{70}{85}\right)^{-3} e^{\frac{0,9}{8,617 \times 10^{-5}} \left(\frac{1}{20+273} - \frac{1}{75+273}\right)} = 500$$

Ainsi, si 30 équipements de comptage sont soumis à l'essai à ce niveau de contrainte maximal, les répartitions des défaillances théoriques pour chaque mode de panne sont représentées comme suit:

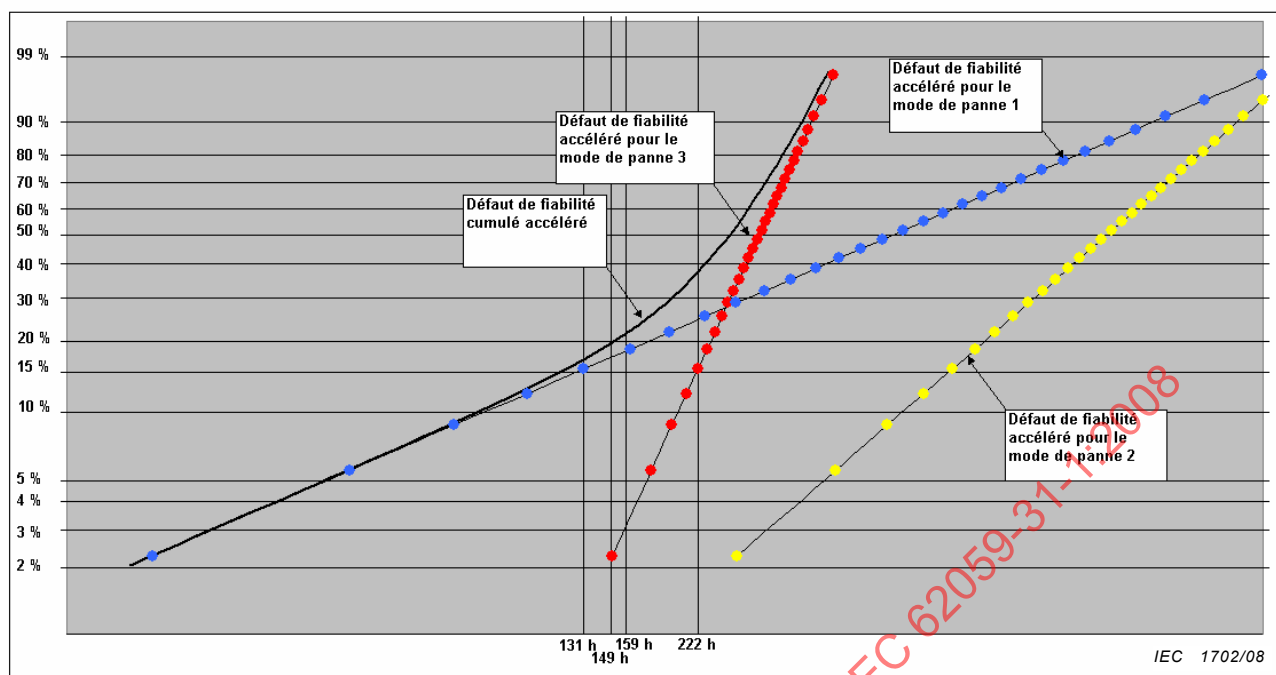


Figure F.2 – Défaut de fiabilité au niveau de contrainte maximal

La Figure F.2 montre que si l'essai est interrompu entre 131 h et 149 h, le mode de panne 1 sera détecté et 5 défaillances seront constatées. Les modes de panne 2 et 3 ne seront toutefois pas détectés. La méthode décrite en 8.2 permettra ainsi d'obtenir une estimation du défaut de fiabilité dans les conditions d'utilisation normale, et pour une durée de fonctionnement de 10 ans, égale à 20 % au lieu de 24,8 %.

Pour pouvoir définir l'instant auquel l'essai effectué au niveau de contrainte maximal peut être interrompu, il doit être accepté qu'un certain nombre de défaillances peuvent ne pas être détectées. Ces défaillances correspondraient aux modes de panne les moins importants. Il convient toutefois que la durée minimale de l'essai effectué au niveau de contrainte maximal permette de détecter les modes de panne les plus importants.

La présente norme définit la limite entre les modes de panne les plus importants et les modes de panne les moins importants, comme suit:

- L'étape 1 de la méthode décrite en 8.2, définit les caractéristiques de la durée de vie des équipements de comptage qui doivent être vérifiées. Ces caractéristiques sont définies comme suit: F % de défaillances après Y années avec un niveau de confiance CL (par exemple: 5 % de défaillances après 10 ans avec un niveau de confiance de 50 %);
- les modes de panne les moins importants sont les modes de panne qui représentent moins de 15 % de toutes les défaillances détectées à Y années avec un niveau de confiance de 50 %. En d'autres termes, le facteur de contribution C des modes de panne moins importants présente un défaut de fiabilité cumulé inférieur à 15 %: $C < 15$ % de F avec un niveau de confiance de 50 %.

Dans l'exemple décrit par la Figure F.1, les modes de panne 1 et 3 sont les plus importants (pour le mode de panne 1, $C = 80,6$ %, et pour le mode de panne 3, $C = 20,2$ %). Le mode de panne 2 est un mode de panne moins important (pour le mode de panne 2, $C = 4$ %).

En supposant le risque de ne pas détecter certains modes de panne moins importants, l'Article F.2 définit la durée minimale de l'essai effectué au niveau de contrainte maximal.

F.2 Equation de calcul de la durée d'essai minimale

Une distribution de Weibull dont la première défaillance se produit au temps TTF_1 , suit l'équation ci-dessous:

$1 - e^{-\left(\frac{TTF_1}{\eta}\right)^\beta} = UCL_1$, où UCL_1 est l'estimation du défaut de fiabilité pour un niveau de confiance CL et pour le numéro de classement 1. UCL_1 est obtenue à partir de l'Annexe D.

Cette équation peut s'écrire sous la forme:

$$\frac{1}{\eta} = \frac{1}{TTF_1} [-\ln(1 - UCL_1)]^{\frac{1}{\beta}}$$

Dans l'exemple décrit en Figure F.1, la première défaillance TTF_1 du mode de panne 1 suit l'équation:

$$1 - e^{-\left(\frac{TTF_1}{392572}\right)^\beta} = 0,0228$$

Ainsi TTF_1 s'établira à 9 054 heures (ou 1,03 années) comme illustré en Figure F.1.

Cette distribution de Weibull décrit un mode de panne qui représente C % des défaillances à Y années. C est appelé facteur de contribution du défaut de fiabilité cumulé F à Y années. C et F sont donnés en %. Ce facteur de contribution est donné par:

$$C = \frac{10000}{F} (1 - e^{-\left(\frac{Y}{\eta}\right)^\beta})$$

Dans l'exemple décrit à l'Article F.1, au temps $Y = 10$ ans, le facteur de contribution C du mode de panne 1 est égal à:

$$C = \frac{10000}{24,8} (1 - e^{-\left(\frac{10 \times 365 \times 24}{392572}\right)^\beta}) = 80,6\%$$

La combinaison des équations de C et $\frac{1}{\eta}$ donne:

$$C = \frac{10000}{F} (1 - (1 - UCL_1)^{\left(\frac{Y}{TTF_1}\right)^\beta})$$

ou

$$TTF_1 = Y \left[\frac{\ln(1 - UCL_1)}{\ln\left(1 - \frac{CF}{10000}\right)} \right]^{\frac{1}{\beta}}$$