

**NORME  
INTERNATIONALE  
INTERNATIONAL  
STANDARD**

**CEI  
IEC  
605-4**

Première édition  
First edition  
1986

---

---

**Essai de fiabilité des équipements**

**Partie 4:**

Méthode de calcul des estimateurs ponctuels  
et des limites de confiance résultant d'essais de  
détermination de la fiabilité d'équipements

**Equipment reliability testing**

**Part 4:**

Procedures for determining point estimates  
and confidence limits from equipment reliability  
determination tests



Numéro de référence  
Reference number  
CEI/IEC 605-4: 1986

## Validité de la présente publication

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

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

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

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

## Terminologie

En ce qui concerne la terminologie générale, le lecteur se reportera à la CEI 50: *Vocabulaire Electrotechnique International* (VEI), qui se présente sous forme de chapitres séparés traitant chacun d'un sujet défini. Des détails complets sur le VEI peuvent être obtenus sur demande. Voir également le dictionnaire multilingue de la CEI.

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

## Symboles graphiques et littéraux

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

- la CEI 27: *Symboles littéraux à utiliser en électro-technique;*
- la CEI 417: *Symboles graphiques utilisables sur le matériel. Index, relevé et compilation des feuilles individuelles;*
- la CEI 617: *Symboles graphiques pour schémas;*

et pour les appareils électromédicaux,

- la CEI 878: *Symboles graphiques pour équipements électriques en pratique médicale.*

Les symboles et signes contenus dans la présente publication ont été soit tirés de la CEI 27, de la CEI 417, de la CEI 617 et/ou de la CEI 878, soit spécifiquement approuvés aux fins de cette publication.

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

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

## Validity of this publication

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

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

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

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

## Terminology

For general terminology, readers are referred to IEC 50: *International Electrotechnical Vocabulary* (IEV), which is issued in the form of separate chapters each dealing with a specific field. Full details of the IEV will be supplied on request. See also the IEC Multilingual Dictionary.

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

## Graphical and letter symbols

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

- IEC 27: *Letter symbols to be used in electrical technology;*
- IEC 417: *Graphical symbols for use on equipment. Index, survey and compilation of the single sheets;*
- IEC 617: *Graphical symbols for diagrams;*

and for medical electrical equipment,

- IEC 878: *Graphical symbols for electromedical equipment in medical practice.*

The symbols and signs contained in the present publication have either been taken from IEC 27, IEC 417, IEC 617 and/or IEC 878, or have been specifically approved for the purpose of this publication.

## IEC publications prepared by the same technical committee

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

**NORME  
INTERNATIONALE  
INTERNATIONAL  
STANDARD**

**CEI  
IEC  
605-4**

Première édition  
First edition  
1986

---

---

**Essai de fiabilité des équipements**

**Partie 4:**

Méthode de calcul des estimateurs ponctuels  
et des limites de confiance résultant d'essais de  
détermination de la fiabilité d'équipements

**Equipment reliability testing**

**Part 4:**

Procedures for determining point estimates  
and confidence limits from equipment reliability  
determination tests

© CEI 1986 Droits de reproduction réservés — Copyright - all rights reserved

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

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

Bureau central de la Commission Electrotechnique Internationale 3, rue de Varembe Genève Suisse

---

---



Commission Electrotechnique Internationale  
International Electrotechnical Commission  
Международная Электротехническая Комиссия

CODE PRIX  
PRICE CODE

**U**

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

## SOMMAIRE

	Pages
PRÉAMBULE . . . . .	4
PRÉFACE . . . . .	4
Articles	
1. Domaine d'application . . . . .	6
2. Introduction . . . . .	6
3. Caractéristiques des estimateurs ponctuels et des limites de confiance . . . . .	8
4. Symboles et définitions . . . . .	8
5. Taux de défaillance constant . . . . .	10
5.1 Essais tronqués . . . . .	12
5.2 Essais censurés . . . . .	14
5.3 Méthode graphique . . . . .	18
6. Taux de défaillance non constant . . . . .	22
6.1 Distribution de Weibull . . . . .	22
6.2 Distribution normale . . . . .	26
7. Pourcentage de succès . . . . .	32
7.1 Estimateur ponctuel . . . . .	32
7.2 Intervalles de confiance . . . . .	32
7.3 Méthode graphique . . . . .	32
TABLEAU I — Distribution de $t$ de Student . . . . .	34
TABLEAU II — Distribution de $\chi^2$ . . . . .	36
TABLEAU III — Distribution de $F$ . . . . .	38
TABLEAU IV — Rangs médians ( $P_{50}$ en pourcentage) . . . . .	40
TABLEAU V — Multiplicateurs pour obtenir les limites de confiance . . . . .	42
FIGURE 1 — Limites de confiance à 90% en fonction du nombre de défaillances pour des essais tronqués . . . . .	16
FIGURE 2 — Exemple d'utilisation de papier semilog . . . . .	20
FIGURE 3 — Exemple d'utilisation de papier à probabilité de Weibull . . . . .	24
FIGURE 4 — Exemple d'utilisation de papier de probabilité normale . . . . .	30
FIGURE 5 — Graphique servant à déterminer la limite de confiance inférieure à 90% pour le pourcentage de succès $R (= 1 - Q)$ , donné par la valeur limite supérieure de $Q$ . . . . .	44
FIGURE 6 — Graphique pour déterminer l'intervalle de confiance bilatéral à 90% pour le pourcentage de succès $R (= 1 - Q)$ , donné par les limites supérieures et inférieures de $Q$ . . . . .	46
FIGURE 7 — Graphique pour déterminer $F(t)$ à $t = m_F$ pour des valeurs données de $k$ de la distribution de Weibull . . . . .	48
ANNEXE A — Détermination du temps d'essai cumulé à prendre en compte . . . . .	50

## CONTENTS

	Page
FOREWORD . . . . .	5
PREFACE . . . . .	5
Clause	
1. Scope . . . . .	7
2. Introduction . . . . .	7
3. Features of the point estimates and confidence limits . . . . .	9
4. Symbols and definitions . . . . .	9
5. Constant failure rate . . . . .	11
5.1 Time terminated tests . . . . .	13
5.2 Failure terminated tests . . . . .	15
5.3 Graphical method . . . . .	19
6. Non-constant failure rate . . . . .	23
6.1 Weibull distribution . . . . .	23
6.2 Normal distribution . . . . .	27
7. Success ratio . . . . .	33
7.1 Point estimate . . . . .	33
7.2 Confidence intervals . . . . .	33
7.3 Use of charts . . . . .	33
TABLE I — Student $t$ distribution . . . . .	35
TABLE II — $\chi^2$ distribution . . . . .	37
TABLE III — $F$ distribution . . . . .	39
TABLE IV — Median ranks ( $P_{50}$ in per cent) . . . . .	41
TABLE V — Multipliers to obtain confidence limits . . . . .	43
FIGURE 1 — The 90% confidence limits as a function of numbers of failures for time-terminated tests . . . . .	17
FIGURE 2 — Example of use of semi-log paper . . . . .	21
FIGURE 3 — Example of use of Weibull probability paper . . . . .	25
FIGURE 4 — Example of use of normal probability paper . . . . .	31
FIGURE 5 — Chart to determine lower 90% confidence limit for the success ratio $R (= 1 - Q)$ , given by the upper limit of $Q$ . . . . .	45
FIGURE 6 — Chart to determine the two-sided 90% confidence interval for the success ratio $R (= 1 - Q)$ , given by the upper and lower limits of $Q$ . . . . .	47
FIGURE 7 — Chart to determine $F(t)$ at $t = m_F$ for given values of $k$ of Weibull distribution . . . . .	49
APPENDIX A — Determination of accumulated relevant test time . . . . .	51

## COMMISSION ÉLECTROTECHNIQUE INTERNATIONALE

## ESSAI DE FIABILITÉ DES ÉQUIPEMENTS

**Quatrième partie: Méthode de calcul des estimateurs  
ponctuels et des limites de confiance résultant d'essais de détermination  
de la fiabilité d'équipements**

## PRÉAMBULE

- 1) Les décisions ou accords officiels de la CEI en ce qui concerne les questions techniques, préparés par des Comités d'Etudes où sont représentés tous les Comités nationaux s'intéressant à ces questions, expriment dans la plus grande mesure possible un accord international sur les sujets examinés.
- 2) Ces décisions constituent des recommandations internationales et sont agréées comme telles par les Comités nationaux.
- 3) Dans le but d'encourager l'unification internationale, la CEI exprime le vœu que tous les Comités nationaux adoptent dans leurs règles nationales le texte de la recommandation de la CEI, dans la mesure où les conditions nationales le permettent. Toute divergence entre la recommandation de la CEI et la règle nationale correspondante doit, dans la mesure du possible, être indiquée en termes clairs dans cette dernière.

## PRÉFACE

La présente norme a été établie par le Comité d'Etudes n° 56 de la CEI: Fiabilité et maintenabilité.

Le texte de cette norme est issu des documents suivants:

Règle des Six Mois	Rapport de vote	Procédure des Deux Mois	Rapport de vote
56(BC)81	56(BC)90	56(BC)92	56(BC)99

Pour de plus amples renseignements, consulter les rapports de vote correspondants, mentionnés dans le tableau ci-dessus.

*Les publications suivantes de la CEI sont citées dans la présente norme:*

- Publications n° 271 (1974): Liste des termes de base, définitions et mathématiques applicables à la fiabilité.
- 605-1 (1978): Essai de fiabilité des équipements, Première partie: Prescriptions générales.
- 605-6 (1986): Sixième partie: Essais de validité de l'hypothèse d'un taux de défaillance constant.

*Autre publication citée:*

- Norme ISO 3534 (1977): Statistiques — Vocabulaire et symboles.

## INTERNATIONAL ELECTROTECHNICAL COMMISSION

## EQUIPMENT RELIABILITY TESTING

**Part 4: Procedures for determining point estimates  
and confidence limits from equipment reliability  
determination tests**

## FOREWORD

- 1) The formal decisions or agreements of the IEC on technical matters, prepared by Technical Committees on which all the National Committees having a special interest therein are represented, express, as nearly as possible, an international consensus of opinion on the subjects dealt with.
- 2) They have the form of recommendations for international use and they are accepted by the National Committees in that sense.
- 3) In order to promote international unification, the IEC expresses the wish that all National Committees should adopt the text of the IEC recommendation for their national rules in so far as national conditions will permit. Any divergence between the IEC recommendation and the corresponding national rules should, as far as possible, be clearly indicated in the latter.

## PREFACE

This standard has been prepared by IEC Technical Committee No. 56: Reliability and Maintainability.

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

Six Months' Rule	Report on Voting	Two Months' Procedure	Report on Voting
56(CO)81	56(CO)90	56(CO)92	56(CO)99

Further information can be found in the relevant Reports on Voting indicated in the table above.

*The following IEC publications are quoted in this standard:*

- Publications Nos. 271 (1974): List of Basic Terms, Definitions and Related Mathematics for Reliability.  
 605-1 (1978): Equipment Reliability Testing, Part 1: General Requirements.  
 605-6 (1986): Part 6: Tests for the Validity of a Constant Failure Rate Assumption.

*Other publication quoted:*

- ISO Standard 3534 (1977): Statistics — Vocabulary and Symbols.

## ESSAI DE FIABILITÉ DES ÉQUIPEMENTS

### Quatrième partie: Méthode de calcul des estimateurs ponctuels et des limites de confiance résultant d'essais de détermination de la fiabilité d'équipements

#### 1. Domaine d'application

La présente norme donne des méthodes numériques et graphiques recommandées pour déterminer les estimateurs ponctuels et les limites de confiance des caractéristiques de fiabilité à partir des essais de détermination de la fiabilité des équipements (voir article 6 et paragraphe 7.4 de la Publication 605-1 de la CEI: Essai de fiabilité des équipements, Première partie: Prescriptions générales).

#### 2. Introduction

On peut appliquer les méthodes de détermination figurant dans la présente norme en tout temps ou après un nombre quelconque d'épreuves de l'essai de fiabilité. La précision obtenue est d'autant plus importante qu'on dispose d'informations en quantité lorsque les estimateurs et les limites sont déterminés. On peut accepter des données existantes à partir d'essais antérieurs ou d'observations en exploitation dans la mesure où ces données sont suffisamment complètes, bien établies et adaptées à la situation. Cette norme ne peut s'appliquer au regroupement de données de sources différentes, par exemple de données propres à des essais à différentes conditions.

A chaque fois que le «temps» est utilisé dans cette norme, cette variable peut être remplacée par une distance, des cycles ou autres grandeurs selon le cas.

Il convient d'utiliser les méthodes des articles 5 ou 6 lorsqu'un taux de défaillance, un temps moyen avant/entre défaillances ou un taux de défaillance moyen pour une période donnée de temps doit être estimé à partir des essais de détermination de la fiabilité. Ces méthodes sont applicables pour des essais basés sur le temps. La méthode à utiliser dépend de l'hypothèse qu'on peut faire en considérant la dépendance à l'égard du temps du taux de défaillance et la distribution statistique du temps avant/entre défaillances.

Dans le cas de l'hypothèse d'un taux de défaillance constant caractérisant une distribution exponentielle des temps avant/entre défaillances, les méthodes données dans l'article 5 doivent être utilisées. En cours d'essai, les dispositifs pourront soit être réparés et remis en essai, soit ne pas être réparés. La méthode graphique (paragraphe 5.3) est cependant inapplicable après la première défaillance des dispositifs réparés. Dans le cas de l'hypothèse d'un taux de défaillance non constant décrit par une distribution de Weibull ou normale (gaussienne) des temps avant défaillance, les méthodes données dans l'article 6 devront être utilisées. Ces méthodes ne sont pas applicables après la première défaillance des dispositifs en essai qui auront été réparés.

## EQUIPMENT RELIABILITY TESTING

### Part 4: Procedures for determining point estimates and confidence limits from equipment reliability determination tests

#### 1. Scope

This standard gives recommended numerical and graphical methods for determining point estimates and confidence limits of reliability characteristics from equipment reliability determination tests (see Clause 6 and Sub-clause 7.4 of IEC Publication 605-1: Equipment Reliability Testing, Part 1: General Requirements).

#### 2. Introduction

The methods of calculation in this standard may be applied at any time or after any number of trials of the reliability testing. The more information that is available when the estimates and limits are determined, the higher is the precision obtained. Existing data from earlier tests or field observations may be acceptable, provided the data are sufficiently complete, well established and applicable to the situation. This standard is not applicable to the pooling of data from different sources, for example, original data from tests under different conditions.

Wherever "time" is used in this standard, this variable may be replaced by distance, cycles or other quantities as may be appropriate.

If a failure rate, a mean time to/between failures, or a mean failure rate for a given period of time is to be estimated from the reliability determination test, the methods in Clauses 5 or 6 should be used. These methods are applicable for tests based on time. The method to be used depends on what assumption can be made regarding the failure rate dependence on time and the statistical distribution of time to/between failures.

In case of an assumption of a constant failure rate characterising an exponential distribution of times to/between failures, the method given in Clause 5 shall be used. The test items may be repaired and put back on test or not repaired. The graphical method (Sub-clause 5.3) is, however, not applicable after the first failure of repaired test items. In the case of an assumption of a non-constant failure rate described by a Weibull distribution or a normal (Gaussian) distribution of times to failure, the methods given in Clause 6 should be used. These methods are not applicable after the first failure of repaired test items.

Lorsque le pourcentage de succès devra être estimé à partir d'un essai de détermination de fiabilité, on utilisera les méthodes de l'article 7. Ces méthodes sont basées sur le nombre de dispositifs en essai ou sur le nombre d'épreuves, qui sont classés en défaillants ou non défaillants. La méthode à utiliser dépend du nombre de défaillances. Lorsque le nombre de défaillances est inférieur à 10 la distribution binomiale doit être utilisée, sinon la distribution normale est autorisée.

### 3. Caractéristiques des estimateurs ponctuels et des limites de confiance

Un estimateur ponctuel est une seule valeur numérique servant à représenter la valeur vraie inconnue d'un paramètre statistique, par exemple le taux de défaillance. Généralement, l'estimateur ponctuel considéré ici est la valeur «observée» (comme défini dans la Publication 271 de la CEI: Liste des termes de base, définitions et mathématiques applicables à la fiabilité).

Les limites de confiance définissent autour de l'estimateur ponctuel un intervalle qui inclut la valeur vraie de la caractéristique de fiabilité avec une certaine probabilité, le niveau de confiance.

L'intervalle de confiance sera plus resserré lorsque davantage d'informations seront disponibles. Les informations utilisées seront: le temps d'essai cumulé à prendre en compte, le nombre de défaillances pour les essais basés sur le temps, le nombre de dispositifs en essai ou d'épreuves et le nombre de défaillances pour les essais sur les dispositifs ou les épreuves.

L'intervalle de confiance peut être unilatéral ou bilatéral. Dans le cas d'un intervalle de confiance unilatéral, une valeur inférieure ou supérieure de limite de confiance est donnée pour la caractéristique. Dans le cas d'un intervalle de confiance bilatéral, on donnera à la fois une limite inférieure et une limite supérieure.

Le niveau de confiance préférentiel choisi ici est de 90%. Les intervalles de confiance répondant à cette norme incluent donc les valeurs vraies des caractéristiques avec une probabilité de 90%. Si l'on souhaite d'autres niveaux de confiance, les formules figurant dans cette norme peuvent être utilisées avec les valeurs correspondantes des tests statistiques à partir des tables statistiques.

### 4. Symboles et définitions

Les concepts et les symboles sont conformes à la Norme ISO 3534: Statistiques — Vocabulaire et Symboles, dans la mesure du possible. Les termes et définitions sont conformes à la Publication 271 de la CEI, sauf indication contraire.

Les symboles suivants sont utilisés dans la présente norme. Le «point de détermination» est l'instant ou le nombre d'épreuves auquel les estimateurs ponctuels ou les limites de confiance sont déterminés.

$a$	= paramètre de position dans une distribution de Weibull
$b$	= caractéristique de vie (ou paramètre d'échelle) dans une distribution de Weibull
$f(t)$	= fonction densité de probabilité des temps avant défaillance
$F(t)$	= fonction de répartition des temps de défaillance, probabilité de défaillance pendant l'intervalle de temps $(0, t)$

If the success ratio is to be estimated from a reliability determination test, the methods in Clause 7 are to be used. These methods are based on the number of test items or trials, which are classified as either failed or non-failed. The method to be used depends on the number of failures. If the number of failures is less than 10, then the binomial distribution shall be used, otherwise the normal distribution is permissible.

### 3. Features of the point estimates and confidence limits

A point estimate is a single numerical value to represent the unknown true value of a statistical parameter, such as the failure rate. Generally, the point estimate considered here is the “observed” value (as defined in IEC Publication 271: List of Basic Terms, Definitions and Related Mathematics for Reliability).

The confidence limits define a confidence interval around the point estimate where the interval includes the true value of the parameter being estimated with a certain probability, the confidence level.

The confidence interval will be narrower when more information is available. The information used is the accumulated relevant test time and the number of failures for time based tests, and the number of test items or trials and the number of failures for tests based on items or trials.

The confidence interval may be one-sided or two-sided. In the case of a one-sided confidence interval, a lower or an upper confidence limit is given for the characteristic. In the case of a two-sided confidence interval, both a lower and an upper limit are given.

The preferred confidence level is here chosen to be 90%. The confidence intervals according to this standard therefore include the true values of the characteristics with 90% probability. If other confidence levels are desired, the formulae in this standard may be used with appropriate values of the test statistics taken from statistical tables.

### 4. Symbols and definitions

Concepts and symbols are in accordance with ISO Standard 3534: Statistics — Vocabulary and Symbols, as far as applicable. Terms and definitions are in accordance with IEC Publication 271 except where otherwise defined.

The following symbols are used in this standard. The “determination point” is the point in time or number of trials at which the point estimates or confidence limits are determined.

- $a$  = location parameter in a Weibull distribution
- $b$  = characteristic life (or scale parameter) in a Weibull distribution
- $f(t)$  = probability density function of time to failure
- $F(t)$  = cumulative distribution of times to failure, probability of failure within time interval  $(0, t)$

$F_p(v_1, v_2)$	= valeur théorique de la distribution de $F$ au fractile d'ordre $p$ avec $v_1$ degrés de liberté au numérateur et $v_2$ degrés de liberté au dénominateur
$i$	= numéro d'ordre d'une défaillance basée sur la durée avant défaillance ( $t_i$ )
$k$	= paramètre de forme d'une distribution de Weibull
$m$	= valeur vraie de la moyenne des temps de bon fonctionnement
$\hat{m}$	= estimateur ponctuel de la moyenne des temps de bon fonctionnement (valeur observée)
$m_F$	= valeur vraie de la durée moyenne avant défaillance, vie moyenne
$\hat{m}_F$	= estimateur ponctuel de la durée moyenne avant défaillance (valeur observée)
$n$	= nombre total de dispositifs en essai ou d'épreuves
$P_{50}(t_i)$	= rangs à 50% (médian) de $t_i$ , voir tableau IV
$r$	= nombre total de défaillances servant de base à l'essai de détermination
$R$	= valeur vraie du pourcentage de succès
$\hat{R}$	= estimateur ponctuel du pourcentage de succès (valeur observée)
$R(t) = 1 - F(t)$	= probabilité de succès
$t$	= temps (ou équivalent tel que distance, cycles ou autre grandeur selon les cas)
$t_i$	= $i$ ème temps d'essai à prendre en compte entre l'instant où le dispositif a été mis en essai et l'instant de défaillance
$t_p(v)$	= valeur théorique au fractile d'ordre $p$ de la distribution de $t$ de Student avec $v$ degrés de liberté
$T^*$	= temps d'essai cumulé à prendre en compte jusqu'au point d'essai de détermination lorsqu'il ne coïncide pas avec une défaillance
$T_r$	= temps d'essai cumulé sur tous les dispositifs à prendre en compte jusqu'au point d'essai de détermination lorsqu'il coïncide avec une défaillance
$\lambda$	= valeur vraie du taux de défaillance constant
$\hat{\lambda}$	= estimateur ponctuel du taux de défaillance (valeur observée)
$\sigma$	= valeur vraie de l'écart type dans une distribution normale
$\hat{\sigma}$	= estimateur ponctuel de l'écart type
$\chi^2_p(v)$	= fractile d'ordre $p$ de la distribution de $\chi^2$ avec $v$ degrés de liberté

## 5. Taux de défaillance constant

Avec l'hypothèse d'un taux de défaillance constant, les méthodes numériques et graphique des paragraphes 5.1, 5.2 et 5.3 peuvent servir à estimer le taux de défaillance et la moyenne des temps de bon fonctionnement (pour des dispositifs réparés) ou la moyenne des temps avant défaillance (pour des dispositifs non réparés). Les méthodes sont applicables à la fois aux situations «réparable» et «non réparable». Ces estimateurs sont basés sur le nombre total de défaillances à prendre en compte et le temps d'essai cumulé à prendre en compte jusqu'au point de détermination.

$F_p(v_1, v_2)$	= theoretical value of the $F$ -distribution with $v_1$ degrees of freedom in the numerator and $v_2$ degrees of freedom in the denominator at the fractile of order $p$
$i$	= order number of a failure based on the time to failure ( $t_i$ )
$k$	= shape parameter of a Weibull distribution
$m$	= true mean time between failures
$\hat{m}$	= point estimate of mean time between failures (observed value)
$m_F$	= true mean time to failure, mean life
$\hat{m}_F$	= point estimate of mean time to failure (observed value)
$n$	= total number of test items or trials
$P_{50}(t_i)$	= 50% (median) ranks of $t_i$ , see Table IV
$r$	= total number of relevant failures on which the determination test is based
$R$	= true success ratio
$\hat{R}$	= point estimate of success ratio (observed value)
$R(t) = 1 - F(t)$	= probability of success
$t$	= time (or equivalent such as distance, cycles or other quantities as appropriate)
$t_i$	= relevant test time of magnitude order number $i$ , recorded between the point of time the corresponding item was put on test and the point of time of failure of the item
$t_p(v)$	= theoretical value of the Student $t$ distribution with $v$ degrees of freedom at the fractile of order $p$
$T^*$	= accumulated relevant test time up to the determination test point when this does not coincide with a failure
$T_r$	= relevant test time accumulated for all items up to the determination test point when this coincides with a failure
$\lambda$	= true constant failure rate
$\hat{\lambda}$	= point estimate of failure rate (observed value)
$\sigma$	= true standard deviation in a normal distribution
$\hat{\sigma}$	= point estimate of the standard deviation
$\chi_p^2(v)$	= theoretical value of the $\chi^2$ distribution with $v$ degrees of freedom at the fractile of order $p$

## 5. Constant failure rate

If the true failure rate is assumed to be constant, the numerical and graphical methods in Sub-clauses 5.1, 5.2 and 5.3 may be used for estimating failure rate and mean time between failures (for repaired items) or mean time to failure (for non-repaired items). The methods are applicable both to “repair” and “non-repair” situations. These estimates are based on the total number of relevant failures and the accumulated relevant test time up to the determination point.

La validité de l'hypothèse d'un taux de défaillance constant devrait de préférence être testée en accord avec la Publication 605-6 de la CEI: Essai de fiabilité des équipements, Sixième partie: Essais de validité de l'hypothèse d'un taux de défaillance constant (en préparation), avant de calculer les estimateurs ponctuels et les limites de confiance.

Pour application à la moyenne des temps de bon fonctionnement,  $MTBF = m$ . Pour application à la moyenne des temps jusqu'à (la première) défaillance,  $m_F$  ou  $MTTF$ ,  $m_F = MTTF = m$ . Pour application au taux de défaillance,  $\lambda = \frac{1}{m}$

## 5.1 Essais tronqués

Le temps d'essai cumulé à prendre en compte jusqu'au point de détermination,  $T^*$ , peut être calculé selon l'annexe A. Les mêmes formules servent pour les essais avec et sans remplacement ou réparation. Le nombre total de défaillances à prendre en compte,  $r$ , est compté jusqu'au point de détermination.

### 5.1.1 Estimateurs ponctuels

L'estimateur ponctuel (valeur observée) du taux de défaillance est:

$$\hat{\lambda} = \frac{r}{T^*}$$

L'estimateur ponctuel (valeur observée) de la moyenne des temps avant/entre défaillances est

$$\hat{m} = \frac{T^*}{r}$$

Si aucune défaillance n'est observée jusqu'au point de détermination, c'est-à-dire  $r = 0$ , on recommande l'estimateur ponctuel du taux de défaillance

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{3T^*}$$

*Note.* — Cette recommandation est basée sur une étude de E. L. Welker et M. Lipov «Estimating the exponential failure rate from data with no failure events», dans les Actes du Colloque annuel sur la Fiabilité et la Maintenabilité 1974, pages 420-427.

On prendra soin, lors de la préparation des essais, que  $T^*$  soit suffisamment important par rapport au temps moyen jusqu'à défaillance attendu. On ne devra pas attacher trop d'importance aux estimateurs basés sur un nombre de défaillances faible ou égal à zéro.

### 5.1.2 Intervalles de confiance

Les limites de confiance pour la valeur vraie du taux de défaillance  $\lambda$ , avec le niveau de confiance de 90%, sont indiquées plus bas. Se reporter au tableau II pour les valeurs de la distribution de  $\chi^2$ .

Intervalle unilatéral de confiance, limite supérieure:

$$\lambda < \hat{\lambda} \frac{\chi^2_{0,90}(2r+2)}{2r} \quad \text{ou} \quad \lambda < \frac{\chi^2_{0,90}(2r+2)}{2T^*}$$

The validity of a constant failure rate assumption should preferably be tested in accordance with IEC Publication 605-6: Equipment Reliability Testing, Part 6: Tests for the Validity of a Constant Failure Rate Assumption (in preparation), before point estimates and confidence limits are calculated.

For application to mean time between failures,  $MTBF = m$ . For application to mean time to (first) failure,  $m_F$  or  $MTTF$ ,  $m_F = MTTF = m$ . For application to failure rate,  $\lambda = \frac{1}{m}$

### 5.1 Time terminated tests

The accumulated relevant test time up to the determination point,  $T^*$ , may be determined in accordance with Appendix A. The same formulae are used for tests with and without replacement or repair. The total number of relevant failures,  $r$ , up to the determination point is counted.

#### 5.1.1 Point estimates

The point estimate (observed value) of the failure rate is:

$$\hat{\lambda} = \frac{r}{T^*}$$

The point estimate (observed value) of the mean time to or between failures is:

$$\hat{m} = \frac{T^*}{r}$$

If no failures are observed up to the termination point, i.e.  $r = 0$ , the following point estimate of the failure rate is recommended:

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{3T^*}$$

*Note.* — This recommendation is based upon an investigation by E. L. Welker and M. Lipow, Estimating the Exponential Failure Rate from Data with No Failure Events, in Proceedings 1974 Annual Reliability and Maintainability Symposium, pages 420-427.

Care should be taken in planning the tests that  $T^*$  will be sufficiently large in relation to the expected mean time to failure. Too much reliance should not be placed on estimates based upon zero or any small number of failures.

#### 5.1.2 Confidence intervals

The confidence limits for the true failure rate  $\lambda$ , with the confidence level of 90%, are shown below. See Table II for values of the  $\chi^2$  distribution.

One-sided confidence interval, upper limit:

$$\lambda < \hat{\lambda} \frac{\chi^2_{0.90}(2r+2)}{2r} \quad \text{or} \quad \lambda < \frac{\chi^2_{0.90}(2r+2)}{2T^*}$$

Intervalle bilatéral de confiance:

$$\hat{\lambda} \frac{\chi^2_{0,05}(2r)}{2r} < \lambda < \hat{\lambda} \frac{\chi^2_{0,95}(2r+2)}{2r}$$

ou

$$\frac{\chi^2_{0,05}(2r)}{2T^*} < \lambda < \frac{\chi^2_{0,95}(2r+2)}{2T^*}$$

Si on n'observe aucune défaillance, seul l'intervalle unilatéral de confiance, limite supérieure, peut être défini. La formule basée sur  $\hat{\lambda}$  ne peut être utilisée.

Les limites de confiance pour la valeur vraie du temps moyen avant/entre défaillances  $m$ , avec un niveau de confiance de 90%, sont indiquées plus bas (voir le tableau II pour les valeurs de la distribution de  $\chi^2$ ).

Intervalle unilatéral de confiance, limite inférieure:

$$m > \hat{m} \frac{2r}{\chi^2_{0,90}(2r+2)} \quad \text{ou} \quad m > \frac{2T^*}{\chi^2_{0,90}(2r+2)}$$

Intervalle bilatéral de confiance:

$$\hat{m} \frac{2r}{\chi^2_{0,95}(2r+2)} < m < \hat{m} \frac{2r}{\chi^2_{0,05}(2r)}$$

ou

$$\frac{2T^*}{\chi^2_{0,95}(2r+2)} < m < \frac{2T^*}{\chi^2_{0,05}(2r)}$$

Si on n'observe aucune défaillance, seule la limite inférieure peut être définie.

La Figure 1, page 16, et le tableau V permettent d'obtenir les limites de confiance à 90% en fonction du nombre de défaillances  $r$ . Les limites sont exprimées ici par les multiplicateurs des estimateurs ponctuels  $\hat{\lambda}$  et  $\hat{m}$  à prendre en compte.

*Note.* — Les multiplicateurs peuvent servir à préparer les essais de durée en mettant en évidence le nombre approximatif de défaillances pour une précision donnée de l'estimateur. Le temps d'essai cumulé nécessaire,  $T^*$ , pour le nombre requis de défaillances est approximativement  $T^* = r/\lambda$  où le taux de défaillance  $\lambda$  est supposé à partir de l'expérience passée.

## 5.2 Essais censurés

Le temps d'essai cumulé à prendre en compte jusqu'au point de détermination,  $T_r$ , est calculé selon l'annexe A. Les mêmes formules servent aux essais avec et sans remplacement ou réparation.

### 5.2.1 Estimateurs ponctuels

L'estimateur ponctuel (valeur observée) du taux de défaillance est:

$$\hat{\lambda} = \frac{r}{T_r}$$

L'estimateur ponctuel (valeur observée) du temps moyen avant/entre défaillances est:

$$\hat{m} = \frac{T_r}{r}$$

On ne devra pas attacher trop d'importance aux estimateurs basés sur un petit nombre de défaillances.

On prendra soin, lors de la préparation des essais, que  $T^*$  soit suffisamment important par rapport au temps moyen jusqu'à défaillance attendu.

Two-sided confidence interval:

$$\hat{\lambda} \frac{\chi^2_{0.05}(2r)}{2r} < \lambda < \hat{\lambda} \frac{\chi^2_{0.95}(2r+2)}{2r}$$

or

$$\frac{\chi^2_{0.05}(2r)}{2T^*} < \lambda < \frac{\chi^2_{0.95}(2r+2)}{2T^*}$$

If no failures are observed only the one-sided confidence interval with an upper limit can be defined. The formula based on  $\hat{\lambda}$  cannot be used.

The confidence limits for the true mean time to or between failures  $m$ , with a confidence level of 90%, are shown below. (See Table II for values of the  $\chi^2$  distribution.)

One-sided confidence interval, lower limit:

$$m > \hat{m} \frac{2r}{\chi^2_{0.90}(2r+2)} \quad \text{or} \quad m > \frac{2T^*}{\chi^2_{0.90}(2r+2)}$$

Two-sided confidence interval:

$$\hat{m} \frac{2r}{\chi^2_{0.95}(2r+2)} < m < \hat{m} \frac{2r}{\chi^2_{0.05}(2r)}$$

or

$$\frac{2T^*}{\chi^2_{0.95}(2r+2)} < m < \frac{2T^*}{\chi^2_{0.05}(2r)}$$

If no failures are observed, only the lower limit can be defined.

The 90% confidence limits are obtainable from the number of failures,  $r$ , as shown in Figure 1, page 17, and Table V. The limits are here expressed by the appropriate multiplier times the relevant point estimate  $\hat{\lambda}$  and  $\hat{m}$ .

*Note.* — The multipliers may be used in the planning of life tests by finding out the approximate number of failures for a given precision of the estimate. The required accumulated test time,  $T^*$ , for the required number of failures is approximately  $T^* = r/\lambda$ , where the failure rate  $\lambda$  has to be assumed from earlier experience.

## 5.2 Failure terminated tests

The accumulated relevant test time up to the determination point,  $T_r$ , is determined in accordance with Appendix A. The same formulae are used for tests with and without replacement or repair.

### 5.2.1 Point estimates

The point estimate (observed value) of the failure rate is:

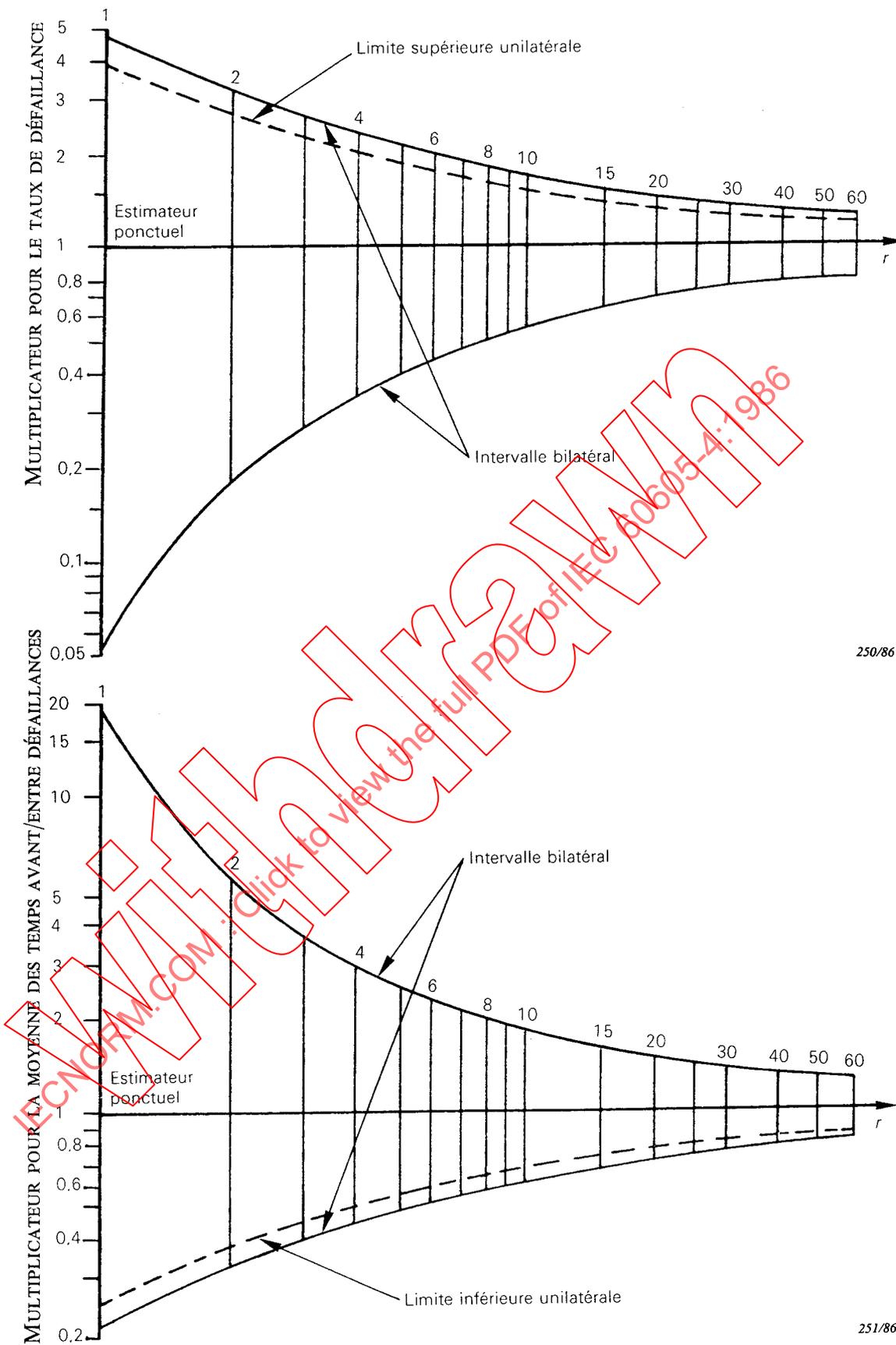
$$\hat{\lambda} = \frac{r}{T_r}$$

The point estimate (observed value) of the mean time to or between failures is:

$$\hat{m} = \frac{T_r}{r}$$

Too much reliance should not be placed on estimates based upon a small number of failures.

Care should be taken in planning the tests such that  $T^*$  will be sufficiently large in relation to the expected mean time to failure.



250/86

251/86

FIG. 1. — Limites de confiance à 90% en fonction du nombre de défaillances pour des essais tronqués.

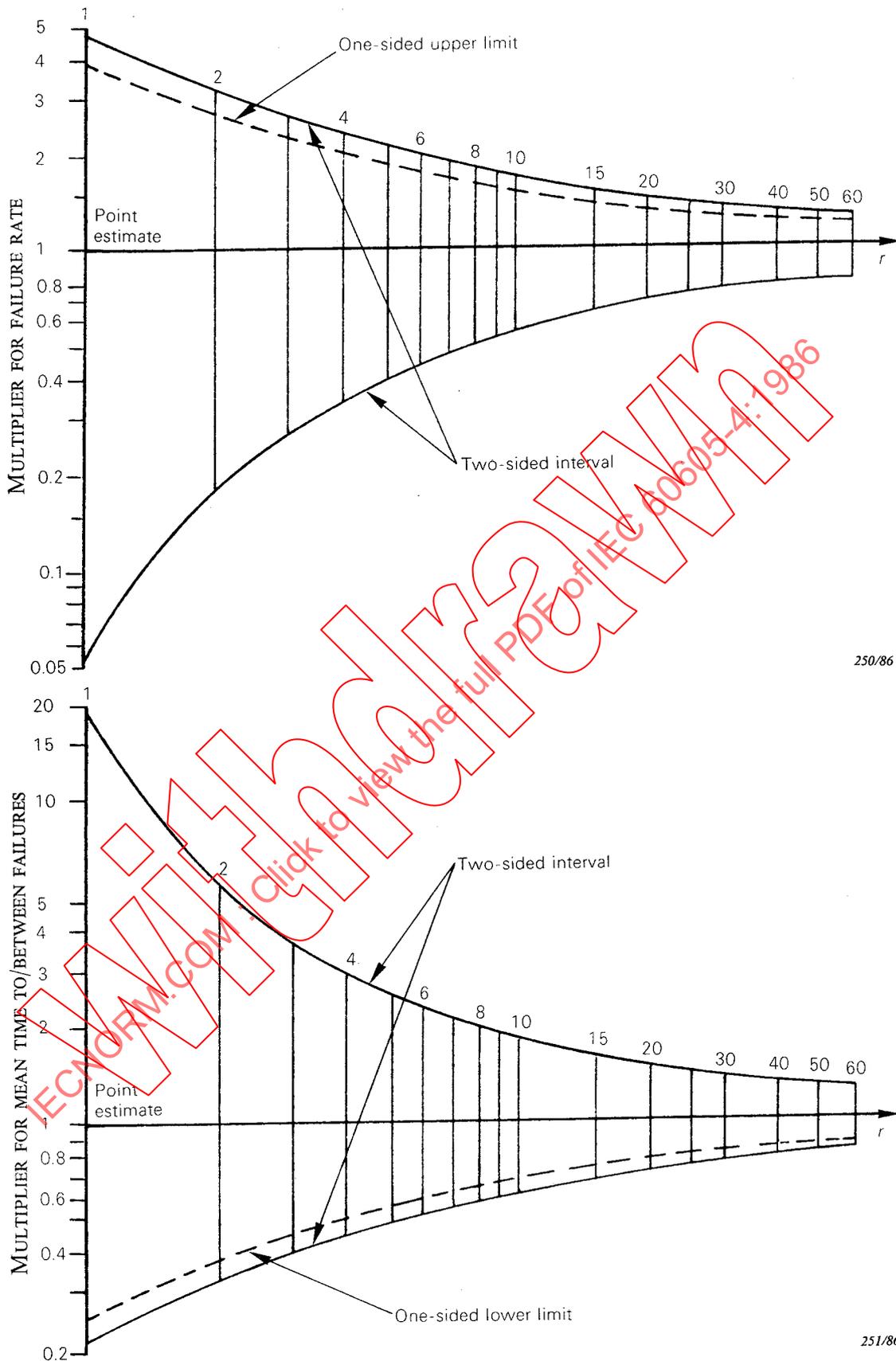


FIG. 1. — The 90% confidence limits as a function of numbers of failures for time-terminated tests.

IECNORM.COM Click to view the full PDF of IEC 60605-4:1986

250/86

251/86

### 5.2.2 Intervalles de confiance

Les limites de confiance pour le taux de défaillance vrai, avec un niveau de confiance de 90%, sont indiquées plus bas. Voir le tableau II pour les valeurs de la distribution de  $\chi^2$ .

Intervalle unilatéral de confiance, limite supérieure:

$$\lambda < \hat{\lambda} \frac{\chi^2_{0,90}(2r)}{2r} \quad \text{ou} \quad \lambda < \frac{\chi^2_{0,90}(2r)}{2T_r}$$

Intervalle bilatéral de confiance:

$$\hat{\lambda} \frac{\chi^2_{0,05}(2r)}{2r} < \lambda < \hat{\lambda} \frac{\chi^2_{0,95}(2r)}{2r}$$

ou

$$\frac{\chi^2_{0,05}(2r)}{2T_r} < \lambda < \frac{\chi^2_{0,95}(2r)}{2T_r}$$

Les limites de confiance pour la valeur vraie de la moyenne des temps avant/entre défaillances, avec un niveau de confiance de 90%, sont indiquées plus bas.

Intervalle unilatéral de confiance, limite inférieure:

$$m > \hat{m} \frac{2r}{\chi^2_{0,90}(2r)} \quad \text{ou} \quad m > \frac{2T_r}{\chi^2_{0,90}(2r)}$$

Intervalle bilatéral de confiance:

$$\hat{m} \frac{2r}{\chi^2_{0,95}(2r)} < m < \hat{m} \frac{2r}{\chi^2_{0,05}(2r)}$$

ou

$$\frac{2T_r}{\chi^2_{0,95}(2r)} < m < \frac{2T_r}{\chi^2_{0,05}(2r)}$$

### 5.3 Méthode graphique

Une méthode graphique est présentée pour estimer le taux de défaillance et le temps moyen jusqu'à la première défaillance en utilisant du papier semilog. Les essais servant de base aux observations ne doivent pas être poursuivis jusqu'à ce que tous les dispositifs soient défaillants.

Le papier semilog ne devra être utilisé que pour le temps jusqu'à la première défaillance et ne devra pas être utilisé pour moins de 4 défaillances. La méthode donnera les estimateurs ponctuels et pourra aussi donner une indication des variations par rapport à un taux de défaillance constant.

Un certain nombre de dispositifs,  $n$ , est mis en essai et  $r$  défaillances sont observées. Pour chaque dispositif défaillant, le temps d'essai  $t_i$  à prendre en compte est enregistré.

On range les temps  $t_i$  par ordre croissant:

$$t_1 < t_2 < \dots < t_r$$

### 5.2.2 Confidence intervals

The confidence limits for the true failure rate, with a confidence level of 90%, are shown below. See Table II for values of the  $\chi^2$  distribution.

One-sided confidence interval, upper limit:

$$\lambda < \hat{\lambda} \frac{\chi^2_{0.90}(2r)}{2r} \quad \text{or} \quad \lambda < \frac{\chi^2_{0.90}(2r)}{2T_r}$$

Two-sided confidence interval:

$$\hat{\lambda} \frac{\chi^2_{0.05}(2r)}{2r} < \lambda < \hat{\lambda} \frac{\chi^2_{0.95}(2r)}{2r}$$

or

$$\frac{\chi^2_{0.05}(2r)}{2T_r} < \lambda < \frac{\chi^2_{0.95}(2r)}{2T_r}$$

The confidence limits for the true mean time to or between failures, with a confidence level of 90%, are shown below.

One-sided confidence interval, lower limit:

$$m > \hat{m} \frac{2r}{\chi^2_{0.90}(2r)} \quad \text{or} \quad m > \frac{2T_r}{\chi^2_{0.90}(2r)}$$

Two-sided confidence interval:

$$\hat{m} \frac{2r}{\chi^2_{0.95}(2r)} < m < \hat{m} \frac{2r}{\chi^2_{0.05}(2r)}$$

or

$$\frac{2T_r}{\chi^2_{0.95}(2r)} < m < \frac{2T_r}{\chi^2_{0.05}(2r)}$$

### 5.3 Graphical method

A graphical method is presented for estimating failure rate and mean time to first failure using the semi-log paper. The tests from which the observations are taken need not go on until all test items have failed.

The semi-log paper should be used only for times to first failure and for not less than 4 failures. The method will give point estimates and may also give an indication of deviations from a constant failure rate.

A number of items,  $n$ , are tested and  $r$  failures observed. For each failed item, the relevant test time  $t_i$  is recorded.

The times  $t_i$  are ordered in magnitude:

$$t_1 < t_2 < \dots < t_r$$

Sur du papier semilog, voir figure 2 ci-dessous, les valeurs  $t_i$  sont placées sur l'échelle linéaire, et l'inverse de un moins la fraction du rang médian,  $P_{50}(t_i)/100$  le long de l'échelle logarithmique. Les valeurs des rangs moyens peuvent être trouvées dans le tableau IV. Si l'hypothèse d'un taux de défaillance est valable, les points reportés seront bien ajustés à une ligne droite passant par le point,  $t_i = 0$ , rapport = 1. Lors du tracé de la ligne, les points centraux seront prédominants dans la détermination de la pente. L'estimateur du temps moyen avant défaillance est alors égal à la valeur de  $t$  sur l'axe des temps qui correspond au rapport 2,72 sur l'axe vertical. L'estimateur du taux de défaillance est l'inverse de la valeur de  $t$ .

Si les points reportés ne peuvent être ajustés sur une ligne droite, le taux de défaillance peut ne pas être constant. En ce cas, d'autres méthodes, décrites dans l'article 6, peuvent s'appliquer.

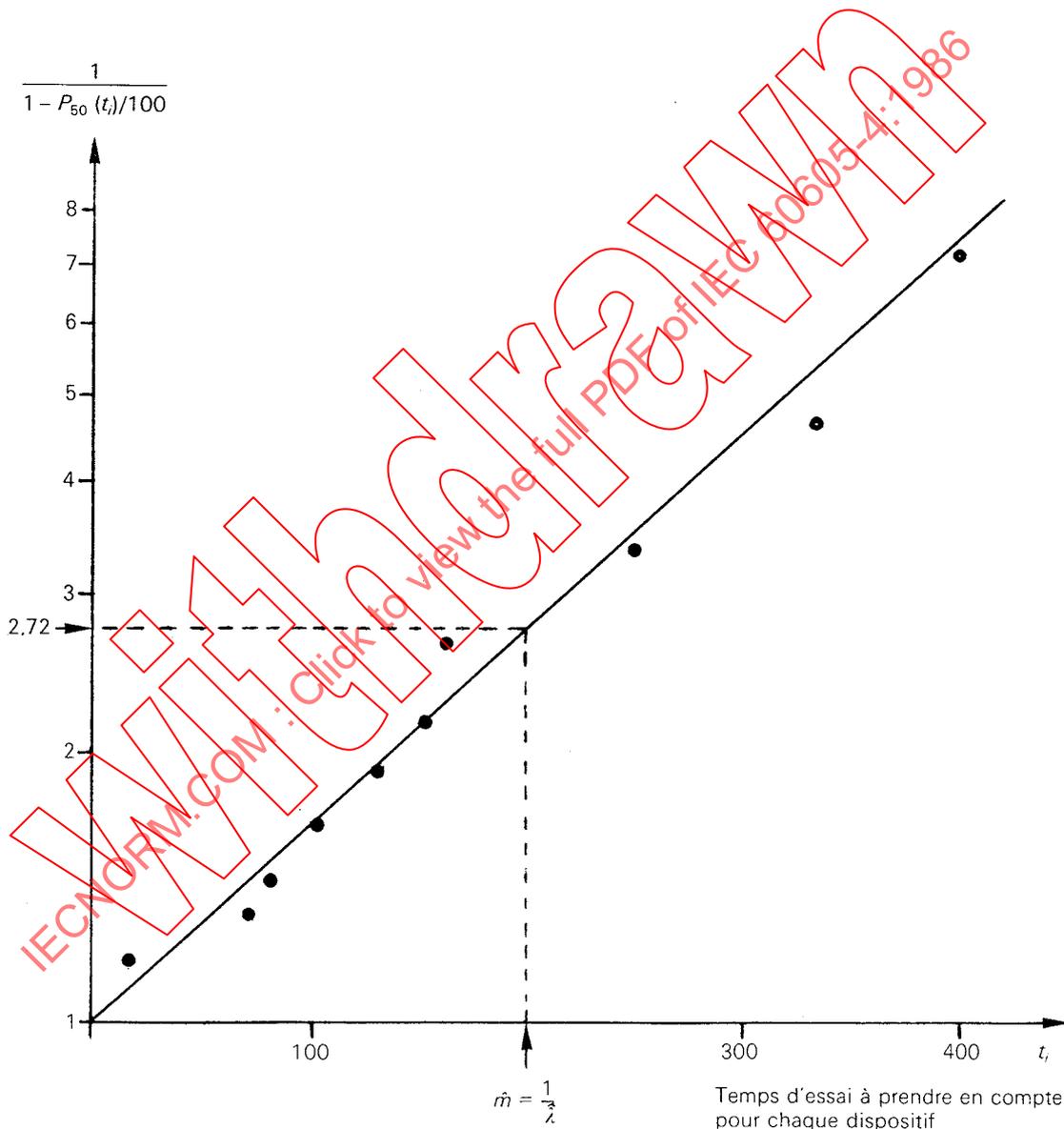


FIG. 2. — Exemple d'utilisation de papier semilog.

On semi-log paper, see Figure 2 below, the  $t_i$  values are plotted along the linear scale and the reciprocal of one minus the fractional median rank,  $P_{50}(t_i)/100$  along the logarithmic scale. Values of median ranks may be found in Table IV. If a constant failure rate assumption holds, the plotted points will fit well to a straight line passing through the point,  $t_i = 0$ , ratio = 1. In drawing the line, the central points should dominate the determination of the slope. This being so, the estimate of the mean time to failure equals the  $t$  value on the time axis that corresponds with the ratio 2.72 on the vertical axis. The estimate of the failure rate is then the inverse of the  $t$  value.

If the plotted points cannot be fitted by a straight line, the failure rate may not be constant. In such a case, other methods as described in Clause 6 may apply.

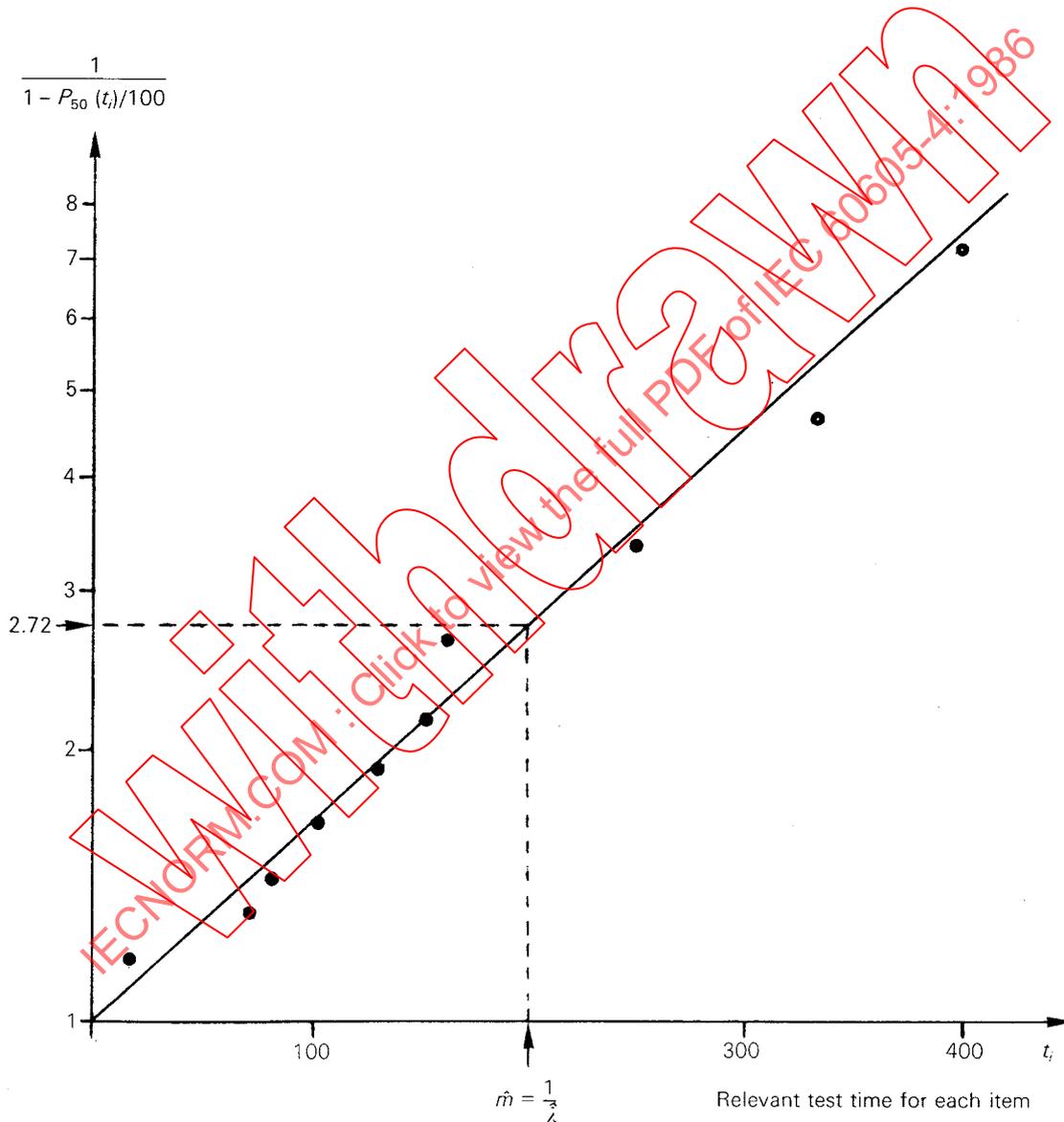


FIG. 2. — Example of use of semi-log paper.

## 6. Taux de défaillance non constant

Si l'hypothèse d'un taux de défaillance constant n'est pas valable et si les temps avant défaillance suivent une loi de Weibull ou une distribution normale, les méthodes données dans cet article sont applicables. La validité de chacune de ces hypothèses de distribution devrait de préférence être testée en utilisant les papiers de probabilité décrits aux paragraphes 6.1 ou 6.2 ci-dessous ou toute autre méthode reconnue.

L'historique de la vie des dispositifs en essai doit être similaire lorsqu'ils sont mis en essai. Les méthodes d'évaluation sont applicables uniquement aux temps d'apparition de la première défaillance. Il n'est pas nécessaire, cependant, que l'essai soit poursuivi jusqu'à ce que tous les dispositifs soient défaillants, sauf pour la méthode du paragraphe 6.2.1.

Pour chaque dispositif défaillant lors de l'essai, le temps d'essai à prendre en compte,  $t_i$ , est déterminé. Le temps  $t_i$  est défini comme le temps d'essai à prendre en compte entre l'instant où le dispositif  $i$  a été mis en essai,  $t = 0$ , et l'instant de défaillance,  $t = t_i$ . On classe les temps  $t_i$  par ordre croissant:

$$t_1 < t_2 < \dots < t_r$$

En utilisant ces temps et un papier de probabilité de Weibull ou un papier de probabilité normal, il est possible d'estimer les paramètres de la distribution et en même temps d'obtenir une indication sur la précision d'ajustement des temps à la distribution supposée.

### 6.1 Distribution de Weibull

La fonction de répartition cumulée pour la distribution de Weibull est:

$$F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t-a}{b}\right)^k} \quad t > a \geq 0; b > 0; k > 0$$

Une méthode graphique pour déterminer les estimateurs ponctuels est présentée plus loin. Dans cette méthode, on utilise le papier de probabilité de Weibull. Il se présente de telle sorte que la fonction de répartition des temps jusqu'à défaillance qui suivent une distribution de Weibull, devienne une ligne droite. Voir la figure 3, page 24, qui est un exemple de ce papier et de la manière de l'utiliser.

Lorsque l'échelle des temps en abscisse n'est pas directement applicable, on peut la transformer par un facteur d'échelle  $10^c$ , où  $c$  est un entier.

Les valeurs  $t_i$  observées sont reportées aux valeurs correspondantes des rangs médians  $P_{50}(t_i)$  sur l'échelle  $F(t)$ . Les valeurs des rangs médians sont données dans le tableau IV.

L'exemple de la figure 3 suppose un échantillon d'essai  $n = 10$  avec un essai terminé après  $r = 8$  défaillances. C'est pourquoi il n'y a que 8 points représentés et, dans le tableau IV, la colonne pour  $n = 10$  n'est utilisée que jusqu'à  $i = 8$  inclus.

Lorsqu'une distribution de Weibull avec  $a = 0$  est valable, les points reportés peuvent être bien ajustés sur une ligne droite. Si les points suivent une courbe concave vue du côté des abscisses, le paramètre de position « $a$ » a une valeur positive. Si la courbe est convexe, alors « $a$ » est négatif. Quand le tracé est une courbe, on peut utiliser la méthode suivante:

Etape 1: Placer les données comme indiqué ci-dessus, voir illustration (figure 3).

Etape 2: Tracer deux lignes parallèles horizontales passant par les points de défaillance extrêmes et une troisième ligne parallèle horizontale à égale distance de ces points dont l'intersection avec la courbe donne le «point milieu linéaire».

## 6. Non-constant failure rate

If the assumption of a constant failure rate is not valid and the times to failure follow a Weibull or a normal distribution, the methods given in this clause are applicable. The validity of any of these distribution assumptions should preferably be tested by using the probability papers described in Sub-clauses 6.1 or 6.2, or by other recognized methods.

The life history of the test items must be similar when they are put on test. The methods of evaluation are applicable only to the times to first failure. The test does not, however, need to be continued until all items have failed, except for the method in Sub-clause 6.2.1.

For each failed test item, the relevant test time,  $t_i$ , is determined. The time  $t_i$  is defined as the relevant test time between the point of time when the item  $i$  was put on test,  $t = 0$ , and the point of failure,  $t = t_i$ . The times  $t_i$  are ordered in magnitude.

$$t_1 < t_2 < \dots < t_r$$

Using these times and a Weibull probability paper or a normal probability paper, it is possible to estimate the parameters of the distribution and at the same time obtain an indication of how well the times are fitted to the assumed distribution.

### 6.1 Weibull distribution

The cumulative distribution function for the Weibull distribution is:

$$F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t-a}{b}\right)^k} \quad t > a \geq 0; b > 0; k > 0$$

A graphical method for determining point estimates is presented below. In this method, the Weibull probability paper is used. This paper is so designed that the cumulative distribution function of times to failure which follow a Weibull distribution, will become a straight line. See Figure 3, page 25, which is an example of this paper and how it can be used.

If the time scale on the abscissa is not directly applicable, it can be transformed by a scale factor  $10^c$ , where  $c$  is an integer.

The observed  $t_i$  values are plotted at the corresponding median rank values  $P_{50}(t_i)$  on the  $F(t)$  scale. Median rank values can be found in Table IV.

The example of Figure 3 assumes a test sample  $n = 10$  when the test is terminated after  $r = 8$  failures. Therefore, there are only 8 plotted points and in Table IV, the column for  $n = 10$  is used up to and including  $i = 8$  only.

If a Weibull distribution with  $a = 0$  holds then the plotted points can be fitted well by a straight line. If the points follow a concave curve seen from the abscissa, the location parameter “ $a$ ” has a positive value. If the curve is convex then “ $a$ ” is negative. For a curve the following procedure may be used:

- Step 1: Plot data as described above and illustrated in Figure 3.
- Step 2: Draw two parallel horizontal lines through the extreme failure points, and a third horizontal parallel line bisecting the linear distance between these points (at the “linear mid-point”).

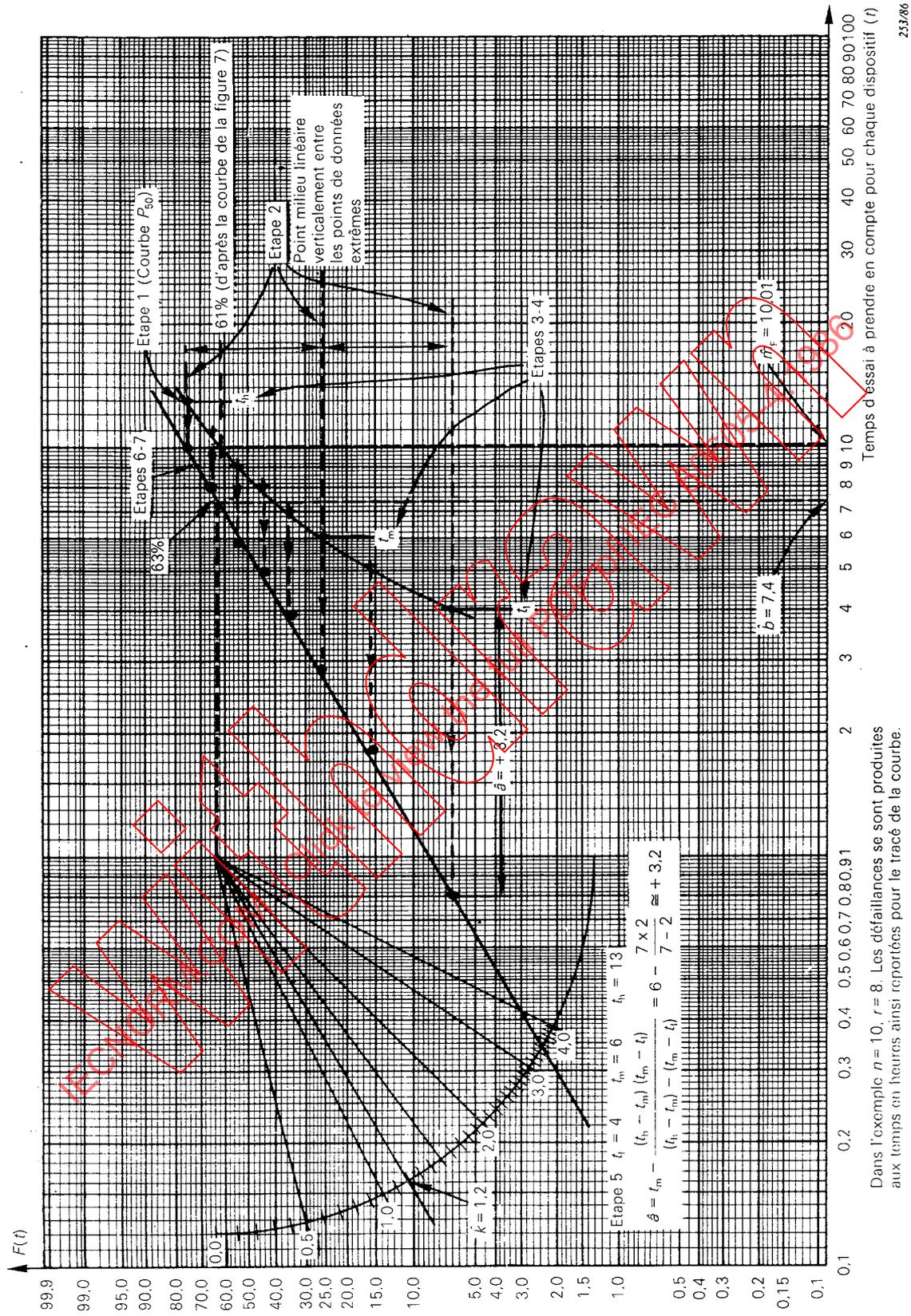


FIG. 3. — Exemple d'utilisation de papier à probabilité de Weibull.

Dans l'exemple  $n = 10$ ,  $r = 8$ . Les défaillances se sont produites aux temps en heures ainsi reportés pour le tracé de la courbe.

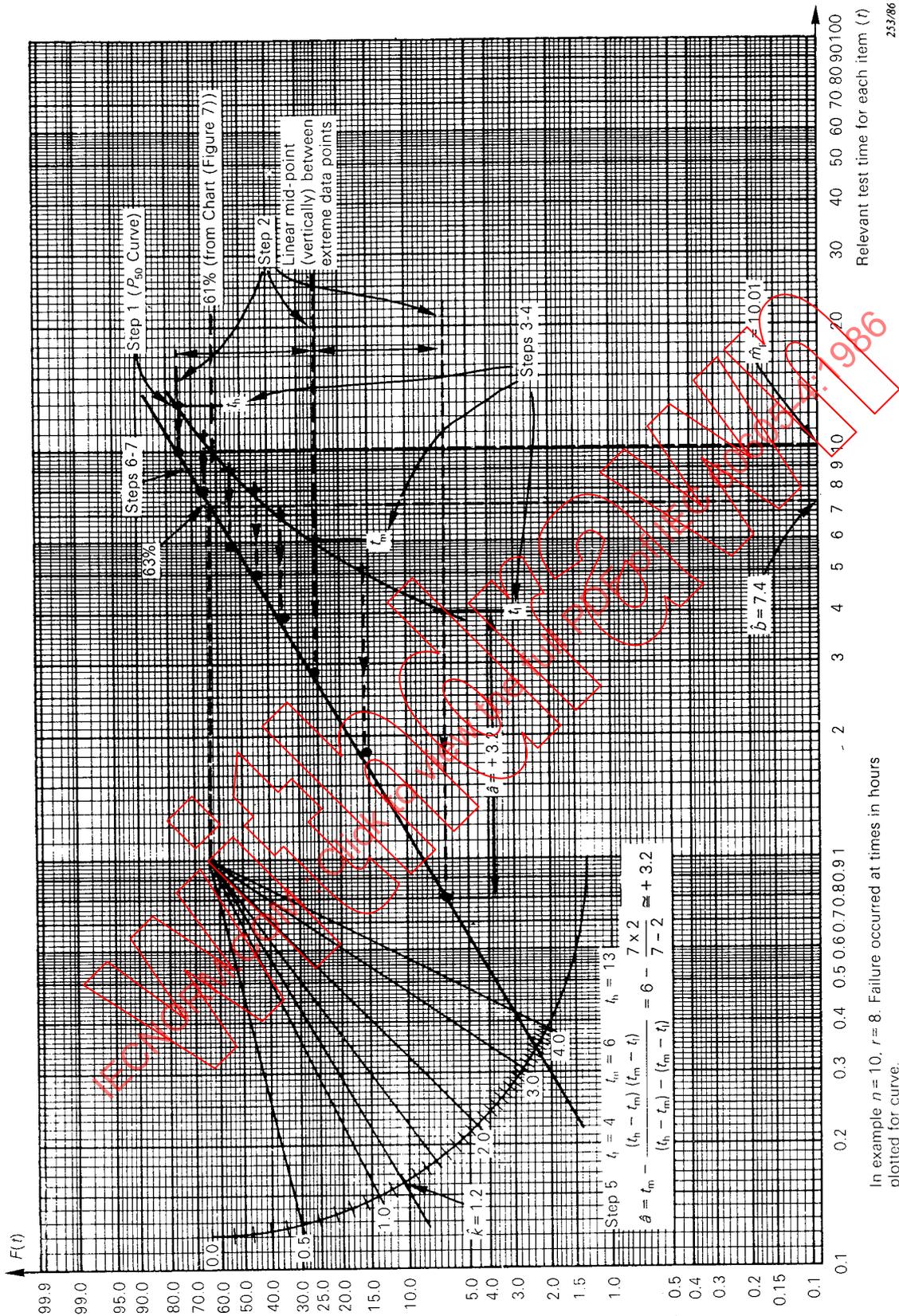


FIG. 3. — Example of use of Weibull probability paper.

Etape 3: Tracer trois lignes perpendiculaires à l'axe des  $t$  à partir des points d'intersection des trois lignes horizontales et de la courbe.

Etape 4: Identifier les valeurs de  $t$  inférieure, intermédiaire et supérieure, appelées respectivement  $t_l$ ,  $t_m$  et  $t_h$ .

Etape 5: Utiliser la formule suivante pour calculer

$$\hat{a} = t_m - \frac{(t_h - t_m)(t_m - t_l)}{(t_h - t_m) - (t_m - t_l)}$$

Etape 6: Soustraire  $\hat{a}$  (signe de  $\hat{a}$  inclus) de chaque valeur de  $t_i$ .

Etape 7: Replacer les données; les points devraient maintenant former approximativement une ligne droite qui représente une distribution de Weibull des défaillances, mais décalée.

Pour estimer le paramètre de forme,  $k$ , on trace une ligne passant par le centre de l'échelle circulaire parallèlement à la droite ajustée. On peut alors lire la valeur de  $k$  sur l'échelle circulaire à l'intersection.

L'estimateur de vie caractéristique ou paramètre d'échelle,  $b$ , est égal à la valeur de  $t$  à l'intersection de la droite ajustée et d'une ligne en pointillés sur l'ordonnée à 63%.

Pour estimer la moyenne des temps jusqu'à défaillance,  $m_F$ , se reporter à la figure 7, page 48. Elle donne la valeur de  $F(t)$  quand  $t = m_F$  pour différentes valeurs de  $k$ . Puis, par référence à l'échelle de  $F(t)$  en ordonnée sur la figure 3, on peut en déduire  $\hat{m}_F$  par lecture à partir du tracé d'origine (non celui de l'étape 7) à l'échelle des abscisses.

Le tracé d'origine peut également être utilisé pour estimer la fraction  $F(t)$  de la population ayant des temps jusqu'à défaillance inférieurs à une valeur de  $t$  donnée.

Il existe d'autres types de papier graphique qui, bien que fondamentalement identiques, peuvent utiliser d'autres méthodes pour estimer les paramètres.

## 6.2 Distribution normale

La fonction densité de probabilité de la distribution normale est:

$$f(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-m_F)^2}{2\sigma^2}}$$

Cette distribution est utile pour des temps jusqu'à défaillance quand  $m_F > 3\sigma$ .

### 6.2.1 Méthode numérique

#### 6.2.1.1 Estimateurs ponctuels

Les estimateurs numériques de la moyenne des temps avant défaillance et l'écart type représentés ici sont applicables uniquement lorsque tous les dispositifs  $n$  en essai sont essayés jusqu'à défaillance.

- Step 3: Draw three lines perpendicular to the  $t$ -axis from the points of intersection of the three horizontal lines and the curve.
- Step 4: Identify the lowest, intermediate and highest  $t$  values as  $t_l$ ,  $t_m$  and  $t_h$  respectively.
- Step 5: Use the following formula to calculate:

$$\hat{a} = t_m - \frac{(t_h - t_m)(t_m - t_l)}{(t_h - t_m) - (t_m - t_l)}$$

- Step 6: Subtract  $\hat{a}$  (considering sign of  $\hat{a}$ ) from each  $t_i$  value.
- Step 7: Replot the data; the points should now approximate to a straight line, a shifted Weibull distribution of failures.

To estimate the shape parameter,  $k$ , a line is drawn through the centre of the circular scale parallel to the fitted straight line. The value of  $\hat{k}$  is then read off the circular scale at the intersection.

The estimate of the characteristic life or scale parameter,  $b$ , is equal to the  $t$  value of the intersection of the fitted straight line and a dashed line on the ordinate at 63%.

To estimate mean life  $m_F$  refer to Figure 7, page 49. This gives for different  $k$  values the value of  $F(t)$  when  $t = m_F$ . Then by reference to the ordinate scale of  $F(t)$  in Figure 3,  $\hat{m}_F$  can be read off from the *original* plot (not that of Step 7) at the abscissa scale.

The original plot may also be used to estimate the fraction  $F(t)$ , of the population having times to failure less than a given  $t$  value.

Other available types of graph paper, while basically similar, may use different methods to estimate the parameters.

## 6.2 Normal distribution

The probability density function of the normal distribution is:

$$f(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-m_F)^2}{2\sigma^2}}$$

This distribution is useful for times to failure, provided that  $m_F > 3\sigma$ .

### 6.2.1 Numerical method

#### 6.2.1.1 Point estimates

The numerical estimates of the mean time to failure and standard deviation presented here are applicable only when all the  $n$  test items are tested until they fail.

L'estimateur ponctuel de la moyenne des temps avant défaillance est:

$$\hat{m}_F = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_i$$

L'estimateur ponctuel de l'écart type est:

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (t_i - \hat{m}_F)^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{n \sum_{i=1}^n t_i^2 - [\sum_{i=1}^n t_i]^2}{n(n-1)}}$$

### 6.2.1.2 Intervalles de confiance

Les limites de confiance pour la valeur vraie de la moyenne des temps avant défaillance,  $m_F$ , avec un niveau de confiance de 90% sont indiquées plus loin. Se reporter au tableau I pour les valeurs de la distribution de Student  $t_p(v)$ .

Intervalle de confiance unilatéral, limite inférieure:

$$m_F > \hat{m}_F - t_{0,90}(n-1) \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$$

Intervalle de confiance bilatéral:

$$\hat{m}_F - t_{0,95}(n-1) \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} < m_F < \hat{m}_F + t_{0,95}(n-1) \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$$

### 6.2.2 Méthode graphique

La méthode graphique utilise le papier de probabilité de Gauss (normale). Ce papier est conçu de telle sorte que la fonction de répartition des temps avant défaillance qui suivent une distribution normale, forme une ligne droite, voir Figure 4, page 30. Cette méthode s'applique aussi dans le cas où tous les dispositifs ne sont pas défectueux.

Chaque valeur observée  $t_i$  est reportée au niveau de valeur correspondante de rang moyen,  $P_{50}(t_i)$ , sur l'échelle  $F(t)$ . Les valeurs des rangs médians sont donnés dans le tableau IV.

L'exemple de la figure 4 suppose que l'échantillon d'essai est composé de  $n = 10$  dispositifs et que l'essai après  $r = 8$  défaillances. Dans le cas où l'essai est arrêté avant la défaillance de tous les dispositifs, seuls les rangs médians jusqu'à  $i = r$  inclus sont reportés.

Lors du tracé de la ligne, les points situés entre les probabilités 20% et 80% devront être prédominants dans la détermination de la ligne.

L'estimateur de la moyenne des temps avant défaillance  $\hat{m}_F$  est égal à l'abscisse du point de la droite qui a une ordonnée égale à 50%.

L'estimateur de l'écart type  $\hat{\sigma}$  est égal à la différence entre l'abscisse  $t$  du point de la droite qui a une ordonnée égale à 84% et la moyenne des temps avant défaillance estimée.

La droite ajustée peut aussi servir à estimer la fraction de la population qui a des temps jusqu'à défaillance au-dessous ou au-dessus d'une valeur donnée.

The point estimate of the mean time to failure is:

$$\hat{m}_F = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_i$$

The point estimate of the standard deviation is:

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (t_i - \hat{m}_F)^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{n \sum_{i=1}^n t_i^2 - [\sum_{i=1}^n t_i]^2}{n(n-1)}}$$

### 6.2.1.2 Confidence intervals

The confidence limits for the true mean time to failure,  $m_F$ , with a confidence level of 90% are shown below. See Table I for values of the Student's distribution  $t_p(v)$ .

One-sided confidence interval, lower limit:

$$m_F > \hat{m}_F - t_{0.90}(n-1) \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$$

Two-sided confidence interval:

$$\hat{m}_F - t_{0.95}(n-1) \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} < m_F < \hat{m}_F + t_{0.95}(n-1) \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$$

### 6.2.2 Graphical method

The graphical method uses the Gaussian (normal) probability paper. This paper is so designed that the cumulative distribution function of times to failure, which follow a normal distribution, will become a straight line, see Figure 4, page 31. This method is applicable also in the case where not all items have failed.

Each observed  $t_i$  value is plotted at the level of the corresponding median rank value,  $P_{50}(t_i)$ , on the  $F(t)$  scale. Median rank values may be found in Table IV.

The example of Figure 4 assumes a test sample  $n = 10$  with the test terminated after  $r = 8$  failures. In such a case, where the test is terminated before all items have failed, only the median ranks up to and including  $i = r$  are plotted.

In drawing the line the points between the probabilities 20% and 80% should principally determine the line.

The estimate of the mean time to failure,  $\hat{m}_F$ , is equal to the abscissa of the point on the straight line, which has an ordinate equal to 50%.

The estimate of the standard deviation,  $\hat{\sigma}$ , is equal to the difference between the  $t$  value of the point on the straight line which has an ordinate equal to 84% and the estimated mean time to failure.

The fitted straight line may also be used to estimate the fraction of the population which has times to failure below or above a given value.

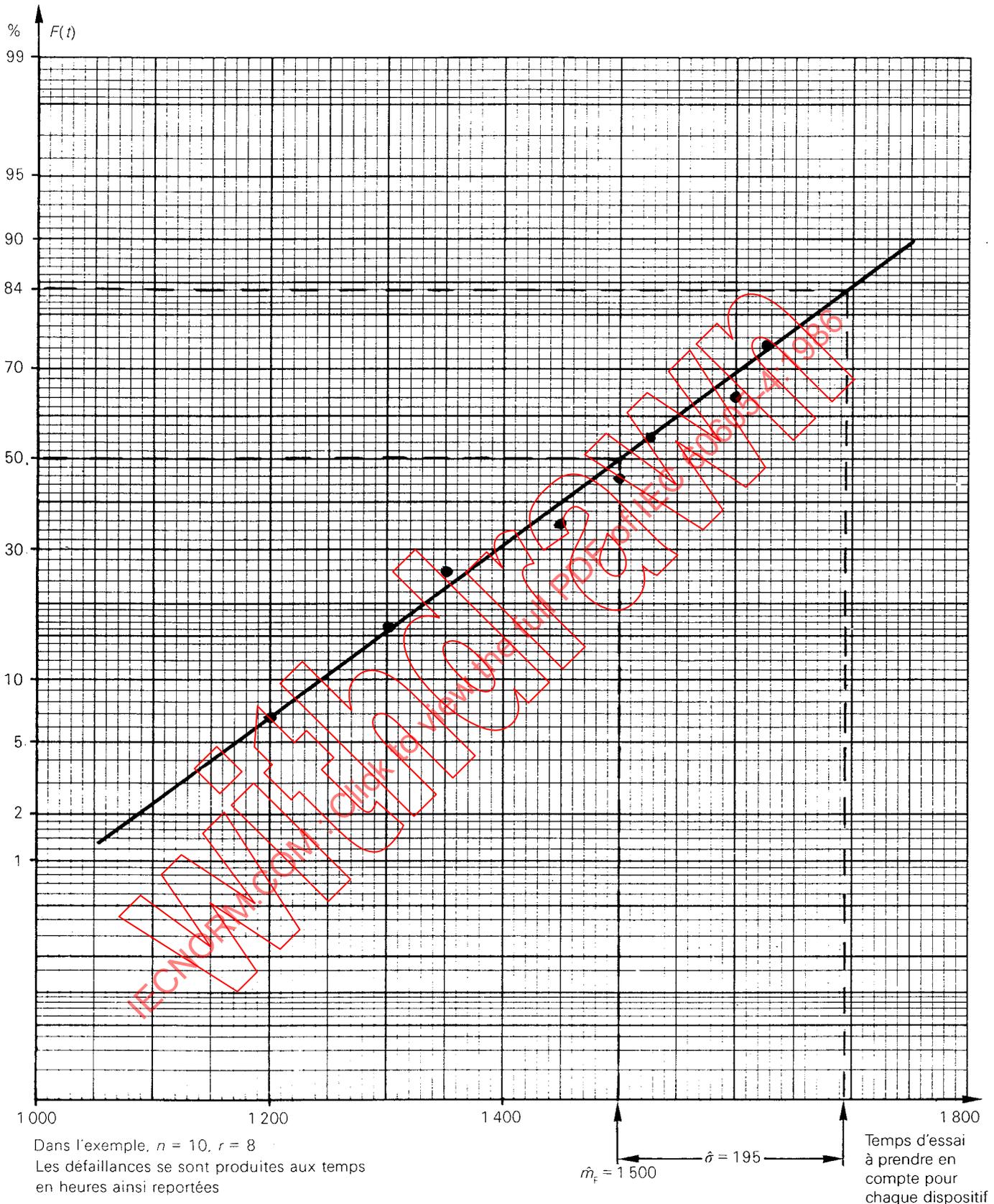


FIG. 4. — Exemple d'utilisation de papier de probabilité normale.

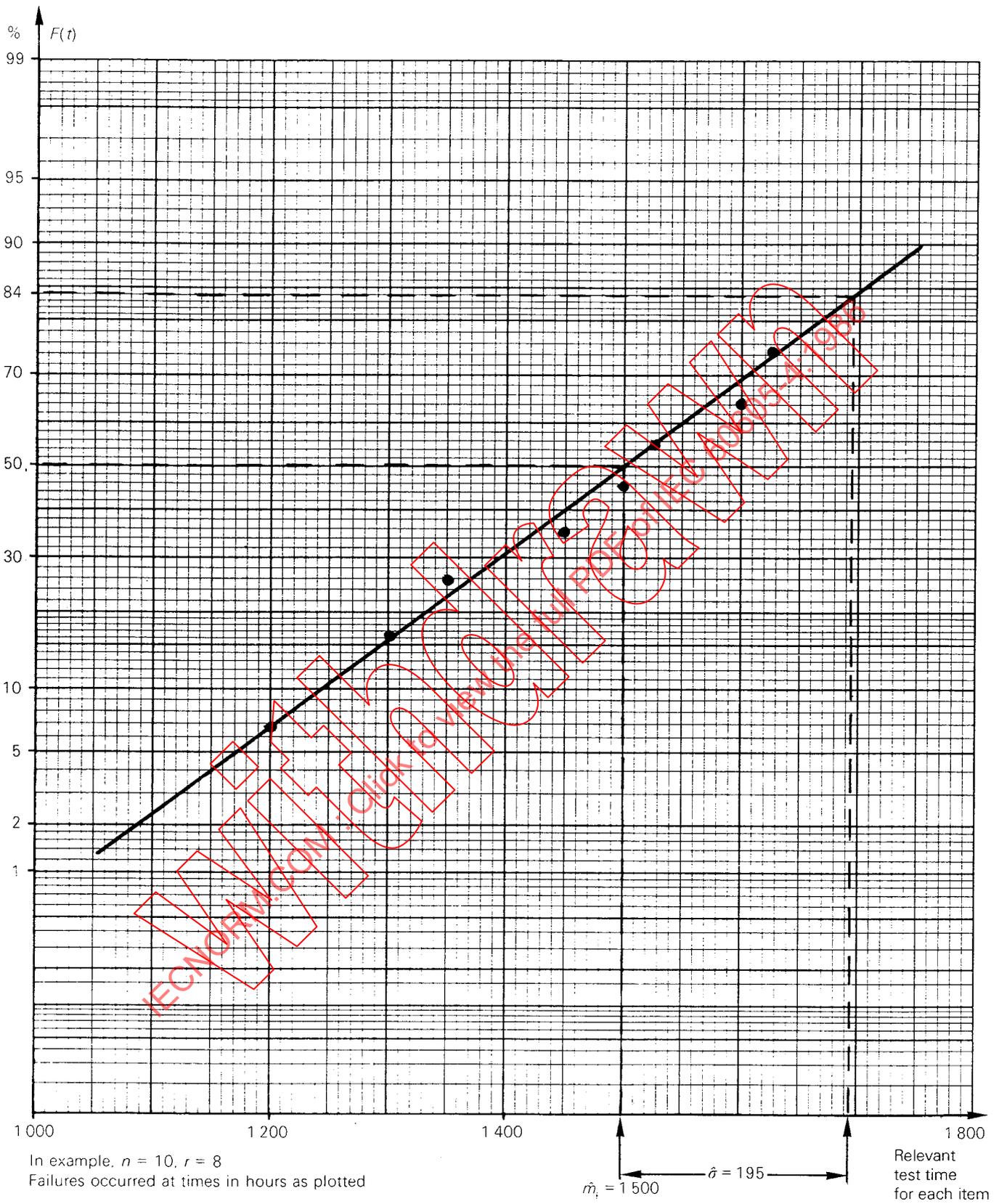


FIG. 4. — Example of use of normal probability paper.

## 7. Pourcentage de succès

Le pourcentage de succès est la probabilité qu'un dispositif accomplisse une fonction requise, ou qu'une expérience soit réussie, dans des conditions données.

Lors de l'essai de détermination du pourcentage de succès, les dispositifs en essai ou les épreuves doivent être classés en satisfaisants ou non satisfaisants. Un dispositif réutilisable peut être réparé entre des épreuves successives, à condition que son état et sa performance soient les mêmes au début de toutes les épreuves. L'estimateur ponctuel (le pourcentage de succès observé) et l'intervalle de confiance du pourcentage de succès sont indépendants du critère de fin d'essai, que ce soit à un nombre fixé d'essais, à un nombre de succès fixé ou à un nombre de défaillances fixé.

### 7.1 Estimateur ponctuel

L'estimateur ponctuel du pourcentage de succès est égal au nombre de succès divisé par le nombre total d'épreuves ou de dispositifs en essai:

$$\hat{R} = \frac{n-r}{n}$$

### 7.2 Intervalles de confiance

Les limites de confiance pour la valeur vraie du pourcentage de succès  $R$  avec un niveau de confiance de 90%, basées sur la distribution binomiale, sont indiquées ci-après. (Voir tableau IV pour les valeurs de la distribution  $F$ .)

Intervalle de confiance unilatéral, limite inférieure:

$$R \geq \frac{n-r}{n-r+(r+1)F_{0,90}(v_1, v_2)}$$

avec  $v_1 = 2(r+1)$  and  $v_2 = 2(n-r)$

Intervalle de confiance bilatéral:

$$\frac{n-r}{n-r+(r+1)F_{0,95}(v_1, v_2)} < R < \frac{(n-r+1)F_{0,95}(v_1, v_2)}{r+(n-r+1)F_{0,95}(v_1, v_2)}$$

avec  $v_1 = 2(r+1)$  et  $v_2 = 2(n-r)$  pour la limite inférieure, et  $v_1 = 2(n-r+1)$  et  $v_2 = 2r$  pour la limite supérieure.

### 7.3 Méthode graphique

Des graphiques sont présentés pour déterminer les intervalles de confiance unilatéraux et bilatéraux du pourcentage de succès, voir les figures 5 et 6, pages 44 et 46. Les graphiques sont basés sur le nombre total de dispositifs en essai ou d'épreuves  $n$  et le nombre total de défaillances observées  $r$ .

Prendre sur le graphique adéquat la valeur  $r/n$  en abscisse. Monter verticalement jusqu'aux courbes paramétrées par le nombre de défaillances observées  $r$ . Puis prendre horizontalement l'ordonnée pour lire les pourcentages limites de défaillances à prendre en compte  $Q$ . Les limites de confiance du pourcentage de succès peuvent s'obtenir par  $R = 1 - Q$ .

## 7. Success ratio

The success ratio is the probability that an item will perform a required function or that a trial will be successful under stated conditions.

When testing for success ratio, the test items or trials are to be classified as either successful or unsuccessful. A re-usable device may be repaired between successive trials, provided that its state and performance are the same at the start of all trials. The point estimate (observed success ratio) and the confidence interval for the success ratio are independent of how the test is terminated, whether at a fixed number of trials, a fixed number of successes or a fixed number of failures.

### 7.1 Point estimate

The point estimate of success ratio is equal to the number of successes divided by the total number of trials or test items:

$$\hat{R} = \frac{n-r}{n}$$

### 7.2 Confidence intervals

The confidence limits for the true success ratio  $R$  with a confidence level of 90%, based on the binomial distribution, are shown below. (See Table III for values of the  $F$  distribution.)

One-sided confidence interval, lower limit:

$$R > \frac{n-r}{n-r+(r+1)F_{0.90}(v_1, v_2)}$$

with  $v_1 = 2(r+1)$  and  $v_2 = 2(n-r)$

Two-sided confidence interval:

$$\frac{n-r}{n-r+(r+1)F_{0.95}(v_1, v_2)} < R < \frac{(n-r+1)F_{0.95}(v_1, v_2)}{r+(n-r+1)F_{0.95}(v_1, v_2)}$$

with  $v_1 = 2(r+1)$  and  $v_2 = 2(n-r)$  at the lower limit, and  $v_1 = 2(n-r+1)$  and  $v_2 = 2r$  at the upper limit.

### 7.3 Use of charts

Charts are presented for determining one-sided and two-sided confidence intervals of success ratio, see Figures 5 and 6, pages 45 and 47. Charts are based on the total number of test items or trials,  $n$ , and the total number of observed failures,  $r$ .

Enter the applicable chart on the abscissa at the  $r/n$  value. Go vertically up to the curves labelled with the observed number of failures,  $r$ . Then go horizontally to the ordinate to read the relevant failure ratio limits,  $Q$ . The confidence limits of the success ratio can be obtained from  $R = 1 - Q$ .

TABLEAUX

Des tableaux sont donnés pour le  $t$  de Student, les fractiles  $\chi^2$  et  $F$  et le pourcentage des rangs médians.

TABLEAU I

*Distribution de  $t$  de Student*

Degrés de liberté $\nu$	$t_{0,90}$ ( $\nu$ )	$t_{0,95}$ ( $\nu$ )	Degrés de liberté $\nu$	$t_{0,90}$ ( $\nu$ )	$t_{0,95}$ ( $\nu$ )
2	1,89	2,92	14	1,34	1,76
3	1,64	2,35	16	1,34	1,75
4	1,53	2,13	18	1,33	1,73
5	1,48	2,02	20	1,33	1,72
6	1,44	1,94	25	1,32	1,71
7	1,41	1,89	30	1,31	1,70
8	1,40	1,86	40	1,30	1,68
9	1,38	1,83	60	1,30	1,67
10	1,37	1,81	100	1,29	1,66
12	1,36	1,78	$\infty$	1,28	1,64

Une interpolation linéaire pour les valeurs de  $\nu$  intermédiaires est suffisamment précise.

IECNORM.COM: Click to view the full PDF of IEC 60605-4:1986

## TABLES

Tables are given for the Student's  $t$ ,  $\chi^2$  and  $F$  fractiles and percentage median ranks.

TABLE I

*Student t distribution*

Degrees of freedom $\nu$	$t_{0.90}$ ( $\nu$ )	$t_{0.95}$ ( $\nu$ )	Degrees of freedom $\nu$	$t_{0.90}$ ( $\nu$ )	$t_{0.95}$ ( $\nu$ )
2	1.89	2.92	14	1.34	1.76
3	1.64	2.35	16	1.34	1.75
4	1.53	2.13	18	1.33	1.73
5	1.48	2.02	20	1.33	1.72
6	1.44	1.94	25	1.32	1.71
7	1.41	1.89	30	1.31	1.70
8	1.40	1.86	40	1.30	1.68
9	1.38	1.83	60	1.30	1.67
10	1.37	1.81	100	1.29	1.66
12	1.36	1.78	$\infty$	1.28	1.64

Linear interpolation for intermediate  $\nu$  values is sufficiently accurate.

TABLEAU II  
Distribution de  $\chi^2$

Degrés de liberté $\nu$	$\chi_{0,05}^2(\nu)$	$\chi_{0,90}^2(\nu)$	$\chi_{0,95}^2(\nu)$
2	0,10	4,61	5,99
4	0,71	7,78	9,49
6	1,64	10,65	12,59
8	2,73	13,36	15,51
10	3,94	15,98	18,31
12	5,23	18,55	21,03
14	6,57	21,06	23,69
16	7,96	23,54	26,30
18	9,39	25,99	28,87
20	10,85	28,41	31,41
22	12,34	30,81	33,92
24	13,85	33,20	36,42
26	15,38	35,56	38,89
28	16,92	37,92	41,34
30	18,49	40,26	43,77
32	20,09	42,57	46,17
34	21,70	44,88	48,57
36	23,30	47,19	50,96
38	24,91	49,50	53,36
40	26,51	51,81	55,76
42	28,16	54,08	58,11
50	34,76	63,17	67,51
52	36,45	65,42	69,82
60	43,19	74,40	79,08
62	44,90	76,63	81,37
70	51,74	85,53	90,53
72	53,47	87,74	92,80
80	60,39	96,58	101,88
82	62,14	98,78	104,13
90	69,13	107,57	113,15
92	70,89	109,76	115,39
100	77,93	118,50	124,34
102	79,74	120,65	126,53
110	86,96	129,25	135,30
112	88,77	131,40	137,50
120	96,00	140,00	146,27
122	97,81	142,15	148,46
200	168,28	226,02	233,99
$z_p =$	-1,64	+1,28	+1,64

L'interpolation linéaire des valeurs intermédiaires est suffisamment précise. Les valeurs de  $\nu = 2r + 2$  pour diverses valeurs entières de  $r$  sont incluses.

Pour des degrés de liberté de  $\nu$  supérieures on utilisera  $\chi_p^2(\nu) = [(z_p + \sqrt{2(\nu-1)})^2]/2$  où  $z_p$  est le pourcentage correspondant de la distribution normale réduite (fracile  $p$ ) donné au bas de chaque colonne.

TABLE II  
 $\chi^2$  distribution

Degrees of freedom $\nu$	$\chi_{0.05}^2 (\nu)$	$\chi_{0.90}^2 (\nu)$	$\chi_{0.95}^2 (\nu)$
2	0.10	4.61	5.99
4	0.71	7.78	9.49
6	1.64	10.65	12.59
8	2.73	13.36	15.51
10	3.94	15.98	18.31
12	5.23	18.55	21.03
14	6.57	21.06	23.69
16	7.96	23.54	26.30
18	9.39	25.99	28.87
20	10.85	28.41	31.41
22	12.34	30.81	33.92
24	13.85	33.20	36.42
26	15.38	35.56	38.89
28	16.92	37.92	41.34
30	18.49	40.26	43.77
32	20.09	42.57	46.17
34	21.70	44.88	48.57
36	23.30	47.19	50.96
38	24.91	49.50	53.36
40	26.51	51.81	55.76
42	28.16	54.08	58.11
50	34.76	63.17	67.51
52	36.45	65.42	69.82
60	43.19	74.40	79.08
62	44.90	76.63	81.37
70	51.74	85.53	90.53
72	53.47	87.74	92.80
80	60.39	96.58	101.88
82	62.14	98.78	104.13
90	69.13	107.57	113.15
92	70.89	109.76	115.39
100	77.93	118.50	124.34
102	79.74	120.65	126.53
110	86.96	129.25	135.30
112	88.77	131.40	137.50
120	96.00	140.00	146.27
122	97.81	142.15	148.46
200	168.28	226.02	233.99
$z_p =$	-1.64	+1.28	+1.64

Linear interpolation of intermediate values is sufficiently accurate. Values for  $\nu = 2r + 2$  for various integer  $r$  values are included.

For higher values of  $\nu$  use  $\chi_p^2 (\nu) = [(z_p + \sqrt{2\nu - 1})^2]/2$  where  $z_p$  is the corresponding standardized normal variate of the Gaussian (normal) distribution ( $p$ -fractile) given at the foot of each column.

TABLEAU III  
Distribution de F

Fractiles à 0,90

$v_2 \backslash v_1$	2	4	6	8	10	20	30	40	60	120	$\infty$
2	9,00	9,24	9,33	9,37	9,39	9,44	9,46	9,47	9,47	9,48	9,49
4	4,32	4,11	4,01	3,95	3,92	3,84	3,82	3,80	3,79	3,78	3,76
6	3,46	3,18	3,05	2,98	2,94	2,84	2,80	2,78	2,76	2,74	2,72
8	3,11	2,81	2,67	2,59	2,54	2,42	2,38	2,36	2,34	2,32	2,29
10	2,92	2,61	2,46	2,38	2,32	2,20	2,16	2,13	2,11	2,08	2,06
12	2,81	2,48	2,33	2,24	2,19	2,06	2,01	1,99	1,96	1,93	1,90
14	2,73	2,39	2,24	2,15	2,10	1,96	1,91	1,89	1,86	1,83	1,80
16	2,67	2,33	2,18	2,09	2,03	1,89	1,84	1,81	1,78	1,75	1,72
18	2,62	2,29	2,13	2,04	1,98	1,84	1,78	1,75	1,72	1,69	1,66
20	2,59	2,25	2,09	2,00	1,94	1,79	1,74	1,71	1,68	1,64	1,61
30	2,49	2,14	1,98	1,88	1,82	1,67	1,61	1,57	1,54	1,50	1,46
40	2,44	2,09	1,93	1,83	1,76	1,61	1,54	1,51	1,47	1,42	1,38
60	2,39	2,04	1,87	1,77	1,71	1,54	1,48	1,44	1,40	1,35	1,29
120	2,35	1,99	1,82	1,72	1,65	1,48	1,41	1,37	1,32	1,26	1,19
$\infty$	2,30	1,94	1,77	1,67	1,60	1,42	1,34	1,30	1,24	1,17	1,00

Fractiles à 0,95

$v_2 \backslash v_1$	2	4	6	8	10	20	30	40	60	120	$\infty$
2	19,00	19,20	19,30	19,40	19,40	19,40	19,50	19,50	19,50	19,50	19,50
4	6,94	6,39	6,16	6,04	5,96	5,80	5,75	5,72	5,69	5,66	5,63
6	5,14	4,53	4,28	4,15	4,06	3,87	3,81	3,77	3,74	3,70	3,67
8	4,46	3,84	3,58	3,44	3,35	3,15	3,08	3,04	3,01	2,97	2,93
10	4,10	3,48	3,22	3,07	2,98	2,77	2,70	2,66	2,62	2,58	2,54
12	3,89	3,26	3,00	2,85	2,75	2,54	2,47	2,43	2,38	2,34	2,30
14	3,74	3,11	2,85	2,70	2,60	2,39	2,31	2,27	2,22	2,18	2,13
16	3,63	3,01	2,74	2,59	2,49	2,28	2,19	2,15	2,11	2,06	2,01
18	3,55	2,93	2,66	2,51	2,41	2,19	2,11	2,06	2,02	1,97	1,92
20	3,49	2,87	2,60	2,45	2,35	2,12	2,04	1,99	1,95	1,90	1,84
30	3,32	2,69	2,42	2,27	2,16	1,93	1,84	1,79	1,74	1,68	1,62
40	3,23	2,61	2,34	2,18	2,08	1,84	1,74	1,69	1,64	1,58	1,51
60	3,15	2,53	2,25	2,10	1,99	1,75	1,65	1,59	1,53	1,47	1,39
120	3,07	2,45	2,18	2,02	1,91	1,66	1,55	1,49	1,43	1,35	1,25
$\infty$	3,00	2,37	2,10	1,94	1,83	1,57	1,46	1,39	1,32	1,22	1,00

Une interpolation linéaire pour les valeurs intermédiaires de  $v$  est suffisamment précise.

$v_1$ : Degrés de liberté pour le numérateur

$v_2$ : Degrés de liberté pour le dénominateur

TABLE III  
F distribution

## 0.90 fractiles

$v_2 \backslash v_1$	2	4	6	8	10	20	30	40	60	120	$\infty$
2	9.00	9.24	9.33	9.37	9.39	9.44	9.46	9.47	9.47	9.48	9.49
4	4.32	4.11	4.01	3.95	3.92	3.84	3.82	3.80	3.79	3.78	3.76
6	3.46	3.18	3.05	2.98	2.94	2.84	2.80	2.78	2.76	2.74	2.72
8	3.11	2.81	2.67	2.59	2.54	2.42	2.38	2.36	2.34	2.32	2.29
10	2.92	2.61	2.46	2.38	2.32	2.20	2.16	2.13	2.11	2.08	2.06
12	2.81	2.48	2.33	2.24	2.19	2.06	2.01	1.99	1.96	1.93	1.90
14	2.73	2.39	2.24	2.15	2.10	1.96	1.91	1.89	1.86	1.83	1.80
16	2.67	2.33	2.18	2.09	2.03	1.89	1.84	1.81	1.78	1.75	1.72
18	2.62	2.29	2.13	2.04	1.98	1.84	1.78	1.75	1.72	1.69	1.66
20	2.59	2.25	2.09	2.00	1.94	1.79	1.74	1.71	1.68	1.64	1.61
30	2.49	2.14	1.98	1.88	1.82	1.67	1.61	1.57	1.54	1.50	1.46
40	2.44	2.09	1.93	1.83	1.76	1.61	1.54	1.51	1.47	1.42	1.38
60	2.39	2.04	1.87	1.77	1.71	1.54	1.48	1.44	1.40	1.35	1.29
120	2.35	1.99	1.82	1.72	1.65	1.48	1.41	1.37	1.32	1.26	1.19
$\infty$	2.30	1.94	1.77	1.67	1.60	1.42	1.34	1.30	1.24	1.17	1.00

## 0.95 fractiles

$v_2 \backslash v_1$	2	4	6	8	10	20	30	40	60	120	$\infty$
2	19.00	19.20	19.30	19.40	19.40	19.40	19.50	19.50	19.50	19.50	19.50
4	6.94	6.39	6.16	6.04	5.96	5.80	5.75	5.72	5.69	5.66	5.63
6	5.14	4.53	4.28	4.15	4.06	3.87	3.81	3.77	3.74	3.70	3.67
8	4.46	3.84	3.58	3.44	3.35	3.15	3.08	3.04	3.01	2.97	2.93
10	4.10	3.48	3.22	3.07	2.98	2.77	2.70	2.66	2.62	2.58	2.54
12	3.89	3.26	3.00	2.85	2.75	2.54	2.47	2.43	2.38	2.34	2.30
14	3.74	3.11	2.85	2.70	2.60	2.39	2.31	2.27	2.22	2.18	2.13
16	3.63	3.01	2.74	2.59	2.49	2.28	2.19	2.15	2.11	2.06	2.01
18	3.55	2.93	2.66	2.51	2.41	2.19	2.11	2.06	2.02	1.97	1.92
20	3.49	2.87	2.60	2.45	2.35	2.12	2.04	1.99	1.95	1.90	1.84
30	3.32	2.69	2.42	2.27	2.16	1.93	1.84	1.79	1.74	1.68	1.62
40	3.25	2.61	2.34	2.18	2.08	1.84	1.74	1.69	1.64	1.58	1.51
60	3.15	2.53	2.25	2.10	1.99	1.75	1.65	1.59	1.53	1.47	1.39
120	3.07	2.45	2.18	2.02	1.91	1.66	1.55	1.49	1.43	1.35	1.25
$\infty$	3.00	2.37	2.10	1.94	1.83	1.57	1.46	1.39	1.32	1.22	1.00

Linear interpolation for intermediate  $v$  values is sufficiently accurate.

$v_1$ : Degrees of freedom for the numerator

$v_2$ : Degrees of freedom for the denominator

TABLEAU IV  
Rangs médians ( $P_{50}$  en pourcentage)

Ordre n° (i)	Taille de l'échantillon (n)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	50,0	29,2	20,6	15,9	12,9	10,9	9,4	8,3	7,4	6,6
2		70,7	50,0	38,5	31,3	26,4	22,8	20,1	17,9	16,2
3			79,3	61,4	50,0	42,1	36,4	32,0	28,6	25,8
4				84,0	68,6	57,8	50,0	44,0	39,3	35,5
5					87,0	73,5	63,5	55,9	50,0	45,1
6						89,0	77,1	67,9	60,6	54,8
7							90,5	79,8	71,3	64,4
8								91,7	82,0	74,1
9									92,5	83,7
10										93,3

Ordre n° (i)	Taille de l'échantillon (n)									
	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1	6,1	5,6	5,1	4,8	4,5	4,2	3,9	3,7	3,5	3,4
2	14,7	13,5	12,5	11,7	10,9	10,2	9,6	9,1	8,6	8,2
3	23,5	21,6	20,0	18,6	17,4	16,3	15,4	14,5	13,8	13,1
4	32,3	29,7	27,5	25,6	23,9	22,4	21,1	20,0	18,9	18,0
5	41,1	37,8	35,0	32,5	30,4	28,5	26,9	25,4	24,1	22,9
6	50,0	45,9	42,5	39,5	36,9	34,7	32,7	30,9	29,3	27,8
7	58,8	54,0	50,0	46,5	43,4	40,8	38,4	36,3	34,4	32,7
8	67,6	62,1	57,4	53,4	50,0	46,9	44,2	41,8	39,6	37,7
9	76,4	70,2	64,9	60,4	56,5	53,0	50,0	47,2	44,8	42,6
10	85,2	78,3	72,4	67,4	63,0	59,1	55,7	52,7	50,0	47,5
11	93,8	86,4	79,9	74,3	69,5	65,2	61,5	58,1	55,1	52,4
12		94,3	87,4	81,3	76,0	71,4	67,2	63,6	60,3	57,3
13			94,8	88,2	82,5	77,5	73,0	69,0	65,5	62,2
14				95,1	89,0	83,6	78,8	74,5	70,6	67,2
15					95,4	89,7	84,5	79,9	75,8	72,1
16						95,7	90,3	85,4	81,0	77,0
17							96,0	90,8	86,1	81,9
18								96,2	91,3	86,8
19									96,4	91,7
20										96,5

Pour les valeurs supérieures de  $n$  et  $i$ , utiliser la formule:

$$P_{50} = 100 \left( \frac{i - 0,3}{n + 0,4} \right)$$

TABLE IV  
Median ranks ( $P_{50}$  in per cent)

Order No. ( $i$ )	Sample size ( $n$ )									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	50.0	29.2	20.6	15.9	12.9	10.9	9.4	8.3	7.4	6.6
2		70.7	50.0	38.5	31.3	26.4	22.8	20.1	17.9	16.2
3			79.3	61.4	50.0	42.1	36.4	32.0	28.6	25.8
4				84.0	68.6	57.8	50.0	44.0	39.3	35.5
5					87.0	73.5	63.5	55.9	50.0	45.1
6						89.0	77.1	67.9	60.6	54.8
7							90.5	79.8	71.3	64.4
8								91.7	82.0	74.1
9									92.5	83.7
10										93.3

Order No. ( $i$ )	Sample size ( $n$ )									
	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1	6.1	5.6	5.1	4.8	4.5	4.2	3.9	3.7	3.5	3.4
2	14.7	13.5	12.5	11.7	10.9	10.2	9.6	9.1	8.6	8.2
3	23.5	21.6	20.0	18.6	17.4	16.3	15.4	14.5	13.8	13.1
4	32.3	29.7	27.5	25.6	23.9	22.4	21.1	20.0	18.9	18.0
5	41.1	37.8	35.0	32.5	30.4	28.5	26.9	25.4	24.1	22.9
6	50.0	45.9	42.5	39.5	36.9	34.7	32.7	30.9	29.3	27.8
7	58.8	54.0	50.0	46.5	43.4	40.8	38.4	36.3	34.4	32.7
8	67.6	62.1	57.4	53.4	50.0	46.9	44.2	41.8	39.6	37.7
9	76.4	70.2	64.9	60.4	56.5	53.0	50.0	47.2	44.8	42.6
10	85.2	78.3	72.4	67.4	63.0	59.1	55.7	52.7	50.0	47.5
11	93.8	86.4	79.9	74.3	69.5	65.2	61.5	58.1	55.1	52.4
12		94.3	87.4	81.3	76.0	71.4	67.2	63.6	60.3	57.3
13			94.8	88.2	82.5	77.5	73.0	69.0	65.5	62.2
14				95.1	89.0	83.6	78.8	74.5	70.6	67.2
15					95.4	89.7	84.5	79.9	75.8	72.1
16						95.7	90.3	85.4	81.0	77.0
17							96.0	90.8	86.1	81.9
18								96.2	91.3	86.8
19									96.4	91.7
20										96.5

For higher values of  $n$  and  $i$  use the formula:

$$P_{50} = 100 \left( \frac{i - 0.3}{n + 0.4} \right)$$

TABLEAU V

*Multiplicateurs pour obtenir les limites de confiance*

<i>r</i>	<i>MTTF/MTBF</i>			<i>Taux de défaillances</i>		
	<i>M</i> (5%)	<i>M</i> (90%)	<i>M</i> (95%)	<i>M</i> (5%)	<i>M</i> (90%)	<i>M</i> (95%)
1	19,417	0,257	0,210	0,051	3,889	4,743
2	5,625	0,375	0,317	0,177	2,662	3,147
3	3,669	0,449	0,386	0,272	2,226	2,584
4	2,927	0,500	0,436	0,341	1,997	2,288
5	2,538	0,539	0,475	0,394	1,854	2,103
6	2,296	0,569	0,506	0,435	1,755	1,974
7	2,130	0,594	0,532	0,469	1,681	1,878
8	2,009	0,615	0,554	0,497	1,624	1,804
9	1,916	0,633	0,573	0,521	1,578	1,745
10	1,843	0,649	0,589	0,542	1,540	1,695
11	1,782	0,662	0,604	0,560	1,509	1,655
12	1,732	0,674	0,617	0,577	1,481	1,620
13	1,690	0,685	0,628	0,591	1,458	1,590
14	1,654	0,695	0,639	0,604	1,437	1,563
15	1,622	0,704	0,649	0,616	1,419	1,538
16	1,592	0,713	0,658	0,627	1,402	1,517
17	1,566	0,720	0,667	0,638	1,387	1,498
18	1,545	0,727	0,674	0,647	1,375	1,482
19	1,525	0,733	0,681	0,655	1,363	1,467
20	1,508	0,739	0,688	0,662	1,351	1,452
25	1,438	0,764	0,716	0,695	1,308	1,396
30	1,389	0,782	0,727	0,719	1,277	1,356
35	1,352	0,797	0,754	0,739	1,253	1,325
40	1,324	0,809	0,768	0,754	1,234	1,301
45	1,301	0,819	0,779	0,768	1,219	1,282
50	1,283	0,828	0,790	0,779	1,206	1,265
55	1,264	0,837	0,800	0,790	1,194	1,250
60	1,249	0,844	0,808	0,800	1,184	1,237

IECNORM.COM: Click to view the full PDF document 60605-4:1985

TABLE V  
Multipliers to obtain confidence limits

<i>r</i>	MTTF/MTBF			Failure rate		
	<i>M</i> (5%)	<i>M</i> (90%)	<i>M</i> (95%)	<i>M</i> (5%)	<i>M</i> (90%)	<i>M</i> (95%)
1	19.417	0.257	0.210	0.051	3.889	4.743
2	5.625	0.375	0.317	0.177	2.662	3.147
3	3.669	0.449	0.386	0.272	2.226	2.584
4	2.927	0.500	0.436	0.341	1.997	2.288
5	2.538	0.539	0.475	0.394	1.854	2.103
6	2.296	0.569	0.506	0.435	1.755	1.974
7	2.130	0.594	0.532	0.469	1.681	1.878
8	2.009	0.615	0.554	0.497	1.624	1.804
9	1.916	0.633	0.573	0.521	1.578	1.745
10	1.843	0.649	0.589	0.542	1.540	1.695
11	1.782	0.662	0.604	0.560	1.509	1.655
12	1.732	0.674	0.617	0.577	1.481	1.620
13	1.690	0.685	0.628	0.591	1.458	1.590
14	1.654	0.695	0.639	0.604	1.437	1.563
15	1.622	0.704	0.649	0.616	1.419	1.538
16	1.592	0.713	0.658	0.627	1.402	1.517
17	1.566	0.720	0.667	0.638	1.387	1.498
18	1.545	0.727	0.674	0.647	1.375	1.482
19	1.525	0.733	0.681	0.655	1.363	1.467
20	1.508	0.739	0.688	0.662	1.351	1.452
25	1.438	0.764	0.716	0.695	1.308	1.396
30	1.389	0.782	0.737	0.719	1.277	1.356
35	1.352	0.797	0.754	0.739	1.253	1.325
40	1.324	0.809	0.768	0.754	1.234	1.301
45	1.301	0.819	0.779	0.768	1.219	1.282
50	1.283	0.828	0.790	0.779	1.206	1.265
55	1.264	0.837	0.800	0.790	1.194	1.250
60	1.249	0.844	0.808	0.800	1.184	1.237

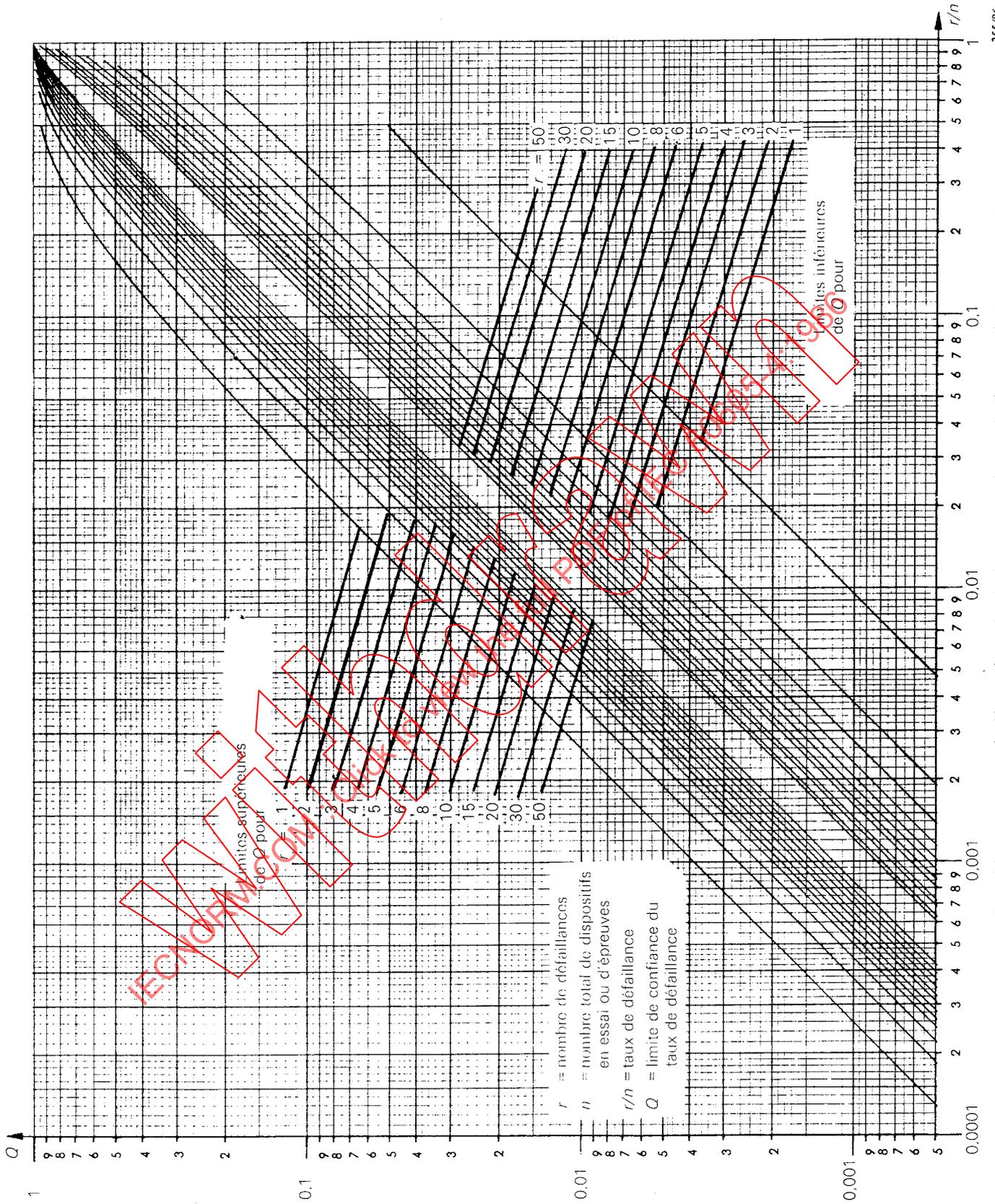


FIG. 5. — Graphique servant à déterminer la limite de confiance inférieure à 90% pour le pourcentage de succès  $R (= 1 - O)$ , donné par la valeur limite supérieure de  $O$ .