

INTERNATIONAL STANDARD

NORME INTERNATIONALE



**Electromechanical elementary relays –
Part 2: Reliability**

**Relais électromécaniques élémentaires –
Partie 2: Fiabilité**



THIS PUBLICATION IS COPYRIGHT PROTECTED
Copyright © 2017 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 l'IEC ou du Comité national de l'IEC du pays du demandeur. Si vous avez des questions sur le copyright de l'IEC ou si vous désirez obtenir des droits supplémentaires sur cette publication, utilisez les coordonnées ci-après ou contactez le Comité national de l'IEC de votre pays de résidence.

IEC Central Office
3, rue de Varembe
CH-1211 Geneva 20
Switzerland

Tel.: +41 22 919 02 11
Fax: +41 22 919 03 00
info@iec.ch
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.

IEC Catalogue - webstore.iec.ch/catalogue

The stand-alone application for consulting the entire bibliographical information on IEC International Standards, Technical Specifications, Technical Reports and other documents. Available for PC, Mac OS, Android Tablets and iPad.

IEC publications search - www.iec.ch/searchpub

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 It also gives information on projects, replaced and withdrawn publications.

IEC Just Published - webstore.iec.ch/justpublished

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

Electropedia - www.electropedia.org

The world's leading online dictionary of electronic and electrical terms containing 20 000 terms and definitions in English and French, with equivalent terms in 16 additional languages. Also known as the International Electrotechnical Vocabulary (IEV) online.

IEC Glossary - std.iec.ch/glossary

65 000 electrotechnical terminology entries in English and French extracted from the Terms and Definitions clause of IEC publications issued since 2002. Some entries have been collected from earlier publications of IEC TC 37, 77, 86 and CISPR.

IEC Customer Service Centre - webstore.iec.ch/csc

If you wish to give us your feedback on this publication or need further assistance, please contact the Customer Service Centre: csc@iec.ch.

A propos de l'IEC

La Commission Electrotechnique Internationale (IEC) 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 IEC

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

Catalogue IEC - webstore.iec.ch/catalogue

Application autonome pour consulter tous les renseignements bibliographiques sur les Normes internationales, Spécifications techniques, Rapports techniques et autres documents de l'IEC. Disponible pour PC, Mac OS, tablettes Android et iPad.

Recherche de publications IEC - www.iec.ch/searchpub

La recherche avancée permet de trouver des publications IEC en utilisant différents critères (numéro de référence, texte, comité d'études,...). Elle donne aussi des informations sur les projets et les publications remplacées ou retirées.

IEC Just Published - webstore.iec.ch/justpublished

Restez informé sur les nouvelles publications IEC. Just Published détaille les nouvelles publications parues. Disponible en ligne et aussi une fois par mois par email.

Electropedia - www.electropedia.org

Le premier dictionnaire en ligne de termes électroniques et électriques. Il contient 20 000 termes et définitions en anglais et en français, ainsi que les termes équivalents dans 16 langues additionnelles. Egalement appelé Vocabulaire Electrotechnique International (IEV) en ligne.

Glossaire IEC - std.iec.ch/glossary

65 000 entrées terminologiques électrotechniques, en anglais et en français, extraites des articles Termes et Définitions des publications IEC parues depuis 2002. Plus certaines entrées antérieures extraites des publications des CE 37, 77, 86 et CISPR de l'IEC.

Service Clients - webstore.iec.ch/csc

Si vous désirez nous donner des commentaires sur cette publication ou si vous avez des questions contactez-nous: csc@iec.ch.



IEC 61810-2

Edition 3.0 2017-05

INTERNATIONAL STANDARD

NORME INTERNATIONALE



**Electromechanical elementary relays –
Part 2: Reliability**

**Relais électromécaniques élémentaires –
Partie 2: Fiabilité**

INTERNATIONAL
ELECTROTECHNICAL
COMMISSION

COMMISSION
ELECTROTECHNIQUE
INTERNATIONALE

ICS 29.120.70

ISBN 978-2-8322-4388-6

**Warning! Make sure that you obtained this publication from an authorized distributor.
Attention! Veuillez vous assurer que vous avez obtenu cette publication via un distributeur agréé.**

CONTENTS

FOREWORD.....	4
INTRODUCTION.....	6
1 Scope.....	7
2 Normative references	7
3 Terms and definitions	7
3.21 Terms and definitions related to tests	10
4 General considerations.....	10
5 Test conditions	11
5.1 Sample items	11
5.2 Environmental conditions	12
5.3 Operating conditions	12
5.4 Test equipment	13
6 Failure criteria	13
7 Output data	13
8 Analysis of output data	13
9 Presentation of reliability measures	13
Annex A (normative) Data analysis	15
A.1 General.....	15
A.2 Abbreviations.....	15
A.3 Symbols and definitions	15
A.4 Weibull distribution	16
A.5 Procedure	17
A.5.1 Graphical methods.....	17
A.5.2 Numerical methods	22
A.5.3 Confidence Intervals	23
A.5.4 WeiBayes Approach	25
Annex B (informative) Example of data analysis.....	28
B.1 Graphical methods case study (cumulative hazard plot).....	28
B.1.1 General	28
B.1.2 Procedure of cumulative hazard plot.....	28
B.1.3 Example applied to life test data	30
B.2 Numerical methods case study (Weibull probability).....	33
B.2.1 General	33
B.2.2 Distribution parameters.....	33
B.2.3 Mean cycles to failure (MCTF)	33
B.2.4 Value of \hat{B}_{10}	34
B.2.5 Mean time to failure (MTTF)	34
B.3 Confidence intervals case study.....	34
B.3.1 General	34
B.3.2 Interval estimation of β	34
B.3.3 Interval estimation of η	35
B.3.4 Lower confidence limit for B10.....	35
B.3.5 Lower confidence limit for R	36
B.4 WeiBayes case study.....	36
Annex C (informative) Statistical tables.....	38

C.1	Table of gamma function.....	38
C.2	Fractiles of the normal distribution	38
Annex D (informative)	Success run – Test without failures	40
D.1	General.....	40
D.2	Confidence level and minimum reliability.....	40
D.3	Example.....	41
Bibliography	42
Figure A.1	– An example of Weibull probability paper	18
Figure A.2	– An example of cumulative hazard plotting paper	20
Figure A.3	– Plotting of data points and drawing of a straight line	20
Figure A.4	– Estimation of distribution parameters	21
Figure B.1	– Estimation of distribution parameters	30
Figure B.2	– Cumulative hazard plots	32
Figure B.3	– Type test versus WeiBayes analysed periodic test	37
Table A.1	– Confidence levels for WeiBayes without failures	26
Table B.1	– Worksheet for cumulative hazard analysis.....	28
Table B.2	– Example worksheet.....	31
Table B.3	– First twenty failures in this example	33
Table C.1	– Values of the gamma function.....	38
Table C.2	– Fractiles of the normal distribution	39
Table D.1	– Number of samples and life cycles.....	41

INTERNATIONAL ELECTROTECHNICAL COMMISSION

ELECTROMECHANICAL ELEMENTARY RELAYS –

Part 2: Reliability

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 itself does not provide any attestation of conformity. Independent certification bodies provide conformity assessment services and, in some areas, access to IEC marks of conformity. IEC is not responsible for any services carried out by independent certification bodies.
- 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 61810-2 has been prepared by IEC technical committee 94: All-or-nothing electrical relays.

This third edition cancels and replaces the second edition published in 2011. This edition constitutes a technical revision.

This edition includes the following significant technical changes with respect to the previous edition:

- a) not only graphical but also numerical methods are added;
- b) reduction of number of samples in specified cases;
- c) new subclauses of confidence intervals are added;
- d) the WeiBayes approach is added to facilitate compliance tests (routine test) with lower effort;

- e) annexes have been restructured into an Annex A for data analysis (normative) and Annex B (informative) where various examples of the data analysis are given;
- f) the former Annex C has been incorporated into the modified Annex B;
- g) a new Annex C replaces the old Annex D.

The text of this International Standard is based on the following documents:

FDIS	Report on voting
94/415/FDIS	94/418/RVD

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

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

This International Standard is to be used in conjunction with IEC 61649:2008.

A list of all parts in the IEC 61810 series, published under the general title *Electromechanical elementary relays*, can be found on the IEC website.

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

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

IMPORTANT – The 'colour inside' logo on the cover page of this publication indicates that it contains colours which are considered to be useful for the correct understanding of its contents. Users should therefore print this document using a colour printer.

INTRODUCTION

Within the IEC 61810 series of basic standards covering elementary electromechanical relays, IEC 61810-2 is intended to give requirements and tests permitting the assessment of relay reliability. All information concerning endurance tests for type testing have been included in IEC 61810-1.

NOTE According to IEC 61810-1, a specified value for the electrical endurance under specific conditions (e.g. contact load) is verified by testing 1 or 3 relays. None is allowed to fail. Within this document, a prediction of the reliability of a relay is performed using statistical evaluation of the measured cycles to failure of a larger number of relays (generally 10 or more relays).

This document is the base for IEC 61810-2-1 to determine reliability values for relays where enhanced requirements for the verification of reliability (B_{10} and B_{10D}) apply.

The technical committee responsible for dependability has developed IEC 61649 dealing with Weibull-distributed test data. It contains both numerical and graphical methods for the evaluation of Weibull-distributed data as well as WeiBayes estimation.

On the basis of this basic reliability standard, this document was developed. It comprises test conditions and an evaluation method to obtain characteristic reliability values for electromechanical elementary relays. The life of relays as non-repairable items is primarily determined by the number of operations. For this reason, the reliability is expressed in terms of mean cycles to failure (MCTF).

Commonly, equipment reliability is calculated from mean time to failure (MTTF) figures. With the knowledge of the frequency of operation (cycling rate) of the relay within a piece of equipment, it is possible to calculate an effective MTTF value for the relay in that application.

Such calculated MTTF values for relays can be used to calculate respective reliability, probability of failure, and availability (e.g. MTBF (mean time between failures)) values for equipment into which these relays are incorporated.

Generally, it is not appropriate to state that a specific MCTF value is “high” or “low”. The MCTF figures are used to make comparative evaluations between relays with different styles of design or construction, and as an indication of product reliability under specific conditions.

ELECTROMECHANICAL ELEMENTARY RELAYS –

Part 2: Reliability

1 Scope

This part of IEC 61810 covers test conditions and provisions for the evaluation of endurance tests using appropriate statistical methods to obtain reliability characteristics for relays.

This document applies to electromechanical elementary relays considered as non-repaired items (i.e. items which are not repaired after failure).

The lifetime of a relay is usually expressed in number of cycles (CTF). Therefore, whenever the terms “time” or “duration” are used in IEC 61649, they carry the meaning “cycles”. However, with a given frequency of operation, the number of cycles can be transformed into respective times (e.g. times to failure (TTF)).

The failure criteria and the resulting characteristics of elementary relays describing their reliability in normal use are specified in this document. A relay failure occurs when the specified failure criteria are met.

As the failure rate for elementary relays cannot be considered as constant, particularly due to wear-out mechanisms, the cycles to failure of tested items typically show a Weibull distribution. This document provides numerical and graphical methods to calculate approximate values for the two-parameter Weibull distribution, as well as lower confidence limits and a method for confirmation of reliability values with the WeiBayes method.

This document does not cover procedures for electromechanical elementary relays where enhanced requirements for the verification of reliability apply.

NOTE 1 Such reliability test procedures are specified in IEC 61810-2-1. In particular, when electromechanical elementary relays are intended to be incorporated in safety-related control systems of machinery in accordance with IEC 62061 and ISO 13849-1, IEC 61810-2-1 defines procedures for the manufacturer to provide B_{10D} values.

NOTE 2 Electromechanical elementary relays with forcibly guided (mechanically linked) contacts according to IEC 61810-3 offer the possibility of a high diagnostic coverage according to 4.5.3 of ISO 13849-1:2015.

2 Normative references

The following documents are referred to in the text in such a way that some or all of their content constitutes requirements 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 61649:2008, *Weibull analysis*

IEC 61810-1:2015, *Electromechanical elementary relays – Part 1: General and safety requirements*

3 Terms and definitions

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

ISO and IEC maintain terminological databases for use in standardization at the following addresses:

- IEC Electropedia: available at <http://www.electropedia.org/>
- ISO Online browsing platform: available at <http://www.iso.org/obp>

3.1 item

any component that can be individually considered

Note 1 to entry: For the purpose of this document, items are electromechanical elementary relays.

3.2 non-repaired item

item which is not repaired after a failure

3.3 sample

one or more sampling items intended to provide information on the population

[SOURCE: IEC 60050-151:2001, 151-16-19, modified – The words "or on the material" have been deleted from the definition.]

3.4 sample item

one of the individual items in a population of similar items and taken from one place and at one time

[SOURCE: IEC 60050-151:2001, 151-16-18, modified – The words "or a portion of material forming a cohesive entity" have been deleted from the definition.]

3.5 cycle

<elementary relays> operation and subsequent release/reset

[SOURCE: IEC 60050-444:2002, 444-02-11]

3.6 frequency of operation

number of cycles per unit of time

[SOURCE: IEC 60050-444:2002, 444-02-12]

3.7 reliability

ability of an item to perform a required function under given conditions for a given number of cycles or time interval

Note 1 to entry: It is generally assumed that the item is in a state to perform this required function at the beginning of the time interval.

Note 2 to entry: The term "reliability" is also used as a measure of reliability performance (see IEC 60050-312:2001, 312-07-06).

[SOURCE: IEC 60050-395:2014, 395-07-131, modified – The words "number of cycles or" have been added to the definition, and the second note has been replaced by a new note.]

3.8**reliability test**

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

[SOURCE: IEC 60300-3-5:2001, 3.1.27, modified – The notes have been deleted.]

3.9**life test**

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

[SOURCE: IEC 60300-3-5:2001, 3.1.17, modified – The note has been deleted.]

3.10**cycles to failure****CTF**

total number of cycles of an item, from the instant it is first put in an operating state until failure

3.11**mean cycles to failure****MCTF**

expectation of the number of cycles to failure

3.12**time to failure****TTF**

total time duration of operating time of an item, from the instant it is first put in an operating state until failure

3.13**mean time to failure****MTTF**

expectation of the time to failure

[SOURCE: IEC 60050-192:2015, 192-05-11, modified – The word "operating" has been deleted from the term and the definition, and the notes have been deleted.]

3.14**useful life**

number of cycles or time duration until a certain percentage of items have failed

Note 1 to entry: In this document, this percentage is defined as 10 %.

3.15**failure**

termination of the ability of an item to perform a required function as defined in the failure criteria

[SOURCE: IEC 60050-603:1986, 603-05-06, modified – The words "as defined in the failure criteria" have been added to the definition.]

3.16**malfunction**

event when an item does not perform an expected function

3.17**contact failure**

occurrence of break and/or make malfunctions of a contact under test, exceeding a specified number

3.18**failure criteria**

specified conditions to judge if a fault or malfunction is a failure

3.19**contact load category**

classification of relay contacts dependent on wear-out mechanisms

Note 1 to entry: Various contact load categories are defined in IEC 61810-1.

3.20**fault**

deviation of the existing condition from the expected condition

3.21 Terms and definitions related to tests**3.21.1****type test**

conformity test made on sample relays representative of the production to get basic performance data or to verify that these relays comply with the specified requirements

3.21.2**routine test**

conformity test made on sample without any modifications and specification changes during or after mass production with specified repetition

4 General considerations

The provisions of this document are based on the relevant publications on dependability. In particular, the following documents have been taken into account: IEC 60050-191, IEC 60300-3-5 and IEC 61649.

The aim of reliability testing as given in this document is to obtain objective and reproducible data on reliability performance of relays representative of standard production quality. The tests described and the related statistical tools to gain characteristic reliability values can be used for the estimation of such characteristic reliability values, as well as for the verification of stated characteristic values.

NOTE 1 Examples for the application of characteristic reliability values are:

- establishment of characteristic reliability values for a new relay type;
- comparison of relays with similar characteristics, but produced by different manufacturers;
- evaluation of the influence, on a relay, of different materials or different manufacturing processes;
- comparison of a new relay with a relay which has already worked for a specific period of time;
- calculation of the reliability of an equipment or system incorporating one or more relays.

According to Clauses 8 and 9 of IEC 60300-3-5:2001, for non-repaired items showing a non-constant failure rate, the Weibull model is the most appropriate statistical tool for evaluation of reliability measures. This analysis procedure is described in IEC 61649.

Relays within the scope of this document are considered as non-repaired items. They generally do not exhibit a constant failure rate but a failure rate increasing with number of

cycles, being tested until wear-out mechanisms become predominant. The cycles to failure of a random sample of tested items typically show the Weibull distribution.

NOTE 2 In cases where no wear-out mechanisms prevail, random failures with constant failure rate can be assumed. Then the shape parameter β of the Weibull distribution equals 1, and the reliability function becomes the well-known exponential law.

The first step in the analysis of the recorded cycles to failure (CTF) of the tested relays is the determination of the two distribution parameters of the Weibull distribution. In a second step, the mean cycles to failure (MCTF) is calculated as a point estimate. In a third step, the useful life is determined as the lower confidence limit of the number of cycles by which 10 % of the relay population will have failed (B_{10}) (see 10.5 and 10.6 of IEC 61649:2008).

With a given frequency of operation, these reliability measures expressed in number of cycles (MCTF) can be transformed into respective times (MTTF); see Annex B for an example.

The statistical procedures require some appropriate computing facility. Software for evaluation of Weibull-distributed data is commercially available on the market. Such software may be used for the purpose of this document provided it shows equivalent results when the data given in Annex B are used.

Since the number of cycles to failure highly depends on the specific set of test conditions (particularly the electrical loading of the relay contacts), values for MCTF and useful life derived from test data apply only to this set of test conditions, which have to be stated by the manufacturer together with the reliability measures.

Upon explicit specification of the manufacturer, the test may be performed with even less than 10 relays, provided the uncertainty of the estimated Weibull parameters is acceptable to him. In such a case, the minimum number of tested relays shall be specified; this number then replaces the minimum number of 10 relays wherever prescribed in this document. This reduction of relay specimens is acceptable in both numerical and graphical methods. Here, the number of failures or specimens may be determined, being concerned with confidence interval, which can be calculated by A.5.3. On the other hand, the reduction due to WeiBayes approach shown in A.5.4 is also acceptable if the shape parameter, β , is assumed from historical data from prior experiments, or from engineering knowledge of the physics of the failure.

However, the WeiBayes approach applies only for routine test.

5 Test conditions

5.1 Sample items

For useful life estimation, a minimum of 10 failures need to be recorded to perform the analysis described in this document, 10 or more items (relays) should be submitted to the test. However, at least 2/3 of the tested relays shall fail physically. This allows the test to be carried out with 10 relays only, even when the test is stopped before all relays have physically failed (with a minimum of 7 physical failures recorded). When the test is stopped at a specific number of cycles, all relays that have not yet failed shall be considered as suspended or censored at that number of cycles.

Upon explicit specification of the manufacturer, less than 10 items can be tested to determine the basic Weibull parameters (B_{10} and β), but the minimum number of samples to be tested is 5. The requirement to truncate a test still remain with 2/3 of the number of samples. The results with less than 10 samples shall be published in conjunction with the confidence level and number of samples. The evaluation method in this specific case shall be the numeric method.

For a WeiBayes test, the number of samples and failures shall be selected according to the desired confidence level.

The items shall be selected at random from the same production lot and shall be of identical type and construction. No action is allowed on the sample items from the time of sampling until the test starts.

Where any particular burn-in procedure or reliability stress screening is employed by the manufacturer prior to sampling, this shall apply to all production. The manufacturer shall describe and declare such procedures, together with the test results.

Unless otherwise specified by the manufacturer, all contacts of each relay under test shall be loaded as stated and monitored continuously during the test.

The test starts with all items and is stopped at a certain number of cycles. At that instant, a certain number of items have failed. The number of cycles to failure of each of the failed items is recorded.

Items failed during the test are not replaced once they fail.

5.2 Environmental conditions

The testing environment shall be the same for all items.

- The items shall be mounted in the manner intended for normal service; in particular, relays for mounting onto printed circuit boards are tested in the horizontal position, unless otherwise specified.
- The ambient temperature shall be as specified by the manufacturer.
- All other influence quantities shall comply with the values and tolerance ranges given in Table 1 of IEC 61810-1:2015, unless otherwise specified.

5.3 Operating conditions

The set of operating conditions

- rated coil voltage(s),
- coil suppression (if any),
- frequency of operation,
- duty factor,
- contact load(s),

shall be as specified by the manufacturer.

Recommended values should be chosen from those given in Clause 5 of IEC 61810-1:2015.

The test is performed on each contact load and each contact material as specified by the manufacturer.

All specified devices (for example, protective or suppression circuits), if any, which are part of the relay or stated by the manufacturer as necessary for particular contact loads, should be operated during the test.

The contacts shall be continuously monitored to detect malfunctions to open and malfunctions to close, as well as unintended bridging (simultaneous closure of make and break side of a changeover contact).

The contacts are connected to the load(s) in accordance with Table 12 of IEC 61810-1:2015 as specified and indicated by the manufacturer.

5.4 Test equipment

The test circuit described in Annex C of IEC 61810-1:2015 shall be used, unless otherwise specified by the manufacturer and explicitly indicated in the test report.

6 Failure criteria

Whenever any contact of a relay under test fails to open or fails to close or exhibits unintended bridging, this shall be considered as a malfunction.

Three severity levels are specified:

- severity A: the first detected malfunction is defined as a failure;
- severity B: the sixth detected malfunction or two consecutive malfunctions are defined as a failure;
- severity C: as specified by the manufacturer.

The severity level used for the test shall be as prescribed by the manufacturer and stated in the test report.

Faults occurring during test like insulation fault, dielectric test fault, thermal deformation of enclosure, burning and others, shall be judged as failure.

7 Output data

The data to be analysed consists of cycles to failure (CTF) for each of the items put on test. These CTF values have to be known exactly. However, it is not necessary to gather the CTF values for all items under test, under the conditions described under 5.1.

8 Analysis of output data

The evaluation of the CTF values obtained during the test shall be carried out in accordance with the procedures given in Annex A.

9 Presentation of reliability measures

The basic reliability measures applicable to relays as described in this document and obtained from the data analysis shall be provided.

However, since the values obtained for these reliability measures using the procedures of Annex A depend to a great extent on the basic design characteristics of the relay, on the test conditions of Clause 5 and on the failure criteria of Clause 6, the following information shall also be provided together with the test results:

- relay type for which the results are valid:
 - a) contact material;
 - b) deviations from standard types (if any);
 - c) type of termination.
- set of operating conditions (see 5.3):
 - a) rated coil voltage(s);

- b) coil suppression (if any);
 - c) frequency of operation;
 - d) duty factor;
 - e) contact load(s);
 - f) ambient conditions.
- test schematic selected (see Clause C.3 of IEC 61810-1:2015, or test circuit details, if different from the circuit described in Clause C.1 of IEC 61810-1:2015);
 - severity level (see Clause 6).

In addition, basic data of the test and the related analysis (see Annex A) shall be given in the test report:

- analysis method;
- number of items (n) on test;
- number of failed items (r) registered during the test;
- time (given in number of cycles) when the test was stopped (T);
- confidence level, if less than 90 %.

The test results are applicable to the samples specifically tested and variants, as stipulated by the manufacturer, provided that the relevant design characteristics remain the same.

NOTE Acceptable examples are coil variants with the same ampere-turns. Unacceptable examples are variants with AC in place of DC coils, or different contact dynamics.

When test results for various operating conditions (for example, contact loads) are available, they may be compiled as a family of curves or in suitable tables. However, it shall be ensured that a sufficient number of points are determined when plotting such curves.

Annex A (normative)

Data analysis

A.1 General

This annex has been derived from the reliability standard IEC 61649:2008 with certain modifications necessary to adopt the procedures to elementary relays. The distribution considered in the reliability standard is of the Weibull type, which has been empirically recognized to correspond to an appropriate data analysis for elementary relays.

The graphical method as well as the numerical method are covered in IEC 61649. In addition, not only the Weibull probability analysis but also the Weibull hazard analysis is taken up in the graphical method. Here, Weibull hazard and Weibull probability analyses are applied to complete and incomplete data, respectively. The latter is especially useful for the reliability analysis of relays because many data sets obtained from life tests are incomplete (censored tests).

NOTE 1 Incomplete data are the data sets obtained from the test after either a certain number of failures or a certain number of cycles, when there are still items functioning, whereas complete data are the data sets without censoring.

This annex deals with the Weibull probability plot and the Weibull hazard plot for the graphical method based upon median rank regression (MRR) principles, and the maximum likelihood estimation (MLE) for the numerical method in accordance with the provisions of IEC 61649.

When more in-depth information is required, IEC 61649 is to be consulted.

The concept “time” is to be understood as “cycles” in the case of relays. However, with a given frequency of operation, the values indicated in numbers of cycles can be transformed into respective times.

NOTE 2 Whereas the variable “time” (symbol: t) is used within IEC 61649, this document is based on the variable “cycles” (symbol: c).

For the sake of consistency, the following symbols and equations are reproduced in accordance with IEC 61649.

A.2 Abbreviations

CDF	cumulative distribution function
MRR	median rank regression
MLE	maximum likelihood estimation
MCTF	mean cycles to failure
PDF	probability density function

A.3 Symbols and definitions

The following symbols are used in this Annex A, and in both Annex B and Annex C. Auxiliary constants and functions are defined in the text.

$f(c)$	probability density function
$F(c)$	cumulative distribution function (failure probability)
$h(c)$	hazard function (or instantaneous failure rate)

$H(c)$	cumulative hazard function
$R(c)$	reliability function of the Weibull distribution (survival probability)
B_{10}	expected time at which 10 % of the population have failed (10 % fractile of the lifetime)
c	cycle – variable
\hat{m}	mean cycles to failure (MCTF)
β	Weibull shape parameter (indicating the rate of change of the instantaneous failure rate with time)
η	Weibull scale parameter or characteristic life (at which 63,2 % of the items have failed)
σ	standard deviation

A.4 Weibull distribution

The fundamental Weibull formulae are defined as follows.

NOTE For more information, reference is made to IEC 61649.

The probability density function (PDF) of the Weibull distribution is:

$$f(c) = \beta \frac{c^{\beta-1}}{\eta^\beta} e^{-\left(\frac{c}{\eta}\right)^\beta} \quad (\text{A.1})$$

The cumulative distribution function (CDF), or the expected fraction failing at cycle c :

$$F(c) = 1 - e^{-(c/\eta)^\beta} \quad (\text{A.2})$$

The reliability function $R(c)$, or the expected fraction surviving at cycle c :

$$R(c) = 1 - F(c) = e^{-(c/\eta)^\beta} \quad (\text{A.3})$$

The hazard function (or instantaneous failure rate) $h(c)$ is:

$$h(c) = \beta \frac{c^{\beta-1}}{\eta^\beta} \quad (\text{A.4})$$

The cumulative hazard function $H(c)$ is:

$$H(c) = \left(\frac{c}{\eta}\right)^\beta \quad (\text{A.5})$$

A.5 Procedure

A.5.1 Graphical methods

A.5.1.1 Overview

Graphical analysis is performed by plotting the data on a suitably designed Weibull probability paper, fitting a straight line through the data, and estimating the distribution parameters (the shape parameter, and the characteristic life or scale parameter). Then the reliability characteristics (i.e. MCTF, B_{10} value, and standard deviation) are calculated.

Graphical methods benefit from relatively straightforward processes and availability for data with a mixture of failure modes. The fundamentals of the analysis and an outline of the processes applied to Weibull probability and Weibull hazard plots are given in A.5.1.

A.5.1.2 Weibull probability plot

A.5.1.2.1 Ranking and plotting positions

To make the Weibull plot, rank the data from the lowest to the highest number of cycles to failure (c_i). This ranking will set up the plotting positions for the cycle (c), the axis and the ordinate, cumulative distribution function ($F(c)$), in percentage values.

$F(c)$ is calculated by median rank regression (MRR).

An approximate value may be obtained using Benard's approximation (see 7.2.1 of IEC 61649:2008):

$$F(c_i) = (i - 0,3) / (n + 0,4) \% \quad (\text{A.6})$$

where

n is the number of tested items;

i is the ranked position of the data item. For suspended or censored data, the values may need to be adjusted. See 7.2.3 of IEC 61649:2008 for details.

Data points of $(c_i, F(c_i))$ are plotted on the Weibull probability plotting paper.

For details, see 7.2.1 and 7.2.2 of IEC 61649:2008.

A.5.1.2.2 Weibull probability plotting paper

The design of Weibull probability paper is shown below.

The Equation (A.3) can be rewritten to the following equation:

$$\frac{1}{1 - F(c)} = e^{(c/\eta)^\beta} \quad (\text{A.7})$$

Taking normal logarithms of both sides of the Equation (A.7) twice gives an equation of a straight line as shown below:

$$\ln \ln \frac{1}{1 - F(c)} = \beta \ln c - \beta \ln \eta \quad (\text{A.8})$$

The equation is a straight line of the form $y = ax + b$. Weibull paper is designed by plotting the cumulative probability of failure using a log log reciprocal scale against c on a log scale. When the equation is plotted as a function of $\ln(c)$, the slope of the straight line plotted in this manner will be β , the shape parameter, i.e.

$$y = \ln \ln \frac{1}{1 - F(c)} \tag{A.9}$$

where

$$a = \beta;$$

$$x = \ln(c);$$

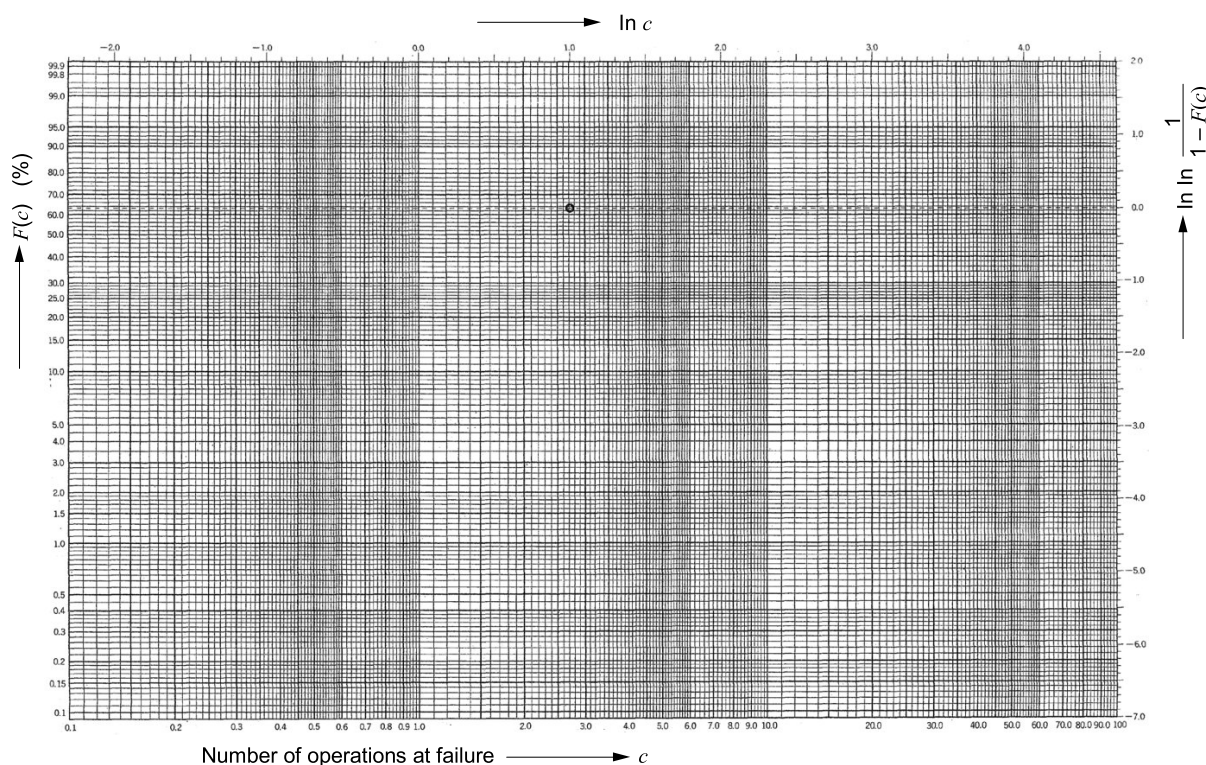
$$b = -\beta \ln(\eta).$$

The scale parameter is obtained from $b = -\beta \ln(\eta)$ as follows:

$$\eta = \exp[-b_0/\beta] \tag{A.10}$$

where b_0 is the value of y when c is equal to 1, that is $\ln(c) = 0$.

When data are following a Weibull distribution, those data plotted on a Weibull distribution paper become a straight line. Figure A.1 shows a blank Weibull distribution paper.



IEC

Figure A.1 – An example of Weibull probability paper

A.5.1.3 Hazard plot

A.5.1.3.1 Ranking and plotting positions

To perform the hazard plot, rank the data from the lowest to the highest number of cycles to failure. This ranking will set up the plotting positions for the cycle (c), the axis and the

ordinate, cumulative hazard value $H(c)$, in percentage values. $H(c)$ is calculated by hazard value $h(c)$. Data points of $(c_i, H(c_i))$ are plotted on the cumulative hazard paper.

For details, see 7.3 of IEC 61649:2008.

A.5.1.3.2 Cumulative hazard plotting paper

The design of cumulative hazard paper is shown in Figure A.2.

Taking natural logarithms of both sides of Equation (A.5) gives:

$$\ln H(c) = \beta \ln c - \beta \ln \eta \quad (\text{A.11})$$

The equation is a straight line of the form $y = ax + b$. Cumulative hazard paper is designed by plotting the cumulative probability of failure using a log reciprocal scale against c on a log scale. When the equation is plotted as a function of $\ln(c)$, the slope of the straight line plotted in this manner will be β , the shape parameter, i.e.

$$y = \ln H(c) \quad (\text{A.12})$$

where

$$a = \beta;$$

$$x = \ln(c);$$

$$b = -\beta \ln(\eta).$$

The scale parameter is obtained from $b = -\beta \ln(\eta)$ as follows:

$$\eta = \exp [-b_0/\beta] \quad (\text{A.13})$$

where b_0 is the value of y when c is equal to 1, that is $\ln(c) = 0$.

When data points are following a cumulative hazard function, those data points plotted on a cumulative hazard paper become a straight line. Figure A.2 shows a blank cumulative hazard paper.

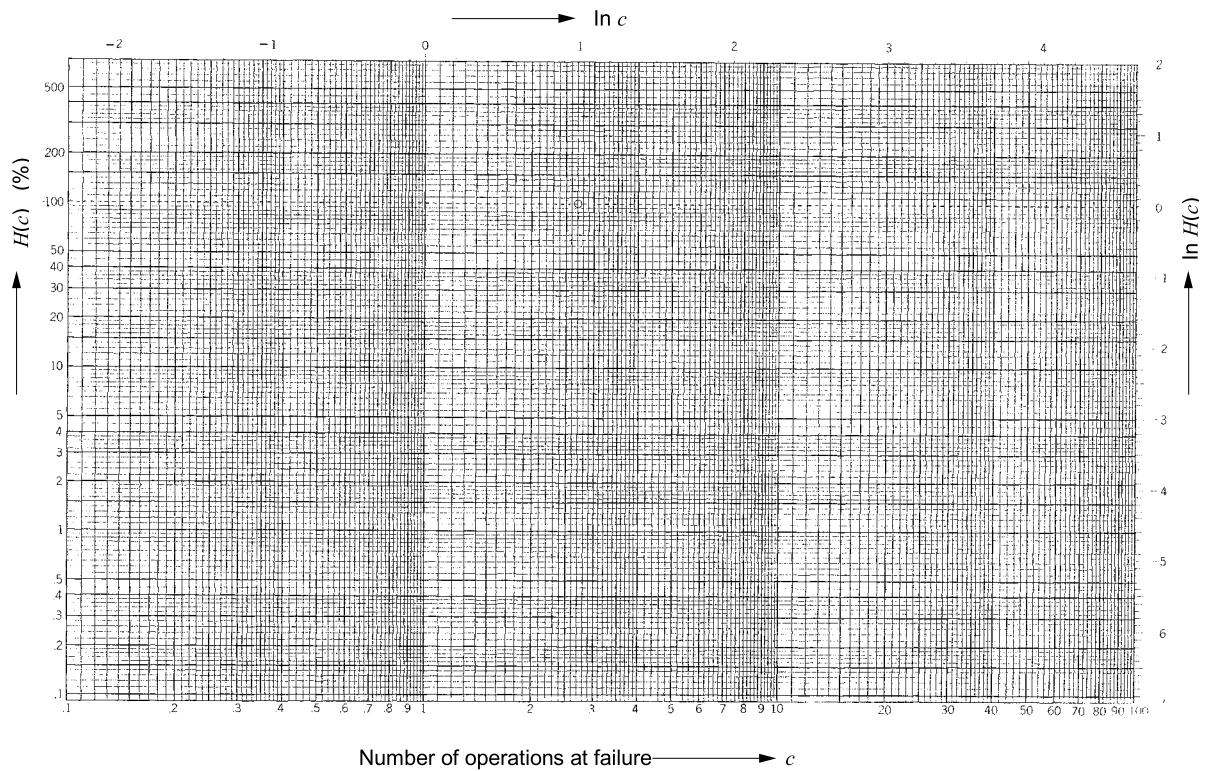


Figure A.2 – An example of cumulative hazard plotting paper

A.5.1.4 Estimate values of distribution parameters and characteristics

Distribution parameters and characteristics in the Weibull probability plot and the hazard plot are common.

Draw a straight line (that best fits the data) through the data points on the plotting paper (Figure A.3).

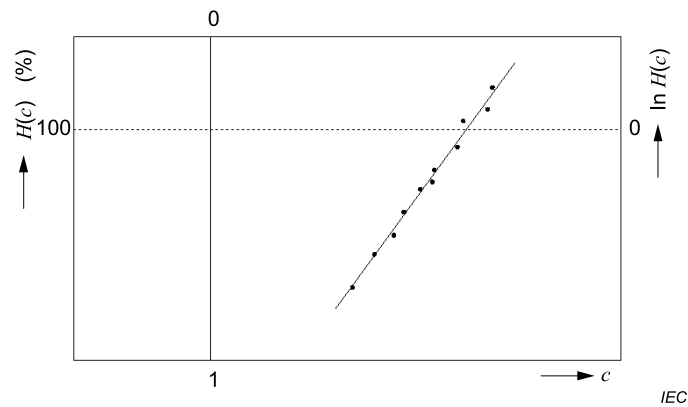


Figure A.3 – Plotting of data points and drawing of a straight line

- 1) The point estimate of the shape parameter, $\hat{\beta}$

$\hat{\beta}$ is derived from the slope a of the plotted straight line.

A parallel line is drawn above the original plotted line, through the coordinate point ($\ln c = 1, \ln H(c) = 0$). The ordinate value of this point is equivalent to $H(c) = 100\%$ (or $F(c) = 63,2\%$).

$\hat{\beta}$ is read from the value of $\ln H(c)$ corresponding to the cross point of this parallel line and a vertical line through $\ln c = 0$, as shown in Figure A.4.

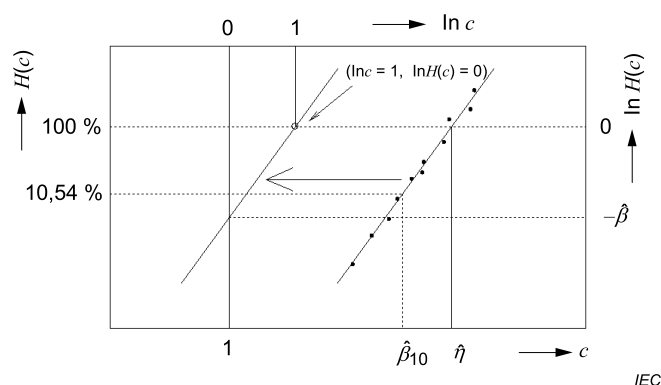


Figure A.4 – Estimation of distribution parameters

- 2) The point estimate of the scale parameter, $\hat{\eta}$

$\hat{\eta}$ is derived directly from the cross point of the original plotted line and a horizontal line through $H(c) = 100\%$ (or $F(c) = 63,2\%$) as shown in Figure A.4.

- 3) The point estimate of mean cycles to failure (MCTF), \hat{m}

\hat{m} is given by the following expression:

$$\text{MCTF} = \hat{m} = \hat{\eta} \times \Gamma(1+1/\hat{\beta}) \quad (\text{A.14})$$

with $\hat{\eta}$ taken from step 2 above, and the gamma function value (Γ as defined e.g. in 2.56 of ISO 3534-1:2006) obtained with a scientific calculator or a gamma function table (see Annex D).

- 4) The point estimate of standard deviation, $\hat{\sigma}$

$\hat{\sigma}$ is given by the following expression:

$$\hat{\sigma} = \hat{\eta} \times \sqrt{\Gamma(1+2/\hat{\beta}) - \Gamma^2(1+1/\hat{\beta})} \quad (\text{A.15})$$

where $\hat{\eta}$ and the gamma function value are obtained in the same way as mentioned under step 3 above.

- 5) The point estimate of the fractile (10 %) of the cycles to failure, B_{10}

B_{10} is derived directly from the cross point of the original plotted straight line and a horizontal line through $F(c) = 10\%$ in the Weibull plot or $H(c) = -\ln 0,9 = 10,54\%$ in the hazard plot as shown in Figure A.4.

A.5.1.5 Mixture of several failure modes

The Weibull probability plot or a hazard plot can result in a “dogleg curve”.

If the line is not straight, it is called “Dogleg Weibull”. This is caused by a mixture of more than one failure mode, i.e. usually competitive failure modes.

When this occurs, a close examination of the failed items is the best way to separate the data into different failure modes.

Suppose there is a data set of two kinds of failure modes (A and B). The first set should be analyzed as mode A data only, suspending the mode B data. Consequently, the second set would contain mode B data. These two sets of data can be used to predict the failure distribution.

If this is done correctly, plotting the two separate data sets will result in straight lines. A detailed description is shown in Annex G of IEC 61649:2008

A.5.2 Numerical methods

A.5.2.1 Distribution parameters

Whereas the graphical method described in A.5.1 above applies to complete, single censored, or multiple censored data, the numerical method of A.5.2 does not deal with multiple censored data.

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

NOTE 1 Any appropriate computer routine to solve equations can be used to obtain β from the first equation, as the convergence to a single value is usually very fast.

NOTE 2 Refer to IEC 61649 for interval estimation, lower limit, etc. of β and η . For the meaning of $\beta <, =, >$ see Clause 8 of IEC 61649:2008.

Step 1 – Find the value of β that satisfies the equation below. The solution to this equation is the point estimate of the Weibull shape parameter $\hat{\beta}$.

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^r c_i^\beta \ln(c_i) + (n-r)C^\beta \ln(C)}{\sum_{i=1}^r c_i^\beta + (n-r)C^\beta} - \frac{1}{\beta} \right] - \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r \ln(c_i) = 0 \quad (\text{A.16})$$

where

n is the number of tested items;

r is the number of failed items ($i = 1, 2, \dots, r$ and $r \leq n$);

C is the number of cycles when the test was stopped ($0 < c_i \leq C$).

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

$$\hat{\eta} = \left\{ \frac{1}{r} \left[\sum_{i=1}^r c_i^{\hat{\beta}} + (n-r)C^{\hat{\beta}} \right] \right\}^{\frac{1}{\hat{\beta}}} \quad (\text{A.17})$$

A.5.2.2 Characteristics

A.5.2.2.1 Point estimate of mean cycles to failure MCTF, \hat{m}

\hat{m} is calculated as:

$$\hat{m} = \hat{\eta} \Gamma\left(1 + 1/\hat{\beta}\right) \quad (\text{A.18})$$

where $\hat{\beta}$ and $\hat{\eta}$ are obtained from steps 1 and 2 in A.5.2.1 and the gamma function value Γ is defined in 2.56 of ISO 3534-1:2006. Alternatively, a suitable gamma function table may be used (see Annex D).

A.5.2.2.2 Standard deviation, $\hat{\sigma}$

$\hat{\sigma}$ is calculated as:

$$\hat{\sigma} = \hat{\eta} \times \sqrt{\Gamma\left(1 + 2/\hat{\beta}\right) - \Gamma^2\left(1 + 1/\hat{\beta}\right)} \quad (\text{A.19})$$

A.5.2.2.3 Point estimate of the fractile (10 %) of cycles to failure, \hat{B}_{10}

\hat{B}_{10} is calculated as:

$$\hat{B}_{10} = \hat{\eta} \left[\ln\left(\frac{1}{0,9}\right) \right]^{1/\hat{\beta}} \quad (\text{A.20})$$

A.5.2.2.4 Point estimate of the reliability at cycle c

The calculation and indication of the relay reliability at cycle c is optional.

The point estimate of the reliability at cycle c is calculated as:

$$\hat{R}(c) = \exp\left[-(c/\hat{\eta})^{\hat{\beta}}\right] \quad (\text{A.21})$$

A.5.3 Confidence Intervals

A.5.3.1 General

Annex A has been derived from the reliability standard IEC 61649:2008. The confidence intervals, $(w_1\hat{\beta}, w_2\hat{\beta})$ of β and $(A_1\hat{\eta}, A_2\hat{\eta})$ of η for a confidence coefficient, $(1-\gamma)100\%$, can be obtained with the following steps, with conditions that "n" items are put in test and the test is stopped at the time or the number of "r" failures.

A.5.3.2 Interval estimation of β

Step 1 – Compute the constants C , β_1 and β_2 using the ratio $q = r/n$ and Equations (A.22), (A.23) and (A.24):

$$C = 2,14628 - 1,361119 q \quad (\text{A.22})$$

$$\beta_1 = \chi_{\gamma/2}^2 \left[(r-1) C \right] \quad (\text{A.23})$$

$$\beta_2 = \chi_{1-\gamma/2}^2 \left[(r-1) C \right] \quad (\text{A.24})$$

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

Since the number of degrees of freedom, $(r - 1)C$, will not be an integer, the χ^2 fractiles shall be calculated either using a computer program, or through interpolation in Table III of ISO 2854:1976 or Table D.1 of IEC 60605-4:2001.

Step 2 – Compute the multiplying factors w_1 and w_2 using Equations (A.25) and (A.26):

$$w_1 = \left[\frac{\beta_1}{rC} \right]^{1/(1+q^2)} \quad (\text{A.25})$$

$$w_2 = \left[\frac{\beta_2}{rC} \right]^{1/(1+q^2)} \quad (\text{A.26})$$

Step 3 – Compute the $(1 - \gamma)100$ % confidence interval for β using Equation (A.27):

$$(w_1\hat{\beta}, w_2\hat{\beta}) \quad (\text{A.27})$$

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

A.5.3.3 Interval estimation of η

Carry out step 1a if the test was stopped before all the items have failed, that is if $r < n$, or carry out step 1b if all the failure times are known, that is if $r = n$.

Step 1a – Compute the constants A_4 , A_5 and A_6 , using the ratio $q = r/n$, and Equations (A.28), (A.29) and (A.30):

$$A_4 = 0,49q - 0,134 + 0,622q^{-1} \quad (\text{A.28})$$

$$A_5 = 0,2445 (1,78 - q) (2,25 + q) \quad (\text{A.29})$$

$$A_6 = 0,029 - 1,083 \ln(1,325q) \quad (\text{A.30})$$

($r < n$) – Compute the constants A_3 , d_1 , d_2 , A_1 and A_2 : using Equations (A.31), (A.32), (A.33) and (A.34):

$$A_3 = -A_6 x^2 \quad (\text{A.31})$$

where $x = u_{(1-\gamma/2)}$, u_p is the p fractile of the normal distribution given in Table E.2 IEC 61649:2008 and $u_p = -u_{1-p}$ for normal distribution.

$$d_1 = \frac{A_3 + x\sqrt{x^2(A_6^2 - A_4A_5) + rA_4}}{r - A_5x^2} \quad (\text{A.32})$$

$$d_2 = \frac{A_3 - x\sqrt{x^2(A_6^2 - A_4A_5) + rA_4}}{r - A_3x^2} \quad (\text{A.33})$$

$$A_1 = e^{(-d_1/\hat{\beta})} ; A_2 = e^{(-d_2/\hat{\beta})} \quad (\text{A.34})$$

Step 1b ($r = n$) – Compute the quantities d_3 , A_1 and A_2 using Equations (A.35), (A.36), and (A.37):

$$d_3 = t_{(1-\gamma/2)}(n-1) \quad (\text{A.35})$$

where $t_p(r-1)$ is the p fractile of the Student t distribution with $(r-1)$ degrees of freedom and can be found in Table IIa of ISO 2854:1976 (single-sided case).

$$A_1 = e^{\left(\frac{-1,053d_3}{\hat{\beta}\sqrt{n-1}}\right)} \quad (\text{A.36})$$

$$A_2 = e^{\left(\frac{1,053d_3}{\hat{\beta}\sqrt{n-1}}\right)} \quad (\text{A.37})$$

where $\hat{\beta}$ is obtained from (A.16).

Step 2 – Compute the $(1-\gamma)100$ % confidence interval for η using Equation (A.38):

$$(A_1\hat{\eta}, A_2\hat{\eta}) \quad (\text{A.38})$$

where $\hat{\eta}$ is obtained from Equation (A.17).

A.5.4 WeiBayes Approach

A.5.4.1 General

Annex A has been derived from the reliability standard IEC 61649:2008.

A.5.4.2 Description

In WeiBayes analysis, the shape parameter, β , is assumed from historical failure data, prior experience, or from engineering knowledge of the physics of the failure. The justification of the assumed shape parameter shall be described in the test report.

In this document typically the results of an initial Weibull analysis of a system should serve as historical data.

WeiBayes is defined as Weibull analysis with a given β parameter. It is a single parameter (η) Weibull distribution. WeiBayes can be used to analyse data sets with and without failures, where both types of data may have suspensions.

A.5.4.3 Method

Given β , Equation (A.39) may be derived using the method of maximum likelihood to determine the characteristic life, η :

$$\eta = \left[\sum_{i=1}^N \frac{t_i^\beta}{r} \right]^{1/\beta} \tag{A.39}$$

where

t is the time or cycles;

r is the number of failed items;

N is the total number of failures plus suspensions;

η is the maximum likelihood estimate of the characteristic life.

With β assumed and η calculated from Equation (A.39), a Weibull distribution is defined. A WeiBayes line is plotted on Weibull probability paper. The WeiBayes plot is used exactly like any other Weibull plot. Estimates of B lives, failure forecasts, and reliability are available from WeiBayes analysis.

A.5.4.4 WeiBayes without failures

In many WeiBayes problems, no failure has occurred. For example, a redesigned component may have been tested without any observed failures. In this case, a second assumption is required. The first failure is assumed to be imminent, i.e. in the equation, set $r = 1,0$. As no failures have occurred, this is a conservative engineering assumption. The resulting WeiBayes line is similarly conservative. Statistically, the WeiBayes line, based on assuming one failure, is a lower one-sided confidence estimate. That said, according to Table A.1, it may be stated with 63,2 % confidence that the true Weibull distribution lies to the right of the WeiBayes line, if the assumption of β is correct.

WeiBayes lines may be obtained at any level of confidence by employing larger or smaller denominators (assume imminent failures).

Table A.1 – Confidence levels for WeiBayes without failures

Confidence	50 %	63,2 %	90 %	95 %	99 %
Denominator	0,693	1,0	2,3	3,0	4,6

A.5.4.5 WeiBayes with failures

When the denominator is based on actual failures, the scale parameter, η , is an MLE estimate. A valuable characteristic of MLE estimates is that they are invariant under transformation. This means that the resulting WeiBayes line, B lives, and reliability estimates are all MLE estimates. The WeiBayes line is an MLE estimate of the true unknown Weibull distribution, a nominal Weibull.

Weibull distributions based on samples of 2 or 3 failures have large uncertainties. If there is good knowledge of β from prior data, significant improvements in accuracy may be obtained with WeiBayes. WeiBayes may offer cost reductions through reduced testing without loss of accuracy. A Weibull distribution library or data bank to provide Weibull distribution slope histories is strongly recommended in order to obtain the advantage of WeiBayes analysis.

The distinction between zero failure and one failure WeiBayes is worth reviewing. For example, assume five redesigned units have been tested without failure. A WeiBayes line is calculated based on the β value estimated from the original design. This is a lower one-sided

confidence interval for the true unknown Weibull for the redesign. Now assume the same data set includes one failure and four suspensions. The resulting WeiBayes is identical to the first zero failure WeiBayes, but the interpretation is different. With one failure, the WeiBayes is a nominal, MLE estimate of the true unknown Weibull distribution, not a confidence interval. However, a lower confidence bound for the MLE WeiBayes line may be calculated using a Chi-Squared function.

If r is the number failures (≥ 1), the lower C % confidence limit for η is given by Equation (A.40):

$$\eta_c = \eta_{MLE} \left(2r / \chi_C^2(2r+2) \right)^{1/\beta} \quad (\text{A.40})$$

Using η_c and β , the lower confidence bound for the true WeiBayes line is defined.

Annex B (informative)

Example of data analysis

B.1 Graphical methods case study (cumulative hazard plot)

B.1.1 General

This concrete example is provided to demonstrate the procedure of cumulative hazard plot when applied to a life test analysis of elementary relays. The procedure is aligned with the provisions of Annex A. Annex B takes up an example of incomplete data with two failure modes. The cumulative hazard plot procedure provides estimations of distribution parameters and reliability characteristics from a plot, and using a simple scientific calculator or tables for the gamma function.

In this example multiple censored data are used. Therefore, the numerical equations for the distribution parameters given in A.5.2 are not applicable.

NOTE IEC 61649:2008 does not cover this case either.

Consequently, only the graphical evaluation is described in Annex B, whereas the numerical estimation is omitted.

B.1.2 Procedure of cumulative hazard plot

B.1.2.1 General

B.1.2 describes a procedure to estimate parameters of a Weibull distribution and reliability characteristics of the data, using cumulative hazard paper.

B.1.2.2 Ranking and plotting

Observed data are ranked and plotted in steps 1 to 6. It is recommended to use a worksheet illustrated in Table B.1 for plotting.

Table B.1 – Worksheet for cumulative hazard analysis

Sample no.	Rank	Reverse rank	Cycles (c_i)	Failure mode	Hazard value	Cumulative hazard value ($H_j\%$)	
	i	$Ki=n-i+1$		M_j	$h \%$	$M1$	$M2$

Step 1

The ranking, i , and the reverse ranking, Ki , are entered in the respective columns. The value of Ki is calculated as follows:

$$Ki = n + 1 - i$$

where

n is the number of tested items.

Step 2

Observed data are sorted from smallest to largest in order of cycles to failure, with the values for cycles to failure (c_i , corresponding to i) filled in. The individual sample number is also entered in the column "Sample no.", corresponding to c_i .

Step 3

The hazard values, $h(c_i)$, are filled into the respective column corresponding to c_i and are calculated as follows:

$$h(c_i) = 1/K_i \times 100 (\%)$$

Step 4

If multiple failure modes appear, failure mode numbers are filled in the column of M_j corresponding to c_i . Here, j is the code number of a specific failure mode.

Step 5

Cumulative hazard values $H_j(c_i)$ are filled in the respective column, and each value is calculated according to the same failure mode (M_j) as follows:

$$H_j(c_i) = \sum_{l \geq 1} h(c_l)$$

NOTE See Table B.2 for an example.

Step 6

Data points corresponding to ($c_i, H_j(c_i)$) are plotted in a cumulative hazard chart. Then a straight line is drawn through the data points of each failure mode that best fits the data.

Step 7

If the distribution of data points is close to the straight line, proceed to B.1.2.3, as the result seems to be aligned with a Weibull distribution, $\gamma = 0$.

If it is difficult to draw the straight line, it might be better to review the failure modes and to carry out a detailed failure diagnosis of the relays used for the test, or to re-assess the test conditions, etc.

B.1.2.3 Estimation of distribution parameters

Shape and scale parameters are derived from the plotting paper as follows:

- 1) The point estimate of the shape parameter, $\hat{\beta}$

A parallel line is drawn above the original plotted line, through the coordinate point ($\ln c = 1, \ln H(c) = 0$). The ordinate value of this point is equivalent to $H(c) = 100\%$ (or $F(c) = 63,2\%$).

$\hat{\beta}$ is read from the value of $\ln H(c)$ corresponding to the cross point of this parallel line and a vertical line through $\ln c = 0$, as shown in Figure B.1.

- 2) The point estimate of the scale parameter, $\hat{\eta}$

$\hat{\eta}$ is derived directly from the cross point of the original plotted line and a horizontal line through $H(c) = 100\%$ (or $F(c) = 63,2\%$) as shown in Figure B.1.

B.1.2.4 Estimation of distribution characteristics

The estimated values of the mean cycles to failure (MCTF) \hat{m} , the standard deviation $\hat{\sigma}$ and the fractile (10 %) of cycles to failure \hat{B}_{10} are obtained as follows:

- 1) The point estimate of the mean cycles to failure (MCTF), \hat{m}

\hat{m} is obtained from Equation (A.14) with the values of $\hat{\eta}$ and $\hat{\beta}$ from B.1.2.3 above and the gamma function value determined with a convenient scientific calculator or a suitable gamma function table.

- 2) The point estimate of the standard deviation, $\hat{\sigma}$

$\hat{\sigma}$ is obtained in the same way from Equation (A.15).

- 3) The point estimate of the fractile (10 %) of cycles to failure, \hat{B}_{10}

\hat{B}_{10} can be read from the value of c at the cross point of the original plotted line and a horizontal line through $H(c) = 10,54\%$, as shown in Figure B.1.

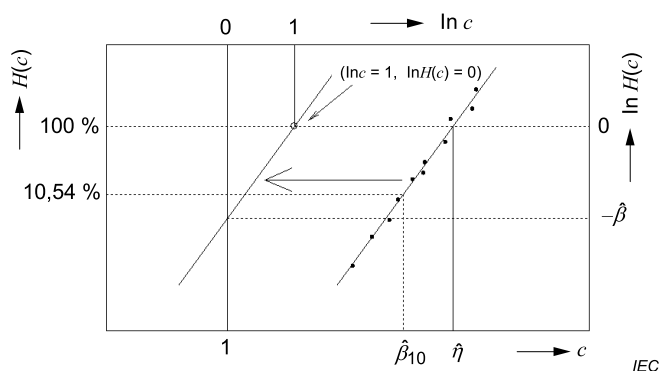


Figure B.1 – Estimation of distribution parameters

B.1.3 Example applied to life test data

B.1.3.1 General

This example is provided to demonstrate the usefulness of reliability analysis by Weibull hazard plot based on life tests of elementary relays. Thirty items are put under test. The test is censored (truncated) at 1240000 cycles. The majority of items fail because of welding (failure mode 1) or erosion of contacts (failure mode 2).

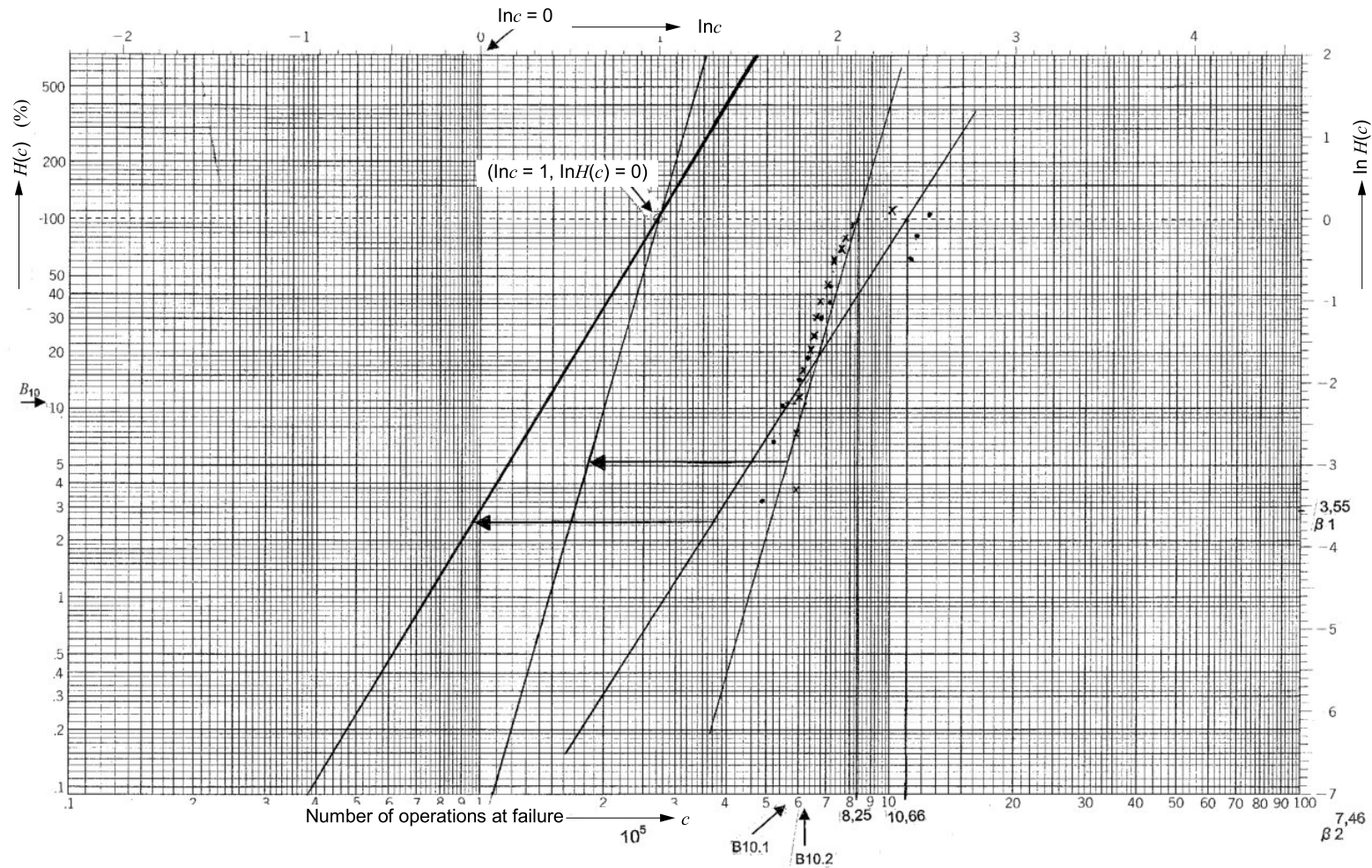
B.1.3.2 Ranking and plotting

The application of the procedure from step 1 to step 6 of B.1.2.2 for the worksheet and the hazard plot yields Table B.2 and Figure B.2.

Table B.2 – Example worksheet

Sample no.	Rank	Reverse rank	KCycles(c_i)	Failure mode	Hazard value	Cumulative hazard value ($H_j\%$)	
	i	$K_i=n-i+1$		M_j	$h\%$	M_1	M_2
12	1	30	490	1	3,333	3,333	-
27	2	29	520	1	3,448	6,782	-
3	3	28	545	1	3,571	10,353	-
10	4	27	585	2	3,704	-	3,704
6	5	26	585	2	3,846	-	7,550
22	6	25	600	2	4,000	-	11,550
18	7	24	600	1	4,167	14,520	-
17	8	23	605	2	4,348	-	15,898
30	9	22	635	1	4,545	19,065	-
9	10	21	640	2	4,762	-	20,660
23	11	20	645	2	5,000	-	25,660
28	12	19	655	1	5,263	24,328	-
21	13	18	655	2	5,556	-	31,216
5	14	17	670	2	5,882	-	37,098
15	15	16	680	1	6,250	30,578	-
1	16	15	715	1	6,667	37,245	-
8	17	14	715	2	7,143	-	44,241
2	18	13	715	1	7,692	44,937	-
20	19	12	730	2	8,333	-	52,574
4	20	11	730	2	9,091	-	61,665
19	21	10	765	2	10,000	-	71,665
29	22	9	780	2	11,111	-	82,776
11	23	8	815	2	12,500	-	95,276
26	24	7	1 025	2	14,286	-	109,562
25	25	6	1 120	1	16,667	61,604	-
24	26	5	1 160	1	20,000	81,604	-
16	27	4	1 240	1	25,000	106,604	-
14	28	3	1 240	C	-	-	-
7	29	2	1 240	C	-	-	-
13	30	1	1 240	C	-	-	-

Mode 1 = Welding
Mode 2 = Contact erosion
C = Censored



NOTE Using the hazard paper partially rewritten on the basis of the paper published by JUSE PRESS

IEC

Figure B.2 – Cumulative hazard plots

Distribution of this sample is a “dogleg” Weibull type. Data points corresponding to $(c_i, H_j(c_i))$ are plotted using filled circles (●) for welding failures (mode 1), and crosses (x) for contact erosion failures (mode 2).

B.1.3.3 Estimation of distribution parameters

Applying the procedures of B.1.2.3 yields the following results:

$$\hat{\beta}_1 = 3,55 \quad \hat{\eta}_1 = 1,066 \times 10^6$$

$$\hat{\beta}_2 = 7,46 \quad \hat{\eta}_2 = 8,25 \times 10^5$$

B.1.3.4 Estimation of distribution characteristics

Applying the procedures of B.1.2.4 yields the following results:

$$\hat{m}_1 = 9,60 \times 10^5 \quad \hat{\sigma}_1 = 2,83 \times 10^5 \quad \hat{B}_{10>1} = 5,60 \times 10^5$$

$$\hat{m}_2 = 7,74 \times 10^5 \quad \hat{\sigma}_2 = 1,22 \times 10^5 \quad \hat{B}_{10>2} = 6,10 \times 10^5$$

B.2 Numerical methods case study (Weibull probability)

B.2.1 General

The following example is taken from Annex B of IEC 61649:2008 and adapted to the modifications necessary for elementary relays as indicated in Clause A.1. It is provided as a numerical test case to verify the accuracy of computer programmes implementing the procedures of this document. In order to demonstrate coherence with the graphical method for Weibull analysis, the given data are also plotted on Weibull probability paper.

Twentyfive items are put under test. The test is stopped at the time of the 20th failure. In the following Table B.3 are the number of cycles ($\times 10^3$) corresponding to the first 20 failures.

Table B.3 – First twenty failures in this example

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

Applying the numerical procedures of this document yields the following results.

B.2.2 Distribution parameters

The maximum likelihood estimate (MLE) values for β and η are:

$$\hat{\beta} = 2,316 \text{ and } \hat{\eta} = 61 \times 10^3$$

B.2.3 Mean cycles to failure (MCTF)

The point estimate of the mean cycles to failure m is:

$$\hat{m} = 54,06 \times 10^3$$

B.2.4 Value of \hat{B}_{10}

The point estimate of B_{10} , the time (in number of cycles) by which 10 % of the population will have failed is:

$$\hat{B}_{10} = 16,05 \times 10^3$$

B.2.5 Mean time to failure (MTTF)

Only where an estimate of the number of cycles per unit of time appropriate to a specific end use is known, then a mean time to failure (MTTF) for the relay can be determined.

EXAMPLE If the number of cycles per unit of time is equal to 100 cycles per day and the relay MCTF value is $54,06 \times 10^3$, the MTTF for the relay in this application can be calculated as follows:

$$\text{MTTF} = \text{MCTF} / \text{Number of cycles per unit of time} = 54,06 \times 10^3 / 100 = 540,6 \text{ days}$$

B.3 Confidence intervals case study

B.3.1 General

Applying the numerical procedures in A.5.3 to numerical example of interval estimation of β and η for test data illustrated in Clause B.2 yields the following results, with a condition that $(1 - \gamma) \cdot 100 \% = 95 \%$, that is, $\gamma = 0,05$. Here, the number of tested items n is 25 and the fixed number break is 20.

B.3.2 Interval estimation of β

Step 1 – Constants, C , β_1 and β_2 using the ratio $q = r/n$ and Equations (A.22), (A.23) and (A.24):

$$q = 0,8$$

$$C = 1,057$$

Here, it is desirable in case of distributions such as the example in Annex B that appropriate software is applied.

Since the number of degrees of freedom, $(r - 1)C$, will not be an integer, the χ^2 fractiles should be calculated either using a computer program, or through interpolation in Table III of ISO 2854:1976 or Table D.1 of IEC 60605-4:2001.

Accordingly, IEC 60605-4:2001:

$$\beta_1 = 10,9$$

$$\beta_2 = 31,5$$

Step 2 – The multiplying factors w_1 and w_2 are obtained using β_1 , β_2 , and Equations (A.25) and (A.26):

$$w_1 = 0,668$$

$$w_2 = 1,276$$

Step 3 – The $(1-\gamma)$ 100 % confidence interval for β is obtained using w_1 , w_2 , $\hat{\beta}$ from Equation (A.16) and Equation (A.27):

$$(w_1\hat{\beta}; w_2\hat{\beta}) = (1,55; 2,95)$$

B.3.3 Interval estimation of η

Step 1a ($r < n$) – At first, the constants, A_4 , A_5 , and A_6 are obtained using the Equations (A.28) to (A.30):

$$A_4 = 1,036$$

$$A_5 = 0,731$$

$$A_6 = -0,0341$$

Next, the constant, A_3 is obtained using A_6 and the Equation (A.31):

$$A_3 = 0,299$$

Besides, the constants, d_1 , d_2 , A_1 and A_2 are obtained using A_3 to A_6 , and the Equations (A.32) and (A.33):

$$d_1 = 0,839$$

$$d_2 = -0,795$$

$$A_1 = 0,71; A_2 = 1,44$$

Step 2 – The $(1-\gamma)$ 100 % confidence interval for η is obtained using A_1 , A_2 , $\hat{\eta}$ from Equation (A.17) and Equation (A.38):

$$(A_1\hat{\eta}; A_2\hat{\eta}) = (43310; 87840)$$

Here, it is desirable that appropriate software be applied in the case of a "dog-leg" type distribution; see the explanation in A.5.1.5.

B.3.4 Lower confidence limit for B10

Compute the lower $(1-\gamma)*100$ % = 95 % confidence limit of B_{10} (see 10.5 of IEC 61649:2008 for details):

$$h_1 = -2,2504$$

$$x = u_{0,05} = 1,6449$$

$$\delta_1 = 3,3955$$

$$Q_1 = 0,6099$$

$$B_{10}|_{lower\ limit} = Q_1 \hat{B}_{10} = 9,789 \times 10^3$$

B.3.5 Lower confidence limit for R

Compute the lower $(1-\gamma)*100\% = 95\%$ confidence limit for the reliability R , $R_{1-\gamma}|_{lower\ limit}$, at time $t = 20 \times 10^3$ cycles (see 10.6 of IEC 61649:2008 for details):

$$C_t = 2,5828$$

$$A_0 = 6,08690$$

$$R_{0,95}|_{lower\ limit} = \exp\left(-\exp\left[-C_t + x\sqrt{\frac{A_0}{r}}\right]\right) = 0,8293$$

B.4 WeiBayes case study

Three relays are used for a periodic test to verify the reliability of a relays series. The value of β is taken from an type test with Weibull analysis ($\eta = 65\,000$ cycles, $B_{10} = 25\,000$ cycles, $\beta = 2,4$). The relays are tested to 56 612 cycles, 69 765 cycles and 71 957 cycles. No failure to open, no failure to close and no failure of insulation are recorded. Assuming $\beta = 2,4$ and the recorded cycles on the three relays from the periodic test, the characteristic life may be estimated for a WeiBayes solution.

$$\eta_{63,3\%} = \left[\frac{(56612)^{2,4} + (69765)^{2,4} + (71957)^{2,4}}{1} \right]^{1/2,4} = 105247 \text{ cycles}$$

$$\eta_{90\%} = \left[\frac{(56612)^{2,4} + (69765)^{2,4} + (71957)^{2,4}}{2,3} \right]^{1/2,4} = 74386 \text{ cycles}$$

The WeiBayes lines are plotted in Figure B.3. It may be stated with 63 % confidence that the Weibull distribution for the newly tested relays is to the right of the 63 % line and, therefore, with this confidence, significantly better than the relays from the type test. Accordingly, it may be stated with 90 % confidence that the Weibull distribution for the newly tested relays is to the right of the 90 % line.

It is possible to assume that this periodic test confirms the same reliability of the relays as initially tested but that cannot be proven with this sample of data. As more cycles are put on these relays without failure, a WeiBayes line will move further to the right and more assurance will be gained. The assumption of slope, in this case, is based on an established Weibull failure model.

NOTE 1 For the final assessment of the WeiBayes result, it is advisable to take into account all influence quantities.

NOTE 2 An example for WeiBayes with failures is not planned.

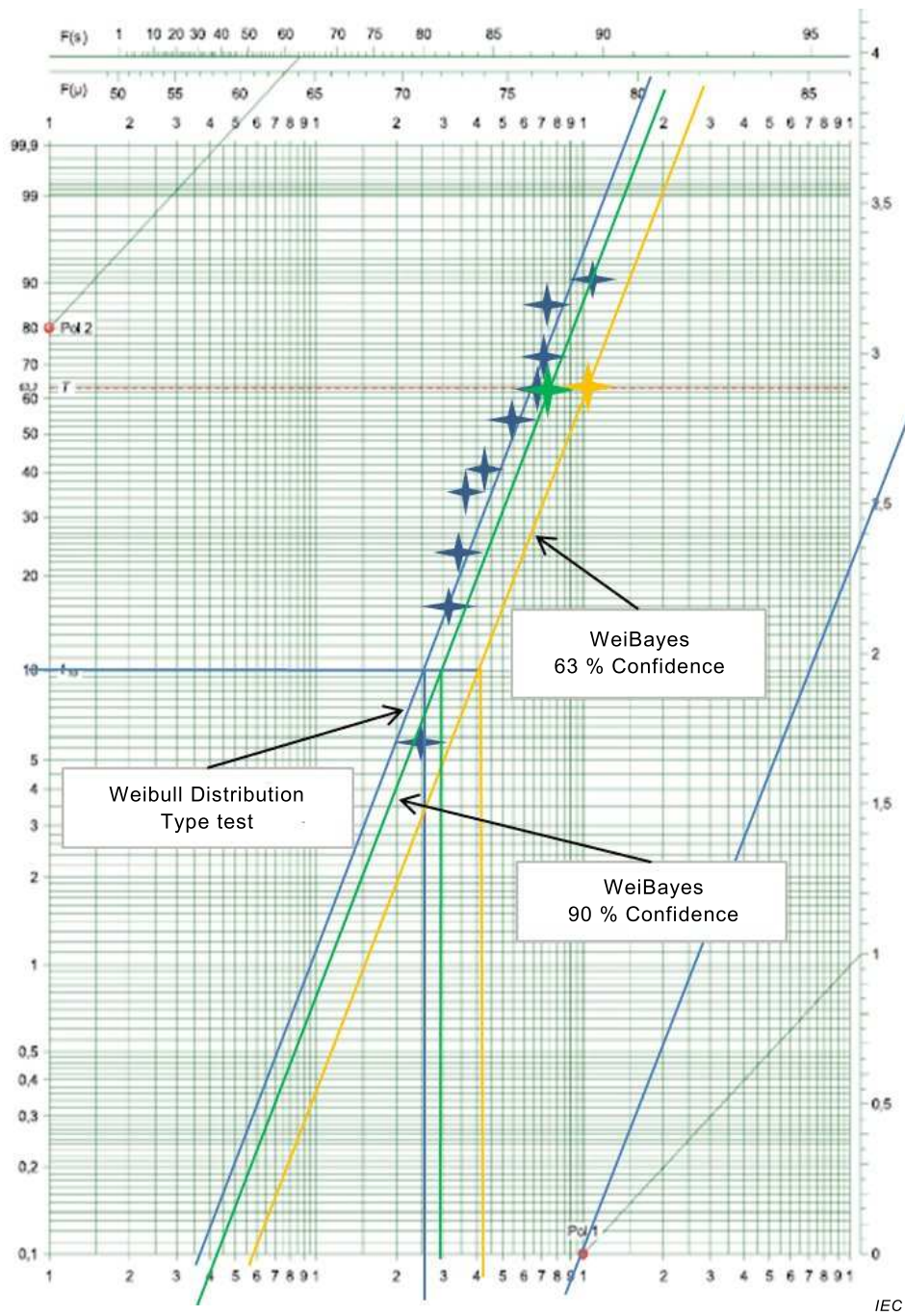


Figure B.3 – Type test versus WeiBayes analysed periodic test

Annex C (informative)

Statistical tables

C.1 Table of gamma function

The gamma function is defined in 2.56 of ISO 3534-1:2006.

Table C.1 gives the value of $\Gamma(1 + 1/k)$ as a function of k . For k values not listed in this table, a linear interpolation is acceptable.

Table C.1 – Values of the gamma function

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

C.2 Fractiles of the normal distribution

Table C.2 gives values of the fractiles of the normal distribution u_p for commonly required values of the argument p .

Table C.2 – Fractiles of the normal distribution

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

Here, $u_p = -u_{1-p}$ for normal distribution.

Annex D (informative)

Success run – Test without failures

D.1 General

Weibull analyses provide a useful and powerful tool to give answers about the product performance and may help to identify failure modes especially if there are more than one root courses.

However, very often two other questions are even more important:

How many samples have to be tested until which numbers of operation to be able to guarantee a required electrical endurance without any failure during the electrical endurance test? This lead into two main questions:

- How many samples has to be tested until a specified number of operations or
- How long the test must run with a given number of samples without any failure

D.2 Confidence level and minimum reliability

To get an estimation with regard to the reliability of a component or assembly, tests are conducted with a limited number of test samples prior to actual series production based on historical data.

This is a reliable method of discovering fundamental design and/or manufacturing faults.

On the other hand, the probability of determining faults that occur randomly or at low frequency is low if a considerably higher load cannot be applied in the test.

The cumulative distribution function (CDF), or the expected fraction a test specimen failing at cycle c :

$$F(c) = 1 - e^{-(c/\eta)^\beta} = 1 - R(c) \quad (D.1)$$

The reliability function $R(c)$, or the expected fraction surviving at cycle c :

$$R(c) = (1 - F(c))^\frac{1}{n} = e^{-(c/\eta)^\beta} \quad (D.2)$$

A reliability $R_{(a)}$ applies for the defined service life $c_{(a)}$:

$$R_{(a)} = e^{-(c_{(a)}/\eta)^\beta} \quad (D.3)$$

Equating the two relationships and defining the life time extension factor $L_v = c / c_{(a)}$ results in:

$$\frac{R_{(c)}}{R_{(a)}} = \frac{e^{-(c/\eta)^\beta} R_{(c)}}{e^{-(c_{(a)}/\eta)^\beta} R_{(a)}} = \frac{e^{-(c/\eta)^\beta}}{e^{-(c_{(a)}/\eta)^\beta}} \quad \rightarrow \quad \frac{\ln(R_{(c)})}{\ln(R_{(a)})} = \frac{\ln(1 - F_{(c)})}{\ln(R_{(a)})} = \frac{-(c/\eta)^\beta}{-(c_{(a)}/\eta)^\beta} = L_v^\beta$$

With the life time extension factor:

$$L_v = \beta \sqrt{\frac{1 - (c/\eta)^\beta}{n - (c_{(a)}/\eta)^\beta}} = \beta \sqrt{\frac{1 - \ln(1 - F(c))}{n - \ln(R(a))}} \rightarrow n_{\text{test}} = L_v \times n_{\text{nom}}$$

D.3 Example

From the history, the shape factor β is known as well the required numbers of operations:

$$\beta = 2$$

$$c = 100000 \text{ cycles}$$

With the following chosen parameters:

$$\text{Number of samples } n = 10$$

$$\text{Confidence level } F(c) = 0,90$$

$$\text{Reliability } R(a) = 0,90$$

$$L_v = 1,478$$

Therefore, the test must run until rounded 148000 operations without any failure.

According to Table D.1, changing the number of samples will lead into the following requirements for achieved lifecycles with the same confidence and reliability levels.

Table D.1 – Number of samples and life cycles

Number of samples	Life cycle extension factor	Life cycles
5	2,091	209 000
6	1,909	191 000
8	1,653	165 000
10	1,478	148 000
15	1,207	121 000
20	1,045	105 000
25	0,935	93 000
30	0,854	85 000
35	0,790	79 000
40	0,739	74 000
45	0,697	70 000
50	0,661	66 000
55	0,630	63 000
60	0,604	60 000

Bibliography

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

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

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

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

IEC 61810-2-1, *Electromechanical elementary relays – Part 2-1: Reliability – Procedure for the verification of B_{10} values*

IEC 61810-3, *Electromechanical elementary relays – Part 3: Relays with forcibly guided (mechanically linked) contacts*

IEC 62061, *Safety of machinery – Functional safety of safety-related electrical, electronic and programmable electronic control systems*

ISO 13849-1:2015, *Safety of machinery – Safety-related parts of control systems – General principles for design*

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

ISO 3534 (all parts), *Statistics – Vocabulary and symbols*

ISO 3534-1:2006, *Statistics – Vocabulary and symbols – Part 1: General statistical terms and terms used in probability*

H. Shiomi, T. Mitsuhashi, M. Saito, A Masuda, *How to use probability paper in reliability*, 1983 (only available in Japanese)

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS	46
INTRODUCTION.....	48
1 Domaine d'application	49
2 Références normatives	49
3 Termes et définitions	50
3.21 Termes et définitions relatifs aux essais.....	52
4 Généralités.....	52
5 Conditions d'essai	54
5.1 Entités d'échantillonnage	54
5.2 Conditions liées à l'environnement.....	54
5.3 Conditions de fonctionnement.....	55
5.4 Appareillage d'essai.....	55
6 Critères de défaillance.....	55
7 Données de sortie	56
8 Analyse des données de sortie	56
9 Présentation des mesures de fiabilité	56
Annexe A (normative) Analyse des données	58
A.1 Généralités	58
A.2 Abréviations.....	58
A.3 Symboles et définitions	58
A.4 Loi de Weibull	59
A.5 Procédure	60
A.5.1 Méthodes graphiques	60
A.5.2 Méthodes numériques	65
A.5.3 Intervalles de confiance.....	67
A.5.4 Approche WeiBayes	69
Annexe B (informative) Exemple d'analyse de données	72
B.1 Étude de cas des méthodes graphiques (tracé de danger cumulé).....	72
B.1.1 Généralités.....	72
B.1.2 Procédure de tracé de danger cumulé	72
B.1.3 Exemple appliqué aux données d'essai de durée de vie	74
B.2 Étude de cas des méthodes numériques (probabilité de Weibull).....	77
B.2.1 Généralités.....	77
B.2.2 Paramètres de distribution.....	77
B.2.3 Cycles moyens de fonctionnement avant défaillance (MCTF).....	78
B.2.4 Valeur de \hat{B}_{10}	78
B.2.5 Durée moyenne de fonctionnement avant défaillance (MTTF).....	78
B.3 Étude de cas des intervalles de confiance	78
B.3.1 Généralités.....	78
B.3.2 Estimation de l'intervalle de β	78
B.3.3 Estimation de l'intervalle de η	79
B.3.4 Limite inférieure de confiance pour B10	80
B.3.5 Limite inférieure de confiance pour R	80
B.4 Étude de cas de WeiBayes	80
Annexe C (informative) Tableaux statistiques	82

C.1	Table de fonction gamma	82
C.2	Fractiles de la distribution normale	82
Annexe D (informative)	Traitement concluant – Essai sans défaillance	84
D.1	Généralités	84
D.2	Niveau de confiance et fiabilité minimale	84
D.3	Exemple.....	85
Bibliographie.....		86
Figure A.1	– Exemple de papier de probabilité de Weibull.....	62
Figure A.2	– Exemple de papier de tracé de danger cumulé.....	63
Figure A.3	– Tracé des points de données et dessin d'une ligne droite	64
Figure A.4	– Estimation des paramètres de distribution.....	64
Figure B.1	– Estimation des paramètres de distribution.....	74
Figure B.2	– Tracés de danger cumulé.....	76
Figure B.3	– Essai de type par rapport à l'essai périodique analysé de WeiBayes	81
Tableau A.1	– Niveaux de confiance pour WeiBayes sans défaillance.....	70
Tableau B.1	– Feuille de calcul pour l'analyse de danger cumulé.....	72
Tableau B.2	– Exemple de feuille de calcul	75
Tableau B.3	– Vingt premières défaillances dans l'exemple pris en considération	77
Tableau C.1	– Valeurs de la fonction gamma	82
Tableau C.2	– Fractiles de la distribution normale.....	83
Tableau D.1	– Nombre d'échantillons et cycles de vie.....	85

COMMISSION ÉLECTROTECHNIQUE INTERNATIONALE

RELAIS ÉLECTROMÉCANIQUES ÉLÉMENTAIRES –

Partie 2: Fiabilité

AVANT-PROPOS

- 1) La Commission Electrotechnique Internationale (IEC) est une organisation mondiale de normalisation composée de l'ensemble des comités électrotechniques nationaux (Comités nationaux de l'IEC). L'IEC 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, l'IEC – 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 l'IEC"). 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 l'IEC, participent également aux travaux. L'IEC 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 l'IEC concernant les questions techniques représentent, dans la mesure du possible, un accord international sur les sujets étudiés, étant donné que les Comités nationaux de l'IEC intéressés sont représentés dans chaque comité d'études.
- 3) Les Publications de l'IEC se présentent sous la forme de recommandations internationales et sont agréées comme telles par les Comités nationaux de l'IEC. Tous les efforts raisonnables sont entrepris afin que l'IEC s'assure de l'exactitude du contenu technique de ses publications; l'IEC 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 l'IEC s'engagent, dans toute la mesure possible, à appliquer de façon transparente les Publications de l'IEC dans leurs publications nationales et régionales. Toutes divergences entre toutes Publications de l'IEC et toutes publications nationales ou régionales correspondantes doivent être indiquées en termes clairs dans ces dernières.
- 5) L'IEC elle-même ne fournit aucune attestation de conformité. Des organismes de certification indépendants fournissent des services d'évaluation de conformité et, dans certains secteurs, accèdent aux marques de conformité de l'IEC. L'IEC n'est responsable d'aucun des services effectués par les organismes de certification indépendants.
- 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 l'IEC, 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 l'IEC, pour tout préjudice causé en cas de dommages corporels et matériels, ou de tout autre dommage de quelque nature que ce soit, directe ou indirecte, 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 l'IEC ou de toute autre Publication de l'IEC, 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 l'IEC peuvent faire l'objet de droits de brevet. L'IEC ne saurait être tenue pour responsable de ne pas avoir identifié de tels droits de brevets et de ne pas avoir signalé leur existence.

La Norme internationale IEC 61810-2 a été établie par le comité d'études 94 de l'IEC: Relais électriques de tout-ou-rien.

Cette troisième édition annule et remplace la deuxième édition parue en 2011. Cette édition constitue une révision technique.

Cette édition inclut les modifications techniques majeures suivantes par rapport à l'édition précédente:

- a) ajout de méthodes non seulement graphiques mais aussi numériques;
- b) réduction du nombre d'échantillons dans des cas spécifiés;
- c) ajout de nouveaux paragraphes relatifs aux intervalles de confiance;

- d) ajout de l'approche WeiBayes pour permettre une réalisation efficiente des essais de conformité (essai individuel de série);
- e) réorganisation des annexes en Annexe A (normative), dédiée à l'analyse des données et en Annexe B (informative), dans laquelle plusieurs exemples d'analyse des données sont présentés;
- f) insertion de l'ancienne Annexe C dans l'Annexe B modifiée;
- g) remplacement de l'ancienne Annexe D par une nouvelle Annexe C.

Le texte de cette Norme internationale est issu des documents suivants:

FDIS	Rapport de vote
94/415/FDIS	94/418/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.

Ce document a été rédigé selon les Directives ISO/IEC, Partie 2.

Cette Norme internationale doit être utilisée conjointement avec l'IEC 61649:2008.

Une liste de toutes les parties de la série IEC 61810, publiées sous le titre général *Relais électromécaniques élémentaires*, peut être consultée sur le site web de l'IEC.

Le comité a décidé que le contenu de ce document ne sera pas modifié avant la date de stabilité indiquée sur le site web de l'IEC sous "<http://webstore.iec.ch>" dans les données relatives au document recherché. A cette date, le document sera

- reconduit,
- supprimé,
- remplacé par une édition révisée, ou
- amendé.

IMPORTANT – Le logo "colour inside" qui se trouve sur la page de couverture de cette publication indique qu'elle contient des couleurs qui sont considérées comme utiles à une bonne compréhension de son contenu. Les utilisateurs devraient, par conséquent, imprimer cette publication en utilisant une imprimante couleur.

INTRODUCTION

Dans le cadre de la série IEC 61810 de normes de base couvrant les relais électromécaniques élémentaires, l'IEC 61810-2 est destinée à fournir des exigences et des essais permettant l'évaluation de la fiabilité des relais. Toutes les informations relatives aux essais d'endurance pour les essais de type ont été incluses dans l'IEC 61810-1.

NOTE Selon l'IEC 61810-1, une valeur spécifiée de l'endurance électrique dans des conditions spécifiques (par exemple, charge de contact) est vérifiée en soumettant à l'essai 1 ou 3 relais. Aucun n'est autorisé à présenter une défaillance. Dans le présent document, une prévision de la fiabilité d'un relais est réalisée en utilisant une évaluation statistique des cycles de fonctionnement avant défaillance mesurés pour un plus grand nombre de relais (généralement 10 relais minimum).

Le présent document sert de base à l'IEC 61810-2-1 pour déterminer des valeurs de fiabilité pour les relais lorsque des exigences renforcées pour la vérification de la fiabilité (B_{10} et B_{10D}) s'appliquent.

Le comité d'études responsable de la sûreté de fonctionnement a élaboré l'IEC 61649 en tenant compte des données d'essai suivant la loi de Weibull. Cette norme de base contient des méthodes à la fois numériques et graphiques pour l'évaluation des données suivant la loi de Weibull ainsi que l'estimation de Weibayes.

Ce document a été élaboré sur la base de cette norme de fiabilité de base. Elle comprend les conditions d'essai ainsi qu'une méthode d'évaluation pour obtenir les valeurs de fiabilité caractéristiques pour les relais électromécaniques élémentaires. La durée de vie des relais en tant qu'entités non réparables est essentiellement déterminée par le nombre de manœuvres. C'est la raison pour laquelle la fiabilité est exprimée en MCTF (cycles moyens de fonctionnement avant défaillance).

La fiabilité de l'équipement est généralement calculée à partir des chiffres de la MTTF (durée moyenne de fonctionnement avant défaillance). La fréquence de fonctionnement (cadence) du relais au sein de l'équipement étant connue, il est possible de calculer une valeur de MTTF efficace pour le relais dans cette application.

De telles valeurs de MTTF calculées pour les relais peuvent être utilisées pour calculer la fiabilité respective, la probabilité de défaillance et les valeurs de disponibilité (comme la MTBF (moyenne de temps de bon fonctionnement)) pour l'équipement dans lequel sont incorporés ces relais.

Il n'est généralement pas approprié d'indiquer qu'une valeur de MCTF spécifique est «haute» ou «basse». Les chiffres des MCTF sont utilisés d'une part pour réaliser des évaluations comparatives entre des relais avec différents styles de conception ou de construction, et d'autre part comme indicateurs de la fiabilité d'un produit dans des conditions spécifiques.

RELAIS ÉLECTROMÉCANIQUES ÉLÉMENTAIRES –

Partie 2: Fiabilité

1 Domaine d'application

La présente partie de l'IEC 61810 couvre les conditions d'essai et les dispositions pour l'évaluation des essais d'endurance utilisant les méthodes statistiques appropriées pour obtenir les caractéristiques de fiabilité pour les relais.

Le présent document s'applique aux relais électromécaniques élémentaires considérés comme des entités non réparées (c'est-à-dire des entités qui ne sont pas réparées après défaillance).

La durée de vie d'un relais est habituellement exprimée en nombre de cycles (cycles de fonctionnement avant défaillance (CTF)). De ce fait, chaque fois que les termes «temps» ou «durée» sont utilisés dans l'IEC 61649, ce terme est compris comme «manœuvres». Cependant, avec une fréquence de fonctionnement donnée, le nombre de manœuvres peut être transformé en temps respectifs (par exemple, durée de fonctionnement avant défaillance (TTF)).

Les critères de défaillance et les caractéristiques des relais élémentaires qui en résultent et qui décrivent leur fiabilité en utilisation normale sont spécifiés dans le présent document. Une défaillance de relais se produit lorsque les critères de défaillance spécifiés sont satisfaits.

Le taux de défaillance pour les relais élémentaires ne pouvant être considéré comme constant, notamment du fait des mécanismes d'usure, les cycles de fonctionnement avant défaillance des entités soumises à l'essai indiquent généralement une loi de Weibull. Le présent document fournit des méthodes numériques et graphiques pour calculer des valeurs approximatives dans le cadre de la loi de Weibull à deux paramètres, ainsi que les limites inférieures de confiance et une méthode pour la confirmation des valeurs de fiabilité avec la méthode WeiBayes.

Le présent document ne couvre pas les procédures d'essai relatives aux relais électromécaniques élémentaires lorsque des exigences renforcées pour la vérification de la fiabilité s'appliquent.

NOTE 1 De telles procédures d'essai de fiabilité sont spécifiées dans l'IEC 61810-2-1. L'IEC 61810-2-1 définit notamment des procédures permettant au fabricant de fournir les valeurs de B_{10D} lorsque des relais électromécaniques élémentaires sont destinés à être incorporés dans des systèmes de commande relatifs à la sécurité des machines selon l'IEC 62061 et l'ISO 13849-1.

NOTE 2 Les relais électromécaniques élémentaires à contacts guidés (liés mécaniquement) selon l'IEC 61810-3 offrent la possibilité d'une couverture du diagnostic importante selon 4.5.3 de l'ISO 13849-1:2015.

2 Références normatives

Les documents suivants cités dans le texte constituent, pour tout ou partie de leur contenu, des exigences 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).

IEC 61649:2008, *Analyse de Weibull*

IEC 61810-1:2015, *Relais électromécaniques élémentaires – Partie 1: Exigences générales et de sécurité*

3 Termes et définitions

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

L'ISO et l'IEC tiennent à jour des bases de données terminologiques destinées à être utilisées en normalisation, consultables aux adresses suivantes:

- IEC Electropedia: disponible à l'adresse <http://www.electropedia.org/>
- ISO Online browsing platform: disponible à l'adresse <http://www.iso.org/obp>

3.1

entité

tout composant qui peut être considéré individuellement

Note 1 à l'article: Dans le cadre de le présent document, les entités sont des relais électromécaniques élémentaires.

3.2

entité non réparée

entité qui n'est pas réparée après défaillance

3.3

échantillon

une ou plusieurs entités d'échantillonnage destinées à fournir des informations sur la population

[SOURCE: IEC 60050-151:2000, 151-16-19, modifié – Les mots "ou la matière" ont été supprimés de la définition.]

3.4

entité d'échantillonnage

une des entités individuelles dans une population d'entités semblables, prélevée en un lieu et en moment donné

[SOURCE: IEC 60050-151:2001, 151-16-18, modifié – Les mots "ou une portion de matière formant une entité cohérente" ont été supprimés de la définition.]

3.5

manœuvre

<relais élémentaires> passage à l'état de travail, suivi du passage à l'état de repos

[SOURCE: IEC 60050-444:2002, 444-02-11]

3.6

fréquence de fonctionnement

nombre de manœuvres par unité de temps

[SOURCE: IEC 60050-444:2002, 444-02-12]

3.7

fiabilité

aptitude d'une entité à accomplir une fonction requise dans des conditions données pour un nombre donné de manœuvres ou pendant un intervalle de temps donné

Note 1 à l'article: Il est généralement estimé que l'entité est en état d'exécuter cette fonction requise au début de l'intervalle de temps.

Note 2 à l'article: Le terme «fiabilité» est également utilisé comme une mesure de la fiabilité (voir IEC 60050-312:2001, 312-07-06).

[SOURCE: IEC 60050-395:2014, 395-07-131, modifié – Les mots "pour un nombre donné de manœuvres ou" ont été ajoutés à la définition, et la seconde note a été remplacée par un nouvelle note.]

3.8

essai de fiabilité

expérience réalisée dans le but de mesurer, de quantifier ou de classer une mesure ou une caractéristique de la fiabilité d'une entité

[SOURCE: IEC 60300-3-5:2001, 3.1.27, modifié – Les notes ont été supprimées.]

3.9

essai de durée de vie

essai destiné à estimer, vérifier ou comparer la durée de vie de la classe d'entités soumises à l'essai

[SOURCE: IEC 60300-3-5:2001, 3.1.17, modifié – La note a été supprimée.]

3.10

cycles de fonctionnement avant défaillance

CTF

nombre total de cycles d'une entité, depuis la première mise en état de fonctionnement jusqu'à l'apparition d'une défaillance

Note 1 à l'article: L'abréviation «CTF» est dérivée du terme anglais développé correspondant «cycles to failure».

3.11

cycles moyens de fonctionnement avant défaillance

MCTF

espérance mathématique du nombre de cycles avant défaillance

Note 1 à l'article: L'abréviation «MCTF» est dérivée du terme anglais développé correspondant «mean cycles to failure».

3.12

durée de fonctionnement avant défaillance

TTF

durée cumulée des temps de fonctionnement d'une entité depuis la première mise en état de fonctionnement jusqu'à l'apparition d'une défaillance

Note 1 à l'article: L'abréviation «TTF» est dérivée du terme anglais développé correspondant «time to failure».

3.13

durée moyenne de fonctionnement avant défaillance

MTTF

espérance mathématique de la durée de fonctionnement avant défaillance

Note 1 à l'article: L'abréviation «MTTF» est dérivée du terme anglais développé correspondant «mean time to failure».

[SOURCE: IEC 60050-192:2015, 192-05-11, modifié –second terme préféré "temps moyen avant défaillance" a été remplacé par "MTTF".]

3.14

vie utile

nombre de cycles ou durée des temps jusqu'à ce qu'un certain pourcentage d'entités ait subi une défaillance

Note 1 à l'article: Dans le présent document, la valeur de ce pourcentage est de 10 %.

3.15

défaillance

cessation de l'aptitude d'une entité à accomplir une fonction requise comme défini dans le critère de défaillance

[SOURCE: IEC 60050-603:1986, 603-05-06, modifié – Le mot "un dispositif" a été remplacé par "une entité", et les mots "comme défini dans le critère de défaillance" ont été ajoutés à la définition.]

3.16

dysfonctionnement

événement se traduisant par une entité ne réalisant pas une fonction prévue

3.17

défaillance de contact

apparition de dysfonctionnements de la fermeture et/ou de la coupure d'un contact en essai, dépassant un nombre spécifié

3.18

critères de défaillance

conditions spécifiées permettant de définir si une panne ou un dysfonctionnement constitue une défaillance

3.19

catégorie de charge de contact

classification de contacts de relais en fonction des mécanismes d'usure

Note 1 à l'article: Plusieurs catégories de contact sont définies dans l'IEC 61810-1.

3.20

panne

écart de l'état existant par rapport à l'état prévu

3.21 Termes et définitions relatifs aux essais

3.21.1

essai de type

essai de conformité effectué sur un échantillon de relais représentatif de la production pour obtenir des données fondamentales de base ou pour vérifier que ces relais satisfont aux exigences spécifiées

3.21.2

essai individuel de série

essai de conformité effectué sur un échantillon sans modification ni changement de spécifications en cours ou en fin de production en série avec une répétition spécifiée

4 Généralités

Les dispositions du présent document sont fondées sur les publications correspondantes relatives à la sûreté de fonctionnement. Les documents suivants ont notamment été pris en considération: l'IEC 60050-191, l'IEC 60300-3-5 et l'IEC 61649.

Les essais de fiabilité spécifiés dans le présent document ont pour objet d'obtenir des données objectives et reproductibles sur la fiabilité des relais représentatifs de la qualité de production normalisée. Les essais décrits et les outils statistiques correspondants servant à obtenir des valeurs de fiabilité caractéristiques peuvent être utilisés pour l'estimation de telles valeurs de fiabilité ainsi que pour la vérification des valeurs caractéristiques indiquées.

NOTE 1 Exemples d'applications des valeurs de fiabilité caractéristiques:

- établissement de valeurs de fiabilité caractéristiques pour un nouveau type de relais;
- comparaison de relais ayant des caractéristiques similaires mais produits par des fabricants différents;
- évaluation de l'influence sur un relais de différents matériaux ou de différents procédés de fabrication;
- comparaison d'un nouveau relais avec un relais qui a déjà fonctionné pendant une période de temps spécifique;
- calcul de la fiabilité d'un équipement ou d'un système incorporant un ou plusieurs relais.

Selon les Articles 8 et 9 de l'IEC 60300-3-5:2001, pour des entités non réparées présentant un taux non constant de défaillance, le modèle de Weibull est l'outil statistique le plus approprié pour l'évaluation des mesures de fiabilité. Cette procédure d'analyse est décrite dans l'IEC 61649.

Les relais relevant du domaine d'application du présent document sont considérés comme des entités non réparées. Ils ne présentent généralement pas un taux de défaillance constant mais un taux de défaillance en augmentation avec le nombre de manœuvres, étant donné qu'ils sont soumis à l'essai jusqu'à ce que les mécanismes d'usure deviennent prédominants. Les cycles de fonctionnement avant défaillance d'un échantillon aléatoire des entités soumises à l'essai présentent généralement une loi de Weibull.

NOTE 2 Si aucun mécanisme d'usure ne prédomine, les défaillances aléatoires avec un taux de défaillance constant peuvent par hypothèse être prises en compte. Le paramètre de forme β de la loi de Weibull est alors égal à 1, et la fonction de fiabilité devient la loi exponentielle bien connue.

La première étape de l'analyse des cycles de fonctionnement avant défaillance (CTF) enregistrés des relais soumis à l'essai consiste à déterminer les deux paramètres de distribution de la loi de Weibull. La deuxième étape consiste à calculer les cycles moyens de fonctionnement avant défaillance (MCTF) pour une estimation ponctuelle. La troisième étape consiste à déterminer la vie utile, considérée comme la limite inférieure de confiance du nombre de cycles auquel 10 % de la population de relais aura subi une défaillance (B_{10}) (voir 10.5 et 10.6 de l'IEC 61649:2008).

Avec une fréquence de fonctionnement donnée, ces mesures de fiabilité exprimées en nombre de cycles (MCTF) peuvent être transformées en temps respectifs (MTTF); voir l'exemple de l'Annexe B.

Les procédures statistiques exigent certaines installations informatiques appropriées. Le logiciel pour l'évaluation des données suivant la loi de Weibull est disponible à la vente sur le marché. Un tel logiciel peut être utilisé pour l'objet du présent document à condition qu'il présente des résultats équivalents lorsque les données fournies dans l'Annexe B sont utilisées.

Étant donné que le nombre de cycles de fonctionnement avant défaillance dépend largement de l'ensemble spécifique de conditions d'essai (notamment la charge électrique des contacts de relais), les valeurs pour les MCTF et la vie utile issues des données d'essai s'appliquent uniquement à cet ensemble de conditions d'essai. Ces dernières, ainsi que les mesures de fiabilité, doivent être indiquées par le fabricant.

Sur spécification explicite du fabricant, l'essai peut même être réalisé avec moins de 10 relais à condition que l'incertitude des paramètres de Weibull estimés soit acceptable pour lui. Dans ce cas, le nombre minimum de relais soumis à l'essai doit être spécifié; ce nombre remplace le nombre minimum de 10 relais à chaque fois que celui-ci est exigé dans le présent document. Cette réduction du nombre d'éprouvettes de relais est acceptable aussi bien pour

les méthodes numériques que pour les méthodes graphiques. Dans ce cas, le nombre de défaillances ou d'éprouvettes peut être déterminé. Ce nombre se rapporte à l'intervalle de confiance qui peut être calculé selon A.5.3. La réduction en raison de l'approche WeiBayes présentée en A.5.4 est également acceptable, à condition que le paramètre de forme, β , soit par hypothèse pris en considération à partir de l'historique des données de défaillance et des expériences précédentes, ou à partir des connaissances d'ingénierie en physique de la défaillance.

Toutefois, l'approche WeiBayes ne s'applique que pour l'essai individuel de série.

5 Conditions d'essai

5.1 Entités d'échantillonnage

Pour l'estimation de la vie utile, il est nécessaire d'enregistrer un minimum de 10 défaillances pour réaliser l'analyse décrite dans le présent document, et il convient de soumettre à l'essai 10 entités (relais) minimum. Toutefois, au moins 2/3 des relais soumis à l'essai doivent physiquement présenter une défaillance. Ceci permet d'effectuer l'essai avec 10 relais seulement, même lorsque l'essai est interrompu avant que tous les relais n'aient présenté physiquement une défaillance (avec un minimum de 7 défaillances physiques enregistrées). Dans le cas où l'essai est interrompu à un nombre spécifique de manœuvres, tous les relais n'ayant pas encore présenté de défaillance doivent être considérés comme suspendus ou censurés à ce nombre de manœuvres.

Sur spécification explicite du fabricant, moins de 10 entités peuvent être soumises à l'essai pour déterminer les paramètres de base de Weibull (B_{10} et β), 5 entités étant le nombre minimal d'échantillons à soumettre à l'essai. L'exigence d'interrompre l'essai s'applique toujours aux 2/3 du nombre d'échantillons. Les résultats obtenus avec moins de 10 échantillons doivent être publiés avec le niveau de confiance et le nombre d'échantillons. Dans ce cas spécifique, la méthode d'évaluation doit être la méthode numérique.

Pour un essai de WeiBayes, le nombre d'échantillons et de défaillances doit être choisi conformément au niveau de confiance souhaité.

Les entités doivent être sélectionnées de manière aléatoire à partir du même lot de production et doivent être de type et de construction identiques. Aucune action n'est autorisée sur les entités d'échantillonnage entre le moment de l'échantillonnage et le début de l'essai.

Lorsqu'une procédure particulière de rodage ou de sélection de contrainte de fiabilité, quelle qu'elle soit, est employée par le fabricant avant l'échantillonnage, cette procédure doit s'appliquer à toute la production. Le fabricant doit décrire et déclarer de telles procédures ainsi que les résultats d'essai.

Sauf spécification contraire du fabricant, tous les contacts de chaque relais en essai doivent être chargés comme indiqué et continuellement surveillés pendant l'essai.

L'essai débute avec toutes les entités et est interrompu à un certain nombre de manœuvres. À cet instant, un certain nombre d'entités ont subi une défaillance. Le nombre de cycles de fonctionnement avant défaillance de chacune des entités ayant subi une défaillance est enregistré.

Les entités ayant subi une défaillance au cours de l'essai ne sont pas remplacées par suite de cette défaillance.

5.2 Conditions liées à l'environnement

L'environnement d'essai doit être le même pour toutes les entités.

- Les entités doivent être montées comme pour un service normal; les relais pour montage sur les cartes de circuits imprimés, notamment, sont soumis à l'essai en position horizontale, sauf spécification contraire.
- La température ambiante doit être celle qui est spécifiée par le fabricant.
- Sauf spécification contraire, toutes les autres grandeurs d'influence doivent être conformes aux valeurs et plages de tolérances données dans le Tableau 1 de l'IEC 61810-1:2015.

5.3 Conditions de fonctionnement

L'ensemble des conditions de fonctionnement

- tension(s) assignée(s) de bobines,
- suppression de bobine (le cas échéant),
- fréquence de fonctionnement,
- facteur d'utilisation,
- charge(s) de contact,

doit correspondre aux spécifications du fabricant.

Il convient de choisir les valeurs recommandées parmi celles figurant à l'Article 5 de l'IEC 61810-1:2015.

L'essai est réalisé sur chaque charge de contact et chaque matériau de contact comme spécifié par le fabricant.

Il convient de faire fonctionner pendant l'essai tous les dispositifs spécifiés (par exemple, les circuits de protection ou de suppression), le cas échéant, qui font partie du relais ou qui sont indiqués par le fabricant comme étant nécessaires pour les charges de contact.

Les contacts doivent être continuellement surveillés pour détecter les dysfonctionnements à l'ouverture et les dysfonctionnements à la fermeture ainsi que les chevauchements non prévus (fermeture simultanée du côté travail et du côté repos d'un contact à deux directions).

Les contacts sont connectés à la ou aux charges conformément au Tableau 12 de l'IEC 61810-1:2015 comme spécifié et indiqué par le fabricant.

5.4 Appareillage d'essai

Le circuit d'essai décrit à l'Annexe C de l'IEC 61810-1:2015 doit être utilisé, sauf spécification contraire du fabricant et indication explicite dans le rapport d'essai.

6 Critères de défaillance

Lorsque tout contact d'un relais en essai ne réussit pas à s'ouvrir ou ne réussit pas à se fermer ou présente un chevauchement non prévu, cela doit être considéré comme un dysfonctionnement.

Trois niveaux de sévérité sont spécifiés:

- sévérité A: le premier dysfonctionnement détecté est défini comme une défaillance;
- sévérité B: le sixième dysfonctionnement détecté ou deux dysfonctionnements consécutifs sont définis comme une défaillance;
- sévérité C: comme spécifié par le fabricant.

Le niveau de sévérité utilisé pour l'essai doit être tel qu'exigé par le fabricant et indiqué dans le rapport d'essai.

Les pannes qui se produisent lors de l'essai telles que, entre autres, la panne de l'isolation, la panne en essai diélectrique, la déformation thermique de l'enveloppe et le brûlage doivent être considérées comme une défaillance.

7 Données de sortie

Les données à analyser sont constituées de cycles de fonctionnement avant défaillance (CTF) pour chacune des entités soumises à l'essai. Ces valeurs de CTF doivent être connues de manière exacte. Cependant, il n'est pas nécessaire de rassembler les valeurs de CTF pour toutes les entités en essai, dans les conditions décrites en 5.1.

8 Analyse des données de sortie

L'évaluation des valeurs de CTF obtenues pendant l'essai doit être effectuée conformément aux procédures données dans l'Annexe A.

9 Présentation des mesures de fiabilité

Les mesures de fiabilité de base applicables à des relais comme décrit dans le présent document et obtenues à partir de l'analyse des données doivent être fournies.

Cependant, étant donné que les valeurs obtenues pour ces mesures de fiabilité utilisant les procédures de l'Annexe A dépendent dans une large mesure des caractéristiques de conception de base du relais, des conditions d'essai de l'Article 5 et des critères de défaillance de l'Article 6, les informations suivantes doivent aussi être fournies avec les résultats d'essai:

- le type de relais pour lequel les résultats sont valables:
 - a) matériau de contact;
 - b) divergences par rapport aux types normalisés (le cas échéant);
 - c) type de borne.
- l'ensemble des conditions de fonctionnement (voir 5.3):
 - a) tension(s) assignée(s) de bobines;
 - b) suppression de bobine (le cas échéant);
 - c) fréquence de fonctionnement;
 - d) facteur d'utilisation;
 - e) charge(s) de contact;
 - f) conditions ambiantes.
- le schéma d'essai sélectionné (voir l'Article C.3 de l'IEC 61810-1:2015, ou détails des circuits d'essai, si différents du circuit décrit à l'Article C.1 de l'IEC 61810-1:2015);
- le niveau de sévérité (voir l'Article 6).

De plus, les données fondamentales de l'essai et l'analyse correspondante (voir Annexe A) doivent être fournies dans le rapport d'essai:

- la méthode d'analyse;
- le nombre d'entités (n) en essai;
- le nombre d'entités défaillantes (r) enregistrées au cours de l'essai;

- le temps (donné en nombre de manœuvres) au moment de l'interruption de l'essai (T);
- le niveau de confiance, si inférieur à 90 %.

Les résultats d'essai sont applicables aux échantillons spécifiquement soumis à l'essai et aux variantes telles que stipulées par le fabricant, à condition que les caractéristiques de conception correspondantes demeurent les mêmes.

NOTE Les exemples acceptables comprennent les variantes de bobines avec les mêmes ampères-spères. Les exemples inacceptables comprennent les variantes avec des bobines à courant alternatif à la place du courant continu, ou des dynamiques de contact différentes.

Lorsque les résultats d'essai pour plusieurs conditions de fonctionnement (par exemple, charges de contact) sont disponibles, ils peuvent être compilés comme une famille de courbes ou dans des tableaux adaptés. Néanmoins, il doit être garanti qu'un nombre suffisant de points est déterminé lors du tracé de telles courbes.

Annexe A (normative)

Analyse des données

A.1 Généralités

La présente annexe a été élaborée sur la base de la norme de fiabilité IEC 61649:2008 avec certaines modifications nécessaires pour adopter les procédures aux relais élémentaires. La loi prise en considération dans la norme de fiabilité est du type Weibull, empiriquement reconnue comme étant une analyse de données adaptée aux relais élémentaires.

La méthode graphique ainsi que la méthode numérique sont traitées dans l'IEC 61649. De plus, l'analyse de probabilité de Weibull, d'une part, mais aussi l'analyse de danger de Weibull, d'autre part, sont prises en considération dans la méthode graphique. Dans le cas présent, les analyses de danger de Weibull et de probabilité de Weibull sont respectivement appliquées à des données complètes et incomplètes. Ces dernières sont particulièrement utiles pour l'analyse de fiabilité des relais, étant donné qu'un grand nombre d'ensembles de données obtenus à partir des essais de durée de vie sont incomplets (essais censurés).

NOTE 1 Les données incomplètes sont les ensembles de données obtenus à l'issue de l'essai après un certain nombre de défaillances ou un certain nombre de manœuvres lorsque des entités fonctionnent toujours; les données complètes sont les ensembles de données non censurées.

Cette annexe traite du tracé de la probabilité de Weibull et du tracé du danger de Weibull pour la méthode graphique basée sur les principes de régression du rang médian (MRR), ainsi que de l'estimation du maximum de vraisemblance (MLE) pour la méthode numérique conformément aux dispositions de l'IEC 61649.

Lorsque des informations plus approfondies sont exigées, l'IEC 61649 doit être consultée.

La notion de «temps» fait référence à des «manœuvres» dans le cas de relais. Cependant, avec une fréquence de fonctionnement donnée, les valeurs indiquées en nombres de manœuvres peuvent être transformées en temps respectifs.

NOTE 2 Tandis que la variable «temps» (symbole: t) est utilisée dans l'IEC 61649, le présent document est basé sur la variable «manœuvres» (symbole: c).

Dans un souci de cohérence, les équations et symboles suivants sont reproduits conformément à l'IEC 61649.

A.2 Abréviations

CDF	cumulative distribution function (fonction de distribution cumulée)
MRR	median rank regression (régression du rang médian)
MLE	maximum likelihood estimation (estimation du maximum de vraisemblance)
MCTF	mean cycles to failure (cycles moyens de fonctionnement avant défaillance)
PDF	probability density function (fonction de densité de probabilité)

A.3 Symboles et définitions

Les symboles suivants sont utilisés dans la présente Annexe A et à la fois dans l'Annexe B et dans l'Annexe C. Les fonctions et constantes auxiliaires sont définies dans le texte.

$f(c)$ fonction de densité de probabilité

$F(c)$ fonction de distribution cumulée (probabilité de défaillance)

$h(c)$	fonction de danger (ou taux de défaillance instantané)
$H(c)$	fonction de danger cumulé
$R(c)$	fonction de fiabilité de la loi de Weibull (probabilité de survie)
B_{10}	moment prévisible auquel 10 % de la population aura subi une défaillance (fractile de 10 % de la durée de vie)
c	cycle – variable
\hat{m}	cycles moyens de fonctionnement avant défaillance (MCTF)
β	paramètre de forme de Weibull (indiquant la vitesse de variation du taux de défaillance instantané dans le temps)
η	paramètre d'échelle de Weibull ou durée de vie caractéristique (à laquelle 63,2 % des entités ont présenté une défaillance)
σ	écart-type

A.4 Loi de Weibull

Les formules fondamentales de Weibull sont définies comme suit.

NOTE Pour toute information complémentaire, il est fait référence à l'IEC 61649.

La fonction de densité de probabilité (PDF) de la loi de Weibull est:

$$f(c) = \beta \frac{c^{\beta-1}}{\eta^\beta} e^{-\left(\frac{c}{\eta}\right)^\beta} \quad (\text{A.1})$$

La fonction de distribution cumulée (CDF) ou fraction défaillante attendue au cycle c est:

$$F(c) = 1 - e^{-(c/\eta)^\beta} \quad (\text{A.2})$$

La fonction de fiabilité $R(c)$ ou fraction survivante attendue au cycle c est:

$$R(c) = 1 - F(c) = e^{-(c/\eta)^\beta} \quad (\text{A.3})$$

La fonction de danger (ou taux de défaillance instantané) $h(c)$ est:

$$h(c) = \beta \frac{c^{\beta-1}}{\eta^\beta} \quad (\text{A.4})$$

La fonction de danger cumulé $H(c)$ est:

$$H(c) = \left(\frac{c}{\eta}\right)^\beta \quad (\text{A.5})$$

A.5 Procédure

A.5.1 Méthodes graphiques

A.5.1.1 Vue d'ensemble

Une analyse graphique est effectuée en traçant les données sur un papier de probabilité de Weibull conçu de manière appropriée, en ajustant une ligne droite entre les données et en estimant les paramètres de distribution (paramètre de forme et durée de vie caractéristique ou paramètre d'échelle). Les caractéristiques de fiabilité (c'est-à-dire, MCTF, valeur de B_{10} et écart-type) sont alors calculées.

Les méthodes graphiques profitent de traitements relativement directs et de la disponibilité des données avec une combinaison de différents modes de défaillance. Les fondements de l'analyse et une vue d'ensemble des processus appliqués au tracé de probabilité de Weibull et au tracé de danger de Weibull sont indiqués en A.5.1.

A.5.1.2 Tracé de probabilité de Weibull

A.5.1.2.1 Classement et positions du tracé

Pour réaliser le tracé de Weibull, classer les données du plus petit au plus grand nombre de cycles de fonctionnement avant défaillance (c_i). Ce classement détermine les positions du tracé pour le cycle (c), en abscisse et en ordonnée, la fonction de distribution cumulée ($F(c)$), exprimée en pourcentages

$F(c)$ est calculée par une régression du rang médian (MRR).

Une valeur approximative peut être obtenue en utilisant l'approximation de Benard (voir 7.2.1 de l'IEC 61649:2008):

$$F(c_i) = (i - 0,3) / (n + 0,4) \% \quad (\text{A.6})$$

où

n est le nombre d'entités soumises à l'essai;

i est la position classée de l'entité de donnée. Pour les données suspendues ou censurées, il peut être nécessaire d'ajuster les valeurs. Pour de plus amples informations, voir 7.2.3 de l'IEC 61649:2008.

Les points de données de $(c_i, F(c_i))$ sont tracés sur le papier de tracé de probabilité de Weibull.

Pour de plus amples informations, voir 7.2.1 et 7.2.2 de l'IEC 61649:2008.

A.5.1.2.2 Papier de tracé de probabilité de Weibull

La conception du papier de probabilité de Weibull est représentée ci-dessous.

L'Équation (A.3) peut être réécrite en l'équation suivante:

$$\frac{1}{1 - F(c)} = e^{(c/\eta)^\beta} \quad (\text{A.7})$$

La prise en considération de deux fois les logarithmes normaux des deux membres de l'Équation (A.7) permet d'obtenir une équation d'une ligne droite comme représenté ci-dessous:

$$\ln \ln \frac{1}{1-F(c)} = \beta \ln c - \beta \ln \eta \quad (\text{A.8})$$

L'équation est une ligne droite de la forme $y = ax + b$. Le papier de Weibull est conçu en traçant la probabilité cumulée de défaillance utilisant une échelle inverse log-log par rapport à c sur une échelle logarithmique. Lorsque l'équation est tracée en fonction de $\ln(c)$, la pente de la ligne droite tracée de cette manière est le paramètre de forme β , c'est-à-dire

$$y = \ln \ln \frac{1}{1-F(c)} \quad (\text{A.9})$$

où

$$a = \beta;$$

$$x = \ln(c);$$

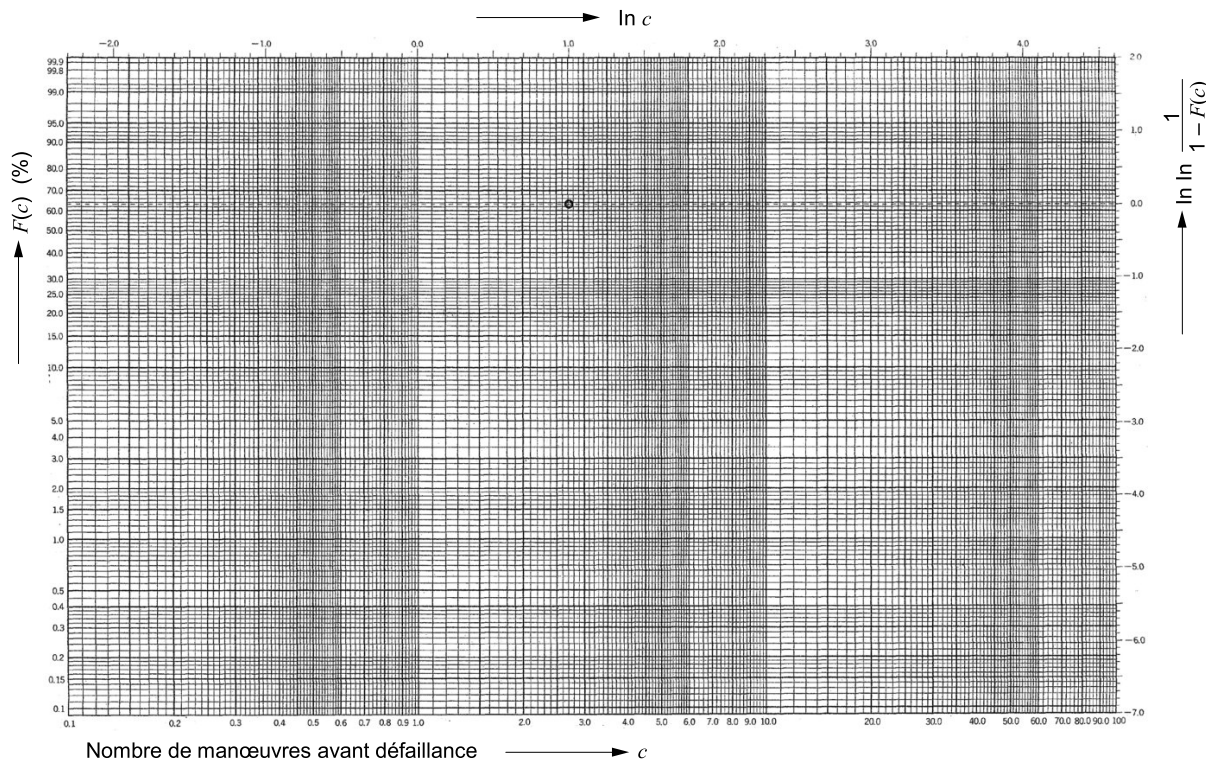
$$b = -\beta \ln(\eta).$$

Le paramètre d'échelle est obtenu d'après $b = -\beta \ln(\eta)$ comme suit:

$$\eta = \exp[-b_0/\beta] \quad (\text{A.10})$$

où b_0 est la valeur de y lorsque c est égal à 1, c'est-à-dire $\ln(c) = 0$.

Lorsque des données suivent une loi de Weibull, ces données tracées sur un papier de loi de Weibull deviennent une ligne droite. La Figure A.1 représente un papier vierge de loi de Weibull.



IEC

Figure A.1 – Exemple de papier de probabilité de Weibull

A.5.1.3 Tracé de danger

A.5.1.3.1 Classement et positions du tracé

Pour réaliser le tracé de danger, classer les données du plus petit au plus grand nombre de cycles de fonctionnement avant défaillance. Ce classement détermine les positions du tracé pour le cycle (c), en abscisse et en ordonnée, la fonction de danger cumulé $H(c)$, exprimée en pourcentages. $H(c)$ est calculée par la valeur de danger $h(c)$. Les points de données de $(c_i, H(c_i))$ sont tracés sur le papier de danger cumulé.

Pour de plus amples informations, voir 7.3 de l'IEC 61649:2008.

A.5.1.3.2 Papier de tracé de danger cumulé

La conception du papier de danger cumulé est représentée à la Figure A.2.

La prise en considération des logarithmes naturels des deux membres de l'Équation (A.5) donne:

$$\ln H(c) = \beta \ln c - \beta \ln \eta \tag{A.11}$$

L'équation est une ligne droite de la forme $y = ax + b$. Le papier de danger cumulé est conçu en traçant la probabilité cumulée de défaillance utilisant une échelle log inverse par rapport à c sur une échelle logarithmique. Lorsque l'équation est tracée en fonction de $\ln(c)$, la pente de la ligne droite tracée de cette manière est le paramètre de forme β , c'est-à-dire

$$y = \ln H(c) \tag{A.12}$$

où

$$a = \beta;$$

$$x = \ln(c);$$

$$b = -\beta \ln(\eta).$$

Le paramètre d'échelle est obtenu d'après $b = -\beta \ln(\eta)$ comme suit:

$$\eta = \exp[-b_0/\beta] \quad (\text{A.13})$$

où b_0 est la valeur de y lorsque c est égal à 1, c'est-à-dire $\ln(c) = 0$.

Lorsque des points de données suivent une fonction de danger cumulé, ces points de données tracés sur un papier de danger cumulé deviennent une ligne droite. La Figure A.2 représente un papier vierge de danger cumulé.

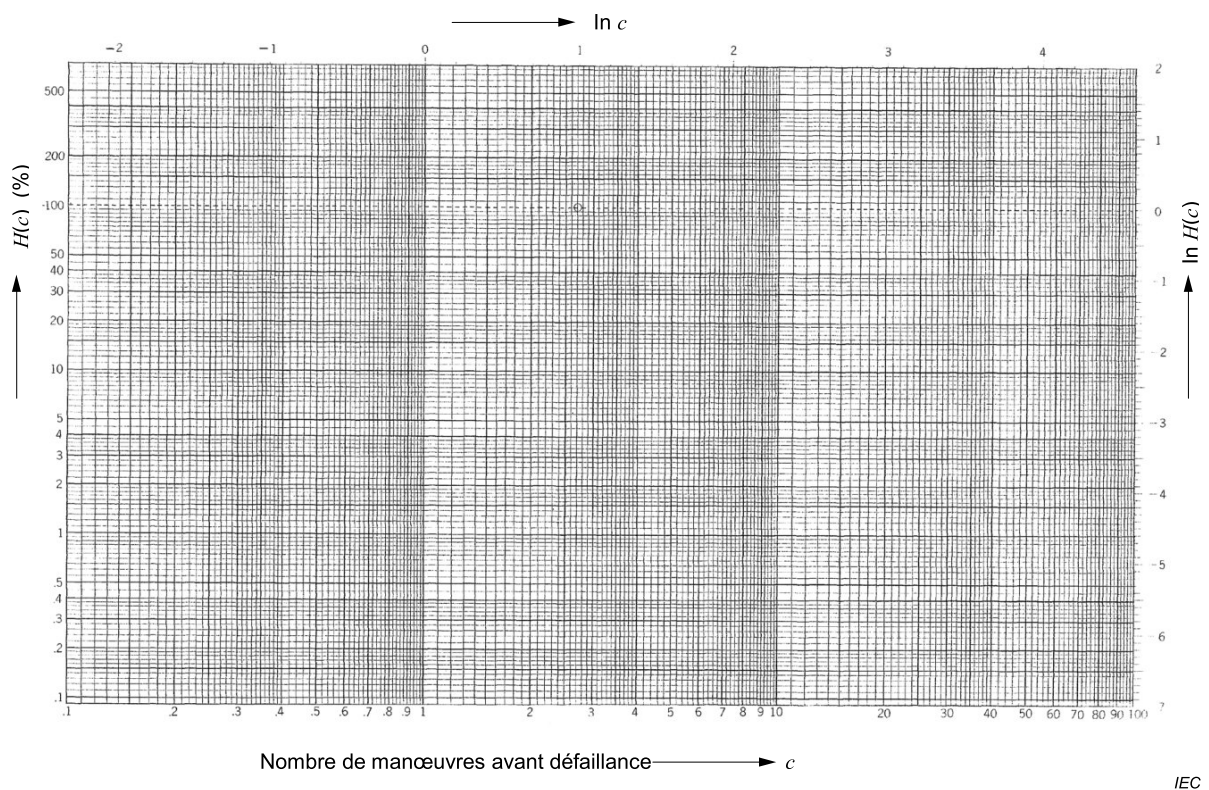


Figure A.2 – Exemple de papier de tracé de danger cumulé

A.5.1.4 Valeurs estimées des paramètres et des caractéristiques de distribution

Les paramètres et les caractéristiques de distribution dans le tracé de probabilité de Weibull et le tracé de danger de Weibull sont communs.

Tracer une ligne droite (s'adaptant au mieux aux données) entre les points de données du papier de tracé (Figure A.3).

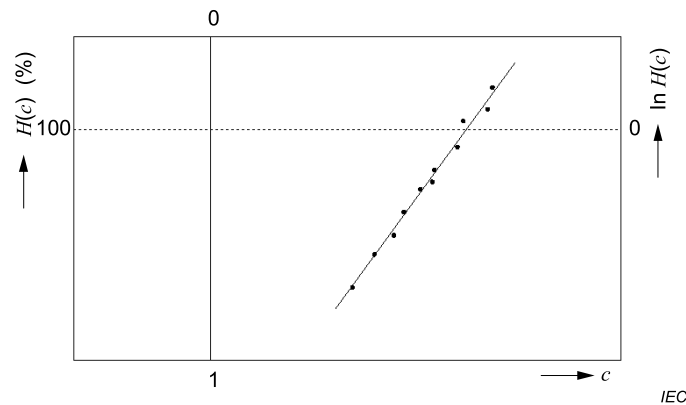


Figure A.3 – Tracé des points de données et dessin d'une ligne droite

1) L'estimation ponctuelle du paramètre de forme, $\hat{\beta}$ est la suivante:

$\hat{\beta}$ est déduite de la pente a de la ligne droite tracée.

Une ligne parallèle est tracée au-dessus de la ligne d'origine tracée, passant par le point de coordonnées $(\ln c = 1, \ln H(c) = 0)$. La valeur de l'ordonnée de ce point est équivalente à $H(c) = 100\%$ (ou $F(c) = 63,2\%$).

$\hat{\beta}$ est lue d'après la valeur de $\ln H(c)$ correspondant au point d'intersection de cette ligne parallèle et d'une ligne verticale passant par $\ln c = 0$, comme représenté à la Figure A.4

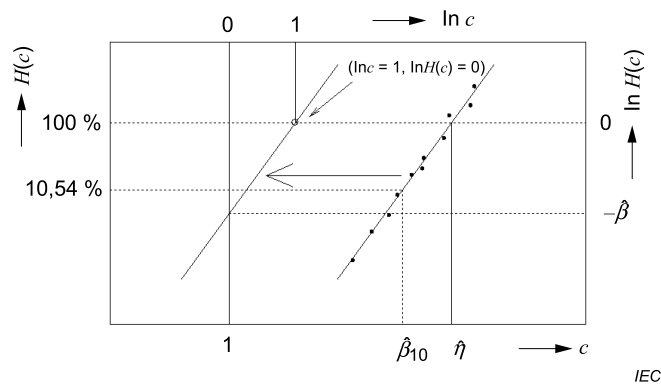


Figure A.4 – Estimation des paramètres de distribution

2) L'estimation ponctuelle du paramètre d'échelle, $\hat{\eta}$ est la suivante:

$\hat{\eta}$ est déterminée directement d'après le point d'intersection de la ligne d'origine tracée et d'une ligne horizontale passant par $H(c) = 100\%$ (ou $F(c) = 63,2\%$) comme représenté à la Figure A.4.

3) L'estimation ponctuelle des cycles moyens de fonctionnement avant défaillance (MCTF) \hat{m} est la suivante:

\hat{m} est donnée par l'expression suivante:

$$\text{MCTF} = \hat{m} = \hat{\eta} \times \Gamma(1+1/\hat{\beta}) \tag{A.14}$$

où $\hat{\eta}$ est issue de l'étape 2 ci-dessus, et la valeur de la fonction gamma (Γ comme défini par exemple en 2.56 de l'ISO 3534-1:2006) est obtenue avec une calculatrice scientifique ou une table de fonction gamma appropriée (voir Annexe D).

4) L'estimation ponctuelle de l'écart-type, $\hat{\sigma}$ est la suivante:

$\hat{\sigma}$ est donnée par l'expression suivante:

$$\hat{\sigma} = \hat{\eta} \times \sqrt{\Gamma(1+2/\hat{\beta}) - \Gamma^2(1+1/\hat{\beta})} \quad (\text{A.15})$$

où $\hat{\eta}$ et la valeur de la fonction gamma sont obtenues de la même manière que mentionné à l'étape 3 ci-dessus.

5) L'estimation ponctuelle du fractile (10 %) du nombre de cycles de fonctionnement avant défaillance, B_{10} , est la suivante:

B_{10} est déterminée directement d'après le point d'intersection de la ligne d'origine tracée et d'une ligne horizontale passant par $F(c) = 10\%$ dans le tracé de Weibull ou $H(c) = -\ln 0,9 = 10,54\%$ dans le tracé de danger tel que représenté à la Figure A.4.

A.5.1.5 Mélange de plusieurs modes de défaillance

Le tracé de probabilité de Weibull ou un tracé de danger peut produire une «courbe à patte-d'oie».

Si la ligne n'est pas droite, elle est appelée «courbe de Weibull à patte-d'oie». Celle-ci est provoquée par un mélange de plusieurs modes de défaillance, c'est-à-dire habituellement par des modes de défaillance concurrents.

Lorsque celle-ci apparaît, un examen précis des entités défaillantes constitue la meilleure manière de séparer les données en différents modes de défaillance.

Soit par hypothèse l'existence d'un ensemble de données de deux types de modes de défaillance (A et B). Il convient d'analyser le premier ensemble comme des données de mode A seulement, en ne tenant pas compte des données de mode B. En conséquence, le deuxième ensemble contient des données de mode B. Ces deux ensembles de données peuvent être utilisés pour prédire la distribution de défaillance.

Si ceci est réalisé correctement, le tracé des deux ensembles de données séparés produit des lignes droites. Une description détaillée est présentée à l'Annexe G de l'IEC 61649:2008.

A.5.2 Méthodes numériques

A.5.2.1 Paramètres de distribution

Tandis que la méthode graphique décrite en A.5.1 ci-dessus s'applique à des données complètes censurées uniques ou censurées multiples, la méthode numérique de A.5.2 ne tient pas compte des données censurées multiples.

L'estimation pour les deux paramètres de la loi de Weibull est obtenue en résolvant numériquement les équations ci-dessous. La valeur de β satisfaisant à la première équation est l'estimation du maximum de vraisemblance (MLE) de β . Cette valeur est utilisée dans la seconde équation pour déduire la MLE de η .

NOTE 1 Tout sous-programme informatique adapté à la résolution d'équations peut être utilisé pour obtenir β d'après la première équation, étant donné que la convergence vers une valeur unique est habituellement très rapide.

NOTE 2 Se référer à l'IEC 61649 pour l'estimation de l'intervalle, la limite inférieure, etc., de β et η . Pour la signification de $\beta <, =, >$ voir l'Article 8 de l'IEC 61649:2008.

Étape 1 – Déterminer la valeur de β qui satisfait à l'équation ci-dessous. La solution de cette équation est l'estimation ponctuelle du paramètre de forme de Weibull $\hat{\beta}$.

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^r c_i^\beta \ln(c_i) + (n-r)C^\beta \ln(C)}{\sum_{i=1}^r c_i^\beta + (n-r)C^\beta} - \frac{1}{\beta} \right] - \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r \ln(c_i) = 0 \quad (\text{A.16})$$

où

n est le nombre d'entités soumises à l'essai;

r est le nombre d'entités défailiantes ($i = 1, 2, \dots, r$ et $r \leq n$);

C est le nombre de cycles au moment de l'interruption de l'essai ($0 < c_i \leq C$).

Étape 2 – Calculer $\hat{\eta}$ en utilisant la valeur de $\hat{\beta}$, obtenue à l'étape 1, d'après:

$$\hat{\eta} = \left\{ \frac{1}{r} \left[\sum_{i=1}^r c_i^{\hat{\beta}} + (n-r)C^{\hat{\beta}} \right] \right\}^{\frac{1}{\hat{\beta}}} \quad (\text{A.17})$$

A.5.2.2 Caractéristiques

A.5.2.2.1 Estimation ponctuelle des cycles moyens de fonctionnement avant défaillance, MCTF, \hat{m}

\hat{m} est calculé comme suit:

$$\hat{m} = \hat{\eta} \Gamma(1 + 1/\hat{\beta}) \quad (\text{A.18})$$

où $\hat{\beta}$ et $\hat{\eta}$ sont obtenues d'après les étapes 1 et 2 de A.5.2.1 et la valeur de la fonction gamma Γ est définie en 2.56 de l'ISO 3534-1:2006. En variante, une table de fonction gamma appropriée peut être utilisée (voir Annexe D).

A.5.2.2.2 Écart-type, $\hat{\sigma}$

$\hat{\sigma}$ est calculé comme suit:

$$\hat{\sigma} = \hat{\eta} \times \sqrt{\Gamma(1 + 2/\hat{\beta}) - \Gamma^2(1 + 1/\hat{\beta})} \quad (\text{A.19})$$

A.5.2.2.3 Estimation ponctuelle du fractile (10 %) du nombre de cycles de fonctionnement avant défaillance, \hat{B}_{10}

\hat{B}_{10} est calculé comme suit:

$$\hat{B}_{10} = \hat{\eta} \left[\ln\left(\frac{1}{0,9}\right) \right]^{1/\hat{\beta}} \quad (\text{A.20})$$

A.5.2.2.4 Estimation ponctuelle de la fiabilité au cycle c

Le calcul et l'indication de la fiabilité du relais au cycle c sont facultatifs.

L'estimation ponctuelle de la fiabilité au cycle c est calculée comme suit:

$$\hat{R}(c) = \exp\left[-(c/\hat{\eta})^{\hat{\beta}}\right] \quad (\text{A.21})$$

A.5.3 Intervalles de confiance

A.5.3.1 Généralités

L'Annexe A a été élaborée sur la base de la norme de fiabilité IEC 61649:2008. Les intervalles de confiance $(w_1\hat{\beta}, w_2\hat{\beta})$ de β et $(A_1\hat{\eta}, A_2\hat{\eta})$ de η pour un coefficient de confiance $(1-\gamma)100\%$, peuvent être obtenus en réalisant les étapes suivantes, à condition que «n» entités soient soumises à l'essai et que l'essai soit interrompu au moment prévu ou au nombre de «r» défaillances constatées.

A.5.3.2 Estimation de l'intervalle de β

Étape 1 – Calculer les constantes C , β_1 et β_2 à l'aide du rapport $q = r/n$ et des Équations (A.22), (A.23) et (A.24):

$$C = 2,14628 - 1,361119 q \quad (\text{A.22})$$

$$\beta_1 = \chi_{\gamma/2}^2 [(r-1)C] \quad (\text{A.23})$$

$$\beta_2 = \chi_{1-\gamma/2}^2 [(r-1)C] \quad (\text{A.24})$$

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

Étant donné que le nombre de degrés de liberté, $(r-1)C$, n'est pas un nombre entier, les fractiles de χ^2 doivent être calculés soit à l'aide d'un programme informatique soit par interpolation des données du Tableau III de l'ISO 2854:1976 ou du Tableau D.1 de l'IEC 60605-4:2001.

Étape 2 – Calculer les facteurs multiplicateurs w_1 et w_2 à l'aide des Équations (A.25) et (A.26):

$$w_1 = \left[\frac{\beta_1}{rC} \right]^{1/(1+q^2)} \quad (\text{A.25})$$

$$w_2 = \left[\frac{\beta_2}{rC} \right]^{1/(1+q^2)} \quad (\text{A.26})$$

Étape 3 – Calculer l'intervalle de confiance $(1-\gamma)100\%$ pour β à l'aide de l'Équation (A.27):

$$(w_1\hat{\beta}, w_2\hat{\beta}) \quad (\text{A.27})$$

NOTE Les intervalles de confiance pour β peuvent être utilisés à des fins de comparaison. Étant donné qu'une valeur de $\beta > 1$ constitue une preuve d'usure et une valeur de $\beta < 1$ indique des défaillances précoces, l'intervalle de confiance pour β peut être utilisé pour vérifier ces hypothèses. Inversement, si l'intervalle de confiance pour β contient la valeur $\beta = 1$, les entités soumises à l'essai peuvent appartenir à une population dont le taux de défaillance est constant. Un essai formel relatif au taux de défaillance constant est spécifié dans l'IEC 60605-6.

A.5.3.3 Estimation de l'intervalle de η

Réaliser l'étape 1a si l'essai a été interrompu avant que toutes les entités n'aient subi une défaillance, c'est à dire si $r < n$, ou réaliser l'étape 1b si tous les temps de défaillance sont connus, c'est-à-dire si $r = n$.

Étape 1a – Calculer les constantes A_4 , A_5 et A_6 , à l'aide du rapport $q = r/n$ et des Équations (A.28), (A.29) et (A.30):

$$A_4 = 0,49q - 0,134 + 0,622q^{-1} \quad (\text{A.28})$$

$$A_5 = 0,2445 (1,78 - q) (2,25 + q) \quad (\text{A.29})$$

$$A_6 = 0,029 - 1,083 \ln(1,325q) \quad (\text{A.30})$$

($r < n$) – Calculer les constantes A_3 , d_1 , d_2 , A_1 et A_2 à l'aide des Équations (A.31), (A.32), (A.33) et (A.34):

$$A_3 = -A_6 x^2 \quad (\text{A.31})$$

où $x = u_{(1-\gamma/2)}$, u_p est le fractile de p de la distribution normale donnée dans le Tableau E.2 de l'IEC 61649:2008 et $u_p = -u_{1-p}$ pour la distribution normale.

$$d_1 = \frac{A_3 + x \sqrt{x^2 (A_6^2 - A_4 A_5) + r A_4}}{r - A_5 x^2} \quad (\text{A.32})$$

$$d_2 = \frac{A_3 - x \sqrt{x^2 (A_6^2 - A_4 A_5) + r A_4}}{r - A_5 x^2} \quad (\text{A.33})$$

$$A_1 = e^{(-d_1/\hat{\beta})} ; A_2 = e^{(-d_2/\hat{\beta})} \quad (\text{A.34})$$

Étape 1b ($r = n$) – Calculer les grandeurs d_3 , A_1 et A_2 à l'aide des Équations (A.35), (A.36) et (A.37):

$$d_3 = t_{(1-\gamma/2)}(n-1) \quad (\text{A.35})$$

où $t_p(r-1)$ est le fractile de p de la loi de Student t à $(r-1)$ degrés de liberté et peut être déterminé à partir du Tableau IIa de l'ISO 2854:1976 (cas des abscisses positives).

$$A_1 = e^{\left(\frac{-1,053 d_3}{\hat{\beta} \sqrt{n-1}} \right)} \quad (\text{A.36})$$

$$A_2 = e^{\left(\frac{1,053d_3}{\hat{\beta}\sqrt{n-1}} \right)} \quad (\text{A.37})$$

où $\hat{\beta}$ est obtenue à partir de (A.16).

Étape 2 – Calculer l'intervalle de confiance à $(1 - \gamma)100$ % de η à l'aide de l'Équation (A.38):

$$(A_1\hat{\eta}, A_2\hat{\eta}) \quad (\text{A.38})$$

où $\hat{\eta}$ est obtenu à partir de l'Équation (A.17).

A.5.4 Approche WeiBayes

A.5.4.1 Généralités

L'Annexe A a été élaborée sur la base de la norme de fiabilité IEC 61649:2008.

A.5.4.2 Description

Dans l'analyse de WeiBayes, le paramètre de forme, β , est par hypothèse pris en considération à partir de l'historique des données de défaillance, des expériences précédentes, ou à partir des connaissances d'ingénierie en physique de la défaillance. La prise en considération par hypothèse du paramètre de forme doit être justifiée dans le rapport d'essai.

De façon générale, dans le présent document, il convient d'utiliser les résultats d'une analyse initiale de Weibull relative à un système comme données historiques.

L'approche WeiBayes est définie comme une analyse de Weibull avec un paramètre β donné. Il s'agit d'une loi de Weibull à un seul paramètre (η). L'approche WeiBayes peut être utilisée pour analyser des ensembles de données avec ou sans défaillances lorsque les deux types de données peuvent avoir des suspensions.

A.5.4.3 Méthode

Soit β , l'Équation (A.39) peut être dérivée en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance pour déterminer la durée de vie caractéristique, η :

$$\eta = \left[\sum_{i=1}^N \frac{t_i^\beta}{r} \right]^{1/\beta} \quad (\text{A.39})$$

où

t est le temps ou manœuvres;

r est le nombre d'entités défaillantes;

N est le nombre total de défaillances incluant les suspensions;

η est l'estimation du maximum de vraisemblance de la durée de vie caractéristique.

Avec β pris par hypothèse et η calculé à partir de l'Équation (A.39), une loi de Weibull est définie. Une courbe de WeiBayes est tracée sur le papier de probabilité de Weibull. Le tracé de WeiBayes est utilisé exactement comme tout autre tracé de Weibull. Les estimations des

durées de vie de B , les prévisions de défaillances et la fiabilité sont disponibles à partir de l'analyse de WeiBayes.

A.5.4.4 WeiBayes sans défaillance

Dans de nombreux cas de WeiBayes, aucune défaillance ne survient. Par exemple, un composant reconçu peut avoir été soumis à l'essai sans défaillance observée. Dans ce cas, une seconde hypothèse est exigée. La première défaillance étant censée être imminente, c'est-à-dire dans l'équation, établir $r = 1,0$. Comme aucune défaillance ne survient, il s'agit d'une hypothèse d'ingénierie prudente. La courbe de WeiBayes qui en résulte est également dite prudente. D'un point de vue statistique, la courbe de WeiBayes, basée sur l'hypothèse d'une défaillance, est une estimation de confiance inférieure unilatérale. Ceci étant, selon le Tableau A.1, il peut être établi avec un niveau de confiance de 63,2 % que, si l'hypothèse de β est correcte, la vraie loi de Weibull s'étend à droite de la courbe de Weibull.

Les courbes de WeiBayes peuvent être obtenues pour tout niveau de confiance en employant des dénominateurs plus grands ou plus petits (prendre pour hypothèse des défaillances imminentes).

Tableau A.1 – Niveaux de confiance pour WeiBayes sans défaillance

Niveau de confiance	50 %	63,2 %	90 %	95 %	99 %
Dénominateur	0,693	1,0	2,3	3,0	4,6

A.5.4.5 WeiBayes avec défaillances

Lorsque le dénominateur est basé sur des défaillances réelles, le paramètre d'échelle, η , constitue une estimation du maximum de vraisemblance (MLE). Leur invariabilité en cours de transformation est une caractéristique intéressante des estimations MLE. Cela signifie que la courbe de WeiBayes qui en résulte, les durées de vie de B , et les estimations de fiabilité sont toutes des estimations MLE. La courbe de WeiBayes est une estimation MLE de la vraie loi de Weibull inconnue, soit une loi de Weibull nominale.

Les lois de Weibull basées sur des échantillons de 2 ou 3 défaillances présentent de grandes incertitudes. Si de bonnes informations sur β sont fournies par des données précédentes, l'exactitude peut être améliorée de façon significative avec l'approche WeiBayes. L'approche WeiBayes peut réduire les coûts grâce à des essais limités sans perte d'exactitude. Une bibliothèque de loi de Weibull ou une banque de données destinée à fournir les données antérieures de pente de loi de Weibull est fortement recommandée afin de tirer profit de l'analyse de WeiBayes.

La distinction entre l'approche WeiBayes à zéro défaillance et l'approche WeiBayes à une défaillance mérite d'être revue. Par exemple, par hypothèse, cinq entités reconçues ont été soumises à l'essai sans défaillance. Une courbe de WeiBayes est calculée sur la base de la valeur de β estimée à partir de la conception d'origine. Il s'agit d'un intervalle de confiance inférieur unilatéral pour la vraie courbe de Weibull inconnue pour la nouvelle conception. Dans un deuxième temps, le même ensemble de données comprend par hypothèse une défaillance et quatre suspensions. La courbe de WeiBayes qui en résulte est identique à la première courbe de WeiBayes à zéro défaillance mais son interprétation est différente. Dans le cas d'une défaillance, l'approche WeiBayes constitue une estimation MLE nominale de la vraie loi de Weibull inconnue, et non un intervalle de confiance. Cependant, une limite inférieure de confiance pour la courbe de WeiBayes de l'estimation MLE peut être calculée à l'aide du chi carré.

Si r est le nombre de défaillances (≥ 1), la limite inférieure de confiance C % pour η est donnée par l'Équation (A.40):

$$\eta_c = \eta_{MLE} \left(2r / \chi_C^2 (2r+2) \right)^{(1/\beta)} \quad (\text{A.40})$$

La limite inférieure de confiance pour la vraie courbe de WeiBayes est définie à l'aide de η_c et β .

Annexe B
(informative)

Exemple d'analyse de données

B.1 Étude de cas des méthodes graphiques (tracé de danger cumulé)

B.1.1 Généralités

Cet exemple concret est fourni pour présenter la procédure de tracé de danger cumulé lorsque celle-ci est appliquée à une analyse d'essai de durée de vie de relais élémentaires. Cette procédure est calquée sur les dispositions de l'Annexe A. L'Annexe B utilise un exemple de données incomplètes avec deux modes de défaillance. La procédure de tracé de danger cumulé fournit des estimations des paramètres de distribution et des caractéristiques de fiabilité à partir d'un tracé et en utilisant une simple calculatrice scientifique ou des tables pour la fonction gamma.

Cet exemple utilise des données censurées multiples. Les équations numériques pour les paramètres de distribution données en A.5.2 ne sont donc pas applicables.

NOTE L'IEC 61649:2008 ne couvre pas non plus ce cas.

En conséquence, seule l'évaluation graphique est décrite dans l'Annexe B, tandis que l'estimation numérique est omise.

B.1.2 Procédure de tracé de danger cumulé

B.1.2.1 Généralités

B.1.2 décrit une procédure pour estimer, à l'aide d'un papier de danger cumulé, les paramètres d'une loi de Weibull et les caractéristiques de fiabilité des données.

B.1.2.2 Classement et tracé

Les données observées sont classées et tracées selon les étapes 1 à 6. Il est recommandé d'utiliser pour le tracé une feuille de calcul dont un exemple est présenté au Tableau B.1.

Tableau B.1 – Feuille de calcul pour l'analyse de danger cumulé

N° d'échantillon	Classement	Classement inverse	Cycles (c_i)	Mode de défaillance	Valeur de danger	Valeur de danger cumulé (H_j %)	
	i	$Ki=n-i+1$		Mj	h %	$M1$	$M2$

Étape 1

Le classement i et le classement inverse Ki sont entrés dans les colonnes respectives. La valeur de Ki est calculée comme suit:

$$Ki = n + 1 - i$$

où

n est le nombre d'entités soumises à l'essai.

Étape 2

Les données observées sont triées de la plus petite à la plus grande dans l'ordre des cycles de fonctionnement avant défaillance, les valeurs des cycles de fonctionnement avant défaillance étant introduites (c_i , correspondant à i). Le numéro de l'échantillon est également entré dans la colonne «N° d'échantillon», correspondant à c_i .

Étape 3

Les valeurs de danger, $h(c_i)$, sont entrées dans la colonne respective correspondant à c_i et sont calculées comme suit:

$$h(c_i) = 1 / K_i \times 100 (\%)$$

Étape 4

Si des modes de défaillance multiples apparaissent, les numéros des modes de défaillance sont entrés dans la colonne de M_j correspondant à c_i . Dans le cas présent, j est le numéro de code d'un mode de défaillance spécifique.

Étape 5

Les valeurs des dangers cumulés $H_j(c_i)$ sont entrées dans la colonne respective, et chaque valeur est calculée conformément au même mode de défaillance (M_j) comme suit:

$$H_j(c_i) = \sum_{l \geq 1} h(c_l)$$

NOTE Un exemple est donné au Tableau B.2.

Étape 6

Les points de données correspondant à $(c_i, H_j(c_i))$ sont tracés sur un diagramme de danger cumulé. Une ligne droite est ensuite tracée, entre les points de données de chaque mode de défaillance s'adaptant au mieux aux données.

Étape 7

Si la distribution des points de données est proche de la ligne droite, passer à B.1.2.3, car le résultat semble être conforme à une loi de Weibull, $\gamma = 0$.

S'il est difficile de tracer la ligne droite, il vaut mieux revoir les modes de défaillance et effectuer un diagnostic de défaillance détaillé des relais utilisés pour l'essai ou réévaluer les conditions d'essai, etc.

B.1.2.3 Estimation des paramètres de distribution

Les paramètres de forme et d'échelle sont déterminés à partir du papier de tracé comme suit:

1) L'estimation ponctuelle du paramètre de forme $\hat{\beta}$ est la suivante

Une ligne parallèle est tracée au-dessus de la ligne d'origine tracée, passant par le point de coordonnées $(\ln c = 1, \ln H(c) = 0)$. La valeur de l'ordonnée de ce point est équivalente à $H(c) = 100\%$ (ou $F(c) = 63,2\%$).

$\hat{\beta}$ est lue d'après la valeur de $\ln H(c)$ correspondant au point d'intersection de cette ligne parallèle et d'une ligne verticale passant par $\ln c = 0$, comme représenté à la Figure B.1.

2) L'estimation ponctuelle du paramètre d'échelle $\hat{\eta}$ est la suivante

$\hat{\eta}$ est déterminée directement d'après le point d'intersection de la ligne d'origine tracée et d'une ligne horizontale passant par $H(c) = 100\%$ (ou $F(c) = 63,2\%$) comme représenté à la Figure B.1.

B.1.2.4 Estimation des caractéristiques de distribution

Les valeurs estimées des cycles moyens de fonctionnement avant défaillance (MCTF) \hat{m} , de l'écart-type $\hat{\sigma}$ et du fractile (10 %) du nombre de cycles de fonctionnement avant défaillance \hat{B}_{10} sont obtenues comme suit:

1) L'estimation ponctuelle des cycles moyens de fonctionnement avant défaillance (MCTF) \hat{m} est la suivante:

\hat{m} est obtenu d'après l'Équation (A.14) avec les valeurs de $\hat{\eta}$ et $\hat{\beta}$ du B.1.2.3 ci-dessus et la valeur de la fonction gamma est déterminée avec une calculatrice scientifique appropriée ou une table de fonction gamma appropriée.

2) L'estimation ponctuelle de l'écart-type $\hat{\sigma}$ est la suivante:

$\hat{\sigma}$ est obtenu de la même façon d'après l'Équation (A.15).

3) L'estimation ponctuelle du fractile (10 %) du nombre de cycles de fonctionnement avant défaillance \hat{B}_{10} est la suivante:

\hat{B}_{10} peut être lu d'après la valeur de c au point d'intersection de la ligne d'origine tracée et d'une ligne horizontale passant par $H(c) = 10,54\%$, comme représenté à la Figure B.1.

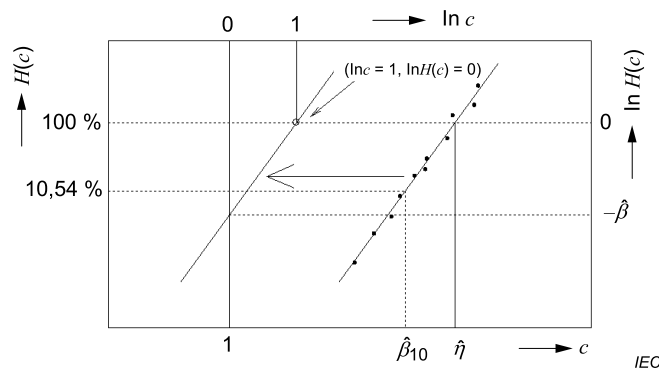


Figure B.1 – Estimation des paramètres de distribution

B.1.3 Exemple appliqué aux données d'essai de durée de vie

B.1.3.1 Généralités

Cet exemple est fourni pour démontrer l'utilité d'une analyse de fiabilité par le tracé de danger de Weibull basé sur des essais de durée de vie de relais élémentaires. Trente entités sont soumises à l'essai. L'essai est censuré (interrompu) à 1240 000 manœuvres. La plupart des entités échouent en raison de la soudure (mode de défaillance 1) ou de l'érosion des contacts (mode de défaillance 2).

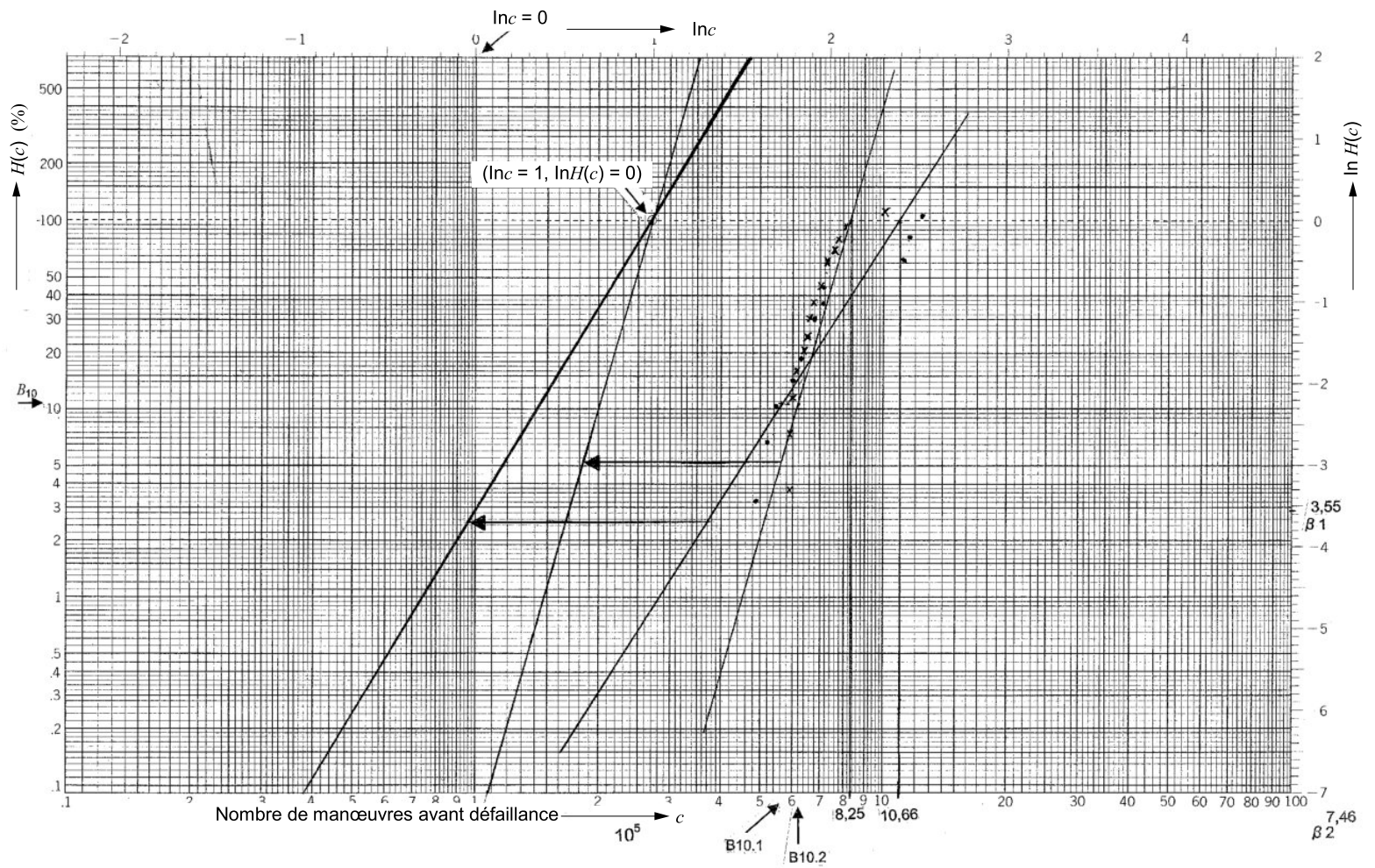
B.1.3.2 Classement et tracé

L'application de la procédure de l'étape 1 à l'étape 6 de B.1.2.2 pour la feuille de calcul et le tracé de danger donne le Tableau B.2 et la Figure B.2.

Tableau B.2 – Exemple de feuille de calcul

N° d'échantillon	Classement	Classement inverse	KCycles(c_i)	Mode de défaillance	Valeur de danger	Valeur de danger cumulé (H_j %)	
	i	$K_i = n - i + 1$		M_j	h %	M_1	M_2
12	1	30	490	1	3,333	3,333	-
27	2	29	520	1	3,448	6,782	-
3	3	28	545	1	3,571	10,353	-
10	4	27	585	2	3,704	-	3,704
6	5	26	585	2	3,846	-	7,550
22	6	25	600	2	4,000	-	11,550
18	7	24	600	1	4,167	14,520	-
17	8	23	605	2	4,348	-	15,898
30	9	22	635	1	4,545	19,065	-
9	10	21	640	2	4,762	-	20,660
23	11	20	645	2	5,000	-	25,660
28	12	19	655	1	5,263	24,328	-
21	13	18	655	2	5,556	-	31,216
5	14	17	670	2	5,882	-	37,098
15	15	16	680	1	6,250	30,578	-
1	16	15	715	1	6,667	37,245	-
8	17	14	715	2	7,143	-	44,241
2	18	13	715	1	7,692	44,937	-
20	19	12	730	2	8,333	-	52,574
4	20	11	730	2	9,091	-	61,665
19	21	10	765	2	10,000	-	71,665
29	22	9	780	2	11,111	-	82,776
11	23	8	815	2	12,500	-	95,276
26	24	7	1 025	2	14,286	-	109,562
25	25	6	1 120	1	16,667	61,604	-
24	26	5	1 160	1	20,000	81,604	-
16	27	4	1 240	1	25,000	106,604	-
14	28	3	1 240	C	-	-	-
7	29	2	1 240	C	-	-	-
13	30	1	1 240	C	-	-	-

Mode 1 = Soudage
Mode 2 = Érosion de contact
C = Censuré



NOTE En utilisant le papier de danger qui constitue un extrait partiel de l'article publié par JUSE PRESS

Figure B.2 – Tracés de danger cumulé

La distribution de cet échantillon est du type courbe de Weibull à «patte-d'oie». Les points de données correspondant à $(c_i, H_j(c_i))$ sont tracés en utilisant des cercles pleins (●) pour les défaillances de soudure (mode 1), et des croix (x) pour les défaillances d'érosion de contact (mode 2).

B.1.3.3 Estimation des paramètres de distribution

L'application des procédures de B.1.2.3 donne les résultats suivants:

$$\hat{\beta}_1 = 3,55 \quad \hat{\eta}_1 = 1,066 \times 10^6$$

$$\hat{\beta}_2 = 7,46 \quad \hat{\eta}_2 = 8,25 \times 10^5$$

B.1.3.4 Estimation des caractéristiques de distribution

L'application des procédures de B.1.2.4 donne les résultats suivants:

$$\hat{m}_1 = 9,60 \times 10^5 \quad \hat{\sigma}_1 = 2,83 \times 10^5 \quad \hat{B}_{10,1} = 5,60 \times 10^5$$

$$\hat{m}_2 = 7,74 \times 10^5 \quad \hat{\sigma}_2 = 1,22 \times 10^5 \quad \hat{B}_{10,2} = 6,10 \times 10^5$$

B.2 Étude de cas des méthodes numériques (probabilité de Weibull)

B.2.1 Généralités

L'exemple suivant est issu de l'Annexe B de l'IEC 61649:2008 et il est adapté aux modifications nécessaires pour les relais élémentaires indiqués à l'Article A.1. Il est fourni comme un cas d'essai numérique pour vérifier l'exactitude des programmes informatiques mettant en œuvre les procédures du présent document. Pour démontrer la cohérence avec la méthode graphique de l'analyse de Weibull, les données fournies sont également tracées sur un papier de probabilité de Weibull.

Vingt-cinq entités sont soumises à l'essai. L'essai est arrêté au moment de la 20^e défaillance. Le nombre de cycles ($\times 10^3$) correspondant aux 20 premières défaillances est donné dans le Tableau B.3 ci-dessous.

Tableau B.3 – Vingt premières défaillances dans l'exemple pris en considération

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

L'application des procédures numériques du présent document produit les résultats suivants.

B.2.2 Paramètres de distribution

Les valeurs de l'estimation du maximum de vraisemblance (MLE) pour β et η sont les suivantes:

$$\hat{\beta} = 2,316 \text{ et } \hat{\eta} = 61 \times 10^3$$

B.2.3 Cycles moyens de fonctionnement avant défaillance (MCTF)

L'estimation ponctuelle des cycles moyens de fonctionnement avant défaillance m est la suivante:

$$\hat{m} = 54,06 \times 10^3$$

B.2.4 Valeur de \hat{B}_{10}

L'estimation ponctuelle de B_{10} , moment (en nombre de cycles) auquel 10 % de la population aura été défaillante, est la suivante:

$$\hat{B}_{10} = 16,05 \times 10^3$$

B.2.5 Durée moyenne de fonctionnement avant défaillance (MTTF)

Ce n'est que lorsqu'une estimation du nombre de manœuvres par unité de temps appropriée à une utilisation finale spécifique est connue qu'une durée moyenne de fonctionnement avant défaillance (MTTF) pour le relais peut être déterminée.

EXEMPLE Si le nombre de manœuvres par unité de temps est égal à 100 manœuvres par jour et la valeur MCTF du relais est $54,06 \times 10^3$, la MTTF pour le relais dans cette application peut être calculée comme suit:

$$\text{MTTF} = \text{MCTF} / \text{Nombre de manœuvres par unité de temps} = 54,06 \times 10^3 / 100 = 540,6 \text{ jours}$$

B.3 Étude de cas des intervalles de confiance

B.3.1 Généralités

L'application des procédures numériques de A.5.3 à l'exemple numérique de l'estimation de l'intervalle de β et η pour les données d'essai présentées à l'Article B.2 produit les résultats suivants, à condition que $(1-\gamma) \cdot 100\% = 95\%$, c'est-à-dire $\gamma = 0,05$. Dans le cas présent, le nombre n d'entités soumises à l'essai est de 25 et le nombre établi de coupures est de 20.

B.3.2 Estimation de l'intervalle de β

Étape 1 – Les constantes C , β_1 et β_2 sont obtenues à l'aide du rapport $q = r/n$ et des Équations (A.22), (A.23) et (A.24):

$$q = 0,8$$

$$C = 1,057$$

À cette étape il est souhaitable, lorsqu'il s'agit de distributions semblables à l'exemple présenté dans l'Annexe B, d'appliquer un programme informatique approprié.

Étant donné que le nombre de degrés de liberté, $(r-1)C$, n'est pas un nombre entier, il convient de calculer les fractiles de χ^2 soit à l'aide d'un programme informatique soit par interpolation des données du Tableau III de l'ISO 2854:1976 ou du Tableau D.1 de l'IEC 60605-4:2001.

En conséquence, selon l'IEC 60605-4:2001:

$$\beta_1 = 10,9$$

$$\beta_2 = 31,5$$

Étape 2 – Les facteurs multiplicateurs w_1 et w_2 sont obtenus à l'aide de β_1 , β_2 , et des Équations (A.25) et (A.26):

$$w_1 = 0,668$$

$$w_2 = 1,276$$

Étape 3 – L'intervalle de confiance à $(1-\gamma)$ 100 % de β est obtenu à l'aide de w_1 , w_2 , $\hat{\beta}$ de l'Équation (A.16) et de l'Équation (A.27):

$$(w_1\hat{\beta}; w_2\hat{\beta}) = (1,55; 2,95)$$

B.3.3 Estimation de l'intervalle de η

Étape 1a ($r < n$) – D'abord les constantes A_4 , A_5 , et A_6 sont obtenues à l'aide des Équations (A.28) à (A.30):

$$A_4 = 1,036$$

$$A_5 = 0,731$$

$$A_6 = -0,0341$$

Ensuite, la constante A_3 est obtenue à l'aide de A_6 et de l'Équation (A.31):

$$A_3 = 0,299$$

Par ailleurs, les constantes d_1 , d_2 , A_1 et A_2 sont obtenues à l'aide de A_3 à A_6 et des Équations (A.32) et (A.33):

$$d_1 = 0,839$$

$$d_2 = -0,795$$

$$A_1 = 0,71; A_2 = 1,44$$

Étape 2 – L'intervalle de confiance à $(1-\gamma)$ 100 % de η est obtenu à l'aide de A_1 , A_2 , $\hat{\eta}$ de l'Équation (A.17) et de l'Équation (A.38):

$$(A_1\hat{\eta}; A_2\hat{\eta}) = (43310; 87840)$$

À cette étape, il est souhaitable, lorsqu'il s'agit d'une distribution de type «à patte-d'oie» (voir explication en A.5.1.5), d'appliquer un programme informatique approprié.

B.3.4 Limite inférieure de confiance pour B10

Calculer la limite inférieure de l'intervalle de confiance à $(1-\gamma)*100\% = 95\%$ de B_{10} (voir 10.5 de l'IEC 61649:2008 pour de plus amples informations):

$$\begin{aligned} h_1 &= -2,2504 \\ x &= u_{0,05} = 1,6449 \\ \delta_1 &= 3,3955 \\ Q_1 &= 0,6099 \\ B_{10}|_{lower\ limit} &= Q_1 \hat{B}_{10} = 9,789 \times 10^3 \end{aligned}$$

B.3.5 Limite inférieure de confiance pour R

Calculer la limite inférieure de l'intervalle de confiance à $(1-\gamma)*100\% = 95\%$ de la fiabilité R , $R_{1-\gamma}|_{lower\ limit}$ à l'instant $t = 20 \times 10^3$ manœuvres (voir 10.6 de l'IEC 61649:2008 pour de plus amples informations):

$$\begin{aligned} C_t &= 2,5828 \\ A_0 &= 6,08690 \\ R_{0,95}|_{lower\ limit} &= \exp\left(-\exp\left[-C_t + x\sqrt{\frac{A_0}{r}}\right]\right) = 0,8293 \end{aligned}$$

B.4 Étude de cas de WeiBayes

Trois relais sont utilisés pendant un essai périodique pour vérifier la fiabilité d'une série de relais. La valeur de β est issue d'un essai de type avec l'analyse de Weibull ($\eta = 65000$ cycles, $B_{10} = 25000$ cycles, $\beta = 2,4$). Les relais sont soumis à l'essai à 56 612 manœuvres, 69 765 manœuvres et 71 957 manœuvres. Aucune défaillance d'ouverture, aucune défaillance de fermeture et aucune défaillance de l'isolation ne sont enregistrées. En prenant pour hypothèse la valeur $\beta = 2,4$ et les manœuvres enregistrées sur les trois relais pendant l'essai périodique, la durée de vie caractéristique peut être estimée pour une solution de WeiBayes.

$$\eta_{63,3\%} = \left[\frac{(56612)^{2,4} + (69765)^{2,4} + (71957)^{2,4}}{1} \right]^{1/2,4} = 105247 \text{ cycles}$$

$$\eta_{90\%} = \left[\frac{(56612)^{2,4} + (69765)^{2,4} + (71957)^{2,4}}{2,3} \right]^{1/2,4} = 74386 \text{ cycles}$$

Les courbes de WeiBayes sont tracées à la Figure B.3. Il peut être établi avec un niveau de confiance de 63 % que la loi de Weibull pour les relais nouvellement soumis à l'essai est à la droite de la courbe de 63 %. Ce niveau de confiance est donc nettement meilleur que celui des relais issus de l'essai de type. En conséquence, il peut être établi avec un niveau de confiance de 90 % que la loi de Weibull pour les relais nouvellement soumis à l'essai est à la droite de la courbe de 90 %.

Il est possible de formuler l'hypothèse que cet essai périodique confirme la même fiabilité des relais initialement soumis à l'essai sans pour autant pouvoir le prouver avec cet échantillon de données. Plus ces relais sont soumis à de nombreuses manœuvres sans présenter de défaillance, plus la courbe de WeiBayes se décale vers la droite et plus l'assurance obtenue

est grande. Dans ce cas, l'hypothèse de la pente est basée sur un modèle établi de défaillance de Weibull.

NOTE 1 Dans le cadre de l'évaluation finale des résultats de WeiBayes, il est conseillé de prendre en compte toutes les grandeurs d'influence.

NOTE 2 Aucun exemple de WeiBayes avec défaillances n'est prévu.

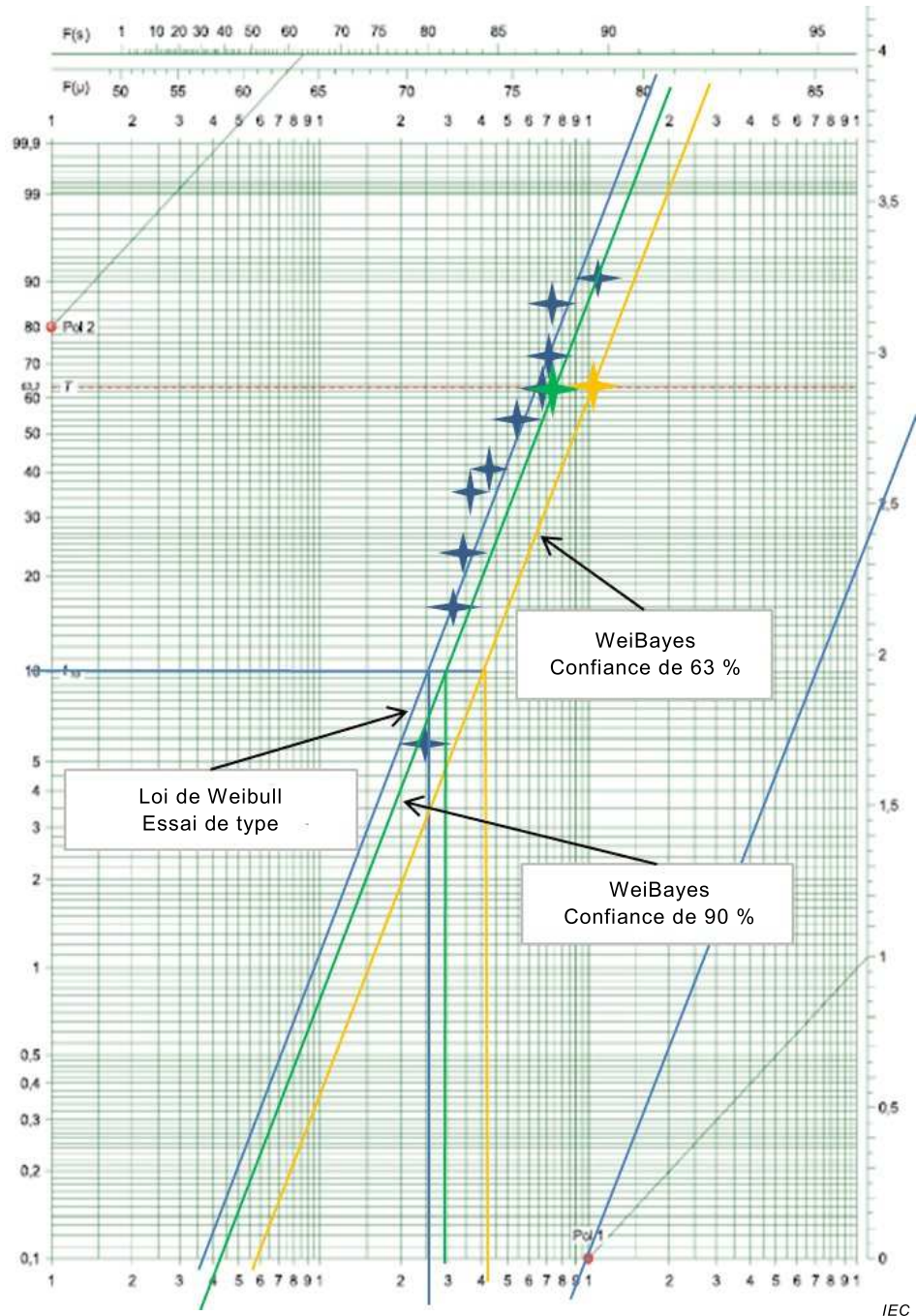


Figure B.3 – Essai de type par rapport à l'essai périodique analysé de WeiBayes

Annexe C (informative)

Tableaux statistiques

C.1 Table de fonction gamma

La fonction gamma est définie en 2.56 de l'ISO 3534-1:2006.

Le Tableau C.1 donne la valeur de $\Gamma(1 + 1/k)$ en fonction de k . Pour les valeurs k non énumérées dans ce tableau, une interpolation linéaire est acceptable.

Tableau C.1 – Valeurs de la fonction gamma

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

C.2 Fractiles de la distribution normale

Le Tableau C.2 donne les valeurs des fractiles de la distribution normale u_p pour des valeurs communément exigées de l'argument p .

Tableau C.2 – Fractiles de la distribution normale

<i>P</i>	0,010	0,025	0,050	0,100
<i>u_p</i>	2,3263	1,9600	1,6449	1,2816

Où $u_p = -u_{1-p}$ pour une distribution normale.

Annexe D (informative)

Traitement concluant – Essai sans défaillance

D.1 Généralités

Les analyses de Weibull constituent un outil utile et puissant pour obtenir des réponses relatives au fonctionnement du produit et peuvent permettre d'identifier les modes de défaillance, notamment en cas de plusieurs manœuvres de base.

Cependant, deux autres questions s'avèrent très souvent plus importantes:

Combien d'échantillons doivent être soumis à l'essai, pour combien de manœuvres, pour garantir une endurance électrique exigée sans qu'aucune défaillance n'intervienne pendant l'essai d'endurance électrique? Ceci conduit à poser les deux questions principales suivantes:

- Combien d'échantillons doivent être soumis à l'essai pour un nombre spécifié de manœuvres? ou
- Combien de temps l'essai doit-il durer avec un nombre spécifié d'échantillons sans aucune défaillance?

D.2 Niveau de confiance et fiabilité minimale

Pour obtenir une estimation de la fiabilité d'un composant ou d'un assemblage, des essais sont effectués avec un nombre limité d'échantillons, sur la base de données historiques, avant la production effective en série.

Il s'agit d'une méthode fiable de détection de pannes de conception de base et/ou de fabrication.

Par ailleurs, la probabilité de détection des pannes survenant de façon aléatoire ou à faible fréquence est faible si une charge considérablement plus élevée ne peut être appliquée dans l'essai.

La fonction de distribution cumulée (CDF) ou fraction défaillante attendue au cycle c d'une éprouvette est:

$$F(c) = 1 - e^{-(c/\eta)^\beta} = 1 - R(c) \quad (D.1)$$

La fonction de fiabilité $R(c)$ ou fraction survivante attendue au cycle c est:

$$R(c) = (1 - F(c))^\frac{1}{n} = e^{-(c/\eta)^\beta} \quad (D.2)$$

Une fiabilité $R_{(a)}$ s'applique pour la durée de vie utile définie $c_{(a)}$:

$$R_{(a)} = e^{-(c_{(a)}/\eta)^\beta} \quad (D.3)$$

L'établissement d'un rapport d'égalité entre les deux relations et la définition du facteur de prorogation de la durée de vie $L_v = c / c_{(a)}$ entraînent:

$$\frac{R(c)}{R(a)} = \frac{e^{-(c/\eta)^\beta} R(c)}{e^{-(c(a)/\eta)^\beta} R(a)} = \frac{e^{-(c/\eta)^\beta}}{e^{-(c(a)/\eta)^\beta}} \quad \rightarrow \quad \frac{\ln(R(c))}{\ln(R(a))} = \frac{\ln(1-F(c))}{\ln(R(a))} = \frac{-(c/\eta)^\beta}{-(c(a)/\eta)^\beta} = L_v^\beta$$

Avec le facteur de prorogation de la durée de vie:

$$L_v = \beta \sqrt{\frac{1}{n} \frac{-(c/\eta)^\beta}{-(c(a)/\eta)^\beta}} = \beta \sqrt{\frac{1}{n} \frac{\ln(1-F(c))}{\ln(R(a))}} \quad \rightarrow \quad n_{\text{test}} = L_v \times n_{\text{nom}}$$

D.3 Exemple

Les données historiques fournissent le facteur de forme β ainsi que le nombre exigé de manœuvres:

$$\beta = 2$$

$$c = 100\,000 \text{ cycles}$$

Avec les paramètres choisis suivants:

$$\text{Nombre d'échantillons} \quad n = 10$$

$$\text{Niveau de confiance} \quad F(c) = 0,90$$

$$\text{Fiabilité} \quad R(a) = 0,90$$

$$L_v = 1,478$$

L'essai doit donc comporter jusqu'à environ 148 000 manœuvres sans aucune défaillance.

Selon le tableau suivant, la variation du nombre d'échantillons donne lieu aux exigences suivantes applicables aux cycles de vie réalisés avec les mêmes niveaux de confiance et de fiabilité.

Tableau D.1 – Nombre d'échantillons et cycles de vie

Nombre d'échantillons	Facteur de prorogation du cycle de vie	Cycles de vie
5	2,091	209 000
6	1,909	191 000
8	1,653	165 000
10	1,478	148 000
15	1,207	121 000
20	1,045	105 000
25	0,935	93 000
30	0,854	85 000
35	0,790	79 000
40	0,739	74 000
45	0,697	70 000
50	0,661	66 000
55	0,630	63 000
60	0,604	60 000

Bibliographie

IEC 60050-191:1990, *Vocabulaire Électrotechnique International – Chapitre 191: Sûreté de fonctionnement et qualité de service*

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

IEC 60605-4:2001, *Essai de fiabilité des équipements – Partie 4: Méthodes statistiques de distribution exponentielle – Estimateurs ponctuels, intervalles de confiance, intervalles de prédiction et intervalles de tolérance*

IEC 60605-6:2007, *Essais de fiabilité des équipements – Partie 6: Tests pour la validité et l'estimation du taux de défaillance constant et de l'intensité de défaillance constante*

IEC 61810-2-1, *Relais électromécaniques élémentaires – Partie 2-1: Fiabilité – Procédure de vérification des valeurs de B_{10}*

IEC 61810-3, *Relais électromécaniques élémentaires – Partie 3: Relais à contacts guidés (liés mécaniquement)*

IEC 62061, *Sécurité des machines – Sécurité fonctionnelle des systèmes de commande électriques, électroniques et électroniques programmables relatifs à la sécurité*

ISO 13849-1:2015, *Sécurité des machines – Parties des systèmes de commande relatives à la sécurité – Principes généraux de conception*

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

ISO 3534 (toutes les parties), *Statistique – Vocabulaire et symboles*

ISO 3534-1:2006, *Statistique – Vocabulaire et symboles – Partie 1: Termes statistiques généraux et termes utilisés en calcul des probabilités*

H. Shiomi, T. Mitsuhashi, M. Saito, A Masuda, *How to use probability paper in reliability*, 1983 (document disponible en japonais seulement)

INTERNATIONAL
ELECTROTECHNICAL
COMMISSION

3, rue de Varembé
PO Box 131
CH-1211 Geneva 20
Switzerland

Tel: + 41 22 919 02 11
Fax: + 41 22 919 03 00
info@iec.ch
www.iec.ch