

MINISTRE DE L'ENSEIGNEMENT SUPERIEUR
Instituts Nationaux d'Enseignement Supérieur
BEJAIA

MODELES DE FIABILITE ET SCIENCES DE L'INGENIEUR

ACTES
de la Conférence Nationale
M.F.S.I

Organisée par
Le Laboratoire de Recherche LAMOS



Amar Aissani et Djamil Aissani
Editeurs

Béjaia - Mars 1988

MINISTRE DE L'ENSEIGNEMENT SUPERIEUR
Instituts Nationaux d'Enseignement Supérieur
BEJAIA

MODELES DE FIABILITE ET SCIENCES DE L'INGENIEUR

ACTES
de la Conférence Nationale
M.F.S.I

Organisée par
Le Laboratoire de Recherche LAMOS



Amar Aissani et Djamil Aissani
Editeurs

Béjaia - Mars 1988

MODÈLES DE FIABILITÉ ET SCIENCES DE L'INGÉNIEUR

MODELES DE FIABILITE ET SCIENCES DE L'INGENIEUR

Amar Aissani et Djamil Aissani
Editeurs

CONFERENCE NATIONALE

MODELES DE FIABILITE ET SCIENCES DE L'INGENIEUR

M.F.S.I

Comité d'Organisation

M.S. Radjef (Recherche Opérationnelle, Président), A. Attouche (Génie Chimique), S. Adjabi (Statistiques Appliquées), R. Alkama (Electronique), M. Belabbas (Mécanique), D. Aissani (Probabilités), B. Tala Ighil (Electrotéchnique), H. Kherbachi (Econométrie), K. Imadalou (Informatique), M. Benouaret (Sciences Economiques)

Comité Scientifique

A. Aissani	Service Informatique, E.N.I.T.A , Bordj-el-Bahri (Coordonnateur)
A. Ouabdesselem	Dpt Génie Industriel, Ecole Nationale Polytechnique, El Harrach
H. Bessalah	C.D.T.A, Haut Commissariat à la Recherche, Alger
M. Hafid	Dpt Probabilités-Statistiques, U.S.T.H.B Bab Ezzouar
M. Hamchaoui	Direction de l'Engineering, Air Algérie, Dar-el-Beida
L. Benloucif	Institut d'Electronique, Université d'Annaba
A. Boubakeur	Dpt Génie Electrique, Ecole Nationale Polytechnique, El Harrach
D. Aissani	Laboratoire de Modélisation Stochastique, I.N.E.S de Béjaia
M. Damou	Laboratoire Mécanique des Structures, D.R.S, MD.N. Chéraga

AVANT-PROPOS

La Conférence Nationale *Modèles de Fiabilité et Sciences de l'Ingénieur* est la première manifestation organisée en Algérie sur la fiabilité. Elle est l'aboutissement d'une longue réflexion, suivie au milieu des années quatre-vingt d'une série d'actions ayant conduit notamment à l'introduction de modules de fiabilité dans des formations spécifiques, la rédaction d'un ouvrage de synthèse et la formation en 1987 des premiers ingénieurs fiabilistes, suite à un rapport rédigé à la demande de la Direction de la Recherche Scientifique du Ministère de la Défense Nationale (rapport publié en 1989 dans le N°4 de la revue de la maintenance).

Le comité d'organisation a reçu plus de 200 demandes de participation émanant de 65 institutions scientifiques et organismes du secteur industriel de 25 villes du pays. Le programme élaboré par le comité scientifique reflète l'orientation que nous avons voulu donner à cette manifestation. L'intérêt des différentes contributions, l'étendue des questions traitées, la richesse des commentaires des rapporteurs et de la discussion en général ont été à l'image du foisonnement de la discipline.

L'intérêt de la notion de fiabilité est mis en évidence dans l'article *Qualité et Fiabilité*, publié par la suite dans le N°1 de la revue *es-Siyana* du Ministère de l'industrie lourde.

La partie vulgarisation a été présidée par Mer François Charlot, Maître de Conférences à l'U.S.T.H.B Alger. Programmée à l'intention des ingénieurs du secteur industriel et des cadres du secteur socio-économique, elle a particulièrement clarifié les applications à la mécanique, la sûreté de fonctionnement des systèmes informatiques et l'électronique. L'expérience de l'entreprise Sonatrach a également fait l'objet d'une communication. Les textes des communications posters (A. Aouimer et Z. Haddad, H. Kherbachi, A. et D. Aissani) n'ont pas été intégrés dans ces actes. Cependant une action pour la diffusion de ces contributions a été entreprise. Ainsi, la conférence du Professeur A. Ouabdesselem *Fiabilité et Maintenance* a par la suite fait l'objet d'une publication dans la revue *es-Siyana* (N°2, 1989).

Le comité scientifique a structuré la partie scientifique en quatre thèmes :

* *Modèles Stochastiques* (Session présidée par le Professeur A. Ouabdesselem, ancien Directeur de l'Ecole Nationale Polytechnique).

* *Sûreté de Fonctionnement des Systèmes Informatiques* (Session présidée par le Commandant M. Damou, Directeur de la Recherche Scientifique du Ministère de la Défense Nationale).

* *Fiabilité Mécanique* (Session présidée par Mer M. Boumahrat, Directeur Général de l'Institut National de Génie Mécanique, Boumerdes).

* *Fiabilité des Systèmes Electro-Energétiques* (Session présidée par Mer A. Boubekeur, Directeur Adjoint de l'Ecole Nationale Polytechnique, El Harrach).

La table ronde, animée par Mer A. Harrat, Directeur Général de l'Institut National de Maintenance d'Algérie (Hydra), a vu la participation des comités de maintenance de Wilaya, les cadres de l'U.S.E.A et les ingénieurs du secteur industriel : CERHYD (Dar-el-Beida), E.N.P.V.P (Guelma), PMA/CMA (Sidi-Bel-Abbes), SIDER (Annaba), ORLAC (Draa Ben Khedda), SONELGAZ (Derguina), EMAC (Kherrata), ENPEC (Sétif), ERIAD (Kherrata), ENATB (Béjaia), ENMGP,...

L'exposition du livre sur la fiabilité et la maintenance des équipements, organisée par la Bibliothèque des I.N.E.S de Béjaia en collaboration avec les centres de documentations de l'INELEC (Boumerdes), du C.D.T.A - Haut Commissariat à la Recherche (Alger), de l'I.N.MA (Hydra) et de l'I.N.G.M (Boumerdes) a vu défiler plusieurs centaines de visiteurs.

Organisée par le LAMOS (Laboratoire de Modélisation Stochastique), la Conférence Nationale M.F.S.I est la première manifestation scientifique qui se déroule aux I.N.E.S de Béjaia depuis leurs créations en 1983. Bien couverte par les médias (R.T.A, A.P.S, les échos de la Soummam, El Moudjahid), elle a permis aux I.N.E.S de Béjaia de développer des contacts extérieurs avec l'industrie, le secteur socio-économique et les autres établissements d'enseignement supérieur et de recherche. A cet égard, un fichier sur les spécialistes de la fiabilité a été initié. Ce sont donc toutes ces raisons qui nous ont amené à éditer les actes, malgré les nombreuses insuffisances que le lecteur ne manquera pas de relever.

Le comité d'organisation et le comité scientifique remercient toute la communauté universitaire de Béjaia (Enseignants, Administrateurs, Techniciens, Travailleurs et Etudiants) qui, de près ou de loin, nous ont aidé dans notre tâche.

SOMMAIRE

Avant-Propos	01
Qualité et Fiabilité	05
D. Aissani	
A - PARTIE SCIENTIFIQUE	07
1 - Modèles Stochastiques	09
Quelques caractéristiques ergodiques du système non fiable M/G/1/1 avec rappels	11
A. Aissani	
Estimation adaptative de la fiabilité des modèles dynamiques	21
G. Khatskievitch et A. Baheddi	
Quelques résultats sur la stabilité d'un modèle de refus (défaillance avec ingérence)	29
D. Aissani	
Sensibilité, robustesse, fiabilité des systèmes multi-entrées et multi-sorties	33
E. Karslian	
2 - Sureté de Fonctionnement des Systèmes Informatiques	39
Modèles markoviens pour le test aléatoire de cartes à microprocesseurs	41
Z. Abbazi	
Les codes correcteurs d'erreurs pour l'élévation de la sureté d'un système informatisé	49
A. Dzodzouachvili	
Méthodologie pour la fiabilité fonctionnelle des micro-ordinateurs	55
Z. Haddad	
3 - Fiabilité Mécanique	63
Approche probabiliste de la rupture sous sollicitation dynamique	65
G. Pluinage et A. Bia	

Utilisation des techniques de fiabilité en mécanique : fatigue des métaux	77
A. Bia	
4 - Fiabilité des Systèmes Electro-Energétiques	97
Les essais non destructifs comme le fondement de la fiabilité d'éléments et construction	99
J. Mazurek et B. Keskes	
Analyse de fiabilité pour la planification et l'exploitation des réseaux électriques .	103
K.D. Haim	
Problèmes de fiabilité des systèmes électro-énergétiques	111
A. Kouliev	
Estimation de la fiabilité d'une commande électrique d'un système régulateur de tension	113
V. Filitchev	
B - PARTIE VULGARISATION	119
Fiabilité et Maintenance	121
A. Ouabdesselem	
Evaluation de la sûreté de fonctionnement des systèmes informatiques	127
A. Aissani	
Analyse de fiabilité dans le transport d'hydrocarbures par canalisation	129
M. Bellabas	
Fiabilité des semi-conducteurs	143
R. Alkama	
C - TABLE RONDE	151
D - EXPOSITION	151
Programme de la Conférence	153
Fiche de renseignements	159
Index des auteurs	161

QUALITE ET FIABILITE

Discours de bienvenue prononcé par M. Aïssani à l'occasion de l'ouverture du séminaire sur la qualité et la fiabilité de Béjaïa.

A la question : qu'est-ce que la qualité totale (A.A N° 1164), les cadres de l'ENORI répondent : zéro défaut, zéro panne, zéro stock.... Cependant les pannes existent et il est nécessaire de prévoir un stock de sécurité (pièces de rechange) qui soit minimal. On doit, d'autre part, pouvoir déterminer les dates de renouvellement ou de maintenance préventive. Il existe pour cela des méthodes de gestion des stocks ou de maintenance des équipements, basés sur une connaissance de la fiabilité de ces derniers.

En effet, au niveau des systèmes complexes et des grandes unités industrielles, l'expérience et le bon sens des responsables, techniciens et ingénieurs ne suffisent plus. Il est évident que la mise en place de systèmes faiblement fiables ne correspondrait nullement aux objectifs de rendement maximum, propres à tout esprit rationnel. La maintenance des équipements, de par la spécificité des questions abordées et les particularités des méthodes de résolutions utilisées est aujourd'hui, sans aucun doute, un domaine d'application plus ou moins autonome de la recherche opérationnelle.

Qualité et fiabilité : c'est le titre de la première conférence internationale sur la fiabilité (Aix-en-Provence, 1962). Aussi surprenant que cela puisse paraître, un spécialiste algérien y a participé. Il s'agit du professeur A. Ouabdesslam, ancien membre de l'association française du contrôle industriel de la qualité. 26 ans après, le professeur Ouabdesslam est attendu à Béjaïa pour participer à la première manifestation sur la fiabilité en Algérie.

La fiabilité est un concept qui intéresse de nombreux domaines de l'activité humaine : économique, scientifique, technique et industrielle... Elle est étroitement liée à des notions de sécurité de fonctionnement, de qualité, d'efficacité ou de performance (1). Il peut paraître étrange de constater que les exigences envers la fiabilité, la sûreté ou la sécurité s'accroissent malgré

les énormes progrès de la science et de la technologie. Cette dialectique s'explique par la nécessité d'automatisation des systèmes opérationnels et aussi par la complexité toujours croissante des systèmes conçus qui exigent des critères rigoureux de sécurité (2). En effet, les concepteurs sont confrontés à des problèmes de réalisation d'architectures complexes, de structures informatiques de plus en plus difficiles à mettre en œuvre, malgré les nouvelles possibilités amenées par le développement des circuits à large échelle d'intégration. Avant de mettre sur orbite un vaisseau spatial habité, les techniciens devront être fortement convaincus de son aptitude à remplir sa mission ; outre les pertes considérables en vies humaines, l'échec de la navette spatiale Challenger a eu pour conséquences une baisse de la crédibilité de la NASA, ainsi qu'une révision des projets à court et à long termes. Rappelons également les conséquences des défaillances (humaines et matérielles) de la centrale nucléaire de Tchernobyl (URSS), l'usine Bhopal (Inde) et la série noire de catastrophes aériennes de ces derniers mois ou celle des D.C 10 d'il y a deux ans.

Est-ce trop tôt en Algérie pour s'intéresser à ce type de problèmes ? Nous en doutons, le transfert de technologie ayant permis l'acquisition d'un ensemble d'unités industrielles (Skikda, El Hadjar, Arzew...), ainsi qu'une flotte aérienne conséquente.

La fiabilité est l'aptitude, d'un système (équipement...) à accomplir une fonction (ou mission) donnée durant une période déterminée dans des conditions spécifiées d'exploitation.

D'autre part, la qualité d'un système est l'ensemble des propriétés qui déterminent son niveau d'utilité pour son utilisation selon la destination. On peut alors donner une nouvelle définition de la fiabilité : c'est l'aptitude à conserver la quali-

Par M. Djami Aïssani, docteur d'Etat, maître de conférences à l'université de Béjaïa

té dans des conditions données d'exploitations, pendant une période donnée.

La sûreté de fonctionnement est l'aptitude d'un système ou de son environnement à minimiser la fréquence d'apparition des défaillances et à minimiser leurs effets. Cette notion est caractérisée par :

- la *fiabilité*, qui est la faculté du bon fonctionnement continu durant une année.

- la *disponibilité*, qui est la faculté du système à accomplir correctement ses tâches lorsqu'il est sollicité ;
- la *maintenabilité*, qui est l'aptitude à localiser, à réparer les éléments défaillants et corriger les erreurs.

- la *longévité* qui est l'aptitude du système à une longue durée d'exploitation ;

- la *sécurité* qui est la faculté d'éviter les événements catastrophiques pour la mission à accomplir ;

Les notions définies ci-dessus sont en relation étroite avec l'efficacité ou la performance du système qui est un critère de qualité

Ainsi, nous dirons que la théorie de fiabilité est le domaine de l'ingénieur orienté vers l'application des méthodes mathématiques utilisées lors de la conception, l'élaboration, la réception, le transport, le stockage et/ou l'exploitation du système pour garantir une efficacité maximale.

- elle étudie la loi d'apparition des défaillances et les méthodes de leur prévision ;

- elle établit et étudie les critères de sûreté de fonctionnement ;

- elle élabore les méthodes de contrôle de la fiabilité et les procédures d'essais de fiabilité ;

- elle étudie les méthodes d'évaluation de la fiabilité à l'étape de la conception ;

- elle établit les méthodes de maintenance préventive.

Le but des calculs mathématiques

est de permettre aux responsables (d'entreprises, d'ateliers...) de prendre une décision, c'est-à-dire réaliser une analyse critique de situation et en fin de compte, choisir entre les différentes variantes.

Remarquons ici, que la prise de décision dépasse le cadre de la recherche opérationnelle. Elle concerne la compétence d'une certaine personne (la plupart du temps, d'un groupe de personnes à qui incombe la tâche du choix définitif, et par là même, la responsabilité de ce choix. En prenant une décision, ce groupe de personnes peut étudier (en plus des recommandations qui découlent des calculs mathématiques) une série de critères n'ayant pas été étudiés dans les calculs.

Tout ceci nous permet d'affirmer que les études de fiabilité font intervenir divers facteurs dont les plus importants sont l'expérience de l'opérateur qui est en contact quotidien avec l'équipement ; les physiciens qui peuvent évaluer les contraintes mécaniques ou autres ; les économistes qui doivent estimer les divers coûts et surtout la psychologie de l'ingénieur qui permet d'effectuer une synthèse de ces résultats.

La conférence de Béjaïa se propose d'éclairer la solution habituelle de facilité (« la fiabilité n'est pas pour aujourd'hui en Algérie ») et d'essayer de réunir les personnes qui font des problèmes de fiabilité et de maintenance, leur domaine d'intérêt. Il ne s'agira pas là de faire venir des spécialistes étrangers pour nous exposer ce que leurs « boîtes » peuvent nous « faire », mais précisément d'une rencontre de spécialistes algériens (universitaires, industriels, économistes), qui viendront nous parler de leur expérience, nous apporter leur témoignage et prendre en considération tous les aspects du problème.

Aux participants à la conférence nationale « Modèles de fiabilité et science de l'ingénieur », nous disons : soyez les bienvenus !

BIBLIOGRAPHIE

- (1) Randed B, Lee P.A, Treleven P, Reliability issues in computing system designs, ACM computing survey, V.10, N° 2 1978.
- (2) Hecht H, Fault tolerant software for real time application, computing survey, V.8 N° 4 1976.
- (3) Aïssani D, quelques questions de maintenance des équipements I U.E.R Mécanique, janvier 1987.
- (4) Aïssani A, théorie de fiabilité, U.E.R Math-info, décembre 1987.

**MODELES DE FIABILITE
ET
SCIENCES DE L'INGENIEUR**

A- PARTIE SCIENTIFIQUE

CARACTÉRISTIQUES

RÉSUMÉ

présenté par des
spécifications de
d'ergodicité,
MFI (nombre de
dans le système

M.F.S.I

MOTIS-CLÉS

1. INTRODUCTION

d'attente
spécifiques
1987], [1987]
dans [Aissani]
le système
Alexandrov
distribution
formule de
d'attente
et la dist
[1979] (MFI)
de la courbe
probabilité
dans ce papier
pages. Les

1. Modèles Stochastiques

2. FORMULATION

le modèle
fonction
de deux types
circulaire

CARACTERISTIQUES ERGODIQUES DU SYSTEME NON FIABLE

$M_2/G_2/1/1$ AVEC RAPPELS

Aissani A., Université d'Annaba

RESUME. On montre que l'évolution d'un tel système est décrite par un processus linéaire par morceaux à variations spontanées des états, dont on établit les conditions d'ergodicité. Les distributions ergodiques des processus de saut $R(t)$ (nombre de requêtes en "orbite") et $A(t)$ (nombre de requêtes dans le système) sont obtenues en terme de z-transformées.

MOTS-CLES. Systèmes de files d'attente, processus linéaires par morceaux, condition d'ergodicité, distribution ergodique stationnaire.

1. INTRODUCTION. Une motivation majeure pour l'étude des modèles d'attente avec rappels découle de l'utilisation de protocoles spécifiques de communication dans certains réseaux de télécommunications tels que "Local Area Computer Network" [Hanske (1987)], [Tropper (1981)]. D'autres applications sont décrites dans [Aissani (1986), (1987)]. Le système $M/G/1/1$ (rappels) a été initialement étudié par [Alexandrov (1974)] qui obtient la fonction génératrice de la distribution stationnaire du nombre $R(t)$ d'abonnés dans le système (formule de Pollaczek-Khintchine). La distribution de la durée d'attente est obtenue par [Falin (1979), (1986)] et [Kulkarni (1986)]; et la distribution de la période d'activité par [Choo-Conolly (1979)] ($M/M/1/1$). [Kornichev] étudie l'influence de l'établissement de la communication et [Shkolny (1977)] donne une estimation de la probabilité de refus.

Dans ce papier, on considère le cas où le canal est sujet à des pannes. Les variations du processus de base sont imposées par:

- un flot d'appels "impatients";
- un flot d'appels "persistants";
- le flot des pannes du canal;
- la superposition des processus de renouvellement des flots de rappels "persistants".

L'évolution d'un tel système est décrite par un processus linéaire par morceaux à variations spontanées des états dont on établit les conditions d'ergodicité (théorème 1 et 3). La distribution ergodique stationnaire du processus de saut $R(t)$ (nombre d'abonnés dans le système) est obtenue en terme de z-transformée. Différentes caractéristiques ergodiques moyennes en découle.

2. FORMULATION MATHEMATIQUE. Par analogie aux notations de Kendall, le modèle considéré sera noté $M_2/G_2/1/k$ (rappel, ∞). Le fonctionnement d'un tel système est le suivant. Un canal unique, sujet à des pannes, assure le service d'abonnés de deux types. L'abonné " impatient " (type 1) qui trouve le service bloqué (canal en panne ou communication en cours) quitte

définitivement le système; l'abonné "persistant" renouvelle ultérieurement son appel jusqu'à obtention de la communication. L'occurrence d'une panne alors qu'une communication est en cours peut entraîner:

- cas 1. un nouveau service, après réparation avec conservation du service acquis ($k=1$).
- cas 2. idem, avec annulation du service acquis ($k=1$).
- cas 3. perte de l'abonné en cours à la date de panne ($k=0$)
- cas 4. idem, mais l'abonné peut rappeler ultérieurement.

Soit $S(t)$ une variable aléatoire (v.a.) binaire indiquant l'état du service. Les pannes peuvent se produire aussi bien lorsque le canal est libre ($S(t)=0$) ou bien lorsqu'une communication est en cours ($S(t)=1$).

(i) flot des pannes. Soit $f_0 = (f_n^0)_{n \geq 1}$ et $f_1 = (f_n^1)_{n \geq 1}$ deux suites de v.a. indépendantes (v.a.i.) identiquement distribuées.

(i.d.)
$$F_n^j(x) = P(f_n^j < x) = 1 - e^{-\theta_j x}, \quad \theta_j > 0, \quad j=0,1$$

La v.a. f_n^0 (resp. f_n^1) représente la durée de vie du canal jusqu'à une panne dont l'occurrence a lieu alors que le canal est inactif (resp. actif).

(ii) processus de réparation. Considérons ici l'interprétation énergétique [Gnedenko (1968)]. Soient $(w_n^j)_{n \geq 1}$, $j=0,1$; $n \geq 1$ des suites de v.a.i.i.d.

$$P(w_n^j < x) = R_j(x)$$

w_n^j est la quantité de travail nécessaire pour réparer la n -ième panne de type j ($=0,1$). Soit a_j la vitesse d'exécution de ce travail.

(iii) flot des appels. Soit $(\tau_n^k)_{n \geq 1}$, ($k=1,2$) deux suites de v.a.i.i.d. qui forment des flots homogènes de Poisson de taux λ_1 et λ_2 respectivement. La v.a.

$$t_n^k = \tau_1^k + \tau_2^k + \dots + \tau_n^k$$

représente la date du premier appel du n -ième abonné "persistant" ($k=1$) ou "impatient" ($k=2$).

(iv) processus de service. Soit $(\zeta_n^k)_{n \geq 1}$ une suite de v.a.i.i.d. de fonction de répartition

$$H_k(x) = P(\zeta_n^k < x) \quad (k=1,2)$$

ζ_n^k représente la quantité de travail à fournir pour servir

abonné de type k ; la vitesse d'exécution de ce travail étant égale à v_k .

(v) flot des rappels. Les dates de rappels d'un seul et même abonné "persistant" $t'_1 = \gamma_1$, $t'_2 = \gamma_1 + \gamma_2, \dots$ forment un processus de renouvellement de fonction de répartition $P(\gamma_i < x) = 1 - e^{-vx}$.

2. Théorèmes ergodiques. L'évolution du système est décrite par le processus aléatoire $X(t) = \{E(t), C(t), R(t); f(t)\}$
 $C(t) = 0$ si le canal est libre et $C(t) = 1$ (resp. $= 2$) si un abonné "persistant" (resp. "impatient") est en cours; $E(t)$ = nombre de serveurs en pannes à t ; $f(t) = 0$ si $E(t) = 0, C(t) = 0$;

$f(t) > 0$ représente la quantité de travail à fournir à partir de la date t pour achever la communication en cours (resp. pour réparer la panne), si à cette date $E(t) = 0$ (resp. $= 1$), $C(t) = k > 0$.

Théorème 1. Si les processus de service et de réparation sont telles que

(i)
$$h_k = \int_0^{\infty} [1 - H_k(x)] dx < \infty, \quad k=1,2$$

(ii)
$$r_j = \int_0^{\infty} [1 - R_j(x)] dx < \infty, \quad j=0,1$$

(iii) $f_n^1 = \infty$, pour tout $n \geq 1$ avec une probabilité égale à un i.e. les pannes ne peuvent se produire lorsque le canal est inactif

alors la condition nécessaire et suffisante d'ergodicité du processus $X(t)$ est de la forme

$$\rho = \frac{\lambda_1}{v_1} \int_0^{\infty} x dH_1(x) dx < 1 \quad (1)$$

Preuve. $X(t)$ est un processus linéaire par morceaux à variations instantanées des états [6]. Les dates de saut t_n représentent les dates d'occurrence de l'un des événements

$A: \{\text{appel}\} \cap U(t_n^-)$; $B: \{\text{rappel}\} \cap U(t_n^-)$; $C: \{\text{panne}\} \cap E(t_n^-) = 0$
 où l'évènement $U(t) = \{E(t)=0, S(t)=0\}$. A ces dates, la compo-
 sante $f(t)$ perçoit un saut égal à la quantité de travail nécess-
 saire au service (cas A ou B) ou à la réparation (cas C). Par
 la suite la composante $f(t)$ décroît avec une vitesse égale à
 $d f(t)/dt = -a_0$ (cas C) ou $d f(t)/dt = -v_k$ (cas A ou B). Dès que $f(t)$
 s'annule, on observe une période "interne" d'inactivité de durée
 d qui est de loi exponentielle de paramètre $\lambda_1 + \lambda_2 + \theta_0 + v_m$, si à
 la date t_0 , $f(t_0-0) > 0$, $f(t_0+0) = 0$ et $R(t_0+0) = m$. Les variations
 spontanées se produisent aux dates d'appels qui trouvent le ser-
 vice bloqué auquel cas la composante $R(t)$ perçoit un saut de
 probabilité

$$P(R(t+h)=k+1 / R(t)=k ; E(t)=1 \text{ ou } C(t) \neq 0) = \lambda_1 + o(h) \quad (k \geq 1)$$

Notons que $X(t)$ est un processus régénératif i.e. il existe un
 état e_0 tel que pour tout $t, d > 0$, $n \geq 1$, $0 < d_1 < d_2 < \dots < d_n < t$ et pour
 tous Boréliens B, B_1, \dots, B_n de $\Omega = \{0, 1\} \otimes \{0, 1, 2\} \otimes \mathbb{N} \otimes \mathbb{R}^+$

$$P(X(t+d) \in B / X(t) = e_0, X(t-d_1) \in B_1, \dots, X(t-d_n) \in B_n) =$$

$$P(X(t+d) \in B / X(t) = e_0)$$

Il suffit de prendre pour e_0 l'état tel que

$$(\{E(d_n-0)=1\} \cup \{C(d_n-0) > 0\}) \cap \{R(d_n-0)=0\}$$

$$E(d_n+0)=0, \quad C(d_n+0)=0, \quad R(d_n+0)=0$$

Soit $H(t)$ la fonction de renouvellement. Logiquement on a deux

$$\text{cas } \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{H(t)}{t} > 0 \quad (2) \qquad \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{H(t)}{t} = 0 \quad (3)$$

De la première condition, il résulte que l'espérance mathématique
 de l'intervalle entre deux régénérations est fini; dans ce cas,
 le théorème de Smith permet de conclure à l'existence de la
 distribution ergodique du processus $X(t)$. Montrons qu'en fait

c'est le premier cas qui a lieu. Soit \mathcal{G} la période d'activité.

Lemme 1. Si $\rho < 1$, alors pour $M_2/G_2/1/k$ (rappel, ∞) fiable, $E(\mathcal{G}) < \infty$

Preuve. Raisonnement analogue à [Falín (1986)] avec quelques légères modifications.

Lemme 2. Dans les conditions du théorème , $E(\mathcal{G}) < \infty$.

Preuve. Soit t_0 la date de fin de période d'activité . On a deux possibilités: (1) Après t_0 , un appel se produit avant l'occurrence d'une panne; (2) C'est une panne qui se produit en premier.

La probabilité du premier évènement vaut $p_A = (\lambda_1 + \lambda_2) / (\lambda_1 + \lambda_2 + \theta_0)$ alors que celle du second évènement $p_B = 1 - p_A$. Par conséquent ,

$E(\mathcal{G}) = p_A E_A(\mathcal{G}) + p_B E_B(\mathcal{G})$. E_A coincide avec la période d'activité pour le système fiable . Il est évident que $(L = \max(v_1, v_2, a_0))$

$(1/L) [\max(\tau^1, \tau^2, w^0)] + j_m \leq (1/L) [\max(\tau^1, \tau^2, f^0)] + j_1 = b$ avec une probabilité égale à un, où $j_m = \min(\tau^1, \tau^2, f^0, \delta_m)$ et δ_m est la durée entre deux rappels succesifs sachant $R(t) = m$

La v.a. b admet une densité et $E(b) < \infty$. On peut alors majorer $E_A(\mathcal{G})$ par $E(\mathcal{G}')$ où \mathcal{G}' est la période d'activité du système $M_2/G_2/1/\infty$ pour lequel $E(\mathcal{G}') < \infty$. De la même manière $E_B(\mathcal{G}) < \infty$

Enfin $E(d_n - d_{n-1}) = E(\min(f^0, \tau^1, \tau^2)) + E(\mathcal{G})$

Soient $P_{00}(m, t) = P(E(t) = 0, C(t) = 0, R(t) = m)$

$P_{ij}(m, x, t) = P(E(t) = i, C(t) = j, R(t) = m; f(t) < x)$, $(i, j, m; x) \in \Omega$, $t > 0$

Théorème 2. Dans les conditions du théorème 1, les probabilités ergodiques stationnaires

$P_{00}(m) = \lim_{t \rightarrow \infty} P_{00}(m; t)$; $P_{ij}(m, x) = \lim_{t \rightarrow \infty} P_{ij}(m, x; t)$ (4) existent et sont solutions du système d'équations différentielles

$$(\lambda_1 + \lambda_2 + \theta_0 + vm)P_{00}(m) = v_1 \frac{dP_{10}(m, 0)}{dx} + v_2 \frac{dP_{02}(m, 0)}{dx} + a_0 \frac{dP_{10}(m, 0)}{dx}$$

(5)

$$\lambda_1 P_{10}(m, x) = a_0 \theta_{10}(m, x) + \lambda_1 P_{10}(m-1, x)^* + \theta_0 P_{00}(m) R_0(x) \quad (6)$$

$$\lambda_1 P_{0j}(m, x) = v_1 \theta_{0j}(m, x) + \lambda_1 P_{0j}(m-1, x)^* + \lambda_j P_{00}(m) H_j(x) + v(m+1) P_{00}(m+1) H_j(x)^{**} \quad (7)$$

so l'opérateur

$$\theta_{ij}(m, x) = \frac{dP_{ij}(m, x)}{dx} - \frac{dP_{ij}(m, 0)}{dx}$$

"*" indique que le terme est absent pour $m=0$ et "**", pour $j=2$.

Si $\rho > 1$, la distribution de $X(t)$ est singulière.

Preuve. Classique [Ivtshenko (1982)].

Théorème 3. Si les conditions (i) et (ii) du théorème 1 sont remplies, alors pour le modèle 4, la condition d'ergodicité est de la forme:

$$\rho = \frac{\lambda_1}{v_1 \theta_1} [1 - h_1(\theta_1)] [1 + \theta_1 r_1 + \frac{\lambda_1 \theta_1}{v_1}] < 1 \quad (8)$$

Dans ce cas, la distribution ergodique (4) est solution du système constitué de l'équation (5) et des équations

$$\lambda_1 P_{10}(m, x) = a_0 \theta_{10}(m, x) + \lambda_1 P_{10}(m-1, x)^* + \theta_0 P_{00}(m) R_0(x) + \theta_1 P_{01}(m-1, \infty) R_1(x)^* + \theta_1 P_{02}(m, \infty) R_1(x) \quad (9)$$

$$(\lambda_1 + \theta_1) P_{0j}(m, x) = v_j \theta_{0j}(m, x) + \lambda_1 P_{0j}(m-1, x) + \lambda_j P_{00}(m) H_j(x) + v(m+1) P_{00}(m+1) H_j(x)^{**}, \quad j=1, 2 \quad (10)$$

4. DISTRIBUTION DU PROCESSUS DE SAUT $R(t)$.

Soit
$$Q(z) = \lim_{t \rightarrow \infty} E(z^{R(t)})$$

qui est convergente au moins dans le disque $|z| < 1$.

Introduisons d'autre part les transformées de Laplace-Stieltjes

$$h_k(s) = E(e^{-s\tau_k}), \quad (k=1, 2); \quad r_j(s) = E(e^{-s\tau_j}), \quad (j=0, 1)$$

Notons

$$\bar{h}_i(z) = h_i(\theta_1 v_i^{-1} + \lambda_1 v_i^{-1} (1-z))$$

$$\bar{r}_j(z) = r_j(\lambda_1 a_0^{-1} (1-z)) \quad ; \quad a_1(z) = \theta_1 / (\theta_1 + \lambda_1 - \lambda_1 z)$$

Théorème 4. Dans les conditions du théorème 1, la distribution ergodique du processus de saut $R(t)$ existe et

$$Q(z) = p_0 u(z) \exp\left(\int_z^1 v(y) dy\right) \quad (11)$$

$$u(z) = 1 + \theta_0 \frac{1 - \bar{r}_0(z)}{\lambda_1 - \lambda_1 z} + v \frac{1 - \bar{h}_1(z)}{\lambda_1 - \lambda_1 z} v(z) + \sum_{i=1}^2 \lambda_i \frac{1 - \bar{h}_i(z)}{\lambda_1 - \lambda_1 z}$$

$$v(z) = \frac{\theta_0 [1 - \bar{r}_0(z)] + \lambda_1 [1 - \bar{h}_1(z)] + \lambda_2 [1 - \bar{h}_2(z)]}{v [\bar{h}_1(z) - z]}$$

et
$$p_0 = (1 - \rho) / [1 + (\lambda_2 h_2 / v_1) + (\theta_0 r_0 / a_0)]$$

Preuve. Soient les fonctions génératrices partielles

$$Q_{00}(z) = \sum_{m=0}^{\infty} z^m P_{00}(m) \quad \text{et} \quad G_{ij}(z, x) = \sum_{m=0}^{\infty} z^m P_{ij}(m, x)$$

et
$$f_{ij}(z, s) = \int_0^{\infty} e^{-sx} G_{ij}(z, x) dx$$
. En appliquant ces transformations au système (6), (7), on obtient

$$s(a_0 s - \lambda_1 + \lambda_1 z) f_{10}(z, s) = a_0 (dG_{10}(z, 0)/dx) - \theta_0 Q_{00}(z) r_0(s) \quad (12)$$

$$s(v_j s - \lambda_1 + \lambda_1 z) f_{0j}(z, s) = v_j (dG_{0j}(z, 0)/dx) - (\lambda_j Q_{00}(z) + v(dQ_{00}(z)/dz)^{**}) h_j(s) \quad (13)$$

Pour $s = \lambda_1 a_0^{-1} (1 - z)$, la partie droite de (12) s'annule. Puisque $f_{10}(z, s)$ est une fonction analytique dans le demi-plan $\text{Re}(s) > 0$, alors la partie gauche doit aussi s'annuler. C'est pourquoi

$$(dG_{10}(z, 0)/dx) = \theta_0 a_0^{-1} Q_{00}(z) r_0(z) \quad (14)$$

et
$$(dG_{0j}(z, 0)/dx) = v_j^{-1} (\lambda_j Q_{00}(z) + v(dQ_{00}(z)/dz)^{**}) \bar{h}_j(z) \quad (15)$$

Substituant ces expressions dans (12)-(13), nous obtenons

$$f_{10}(z, s) = \frac{\theta_0 [\bar{r}_0(z) - r_0(s)]}{s(a_0 s - \lambda_1 + \lambda_1 z)} Q_{00}(z)$$

et

$$r_{0j}(z, s) = \frac{[\bar{h}_j(z) - h_j(s)] [\lambda_j Q_{00}(z) + v (dQ_{00}(z)/dz)^{**}]}{s(v_j s - \lambda_1 + \lambda_1 z)}$$

Notons à présent qu'en vertu de (14)-(15), l'équation (5) devient

$$(\lambda_1 [1 - \bar{h}_1(z)] + \lambda_2 [1 - \bar{h}_2(z)] + \theta_0 [1 - \bar{r}_0(z)]) Q_{00}(z) + v (\bar{h}_1(z) - z) (dQ_{00}(z)/dz)$$

La solution de cette équation différentielle ordinaire est

$$Q_{00}(z) = k_0 \exp \int_0^z v(y) dy$$

Il est évident que $Q(z) = Q_{00}(z) + G_{10}(z, \infty) + G_{01}(z, \infty) + G_{02}(z, \infty)$ (16)

D'autre part en vertu du théorème de la valeur initiale

$$G_{10}(z, \infty) = \lim_{s \rightarrow 0} s f_{10}(z, s) = \theta_0 [1 - \bar{r}_0(z)] [\lambda_1 - \lambda_1 z] Q_{00}(z)$$

$$G_{0j}(z, \infty) = [\lambda_j + v v(z)^{**}] [1 - \bar{h}_j(z)] [\lambda_1 - \lambda_1 z] Q_{00}(z)$$

D'ici, en tenant compte de (16), nous obtenons (11). La constante

P_0 s'obtient à partir de la considération évidente $P_0 = Q_{00}(1)$. On

l'obtient aisément en utilisant la condition $Q(1) = 1$ (on pose $z = 1$

dans l'expression (11) et on utilise ensuite la règle de

l'Hospital).

Théorème 5. Dans les conditions du théorème 3 et si de plus

on a la condition (8), alors la distribution ergodique

stationnaire du processus de saut $R(t)$ est donnée par (11) où

$$v(y) = \frac{\lambda_1 [1 - \bar{h}_1(z)] [1 + z a_1(z) \bar{r}_1(z)] + \lambda_2 [1 - \bar{h}_2(z)] [1 + a_1(z) \bar{r}_1(z)] + \theta_0 [1 - \bar{r}_0(z)]}{\bar{h}_1(z) + z a_1(z) [1 - \bar{h}_1(z)] - z}$$

$$u(z) = 1 + [z f(z) + 1] g_1(z) (\lambda_1 + v v(z)) + \lambda_2 (f(z) + 1) g_2(z)$$

$$f(z) = \frac{\theta_0 - \theta_0 \bar{r}_0(z) + \theta_1 - \theta_1 \bar{r}_1(z)}{\lambda_1 - \lambda_1 z}; \quad g_1(z) = \frac{a_1(z)}{\theta_1} [1 - \bar{h}_1(z)]$$

3. DISTRIBUTION DE $A(t)=R(t)+S(T)$. Ce processus de saut représente le nombre de requêtes dans le système à la date t . Il est évident que dans les conditions des théorèmes ergodiques

$$a_0 = \lim_{t \rightarrow \infty} P(A(t)=0) = P_{00}(0) + P_{10}(0)$$

$$a_m = \lim_{t \rightarrow \infty} P(A(t)=m) = P_{00}(m) + P_{01}(m-1) + P_{10}(m) + P_{02}(m)$$

La z -transformée de cette distribution s'obtient aisément

$$P(z) = Q_{00}(z) + Q_{10}(z, \infty) + Q_{02}(z, \infty) + zQ_{01}(z, \infty)$$

Remarque 1. La z -transformée de la distribution $\{a_m\}$ s'obtient aisément pour tous les modèles en utilisant la méthode de Gaver et al. [Aissani (1986)]. Notons cependant que la remarque n'est pas vérifiée pour le processus $R(t)$.

Remarque 2. Les résultats précédents permettent d'obtenir les caractéristiques ergodiques moyennes des processus $R(t)$ et $A(t)$.

REFERENCES

1. Aissani A. Queuing systems with unreliable single server. Vistnik Biel.Univ. Seria N°1, "Phys., Mat., Mekh." BelNIINTI N°756 Be D-83, pp. 1-131, Minsk 1983 (russe)
2. Aissani A. Systèmes de files d'attente avec pannes. 1^{ère} Conf. Nat. "Stat. & Appl.", Constantine, 12-16 avril, 1986.
3. Falin G.I. On the waiting time process in a single-line queue with repeated calls, J. Appl. Prob. 23, N°1, 1986.
4. Falin G.I. On sufficient conditions for ergodicity of multichannel queuing systems with repeated calls, Adv. Appl. Prob. 16, 447-448, 1984.
5. Hanscke T. Explicit formulas for the characteristics of the M/M/1/2 queue with repeated attempts, J. Appl. Prob. 24, 486-495, N°2, 1987.
6. Ivtshenko G.I., Kashtanov V.A., Kovalenko I.N. Queuing theory. Vishaia shkola. Moscow. 1982. (in russian).
7. Kulkarni V.G. Expected waiting times in a multiclass batch arrival retrial queue, J. Appl. Prob. 23, N°1, 1986.

ESTIMATION ADAPTIVE DE LA FIABILITE DES MODELES DYNAMIQUES -o-

KEATSKEVITCH Guennadi
BAHEDDI Aissa

INSTITUT NATIONAL DE LA PLANIFICATION ET DE LA STATISTIQUE.
11, CHEMIN DOUDOU MOKHTAR, BEN AKNOUN, ALGER.

RESUME : Nous considérons le problème de la recherche séquentielle du changement des paramètres (ou de structure) des processus réels tels que les modèles macroéconomiques. On peut décrire un processus à l'aide du modèle autoregressif $AR(p)$ dans le cas des erreurs gaussiennes corrélatives. Le changement des paramètres est dû à une non vérification de l'hypothèse statistique neutre H_0 . Dans ce but, on utilise la statistique du critère- F dans sa forme récursive. Nous présentons un exemple économique.

MOTS CLES : Série temporelle - Modèle autoregressif - Erreurs corrélatives - ordre - Paramètres - Critère de décision - Intervalle de quasistationnarité - Instant du changement du modèle.

1.1.1. HYPOTHESES DU MODELE ET ENONCE DU PROBLEME :

Considérons une famille de processus linéaire à temps discret de la forme suivante : $y_t = \sum_{i=1}^p c_i(t) y_{t-i} + \varepsilon_t$, $t=1, \dots, T$ (1)

- y_t est l'observation à l'instant t de la variable d'état Y_t ;
- $\{\varepsilon_t\}$ est une suite de variables aléatoires normales appelées "bruit couleur" avec une espérance nulle $E(\varepsilon_t) = 0$ et de variance σ_ε^2 finie, telle que $E(\varepsilon_t \cdot \varepsilon_\tau) = \sigma_\varepsilon^2 \rho(t, \tau)$;
- $c_i(t)$, $i=1, \dots, p$, sont des paramètres qui sont fonctions du temps et p est l'ordre du modèle.

Les paramètres $c_i(t)$, ρ , σ_ε^2 sont inconnus. Les paramètres $c_i(t)$ et / ou p changent leurs valeurs à des instants inconnus $\{t_j, j=1, 2, \dots\}$ tels que $\min_j (t_j - t_{j-1}) \geq p + N_0$; $t_0 = 0$, où t_0 est le temps initial, N_0 étant le nombre d'observations nécessaires comme données initiales à l'équation (1).

C'est à dire, $C_i(t) = c_i^{(j-1)} + \sum_j (c_i^{(j)} - c_i^{(j-1)}) \cdot \mathbb{1}_{(t-t_j)}$, $i=1, \dots, p$.

Ici, $\mathbb{1}_{(A)}$ est la fonction indicatrice de l'événement A.

Le problème est d'estimer tous les inconnus à l'aide des $\{y_t\}$.

REMARQUE : Si $C_p(t)$ est nul, il y a changement de la structure du modèle, donc changement de l'ordre p; et si $C_p(t) \neq 0$ il y a changement des paramètres dans le cadre de la structure initiale. De l'équation (1) on déduit le polynôme caractéristique $P(z)$ suivant: $P(z) = 1 - C_1(t)z - \dots - C_p(t)z^p$; ce polynôme est de degré p.

2.1.1. DEFINITION DE LA STATIONNARITE :

Un processus est dit stationnaire faible si :

$$E\{y_t\} = \mu < \infty, \forall t; \quad E\{y_t - \mu\}^2 < \infty, \forall t;$$

$$E\{(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)\} = \gamma_k < \infty, \forall t \text{ et } \forall k.$$

Cette stationnarité est dite forte si la fonction de répartition: $F(y_t, \dots, y_{t+p}) = F(y_s, \dots, y_{s+p})$, $\forall t, \forall s$ et $\forall p$.

Dans le cas de la loi normale la stationnarité faible est aussi forte.

- DEFINITION DE L'AUTOCOVARIANCE ET DE L'AUTOCORRELATION.

La covariance entre y_t et y_{t+k} d'un même processus est appelée autocovariance.

Pour un processus stationnaire de moyenne μ , la structure de la covariance est complètement décrite par la suite $\gamma_k = E\{(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)\}$, $k = 0, 1, 2, \dots$.

Chaque γ_k est appelé fonction d'autocovariance du processus $\{y_t\}$.

En particulier $\gamma_0 = \text{Var}(y_t)$.

Si on divise γ_k par γ_0 on obtient $\{\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}\}_{k=1, \dots}$,

qu'on appelle fonction d'autocorrélation du processus y_t .

Le coefficient de corrélation partielle des y_t et y_{t+k}

se détermine par:
$$\rho_{y_t, y_{t+k} / y_{t+1}, \dots, y_{t+k-1}} = \frac{E\{(y_t - \sum_{i=1}^k c_i(t) y_{t+i})(y_{t+k} - \sum_{i=1}^{k-1} c_i(t) y_{t+i})\}}{\sqrt{E(y_t - \sum_{i=1}^k c_i(t) y_{t+i})^2 \cdot E(y_{t+k} - \sum_{i=1}^{k-1} c_i(t) y_{t+i})^2}}$$

2.1.1. METHODES DE RESOLUTION DU PROBLEME :

On montre la stationnarité du modèle AR (p), où l'ordre p est connu (fini), en étudiant le polynôme caractéristique $P(z)$ [1].

Si toutes les racines de polynôme sont à l'extérieur du cercle unité alors le modèle AR (p) engendré par ce polynôme $P(z)$ est stationnaire.

On peut étudier la stationnarité du modèle AR (p), en étudiant le système suivant:

$$\rho_k = \sum_{i=1}^p c_i(t) \rho_{k-i}, \quad \forall k$$
 . Ces équations différences sont dites équations de Yule-Walker [1] .

Elles ont pour solution générale:

$$\rho_k = \sum_{i=1}^p \psi_i \lambda_i^k, \quad \forall k \geq 0,$$

où $\lambda_i, i=1, 2, \dots, p$, sont les racines de l'équation suivante :

$$z^p - c_1(t)z^{p-1} - \dots - c_{p-1}(t)z - c_p(t) = 0 \quad (2)$$

Le modèle, est stationnaire si toutes les racines de l'équation (2) sont à l'intérieur du cercle unité.

2.2.1. ESTIMATION DANS LE CAS OÙ L'ORDRE P EST CONNU.

- Estimation des paramètres.

Etant donné N_0 observation y_1, \dots, y_{N_0} le problème consiste à estimer les paramètres inconnus $c_i(t), i=1, \dots, p$, en supposant p connu. C'est à dire, que l'on fait une estimation à l'intérieur d'un intervalle de quasistationnarité. Les variables y_{t-1}, \dots, y_{t-p} sont corrélées.

Si on adopte l'approche des moindres carrés pour les erreurs décorrélés ^[2] alors on estime les $c_i(t), i=1, \dots, p$, en minimisant la fonctionnelle suivantes :

$$Q(c_1(t), \dots, c_p(t)) = \sum_{t=p+1}^{N_0} \tilde{\varepsilon}_t^2 = \sum_{t=p+1}^{N_0} \left(y_t - \sum_{i=1}^p c_i(t) y_{t-i} \right)^2$$

Dans le cas de la loi normale l'estimateur par la méthode du maximum de vraisemblance est identique à l'estimateur par la méthode des moindres carrés. Comme la transformation de $(\varepsilon_{p+1}, \dots, \varepsilon_{N_0})$ à $(y_{p+1}, \dots, y_{N_0})$ a pour Jacobien l'unité, on a

$$f(y_{p+1}, \dots, y_{N_0}) = \left(\frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon^2} \right)^{N_0-p} \exp \left(-\frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} Q(c_1(t), \dots, c_p(t)) \right)$$

Cette fonction représente la densité de probabilité conditionnelle de $(y_{p+1}, \dots, y_{N_0})$ sachant (y_1, \dots, y_p) . Comme $f(y_1, \dots, y_p) = \left(\frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon^2} \right)^{p/2} |V_p|^{1/2} \exp \left(-\frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} y^T V_p^{-1} y \right)$, où $|V_p|$ est déterminant de la matrice V_p qui est tel que $\sigma_\varepsilon^2 V_p^{-1}$ est la matrice de variance-covariance $y^T = (y_1, \dots, y_p)$,

On obtient

$$f(y_1, \dots, y_{N_0}) = \left(\frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon^2} \right)^{\frac{N_0}{2}} \exp \left(-\frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} \tilde{Q}(c_1(t), \dots, c_p(t)) \right),$$

où $\tilde{Q}(c_1(t), \dots, c_p(t)) = y^T V_p^{-1} y + Q(c_1(t), \dots, c_p(t))$.

$\min_{\{c_i(t), i=1, \dots, p\}} \tilde{Q}(c_1(t), \dots, c_p(t))$ nous donne :

$$\sum_{t=1}^{N_0} \left(y_t - \sum_{i=1}^p \hat{c}_i(t) y_{t-i} \right) \cdot y_{t-j} = 0, \quad j=1, \dots, p; \quad (3)$$

comme $\sum_{t=1}^{N_0} (y_{t-i} y_{t-j}) = N_0 \hat{R}(j-i)$ on suppose que $E(y_t) = 0, \forall t$

où $\hat{R}(k)$ est l'estimation de la fonction d'autocovariance γ_k .

L'équation (3) devient $\hat{R}(j) = \sum_{i=1}^p c_i(t) \hat{R}(j-i), \quad \forall j=1, \dots, p$.

On écrit le système sous sa forme matricielle:

$$\hat{R}_p c(t) = \hat{z}, \quad \text{où } c(t) = (c_1(t), \dots, c_p(t))^T,$$

$$\hat{z} = (\hat{R}(1), \dots, \hat{R}(p))^T,$$

et $\hat{R}_p = \begin{pmatrix} \hat{R}(0) & \dots & \hat{R}(p-1) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{R}(p-1) & \dots & \hat{R}(0) \end{pmatrix}$ qui est symétrique semi-définie positive.

Pour la détermination du vecteur $\hat{c}(t)$ on résoud le système par les méthodes de résolutions itératives, (par exemple, MMC - itérative [2]).

ESTIMATION DE LA VARIANCE.

Pour l'estimation de la variance on utilise le résultat standard de la théorie des hypothèses linéaires:

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{N_0 - 2p - 1} Q(\hat{c}_1(t), \dots, \hat{c}_p(t)) \quad (4)$$

Les fonctions de corrélation $\rho(t, \tau), t \neq \tau$ peuvent être estimées par les corrélations empiriques des résidus d'observations.

2.3 ESTIMATION DANS LE CAS OÙ L'ORDRE P EST INCONNU :

Dans la section précédente on a discuté les problèmes d'estimation des paramètres des modèles à l'ordre fini p. En pratique cet ordre est fixe mais inconnu. Le changement d'ordre est dû à une non vérification de l'hypothèse statistique neutre $H_0: AR(k)$ contre $H_1: AR(k+1)$ et on continue d'accroître la valeur k jusqu'à un résultat non significatif du test.

2.3.1. PRESENTATION DES METHODES DE RESOLUTION DU PROBLEME

Si on a juste un modèle AR (p) où p est inconnu mais fini et si on choisit une valeur de p plus petite de la vraie valeur alors l'estimateur sans biais $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ correspondant à cet ordre p sera supérieur à la vraie variance du modèle.

En 1970 Box and Jenkins [1] ont suggéré pour les modèles autoregressif l'étude d'une information supplémentaire à $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ qui consiste à examiner les coefficients d'autocorrélations partiels $\pi_k = -c_k(t)$, $k=1,2,\dots$ où $c_k(t)$ est le dernier coefficient du modèle AR (k).

Donc π_k est le coefficient d'autocorrélation partiel entre y_t et y_{t+k} , on étudie cette fonction d'autocorrélation partielle π_k en fonction de l'ordre k :

Si $\pi_k = 0, \forall k > p$, alors AR(p) est le modèle recherché; l'estimateur $\hat{\pi}_k = -\hat{c}_k(t)$ et les coefficients $\hat{c}_i(t), i=1, \dots, k$ sont estimés par les équations de Yule-Walker.

Il existe une méthode itérative, pour le calcul des $\hat{c}_k(t)$ proposée par Durbin en (1960) et développée par T. Anderson en (1971) [3] :

$$\hat{c}_{k+1}(t) = \hat{c}_k(t) - \hat{c}_{k+1,k+1}(t) \cdot \hat{c}_{k,k-j+1}(t), \quad \forall j=1, \dots, k \quad (5)$$

$$\text{où } \hat{c}_{k+1,k+1}(t) = \frac{\hat{R}(k+1) - \sum_{i=1}^k \hat{R}(k+1-i) \hat{c}_{k,i}(t)}{\hat{R}(0) - \sum_{i=1}^k \hat{R}(i) \hat{c}_{k,i}(t)},$$

$\hat{c}_{p,i}^L(t)$: estimateur du $i^{\text{ème}}$ paramètre du modèle d'ordre p à l'instant t;
 $\hat{R}(j)$: est l'estimateur de la fonction d'autocorrélation de retard j.

2.3.2. CRITERE-F ASSURANT LA SOLUTION DU PROBLEME

La solution du problème de la recherche de p se réalise à l'aide du critère statistique de la vérification de l'hypothèse suivante :

$$H_0 : \pi_k \neq 0 ;$$

la fonction de décision du critère est la statistique suivante, [3], [4] :

$$F_{p+1/p} = \frac{(\hat{c}_{p+1,p+1}^L(t))^2 \cdot (t-p-N_0-1)}{(1 - (\hat{c}_{p+1,p+1}^L(t))^2)} \quad (6)$$

et on arrête itérations à l'ordre p quand :

$$F_{p+1/p} \leq F_\alpha(1, t-p-N_0-1)$$

$F_{\alpha}(s, t-p-N_0-1)$ est le quantile de la loi Fisher-Snedecor au seuil α .

Il existe d'autres critères de détermination de l'ordre.
 Mais que le critère d'Akaike sur l'erreur de prédiction finale :

$$FPE(\kappa) = \frac{T+\kappa}{T-\kappa} \cdot \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2, \quad (7) \text{ où l'ordre } \hat{p} \text{ optimal minimise ce critère : } \hat{p} = \arg \min_{\kappa} FPE(\kappa).$$

Ensuite Akaike a proposé le critère suivant

$$FPE^{\beta}(\kappa) = \frac{1 + \frac{\kappa}{T} \beta}{1 - \frac{\kappa}{T}} \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2, \quad 0 < \beta < 1. \quad (8)$$

Il a encore proposé un troisième critère en (1973-74) pour l'estimation de l'ordre des modèles autoregressifs, basé sur une extension du principe du maximum de vraisemblance :

Pour un processus gaussien on a :

$$AIC(\kappa) = \ln \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 + \frac{2\kappa}{T}, \text{ et l'ordre optimal } \hat{p} \text{ minimise le critère : } \hat{p} = \arg \min_{\kappa} AIC(\kappa). \quad (9)$$

On remarque que $\log FPE(\kappa) = AIC(\kappa) + \sigma\left(\frac{1}{T^2}\right)$.

En (1978) Schwarz a proposé le critère suivant :

$$SC(\kappa) = \ln \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 + \kappa \ln T/T. \quad (10)$$

Tous les critères (7)-(10) ne sont pas opérationnels, c'est pourquoi le critère-F adaptif (6) est utilisé ici.

2.4.1. METHODE D'ESTIMATION DES INTERVALLES DE QUASISTATIONNARITE

Pour trouver la tendance du changement des paramètres on utilise le principe du rapport de vraisemblance, et on décide d'accepter l'hypothèse : $H_0^{(j)} : c_i(t) = c_i^{(j-1)}$,

$$\text{Si l'ensemble } S_j = \left\{ s : \frac{F^{(j)}}{n-s/t+s} > F_{\alpha}, s=0, \dots, n-1; n=1, 2, \dots \right\} = \emptyset,$$

pour $s \in [\hat{t}_{j-1}, \hat{t}_{j-1} + t + n]$, où $F_{\alpha}(n-s, t+s-p-N_0-1)$ est le quantile d'ordre α de la loi de Fisher-Snedecor.

Si non, c'est à dire $S_j \neq \emptyset$, suivant le concept de [4], on utilise comme estimateur de t_j (instant du changement des paramètres):

$$\hat{t}_j = \hat{t}_{j-1} + t + s^*, \quad \text{où } s^* = \max_{s \in S_j} \{s\}.$$

$F_{n/t}^{(j)}$ est la statistique de décision du test de la correspondance des n observations complémentaires du modèle estimé par t observations précédentes à partir des moments: $\hat{t}_{j-1} + 1$.

EXEMPLE :

Presque tous les modèles, décrivant un comportement d'un aspect économique, peuvent se mettre sous forme d'un processus dynamique.

Nous étudions par exemple la fonction de consommation ou l'épargne des ménages.

Cette fonction est de la forme

$$C_t = \alpha_1 Y_t + \alpha_2 C_{t-1} ,$$

C_t est la dépense en consommation, à l'instant t ,

Y_t est le revenu disponible ,

C_{t-1} est la consommation à l'instant $(t-1)$, cette variable décrivant les habitudes de consommation.

En remplaçant successivement les C_{t-i} par les Y_{t-i} on obtient

$$C_t = \alpha_1 Y_t + \alpha_2 \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2^2 \alpha_1 Y_{t-2} + \dots$$

Ce modèle a la forme d'un modèle autoregressif d'ordre 1.

-o- BIBLIOGRAPHIE -o-

- 1 - M.B. Priestley: Spectral Analysis and Time Series, Acad. Press, N.Y., 1981.
- 2 - G.A. Medvedev: Estimation Adaptive à l'aide des échantillons dépendants "Vestnic B.G.U." série 1, N3, 1981, pp 46-50.
- 3 - T.W. Anderson: The Statistical Analysis of time series, JWiley, N.Y., 1971.
- 4 - V. Kaminskas, K. Shydlauskas: Recherche séquentielle du changement des propriétés d'une série temporelle autoregressive : dans "Problèmes stat. de la commande" Vilnius, V.6 5, 1984, p84-89.

QUELQUES RESULTATS SUR LA STABILITE FORTE D'UN MODELE DE REFUS (Défaillance avec ingérence)

Djamil AISSANI
LAMOS

Laboratoire de Modélisation Stochastique
I.N.E.S de Béjaia (Algérie)

1. Introduction

Pour les fiabilistes, la sécurité (safety) est la probabilité qu'aucun accident ne survienne. Il est vrai qu'à l'heure actuelle, les défaillances des systèmes complexes (notamment ceux qui assurent le contrôle des centrales nucléaires ou des processus chimiques, pilotage d'avion,...) peuvent avoir des conséquences catastrophiques [3].

Le modèle présenté dans ce travail peut être considéré comme un modèle de refus pour lequel la réparation de l'élément défaillant peut être reporté jusqu'au moment de la fin de service de la demande sur l'appareil.

2. Stabilité Forte d'un Modèle de Refus

2.1. Considérons un système de files d'attente $M_2/G_2/1$ avec priorité relative, de fonction de répartition de la durée de service du flot prioritaire B_1 et non prioritaire B_2 . On suppose que la capacité de la file est infinie, alors que le service se fait par ordre d'arrivée (dans chaque flot). Par ailleurs, on notera par λ l'intensité du flot non prioritaire et $\lambda\theta$ celle du flot prioritaire.

Supposons que le paramètre θ est petit (c'est-à-dire que les pannes prioritaires se produisent rarement dans le système). Notons X_n^i , $i = 1, 2$, le nombre de demandes de la $i^{\text{ème}}$ priorité au moment de la fin de service de la $n^{\text{ème}}$ demande. Il est aisé de voir que la suite double $X_n = (X_n^1, X_n^2)$ forme une chaîne de Markov de noyau de transition $P_\theta = \|P_{ke}(i, j, \theta)\|_{i, j=0}^\infty$ (voir [2]).

Considérons en même temps un système de files d'attente $M_2/G_2/1$ avec priorité relative quand θ tend vers zéro et ayant les mêmes durées de service que le premier système. Le noyau de transition de la chaîne de Markov correspondante sera noté

$$P_0 = \|P_{ke}(i, j, 0)\|_{i, j=0}^\infty$$

2.2. Soit $\mathcal{M} = \{\mu(i, j)\}$ l'espace des mesures finies sur $\mathbb{N} \times \mathbb{N}$. Le noyau de transition

$P = \|P_{ke}(i, j)\|$ donne une application linéaire $P_{ke} : \mathcal{M} \rightarrow \mathcal{M}$. Notons également η l'espace des fonctions mesurables, bornées sur $\mathbb{N} \times \mathbb{N}$. Le symbole Pf pour $f \in \eta$ désignera la fonction

$$(Pf)(k, \epsilon) = \sum_{i \geq 0} \sum_{j \geq 0} f(i, j) \cdot P_{ke}(i, j)$$

Introduisons à présent, dans \mathcal{M} , une classe spéciale de normes. Soit $V(n, m)$ une fonction *lisse* (pas nécessairement bornée), différente de zéro sur $\mathbb{N} \times \mathbb{N}$.

Définissons $\|\mu\|_v = \sum_{i \geq 0} \sum_{j \geq 0} V(i, j) |\mu(i, j)|$, où $|\mu|$ désigne la variation de la mesure μ .

Cette norme met en évidence dans la classe de tous les opérateurs linéaires, l'espace \mathcal{B} des opérateurs linéaires bornés, de norme

$$\|P\|_v = \sup_{k \geq 0} \sup_{\epsilon \geq 0} \frac{1}{V(k, \epsilon)} \sum_{i \geq 0} \sum_{j \geq 0} V(i, j) P_{ke}(i, j)$$

Toutes les notions et notations non définies dans ce travail peuvent être consultées dans [2]. En particulier, la définition de la stabilité forte, l'expression des symboles $\mu P, \mu f$ pour $\mu \in \mathcal{M}$, ainsi que l'expression de la norme induite dans η .

2.3. D'après le critère de stabilité forte (voir par exemple [2]), pour vérifier la stabilité forte de la chaîne X_n , il est suffisant de trouver une mesure μ et une fonction h sur $\mathbb{N} \times \mathbb{N}$, telles que:

- A) le noyau $T_{ke}(i, j) = P_{ke}(i, j) - \mu(i, j) \cdot h(k, \epsilon)$ soit non négatif.
- B₁) il existe $\rho < 1$ tel que $(TV)(k, \ell) \leq \rho \cdot V(k, \ell)$ pour tout $(k, \ell) \in \mathbb{N} \times \mathbb{N}$.
- D) $\|P\|_v < \infty$.

Dans [2], nous avons démontré le critère de stabilité forte pour la fonction indicatrice $h(k, \epsilon) = 1_{k=0, \ell=0}$ et $\mu(i, j) = P_{00}(i, j)$.

Posons

$$\hat{f}_1(\lambda\beta - \lambda) = E e^{\lambda(\beta-1)\xi_1} = \int_0^\infty dB_1(u) e^{\lambda(\beta-1)u} \quad (1)$$

et supposons que dans le système $M/G/1$ la condition suivante soit vérifiée

- 1) $\lambda E \xi_2 < 1$
- 2) $\exists a > 0$ telle que $E e^{a\xi_2} = \int_0^\infty dB_2(u) e^{au} < \infty$ (*)

Théorème 1 : [2]

Supposons que dans un système $M_2/G_2/1$ avec priorité relative, la condition d'ergodicité géométrique (*) soit vérifiée.

Alors $\forall \beta, 1 < \beta < \beta_0$, la chaîne de Markov incluse $X_n = (X_n^1, X_n^2)$ est fortement v -stable pour une fonction

$V(n, m) = \alpha^n \beta^m$, où

$$\alpha = \hat{f}_1(\lambda\beta - \lambda) / \rho, \quad \rho = \hat{f}_2(\lambda\beta - \lambda) / \beta < 1 \quad (2)$$

$$\alpha \lambda = \sup \left(\beta : \hat{f}_2(\lambda\beta - \lambda) < \beta \right).$$

Pour pouvoir obtenir les inégalités de stabilité, il est nécessaire de démontrer un certain nombre de résultats intermédiaires. L'objet de cette communication est justement d'obtenir l'estimation de la norme de déviation de l'opérateur P_θ par rapport à l'opérateur P_0 .

Théorème 2 :

Dans les conditions du théorème 1, si $\forall \alpha > 1$, et tous les θ tels que $0 \leq \theta \leq \beta - 1$, $0 \leq \theta \leq \alpha - 1$, nous avons l'inégalité

$$\|\Delta_\theta\|_v = \|P_\theta - P_0\|_v \leq \theta D \tag{3}$$

$$D = \left\{ \lambda \hat{f}(\lambda\beta - \lambda) + \alpha \lambda \hat{f}'(a) + \hat{f}(a) \right\}$$

$$a = \lambda\beta + \alpha\lambda\theta - \lambda\theta - \lambda$$

et $\hat{f}(a) = \hat{f}_1(a) + \hat{f}_2(a)$, $\hat{f}_i(a)$ ayant été définis dans (1).

Références

- [1] Aissani (A.) et Aissani (D.). - Fiabilité des systèmes et systèmes de files d'attente non fiables. *U.E.R de Mathématiques-Informatiques, E.N.I.T.A. Bordj-el-Bahri*, 1986, pp. 01-90.
- [2] Aissani (D.). - Stabilité forte de la chaîne de markov incluse dans un système $m_2/g_2/1$ avec priorité relative. *Proceedings du colloque micro-ordinateur et systèmes*, 1988, pp. 01-06.
- [3] Deswarte (Y.). - Sécurité informatique. *BLRIA*, 1987.

SENSIBILITE , ROBUSTESS, FIABILITE DES SYSTEMES MULTIENTREES-
MULTISORTIES

KARSLIAN EDOUARD, INSTITUT D'ELECTRONIQUE

UNIVERSITE DE ANNABA

BP 12 EL HADJAR

RESUME : Les notions des fonctions de transfert essentielles et des directions essentielles sont utilisées pour l'analyse (stabilité, sensibilité, robustesse, fiabilité) et la synthèse des systèmes multi entrées - multisorties en présence d'incertitudes.

MOTS-CLES : Sensibilité, robustesse, fiabilité, stabilité, système multientrées - multi sorties, matric de transfert.

Envisageons un système de commande multientrées - multisorties (fig 1). L'équation liant les transformées de Laplace des vecteur de sortie $Y(s)$, de commande $U(s)$ et d'écart $E(s)$ avec les vecteurs d'entrée (référence) $r(s)$, de perturbation $p(s)$ et de bruit de mesure $n(s)$ définie comme suit :

$$\begin{bmatrix} Y(s) \\ U(s) \\ E(s) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} L^{-1}(s) \\ R(s)F^{-1}(s) \\ F^{-1}(s) \end{bmatrix} r(s) + \begin{bmatrix} F^{-1}(s) \\ -R(s)F^{-1}(s) \\ -F^{-1}(s) \end{bmatrix} p(s) + \begin{bmatrix} -L^{-1}(s) \\ -R(s)F^{-1}(s) \\ L^{-1}(s) \end{bmatrix} \eta(s) \quad (1)$$

où

$$F(s) = I + G(s)Q(s) = I + Q(s) \quad (2)$$

et

$$L(s) = I + Q^{-1}(s) \quad (3)$$

Notons que

$$F^{-1}(s) + L^{-1}(s) = I \quad (4)$$

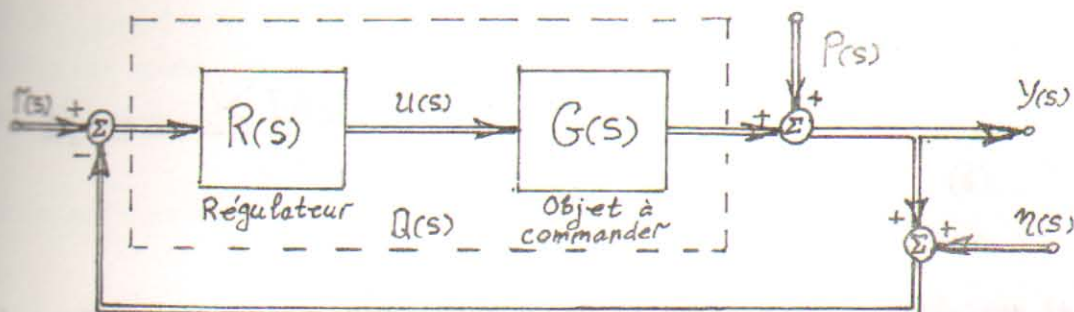


Figure 1.

Les relations précédentes montrent la contradiction principale entre la diminution de l'écart de perturbation $F^{-1}(s) p(s)$ d'une part et la diminution de l'écart du bruit $L^{-1}(s) n(s)$ d'autre part. Le conflit entre ces deux exigences est dictée par la relation (4).

Un des principaux avantages de la théorie de commande moderne est le développement de méthodes systématiques qui nous permettent d'éviter cette contradiction. Parmi ces méthodes on a la théorie de la commande multivariable linéaire stochastique dans l'espace d'état et son analogue dans l'espace complexes (fréquentiel) [1].

Cependant la situation réelle est aggravée par la deuxième contrainte, à savoir la tolérance, d'incertitudes [2].

Les notions des fonctions de transfert essentielles et des directions essentielles s'avèrent très utiles pour l'analyse et la synthèse des systèmes multientrées - multsorties en présence d'incertitudes [3] [4].

Ces notions sont définies comme suit :

Envisageons la relation entrée-sortie.

$$Y(s) = W(s) r(s) \quad (5)$$

où $y(s)$ et $r(s)$ sont les transformées de Laplace des vecteur de sortie et d'entrée de dimension m , $W(s)$ est la matrice de transfert. On appellera la i -ème fonction de transfert essentielle le rapport de la coordonnée du vecteur de sortie $y(s)$ sur la i -ème direction essentielle de sortie $Z^{(i)}(s)$ et de la coordonnée du vecteur d'entrée $r(s)$ suivant la i -ème direction essentielle d'entrée $V^{(i)}(s)$ soit :

$$w_i(s) = \frac{\langle \bar{W}(s)r(s), z^{(i)}(s) \rangle}{\langle r(s), v^{(i)}(s) \rangle} \quad (6)$$

$i = 1, 2, \dots, m$

à condition que $\langle r(s), v^{(i)}(s) \rangle \neq 0$ où le symbole $\langle \cdot, \cdot \rangle$ désigne le produit scalaire dans l'espace unitaire C^m pour chaque valeur fixée de la variable complexe s . Ici les directions essentielles d'entrées $v^{(i)}(s)$ et de sorties $z^{(i)}(s)$ sont les vecteur propres orthogonaux des matrices $W^*(s) \cdot W(s)$ et $W(s) \cdot W(s)$ respectivement. Le symbole (*) est noté la conjuguée complexe des éléments du vecteur ou de la matrice transposée. Outre cela on a

$$\bar{W}(s) = Z(s) \underset{1 \leq i \leq m}{\text{diag}} \{w_i(s)\} V(s) \quad (7)$$

où

$$Z(s) = [z^{(1)}(s), z^{(2)}(s), \dots, z^{(m)}(s)] \quad (8)$$

$$V(s) = [v^{(1)}(s), v^{(2)}(s), \dots, v^{(m)}(s)] \quad (9)$$

et

$$Z^*(s)Z(s) = V^*(s)V(s) = I \quad (10)$$

La relation (6) montre que le système multi entrées - multiserties linéaire, dans les directions essentielles d'entrée et de sortie, se conduit comme un système monocentrée - monosortie avec la fonction de transfert $w_i(s)$ ($i = 1, 2, \dots, m$) Notons que

$$|w_i(s)| = G_i[\bar{W}(s)] \quad (11).$$

où $\sigma_i [W(s)]$ sont les valeurs singulières de la matrice $W(s)$ qui sont définies comme les racines carrées positives des valeurs propres de la matrice $W(s)$, $W^*(s)$ ou $W^*(s) \cdot W(s)$.

On définit l'incertitude sur le modèle des systèmes multi entrées-multisorties comme suit : (Fig 2 et 3).

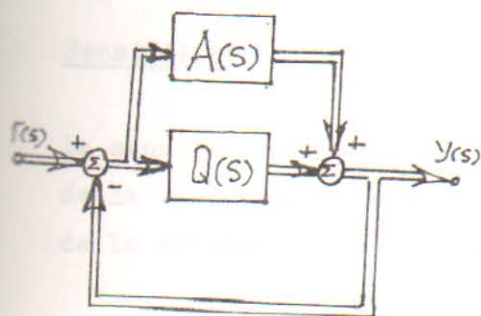


Fig 2.

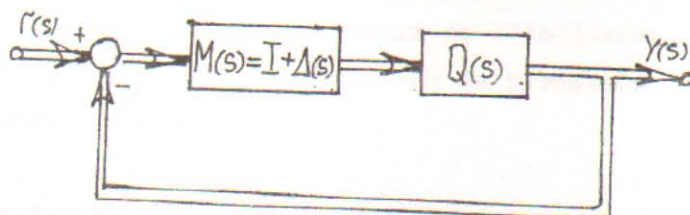


Fig 3.

Ici $Q(s)$ est la matrice de transfert du système en boucle ouverte, $A(s)$ et $\Delta(s)$ sont respectivement les matrices de transfert des perturbations additive et multiplicative sur les modèles des systèmes.

CRITERES DE STABILITE EN PRESENCE D'INCERTITUDE

THEOREME 1. Le système avec une perturbation additive sur le modèle est stable en boucle fermée, si les conditions suivantes sont satisfaites :

- 1°) Le système nominal avec $Q(s)$ est stable en boucle fermée.
- 2°) $Q(s)$ et $Q(s) + A(s)$ possèdent le même nombre de pôles instables ;
- 3°) $\sigma_{\max} [A(s)] < \sigma_{\min} [I + Q(s)] = \sigma_{\min} [F(s)]$ (12)

où $\sigma_{\max}(C)$ et $\sigma_{\min}(C)$ sont les valeurs singulières maximale et minimale de la matrice C .

THEOREME 2. Le système avec une perturbation multiplicative sur le modèle est stable en boucle fermée, si les conditions suivantes sont satisfaites:

- 1°) Le système nominal avec $Q(s)$ est stable en boucle fermée ;
- 2°) $Q(s)$ et $M(s)Q(s)$ possèdent le même nombre de pôles instables ;
- 3°) $\sigma_{\max} [\Delta(s)] < \sigma_{\min} [I + Q^{-1}(s)] = \sigma_{\min} [L(s)]$ } (13).
- 4°) $\sigma_{\max} [M^{-1}(s) - I] < \min \{ \sigma_{\min} [F(s), 1] \}$ }

En utilisant les théorèmes précédentes on peut évaluer le "degré de stabilité". Les relations (12) et (13) ont une double signification. D'une part ce sont des marges de stabilité, d'autre par elles constituent un critère de fiabilité, à savoir les relations (12) et (13) nous garantissent la stabilité du système malgré des variations imprévues de son modèle.

Sensibilité

La sensibilité du système en boucle fermée est une mesure de l'influence de la variation du modèle du système en boucle ouverte sur le processus de la commande du système en boucle fermée.

Supposons que $\Delta Q(s)$ est la matrice de transfert des perturbations multiplicatives sur le modèle du système en boucle ouverte, c'est à dire $Q(s) = [I + \Delta Q(s)]Q(s)$. La matrice de transfert du système nominal en boucle fermée est définie comme suit :

$$T(s) = [I + Q(s)]^{-1} Q(s).$$

Avec la perturbation $\Delta Q(s)$ on aura :

$$\tilde{T}(s) = [I + \Delta T(s)] \cdot T(s).$$

Alors on peut montrer que

$$\Delta T(s) \simeq [I + Q(s)]^{-1} \Delta Q(s) = F^{-1}(s) \Delta Q(s) = S(s) \Delta Q(s)$$

où $S(s)$ est défini comme l'opérateur de sensibilité. On peut montrer aussi que

$$\frac{\|\Delta T(s)\|}{\|\Delta Q(s)\|} \leq \sigma_{max}[S(s)]$$

Donc la condition suffisante pour réduire la sensibilité est de garder l'opérateur de sensibilité "petit".

Synthèse

Un système avec une large marge de stabilité, basse sensibilité et un bon affaiblissement de perturbation est appelé robuste [2]. En utilisant les relations précédentes on peut montrer que la normalité de la matrice de transfert $Q(s)$, c'est à dire :

$$Q(s)Q^*(s) = Q^*(s)Q(s)$$

est une condition nécessaire pour la robustesse des systèmes multientrées - multisorties.

Pour trouver la structure du compensateur $R(s)$ qui normalise $Q(s) = G(s) \cdot R(s)$, on envisage la décomposition (7) de l'objet à commander $G(s)$:

$$G(s) = Z(s) \underset{1 \leq i \leq m}{\text{diag}} \{g_i(s)\} V^*(s).$$

Alors $R(s)$ doit avoir la forme suivante :

$$R(s) = V(s) \underset{1 \leq i \leq m}{\text{diag}} \{\tau_i(s)\} Z^*(s)$$

En effet

$$\begin{aligned} Q(s) &= G(s)R(s) = Z(s) \underset{1 \leq i \leq m}{\text{diag}} \{g_i(s)\} V^*(s) \cdot V(s) \underset{1 \leq i \leq m}{\text{diag}} \{\tau_i(s)\} Z^*(s) = \\ &= Z(s) \underset{1 \leq i \leq m}{\text{diag}} \{g_i(s)\tau_i(s)\} Z^*(s) = \\ &= Z(s) \underset{1 \leq i \leq m}{\text{diag}} \{q_i(s)\} Z^*(s). \end{aligned}$$

Ici $\tau_i(s)$ sont les fonctions de transfert essentielles du compensateur, qui on peut choisir en utilisant les méthodes de correction classiques monodimensionnelles [4].

Bibliographie

1. KWAKERNAAK H. Sivan R. Linear Optimal control systems. Wiley - Intersciences. 1972.
2. Special Issue on Linear Multi-Variable control systems. IEEE Trans. Automatic Control. February 1981.
3. KARSLIAN E.V. Guersi N. Description et classification des systèmes de commande multivariable linéaire basée sur les fonctions de transfert essentielle et les directions essentielles. Seminar notes : Functional analysis and its applications. Constantine 25-26-27 Avril 1987.
4. KARSLIAN E.V. Tchimidkian S. Izv AN. Arm. SSR. Seria TN XXXIX, N4, 1986/ p 43-46 (en russe).

M.F.S.I

2. Sureté de Fonctionnement des Systèmes Informatiques

MODELE GRAPHIQUE POUR LE TEST DE CARTES A MICROPROCESEUR

Z.ABAZI
U.S.T.H.B.
Institut d'Electronique
B.P.9 Dar El Beïda

Résumé

Le test aléatoire apporte une solution au problème de la génération des signaux de test. Dans son principe de base, il consiste à appliquer la même séquence de vecteurs d'entrée choisis aléatoirement, au système (circuit ou carte) à tester et à un système de référence et à comparer les signaux de sortie. Le problème théorique qui se pose est d'évaluer la qualité du test réalisé. Pour des composants intégrés allant des circuits combinatoires aux microprocesseurs, différentes méthodes théoriques permettent de chiffrer cette longueur. Pour les cartes logiques, sur le plan théorique on aborde un problème nouveau. Le calcul de la longueur de test nécessite de définir de nouveaux outils d'analyse. Nous proposons un modèle permettant de décrire une carte à microprocesseur et par des calculs de probabilités, d'évaluer la longueur de test.

Mots-clés Test aléatoire; Modèle graphique;
Longueur de test.

1- INTRODUCTION

Actuellement pour les cartes logiques l'ATE (l'Automatic Test Equipement) peut être divisé en deux principaux axes : fonctionnel et in-circuit [1,2,3]. Le test in-circuit procède composant par composant (chaque circuit est isolé électriquement et testé à part) tandis que le test fonctionnel, teste le circuit entièrement assemblé. En pratique ces deux techniques sont complémentaires, dans les deux cas le programme de test est défini soit de façon déterministe soit par un générateur aléatoire. Le test déterministe correspond à un programme de test, engendré par une méthode déterministe, et reposant sur une liste de fautes. Cette liste est forcément incomplète. On ne connaît pas tous les défauts qui peuvent affecter un circuit et les

... les tests utilisés ne les couvrent naturellement pas... L'efficacité du test déterministe est donc limitée par la connaissance des défauts possibles. Bien que les testeurs déterministes sont d'usage courant de nos jours, le test aléatoire semble être une solution intéressante pour le problème de test de cartes logiques. L'efficacité du test aléatoire est toujours une fonction croissante du nombre de vecteurs appliqués (longueur de test). La stratégie complète du test aléatoire doit être partitionnée en deux étapes, la première est GO/NO GO test fonctionnel de la carte entière. Ensuite, si la carte a un défaut dans cette première étape la prochaine étape consiste à la localisation du boîtier défectueux à l'intérieur du circuit assemblé ce qui peut être fait par le test aléatoire de chaque composant en utilisant de précédents résultats.

Une des particularité du test aléatoire est qu'il nécessite une étude théorique pour le calcul du nombre de vecteurs aléatoires à appliquer (longueur de la séquence de test). Pour ce faire, différentes méthodes ont été définies, nous en présentons une. Elle permet de décrire et d'analyser le comportement d'une carte durant une expérience de test.

Le principe du test aléatoire est présenté dans le paragraphe 2. Dans le paragraphe 3 nous définissons le modèle graphique qui représente le comportement de la carte et permet le calcul de la longueur de test par des calculs de probabilités.

2- LE TEST ALEATOIRE

2-1 Principe

Comme le montre la figure ci-dessous, une expérience de test aléatoire consiste à appliquer une séquence d'instructions aléatoire ou pseudo-aléatoire avec des données aléatoires aux entrées de la carte sous-test, les signaux observés en sortie sont comparés avec ceux d'une carte supposée bonne, une faute est détectée lorsqu'ils sont différents [1,2].

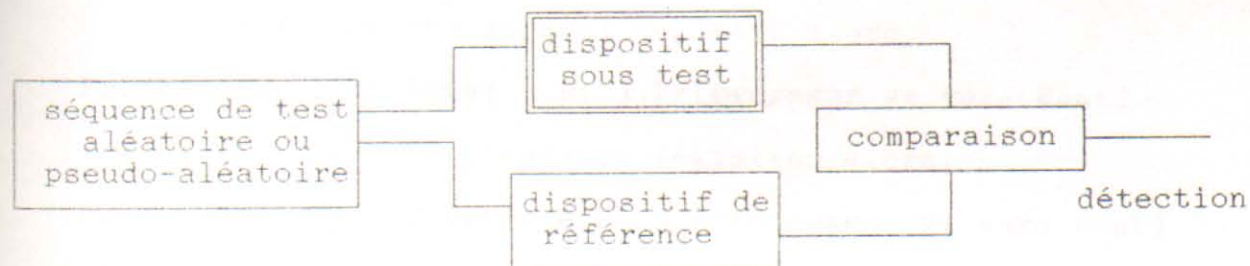


fig.1 Principe du test aléatoire

2-2 Problème posé

Les instructions présentées aux entrées de la carte sont aléatoirement choisies parmi l'ensemble des instructions du µP de la carte. La séquence de test est alors un programme syntaxiquement correcte mais n'a aucune signification sémantique. Un intérêt du test aléatoire est que la génération des signaux

d'entrée est facile. En outre, on peut appliquer des séquences de test de très grande longueur. Mais le problème qui se pose est le suivant : quelle confiance peut-on accorder au résultat ? Plus précisément, il faut apporter une réponse à la question suivante :

étant donné :

- une distribution de probabilité des signaux d'entrée,
- un ensemble de fautes,
- et - une probabilité minimum de détection quelle que soit la faute ,

Quelle est la longueur de la séquence de test à appliquer ?

Le problème théorique est de calculer la longueur de la séquence du test (nombre d'instructions) nécessaire pour détecter toute faute appartenant à un ensemble de fautes (modèles de fautes) avec une qualité de détection désirée.

Une méthode pour analyser une carte à microprocesseur en vue du test aléatoire a été définie [4]. Elle permet de calculer la longueur de la séquence de test à appliquer pour une faute qui peut affecter soit le μP soit la mémoire morte (ROM). Elle est basée sur un **modèle graphique** construit à partir de la circulation des informations à l'intérieur de la carte à tester (voir 3- Méthode d'analyse).

3- METHODE D'ANALYSE

3-1 Principe d'évaluation de la longueur

Toute faute f , provoque une valeur fautive v_f dans au moins un registre R_i . La propagation de cette erreur jusqu'à un registre observable R_{out} , permet la détection. En terme de probabilité, on peut dire que :

- Si f perturbe un seul registre alors,

$$\text{Pr}[\text{détecter } f] = \text{Pr}[v_f \in R_i] \cdot \text{Pr}[\text{propager } v_f \text{ vers } R_{out}]$$

- Si f perturbe plusieurs registres alors,

$$\text{Pr}[\text{détecter } f] = \sum_i \text{Pr}[v_f \in R_i] \cdot \text{Pr}[\text{propager } v_f \text{ vers } R_{out}]$$

La probabilité $\text{Pr}[\text{détecter } f]$, notée $\text{Pr}[f]$ est la probabilité moyenne de détecter la faute la plus difficile à détecter. La longueur $L[f]$, de la séquence de test à appliquer pour avoir une incertitude de détection de Q_D (c'est la probabilité maximum de ne pas détecter une faute $f \in F$) fixée est donnée par la relation suivante :

$$L[f] = \text{Log } Q_D / \text{Log}(1 - P[f]) \quad (1)$$

3-2 Construction du modèle graphique

La représentation du modèle graphique est basé sur les

deux phases suivantes :

1- A partir des instructions que le μP peut traiter, on représente dans une première phase, le séquençement de chacune des instructions, en introduisant des **opérateurs fonctionnels** et en utilisant les **registres** existant dans la carte.

2- La deuxième phase consiste à traduire le séquençement des instructions par un graphe, schématisant ainsi, le mouvement d'information correspondant aux instructions. Ce qui est représenté par la figure 2.

Pour décrire la carte, nous avons introduit 42 opérateurs et 14 registres y compris la RAM et la ROM.

Liste des registres

- Acc: Accumulateur
- I : Registre index
- CP : Pointeur de pile
- Ra : Registre d'adresse
- Rd : Registre de données
- RE : Registre d'état
- Re : Registre d'opérande
- CP : Compteur programme
- RI : Registre instruction
- BE : Buffer d'entrée
- BSA } Buffers de sortie
- BSD }

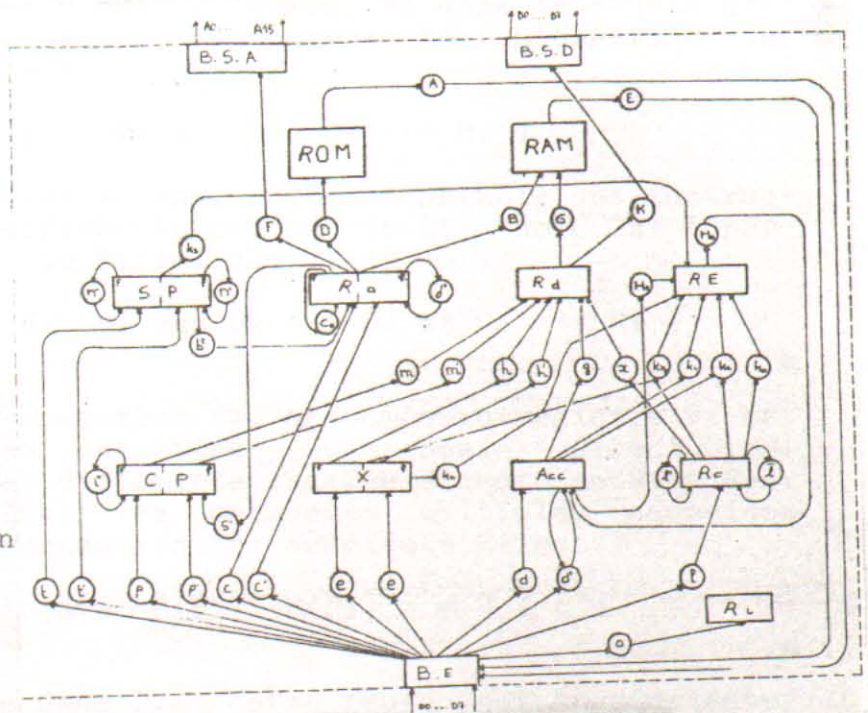


fig.2. Modèle graphique de la carte

3-3 Définitions des outils de base

La présence d'une faute f , introduit tôt ou tard, des valeurs fausses vf dans certains registres. La question que l'on peut se poser est :

-Comment peut-on détecter cette faute ?

Le seul moyen d'y parvenir est de pouvoir propager vf vers un registre observable, en appliquant une séquence d'instructions qui permet de détecter f , d'où la notion d'**ensemble de détection**. La propagation de vf peut se faire suivant différents chemins. Nous définirons donc la notion de **chemin direct**. De plus lors de la propagation, il ne doit pas y avoir écriture dans un registre dont le contenu est à propager. Nous définirons donc, l'ensemble des instructions d'écriture ainsi que l'expression de

propagation. Pour plus de clarté nous illustrerons chaque définition par un exemple. Le lecteur peut se référer pour plus de détails aux publications [1.2.4].

Déf.1 Un chemin direct de R_1 à R_n , noté P_k est la suite:

$R_1 O_2 R_2 \dots R_{i-1} O_i R_i \dots O_n R_n$ tel que:

$R_i = R_j$ et $O_i = O_j$

Ex. dans le modèle graphique de la carte, $R_a F BSD$ est un chemin direct de R_a à BSD , par contre $R_a c_0 R_a F BSA$ ne l'est pas.

Déf.2 L'instruction I_j qui commande l'opérateur O_i est une instruction d'écriture pour le registre R_i si il existe une relation telle que: $O_i \rightarrow R_i$, en d'autres termes, si dans le modèle graphique il existe un arc orienté de O_i vers R_i . L'ensemble des instructions d'écriture est noté W_{R_i} /

$$W_{R_i} = \{ I_j / R_i \text{ tel que } O_i \rightarrow R_i \}$$

On définit un sous ensemble de W_{R_i} , comme l'ensemble des instructions incidantes qui modifient le contenu de R_i , noté C_{R_i} à partir d'un registre autre que R_i tel que :

$$C_{R_i} = \{ I_j / R_i = R_k \text{ tel que } R_k \rightarrow O_i \text{ et } O_i \rightarrow R_i \}$$

Déf.3 L'expression de propagation S_{R_i} associée au registre R_i est l'ensemble de séquences associées au chemin direct. Si $P_1, \dots, P_i, \dots, P_k$ sont les différents chemins directs de R_i à R_{out} et $S(P_1), \dots, S(P_i), \dots, S(P_k)$ les séquences multiples associées alors l'expression de propagation S_{R_i} associée à R_i est :

$$S_{R_i} = \sum S(P_i) \text{ avec } S(P_i) \cap S(P_j) = \emptyset \forall i = j$$

Déf.4 Soit f_i une faute dans R_i , cette faute peut être détectée si, étant dans un état permettant de détecter f_i , on propage le contenu de R_i vers un registre observable. L'ensemble de détection associé à f_i dans le registre, noté D_{f_i} est donc défini par l'état permettant de détecter f_i noté Q_{f_i} et l'expression de propagation S_{R_i} tel que :

$$D_{f_i} = Q_{f_i} \cdot S_{R_i}$$

3-2 Principe général de la méthode

Rappelons que l'objectif de la méthode est, d'évaluer la longueur de la séquence de test (nombre d'instructions à appliquer aux entrées de la carte). Le principe de la méthode est le suivant:

-A partir du modèle graphique de la carte, il faut déterminer les ensembles de détection comme définis au paragraphe précédent. Les ensembles de détection relatifs aux registres ou aux opérateurs, permettent le calcul des probabilités de

détection. Connaissant, la distribution des probabilités des instructions, on calcul $Pr[Dr_i]$. En prenant comme probabilité de détection : $\min Pr[Dr_i]$, la longueur de la séquence de test est calculée d'après l'équation (1) du paragraphe 3-1.

3-2-1 Ensemble de détection associés aux registres

Plusieurs étapes doivent être exécutées pour déterminer les ensembles de détection. Pour chacun des registres il faut :

- a- Recenser tous les chemins directs: Pr_i
- b- Chercher l'ensemble des instructions modifiantes: Cr_i
- c- Déterminer l'expression de propagation: Sr_i
- d- Donner l'état du registre qui permet à la faute de se manifester: Qr_i

L'ensemble de détection Dr_i aura l'allure suivante:

$$Dr_i = Qr_i . Si$$

3-2-2 Ensemble de détection associées aux opérateurs

Soit O_i un opérateur précédant le registre R_i . Une faute dans O_i , ne peut être détectée que si, étant dans un état permettant à la faute de se manifester, on active cet opérateur et on propage le contenu de R_i vers un registre observable, d'où l'expression de l'ensemble de détection:

$$Do_i = Qo_i . I_j . (Cr_i + I_j + Sr_i) * Sr_i$$

avec

Qo_i : état du (ou des) registre(s) opérande de O_i qui permet à la faute de se manifester

I_j : instruction qui commande l'opérateur O_i

Cr_i : ensemble des instructions qui modifient le contenu de R_i

Sr_i : expression de propagation associée à R_i

3-3 Calcul des probabilités de détection

Ces calculs nécessitent la connaissance d'une part, des probabilités d'apparition de chaque instruction dans la séquence de test, d'autre part, des probabilités des valeurs contenues dans les registres.

Dans cette application on suppose que :

- Les instructions sont équiprobables
- Les données sont équiprobables

Partant de ces hypothèses, on calcule la probabilité des états Qr_i et Qo_i : probabilité de chacun des registres et opérateurs d'être dans un état permettant de détecter la faute. Ensuite on évalue la probabilité de détection.

3-4 Evaluation de la longueur de test

Le nombre d'instructions aléatoires à appliquer pour Q_D fixée est donné par l'équation (1):

$$L = \text{Log } Q_D / \text{Log}(1-P[f]) \quad \text{avec } P[f] = \min \text{Pr}[Df]$$

Pour calculer les probabilités de détection on utilise le théorème suivant démontré dans [5]

Soit $E = Q.A.B*.C$ une expression de propagation,

$$\text{Pr}[E] = \text{Pr}[Q].\text{Pr}[A.B*.C] = \text{Pr}[Q].\text{Pr}[A].\text{Pr}[C]/(1-\text{Pr}[B])$$

--> Cas de fautes dans les registres

Le tableau ci-dessous donne quelques valeurs des probabilités de détection calculées avec l'hypothèse d'équiprobabilité des instructions et des données.

Registres	Acc	SP	RE	RAM	ROM	Ra
Pr[DR _i]	0,0165	0,0320	7,287E-5	2,515E-5	8,360E-7	0,2

$$\implies \min \text{Pr}[DR_i] = \text{Pr}[DR_{ROM}]$$

Pour une qualité de détection de 10^{-3} , on obtient la longueur de test suivante:

d'après l'équation (1); $L_R \leq 8,3.10^6$ instructions

Donc toute faute dans un registre est détectée par une séquence de 8 millions d'instructions.

--> Cas de fautes dans les opérateurs

Les probabilités de détection d'une faute dans le cas des opérateurs sont données sur le tableau ci-dessous. Elles sont calculées avec l'hypothèse d'équiprobabilité des instructions et des données.

Opérateurs	A	G	Co	ko	D
Pr[Do _i]	2,14E-4	1,525E-7	4,4E-5	8,665E-5	1,930E-7

$$\implies \min \text{Pr}[Do_i] = \text{Pr}[D_G]$$

Pour $Q_D = 10^{-3}$, $\implies L_G \leq 45.10^6$ instructions

Pour la partie opérative, la partie la plus difficile à tester est donc l'opérateur G qui nécessite 45 millions d'instructions. Cette grande longueur est due au fait que le nombre d'instructions qui activent cet opérateur (opérateur de transfert vers la mémoire ROM) est limité aux instructions de stockage d'opérandes.

4 CONCLUSION

Il est à noter cependant que, le fait que les instructions sont équiprobables joue un rôle important, puisque la probabilité d'apparition des instructions est la même quel que soit la nature de celle-ci. Nous pouvons donc modifier la distribution des probabilités en favorisant l'apparition de celles qui permettent les échanges avec les mémoires, donc activer beaucoup plus les décodeurs et l'opérateur de transfert de données (G).

Pour montrer l'influence de la distribution des probabilités des instructions, nous avons pris un exemple tel que: La probabilité d'apparition des instructions en adressage direct et étendu est trois fois plus grande, on obtient avec cette hypothèse le résultat suivant:

	ROM	G	D
Pr[Df]	$1,011.10^{-6}$	$3,6.10^{-7}$	$2,53.10^{-7}$

Donc $\min Pr[Df] = Pr[Dd] \leq 2,53.10^{-7}$, ce qui revient à la longueur de test suivante:

$$L_D \leq 27.10^6 \text{ instructions}$$

La carte peut donc être testée par une séquence de 27 millions d'instructions soit un temps de test de 1 minute et 48 secondes. On voit bien l'influence de la distribution des probabilités sur le temps de test. Avec un choix judicieux des probabilités des instructions, on peut diminuer considérablement la longueur de test et par là même, réduire le temps de test.

REFERENCES

- [1] R.DAVID, P. THEVENOD-FOSSE: Random testing of integrated circuits IEEE Instrm. & Measurm. IM-30, n° 1, pp 20-25, Mars 1981.
- [2] P.THEVENOD-FOSSE, R.DAVID: Random testing of data processing section of a microprocessor; FTCS 11, pp 275-280, Juin 1981.
- [3] R.S.BRADLEY: A three stage approach to lsi board testing; Electronic Engineering; Part 1: 53 (651), avril 1981, 83-91; Part 2: 53 (654), Juillet 1981, 43-53.
- [4] Z.ABAZI: Etude du test aléatoire de cartes logiques; Projet de D.E.A. Juin 1984
- [5] R.DAVID, P.THEVENOD-FOSSE: Panorama des méthodes de test non déterministes des circuits logiques; R.A.I.R.O. Automatique/ Systems analysis and control, vol. 13 n° 1, 1979.
- [6] P.THEVENOD-FOSSE: Test aléatoire de microprocesseur 8 bits, Application au motorola 6800; Thèse d'état, Grenoble, Octobre 1983.

LES CODES CORRECTEURS D'ERREURS POUR L'ELEVATION
DE LA SURETE D'UN SYSTEME INFORMATISE

DZODZOUACHVILI AMOURI

App. 30, BLOC 4 BT 3^e CITE 502

EL HADJAR ANABA

RESUME: La méthode programmable d'élévation de la sureté de transmittance de l'information entre les ordinateurs dans un système informatisé.

Dans le but d'écartier les erreurs de transmittance on utilise les codes speciaux dont le vecteur est un élément du noyau de résidu modulo $q = 2^n$, où n - le nombre des éléments du vecteur (mots-machine). En se basant sur K vecteur d'information, on détermine les vecteurs de contrôle. Le processus de decodage consiste à déterminer le syndrome $S = (S_1, S_2, \dots, S_{N-K})$, où N - le nombre de vecteurs contrôles.

D'après le syndrome on trouve le vecteur à corriger et l'algorithme de correction.

Pour le cas de processus en temps réel, on propose une autre méthode: combinaison du schéma et du programme de correction.

MOTS-CLES: code, sureté, erreur, syndrome, algorithme, information, programme, vecteur, résidu.

Actuellement les systèmes de commande informatisés devienent de plus en plus répandus, dans les domaines extrêmement variés. Les volumes d'informations transmises ou traités s'accroissent sans cesse. C'est pourquoi il est très important d'évaluer la sureté des informations circulant entre les ordinateurs.

Pour écartier les erreurs de transmittance entre les ordinateurs il est desirable d'utiliser des codes speciaux facilement réalisables avec les programmes, afin d'augmenter l'efficacité des ordinateurs inserés dans un système de commande.

Il est naturel d'élaborer ces codes de façon à identifier chacun des groupes de signaux (vecteur, mots-machine) avec l'élément du code à base q ; où $q = 2^n$; (n - la longueur du vecteur). La combinaison de codes se

compose des vecteurs portant des informations + des contrôles.

En général il est possible d'utiliser les codes linéaires à base q , qui sont connus (par exemple les codes de Ryd-Sollomon). Les processus de codage et decodage necessitent d'effectuer la division par le polynôme qui exige un temps assez grand, c'est pourquoi la realisation programmable des codes linéaires n'est pas rationnelle. Il est preferable d'élaborer des codes simples, realisables sur l'ordinateur.

1. Code correcteur d'erreurs dans un vecteur

1.1.1. Codage

Un élément

$$a = \sum_{i=1}^{n-1} a_i 2^i$$

du noyau de residu modulo $q = 2^n$ coincide avec chaque vecteurs:

$a = a_{n-1} \dots a_1 a_0$. En se basant sur K vecteurs portant l'information on détermine les vecteurs-contrôles a_{K+1}, a_{K+2} consideres comme étant minimaux, non négatifs de residu de l'expression

$$\sum_{i=1}^K a_i \quad \text{modulo } (2q-1)$$

Tout le reste des vecteurs contrôles se détermine comme le nombre minimal, non négatif de residu de

$$\sum_{i=1}^K i a_i \quad \text{modulo } p$$

où p - le nombre premier, minimal, telle que

$$i a_i \neq 0 \quad \text{modulo } p$$

$$\forall i = \overline{1, K}, \quad \forall a_i = \overline{1, q-1};$$

Pour la realisation de codage, il est suffisant d'avoir $\lceil \log_q p \rceil + 2$ vecteur contrôles.

1.1.2. Decodage

Soit a'_1, a'_2, \dots, a'_N que le systeme a reçu. On détermine le syndrome

$$S = (S_1 S_2 \dots S_{N-K})$$

où S_1, S_2 representent l'enregistrement du nombre minimal par la valeur absolu du residu de

$$\sum_{i=1}^K a'_i - b'_1 \quad \text{modulo } 2q-1$$

où b'_1 - le nombre qui correspond aux vecteurs a'_{K+1}, a'_{K+2} .

Les composants restant de syndrome $(S_3, S_4, \dots, S_{N-K})$ sont l'enregistrement du nombre minimal par la valeur absolue du residu de l'expression:

$$\sum_{i=1}^K i a'_i - b'_2 \quad \text{modulo } p$$

où b'_2 - le nombre qui correspond aux vecteurs $a'_{k+3} \dots a'_N$

Si tous les composants du syndrome S sont égaux à zéro, alors les erreurs n'existent pas. Si seulement un composant du syndrome S n'est pas égal à zéro, alors l'erreur est dans la partie de contrôle. Dans le cas contraire, l'erreur existe dans la partie information.

Dans ce cas les deux premiers composants $S_1 S_2$ représentent la valeur d'erreur ε , tandis que tout les restes $(S_3 S_4 \dots S_{N-k})$ représentent la valeur $i\varepsilon \pmod{p}$. En sachant ε , car $i\varepsilon \neq 0 \pmod{p}$ pour n'importe quelle $i = \overline{1, k}$ et $\varepsilon = \overline{1, q-1}$ on détermine d'une manière univoque le numéro du vecteur erroné.

2. Code correcteur d'erreurs dans deux vecteurs adjacents

2.1.1. Codage

Ici les vecteurs redondants choisis par la condition suivante: a_{k+1}, a_{k+2} représentent le résidu minimal, non négatif de

$$a_{k+3}, a_{k+4} \text{ de } \sum_i a_{2i-1} \pmod{2q-1}$$

$$\sum_i a_{2i} \pmod{2q-1}$$

$a_{k+5}, a_{k+6}, \dots, a_{N+1}$ de

$$\sum_i i a_{2i-1} \pmod{p}$$

$a_{N+1+1}, a_{N+1+2}, \dots, a_N$ de

$$\sum_i i a_{2i} \pmod{p}$$

On choisit p à la condition que $i a_i \neq 0 \pmod{p}$ pour n'importe quel $i = \overline{1, \frac{k+1}{2}}$ et $a_i = \overline{1, q-1}$.

2.1.2. Decodage

Les deux premiers composants de syndrome sont l'enregistrement du nombre minimal par la valeur absolue du résidu de

$$\sum_{i=1}^{\lfloor \frac{k+1}{2} \rfloor} a'_{2i-1} - b'_1 \pmod{2q-1}$$

où b'_1 - le nombre qui correspond aux vecteurs a'_{k+1}, a'_{k+2} .

Les deux composants suivants sont l'enregistrement du nombre minimal par la valeur absolue du résidu de

$$\sum_{i=1}^{\lfloor \frac{k+1}{2} \rfloor} a'_{2i} - b'_2 \pmod{2q-1}$$

où b'_2 - le nombre qui correspond aux vecteurs a'_{k+3}, a'_{k+4} .

Les composants du syndrome à partir du cinquième jusqu'à $N_1 - K$ sont l'enregistrement du nombre minimal par la valeur absolue du résidu de l'expression:

$$\sum_{i=1}^{\lfloor \frac{N+1}{2} \rfloor} i a'_{2i-1} - b'_3 \text{ modulo } p$$

où b'_3 - le nombre qui correspond aux vecteurs $a'_{N+5} \dots a'_{N_1}$.

Les composants du syndrome à partir de $N_1 - K + 1$ jusqu'à $N - K$ sont l'enregistrement du nombre minimal par la valeur absolue du résidu de

$$\sum_{i=1}^{\lfloor \frac{N+1}{2} \rfloor} i a'_{2i} - b'_4 \text{ modulo } p$$

où b'_4 - le nombre qui correspond aux vecteurs a'_{N+1}, \dots, a'_{N} .

Si tous les composants du syndrome sont égaux à zéro, alors il n'y a pas d'erreur. Si seulement un ou bien deux composants adjacents du syndrome ne sont pas égaux à zéro, alors il y a des erreurs dans la partie de contrôle. Sinon les erreurs sont dans la partie information. Dans ce cas les deux premiers composants du syndrome représentent la valeur de l'erreur ε_1 , dans les vecteurs avec les numéros impairs. Les composants du syndrome à partir de 5-ème jusqu'à $N_1 - K$ la valeur $i \varepsilon_1 \text{ modulo } p$ et avec cela le numéro du vecteur erroné est égal à $2i - 1$. Le troisième et le quatrième composants du syndrome représentent la valeur de l'erreur ε_2 dans les vecteurs avec les numéros pairs et les composants à partir de $N_1 - K + 1$ jusqu'à $N - K$ la valeur $i \varepsilon_2 \text{ modulo } p$, le numéro de la position erroné est égal à $2i$.

Il faut noter que le code proposé ne corrige les erreurs, pas seulement dans les deux vecteurs adjacents, mais aussi dans n'importe quels vecteurs dont un vecteur a le numéro impair et l'autre a le numéro pair.

REALISATION DES CODES PROPOSEES

Pour la réalisation pratique des codes sur l'ordinateur il est nécessaire de résoudre des comparaisons. La résolution des comparaisons nécessite le temps de traitement assez long et un grande place mémoire pour les tableaux des indices.

Néanmoins la structure des codes nous permet d'éviter cet inconvénient en les modifiant.

En choisissant le module $N > 2m + 1$, au lieu de la comparaison

$$f(x) \neq \ell_1 \text{ modulo } N \text{ où } f(x) \leq m \text{ et } \ell_1 \text{ le résidu minimal de}$$

la valeur absolue de $f(x) \text{ modulo } N$, on peut considérer l'équation

équivalente: $f(x) = l_1$

Suivant la remarque on modifie le code, correcteur des erreurs dans un vecteur.

Au lieu du module p (le nombre premier) on prend le module N satisfaisant à la condition:

$$N = 2^n > 2K(q-1) + 1$$

Alors la comparaison $i\varepsilon = l_2$, où l_2 est le résidu minimal de la valeur absolue de

$$\sum_{i=1}^K i a_i' - b_2' \quad \text{modulo } N$$

se changera par $i\varepsilon = l_2$.

Avec cela on exclut la division lors de formation du résidu, car le module est la puissance de 2.

Pour diminuer la redondance, et pour simplifier le programme de réalisation on change aussi le module $2q-1$ par q en se basant sur la considération suivante: car $i > 0$, alors $\text{Sign} \varepsilon = \text{Sign} i \varepsilon$. On connaît le signe de $i\varepsilon$ d'après N , alors on connaît aussi le signe ε . D'abord on calcul

$$l_1 = \text{res} \sum_{i=1}^K a_i' b_i' \quad \text{modulo } q$$

Si $i\varepsilon > 0$ ($l_1 > 0$), alors $\varepsilon = l_1$, mais si $i\varepsilon < 0$ alors $\varepsilon = l_1 - q$.

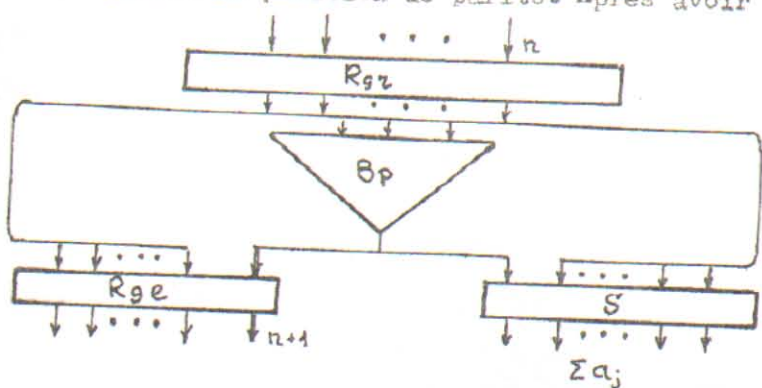
Ainsi le système de codage proposé exige n position binaire (un mots-machine, un vecteur) pour écrire le premier résidu. Le système considéré nécessite un nombre de position binaire égal au maximum de $\lceil \log_2 K(n+1) \rceil$ pour écrire le second résidu. Ce nombre ne dépasse pas deux mots-machine pour $K < 2^{n-1}$. Donc lors $K < 2^{n-1}$ il est nécessaire d'avoir seulement trois mots-machine.

2.1.2. Schéma correcteur

En utilisant l'algorithme déjà envisagé et la méthode de contrôle existante, on propose un outil schématique qui détecte et corrige les erreurs dans un système fonctionnant en temps réel. Il s'agit d'utiliser le code à essai de parité et un vecteur du code proposé (1.1.1.). Le schéma corrige tout les erreurs impairs dans un message circulant dans une ligne de communication (Data link) entre deux ordinateurs. Sur la figure 1 on présente le schéma fonctionnel d'élaboration du vecteur contrôlé.

On reçoit les nombres binaires dans un registre récepteur R_{gr} ; en les distribuant alors entre le bloc parité B_p , le registre émetteur R_{ge} et le som-

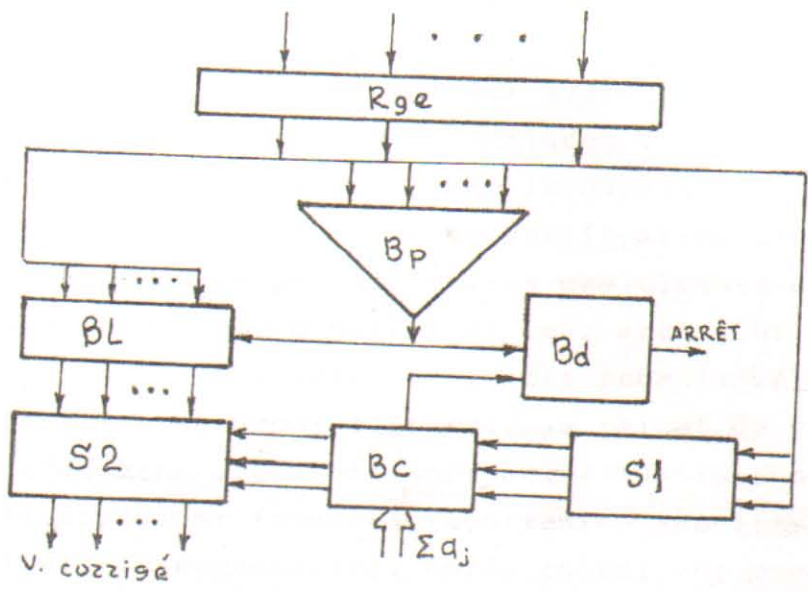
...ateur Σ . B_p élabore la position de parité. Après avoir obtenu les K vec-



F. 1

teurs des données, le sommateur délivre le vecteur contrôle $\Sigma a_i \text{ mod } 2^{n+1}$.

Sur la figure 2 le schéma fonctionnel du correcteur est présenté.



F. 2

Le signal d'erreur délivré par B_p permet le passage du vecteur erroné au sommateur S_2 par le bloc des schémas logiques. Le vecteur passe par S_1 au bloc de comparaison B_c où la valeur d'erreur s'élabore, puis ce dernier entre au S_2 pour corriger le vecteur erroné. Il peut arriver que B_p élabore le signal d'erreur mais le B_c indique que les deux sommes ne coincident, alors cela signifie qu'il existe l'erreur incorrigible. Ici on arrête la transmission dont le signal est délivré par le blocs détecteur de l'erreur B_d .

BIBLIOGRAPHIE

1. Thenengoltz G. Revue "La théorie abstraite et structurale des dispositifs à relais" 1976 p. 135-141.

METHODOLOGIE POUR LA FIABILITE FONCTIONNELLE DES
MICRO-ORDINATEURS BASEE SUR LA VERIFICATION DE SEUIL

PAR

Z. HADDAD, Chargé de Recherche
HAUT COMMISSARIAT A LA RECHERCHE
2, Bd Frantz Fanon - ALGER -

RESUME

Suite au développement des systèmes répartis, optimisés par certains indices technico-économiques et orientés vers des classes de problèmes, apparût alors la nécessité de créer des moyens automatiques et logiques de vérification prenant en considération un maximum de particularités des classes de problèmes à résoudre sur le micro-ordinateur et leur accessibilité au programmeur. Ces outils s'avèrent efficaces pour la vérification de l'exécution des programmes liés soit au calcul de plusieurs fonctions d'un même argument, soit aux situations où les calculs sont effectués par formules récurrentes aboutissant à plusieurs résultats intermédiaires. Après calcul sur ordinateur de fonctions données (par exemple, déterminant le traitement statique de résultats de mesures ou d'expériences) cette méthode consiste, à l'aide d'une routine spéciale, en la vérification de l'exécution d'une certaine expression liant les données initiales, les résultats intermédiaires et finaux.

MOTS-CLES

FIABILITE, MICRO-ORDINATEUR, VERIFICATION, COMPATIBILITE,
DECOMPOSITION, SEUIL, POIDS, OPERANDE, ERREUR.

INTRODUCTION

L'un des problèmes importants à résoudre lors de la conception de systèmes modernes de calcul et de commande est de leur assurer un fonctionnement fiable, d'augmenter la certitude des résultats de traitement, la détection, la localisation et la correction d'erreurs dans l'exécution de leur tâche.

Actuellement, la principale voie assurant la fiabilité des ordinateurs consiste à introduire divers types de redondance (Hardware, d'information, de temps et autres). Or dans les systèmes optimisés par des caractéristiques de fiabilité, les outils Hardware sont irréalisables. De plus les outils automatiques du calcul répété n fois représentent jusqu'à présent la seule forme accessible de vérification de ces systèmes. Mais dans les systèmes à microprocesseurs, souvent il n'ya pas de réserves de temps disponibles pour le calcul et les espaces mémoire s'avèrent limités vu leur fonctionnement en local et distribué essentiellement. La méthodologie proposée est destinée pour la vérification des programmes liés soit au calcul de plusieurs fonctions d'un même argument soit aux calculs effectués par formules récurrentes aboutissant à un certain nombre de résultats intermédiaires. Pour de telles fonctions (par exemple celles de traitement statistique de résultats de mesure ou d'essais expérimentaux) le procédé proposé consiste en la vérification de l'exécution d'une certaine expression liant les valeurs des opérandes et celles des résultats. On décrira la technique de l'élaboration d'une telle expression pour certaines classes de fonctions réalisées sur des micro-ordinateurs incorporés. Les outils de vérification proposés s'avèrent plus efficaces que le calcul double pour la détection d'erreurs intermittentes et ce par de simples moyens et sans baisse significative de la productivité du micro-ordinateurs.

1. ASPECTS DE LA VERIFICATION DE SEUIL

Soit un processeur ou une unité de calcul de micro-ordinateur effectuant une suite d'opérations sur les opérandes X_i ($i = 1, 2, \dots, n$) et formant les résultats Y_j ($j = 1, 2, \dots, n$). On considère que chacun des opérandes peut prendre N valeurs différentes. On suppose que durant le bon fonctionnement du processeur et pour chacun des N^n ensembles de valeurs possibles des opérandes, les conditions suivantes sont satisfaites :

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i X_{il} + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{jl} = s, \quad l=1, 2, \dots, N^n \quad (1)$$

où α_i et β_j sont des coefficients appelés par exemple les poids des opérandes et du résultat ; S est une constante appelée le seuil ; l - le numéro d'un ensemble d'opérandes. Des erreurs de fonctionnement du processeur se manifesteront par le fait qu'au moins pour le r ^{ième} ensemble de valeurs des opérandes, les conditions (1) se transforment en inégalités :

$$\left. \begin{aligned} \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{ir} + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{jr} &\geq s+1, \\ \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{ir} + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{jr} &\leq 1-s. \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

Ainsi, la détection d'erreurs durant le fonctionnement du processeur consiste en la vérification des conditions (2) à caractère de seuil pour chaque ensemble concret d'opérandes et de résultats. C'est pour cela que le mode de vérification comme celui décrit dans la référence [2] peut être appelé vérification de seuil. Comme les micro-ordinateurs incorporés exécutent des programmes de calcul de fonctions dont leur liste est fixée, pour des fins de vérification on peut déterminer à l'avance les poids α_i , β_j et le seuil S pour chaque fonction. Ces derniers peuvent être mémorisés en RAM ou en ROM.

1.1 TECHNIQUE DE DETERMINATION DES POIDS ET SEUIL

Généralement, le calcul des poids et seuil pour l'expression de vérification se résume à la résolution d'un système de N^n équations :

$$\left. \begin{aligned} \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{i1} + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{j1} &= s \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{iN^n} + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{jN^n} &= s \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

Dont les inconnues sont α_i ($i = 1, 2, \dots, n$) ; β_j ($j = 1, 2, \dots, m$) et s . Le système (3) est compatible quand $N^n \leq (n+m+1)$. Cependant ce n'est pas le cas vu que le nombre d'équations est supérieur à celui des inconnues. Pour la compatibilité du système, on le complète de $k = N^n - (n + m + 1)$ fonctions $F_p(X)$ qui seraient calculées avant la vérification de la condition (2), par exemple à l'aide des résultats intermédiaires. Alors (3) s'écrit :

$$\left. \begin{aligned} \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{i1} + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{j1} + \sum_{p=1}^k \gamma_p F_{p1}(X) &= s \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{iN^n} + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{jN^n} + \sum_{p=1}^k \gamma_p F_{pN^n}(X) &= s \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

où α_i , β_j , γ_p , et s sont les inconnues.

Les solutions les plus intéressantes de (4) sont celles où $\alpha_i \neq 0$; $\beta_j \neq 0$ avec un nombre maximal nul de poids γ_p . Notons que $\alpha_i = \beta_j = 0$ signifierait que l'opérande ou la fonction est exclu de la procédure de vérification.

Remarquons que la détermination de la forme la plus rationnelle des fonctions complémentaires est relativement délicate vu leur grand nombre.

Ainsi pour $N = 16$, $n = 4$, $m = 1$ la valeur $k = N^n - (n + m + 1) = 16^4 - (4 + 1 + 1) = 2^{16} - 6 = 655$. Evidemment les fonctions $F_p(X)$ peuvent être établies d'une façon heuristique.

Dans le cas particulier où $n = 1$ et quand le programme d'exécution sur micro-ordinateur est réalisé pour le calcul de m fonctions Y_j (résultats intermédiaires et finaux) d'argument X , les fonctions complémentaires et leurs poids sont déterminés comme suit :

Pour $n = 1$, le système (3) s'écrit :

$$\alpha X + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{jl} + \sum_{p=1}^k \gamma_p F_{pl}(X) = s \quad (5)$$

et les fonctions complémentaires sont déduites de la décomposition en séries convergentes des fonctions Y_j . Soulignons la nécessité de choisir une forme de décomposition tenant en compte certains critères tels que :

- le nombre des termes de la suite doit être suffisant pour la compatibilité du système d'équations ;
- le nombre de puissances élevées dans la décomposition doit être minimal.

Remarquons que selon le type de fonction à vérifier on utilise telle ou telle forme de décomposition (par exemple la suite de Taylor, la méthode itérative de Newton, la forme de Gauss, le polynôme de Tchebitchev.

1.2 CALCUL DES POIDS ET SEUIL BASE SUR LES SERIES DE TCHEBITCHEV

Supposons que chacune des fonctions à calculer Y_j se décompose en série de la forme :

$$Y_j = a_{0j} + a_{1j}X + a_{2j}X^2 + \dots + a_{qj}X^q \quad (j = 1, 2, \dots, m) \quad (6)$$

En remplaçant les expressions (6) dans (5), on obtient les solutions du systèmes :

$$\alpha = \sum_{j=1}^m a_{0j} \quad ; \quad \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_m = \pm 1 \quad ; \quad \gamma_p = \sum_{j=1}^m a_{p+1j} \quad ; \quad s = -\sum_{j=1}^m a_{0j} \quad (7)$$

Ainsi la vérification de la justesse du calcul des fonctions-résultats Y_j nous mène à observer la satisfaction des conditions ci-dessous :

$$\sum_{j=1}^m a_{0j} X + \sum_{j=1}^m Y_j + \sum_{j=1}^m a_{2j} X^2 + \dots + \sum_{j=1}^m a_{k+1j} X^{k+1} = \sum_{j=1}^m a_{0j} \quad (8)$$

ou :

$$\left. \sum_j Y_j + \sum_p \sum_j a_{pj} X^p + \sum_j a_{k+1j} X^{k+1} = \sum_j a_{0j} \right\} (8)$$

En comparant la condition (8) avec l'expression (5), on remarque que les valeurs des poids des opérandes, des résultats, des fonctions complémentaires et du seuil sont déterminées par les expressions (7). Dans ce cas, les fonctions complémentaires sont déterminées comme $F_p(X) = X^{(p+1)}$ pour la décomposition choisie de Y_j .

D'une façon générale, pour n'importe quelle forme de décomposition les fonctions complémentaires sont définies par les fonctions composites de la décomposition.

Par exemple, pour $Y = \left(\frac{X_1^a}{C}\right) \left(\frac{D}{X_2^b}\right)$ on a :

$$F_1 = X_1^a, \quad F_2 = \left(\frac{X_1^a}{C}\right), \quad F_3 = X_2^b, \quad F_4 = \left(\frac{D}{X_2^b}\right)$$

La procédure de vérification peut être simplifiée par la minimisation du nombre de termes aux puissances élevées dans l'expression (8) : on multiplie les deux membres des égalités (8) par des coefficients Q_{sj} ($s = 2, 3, \dots, k+1$) qui vont satisfaire un nombre maximal de conditions :

$$\sum_{j=1}^m a_{sj} Q_{sj} = 0$$

Notons que de l'expression (8) on déduit la nécessité de $(m + k + 1)$ additions et $(k + 2)$ multiplications (sans compter les puissances) pour des fins de vérification. Donc si le nombre d'additions et de multiplications dans le programme de calcul sur micro-ordinateur est supérieur à celui établi ci-haut alors les outils proposés seraient plus rapides que le calcul double.

1.3 APPLICATIONS

Soit à exécuter sur micro-ordinateur un programme de calcul de :

$$\left. \begin{array}{l} Y_j = \exp \left\{ -c_j X \right\}, \\ (j = 1, \dots, m) \end{array} \right\} \text{ Remarquons que ce genre}$$

de calculs est fréquent dans la résolution de problèmes de fiabilité ou d'électrotechnique ou encore pour le traitement statistique de résultats de mesure ou d'essais expérimentaux. Soit ensuite $m = 4$ et la décomposition en série [3,4] de Y_j est de forme :

$$Y_j = 1 - C_{j1}X + C_{j2}X^2 - C_{j3}X^3 + C_{j4}X^4$$

où $C_{ji} = \frac{C_i^j}{j!}$ ($i = 1, 2, 3, 4$; $j = 1, 2, 3, 4$)

En procédant à la minimisation décrite ci-haut, on obtient :

$$\alpha = QQ_{14}C_{11} + QC_{21} + Q_{34}C_{31} + C_{41} ;$$

$$\beta_1 = QQ_{14} , \beta_2 = Q , \beta_3 = Q_{34} , \beta_4 = 1 ;$$

$$\gamma_1 = QQ_{14}C_{12} + QC_{22} + Q_{34}C_{32} + C_{42} , \gamma_2 = \gamma_3 = \dots = 0 ;$$

$$s = -(Q + Q_{14} + 1 + Q_{34}) \text{ où } Q = \frac{Q_{34}C_{33} + C_{43}}{Q_{14}C_{13} + C_{23}} . \text{ (6) s'écrit :}$$

$$\alpha X + \beta_1 Y_1 + \beta_2 Y_2 + \beta_3 Y_3 + Y_4 + \gamma_1 X^2 = s .$$

1.3.1 EVALUATION COMPARATIVE

Ainsi la vérification de seuil du calcul de ce type de fonction a exigé 5 multiplications, 5 additions et une puissance alors que par calcul double [5] cela aurait nécessité 16 additions et multiplications et 3 puissances. Le rapport comparatif en dépenses de temps pour les 2 variantes sera :

$$\frac{19t+16}{6t+5} \approx 3,2 \text{ où } t = \text{longueur des opérands (donc les moyens proposés pour cet exemple s'avèrent 3 fois plus rapides).}$$

CONCLUSION

De cette façon, la vérification de seuil consiste en un calcul d'expression simple et dont la structure est établie à l'étape de l'élaboration du support de programmation

(software, logiciel) du micro-ordinateur incorporé.

Les outils proposés dans cet article (communiqué), s'avèrent réellement nécessaires pour la vérification automatique des systèmes de calcul synthétisés à base de microprocesseurs, vu que ces derniers eux-même sont en règle générale dépourvus de toute possibilité à cette vérification. On doit dire que dans la plupart des cas, la vérification en question est plus effective que le calcul répété n fois qui pratiquement représente jusqu'à présent la principale forme accessible de vérification.

REFERENCES

- [1] Balechov E.P. , Grigoriev V.L. , Petrov G.A. Mini et micro-ordinateur - L : Energoatomizdat, 1984. - 376 p.
- [2] Sur un procédé de seuil pour le contrôle de circuits combinatoires/V.K. Mollov et autres/Automatisme et télé-mécanique. - 1981. - N° 6. - p. 154 - 161.
- [3] Dvayt G.B. Tables d'intégrals et autres formules mathématiques. - M : Nauca, 1969. - p. 56.
- [4] Popov B.A. , Tesler G.S. Calcul de fonctions sur ordinateurs. - Nauca Dumica, 1984. - 527 p.

M.F.S.I

3 - Fiabilité Mécanique

APPROCHE PROBABILISTE DE LA RUPTURE
SOUS SOLICITATION DYNAMIQUE

PLUVINAGE G.⁺ et BIA A.⁺⁺

⁺Labo. Fiab. Méca., Université de Metz, FRANCE
⁺⁺Dept. STRUCTURES, CU-BLIDA, BP 270, BLIDA, ALGERIE

1) Introduction :

En limitant notre propos au cas du comportement linéaire élastique du matériau, ce qui caractérise la mécanique de la rupture sous chargement dynamique est une relation entre la contrainte appliquée, la taille du défaut, la tenacité du matériau et le temps à rupture. Ce dernier paramètre s'introduit dans le critère de rupture sous chargement dynamique de deux façons : le champ de contraintes singulier à l'extrémité du défaut est modifié par les effets d'inertie ; durant l'intervalle de temps qui sépare le début du chargement et la rupture de l'échantillon un nombre plus important de défauts microscopiques peuvent être activés simultanément par les mêmes effets d'inertie. Ceci entraîne une modification du processus de rupture, un faciès de rupture généralement moins rugueux et une plus grande dispersion des résultats. Le dernier point justifie l'étude de la tenacité dynamique des matériaux sous l'angle de la mécanique probabiliste des ruptures ;

2) Mécanique probabiliste de la rupture :

La théorie la plus communément utilisée pour traiter les aspects probabilistes est la théorie de Weibull [2]. Initialement, cette théorie était basée sur la valeur statistique de la contrainte à rupture. Récemment [3] des modifications de cette théorie ont permis de prendre en compte le volume de la zone d'élaboration de la rupture. Dans ce qui suit, nous présenterons une théorie probabiliste prenant en considération la taille des défauts actifs.

On pose que la probabilité qu'un défaut puisse entraîner la rupture en dessous ou pour une contrainte égale à σ est donnée par $F(\sigma)$. Par suite la probabilité de rupture d'un matériau possédant N défauts est $F_N(\sigma)$ avec :

$$F_N(\sigma) = 1 - F(\sigma)^N \quad \text{équ.1}$$

$$\text{et } F_N(\sigma) = 1 - \exp(-NF(\sigma)) \quad \text{équ.2}$$

Pour un matériau isotrope, on fera l'hypothèse que le nombre de défauts N est proportionnel au volume d'élaboration de la rupture. La probabilité de rupture est donnée par :

$$F_N(\sigma) = P_F = 1 - \exp\left[-\int g(\sigma) dV\right] \quad \text{équ.3}$$

Weibull a choisi empiriquement une fonction de densité de probabilité sous la forme simple :

$$g(\sigma) = \left(\frac{\sigma}{\sigma_0}\right)^{m_1} ; \quad g(\sigma) = \left(\frac{\sigma - \sigma_s}{\sigma_0}\right)^{m_2} \quad \text{équ.4}$$

D'espérance m_2 , appelé module de Weibull est en quelque sorte une mesure des dispersités observées. Le paramètre C_2 est un facteur d'échelle, C_2 est un seuil qui entraîne que la rupture ne peut pas se produire pour une contrainte inférieure à ce seuil.

Le modèle de Weibull peut être modifié en terme de tenacité K_{IC} en faisant l'hypothèse que le volume d'élaboration de la rupture V_{eff} est une fonction puissance du facteur d'intensité de contrainte :

$$V_{eff} = C_3 K_I^2 \quad \text{équ.4}$$

C_3 est une constante.

Le modèle de Weibull sous une forme à deux paramètres s'écrit alors :

$$P_F = 1 - \exp\left(-\frac{K_I}{K_0}\right)^{m_2} \quad \text{équ.5}$$

soit une forme à 3 paramètres

$$P_F = 1 - \exp\left[-\left(\frac{K_{IC} - K_{min}}{K_0 - K_{min}}\right)^{m_2}\right] \quad \text{équ.6}$$

K_{min} est la borne inférieure des valeurs de tenacité, K_0 est la tenacité associée à une probabilité cumulée de $(1 - \frac{1}{e})$ soit 63%. m_2 est un nouveau module de Weibull.

D'autres théoriciens probabilistes ont introduit des considérations micro-structurales et notamment la densité de défauts susceptible d'amorcer la rupture dans le cadre de l'application de la mécanique linéaire. Mc Lintock (3) a fait l'hypothèse que la probabilité pour qu'une fissure ait une taille supérieure à a est $\exp\{-a/c_1\}$; c_1 est une constante. Baldori (4), considérant des fissures circulaires orientées d'une façon aléatoire prend la fonction $\exp\{-a^2/c_2\}$, c_2 est une autre constante. Yayatilaka (5) a suggéré que la densité de probabilité de la distribution des défauts est $a^{n-1} e^{-a/c} e^{-a^2/c}$ ($n-2$) 2 c est un facteur d'échelle et a la vitesse de décroissance de la densité de probabilité.

1. Matériau et résultats expérimentaux

Les essais de tenacité dynamique présentés sont relatifs à une alumine de composition 99,7% en Al_2O_3 . Les essais ont été réalisés sur éprouvettes WLCT de forme cubique de 20 mm d'arête. L'échantillon possède une entaille de 10 mm de profondeur et un angle d'entaille de 45°. Le chargement dynamique a été réalisé à l'aide d'un dispositif de barres d'Hopkinson schématisé dans la figure 1 et décrit dans la référence (6).

3 séries d'essais ont été réalisées : des essais statiques (vitesse d'augmentation du facteur d'intensité de contraintes $K_I < 10^3 \text{ MPa}\sqrt{\text{m}}/\text{s}$) et essais de choc (vitesse $K_I > 10^4 \text{ MPa}\sqrt{\text{m}}/\text{s}$). Le nombre d'échantillons testés était supérieur à 30 dans chaque série et égale à n . La probabilité de rupture en réalisant n essais est donnée en ordonnant les tenacités observées K_{IC} en ordre croissant et en faisant l'hypothèse que :

$$P_F(K_{IC}^j) = \frac{j}{n+1} \quad \text{équ.7}$$

La technique pour déterminer K_0 , m_2 et K_{min} est d'écrire l'équation sous la forme :

$$\text{Ln Ln}(1 - P_F)^{-1} = \text{Ln}(K_0 - K_{min}) + m_2 \text{Ln}(K_{IC} - K_{min}) \quad \text{équ.8}$$

En reportant $\text{LnLn}(1-P_f)^{-1}$ pour différentes valeurs arbitraires de K_{min} et en cherchant celle qui donne le meilleur ajustement linéaire, on obtient la droite de meilleur ajustement dont la pente est m_2 . $(K_0 - K_{\text{min}})$ est la valeur de $\text{Ln}(1-P_f)^{-1}$ pour $K_{1c} = K_0 + 1$. Quand on utilise le modèle de Weibull à 2 paramètres K_{min} est pris arbitrairement égal à 0.

Un exemple de représentation selon les 2 modes de dépouillement est reporté dans la figure 2.

Les résultats de l'analyse statistique sont reportés dans le tableau n°1 :

Modèle	2 paramètres		3 paramètres	
	S	D	S	D
m_2	8,2	6,3	1,5	8,5
K_{1c} (MPa \sqrt{m})	3,8	2,4	1,1	3,0
K_0 (MPa \sqrt{m})	6,2	2,25	1,2	3,2
K_{min} (MPa \sqrt{m})	—	—	3	0

Table 1 (S-Statique, D=Dynamique)

4) Analyse d'images de faciès de rupture :

Afin de faciliter l'examen optique et au microscope à balayage et notamment la mise en évidence des grains fragmentés les échantillons sont recouverts d'une mince couche d'or de l'ordre de 100 Å. Par observation au microscope à balayage, on note un faciès de rupture statique qui présente un relief plus prononcé. Des grains se détachent de la structure dans le cas de la rupture dynamique alors que des ruptures transgranulaires plus importantes sont observées dans le cas d'une rupture statique.

En vue d'une analyse quantitative, les échantillons sont placés sur la platine d'un microscope trinoculaire muni d'un éclairage épiscopique. Les images captées par une caméra vidéo sont transmises à un analyseur d'images effectuant les opérations de transformations d'images et les mesures, figures n°3, 4 et 5.

Les images numériques sont visualisées sur un moniteur couleur et peuvent être imprimées au moyen d'une imprimante couleur. Par transformation d'images, les structures significatives sont extraites. On obtient ainsi une image bivalente (fond blanc, structure en rouge) dont on extrait les grains, figure 6.

Des mesures sont effectuées pour caractériser ces structures et notamment la taille des grains cassés. Le paramètre de taille choisi est le diamètre de Feret moyen d_m défini par la formule suivante :

$$d_m = \frac{1}{\pi} \int_0^\pi d(\theta) d\theta \quad \text{équ. 9}$$

Les histogrammes suivants sont alors obtenus :

- celui de la densité en nombre des diamètres de Feret moyens
- celui de la densité en surface des diamètres de Feret moyens

Les valeurs des paramètres de mesure extrait de ces histogrammes sont :

- $(d_m)_N$ la valeur moyenne du diamètre de Ferêt moyen pour la distribution en nombre
- $(d_m)_S$ la valeur moyenne du diamètre de Ferêt moyen pour la distribution en surface occupée
- Aa : la teneur en grains fragmentés c'est-à-dire le rapport de la surface de grains cassés sur la surface totale
- Na : le nombre de grains cassés par mm^2 .

Un exemple de 2 histogrammes en surface est reporté sur la figure n°7. A leur examen, on peut remarquer que des grains d'alumine plus gros ont été cassés dans le cas d'un chargement statique, ce qui laisse supposer des défauts initiaux leur ayant donné naissances plus grands ont été activés. De même, la vue des extraits de structures significatives figure 6 montre que le nombre de grains cassés est nettement plus important dans le cas des ruptures dynamiques. Ces résultats sont exprimés d'une façon quantitative dans le tableau n°2 :

			Na	Aa
Statique	11	19	60	$6 \cdot 10^{-3}$
Dynamique	10	13	150	$11 \cdot 10^{-3}$

Table n°2

La conclusion de cette analyse quantitative du faciès de rupture d'une céramique est que sous chargement dynamique un nombre de défauts plus grands sont activés, défauts dont statistiquement la taille est plus petite. Cette conclusion repose sur l'hypothèse que la taille des grains cassés est en relation étroite avec la taille des défauts qui leur ont donné naissance. Cette constatation expérimentale est en accord avec la théorie de la modification de la taille et le nombre de défauts activés sous chargement dynamique avancée par certains auteurs notamment Kipp (1) et Kalthof (6).

5) Approche microstatistique de la tenacité dynamique :

Nous ferons l'hypothèse que la propagation de la rupture est considérée comme une série de réamorçages successifs. Cette hypothèse permet de considérer que l'examen quantitatif du faciès de rupture est en quelque sorte une mémoire du processus d'amorçage de la rupture. On fera en outre une deuxième hypothèse : les grains déchaussés que l'on rencontre sur le faciès d'une rupture sous chargement dynamique sont issus d'un manque de cohésion ou de porosités qui peut être assimilé à un défaut circulaire de taille comparable à celle du grain déchaussé. De ces hypothèses, il en résulte que le diagramme de la répartition en taille des grains est l'image de celle des défauts circulaires activés sous chargement dynamique.

L'histogramme de la figure (7b) conduit à une formulation de la probabilité d'une fissure d'avoir un rayon dont la taille excède "a" donnée par :

$$P(a) = \exp \left[- \left(\frac{a}{a_0} \right)^3 \right] \quad 68 \quad \text{équ. 10}$$

où \bar{a} est la valeur moyenne des rayons des fissures. En utilisant la mécanique linéaire de la rupture et une contrainte non-dimensionnelle S_c

$$S_c = \frac{K_{Ic}}{\sigma_g^c \sqrt{A_Q}} \quad \text{équ.11}$$

Q est un facteur géométrique ; on peut écrire que la probabilité pour que la contrainte critique d'une fissure soit égale au moins que S_c par :

$$P(S_c) = \exp \left[-\frac{1}{S_c^6} \right] \quad \text{équ.12}$$

Cette équation a une forme différente de celle proposée par Mc Intock [13] et Baldorf, et conduit à une meilleure corrélation avec les résultats expérimentaux.

La fonction de densité de probabilité est donnée alors par :

$$f(S_c) = \frac{dP(S_c)}{dS_c} = \frac{6}{S_c^7} \exp \left[-\frac{1}{S_c^6} \right] \quad \text{équ.13}$$

Pour obtenir la probabilité de rupture, cette fonction de la densité de probabilité est multipliée par la fonction de la densité de micro défauts qui est proportionnelle au volume d'élaboration de la rupture V

$$N(S_c) = N_0 V \int_0^S \left(1 - \frac{S_c}{S}\right) dS \quad \text{équ.14}$$

où N_0 est le nombre de microfissures par unité de volume finalement, on obtient :

$$P_F(S_c) = \exp \left\{ -N_0 V \int_0^S \left(1 - \frac{S_c}{S}\right) \frac{6}{S_c^7} \exp \left[-\frac{1}{S_c^6} \right] dS \right\} \quad \text{équ.15}$$

L'équation 15 est relativement difficile à intégrer à l'aide de fonctions gamma incomplètes. Une formule approchée a été utilisée :

$$P_F(S_c) = \left(\frac{VN_0}{6} \right) S_c^6 \exp \left[-\frac{1}{S_c^6} \right] \quad \text{équ.19}$$

est comparée avec les résultats expérimentaux figure 8.

Compte-tenu des hypothèses utilisées, cette approche est satisfaisante sauf pour les probabilités de ruptures élevées.

Dans cette formulation, l'influence de la vitesse de déformation peut être prise en compte en modifiant le nombre de défauts activés par unité de volume N_0 . Comme celui-ci est inconnu, on peut en avoir une estimation à partir du nombre de défauts initiaux présents dans le matériau vierge N_0^* et en faisant l'hypothèse que la relation de Shockey [8] est valable :

$$N_0 = N_0^* \exp \left[-\frac{\sigma - \sigma_{30}}{\sigma_0} \right] \quad \text{équ.20}$$

Dans la présente étude, en l'absence de données $N_0 V$ a été considéré comme un paramètre ajustable. σ_0 est un paramètre de normalisation, σ_{30} un paramètre seuil.

Conclusions :

La rupture sous chargement dynamique est caractérisée par une modification du processus de rupture par rapport au chargement statique. Le nombre de défauts qui peuvent être activés est plus important lorsque la vitesse de chargement augmente. Ceci entraîne des résultats plus dispersés et une surface de rupture moins rugueuse. Les résultats peuvent être analysés de 2 façons. La première utilise une fonction de densité de probabilité empirique celle de Weibull. La seconde est une approche microstatistique dont les données sont obtenues à partir de l'analyse d'images. Cette dernière semble prometteuse car elle seule permet à partir de considérations microstructurales d'avoir une idée du comportement à rupture sous sollicitations dynamiques d'un matériau.

Remerciements :

L'auteur remercie Mr Humbert de la SNPE pour l'aide apportée à l'analyse d'images.

BIBLIOGRAPHIE

- 1) KIPP M.E. *Int. Journal of fracture* 16 (5) p 471-472 (1980)
- 2) W. WEIBULL *Hanligar* Nr.153 (1939)
- 3) F.A. Mc LINTOCK in "statistics of brittle fracture" vol.1 Plenum stress p. 93-114 (1974)
- 4) S.B. BATDORF *Int. journal of fracture* vol.12 (1) Feb p. 5-11 (1977)
- 5) M. YAYATILAKA in "fracture of Engineering materials" p. 135-141
- 6) G. PLUVINAGE 5^e colloque de Mécanique et Métallurgie Tarbes (1984)
- 7) K. WALLIN *Engineering Fracture Mechanics* Vol.19 N°C p. 1085-1093 (1984)

Légende des figures

- Figure n°1 : Dispositif de barres d'Hopkinson et échantillons utilisés.*
- Figure n°2 : Représentation de la probabilité de rupture d'une céramique en fonction de la tenacité selon un modèle de Weibull à 2 et à 3 paramètres.*
- Figure n°3 : Schéma du dispositif d'examen de la surface de rupture.*
- Figure n°4 : Schéma de la méthode d'extraction des grains déchaussés.*
- Figure n°5 : Schéma de la méthode de transformation d'images.*
- Figure n°6 : Figure montrant la répartition en surface de grains déchaussés dans le cas d'une rupture statique (figure 6a) et dynamique (figure 6b).*
- Figure n°7 : Histogramme de la répartition en surface de grains cassés dans le cas d'une rupture statique (figure 7a) ou dynamique (7b).*
- Figure n°8 : Comparaison entre les résultats expérimentaux et la précision du modèle microstatistique (cas d'une céramique rompue sous chargement dynamique).*

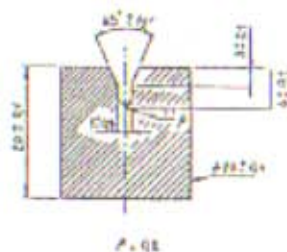
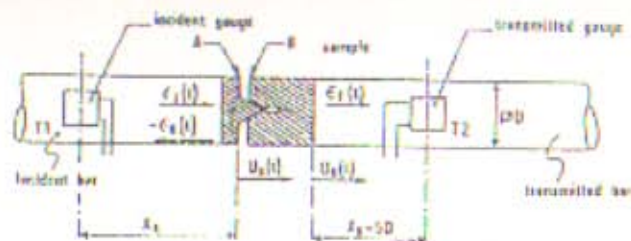


Figure n°1 : Dispositif de barres d'Hopkinson et échantillons utilisés.

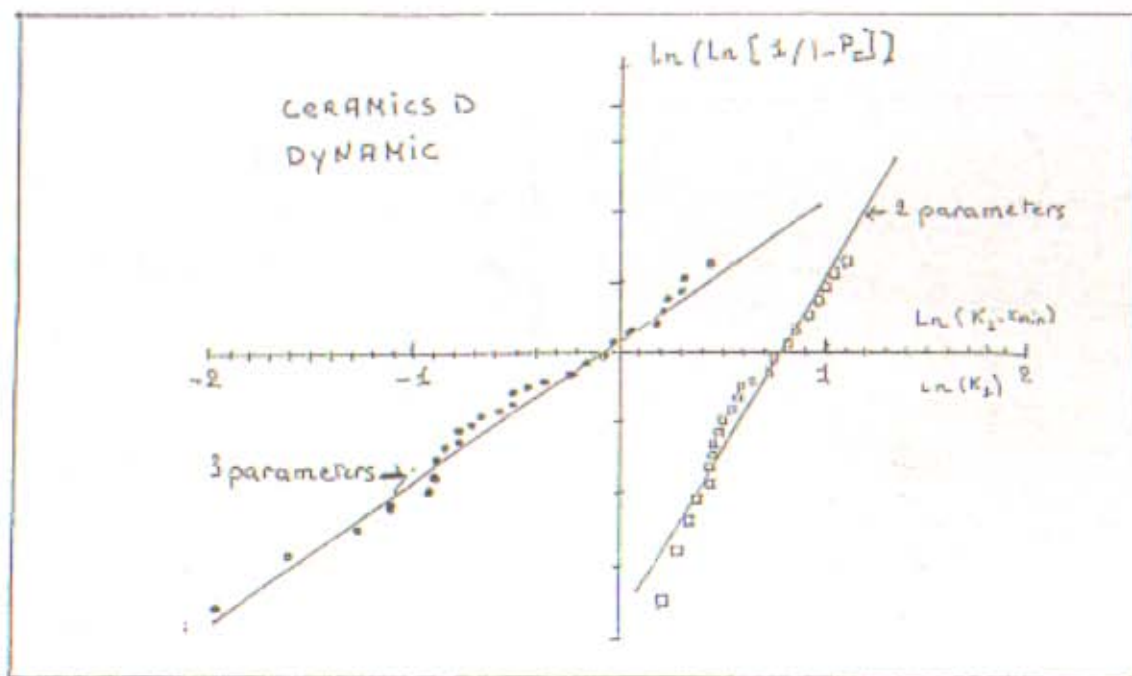


Figure n°2 : Représentation de la probabilité de rupture d'une céramique en fonction de la tenacité selon un modèle de Weibull à 2 et à 3 paramètres.

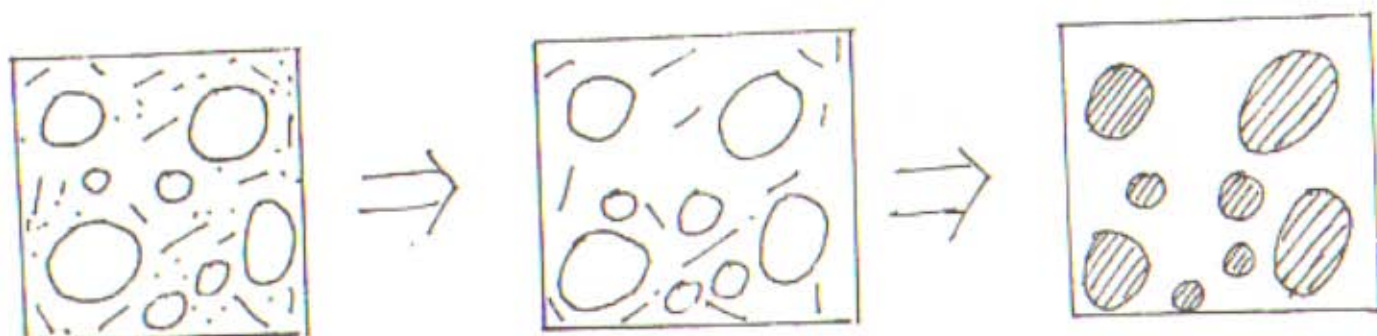


Figure n°5 : Schéma de la méthode de transformation d'images.

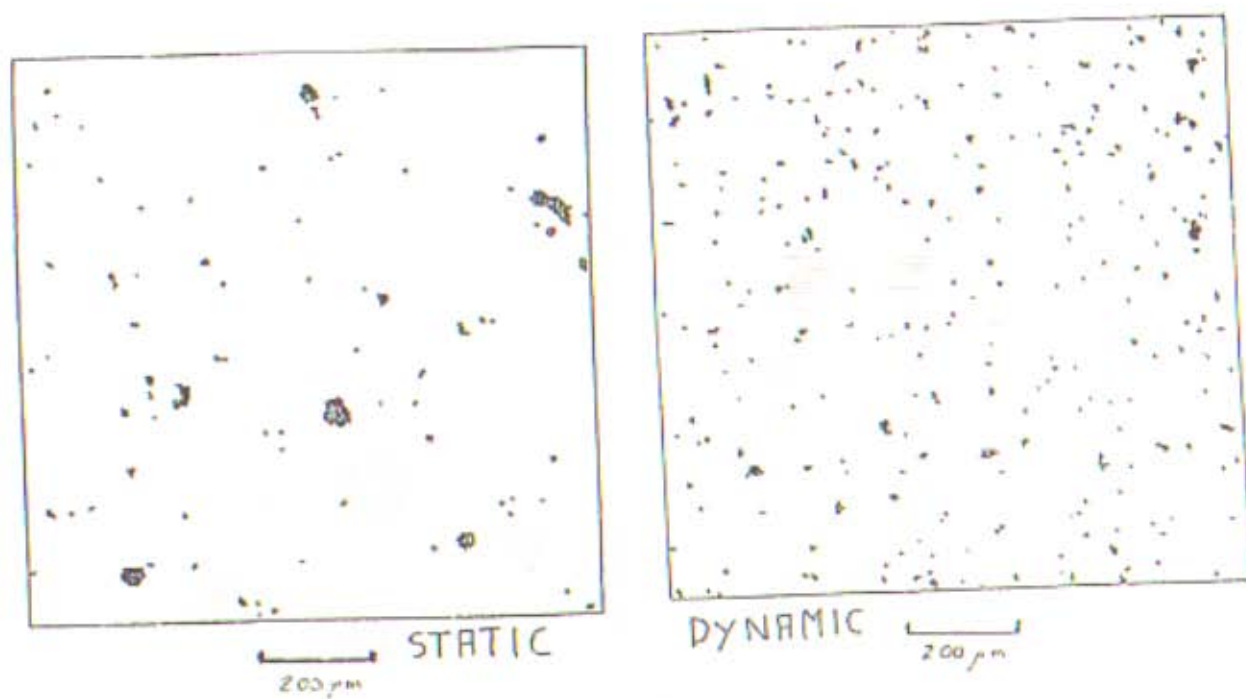


Figure n°6 : Figure montrant la répartition en surface de grains déchaussés dans le cas d'une rupture statique (figure 6a) et dynamique (figure 6b).

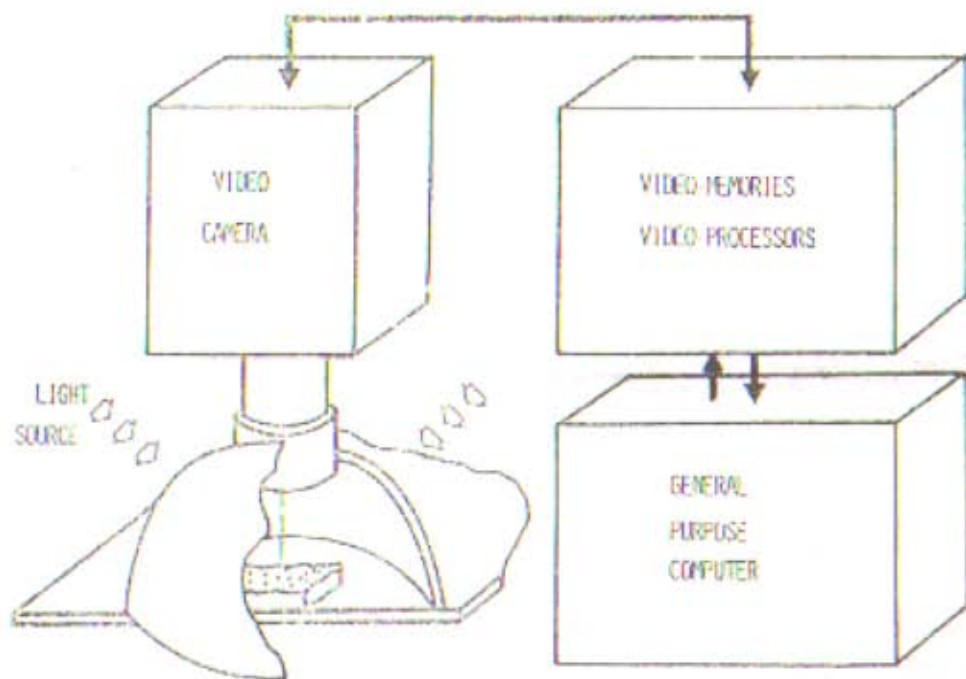


Figure n°3 : Schéma du dispositif d'examen de la surface de rupture.

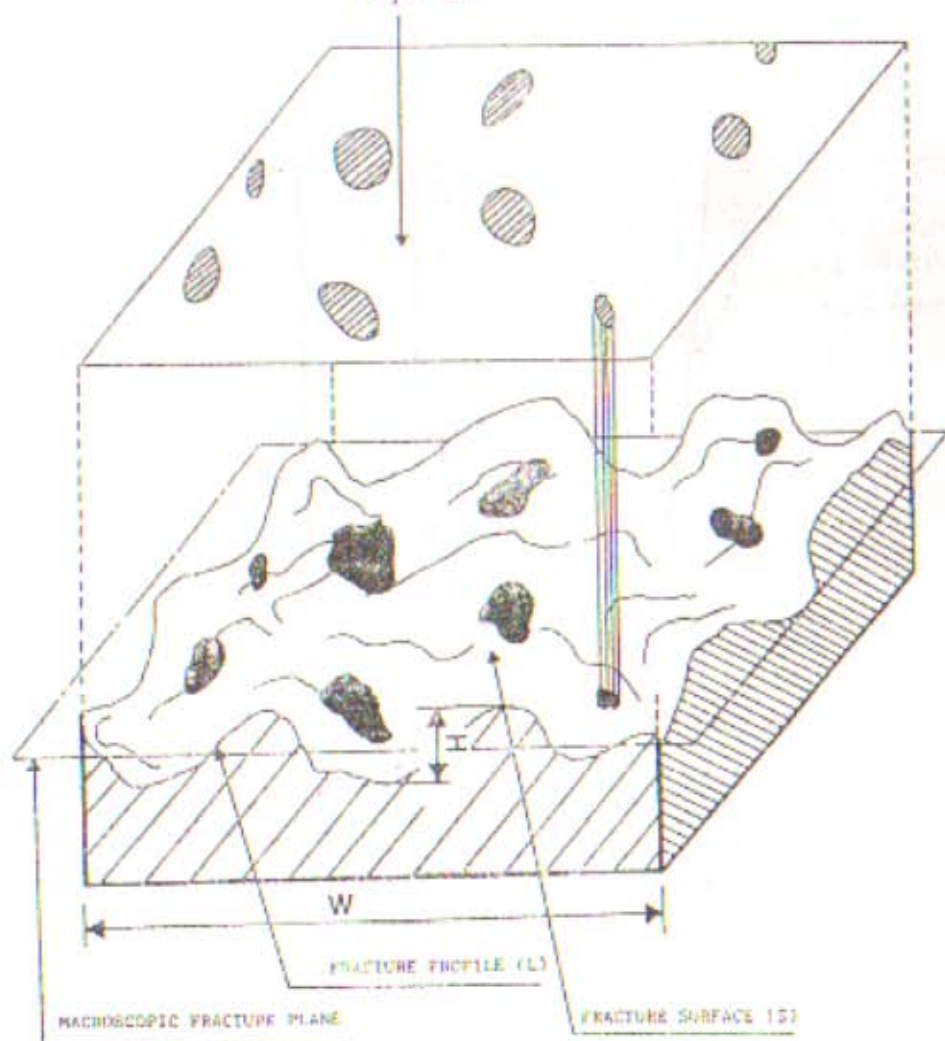
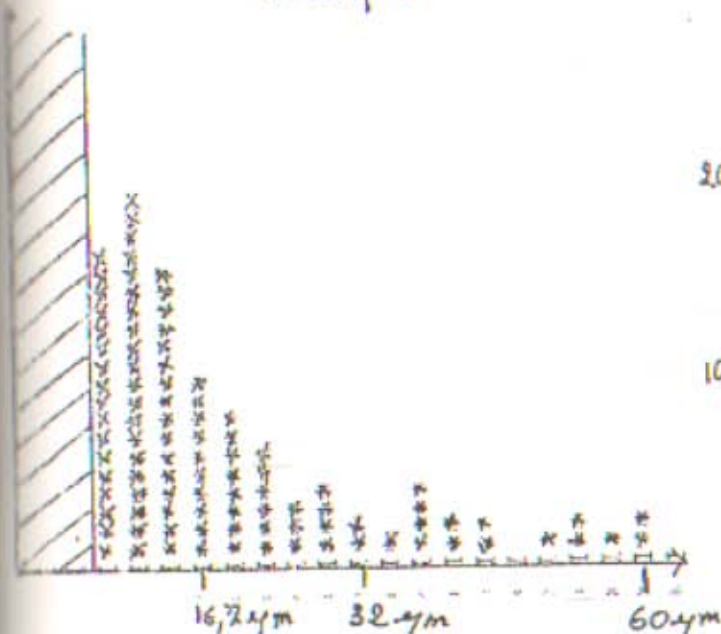


Figure 4: Schéma de la méthode d'extraction des grains

off en %

statique



off en %

dynamique

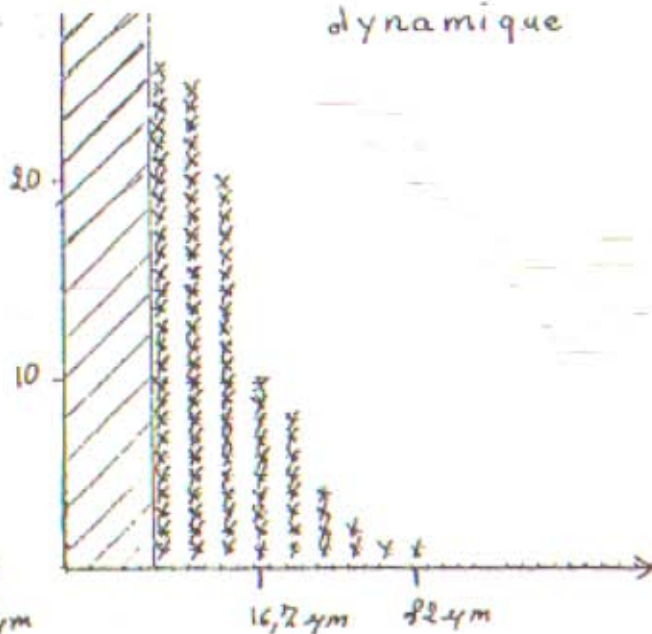


Figure n°7 : Histogramme de la répartition en surface de grains cassés dans le cas d'une rupture statique (figure 7a) ou dynamique (7b).

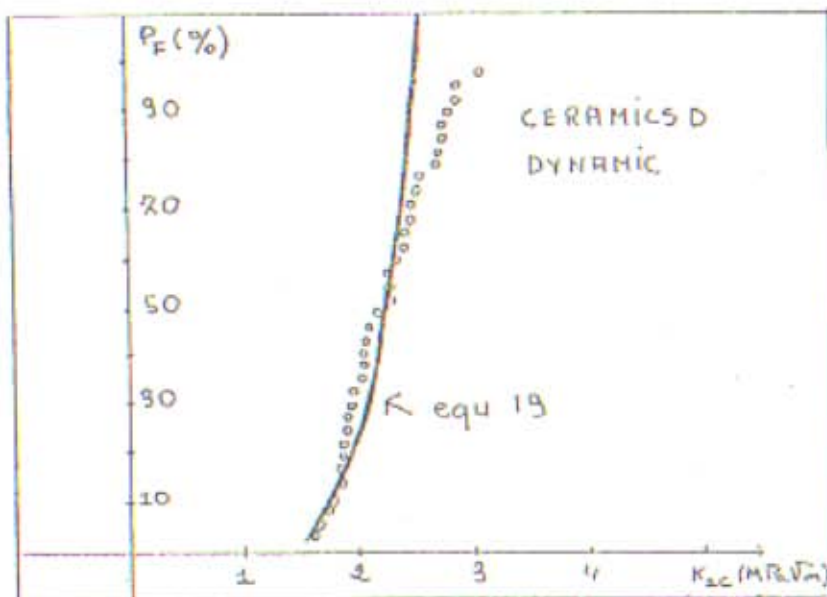


Figure n°8 : Comparaison entre les résultats expérimentaux et la précision du modèle microstatistique (cas d'une céramique rompue sous chargement dynamique).

UTILISATION DES TECHNIQUES DE FIABILITÉ
EN MÉCANIQUE : FATIGUE DES MÉTAUX

par A.BIA

Dept. STRUCTURES, CU-BLIDA, BP 270, BLIDA
Algérie

RESUME

Cet article présente une méthode originale pour simuler de façon peu coûteuse à l'aide de la méthode aux éléments finis la progression d'une fissure de fatigue. Cette méthode peut être particulièrement utilisée pour des chargements d'amplitude non constante.

Sur un exemple de retard de propagation après l'application d'une seule surcharge, une comparaison est faite entre les prévisions du calcul et les résultats de l'expérience.

ABSTRACT

This paper presents an original and inexpensive finite element method of modelling a variety of fatigue crack propagation and a variety of load conditions.

One example is used to compare the simulation of finite element method and experimental results from the case concerning the propagation of a fatigue crack after application of one overload.

Mots clés : simulation, propagation des fissures, éléments finis.

INTRODUCTION

Tout constructeur doit pouvoir démontrer, un jour ou l'autre l'innocuité de défauts assimilés à des fissures, dans un produit de sa responsabilité. Leur découverte étant faite soit pendant la fabrication, soit lors d'une inspection en service. Après expertise métallurgique, contrôles destructifs ou non destructifs, l'analyse mécanique fait la synthèse de tous ces renseignements dans le but de se prononcer sur les mesures à prendre : doit-on opérer une réparation immédiate ou peut-on laisser en l'état ? Dans le dernier cas, pour combien de temps et quelle sera alors la périodicité des contrôles de suivi en exploitation des défauts ?

Pour répondre à cette question, il est nécessaire de pouvoir prédire la cinétique de propagation des défauts et notamment les plus nocifs : les fissures de fatigue. La simple utilisation de la loi de Paris est insuffisante car les chargements réels sont aléatoires et il en résulte des phénomènes transitoires qui modifient considérablement la vitesse de propagation.

Il est possible de traiter ce problème par des méthodes expérimentales en appliquant sur éprouvettes d'essais le spectre du chargement réel préalablement enregistré sur une structure ou en appliquant un spectre équivalent dans la méthode des blocs programmés. Ces méthodes présentent l'inconvénient de nécessiter des essais très complexes et coûteux dont la représentativité est souvent mise en doute.

Une nouvelle voie consiste à simuler numériquement la progression d'une fissure et d'en calculer la vitesse de propagation. Le présent travail expose les principes d'une telle simulation dans des cas simples : application d'une ou plusieurs surcharges. Rappelons que ce phénomène a pour conséquence le ralentissement de la progression de la fissure et que son explication fait appel aux contraintes résiduelles produites après déchargement après l'application de cette surcharge.

On décrit sommairement dans cet article un code de calcul permettant cette simulation et basé sur la méthode des éléments finis. Une comparaison des résultats obtenus avec des expériences est présentée dans le cas d'une fissure de fatigue soumise à un seul pic de surcharge.

DESCRIPTION DU CODE

Le programme SIFMEPA (Simulation of Fatigue and MEchanical ProgrAm) permet actuellement de traiter les problèmes élasto-plastiques plans (contraintes planes,

déformations planes) et axisymétriques. Il est basé sur une méthode mixte "IS, VS CbC" : méthode de la contrainte initiale couplée à la méthode de la raideur variable (Initial Stress/Zienkiewicz et autres en 1969 / Variable Stifness/Marcal et autres en 1967 /) et la méthode de changement de condition aux limites (The Changing boundary Conditions /Kanninen en 1973, Newman en 1977 et Kaiser et al en 1983 /). La convergence (au sein de la vérification des lois de la plasticité) est assurée par la méthode de la contrainte initiale et accélérée par le changement de raideur. Le programme est écrit FORTRAN.

Ce code est conçu pour traiter des problèmes relevant de la mécanique des milieux continus et de la mécanique de la rupture dans les domaines bidimensionnels ainsi que des problèmes relevant d'assemblages soudés.

STRUCTURE DE PROGRAMME

Le code est composé d'un ensemble de modules d'analyse statique des structures bidimensionnelles par la méthode des éléments finis, ainsi qu'un module de maillage automatique et un module de dessin. Les résultats de chaque module peuvent être sauves sur fichier et servir de données à d'autres modules.

Les structures sont susceptibles d'être soumises à des chargements mécaniques et thermiques évolutifs en fonction du temps.

Les comportements mécaniques qui peuvent être pris en compte sont du type élastique ou élasto-plastique avec ou sans écrouissage.

DESCRIPTION DE CHAQUE MODULE

Module maillage AM (Automatic Meshing)

Ce module réalise le découpage d'une pièce plane ou axisymétrique en éléments :

- triangulaires classiques (3 noeuds) ou isoparamétriques (6 noeuds)
- rectangulaires classiques (4 noeuds) ou isoparamétriques (8 noeuds).

Le découpage est élaboré à partir des données géométriques du contour de la pièce et des dimensions souhaitées pour les mailles (triangles ou rectangles) la numérotation des noeuds dans le maillage final est optimisée par le programme de façon à minimiser le temps de traitement lors des calculs (/Frederic et autres en 1970 / et /Lawrence et autres 1979 /).

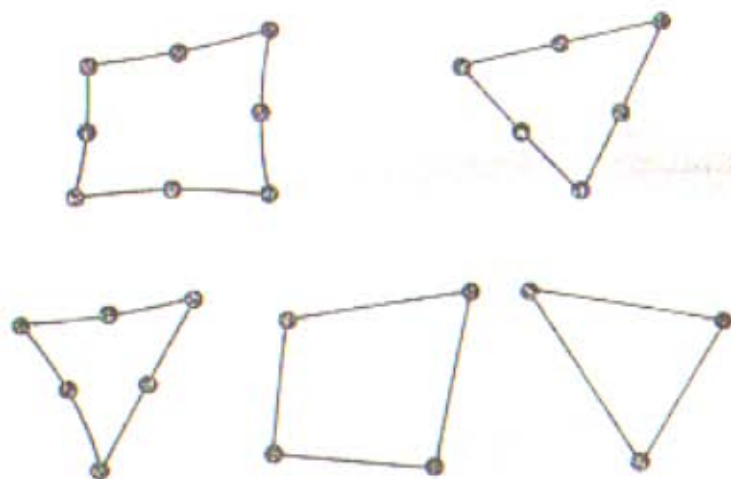


Figure 1 : Type de mailles utilisées

Module de dessin IG (Interactive Graphics)

Ce module permet de visualiser, lors de la vérification de la représentation géométrique de la pièce, le maillage général et lors de l'exploitation des résultats, le changement de géométrie de la pièce étudiée ainsi que la répartition des grandeurs mécaniques caractéristiques (déplacements, contraintes, déformations) à l'intérieur de la pièce. Celles-ci sont présentées sous forme numérique ou sous forme de courbe isovaleurs. Le module permet aussi de représenter les courbes d'évolution de la longueur des fissures et leur vitesse de propagation au cours du temps.

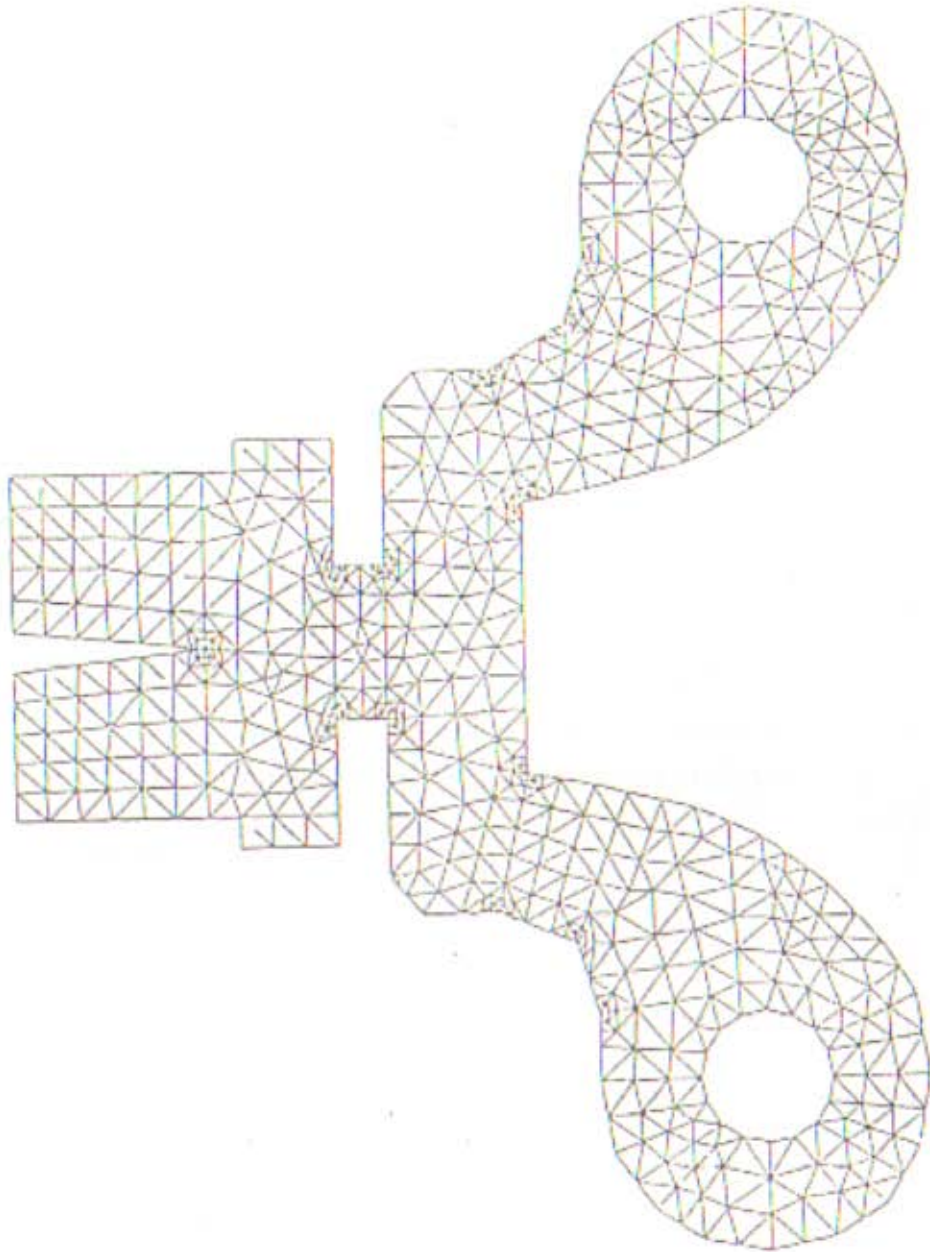


Figure 2 : Exemple de représentation du maillage obtenu

Module de calcul élastique EA (Elastic Analysis)

Ce module réalise l'analyse élastique des pièces en contraintes planes, en déformations planes et de pièces de révolution sous chargements axisymétriques, en petites déformations et petits déplacements. Les pièces analysées peuvent être composées d'une ou plusieurs zones de matériaux isotropes différents. Les données nécessaires sont les suivantes :

- Géométrie de la pièce (générée automatiquement ou décrite par cartes). Quand la géométrie est décrite par cartes, la génération des noeuds et des éléments est semi-automatique. Plusieurs noeuds ou éléments peuvent être générés à l'aide d'une seule carte. De plus les coordonnées des noeuds peuvent être données sous forme cartésienne ou cylindrique, dans des bases locales.

- Caractéristiques de chaque zone :

- . type d'analyse (déformations ou contraintes planes, problème axisymétrique).
- . épaisseur de la zone (dans le cas de déformations planes)
- . caractéristiques du matériau (module d'Young, Coefficient de Poisson, masse volumique en cas de chargement de volume, Coefficient de dilatation linéique en cas de chargement thermique).

- Conditions sur les déplacements :

- . déplacements imposés de noeuds ou de lignes,
- . appuis élastiques en un noeud ou sur une ligne,
- . adhérence parfaite, glissement parfait ou frottement de Coulomb entre les différentes parties de la pièce.

- Chargements : Plusieurs cas de charge peuvent être traités simultanément à condition que les hypothèses sur les conditions de déplacements restent les mêmes au cours du calcul.

Le chargement mécanique peut être du type suivant :

- . force concentrée en un noeud,
- . pression et efforts tangentiels constants sur une partie du contour d'une zone ou variant linéairement sur un côté d'élément,

- . force centrifuge (rotation autour des axes),
- . force de gravité,
- . chargement d'origine thermique.

Les résultats obtenus sont les déplacements, les déformations, les contraintes, les contraintes principales en intensité et direction ainsi que les contraintes équivalentes de Von Mises et Tresca pour tous les points du maillage et aux points d'intégration pour chaque élément.

Module de calcul élastoplastique EPA (Elastic-Plastic Analysis)

Ce module permet de résoudre par la méthode des éléments finis les problèmes d'élastoplasticité cyclique concernant des structures bidimensionnelles planes ou axisymétriques. Ceci est réalisé dans l'hypothèse : "petites déformations, grands déplacements".

Les structures sont soumises à des chargements mécaniques et thermiques évolutifs dans le temps. En cas de chargement thermique, les caractéristiques des matériaux considérés comme isotropes ou anisotropes, sont fonction de la température.

Les lois de comportement qui peuvent être prises en compte sont du type :

- . élastique
- . élastoplastique avec ou sans écrouissage (écrouissage isotrope, cinématique ou écrouissage mixte iso-cinématique). /Thomas et autres 1983 /.

La structure peut être le siège d'un champ de déformations plastiques initial.

Les données nécessaires sont les suivantes :

- . Géométrie de la pièce (générée automatiquement ou décrite par carte)
- . Lois de comportement,
- . Conditions sur les déplacements (déplacements imposés et appuis élastiques),
- . Chargements (les mêmes que pour l'analyse élastique ainsi que leur évolution au cours du temps).

Les résultats :

Le programme détermine alors les champs de déformations, contraintes et les déplacements inélastiques correspondants par un calcul élastique.

Pour l'analyse en plasticité cyclique, actuellement on ne considère que l'hypothèse du chargement radial. Il faut introduire donc les données correspondant à l'état minimal puis à l'état maximal du chargement.

Les résultats obtenus sont les mêmes que ceux obtenus par analyse élastique avec, en outre, les déformations plastiques et ce pour chaque pas de calcul demandé.

Remarque : pour la réalisation du calcul on peut procéder de 2 manières :

- . débuter en déclarant une phase élasto-plastique, un seul pas de temps couvrant toute la phase 1 et une seule itération pour obtenir la convergence (figure 3.a)
- . faire un redémarrage à partir de la fin de la première phase pour traiter la phase suivante et ainsi de suite (figure 3.b).

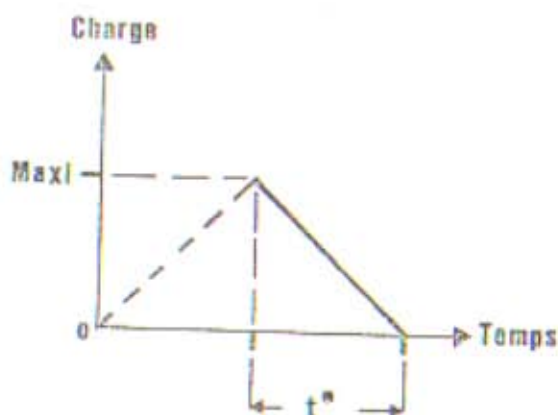
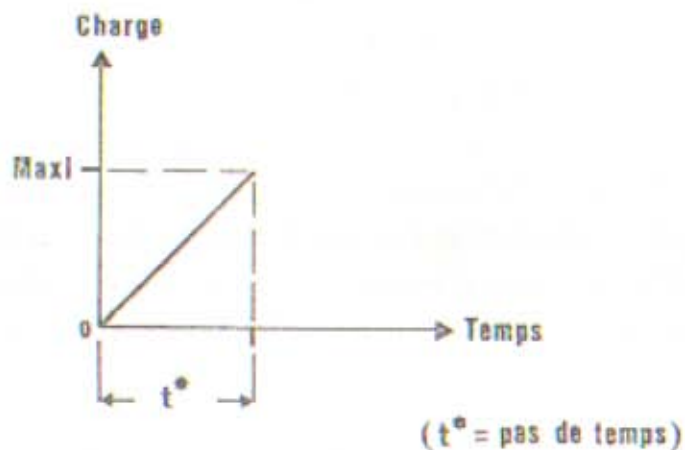


Figure 3 : Procédures de démarrage du calcul

Module de fatigue FC (Fatigue Cracks)

Ce module permet de calculer l'évolution de la vitesse de fissuration de fatigue $\frac{da}{dN}$ où "a" est la longueur de fissure et "N" le nombre de cycles, et les facteurs d'intensité des contraintes en mode I et II (K_I et K_{II}) à partir du fichier maillage et des fichiers résultats (déplacements et contraintes).

Ces modules regroupent deux sous-options, option Fatigue (progression de la fissure en fatigue) et option rupture (calculs des facteurs d'intensité de contraintes à la pointe de la fissure).

Option fatigue

Pour pouvoir rendre compte des phénomènes observés dans la propagation d'une fissure, après application d'un chargement cyclique d'amplitude constante ou variable, nous avons simulé l'avancée de la fissure en libérant les noeuds pour ne plus les contraindre à rester sur l'axe de propagation de la fissure. Pour cela, il est nécessaire d'utiliser une procédure de relâchement de noeuds pour faire avancer la fissure. Il existe plusieurs méthodes de relâchement des noeuds. Parmi celles-ci, on a choisi une méthode basée sur le changement de condition aux limites lorsque l'on impose un effort vertical ou un déplacement vertical à chaque noeud situé au-delà de la pointe de fissure dans la direction perpendiculaire à l'axe de propagation de la fissure pour satisfaire aux conditions aux limites imposées. Chacun de ces noeuds particuliers est soumis à la tension de deux ressorts dans les 2 directions correspondant aux 2 directions de liberté du noeud. La rigidité de ces ressorts est choisie de la façon suivante :

- . pour un noeud fixe : la rigidité du ressort étant égale à une valeur très grande ($Res = f(C, \text{module d'élasticité})$).
- . pour un noeud libre : la rigidité du ressort étant nulle ($Res = 0$)

avec C un coefficient qui dépend du matériau utilisé, par exemple pour l'acier C a une valeur comprise entre 10^3 et 10^8 .

Les données nécessaires sont les suivantes :

- . numéro de noeud et élément correspondant à la pointe de la fissure,
- . numéro de noeud et l'élément suivant dans l'axe de propagation de

Les résultats :

On considère que la fissure avance par bonds successifs, chacun des bonds étant égal à la longueur d'un élément du maillage, lorsque l'écartement du fond de la fissure CTOD (le fond de la fissure a été défini dans le programme comme la zone entre la pointe de la fissure et le noeud la précédant) (figure 5) atteint une valeur seuil. Cette valeur correspond au seuil de non propagation des fissures en terme de facteur d'intensité de contrainte. Lorsque ce seuil est atteint, il y a une libération du noeud situé à la pointe de fissure et donc il y a propagation de la fissure. Dans le cas contraire où il n'y a pas de libération du noeud et donc il n'y a pas de propagation, on considère alors qu'il y a blocage de la fissure.

Les résultats obtenus sont : l'écartement du fond de la fissure ainsi la vitesse de propagation de celle-ci.

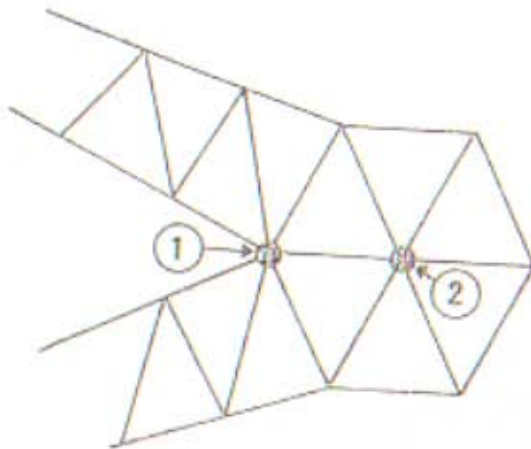


Figure 4 : définition de la pointe de fissure

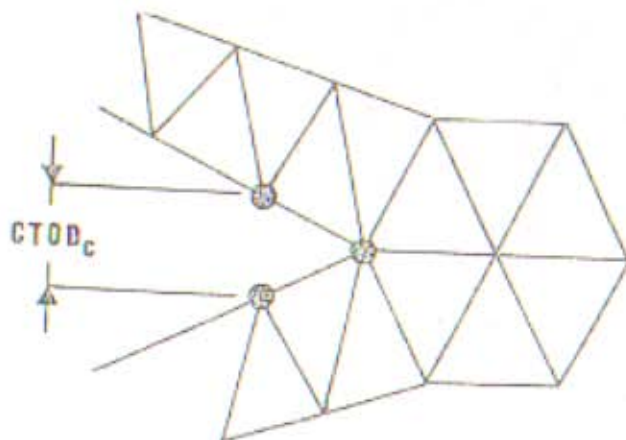


Figure 5 : définition de l'écartement de fissure.

Option rupture

Cette sous-option permet de déterminer les différents paramètres en mécanique de la rupture comme les facteurs d'intensité de contraintes en mode I, II et I+II (K_I et K_{II}). Les facteurs K_I et K_{II} sont calculés à partir des déplacements de noeud sur les lèvres de la fissure.

Les données nécessaires sont les suivantes :

- . le numéro du noeud correspondant au premier point sur la lèvre de la fissure,
- . le numéro du noeud correspondant au fond de la fissure (la pointe),
- . le numéro du noeud correspondant au 2ème point sur la lèvre de la fissure,
- . l'angle de bifurcation de la fissure avec l'axe x (figure 6),

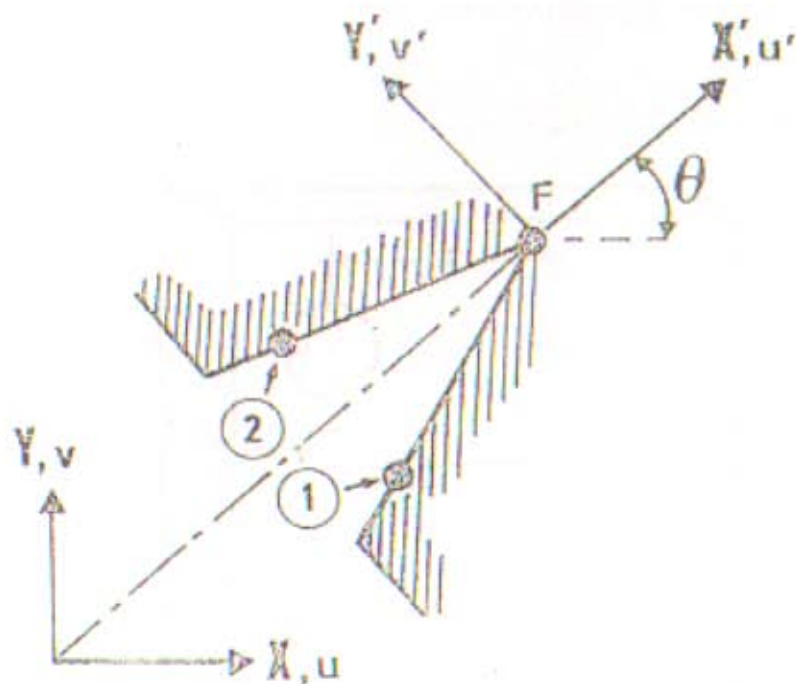


Figure 6 : définition de l'angle de bifurcation de la fissure

EXEMPLE D'APPLICATION : Simulation numérique de la progression d'une fissure après l'application d'un chargement variable.

La prévision de la progression des fissures de fatigue dans les structures réelles nécessite la connaissance d'une loi de fissuration liant la vitesse de propagation de la fissure de fatigue au facteur d'intensité de contraintes.

La loi de base pour des chargements simples à amplitude constante est la loi de Paris (1965) : cette loi n'est plus valable lorsque le chargement est variable. Ceci provient de l'effet de mémoire associé à la zone plastique, à la pointe de la fissure. Plusieurs modèles ont été proposés pour rendre compte de cet effet de mémoire : introduction de la dimension de la zone plastique (ex. modèle de Wheeler (1972), notion de facteur d'intensité de contraintes efficace (ex. modèle de Newmann (1977)).

Cet exemple montre le calcul par la méthode aux éléments finis de l'évolution des zones plastifiées et de la vitesse de propagation de la fissure après application de surcharge, et compare le résultat de ce calcul aux résultats expérimentaux.

Les essais ont été réalisés sur les éprouvettes compactes CT40 (figure 7) en acier E 36. Le maillage (figure 8) comporte 627 éléments, 359 nœuds).

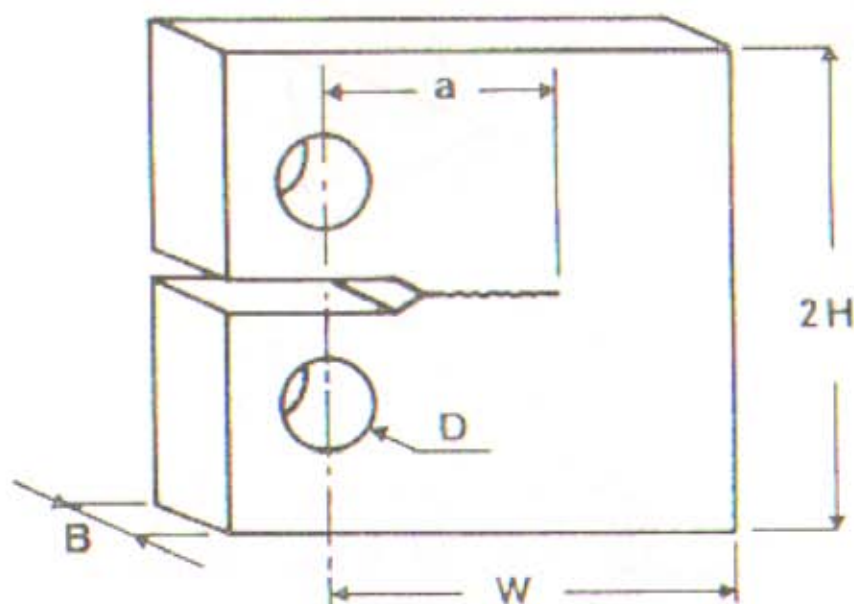


Figure 7 : dessin de l'éprouvette utilisée

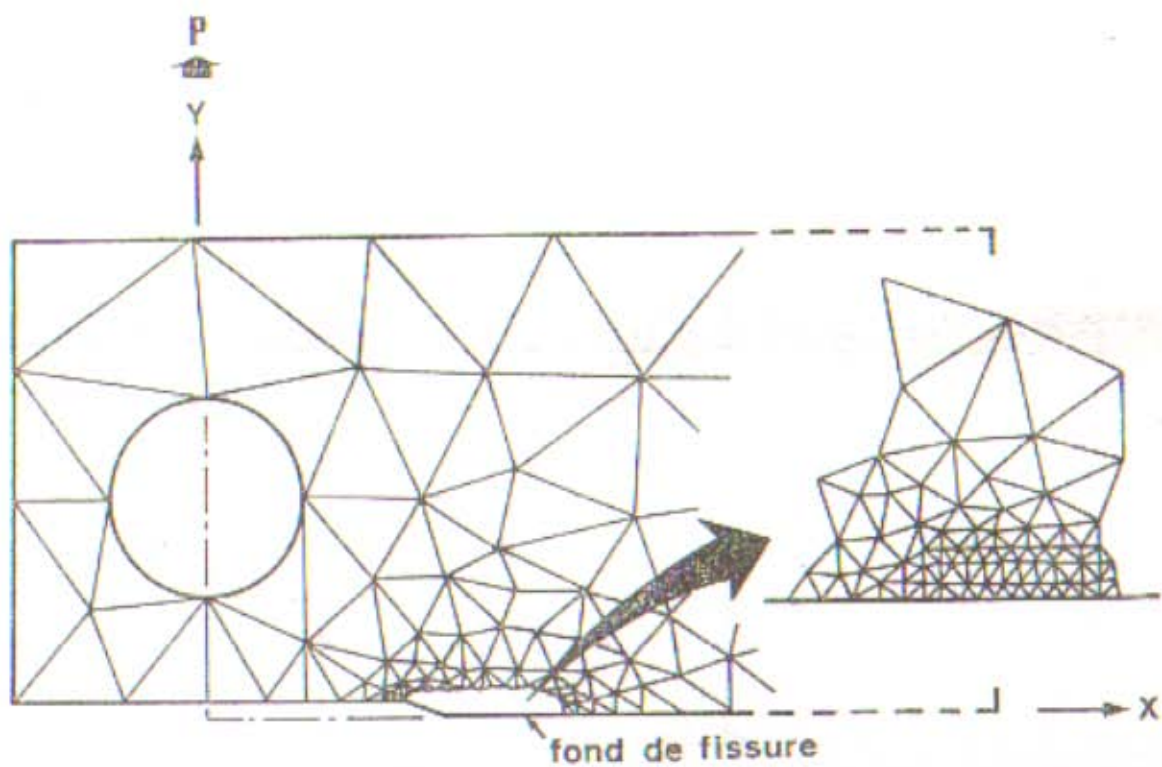


Figure 8a : schéma au maillage utilisé

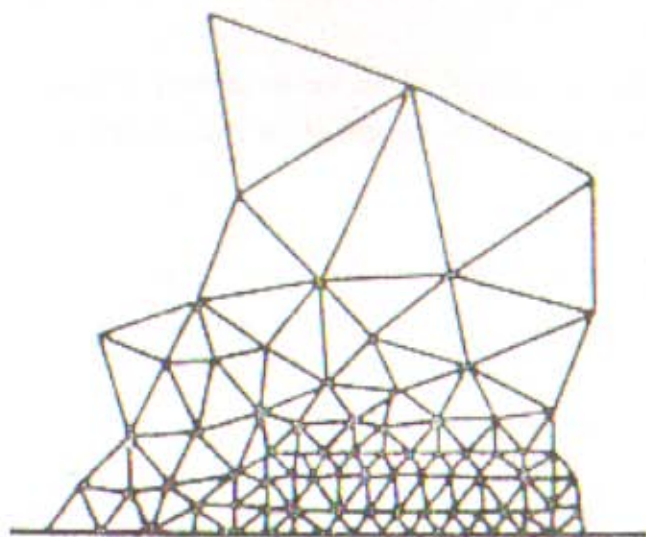


Figure 8b : détail du maillage à la pointe de fissure

Caractéristiques du matériau / Robin et autres (1982)/. L'éprouvette est en acier E 36 dont la limite d'élasticité cyclique est de 350 MPa, le module d'Young de 206 GPa et le coefficient de Poisson $\nu = 0,3$. Cet acier présente un écrouissage cyclique comme on peut le voir sur la figure 9

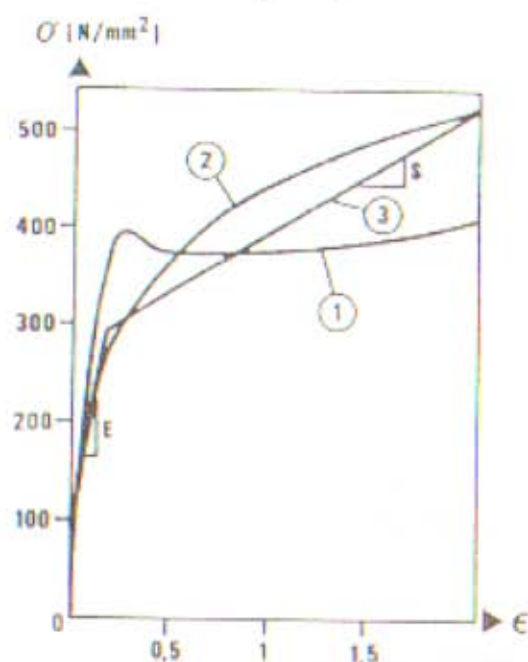


Figure 9 : Courbe contrainte déformation de l'acier utilisé
 1) Courbe de traction monotone,
 2) Courbe de traction cyclique
 3) Courbe utilisée pour le calcul.

Conditions aux limites sur les déplacements :

Les noeuds situés dans le prolongement de la fissure sont astreints à se déplacer sur l'axe de celle-ci. Les noeuds de la fissure proprement dite sont entièrement libres.

Pour pouvoir rendre compte des phénomènes observés dans la propagation d'une fissure après application d'un chargement cyclique constante ou variable on simule l'avancée de la fissure par la libération des noeuds. Pour cela, il est nécessaire d'utiliser la procédure de relâchement de noeuds pour faire avancer la fissure. Cette procédure est réalisée simplement en associant à chaque noeud situé au-delà de la pointe de la fissure, des ressorts dirigés suivant la direction y (figure 10). La rigidité de ces ressorts est nulle dans le cas où les déplacements sont libres, elle est très grande (10^6 fois le module d'Young) dans le cas contraire.

Configuration du chargement :

Les charges appliquées sont de forme cyclique (figure 11) avec un rapport entre la charge maximale et la charge minimale est égal à 0.1 et les rapports des surcharges sont $R_p = 1.6, 1.9$ et 2.2

La charge maximale correspond à un facteur d'intensité de contrainte maximal dont l'amplitude est de $18 \text{ MPa (m)}^{\frac{1}{2}}$

Critère de propagation :

Lorsque l'écartement à fond de fissure CTOD dépasse la valeur du seuil de non propagation de fissure $\Delta K_s : 5 \text{ MPa } \sqrt{\text{m}}$ il y a libération du noeud situé à la pointe de fissure. La fissure avance alors par bonds successifs, chacun des bonds étant égal à la distance entre deux noeuds (figure 10) de $0,06 \text{ mm}$. Un tel critère permet de définir la vitesse de fissuration. $\frac{da}{dN} = 0,06/N$. N est le nombre de cycles nécessaires pour passer d'un noeud à l'autre.

Le déplacement vertical du premier noeud situé à l'avant de la pointe de la fissure est calculé par la formule de Levy et autres (1971). Pour un chargement dont l'amplitude correspond au seuil de non propagation de la fissure ce déplacement est égal

$$\text{à } CTOD_s = 0.425 \times (\Delta K_s / E \sigma_y). \quad (1)$$

où σ_y est la limite d'élasticité,

ΔK_s est l'amplitude de facteur d'intensité seuil de non propagation.

Dans le cas où il y a propagation, la vitesse est régie par une loi de type :

$$da/dN = A. (CTOD_c)^B \quad (2)$$

avec $A = C . (E . \sigma_y / 0.73)^m$ et $B = 2m$

où C et m sont des constantes qui dépendent de la nature du matériau, $CTOD_c$ est le déplacement vertical donné par le calcul aux éléments finis.

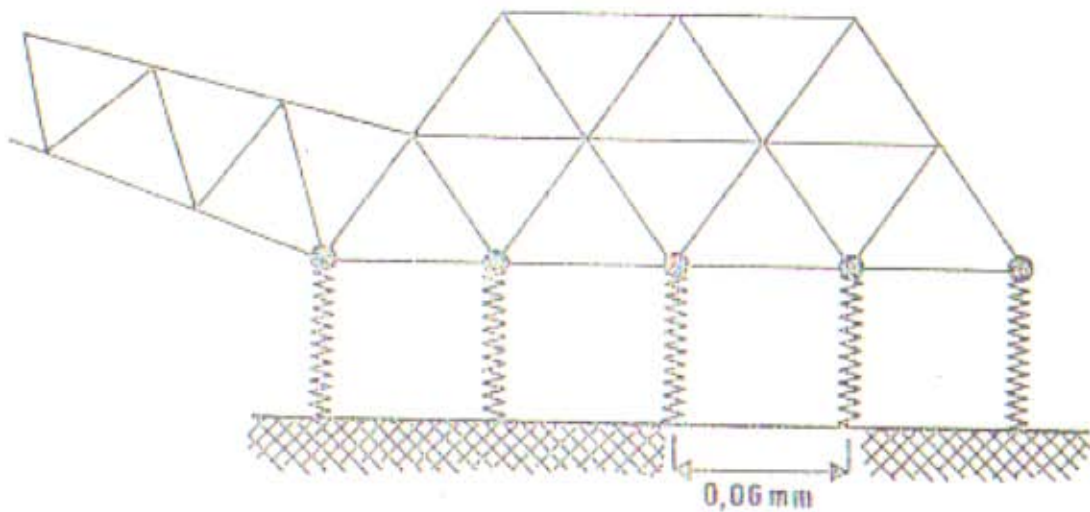


Figure 10 : Schéma de la pointe de la fissure montrant la position des ressorts.

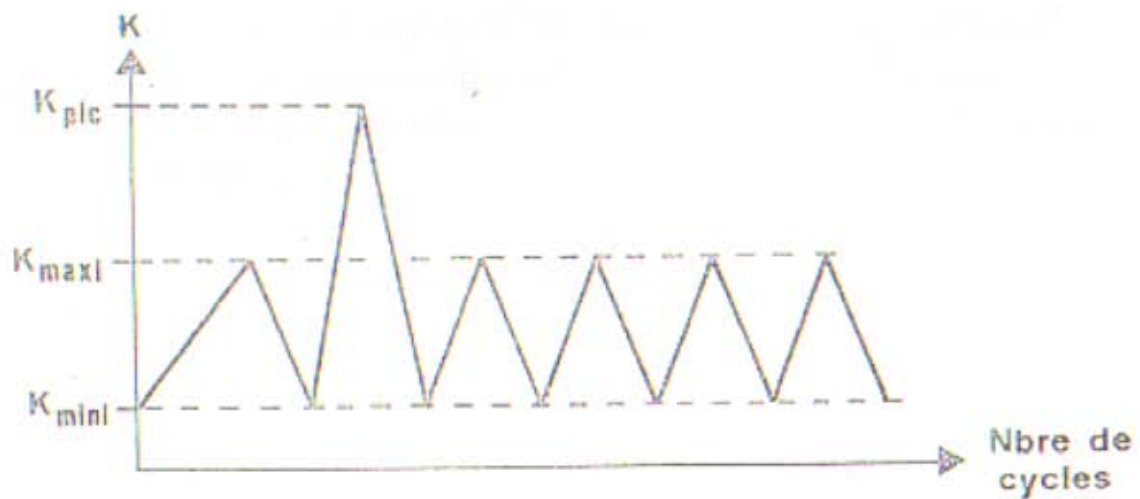


Figure 11 : Schéma montrant l'évolution du chargement appliqué

Résultats :

Les calculs ont permis d'étudier particulièrement :

- . l'amplitude de l'ouverture de la fissure,
- . le contour de la zone plastifiée,
- . l'évolution de la vitesse de fissuration.

L'ouverture de la fissure représentée par le déplacement vertical des noeuds situés dans le plan de symétrie et en avant de la pointe de fissure :

Dans le tableau 1, nous comparons les résultats donnés par des méthodes analytiques (modèle de Rice et modèle de Dugdale) et le résultat obtenu par la méthode aux éléments finis.

On remarque dans le tableau n° 1 le bon accord des calculs avec les deux modèles analytiques (modèle de Rice et modèle de Dugdale).

Les évolutions de la vitesse de fissuration par la méthode des éléments finis et les résultats d'expérience /Robin et al (1982) / sont reportés dans la figure¹² a et b. On remarque que la méthode des éléments finis donne de bons accords avec les résultats de l'expérience et prévoit le blocage (ou le retard dans la progression de la fissure) dans les conditions d'expérience où le blocage (retard) se produit réellement.

Les paramètres expérimentaux, vitesse de fissuration minimale après surcharge ($da/dN \mid \min$), longueur de fissure où apparaît la vitesse minimale ($a_d \mid \min$), longueur de fissure affectée par la surcharge (a_d^*), et leurs homologues calculés sont reportés dans le tableau 2.

CONCLUSION

La simulation des éléments finis se révèle un outil intéressant pour la simulation de la propagation d'une fissure soumise à des conditions de chargements complexes (constantes ou variables).

De bons accords ont été obtenus entre simulation et expérience en couplant la procédure de progression numérique de la fissure et les phénomènes physiques qui la régissent et notamment l'ouverture de fissure. Cette méthode constitue un progrès par rapport à la procédure d'avancée de fissure noeud par noeud.

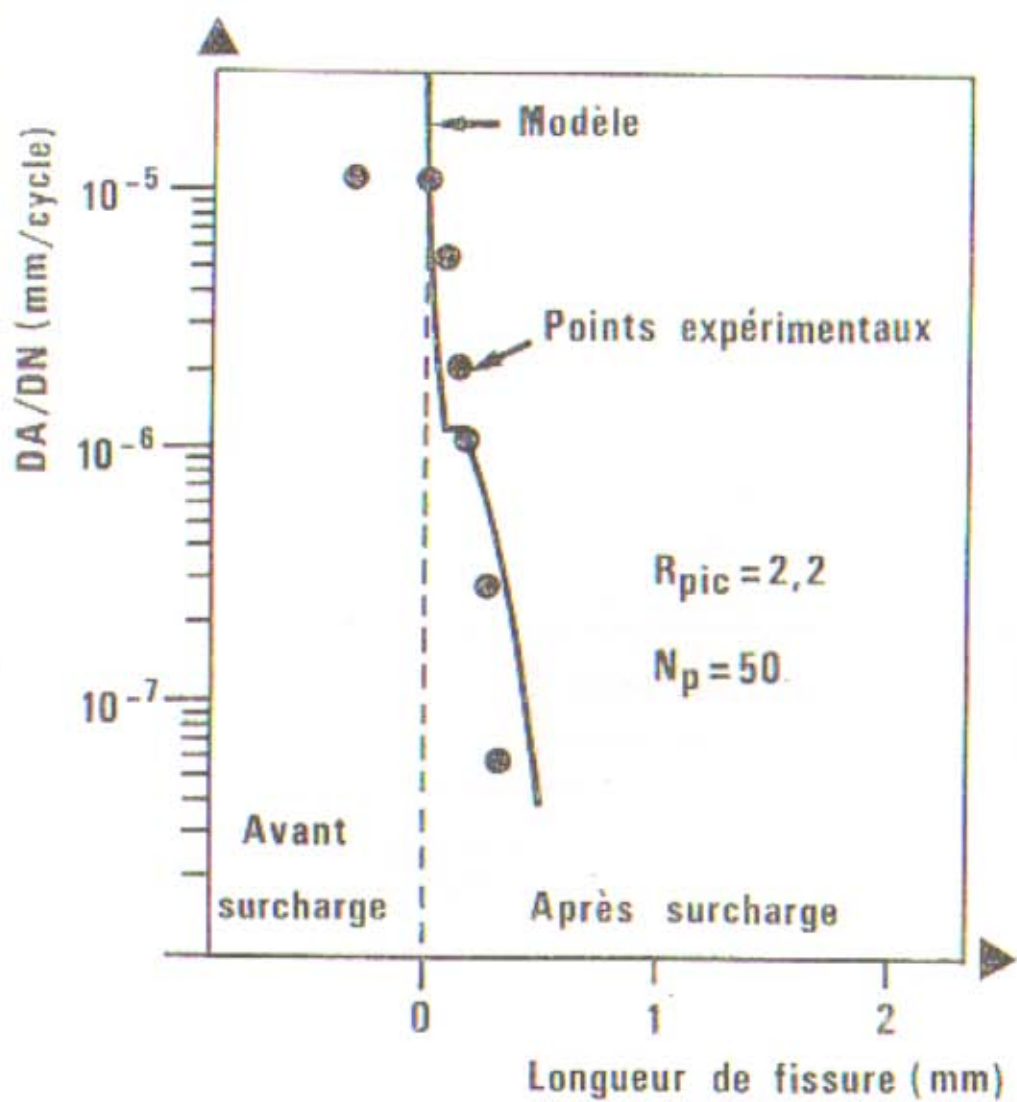


Figure 12 b : comparaison entre les résultats de l'expérience et la simulation.

	Pendant surcharge	Après surcharge		
a (mm)	30,57	30,63	31,06
CTOD-Rice	12,95 μm	2,08 μm		
CTOD-Dugdale	17,95 μm	4,9 μm		
CTOD-E.F.	12,08 μm	4,65 μm	5,79 μm

Tableau N° 1 : Calcul de l'écartement de fissure pendant et après surcharge
($R_{pic} = 1,9$)

		da/dN min (mm/cycle)	a_d /min (mm)	a_d^* (mm)
$R_{pic} = 1,9$	Mesures expérimentales	$4,5 \cdot 10^{-7}$	0,28	0,8
	Calculs aux E.F.	$0,33 \cdot 10^{-7}$	0,24	0,72
$R_{pic} = 2,2$	Mesures expérimentales	Fissure bloquée	0,4	----
	Mesures expérimentales	Fissure bloquée	0,42	----

Tableau n° 2 : Comparaison entre les résultats expérimentaux, et les calculs par la méthode des éléments finis.

BIBLIOGRAPHIE

- Frederic C.O., Wong Y.C., and Edge F.W. (1970)
Int. J. Num. Meth. ENG. Vol. 2, 133-144
- Kaiser S., and Carlson A.J. (1983),
ASTM-STP 803, II, 58-79
- Kanninen M.F. (1973)
Int. J. Fract, Vol. 9, N°1, 83-92
- Lawrence L.D. (1979),
Comp. & Struct. Vol. 10, 561-575
- Levy N., Marcel P.V., Ostergren W.J. and Rice J.R., (1972)
Int. J. Fract. Mech. Vol. 7 , N° 2, 143-156
- Marcal P.V., and King I.P. (1967),
Int. J. Mech. SC. Vol. 9, 143-155
- Newman J.C. Jr, (1977),
ASTM-STP 637, 56-80
- Paris P.C., and Sih G. (1965),
ASTM-STP 381, 30-83
- Robin C., Chehimi C., and Pluinage G. (1982)
ICSMA6, Vol. 2, Melbourne August, 919-926
- Robin C., Chehimi C., Louah M. and Pluinage G. (1982),
Proc. 4th E.C.F., 488-494
- Thomas T.J., Nair S., and Garg V.K. (1983),
Comp. & Struct., Vol. 16 N° 5, 669-675
- Wheeler O.E. (1972),
ASM. J. Basic. Eng. 94, 181-186
- Zienkiewicz O.C., Valliappan S., and King I.P. (1969)
Int. J. Num. Meth., Eng. Vol 1 75-100

M.F.S.1

4 - Fiabilité des Systèmes Electro-Energétiques

NON-DESTRUCTIVE TESTING THE BASE OF RELIABILITY THE ELEMENTS
AND CONSTRUCTIONS.

Hazurek J., Keskes B.
INES de Mécanique, Setif
19000 Setif

Summary : The evaluation of the reliability parameters : defects and structure changes induced by vibrations, excessive stress, radiation as well as the improper assembly. Some recent examples from the application of non-destructive testing to the power engineering. The description of the systems of on-line examination attached to the verification and supervision the electric power stations (thermal and nuclear).

Topics : Electric power stations, Non-destructive testing, Systems of on-line examinations.

1. INTRODUCTION

Speaking about the reliability of the electric power stations it is necessary to take into account the following parameters : the defects and the structure changes caused by numerous factors cited above. Unfortunately the situation existing nowadays applies the non-destructive testing usually in two phases - in verification the materials or just after the accident. The latests disasters in Soviet Union (Tchernobyl) and United States (Three Miles Island) have shown exactly that the reliability and security of electric power stations is far from being satisfactory. In this paper we should like present some suggestions leading to the introduction the systems of supervision the electric power stations making as a base the non-destructive tes-

ting.

2. THE LIABILITY OF ELECTRIC POWER ENGINEERING

The liability of electric power stations can be analysed in three following stages : 1) the verification of the constructions for establishing the critical zones, according to the rules of fracture mechanics. It gives finally the type of defects, flaw dimensions (minimales for the registration and maximales for rejection and the interrupt the operation).

2) vibrations analyse for checking the dynamical characteristics of certain elements (turbogenerator, turbine)

3) description of the stress level and distribution

4) analyse the radiation level and its localisation.

These suggestion being a bit strange, have been successfully adopted some years ago for jets. Coming from numerous crashes of Comet - 1 (1960) [1] has been introduced the concept of "safe-life". Each element is calculated according to its predicted periods of exploitation without damage. The "safe-life" period is calculated by the division by 9 the time verified in laboratory.

The constructors are obliged to reply to following questions: the optimal choice of the material, the analyse the constructions as to eliminate the stress concentration in critical zones, verification the fatigue experiments on the real elements. Usually are tested two jets : the first one, which is submitted the extremal loads up to final destruction the individual parts, and the second one, which is submitted to the fatigue tests performed at normal stress level. These results can be used also for the examination the liability the electric power installations.

3. THE APPLICATION OF NON-DESTRUCTIVE TESTING TO ELECTRIC POWER STATIONS

The detection of the cracks in turbine [2] and leaks in BWR reactor [4] has been realized with the acoustic emission methods which has allowed to detect flaw at distance about 20 m from the examined object. The ultrasonic method has been used to detect the flaws in welds of primary circuit of nuclear power station [3]. The detection of tube corrosion has been gained with the elec-

trasmagnetic equipment.

The turbogenerator vibrations have been examined by CISE (Milano, Italy) and finally registered in form of "base-lines" or vibrations characteristics.^[5] The application of several methods done by IGZPc (Saarbrücken, Western Germany)[6][7] has allowed to measure continually the temperature changes, localise the flaws in initial stage of growth and to protect before the average,[8].

We can observe recently the sophisticated equipment, applied with computers or microprocessors allowing for fast registration the examination results, its analyse as well as monitor the dangerous flaws (MAGNAFLUX, United States). On the other side the specialised enterprises attached mainly to the quality assurance of thermal and nuclear power stations (HANSON Materials Engineering, Alberta, Canada). Despite the high cost of the examination with non-destructive methods the real cost of the averages even the thermal power stations is many times more than the normal routine inspection performed by the well prepared personnel.

It confirms the well known saying "The non-destructive testing doesn't cost, the non-destructive examination pays".

4. CONCLUSIONS

Dealing with the presented material we can draw the following conclusions :

1. The liability of electro-energetical systems is strongly connected with the construction and the conditions of exploitation, which can be verified with the non-destructive methods, as to register the vibrations and stress distributions.
2. Following the fracture mechanics relations it is necessary to establish the critical zones, type and dimensions of defects attached to the two levels (registration, and rejection).
3. Basing on these information one can specify the non-destructive methods, ways of collecting and data analysis.
4. The introduction of non-destructive examination at fabrication, assembly and exploitation shall give the reference data of sound installations and register all structure changes before the average. This finally can give the desired safety factor and provide the expected lia-

5. BIBLIOGRAPHIE

1. Broseelin S., Des fissures dans les avions : est-ce possible, Science et Vie 1986, N°820, 68-77
2. Imaeda H., Acoustic emission monitoring of the main shaft in hydroelectric power plant, Proc.2-nd Int.Conf.on On-Line Surveillance and Monitoring, 12-14.05.1986, 182-188, Venezia
3. Ceri M, Nuclear power plants in-service inspection, recent experiences in Italy, ibid, 211-221
4. Famiglietti M, Mocchetti M, Scandolo D, New developments in acoustic emission monitoring for leak detection, ibid, 22-234
5. Claps A., Giorgetti G, Lapini G.L, Instrumental systems for the on-line surveillance of steam turbogenerators, ibid, 259-270
6. Brinette R, Dohman G, Deuster G, Katzenmeier G, On-line surveillance instrumentation for full scale thermal shock trials under real pressurized water conditions, ibid.301-331
7. Florin C, Thermal testing methods as new tool in NDT, ibid, 384-398
8. Eberhardt M, Tchernobyl sur-Seine, un tel accident est-il possible, Science et Vie 1987, N° 840, 85-91
9. Mazurek J, Evaluation the shape of defects and local strength changes in metals with spectral analysis of ultrasonic pulses, Proc.2-nd Int.Conf.on On-Line Surveillance and Monitoring, 12-14.05.1986 Venezia, Italy, 558-567.

Analyse de fiabilité pour la planification et l'exploitation
de réseaux électriques

H A I M , KLAUS-DIETER

Institut d'Electrotechnique, I.M.E.S. de BEJAIA

Résumé :

L'alimentation en énergie électrique la plus économique et la plus sûre possibles est un facteur important du progrès dans chaque pays. Cependant les problèmes posés par la planification et l'exploitation des réseaux électriques sont très complexes. Le choix d'une configuration de réseau et son équipement doit prendre en compte aussi bien les conditions techniques que les contraintes économiques. Comme il y a une multitude de configurations et par conséquent d'équipements,

l'analyse de fiabilité est indispensable. Les performances et contraintes d'une telle analyse sont étudiées.

Mots-clés :

Réseau d'énergie électrique, Planification, Exploitation, Analyse de fiabilité, Incertitude

1. Introduction

L'énergie électrique est indispensable à presque toutes les activités humaines. Voilà pourquoi il est important d'adapter l'infrastructure de production, de transmission et de distribution de l'énergie électrique aux besoins. Celui-ci augmente sans cesse (12 % par an en Algérie entre 1970 et 1987). Le rôle des entreprises de production, transport et distribution d'énergie électrique est d'assurer l'approvisionnement des usagers d'une qualité de service très élevée. C'est-à-dire les exigences concernant l'alimentation sont plus poussées que dans les autres secteurs industriels.

Chaque erreur de manoeuvre ou défaillance matérielle peut avoir des conséquences très graves. Voilà pourquoi la sécurité de l'alimentation en énergie électrique devient de plus en plus importante. Elle dépend de la qualité et de la quantité du matériel mis en oeuvre pour assurer l'alimentation.

2. Utilité d'une analyse de fiabilité

2.1. Planification d'un réseau

Il est important que le renforcement des réseaux s'effectue selon des critères économiques raisonnables. A l'aide de programmes d'optimisation il faut déterminer les caractéristiques des lignes, câbles, transformateurs, l'équipement en instrumentation de mesure et de protection ainsi que le dimensionnement des dispositifs de compensation de l'énergie réactive. Il est évident, que le rapport entre l'investissement et la qualité de desserte n'est pas linéaire. La figure 1 montre le

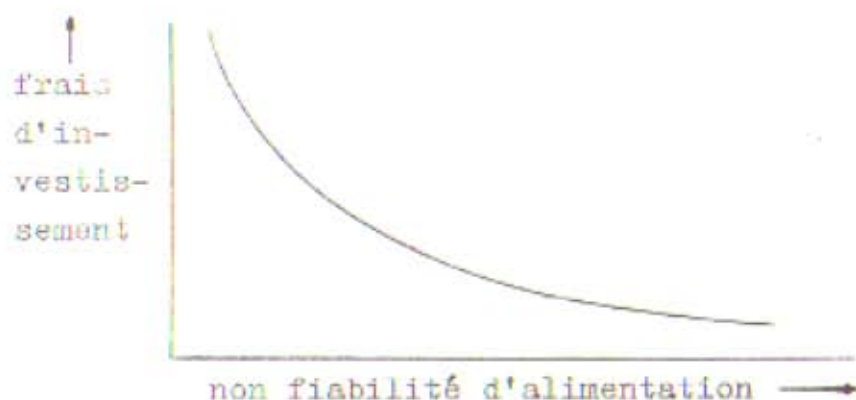


fig.: 1

rapport entre les frais d'investissement et le taux de fiabilité. Seulement par l'intermédiaire d'une analyse de fiabilité et une conversion en termes économiques, il devient possible de déterminer la meilleure configuration et l'équipement optimal d'un réseau.

2.2. Exploitation d'un réseau

On doit connaître en permanence la situation du réseau. Cela est possible grâce aux téléinformations et télémessures. Cependant ces informations ne suffisent souvent pas à assurer la sécurité de l'exploitation. Mais le traitement des mesures par un estimateur d'état permet d'établir la situation la plus probable du réseau à un instant donné ainsi que de détecter d'éventuelles erreurs de mesure.

L'analyse de fiabilité détecte les cas de défaillances entraînant une détérioration de l'état d'exploitation et détermine les mesures à prendre afin de maintenir le réseau dans un état normal.

Les niveaux de fiabilité de livraison d'énergie électrique assurés par le réseau de transport, par le réseau de distribution MT ainsi que par le réseau BT sont très différents. La figure 2, selon /1/, montre que ce niveau est le plus mauvais dans le réseau de distribution MT. Surtout dans les réseaux ruraux, les coûts d'investissement élevés pour l'alimentation des charges dispersées, l'allure désavantageuse du diagramme de charge et le taux de défaillance défavorable en raison de la part élevée de lignes aériennes sont des facteurs qui rendent plus délicate la tâche de l'ingénieur-projeteur dans le choix du matériel et de la configuration de ces réseaux. Une analyse de fiabilité peut aider à com-

durée moyenne annuelle de la somme des coupures engendrées par les différents niveaux de réseau alimentant un abonné BT

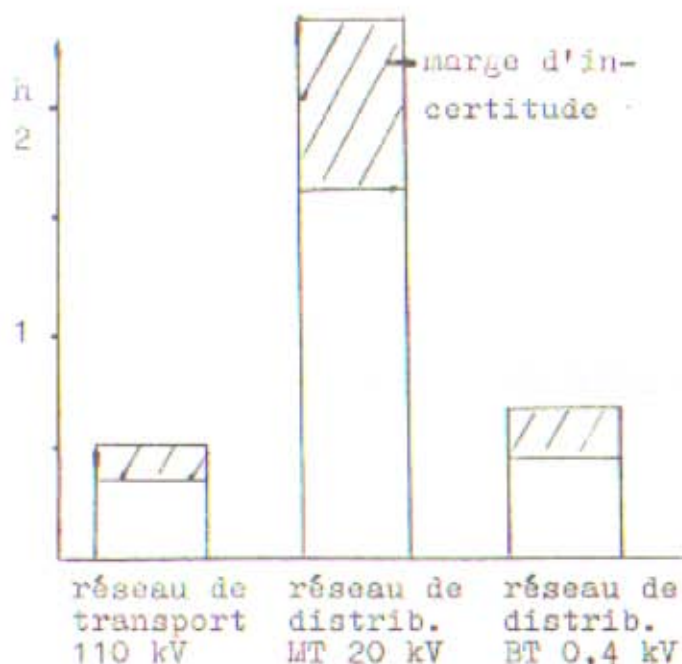


fig.: 2

parer les actions pour une amélioration de la desserte.

3. Analyse de fiabilité

Le système d'alimentation en énergie électrique pour sa partie distribution c'est-à-dire de basse tension jusqu'à 30 kV, peut être considéré comme système sériel. Ce qui veut dire qu'une défaillance éventuelle d'un élément entraîne la coupure d'un ou plusieurs abonnés selon l'endroit de l'élément défaillant. La fiabilité d'alimentation en énergie électrique de chaque abonné peut être caractérisée par plusieurs paramètres distincts. Entre autres:

- taux de défaillance (λ)
- fonction de répartition de la durée de coupure ($F(t_c)$)
- moyenne de la durée de coupure (t_c)
- durée moyenne entre deux défaillances (t_d)
- durée moyenne annuelle de la somme de coupure ($t_{c\Sigma}$)

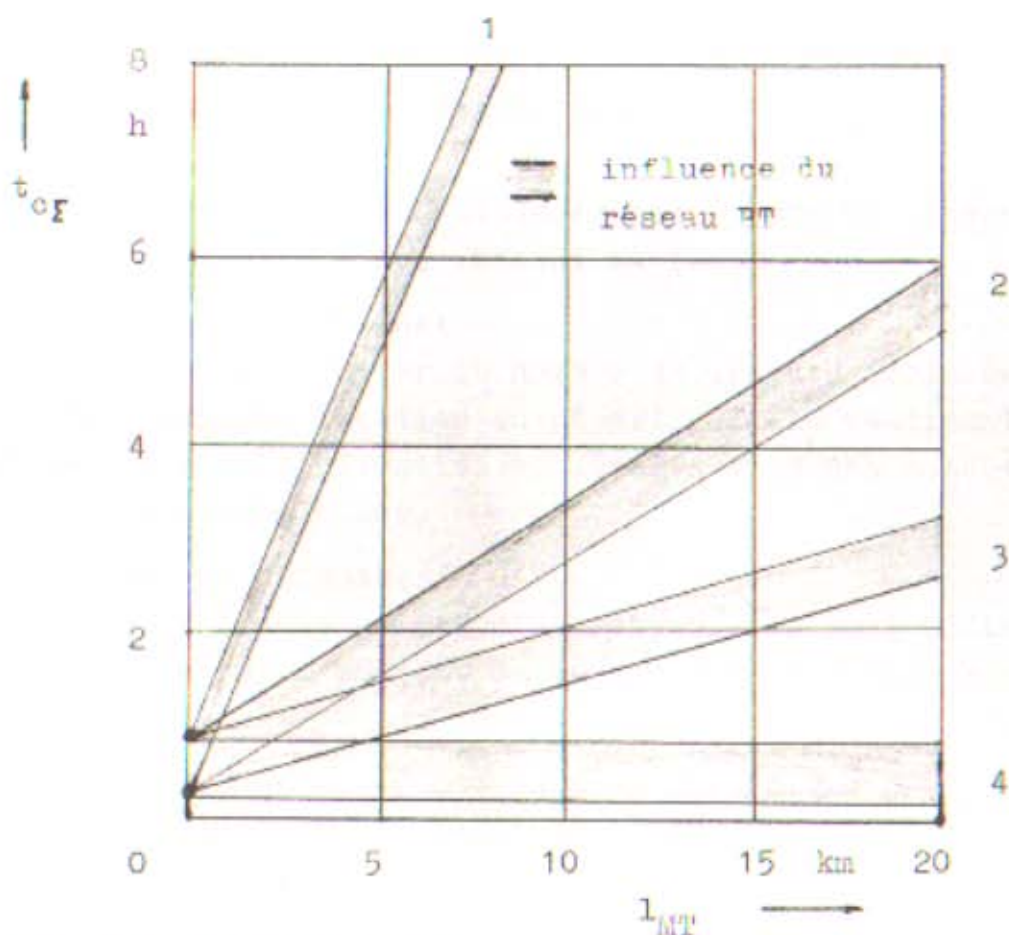
Les problèmes relatifs à l'analyse de fiabilité seront montrés par l'exemple de $t_{c\Sigma}$.

On peut calculer cette grandeur à l'aide d'une équation simplifiée à savoir:

$$t_{c\Sigma} = \lambda_{MT} \cdot l_{MT} \cdot t_{cMT} + \lambda_P \cdot t_{cP} + \lambda_{BT} \cdot l_{BT} \cdot t_{cBT} \quad (1)$$

- $\lambda_{MT}, \lambda_P, \lambda_{BT}$: taux de défaillance réseau MT, poste MT/BT et réseau BT
 l_{MT}, l_{BT} : longueur réseaux MT et BT alimentant l'abonné considéré
 t_{cMT}, t_{cP}, t_{cBT} : moyenne de la durée de coupure dans (réseau MT, poste MT/BT et réseau BT)

La figure 3, selon /2/, montre que la valeur de $t_{c\Sigma}$ dépend de la configuration et de l'équipement du réseau en question, donc une comparaison de plusieurs variantes d'alimentation nécessite la détermination de chaque grandeur pour chaque variante. A part les longueurs de réseau, toutes les autres grandeurs sont des variables aléatoires.



- 1 : câble MT, réseau radial
 2 : ligne aérienne MT, réseau radial
 3 : câble et ligne aérienne MT, réseau bouclé, en cas d'un défaut - commutation manuelle
 4 : câble et ligne aérienne MT, réseau bouclé, en cas d'un défaut - commutation automatique

Fig.: 3

quant à l'espérance mathématique de $t_{c\bar{E}}$ on obtient un intervalle de confiance dans les bornes inférieure et supérieure qui peuvent varier de plus de 50 %.

Cette grande marge d'incertitude est causée par:

- l'incertitude posée par les données elles-mêmes
- l'incertitude aléatoire à savoir notamment une marge de dispersion à cause de la rareté des événements vu l'horizon de l'étude allant de 25 à 30 ans.

Il faut répéter que l'espérance ne se réalise que sur des horizons infinis. En plus il faut considérer que l'étendue de cette marge d'incertitude est très variable en ce qui concerne les actions pour l'amélioration de la fiabilité.

4. Actions en vue d'une amélioration de la fiabilité

4.1. Actions d'exploitation et de gestion

- Travaux sous tension:

Cette technique permet de diminuer les délais de coupure à cause des travaux sur les réseaux aériens.

- Réenclencheurs en ligne:

Ils permettent de limiter le nombre de clients perturbés, lors d'avaries, par une fraction du départ MT. Ils réalisent indirectement une multiplication des départs MT à des conditions économiques avantageuses.

- Détecteurs de défauts:

Placés en différents points d'un réseau, ils sont indispensables à la recherche de l'endroit du défaut dans les plus brefs délais.

4.2. Mesures pour la structure du réseau

- Bouclage ou maillage du réseau MT:

Ces mesures permettent de diminuer le nombre d'abonnés mis hors service pendant toute la durée de réparation d'un élément défaillant.

- Création de sources NT/MT:

Par la création de postes NT/MT on peut réduire considérablement des longueurs de départs MT. Cela a un effet positif sur

la fiabilité en diminuant la quantité de consommateurs non alimentés.

5. Optimisation

Lors d'une défaillance du réseau on peut calculer (ou bien estimer) la puissance qui aurait été transmise à un utilisateur ou à un groupe d'utilisateurs s'il n'y avait pas eu de coupure. En multipliant cette puissance par la durée de coupure on obtient une grandeur appelée "énergie non-distribuée".

En général une défaillance engendre des inconvénients pour les abonnés et c'est pourquoi l'estimation d'une valeur économique pour l'énergie non-distribuée est pour une grande partie des abonnés possible, par exemple selon /3/ ou /4/. Mais la marge d'incertitude d'une telle valeur est très élevée et exige des méthodes spécifiques d'optimisation. Le niveau de fiabilité optimal se calcule de manière simplifiée par minimisation de la formule suivante:

$$C = C_I + C_E + C_C \longrightarrow \text{Minimum} \quad (2)$$

C_I : coûts d'investissement

C_E : coûts d'exploitation (y compris coûts de pertes)

C_C : coûts de coupures

En utilisant plusieurs valeurs de C_C ayant une certaine probabilité, il devient possible de dresser une matrice de décision.

	q1	q2	q3 ...	
	C_{C1}	C_{C2}	$C_{C3} \dots$	q1, q2, q3 : Probabilités respectives des valeurs C_{C1} etc.
V1	C_{11}	C_{12}	C_{13}	V1, V2, V3 : Variantes de configuration et d'équipement
V2	C_{21}	...		
V3	C_{31}	...		
:				

Par l'intermédiaire d'un critère d'optimisation spécifique, comme étudié en /5/, on obtient la variante optimale qui réalise le niveau de fiabilité optimal.

6. Conclusion

Malgré la grande marge d'incertitude, on peut utiliser l'évaluation des inconvénients des coupures pour calculer (ou bien estimer) la rentabilité de chaque action en vue de l'amélioration de la fiabilité.

Une telle optimisation qui est seulement possible par utilisation d'ordinateurs, devient de plus en plus importante à tous les niveaux de réseau.

Ceci est aussi valable pour la détermination de la configuration d'un réseau optimal et son équipement que pour la prise de mesures en vue d'une exploitation sûre.

Bibliographie

- /1/ Haim, K.-D. L'équipement optimal dans les réseaux MT de l'alimentation publique en énergie électrique *
Diss. A, Ecole Supérieure d'Ingénieurs de Zittau, 1985
- /2/ Bochanky, L. Planification de réseaux publiques de distribution *
Verlag für Grundstoffindustrie, Leipzig 1985
- /3/ Ekwue, A.O. Economics and reliability of supply of developing power systems
IEE Proceedings Vol. 133 p. 373 Nov.1986
- /4/ Kaufmann, W. Incidences de coûts de coupure sur la planification de réseau *
etz 103 (1982) 3 , p. 117
- /5/ Haim, K.-D. Conjonctions de critères pour l'optimisation de la configuration et de l'équipement de réseaux de distribution *
Rapport scientifique de l'Ecole Supérieure d'Ingénieurs de Zittau N° 657, cahier 9, 1986

* en allemand

- PROBLEMES DE LA FIABILITE DES SYSTEMES -
ELECTROENERGETIQUES ET ORIENTATIONS POUR
LEUR RESOLUTION

A. Koullou

Université d'Annaba

Dans la théorie des systèmes électroenergetiques (SEE) actuels modernes et pendant leur fonctionnement, les notions de fiabilité occupent un domaine très large et constituent un facteur déterminant.

Selon le caractère des données du problème à résoudre on peut, en effet distinguer, la fiabilité de fonctionnement et d'alimentation en énergie électrique, fiabilité de fonctionnement des éléments séparés ou dans leur ensemble complète, fiabilité du résultat obtenu et du choix des schémas d'interconnexion principaux des contrôles et des sous stations.

Toutes ces questions sont très actuelles pour les SEE. Dans cet exposé on considère deux problèmes :

- Fiabilité du résultat obtenu
- Fiabilité d'alimentation en énergie électrique.

Ces questions liées à la fiabilité et à la validité des résultats obtenus aussi bien dans les systèmes réels que dans les modèles physiques (micro-réseaux), analogiques et numériques se trouvent constamment et discutées dans le cadre des conférences internationales des grands réseaux électriques CIGRE (1970, 1976).

La fiabilité des résultats obtenus est explicitée par les analyses de la stabilité dynamique du SEE (1).

Les résultats de l'analyse des données de simulation sur des modèles électrodynamique (micro-réseaux) et numérique (ordinateur) ont fait apparaître des lois de variation des résultats, une fiabilité objective de ces derniers et une variance de représentation des expériences (2).

L'évaluation de la fiabilité d'alimentation en énergie électrique se fait par l'analyse technico-économique des différentes variantes.

Dans l'exposé on examine deux variantes d'un réseau urbain

- schéma radial
- schéma bouclé (avec introduction d'une autre ligne)

Une analyse technicoéconomique concernant ces deux variantes a montré que la variante la plus optimale correspond au schéma bouclé.

Dans les conditions algériennes, on peut poser le problème de détermination et d'accumulation des données sur le récepteur des éléments principaux des SEE qui suivront d'hypothèse pendant la résolution des problèmes de calcul des indices de fiabilité.

1 - VENIKOV V.A., KOULIEV A.M., BARBIER C., DANOYELLE F. DAYT R. Détermination de l'influence de certains paramètres sur la stabilité transitoire d'un réseau. Bulletin de la Direction des Etudes et Recherches, EDF - serie B. Réseaux électriques.

2 - KOULIEV A.M. Estimation statistique de l'influence d'une perturbation dans un réseau électrique sur l'exactitude des résultats obtenus sur un micro-réseau.

ENERGETIQUE, MINSK. 1984. N° 8.

Alyms / Kouliev A. /
12.01.1988.

Estimation de fiabilité d'une commande électrique d'un système "régulateur de tension à thyristor - moteur asynchrone".

418 12/01/88

FILITCHEV Vladimir Maître de conférence
Institut d'électronique
Université de ANNABA B.P. N° 12 EL HADJAR.

RESUME : Dans cet article on propose la méthode de calcul sur la base des coefficients de fiabilité.

Le système constitue un moteur asynchrone avec le régulateur de tension à thyristor, inséré dans le circuit statique à réaction négative de vitesse.

A l'aide de la méthode envisagée on calcule la probabilité de fonctionnement sans défaut, l'intensité de défaut, le temps moyen entre deux défauts successifs.

Mots - clés :

Indices de fiabilité, régulateur de tension à thyristor, probabilité de fonctionnement, intensité de défaut, temps moyen entre deux défaut successifs.

Le système constitue un moteur asynchrone avec le régulateur de tension à thyristor à la commande par déphasage inséré dans le circuit statorique.

Du point de vue d'indices de fiabilité, qui caractérisent la connexion des éléments dans un système, la commande électrique en question est un système série, lorsque le défaut de n'importe quel élément provoque le défaut du système complet.

Dans le cas général la fiabilité est la propriété complexe, qui est déterminée par l'ensemble des indices, à savoir : par la sécurité de fonctionnement, par l'aptitude à la réparation, par la durabilité, et par la pouvoir de conservation.

Pour la caractéristique numérique des propriétés des composantes de fiabilité on introduit les indices suivantes : pour les éléments et les systèmes sans reconstruction :

La probabilité de fonctionnement sans défaut, l'intensité de défaut, le temps moyen entre deux défauts successifs.

La particularité essentielle des commandes électriques d'industrie est caractérisée par le fait que l'estimation de la qualité du fonctionnement s'effectue selon le critère économique. Pour cela on choisit les indices de fiabilité des systèmes de commande des entraînements d'industriels sur la base des conditions de l'obtention de l'effet économique le plus grand possible.

La méthode de l'estimation de la fiabilité des systèmes de commandes des entraînements d'industrie est basée sur l'utilisation de la distribution exponentielle comme un modèle de défaut des éléments du système et sur l'utilisation de la distribution de Erlangue comme un modèle de la reconstruction de système.

Ces deux lois sont les lois à un paramètre et ils se caractérisent complètement par les valeurs constantes de paramètre du temps moyen entre deux défauts successifs (ou l'écoulement de défaut) et de paramètre du temps moyen de reconstruction.

L'estimation de la fiabilité des systèmes de entraînement est déterminée par le calcul de ces valeurs au niveau d'élaboration.

Au calcul du paramètre de écoulement de refus il est rationnel d'utiliser la méthode de coefficient. Pour le calcul on utilise les coefficients de fiabilité K_i au lieu de utilisation des valeurs absolues de λ_i .

à savoir :

$$K_i = \frac{\lambda_i}{\lambda_b}$$

où : λ_b - l'intensité de refus d'un certain élément de base (par exemple, d'une résistance).

Les coefficients de fiabilité ne dépendent pas des conditions d'exploitation et ils constituent une caractéristique constante d'élément.

On cite des valeurs de coefficient de fiabilité pour les éléments typiques des systèmes de commande dans (1). Les dépendences (courbes) pour la détermination des coefficients de correction a_j , tenant compte l'influence de la charge électrique et la température pour les éléments typique on peut les trouver dans (2).

L'influence d'autres facteurs de stabilisation (à savoir de la concentration de la poussière et de la humidité) peut être prise en considération par l'introduction d'une valeur correspondante du coefficient de base de la intensité de refus λ'_B .

Les valeurs relatives de la intensité du refus d'un élément de base λ'_B/λ_B pour les conditions d'environnement typiques, où les systèmes de commande fonctionnent, sont représentées. [1,2]

Donc, on calcule les coefficients de fiabilité et les intensités de refus en tenant compte les correction à cause du régime de fonctionnement et de condition d'exploitation de la manière suivante :

$$K_i' = \left(\frac{\lambda'_B}{\lambda_B} \right) K_i \prod_{i=1}^{i=4} a_j$$

Les coefficients de fiabilité des appareils électromagnétiques sont déterminés par la formule suivante au condition donnée d'exploitation :

$$K_i' = \frac{\lambda'_B}{\lambda_B} \left[K_{j_{ex}} a_4 + \left(\sum_{j=1}^n K_{j_{cont}} a_3 \right) \frac{f_z}{f_{nom}} \right]$$

ou $K_{j_{ex}}$: $K_{j_{cont}}$ - les coefficients nominaux de fiabilité de partie de excitation et de contact.

a_3 - le coefficient de correction, tenant compte le niveau de la charge électrique des contacts.

a_4 - Le coefficient de correction, tenant compte le temps relatif d'application de la tension d'alimentation sur l'enroulement (la bobine pendant un période de fonctionnement,

f_z, f_{nom} - le nombre de cycle de branchement dans une heure respectivement réel et nominal.

Les valeurs finales des coefficients de fiabilité se déterminent (sauf des relais des contacteurs) en tenant compte le coefficient d'utilisation qui constitue le temps relatif du fonctionnement actif de l'élément :

$$K_i'' = K_i' \cdot I_{uf}$$

Le paramètre d'écoulement de refus d'un système à la connection série des éléments a pour expression :

$$\lambda = \lambda_B \sum_{i=1}^l N_i K_i'' \quad \text{où}$$

N - nombre des éléments du type "1".

Z - le nombre des types des éléments dans un système.

Donc, on recommande l'ordre de calcul suivant des indices de fiabilité :

1. On analyse les valeurs quantitatives admissibles des paramètres, qui caractérisent le fonctionnement d'un système.
2. On compose le schéma qui caractérise la connection logique des éléments du système.
3. On détermine les données de départ, à savoir ; type des éléments utilisés, leur nombre et les paramètres nominaux ; les régimes électrique du fonctionnement ; les conditions d'environnement du fonctionnement du système, les coefficients de fiabilité des éléments ; leur coefficients d'utilisation l_{ut} , l'intervalle du temps T_d pour lequel on calcule la fiabilité etc.
4. La connection logique-série des éléments pour le calcul des indices de fiabilité on utilise les expressions suivantes:

$$P(T_d) = \exp\left[-\lambda_0 T_d \sum_{i=1}^{i=Z} N_i K_i''\right],$$

$$t_d = \frac{1}{\lambda_0 \sum_{i=1}^{i=Z} N_i K_i''},$$

$$\tau_z = \sum_{i=1}^{i=Z} \left(\frac{N_i K_i''}{\sum_{i=1}^{i=Z} N_i K_i''} \right) \tau_{zi}.$$

$$\theta(\tau_d) = 1 - \left(1 + 2 \frac{\tau_d}{\tau_z}\right) \exp\left(-\frac{2\tau_d}{\tau_z}\right)$$

5. On compare les indices de fiabilité calculés avec les indices désirables.

Si leurs valeurs sont inférieures à celles désirables on prend les mesures d'augmenter les indices de fiabilité : à savoir

- diminution de la charge électrique des éléments ;
- utilisation des éléments les plus faibles,
- amélioration des conditions d'environnement du fonctionnement .

Pourtant, l'augmentation de fiabilité est liée avec des dépenses supplémentaires.

Pour les systèmes de commande d'entraînement d'industrielle choix du niveau de fiabilité est réalisé sur la base des raisonnements économiques.

Le critère du niveau d'optimisation de la fiabilité est déterminé par l'effet économique supplémentaire lors du temps du fonctionnement.

La valeur maximale de l'effet économique correspond à la variante avec le niveau optimal de la fiabilité.

BIBLIOGRAPHIE :

1. Elisseev V, Tshinianski Guide de la commande électrique automatisé, MOSCOU 1983.

1. Rippe I, Saveliev F. Analyse et calcul de la fiabilité des systèmes de commande électriques MOSCOU 1974.

MODELES DE FIABILITE
ET
SCIENCES DE L'INGENIEUR

B - PARTIE VULGARISATION

OUABDESSELAM Abdelaziz
Ecole Nationale Polytechnique
Hassen Badi - EL-HARRACH
ALGER 10è

Résumé.

La théorie de la fiabilité est née sans doute au cours de la 2ème guerre mondiale. Elle s'est vite affermie pour devenir une discipline scientifique à part entière.

L'information donnée par les défaillances des roues de wagons permet de préciser les caractéristiques de fiabilité de ce matériel et en particulier d'analyser le graphe de la fonction risque de panne.

Pour assurer dans les meilleures conditions possibles la maintenance d'un équipement, il est indispensable d'en connaître les caractéristiques de fiabilité. Nous abordons ainsi l'aspect mathématique de la maintenance que nous illustrons par deux exemples concrets.

1- Généralités - Définition.

Les premiers éléments de la théorie de la fiabilité ont sans doute été établis durant la 2ème guerre mondiale, lorsque Von Braun et Lusser mettaient au point le missile V₁. C'est ainsi qu'en collaboration avec le mathématicien Pieruschka, ils ont établi la loi dite de Lusser, déterminant la fiabilité d'un schéma-série.

Le mot fiabilité qui traduit le mot anglais reliability, a été admis à l'Académie des Sciences française en 1962.

La Commission électronique internationale en a donné la définition suivante : la fiabilité est la caractéristique d'un dispositif, exprimé par la probabilité qu'il accomplisse une fonction requise dans des conditions données, pendant une durée donnée.

De cette définition découle quatre notions :

- la probabilité, être mathématique compris entre 0 et 1,
- l'accomplissement sans défaillance d'une mission définie à priori,
- les conditions d'environnement,
- le temps de mission qui peut être défini par une durée de fonctionnement d'une lampe, le nombre de kilomètres parcourus par une roue de wagon, le nombre de mises en marche et d'arrêts d'un poste TV, ...

Pour illustrer cette définition nous considérons un exemple dans le domaine de l'aviation.

2- Caractéristiques de fiabilité.

2-1. Etude analytique.

Nous considérons un élément (ou un système dans son ensemble) qui commence à fonctionner à l'instant $t = 0$ et qui tombe en panne à l'instant $t = T$.

Nous pouvons admettre que T est une variable aléatoire dont la fonction de répartition $D(t) = P(T < t)$ représente la fonction de défaillance.

Ensuite, nous définissons les fonctions suivantes :

$$\text{Fiabilité : } R(t) = 1 - D(t) = P(T \geq t)$$

- Risqué de panne : $\lambda(t) = -\frac{R'(t)}{R(t)}$

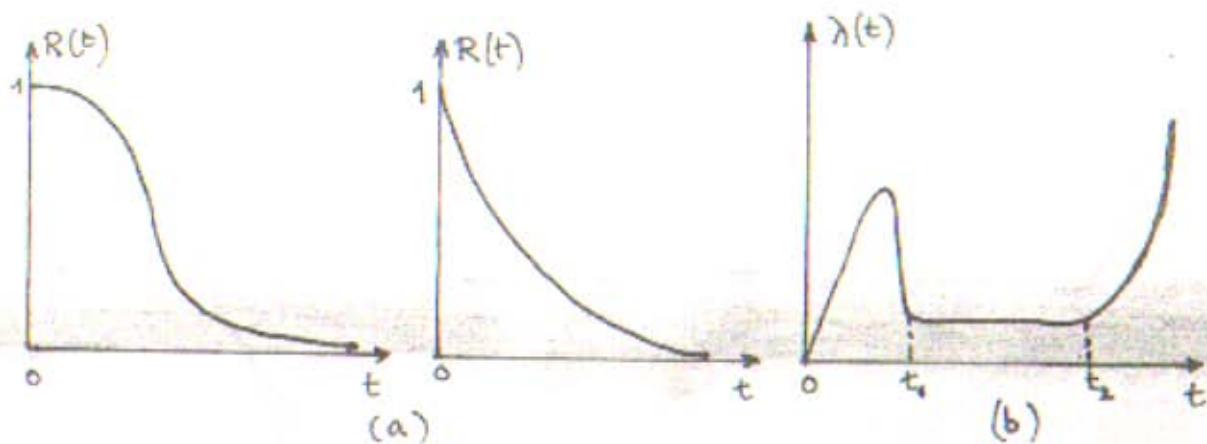


Figure 1 : fonctions fiabilité et risque de panne.

dont le graphe "en baignoire" représente trois parties qui correspondent respectivement aux trois périodes : jeunesse, vie utile, vieillesse.

- Densité de probabilité de défaillance : $\varphi(t) = D'(t) = -R'(t)$

A ces trois fonctions, il faut ajouter la durée de vie moyenne ou MTBF ;

on a : $\bar{T} = \int_0^{+\infty} t \varphi(t) dt = \int_0^{+\infty} R(t) dt$

L'expression générale de la fonction de fiabilité s'écrit :

$$R(t) = \exp\left[-\int_0^t \lambda(x) dx\right]$$

2-2. Étude expérimentale.

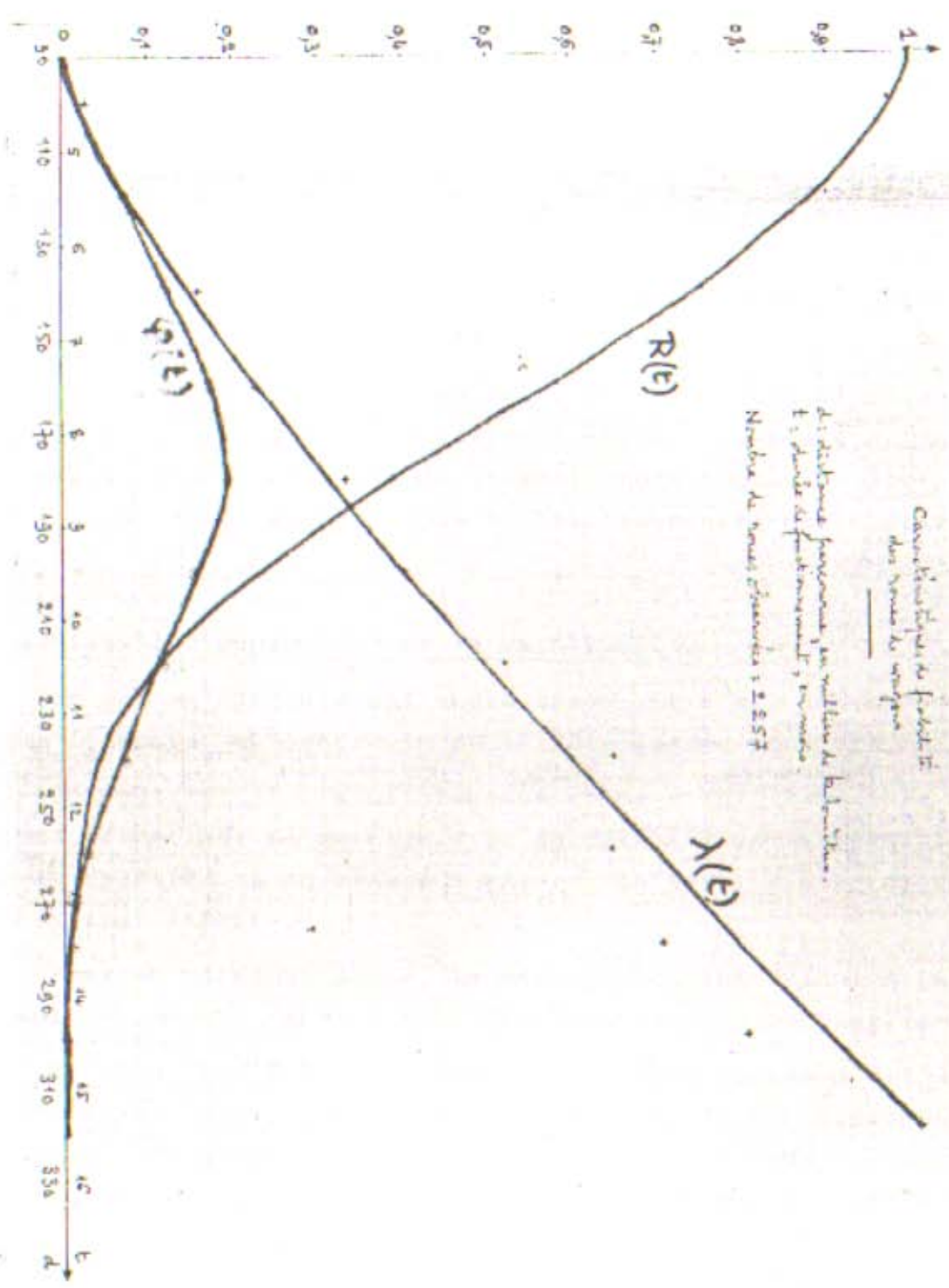
Au même instant $t = 0$, on met en fonctionnement un grand nombre d'éléments identiques, dans les mêmes conditions d'emploi. Ensuite, on relève à des dates, choisies équidistantes, le nombre d'éléments survivants. Soit $N(t)$ ce nombre à la date t . On a :

$$R(t) \approx \frac{N(t)}{N(0)} ; \lambda(t) \approx \frac{N(t-1) - N(t)}{N(t-1)} ; \varphi(t) \approx \frac{N(t-1) - N(t)}{N(0)}$$

$$\bar{T} \approx \sum_i t_i \frac{N(t_{i-1}) - N(t_i)}{N(0)} \quad \text{ou} \quad \bar{T} \approx \sum_i R(t_i) \Delta t_i$$

2-3. Exemple.

À partir de l'information concernant les défaillances de 2257 roues de wagons, nous établissons les tableaux des valeurs de $R(t)$, $\lambda(t)$ et $\varphi(t)$.



Caractéristiques de la fonction $q(t)$
 des valeurs de t

de: dérivées premières, en valeur de la dérivée.
 t : durée de fonctionnement; en minutes.
 Nombre de heures d'attente: 2.57

Ensuite nous dessinons les graphes de ces fonctions et nous remarquons que :

- les allures des trois graphes montrent évidemment que les roues "travaillent à l'usure",
- T est sensiblement distribué selon une loi normale,
- la fonction risque de panne croît très rapidement.

3- La fiabilité dans l'enseignement supérieur.

En admettant, comme cela existe déjà dans de nombreux pays, que le calcul des probabilités et la statistique soient enseignés dans le second degré, le programme de formation de l'enseignement supérieur devrait comprendre la fiabilité. Le contenu de cette discipline est actuellement suffisamment au point.

En particulier, en Technologie, les étudiants devraient être familiarisés avec les différents aspects de cette science ; car, quelque soit son poste de travail, tout ingénieur peut être amené à appliquer les principes et les techniques de la fiabilité.

4- La fiabilité au service de la maintenance.

Le mot maintenance est anglo-saxon, il a été admis dans la langue française au lendemain de la 2ème guerre mondiale.

On peut définir la maintenance comme étant l'ensemble des actions permettant de maintenir ou de rétablir un équipement dans un état spécifié ou en mesure d'assurer un service déterminé, au coût optimal (AFNOR).

Pour un matériel donné, la maintenance intervient à la conception, durant la vie, à la défaillance : au renouvellement.

De même, les études de fiabilité interviennent à différents stades : établissement du projet, fabrication, réception, transport, exploitation et renouvellement ; ces études étant faites d'un double point de vue à la fois technique et économique.

Nous voyons ainsi que la maintenance est étroitement liée à la fiabilité, et pour illustrer cette liaison, nous allons considérer les deux problèmes suivants :

- Supposons qu'un train utilise 1000 roues identiques à celles qui ont été étudiées précédemment. Quel est, pour chaque

période t , le taux d'approvisionnement qui permet au train d'être toujours en état de fonctionner ?

La réponse à cette question fait intervenir la fiabilité des roues. Nous pouvons ajouter qu'au bout d'un temps très grand de fonctionnement du train, le taux d'approvisionnement est sensiblement égal à $\frac{1000}{T}$ appelé taux de maintenance.

- est-il intéressant d'effectuer un renouvellement préventif des roues de wagons précédemment considérées ? A priori, l'allure du graphe de la fonction risque de panne nous permet de répondre positivement. De plus, connaissant la fiabilité des roues, les calculs montrent qu'il est économiquement avantageux d'effectuer le renouvellement préventif.

5- Conclusion.

Nous venons de voir deux exemples de liaison fiabilité-maintenance.

De façon générale, pour un matériel donné, ses caractéristiques de fiabilité permettent de bien le connaître et par suite, d'en assurer la maintenance de la meilleure façon possible.

Dans cet esprit, le fournisseur devrait préciser les caractéristiques de fiabilité de tout équipement qu'il vend et cette obligation devrait être mentionnée dans le cahier des charges qui doit être signé par le vendeur et par l'acheteur.

EVALUATION DE LA SURETE DE FONCTIONNEMENT DES SYSTEMES INFORMATIQUES

Amar AISSANI
Service Informatique
E.N.I.T.A, Bordj-el-Bahri

L'évaluation de la performance d'un système informatique soulève de nombreuses difficultés dont l'une des plus importantes et des plus complexes est la sûreté de fonctionnement.

En effet, une mauvaise conception du matériel ou une implémentation incorrecte du logiciel peut être à l'origine d'une faute qui se manifeste par le non-respect des exigences de l'utilisateur ou du concepteur.

Ces exigences peuvent être très sévères lorsque, par exemple, le système nécessite un fonctionnement de haute sécurité: les pannes qu'on peut tolérer d'un calculateur surveillant une centrale nucléaire ou d'une carte microprocesseur participant au pilotage d'un métro doivent être relativement rare [1]. Il est alors souhaitable (voire nécessaire) de disposer d'outils d'évaluation de la sûreté de fonctionnement, qui répondent au cahier de charge du système en question.

L'objet de cette communication est de discuter la possibilité d'étendre les techniques classiques et moins classiques de la fiabilité aux problèmes de sûreté de fonctionnement. Une attention particulière est accordée à l'évaluation quantitative de la fiabilité du logiciel.

REFERENCE

- [1] Baconnet J.P. and Girard Natkins B., Introduction à la sûreté de fonctionnement des systèmes informatiques, Monographie AFCET, Ed. Hommes et Techniques, 1980.

ANALYSE DE FIABILITE DANS LE TRANSPORT D'HYDROCARBURES PAR CANALISATIONS

1- Présentation :

La Direction Régionale de Béjaïa (D.R.B.) est l'une des cinq directions de la Division Transport (D.T.R.) SONATRACH dont l'activité est le transport d'hydrocarbures (gaz, condensat, pétrole brut) par canalisations.

D.R.B. assure la gestion et la maintenance d'un ensemble de 3 canalisations totalisant une longueur de plus de 1200 Km et de 9 stations équipées d'une quarantaine de groupes de pompage et d'une dizaine de groupes électrogènes.

2- Organisation de la Maintenance :

La maintenance à D.R.B. est à la fois centralisée et décentralisée pour faire face à la double contrainte d'éloignement des sites et d'efficacité d'intervention.

Chaque station principale est dotée d'une cellule de maintenance relevant directement de la structure de production ou d'exploitation. Elle est dirigée par un contremaître d'entretien et se charge de tout l'entretien du 1er et 2ème degré.

La supervision technique ainsi que la réalisation des gros travaux (révisions générales d'équipements ainsi que l'entretien du 3ème degré) sont assurés par le Département Maintenance, structure centrale qui compte près de 200 agents répartis dans 7 services.

2.1.- Types de Maintenance :

Vu la multitude des équipements et matériels installés, leur diversité ainsi que leurs différentes fonctions, plusieurs types de maintenances sont pratiqués à savoir :

- . L'entretien accidentel et curatif (sur pannes et incidents).
- . L'entretien d'exploitation (graissage, lubrification, nettoyage...)
- . L'entretien d'amélioration.
- . L'entretien préventif programmé (plan de production maintenance).
- . L'entretien systématique (dispositions légales et réglementaires).
- . L'entretien prédictif (diagnostics en marche).

3- La maintenance à l'échelle nationale :

Les équipements et installations mis en fonctionnement depuis des années sont soumis à un processus normal de vieillissement mais aussi et surtout à celui de détérioration dû aux maintenances préventives et curatives souvent défectueuses et insuffisantes.

Les choix technologiques opérés se sont avérés dans certains cas pénalisants en raison de la maîtrise insuffisante des installations ou de la survenance de fréquents arrêts non programmés engendrant des déficits importants de production.

Dès le début des années 30, dans le cadre d'un vaste processus initié par la Direction Générale en matière de réorganisation de l'économie nationale, le dossier de la maintenance a recueilli un intérêt soutenu de la part du gouvernement.

La maintenance est par définition une fonction de l'entreprise qui, pour réaliser ses objectifs, met en oeuvre :

- . des moyens humains,
- . des moyens matériels et financiers,
- . des systèmes et procédures.

En d'autres termes, la maintenance n'est pas une opération qui relève exclusivement du domaine de la technologie et de l'organisation. Elle est assurée par des travailleurs et l'intervention humaine dispose donc à ce titre d'un large impact sur l'efficacité de cette fonction que ce soit au stade de la prévention ou à celui de l'intervention à caractère curatif. L'engagement du travailleur tant au niveau de sa formation, qu'à son poste de travail est indispensable à la préservation correcte du patrimoine productif.

3.1.- Stimulation des travailleurs :

En s'appuyant sur le 1er texte réglementaire à savoir le décret n° 30/48 du 23.02.1930 portant institution de la réglementation économique des salaires et de la stimulation matérielle et individuelle des travailleurs, la D.R.B. inclue dans les critères d'évaluation de la prime de rendement collectif, un paramètre devant récompenser la qualité ainsi que les soins et les efforts apportés dans l'accomplissement des actes de maintenance des équipements. C'est le taux de fiabilité noté (I.F.)

Dans Le cadre du plan annuel de La Direction et des normes professionnelles en vigueur, Le décret 80/43 stipule à l'article 4 que Les objectifs sont arrêtés compte tenu des paramètres suivants :

- . Quantités physiques.
- . Qualité.
- . Coûts.
- . Entretien et taux d'utilisation des capacités de production.
- . Efficacité du service public.

4- Stimulation à DTR - détermination PRI - PRC :

Dans Le but d'épouser au mieux Les idées de L'article 4 et dans Le souci de mettre en évidence Les objectifs déterminants ainsi que Les préoccupations importantes Liées au transport d'hydrocarbures liquides et gazeux par canalisations, La DTR a défini 5 paramètres d'évaluation :

- Paramètre physique.
- Paramètre taux de fiabilité.
- " maîtrise des dépenses.
- " sécurité.
- " Transit (approvisionnements).

Le 1er paramètre est défini par Le rapport $\frac{\text{Réalisation}}{\text{Prévision}}$

Le taux de réalisation de L'objectif qui sert au calcul de La prime de rendement ne peut, à La DTR, dépasser 100%. En effet, La DTR ne peut pas décider de transporter plus que Les quantités programmées par La hiérarchie.

Or d'un autre côté, Le décret 80/43 prévoit (art. 6 et 8) un dépassement d'objectif pouvant aller jusqu'à 20 %. Il s'en suit une prime proportionnellement plus importante.

Pour contourner cette difficulté, tout en nous conformant à L'esprit du décret, il a été proposé de calculer Le taux de rendement collectif TRC de La façon suivante :

$$\text{TRC} = \text{TRC}_1 + \text{TRC}_2$$

où TRC_1 = Taux de rendement collectif au sens du décret

$$= \frac{\text{Quantités transportées}}{\text{Quantités programmées}} \times 100 \text{ (plafonné à 100\%)}$$

et TRC_2 est obtenu à partir du taux de fiabilité de fonctionnement des installations de transport qui est défini par :

$$TF = \frac{NHP - NHAC}{NHP}$$

où NHP = Nombre d'Heures pendant la Période.

NHAC = Nombre d'Heures d'Arrêt pour entretien Curatif pendant la même période.

La correspondance entre TF et TRC_2 est reprise dans le tableau suivant :

T.F.	TRC_2
100	20
99	19
98	18
97	16
96	14
95	10
94	6
93	3
92	1
91	0
89	- 1
87	- 2
85	- 3
83	- 4
81	- 6
80	- 7
78	- 8
74	- 9
70	-10

- Le motus maximum du TRC_2 est fixé à (- 10).
- Le TF moyen dont le TRC_2 est nul est fixé à 91 % même s'il peut paraître pénalisant, le TF sert directement à apprécier l'effort et la qualité de la maintenance.

5- Liste des équipements pris en compte :

- 7 groupes Turbo-pompes
 - . 2x8000 CV
 - . 5x3600 CV

- 10 groupes Moto-pompes
 - . 10x2000 CV

- 13 groupes Electro-pompes
 - . 2x 360 CV
 - . 4x 750 CV
 - . 5x 400 CV
 - . 7x 200 CV

- 11 groupes Electrogènes
 - . 3x 1350 CV
 - . 8x 200 CV

6- Collecte des informations :

La mise en place progressive d'un service Méthodes à partir de 1934 a permis de regrouper toutes les informations techniques détaillées relatives aux équipements installés à la Direction Régionale.

Ce service s'est fixé comme premier objectif un certain nombre d'actions pour assurer une gestion manuelle efficace et globale en prévision d'un traitement informatique de suivi de la maintenance.

Parmi ces actions on peut citer :

- Réalisation d'inventaires.
- Formalisation de dossiers historiques.
- Formalisation de dossiers équipements.
- Définition de supports de maintenance.
- Etablissement de listings de pièces de rechange.
- Suivi de statistiques.

Par ailleurs un système manuel de recueil de données sur l'exploitation et le fonctionnement des équipements de pompage existe depuis très longtemps et permet d'effectuer une analyse qualitative et quantitative de la fiabilité des équipements de pompage. Les supports servent à la collecte des informations renseignant sur la marche, des groupes, de la station et de certains auxiliaires. Ce sont :

- Journal de marche quotidienne des machines)établis
- Relevés horaires des paramètres de) en
fonctionnement machines.)stations
- Journal mensuel des opérations d'un ouvrage)établi
(oléoduc).)par Sce
- Etat mensuel de fonctionnement des machines)Trafic
- Etat annuel de statistiques machines.) à
)Béjala
- Compte rendu d'exploitation mensuel Informatique
permettant de cerner notamment :
 - . Le taux de disponibilité des machines,
 - . Le taux de fiabilité,
 et d'effectuer une analyse détaillée du fonction-
nement des matériels à travers des bilans :
 - . des heures réelles de marche,
 - . des durées d'indisponibilité (programmée ou due
à des pannes),
 - . des consommations (carburants, huiles etc...).

7- Statistiques de fonctionnement :

- 7.1.- Pourcentages de marche, arrêt disponible et
arrêt curatif (1986-1987) pour l'ensemble des
machines (PL-1).
- 7.2.- Pourcentages de marche et arrêt curatif par
familles de moteurs (Elect, Diesel, Turbines)
(PL.2) pour 1986
(PL.3) pour 1987.
- 7.3.- (PL.4) Répartition pour 1985-1986-1987 des arrêts
curatifs pour l'ensemble du parc par origines des
causes (Mécanique ou Electricité Régulation).

8- Interprétation :

- 8.1.- PL.1. Ensemble des groupes pour 1985-1987.
Les constatations suivantes peuvent être faites.
 - . Utilisation des groupes pendant 30% du temps.
 - . La non utilisation (groupes disponibles :
(Stand by) représente + de 60% du temps.
 - . Les arrêts curatifs représentent 9,5% du Temps
en 1986 et 3% en 1987.

Les statistiques machines reprises dans les
rapports annuels nous permettent d'identifier
certains points saillants des arrêts curatifs.
Ainsi :

3.1.1.- Pour 1937 : 63% des A.C. sont dûs à :

- plus de 590H pour une électropompe pour mauvais stockage. Nous avons constaté un point dur à la rotation après échange standard,
- plus de 1730H pour une autre électropompe sur défaut électrique dont la réparation dépasse nos moyens,
- plus de 2800H pour une turbo-pompe défaut mécanique équivalent à une révision générale de la Turbine à gaz.

3.1.2.- Pour 1936 : 75% des A.C. sont dûs à :

- près de 1000H pour une Turbo-pompe suite à des problèmes de régulation,
 - plus de 2200H pour un groupe moto-pompe suite à un problème mécanique sur multiplicateur de vitesse,
 - plus de 3500H pour le même groupe électropompe ayant nécessité une réparation à l'extérieur,
 - plus de 5000h pour les turbo-pompes attente réception batteries d'accumulateurs de l'étranger,
 - près de 13000H pour des électropompes attente réception câble électrique de puissance
- Les problèmes d'Appro représentent 60% des A.C.

Outre les problèmes purement techniques et ceux inhérents aux approvisionnements, nous citerons également les considérations suivantes qui contribuent à augmenter le temps d'arrêt curatif :

- pièces de rechange non disponibles.
- Moyens de levage.
- Moyens de transport.
- Eloignement des sites et conditions climatiques.
- Contraintes d'exploitation.
- Manque de personnel (momentanément).
- Prestations par Tiers.

8.2.- PL.2 - PL.3 - Arrêts Curatifs par familles d'équipements - Années 1936 - 1937.

8.2.1.- Moteurs électriques: T.U. = 30%

- Arrêt curatif important en 1936 (29%) presque 50% du temps de marche dû en grande partie à une attente pour approvisionnement.

8.2.2.- Moteurs diesel: T.U. = 45%

- Arrêt curatif relativement bas (5% en moyenne) par rapport à la marche pour un bon T.U.

3.2.3.- Turbines à gaz : T.U = 10%

Les arrêts curatifs sont supérieurs à la marche si nous considérons l'ensemble des Turbo-pompes. Cependant, la quote part des A.C. la plus importante est due aux turbo-pompes ayant un faible taux d'utilisation (en régime de conservation).

3.3. - PL.4. Répartition des arrêts curatifs par causes (Mécanique ou Elect.Régulation) pour 1985-1986-1987.

Les causes mécaniques interviennent dans 60% des arrêts curatifs.

Les causes ELECT.Régulation 40 %

9 - Conclusion :

L'objectif d'une analyse de fiabilité est de quantifier le comportement des matériels.

Cette analyse doit être en mesure de faire le lien entre un ensemble d'observations brutes, généralement qualitatives sur des modifications de comportement d'équipements ou de variations de caractéristiques fonctionnelles (pannes, dégradations des performances, circonstances d'apparition d'anomalies...) et un ensemble de données chiffrées définissant les critères de fiabilité dont :

- Le taux de défaillance.
- Les durées d'indisponibilité.
- Les durées de réparation.
- Les historiques de machines... etc.

Les données de fiabilité basées sur l'historique des machines constituent une banque d'informations et d'expérience aussi bien pour le concepteur que pour l'utilisateur.

Pour le Concepteur de manière :

- . Améliorer la doctrine de conception.
- . Mieux apprécier la durée de vie réelle des matériels.
- . Mieux identifier les points faibles...

Pour l'utilisateur - en vue de mettre en évidence :

- . Les problèmes de défaillance liés aux conditions d'utilisation (environnement, habitudes d'exploitation).
- . Les problèmes liés aux matériels (défauts de conception, de fabrication) justifiant des modifications au niveau des machines, des stations ou des changements d'attitude.

- . Les problèmes de maintenabilité et de comportement des matériels débouchant sur une meilleure appréciation des besoins en pièces de rechange, de la charge de travail et sur l'efficacité des remèdes (qualité de la prestation d'entretien).
- . Une base de données pour l'organisation de la maintenance préventive.
- . Une base d'orientation de la décision de choix entre plusieurs fournisseurs (cas d'investissement).

Tel qu'il est déterminé actuellement, le taux de fiabilité prend en compte les arrêts curatifs dans leur globalité et ne nous permet pas d'avoir une idée précise sur le comportement des équipements.

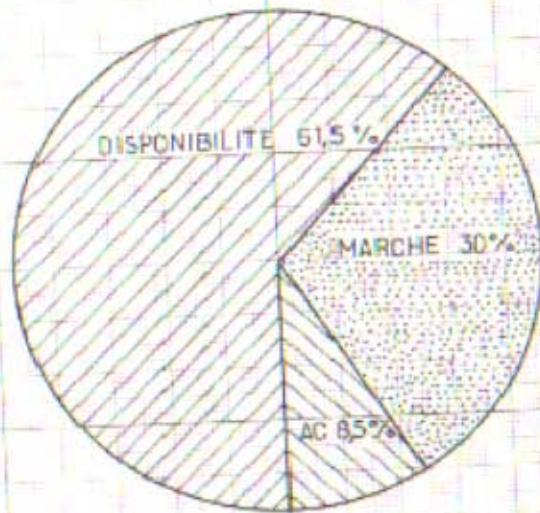
Considérant que la fiabilité d'un matériel est son aptitude à ne pas tomber en panne en cours d'utilisation et à répondre à la sollicitation (marche, arrêt), d'un point de vue maintenance, l'analyse devrait d'une part pouvoir atteindre la machine car elle constitue une unité ou niveau d'une station et d'autre part permettre de quantifier le comportement de chaque sous ensemble ou d'une fonction importante qui conditionne la marche de la machine.

Ainsi, en définissant un taux de défaillance tenant compte du nombre de défaillances sur une période donnée, les recherches pourraient mieux guider et orienter la maintenance dans ses actions.

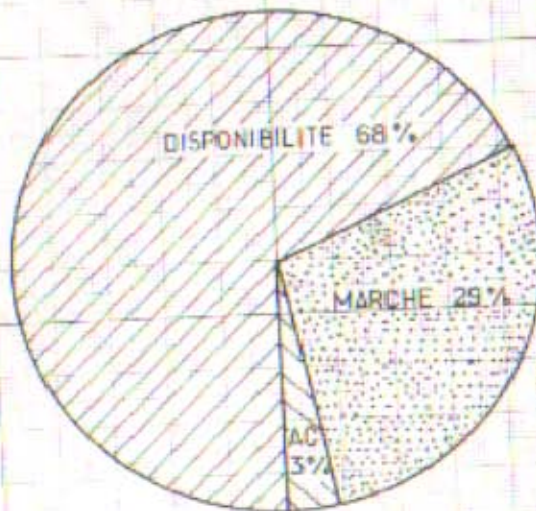
Les statistiques suivantes peuvent être envisagées dans ce cas :

- . % d'arrêts par origines des indisponibilités.
- . Analyse du nombre d'incidents par sous ensemble.
- . Taux de fiabilité Année/année.
- . Défaillance en fonction du temps.
- . Défaillance par paliers.
- . Défaillance par tranche d'âge.

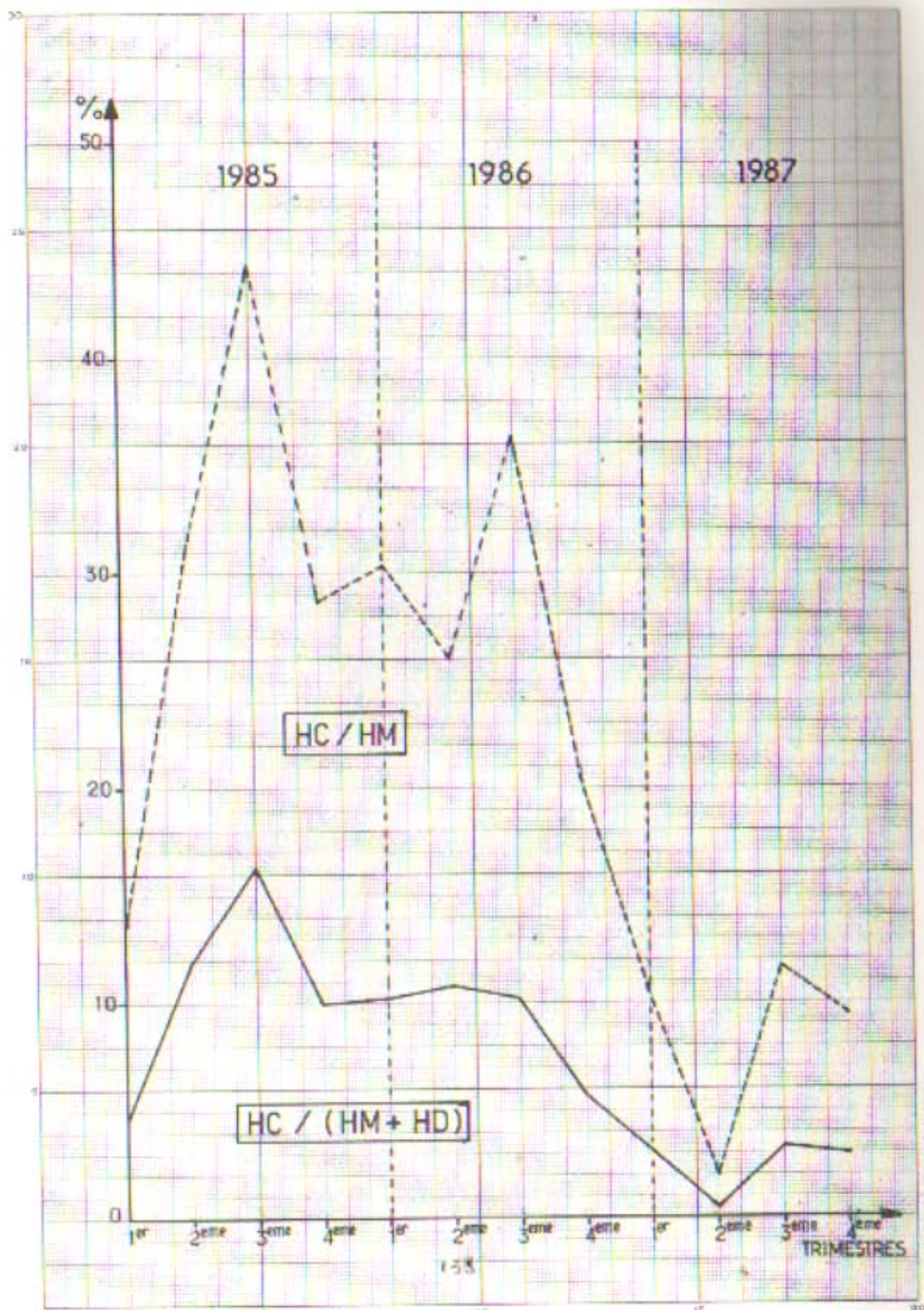
1986



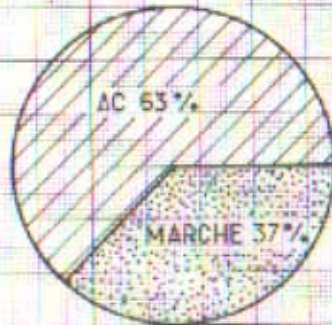
1987



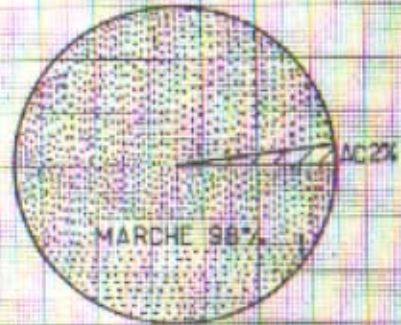
PL1 UTILISATION DU PARC MACHINES



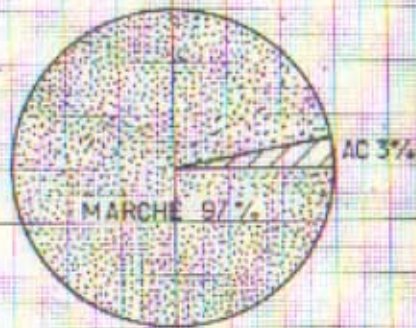
ENSEMBLE TURBINES



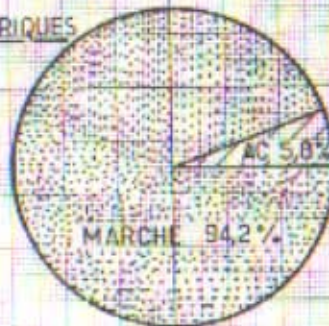
TURBINES EN EXPLOITATION



MOTEURS DIESEL

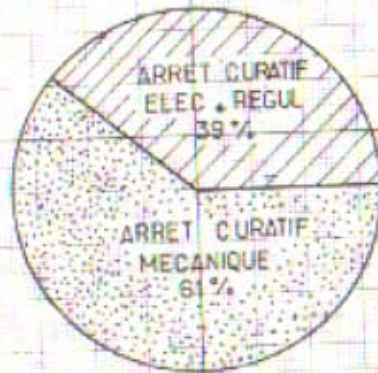


MOTEURS ELECTRIQUES

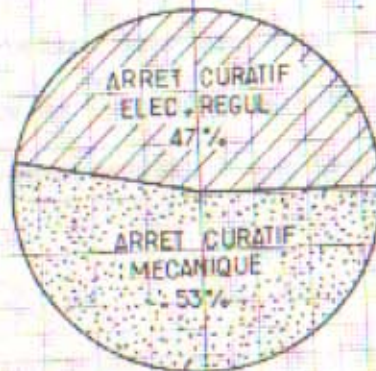


PL 3	ARRETS CURATIFS PAR FAMILLES D'EQUIPEMENTS	1987
------	--	------

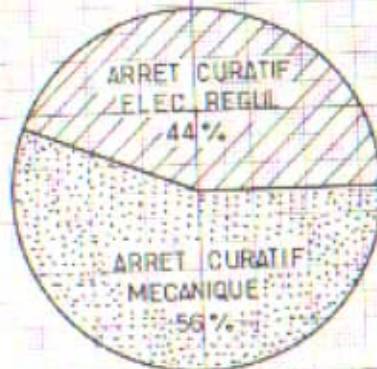
1985



1986



1987



PL4 REPARTITION DES ARRETS CURATIFS PAR CAUSES

142

FIABILITE DES COMPOSANTS ELECTRONIQUES

ALKAMA Rezak

Institut d'electrotechnique de Bejaia

RESUME:

Après des généralités sur l'importance de la fiabilité et les éléments de base, sont résumées les causes de défaillances des composants électroniques telles que les défauts de surface, de métallisation, d'interconnexions, d'oxyde et du boîtier plastique. Pour l'analyse des défaillances, des modèles temporels (Weibull, exponentiel, Gauss et Galton) sont utilisés. Des essais de vieillissement accéléré sont mis en œuvre pour accélérer l'apparition des défauts. L'action de la température, de la tension électrique, de la densité de courant ou des cycles thermiques, conduit à des facteurs d'accélération formulés expérimentalement.

MOTS-CLÉS:

Fiabilité, causes et taux de défaillances, modèle temporel, essai accéléré, déverminage.

1. GENERALITES

La fiabilité d'un équipement est son aptitude à accomplir une fonction requise dans des conditions données pendant une période donnée.

La complexité des ensembles électroniques actuels et les conséquences d'une mauvaise qualité ont montré l'importance croissante de la fiabilité.

1.1 DEFINITIONS:

La fonction fiabilité (reliability) $R(t)$ est la probabilité de non défaillance depuis le temps zéro au temps t . La probabilité cumulée de défaillance est $F(t) = 1 - R(t)$ et la densité de probabilité $f(t) = dF/dt = -dR/dt$.

Si on dispose à l'instant $t=0$ de n_0 composants et à l'instant t il en reste n_s sans défaillants alors le nombre de défaillants est $n_d = n_0 - n_s$. La fiabilité est $R(t) = n_s / n_0$, la probabilité de défaillance est $F(t) = n_d / n_0$. Le taux de défaillance de chaque composant est:

$$\lambda = -dn_d / n_s dt = -dn_s / n_s dt = -dR(t) / R(t) dt$$

Le temps moyen entre défaillances est défini par la valeur moyenne de la durée de vie. $MTBF = m = \int_0^{\infty} t f(t) dt = \int_0^{\infty} R(t) dt$

Généralement en électronique λ est constant [1] $R(t) = \exp(-\lambda t)$ alors

$$m = 1/\lambda = \text{cste}$$

1.2. EVOLUTION DU TAUX DE DEFAILLANCE

Tout système pouvant présenter des défaillances est caractérisé par trois périodes:

- Période de r dage o  apparaissent les d fauts infantiles; le taux de d faillance est  lev  et d croit rapidement.
- P riode d'utilisation normale o  les d fauts sont de type al atoire et le taux de d faillance constant.
- P riode d'usure o  les d fauts de vieillissement apparaissent et le taux de d faillance croit.

Ces trois p riodes forment la courbe en baignoire de la figure 1. Elle est plus plate pour les syst mes  lectroniques.

$$T_R = 500 \text{   } 2000 \text{ h}$$

$$T_U = 5000 \text{   } 200000 \text{ h}$$

T_U est la dur e de vie du syst me

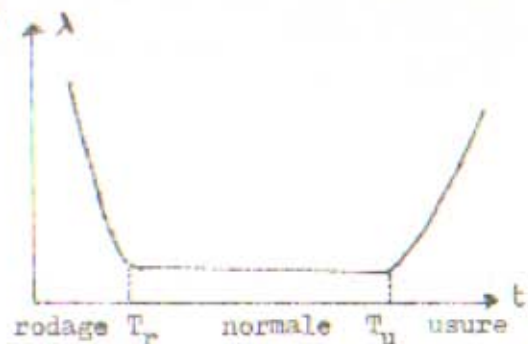


Fig.1 Courbe en baignoire du taux de d faillance

1.3. ESTIMATION DE LA FIABILITE

On utilise deux m thodes:

- La fiabilité en clientèle (à postériori): Elle consiste à lancer un produit, attendre le retour du client et évaluer les différentes grandeurs.
- La fiabilité prévisionnelle (à priori): Elle nécessite l'utilisation d'un modèle temporel de la fiabilité $R(t)$. Les paramètres du modèle sont déterminés à partir d'essais.

2. CAUSES DE DÉFAILLANCE DES COMPOSANTS ÉLECTRONIQUES

2.1. Défauts intrinsèques du semi-conducteur:

- mécaniques: dislocations coin, vis
- physico-chimiques: présence d'impuretés

2.2. Défauts de surface:

- pièges (il faut nettoyer par pulvérisation cathodique)
- composants parasites (transistor parasite entre 2 transistors)
- charge superficielle (provoque un court-circuit)

2.3. Défauts de métallisation:

- électromigration: lorsque la couche d'Aluminium est mince, la grande densité de courant entraîne le déplacement d'ions activés, ce qui crée des discontinuités.
- diffusion de l'Aluminium dans le Silicium
- formation de composés Au-Al

2.4. Défauts d'interconnexions:

- électromigration
- corrosion (formation d'oxyde et d'hydroxyde d'Al non conducteurs)
- soudures (difficulté de contrôle de la tension du fil)
- différence de coefficients de dilatation thermique

2.5. Défauts d'oxyde (pour les circuits MOS):

- oxydation parasite du substrat
- formation de pinholes (si la couche d'oxyde est mince)

2.6. Défauts du boîtier plastique:

- contamination ionique due au moulage (interaction résine-semiconduct)
- différence de coefficients de dilatation thermique
- manque d'herméticité (humidité qui entraîne la corrosion)

Les défaillances apparaissent souvent lorsque on dépasse les conditions d'utilisation normale comme le transitoire des tensions d'alimentation et d'entrée. La dégradation des diodes et transistors est souvent consécutive

à une élévation de température. Les défaillances des circuits intégrés complexes sont surtout dues au nombre considérable de connexions.

3. MODELES TEMPORELS

Les modèles temporels sont utilisés en fiabilité prévisionnelle. Chaque modèle est associé à un type de défaillance et à une contrainte physique qui accélère cette défaillance. Le choix du modèle est souvent guidé par l'expérience passée.

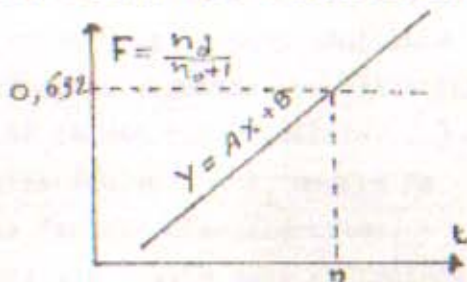
3.1. Modèle de Weibull:

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

$$\lambda(t) = -dR/Rdt = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta-1}$$

C'est le modèle le plus général puisque selon les paramètres η et β , le taux de défaillance $\lambda(t)$ peut être constant, croissant ou décroissant. Ce modèle est surtout utilisé pour l'étude des défaillances infantiles. Les paramètres η et β sont déterminés graphiquement.

$1/R(t) = \exp(t/\eta)^\beta \Rightarrow \log \log 1/R = \beta \log t - \beta \log \eta = \log \log 1/(1-F)$
 Le tracé de $F = n_d/n_0 + 1$ (au lieu de $F = n_d/n_0$ pour des raisons de statistiques de rang [3]) en fonction de t sur le papier de Weibull est une droite: $Y = AX + B$
 Lorsque $t = \eta$, $Y = \log \log(1/1-F) = 0$ donc $F = 1 - 1/e = 0,632$
 η est donc obtenu par l'intersection de la droite $Y = AX + B$ avec l'horizontale $F = 0,632$. β est la pente de $Y = AX + B$.



3.2. MODELE EXPONENTIEL

$$R(t) = \exp(-\lambda t)$$

$$\lambda(t) = \lambda = \text{cste}$$

Ce modèle conduit à un taux de défaillance constant. Il est utilisé pour les défauts aléatoires (de surface). Il peut être considéré comme un cas particulier de Weibull pour $\beta = 1$. λ se calcule soit par la méthode graphique et le papier de Weibull $\lambda = 1/\eta$, soit par la méthode directe $\lambda = F/T = n_d/n_0 T$.

3.3. MODELE GAUSSIEN DIT "NORMAL"

$$R(t) = \int_t^\infty f(t) dt \text{ avec } f(t) = 1/\sigma\sqrt{2\pi} \cdot \exp(-1/2(t-\mu)^2/\sigma^2)$$

Les propriétés de la loi de Gauss donnent:

$$t = \mu, F = 0,5 \quad t = \mu - \sigma, F = 0,16 \quad t = \mu + \sigma, F = 0,84$$

Pour déterminer μ et σ on utilise la méthode graphique en traçant $F(t)$ sur le papier de Gauss. Le résultat est une droite. μ et σ sont donnés par les intersections de cette droite avec les horizontales $F = 0,16 ; 0,5 ; 0,84$

$$\mu = t_{50} \quad \sigma = (t_{84} - t_{16})/2$$

Ce modèle est utilisé lorsque les défaillances d'usure sont prépondérantes.

3.4. MODELE DE GALTON DIT "LOG-NORMAL"

$$f(t) = 1/(t\sigma\sqrt{2\pi}) \cdot \exp -0,5(\log t - \mu)^2 / \sigma^2$$

Il conduit à des taux de défaillance rapidement croissants. Il est utilisé pour les phénomènes d'usure où différentes contraintes agissent de façon multiplicative. On démontre que: $\mu = \log t_{50}$ et $\sigma = \log(t_{50}/t_{16})$
 t_{50} et t_{16} sont déterminés en traçant $F(t)$ sur le papier log-normal.

4. LES ESSAIS ACCELERES EN FIABILITE

La philosophie générale de la fiabilité des systèmes électroniques est de minimiser les défaillances infantiles en mettant l'accent sur les facteurs de test et de contrôle. Les principaux buts des essais de fiabilité sont:
 -déceuvrir les points faibles de la conception et de la fabrication d'un produit.

- déterminer le comportement dans le temps du taux de défaillance.
- estimer la durée de vie
- étudier les modes de défaillance caractéristiques d'une technologie donnée.

4.1. FACTEUR D'ACCELERATION

L'évolution rapide des technologies ne permet pas d'attendre l'apparition d'une défaillance d'un composant. Ce dernier et sa technologie risquent d'être dépassés avant même qu'une défaillance apparaisse. Aussi met-on en oeuvre des essais de vieillissement accéléré en faisant fonctionner le composant dans des conditions plus dures que les normales. Lorsque on augmente les contraintes physiques (température, tension électrique, densité de courant, humidité...), une heure de fonctionnement sous ces contraintes équivaut à F_A heures de fonctionnement en utilisation normale. F_A est le facteur d'accélération.

4.1.1. Si par expérience on connaît F_A , on procède aux essais sous contrainte accélérée et on étudie la probabilité $F(t_A)$. Avec le temps d'utilisation normale $t_u = F_A t_A$, on calcule le taux de défaillance par le modèle choisi.

4.1.2. Si F_A n'est pas connu, on utilise les formules de dépendance du temps jusqu'à défaillance en fonction des différentes contraintes:

*Température: La dépendance est formulée par le modèle d'Arrhenius

$$t = C \exp \Delta E / kT \quad \longrightarrow \quad F_A = t_u / t_A = \exp \Delta E (1/T_u - 1/T_A) / k$$

ΔE est l'énergie d'activation, k est la constante de Boltzmann

*Tension électrique: $t = C \exp -\alpha U$ $F_A = \exp -\alpha (U_u - U_A)$

*Densité de courant: $t = C J^{-n}$ $F_A = (J_u / J_A)^{-n}$

L'étude des défauts intrinsèques

du semi-conducteur et des défauts de surface nécessite l'action simultanée de la température et de la tension électrique. Le facteur d'accélération est le produit des facteurs des deux contraintes.

Pour étudier les défauts de métallurgie du semi-conducteur, on agit sur la température et la densité de courant.

Les cycles thermiques mettent en évidence les défauts de soudure bonding.

4.2. Essais de sévèrification

Avant d'arriver sur le marché, les composants subissent les essais de sévèrification qui ont pour rôle d'identifier les composants potentiellement non-fiables et de les éliminer. Ces essais comprennent:

- Le contrôle visuel
- Le four de stabilisation (24 h / 150 °C): pour accélérer la dégradation chimique et détecter les défauts de surface.
- Les cycles thermiques (10 X -65/+150 °C): pour les soudures bonding.
- Le burn-in (160 h à 125 °C + polarisation inverse pour détecter les défauts de métallisation ou bien + excitation dynamique pour agir sur toutes les défaillances)

Le burn-in est le plus efficace puisque il fait ressortir entre 70 % et 80% de défaillances précoces. L'expérience montre que 1 à 3 % des circuits intégrés présentent des défaillances infantiles. [4]. Dans le cas des circuits logiques LSI et VLSI, les programmes de tests par simulation structurelle sont très compliqués; on se rabat sur la simulation fonctionnelle. Le microprocesseur doit être testé dans un ensemble reconstituant l'environnement naturel (avec RAM, ROM, bus et périphériques). On charge dans une RAM un programme qui sera exécuté par le microprocesseur; c'est l'auto-test.

4.3. EVALUATION DE LA FIABILITE PAR L'ANALYSE PHYSIQUE

Les composants défaillants à l'issue des essais accélérés sont analysés électriquement et physiquement afin de déterminer la nature des défauts. Cependant ces tests sont longs et onéreux. Aussi par des examens physiques peut-on décrire l'influence des défauts d'origine sur le comportement ultérieur du composant. Après séparation de la puce de son boîtier, l'ensemble des couches est examiné par microscopie ou par spectrométrie. Pratiquement tous les défauts sont prévus par l'analyse physique d'une vingtaine de pièces [5]. Malheureusement l'évaluation physique à temps zéro ne permet pas la détermination quantitative du taux de défaillance.

5. CONCLUSION

Pour minimiser les frais d'intervention sous garantie et soigner la réputation de l'entreprise, le fabricant a tout intérêt à investir dans l'amélioration de la fiabilité. Les essais ne coûteront pas aussi chers que la réparation après vente. Plus le système est compliqué, plus sévère sera le contrôle des composants le constituant. Une carte de 100 composants ayant chacun une probabilité de bon fonctionnement de 99 % aura une probabilité de bon fonctionnement de $(99\%)^{100} = 37\%$.

Le tableau suivant résume les ordres de grandeur des taux de défaillances réduits expérimentalement pour des composants utilisés dans l'appareillage sophistiqué (ordinateurs et télécommunications) [3].

COMPOSANT	λ (/6 Kh)	MTBF (h)
transistor Germanium	0,5	200 K
diode Silicium planar	0,05	20 M
transistor Silicium	0,01	10 M
circuit intégré SSI	0,03	3 M
" " MSI	0,1	1 M
" " LSI	0,3	300 K
condensateur tantale	0,01	10 M
résistance	0,01	10 M
soudure étain	0,01	10 M

1 Kh=1,5 mois

1 Mh=115 ans

REFERENCES:

- [1] Initiation à la fiabilité en électronique moderne
Titu BAJENSCO Ed Masson 1978
- [2] Problèmes de fiabilité des composants électroniques actifs actuels
Titu BAJENSCO Ed Masson 1980
- [3] Document TEM France 1982
- [4] Essai et déverminage des circuits intégrés complexes
A. BIROLINI Journées d'électronique 1983
- [5] Evaluation de la fiabilité des circuits intégrés par l'analyse physique. Ph. DIMOULIN, P. CHARGE Journées d'électronique 1983

C - TABLE RONDE

Elle a été animée par Monsieur A. Harrat, Directeur Général de l'Institut National de Maintenance d'Algérie (Hydra) et a vu la participation des comités de maintenance de wilaya, les cadres de l'U.S.E.A (pour réfléchir sur les problèmes de coûts) et les ingénieurs du secteur industriel : CERHYD (Dar-el-Belda), E.N.P.V.P (Guelma), PMA/CMA (Sidi-Bel-Abbas), SIDER (Annaba), ORIAC (Draa-Ben-Khedda), SONEIGAZ (Darguina), EMAC (Kherrata), ENPEC (Sétif), ERIAD (Kherrata), ENATB (Béjaia), ENMGP,...

D - EXPOSITION

L'exposition du livre sur *la fiabilité et la maintenance des équipements* a été produite par la Bibliothèque des I.N.E.S de Béjaia (sous la coordination de Mademoiselle Lalmi) en collaboration avec les centres de documentation :

- * de l'INELEC Boumerdes;
- * du C.D.T.A, Haut Commissariat à la Recherche, Alger;
- * de l'LN.MA, Hydra;
- * de l'LN.G.M Boumerdes;

M.F.S.1

Programme de la Conférence

Ministère de l'Enseignement Supérieur

Instituts Nationaux d'Enseignement Supérieur de BEJAIA

*
* CONFERENCE NATIONALE *
* *
* MODELES DE FIABILITE ET SCIENCE DE L'INGENIEUR *
* *
* M.F.S.I. *
* *

COMITE D'ORGANISATION

M.S. RADJEF (Recherche Operationnelle, President), A. ATTOUNE (Genie
Chimique), S. ANJABI (Statistiques Appliquees), R. ALKAMA
(Electronique), M. BELABBAS (Mechanique), D. AISSANI (Probabilite
N. TALA IGHIL (Electrotechnique), H. KHERRACHI (Economie),
K. IMADALOU (Informatique), M. BENOUARET (Sciences Economiques)



PROGRAMME

BEJAIA LES 20 ET 21 MARS 1989

COMMUNICATIONS :

1. P. EL KHARROUSSI

Centre National de Recherche Industrielle, E.M.P. El-Harrach.
Ancien membre de l'association française du contrôle industriel
de la qualité.
Fiabilité et Maintenance.

2. A. AISSANI

Evaluation de la sûreté de fonctionnement des systèmes informa-
tiques.

3. M. ALKAMA

Laboratoire d'électronique, I.N.E.S. BEJAIA.
Fiabilité des semi-conducteurs.

4. H. BELABBAS

Division entretien et maintenance SONATRACH.
Analyse de fiabilité dans le transport d'hydrocarbures par
canalisation.

5. B. CHILI

Comité Directeur U.S.E.A. ALGER.
Eléments de Réflexion Sur la Politique de Coûts en Maintenance.

POSTERS :

6. H. KHARBACH

Centre de calcul, I.N.E.S. de BEJAIA.
Méthodes de calcul de fiabilité et modélisation.

7. A. ADJIMER et Z. HADDAD

Centre de développement des technologies avancées, ALGER.
Test des circuits logiques, synthèse de méthodologies.

8. A. AISSANI

I.N.E.S. de BEJAIA.
Fiabilité des systèmes et systèmes de file d'attente non fiables.

9. H. HAFID

Département de probabilités-statistiques, U.S.T.H.B. ALGER.
Problèmes de statistiques de fiabilité.

B- TABLE RONDE:

Animée par le professeur R. RABAH (Directeur E.R. contrôle optimal, ORAN) et messieurs les directeurs généraux de l'I.N.P.A. (HYDRA), l'I.N.G.M. (BOUMERDES), le SERDA (ALGER), avec la participation des comités de maintenance de wilaya, les cadres de l'O.S.F.A. (pour réfléchir sur le problème des coûts) et les ingénieurs du secteur industriel :

CERHYD (Dar-el-beida), E.N.F.V.P. (Guelma), PMA/CMA (Sidi bel abbas), SIDER (Annaba), ORLAE (Draa ben khedda), SONELGAZ (Derghuina), EMAK (Kherrata), ENPEC (Setif), EPIAD (Kherrata), ENATB, ENMBP, ...

C-EXPOSITION:

Le centre de documentation se propose d'organiser une exposition du livre sur la fiabilité et la maintenance des équipements, avec la collaboration des centres de documentation:

- de l'INELEC Boumerdes
- du C.D.T.A. Haut Commissariat à la Recherche, ALGER
- de l'Institut National de Maintenance d'Algérie, HYDRA
- de l'Institut National de Génie Mécanique, BOUMERDES.

Service Postale

(8)

COMITE PROGRAMMATEUR

- A. AYDIN (Coordonnateur)
- A. KARSIJIAN (Departement de Genie Industriel, E.N.P.)
- B. KHATEKIEVITCH (Laboratoire Architecture des Systemes, O.T.A.-I.N.S.)
- H. HAFID (Departement Probabilite - Statistique, U.S.T.H.B.)
- E. KARSJIAN (Direction de l'Enseignement, O.T.A. ELIERE Des et de la Recherche)
- G. EL KHAYAT (Institut d'Electronique, Universite d'ANNABA)
- G. EL KHAYAT (Departement Genie Electrique, E.N.P.)
- A. AISSANI (I.N.E.S. de BEJAIA)
- H. HAFID (Laboratoire Dynamique des Structures, O.R.S. N.O.N.)

COMMUNICATIONS:

A- Modeles Stochastiques:

- 1- H. AISSANI - I.N.E.S. de BEJAIA
" Quelques resultats sur la stabilite forte d'un modele de (Defaillance avec intervenue)".
- 2- B. KHATEKIEVITCH et G. EL KHAYAT - Institut National de la Planification et de la statistique, Ben Aloun.
" Estimation adaptative de la Fiabilite des modeles Dynamiques".
- 3- A. AISSANI
" Quelques caracteristiques exterieures du systeme non fiable H/G/I/I avec rappels".
- 4- E. KARSJIAN et B. KHATEKIEVITCH - Institut d'Electronique, Universite d'ANNABA.
" Sensibilite, Redondance, Fiabilite des systemes multi-entree multi-sorties".
- 5- H. HAFID - Institut de Mathematique, U.S.T.H.B. Boh Ezzen.
" Modeles Rayonnants d'estimation du temps absolument garanti fonctionnant sans defaillance".

Services de Fonctionnement des Systèmes Informatiques:

1.A.DZOUACHVILI

Institut d'Electronique, Université d'ANNABA.

" Les codes correcteurs d'erreurs pour l'elevation de la sûreté d'un système informatisé ".

2.A.BOUJADJA, F.BERGHOUJ, S.A.LARIDI

Institut d'informatique, U.S.T.H.P. Bab Ezzouar.

" La sûreté de fonctionnement dans le S.G.B.D. EASY ".

3.Z.HADDAD

C.D.T.A. Haut Commissariat à la Recherche, ALGER.

" Methodologie pour la fiabilité fonctionnelle des micro-ordinateurs basée sur la vérification de seuil ".

4.H.KHERDACHI

Centre de Calcul, I.N.E.S. de BEJAIA.

" Mesures de fiabilité dans un réseau de l'information ".

5.2.ABBAZI

Institut d'Electronique, U.S.T.H.P. Bab Ezzouar.

" Modeles Markoviens pour le test aleatoire de cartes a microprocesseurs ".

Fiabilité Mecanique:

1.A.BIA

Institut d'Aeronautique, BLIDA.

" Utilisation des techniques de fiabilité en mecanique: fatigue des metaux ".

2.S.SAHRADUI

Departement de Physique, Université d'ES SENIA ORAN.

" Materiau et fiabilité : cas des polymeres ".

3.A et F AMRI

I.N.G.M. BOUNERDES.

" Maintenance des systemes mecaniques et electromecaniques ".

4.B.PLUVINAGE et A.BIA

Laboratoire de Fiabilité Mecanique, Université de METZ (FRANCE)

" Approche probabiliste de la rupture sous sollicitation dynamique ".

7. Systèmes Electro-énergétiques et Semi-conducteurs:

1. F. BOUAR

Institut d'Electronique, Université de CONSTANTINE.

" Fiabilité des semi-conducteurs et modèles physiques des essais de circuit intégré ".

2. A. KOULIKOV

Institut d'Electronique, Université d'ANNABA.

" Problèmes de la fiabilité des systèmes electro-energetiques et orientations pour leur resolution ".

3. K. D. HAIM

Institut d'Electrotechnique, I.N.E.S. de BEJAIA.

" Analyse de fiabilité pour la planification et l'exploitation des réseaux électriques ".

4. J. MAZUREK et B. KESKES

I.M.D.P., I.N.E.S. de SETIF.

" Les essais non destructifs comme le fondement de la fiabilité d'éléments et constructions ".

5. V. FILITCHEV et A. OULHACI

Institut d'Electronique, Université d'ANNABA.

" Estimation de fiabilité d'une commande électrique d'un système régulateur de tension à thyristors-moteur asynchrone ".

(*) Le Comité scientifique remercie Messieurs TIDULENEV, KOULIKOV et AISSAT (BLIDA) pour leurs contributions.

REUNION 1989

1989

La première partie aura lieu le dimanche 19 mars 1989.

Le déjeuner des participants se fera à partir de 08 h 30, puis à 13 h.

La session inaugurale se fera à 08 h 30 en présence :

Deuxième partie : Lundi 20 mars 1989

Les conférences se dérouleront aux I.N.R.S de PEJIA, Lacoua Dambou.

Les communications sont réparties en quatre rubriques :

- A - Machines Microélectroniques.
- B - Sécurité de fonctionnement des systèmes informatiques.
- C - Fiabilité électronique.
- D - Systèmes Electro-magnétiques et ses conducteurs.

Les conférences dureront 20 mn (y compris les éventuelles questions).

Il serait souhaitable d'utiliser des transparents avec retours.

ORGANISATION

Accueil : Un accueil sera organisé le 19 mars :

- A l'aéroport ;
- A la gare ferroviaire ;
- Aux I.N.R.S de PEJIA jusqu'à 13 h.

Pour le dimanche 20 mars, l'accueil des participants aura lieu à partir de 08 h.

Hébergement et transport : L'hébergement des conférenciers et des participants qui en auraient fait la demande se fera à l'hôtel

Herodites de IICHI (à 10 Km à l'est de PEJIA). La navette sera assurée.

M.F.S.I

Fiche de Renseignements

FICHE DE RENSEIGNEMENTS

Dans le but de créer un fichier de renseignements qui sera distribué aux participants du séminaire, ainsi qu'à toute personne exprimant le désir, nous vous prions de remplir cette fiche avec attention.

Ce fichier vous permettra par la suite d'être tenu régulièrement au courant des travaux sur la fiabilité et la maintenance en cours ou effectués en Algérie.

- NOM ET NOM :
- ORGANISME :
- FONCTION :
- ADRESSE PROFESSIONNELLE : TEL :
- ADRESSE PERSONNELLE : TEL :
- DOMAINE D'INTERET :
- SUJET OU MEMBRE DE THESE :
- PUBLICATIONS (si oui, références) :
- TRAVAILLEZ-VOUS SUR DES DONNEES PRATIQUES ? (si oui, préciser),
PUBLICATIONS ? (si oui, références)
- TRAVAILLEZ-VOUS SUR DES SUJETS THEORIQUES ? (si oui, préciser),
PUBLICATIONS ? (si oui, références)
- TRAVAILLEZ-VOUS EN COLLABORATION AVEC DES CHERCHEURS NATIONALS
ET/OU ETRANGERS ?
(si oui, pouvez-vous nous indiquer leurs adresses et leurs
sujets d'intérêt?)
.....
.....
.....
.....

INDEX DES AUTEURS

Abbazi Z.	41
Aissani A.	11, 127
Aissani D.	05, 29
Alkama R.	143
Baheddi A.	21
Belabbas M.	129
Bia A.	65, 77
Dzodzouachvili A.	49
Filitchev V.	113
Haim K.D.	103
Haddad Z.	55
Karslian E.	33
Keskes B.	99
Khatskevitch G.	21
Kouliev A.	111
Mazurek J.	99
Ouabdesselem A.	121
Pluvinage G.	65