

**REVUE BELGE DE STATISTIQUE
ET DE RECHERCHE OPERATIONNELLE**

**Vol. 3 - N° 2
OCTOBRE 1962**

**BELGISCH TIJDSCHRIFT VOOR STATISTIEK
EN OPERATIONEEL ONDERZOEK**

**Vol. 3 - N° 2
OCTOBER 1962**

La « Revue Belge de Statistique et de Recherche Opérationnelle » est publiée par les Sociétés suivantes :

SOGESCI. — Société Belge pour l'Application des Méthodes scientifiques de Gestion.

Secrétariat : 66, rue de Neufchâtel, Bruxelles 6. Tél. 37.19.76.

S.B.S. — Société Belge de Statistique. Siège social : 44, rue de Louvain, Bruxelles.

Secrétariat : 44, rue de Louvain, Bruxelles.

Comité de Direction

E. DE GRANDE, Docteur en Sciences, Theophiel Reynlaan, 53, Mortsel.

S. MORNARD, Licencié en Sciences, rue Souveraine, 51, Bruxelles 5.

R. SNEYERS, Docteur en Sciences, Météorologiste adjoint à l'Institut Royal Météorologique de Belgique, 68, rue Copernic, Bruxelles 18.

Comité de Screening

A. HEYVAERT, Ingénieur civil, 3, Val-Fleuri, Dilbeek.

R. SNEYERS, Docteur en Sciences, Météorologiste adjoint à l'Institut Royal Météorologique de Belgique, 68, rue Copernic, Bruxelles 18.

Rédaction

R. SNEYERS, Docteur en Sciences, Météorologiste adjoint à l'Institut Royal Météorologique de Belgique, 68, rue Copernic, Bruxelles 18.

Secrétariat

J.H. LENTZEN, 66, rue de Neufchâtel, Bruxelles 6 - Tél. 37.19.76.

Het « Belgisch Tijdschrift voor Statistiek en Operationeel Onderzoek » wordt uitgegeven door de volgende Verenigingen :

SOGESCI. — Belgische Vereniging voor Toepassing van Wetenschappelijke Methodes in het Bedrijfsbeheer.

Secretariaat : Neufchâtelstraat 66, Brussel 6. Tel. 37.19.76.

S.B.S. — Belgische Vereniging voor Statistiek.

Maatschappelijke zetel : 44, Leuvensestraat, Brussel.

Secretariaat : 44, Leuvensestraat, Brussel.

Directie Comité

E. DE GRANDE, Dr in de Wetenschappen, Theophiel Reynlaan, 53, Mortsel.

S. MORNARD, Lic. in de Wetenschappen, Souverainestraat, 51, Brussel 5.

R. SNEYERS, Dr in de Wetenschappen, Adjunct-Meteoroloog bij het Koninklijk Meteorologisch Instituut van België, Copernicusstraat, 68, Brussel 18.

Screening Comité

A. HEYVAERT, Burgerlijk Ingenieur, Bloemendal, 3, Dilbeek.

R. SNEYERS, Dr in de Wetenschappen, Adjunct-Meteoroloog bij het Koninklijk Meteorologisch Instituut van België, Copernicusstraat, 68, Brussel 18.

Redactie

R. SNEYERS, Dr in de Wetenschappen, Adjunct-Meteoroloog bij het Koninklijk Meteorologisch Instituut van België, Copernicusstraat, 68, Brussel 18.

Secretariaat

J.H. LENTZEN, 66 Neufchâtelstraat, Brussel 6 - Tel. 37.19.76.

REVUE BELGE DE STATISTIQUE ET DE RECHERCHE OPERATIONNELLE

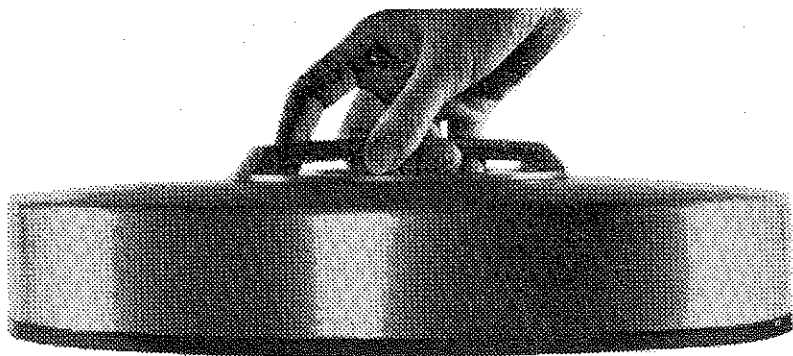
VOL. 3 - N° 2 - OCTOBRE 1962

VOL. 3 - Nr 2 - OCTOBER 1962

SOMMAIRE — INHOUD

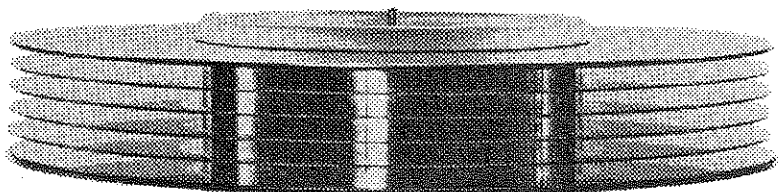
E.J. GUMBEL. — Statistical theory of extreme values	3
R.G. GROSZMANN. — Sur une analyse économétrique de l'accroissement du produit national brut dans différents pays . . .	13
Sixième conférence internationale de l'organisation européenne pour le contrôle de qualité (EOQC)	27

BELGISCH TIJDSCHRIFT VOOR STATISTIEK
EN OPERATIONEEL ONDERZOEK



Ceci "vaut" 25.000 cartes perforées...

(ou, encore, deux millions de chiffres ou de lettres).



C'est le "DISPAC", nouvelle mémoire, amovible, d'un nouvel ordinateur IBM.

On dirait une pile de disques de "juke-box" mais là s'arrête la ressemblance : ces petits disques-ci, magnétiques, enregistrent des informations de gestion, par millions ; et d'une main, d'un geste, on remplace cette pile par une autre.

Cela fait du nouvel ordinateur IBM 1440, un ordinateur économique spécialement conçu pour mettre à la portée d'un nombre accru d'entreprises les méthodes de travail des grands ensembles électroniques.

L'IBM 1440 est un système de traitement de l'information complet : il prend le relais des machines à cartes perforées et va bien plus loin. Il accélère les travaux administratifs et comptables... "saute" d'une application à une autre et peut, de ce fait, prendre en charge, à tout instant, une tâche urgente imprévue. Le 1440 fournit les rapports spé-

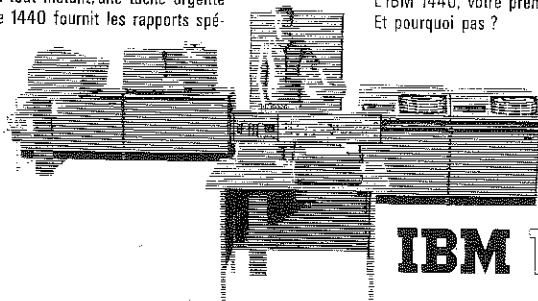
ciaux destinés à donner aux interventions de la direction une efficacité accrue, en attirant son attention sur les seuls faits qui la requièrent. Et ce, à point nommé. C'est automatiquement que sont mises à jour toutes les situations intéressées, si l'une d'entre elles vient à changer. Par ailleurs, toute donnée mise en mémoire se localise et s'imprime en clair, en quelques secondes.

Stocks atteignant leur niveau d'alerte, dépassements de crédits et autres anomalies ? Le 1440 les signale immédiatement. Automatiquement.

Chacune de ses piles de disques peut contenir deux millions de caractères et même davantage. C'est la pleine capacité d'enregistrement de 25.000 cartes perforées. Les "Dispacs" sont interchangeables, donnant ainsi des possibilités, pratiquement illimitées, de stockage d'informations.

L'IBM 1440, votre premier ordinateur ?

Et pourquoi pas ?



IBM 1440

STATISTICAL THEORY OF EXTREME VALUES (*)

a short summary by

E.J. GUMBEL, Columbia University

1. Definitions.

To a continuous statistical variable X correspond the probability functions

$$F(x) = \text{Prob}(X < x); \quad P(x) = \text{Prob}(X \geq x)$$

The derivative $f(x) = F'(x)$ is called the density function. Two distributions are said to be mutually symmetrical if

$$F_1(x) = 1 - F_1(-x)$$

The *intensity function* $\mu(x) \geq 0$ is defined as the logarithmic derivative of the probability function. The *return period* $T(x)$ of a value greater than x is defined for observations equidistant in time or another measure by

$$T(x) = \frac{1}{1 - F(x)} > 1$$

This function increases with x .

A connected notion is the characteristic largest among n values u_n defined by

$$F(u_n) = 1 - 1/n$$

which increases with $\lg n$. The intensity function at $x = u_n$ is written:

$$\mu(u_n) \equiv \alpha_n = n f(u_n)$$

(*) Conférence faite à la Société belge de Statistique le 18 juin 1962.

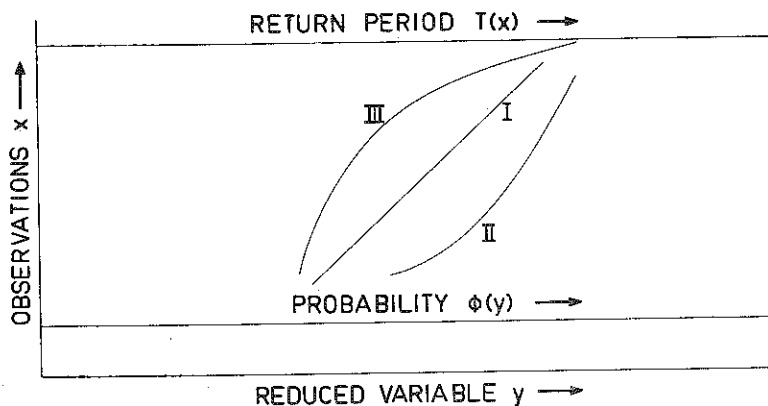
Let $\alpha (> 0)$ and θ be parameters, and let y be a reduced variable such that

$$y = \alpha(x - \theta)$$

then

$$F[\alpha(x - \theta)] = \Phi(y)$$

A probability paper consists of a scheme such as in graph 1.



Graph 1.

The m th among n observations x_m , arranged in increasing order of magnitude, is plotted at

$$F(x_m) = \frac{m}{n+1}$$

The return period scale serves for forecasting for large values of x , the probability for the interval $0.32T$ to $3.31T$ is: 0,6827 as for $E(x) \pm \sigma$ in the normal distribution. This theorem leads to distribution free control intervals.

2. Exact Theory.

The probability $w(n, m, N, x)$ that the m th among n observations ordered in decreasing magnitude is exceeded x times in N future observations taken from the same population is

$$w(n, m, N, x) = \binom{n}{m} \binom{N}{x} m / \binom{n+N}{m+x} \quad \begin{matrix} 1 \leq m \leq n \\ 0 \leq x \leq N \end{matrix}$$

The mean number of exceedances is

$$E(x) = mN/(n+1)$$

The median number $\check{x}$ in the case $N = n$ is $\check{x} = (m - 1)$. A forecast of the number of exceedances is more precise for the largest than for the median observation. If $N = n$ is large, and $m = p/(N + 1)$, the distribution becomes normal. If $N = n$ is large, and m remains fixed, the corresponding law of rare exceedances

$$w(m, x) = \binom{x + m - 1}{x} \left(\frac{1}{2}\right)^{m+x}$$

is similar to Poisson's law. These methods of forecasting the number of exceedances are quite general, because no knowledge of the initial distribution is required.

The exact probability functions $\Phi_n(x)$ and $\pi_n(x)$ of the largest, and the smallest, of n independent observations are

$$\Phi_n(x) = F^n(x); \quad \pi_n(x) = P^n(x)$$

If the initial distribution is symmetrical, then the distribution of the largest value is symmetrical to the distribution of the smallest one. More generally, to any distribution of the largest value, we can construct a corresponding distribution of the smallest value (symmetry principle). For consecutive values of n , the curves $F(x)$ representing n are shifted to the right. Since the density function $\varphi_n(x)$ at $x = \mu_n$ is

$$\varphi_n(\mu_n) = \alpha_n/e$$

the curves $F^n(x)$ become more (less) concentrated if the extremal intensity α_n increases (decreases) with n . In the first (second) case the precision of a largest value increases (decreases) with the sample size n from which it is taken. The analytical properties of $\Phi_n(x)$ and $\pi_n(x)$ depend only on the properties of the initial distribution for large (and small) values of x .

For any continuous distribution (possessing the first two moments) the expected largest value $E(x_n)$ increases more slowly than $\sqrt{n/2}$ times the initial standard deviation and more slowly than $1/2 \sqrt{n}$ for symmetrical distributions. At the characteristic largest value, the probability function becomes, even for moderate sample sizes,

$$\Phi_n(\mu_n) = 1/e$$

Therefore, the median largest value $\tilde{x}_n$ exceeds the characteristic one. If Hopital's Rule holds for large x , in the form

$$\mu(x) \rightarrow - \frac{d \lg f(x)}{dx}$$

(distributions of the exponential type), the modal largest value $\tilde{x}_n$ converges to the characteristic largest value u_n .

For the uniform distribution

$$f(x) = 1/\theta; \quad 0 \leq x \leq \theta$$

the estimation of θ from the largest value is more precise than from the mean.

Numerous tables of the probability and density functions, the expectation, median and variance of the largest values as functions of n exist for the normal distribution (Pearson). Similar tables can easily be constructed for the exponential, log normal and gamma distributions. The following table gives some values of the characteristic largest value u_n and the extremal intensity function α_n .

	Distribution:		
	exponential	logistic	normal
Characteristic largest value u_n	$\lg n$	$\lg n$	$\sqrt{2} \lg .4 n$
Extremal intensity α_n	1	$\rightarrow 1$	$\rightarrow u_n$

For a known initial distribution, the exact distribution of extreme values for n observations gives a simple criterion for the rejection of outliers.

3. Asymptotic Theory.

The problem is: how does $\Phi_n(x)$ behave if n and therefore x increase? This was studied first, on a purely numerical basis, for the normal distribution but no analytical results of general validity were obtained. The exponential distribution is a better starting point. Different authors (Fréchet, Mises, Gnedenko, Gumbel) have used different methods to obtain the asymptotic probability function requesting different conditions on the analytic nature of the initial distribution. As shown in the following table distinctions have to be made for three classes of initial distribution, namely the exponential, the Cauchy, and the limited type. The first two are unlimited in the direction of the extreme. For the Cauchy distribution the moments of an order $l \geq k$ do not exist.

The usual derivation (Fisher and Tippett and Jenkinson) is based on the stability postulate which requires that the maximum of the largest value should have the same distribution as the largest value itself except for a linear transformation of the variable. There are three, and only three, asymptotic distributions of extremes shown in the tables in the form $-\lg \Phi(x)$ and $-\lg \pi(x)$.

The three asymptotic distributions of largest values.

Name	$-\lg \Phi(x)$	Variation	Conditions
exponential	$\exp [-\alpha (x - \theta)]$	$-\infty < x < +\infty$	$\mu(x) \rightarrow -\frac{d \lg f(x)}{dx}$
Cauchy	$\left(\frac{x - \varepsilon}{\theta - \varepsilon}\right)^{-k}$	$x \geq \varepsilon, k > 0$ $\theta > \varepsilon$	$(x - 2) \mu(x) \rightarrow k$
limited	$\left(\frac{\omega - x}{\omega - \theta}\right)^k$	$x \leq \omega, k > 0$ $\omega > \theta$	$\frac{\mu(x)}{\omega - x} \rightarrow k$

The parameters here are chosen in such a way that ω and ε stand for the upper and lower limits and

$$\Phi(\theta) = 1/e$$

The parameter θ which corresponds to u_n is again called the characteristic largest value.

The symmetry principle leads to the three corresponding expressions for smallest values. Let $\pi(x)$ be the probability of the smallest value to exceed x .

Then

$$\begin{array}{l} \text{exponential type} \\ \text{Cauchy type} \\ \text{limited type} \end{array} \quad -\lg \pi(x) \quad \left\{ \begin{array}{l} = \exp [\alpha (x - \theta)] \quad -\infty < x < \infty \\ = \left(\frac{\omega - x}{\omega - \theta}\right)^{-k} \quad \omega \geq x, \omega > \theta, k > 0 \\ = \left(\frac{x - \varepsilon}{\theta - \varepsilon}\right)^k \quad x \geq \varepsilon, \theta > \varepsilon, k > 0 \end{array} \right.$$

with the same conditions on the parameters.

For the first type, the moment-generating functions for the variable $y = \alpha(x - \theta)$ are

$$C_n(t) = \Gamma(1 - t), \quad C_1(t) = \Gamma(1 + t)$$

for the largest and smallest values, respectively. If an extreme value has an asymptotic distribution, then the standardized values $(x_n - \bar{x})/s$ and $(\bar{x} - x_1)/s$ have the same asymptotic distribution. Here $\bar{x}$ and s stand for the sample mean and standard deviation.

Although the asymptotic distributions of extremes were first established for independent observations it can be shown that they also hold for observations where m consecutive observations are dependent provided that m is very small compared to n . Another important theorem states that the two extremes are asymptotically independent. The same holds for the m th extremes, i.e., the second, third, etc., value from the top and the bottom. Under certain conditions the extremes are independent of the sample quantiles. It is not yet known under what conditions the extremes are independent of the sample mean.

The theory has recently been generalized into more than one dimension. However, bivariate distributions are not determined by their margins. Therefore, we can only expect to find families of bivariate extremal distributions.

Let

$$-\lg \Phi(x) = \xi; \quad -\lg \Phi(y) = \eta; \quad -\lg \Phi(x, y) = \zeta$$

and let

$$t = \xi/\eta$$

the the general form for bivariate distributions given by Geffroy is

$$\zeta = \eta + \eta g(t)$$

where g is an increasing convex function which behaves asymptotically like a straight line. Only two special cases are known which can be written down explicitly as functions of the marginal distributions, namely

$$\zeta^m = \xi^m + \eta^m; \quad m \geq 1$$

and

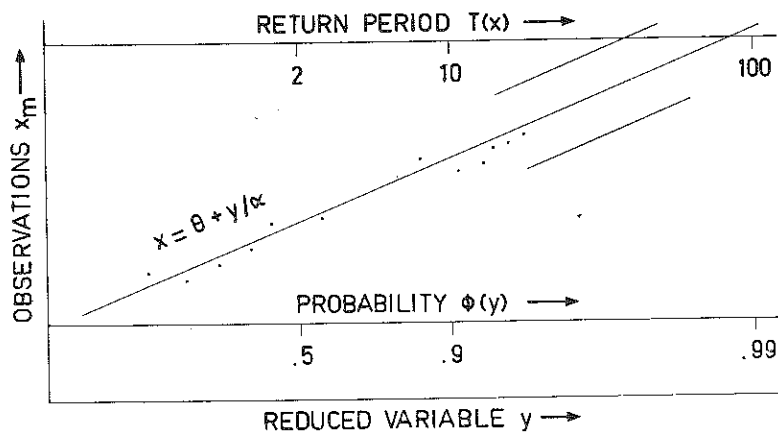
$$\zeta = \xi + \eta - a(1/\xi + 1/\eta)^{-1}; \quad 0 \leq a \leq 1$$

The cases $m = 1$ and $a = 0$ stand for independence.

4. Technical Applications.

In many technical problems, it is not the mean but the extreme values which is of decisive importance. A bridge must not only withstand the

mean discharge of a river, but its largest value to be expected within a given period. A building must withstand the strongest wind to be expected within a given period, represented on the return period scale. If we know the initial distribution and if the sample from which the observed extremes were taken is small, we have to use the exact theory for the analysis of the observations and the forecast. If we know only the type of initial distribution and the sample is large we have to use asymptotic theory. In most cases some reasonable assumption about the type of the initial distribution can be made. In many practical applications, however, the initial distribution is unknown and the only observations available are the extremes themselves. In aeronautics, there are many measuring devices which give only the extreme values. The extremal probability paper (see graph 2) then gives a criterion indicating which of the three types should be chosen for the analysis of observed extremes.



Graph 2.

In the first and second asymptotic distributions of largest values, there is no upper limit. Therefore, it does not make sense to speak of a maximum, but only of the maximum which is the most probable one to be reached within a given time. In the first distribution, the maxima increase as a linear function of the return period. In the second one, the logarithm of the maxima increase as a linear function of the return period, which may be identified with the number of years in hydrological or climatological problems, or with the number of traverses of about the same length in aerodynamical applications.

Many observations have confirmed the validity of the theory. The first asymptotic distribution of largest values holds for the oldest ages at death, floods, i.e., the largest annual discharges of a river, the largest rain-falls, the largest atmospheric pressures, the largest temperatures, largest snowfalls, the size of boulders in a sand pit, wind speeds, gusts, acceleration increments, effective gust velocities, maximum air speeds and similar aerodynamic phenomena. However, in certain cases, especially for the floods and the wind speeds, a good approximation is also reached by the use of the second distribution.

The third asymptotic distribution of largest values which possesses an upper limit has not yet found practical applications.

The first asymptotic distribution of smallest values has been successfully applied to the minima of the atmospheric pressures, minima of temperatures, the breaking strengths of rubber, the breakdown of voltages in capacitors. The third asymptotic distribution of smallest values holds for the annual drougths of a river, for static and dynamic breaking strengths, for fatigue failure, wave heights and the stresses on ships and airplanes. In application to breaking strengths and fatigue failure, the probability function is interpreted as a lifetable function. The use of this distribution leads to a statistical estimation of the minimum life, i.e., the number of cycles before which no fracture occurs, and of the endurance limit, the stress so small that the specimen tested may survive an infinity of cycles. The estimation of these values, which cannot be observed, is decisive for the safety of structures. This author strongly doubts the validity of the estimations of the endurance limit based on non-statistical procedures.

SHORT BIBLIOGRAPHY

- N.A. BARRICELLI : Les plus grands et les plus petits maxima ou minima annuels d'une variable climatique, *Arch. Math. Natur.* 46 (Oslo 1943).
- J.J. DRONKERS : Approximate formulæ for the statistical distribution of extreme values, *Biometrika*, 45 (1958) pp. 447-470.
- R.A. FISHER and L.C.H. TIPPETT : Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample, *Proc. Cambridge Phil. Soc.* 24, Pt. 2, pp. 180-190 (April 1928).
- Y.C. FUNG : Statistical Aspects of Dynamic Loads, *Inst. of Aeronautical Sciences*, preprint 376, (1952) New York.
- J. GEFFROY : Contributions à la théorie des valeurs extrêmes. *Publ. Inst. Statist. Paris*, 7 (1958), pp. 37-121, Vol. 8 (1959), pp. 123-184.
- B. GNEDENKO : Sur la distribution limite du terme maximum d'une série aléatoire, *Ann. Math.* (2) 44, pp. 423-453, 1943.

- E.J. GUMBEL : La durée extrême de la vie humaine, Hermann et Cie (520) Paris, 1937, Actualités scientifiques et industrielles.
- E.J. GUMBEL : Statistical theory of extreme values and some practical applications, US Commerce Dept, National Bureau of Standards, Applied Math. Series no. 33 (1954).
- Statistical theory of floods and droughts, J. Inst. Water Engineers, London, 12 (1958), pp. 157-184.
- Communications on the statistical theory of floods and droughts, Journ. Inst. of Water Engineers, 13, no. 1, Feb 1959.
- Statistical theory of breaking strength and fatigue failure, Bull. Intl. Stat. Inst. 38, pt. 3 Tokyo (1961).
- Statistics of extremes, Columbia Univ. Press, 1958, 1960, New York (375 pages).
- Extreme values in aeronautics, with P.G. Carlson, Journ. Aeronautical Sciences, 21, pp. 389-398, New York 1954.
- M. FRECHET : Sur la loi de probabilité de l'écart maximum, Ann. Soc. Polonaise Math. Cracovie 6, pp. 93-116 (1927).
- A.M. FREUDENTHAL and E.J. GUMBEL : Physical and statistical aspects of fatigue, Advanc. Appl. Mech. 4 (1956), pp. 117-158.
- A.F. JENKINSON : The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements. Q.J. Royal Meteor. Soc., 87, p. 158.
- R. von MISES : La distribution de la plus grande de n valeurs, Revue Math. l'Union Interbalkanique 1, pp. 1-20 (Athens 1936).
- National Bureau of Standards : Probability tables for the analysis of extreme-value data, Appl. Math. Ser. 22, US Dept. Commerce (1953).
- K. PEARSON : Tables for statisticians and biometricians. Vol. 2, London (1931).
- E.S. PEARSON and H.O. HARTLEY : Biometrika tables for statisticians, Cambridge Univ. Press (1954).
- M. SHINOZUKA and A.M. FREUDENTHAL : Structure safety under conditions of ultimate load failure and fatigue WADD Tech. Report 61-177 (US Dept. of Commerce) 1961.
- C.J. VELZ and J.J. GANNON : Drought flow of Michigan streams, Mich. Water Resources Comm. (1960).
- WEIBULL, W. : Statistical evaluation of data from fatigue and creep rupture tests: fundamental concepts and general methods, WADD Tech. Rept. 59-400, pt. I (US Dept. of Commerce) 1959.
- A statistical representation of fatigue failures in solids, Kungl. Tekniska Hogskolans Handlingar 27 (1949).

SUR UNE ANALYSE ECONOMETRIQUE DE L'ACCROISSEMENT DU PRODUIT NATIONAL BRUT DANS DIFFERENTS PAYS (*)

par R.G. GROSZMANN,

Union des Exploitations électriques en Belgique.

Il est commun de rappeler que les préoccupations de tous ceux qui s'intéressent à l'économie (de quelque milieu que ce soit) se polarisent, se concentrent sur le problème de la croissance économique. Il est d'ailleurs tout aussi commun d'affirmer qu'il n'est plus possible de laisser évoluer l'expansion d'une nation au gré de la résultante de ses lignes de force spontanées. La nécessité d'une action générale et harmonieuse s'impose donc de toute évidence.

Si la stratégie conduit à l'action, pour bien la conduire, il faut d'abord qu'elle la précède. Cette stratégie peut nous être enseignée partiellement par la théorie économique. Le but d'une théorie de la croissance économique est de préciser la nature des variables qui déterminent finalement le taux d'accroissement du niveau général de la production. Elle permet de mieux comprendre pourquoi certaines sociétés progressent plus vite que d'autres.

Cette progression peut se mesurer par l'intermédiaire du produit national brut, c'est-à-dire la valeur des biens et services produits par l'économie durant la période envisagée. En schématisant, on peut dire que trois groupes de facteurs influencent ce taux d'évolution :

- la propension à l'épargne avec comme liaison le taux d'accumulation de capital, d'où le niveau des investissements,
- le flux des inventions et des innovations, soit le progrès technique,
- le développement démographique.

Mais, nous ne nous intéresserons ici, uniquement qu'au problème des investissements. En fait, la question que nous nous posons se présente comme suit : *le rythme d'expansion économique est-il conditionné par le niveau des investissements ?* ou encore : les pays à croissance élevée sont-ils les mêmes que ceux qui investissent beaucoup ?

(*) Conférence faite à la section d'économétrie de la Société belge de Statistique.

Il est possible d'apprécier l'évolution du PNB grâce à une fonction mathématique. A cet égard, nous pouvons distinguer deux optiques, deux types de formulation :

— d'une part, Cobb-Douglas : $Y = a L^b K^c e^{vt} N^{-1}$

où Y est le produit national brut par tête,

L la quantité de travail exprimée en heures de travail,

K la quantité de capital,

N la population,

v le taux d'accroissement annuel du progrès technique,

t le temps.

Pour la Belgique, il a été suggéré que les valeurs correspondantes des paramètres soient les suivantes : $b = 2/3$ et $c = 1/3$ (*). Nous constatons que $b + c = 1$. La formule admet le principe de la substitution des facteurs de production. Si on réduit L, on peut augmenter K dans une certaine proportion de manière à conserver un même Y, et inversement. La prime technologique peut donc se manifester autrement que par les investissements.

— d'autre part, dans la formule de Johanssen au contraire, le progrès technique intervient principalement par les investissements :

$$\Delta Y = p_1 \Delta L + p_2 I_b$$

où ΔY = l'accroissement du produit national brut,

p_1 = la productivité marginale du travail,

ΔL = l'accroissement du nombre d'heures de travail prestées,

p_2 = la productivité marginale de l'investissement brut,

I_b = les investissements bruts.

Il est intéressant de lire à ce propos l'article intitulé « L'insuffisance des investissements, motif de l'insuffisance de l'expansion belge » publié dans les Cahiers Economiques de Bruxelles d'octobre dernier, compte rendu d'un colloque tenu les 6 mai et 17 juin 1961. Il ne nous appartient pas actuellement de rediscuter des problèmes qui y ont été abordés.

De nombreuses prises de position ont déjà été adoptées quant à l'influence du niveau des investissements. La divergence partielle des opinions exprimées implique qu'il y réside un problème dont on ne sait de façon formelle, de quelle manière il convient de le résoudre. J'ose espérer que vous n'attendez pas de moi cette solution, donc *la* solution..

(*) Cahiers Economiques de Bruxelles, n° 12, p. 495.

Je me permettrai de vous présenter une étude faite l'an passé, ainsi que les conclusions premières que nous avons cru pouvoir en tirer. Cette étude avait pour objet d'établir une relation entre, d'une part, l'accroissement du produit national brut, et d'autre part, les investissements et l'accroissement de la population active dans différents pays pour une période déterminée.

Il serait fort utile, si de votre côté, après l'exposé des résultats et conclusions, vous émettiez les critiques et suggestions les plus nombreuses, afin que nous puissions ensemble, à l'issue de notre entretien, tirer une synthèse plus complète de cette approche.

Voyons la méthodologie utilisée.

— L'étude couvre la période 1951 à 1956 et porte sur les pays suivants : Autriche, Belgique, Danemark, France, Allemagne Fédérale, Grèce, Irlande, Islande, Italie, Luxembourg, Norvège, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni, Suède, Canada, Etats-Unis, Argentine, Chili, et enfin Venezuela. Parmi les pays de l'O.E.C.E., nous n'avons pas eu la possibilité d'étudier la Suisse, la Turquie et l'Espagne, faute de renseignements statistiques à prix constants suffisants.

Nous avons choisi la période 1951-1956, étant donné qu'elle correspond dans la majorité des pays à une période de plein emploi des capitaux et de la main-d'œuvre. Elle s'étend sur 5 ans, afin d'éliminer l'influence des facteurs accidentels et de permettre aux investissements de contribuer au maximum à l'accroissement du PNB.

— Nous avons considéré :

- l'accroissement ΔO du PNB de 1956 par rapport au PNB de 1951 en %;
- la somme des investissements de 1951 à 1955 rapportée au PNB de 1951.

Nous postulons ainsi que les investissements de l'année « i » influencent le PNB de l'année « $i + 1$ », en %, soit ΔK ;

- l'accroissement de la population active de 1956 par rapport à la population active de 1951, soit ΔL .

— Nous avons été amenés à déterminer entre ces différentes grandeurs, une relation linéaire par la méthode des moindres carrés pour des pays appartenant aux groupes :

- O.E.C.E. : 14 pays européens,
- Amérique du Nord : Etats-Unis et Canada,
- Amérique du Sud : Argentine, Chili et Venezuela.

— Aussi, avons-nous calculé 5 régressions :

- la première portant sur 19 pays (O.E.C.E. + Am. N. + Am. S.),
- la deuxième portant sur 16 pays (O.E.C.E. + Am. N.),
- la troisième portant sur 16 pays (O.E.C.E. + Am. N.) mais où nous avons introduit une variable fictive prenant les valeurs 0 ou 1 selon que le PNB 1951 par tête d'habitant était inférieur ou supérieur à 800 \$ américains,
- la quatrième portant sur 14 pays (O.E.C.E.),
- la cinquième enfin, portant sur les 14 pays de l'O.E.C.E. mais où à nouveau, nous avons introduit une variable fictive prenant les valeurs 0 ou 1, tenant compte cette fois du rythme de redressement économique après guerre.

— Cette présentation des données de base nécessite cependant quelques remarques. Comme nous ne disposons pas de l'évolution de la population active proprement dite, nous avons pris comme hypothèse que le pourcentage de la population active par rapport à la population totale reste constant à moyen terme.

Nous avons appliqué ce pourcentage à l'évolution de la population totale pour obtenir la série de la population active.

De plus, faute de données suffisantes, nous n'avons pas eu la possibilité de tenir compte d'un élément important, en l'occurrence le nombre d'heures de travail, plus représentatif cependant de l'influence de la main-d'œuvre que la population active.

De même, il ne nous a pas été possible d'isoler le facteur technique qui évidemment participe à l'accroissement du PNB.

Il se manifeste en partie par la constante de régression, ainsi que par le biais d'une productivité plus grande des capitaux investis et de la main-d'œuvre utilisée.

Une remarque encore, générale cette fois, s'applique à la pondération des pays selon leur importance. En effet, la méthode des moindres carrés accorde un même poids à chaque pays, ce qui bien sûr, est en opposition avec la réalité économique. Nous avons constaté au cours de notre étude le bien-fondé de cette objection; en effet, il a été nécessaire de recalculer les régressions en excluant l'observation trop irrégulière de l'Islande.

Enfin, rappelons les erreurs tant d'équation que d'observations se rattachant à semblable étude. En ce qui concerne cette dernière, il est chronique de regretter les difficultés statistiques rencontrées lors de la comparaison internationale de ces grandeurs fondamentales.

Passons en revue les résultats obtenus.

Nous distinguerons 5 hypothèses, correspondant chacune à un calcul de régression :

Hypothèse (1) : relative aux pays O.E.C.E., Amérique du Nord, Amérique du Sud;

Hypothèse (2) : relative aux pays O.E.C.E., Amérique du Nord;

Hypothèse (3) : relative aux pays O.E.C.E., Amérique du Nord, inclusion d'une variable fictive;

Hypothèse (4) : relative aux pays O.E.C.E.;

Hypothèse (5) : relative aux pays O.E.C.E., inclusion d'une variable fictive.

Nous avons adopté les spécifications suivantes :

— *Hypothèses (1), (2), (4).*

$$\Delta O = a \Delta K + b \Delta L + d$$

où ΔO = l'accroissement du PNB de 1956 par rapport au PNB de 1951 (en %),

ΔK = la somme des investissements depuis 1951 à 1955 rapportée au PNB de 1951 (en %),

ΔL = l'accroissement de la population active de 1956 par rapport à la population active de 1951 (en %),

a, b = coefficients de régression,

d = constante de régression.

— *Hypothèse (3).*

$$\Delta O = a \Delta K + b \Delta L + c F + d$$

où $\Delta O, \Delta K, \Delta L$ = définis ci-dessus,

F = variable fictive adoptant les valeurs 0 ou 1 selon que dans le pays considéré le PNB en 1951 par tête d'habitant était inférieur ou supérieur à 800 \$ américains.

Nous aurons :

F = 0		F = 1	
Autriche	Italie	Belgique	Suède
Allemagne Fédérale	Pays-Bas	Danemark	U.K.
Grèce	Portugal	France	Canada
Irlande		Luxembourg	U.S.A.
		Norvège	

a, b, c = coefficients de régression,

d = constante de régression.

— *Hypothèse (5)*

$$\Delta O = a \Delta K + b \Delta L + c F + d$$

où $\Delta O, \Delta K, \Delta L$ = définis ci-dessus,

F = variable fictive prenant les valeurs 0 ou 1 selon que le pays considéré s'est relevé tard ou tôt des dommages causés par la guerre.

Nous aurons :

F = 0	F = 1	
Autriche	Belgique	Pays-Bas
Allemagne Fédérale	Danemark	Norvège
Grèce	France	Portugal
Italie	Irlande	Suède
	Luxembourg	U.K.

a, b, c = coefficients de régression,

d = constante de régression.

Par la méthode des moindres carrés, nous pouvons attribuer aux paramètres, les valeurs suivantes :

	O.E.C.E. + Am. du Nord + Am. du Sud	O.E.C.E. + Am. du Nord	O.E.C.E.	O.E.C.E.	O.E.C.E.
	Hypothèse (1)	Hypothèse (2)	Hypothèse (3)	Hypothèse (4)	Hypothèse (5)
Nombre de variables explicatives	2	2	3	2	3
Nombre d'observations	19	16	16	14	14
Coefficients de régression					
(ΔK) <i>a</i>	0,205	0,127	0,117	0,061	0,011
(ΔL) <i>b</i>	0,884	0,632	1,400	2,396	2,584
(F) <i>c</i>	—	—	—14,913	—	—17,238
Constante de régression <i>d</i>	—0,936	8,359	14,491	9,798	26,439
Coefficient de détermination r^2	0,251	0,247	0,631	0,275	0,298
Coefficients de corrélation					
<i>r</i>	0,501	0,497	0,794	0,524	0,544
$r_{\Delta O, \Delta K}$	0,416	0,350	0,350	0,324	0,324
$r_{\Delta O, \Delta L}$	0,358	0,246	0,246	0,510	0,510
$r_{\Delta K, \Delta L}$	0,204	0,336	0,336	0,418	0,418
$r_{\Delta O, F}$	—	—	—0,566	—	—0,738
$r_{\Delta K, F}$	—	—	0,080	—	—
$r_{\Delta L, F}$	—	—	0,320	—	—
$r_{\Delta O \Delta K, F \Delta L}$	—	—	0,381	—	—
$r_{\Delta O \Delta L, F \Delta K}$	—	—	0,480	—	—

Conclusions.

Quelles sont les conclusions que nous pouvons tirer de cet ensemble d'hypothèses ?

Il nous est possible d'émettre les remarques suivantes :

- 1) Il ressort des trop faibles coefficients de détermination des hypothèses que les investissements cumulés et l'accroissement de la population active ne sont pas des facteurs explicatifs suffisants. Nous pouvons supposer valablement que même des renseignements plus précis sur la population active n'auraient guère amélioré sensiblement les résultats. Il serait bien sûr beaucoup plus intéressant de les remplacer par le nombre total d'heures de travail prestées.

- 2) L'examen comparatif des hypothèses (4) et (5) nous indique que l'introduction de la variable fictive représentant le rythme de redressement de la vie économique des dommages causés par la dernière guerre mondiale, n'accroît la zone expliquée que de 2,3 %. Elle n'est donc pas caractéristique.
- 3) Par contre, la comparaison des hypothèses (2) et (3) nous semble très intéressante. Elle indique que la variable fictive caractérisant le niveau de vie (PNB 1951/tête d'hab.) accroît dans des proportions importantes le coefficient de détermination (0,247 à 0,631). Elle constitue la variable expliquant la fraction la plus importante de la régression : en valeur absolue, $r_{\Delta OF}$ est plus grand que $r_{\Delta O\Delta K}$ et $r_{\Delta O\Delta L}$.

Le signe négatif devant $r_{\Delta OF}$ ($-0,566$) suggère que plus un pays a un niveau de vie bas, au plus l'accroissement de son PNB peut être important. Ceci n'est valable, bien entendu, que dans les grandes lignes.

- 4) Dans l'hypothèse (3), la constante de régression positive résulte de l'action divergente de plusieurs composantes. Si nous n'investissons pas, $\Delta K = 0$, et si la population active reste constante, $\Delta L = 0$, il faut s'attendre à ce que la constante soit négative. L'économie irait en régression, l'accroissement du PNB serait négatif. En effet, $\Delta K = 0$ veut dire que l'équipement hors d'usage n'est pas remplacé, ce qui signifie a priori une diminution de la production entraînant une réduction du P.N.B. En fait, même dans cette hypothèse peu réaliste, le PNB s'accroît sous l'influence de facteurs tels que : accroissement de la productivité du capital en service de la main-d'œuvre, etc. (peu d'influence du progrès technique, celui-ci se manifeste essentiellement par un nouvel équipement, ce qui est exclu dans l'hypothèse $\Delta K = 0$).

L'effet global permet un accroissement positif du PNB (constante positive) même si $\Delta K = 0$ et $\Delta L = 0$.

Cependant, nous pensons que si cette situation devait se maintenir, l'accroissement positif du PNB deviendra de plus en plus faible pour devenir négatif après un certain temps. Cette situation représente le cas où la rationalisation de l'utilisation de l'équipement en activité et l'accroissement de productivité de la main-d'œuvre (facteurs favorables) ne compensent plus la perte de substance due au non-renouvellement des capacités industrielles (facteurs défavorables).

- 5) En résumé donc, eu égard aux données de base ainsi qu'à la méthode utilisée, les investissements et la population active ne sont pas des facteurs explicatifs suffisants de l'expansion du PNB. Il resterait d'ailleurs à voir dans quelle mesure la valeur statistique des chiffres ne fausse pas sensiblement les résultats.

J'aimerais pour terminer la première partie de cet entretien, vous parler des travaux effectués par le Professeur Arndt de la Commission Economique pour l'Europe, sur ce même sujet. Le Professeur Arndt rejette l'approche suivant la formulation de Cobb-Douglas pour les motif suivants :

- hypothèse implicite que le progrès technique est indépendant des investissements;
- la fonction originale n'admet que deux facteurs de production : capital et travail.

Aussi estime-t-il :

- la première hypothèse énoncée ne correspond pas en général à la réalité : les investissements sont responsables d'une fraction importante du progrès technique;
- la fonction originale ne met pas en relief, contrairement à ce qu'il doit en être, certains facteurs qualitatifs de croissance : recherche scientifique sous toutes ses formes (pure, économique, commerciale, industrielle,...), formation professionnelle, valeur de cette formation, etc.;
- au lieu de se livrer à une étude globale sur plusieurs pays, il serait préférable de comparer l'évolution secteur par secteur dans les différents pays.

Je crois, au vu des résultats que j'ai obtenu, que c'est là, la meilleure méthode pour arriver à des conclusions plus valables et plus utiles pour expliquer le rythme global d'expansion. L'étude que je vous ai présentée est un essai d'explication globale. Cet essai est négatif quant à sa conclusion chiffrable mais positif quant à son enseignement méthodologique. Il semble qu'en examinant la situation de trop haut, de trop loin, il est difficile d'émettre un jugement cohérent et précis permettant l'établissement d'une politique économique. Or l'étude d'un problème de ce type doit être menée de telle sorte qu'elle soit effectivement utilisable, qu'elle soit un outil, un instrument de travail. Notre approche est donc insuffisante.

Je crois qu'il convient de revoir, de repenser ce problème dans l'optique suggérée par le Professeur Arndt. Le travail sera certes beaucoup plus long, plus complexe, plus ardu, mais je pense que les résultats qu'il sera possible

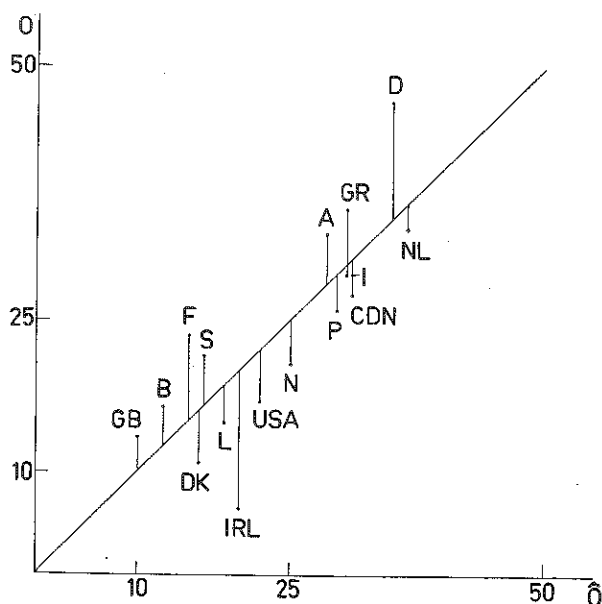


Fig. 1. — Ecart à la droite de régression — Hypothèse (3) :

$$\Delta O = 0,117 \Delta K + 1,400 \Delta L - 14,913 F + 14,491.$$

A : Autriche, B : Belgique, CDN : Canada, D : Allemagne Fédérale,
 DK : Danemark, F : France, GB : Grande-Bretagne, GR : Grèce,
 I : Italie, IRL : Irlande, L : Luxembourg, N : Norvège, NL : Pays-Bas,
 P : Portugal, S : Suède, USA : Etats-Unis.

d'en extraire permettront de mieux comprendre, de mieux saisir, le mécanisme d'action des facteurs responsables de l'expansion des différents secteurs industriels. De cette approche sectorielle, découlera peut-être, une synthèse précisant les grandeurs fondamentales (économiques et non économiques) intervenant dans la croissance de l'économie considérée, cette fois, dans son ensemble.

Annexe 1

Données de base

	Accroissement du PNB de 1956 par rapport au PNB de 1951 (en %) ΔO	Somme des investissements de 1951 à 1955 rapportée au PNB de 1951 (%) ΔK	Accroissement de la population active de 1956 par rapport à la population active de 1951 (%) ΔL
1 Autriche	33,377	113,351	0,717
2 Belgique	16,615	75,709	2,846
3 Danemark	11,083	93,362	3,775
4 France	23,688	87,652	3,780
5 Allemagne Féd.	46,499	117,295	4,997
6 Grèce	36,082	76,846	5,063
7 Islande	89,523	197,468	10,938
8 Irlande	6,362	73,070	— 2,044
9 Italie	29,359	106,446	2,730
10 Luxembourg	15,031	111,242	4,317
1 Pays-Bas	33,787	114,807	6,083
2 Norvège	21,033	158,255	5,022
3 Portugal	25,766	77,956	4,235
4 Suède	21,517	104,568	3,431
5 Royaume-Uni	13,662	71,021	1,695
6 Canada	27,267	119,413	12,683
7 U.S.A.	17,232	85,501	8,977
8 Argentine	5,716	107,068	10,545
9 Chili	14,166	54,722	12,270
20 Venezuela	62,726	125,576	16,177

Annexe 2

PNB 1951 par tête d'habitant — en \$ U.S.A.

		P.N.B. 1951	Taux de change intérieur moyen vis-à-vis du \$ E.U. * pour 1 \$	P.N.B. 1951 en \$ USA 10 ⁶ \$ USA	Popu- lation totale 10 ⁶	P.N.B. ^ t \$
1 Autriche	10 ⁶ sh.	76.400	21,36	3.577	6,934	516
2 Belgique	10 ⁶ F.B.	419.500	50,32	8.337	8,678	961
3 Danemark	10 ⁶ K.	25.310	6,908	3.664	4,304	851
4 France	10 ⁶ F.f.N.	141.800	3,5	40.514	42,056	963
5 Allem. Féd.	10 ⁶ D.M.	124.950	4,2	29.750	48,369	615
6 Grèce	10 ⁶ Dr.	47.819	15	3.188	7,646	417
7. Islande	10 ⁶ K.	2.014	16,29	124	0,145	855
8 Irlande	10 ⁶ £	485.700	0,3571	1.360	2,959	460
9 Italie	10 ⁶ L.	10.719	624,88	17.153	46,996	365
10 Luxembourg	10 ⁶ F.L.	16.020	50,32	318	0,299	1.064
11 Pays-Bas	10 ⁶ fl.	22.760	3,8	5.989	10,264	583
12 Norvège	10 ⁶ K.	19.897	7,143	2.786	3,296	845
13 Portugal	10 ⁶ Esc.	42.505	28,775	1.477	8,477	174
14 Suède	10 ⁶ K.	37.064	5,175	7.162	7,073	1.013
15 U.K.	10 ⁶ £	16.550	0,3571	46.346	50,574	916
16 Canada	10 ⁶ C \$	22.881	1,0530	21.729	14,009	1.551
17 U.S.A.	10 ⁶ U \$	347.600	1	348.000	154,953	2.246

(*) Bulletin statistique de l'O.E.C.E., n° 1, p. 58.

Annexe 3 (voir fig. 1).

Hypothèse (3) : *Ecart* entre les observations et la droite de régression

$$\Delta O = 0,117 \Delta K + 1,400 \Delta L - 14,913 F + 14,491$$

	$\hat{O}$ Estimation	O Observation	$O - \hat{O}$ Ecart
Autriche	28,720	33,377	4,657
Belgique	12,395	16,615	4,220
Danemark	15,754	11,083	— 4,671
France	15,095	23,688	8,593
Allemagne Fédérale	35,171	46,499	11,328
Grèce	30,543	36,082	5,539
Irlande	20,156	6,362	— 13,794
Italie	30,732	29,359	— 1,373
Luxembourg	18,600	15,031	— 3,569
Pays-Bas	36,401	33,787	— 2,614
Norvège	25,072	21,033	— 4,039
Portugal	29,514	25,766	— 3,748
Suède	16,581	21,517	4,936
U.K.	10,237	13,662	3,425
Canada	31,262	27,267	— 3,995
U.S.A.	22,118	17,232	— 4,886

Pays en dessous de la droite de régression :

Danemark, Irlande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Norvège, Portugal, Canada, U.S.A.

Annexe 4

Hypothèse (3) : Elasticité suivant l'optique de la fonction Cobb-Douglas
Spécification.

$$\Delta O = a \Delta K + b \Delta L + c F + d$$

Cependant en fait, de par la méthode de calcul des observations, nous avons :

$$\frac{\Delta O}{O} = a \frac{\Delta K}{O} + b \frac{\Delta L}{L} + c F + d$$

— Elasticité de la population active par rapport au PNB :

$$\frac{L}{O} \cdot \frac{\Delta O}{L} = b = 1,4$$

— Elasticité du capital par rapport au PNB :

$$\frac{O}{O} \cdot \frac{\Delta O}{\Delta K} \cdot \frac{K}{O} = a \frac{K}{O}$$

soit
$$\frac{K}{O} \cdot \frac{\Delta O}{\Delta K} = a \frac{K^{(*)}}{O} = 0,351$$

(*) $K/O \approx 3$ dans les pays développés.

SIXIEME CONFERENCE INTERNATIONALE DE L'ORGANISATION EUROPEENNE POUR LE CONTROLE DE QUALITE (EOQC)

Aix en Provence, 5/8 septembre 1962.

L'objet de cette réunion était l'examen du contrôle de qualité (Quality control) plus particulièrement vu sous l'angle de la fiabilité (Reliability), ce dernier mot étant repris du Vieux Littre dans son acception « ce en quoi on peut se fier » pour désigner cet aspect de la qualité que l'on définit objectivement par la probabilité d'accomplir sans défaillance une fonction déterminée dans des conditions d'emploi et pendant un temps donnés.

Un nombre élevé (quatre cents) de participants venus de pays très divers anima cette conférence et la présence d'une délégation japonaise et tchèque, notamment, mérite d'être signalée. De plus, la qualification des participants, parmi lesquels beaucoup appartenaient aux cadres supérieurs du monde économique, a favorisé la haute tenue des échanges de vues qui ont suivi les exposés. La participation belge était malheureusement réduite à quatre personnes.

Nous avons pensé faire œuvre utile en publiant ci-après les résumés des exposés dont nous disposons ; le texte complet de l'un ou de l'autre de ces exposés, qui sont rédigés en français, en anglais ou en allemand, sera communiqué à tout membre de SOGESCI ou de la S.B.S. qui en exprimerait le désir auprès du secrétariat de notre Revue. Le texte anglais de la communication de M. T. Rassmussen intitulée « Reliability problems in small industries » est également disponible.

Fiabilité et marges de sécurité

par R. LÜSSER,

Messerschmidt und Entwicklungsring Süd, Munich.

Il y a à peine dix ans, on n'aurait jamais osé utiliser les équipements automatiques pour des applications où une panne aurait entraîné soit une perte totale, soit même une catastrophe.

Aujourd'hui, des équipements automatiques extrêmement compliqués, surtout du genre électronique, sont employés de plus en plus en des endroits où leur défaut entraînerait la perte de millions et, éventuellement celle de vies humaines, comme par exemple dans les avions, les engins et les astronefs. Le problème de rendre plus sûrs de tels équipements est devenu un problème d'urgence du point de vue scientifique, technique comme du point de vue de l'organisation et de l'enseignement.

La valeur pratique de nombreux équipements et systèmes dépend de la solution satisfaisante de ce problème.

Il est évident que la sûreté de fonctionnement d'un équipement automatique doit être plus élevée au fur et à mesure que la perte globale s'augmente en cas de panne. Pour rendre possible une évaluation réaliste du degré de sûreté de fonctionnement d'un appareil automatique, il faut d'abord se rendre compte de l'importance de la perte totale de l'équipement ou du système. Pour en obtenir une base de jugement, on propose la classification des appareils en trois catégories très différentes :

- les appareils sans risque, par exemple les machines à écrire ;
- les appareils avec risque, par exemple les engins téléguidés ;
- les appareils avec risque extrêmement grand, par exemple les astronefs habités.

Il suffit d'employer les composants normaux fabriqués par l'industrie pour rendre assez sûrs les appareils sans risque. Mais les équipements avec risque et ceux avec risque extrêmement grand ne peuvent être réalisés avec une sécurité correspondant à leur but, que si tous les composants utilisés ont une sûreté de fonctionnement supérieure à celle des composants normaux.

On peut dire que la sûreté de fonctionnement des composants des équipements avec grand risque et avec risque extrêmement élevé doit être si haute qu'elle s'approche autant que possible de la certitude.

Les spécifications de construction et d'essai qui existent ne sont généralement pas suffisantes pour atteindre ce but. Pour cette raison, on propose des spécifications supplémentaires de sûreté de fonctionnement. La base de ces spécifications doit être l'existence des bandes de dispersion des résistances et des efforts impliquant des marges assez grandes de sécurité. Il faut prescrire les marges de sécurité, les employer dans la pratique et faire la preuve de leur application.

Le principe mentionné est illustré par des exemples tirés de la pratique.

Relations entre qualité et fiabilité

par L. NEGRONI,

Directeur adjoint de la Sté FACE-Standrads, Milan.

Etant donné que l'on entend par fiabilité d'un produit sa qualité et sa sûreté de fonctionnement dans le temps (en se rapportant aux conditions d'emploi), on montre qu'elle entre dans les critères de rendement d'un établissement qui font partie du Contrôle Total de la Qualité.

Parmi les facteurs qui ont une influence sur la fiabilité, ceux qui dépendent du contrôle direct de l'étude des projets doivent, au moment de la réalisation et dans l'utilisation du produit, être vérifiés par des méthodes et des évaluations propres au Contrôle Statistique de la Qualité.

Les méthodes employées sont, en effet, les mêmes que celles suivies pour l'étude des processus de fabrication.

C'est ainsi que la recherche de la fiabilité nécessite la recherche de la distribution statistique (ou de ses paramètres) de caractéristiques choisies avec le même critère représentatif.

Comme la distribution des données d'un processus de fabrication est empiriquement considérée comme normale en la justifiant par la multiplicité de facteurs agissant de façon infinitésimale, il est, de même, empiriquement admissible que la distribution de la vie suive la distribution exponentielle négative en considérant constant et aléatoire le taux de défaillance des caractéristiques, à la limite de l'utilisation.

Naturellement, ce n'est que dans la fiabilité qu'agissent les causes de « mortalité infantile » et d'usure.

Ces hypothèses parallèles facilitent dans les deux cas la recherche des possibilités du processus de fabrication et de la fiabilité, ainsi que la collecte économique des données et l'évaluation qui s'en suit.

L'auteur examine ensuite l'organisation des entreprises où la fiabilité est considérée comme une fonction indépendante pour des objectifs particuliers. Il est montré que les concepts de fiabilité, de même que les concepts généraux de contrôle de la qualité, ne sont pas des fonctions exclusives, mais font partie de la méthodologie de la production entendue au sens le plus large.

L'étude de la sûreté de fonctionnement des constructions employant des matériaux métalliques

par F. BASTENAIRE,

Ingénieur à l'Institut de Recherches de la Sidérurgie (IRSID) - France.

La sûreté de fonctionnement d'un appareil peut être considérée de deux points de vue tout à fait différents : l'un extérieur et global, l'autre analytique et explicatif.

Le point de vue extérieur et global est celui de l'utilisateur pour qui ne comptent que les résultats et non les moyens de les obtenir.

Le point de vue analytique et explicatif est celui du constructeur car, sachant que la sécurité de fonctionnement ne dépend pratiquement que de lui, il est tout naturellement enclin à en chercher les facteurs.

Ces facteurs peuvent être classés en trois catégories :

- 1° — Propriétés des matériaux employés à la construction de l'appareil.
- 2° — Sollicitations subies en service par l'appareil.
- 3° — Répartition et intensités de ces sollicitations dans les différentes parties de l'ouvrage.

Qu'elle soit quantitative ou seulement qualitative, aucune prévision relative à la sécurité de fonctionnement n'est possible sans posséder des connaissances objectives sur les facteurs de ces trois catégories.

Celles qui manquent encore au constructeur pour qu'il puisse apprécier la sécurité de fonctionnement avec assez d'exactitude ne peuvent être acquises que par des recherches scientifiques à la fois théoriques et expérimentales.

On donne quelques exemples de recherches récentes ou actuellement en cours dans les domaines où sont employés des matériaux métalliques.

Conception du produit et fiabilité

par H. BØCHER,

Ingénieur en chef à la Sté DANFOSS A/S (Nordborg) - Danemark.

Instinctivement, un ingénieur de bureau d'études s'efforcera d'atteindre un niveau de qualité et de fiabilité supérieur à celui qui est effectivement requis dans la réalisation d'un équipement.

L'auteur explique quels sont les renseignements déjà disponibles ou que doit rassembler l'ingénieur avant d'établir une estimation réaliste de la qualité et de la fiabilité.

Des renseignements sont comparés avec la définition de la fiabilité et l'on démontre l'importance de ce travail pour atteindre le niveau de fiabilité requis.

Les différentes méthodes permettant d'améliorer la fiabilité d'un projet sont indiquées. Un exemple concret du développement d'un projet, depuis le simple prototype jusqu'à une série d'équipements dérivés, souligne les problèmes de qualité et de fiabilité impliqués dans ce développement même.

Essais en cours de production dans des conditions de service variées

par D.J. HEWITT,

Solartron Laboratory Instruments Ltd. Chessington - Royaume-Uni.

L'essai dans diverses conditions d'emploi tel qu'on le pratique dans les fabrications destinées à la Défense Nationale est une opération coûteuse et souvent sans limites.

A ce point que des études récentes sur la fiabilité dans ce domaine ont conduit à des recommandations selon lesquelles il faudrait, pour faire progresser ces essais, les effectuer sur des échantillons de produits finis prélevés sur des lots de la production en cours.

Ces essais sont avant tout conseillés pour aider à établir la probabilité de l'intervalle moyen entre avaries pour un produit donné.

Il est tout aussi important d'obtenir ces chiffres dans le domaine des productions commerciales. Nombre de fabricants, grands et petits, de biens destinés au commerce n'ont prêté que peu ou pas d'attention à l'essai dans des

conditions variées; en particulier lorsque le produit doit être utilisé en milieu apparemment « normal ». Pourtant, la plupart des produits doivent pouvoir subir des risques considérables dus aux conditions extérieures pendant leur transport; il y a là un fait que négligent souvent les bureaux d'études en admettant implicitement que la protection contre ces risques est du ressort de l'Emballage.

L'étude de cas, qui va être présentée, décrit la façon dont un service d'inspection ayant déjà procédé à une évaluation raisonnable du taux d'avarie des produits finis au stade précédant immédiatement l'expédition, entreprit de mettre en œuvre des techniques simples d'essais de chocs et vibrations pour simuler les risques encourus pendant le transport et obtenir ainsi, pour le produit considéré, un taux d'avaries plus proche de la réalité.

Au prix d'une dépense de £ 100 et de quelques heures de travail par semaine pendant une courte période, le service réunit suffisamment d'éléments pour convaincre la Direction et le Bureau d'Etudes qu'on pouvait améliorer considérablement la fiabilité du produit et que les dépenses engagées pour les essais dans diverses conditions d'utilisation dès le stade du « développement » étaient économiquement justifiées.

Ainsi démontre-t-on que si un produit n'est pas conçu pour supporter les risques normaux du transport, l'emballage ne saurait assurer sa protection.

Ces expériences ne constituent pas un guide de l'essai classique dans des conditions variées, mais elles peuvent servir de fil conducteur aux nombreux services de contrôle de qualité qui, aujourd'hui, cherchent à approcher, en débuts, le problème de la mise en œuvre de l'essai des produits finis dans diverses conditions de service réel.

Incidence de la fiabilité sur les politiques de réparation et de stockage

par R. DESCAMPS,

Ingénieur en chef de l'Aéronautique - France.

A partir d'un exemple réel sont exposées les profondes répercussions que peuvent avoir, sur les politiques d'entretien préventif, de réparation et de stockage, la prise en compte des concepts de la fiabilité et des informations qui en dérivent, quant à l'endurance des matériels.

Dans la situation décrite où la sécurité de fonctionnement était essentielle, les responsables de la gestion devaient prendre pour chaque matériel des décisions de trois sortes principales :

- 1) Décider si, à un certain stade de vieillissement, il était préférable de retirer du service un matériel même non avarié, et si oui, à quel stade (révision préventive).
- 2) Déterminer l'évolution au cours du temps de la charge des ateliers chargés des réparations et révisions préventives et par suite, prévoir les moyens nécessaires.

- 3) Définir le stock ou volant supplémentaire à approvisionner en sus des besoins directs des utilisateurs, afin de remplacer les matériels indisponibles pendant le temps de leur réparation ou de leur révision générale.

L'utilisation des techniques conjuguées de la fiabilité et de la recherche opérationnelle a permis, en cette occasion, de réaliser de substantielles économies.

Influence des exigences de la fiabilité sur la direction des bureaux d'études aux Etats-Unis

par Leslie W. BALL,

Directeur de la Fiabilité Boeing Company Washington - U.S.A.

Le caractère sérieux du problème de la fiabilité d'un équipement complexe est reconnu aux Etats-Unis depuis une dizaine d'années. Les écrits de Robert Lüsser ont fait savoir qu'il était nécessaire, si l'on voulait résoudre le problème de la variabilité en matière de résistance et de contrainte, d'apporter des modifications radicales aux méthodes de formation et de direction en ce qui concerne le personnel et le travail des Bureaux d'Etudes. Deux enquêtes parlementaires ont confirmé le sérieux de ce problème économique et la nécessité des réformes à introduire dans les procédures contractuelles et les relations acheteur-vendeur. Le développement rapide des calculateurs industriels et de l'équipement automatique des usines a fait pénétrer ce problème au cœur même de l'industrie.

L'auteur a appliqué à la direction des travaux des Bureaux d'Etudes quatre démarches de la « méthode scientifique ». La fiabilité n'ayant trait qu'à l'avarie, l'étape « observer » ne se rapporte qu'à l'observation des avaries et à leur enregistrement. La seconde, celle de l'analyse, concerne à la fois l'analyse physique du phénomène d'avarie et l'analyse, du point de vue de la gestion, des méthodes de contrôle du personnel. La démarche « élaboration de l'hypothèse » comprend tant les théories et formules d'ordre technique que les théories de gestion sur le contrôle de personnel et la détermination des contrôles nouveaux destinés à empêcher le retour de l'avarie. Au cours de la quatrième étape, « vérification de l'hypothèse », on procède à l'établissement des programmes de fiabilité des projets nouveaux et l'on utilise les programmes et les tableaux conçus pour assurer l'application des leçons tirées de l'analyse des avaries antérieures.

L'auteur décrit un système de contrôle, hautement intégré, de la fiabilité, système qui a son point de départ dans le contrat principal et s'étend au plus petit des sous-traitants.