

**INTERNATIONAL
STANDARD**

**IEC
CEI**

**NORME
INTERNATIONALE**

60605-6

Third edition
Troisième édition
2007-05

Equipment reliability testing –

**Part 6:
Tests for the validity and estimation
of the constant failure rate
and constant failure intensity**

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**



Reference number
Numéro de référence
IEC/CEI 60605-6:2007



THIS PUBLICATION IS COPYRIGHT PROTECTED

Copyright © 2007 IEC, Geneva, Switzerland

All rights reserved. Unless otherwise specified, no part of this publication may be reproduced or utilized in any form or by any means, electronic or mechanical, including photocopying and microfilm, without permission in writing from either IEC or IEC's member National Committee in the country of the requester.

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

Droits de reproduction réservés. Sauf indication contraire, aucune partie de cette publication ne peut être reproduite ni utilisée sous quelque forme que ce soit et par aucun procédé, électronique ou mécanique, y compris la photocopie et les microfilms, sans l'accord écrit de la CEI ou du Comité national de la CEI du pays du demandeur.

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

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

About the IEC

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

About IEC publications

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

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

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 It also gives information on projects, withdrawn and replaced publications.

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

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

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

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

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

A propos de la CEI

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

A propos des publications CEI

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

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

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

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

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

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

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

Email: csc@iec.ch
Tél.: +41 22 919 02 11
Fax: +41 22 919 03 00

INTERNATIONAL
STANDARD

IEC
CEI

NORME
INTERNATIONALE

60605-6

Third edition
Troisième édition
2007-05

Equipment reliability testing –

**Part 6:
Tests for the validity and estimation
of the constant failure rate
and constant failure intensity**

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**



Commission Electrotechnique Internationale
International Electrotechnical Commission
Международная Электротехническая Комиссия

PRICE CODE
CODE PRIX

X

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

CONTENTS

FOREWORD.....	4
INTRODUCTION.....	6
1 Scope.....	7
2 Normative references.....	7
3 Terms and definitions.....	7
4 Symbols.....	8
5 Requirements.....	9
6 Test for constant failure rate.....	9
6.1 General remark concerning Clause 6.....	9
6.2 Statistical test for constant failure rate.....	10
6.3 Probability plot.....	12
6.4 Total time on test plot.....	12
6.5 Hazard plot.....	13
6.6 Action to be taken if constant failure rate assumption is rejected.....	14
7 Test for constant failure intensity.....	15
7.1 General remark concerning Clause 7.....	15
7.2 Test for constant failure intensity for a single repaired item.....	15
7.3 Test for constant failure intensity for multiple repaired items.....	16
7.4 $M(t)$ plot.....	18
7.5 Action to be taken if the constant failure intensity assumption is rejected.....	19
Annex A (informative) Examples of the procedures given in this standard.....	20
Annex B (informative) Example of $M(t)$ analysis for field data.....	34
Annex C (informative) Preparation of field data for $M(t)$ analysis.....	39
Bibliography.....	43
Figure 1 – Tests for constant failure rate – Chart showing structure of Clause 6.....	10
Figure 2 – Tests for constant failure intensity – Chart showing structure of Clause 7.....	15
Figure A.1 – Probability plot to check constancy of failure rate.....	26
Figure A.2 – Hazard plot to examine constancy of failure rate.....	28
Figure A.3 – $M(t)$ plot for three repaired items.....	30
Figure A.4 – $M(t)$ plot with 95 % confidence intervals.....	31
Figure A.5 – TTT plot to examine constancy of failure rate.....	33
Figure B.1 – Population of systems in use as function of operational time.....	35
Figure B.2 – Repair per month as percentage of population in use.....	36
Figure B.3 – $M(t)$ plot.....	37
Figure B.4 – $M(t)$ curve with 99 % confidence limits.....	38
Figure B.5 – Number of repairs per phone.....	38

Table 1 – Critical value U_α as a function of α	11
Table 2 – Computation of times to failure for multiple repaired items.....	17
Table 3 – Quantiles for standardized normal distribution	19
Table A.1 – Twenty ordered times to failure out of 40 tested items.....	20
Table A.2 – Accumulated times to failure.....	20
Table A.3 – Time ordered sequence of failure times	21
Table A.4 – Accumulated times to failure.....	21
Table A.5 – Eight times at which item failures occurred	22
Table A.6 – Accumulated times to failure.....	23
Table A.7 – Failure data for multiple copy of repaired item.....	23
Table A.8 – Worksheet for computations	24
Table A.9 – Times to failure from test of non-repaired item	25
Table A.10 – Worksheet with calculations.....	25
Table A.11 – Ten ordered times with multiple modes	27
Table A.12 – Worksheet and calculations	28
Table A.13 – Failure times for three identical items of repaired item.....	29
Table A.14 – Worksheet with computations for $M(t)$	29
Table A.15 – Worksheet with computations for confidence intervals for $M(t)$	30
Table A.16 – Confidence intervals for $M(t)$	31
Table A.17 – Times to failure.....	32
Table A.18 – Worksheet and calculations	33

INTERNATIONAL ELECTROTECHNICAL COMMISSION

EQUIPMENT RELIABILITY TESTING –**Part 6: Tests for the validity and estimation
of the constant failure rate and constant failure intensity**

FOREWORD

- 1) The International Electrotechnical Commission (IEC) is a worldwide organization for standardization comprising all national electrotechnical committees (IEC National Committees). The object of IEC is to promote international co-operation on all questions concerning standardization in the electrical and electronic fields. To this end and in addition to other activities, IEC publishes International Standards, Technical Specifications, Technical Reports, Publicly Available Specifications (PAS) and Guides (hereafter referred to as “IEC Publication(s)”). Their preparation is entrusted to technical committees; any IEC National Committee interested in the subject dealt with may participate in this preparatory work. International, governmental and non-governmental organizations liaising with the IEC also participate in this preparation. IEC collaborates closely with the International Organization for Standardization (ISO) in accordance with conditions determined by agreement between the two organizations.
- 2) The formal decisions or agreements of IEC on technical matters express, as nearly as possible, an international consensus of opinion on the relevant subjects since each technical committee has representation from all interested IEC National Committees.
- 3) IEC Publications have the form of recommendations for international use and are accepted by IEC National Committees in that sense. While all reasonable efforts are made to ensure that the technical content of IEC Publications is accurate, IEC cannot be held responsible for the way in which they are used or for any misinterpretation by any end user.
- 4) In order to promote international uniformity, IEC National Committees undertake to apply IEC Publications transparently to the maximum extent possible in their national and regional publications. Any divergence between any IEC Publication and the corresponding national or regional publication shall be clearly indicated in the latter.
- 5) IEC provides no marking procedure to indicate its approval and cannot be rendered responsible for any equipment declared to be in conformity with an IEC Publication.
- 6) All users should ensure that they have the latest edition of this publication.
- 7) No liability shall attach to IEC or its directors, employees, servants or agents including individual experts and members of its technical committees and IEC National Committees for any personal injury, property damage or other damage of any nature whatsoever, whether direct or indirect, or for costs (including legal fees) and expenses arising out of the publication, use of, or reliance upon, this IEC Publication or any other IEC Publications.
- 8) Attention is drawn to the Normative references cited in this publication. Use of the referenced publications is indispensable for the correct application of this publication.
- 9) Attention is drawn to the possibility that some of the elements of this IEC Publication may be the subject of patent rights. IEC shall not be held responsible for identifying any or all such patent rights.

International Standard IEC 60605-6 has been prepared by IEC technical committee 56: Dependability.

This third edition cancels and replaces the second edition, published in 1997, and constitutes a technical revision.

The major technical changes with respect to the previous edition concern the inclusion of corrected formulae for tests previously included in a corrigendum, and the addition of new methods for the analysis of multiple items.

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

FDIS	Report on voting
56/1181/FDIS	56/1191/RVD

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

A list of all the parts in the IEC 60605 series, under the general title *Equipment reliability testing*, can be found on the IEC website.

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

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

INTRODUCTION

The techniques given in this part of IEC 60605 for testing constant failure rate or constant failure intensity assumptions are numerical and graphical procedures. The graphical methods allow patterns, such as early failures and non-constant failure rates and intensities, to be identified and estimated. The techniques are appropriate for analysing test or field data.

EQUIPMENT RELIABILITY TESTING –

Part 6: Tests for the validity and estimation of the constant failure rate and constant failure intensity

1 Scope

This standard specifies procedures to verify the assumption of a constant failure rate or constant failure intensity, as defined in IEC 60050(191), and to identify patterns in the failure rate or intensity. These procedures are applicable whenever it is necessary to verify such assumptions. This may be due to a requirement or for the purpose of assessing any variation with time of the failure rate or failure intensity.

The objectives of the methods specified in this standard are as follows:

- to test whether the times to failure of non-repaired items are exponentially distributed, i.e. the failure rate is constant;
- to test whether the times between failures of repaired item(s) have any time trend, i.e. the failure intensity does not exhibit an increasing or decreasing trend;
- to construct graphs that allow the patterns in the failure rate or failure intensity to be displayed, with a view to verifying whether they can be assumed constant, to estimate their values or to identify the nature of any departure from constancy.

2 Normative references

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

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

3 Terms and definitions

For the purposes of this document, the terms and definitions given in IEC 60050(191) apply. However, the following clarifications should be noted:

- a) the term "time" can refer to length, cycles or other quantities;
- b) the term "failure" can also refer to other specified events such as repair completion or any other particular event;
- c) the term "failure rate" is used to mean the instantaneous failure rate, also known as the hazard function;
- d) the procedures are applicable for time-to-failure data collected from both test as well as from in the field. In this standard, the term "test" is used in Clauses 6 and 7 and can refer to time data collected from both test as well as from in the field.

4 Symbols

i, j, k, l	indicator variables
H_i	cumulative hazard function at i -th time to failure
$M(T_j)$	mean accumulated number of failures at time T_j
$M(t)$	mean accumulated number of failures per 100 systems
m	number of unique times to failure accumulated over all repaired items
$N(T_i)$	total number of items on test or in use at time T_i
$N_i(T_j)$	indicator variable, set to 1 if failure of i -th item is observed at time T_j , set to 0 if failure of i -th item is not observed at time T_j
n	sample size, the total number of non-repaired items tested for constant failure rate
$R(i, n)$	estimate of the reliability at the i -th ordered time to failure t_i used by the graphical procedure when testing n items for constant failure rate
R_i	reliability function computed for i -th ordered failure
r	number of relevant failures during test
$r(T_i)$	total number of failures for multiple repaired items at time T_i
$r_i(T_j)$	number of failures for item i at accumulated time T_j
r_k	number of relevant failures during test for k -th item
S_i	total time on test value for i -th time to failure
S_0	initialization value for total time on test value, where $S_0 = 0$
T_i	accumulated time to the i -th relevant failure
T_r	total time accumulated to the r -th failure
T_{ij}	accumulated time to j -th failure of i -th item
T_j	ordered accumulated time to j -th failure $T_1 < T_2 < \dots < T_m$
T^*	total time accumulated on test time
T_k^*	total time accumulated on test for k -th repaired item
t_i	time corresponding to the i -th ordered failure, used when testing n items for constant failure rate
t^*	termination time of test for constant failure rate
U	value of the statistic calculated from observed values, used when testing for constant failure intensity or constant failure rate
U_α	α quantile of the standardized normal distribution

$Var(T_j)$	variance of $M(T_j)$ used in the calculation of the confidence interval
Z_i	normalized total time on test value for i -th failure
α	risk of wrongly rejecting the assumption that the (instantaneous) failure rate or the (instantaneous) failure intensity are constant, when they really are constant, often known as the significance level.

5 Requirements

In order for the procedures specified in this standard to be valid, the following requirements shall be satisfied.

When testing n non-repaired items, for the constant failure rate assumption,

- for the numerical procedures, at least six *times to failure* are required;
- for the graphical procedure, at least four *times to failure* are required.

When testing one or more repaired items, for the constant failure intensity assumption,

- for the numerical procedures, at least six *times between failures* are required;
- for the graphical procedure, at least four *times between failures* are required.

NOTE 1 For repaired items, the repair time is assumed to be negligible.

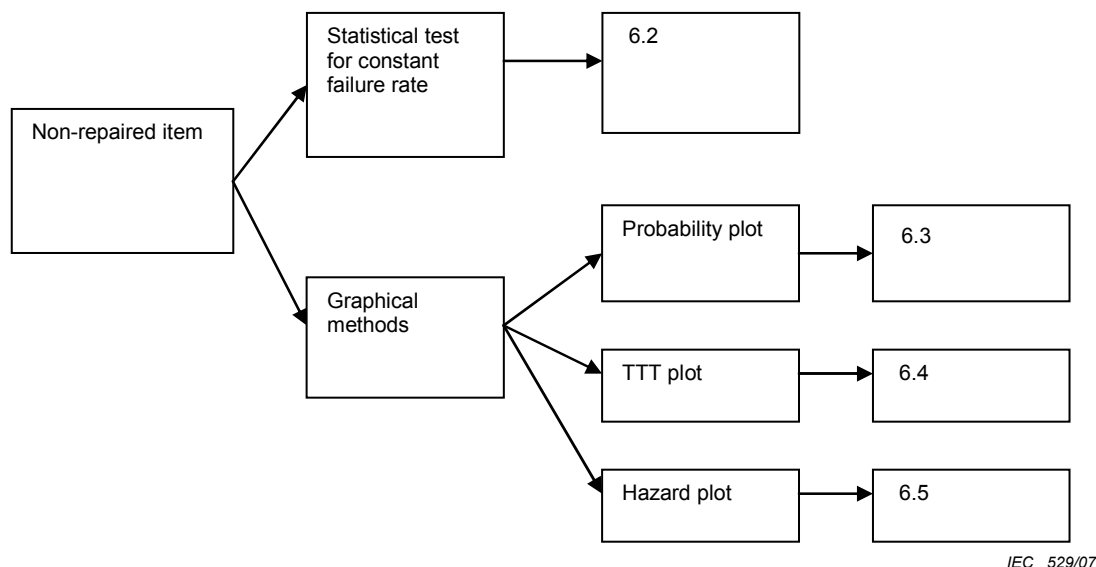
NOTE 2 Numerical procedures are given in the statistical tests for constant failure rate and constant failure intensity (see 6.2, 7.2 and 7.3) and the confidence intervals (see 7.4). Graphical procedures are outlined in the plotting methods given in Clauses 6 and 7.

NOTE 3 The justification of the minimum number of failures can be found in the references given in the Bibliography.

6 Test for constant failure rate

6.1 General remark concerning Clause 6

This clause deals with tests for constant failure rate for non-repaired items. The test procedure is shown in the form of a chart (see Figure 1).



**Figure 1 – Tests for constant failure rate –
Chart showing structure of Clause 6**

A formal statistical test for constant failure rate is given for tests terminated at a predetermined time or failure.

Three graphical procedures are given as follows:

- a) the probability plot is based on a linear transformation of the exponential distribution function and is suitable when the set of times to failure are known for every non-repaired item tested or when the test of all items is terminated at a predetermined time or failure;
- b) the total time on test plot (TTT plot) is an empirical and scale-independent plot suitable for data where the times to failure are known for all non-repaired items;
- c) the hazard plot is a linear transformation of the cumulative hazard function for the exponential distribution and is appropriate when the set of times to failure are known for every non-repaired item tested, when the test of all items is terminated at a predetermined time or failure, or when the times to failure of a non-repaired item are mixed with the running times for items that have been removed from test at arbitrary points.

6.2 Statistical test for constant failure rate

This subclause applies when a sample of n items is put on test that is terminated at the time of a pre-specified number of failures, r (failure terminated), or at a pre-specified time, t^* (time terminated).

The operating environment shall be the same for all the items tested. At the end of the testing period, not all of the items will have necessarily failed. There will be a total of r recorded relevant times to failure.

Step 1

Order the times to failure in increasing order of magnitude and denote the ordered sample t_1, t_2, \dots, t_r .

For $i = 1$ to r , compute the accumulated time to the i -th failure as

$$T_i = \sum_{k=1}^i t_k + (n-i) t_i$$

For failure terminated tests, the total time accumulated on test at the r -th failure is given by

$$T_r = \sum_{k=1}^r t_k + (n-r) t_r$$

and for time terminated tests, the total time accumulated on test at t^* is given by

$$T^* = \sum_{k=1}^r t_k + (n-r) t^*$$

Step 2

For each relevant accumulated test time T_i compute the appropriate quantity U .

If failure terminated then

$$U = \frac{\sum_{i=1}^{r-1} T_i - (r-1) \frac{T_r}{2}}{T_r \sqrt{\frac{r-1}{12}}}$$

If time terminated then:

$$U = \frac{\sum_{i=1}^r T_i - r \frac{T^*}{2}}{T^* \sqrt{\frac{r}{12}}}$$

Step 3

Specify the significance level α to reject wrongly the assumption of constant failure rate, given that it really is constant. Recommended values of α are given in Table 1.

Table 1 – Critical value U_α as a function of α

α	Critical value of U_α
0,025	2,24
0,050	1,96
0,100	1,64

Step 4

Reject the assumption of constant failure rate if the absolute value of U is greater than the critical value given in Table 1. Otherwise, the assumption is not rejected.

Large positive values of U occur whenever there is an increasing failure rate. Conversely, large negative values of U occur whenever the failures occur at a decreasing rate.

6.3 Probability plot

This method is appropriate when the set of times to failure are known for every non-repaired item tested or when the test of all items is terminated at a predetermined time or failure.

Step 1

Order the times to failure events t_1, t_2, \dots, t_r from smallest to largest.

Step 2

Calculate the auxiliary function $R(i, n)$ where i is the index of the corresponding time to failure t_i , and n is the sample size corresponding to the number of non-repaired items tested:

$$R(i, n) = \frac{n - i + 0,7}{n + 0,4}$$

NOTE It should be noted that $R(i, n)$ is an estimate of the reliability at the i -th ordered time to failure t_i when testing n items for constant failure rate. Strictly the auxiliary function is an estimator of the reliability function and conventionally would be represented by $\hat{R}(i, n)$. However the 'hats' have been omitted within this standard as there is no need to distinguish between the estimate and the true value.

Step 3

Plot the logarithm of $R(i, n)$ against the corresponding time to failure or plot the auxiliary function $R(i, n)$ on the logarithmic scale of a semi-log paper.

NOTE Special probability paper can be used to construct the exponential probability plot.

Step 4

If the plot of this function looks linear, then there is no evidence to reject the assumption that the failure rate is constant and the failure rate may be estimated as the absolute value of the slope of the line. If the plot does not look linear then the assumption of constant failure rate should be rejected.

6.4 Total time on test plot

The method is appropriate when the set of times to failure are known for every non-repaired item tested.

Step 1

Order the times to failure events t_1, t_2, \dots, t_n from smallest to largest, where $t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_n$.

Step 2

Calculate the total time on test (TTT) values, $S_i, i = 1, 2, \dots, n$, corresponding to each time to failure, setting $S_0 = 0$:

$$S_i = nt_1 + (n-1)(t_2 - t_1) + \dots + (n-i+1)(t_i - t_{i-1})$$

Step 3

Normalize the TTT-values by calculating

$$Z_i = \frac{S_i}{S_n}$$

Step 4

Plot the normalized TTT-values Z_i against the proportion of items that have failed by this time, $\frac{i}{n}$, for $i = 1, 2, \dots, n$, on linear scale paper and join the plotted points by line segments.

Step 5

If the TTT plot looks linear, then there is no evidence to reject the assumption that the failure rate is constant and the failure rate may be estimated as the absolute value of the slope of the line. If the plot does not look linear, then the assumption of constant failure rate should be rejected.

6.5 Hazard plot

This method is appropriate when the set of times to failure are known for every non-repaired item tested or when the test of all items is terminated at a predetermined time or failure. This method is also appropriate when the times to failure of non-repaired items are mixed with the running times for items that have been removed from test at arbitrary points.

Step 1

Order the event times, both failure and running, from smallest to largest and denote the i -th ordered time by t_i (i.e. $t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_i \leq \dots \leq t_n$).

Step 2

Compute the reverse ranks of all the times, $n, n-1, n-2, \dots, 2, 1$, where n represents the number of events. The reverse rank of the i -th event is given by $n-i+1$.

Step 3

Calculate the hazard function at each failure time only as the ratio of 100 to the corresponding reverse rank. Hence the hazard function at the i -th time, corresponding to a failure, is given by

$$\frac{100}{n-i+1}$$

Step 4

Calculate the cumulative hazard (H_i) at each failure time as the sum of the hazard function at that time plus the preceding cumulative hazard.

Step 5

Plot the cumulative hazard against the corresponding time to failure on linear scale paper.

NOTE 1 Only the times to failure should be plotted and not the running times. The running times are used to estimate the position of the hazard only.

NOTE 2 It is possible to express the cumulative hazard function as the reliability function using the relationship $R_i = \exp(-H_i)$ and hence construct a probability plot as in 6.3.

NOTE 3 Special hazard plotting paper may be used to construct the exponential hazard plot.

Step 6

If the plot of this function looks linear, then there is no evidence to reject the assumption that the failure rate is constant and the failure rate may be estimated as the absolute value of the slope of the line. If the plot does not look linear, then the assumption of constant failure rate should be rejected.

NOTE In testing for constant failure rate, only the slope of the line is important and not the value of the intercept.

6.6 Action to be taken if constant failure rate assumption is rejected

If the constant failure rate assumption is rejected, it is recommended that the data be further analysed in order to determine the possible cause. Numerical analysis should, wherever possible, be supported by physical investigations and engineering considerations.

The items may be subject to wear-out in the time interval considered, or a mechanism inducing early failures may be present. There is also the possibility that the items do not come from a homogeneous population, in which case there may be a mixture of several failure rates related to different failure modes, for example from weak and strong populations. All these situations deserve further investigation.

If wear-out or early failures are suspected, the procedures of IEC 61649 should be used for non-repaired items and IEC 61710 should be used for repaired items. If, on the other hand, a mixture of populations is suspected, efforts should be made to identify and separate the different populations, and to analyse these separately.

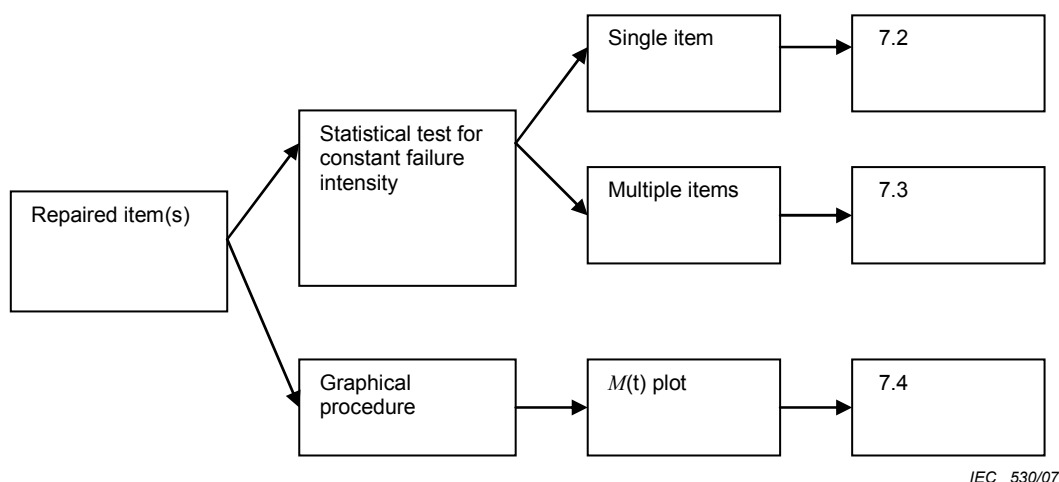
Whatever the cause for the rejection of the constant failure rate assumption, compliance methods that require this assumption should not be applied.

NOTE If the constant failure rate assumption is not rejected, the conclusion is that the times to failure have not been proven to deviate from the exponential assumption. This may often occur when a small number of failures are observed.

7 Test for constant failure intensity

7.1 General remark concerning Clause 7

This clause applies to repaired item(s) where the sequence of times between failures is recorded. Testing for constant failure intensity implies that the sequence of times between successive relevant failures exhibits neither an increasing nor a decreasing trend. If no such trend exists, then the item can be considered as being renewed after each repair. The test procedure is shown in the form of a chart (see Figure 2).



**Figure 2 – Tests for constant failure intensity –
Chart showing structure of Clause 7**

Two formal statistical tests for constant failure intensity are given:

- a) single repaired items corresponding to a single system or multiple copies of the same system operating in nominally identical environments;
- b) multiple repaired items corresponding to multiple systems of the same type but operating in different environments.

One graphical procedure is given, and it is appropriate when data are available for one or more repaired items, even when they have been observed for different lengths of time.

NOTE The failure intensity of large complex systems can be constant even if the component parts do not have constant failure rates. For example, approximately constant failure intensity can be observed for a repairable item even though the components in the item are wearing out.

7.2 Test for constant failure intensity for a single repaired item

This numerical procedure requires that there are at least six relevant successive failures recorded during the testing time T^* .

Step 1

For a repaired item, the accumulated time to the i -th failure is T_i . This procedure can be applied either at the time of the last failure T_r or at any other later time T^* during which the item continues to perform its function.

NOTE The time between successive failures is given by $t_i = T_i - T_{i-1}$.

Step 2

For each relevant accumulated failure time, T_i , compute the statistic U .

If $T^* > T_r$ then

$$U = \frac{\sum_{i=1}^r T_i - r \frac{T^*}{2}}{T^* \sqrt{\frac{r}{12}}}$$

If $T^* = T_r$ then

$$U = \frac{\sum_{i=1}^{r-1} T_i - (r-1) \frac{T_r}{2}}{T_r \sqrt{\frac{r-1}{12}}}$$

Step 3

Specify the significance level α of wrongly rejecting the assumption of constant failure intensity, given that it really is constant. Recommended values of α are given in Table 1.

Step 4

Reject the assumption of constant failure intensity if the absolute value of U is greater than the critical value given in Table 1. Otherwise, the assumption is not rejected.

Under the no-trend assumption, i.e. assuming the failure intensity is constant over time, the statistic U follows the standardized normal distribution. Large absolute values of U constitute evidence to reject this assumption.

Large positive values of U occur whenever there is a decreasing trend in times between successive failures. Conversely, large negative values of U occur whenever these times have an increasing trend, i.e. they become longer since the failure intensity becomes smaller.

NOTE Not rejecting the constant failure intensity assumption should not be interpreted as implying that the times between successive failures of a repaired item follow an exponential distribution. The only conclusion that can be drawn is that these times have not been proven to exhibit a trend. Although this is consistent with exponentially distributed times between failures, other distributions are also consistent with a trendless intensity.

7.3 Test for constant failure intensity for multiple repaired items

This procedure is an extension of the method given in 7.2. It is appropriate when data are available for multiple repaired items and the constancy of the failure intensity of each is to be examined.

Step 1

For each item, note the accumulated time until the end of the observation, the total number of failures observed and the times of their occurrence as shown in Table 2.

Table 2 – Computation of times to failure for multiple repaired items

Item	Accumulated time until end of observation period	Total number of failures within observation period	Times of j -th failure occurrence, $j = 1, 2, \dots, r_i$
i	T_i^*	r_i	
1	T_1^*	r_1	T_{1j}
2	T_2^*	r_2	T_{2j}
3	T_3^*	r_3	T_{3j}
k	T_k^*	r_k	T_{kj}

NOTE If some items are observed only to the r -th failure, then set $T^* = T_r$ for that item and set $r = r - 1$ in the subsequent calculations for that item only.

Step 2

Compute the statistic U :

$$U = \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{r_i} T_{ij} - 0,5(r_1 T_1^* + r_2 T_2^* + \dots + r_k T_k^*)}{\sqrt{\frac{1}{12}(r_1 T_1^{*2} + r_2 T_2^{*2} + \dots + r_k T_k^{*2})}}$$

Step 3

Specify the significance level α to reject wrongly the assumption of constant failure intensity, given that it really is constant. Recommended values of α are given in Table 1.

Step 4

Reject the assumption of constant failure intensity for all identical items if the absolute value of U is greater than the critical value given in Table 1. Otherwise, the assumption is not rejected.

Under the no-trend assumption, i.e. assuming the failure intensity is constant over time, the U statistic follows the standardized normal distribution. Large absolute values of U constitute evidence to reject this assumption.

Large positive values of U occur whenever there is a decreasing trend in times between successive failures in any of the identical items. Conversely, large negative values of U occur whenever these times have an increasing trend, i.e. they become longer since the failure intensity becomes smaller, in any of the identical items.

NOTE Not rejecting the constant failure intensity implies only that there is insufficient evidence to reject the claim that the failure intensities of all the identical items are constant.

7.4 $M(t)$ plot

This plotting method is appropriate when data are available for one or more repaired items, even when they have been observed for different lengths of time. The $M(t)$ plot allows patterns in the failure intensity to be identified. This can help to establish whether the failure intensity is constant and complements the numerical methods given in 7.2 and 7.3. The $M(t)$ plot also allows other patterns in the failure intensity to be identified, such as decreasing failure intensity (early life failures).

NOTE The $M(t)$ approach provides an empirical analysis of the observed failures for repaired items. It need not make any assumptions about the form of the underlying process from which the data have been generated. $M(t)$ analysis provides a simple means of identifying patterns in the failure intensity applicable to the general case for multiple repaired items and can be useful to detect departures from constancy.

Step 1

Order accumulated time to the j -th failure of the i -th item T_{ij} from shortest to longest where $i = 1, 2, \dots, k$.

Step 2

Identify m , the number of unique accumulated failure times over all items.

Step 3

Denote the ordered accumulated time to j -th failure over all items by $T_j, j = 0, 1, \dots, m$, $T_1 < T_2 < \dots < T_m$.

Step 4

Compute $r_i(T_j)$ number of failures for item i at accumulated time T_j .

Step 5

Define $N_i(T_j)$ to be an indicator variable, set to 1 if i -th item is observed at time T_j , set to 0 if i -th item is not observed at time T_j .

Step 6

Compute the mean accumulated number of failures at time T_j to be:

$$M(T_j) = \sum_{l=1}^j \left[\frac{r(T_l)}{N(T_l)} \right]$$

where

$$r(T_j) = \sum_{i=1}^k r_i(T_j)$$

$$N(T_j) = \sum_{i=1}^k N_i(T_j)$$

Step 7

Plot $M(T_j)$ against T_j , $j = 0, 1, \dots, m$.

Step 8

A constant failure intensity corresponds to a linear pattern in this plot. Any departure from linearity implies the failure intensity is not constant.

Step 9

A two sided confidence interval can be constructed for $M(T_j)$ as follows:

$$M(T_j) \pm U_{\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(T_j)}$$

where $U_{\alpha/2}$ is the $\alpha/2$ quantile of a standardized normal distribution corresponding to a $100(1-\alpha)\%$ confidence interval, where selected values are shown in Table 3, and

$$\text{Var}(T_j) = \sum_{i=1}^k \left\{ \sum_{l=1}^j \frac{N_i(T_l)}{N(T_l)} \left[r_i(T_l) - \frac{r(T_l)}{N(T_l)} \right] \right\}^2$$

Table 3 – Quantiles for standardized normal distribution

$100(1-\alpha)\%$	$U_{\alpha/2}$
99 %	2,58
95 %	1,96
90 %	1,64

7.5 Action to be taken if the constant failure intensity assumption is rejected

If the test for constant failure intensity allows for rejection of this assumption, the interpretation is that the failure intensity is either increasing or decreasing. This may be due either to degradation of the overall system reliability or to reliability growth, after each repair. IEC 61710 gives numerical methods for modelling this degradation or growth.

Annex A
(informative)

Examples of the procedures given in this standard

A.1 Test for constant failure rate for non-repaired item

A total of 40 items are put on test at the same time. The test is halted after the 20th failure. Table A.1 contains the ordered failure times of the 20 items that failed. The methods given in 6.2 should be used to test whether the failure rate is constant.

Table A.1 – Twenty ordered times to failure out of 40 tested items

i	t_i	i	t_i	i	t_i
1	5	8	36	15	64
2	10	9	54	16	65
3	17	10	55	17	65
4	32	11	55	18	66
5	32	12	58	19	67
6	33	13	58	20	68
7	34	14	61		

Step 1

The times to failure are ordered by magnitude and the accumulated time to the i -th failure is noted as shown in Table A.2.

Table A.2 – Accumulated times to failure

i	t_i	T_i	i	t_i	T_i
1	5	200	11	55	1 958
2	10	395	12	58	2 045
3	17	661	13	58	2 045
4	32	1 216	14	61	2 126
5	32	1 216	15	64	2 204
6	33	1 251	16	65	2 229
7	34	1 285	17	65	2 229
8	36	1 351	18	66	2 252
9	54	1 927	19	67	2 274
10	55	1 958	20	68	2 295

The test is failure terminated and so $T_r = 2\ 295$.

Step 2

The value of the U statistic is given by

$$U = \frac{\sum_{i=1}^{r-1} T_i - (r-1) \frac{T_r}{2}}{T_r \sqrt{\frac{r-1}{12}}} = \frac{30\,822 - (19) \left(\frac{2\,295}{2} \right)}{2\,295 \sqrt{\frac{19}{12}}} = 3,123$$

Steps 3 and 4

At $\alpha = 10\%$ significance level, the U statistic exceeds the critical value of $U_\alpha = 1,64$ (see Table 1), therefore conclude that the assumption of constant failure rate is rejected. The positive value of the U statistic implies that there is a statistically significant increasing failure rate.

A.2 Test for constant failure rate for non-repaired items

The times to failure of a type of component are recorded on test. Twelve components are tested and observation of the components is stopped at the time of the 12-th failure. The sequence of times to failure is given in Table A.3. The methods in 6.2 should be used to test the constancy of the failure rate.

Table A.3 – Time ordered sequence of failure times

1 2 5 6 7 11 16 20 20 21 23 32

Step 1

The accumulated times to failure are computed as shown in Table A.4.

Table A.4 – Accumulated times to failure

i	t_i	T_i
1	1	1
2	2	3
3	5	8
4	6	14
5	7	21
6	11	32
7	16	48
8	20	68
9	20	88
10	21	109
11	23	132
12	32	164

Step 2

The value of the U statistic is given by

$$U = \frac{\sum_{i=1}^{r-1} T_i - (r-1) \frac{T_r}{2}}{T_r \sqrt{\frac{r-1}{12}}} = \frac{524 - (11) \left(\frac{164}{2} \right)}{164 \sqrt{\frac{11}{12}}} = \frac{-378}{157,018} = -2,407$$

Steps 3 and 4

At $\alpha = 5\%$ significance level, the absolute value of the statistic does exceed the critical value of $U_\alpha = 1,96$ (see Table 1), therefore conclude that the assumption of constant failure rate is rejected. The negative value of the test statistic indicates that there is a statistically significant decreasing failure rate.

A.3 Test for constant failure intensity of a single repaired item

A single item is tested during 6 months ($T^* = 4\,380$ h). Eight failures were recorded during this period. They occurred at the following times, T_i since the beginning of the test and are given in Table A.5. The methods in 7.2 should be used to test for constant failure intensity.

Table A.5 – Eight times at which item failures occurred

i	T_i
1	25
2	94
3	282
4	384
5	835
6	1 279
7	2 048
8	3 253

Step 1

The accumulated times to failure are computed as shown in Table A.6.

Table A.6 – Accumulated times to failure

i	T_i
1	25
2	94
3	282
4	384
5	835
6	1 279
7	2 048
8	3 253

Step 2

The value of the test statistic is given by

$$U = \frac{\sum_{i=1}^r T_i - (r) \frac{T^*}{2}}{T^* \sqrt{\frac{r}{12}}} = \frac{8\,200 - (8) \left(\frac{4\,380}{2} \right)}{4\,380 \sqrt{\frac{8}{12}}} = -2,61$$

Step 3 and 4

At $\alpha = 10\%$ significance level, the absolute test statistic exceeds the critical value of $U_\alpha = 1,64$ (see Table 1), therefore conclude that the assumption of constant failure intensity is rejected. The negative value of the test statistic implies that there is statistically significant decreasing failure intensity.

A.4 Test for constant failure intensity of multiple repaired items

The following data relate to three identical repaired items. The failure data are given in Table A.7. The methods in 7.3 should be used to test for constant failure intensity.

Table A.7 – Failure data for multiple copy of repaired item

Item	Accumulated operational time to failure	Accumulated operational time to end of observation period
1	5, 8	12
2		16
3	1,8,16	20

Step 1

For each copy of the item, the accumulated time to the end of observation, the total number of failures observed and the times of their occurrence are noted as shown in Table A.8.

Table A.8 – Worksheet for computations

Item <i>i</i>	Accumulated time to end of observation T_i^*	Total number of failures r_i	Times of <i>j</i> -th failure of <i>i</i> -th item T_{ij}			$\sum_{j=1}^{r_i} T_{ij}$
1	12	2	5	8		13
2	16	0				0
3	20	3	1	8	16	25

Step 2

The *U* statistic is computed to be

$$\begin{aligned}
 U &= \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{r_i} T_{ij} - 0,5(r_1 T_1^* + r_2 T_2^* + \dots + r_k T_k^*)}{\sqrt{\frac{1}{12}(r_1 T_1^{*2} + r_2 T_2^{*2} + \dots + r_k T_k^{*2})}} \\
 &= \frac{(13+0+25) - 0,5[(2)(12) + (0)(16) + (3)(20)]}{\sqrt{\frac{1}{12}[(2)(12)^2 + (0)(16)^2 + (3)(20)^2]}} \\
 &= \frac{-4}{11,1355} \\
 &= -0,36
 \end{aligned}$$

Steps 3 and 4

At $\alpha = 10\%$ significance level, the absolute value of the test statistic does not exceed the critical value of $U_\alpha = 1,64$ (see Table 1), therefore conclude that the assumption of constant failure intensity cannot be rejected.

A.5 Probability plot for constant failure rate

The size-ordered times to failures of eight items out of ten put on test are given in Table A.9. The test was terminated at 1 500 h. The method in 6.3 should be used to examine the constant of the failure rate.

Table A.9 – Times to failure from test of non-repaired item

i	t_i
1	104
2	210
3	400
4	460
5	630
6	760
7	1 100
8	1 200
9	1 500
10	1 500

Step 1

The ordered times to failure are shown in column (2) of Table A.10.

Step 2

The auxiliary function $R(i, n)$ is computed and recorded in column (4) of Table A.10.

Table A.10 – Worksheet with calculations

(1) Event i	(2) Event time t_i	(3) Mode	(4) Reliability $R(i, n)$	(5) Log reliability $-\ln R(i, n)$
1	104	Failure	0,932 7	0,069 7
2	210	Failure	0,836 5	0,178 5
3	400	Failure	0,740 4	0,300 6
4	460	Failure	0,644 2	0,439 7
5	630	Failure	0,548 1	0,601 3
6	760	Failure	0,451 9	0,794 2
7	1 100	Failure	0,355 8	1,033 5
8	1 200	Failure	0,259 6	1,348 6
9	1 500	Running		
10	1 500	Running		

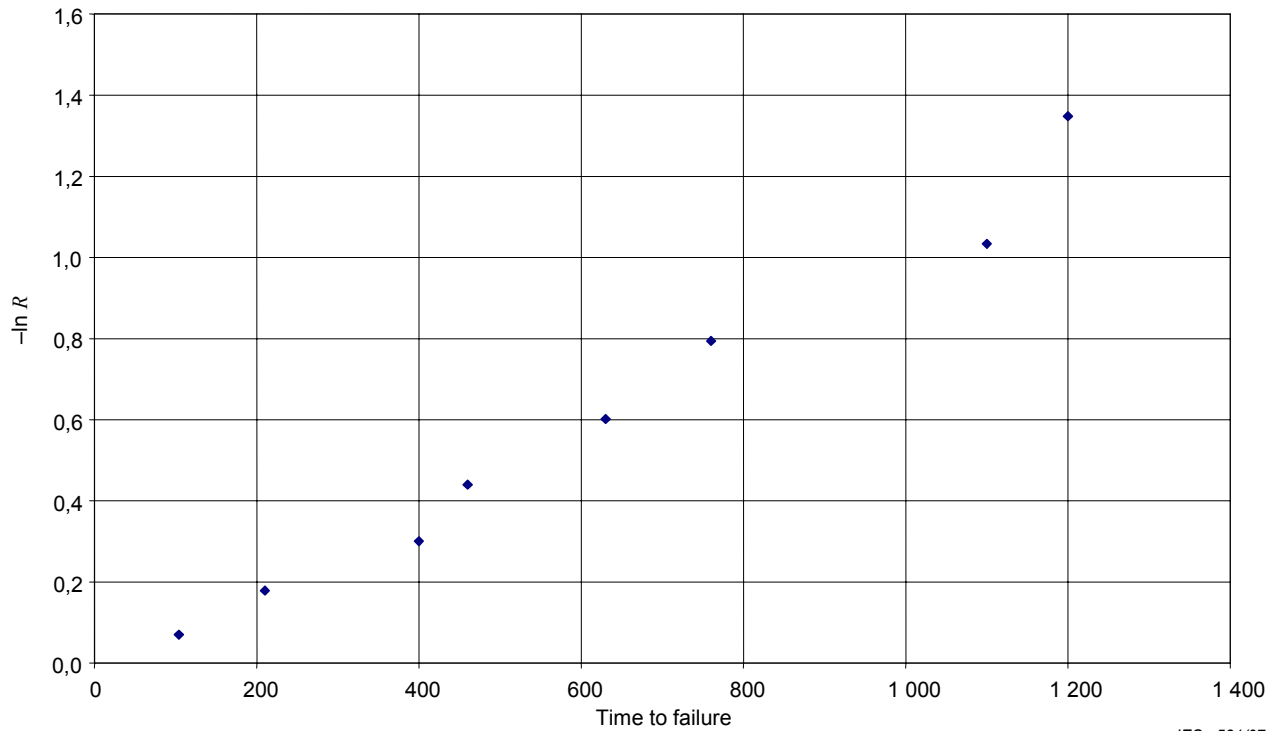
Step 3

The plot of $-\ln R(i, n)$ against the corresponding failure time is shown in Figure A.1.

Step 4

The plot looks linear therefore it is concluded that there is no evidence to reject the assumption that the failure rate is constant.

NOTE The examples given in this annex show the implementation of the procedures given within the standard. It is possible to supplement graphical analysis with the application of statistical goodness-of-fit tests. However this is not presented since the standard aims to show the application of empirical methods used in practice.



IEC 531/07

Figure A.1 – Probability plot to check constancy of failure rate

A.6 Hazard plot for constant failure rate

The data for 10 electronic modules on accelerated life testing are given in Table A.11. In this case, failure mode A only is designated for analysis. The method in 6.5 should be used to examine the constancy of the failure rate and to provide an estimate of the failure rate.

Table A.11 – Ten ordered times with multiple modes

Order i	Time t_i	Mode
1	104	A-failure
2	210	A-failure
3	400	B-failure
4	460	A-failure
5	630	A-failure
6	760	A-failure
7	1 100	A-failure
8	1 200	B-failure
9	1 500	Censored
10	1 500	Censored

Step 1

The times are ordered by size and a worksheet is prepared as shown in Table A.12.

Step 2

The reverse ranks of all the times are noted in column (3) of Table A.12.

Step 3

The hazard function at each failure time is computed and noted in column (5) of Table A.12.

Step 4

Since only failure mode A is of interest, the cumulative hazard is calculated at each time of the designated failure mode and noted in column (6) of Table A.12. Blanks are inserted in the rows for the failures due to mode B and the censored events.

Step 5

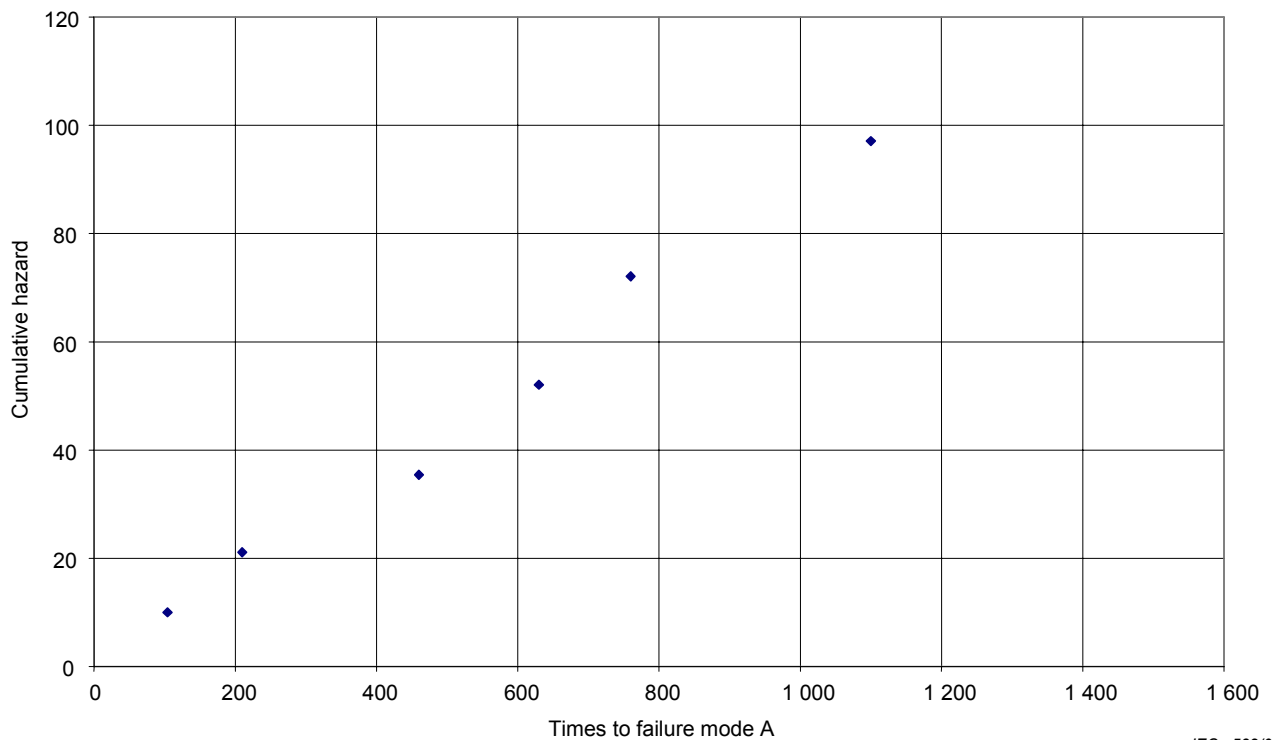
Figure A.2 shows the plot of the cumulative hazard against the corresponding times.

Step 6

The data appear to be linear through the origin and so the failure rate is assumed to be constant and given by the slope of the fitted line, which is 0,000 882. Column (7) of Table A.12 is the calculation of the reliability given by $R_i = \exp(-H_i)$ and can be used for a probability plot if required.

Table A.12 – Worksheet and calculations

(1) Order i	(2) Time t_i	(3) Reverse rank	(4) Mode	(5) Hazard function %	(6) Cumulative hazard H_i %	(7) Reliability R_i %
1	104	10	A-failure	10,00	10,00	90,48
2	210	9	A-failure	11,11	21,11	80,97
3	400	8	B-failure	12,50		
4	460	7	A-failure	14,29	35,40	70,19
5	630	6	A-failure	16,67	52,07	59,41
6	760	5	A-failure	20,00	72,07	48,64
7	1 100	4	A-failure	25,00	97,07	37,88
8	1 200	3	B-failure	33,33		
9	1 500	2	Censored	50,00		
10	1 500	1	Censored	100,00		



IEC 532/07

Figure A.2 – Hazard plot to examine constancy of failure rate

A.7 $M(t)$ plot for repaired items

The following failure data given in Table A.13 have been recorded for three identical items of a repaired item.

Table A.13 – Failure times for three identical items of repaired item

Item	Accumulated operational time to failure	Accumulated operational time to end of observation period
1	4, 9	12
2		16
3	1,9,15	20

The methods in 7.4 should be used to examine the constancy of the failure intensity.

Step 1

The ordered accumulated operating times to failure over all identical items are 1, 4, 9, 9 and 15.

Step 2

There are four unique accumulated operating times to failure.

Step 3

The four unique accumulated times to failure are 1, 4, 9 and 15 in increasing order of magnitude.

Steps 4-6

Set up a worksheet to compute $M(T_j)$ as shown in Table A.14.

Table A.14 – Worksheet with computations for $M(t)$

Step 2	Step 3	Step 4			Step 5			Step 6		
j	T_j	$r_1(T_j)$	$r_2(T_j)$	$r_3(T_j)$	$N_1(T_j)$	$N_2(T_j)$	$N_3(T_j)$	$r(T_j)$	$N(T_j)$	$M(T_j)$
1	1	0	0	1	1	1	1	1	3	0,333 3
2	4	1	0	0	1	1	1	1	3	0,666 7
3	9	1	0	1	1	1	1	2	3	1,333 3
4	15	0	0	1	0	1	1	1	2	1,833 3

Step 7

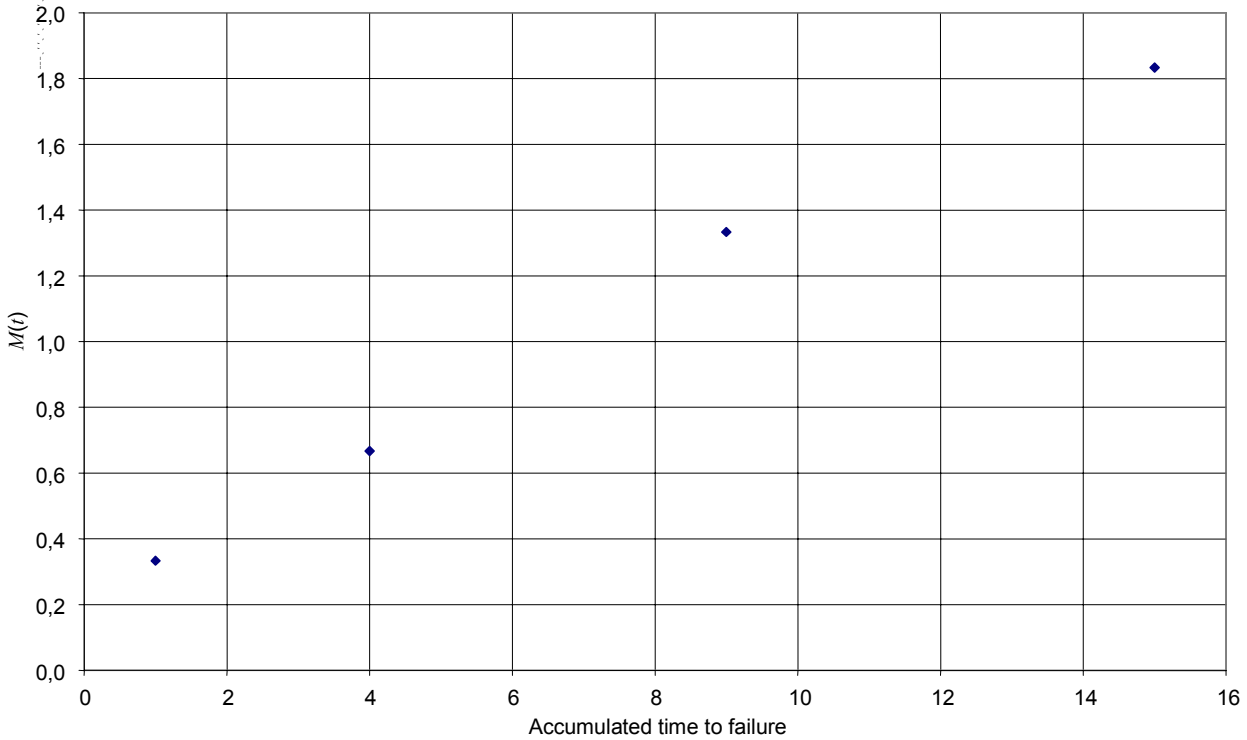
A plot of $M(T_j)$ against T_j , $j = 0, 1, \dots, m$ is shown in Figure A.3.

Step 8

The plot appears approximately linear and so we conclude the evidence suggests that we cannot reject the assumption of constant failure intensity.

Step 9

A further worksheet is constructed to compute the variance and hence the confidence interval for $M(t)$ as shown in Table A.15.



IEC 533/07

Figure A.3 – $M(t)$ plot for three repaired items

Table A.15 – Worksheet with computations for confidence intervals for $M(t)$

j	T_j	Item 1	Item 2	Item 3
		$\frac{N_i(T_j)}{N(T_j)} \left[r_i(T_j) - \frac{r(T_j)}{N(T_j)} \right]$	$\frac{N_i(T_j)}{N(T_j)} \left[r_i(T_j) - \frac{r(T_j)}{N(T_j)} \right]$	$\frac{N_i(T_j)}{N(T_j)} \left[r_i(T_j) - \frac{r(T_j)}{N(T_j)} \right]$
1	1	$1/3(0 - 1/3) = -0,111\ 1$	$1/3(0 - 1/3) = -0,111\ 1$	$1/3(1 - 1/3) = 0,222\ 2$
2	4	$1/3(1 - 1/3) = 0,222\ 2$	$1/3(0 - 1/3) = -0,111\ 1$	$1/3(0 - 1/3) = -0,111\ 1$
3	9	$1/3(1 - 2/3) = 0,111\ 1$	$1/3(0 - 2/3) = -0,222\ 2$	$1/3(1 - 2/3) = 0,111\ 1$
4	15	$0/2(0 - 1/2) = 0,000\ 0$	$1/2(0 - 1/2) = -0,250\ 0$	$1/2(1 - 1/2) = 0,250\ 0$

j	T_j	$\text{Var}(T_j) = \sum_{i=1}^k \left\{ \sum_{l=1}^j \frac{N_i(T_l)}{N(T_l)} \left[r_i(T_l) - \frac{r(T_l)}{N(T_l)} \right] \right\}^2$
1	1	0,074 1
2	4	0,074 1
3	9	0,296 3
4	15	0,754 6

Therefore, 95 % confidence limits are given by

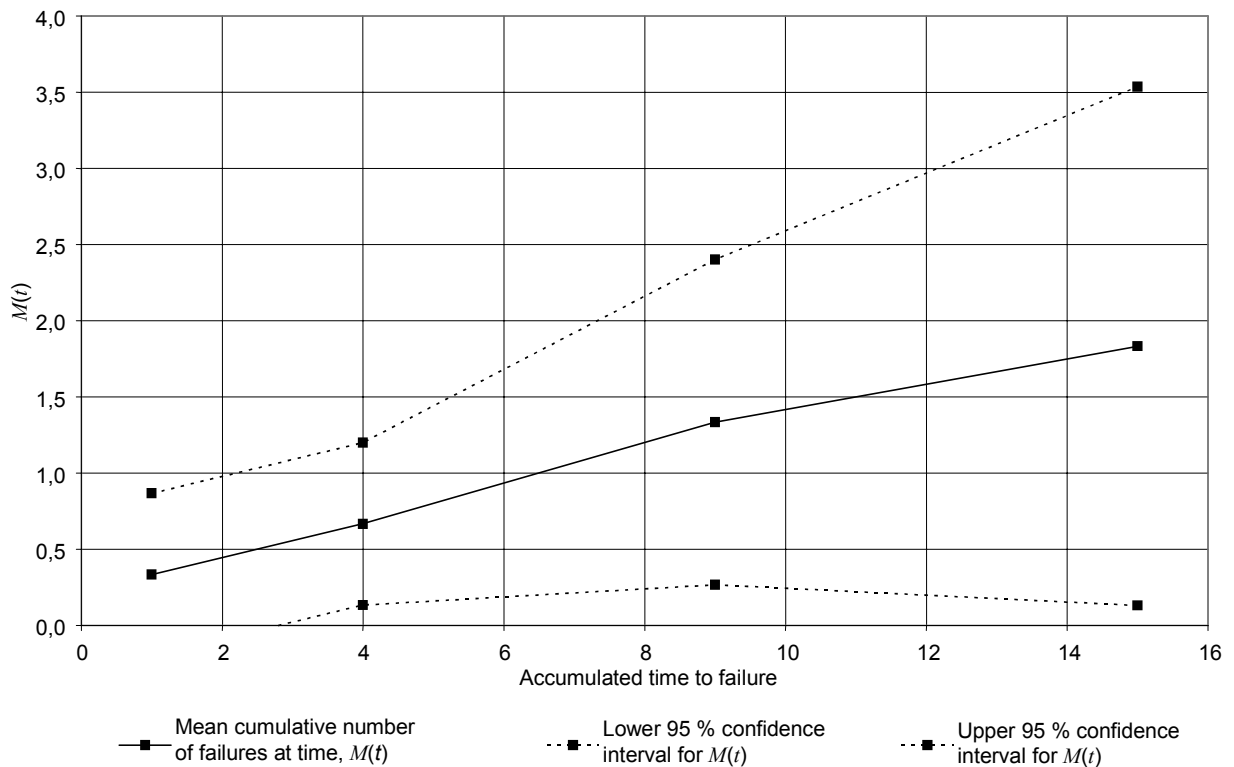
$$M(T_j) \pm 1,96\sqrt{\text{Var}(T_j)}$$

and are shown in Table A.16.

Table A.16 – Confidence intervals for $M(t)$

j	T_j	$M(T_j)$	Lower 95 % limit	Upper 95 % limit
1	1	0,333 3	-0,200 1	0,866 8
2	4	0,666 7	0,133 2	1,200 1
3	9	1,333 3	0,266 4	2,400 2
4	15	1,833 3	0,130 7	3,536 0

The $M(t)$ plot, with 95 % confidence bands, is shown in Figure A.4.



IEC 534/07

Figure A.4 – $M(t)$ plot with 95 % confidence intervals

A.8 TTT plot for constant failure rate

The times to failure of 15 identical components on test are given in Table A.17.

Table A.17 – Times to failure

945 1006 426 794 270 1512 1019 742 681 696 1289 1172 643 1093 1366
--

The methods in 6.4 should be used to examine the constancy of the failure rate.

Step 1

The ordered times to failure are shown in column (2) of Table A.18.

Step 2

The total time on test (TTT) values are shown in column (3) of Table A.18.

Step 3

The normalized TTT values are shown in column (4) of Table A.18.

Step 4

Figure A.5 shows the plot of the scaled TTT values Z_i against the proportion of items that have failed by this time, $\frac{i}{n}$, for $i = 1, 2, \dots, n$.

Step 5

The TTT plot looks non-linear, indicating that there is evidence to reject the assumption that the failure rate is constant. The concave down pattern in the failure rate suggests an increasing failure rate.

Table A.18 – Worksheet and calculations

(1) Order i	(2) Time t_i	(3) TTT value S_i	(4) Normalized TTT value Z_i	(5) Proportion failed $\frac{i}{n}$
1	270	4 050	0,30	0,07
2	426	6 234	0,46	0,13
3	643	9 055	0,66	0,20
4	681	9 511	0,70	0,27
5	696	9 676	0,71	0,33
6	742	10 136	0,74	0,40
7	794	10 604	0,78	0,47
8	945	11 812	0,87	0,53
9	1 006	12 239	0,90	0,60
10	1 019	12 317	0,90	0,67
11	1 093	12 687	0,93	0,73
12	1 172	13 003	0,95	0,80
13	1 289	13 354	0,98	0,87
14	1 366	13 508	0,99	0,93
15	1 512	13 654	1,00	1,00

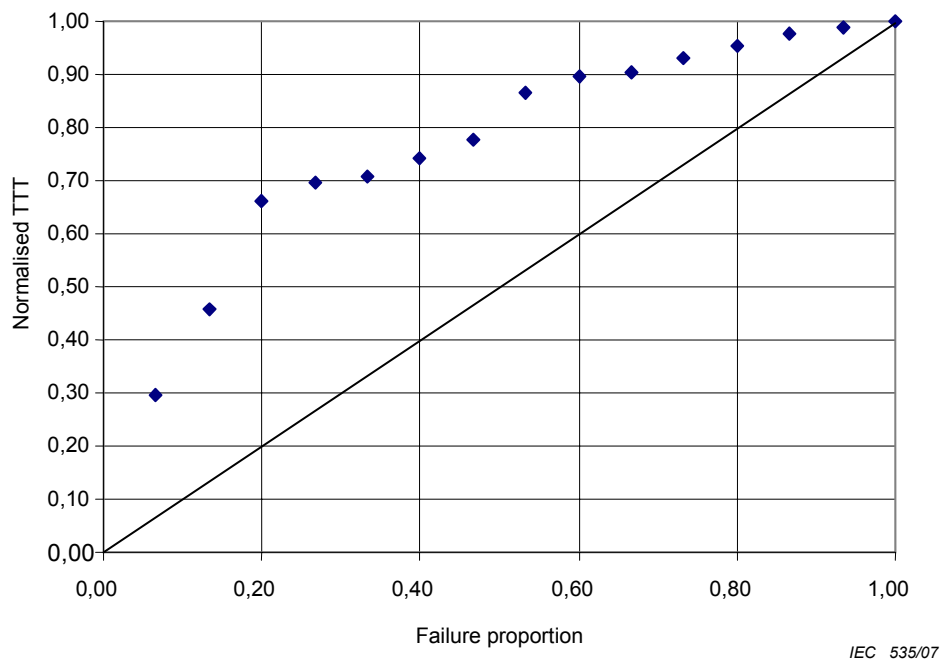


Figure A.5 – TTT plot to examine constancy of failure rate

Annex B (informative)

Example of $M(t)$ analysis for field data

A consumer product (mobile phone) is sold in large numbers. Each phone is marked with a serial number. It is not possible to register when a phone is sold or put into service, since stocks are built up at distributors and sales points. Further, the number of phones that are taken out of use cannot be estimated since there can be a certain number re-exported from the country where the phone is primarily sold. Also, the number of phones that are scrapped are unknown.

The manufacturer estimates the number of phones on the market from the manufacturing and sales figures, not taking into account the scrapped or exported phones. This approximation is acceptable for the early years that the phone is on the market. The problem with stocks at distributors and sales points can be solved using batch analysis as discussed in Clause C.6.

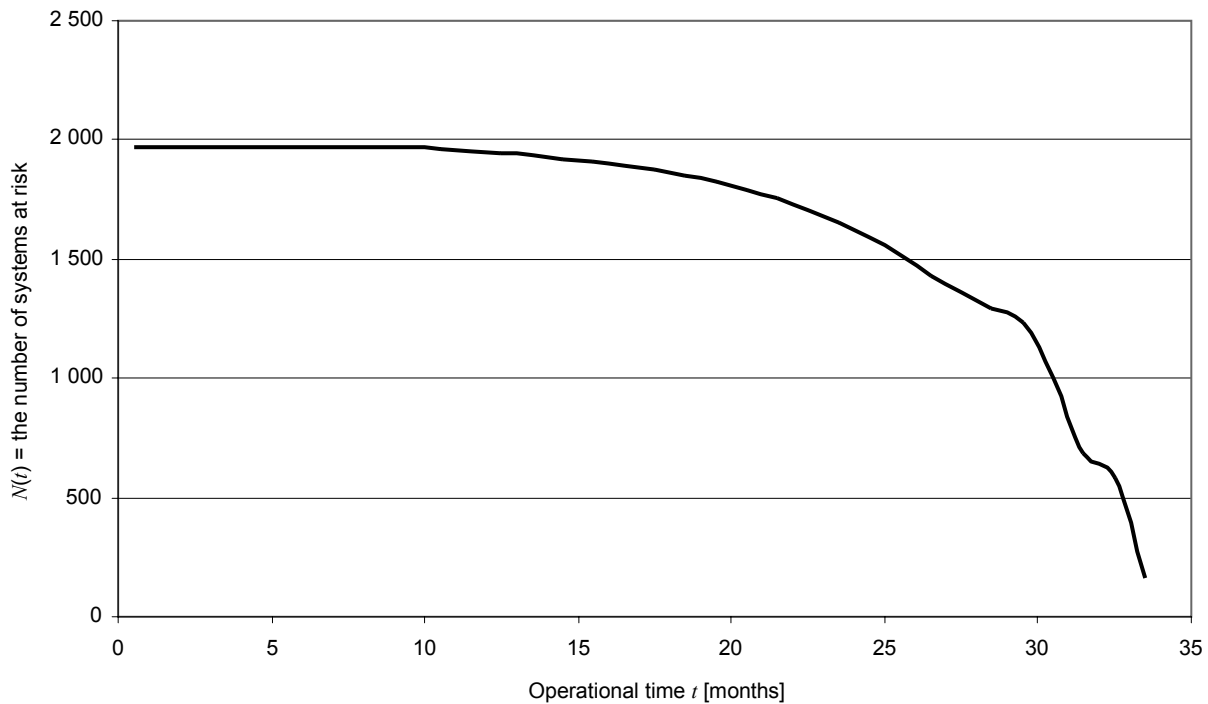
It is decided to follow the reliability of the phone in one market only. In this market, an agreement is reached with the repair shops that all repair data is returned to the manufacturer. Delivery of repair data is a requirement for paying warranty compensation to the repair shop. The data obtained from the repair shop is the serial number of each repaired phone, the customer's complaint (failure type) and the repair made, i.e. a list of changed components with the failed component marked. Further, the date when the phone was delivered for repair is registered. From the serial number, the manufacturer is able to find the date of manufacture, and by adding an average time delay for distribution and sale, the date when the phone probably was returned to service can be estimated. By subtracting the date of manufacture from the date of delivery to repair, the operating time in days can be estimated. Since there is no time counter built into the phone, the number of operating hours cannot be estimated. Therefore, it is decided to measure the operating time in days and not in hours.

The population of systems in use is estimated as shown in Figure B.1. It can be seen that the population is now constant: 1 966 phones. The sale of this model has ended. The first phones that were produced have been 33,5 months on the market (2,8 years) whilst the latest phones produced have been on the market 10 months.

At the beginning, the manufacturer registered the number of repairs each month and divided this number by the population in use. The result was the curve shown in Figure B.2. It can be seen that the percentage of failures per month fluctuates even though no changes were made to the phones. The percentage of failures fluctuates due to variations in a) the repairs delivered and b) the sale, combined with early failures of the phone. Therefore, the statistics are not suitable for management decisions or to follow up on improvement activities.

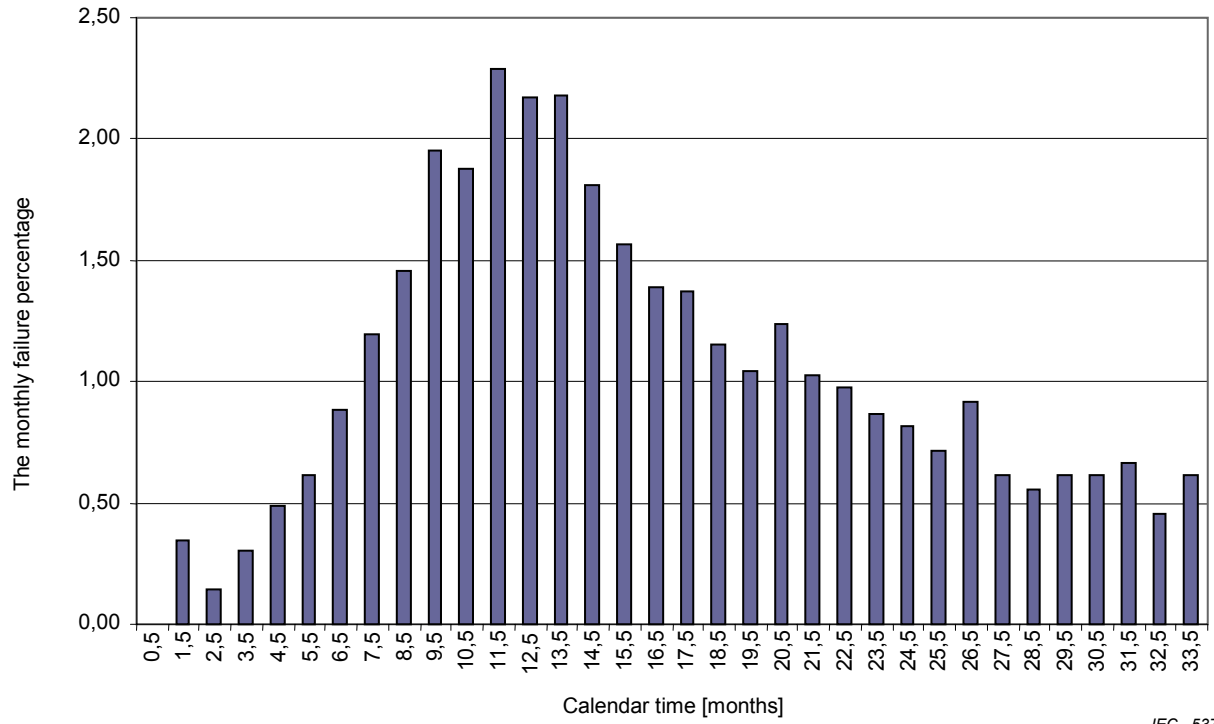
Instead of calculating a rate (e.g. percentage failures per month), a cumulative curve (an $M(t)$ plot) is constructed. The plot is shown in Figure B.3 and in Figure B.4 with 99 % confidence limits. The conclusion is that the problem is early failures. Therefore, extensive activities were begun in the assembly factory in order to reduce the early failures. The basic design, however, is quite acceptable for the time the product was designed. It can further be noticed that the phones are put into service successively during the first 5 months. The early failures start after approximately 7 months and end after approximately 13 months.

In order to confirm that early failures are the problem, the number of repairs per phone is plotted as shown in Figure B.5. It can be seen that 75 % of the phones were never repaired, 22 % were repaired once and only 2 % were repaired twice. Only 1 % were repaired more than twice. This analysis allows the manufacturer to stop checking if a phone has been repaired earlier when computing time to failure / time between failures. This simplifies the analysis, since only the time from manufacture until the failure needs to be computed.



IEC 536/07

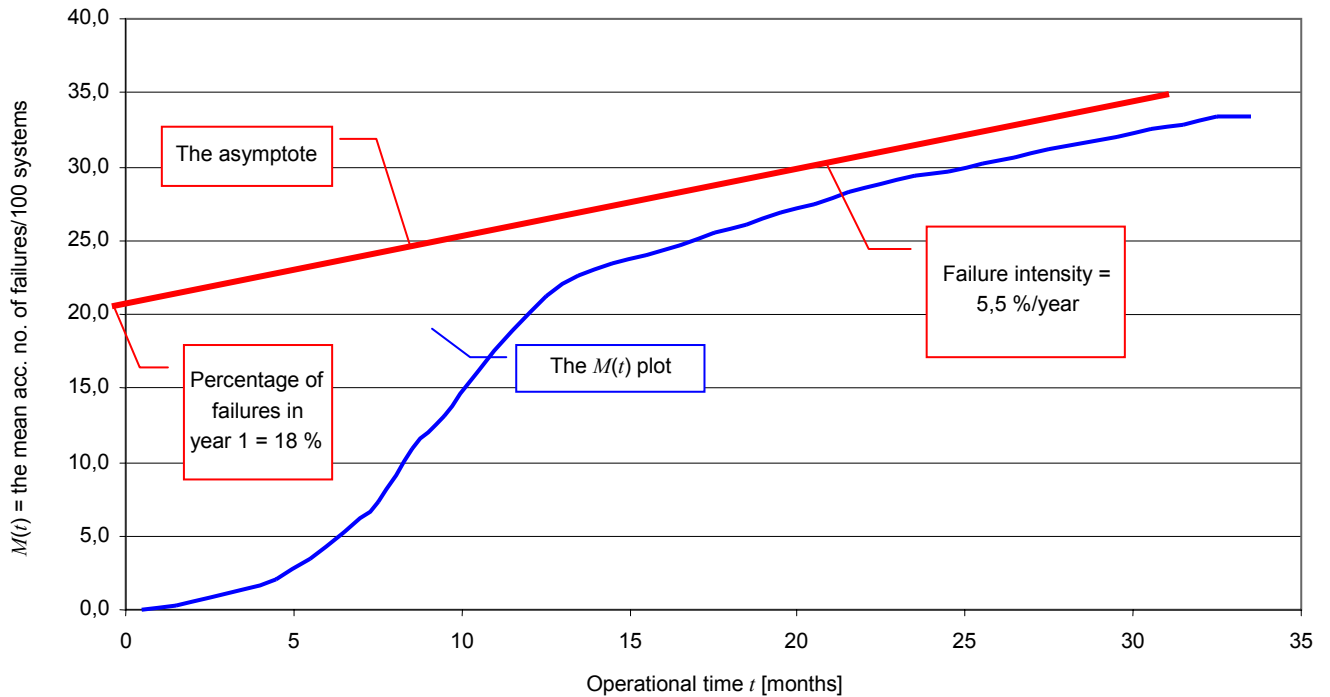
Figure B.1 – Population of systems in use as function of operational time



IEC 537/07

Figure B.2 – Repair per month as percentage of population in use

Copyright International Electrotechnical Commission

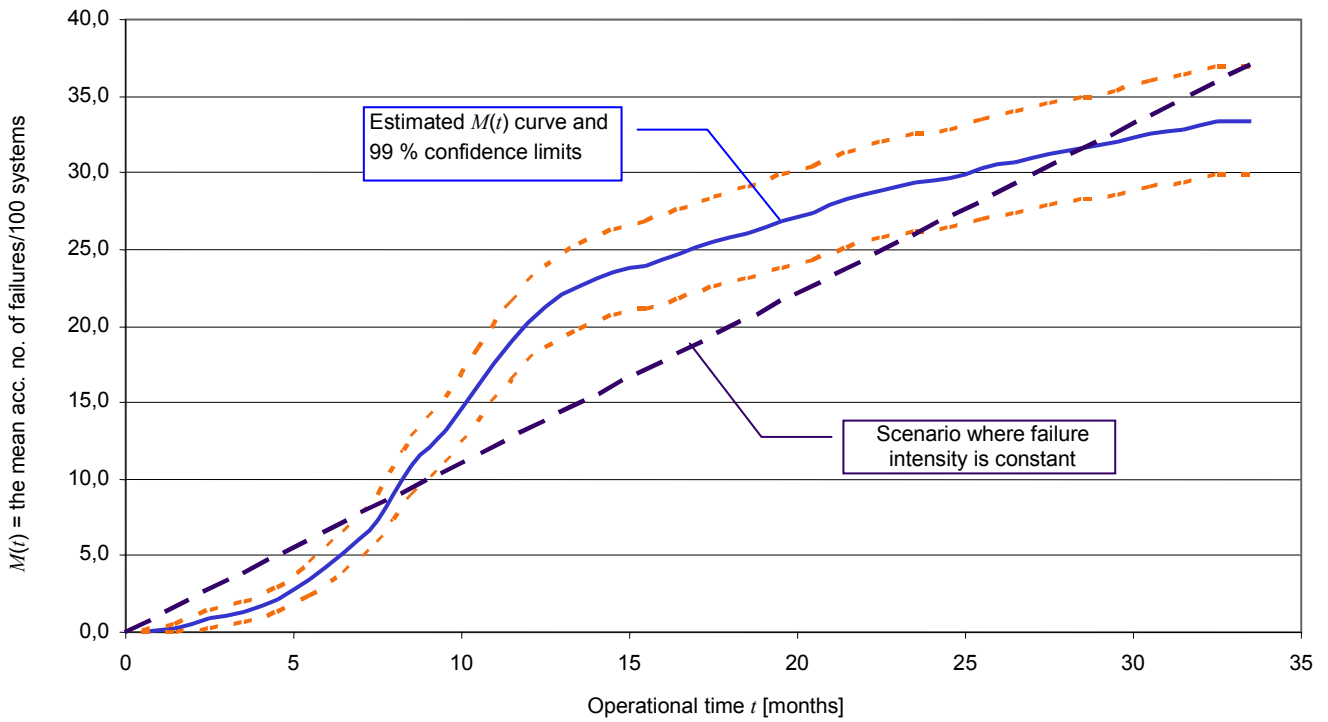


IEC 538/07

Figure B.3 – $M(t)$ plot

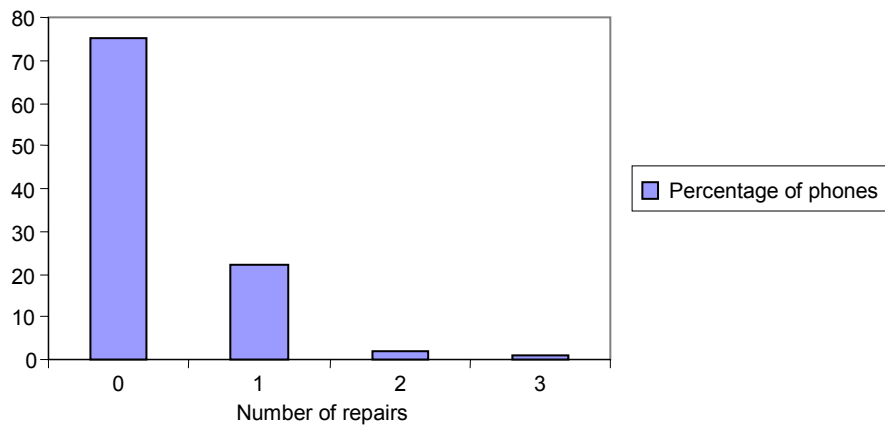
We can see that the failures start after some time and develop slowly as the customers put the items into service. We can estimate a failure intensity of 5,5 % per year after approximately 15 months. The percentage of failures during the first year (under guarantee) is 18 %.

NOTE Moltoft (1994) shows how estimates of the failure intensity can be obtained for this example under the assumption of a superimposed renewal process, where Weibull distributions are assumed to model the underlying renewal processes.



IEC 539/07

Figure B.4 – $M(t)$ curve with 99 % confidence limits



IEC 540/07

Figure B.5 – Number of repairs per phone

Annex C (informative)

Preparation of field data for $M(t)$ analysis

C.1 Analysis methods of field failures

The graphical method of $M(t)$ of this standard can be used to identify periods of constant failure intensity in data from the field. Further, the method will identify periods of early failures and estimate the percentage of early failures. Finally, the method will allow periods of wear-out to be identified, the time to first failure, and the approximate constant failure intensity to be estimated.

Companies often want to monitor the occurrence of failures in the field in order to estimate the effect on warranty costs, and also to acquire information about the reliability and the reliability growth of the items in the field.

C.2 Number of failures over time

Often companies analyse statistics concerning the number of failures over time, for example, per month. Such analysis requires only the number of failures in each time period to be counted. However, such analysis is often misleading since it does not take into account how many items are actually in operation. This is often called the population in use or the population at risk (PAR).

C.3 Percentage of failures over time

When the population at risk (PAR) is varying, the number of repairs is often divided by the population in use, and the percentage failures per time period is determined.

NOTE This percentage of failures per time period is often known as the call rate.

To do this calculation, the company needs to count the number of repairs or complaints in each time period (e.g. each month) and to know for the same month, the number of items that are in operation (the population in use i.e. at risk). The population at risk (PAR) can be computed by adding the items put into service to the number in use and subtracting the number of items taken out of use (scrapped). It is often a problem to estimate the number of items taken out of use, since they may be sold to another user. It is also sometimes difficult to estimate when an item is put into service – the date of delivery or date of sale will frequently have to be used as the best estimate of the time the product is put into service. If the time where the item is in stock or at the distributor is short, the date of manufacture can be used as an estimate of the date when the product is put into service. Therefore, the population in use can often be estimated approximately as:

PAR = items on the market + sold items during the period – scrapped items during the period

Since the company is interested mostly in field data statistics in the period of warranty, the uncertainty due to the items scrapped is often of less importance.

If the failure intensity of the product is constant with operating time, the percentage of failures over time will be a fair measure of the reliability of the product and can give a good estimate of future warranty costs. But if the failure intensity of the product is not constant with operating time, for example due to early failures, the percentage failure over time is a misleading measure.

If the reliability of the product is improved (reliability growth) this will not be reflected immediately in the statistics, since the number of items already on the market with low reliability will disproportionately bias the statistics. For this reason it is recommended that a separate statistic for the improved items be computed, for example based on series number, type number, batch code or date of manufacture.

C.4 $M(t)$ curves

When the variation of failure intensity with time is unknown, the operating time for the failed items as well as for the PAR should be taken into account. The operating time can be measured in hours or days (calendar time). The $M(t)$ curve, measured as the accumulated number or percentage of failures, is plotted as a function of operating time (not calendar time as in Clause C.3).

In some cases, the exact operating time is known, for example on an elapsed time counter, or other counters (for example, odometer in a car, copy counter in a photocopier etc.). In other cases however, the operating time has to be estimated. If the operating time per day is not known, but can be assumed approximately constant, days can be used instead of hours to estimate operating time.

As described in Clause C.3, the time (i.e. date) that the items are put into service can be estimated from

- date of delivery to end user,
- date of purchase/sale,
- date of delivery to distributor,
- date of production.

Some companies require the customer to send in a registration card when the equipment is put into service. At the same time, the card is used to register the customer for repairs under guarantee (e.g. preventive maintenance) and further marketing activities. The company will also have the customer's name and address in case of a product recall. However, not all customers will return the card, since returning the card can, in many countries, not be a prerequisite for the guarantee to be valid.

In cases where the product appears on a network with an identifying code (e.g. mobile phones) it is possible to use the time where the product first appears on the network as the time it is put into service.

It is important that the same definition of the time the product is put into service is applied to all items. If there are differences, for example, between markets or distribution channels, it is recommended that a separate statistic be made for each homogeneous set of data.

The items that are known to have been taken out of use (scrapped) should be included only in the PAR until the time (date) when they were taken out of use. In this way the PAR is estimated for each time period. In a case where the distributor is required to take back the scrapped product, such data can easily be collected.

For the failed items, an estimate of the time (date) when they were put into service and the time (date) when the item failed can be found. The time of the failure will often have to be estimated (in order of preference) by

- the time the failure was observed;
- the time the item was taken out of use;
- the time the item was sent to repair;
- the time it was received for repair.

When the two dates are known, the operating time to failure can be computed. When the item is returned from repair an estimate can be made of the time when the product will again be put back into service, i.e. have to be included in the PAR. For large PAR (for example, consumer products), where the repair time is short and the percentage of failures low, the repair time may be neglected for simplification.

The calendar time when the analysis of the field failures is made is called the status date. For each item in the PAR, the operating time has to be computed as the difference between the time the item was put into service and the status date. This is easily done with a software program. In cases where there is no serial number on each item (i.e. bar code etc.), a batch number or production/sales week or month can be used to create "batches" of items that can be estimated to have been put into service at approximately the same time. The PAR is now computed as a function of operating time, not as a function of calendar time as in Clause C.3, and the $M(t)$ curve is computed and plotted as described in Annexes A and B.

The curve shows the number of failures as a function of operating time. It is therefore independent of the PAR and the time when the items were put on the market, even when the failure intensity is not constant. In order to see the difference when reliability growth has taken place, it is recommended a new $M(t)$ curve be plotted when major changes are taking place, or by plotting a separate $M(t)$ curve for each manufacturing year, or for each quarter of a year.

The curve can be used to identify periods of constant failure intensity and to estimate the failure intensity. Further, the curve can be used to identify early failures, identify the percentage of early failures and the characteristic life of the early failures. Finally, the curve can be used to identify periods of wear-out as well as estimating time to first failure as well as an approximate failure intensity for the wear-out period.

The shape of the curve will give this information which is therefore important for estimating the expected warranty costs, and for controlling reliability growth activities. Three different basic shapes are often observed, even though mixtures of these are sometimes seen.

- The first shape is a straight line through the point of origin, the failure intensity is constant, and can easily be estimated as the slope of the line.
- The second shape is a curve starting with a high slope, but after some time it levels out, approaching a straight line that intersects the positive part of the y-axis (see Figure B.3). In this case, there are some early failures.
- The third shape is a straight line intersecting the negative part of the y-axis. In this case, there will be a "failure free period" (or period with a low number of failures) until the operating time indicated by the intersection of the straight line with the x-axis. Since $M(t)$ curves with this shape are usually associated with wear-out, the slope of the straight line (the failure intensity) is usually high.

It is possible to draw $M(t)$ curves for the major failure modes or for the failures of a certain component or module. Such a plot can give important information for the troubleshooting process, and later confirm the effect of improvement activities.

C.5 Sensitivity to uncertainty in data

In many cases, the data for operating time and failure are known only with some uncertainty. It is therefore important how this uncertainty influences the $M(t)$ curve. It should be emphasized that this uncertainty is not included in the confidence levels computed in Annex B. An uncertainty of the data influences the part of the $M(t)$ curve only up to the point where it can be described by a straight line. Therefore, the estimates of the failure intensity, as well as the percentage of early failures, will be correct since they are based on the straight line. However, before such quantities can be described by the straight line, the shape of the $M(t)$ curve will be influenced by the uncertainty of the field data. Generally, an uncertainty of the time the products are put into service will shift the whole $M(t)$ curve to the right and change the shape as shown in Figure B.4. Therefore, the estimate of the time to failure of the early failures will be over estimated due to the uncertainty in the field data. For this reason, the company should make an effort to get as precise data from the field as practical.

C.6 How to reduce uncertainty of field data

For a few large systems, the customer and/or the repair team should be required to record operating data, failure data and maintenance and repair data in a logbook. In many cases this can be done electronically.

For products like consumer products, it will often be difficult to get precise field data from all markets. The manufacturer can therefore select one or a few typical markets where great effort is made to get precise field data, while the data from the other markets are analysed by more crude methods, for example percentage of failures over time.

If all repairs are not made by the manufacturer or his representative, the manufacturer can make an agreement with one or a few of the service/repair organizations to get data from them. However, this makes the computation of PAR very difficult, unless a certain group of customers is required to use a certain service /repair shop, for example through a warranty agreement.

Another way to reduce the uncertainty in the field data is to select a batch of items (e.g. 1 000 items) that are distributed through one distributor in such a way that it is known when they are put into service. Further, it should be arranged that these items will be serviced/repared by specially designated service/repair shops that will make sure to report in great detail on the items from the batch.

In some cases, data, for example, operating time and failure codes, can be recorded in the item itself so that the data can later be retrieved. In some cases, these data can even be monitored remotely, for example for systems connected to a data network.

Bibliography

IEC 61649, *Goodness-of-fit tests, confidence intervals and lower confidence limits for Weibull distributed data*

IEC 61710, *Power law model – Goodness-of-fit tests and estimation methods*

BIROLINI, A. (2004), *Reliability Engineering Theory and Practice*, 4th Ed., Springer.

COX, D.R. and LEWIS, P.A.W. (1966), *Statistical Analysis of Series of Events*, Chapman and Hall.

LAWLESS, J.L. (2002), *Statistical Analysis of Failure Time Data*, 2nd Ed., Wiley.

MEEKER, W.Q. and ESCOBAR, L.A. (1998), *Statistical Methods for Reliability Data*, Wiley.

MOLTOFT, J. (1994), *Reliability Engineering Based on Field Information – The Way Ahead*, *Quality and Reliability Engineering International*, Vol. 10, pp. 399-409.

NELSON, W.B. (2003), *Recurrent Events Data Analysis for Product Repairs, Disease Recurrences and Other Applications*, ASA-SIAM.

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS	46
INTRODUCTION	48
1 Domaine d'application	49
2 Références normatives	49
3 Termes et définitions	49
4 Symboles.....	50
5 Exigences.....	51
6 Test d'hypothèse du taux de défaillance constant.....	51
6.1 Remarque générale concernant l'Article 6	51
6.2 Test statistique de l'hypothèse du taux de défaillance constant	52
6.3 Tracé de probabilité.....	54
6.4 Graphique de la durée totale d'essai	54
6.5 Graphique du risque	55
6.6 Action à mener si l'hypothèse d'un taux de défaillance constant est rejetée	56
7 Test d'hypothèse de l'intensité de défaillance constante	57
7.1 Remarque générale concernant l'Article 7	57
7.2 Essais pour l'intensité de défaillance constante pour une entité réparée unique	57
7.3 Essais pour l'intensité de défaillance constante pour entités réparées multiples.....	58
7.4 Tracé $M(t)$	60
7.5 Action à mener si l'hypothèse de l'intensité de défaillance constante est rejetée.....	61
Annexe A (informative) Exemples de procédures données dans cette norme	62
Annexe B (informative) Exemple d'analyse $M(t)$ pour données d'exploitation.....	76
Annexe C (informative) Préparation des données d'exploitation pour les analyses $M(t)$	81
Bibliographie	85
Figure 1 – Tests pour taux de défaillance constant – Schéma montrant la structure de l'Article 6.....	52
Figure 2 – Tests pour taux de défaillance constant – Schéma montrant la structure de l'Article 7.....	57
Figure A.1 – Tracé de probabilité pour vérifier la constance du taux de défaillance	68
Figure A.2 – Graphique du risque pour examiner la constance du taux de défaillance	70
Figure A.3 – Tracé $M(t)$ pour trois entités réparées	72
Figure A.4 – Tracé $M(t)$ avec un intervalle de confiance de 95 %	73
Figure A.5 – Tracé TTT pour examiner la constance du taux de défaillance	75
Figure B.1 – Population des systèmes en fonctionnement comme fonction de la durée opérationnelle	77
Figure B.2 – Réparation par mois comme pourcentage de la population en utilisation	78
Figure B.3 – Tracé $M(t)$	79

Figure B.4 – Courbe $M(t)$ avec un intervalle de confiance de 99 %	80
Figure B.5 – Nombre de réparations par téléphone	80
Tableau 1 – Valeur critique de U_α en fonction de α	53
Tableau 2 – Calcul des durées jusqu'à défaillance des entités réparées multiples	59
Tableau 3 – Quantiles pour distribution normale	61
Tableau A.1 – Vingt premières durées de fonctionnement avant défaillance ordonnées pour les 40 entités en essai	62
Tableau A.2 – Durée cumulée jusqu'à la défaillance	62
Tableau A.3 – Séquence ordonnée des durées de défaillance.....	63
Tableau A.4 – Durée cumulée jusqu'à défaillance.....	63
Tableau A.5 – Instants d'apparition des défaillances de huit défaillances survenues sur entités.....	64
Tableau A.6 – Durée cumulée jusqu'à défaillance.....	65
Tableau A.7 – Donnée de défaillance d'exemplaires multiples d'une entité réparée.....	65
Tableau A.8 – Feuille de calculs	66
Tableau A.9 – Durée jusqu'à défaillance issue de l'essai d'une entité non réparée	67
Tableau A.10 – Feuille de calculs	67
Tableau A.11 – Dix durées ordonnées avec modes multiples de défaillance.....	69
Tableau A.12 – Feuille de calculs	70
Tableau A.13 – Durées de défaillance pour trois entités identiques d'entité réparée	71
Tableau A.14 – Feuille pour le calcul de $M(t)$	71
Tableau A.15 – Feuille pour le calcul des intervalles de confiance pour $M(t)$	72
Tableau A.16 – Intervalles de confiance pour $M(t)$	73
Tableau A.17 – Durée jusqu'à défaillance.....	74
Tableau A.18 – Feuille de travail et calculs.....	75

COMMISSION ÉLECTROTECHNIQUE INTERNATIONALE

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

AVANT-PROPOS

- 1) La Commission Electrotechnique Internationale (CEI) est une organisation mondiale de normalisation composée de l'ensemble des comités électrotechniques nationaux (Comités nationaux de la CEI). La CEI a pour objet de favoriser la coopération internationale pour toutes les questions de normalisation dans les domaines de l'électricité et de l'électronique. A cet effet, la CEI – entre autres activités – publie des Normes internationales, des Spécifications techniques, des Rapports techniques, des Spécifications accessibles au public (PAS) et des Guides (ci-après dénommés "Publication(s) de la CEI"). Leur élaboration est confiée à des comités d'études, aux travaux desquels tout Comité national intéressé par le sujet traité peut participer. Les organisations internationales, gouvernementales et non gouvernementales, en liaison avec la CEI, participent également aux travaux. La CEI collabore étroitement avec l'Organisation Internationale de Normalisation (ISO), selon des conditions fixées par accord entre les deux organisations.
- 2) Les décisions ou accords officiels de la CEI concernant les questions techniques représentent, dans la mesure du possible, un accord international sur les sujets étudiés, étant donné que les Comités nationaux de la CEI intéressés sont représentés dans chaque comité d'études.
- 3) Les Publications de la CEI se présentent sous la forme de recommandations internationales et sont agréées comme telles par les Comités nationaux de la CEI. Tous les efforts raisonnables sont entrepris afin que la CEI s'assure de l'exactitude du contenu technique de ses publications; la CEI ne peut pas être tenue responsable de l'éventuelle mauvaise utilisation ou interprétation qui en est faite par un quelconque utilisateur final.
- 4) Dans le but d'encourager l'uniformité internationale, les Comités nationaux de la CEI s'engagent, dans toute la mesure possible, à appliquer de façon transparente les Publications de la CEI dans leurs publications nationales et régionales. Toutes divergences entre toutes Publications de la CEI et toutes publications nationales ou régionales correspondantes doivent être indiquées en termes clairs dans ces dernières.
- 5) La CEI n'a prévu aucune procédure de marquage valant indication d'approbation et n'engage pas sa responsabilité pour les équipements déclarés conformes à une de ses Publications.
- 6) Tous les utilisateurs doivent s'assurer qu'ils sont en possession de la dernière édition de cette publication.
- 7) Aucune responsabilité ne doit être imputée à la CEI, à ses administrateurs, employés, auxiliaires ou mandataires, y compris ses experts particuliers et les membres de ses comités d'études et des Comités nationaux de la CEI, pour tout préjudice causé en cas de dommages corporels et matériels, ou de tout autre dommage de quelque nature que ce soit, 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 la CEI ou de toute autre Publication de la CEI, ou au crédit qui lui est accordé.
- 8) L'attention est attirée sur les références normatives citées dans cette publication. L'utilisation de publications référencées est obligatoire pour une application correcte de la présente publication.
- 9) L'attention est attirée sur le fait que certains des éléments de la présente Publication de la CEI peuvent faire l'objet de droits de propriété intellectuelle ou de droits analogues. La CEI ne saurait être tenue pour responsable de ne pas avoir identifié de tels droits de propriété et de ne pas avoir signalé leur existence.

La Norme internationale CEI 60605-6 a été établie par le comité d'études 56 de la CEI: Sûreté de fonctionnement.

Cette troisième édition annule et remplace la seconde édition publiée en 1997. Elle constitue une révision technique.

Les principaux changements par rapport à l'édition précédente concernent l'introduction des formules corrigées des tests précédemment inclus dans un corrigendum et l'ajout de nouvelles méthodes pour l'analyse de divers éléments.

Le texte de la présente norme est issu des documents suivants:

FDIS	Rapport de vote
56/1181/FDIS	56/1191/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.

Une liste de toutes les parties de la série CEI 60605, présentée sous le titre général *Essais de fiabilité des équipements*, peut être consultée sur le site web de la CEI.

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

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

INTRODUCTION

Les techniques décrites dans cette partie de la CEI 60605 pour tester les hypothèses de constance de taux de défaillance ou d'intensité de défaillance sont des procédures numériques et graphiques. Les méthodes graphiques permettent d'identifier et d'estimer des profils types tels que les défaillances précoces et les intensités et taux de défaillances non constants. Les techniques sont appropriées aux analyses de données d'essais ou d'exploitation.

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

1 Domaine d'application

La présente norme spécifie les procédures pour la validation des hypothèses du taux de défaillance constant ou de l'intensité de défaillance constante, telles que définies dans la CEI 60050(191), et pour identifier des profils types dans l'intensité ou le taux de défaillance. Ces procédures sont applicables chaque fois que nécessaire pour vérifier ces hypothèses. Ce besoin peut être dû à une exigence ou à l'intention d'évaluer toute variation en fonction de la durée, du taux de défaillance ou de l'intensité de défaillance.

Les objectifs des méthodes spécifiées dans cette norme sont les suivants:

- tester si les durées de fonctionnement avant défaillance d'entités non réparées sont distribuées exponentiellement, c'est-à-dire si le taux de défaillance de ces entités est constant;
- tester si les durées entre défaillances d'entité(s) réparée(s) ont une tendance particulière en fonction de la durée, c'est-à-dire si l'intensité de défaillance ne présente pas une tendance à la croissance ou à la décroissance;
- construire des graphiques qui permettent de montrer des profils types de taux de défaillance ou d'intensité de défaillance, pour vérifier s'ils peuvent être considérés constants, estimer leurs valeurs ou identifier la nature de tout signe d'éloignement de l'état constant.

2 Références normatives

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

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

3 Termes et définitions

Pour les besoins du présent document, les termes et définitions donnés dans la CEI 60050(191) s'appliquent. Cependant, il convient de noter les clarifications suivantes:

- a) le terme «durée» peut représenter des durées, des cycles ou d'autres quantités;
- b) le terme «défaillance» peut aussi représenter d'autres événements spécifiés tels que l'exécution d'une réparation ou tout autre événement particulier;
- c) le terme «taux de défaillance» est utilisé pour désigner le taux de défaillance instantané, également connu comme la fonction «risque»;
- d) les procédures sont applicables aux données de durée avant défaillance issues des essais, de même que du domaine d'exploitation. Dans la présente norme, le terme «essai» est utilisé dans les Articles 6 et 7 et peut se référer aux données de durée recueillies à partir d'essais ou du domaine d'exploitation.

4 Symboles

i, j, k, l	variables indicateurs
H_i	fonction risque cumulée au $i^{\text{ème}}$ temps avant défaillance
$M(T_j)$	nombre cumulé moyen de défaillances au temps T_j
$M(t)$	nombre cumulé moyen de défaillances par 100 systèmes
m	nombre de durées avant défaillance uniques cumulées sur toutes les entités en essai
$N(T_i)$	nombre total d'entités à l'essai ou en utilisation au temps T_i
$N_i(T_j)$	variable indicateur, réglée sur 1 si la défaillance de la $i^{\text{ème}}$ entité est observée au temps T_j , réglée sur 0 si la défaillance de la $i^{\text{ème}}$ entité n'est pas observée au temps T_j
n	taille d'échantillon, c'est-à-dire le nombre total d'entités non réparées soumises à l'essai pour vérifier l'hypothèse du taux de défaillance constant
$R(i, n)$	estimation de la fiabilité au $i^{\text{ème}}$ temps t_i jusqu'à la défaillance utilisée par la procédure graphique pour les essais de n entités sur l'hypothèse du taux de défaillance constant
R_i	fonction de fiabilité calculée pour la $i^{\text{ème}}$ défaillance
r	nombre de défaillances à prendre en compte pendant l'essai
$r(T_i)$	nombre total de défaillances pour les entités plusieurs fois réparées au temps T_i
$r_i(T_j)$	nombre de défaillances pour entité i au temps cumulé T_j
r_k	nombre de défaillances à prendre en compte pendant l'essai pour la $k^{\text{ème}}$ entité
S_i	durée totale sur la valeur d'essai pour une $i^{\text{ème}}$ durée jusqu'à défaillance
S_0	valeur d'initialisation pour la durée totale sur valeur d'essai, où $S_0 = 0$
T_i	durée cumulée d'essai jusqu'à l'apparition de la $i^{\text{ème}}$ défaillance
T_r	durée totale cumulée jusqu'à la $r^{\text{ème}}$ défaillance
T_{ij}	durée cumulée jusqu'à la $j^{\text{ème}}$ défaillance de la $i^{\text{ème}}$ entité
T_j	durée cumulée jusqu'à la $j^{\text{ème}}$ défaillance $T_1 < T_2 < \dots < T_m$
T^*	durée totale cumulée sur la durée du test
T_k^*	durée totale cumulée d'essai pour la $k^{\text{ème}}$ entité réparée
t_i	variable représentant la durée jusqu'à la $i^{\text{ème}}$ défaillance, utilisée lors du test de l'hypothèse de constance du taux de défaillance portant sur n entités
t^*	date de fin de l'essai pour le taux de défaillance constant
U	valeur de la statistique calculée à partir de valeurs observées, utilisée lors des vérifications de constance d'intensité ou de taux de défaillance
U_α	quantile α de la distribution de la loi normale

$Var(T_j)$	variance de $M(T_j)$ utilisée dans le calcul de l'intervalle de confiance
Z_i	durée totale normalisée sur la valeur d'essai jusqu'à la $i^{\text{ème}}$ défaillance
α	risque de rejeter à tort l'hypothèse d'un taux de défaillance (instantané) constant qu'une intensité de défaillance (instantanée) est constante, souvent connu comme le niveau de signification

5 Exigences

Les exigences suivantes doivent être satisfaites pour que les procédures spécifiées dans la présente norme soient valides.

Lorsque n entités non réparées sont en essai pour tester l'hypothèse de constance du taux de défaillance,

- au moins six durées avant défaillance sont exigées pour utiliser la procédure numérique;
- au moins quatre durées avant défaillance sont exigées pour utiliser la procédure graphique.

Lorsqu'une ou plusieurs entités réparées sont en essai pour tester l'hypothèse de constance de l'intensité de défaillance,

- au moins six durées entre défaillances sont exigées pour utiliser la procédure numérique;
- au moins quatre durées *entre défaillances* sont exigées pour utiliser la procédure graphique.

NOTE 1 Pour les entités réparées, la durée de réparation est présumée négligeable.

NOTE 2 Les procédures numériques sont données dans les essais statistiques pour le taux de défaillance constant et l'intensité de défaillance constante (voir 6.2, 7.2 et 7.3) et les intervalles de confiance (voir 7.4). Les procédures graphiques sont soulignées dans les méthodes de traçage données aux Articles 6 et 7.

NOTE 3 La justification d'un nombre minimum de défaillances peut être trouvée dans les références données dans la bibliographie.

6 Test d'hypothèse du taux de défaillance constant

6.1 Remarque générale concernant l'Article 6

Cet article traite des essais pour taux de défaillance constant pour les entités non réparées. Cette procédure d'essai est montrée sous forme de schéma (voir Figure 1).

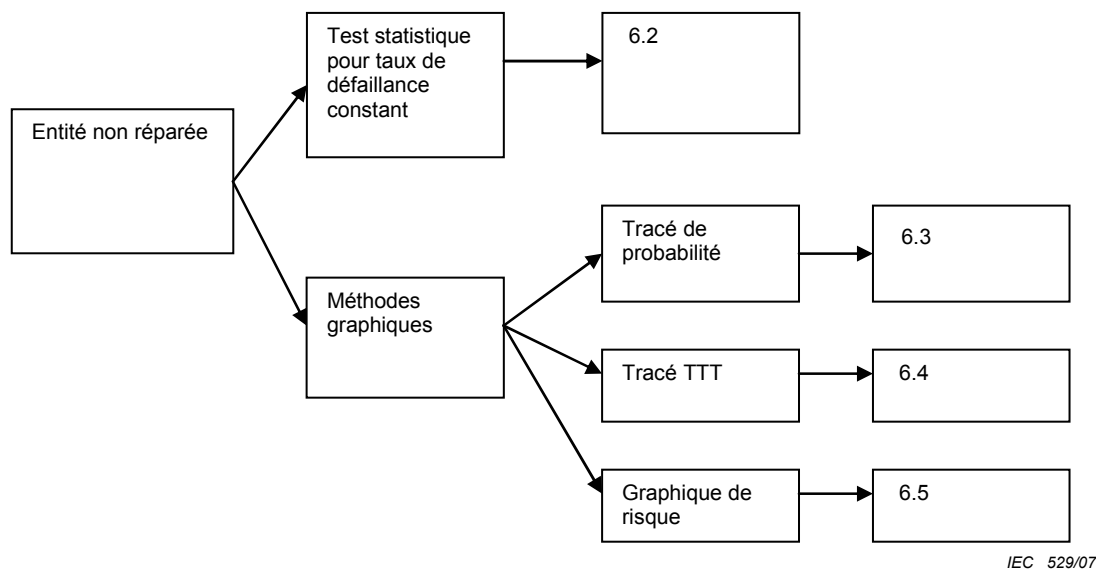


Figure 1 – Tests pour taux de défaillance constant – Schéma montrant la structure de l'Article 6

Un test statistique formel pour le taux de défaillance constant est donné pour les essais terminés à un moment prédéterminé ou pour une défaillance prédéterminée.

Trois procédures graphiques sont données comme suit:

- a) le tracé de probabilité est basé sur une transformation linéaire de la fonction de distribution exponentielle et est adapté lorsque l'ensemble des durées jusqu'à défaillance est connu pour chaque entité non réparée en essai ou lorsque l'essai de toutes les entités est terminé pour une durée ou une défaillance prédéterminée;
- b) le graphique de la durée totale de test (TTT) est un tracé empirique sur une échelle indépendante adapté pour les données où les durées jusqu'à défaillance sont connues pour toutes les entités non réparées;
- c) le graphique de la fonction « risque » est une transformation linéaire de la fonction des risques cumulés pour la distribution exponentielle et est approprié lorsque l'ensemble des durées avant défaillance est connu pour chaque entité non réparées en essai, lorsque l'essai de toutes les entités se termine à une durée ou une défaillance prédéterminée, ou lorsque les durées avant défaillance d'une entité non réparées sont mélangées aux durées de fonctionnement pour les entités qui ont été retirées de l'essai à des points arbitraires.

6.2 Test statistique de l'hypothèse du taux de défaillance constant

Ce paragraphe s'applique lorsqu'un échantillon de n entités est soumis à un essai qui est terminé lorsqu'un nombre prédéterminé de défaillances, r (défaillance terminée), ou à un temps prédéterminé, t^* (durée terminée), est atteint.

Toutes les entités en essai doivent fonctionner dans le même environnement. Il n'est pas nécessaire que toutes les entités soient défaillantes à la fin de l'essai. Soit r le nombre de durées de fonctionnement avant défaillance enregistré.

Etape 1

Ordonner les durées de fonctionnement avant défaillance par valeurs croissantes et noter l'échantillon ordonné t_1, t_2, \dots, t_r .

Pour $i = 1$ à r , calculer la durée cumulée jusqu'à la $i^{\text{ème}}$ défaillance selon la formule

$$T_i = \sum_{k=1}^i t_k + (n-i) t_i$$

Pour les essais interrompus par l'atteinte d'un nombre déterminé de défaillance, la durée totale cumulée pour les essais à la $r^{\text{ème}}$ défaillance est donné par

$$T_r = \sum_{k=1}^r t_k + (n-r) t_r$$

et pour les essais interrompus par l'atteinte d'une durée déterminée, la durée totale cumulée sur l'essai t^* est donnée par

$$T^* = \sum_{k=1}^r t_k + (n-r) t^*$$

Etape 2

Pour chaque durée d'essai cumulée T_i calculer la quantité appropriée U .

Si la défaillance met fin à l'essai, alors

$$U = \frac{\sum_{i=1}^{r-1} T_i - (r-1) \frac{T_r}{2}}{T_r \sqrt{\frac{r-1}{12}}}$$

Si la durée d'essai est prédéterminée, alors

$$U = \frac{\sum_{i=1}^r T_i - r \frac{T^*}{2}}{T^* \sqrt{\frac{r}{12}}}$$

Etape 3

Spécifier le niveau de confiance α de rejeter à tort l'hypothèse de constance de l'intensité de défaillance, quand cette intensité est vraiment constante. Les valeurs recommandées de α sont données dans le Tableau 1.

Tableau 1 – Valeur critique de U_α en fonction de α

α	Valeurs critiques de U_α
0,025	2,24
0,050	1,96
0,100	1,64

Etape 4

Rejeter l'hypothèse de constance d'un taux de défaillance si la valeur absolue de U est supérieure à la valeur critique donnée dans le Tableau 1. Dans le cas contraire, cette hypothèse n'est pas rejetée.

Des valeurs positives élevées de U apparaissent lorsqu'il y a une augmentation du taux de défaillance. De même, des valeurs négatives élevées de U apparaissent lorsque les défaillances surviennent à un taux décroissant.

6.3 Tracé de probabilité

Cette méthode est appropriée lorsque l'ensemble des durées jusqu'à défaillance est connu pour chaque entité non réparée ou lorsque l'essai de toutes les entités est terminé pour une durée ou une défaillance prédéterminée.

Etape 1

Ordonner les durées de fonctionnement jusqu'à défaillance t_1, t_2, \dots, t_r de la plus petite à la plus grande.

Etape 2

Calculer la fonction auxiliaire $R(i, n)$ où i est l'index de la durée correspondant à la défaillance t_i et n est la taille de l'échantillon correspondant au nombre d'entités à l'essai non réparées.

$$R(i, n) = \frac{n - i + 0,7}{n + 0,4}$$

NOTE Il convient de noter que $R(i, n)$ est une estimation de la fiabilité à la i ème durée jusqu'à la défaillance t_i , lors d'essai sur n entités pour la constance du taux de défaillance. Strictement, la fonction auxiliaire est une estimation de la fonction de fiabilité et serait conventionnellement représentée par $\hat{R}(i, n)$. Cependant les « chapeaux » ont été omis dans cette norme puisqu'il n'y a pas besoin de distinguer la valeur estimée de la valeur réelle.

Etape 3

Tracer le logarithme de $R(i, n)$ en fonction de la durée correspondante jusqu'à la défaillance ou le tracé de la fonction auxiliaire $R(i, n)$ sur l'échelle logarithmique d'un papier semi-logarithmique.

NOTE Le papier de probabilité spécial peut être utilisé pour construire le tracé de probabilité exponentiel.

Etape 4

Si le tracé de cette fonction semble linéaire, alors il n'y a pas de preuve de rejet de l'hypothèse que le taux de défaillance est constant et le taux de défaillance peut être estimé comme la valeur absolue de la pente de la courbe. Il convient de rejeter l'hypothèse de constance du taux de défaillance si le tracé ne semble pas linéaire.

6.4 Graphique de la durée totale d'essai

Cette méthode est appropriée lorsque l'ensemble des durées jusqu'à défaillance est connu pour chaque entité en essai non réparée.

Etape 1

Ordonner les durées de fonctionnement jusqu'à défaillance t_1, t_2, \dots, t_n de la plus petite à la plus grande, où $t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_n$.

Etape 2

Calculer les valeurs de la durée totale d'essai (TTT) sur les valeurs d'essai $S_i, i = 1, 2, \dots, n$ correspondant à chaque durée jusqu'à défaillance, en supposant $S_0 = 0$:

$$S_i = nt_1 + (n-1)(t_2 - t_1) + \dots + (n-i+1)(t_i - t_{i-1})$$

Etape 3

Normaliser les valeurs TTT en calculant

$$Z_i = \frac{S_i}{S_n}$$

Etape 4

Tracer les valeurs TTT normalisées Z_i en fonction de la proportion d'entités qui ont subi une défaillance de durée $\frac{i}{n}$, pour $i = 1, 2, \dots, n$ sur une échelle linéaire d'un papier et joindre les points tracés par des segments.

Etape 5

Si le tracé semble linéaire, alors il n'y a pas de preuve de rejet de l'hypothèse que le taux de défaillance est constant et le taux de défaillance peut être estimé comme la valeur absolue de la courbe de la ligne. Il convient de rejeter l'hypothèse de constance du taux de défaillance si le tracé ne semble pas linéaire.

6.5 Graphique du risque

Cette méthode est appropriée lorsque l'ensemble des durées jusqu'à défaillance est connu pour chaque entité non réparée ou lorsque l'essai de toutes les entités est terminé à un moment ou une défaillance prédéterminés. Cette méthode est également appropriée lorsque les durées jusqu'à défaillance des entités non réparées sont mélangées aux durées de fonctionnement pour les entités qui ont été retirées de l'essai à des points arbitraires.

Etape 1

Ordonner les durées d'événements, aussi bien durée de défaillance que de fonctionnement, de la plus petite à la plus grande, et désigner la $i^{\text{ème}}$ durée par t_i (soit $t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_i \leq \dots \leq t_n$).

Etape 2

Calculer les classements inversés de toutes les durées, $n, n-1, n-2, \dots, 2, 1$, où n représente le nombre d'événements. Le classement inversé du $i^{\text{ème}}$ événement est donné par $n-i+1$.

Etape 3

Calculer la fonction du risque à chaque moment de défaillance uniquement comme rapport sur 100 du classement inversé correspondant. Par conséquent la fonction de risque au $i^{\text{ème}}$ temps correspondant à la défaillance est donnée par

$$\frac{100}{n-i+1}$$

Etape 4

Calculer le risque cumulé (H_i) à chaque défaillance comme la somme de la fonction « risque » à cet instant plus le risque cumulé.

Etape 5

Tracer le risque cumulé par rapport au moment de la défaillance correspondante sur une échelle linéaire de papier.

NOTE 1 Il convient que seules les durées de défaillance soient tracées, et non pas les durées de fonctionnement. Les durées de fonctionnement sont uniquement utilisées pour une estimation du risque.

NOTE 2 Il est possible d'exprimer la fonction de risque cumulé comme la fonction de fiabilité en utilisant la relation $R_i = \exp(-H_i)$ et par conséquent un tracé de probabilité comme en 6.3.

NOTE 3 Le papier spécial traçage de risque peut être utilisé pour construire le graphique de risque exponentiel.

Etape 6

Si le tracé de cette fonction semble linéaire, alors il n'y a pas de preuve de rejet de l'hypothèse que le taux de défaillance est constant et le taux de défaillance peut être estimé comme la valeur absolue de la pente de la courbe. Il convient de rejeter l'hypothèse de constance du taux de défaillance si le tracé ne semble pas linéaire.

NOTE Lors des essais sur le taux de défaillance constant, seule la pente de la courbe est importante et non la valeur de l'intersection.

6.6 Action à mener si l'hypothèse d'un taux de défaillance constant est rejetée

Si l'hypothèse d'un taux de défaillance constant est rejetée, il est recommandé d'analyser plus en détail les données afin d'en déterminer la cause éventuelle. Il convient que les analyses numériques, chaque fois que cela est possible, soient confortées par des investigations physiques et des considérations d'ingénierie.

Les entités peuvent être sujettes à l'usure dans l'intervalle de durée considéré ou bien un processus induisant des défaillances précoces peut se manifester. Il y a également la possibilité que les entités ne viennent pas d'une population homogène, auquel cas il peut y avoir un mélange de plusieurs taux de défaillances liés à différents modes de défaillances, par exemple de faibles ou fortes populations. Toutes ces situations méritent une investigation plus approfondie.

Si des défaillances d'usure ou précoces sont suspectées, il convient d'utiliser les procédures de la CEI 61649 pour les entités non réparées et de la CEI 61710 pour les entités réparées. Si, par ailleurs, on suppose un mélange de populations, il convient de faire porter les efforts sur l'identification et la séparation des populations différentes, et de les analyser séparément.

Quelle que soit la cause du refus de l'hypothèse du taux de défaillance constant, il convient de ne pas appliquer les méthodes de conformité qui nécessitent la validité de cette hypothèse.

NOTE Si l'hypothèse de constance du taux de défaillance n'est pas rejetée, la conclusion de cette étude est qu'il n'a pas pu être démontré que les durées de fonctionnement avant défaillance s'écartent de la distribution exponentielle. Cela peut souvent se produire si un petit nombre de défaillances est observé.

7 Test d'hypothèse de l'intensité de défaillance constante

7.1 Remarque générale concernant l'Article 7

Cet article s'applique à la ou aux entités réparées lorsque la séquence des durées entre défaillances est enregistrée. Le test d'hypothèse de l'intensité de défaillance constante implique que la séquence des durées entre des défaillances successives ne présente ni une tendance à la croissance, ni une tendance à la décroissance. S'il en est ainsi, l'entité peut être considérée comme étant renouvelée après chaque réparation. Cette procédure d'essai est montrée sous forme de schéma (voir Figure 2).

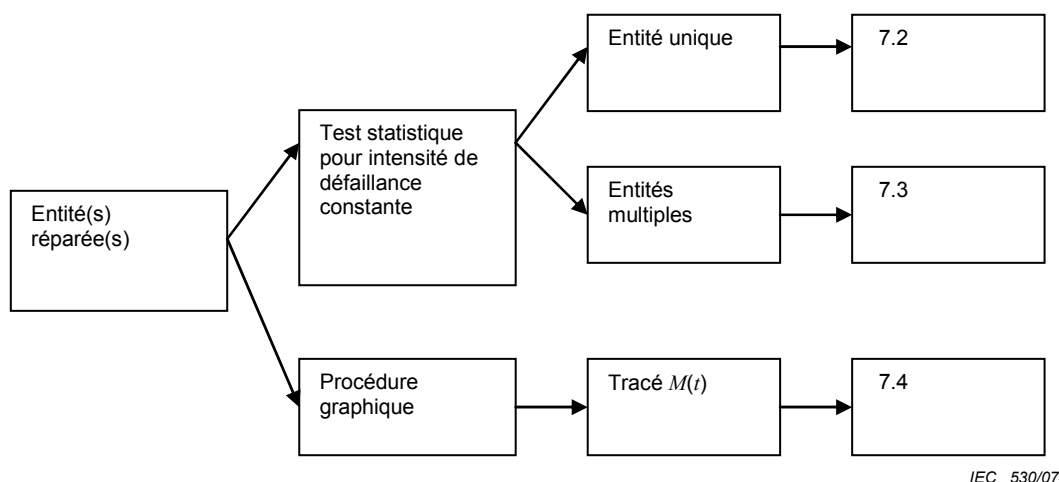


Figure 2 – Tests pour taux de défaillance constant – Schéma montrant la structure de l'Article 7

Deux tests statistiques formels pour l'intensité de défaillance constante sont donnés:

- des entités réparées uniques correspondant à un système unique ou de multiples exemplaires du même système fonctionnant dans des environnements identiques nominalement;
- des entités réparées multiples correspondant à de multiples systèmes du même type mais fonctionnant dans différents environnements.

Une procédure graphique est donnée, et elle est appropriée lorsque les données sont disponibles pour une ou plusieurs entités, même lorsqu'elles ont été observées pour différentes amplitudes de durée.

NOTE L'intensité de défaillance des systèmes complexes larges peut être constante même si les parties des composants n'ont pas de taux de défaillance constant. Par exemple, une intensité de défaillance constante approximative peut être observée pour une entité réparable même si les composants dans l'entité sont usés.

7.2 Essais pour l'intensité de défaillance constante pour une entité réparée unique

L'application de la procédure numérique nécessite qu'il y ait au moins six défaillances successives à prendre en compte, pendant la durée de l'essai T^* .

Étape 1

Pour une entité réparée, la durée cumulée jusqu'à la $i^{\text{ème}}$ défaillance est T_i . La présente procédure peut être appliquée soit jusqu'au temps T_r , où apparaît la dernière défaillance, ou bien jusqu'à tout autre temps ultérieur T^* tant que l'entité continue à fonctionner.

NOTE La durée entre des défaillances successives est donnée par $t_i = T_i - T_{i-1}$.

Etape 2

Pour chaque temps T_i avant défaillance cumulé correspondant, calculer la grandeur statistique en U .

Si $T^* > T_r$, alors

$$U = \frac{\sum_{i=1}^r T_i - r \frac{T^*}{2}}{T^* \sqrt{\frac{r}{12}}}$$

Si $T^* = T_r$, alors

$$U = \frac{\sum_{i=1}^{r-1} T_i - (r-1) \frac{T_r}{2}}{T_r \sqrt{\frac{r-1}{12}}}$$

Etape 3

Spécifier le niveau de confiance α de rejeter à tort l'hypothèse de constance de l'intensité de défaillance, quand cette intensité est vraiment constante. Les valeurs recommandées de α sont données dans le Tableau 1.

Etape 4

Rejeter l'hypothèse de constance d'un taux de défaillance si la valeur absolue de U est supérieure à la valeur critique donnée dans le Tableau 1. Dans le cas contraire, cette hypothèse ne peut pas être rejetée.

Dans l'hypothèse «sans tendance», c'est-à-dire en supposant que l'intensité de défaillance est constante dans la durée, la grandeur statistique en U suit la distribution normale réduite. Des valeurs absolues de U élevées constituent une preuve qui permet de rejeter cette hypothèse.

Des valeurs positives élevées de U apparaissent lorsqu'il y a une tendance à la décroissance pour les durées entre défaillances successives. De même, des valeurs négatives élevées de U apparaissent lorsque ces durées ont une tendance à croître, c'est-à-dire qu'elles deviennent de plus en plus longues puisque l'intensité de défaillance devient de plus en plus petite.

NOTE Il convient que le non-rejet de l'hypothèse de constance de l'intensité de défaillance ne soit pas interprété comme impliquant que les durées entre des défaillances successives d'une entité réparée suivent une distribution exponentielle. La seule conclusion qui peut être tirée est qu'il n'a pas été démontré que ces durées suivent une tendance. Bien que cela soit cohérent avec des durées entre défaillances distribuées exponentiellement, d'autres distributions sont également cohérentes avec une intensité de défaillance «sans tendance».

7.3 Essais pour l'intensité de défaillance constante pour entités réparées multiples

Cette procédure est l'extension d'une méthode donnée en 7.2. Elle est appropriée lorsque les données sont disponibles pour des entités réparées multiples et que la constance de l'intensité de défaillance de chacune doit être examinée.

Etape 1

Pour chaque entité, noter la durée cumulée jusqu'à la fin de l'observation, le nombre total de défaillances observé et les durées de l'apparition de la défaillance comme montré au Tableau 2.

Tableau 2 – Calcul des durées jusqu'à défaillance des entités réparées multiples

Article i	Durée cumulée jusqu'à la fin de la période d'observation T_i^*	Nombre total de défaillances durant la période d'observation r_i	Durée d'apparition de la $j^{\text{ème}}$ défaillance $j = 1, 2, \dots, r_i$
1	T_1^*	r_1	T_{1j}
2	T_2^*	r_2	T_{2j}
3	T_3^*	r_3	T_{3j}
k	T_k^*	r_k	T_{kj}

NOTE Si certaines entités sont observées uniquement à la $r^{\text{ème}}$ défaillance, régler alors $T^* = T_r$ pour cette entité et régler $r = r - 1$ dans les calculs suivants pour cette entité uniquement.

Etape 2

Calculer la grandeur statistique en U :

$$U = \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{r_i} T_{ij} - 0,5(r_1 T_1^* + r_2 T_2^* + \dots + r_k T_k^*)}{\sqrt{\frac{1}{12}(r_1 T_1^{*2} + r_2 T_2^{*2} + \dots + r_k T_k^{*2})}}$$

Etape 3

Spécifier le niveau de confiance α de rejeter à tort l'hypothèse de constance de l'intensité de défaillance, quand cette intensité est réellement constante. Les valeurs recommandées de α sont données dans le Tableau 1.

Etape 4

Rejeter l'hypothèse de constance d'un taux de défaillance pour toutes les entités identiques si la valeur absolue de U est supérieure à la valeur critique donnée dans le Tableau 1. Dans le cas contraire, cette hypothèse ne peut pas être rejetée.

Dans l'hypothèse «sans tendance», c'est-à-dire en supposant que l'intensité de défaillance est constante dans la durée, la grandeur statistique U suit la distribution normale réduite. Des valeurs absolues de U élevées constituent une preuve qui permet de rejeter cette hypothèse.

Des valeurs positives élevées de U apparaissent lorsqu'il y a une tendance à la décroissance pour les durées entre défaillances successives sur toutes entités identiques. De même, des valeurs négatives élevées de U apparaissent lorsque ces durées ont une tendance à croître, c'est-à-dire qu'elles deviennent de plus en plus longues puisque l'intensité de défaillance devient de plus en plus petite, pour toutes les entités identiques.

NOTE Ne pas rejeter la constance des intensités de défaillance implique uniquement qu'il n'y a pas suffisamment de preuves pour rejeter l'hypothèse que les intensités de défaillance de toutes les entités identiques soient constantes.

7.4 Tracé $M(t)$

Cette méthode graphique est appropriée lorsque les données sont disponibles pour une ou plusieurs entités, même lorsqu'elles ont été observées pour différentes durées. $M(t)$ permet d'identifier des profils types dans l'intensité de défaillance. Cela peut aider à établir si l'intensité de défaillance est constante et complète les méthodes numériques données en 7.2 et 7.3. Le tracé $M(t)$ permet également d'identifier d'autres schémas dans l'intensité de défaillance, tel que l'intensité décroissante de défaillance (défaillances de vie précoces).

NOTE L'approche $M(t)$ fournit une analyse empirique des défaillances observées pour les entités réparées. Il n'est pas nécessaire de faire des hypothèses sur la forme du processus sous-jacent duquel les données ont été générées. Les analyses $M(t)$ fournissent un moyen simple d'identifier des schémas d'intensité de défaillance applicable au cas général pour les entités réparées multiples et peut être utile pour détecter les écarts de consistance.

Etape 1

Ordonner la durée cumulée à la $j^{\text{ème}}$ défaillance de la $i^{\text{ème}}$ entité T_{ij} de la plus petite à la plus grande où $i = 1, 2, \dots, k$

Etape 2

Identifier m , le nombre de durées de défaillance unique cumulées parmi toutes les entités.

Etape 3

Désigner la durée cumulée jusqu'à la $j^{\text{ème}}$ défaillance sur toutes les entités par T_j , $j = 0, 1, \dots, m$, $T_1 < T_2 < \dots < T_m$.

Etape 4

Calculer $r_i(T_j)$, nombre de défaillances pour entité i au temps cumulé T_j .

Etape 5

Définir $N_i(T_j)$, variable indicateur, régler sur 1 si la $i^{\text{ème}}$ entité est observée au temps T_j , régler sur 0 si la $i^{\text{ème}}$ entité n'est pas observée au temps T_j .

Etape 6

Calculer le nombre moyen cumulé de défaillances au temps T_j comme suit:

$$M(T_j) = \sum_{l=1}^j \left[\frac{r(T_l)}{N(T_l)} \right]$$

où

$$r(T_j) = \sum_{i=1}^k r_i(T_j)$$

$$N(T_j) = \sum_{i=1}^k N_i(T_j)$$

Etape 7

Tracer $M(T_j)$ par rapport à T_j , $j = 0, 1, \dots, m$.

Etape 8

Une intensité de défaillance constante correspond à un schéma linéaire sur ce tracé. Toute divergence dans la linéarité implique que l'intensité de défaillance n'est pas constante.

Etape 9

Un intervalle de confiance à deux bornes peut être construit pour $M(T_j)$ comme suit:

$$M(T_j) \pm U_{\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(T_j)}$$

où $U_{\alpha/2}$ est le quantile $\alpha/2$ d'une distribution normale correspondant à $100(1-\alpha)\%$ de l'intervalle de confiance, où les valeurs choisies sont montrées au Tableau 3, et

$$\text{Var}(T_j) = \sum_{i=1}^k \left\{ \sum_{l=1}^j \frac{N_i(T_l)}{N(T_l)} \left[r_i(T_l) - \frac{r(T_l)}{N(T_l)} \right] \right\}^2$$

Tableau 3 – Quantiles pour distribution normale

100(1- α)%	$U_{\alpha/2}$
99 %	2,58
95 %	1,96
90 %	1,64

7.5 Action à mener si l'hypothèse de l'intensité de défaillance constante est rejetée

Si le test de l'hypothèse d'une intensité de défaillance constante permet de rejeter cette hypothèse, l'interprétation est que l'intensité de défaillance est soit croissante, soit décroissante. Cela peut être dû soit à une dégradation de la fiabilité globale du système, soit à la croissance de la fiabilité après chaque réparation. La CEI 61710 donne des méthodes numériques pour modéliser cette dégradation de la croissance.

Annexe A (informative)

Exemples de procédures données dans cette norme

A.1 Essais pour le taux de défaillance constant pour entités non réparées

Un total de 40 entités est soumis à l'essai simultanément. L'essai est interrompu après la 20^e défaillance. Le Tableau A.1 contient la suite ordonnée des durées de fonctionnement avant défaillance des 20 entités défaillantes. Il convient d'utiliser les méthodes données en 6.2 pour les essais sur la constance du taux de défaillance.

Tableau A.1 – Vingt premières durées de fonctionnement avant défaillance ordonnées pour les 40 entités en essai

<i>i</i>	<i>t_i</i>	<i>i</i>	<i>t_i</i>	<i>i</i>	<i>t_i</i>
1	5	8	36	15	64
2	10	9	54	16	65
3	17	10	55	17	65
4	32	11	55	18	66
5	32	12	58	19	67
6	33	13	58	20	68
7	34	14	61		

Etape 1

Les durées de fonctionnement avant défaillance sont ordonnées par ordre d'importance et la durée cumulée jusqu'à la *i*^{ème} défaillance est notée comme montré dans le Tableau A.2.

Tableau A.2 – Durée cumulée jusqu'à la défaillance

<i>i</i>	<i>t_i</i>	<i>T_i</i>	<i>i</i>	<i>t_i</i>	<i>T_i</i>
1	5	200	11	55	1 958
2	10	395	12	58	2 045
3	17	661	13	58	2 045
4	32	1 216	14	61	2 126
5	32	1 216	15	64	2 204
6	33	1 251	16	65	2 229
7	34	1 285	17	65	2 229
8	36	1 351	18	66	2 252
9	54	1 927	19	67	2 274
10	55	1 958	20	68	2 295

L'essai de défaillance est censuré et donc $T_r = 2\,295$.

Etape 2

La valeur de la grandeur statistique en U est donnée par

$$U = \frac{\sum_{i=1}^{r-1} T_i - (r-1) \frac{T_r}{2}}{T_r \sqrt{\frac{r-1}{12}}} = \frac{30\,822 - (19) \left(\frac{2\,295}{2} \right)}{2\,295 \sqrt{\frac{19}{12}}} = 3,123$$

Etapes 3 et 4

A un niveau de confiance de $\alpha = 10\%$, la statistique U dépasse la valeur critique de $U_\alpha = 1,64$ (voir Tableau 1), par conséquent conclure que l'hypothèse du taux de défaillance constant est rejetée. La valeur positive de la grandeur statistique U implique qu'il y a, statistiquement, une augmentation significative du taux de défaillance.

A.2 Essais pour le taux de défaillance constant pour entités non réparées

Les durées jusqu'à défaillance d'un type de composant sont enregistrées lors d'essai. Douze composants sont à l'essai et l'observation des composants est arrêtée au moment de la 12^e défaillance. La séquence des durées jusqu'à défaillance est donnée dans le Tableau A.3. Il convient d'utiliser les méthodes en 6.2 pour les essais de consistance du taux de défaillance.

Tableau A.3 – Séquence ordonnée des durées de défaillance

1 2 5 6 7 11 16 20 20 21 23 32

Etape 1

Les durées cumulées jusqu'à défaillance sont calculées comme montré dans le Tableau A.4.

Tableau A.4 – Durée cumulée jusqu'à défaillance

i	t_i	T_i
1	1	1
2	2	3
3	5	8
4	6	14
5	7	21
6	11	32
7	16	48
8	20	68
9	20	88
10	21	109
11	23	132
12	32	164

Etape 2

La valeur de la grandeur statistique U est donnée par

$$U = \frac{\sum_{i=1}^{r-1} T_i - (r-1) \frac{T_r}{2}}{T_r \sqrt{\frac{r-1}{12}}} = \frac{524 - (11) \left(\frac{164}{2} \right)}{164 \sqrt{\frac{11}{12}}} = \frac{-378}{157,018} = -2,407$$

Etapes 3 et 4

A un niveau de confiance de $\alpha = 5 \%$, la valeur absolue de la grandeur statistique U_α ne dépasse pas la valeur critique de $U_\alpha = 1,96$ (voir Tableau 1), par conséquent conclure que l'hypothèse du taux de défaillance constant est rejetée. La valeur négative de la statistique d'essai indique qu'il y a, statistiquement, une diminution significative du taux de défaillance.

A.3 Essais pour l'intensité de défaillance constante pour une entité réparée unique

Une seule entité est soumise à l'essai pendant six mois ($T^* = 4\,380$ h). Huit défaillances ont été enregistrées pendant cette période. Elles surviennent aux durées suivantes, T_i depuis le début de l'essai et sont données au Tableau A.5. Il convient que les méthodes en 7.2 soient utilisées pour les essais sur l'intensité de défaillance constante.

Tableau A.5 – Instants d'apparition des défaillances de huit défaillances survenues sur entités

i	T_i
1	25
2	94
3	282
4	384
5	835
6	1 279
7	2 048
8	3 253

Etape 1

Les durées cumulées jusqu'à défaillance sont calculées comme montré dans le Tableau A.6.

Tableau A.6 – Durée cumulée jusqu'à défaillance

i	T_i
1	25
2	94
3	282
4	384
5	835
6	1 279
7	2 048
8	3 253

Etape 2

La valeur de la grandeur statistique U d'essai est donnée par

$$U = \frac{\sum_{i=1}^r T_i - (r) \frac{T^*}{2}}{T^* \sqrt{\frac{r}{12}}} = \frac{8\,200 - (8) \left(\frac{4\,380}{2} \right)}{4\,380 \sqrt{\frac{8}{12}}} = -2,61$$

Etapes 3 et 4

A un taux de confiance de $\alpha = 10 \%$, la valeur absolue de la grandeur statistique U d'essai dépasse la valeur critique de $U_\alpha = 1,64$ (voir Tableau 1), par conséquent conclure que l'hypothèse d'intensité de défaillance constante est rejetée. La valeur négative de la statistique d'essai implique qu'il y a, statistiquement, une diminution significative de l'intensité de défaillance.

A.4 Essais pour l'intensité de défaillance constante pour entités réparées multiples

Les données suivantes concernent trois entités réparées identiques. Les données de défaillance se trouvent dans le Tableau A.7. Il convient que les méthodes en 7.3 soient utilisées pour les essais sur l'intensité de défaillance constante.

Tableau A.7 – Donnée de défaillance d'exemplaires multiples d'un entité réparée

Entité	Durée de fonctionnement cumulée jusqu'à défaillance	Durée de fonctionnement cumulée jusqu'à la fin de la période d'observation
1	5, 8	12
2		16
3	1,8,16	20

Etape 1

Pour chaque exemplaire d'entité, noter la durée cumulée jusqu'à la fin de l'observation, le nombre total de défaillances observé et les durées de l'apparition de la défaillance comme montré dans le Tableau A.8.

Tableau A.8 – Feuille de calculs

Entité <i>i</i>	Durée cumulée jusqu'à la fin de l'observation T_i^*	Nombre total de défaillances r_i	Durée de $j^{\text{ème}}$ défaillance de la $i^{\text{ème}}$ entité T_{ij}			$\sum_{j=1}^{r_i} T_{ij}$
1	12	2	5	8		13
2	16	0				0
3	20	3	1	8	16	25

Etape 2

La grandeur statistique U est calculée comme suit:

$$\begin{aligned}
 U &= \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{r_i} T_{ij} - 0,5(r_1 T_1^* + r_2 T_2^* + \dots + r_k T_k^*)}{\sqrt{\frac{1}{12}(r_1 T_1^{*2} + r_2 T_2^{*2} + \dots + r_k T_k^{*2})}} \\
 &= \frac{(13+0+25) - 0,5[(2)(12) + (0)(16) + (3)(20)]}{\sqrt{\frac{1}{12}[(2)(12)^2 + (0)(16)^2 + (3)(20)^2]}} \\
 &= \frac{-4}{11,135\ 5} \\
 &= -0,36
 \end{aligned}$$

Etapes 3 et 4

A un niveau de confiance de $\alpha = 10\%$, la valeur absolue de la grandeur statistique U d'essai ne dépasse pas la valeur critique de $U_\alpha = 1,64$ (voir Tableau 1), par conséquent conclure que l'hypothèse de l'intensité de défaillance constante ne peut pas être rejetée.

A.5 Tracé de la probabilité du taux de défaillance constant

Les durées jusqu'à défaillance de huit entités sur dix classées par taille, mises à l'essai sont données dans le Tableau A.9. L'essai est censuré à 1 500 h. Il convient que la méthode en 6.3 soit utilisée pour examiner la constance du taux de défaillance.

Tableau A.9 – Durée jusqu'à défaillance issue de l'essai d'une entité non réparée

i	t_i
1	104
2	210
3	400
4	460
5	630
6	760
7	1 100
8	1 200
9	1 500
10	1 500

Etape 1

Les durées jusqu'à défaillance ordonnées sont montrées dans la colonne (2) du Tableau A.10.

Etape 2

La fonction auxiliaire $R(i, n)$ est calculée et enregistrée dans la colonne (4) du Tableau A.10.

Tableau A.10 – Feuille de calculs

(1) Événement i	(2) Durée de l'événement t_i	(3) Mode	(4) Sûreté de fonctionnement $R(i, n)$	(5) Sûreté de fonctionnement Log $-\ln R(i, n)$
1	104	Défaillance	0,932 7	0,069 7
2	210	Défaillance	0,836 5	0,178 5
3	400	Défaillance	0,740 4	0,300 6
4	460	Défaillance	0,644 2	0,439 7
5	630	Défaillance	0,548 1	0,601 3
6	760	Défaillance	0,451 9	0,794 2
7	1 100	Défaillance	0,355 8	1,033 5
8	1 200	Défaillance	0,259 6	1,348 6
9	1 500	Fonctionnement		
10	1 500	Fonctionnement		

Etape 3

Le tracé de $-\ln R(i, n)$ par rapport à la durée de défaillance correspondante est montré dans la Figure A.1.

Etape 4

Le tracé semble linéaire et par conséquent il est conclu qu'il n'y a pas de preuve pour rejeter l'hypothèse que le taux de défaillance est constant.

NOTE Les exemples donnés dans cette annexe montrent la mise en œuvre des procédures données dans cette norme. Il est possible d'agrémenter l'analyse graphique par l'application de tests d'adéquation statistique. Cependant, cela n'est pas présenté puisque la norme a pour but de montrer l'application de méthodes empiriques utilisées dans la pratique.

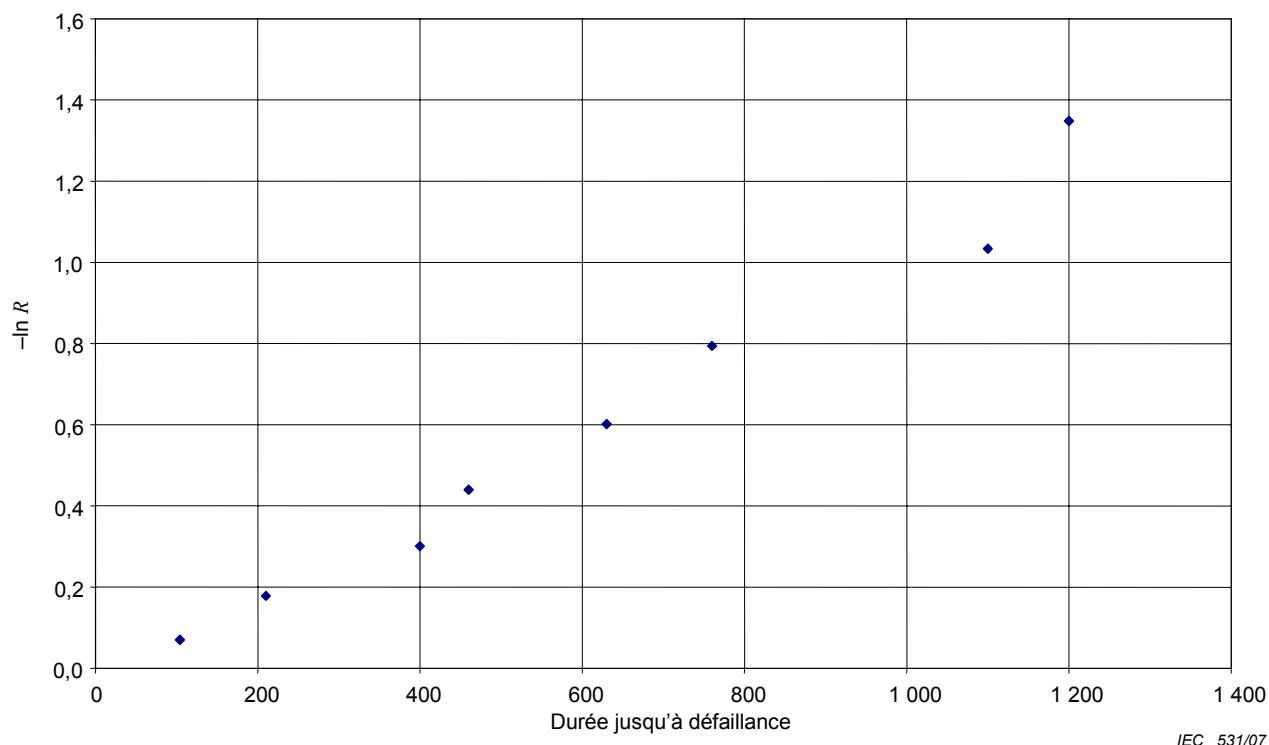


Figure A.1 – Tracé de probabilité pour vérifier la constance du taux de défaillance

A.6 Graphique du risque pour taux de défaillance constant

Les données pour 10 modules électroniques sur des essais de vie accélérés se trouvent dans le Tableau A.11. Dans ce cas, le mode de défaillance A uniquement est désigné pour l'analyse. Il convient que la méthode en 6.5 soit utilisée pour examiner la constance du taux de défaillance et pour fournir une estimation du taux de défaillance.

Tableau A.11 – Dix durées ordonnées avec modes multiples de défaillance

Ordre i	Durée t_i	Mode
1	104	Défaillance A
2	210	Défaillance A
3	400	Défaillance B
4	460	Défaillance A
5	630	Défaillance A
6	760	Défaillance A
7	1 100	Défaillance A
8	1 200	Défaillance B
9	1 500	Censuré
10	1 500	Censuré

Etape 1

Les durées sont classées par taille et une feuille de travail est préparée comme indiqué dans le Tableau A.12.

Etape 2

Les classements inversés de toutes les durées sont notés dans la colonne (3) du Tableau A.12.

Etape 3

La fonction «risque» à chaque moment de défaillance est calculée et notée dans la colonne (5) du Tableau A.12.

Etape 4

Seul le mode de défaillance A étant intéressant, le risque cumulé est calculé à chaque instant du mode de défaillance désigné et noté dans la colonne (6) du Tableau A.12. Des blancs sont insérés dans les rangées pour les défaillances dues au mode B et les événements censurés.

Etape 5

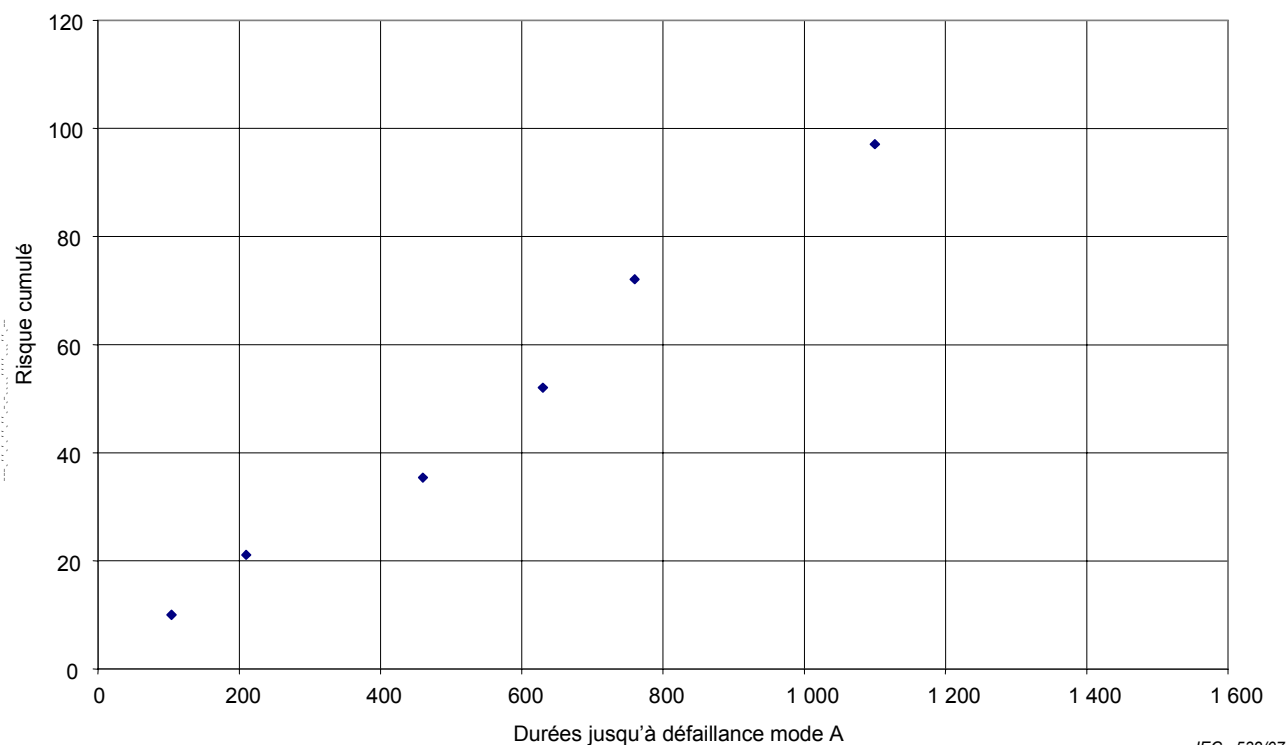
La Figure A.2 montre le tracé du risque cumulé par rapport aux durées correspondantes.

Etape 6

Les données apparaissent linéaires depuis l'origine et par conséquent le taux de défaillance est supposé constant et donné dans la courbe de la ligne équipée, qui est 0,000 882. La colonne (7) du Tableau A.12 est le calcul de la fiabilité donnée par $R_i = \exp(-H_i)$ et peut être utilisée pour un tracé de probabilité si nécessaire.

Tableau A.12 – Feuille de calculs

(1) Ordre i	(2) Durée t_i	(3) Classement inversé	(4) Mode	(5) Fonction risque %	(6) Risque cumulé H_i %	(7) Fiabilité R_i %
1	104	10	Défaillance A	10,00	10,00	90,48
2	210	9	Défaillance A	11,11	21,11	80,97
3	400	8	Défaillance B	12,50		
4	460	7	Défaillance A	14,29	35,40	70,19
5	630	6	Défaillance A	16,67	52,07	59,41
6	760	5	Défaillance A	20,00	72,07	48,64
7	1 100	4	Défaillance A	25,00	97,07	37,88
8	1 200	3	Défaillance B	33,33		
9	1 500	2	Censuré	50,00		
10	1 500	1	Censuré	100,00		



IEC 532/07

Figure A.2 – Graphique du risque pour examiner la constance du taux de défaillance

A.7 Tracé $M(t)$ pour entités réparées

Les données de défaillance suivantes montrées dans le Tableau A.13 ont été enregistrées pour trois entités identiques d'entité réparées.

Tableau A.13 – Durées de défaillance pour trois entités identiques d'entité réparée

Entité	Durée de fonctionnement cumulée jusqu'à défaillance	Durée de fonctionnement cumulée jusqu'à la fin de la période d'observation
1	4, 9	12
2		16
3	1,9,15	20

Il convient d'utiliser les méthodes en 7.4 pour examiner la cohérence de l'intensité de défaillance.

Etape 1

Les durées de fonctionnement cumulées jusqu'à défaillance classées sur toutes les entités identiques sont 1, 4, 9, 9 et 15.

Etape 2

Il y a quatre durées de fonctionnement uniques cumulées jusqu'à défaillance.

Etape 3

Les quatre durées cumulées uniques jusqu'à défaillance sont 1, 4, 9 et 15 par ordre croissant.

Etapes 4-6

Etablir une feuille de travail pour calculer $M(T_j)$ comme montré dans le Tableau A.14.

Tableau A.14 – Feuille pour le calcul de $M(t)$

Etape 2	Etape 3	Etape 4			Etape 5			Etape 6		
j	T_j	$r_1(T_j)$	$r_2(T_j)$	$r_3(T_j)$	$N_1(T_j)$	$N_2(T_j)$	$N_3(T_j)$	$r(T_j)$	$N(T_j)$	$M(T_j)$
1	1	0	0	1	1	1	1	1	3	0,333 3
2	4	1	0	0	1	1	1	1	3	0,666 7
3	9	1	0	1	1	1	1	2	3	1,333 3
4	15	0	0	1	0	1	1	1	2	1,833 3

Etape 7

Un tracé de $M(T_j)$ par rapport à T_j , $j = 0, 1, \dots, m$ est montré à la Figure A.3.

Etape 8

Le tracé apparaît approximativement linéaire et donc nous en concluons que l'évidence suggère que nous ne pouvons rejeter l'hypothèse de l'intensité de défaillance constante.

Etape 9

Une autre feuille de travail est construite pour calculer la variation et donc l'intervalle de confiance pour $M(t)$ est montré au Tableau A.15.

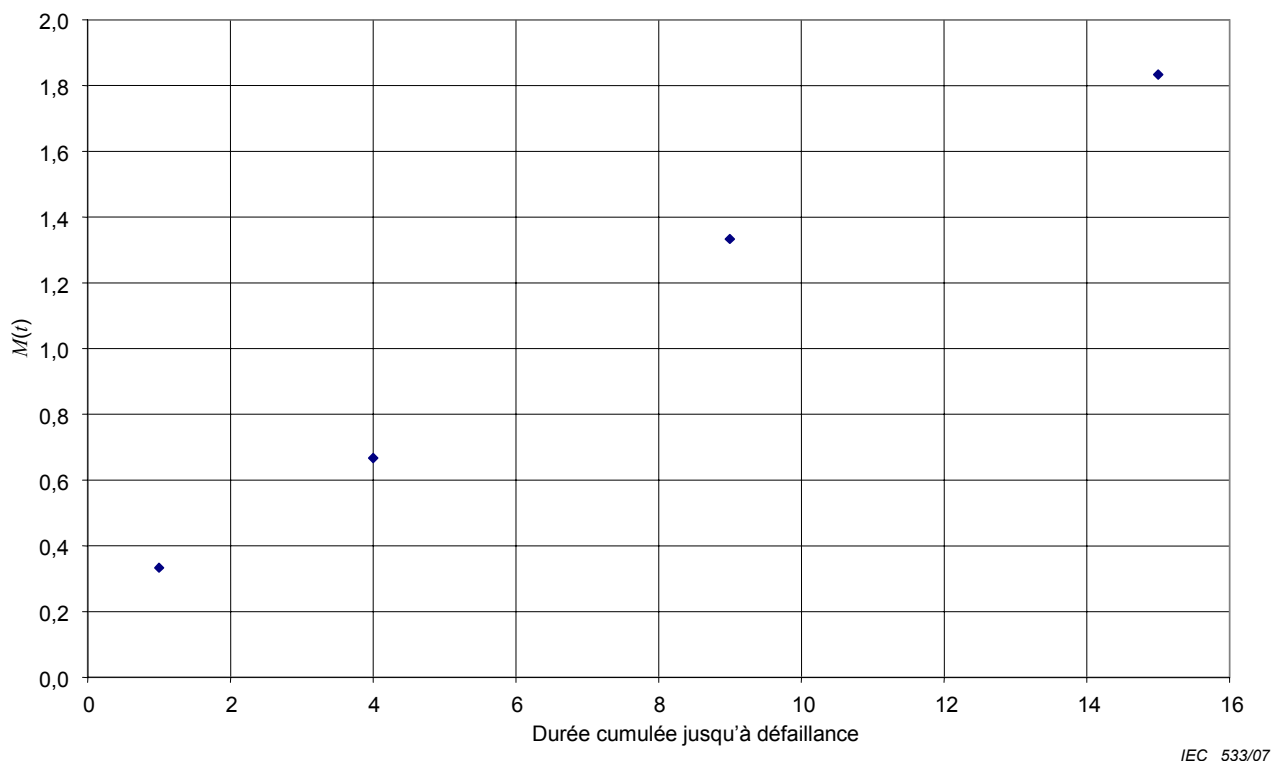


Figure A.3 – Tracé $M(t)$ pour trois entités réparées

Tableau A.15 – Feuille pour le calcul des intervalles de confiance pour $M(t)$

j	T_j	Entité 1 $\frac{N_i(T_j)}{N(T_j)} \left[r_i(T_j) - \frac{r(T_j)}{N(T_j)} \right]$	Entité 2 $\frac{N_i(T_j)}{N(T_j)} \left[r_i(T_j) - \frac{r(T_j)}{N(T_j)} \right]$	Entité 3 $\frac{N_i(T_j)}{N(T_j)} \left[r_i(T_j) - \frac{r(T_j)}{N(T_j)} \right]$
1	1	$1/3(0 - 1/3) = -0,111\ 1$	$1/3(0 - 1/3) = -0,111\ 1$	$1/3(1 - 1/3) = 0,222\ 2$
2	4	$1/3(1 - 1/3) = 0,222\ 2$	$1/3(0 - 1/3) = -0,111\ 1$	$1/3(0 - 1/3) = -0,111\ 1$
3	9	$1/3(1 - 2/3) = 0,111\ 1$	$1/3(0 - 2/3) = -0,222\ 2$	$1/3(1 - 2/3) = 0,111\ 1$
4	15	$0/2(0 - 1/2) = 0,000\ 0$	$1/2(0 - 1/2) = -0,250\ 0$	$1/2(1 - 1/2) = 0,250\ 0$

j	T_j	$\text{Var}(T_j) = \sum_{i=1}^k \left\{ \sum_{l=1}^j \frac{N_i(T_l)}{N(T_l)} \left[r_i(T_l) - \frac{r(T_l)}{N(T_l)} \right] \right\}^2$
1	1	0,074 1
2	4	0,074 1
3	9	0,296 3
4	15	0,754 6

Par conséquent, les bornes de l'intervalle de confiance à 95 % sont données par

$$M(T_j) \pm 1,96\sqrt{\text{Var}(T_j)}$$

et sont montrées dans le Tableau A.16.

Tableau A.16 – Intervalles de confiance pour $M(t)$

j	T_j	$M(T_j)$	Limite inférieure 95 %	Limite supérieure 95 %
1	1	0,333 3	-0,200 1	0,866 8
2	4	0,666 7	0,133 2	1,200 1
3	9	1,333 3	0,266 4	2,400 2
4	15	1,833 3	0,130 7	3,536 0

Le tracé $M(t)$, pour un intervalle de confiance de 95 %, est montré à la Figure A.4.

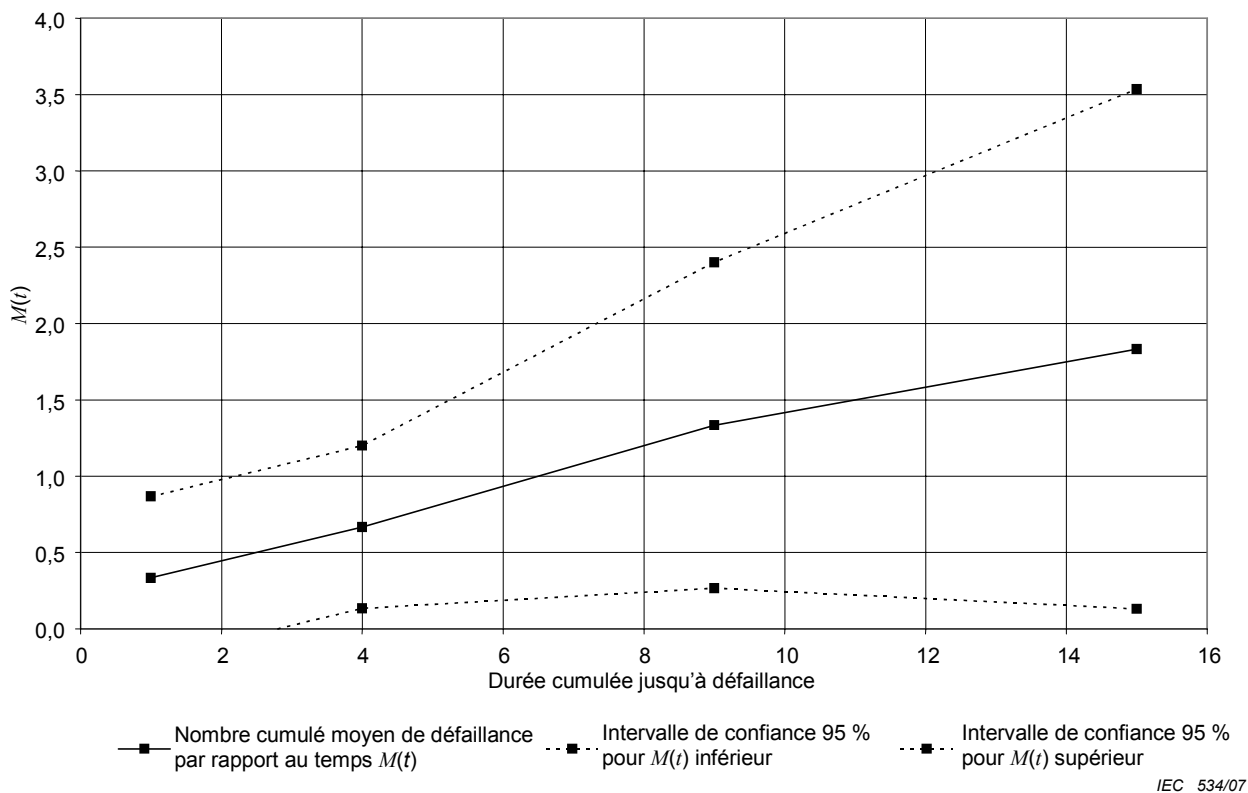


Figure A.4 – Tracé $M(t)$ avec un intervalle de confiance de 95 %

A.8 Tracé TTT pour le taux de défaillance constant

Les durées jusqu'à défaillance de 15 composants identiques à l'essai sont données au Tableau A.17.

Tableau A.17 – Durée jusqu'à défaillance

945 1006 426 794 270 1512 1019 742 681 696 1289 1172 643 1093 1366
--

Il convient d'utiliser les méthodes en 6.4 pour examiner la constance du taux de défaillance.

Etape 1

Les durées jusqu'à défaillance ordonnées sont montrées dans la colonne (2) du Tableau A.18.

Etape 2

Les valeurs de la durée totale d'essai (TTT) sont visibles dans la colonne (3) du Tableau A.18.

Etape 3

Les valeurs TTT normalisées sont données dans la colonne (4) du Tableau A.18.

Etape 4

La Figure A.5 montre le tracé des valeurs TTT échelonnées Z_i par rapport à la proportion d'entités qui ont subi une défaillance de durée $\frac{i}{n}$, pour $i = 1, 2, \dots, n$.

Etape 5

Le tracé TTT semble non linéaire, indiquant qu'il y a des preuves pour rejeter l'hypothèse que le taux de défaillance est constant. Le schéma concave pour le taux de défaillance suggère une augmentation du taux de défaillance.

Tableau A.18 – Feuille de travail et calculs

(1) Ordre i	(2) Durée t_i	(3) Valeur TTT S_i	(4) Valeur TTT normalisée Z_i	(5) Proportion défaillance $\frac{i}{n}$
1	270	4 050	0,30	0,07
2	426	6 234	0,46	0,13
3	643	9 055	0,66	0,20
4	681	9 511	0,70	0,27
5	696	9 676	0,71	0,33
6	742	10 136	0,74	0,40
7	794	10 604	0,78	0,47
8	945	11 812	0,87	0,53
9	1 006	12 239	0,90	0,60
10	1 019	12 317	0,90	0,67
11	1 093	12 687	0,93	0,73
12	1 172	13 003	0,95	0,80
13	1 289	13 354	0,98	0,87
14	1 366	13 508	0,99	0,93
15	1 512	13 654	1,00	1,00

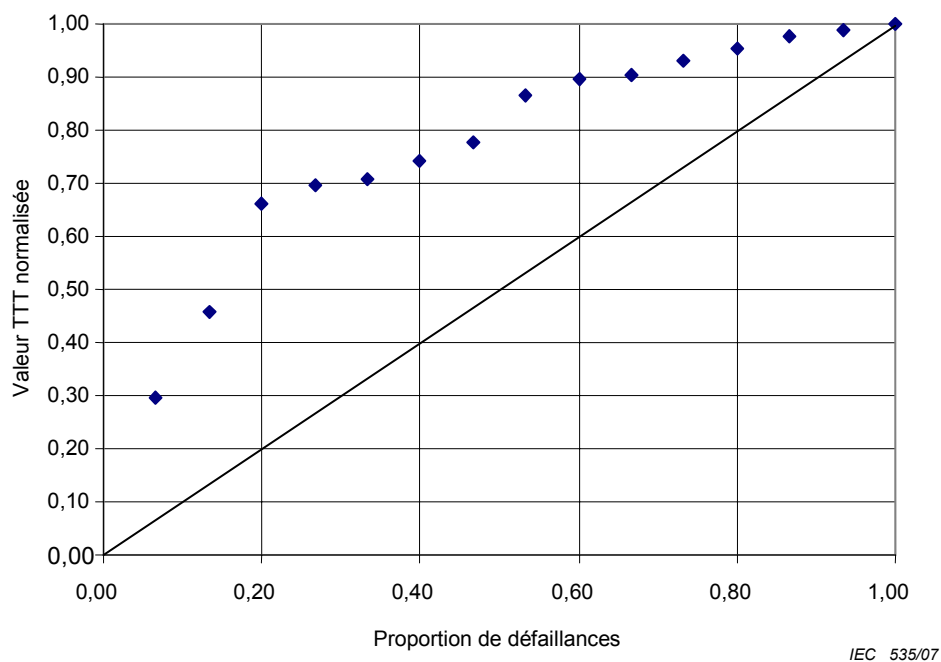


Figure A.5 – Tracé TTT pour examiner la constance du taux de défaillance

Annexe B (informative)

Exemple d'analyse $M(t)$ pour données d'exploitation

Un produit de consommation (téléphone portable) est vendu en grande quantité. Chaque téléphone est marqué d'un numéro de série. Il n'est pas possible d'enregistrer lorsqu'un téléphone est vendu ou mis en service, puisque les stocks sont constitués par les distributeurs aux points de vente. De plus, le nombre de téléphones mis hors service ne peut pas être estimé puisqu'un certain nombre d'entre eux peut avoir été exporté du pays où ils ont été initialement vendus. Le nombre de téléphones mis au rebut est également inconnu.

Le fabricant estime le nombre de téléphones sur le marché d'après les chiffres de vente et de fabrication, sans prendre en compte les téléphones exportés ou mis au rebut. L'approximation est acceptable pour les premières années de mise sur le marché du téléphone. Le problème des stocks aux points de vente et de distribution trouve sa solution dans l'analyse des lots comme discuté à l'Article C.6.

Il est décidé de ne suivre la fiabilité du téléphone que sur un marché uniquement. Sur ce marché, un accord est conclu avec les boutiques de réparation pour que toute donnée soit retournée au fabricant. La fourniture des données de réparation est une exigence pour le paiement de la garantie de compensation à la boutique de réparation. Les données obtenues par les boutiques de réparation sont le numéro de série de chaque téléphone réparé, la réclamation du client (type de défaillance) et la réparation effectuée, par exemple une liste de composants remplacés avec le composant défaillant identifié. Ensuite, la date à laquelle le téléphone a été livré pour réparation est consignée. A partir du numéro de série, le fabricant peut retrouver la date de fabrication, et, en ajoutant un délai moyen de distribution et vente, la date à laquelle le téléphone a probablement été retourné pour remise en service peut être estimée. En soustrayant la date de fabrication à la date de livraison pour réparation, la durée de fonctionnement en jours peut être estimée. Etant donné qu'il n'y a pas de compteur dans le téléphone, le nombre d'heures de fonctionnement ne peut être estimé. Par conséquent, il est décidé de mesurer la durée de fonctionnement en jours et non en heures.

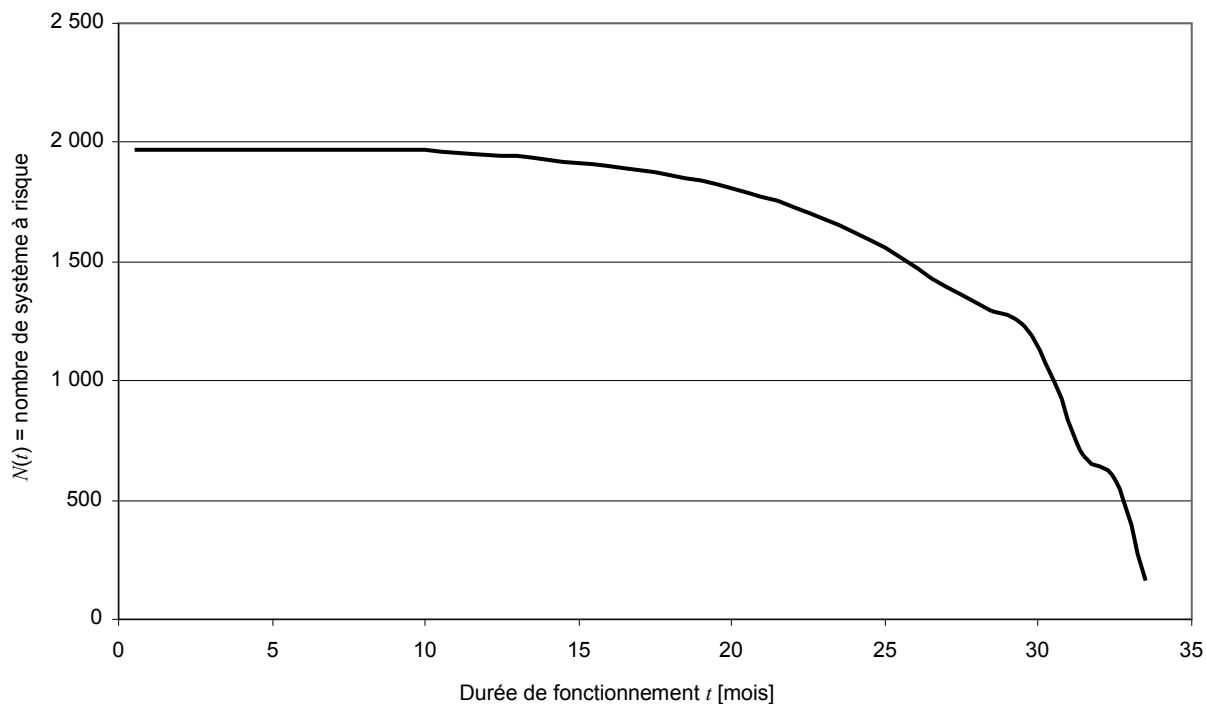
La population des systèmes en utilisation est estimée comme indiqué dans la Figure B.1. On peut voir que la population est à présent constante: 1 966 téléphones. La vente de ce modèle est terminée. Les premiers téléphones produits ont été 33,5 mois sur le marché (2,8 années) alors que les derniers téléphones produits ont été 10 mois sur le marché.

Au début, le fabricant enregistrait le nombre de réparations chaque mois et divisait ce nombre par la population de téléphones en utilisation. Le résultat était la courbe montrée dans la Figure B.2. On peut voir que le pourcentage de défaillances par mois fluctue bien qu'aucun changement n'ait été fait aux téléphones. Le pourcentage de défaillances fluctue suivant les variations dans a) les réparations livrées et b) la vente, combinés aux défaillances précoces du téléphone. Cependant, les statistiques ne sont pas adaptées aux décisions de direction ou pour un suivi des activités d'amélioration.

Au lieu de calculer un taux (par exemple un pourcentage de défaillances par mois), une courbe cumulée (un tracé $M(t)$) est construite. Le tracé est montré dans la Figure B.3 et dans la Figure B.4 avec 99 % de limites de confiance. La conclusion est que le problème se trouve dans les défaillances précoces. Par conséquent, les activités étendues ont commencé dans l'usine d'assemblage de façon à limiter les défaillances précoces. La conception de base, cependant, est presque acceptable au moment où le produit a été conçu. On peut, de plus, remarquer que les téléphones sont mis en service successivement pendant les 5 premiers mois. Les défaillances précoces commencent après approximativement 7 mois et se terminent après approximativement 13 mois.

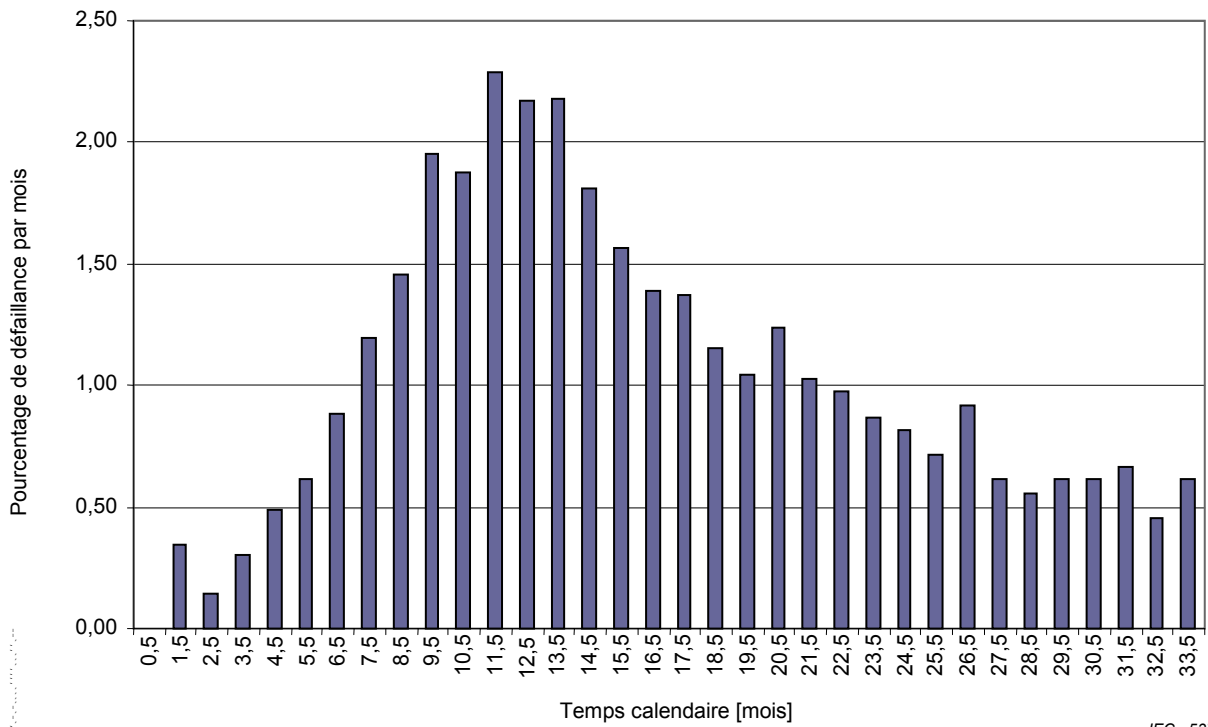
De façon à confirmer que les défaillances précoces sont le problème, le nombre de réparation par téléphone est tracé comme le montre la Figure B.5. On peut voir que 75 % des téléphones

n'ont jamais été réparés, 22 % ont été réparés une fois et seulement 2 % ont été réparés deux fois. Seulement 1 % ont été réparés plus de deux fois. Cette analyse permet au fabricant d'arrêter la vérification si un téléphone a été réparé avant la durée avant défaillance/ durée entre défaillance calculée. Cela simplifie l'analyse, puisque seule la durée depuis la fabrication jusqu'à la défaillance doit être calculée.



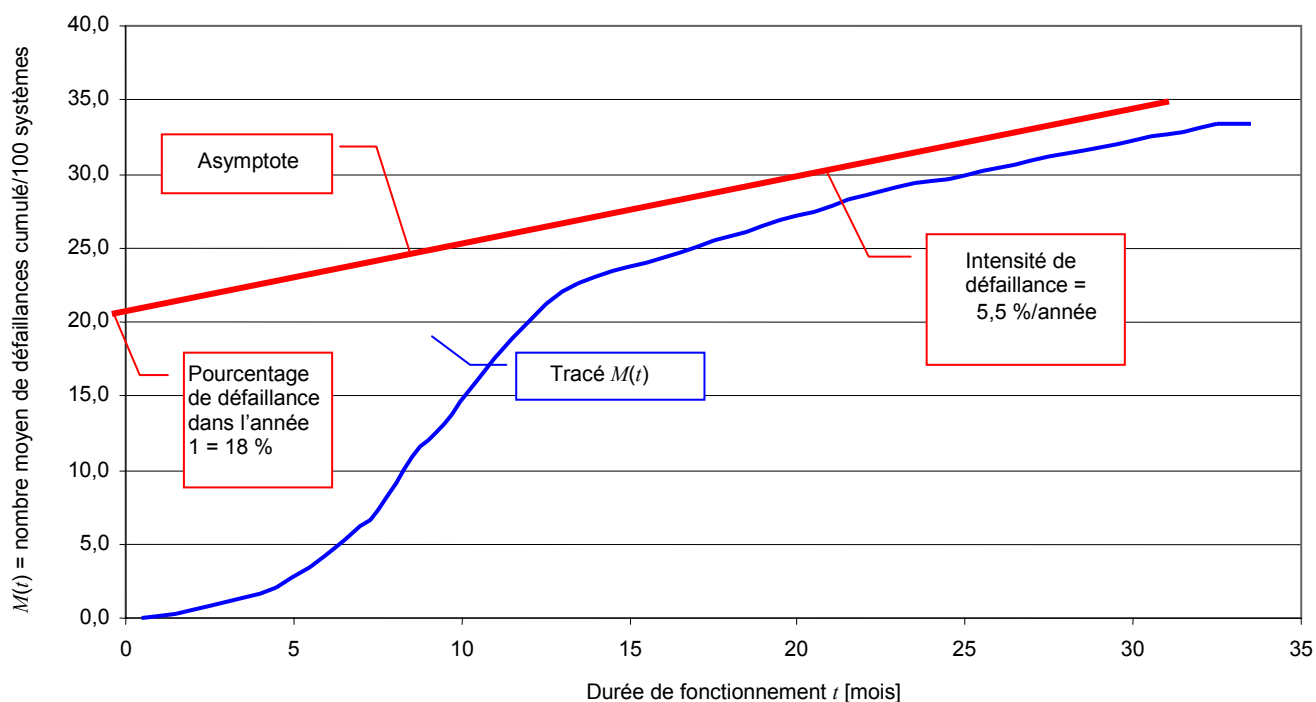
IEC 536/07

Figure B.1 – Population des systèmes en fonctionnement comme fonction de la durée opérationnelle



IEC 537/07

Figure B.2 – Réparation par mois comme pourcentage de la population en utilisation

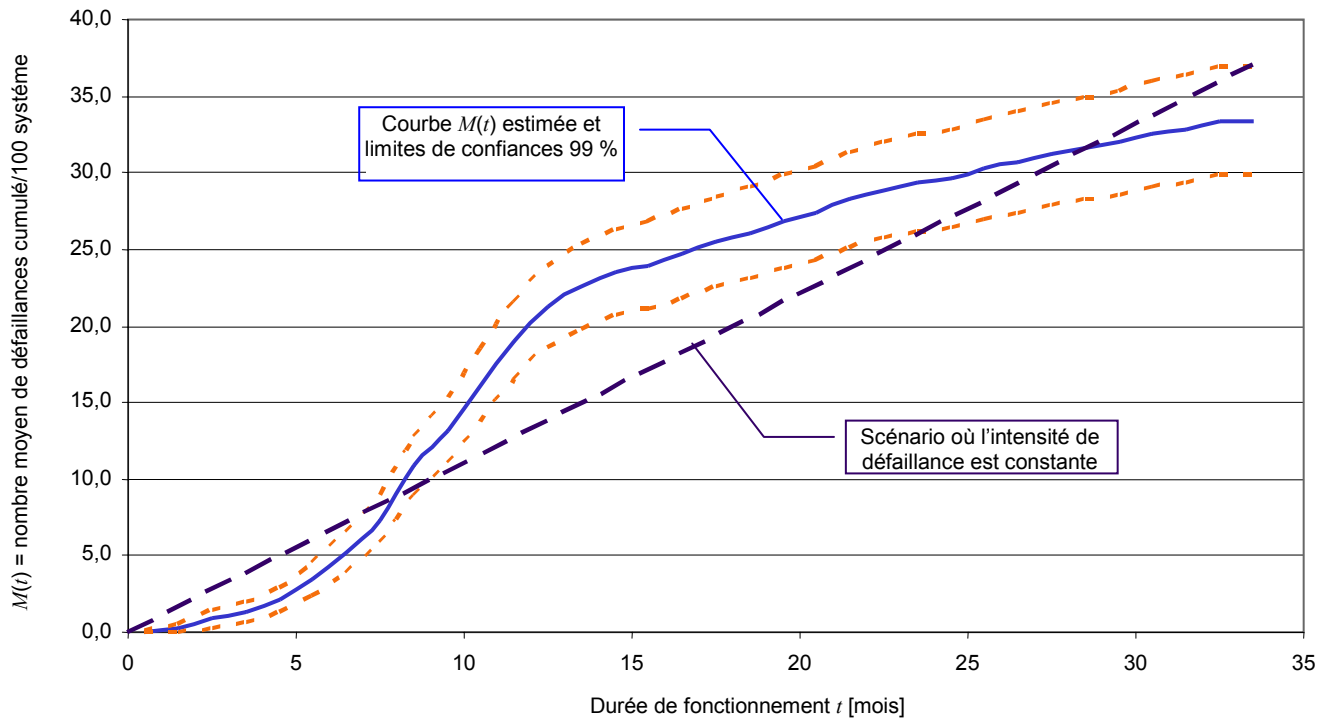


IEC 538/07

Figure B.3 – Tracé $M(t)$

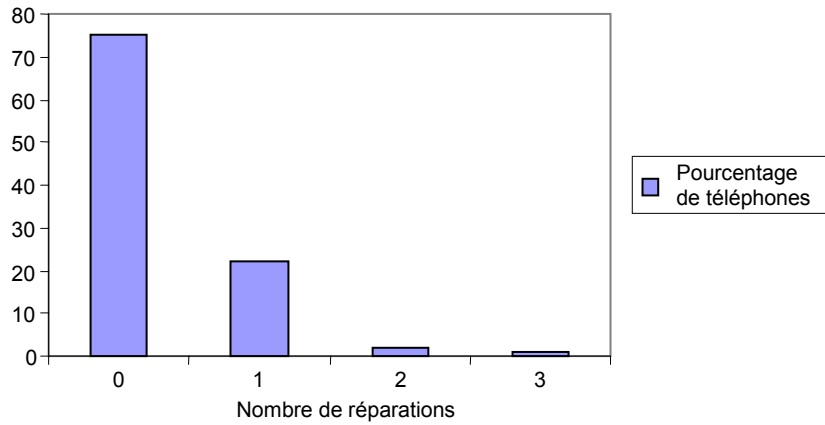
On constate que les défaillances commencent au bout d'un certain temps et se développent lentement au fur et à mesure de la mise en service des articles par les clients. On estime l'intensité de défaillance à 5,5 % par an après approximativement 15 mois. Le pourcentage de défaillances pendant la première année (sous garantie) est de 18 %.

NOTE Moltoft (1994) montre comment des estimations d'intensité de défaillances peuvent être obtenues pour cet exemple dans l'hypothèse d'un procédé de renouvellement surimposé, où les distributions Weibull sont prétendues modéliser le procédé de renouvellement sous-jacent.



IEC 539/07

Figure B.4 – Courbe $M(t)$ avec un intervalle de confiance de 99 %



IEC 540/07

Figure B.5 – Nombre de réparations par téléphone

Annexe C (informative)

Préparation des données d'exploitation pour les analyses $M(t)$

C.1 Méthodes d'analyse des défaillances d'exploitation

La méthode graphique de $M(t)$ de cette norme peut être utilisée pour identifier des périodes d'intensité de défaillance constante dans les données d'exploitation. De plus, la méthode identifiera les périodes de défaillances précoces et estimera le pourcentage de défaillances précoces. Finalement, la méthode permettra d'identifier les périodes d'usure, la durée jusqu'à la première défaillance, et l'intensité de défaillance constante approximative à estimer.

Les sociétés veulent souvent surveiller la fréquence des défaillances en exploitation de façon à estimer l'effet sur les coûts de garantie, et aussi à acquérir des informations sur la fiabilité et la croissance de fiabilité des articles en exploitation.

C.2 Nombre de défaillances dans le temps

Souvent les sociétés analysent les statistiques concernant le nombre de défaillances dans le temps, par exemple par mois. De telles analyses requièrent uniquement de compter le nombre de défaillances pour chaque période. Cependant, de telles analyses portent souvent à confusion puisqu'elles ne prennent pas en compte combien d'articles sont effectivement en fonctionnement. Cela est souvent appelé la «population en utilisation» ou la «population à risque» (PAR).

C.3 Pourcentage de défaillances dans le temps

Lorsque la population à risque (PAR) varie, le nombre de réparations est souvent divisé par la population en utilisation, et le pourcentage de défaillances par période est déterminé.

NOTE Ce pourcentage de défaillances par période est souvent connu comme le taux d'appel.

Pour faire ce calcul, la société a besoin de compter le nombre de réparations ou de réclamations pour chaque période (par exemple chaque mois) et de savoir, pour le même mois, le nombre d'entités qui sont en fonctionnement (la population en utilisation, c'est-à-dire à risque). La population à risque (PAR) peut être calculée en ajoutant les entités mises en service au nombre en utilisation et en soustrayant le nombre d'entités retirées de l'utilisation (mises au rebut). C'est souvent un problème d'estimer le nombre d'articles mis hors service, puisqu'ils peuvent avoir été revendus à un autre utilisateur. Il est également parfois difficile d'estimer le moment où un article est mis en service - la date de livraison ou date de vente devra fréquemment être utilisée comme la meilleure estimation de la durée de la mise en service du produit. Si la période où l'article est en stock ou chez le distributeur est courte, la date de fabrication peut être utilisée comme estimation de la date lorsque le produit est mis en service. Par conséquent, la population en utilisation peut souvent être estimée approximativement comme:

PAR = articles sur le marché + articles vendus pendant la période – articles mis au rebut pendant la période

Etant donné que la société est intéressée principalement dans les statistiques de données d'exploitations pendant la période de garantie, l'incertitude due aux articles mis au rebut est souvent de moindre importance.

Si l'intensité de défaillance du produit est constante avec la durée de fonctionnement, le pourcentage de défaillances dans le temps sera une bonne mesure de la fiabilité du produit et peut donner une bonne estimation des coûts de garantie futurs. Mais si l'intensité de défaillance du produit n'est pas constante sur la durée de fonctionnement, par exemple en raison de défaillances précoces, le pourcentage de défaillance dans le durée est une mesure pouvant porter à confusion.

Si la fiabilité du produit est améliorée (croissance de fiabilité), cela ne se reflètera pas immédiatement dans les statistiques, puisque le nombre d'articles déjà sur la marché avec une faible fiabilité biaisera, de façon disproportionnée, les statistiques. Pour cette raison, il est recommandé qu'une statistique séparée pour les articles améliorés soit calculée, par exemple sur la base du numéro de série, du numéro de type, du code du lot ou de la date de fabrication.

C.4 Courbes $M(t)$

Lorsque la variation de l'intensité de défaillance par rapport à la durée est inconnue, il convient de prendre en compte la durée de fonctionnement pour l'article en échec comme pour la PAR. La durée de fonctionnement peut être mesurée en heures ou jours (durée calendaire). La courbe $M(t)$, mesurée comme le nombre cumulé ou le pourcentage de défaillances, est tracée comme fonction de durée de fonctionnement (pas en durée calendaire comme dans l'Article C.3.)

Dans certains cas, la durée exacte de fonctionnement est connue, par exemple sur un compteur de durée écoulée, ou d'autres compteurs (par exemple odomètre dans une voiture, compteur de copie dans un photocopieur, etc...). Dans d'autres cas cependant, la durée de fonctionnement doit être estimée. Si la durée de fonctionnement par jour n'est pas connue, mais peut approximativement être présumée constante, on peut utiliser des jours au lieu d'heures pour estimer la durée de fonctionnement.

Comme décrit à l'Article C.3, la durée (par exemple la date) à laquelle les articles sont mis en service peut être estimée à partir de la

- date de livraison de l'utilisateur final,
- date d'achat/vente,
- date de livraison du distributeur,
- date de production.

Certaines sociétés exigent que le client envoie une carte d'inscription lorsque le matériel est mis en service. En même temps, la carte est utilisée pour enregistrer le client pour les réparations sous garantie (par ex. maintenance préventive) et autres activités de marketing. La société aura également le nom du client et l'adresse en cas de rappel du produit. Cependant, les clients ne retourneront pas tous la carte, puisque retourner la carte peut, dans certains pays, ne pas être un pré-requis pour que la garantie soit valide.

Dans le cas où le produit apparaît sur un réseau avec un code d'identification (par ex. les téléphones mobiles), il est possible d'utiliser le moment où le produit est apparu la première fois sur le réseau comme durée de mise en service.

Il est important que la même définition du moment où le produit est mis en service soit appliquée à tous les articles. S'il existe des différences, par exemple entre les marchés ou les canaux de distribution, il est recommandé qu'une statistique séparée soit faite pour chaque ensemble de données homogènes.

Il convient d'inclure les articles qui sont connus pour avoir été mis hors service (mis au rebut) uniquement dans la PAR jusqu'au moment (date) où ils ont été mis hors service. De cette manière, la PAR est estimée pour chaque période. Au cas où on exige du distributeur qu'il retourne le produit mis au rebut, de telles données peuvent être facilement collectées.

Pour les articles défectueux, une estimation du moment (date) où ils ont été mis en service et le moment (date) où l'article a subi une défaillance peut être trouvée. La durée de la défaillance devra souvent être estimée (par ordre de préférence) par

- le moment où la défaillance a été observée;
- le moment où l'article a été retiré (mis hors service);
- le moment où l'article a été envoyé en réparation;
- le moment où il a été reçu pour être réparé.

Lorsque les deux dates sont connues, la durée de fonctionnement jusqu'à défaillance peut être calculée. Lorsque l'article est retourné après réparation, une estimation du moment où le produit sera de nouveau mis en service peut être faite, c'est-à-dire être inclus dans la PAR. Pour les PAR élevées (par exemple produits de consommation) où la durée de réparation est courte et le pourcentage de défaillances est bas, la durée de réparation peut être négligée dans un but de simplification.

La durée calendaire lorsque les analyses des défaillances d'exploitation sont réalisées s'appelle la date d'état. Pour chaque article dans la PAR, la durée de fonctionnement doit être calculée comme la différence entre le moment où l'article a été mis en service et la date d'état. Cela est facilement réalisable avec un logiciel. Au cas où il n'y a pas de numéro de série sur chaque article (par ex. le code barre, etc.), un numéro de lot ou de semaine ou de mois de production/ventes peut être utilisé pour créer des «lots» d'articles qu'on peut estimer pour avoir été mis en service approximativement en même temps. La PAR est, à présent, calculée comme une fonction de la durée de fonctionnement, non pas comme une fonction de durée calendaire comme dans l'Article C.3, et la courbe $M(t)$ est calculée et tracée comme décrit dans les Annexes A et B.

La courbe montre le nombre de défaillances comme une fonction de la durée de fonctionnement. Par conséquent, il reste indépendant de la PAR et du moment où les articles ont été mis sur le marché, même si l'intensité de défaillance n'est pas constante. Afin de voir la différence lorsque la croissance de fiabilité prend place, il est recommandé de tracer une nouvelle courbe $M(t)$ lorsque des changements importants ont été constatés, ou en traçant une courbe séparée $M(t)$ pour chaque année de fabrication, ou pour chaque trimestre de l'année.

Cette courbe peut être utilisée pour identifier les périodes d'intensité de défaillance constante et pour estimer l'intensité de défaillance. De plus, la courbe peut être utilisée pour identifier des défaillances précoces, identifier le pourcentage de défaillances précoces et la vie caractéristique des défaillances précoces. Finalement, la courbe peut être utilisée pour identifier les périodes d'usure aussi bien que les durées d'estimation jusqu'à la première défaillance et que l'intensité de défaillance approximative pour la période d'usure.

La forme de la courbe donnera cette information qui est, par conséquent, importante pour estimer les coûts de garantie attendus, et pour contrôler les activités de croissance de fiabilité. Trois différentes formes de base sont souvent observées, même si des mélanges de celles-ci sont parfois constatées.

- La première forme est une ligne droite passant par le point d'origine, l'intensité de défaillance est constante et peut facilement être estimée comme courbe de la ligne.
- La seconde forme est une courbe commençant en pente élevée, mais après un certain temps elle se maintient au même niveau pour approcher une ligne droite faisant une intersection avec la partie positive de l'axe y (voir Figure B.3). Dans ce cas, il y a certaines défaillances précoces.
- La troisième forme est une ligne droite faisant une intersection avec la partie négative de l'axe y. Dans ce cas, il y aura une «période sans défaillance» (ou période avec un faible nombre de défaillances) jusqu'à la durée de fonctionnement indiquée par l'intersection de la ligne droite avec l'axe x. Puisque les courbes $M(t)$ avec cette forme sont généralement associées à l'usure, la pente de la ligne droite (intensité de défaillance) est généralement élevée.

Il est possible de dessiner des courbes $M(t)$ pour les modes de défaillances principaux ou pour les défaillances d'un certain composant ou module. Un tel tracé peut donner d'importantes informations pour le processus de réduction d'incidents, et plus tard confirmer l'effet des activités d'amélioration.

C.5 Sensibilité à l'incertitude des données

Dans de nombreux cas, les données pour la durée de fonctionnement et de défaillance sont connues seulement avec une certaine incertitude. La manière dont cette incertitude influence la courbe $M(t)$ est importante. Il convient de mettre l'accent sur le fait que cette incertitude n'est pas incluse dans les niveaux de confiance calculés à l'Annexe B. Une incertitude des données influence la partie de la courbe $M(t)$ uniquement jusqu'au point décrit par une ligne droite. Par conséquent, les estimations de l'intensité de défaillance, de même que le pourcentage des défaillances précoces, seront corrects puisqu'ils sont basés sur la ligne droite. Cependant, avant que de telles quantités ne puissent être décrites par la ligne droite, la forme de la courbe $M(t)$ sera influencée par l'incertitude des données d'exploitation. Généralement, une incertitude sur le moment où les produits sont mis en service décalera toute la courbe $M(t)$ vers la droite et modifiera la forme comme montré dans la Figure B.4. Cependant, l'estimation de la durée avant défaillance des défaillances précoces sera surestimée en raison de l'incertitude dans les données d'exploitation. Pour cette raison, il convient que la société fasse un effort pour obtenir des données d'exploitation aussi précises que pratiques.

C.6 Comment réduire l'incertitude des données d'exploitation

Pour quelques gros systèmes, il convient de demander au client et/ou à l'équipe de réparation d'enregistrer les données d'exploitation, données de défaillance et données de maintenance et réparations dans un journal. Dans de nombreux cas, cela peut se faire électroniquement.

Pour des produits tels que les produits de consommation, il sera souvent difficile d'obtenir des données d'exploitation précises de tous les marchés. Le fabricant peut, par conséquent, choisir un ou quelques marchés typiques où un effort conséquent est fait pour obtenir des données d'exploitation précises, alors que les données des autres marchés sont analysées par des méthodes plus simples, par exemple le pourcentage des défaillances dans le temps.

Si toutes les réparations sont réalisées par le fabricant ou son représentant, le fabricant peut passer un accord avec une ou quelques unes des organisations de service/réparation pour obtenir des données de leur part. Cependant, cela rend le calcul de PAR très difficile à moins qu'il soit demandé à un certain groupe de clients d'utiliser un atelier de service/réparation particulier, par exemple au travers d'un accord de garantie.

Une autre façon de limiter l'incertitude dans les données d'exploitation est de choisir un lot d'articles (par ex. 1 000 articles) qui seront distribués par l'intermédiaire d'un distributeur de telle façon qu'on sache quand ils ont été mis en service. De plus, il convient de faire en sorte que ces articles soient mis en service/ réparés par des ateliers de service/réparation spécialement désignés qui s'assureront de rendre compte en détail des articles du lot.

Dans certains cas, les données comme la durée de défaillance ou les codes de défaillance peuvent être enregistrées dans l'article lui-même, de façon à ce qu'elles puissent, plus tard, être récupérées. Dans certains cas, ces données peuvent même être surveillées à distance, par exemple pour les systèmes connectés à un réseau de données.

Bibliographie

IEC 61649, *Procédures pour le test d'adéquation, les intervalles de confiance et les limites inférieures de confiance pour les données suivant la distribution de Weibull*

IEC 61710, *Modèle de loi en puissance – Test d'adéquation et méthodes d'estimation des paramètres*

BIROLINI, A. (2004), *Reliability Engineering Theory and Practice*, 4th Ed., Springer.

COX, D.R. and LEWIS, P.A.W. (1966), *Statistical Analysis of Series of Events*, Chapman and Hall.

LAWLESS, J.L. (2002), *Statistical Analysis of Failure Time Data*, 2nd Ed., Wiley.

MEEKER, W.Q. and ESCOBAR, L.A. (1998), *Statistical Methods for Reliability Data*, Wiley.

MOLTOFT, J. (1994), *Reliability Engineering Based on Field Information – The Way Ahead, Quality and Reliability Engineering International*, Vol. 10, pp. 399-409.

NELSON, W.B. (2003), *Recurrent Events Data Analysis for Product Repairs, Disease Recurrences and Other Applications*, ASA-SIAM.

ISBN 2-8318-9114-0



9 782831 891149

ICS 03.120.30; 19.020; 21.020

Typeset and printed by the IEC Central Office
GENEVA, SWITZERLAND