

الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية  
REPUBLICQUE ALGERIENNE DEMOCRATIQUE ET POPULAIRE

34/86

المركز الوطني للتوثيق  
BIBLIOTHEQUE «\*» المكتبة  
Ecole Nationale Polytechnique

وزارة التعليم والبحث العلمي  
MINISTERE DE L'ENSEIGNEMENT ET DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE

Sex

«\*»

ECOLE NATIONALE POLYTECHNIQUE

«\*»

DEPARTEMENT : GENIE MECANIQUE

## PROJET DE FIN D'ETUDES

(En vue de l'obtention du Diplôme d'Ingénieur d'Etat)

SUJET

# Application de la fonction d'Autocorrélation Pour les diagnostics de machines

Proposé par :

W. KUROWSKI

Etudié par :

R. BOULAHIA

Dirigé par :

W. KUROWSKI

PROMOTION : JUIN 1986



الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية  
REPUBLIQUE ALGERIENNE DEMOCRATIQUE ET POPULAIRE

BIBLIOTHEQUE — المكتبة  
Ecole Nationale Polytechnique

وزارة التعليم والبحث العلمي  
MINISTERE DE L'ENSEIGNEMENT ET DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE

«\*»

ECOLE NATIONALE POLYTECHNIQUE

«\*»

DEPARTEMENT : GENIE MECANIQUE

## **PROJET DE FIN D'ETUDES**

(En vue de l'obtention du Diplôme d'Ingénieur d'Etat)

**SUJET**

# **Application de la fonction d'Autocorrélation Pour les diagnostics de machines**

Proposé par :

W. KUROWSKI

Etudié par :

R. BOULAHIA

Dirigé par :

W. KUROWSKI

PROMOTION : JUIN 1986

Département: GENIE-MECANIQUE

فرع: الميكانيكا

Promoteur: WALDEMAR KUROWSKI  
Elève Ingenieur: BOULAHIA RAMDANE

الموجه: ولد مار كيروفسكي  
الطالب للمهندس: بولحية رمضان

الموضوع: تطبيق دالة التشابه الذاتي في تشخيص الآلات.  
الملخص: الهدف من هذه الدراسة هو تطبيق دالة التشابه الذاتي في تشخيص الآلات ابتداءً من قياس الاهتزازات بالإضافة إلى إعداد برامج حسابية تسمح لنا بإعداد دالة التشابه الذاتي.

Sujet:

Application de la fonction d'Autocorrélation pour les diagnostics de machines

Résumé:

le but de cette étude est l'application de la fonction d'Autocorrélation pour le diagnostic de machine à partir de la mesure des vibrations ; et aussi mettre au point des programmes qui permettent la détermination de la fonction d'Autocorrélation.

Subject:

Application of Autocorrelation function for machine diagnostics

Abstract:

In this project the application of Autocorrelation function for machine diagnostic was studied using the digital form of vibration signal analog recording the computation method of Autocorrelation function has been given.

### Dédicace

À ma chère mère qui a tant souhaitée me voir arriver à cette  
étape .

À mon père

À mes frères et soeurs

À tous mes amis

Remerciements.

Je tiens à remercier monsieur WALDEMAR KUROWSKI, maitre de conférence à l'Ecole Nationale Polytechnique d'Alger, pour l'aide précieuse et les conseils qu'il m'a prodigués tout au long de mon travail.

Je remercie également tous les enseignants qui ont contribué à ma formation

Que toutes les personnes qui ont contribué à l'élaboration de ce modeste travail, trouvent ici, l'expression de mes remerciements les plus sincères.

Je n'oublierai pas mon ami Boubnider Zahir pour les services précieux qui m'a rendu

CHAPITRE I : INTRODUCTION -----	1
I.1.Maintenance périodique -----	1
I.2.maintenance préventive -----	2
I.2.1.Phénomène vibroacoustique -----	2
I.2.2.Conclusion -----	4
I.3.But de ce Projet -----	5
 CHAPITRE II : RAPPELS MATHEMATIQUES -----	 6
II.1.Processus stochastique et fonction aleatoire -----	6
II.2.Notion de fonction aleatoire -----	7
II.2.1.Notion sur la description statistique d'une fonction aléatoire -----	8
II.2.2.Moyenne statistique ou d'ensemble d'une fonction aléatoire -----	10
II.2.3.Fonction aléatoire stationnaire ---	12
II.2.4.Moyennes temporelles-ergodicité ---	12
II.2.5.Résumé -----	14
 CHAPITRE III:FONCTION D'AUTOCORRELATION -----	 15
III.1.Fonction d'autocorrélation à travers le processus -----	15
III.2.Fonction d'autocorrélation le long du processus -----	16
III.3.Propriétés de la fonction d'autocorrélation	18
III.4.fonction d'autocorrélation à travers le processus et fonction de densité spectrale	20
III.4.1.Notion de l'analyse spectrale ----	20
III.4.2.Rappel de de notions d'énergie et de puissance d'un signal -----	20
III.4.3.Serie de fourier -----	22
III.4.4.Transformée de Fourier -----	24
III.4.4.1.Définition -----	24
III.4.4.2.Propriétés -----	26
III.4.5.Densité spectrale . Fonction d'autocorrélation -----	26
 CHAPITRE IV: INFORMATIONS PORTEES PAR LA FONCTION D'AUTOCORRELATION -----	 29
 CHAPITRE V :ECHANTILLONNAGE -----	 31
V.1.Introduction -----	31
V.2.Description des signaux et des spetres -----	32

V.3. Impulsion de Dirac -----	32
V.3.1. Spectre de l'impulsion de Dirac -----	33
V.3.2. conséquence -----	33
V.4. Les peignes de Dirac -----	34
V.4.1. Définition -----	34
V.4.2. Forme exponentielle des peignes -----	35
V.5. Modulation d'un peigne de Dirac -----	35
V.6. Fonction d'autocorrélation d'une fonction aléatoire échantillonnée -----	39

## CHAPITRE VI : METHODE NUMERIQUE D'ESTIMATION DE LA FONCTION D'AUTOCORRELATION

VI.1. Introduction -----	42
VI.2. Biais et variance -----	42
VI.3. Estimateur non biaisé pour l'autocorrélation -----	43
VI.4. Estimateur biaisé pour l'autocorrélation	43
VI.5. Commentaires -----	44
VI.6. Programmation de l'estimateur non biaisé (Méthode directe) -----	45
VI.7. Méthode indirecte de détermination de l'estimateur de la fonction d'autocorrélation	
VI.7.1. Transformée de Fourier limitée ---	47
VI.7.2. Densité spectrale à partir de la transformée de Fourier -----	47
VI.7.3. Fonction d'autocorrélation -----	49
VI.7.4. Estimateur non biaisé pour l'autocorrélation -----	49
VI.7.4.1. Estimateur de la densité spectrale -----	50
VI.7.4.2. Description de l'estimateur de la fonction d'autocorrélation	50
VI.7.5. Programation de l'estimateur non biaisé de la fonction d'autocorrélation	52
VI.8. Comparaison des résultats donnés par les deux programmes -----	54

## CHAPITRE VII. DIAGNOSTIC D'UN MOTEUR ELECTRIQUE ----- 59

VII.1. Interprétation de la courbe de l'estimateur de la fonction d'autocorrélation -----	63
VII.2. Détermination approximative des périodes des harmoniques d'après le graphique -----	63

## CHAPITRE IIX. CONCLUSION ----- 64

## ANNEXES ----- 65

Annexe 1. Programme de la méthode directe de détermination de l'estimateur de la fonction d'autocorrélation ---	66
--	----

Annexe 2. Programme de détermination de l'estimateur de la  
fonction d'autocorrélation par la méthode de FFT inverse- 70

Annexe 3. Programme comparant les résultats des deux méthodes- 75.

المدرسة الوطنية المتعددة التقنيات  
المكتبة — BIBLIOTHEQUE  
Ecole Nationale Polytechnique

## CHAPITRE I

### INTRODUCTION

Avec les machines modernes, si elles sont bien entretenues et soumises à des vérifications périodiques sérieuses, les pannes entraînant l'arrêt absolu de la machine sont très rares.

Elles sont d'ailleurs généralement précédées par des signes avant-coureurs aussi, dès que l'on s'aperçoit d'une anomalie quelconque généralement traduites par un bruit et des vibrations excessives, dès à coups, faut-il rapidement en chercher la cause et y remédier; de cette façon on évitera toujours les frais qui peuvent être extrêmement élevés, et parfois même des accidents graves qui peuvent toucher les systèmes de production.

#### I.1. Maintenance Périodique:

La maintenance périodique est basée sur des révisions régulières espacées, suivant l'expérience de la durée de vie des pièces sujettes à l'usure cela exige l'arrêt et mise hors du fonctionnement de la machine pendant un certain temps.

Mais quand il s'agit des installations très coûteuses les interruptions périodiques peuvent elles mêmes s'avérer coûteuses et on note par ailleurs les inconvénients suivants

1/ Le personnel qualifié et les pièces de rechanges doivent être prévues pour des interventions qui ne sont peut être pas nécessaire dans l'immediat;

2/ les arrêts prévus (démontages) peuvent être injustifiés; l'expérience montre que l'intervention sur des machines fonctionnant bien provoque souvent des perturbations qui n'existaient pas auparavant, ce qui nécessite des réparations ultérieures.

### I.2. Maintenance Préventive:

"C'est la surveillance de l'état de fonctionnement". La question de choix se pose toujours entre la maintenance prévisionnelle et la maintenance périodique quand il s'agit de réduire les frais(4). La maintenance prévisionnelle, permet d'éliminer toutes les défaillances inattendues et améliore la disponibilité et le rendement de l'installation, car on n'intervient que quand c'est nécessaire. C'est une maintenance sélective qui considère chaque machine individuellement, ce qui permet à la machine en question de tourner pendant de nombreuses années sans interruption(1). Cette méthode est basée sur la surveillance et la mesure des signaux vibroacoustiques de la machine qui résultent dans la plupart des cas des processus accompagnants pour estimer l'état de la machine en question(1).

#### I.2.1. Phénomène vibroacoustique:

C'est à dire les vibrations mécaniques et les bruits qui se produisent généralement au cours du fonctionnement des machines on sait en outre que les éléments de la machine et les couples

cinématiques des éléments sont chargés d'erreurs par rapport aux compositions, dimensions, formes idéales, ainsi que les excitations cinématiques qui proviennent de la rigidité et de l'impact.

Pendant le temps de fonctionnement ces erreurs s'accroissent en raison de l'usure, de la fatigue, du fluage, etc..., tous ces phénomènes constituent un ensemble de sources qui activent la production des perturbations des états d'équilibre.

Les perturbations s'étendent dans les milieux élastiques des éléments et dans l'air, ces perturbations ont un caractère dynamique, elles se propagent sous forme d'ondes. Cette propagation dépend des propriétés physiques, formes, dimensions, et du milieu(1).

L'action des sources et la propagation des perturbations se manifestent par des vibrations des éléments de la machine et de l'air qui l'entoure.

En pratique nous avons des vibrations mécaniques et acoustiques. La détérioration de l'état qualitatif de la machine produit généralement un accroissement du niveau de vibrations. Cela nous permet d'utiliser ces vibrations comme des signaux portant des informations sur l'état de la machine.

Ainsi, en relevant l'accélération, vitesse, ou amplitude de ces vibrations, il est possible d'effectuer un diagnostic qui nous permet de localiser les sources d'excitations existantes.

En tenant compte que ces sources font une partie vitale de la machine durant son fonctionnement, ce diagnostic peut nous

permettre d'établir une diagnose sur l'état technique de la machine .La mesure du bruit peut elle aussi receler une anomalie dans l'état de la machine,mais il est souvent difficile à localiser,car dans les usines et les ateliers,les machines sont nombreuses proches et travaillent simultanément.

#### I.2.2.Conclusion:

les phénomènes vibroacoustiques représentent indiscutablement les propriétés techniques de la machine.Pour cette raison ils sont utilisés comme signaux informant sur ces propriétés.

En pratique,les phénomènes dont-on parle ont un caractère stochastique,et les informations contenues dans les signaux sur l'état de la machine sont très difficiles à déceler et à utiliser pour l'établissement de la diagnose .Celui-ci détermine la nécessité d'application des méthodes spéciales pour l'observation et l'interprétation de ces signaux.

Les démarches entreprises pour faire déceler ces informations consistent à présenter ces signaux sous forme, de ces caractéristiques ,tels que la fonction d'Autocorrélation,densité spectrale;etc....

### I.3. But du sujet :

Dans ce présent projet, on va présenter une étude sur l'établissement d'une procédure de calcul et l'application de la fonction d'Autocorrélation dans le domaine de traitement de signal .

On va proposer une procédure numérique de la détermination de l'estimateur de la fonction d'Autocorrélation à partir d'un signal de vibration présenté sous forme d'une suite aléatoire.

Ceci dans le but de l'appliquer dans le domaine de diagnostic, pour établir une diagnose sur l'état technique d'une machine .

## RAPPELS MATHÉMATIQUE

## II.1. Procédus stochastique et Fonctions aléatoires:

Dans la littérature technique(3),(5),(6),on emploie souvent indifféremment les termes de processus stochastique (ou aléatoire) et de fonction aléatoire. On peut cependant faire une distinction entre ces deux termes.

Un processus aléatoire caractérise l'évolution, en fonction d'un paramètre  $t$ , d'un système où le hasard intervient. Pour chaque valeur du paramètre  $t$ , le système est dans un certain état.

Un grand nombre de variations peuvent être nécessaires pour définir cet état mais on se limite généralement au cas où une seule  $x$  suffit; l'évolution du système est alors représentée par une fonction aléatoire  $x(t)$ , (3).

Très souvent, le paramètre considéré sera le temps, il n'y a là rien de limitatif. Pour faciliter la compréhension, la terminologie employée ici laissera cependant sous-entendre que le paramètre en question est le temps.

Dans certains cas, les instants auxquels le hasard intervient sont dénombrables et bien connus à l'avance; on dit alors que le processus est discret. Entre deux instants consécutifs l'évolution du système est déterministe. Si on ne s'intéresse à l'état du système qu'aux instants où le hasard intervient, on dit qu'on étudie une suite aléatoire associée à un processus

discret(3).

Mais on peut s'intéresser à l'état du système à tous les instants, bien que le hasard n'interviennent que de temps en temps ; on étudie alors une fonction aléatoire associée à un processus discret.

Si le hasard peut intervenir en tout instant arbitrairement choisi, on dit que le processus est permanent; l'évolution du système ne peut donc être représentée dans ce cas là que par une fonction aléatoire. Il se peut, cependant qu'on ne puisse, par exemple, observer le système qu'à un nombre dénombrable d'instant bien connus à l'avance (échantionnage dans le temps); du point de vue observation, il faut donc étudier une suite aléatoire obtenue par échantionnage d'une fonction aléatoire continue.

II.2. Notion de fonction aléatoire:

Le calcul de probabilités est relatif à l'étude des variables aléatoires et les grandeurs qui s'y rattachent, fonction de répartition, densité de probabilité; etc...

Ces fonctions peuvent dépendre du temps ou d'un autre paramètre mais toujours sous forme implicite seulement.

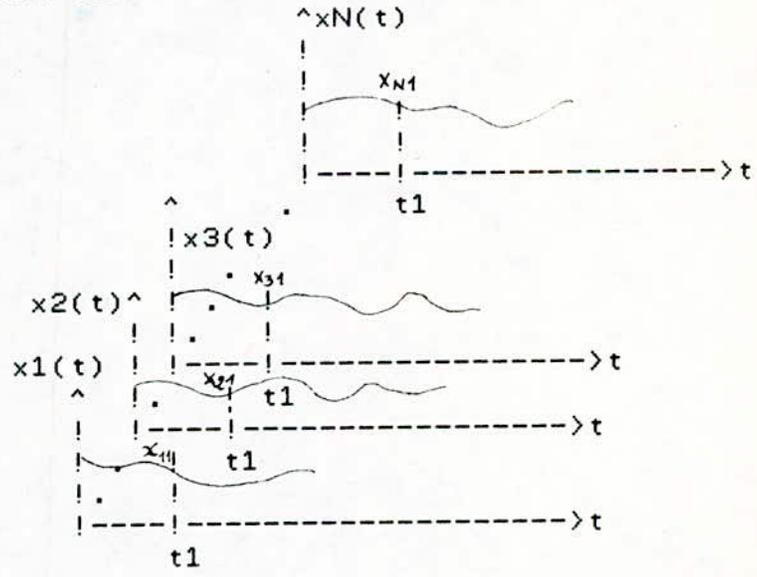
Il existe cependant des cas où la façon dont les lois des probabilités dépendent d'un paramètre est essentielle à la description d'un phénomène. lorsque ce paramètre ne peut prendre que des valeurs discrètes bien connues à l'avance, on dit que l'on étudie une suite aléatoire (3). Si le paramètre peut prendre

une infinité de valeurs ,on dit que l'on étudie une fonction aléatoire.Ce paramètre est souvent le temps t,mais il peut correspondre à une grandeur physique quelconque,par exemple une position (3).

II.2.1. Notion de description statistique d'une fonction aléatoire:

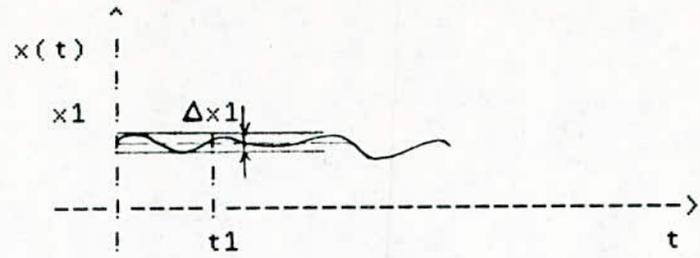
Le comportement en probabilité d'une variable aléatoire est complètement défini par la connaissance de sa fonction de répartition (2),(3).

Peut-on-trouver une propriété analogue,pour une fonction aléatoire x(t) par exemple prenons l'ensemble de tous les échantions possibles d'une fonction aléatoire x(t) possible,à chaque instant t1 , t1 la valeur de la foction aléatoire x(t) est



une variable aléatoire x1,on peut donc définir la densité de probabilité de la fonction aléatoire x(t) à l'instant t1 c'est une fonction de t1,(3).

$$p_1(x_1, t_1) = \lim_{\Delta x_1 \rightarrow 0} \frac{\text{prob}(x_1 \leq x(t) < x_1 + \Delta x_1 ; t = t_1)}{\Delta x_1}$$



on la calculera pratiquement par la formule :

$$p_1(x_1, t_1) = \lim_{\substack{\Delta x_1 \rightarrow 0 \\ N \rightarrow \infty}} \frac{\Delta N_1 / N}{\Delta x_1}$$

ou N est le nombre total de membres de l'ensemble et ΔN1 est le nombre de membre de l'ensemble considéré tel que pour t=t1 on dit;

$$x_1 \leq x(t_1) < x_1 + \Delta x_1$$

On peut également définir une fonction de répartition F(x1, t1), qui n'est autre que:

$$\text{prob}(x(t_1) < x_1) = \int_{-\infty}^{x_1} p_1(x, t_1) dx$$

On peut rechercher la foction F(x;t) valable quelque soit t sur un intevalle Δ .mais cette connaissance est insuffisante pour étudier le comportement de x(t) est préciser son évolution dans le temps.

la connaissance de F(x,t) est insuffisante pour décrire l'enchainement des valeurs prise par x(t) au cours du temps

Considérant maintenant deux instant t1, t2 et posons:

$$x_1 = x(t_1) \quad ; \quad x_2 = x(t_2)$$

en général ces deux variables sont liées à cause de la continuité de  $x(t)$  et la liaison entre elles traduira au moins partiellement la façon avec laquelle  $x(t)$  évolue entre les instants  $t_1$  et  $t_2$  on peut rechercher, la densité de probabilité du couple  $(x_1, x_2)$  ;

$$p_2(x_1, x_2; t_1, t_2) = \lim_{\substack{\Delta x_1 \rightarrow 0 \\ \Delta x_2 \rightarrow 0}} \frac{\text{prob}(x_1 \leq x(t_1) < x_1 + \Delta x_1; x_2 \leq x(t_2) < x_2 + \Delta x_2)}{\Delta x_1 \Delta x_2}$$

Pratiquement, on le calculera par la formule :

$$p_2(x_1, x_2; t_1, t_2) = \lim_{\substack{\Delta x_1 \rightarrow 0 \\ \Delta x_2 \rightarrow 0 \\ N \rightarrow \infty}} \frac{\Delta N_2 / N}{\Delta x_1 \Delta x_2}$$

$N$  : Le nombre total de membres de l'ensemble que l'on considère.

$\Delta N_2$  : Est le nombre de membres de l'ensemble tel que l'on dit simultanément :

$$\begin{aligned} x_1 &\leq x(t_1) < x_1 + \Delta x_1 \\ x_2 &\leq x(t_2) < x_2 + \Delta x_2 \end{aligned}$$

$p_2(x_1, x_2; t_1, t_2)$  est une fonction de  $t_1$  et  $t_2$ .

La fonction de répartition se définit de même :

$$F(x_1, x_2; t_1, t_2) = \text{prob}(x(t_1) < x_1; x(t_2) < x_2)$$

$$= \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} p_2(x, y; t_1, t_2) dx dy$$

On peut vérifier que les fonctions de répartition associées à la fonction aléatoire  $x(t)$  ne sont pas identiques.

### II.2.2. Moyenne statistique ou d'ensemble d'une fonction aléatoire:

on peut définir sur l'ensemble des échantillons  $(x_1(t), \dots, x_N(t), \dots)$  la moyenne statistique de la fonction aléatoire  $x(t)$  à un instant  $t_1$  comme pour une variable aléatoire par :

$$\bar{x}(t_1) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{x_1(t_1) + x_2(t_1) + \dots + x_N(t_1)}{N}$$

Cette définition est équivalente à celle du moment du 1er ordre :

$$\bar{x}(t_1) = E(x(t_1)) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t_1) p_1(x(t_1)) dx(t_1)$$

la quantité  $\bar{x}(t_1)$  est une fonction de  $t_1$  appelée moyenne statistique de la fonction aléatoire  $x(t)$  à l'instant  $t_1$  ou encore espérance mathématique de cette fonction, ce qui conduit à la notation  $E(x(t_1))$  alors :

$$m_1 x(t) = \bar{x}(t) = E(x(t))$$

Le moment d'ordre supérieur est donné par :

$$m_n(x(t_1)) = E(x^n(t_1)) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^n(t_1) p_1(x(t_1)) dx(t_1)$$

En particulier : Si  $n=2$ , on définit le moment du deuxième ordre :

$$m_2 x(t_1) = E(x^2(t_1)) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2(t_1) p_1(x(t_1)) dx(t_1)$$

On peut centrer la variable  $x$  autour de sa valeur moyenne, c'est-à-dire considérer la nouvelle variable  $(x - m_1 x(t_1))$ . on définit alors les moments centrés  $U_i$  est en particulier le moment centré du deuxième ordre ou variance :

$$U_2 = \sigma_x^2 = E((x(t) - m_1 x(t))^2) = m_2 x(t) - m_1^2 x(t)$$

la racine carrée de la variance s'appelle l'écart type.

### II.2.3. Fonctions aléatoires stationnaires:

Une fonction aléatoire stationnaire au sens strict, si toutes ses propriétés statistiques sont indépendantes de l'origine des temps. En particulier(3):

1/ La fonction de répartition  $F(x(t))$  est indépendante de  $t$ ;

2/ La moyenne de  $x(t)$  est une constante  $m_x(t)$  indépendante du temps (que l'on pourra donc toujours supposer nulle en faisant le changement de variable  $y(t)=x(t)-m_x(t)$  )

3/ La fonction d'Autocorrélation  $E(x(t_1) x(t_2))$  ne dépend que de la différence  $\tau = t_1 - t_2$ .

Et plus généralement tous les moments sont indépendants de l'origine des temps.

### II.2.4. Moyennes temporelle-Ergodicité:

Nous venons de définir des moyennes statistiques il s'agissait en quelque sorte de moyenne (( à travers le processus )) à des instants donnés. Il est intéressant de définir également des moyennes (( le long du processus )). Nous définirons en

particulier la valeur moyenne temporelle  $\langle x(t) \rangle$  d'un échantillon  $x(t)$  du processus par la relation:

$$\langle x(t) \rangle = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^{+T} x(t) dt$$

Lorsque cette limite existe .

Cette limite peut très bien ne pas exister pour certains ou pour tous les échantillons(3), et si elle existe, elle peut dépendre de l'échantillon  $x(t)$  choisi, mais elle ne dépend pas du temps.

Si la fonction aléatoire n'est pas stationnaire, on ne peut donc pas espérer avoir  $\langle x(t) \rangle = E(x(t))$ .

En d'autres termes on sait qu'il doit exister des cas où la moyenne temporelle et la moyenne statistique sont égales.

On peut définir d'autres moyennes temporelles, par exemple:

$$\langle x^2(t) \rangle = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^{+T} x^2(t) dt$$

Ou plus généralement une fonction d'Autocorrélation temporelle.

$$R_x(\tau) = \langle x(t) x(t+\tau) \rangle = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^{+T} x(t) x(t+\tau) dt$$

un processus est dit ergodique si toutes les moyennes temporelles existent et ont même valeur quelque soit l'échantillon.

### II.2.5. Résumé:

1/ Si l'on observe un échantillon  $x(t)$  d'une fonction aléatoire stationnaire pendant un temps suffisamment long, on peut penser intuitivement qu'on aura épuisé toutes les possibilités de variation du processus et que l'on aura en quelque sorte observé les irrégularités de toutes les fonctions échantillons(3).

2/ Pour évaluer les moyennes statistiques expérimentalement, l'on dispose que d'un échantillon sur lequel on effectue une moyenne temporelle. Ce traitement n'a de valeurs que si le processus est ergodique et stationnaire et ce que l'on suppose toujours(3).

#### Remarque:

L'ergodicité n'entraîne pas la stationnarité et réciproquement, c'est-à-dire que ces deux notions sont indépendantes(3).

CHAPITRE III.  
 FONCTION D'AUTOCORRELATION

III.1. Fonction d'Autocorrélation à travers le processus:  
 "statistique".

Etant donné un couple de variables aléatoires  $(x_1, x_2)$  les moments de ce couple sont par définition les moyennes des fonctions  $x_1^\alpha x_2^\beta$ , ou  $\alpha$  et  $\beta$  sont des nombres entiers positifs ou nuls. Un moment est dit d'ordre  $n$  si  $\alpha + \beta = n$  (2), (3).

considérons, une fonction aléatoire  $x(t)$  à deux instants  $t_1, t_2$  c'est-à-dire considérons le couple de variables aléatoires:

$$x_1 = x(t_1)$$

$$x_2 = x(t_2)$$

les moments de ce couple sont définis par l'équation;

$$\overline{x_1^\alpha x_2^\beta} = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x_1^\alpha x_2^\beta p_2(x_1, x_2) dx_1 dx_2$$

ou  $p_2(x_1, x_2)$  est la densité de probabilité du couple  $(x_1, x_2)$ . C'est en générale une fonction de  $t_1$  et  $t_2$  et les moments sont donc aussi des fonctions de  $t_1$  et  $t_2$  en particulier on s'intéresse au moment croisé du second ordre de la fonction  $x(t)$  qui s'écrit:

$$R_x(t_1, t_2) = \overline{x(t_1) x(t_2)} = E(x(t_1) x(t_2))$$

et qu'on appellera fonction d'Autocorrélation de  $x(t)$ , (3), de même

que le moment du second ordre caractérise la corrélation existant entre deux variables aléatoires, cette fonction de  $t_1$  et  $t_2$ , caractérise la dépendance stochastique entre les valeurs prises par une même fonction aux instants  $t_1$  et  $t_2$ .

Il est important, à cause des nombreuses applications de la notion de corrélation, et bien saisir le sens physique de la fonction d'autocorrélation qui peut être considérée comme une mesure de la ressemblance entre les deux grandeurs.

En effet, supposons que nous mesurons la ressemblance entre  $x(t_1)$  et  $x(t_2)$  en considérons la valeur quadratique moyenne de la différence.

$$\xi = / x(t_1) - x(t_2) /$$

soit :

$$E(\xi^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} / x_1 - x_2 /^2 p_2(x_1, x_2) dx_1 dx_2$$

$$E(\xi^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x_1 + x_2 - 2x_1x_2) p_2(x_1, x_2) dx_1 dx_2$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x_1^2 p_2(x_1, x_2) dx_1 dx_2 + \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x_2^2 p_2(x_1, x_2) dx_1 dx_2 - 2 \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x_1 x_2 p_2(x_1, x_2) dx_1 dx_2$$

$$= E(x_1^2) + E(x_2^2) - 2 E(x_1, x_2)$$

En supposant:  $E(x(t_1)) = E(x(t_2)) = 0$

tel que:

$$E(x(t_1)) = m_1 x(t_1) \quad \text{et} \quad E(x(t_2)) = m_1 x(t_2)$$

$$E(x_1 x_2) = R_x(t_1, t_2)$$

$$\text{alors: } E(x_1^2) = E((x_1 - m_1 x(t_1))^2) = \sigma_{x_1}^2$$

$$E(x_2^2) = E((x_1 - m_1 x(t_1))^2) = \sigma_{x_2}^2$$

alors on trouve:

$$E(\xi^2) = \sigma_{x_1}^2 + \sigma_{x_2}^2 - 2R_x(t_1, t_2)$$

les quantités  $\sigma_{x_1}^2$ ,  $\sigma_{x_2}^2$  étant positives, on voit que plus  $R_x(t_1, t_2)$  est petit, plus  $E(\xi^2)$  est grand et moins les variables se "ressemblent". La quantité  $R_x(t_1, t_2)$  mesure donc bien la dépendance stochastique de  $x(t_1)$  et  $x(t_2)$ .

### III.2. Fonction d'Autocorrélation le long du processus : "temporelle"

La fonction d'Autocorrélation temporelle est définie comme suit (3), (7):

$$R_x(\tau) = \langle x(t) x(t+\tau) \rangle$$

$$= \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^{+T} x(t) x(t+\tau) dt$$

c'est la moyenne temporelle du produit  $x(t)x(t+\tau)$ .

On suppose que le processus  $x(t)$  soit ergodique on aura (3):

$$R_x(\tau) = E(x(t)x(t+\tau)) = \mathcal{R}_x(\tau)$$

$$= \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^{+T} x(t) x(t+\tau) dt$$

c'est-à-dire que la fonction d'Autocorrélation à travers le processus est égale à la fonction d'Autocorrélation le long du processus (3),(7).

### III.3. Propriétés de la fonction d'Autocorrélation:

D'après les références (3),(7):

1/ Considérons une fonction aléatoire stationnaire  $x(t)$  c'est-à-dire que  $R_x$  est une fonction de  $\tau$  seulement.

alors en posant.  $t_0 = t + \tau$ , on peut écrire:

$$E(x(t) x(t+\tau)) = E(x(t_0 - \tau) x(t_0))$$

On en déduit :

$$R(\tau) = R(-\tau)$$

en particulier si le processus est réel .

2/ La valeur de  $R_x(0)$  est toujours réelle et non négative . En effet ,cette valeur à l'origine de  $R_x(\tau)$  est par définition:

$$R_x(0) = E(x(t)^2) \geq 0$$

c'est donc la valeur moyenne de la puissance. Dans le cas où la

moyenne  $m_x$  est nulle, la valeur à l'origine de  $R_x(\tau)$  est la variance  $\sigma_x^2$

3/ Soient maintenant 2 variables aléatoires réelles  $x$  et  $y$  on sait que les quatité  $E(x^2)$  et  $E(y^2)$  sont positives ou nulles. De même, quels que soient  $a$  et  $b$ ,  $E((ax+by)^2)$  est une quantité définie non négative, en écrivant cette quantité sous la forme :

$$\begin{aligned} E((ax+by)^2) &= a^2 E(x^2) + 2ab E(xy) + b^2 E(y^2) \\ &= a^2 r + 2ab s + b^2 t \end{aligned}$$

On sait (Inégalité de schwartz) que la condition pour que cette forme quadratique soit définie non négative est que :

$$s^2 \leq rt$$

c'est-à-dire:  $|E(xy)| \leq \sqrt{E(x^2) E(y^2)}$

si  $x$  et  $y$  sont les valeur d'une même fonction aléatoire (supposée stationnaire) aux instants  $t$  et  $t+\tau$ , cette inégalité provoque que :

$$|R_x(\tau)| \leq R_x(0)$$

La fonction d'Autocorrélation est donc toujours bornée en module, par sa valeur à l'origine.

4/ Dans de nombreux cas pratiques, les variables  $x(t)$  et  $y(t)$  tendent à se (( décorrélérer )) lorsque  $\tau \rightarrow \infty$ . Ceci signifie que généralement le présent n'est pas influencé par le passé très lointain. On peut donc s'attendre à pouvoir écrire :

$$\lim_{\tau \rightarrow 0} R_x(\tau) = E(x(t)) E(x(t+\tau)) = m_x^2$$

Si cette limite existe . Cependant chaque fois qu'une fonction aléatoire contient une composante périodique cette limite n'existe pas car la fonction d'Autocorrélation contient aussi une composante périodique de même période .

### III.4.Fonction d'Autocorrélation à travers le processus et Fonction de Densité Spectrale:

#### III.4.1.Notion de l'analyse spectrale:

L'analyse spectrale c'est l'étude des processus aléatoires dans le domaine des fréquences ;Nous utiliserons ce terme , que nous cherchions la distribution des amplitudes des puissances ou des énergies suivant les fréquences ,(3).

#### III.4.2.Rappel de notions d'énergie et de puissance d'un signal:

Considérons, qu'un signal  $x(t)$  est produit par un système , l'énergie  $dE$  de ce signal pendant le temps  $dt$  est donnée par(3):

$$dE = x^2(t)dt$$

la puissance instantanée du signal  $x(t)$  , qui peut être considérée comme une densité temporelle d'énergie est définie par:

$$P(t) = \frac{dE}{dt} = \frac{1}{2} x^2(t)$$

l'énergie contenue dans le signal dans l'intervalle de temps  $(t, t+T)$  est :

$$E(t, T) = \int_t^{t+T} P(t) dt = \int_t^{t+T} \frac{1}{2} x^2(t) dt$$

En particulier, l'énergie totale, c'est-à-dire l'énergie du signal dans l'intervalle  $(-\infty, +\infty)$  est égale à :

$$E = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2} x^2(t) dt.$$

Il faut remarquer que la puissance instantanée d'un signal  $x(t)$  dépend généralement du temps, sauf si  $x(t)$  est indépendant de  $t$ , on peut donc définir des moyennes temporelles de cette puissance. Par exemple la puissance moyenne temporelle dans l'intervalle  $(t, t+T)$  est donnée par :

$$P_m(t, T) = \frac{1}{T} \int_t^{t+T} P(t) dt = \frac{1}{T} \int_t^{t+T} \frac{1}{2} x^2(t) dt = \frac{E(t, T)}{T}$$

on peut dire que c'est la puissance d'un signal continu qui contient la même énergie pendant cet intervalle de temps.

On peut définir la puissance moyenne temporelle totale comme la puissance du signal continu possédant la même énergie totale :

$$P_m = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} \frac{1}{2} x^2(t) dt$$

On voit donc que si le signal a une énergie totale finie, la

puissance totale est nulle .

Lorsque le signal  $x(t)$  est périodique , de période  $T$ , la puissance moyenne totale est égale à la puissance sur une période , quelle que soit l'origine de l'intervalle de temps .

$$P_m = P_m(t, T) = \frac{1}{T} \int_0^T x^2(t) dt$$

C'est ce que l'on appelle souvent (( la puissance moyenne )) du signal.

### III.4.3. Serie de Fourier:

Le théorème de fourier dit , que n'importe quelle fonction satisfaisant certaines restrictions, peut être exprimée par la somme d'une infinité de terme sinusoidal(8). Ces restrictions sont formulées par Dirichlet. Brevement on dit conditions de Dirichlet

La représentation en serie de Fourier peut prendre les formes suivantes (8),(9):

$$1/ x(t) = \frac{a_0}{2} + \sum_{n=1}^{\infty} (a_n \cos 2\pi f_n t + b_n \sin 2\pi f_n t)$$

Ou  $f = n f_1 = \frac{n}{T}$

$T$ : La période du signal

Avec :

$$a_n = \frac{2}{T} \int_0^T x(t) \cdot \sin 2\pi f t \, dt$$

$$b_n = \frac{2}{T} \int_0^T x(t) \cdot \cos 2\pi f t \, dt$$

On notant que :  $\frac{a_0}{2} = \frac{1}{T} \int_0^T x(t) \, dt$

2/ La forme de l'intégrale: (ici présentée comme la somme , d'un signal de période infinie)

$$x(t) = \sum_{n=-\infty}^{+\infty} A_n \exp(j2\pi f t)$$

ou :

$$A_0 = \frac{a_0}{2}$$

$$A_n = \frac{1}{2} (a_n - j b_n) = \frac{1}{T} \int_0^T x(t) \exp(-j2\pi f t) \, dt$$

D'où :

$$A_n = |A_n| \exp(-j\theta_n)$$

$$n = \dots, -2, -1, 1, 2, \dots$$

ou :

$$|A_n| = \frac{1}{2} \sqrt{a_n^2 + b_n^2}$$

$$\theta_n = \tan^{-1} \left( \frac{b_n}{a_n} \right)$$

### III.4.4. Transformée de Fourier:

Nous avons vu qu'une fonction définie sur un intervalle de longueur  $T$  et vérifiant les conditions de Dirichlet, pouvait être représentée, sur cet intervalle, par un développement en série de Fourier nous nous posons maintenant la question de savoir ce que devient cette représentation lorsque l'intervalle  $T$  devient infini.

#### III.4.4.1. Définition :

Soit  $x(t)$  un signal quelconque sur un intervalle de longueur  $T$ . il est représenté par une série de Fourier valable dans cet intervalle (3):

$$x(t) = \sum_{n=-\infty}^{+\infty} A_n \exp(jn\omega_0 t)$$

Avec :

$$A_n = \frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} x(t) \exp(-jn\omega_0 t) dt$$

Soit  $\omega_n = n\omega_0$  la pulsation du  $n$ -ième harmonique lorsque  $T \rightarrow \infty$

$$\Delta\omega_n = n\omega_0 - (n-1)\omega_0 = \frac{2\pi}{T} \rightarrow 0$$

En introduisant la grandeur  $X_T(\omega_n)$ :

$$X_T(\omega_n) = T A_n = \int_{-T/2}^{T/2} x(t) \exp(-j\omega_n t) dt$$

On peut écrire :

$$x(t) = \sum_{n=-\infty}^{+\infty} XT(\omega_n) \exp(j\omega_n t) \cdot \frac{1}{T} \quad \text{pour } |t| < \frac{T}{2}$$

$$x(t) = \frac{1}{2\pi} \sum_{n=-\infty}^{+\infty} XT(\omega_n) \exp(j\omega_n t) \Delta\omega_n$$

En supposant que  $XT(\omega_n)$  tende, quel que soit  $\omega_n$ , vers une limite  $X(\omega)$ , lorsque  $T \rightarrow \infty$ ,  $x(t)$  tend vers une intégrale de Riemann (3):

$$\lim_{T \rightarrow \infty} x(t) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} X(\omega) \exp(j\omega t) d\omega$$

La fonction  $X(\omega)$  est donnée, dans ces conditions par:

$$X(\omega) = \lim_{T \rightarrow \infty} \int_{-T/2}^{+T/2} x(t) \exp(-j\omega t) dt$$

$\omega$ : La pulsation

$$\omega = 2\pi f = n\omega_0 = n \frac{2\pi}{T}$$

Et nous définirons la transformation de Fourier (3),(7), par les formules :

$$X(f) = F(x(t)) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \exp(-j2\pi ft) dt$$

$$x(t) = F^{-1}(X(f)) = \int_{-\infty}^{+\infty} X(f) \exp(j2\pi ft) df$$

La fonction  $x(t)$  est dite transformée de Fourier inverse de  $X(f)$ .

#### III.4.4.2. Propriétés

- L'égalité de Parseval, qui s'écrit :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} |x(t)|^2 dt = \int_{-\infty}^{+\infty} |X(f)|^2 df$$

#### III.4.5. Densité spectrale .Fonction d'Autocorrelation:

- Considérons une fonction aléatoire périodique , elle est identifiée par :

$$p(x(t_1), \dots, x(t_N)) = p(x(t_1+T), \dots, x(t_N+T))$$

Tel que  $T$  est considéré comme la période , c'est-à-dire que toutes les échantillons  $x_i(t)$  sont périodiques .

Soit  $x(t)$  un tel échantillon , on peut le développer en série de Fourier :

$$x(t) = \sum_{n=-\infty}^{+\infty} A_n \exp(jn\omega_0 t)$$

D'après la référence (3):

La fonction d'Autocorrélation du processus est ;

$$R_x(\tau) = \sum_{n=-\infty}^{+\infty} b_n \exp(jn\omega_0\tau)$$

avec :  $b_n = E(|A_n|^2)$

Pour chaque échantillon  $|A_n|^2$  est la puissance de l'harmonique de rang  $n$ .

La moyenne statistique de cette puissance,  $E(|A_n|^2) = b_n$ , peut être considérée comme la puissance moyenne (statistique) du processus à la fréquence  $nf_0$  (3), par analogie avec les fonctions périodique déterministes.

On en déduit (3):

$$\int_{-\infty}^{+\infty} R_x(\tau) \exp(-j\omega\tau) d\tau = \int_{-\infty}^{+\infty} \left( \sum_{n=-\infty}^{+\infty} b_n \exp(jn\omega_0\tau) \right) \exp(-j\omega\tau) d\tau$$

$$= S_x(f)$$

D'où (3):

$$S_x(f) = \int_{-\infty}^{+\infty} R_x(\tau) \exp(-j2\pi f\tau) d\tau$$

Considérons maintenant un processus aléatoire stationnaire, la densité spectrale de puissance est définie en vertu de la transformée de Fourier de la fonction d'Autocorrélation (3).

$$S_x(f) = F(R_x(\tau)) = \int_{-\infty}^{+\infty} R_x(\tau) \exp(-j\omega\tau) d\tau$$

Et l'on a réciproquement  $R_x(\tau)$  d'après le théorème de Bochner-Kinckhine (ou Wiener dans la littérature Américaine).

- Théoreme de Wiener-Kintchine:

Si  $x(t)$  est une fonction aléatoire stationnaire dont la fonction d'Autocorrélation est continue, on peut toujours mettre cette fonction d'autocorrélation sous la forme :

$$R_x(\tau) = \int_{-\infty}^{+\infty} S_x(f) \exp(2\pi j f \tau) df$$

$S_x(f)$  est la densité spectrale de puissance de la fonction aléatoire .

Alors:

$$S_x(f) = \int_{-\infty}^{+\infty} R_x(\tau) \exp(-j2\pi f \tau) d\tau$$

$$R_x(\tau) = \int_{-\infty}^{+\infty} S_x(f) \exp(j2\pi f \tau) df$$

## CHAPITRE IV

INFORMATIONS PORTEES PAR LA FONCTION  
D'AUTOCORRELATION

Très souvent en norme la fonction d'Autocorrélation en la divisant par  $R(0)$ :

$$\Gamma(\tau) = \frac{R(\tau)}{R(0)}$$

$\Gamma(\tau)$  est appelé degré de self-cohérence ou plus simplement cohérence.  $\Gamma(\tau)$  est maximal à l'origine est vaut +1,  $|\Gamma(\tau)|$  est compris entre zéro et un (7).

Comme nous l'avons déjà mentionné, la quantité  $\Gamma(\tau)$  est en général interprétée comme une mesure du degré de ressemblance entre les valeurs de la fonction  $x(t)$  aux point  $t$  et  $t+\tau$ .

$\Gamma(\tau)$  dépend du décalage  $\tau$  des points de la fonction  $x(t)$  l'un par rapport à l'autre.

Lorsque  $\tau=0$ , ce degré de ressemblance est maximal, et égal à l'unité. La rapidité avec laquelle ce degré de ressemblance décroît, lorsque  $\tau$  augmente, est une mesure de la rapidité avec laquelle la fonction évolue. Plus  $\Gamma(\tau)$  décroît rapidement, plus la fonction  $x(t)$  contient des composantes de fréquences élevées (7) la cohérence  $\Gamma(\tau)$  (fonction d'Autocorrélation) pour une fonction  $x(t)$  périodique, aléatoire ou déterministe, est aussi une fonction périodique de même période.

Si la fonction  $x(t)$  est composée de plusieurs termes à périodes différentes, ces périodes seront présentées dans la fonction

d'Autocorrélation , mais on remarque que si la fonction  $x(t)$  contient plus de deux ou trois périodes ,qu'il est difficile de les distinguer.

Si la fonction  $x(t)$  est composée d'un terme périodique et d'un autre qui est aléatoire non périodique , La fonction d'Autocorrélation présente une pseudo-période qu'est égale à la période du terme périodique et la manitude diminue au fur et à mesure que  $\tau$  augmente.

## V.1. Introduction:

Pour l'analyse des signaux déterministes ou aléatoires, on est souvent amené à remplacer une fonction continue du temps  $x(t)$  par une autre fonction  $g(t)$  dont l'analyse est plus simple et qui ressemble dans un certain sens à la fonction de départ.

Une méthode courante pour obtenir une telle approximation consiste à définir la fonction  $g(t)$  à partir des valeurs de  $x(t)$  à un certain nombre d'instant, généralement séparés par des intervalles de temps d'habitude égaux. Par exemple si  $T_0$  est l'intervalle de temps séparant deux instants consécutifs d'échantillonnage ; on pourra définir  $g(t)$  de la façon suivante (3),(10):

$$g(t) = x(nT_0) \quad \text{pour } nT_0 \leq t \leq (n+1)T_0$$

L'échantillonnage permet de simplifier l'analyse des signaux en remplaçant une fonction du temps  $x(t)$  par une suite discrète de valeurs  $x(nT_0)$ .

L'intérêt porté aux problèmes reliés à l'échantillonnage est ainsi une conséquence du développement des calculateurs digitaux qui, de par leur nature, ne peuvent travailler que sur des suites de nombres. La question de base qui se pose alors est de savoir si le fait d'échantillonner une fonction  $x(t)$  ne fait pas perdre une partie de l'information contenue dans ce signal (3).

## V.2. Description des signaux et des spectres:

De nombreux signaux sont susceptibles de deux méthodes de description, selon la nature de la variable indépendante adoptée:

1/ Si cette variable est le temps,  $t$ , la description du signal est dite temporelle.

2/ Mais si on utilise comme variable la fréquence,  $f$ , la description du signal est dite fréquentielle. Par exemple, l'énergie du signal, son Autocorrélation se définissent dans le domaine temporel, par contre, son spectre de puissance sont décrit dans le domaine fréquentiel (domaine des fréquences). L'intérêt de décrire un signal dans deux domaines différents, provient du fait que les deux représentations se complètent (5).

## V.3. Impulsion de Dirac:

Dans le domaine temporel, l'impulsion de Dirac  $\delta(t-t_0)$  est une distribution qui assigne à une fonction test  $x(t)$  la valeur numérique  $x(t_0)$ , (5), selon la relation:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \delta(t-t_0)x(t)dt = x(t_0) \quad , \quad \forall (t_0), \forall x$$

Une fonction-test est définie par les prescriptions suivantes:

1/ Elle doit être continue en  $t=t_0$ .

2/ Elle doit être indéfiniment dérivable.

3/ Elle doit être nulle en dehors d'un domaine fini, ou tout ou moins décroissante vers zéro à l'infini.

IL ya une infinité de fonctions tests(5); la quantité  $x(t_0)$  est l'échantillonnage de  $x(t)$  effectué à l'instant  $t_0$ , par l'impulsion Dirac  $\delta(t-t_0)$

V.3.1. Spectre de l'impulsion de Dirac :

La transformation de fourier directe du signal centré de Dirac est (5):

$$\begin{aligned} \delta(t) &\stackrel{\text{FT}}{\rightleftharpoons} \int_{-\infty}^{+\infty} \delta(t) \exp(-j2\pi ft) dt \\ &= \exp(-j2\pi ft) \Big|_{t=0} = 1 \quad \forall f \\ &= \beta(t) \end{aligned}$$

Si le signal de Dirac est éxentré, son spectre est modifié :

$$\delta(t-t_0) \stackrel{\text{FT}}{\rightleftharpoons} \beta(t) \exp(-j2\pi ft_0)$$

V.3.2. Conséquence :

Les transformées de fourier continues satisfont une loi de symetrie selon laquelle, si  $x(t) \stackrel{\text{FT}}{\rightleftharpoons} X(f)$  inversement  $X(f) \stackrel{\text{FT}}{\rightleftharpoons} x(-t)$  en général ; pour les signaux pairs,  $X(f) \stackrel{\text{FT}}{\rightleftharpoons} x(t)$ .

Or le signal de Dirac est pair ; d'où le résultat fondamental illustré dans la figure(V.1),(5):

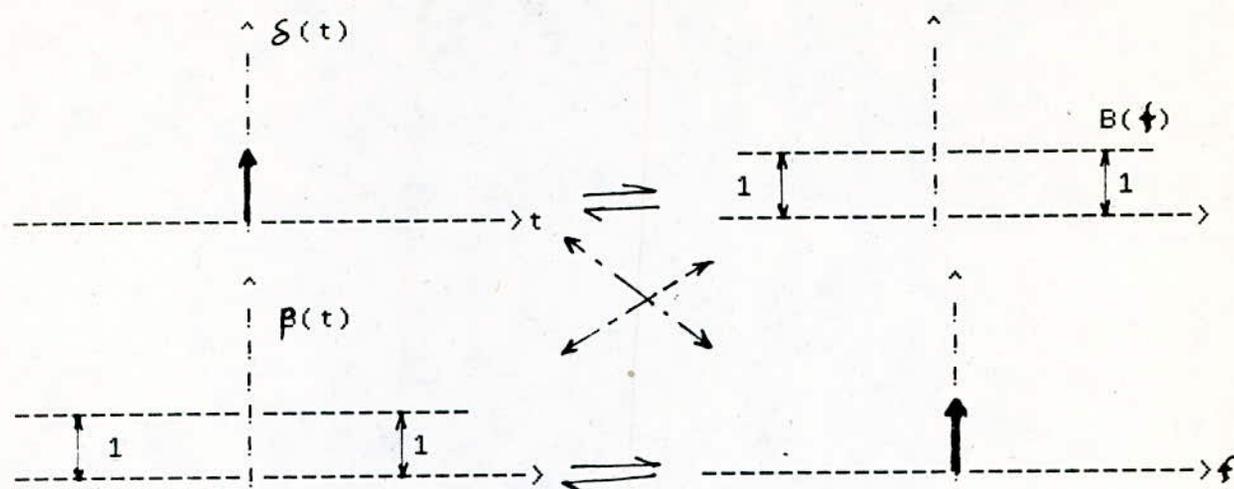
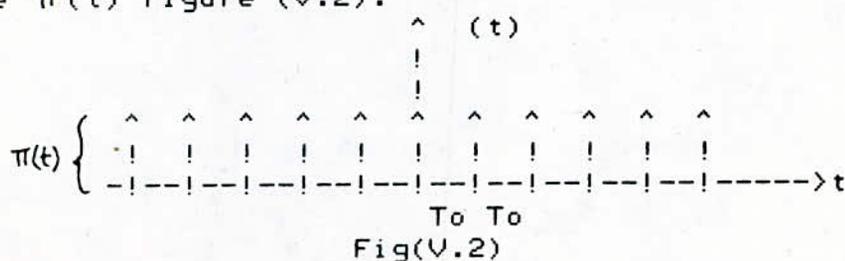


Fig (V,1)

#### V.4. Les peignes de Dirac:

##### V.4.1. Définition:

Dans le domaine temporel , un peigne de Dirac est une suite périodique illimitée d'impulsion de Dirac de même intensité , dans le cas ou celui-ci est l'unité , le peigne est dit unitaire est noté  $\pi(t)$  figure (V.2).



Fig(V.2)

Désignons par  $To$  la période de répétition des impulsions , nous

représenterons les peignes unitaires et centrés par la relation(5).

$$\begin{aligned} \pi(t) &= \dots + \delta(t+2T_0) + \delta(t+T_0) + \delta(t) + \delta(t-T_0) + \dots \\ &= \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \delta(t-kT_0) \quad ; \quad k = \dots, -2, -1, \end{aligned}$$

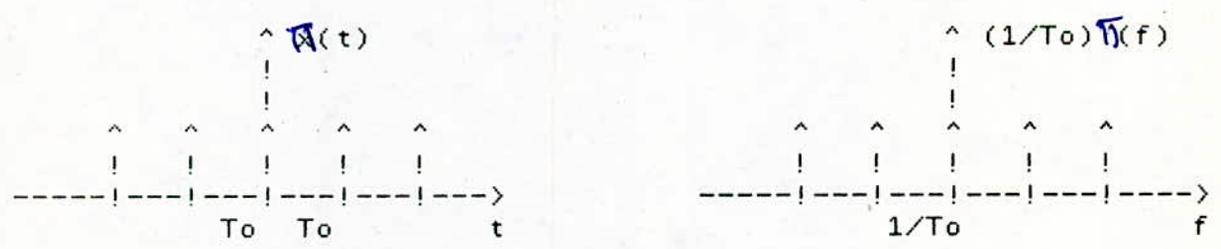
V.4.2. Forme exponentielle des peignes:

On sait que le spectre d'un signal périodique est un spectre de raies constituées par des impulsions de Dirac d'intensité Cn et de période fo.

$$x(t) = \sum_{n=-\infty}^{+\infty} C_n \exp(jn\omega_0 t)$$

$$C_n = \frac{1}{T_0} \int_{(T_0)} \pi(t) \exp(-jn\omega_0 t) dt = \frac{1}{T_0}$$

fo: Désigne l'intervalle entre deux impulsions successives par conséquent , le spectre d'un peigne de Dirac unitaire , d'intensité 1/T0 . voir la fig(V.3)

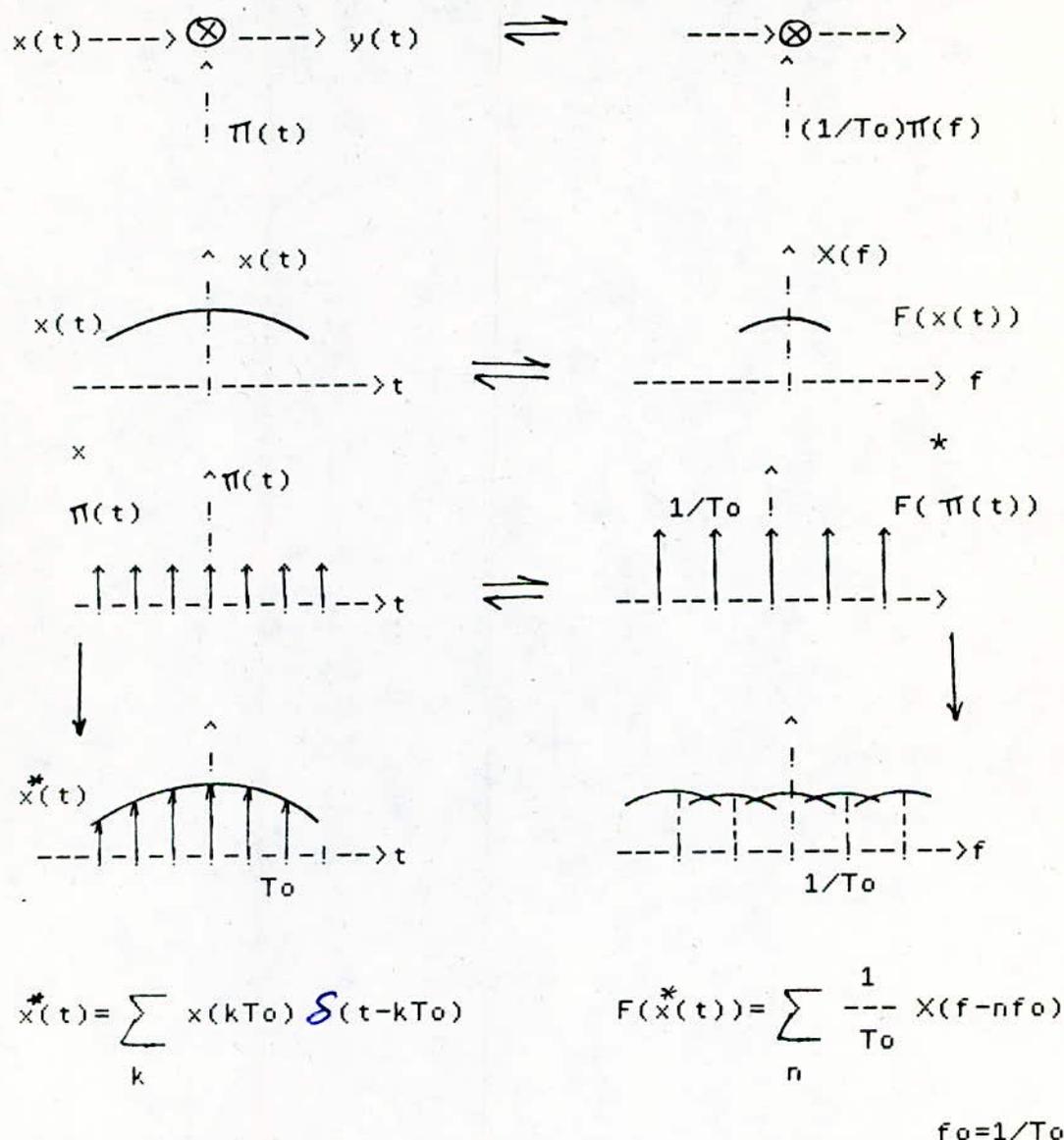


$$\begin{aligned} \pi(t) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \delta(t-kT_0) & \iff \sum_{n=-\infty}^{+\infty} \frac{1}{T_0} \delta(f-nf_0) \\ k = \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots & \quad n = \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots \end{aligned}$$

Fig(V.3)

V.5. Modulation d'un peigne deDirac:

Effectons le produit d'un peigne de dirac unitaire et centré par un signal à temps continu, comme indiqué sur la figure (V.4) nous obtenons (5):



La période d'échantillonnage du signal est la période du peigne de Dirac

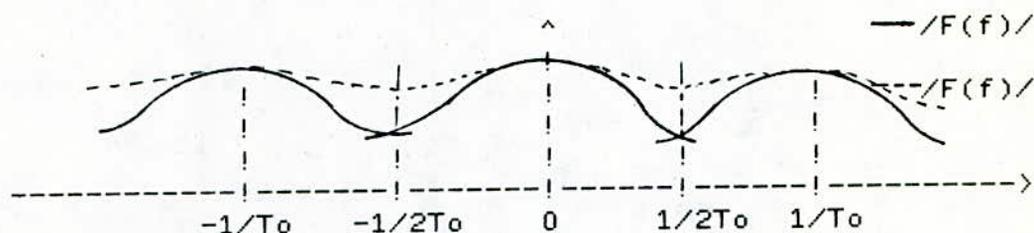
La période de répétition du signal est la fréquence du peigne de Dirac

Fig(V.4)

Si on connaît seulement  $f^*(t)$  ou  $F^*(f)$ , (3).

Un simple examen de ce problème dans le domaine du temps montre qu'il n'est pas en général possible de reconstruire précisément la fonction  $f(t)$  à partir de  $f^*(t)$ . Il existe une infinité de fonctions du temps qui prennent toutes les mêmes valeurs aux instants  $t=nT_0$ .

Considérons maintenant le problème dans le domaine des fréquences. On ne peut pas en général retrouver  $F(f)$  à partir de  $F^*(f)$ .



Fig(V.5): Effet de l'échantillonnage.

On peut espérer retrouver exactement  $f(t)$  à moins que le spectre de  $f(t)$  ne soit zéro au-delà de la fréquence  $(1/2T_0)$ . Cette idée est la base du théorème de l'échantillonnage découvert par Shannon.

#### Théorème:

Si un signal a un spectre d'énergie qui est nul au-delà d'une fréquence  $f_m$  Hz, ce signal est complètement déterminé par ses valeurs à des instants périodiques séparés par au plus  $1/2f_m$  secondes.

Remarque:

De nombreux auteurs utilisent une définition différente car ils donnent à chaque impulsion de Dirac une intensité  $T_0 f(nT_0)$  au lieu de  $f(nT_0)$ . Il faut bien remarquer que de toute manière cette fonction échantillonnée n'est qu'une commodité mathématique car en pratique on ne dispose que de la suite de valeurs  $f(nT_0)$  à un facteur d'échelle près. Nous préférons introduire le coefficient  $T_0$  pour des questions de dimension. Ainsi avec notre définition (3):

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(t) dt = T_0 \sum_{n=-\infty}^{+\infty} f(nT_0)$$

On voit bien que pour  $T_0$  assez petit, on aura :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f^*(t) dt \cong \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) dt$$

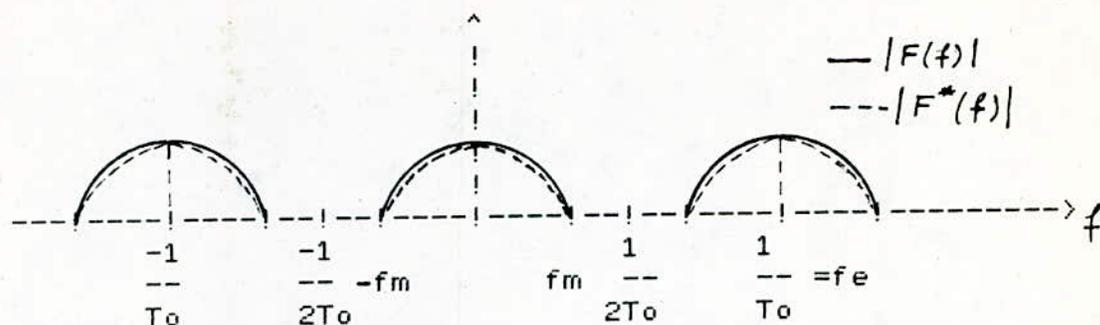
Théoreme de Shannon :

La question de base qui se pose alors est de savoir si le fait d'échantillonner une fonction  $f(t)$  ne fait pas perdre une partie de l'information contenue dans ce signal. Peut-on retrouver toutes les propriétés de  $f(t)$  grâce à la seule connaissance de  $f^*(t)$ ? Autrement dit, est-il possible de reconstruire  $f(t)$  ou  $F(f)$ . Autrement dit, il est théoriquement possible de reconstruire  $f(t)$  à partir de ses échantillons  $f(nT_0)$  si la fréquence d'échantillonnage  $f_e = 1/T_0$  est au moins deux fois plus grande

que la fréquence maximale  $f_m$  présente dans  $f(t)$ , c'est-à-dire

si(3):

$$f_e \geq 2f_m \quad \text{ou encore} \quad 1/2T_0 \geq f_m$$



Fig(V.6)

V.6. Fonction d'Autocorrélation d'une fonction aléatoire échantillonnée:

La fonction aléatoire  $x(t)$  échantillonnée est, par définition(3):

$$x^*(t) = \sum_{n=-\infty}^{+\infty} T_0 x(nT_0) \delta(t-nT_0)$$

On ne s'intéresse aux valeurs de la fonction  $x(t)$  qu'aux instants d'échantillonnage. Le seul problème intéressant en pratique est l'étude des moyennes temporelles. Par exemple, la moyenne temporelle du premier ordre s'écrit :

$$\langle x^*(t) \rangle = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_{-T}^{+T} x^*(t) dt = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{2N+1} \sum_{n=-N}^N x(nT_0)$$

$$\text{Avec } 2T = (2N+1)T_0$$

Remarquons que, si l'on fait la moyenne statistique des moyennes

temporelles, on obtiendra la moyenne de  $x(t)$  puisque :

$$E(\langle x^*(t) \rangle) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{2N+1} \sum_{n=-N}^N E(x(nT_0)) = m_x$$

Calculons maintenant la fonction d'Autocorrélation temporelle de  $x(t)$ :

$$R_x^*(\tau) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2N+1} \int_{-T}^{+T} x^*(t) x^*(t-\tau) dt$$

D'après la référence (3):

$$R_x(\tau) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} T_0 R'_x(kT_0) \delta(\tau - kT_0)$$

Avec la relation .

$$R'_x(kT_0) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{2n+1} \sum_{n=-n}^N x(nT_0) x(nT_0 - kT_0)$$

Supposons que le processus  $x(t)$  soit ergodique, c'est-à-dire, (3):

$$R_x(\tau) = E(x(t)x(t-\tau)) = R_x(\tau) = \lim_{T_0 \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^{+T} x(t) x(t-\tau) dt$$

Nous cherchons à savoir quelles relations existent entre  $R_x(\tau)$  et  $R_x^*(\tau)$

Si la période d'échantillonnage était convenablement choisie on pouvait écrire :

$$-\infty \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) x(t - kT_0) dt = T_0 \sum_{n=-\infty}^{+\infty} x(nT_0) x(nT_0 - kT_0)$$

On peut considérer comme plausible la formule suivante, (3):

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^{+T} x(t) x(t - kT_0) dt = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{2N+1} \sum_{n=-N}^N x(nT_0) x(nT_0 - kT_0)$$

Alors, on pourrait écrire :

$$\mathcal{R}_x(kT_0) = \mathcal{R}'_x(kT_0)$$

Ou encore :

$$\mathcal{R}_x^*(\tau) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} T_0 \mathcal{R}_x(kT_0) \delta(\tau - kT_0) = [\mathcal{R}_x(\tau)]^*$$

$$\mathcal{R}_x^*(\tau) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{2N+1} \sum_{n=-N}^{+N} x(nT_0) x(nT_0 - kT_0)$$

Ceci signifie que la fonction d'Autocorrélation de la fonction  $x(t)$  après échantillonnage est simplement la fonction obtenue en échantillonnant la fonction d'Autocorrélation de  $x(t)$ , (3).

## CHAPITRE VI

METHODES NUMERIQUE D'ESTIMATION DE LA FONCTION  
D'AUTOCORRELATION.

## VI.1. Introduction:

L'analyse numérique d'un signal aléatoire est essentiellement un problème d'estimation . Dans la théorie de l'estimation , on utilise les données disponibles pour estimer la valeur d'un paramètre caractéristique . Par exemple à partir de N échantillons d'un signal aléatoire  $x(n)$  , on peut estimer sa valeur moyenne par (10):

$$\hat{m}_x = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N x(n)$$

et indiquer que la vraie valeur moyenne  $m_x$  se trouve dans l'itevalle (  $m_x - a$  ,  $m_x + a$  ), avec une probabilité  $b$ . D'une manière statistique , la précision de l'estimateur est établie à l'aide des valeurs  $a$  et  $b$  .

## VI.2. Biais et variance :

soit  $x(t)$  un signal aléatoire stationnaire est ergodique . Pour qu'un traitement quelconque sur ce signal soit réalisable , il faut considérer un ensemble fini de N échantillon . L'estimateur d'un paramètre du processus aléatoire représenté par N échantillon  $x(nT_0)$  est une fonction de variables aléatoires .

$$\hat{\alpha} = S(x(0), x(1), \dots, x(n-1))$$

La fonction  $S$  est appelée l'esimateur .

Pour une comparaison objective , on utilise souvent deux grandeurs pour caractériser un estimateur ; le biais et la variance .

Le biais d'un estimateur est, par définition , la différence entre son espérance mathématique et la vraie valeur cherchée c'est-à-dire :

$$\beta_{\hat{\alpha}} = E(\hat{\alpha}) - \alpha$$

Si le biais est nul , la densité de probabilité de l'estimateur est centré sur la valeur cherchée. l'estimateur correspondant est appelé estimateur non biaisé. Un estimateur dont le biais n'est pas nul est appelé estimateur biaisé .

La variance d'un estimateur est une mesure de l'étendue de la densité de probabilité  $p(\hat{\alpha})$ . Elle est définie par .

$$\text{Var}(\hat{\alpha}) = E( (\hat{\alpha} - E(\hat{\alpha}))^2 ) = \sigma_{\alpha}^2$$

### VI.3. Estimateur non biaisé pour l'Autocorrélation:

la fonction d'Autocorrélation d'un processus aléatoire ergodique.

$$\mathcal{R}_x(u) = \langle x(v)x(v+u) \rangle = E( x(v)x(v+u) ) = R_x(u)$$

Elle peut être mise sous la forme suivante .  $\mathcal{R}_x(u) = E(U_u(v))$ .

Pour une valeur donnée de  $u$ , il s'agit d'estimer la valeur moyenne d'un signal  $U_u(v)$ , comme on ne dispose que de  $N$  valeurs de  $x(u)$  la valeur  $\langle x(v)x(v+u) \rangle$  ne peut estimer qu'à partir de  $(N-u)$  valeurs  $U_u(v)$ . En appliquant l'estimateur de la valeur moyenne on

obtient :

$$R_x(u) = \frac{1}{N-u} \sum_{v=1}^{N-u} x(v)x(v+u) \quad (\text{VI.1})$$

VI.4. Estimateur biaisé pour l'autocorrélation :

Un autre estimateur de la fonction d'Autocorrélation est donné par (10):

$$R'_x(u) = \frac{1}{N} \sum_{v=1}^{N-u} x(v)x(v+u) \quad (\text{VI.2})$$

On remarque qu'il ne diffère de l'estimateur non biaisé que par un facteur multiplicatif . En comparant les relations (VI.1) et (VI.2), on peut écrire :

$$R'_x(u) = \frac{N-u}{N} R_x(u)$$

VI.5. Commentaires :

Le choix entre les estimateurs  $R_x(u)$  et  $R'_x(u)$  se porte normalement sur l'estimateur non biaisé (consistant)  $R_x(u)$ . toutefois, pour les valeurs de  $u$  proches de  $N$ , la variance de cet estimateur augmente considérablement ceci provient du faité que la valeur moyenne est calculée avec très peu de termes lorsque  $u$  est proche de  $N$  (10). En revanche, la variance de l'estimateur biaisé  $R'_x(u)$  ne dépend pas directement du décalage  $u$ . Lorsque  $u$  est voisin de la durée d'observation  $N$ , cette

variance n'augmente pas de la même manière que précédemment ,Mais, cette fois , c'est le biais qui croit avec le décalage u . Cet estimateur n'est pas très utile pour des valeurs de u proches de N à cause de son biais .

#### VI.6. Programmation de l'estimateur non biaisé : "Méthode directe"

La forme finale adoptée de l'estimateur non biaisé est :

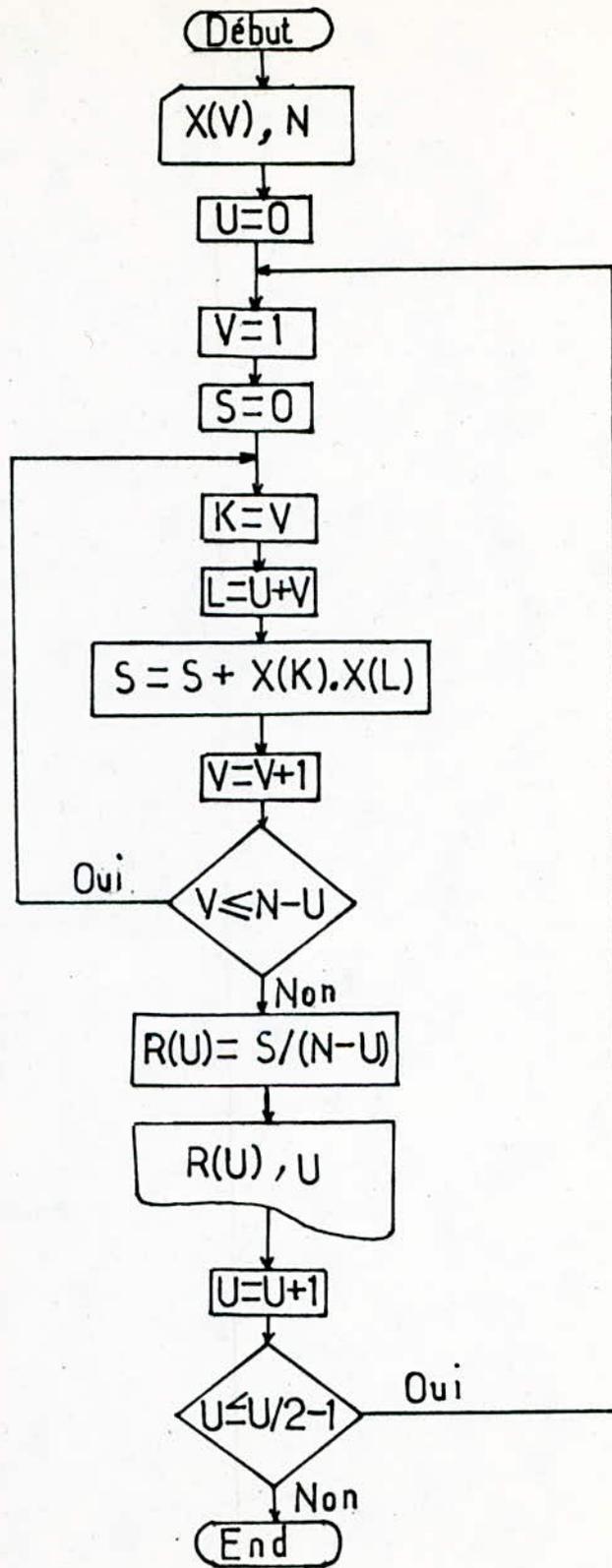
$$R(u) = \frac{1}{N-u} \sum_{v=1}^{N-u} x(v)x(v+u)$$

$$\begin{array}{ll} \text{ou} & u=0,1,\dots,N-1 & u = \frac{\tau}{T_0} \\ & & t \\ & v=1,2,\dots,N & v = \frac{t}{T_0} \end{array}$$

D'après le paragraphe (VI.5) la variance de l'estimateur non biaisé augmente considérablement pour les valeurs de u proches de N ; alors on va tenir ,dans notre programmes , que des valeurs de u inférieur à N/2.

Voir l'organigramme à la page suivante .

Pour le programme voir annexe 1.



VI.7. Méthode indirecte de détermination de l'estimateur de la fonction d'autocorrélation :

VI.7.1. Transformée de Fourier limitée :

Supposons qu'on a une fonction aléatoire stationnaire ou l'intégrale:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} |x(t)|^2 dt = \infty$$

La transformée de Fourier, pour les fonction qui remplissent les conditions de Dirichlet, est donnée par l'équation suivante :

$$X(f) = F(x(t)) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \exp(-j2\pi ft) dt$$

Elle n'existe pas en pratique, puisque on ne peut pas mesurer la fonction  $x(t)$  entre  $-\infty$  et  $+\infty$ ; on peut la mesurer uniquement dans un intervalle de temps  $T$ .

Alors  $X(f)$  est estimé par la transformée de Fourier limitée(2) :

$$X_T(f) = X(f, T) = \int_0^T x(t) \exp(-j2\pi ft) dt \quad (VI.3)$$

Vue le chapitre (III), on remarque que :

$$X(f, T) = T A_n$$

avec  $f = \frac{n}{T}$

VI.7.2. Densité spectrale à partir de la transformée de Fourier :

" C'est une deuxième façon pour déterminer la fonction de densité spectrale ".

On considère une fonction aléatoire stationnaire et ergotique , dont la transformée de Fourier limitée est donnée par l'équation (VI.3). La densité spectrale de puissance d'une telle fonction est donnée par (2):

$$S_x(f) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} E \left( \frac{|x(f, T)|^2}{T} \right)$$

mais la fonction  $S_x(f)$  est définie sur toute l'intervalle de fréquence de  $-\infty$  à  $+\infty$  , et doivent être référée au spectre à deux phase " two-sided density function" (2).

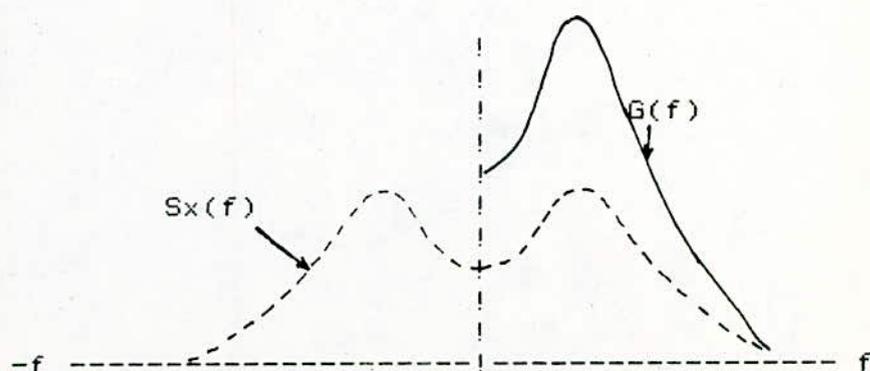
cette fonction possède la propriété de symetrie voir la figure (VI.1) .

$$S_x(f) = S_x(-f)$$

cette fonction est utilisée pour l'étude analytique , cependant pour les applications pratiques on utilise la fonction  $G_x(f)$  appelée fonction de densité spectrale à une phase , tel que (2):

$$G(f) = 2 S_x(f) \quad f \geq 0$$

$$= 0 \quad f < 0$$



Fig(VI.1) Fonction spectrale à une phase et à deux phases.

### VI.7.3. Fonction d'Autocorrélation :

D'après le théorème de Wiener-Kintchine (voir III.4.5) la fonction d'Autocorrélation est donnée par la transformée inverse de Fourier de la fonction de densité spectrale :

$$R_x(\tau) = \int_{-\infty}^{+\infty} S_x(f) \exp(j2\pi f\tau) df \quad (\text{VI.4})$$

D'après les références (2), (8), (9):

La fonction d'Autocorrélation  $R_x(\tau)$  est donnée par la partie réelle de la transformée de Fourier. Puisque les fonctions  $R_x(\tau)$  et  $S_x(f)$  sont réelles, alors, la relation (VI.4) peut être écrite sous la forme suivante:

$$R_x(\tau) = \int_0^{+\infty} G_x(f) \cos 2\pi f\tau df$$

### VI.7.4. Estimateur non biaisé de la fonction d'Autocorrélation :

Comme nous l'avons vu, dans (VI.1) l'estimateur non biaisé de la fonction d'Autocorrélation, à partir d'un signal échantillonné  $x(v)$ , avec  $N$  le nombre d'échantillon, est donnée par :

$$R_x(u) = \frac{1}{N-u} \sum_{v=1}^{N-u} x(v) x(u+v)$$

On définit aussi l'estimateur non biaisé de la fonction

d'Autocorrélation donnée par une transformée limitée inverse de Fourier de l'estimateur de la densité spectrale donnée par la transformée  $G_x(f)$  (2).

Alors on a :

$$R_x(u) = \int_0^{f_c} G(f) \cos 2\pi f \tau df \quad (\text{VI.5})$$

tel que :

$f_c$  : la fréquence d'échantillonnage qui vérifie le critère de Nyquist.

$$f_c = \frac{1}{2T_0}$$

#### VI.7.4.1. Estimateur de la densité spectrale :

La densité spectrale peut être estimée à partir de la transformée finie de Fourier d'un signal stationnaire comme (2) :

$$\hat{G}(f_n) = \frac{2}{T} |X(f_n, T)|^2$$

et ceci depuis l'introduction en 1965 vers les algorithmes de compilation rapide de la série de Fourier "Algorithms for the fast computation of Fourier series" (2) .

#### VI.2.4.2. Description de l'estimateur de la fonction d'Autocorrélation :

L'estimateur de la fonction d'Autocorrélation est donné par l'expression (VI.5) , dont sa forme discrète est donnée par (8) :

$$R_x(\tau) = \int_{f=0}^{f_c} G_x(f) \cos 2\pi f \tau \Delta f \quad (\text{VI.6})$$

$f_c$  : la fréquence de Nyquist (3).

$\Delta f$  : la largeur de la bande de fréquence minimum disponible pour l'enregistrement.

D'après la référence (8):

$$\Delta f = \frac{1}{T} = \frac{1}{NT_0}$$

L'algorithme de la transformée de Fourier utilisée dans notre programme est l'algorithme de Cooley-Tukey, et nous donne comme résultats:

$$A_n = \frac{X(f_n, T)}{T}$$

alors :

$$\hat{G}_x = \frac{2}{T} |X(f_n, T)|^2 = \frac{2A_n^2 T}{T} = 2 A_n^2 T$$

Ce qui nous donne :

$$R_x(\tau) = \int_{f=0}^{f_c} \frac{2}{2 A_n^2 T} \cos 2\pi \frac{n}{T} \tau \cdot \frac{1}{T}$$

$$f_c = \frac{1}{2T_0} = \frac{N}{2} \frac{1}{NT_0} = \frac{N}{2} \Delta f$$

$$f_n = \frac{n}{T} = \frac{n}{NT_0} = n \Delta f$$

$$\tau = uT_0, \quad u = 0, 1, 2, 3, \dots$$

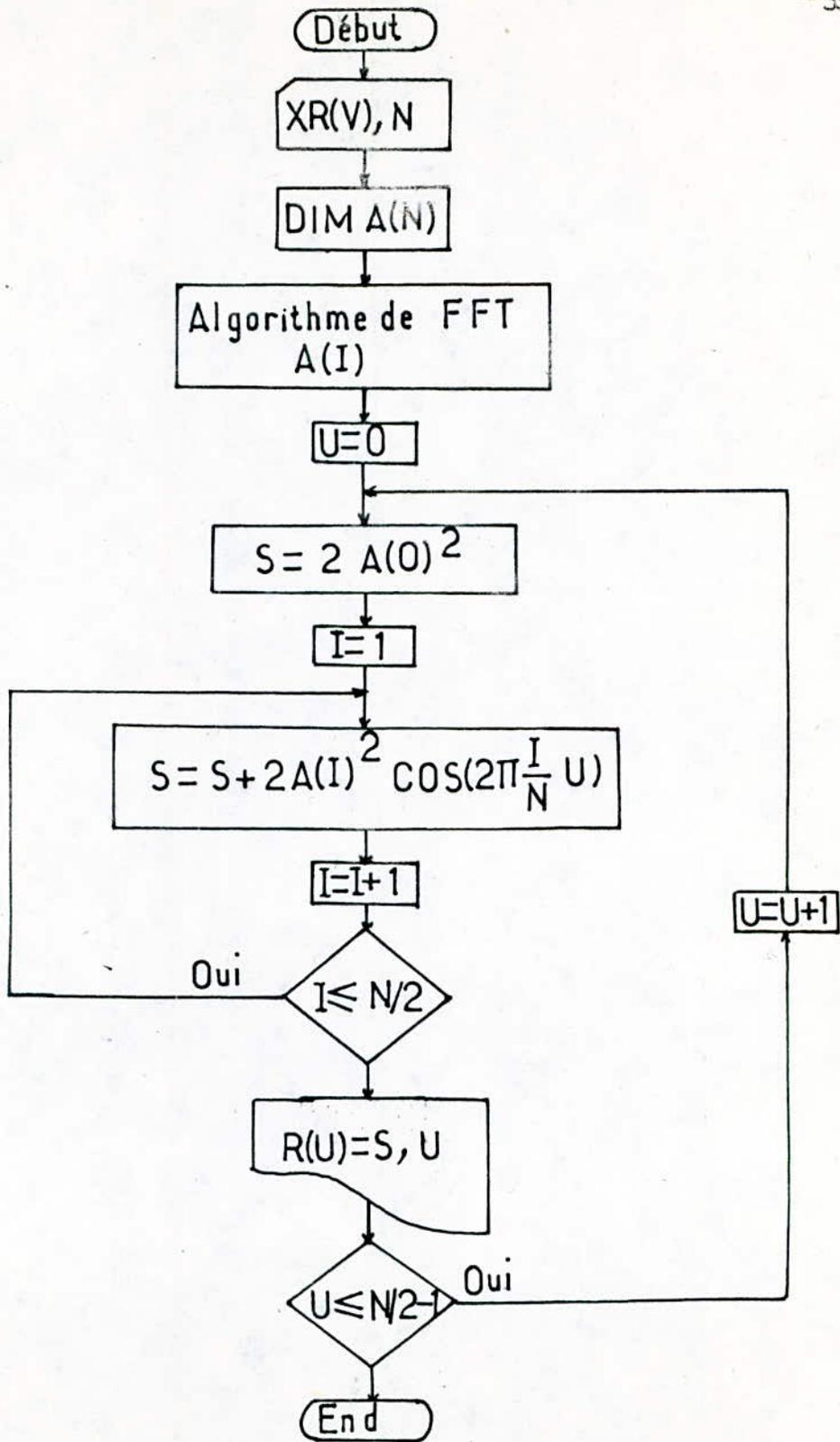
Alors:

$$R_x(u) = \sum_{n=1}^{N/2} \frac{2}{2 A_n^2 T} \cos 2\pi \frac{n}{N} u \quad (\text{VI.7})$$

VI.7.5. Programmation de l'estimateur non biaisé de la fonction d'autocorrélation:

La forme finale de l'estimateur non biaisé , tirée à partir de la transformée inverse limitée de Fourier , est donnée par l'expression (VI.7) , pour laquelle on a établie l'organigramme donné dans la page suivante .

On notant que  $A_n$  , notés  $A(I)$  dans le programme voir (Annexe 2), sont les résultats d'un programme établi par un collègue qui prépare son Projet de fin d'étude sur l'établissement de la fonction de densité spectrale .



#### VI.8. Comparaison des résultats donnés par les deux programmes:

La comparaison est effectuée à l'aide d'un troisième programme , voir (Annexe 3 ), qui n'est que la fusion **des** deux programmes , et qui permet de tracer les résultats donnés par les deux méthodes sur le même graphique . Pour cela on effectué quelques démonstrations , qu'on va vous les résumer dans les trois points suivants :

1/ Pour une fonction sinusoidale "c'est-à-dire déterministe périodique " , nous avons obtenu le même résultats par les deux méthodes , même si on change le nombre de points à corrélérer , voir les graphiques pages 55 et 56 .

2/Pour une suite aléatoire de points générés par le micro-ordinateur au moyen de la fonction RND , les résultats donnés par les deux méthodes présentent un certain écart . Cet écart n'est visible que par les grandes valeurs de  $u$  (ou  $\tau$  ), voir le graphique page 58 .

3/ Si on augmente le nombre de points à corrélérer , c'est-à-dire  $v$  , l'écart entre les résultats donnés par les deux méthode diminue. Voir le graphique page 59.

Alors nous pouvons dire que cet écart provient peut être de l'approximation de la transformée de fourier par la transformée de fourier limitée .

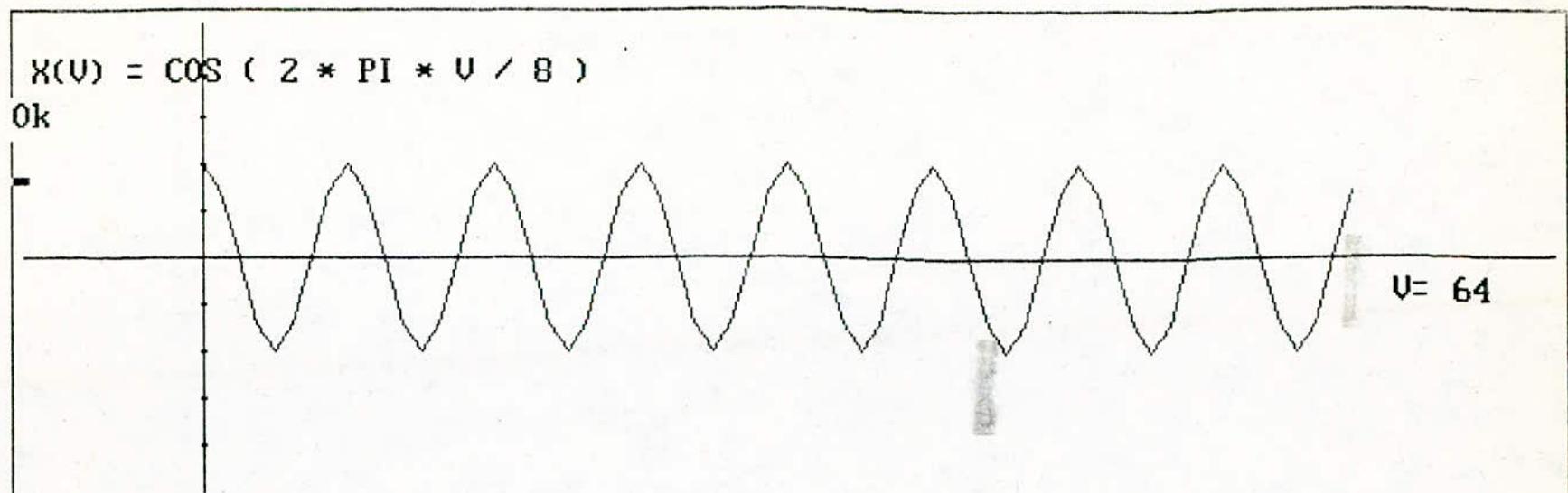


FIG 1: SIGNAL D'ENTREE X(U)

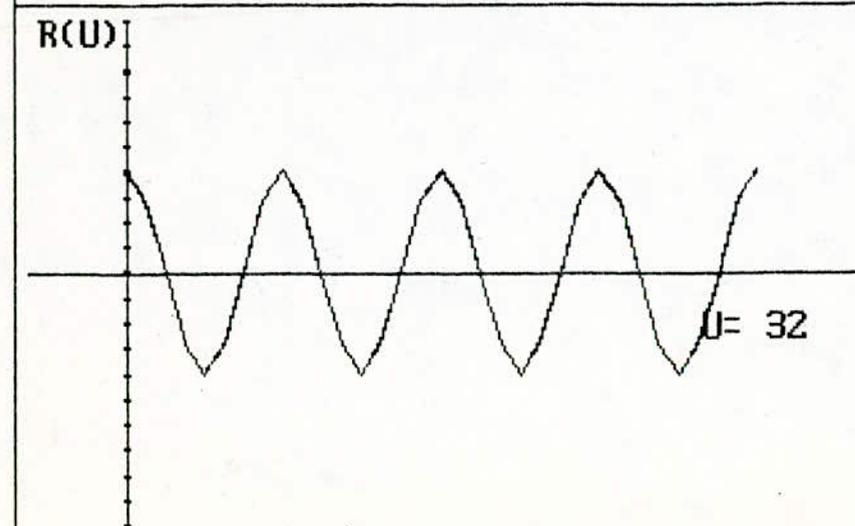


FIG 2: ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION

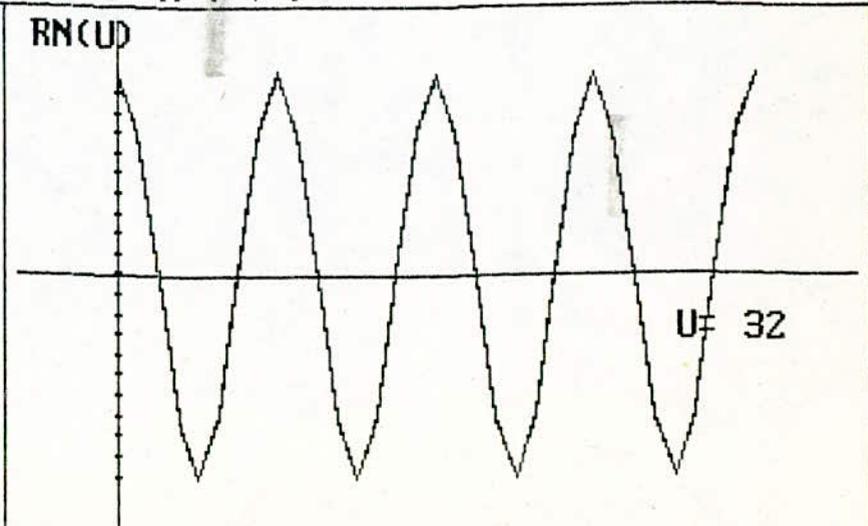


FIG 3: ESTIMATEUR NORME

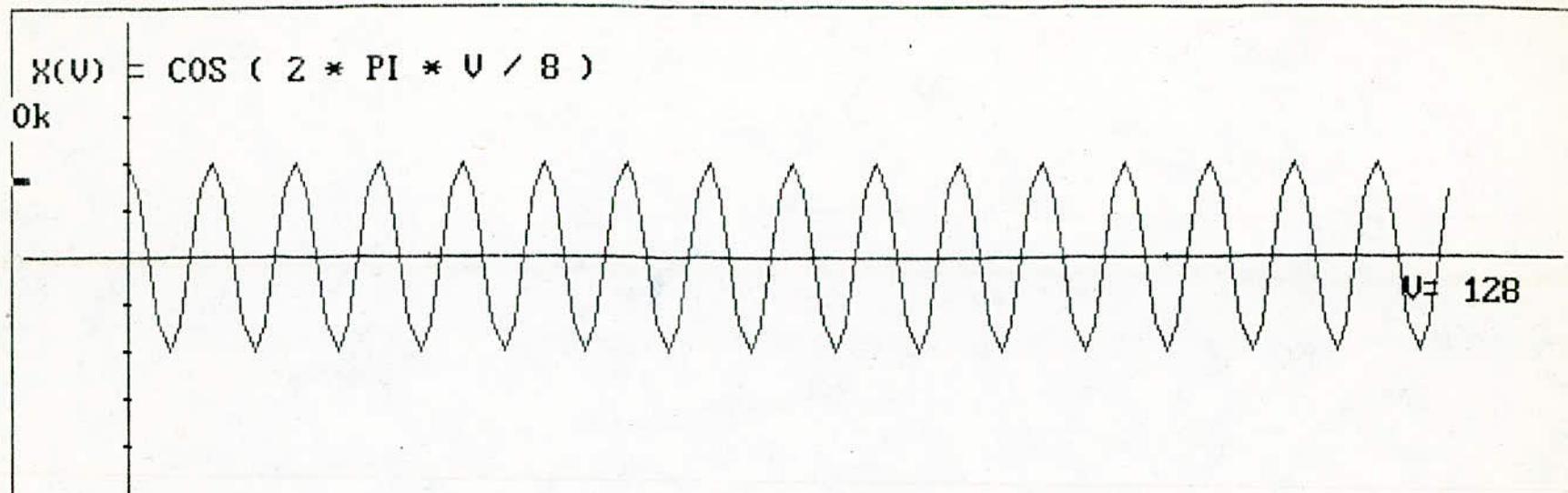


FIG 1: SIGNAL D'ENTREE X(U)

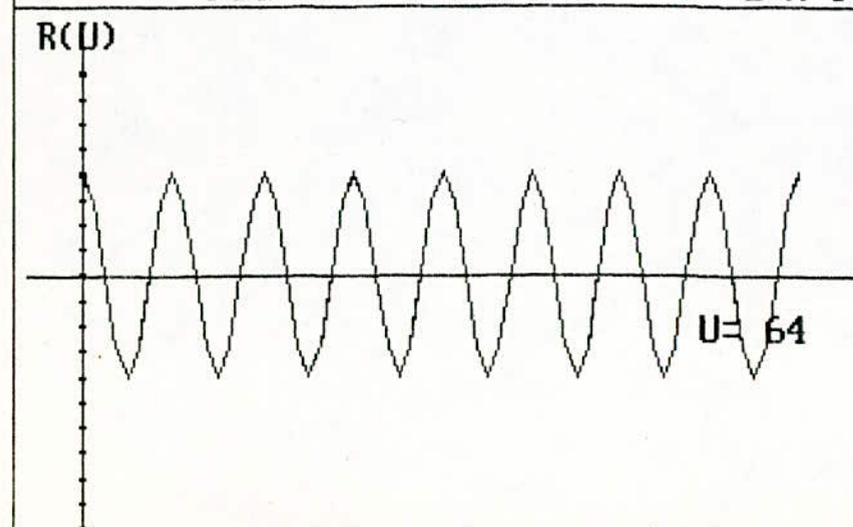


FIG 2: ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION

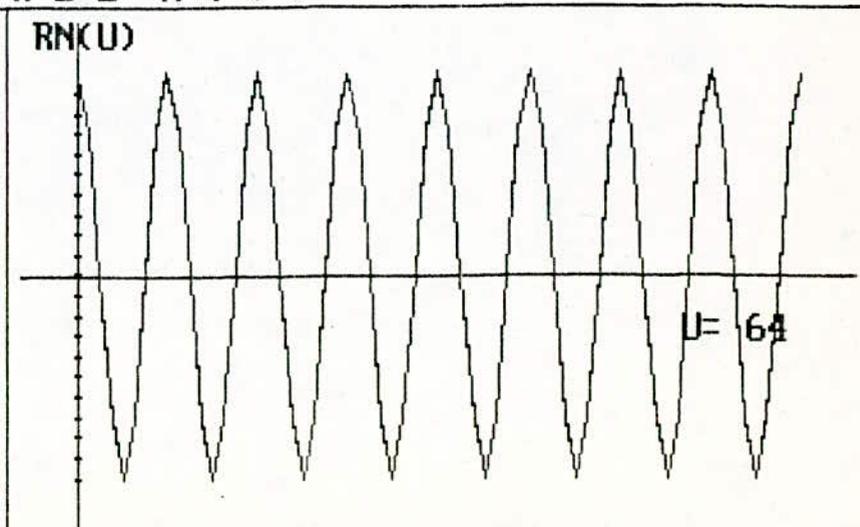


FIG 3: ESTIMATEUR NORME

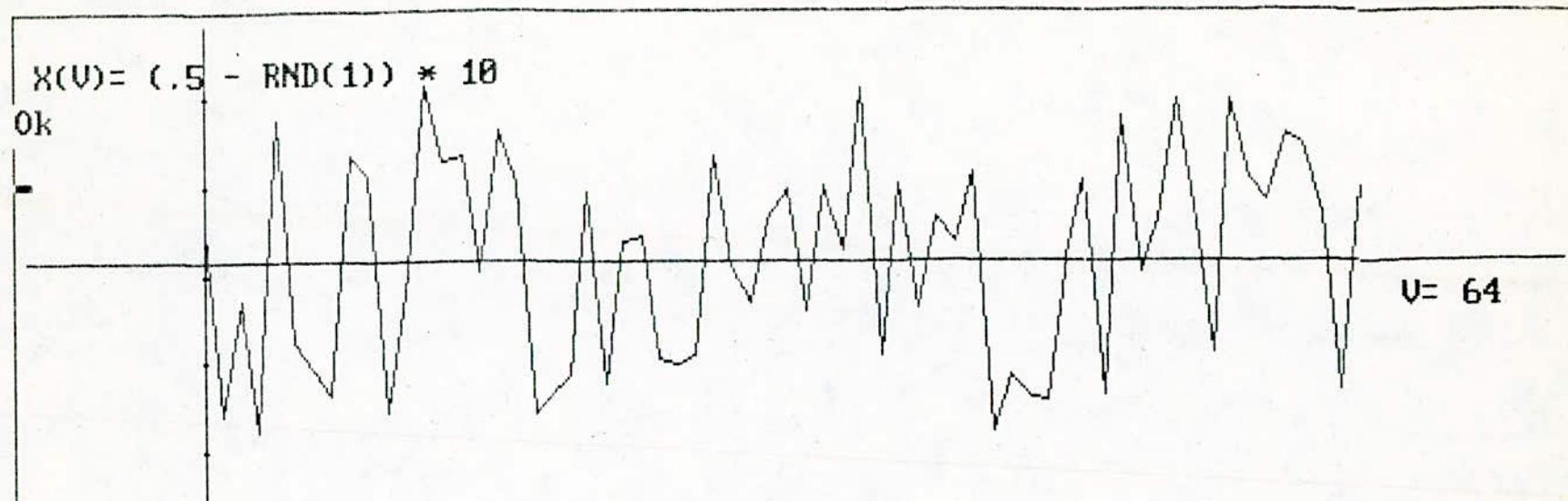


FIG 1: SIGNAL D'ENTREE X(U)

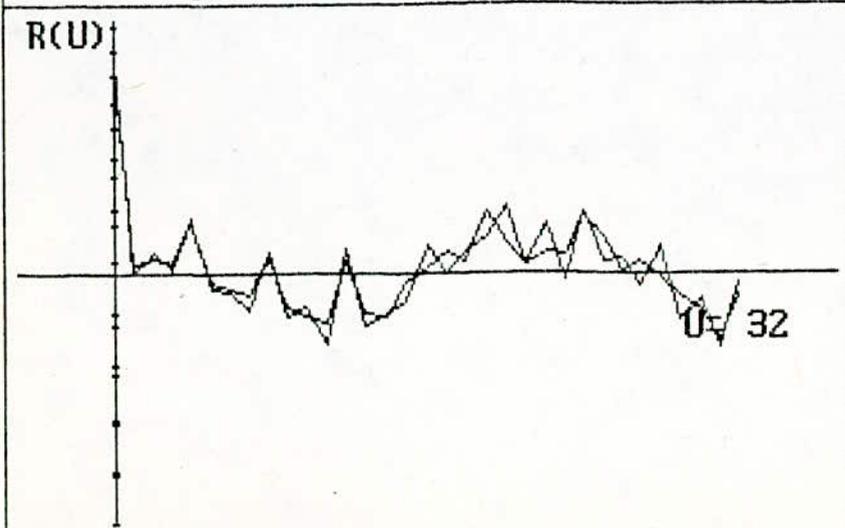


FIG 2: ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION

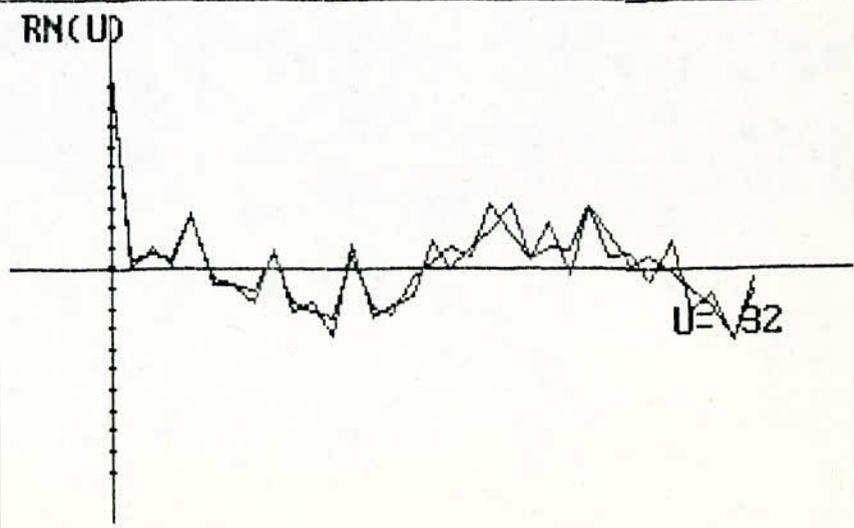


FIG 3: ESTIMATEUR NORME

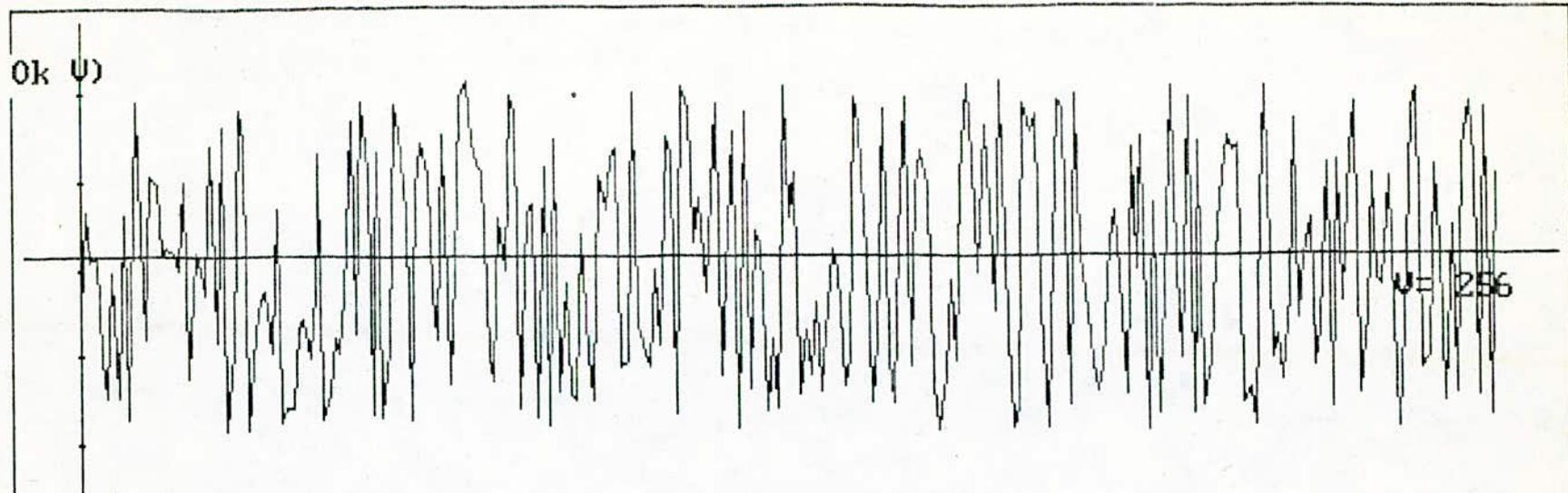


FIG 1: SIGNAL D'ENTREE  $x(u)$

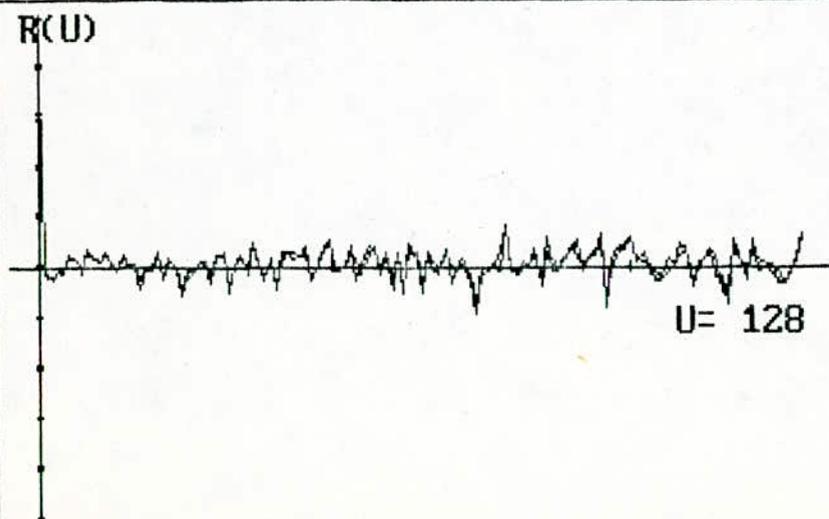


FIG 2: ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION

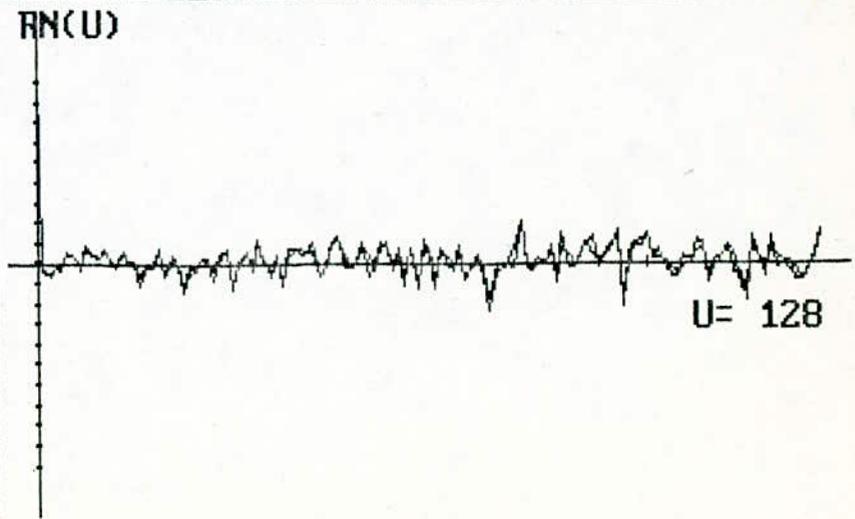


FIG 3: ESTIMATEUR NORME

CHAPITRE VII

DIAGNOSTIC D'UN MOTEUR ELECTRIQUE.

Nous allons maintenant effectuer à l'aide de l'estimateur de la fonction d'autocorrélation , le diagnostic d'un moteur électrique , dont les caractéristiques et les conditions d'installation sont les suivantes :

Puissance 12 Kw.

Vitesse de rotation 750 tr/min.

Le nombre d'ailettes du ventilateur de refroidissement est de 8.

Ce moteur sert à entrainer par courroie un générateur à courant constant , et il est installé et fixé par vis sur un panneau en acier dont il est solidaire à une fondation en béton .

Le signal de vibration du moteur est prélevé à l'aide d'un capteur et un enregistreur voir la fig (VII.1).

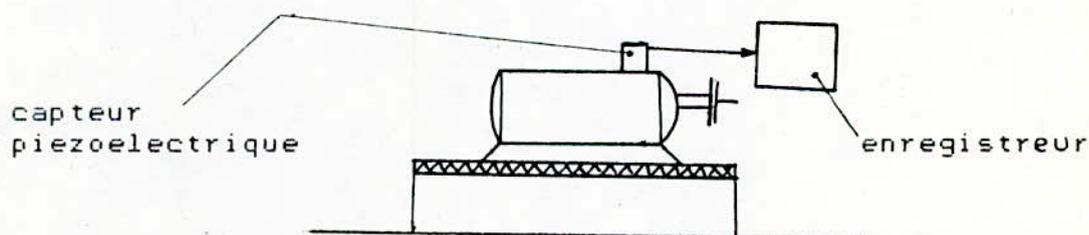


Fig (VII.1)

Ce signal est introduit aux programmes à l'aide de l'instruction "READ DATA", et nous avons obtenue les graphiques suivants:

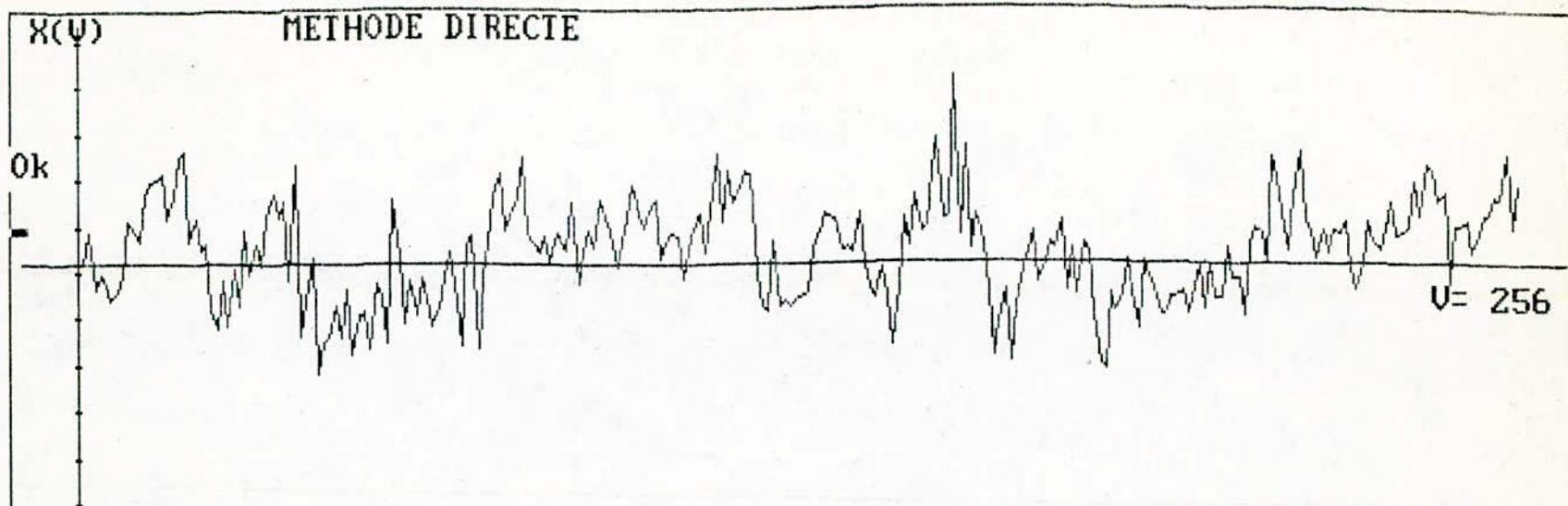


FIG 1 : SIGNAL D'UN MOTEUR ELECTRIQUE

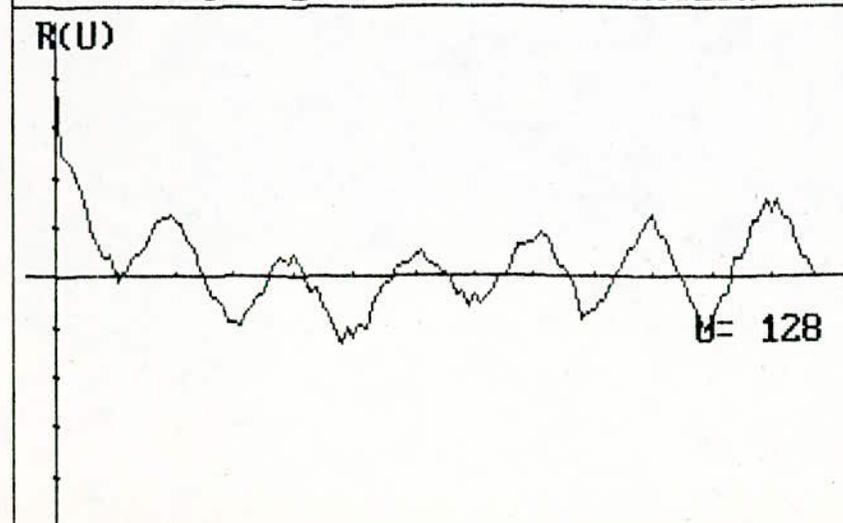


FIG 2: ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION

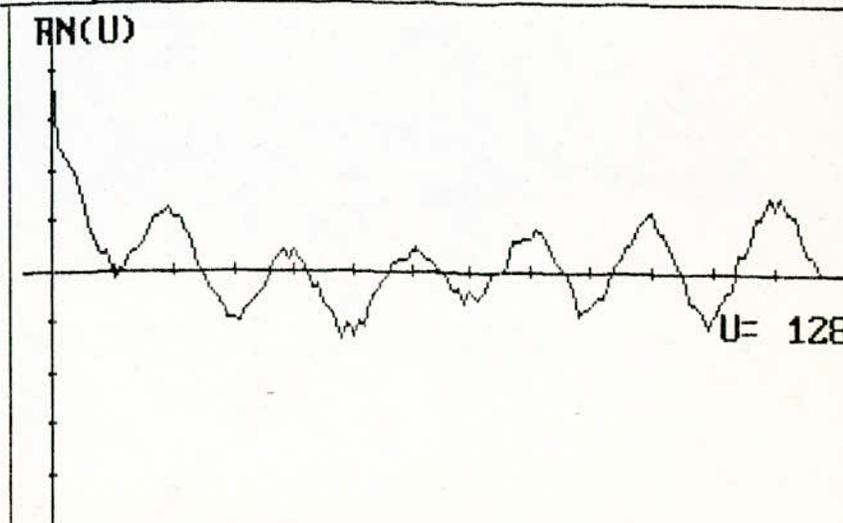


FIG 3: ESTIMATEUR NORME

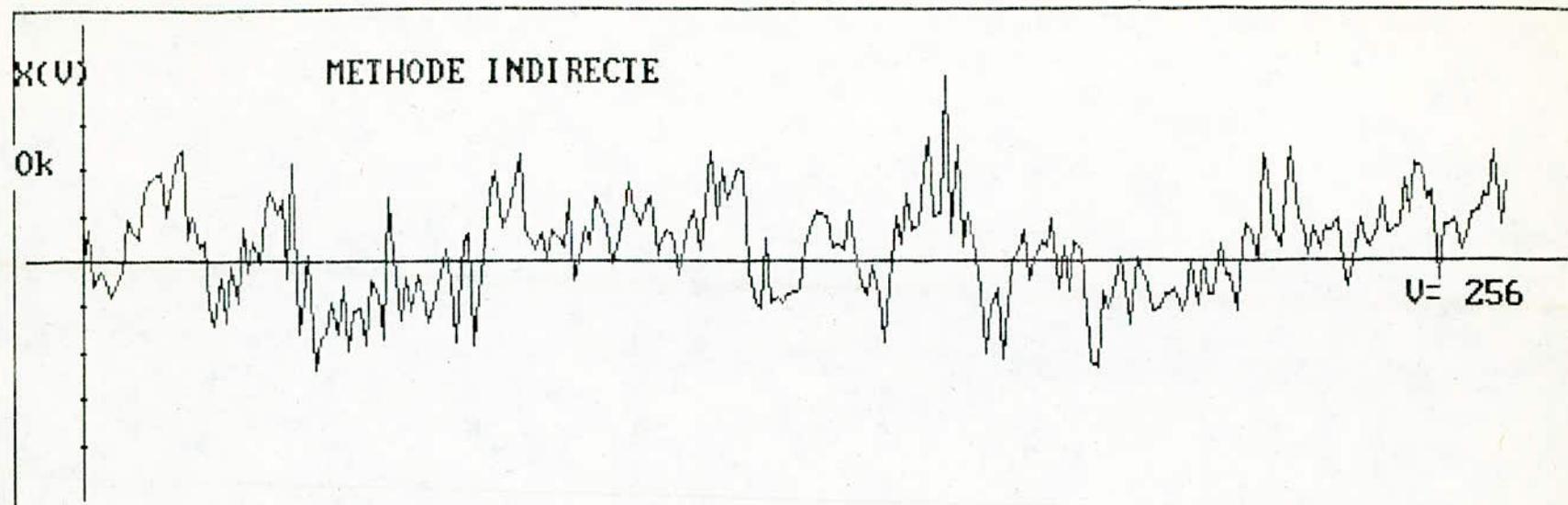


FIG 1: SIGNAL D'UN MOTEUR ELECTRIQUE

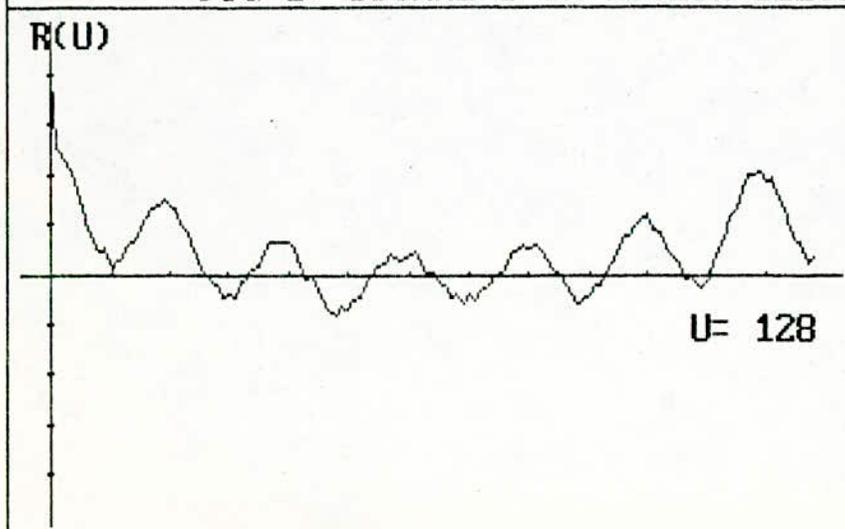


FIG 2: ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION

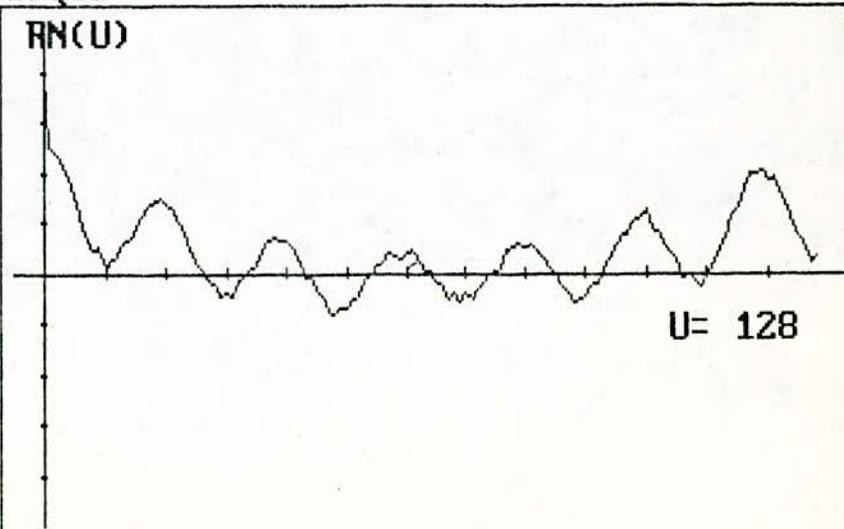


FIG 3: ESTIMATEUR NORME

OK U) COMPARAISON DES DEUX RESULTAS

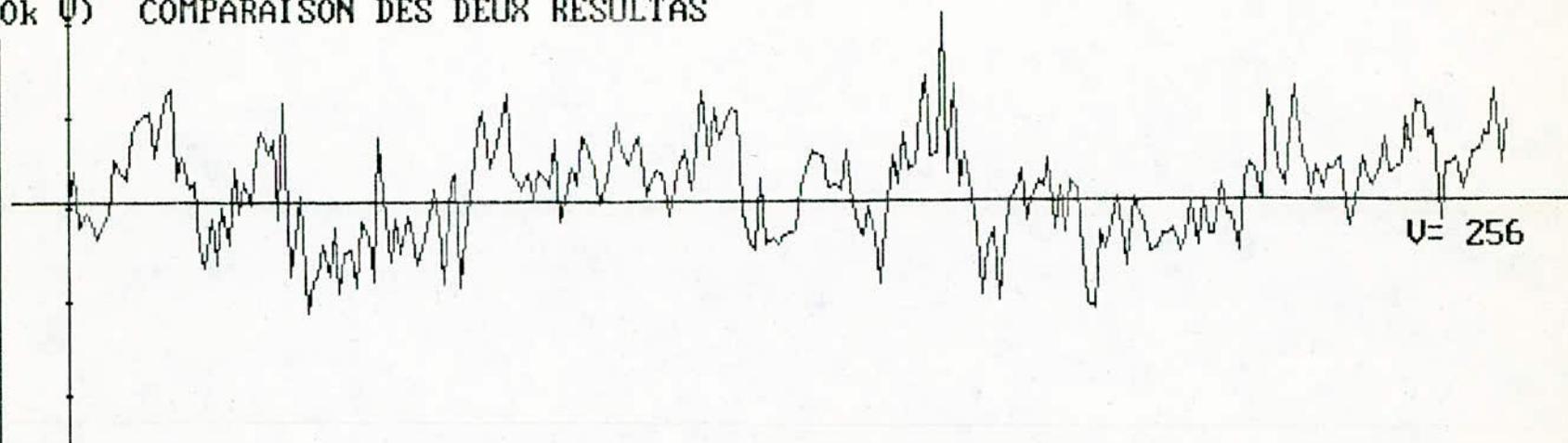


FIG 1: SIGNAL D'UN MOTEUR ELECTRIQUE

R(U)

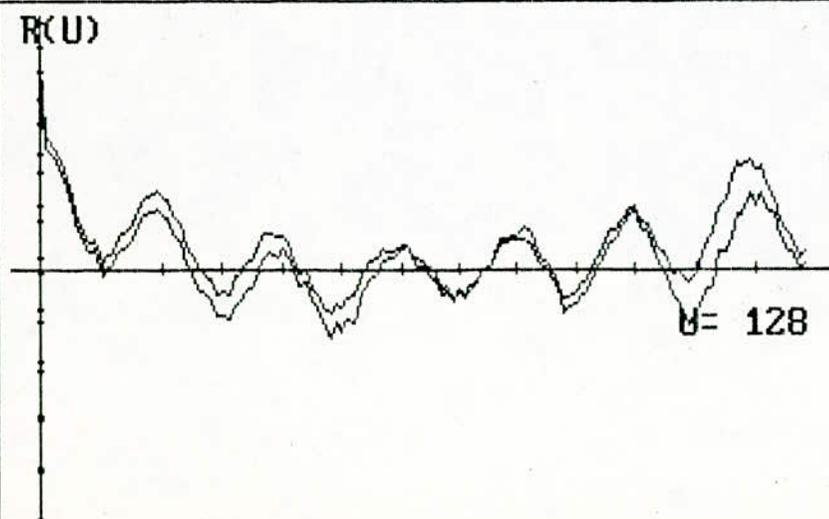


FIG 2: ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION

RN(U)

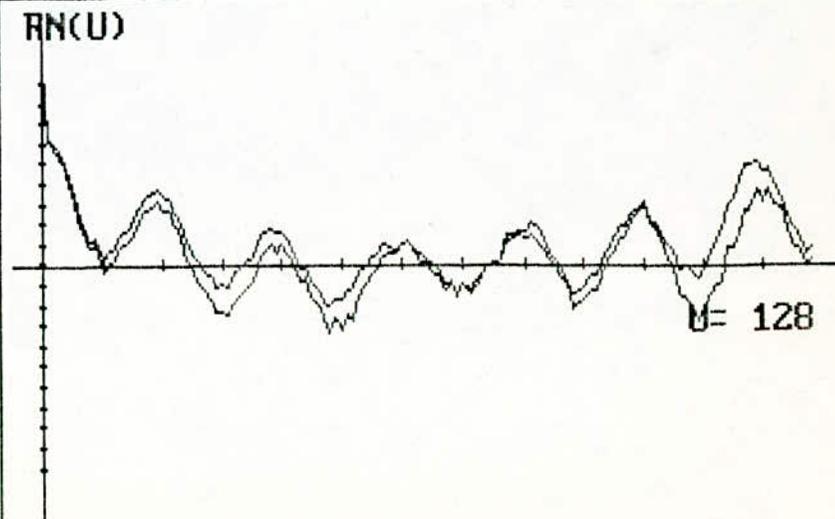


FIG 3: ESTIMATEUR NORME

### VII.1. Interprétation de la courbe de l'estimateur de la fonction d'autocorrélation:

On remarque, au voisinage de l'origine ( $u=0$ ), une chute nette de la valeur maximale  $R(0)$ , ce qui signifie que ce signal contient des termes aléatoires qui proviennent peut-être pas du moteur

Puis la fonction prend une forme périodique composée d'un ensemble de plusieurs termes périodiques, qui proviennent certainement des éléments du moteur lui-même.

Malheureusement nous distinguons que deux termes périodiques, mais on sait d'après les graphiques qu'il y a d'autres termes périodiques mais de faibles amplitudes et de périodes très courtes.

### VII.2. Détermination approximative des périodes :

D'après le graphique, on remarque qu'il y a un terme périodique de période :

$$T_1 \cong 130 T_0 \quad s = 130 \cdot 0.004 = 0.52 \text{ s}$$

C'est à dire une fréquence :  $f_1 = \frac{1}{130 T_0} \text{ Hz} = \frac{1}{130 \cdot 0.004} = 1.923 \text{ Hz}$

et un autre terme d'amplitude plus grande mais avec une période plus faible.

$$T_2 \cong 20 T_0 = 20 \cdot 0.004 = 0.080 \text{ s}$$

c'est-à dire une fréquence :  $f_2 = \frac{1}{20 T_0} \text{ Hz} = \frac{1}{20 \cdot 0.004} = 12.5 \text{ Hz}$

$f_2$  correspond exactement à la fréquence de rotation du moteur.

CHAPITRE IIX

Conclusion

Nous avons réussi à établir par deux méthodes différentes l'estimateur de la fonction d'autocorrélation .

L'estimateur de la fonction d'autocorrélation qui nous a permis d'établir un diagnostic de la machine , mais on juge que ce diagnostic n'est pas complet , puisque , il n'est pas possible de déterminer toutes les fréquences du signal .

L'estimateur de la fonction d'autocorrélation permet de déterminer la proportion des termes aléatoires par rapport à ceux qui sont périodiques .

Alors on peut dire que l'estimateur de la fonction d'autocorrélation nous permet uniquement de faire un diagnostic global de la machine .

Annexes

les trois programmes de la partie annexe , ainsi que ces programmes portant le signal échantillonné du moteur sur lequel on a effectué le diagnostic, sont enregistrés sur une disquette du micro-ordinateur OLIVETTI M24 du centre de calcul de l'ENPA.

Programme de la méthode directe de détermination de  
l'estimateur de la fonction d'Autocorrélation.

```

10 '-----ECRITURE DU TITRE-----
20 '
30 KEY OFF
40 SCREEN 1
50 SCREEN 0
60 COLOR 16,5
70 LOCATE 13,3:PRINT "*****"
80 LOCATE 11,3:PRINT "*****"
90 COLOR 3,0
100 A$="          LOGICIEL CALCULANT L'ESTIMATEUR DE LA FONCTION D'AUTOCORRELAT
ION PAR LA METHODE DIRECTE ***"
110 L=LEN(A$)
120 FOR I=1 TO L
130 B$=LEFT$(A$,32)
140 LOCATE 12,3:PRINT "* ",B$,"*"
150 FOR J=1 TO 300 :NEXT
160 A$=RIGHT$(A$,L-1)+LEFT$(A$,1)
170 NEXT
180 '-----
190 '
200 '-----INTRODUCTION DU SIGNAL D'ENTREE X(V) ET DU Nbr DE POINTS "N"-----
210 '
220 CLS
230 FOR I=1 TO 3 :PRINT :NEXT
240 PRINT"Votre fonction est-elle connue?          Repondez par O/N "
250 A$=INKEY$:IF A$("<"0" AND A$("<"N" THEN 250
260 IF A$="0" THEN 410
270 FOR I=1 TO 3:PRINT :NEXT
280 '
290 '          -----SI X(V) EST SUITE ALEATOIRE-----
300 '
310 PRINT "Donner la valeur de N=";
320 INPUT N
330 FOR I=1 TO 5:PRINT :NEXT
340 DIM X(N)
350 SCREEN 0
360 FOR V=1 TO N
370 PRINT "DONNER LA VALEUR DE X(";V;")=";
380 INPUT X(V)
390 NEXT V
400 GOTO 630

```

```
400 GOTO 630
410 FOR I=1 TO 5:PRINT :NEXT
420 '
430 ' -----SI X(V) EST CONNUE-----
440 '
450 PRINT "Ecrivez votre nouvelle fonction a la place de l'ancienne dans la lig
ne 560 Puis faites passer le curseur a la ligne juste avant puis appuyer s
ur return pour continuer "
460 FOR I=1 TO 3 :PRINT :NEXT
470 PRINT "GOTO 480 " :EDIT 560
480 RANDOMIZE VAL(RIGHT$(TIME$,2))*1000
490 FOR I=1 TO 3:PRINT :NEXT
500 PRINT "Donner la valeur de N=";
510 INPUT N
520 SCREEN 3
530 DIM X(N)
540 PI=3.141592654#
550 FOR V=1 TO N
560 X(V)=(.5-RND(1))*19
570 NEXT V
580 '
590 ' -----
600 '
610 ' -----DETERMINATION DU MAXIMUM DE X(V)-----
620 ' -----
630 XM=X(1)
640 FOR V=1 TO N
650 IF ABS(X(V))>XM THEN XM=ABS(X(V))
660 NEXT V
670 '
680 ' -----TRACE DU SIGNAL D'ENTREE X(V)-----
690 ' -----
700 GOSUB 1160
710 VI=1 :XI=X(1)
720 FOR V=0 TO N
730 LINE (VI,XI)-(V,X(V))
740 VI=V :XI=X(V)
750 NEXT V
760 '*****
770 ' * CALCUL DE L'ESTIMATEUR DE LA FONCTION D'AUTOCORRELATION *
780 '*****
780 DIM R(N/2)
790 FOR U=0 TO N/2-1
800 S=0
```

```
810 FOR V=1 TO N-U
820 K=V
830 L=V+U
840 S=S+X(K)*X(L)
850 NEXT V
860 RU=S/(N-U)
870 R(U)=RU
880 NEXT U
890 '*****
900 '
910 '      ----- TRACE DE L'ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION -----
920 '      -----
930 GOSUB 1500
940 UI=0 :RI=R(0)
950 FOR U=0 TO N/2-1
960 LINE (UI,RI)-(U,R(U))
970 UI=U :RI=R(U)
980 NEXT U
990 '
1000 '      ----- TRACE DE L'ESTIMATEUR NORME -----
1010 '      -----
1020 GOSUB 1660
1030 DIM RN(N/2)
1040 UI=0 :RNI=1
1050 FOR U=0 TO N/2-1
1060 RN(U)=R(U)/R(0)
1070 LINE (UI,RNI)-(U,RN(U))
1080 UI=U :RNI=RN(U)
1090 NEXT U
1100 '      -----
1110 LOCATE 3,3: END
1120 '-----
1130 '
1140 '      ----- AFFICHAGE SUR ECRAN -----
1150 '      -----
1160 CLS
1170 KEY OFF
1180 SCREEN 3
1190 LOCATE 1,2:PRINT "X(V)"
1200 LOCATE 7,73 : PRINT "V=";N
1210 LOCATE 13,10 :PRINT "FIG 1 : S I G N A L D ' E N T R E E X ( V )"
1220 LOCATE 14,2:PRINT "R(U)                                RN(U)"
1230 LOCATE 20,33 :PRINT "U=";N/2;"                                "; "U=";N/2
1240 LOCATE 25,2:PRINT "FIG 2: ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION  FIG 3: ESTIMATE
UR NORME
1250 '      -----CADRAGE-----
1260 '      -----
1270 SCREEN 3
1280 LINE (0,0)-(639,399),1,B
1290 LINE (1,205)-(638,205)
1300 LINE (319,205)-(319,398)
1310 '
```

```
1320 '-----SOUS PROGRAMME POUR TRACER LA FONCTION X(V)-----
1330 '
1340 SCREEN 3
1350 VIEW (5,5)-(634,175)
1360 WINDOW (-10,-1.25*(INT(ABS(XM))+1))-(N+10,1.25*(INT(ABS(XM))+1))
1370 LINE (-10,0)-(N+10,0)
1380 FOR I=0 TO N STEP 100
1390 LINE (I,-1/50)-(I,1/50)
1400 NEXT I
1410 LINE (0,-1.25*(INT(ABS(XM))+1))-(0,1.25*(INT(ABS(XM))+1))
1420 FOR I= -1.25*(INT(ABS(XM))+1) TO 1.25*(INT(ABS(XM))+1) STEP XM/4
1430 LINE (-N/500,I)-(N/500,I)
1440 NEXT I
1450 RETURN
1460 '-----
1470 '
1480 '-----SOUS PROGRAMME POUR TRACER L'ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION-----
1490 '
1500 SCREEN 3
1510 VIEW (5,210)-(314,375)
1520 WINDOW (-5,-1.25*INT(R(0)+1))-(N/2+5,1.25*INT(R(0)+1))
1530 LINE (-5,0)-(N/2+5,0)
1540 FOR I=0 TO N/2 STEP 50
1550 LINE (I,-1/50)-(I,1/50)
1560 NEXT I
1570 LINE (0,-1.25*INT(R(0)+1))-(0,1.25*INT(R(0)+1))
1580 FOR I=-INT(R(0)+1) TO INT(R(0)+1) STEP R(0)/4
1590 LINE (-N/500,I)-(N/500,I)
1600 NEXT I
1610 RETURN
1620 '-----
1630 '
1640 '-----SOUS PROGRAMME POUR TRACER L'ESTIMATEUR NORME-----
1650 '
1660 SCREEN 3
1670 VIEW (324,210)-(634,375)
1680 WINDOW (-5,-1.25)-(N/2+5,1.25)
1690 LINE (-5,0)-(N/2+5,0)
1700 FOR I=0 TO N/2 STEP 50
1710 LINE (I,-1/50)-(I,1/50)
1720 NEXT I
1730 LINE (0,-1.25)-(0,1.25)
1740 FOR I=-1 TO 1 STEP .25
1750 LINE (-N/500,I)-(N/500,I)
1760 NEXT I
1770 RETURN
1780 '-----
```

## Annexe 2:

Programme de détermination de l'estimateur de la fonction d'autocorrélation par la méthode de FFT inverse.

```

10 '=====ECRITURE DU TITRE=====
20 '
30 KEY OFF
40 SCREEN 1
50 SCREEN 0
60 COLOR 16,5
70 LOCATE 13,3:PRINT " * * * * * "
80 LOCATE 11,3:PRINT " * * * * * "
90 COLOR 3,0
100 A$=" LOGICIEL CALCULANT L'ESTIMATEUR DE LA FONCTION D'AUTOCORRELATION
PAR LA METHODE DE FFT INVERSE***"
110 L=LEN(A$)
120 FOR I=1 TO L
130 B$=LEFT$(A$,32)
140 LOCATE 12,3:PRINT " * ";B$;" * "
150 FOR J=1 TO 150:NEXT
160 A$=RIGHT$(A$,L-1)+LEFT$(A$,1)
170 NEXT
180 '=====INTRODUCTION DU SIGNAL D'ENTREE X(V) ET DU Nbr DE POINT "N"=====
190 '
200 '=====INTRODUCTION DU SIGNAL D'ENTREE X(V) ET DU Nbr DE POINT "N"=====
210 '
220 CLS
230 FOR I=1 TO 3:PRINT :NEXT
240 PRINT "Votre fonction est-elle connue? repondez par 0/N
250 A$=INKEY$:IF A$("<"0"AND A$("<"N" THEN 250
260 IF A$="0" THEN 490
270 FOR I=1 TO 3 :PRINT :NEXT
280 '
290 '=====SI X(V) EST UNE SUITE ALEATOIRE=====
300 '
310 PRINT "LA VALEUR DE N DOIT ETRE EGALE A 2^n: n ENTIER POSITIF"
320 PRINT "
330 PRINT "Donner la valeur de N";
340 INPUT N
350 FOR I=1 TO 5:PRINT :NEXT
360 DIM XI(N) :DIM XR(N) : DIM A(N)
370 SCREEN 0
380 FOR V=0 TO N-1
390 PRINT "Donnez la valeur de XR(",V;")=";
400 INPUT XR(V) :XI(V)=0
410 NEXT V
420 SCREEN 3
430 G=INT(LOG(N)/LOG(2)) :PI =3.141592654#
440 GOTO 710
450 FOR I=1 TO 5 :PRINT :NEXT

```

```
460 '
470 '      =====SI X(V) EST CONNUE=====
480 '      -----
490 FOR I=1 TO 5 :PRINT :NEXT
500 PRINT "Ecrivez votre nouvelle fonction a la place de l'ancienne dans la lig
ne 630 Puis faites passer le curseur a la ligne juste avant puis appuyer sur re
turn pour continuer"
510 FOR I=1 TO 3 :PRINT :NEXT
520 PRINT "GOTO 530" :EDIT 630
530 RANDOMIZE VAL(RIGHT$(TIME$,2))*1000
540 FOR I=1 TO 3 :PRINT :NEXT
550 PRINT "LA VALEUR DE N DOIT ETRE EGALE A 2^n: n ENTIER POSITIF
560 PRINT "
570 PRINT "Donner la valeur de N";
580 INPUT N
590 SCREEN 3
600 DIM XR(N):DIM XI(N):DIM A(N)
610 G=INT(LOG(N)/LOG(2)) :PI=3.141592654#
620 FOR I=0 TO N-1
630 XR(I)=(.5-RND(1))*10
640 XI(I)=0
650 NEXT I
660 PI=3.141592664#
670 '
680 '=====
690 '=====DETERMINATION DU MAXIMUM DE X(I)=====
700 '      -----
710 XM=X(0)
720 FOR I=0 TO N-1
730 IF ABS(XR(I)) > XM THEN XM=ABS(XR(I))
740 NEXT I
750 '
760 '=====TRACE DU SIGNAL D'ENTREE X(V)=====
770 '      -----
780 GOSUB 1800
790 II=0 : XRI=XR(0)
800 FOR I=0 TO N-1
810 LINE (II,XRI)-(I,XR(I))
820 II=I :XRI=XR(I)
830 NEXT I
840 '.....
850 '      :: PROGRAMME DE LA DFT ::
860 '      .....
870 DIM K(20)
880 N2=N/2
890 NU1=G-1
900 FOR L=1 TO G
910 K=0
920 M=INT(K/(2^NU1))
930 GOSUB 1110
940 FOR I=1 TO N2
950 T=XR(I)
960 A=XI(I)
```

```
970 B=COS(2*PI*P/N)*XR(K+N2)+SIN(2*PI*P/N)*XI(K+N2)
980 C=COS(2*PI*P/N)*XI(K+N2)-SIN(2*PI*P/N)*XR(K+N2)
990 XR(K)=T+B
1000 XI(K)=A+C
1010 XR(K+N2)=T-B
1020 XI(K+N2)=A-C
1030 K=K+1
1040 NEXT I
1050 K=K+N2
1060 IF K<(N-1) THEN 920
1070 N2=N2/2
1080 NU1=NU1-1
1090 NEXT L
1100 GOTO 1210
1110 KJ=N
1120 P=0
1130 FOR IJ=1 TO G
1140 KJ=KJ/2
1150 IF M<KJ THEN M(IJ)=0:GOTO 1180
1160 M(IJ)=1
1170 M=M-KJ
1180 P=P+(2^(IJ-1))*M(IJ)
1190 NEXT IJ
1200 RETURN
1210 FOR K=0 TO N-1
1220 JL=K
1230 I=0
1240 KL=N
1250 FOR IL=1 TO G
1260 KL=KL/2
1270 IF JL<KL THEN K(IL)=0:GOTO 1300
1280 K(IL)=1
1290 JL=JL-KL
1300 I=I+(2^(IL-1))*K(IL)
1310 NEXT IL
1320 IF I<=K THEN 1390
1330 TR=XR(K)
1340 XR(K)=XR(I)
1350 XR(I)=TR
1360 TI=XI(K)
1370 XI(K)=XI(I)
1380 XI(I)=TI
1390 NEXT K
1400 FOR I=0 TO N-1
1410 A(I)=5QR((XR(I)^2)+(XI(I)^2))/N
1420 NEXT I
1430 ' .....
1440 '
1450 ' #####
1460 ' # CALCUL DE LA L'ESTIMATEUR DE LA FONCTION D'AUTOCORRELATION #
1470 ' #####
```

```

1480 DIM R(N/2+1)
1490 FOR U=0 TO N/2
1500 S=2*(A(0))^2
1510 FOR I=1 TO N/2
1520 S=5+2*((A(I))^2)*COS (2*PI*I/N*U)
1530 NEXT I
1540 R(U)=S
1550 NEXT U
1560 '#####
1570 '      ===== TRACE DE L'ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION =====
1580 '      -----
1590 GOSUB 2110
1600 UI=0 : RUI=R(0)
1610 FOR U=0 TO N/2
1620 LINE (UI,RUI)-(U,R(U))
1630 UI=U : RUI=R(U)
1640 NEXT U
1650 '      ===== TRACE DE L'ESTIMATEUR NORME =====
1660 '      -----
1670 DIM RN(N/2+1)
1680 GOSUB 2270
1690 UI=0 : RNI=1
1700 FOR U=0 TO N/2
1710 RN(U)=R(U)/R(0)
1720 LINE (UI,RNI)-(U,RN(U))
1730 UI=U : RNI=RN(U)
1740 NEXT U
1750 '      =====
1760 LOCATE 3,3 :END
1770 '=====
1780 '
1790 '      ===== AFFICHACHE SUR ECRAN =====
1800 CLS
1810 KEY OFF
1820 SCREEN 3
1830 LOCATE 2,1 :PRINT "X(V)"
1840 LOCATE 7,72 :PRINT "V=",N
1850 LOCATE 13,10 :PRINT "FIG 1: S I G N A L   D' E N T R E E X ( V )"
1860 LOCATE 14,2 :PRINT "R(U)                                RN(U)"
1870 LOCATE 20,33:PRINT "U=",N/2;"          "; "U=",N/2
1880 LOCATE 25,2 :PRINT "FIG 2: ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION   FIG 3: ESTIMA
TEUR NORME"
1890 '      =====CADRAGE=====
1900 LINE (0,0)-(639,399),1,B
1910 LINE (1,205)-(638,205)
1920 LINE (319,205)-(319,398)
1930 '
1940 '=====SOUS PROGRAMME POUR TRACER LA FONCTION X(V)=====
1950 '
1960 VIEW (5,5)-(634,175)
1970 WINDOW (-10,-1.25*(INT(XM)+1))-(N+10,1.25*(INT(XM)+1))
1980 LINE (-10,0)-(N+10,0)

```

```
1990 FOR I=0 TO N STEP 100
2000 LINE (I,-1/50)-(I,1/50)
2010 NEXT I
2020 LINE (0,-1.25*(INT(XM)+1))-(0,1.25*(INT(XM)+1))
2030 FOR I=-XM TO XM STEP XM/4
2040 LINE (-N/500,I)-(N/500,I)
2050 NEXT I
2060 RETURN
2070 '=====
2080 '
2090 '=====SOUS PROGRAMME POUR TRACER L'ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION=====
2100 '-----
2110 SCREEN 3
2120 VIEW (5,210)-(314,375)
2130 WINDOW (-5,-1.25*(INT(R(0)+1)))-(N/2+5,1.25*(INT(R(0)+1)))
2140 LINE (-5,0)-(N/2+5,0)
2150 FOR I=0 TO N/2 STEP 50
2160 LINE (I,-1/50)-(I,1/50)
2170 NEXT I
2180 LINE (0,-1.25*(INT(R(0)+1)))-(0,1.25*(INT(R(0)+1)))
2190 FOR I=-R(0) TO R(0) STEP R(0)/4
2200 LINE (-N/500,I)-(N/500,I)
2210 NEXT I
2220 RETURN
2230 '
2240 '
2250 '=====SOUS PROGRAMME POUR TRACER L'ESTIMATEUR NORME=====
2260 '-----
2270 SCREEN 3
2280 VIEW (324,210)-(634,375)
2290 WINDOW (-5,-1.25)-(N/2+5,1.25)
2300 LINE (-5,0)-(N/2+5,0)
2310 FOR I=0 TO N/2 STEP 50
2320 LINE (I,-1/50)-(I,1/50)
2330 NEXT I
2340 LINE (0,-1.25)-(0,1.25)
2350 FOR I=-1 TO 1 STEP .25
2360 LINE (-N/500,I)-(N/500,I)
2370 NEXT I
2380 RETURN
2390 '=====
```

Programme permettant de comparer les résultats  
des deux méthodes.

```

10 '+++++++ECRITURE DU TITRE+++++++
20 '
30 KEY OFF
40 SCREEN 1
50 SCREEN 0
60 COLOR 16,5
70 LOCATE 13,3:PRINT "*****"
80 LOCATE 11,3:PRINT "*****"
90 COLOR 3,0
100 A$="          LOGICIEL PERMETTANT DE COMPARER LES RESULTATS DONNES PAR LE
S DEUX PROGRAMMES***"
110 L=LEN(A$)
120 FOR I=1 TO L
130 B%=LEFT$(A$,32)
140 LOCATE 12,3 :PRINT "* ";B%;" *"
150 FOR J=1 TO 300:NEXT
160 A%=RIGHT$(A$,L-1)+LEFT$(A$,1)
170 NEXT
180 '+++++++
190 '
200 '+++++++INTRODUCTION DU SIGNAL D'ENTREE X(V) ET DU Nbr DE POINT "N"+++++++
210 ' -----
220 CLS
230 FOR I=1 TO 3:PRINT :NEXT
240 PRINT"Votre fonction est-elle connue?          Repondez par O/N "
250 A%=INKEY$:IF A%(">"0" AND A%(">"N" THEN 250
260 IF A%="0" THEN 450
270 FOR I=1 TO 3:PRINT :NEXT
280 '
290 '          ++++++SI X(V) EST UNE SUITE ALEATOIRE+++++++
300 ' -----
310 FOR I=1 TO 3 :PRINT :NEXT
320 PRINT "LE NOMBRE N DOIT ETRE EGAL 2^n :n ENTIER POSITIF"
330 PRINT "
340 PRINT "DONNER LA VALEUR DE N",
350 INPUT N
360 FOR I= 1 TO 5 :PRINT :NEXT
370 DIM X(N)
380 SCREEN 0
390 PI=3.141592654#
400 FOR V=0 TO N-1

```

```

410 PRINT "DONNER LA VALEUR DE X(„;V;“)=";
420 INPUT X(V)
430 NEXT V
440 GOTO 680
450 FOR I=1 TO 5:PRINT :NEXT
460 '
470 '      ++++++SI X(V) EST CONNUE+++++
480 '      -----
490 PRINT "Ecrivez votre nouvelle fonction a la place de l'ancienne dans la lig
ne 610      Puis faites passer le curseur a la ligne juste avant puis appuer su
r return      pour continuer "
500 FOR I=1 TO 3:PRINT :NEXT
510 PRINT "GOTO 520 " :EDIT 610
520 RANDOMIZE VAL(RIGHT$(TIME$,2))*1000
530 FOR I=1 TO 3:PRINT :NEXT
540 PRINT "LA VALEUR DE N DOIT ETRE EGALE A 2^n: n ENTIER POSITIF
550 PRINT "DONNER LA VALEUR DE N";
560 INPUT N
570 SCREEN 3
580 DIM X(N)
590 PI=3.141592654#
600 FOR V=0 TO N-1
610 X(V)=(.5-RND(1))*15
620 NEXT V
630 '
640 '+++++
650 '
660 '+++++DETERMINATION DU MAXIMUM DE X(V)+++++
670 '      -----
680 XM=X(0)
690 FOR V=0 TO N-1
700 IF ABS(X(V))>XM THEN XM=ABS(X(V))
710 NEXT V
720 '
730 '+++++TRACE DU SIGNAL D'ENTREE X(V)+++++
740 '      -----
750 GOSUB 2360
760 VI=0 :XI=X(0)
770 FOR V=0 TO N-1
780 LINE (VI,XI)-(V,X(V))
790 VI=V :XI=X(V)
800 NEXT V
810 '*****
      *CALCUL DE L'ESTIMATEUR DE LA FONCTION D'AUTOCORRELATION*
820 '      *          PAR LA METHODE DIRECTE          *
830 '      *****
840 '
850 DIM XV(N)
860 FOR V=1 TO N
870 XV(V)=X(V-1)
880 NEXT V
890 DIM R(N)
900 FOR U=0 TO N/2
910 S=0

```

```

920 FOR V=1 TO N-U
930 K=V
940 L=V+U
950 S=5+XV(K)*XV(L)
960 NEXT V
970 RU=S/(N-U)
980 R(U)=RU
990 NEXT U
1000 '*****
*
1010 '
1020 '      ++++++++TRACE DE L'ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION+++++++
934 '      +          " METHODE DIRECTE "          +
1030 '      -----
1040 GOSUB 2670
1050 RM=R(0)
1060 FOR U=0 TO N/2
1070 IF R(U)>RM THEN RM=R(U)
1080 NEXT U
1090 GOSUB 2670
1100 UI=0 :RI=R(0)
1110 FOR U=0 TO N/2
1120 LINE(UI,RI)-(U,R(U))
1130 UI=U :RI=R(U)
1140 NEXT U
1150 '
1160 '      ++++++++TRACE DE L'ESTIMATEUR NORME+++++++
1170 '      -----
1180 GOSUB 2830
1190 DIM RN(N/2+1)
1200 UI=0 :RNI=1
1210 FOR U=0 TO N/2
1220 RN(U)=R(U)/R(0)
1230 LINE (UI,RNI)-(U,RN(U))
1240 UI=U :RNI=RN(U)
1250 NEXT U
1260 '      -----
1270 '+++++++
1280 '
1290 '+++++++
1300 ' +CALCUL DE LA L'ESTIMATEUR DE LA FONCTION D'AUTOCORRELATION+
1310 ' +          PAR LA METHODE DE DAF INVERSE          +
1320 ' ++++++++
1330 '
1340 '      ++++PROGRAMME DE DFT "COOLY-TUKEY"++++
1350 '      -----
1360 DIM M(20)
1370 DIM K(20)
1380 G=INT(LOG(N)/LOG(2))
1390 DIM XR(N)
1400 DIM XI(N)
1410 DIM A(N)
1420 FOR I=0 TO N-1

```

```
1430 XR(I)=X(I)
1440 XI(I)=0
1450 NEXT I
1460 N2=N/2
1470 NU1=G-1
1480 FOR L=1 TO G
1490 K=0
1500 M=INT(K/(2^NU1))
1510 GOSUB 1690
1520 FOR I=1 TO N2
1530 T=XR(K)
1540 A=XI(K)
1550 B=COS(2*PI*P/N)*XR(K+N2)+SIN(2*PI*P/N)*XI(K+N2)
1560 C=COS(2*PI*P/N)*XI(K+N2)-SIN(2*PI*P/N)*XR(K+N2)
1570 XR(K)=T+B
1580 XI(K)=A+C
1590 XR(K+N2)=T-B
1600 XI(K+N2)=A-C
1610 K=K+1
1620 NEXT I
1630 K=K+N2
1640 IF K<(N-1) THEN 1500
1650 N2=N2/2
1660 NU1=NU1-1
1670 NEXT L
1680 GOTO 1790
1690 KJ=N
1700 P=0
1710 FOR IJ=1 TO G
1720 KJ=KJ/2
1730 IF M(KJ) THEN M(IJ)=0:GOTO 1760
1740 M(IJ)=1
1750 M=M-KJ
1760 P=P+(2^(IJ-1))*M(IJ)
1770 NEXT IJ
1780 RETURN
1790 FOR K=0 TO N-1
1800 JL=K
1810 I=0
1820 KL=N
1830 FOR IL=1 TO G
1840 KL=KL/2
1850 IF JL<KL THEN K(IL)=0:GOTO 1880
1860 K(IL)=1
1870 JL=JL-KL
1880 I=I+(2^(IL-1))*K(IL)
1890 NEXT IL
1900 IF I<=K THEN 1970
1910 TR=XR(K)
1920 XR(K)=XR(I)
1930 XR(I)=TR
```

```
1940 TI=XI(K)
1950 XI(K)=XI(I)
1960 XI(I)=TI
1970 NEXT K
1980 FOR I=0 TO N-1
1990 A(I)=SQR((XR(I)^2)+(XI(I)^2))/N
2000 NEXT I
2010 '      ++++++
2020 '
2030 ' ++++++
2040 '      + CALCUL DE L'ESTIMATEUR D'AUTOCORRELATION A PARTIR DES +
2050 '      +          RESULTATS DU PROGRAMME PRECEDENT          +
2060 '      ++++++
2070 '
2080 FOR U=0 TO N/2
2090 S=2*(A(0))^2
2100 FOR I=1 TO N/2
2110 S=S+2*((A(I))^2)*COS (2*PI*I/N*U)
2120 NEXT I
2130 R(U)=S
2140 NEXT U
2150 GOSUB 2670
2160 UI=0 : RUI=R(0)
2170 FOR U=0 TO N/2
2180 LINE (UI,RUI)-(U,R(U))
2190 UI=U : RUI=R(U)
2200 NEXT U
2210 FOR U=0 TO N/2
2220 RN(U)=R(U)/R(0)
2230 NEXT U
2240 GOSUB 2830
2250 UI=0 : RNI=RN(0)
2260 FOR U=0 TO N/2
2270 LINE (UI,RNI)-(U,RN(U))
2280 UI=U : RNI=RN(U)
2290 NEXT U
2300 '      ++++++
2310 LOCATE 1,2 :END
2320 ' ++++++
2330 '
2340 '      ++++++   AFFICHAGE SUR ECRAN   ++++++
2350 '      -----
2360 CLS
2370 'KEY OFF
2380 SCREEN 3
2390 LOCATE 2,2 :PRINT "X(V)"
2400 LOCATE 7,72 :PRINT "V=";N
2410 LOCATE 13,10 :PRINT "FIG 1: SIGNAL D'ENTREE X(V)"
2420 LOCATE 14,2 :PRINT "R(U)"                      RN(U)"
2430 LOCATE 20,33:PRINT "U=";N/2;"          "; "U=";N/2
2440 LOCATE 25,2 :PRINT "FIG 2: ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION FIG 3: ESTIMATEUR
UR NORME"
```

```
2450 ' -----
2460 '
2470 '          ++++++
2480 SCREEN 3
2490 LINE (0,0)-(639,399),1,B
2500 LINE (1,205)-(638,205)
2510 LINE (319,205)-(319,398)
2520 VIEW (5,5)-(634,175)
2530 ' -----
2540 '+++++++SOUS PROGRAMME POUR TRACER LA FONCTION X(V)+++++++
2550 WINDOW (-10,-1.25*INT(ABS(XM)+1))-(N+10,1.25*INT(ABS(XM)+1))
2560 LINE (-10,0)-(N+10,0)
2570 FOR I=0 TO N STEP 100
2580 LINE (I,-1/50)-(I,1/50)
2590 NEXT I
2600 LINE (0,-1.25*(INT(ABS(XM)+1))-(0,1.25*(INT(ABS(XM)+1)))
2610 FOR I=-INT(ABS(XM)+1) TO INT(ABS(XM)+1) STEP ABS(XM)/2
2620 LINE (-N/500,I)-(N/500,I)
2630 NEXT I
2640 RETURN
2650 ' -----
2660 '
2670 '----- SOUS PROGRAMME POUR TRACER L'ESTIMATEUR DE L'AUTOCORRELATION-----
2680 ' -----
2690 SCREEN 3
2700 VIEW (5,210)-(314,375)
2710 WINDOW (-5,-1.25*(INT(ABS(RM)+1))-(N/2+5,1.25*(INT(ABS(RM)+1)))
2720 LINE (-5,0)-(N/2+5,0)
2730 FOR I=0 TO N/2 STEP 50
2740 LINE (I,-1/50)-(I,1/50)
2750 NEXT I
2760 LINE (0,-1.25*INT(RM+1))-(0,1.25*INT(RM+1))
2770 FOR I=-1.25*INT(RM+1) TO 1.25*INT(RM+1) STEP R(0)/4
2780 LINE (-N/500,I)-(N/500,I)
2790 NEXT I
2800 RETURN
2810 ' -----
2820 '
2830 '-----SOUS PROGRAMME POUR TRACER L'ESTIMATEUR D'AUTOCORRELATION-----
2840 ' -----
2850 SCREEN 3
2860 VIEW (324,210)-(634,375)
2870 WINDOW (-5,-1.25)-(N/2+5,1.25)
2880 LINE (-5,0)-(N/2+5,0)
2890 FOR I=0 TO N/2 STEP 50
2900 LINE (I,-1/50)-(I,1/50)
2910 NEXT I
2920 LINE (0,-1.25)-(0,1.25)
2930 FOR I=-1 TO 1 STEP .1
2940 LINE (-N/500,I)-(N/500,I)
2950 NEXT I
```

## BIBLIOGRAPHIE

- (1) Cours de diagnostic des machines.  
Mr:W KUROWKI
- (2) Engineering application of correlation and spectral analysis.  
Julius s.Bendat and Allan G.Piersol  
Edition 1980
- (3) Méthodes pratiques d'étude des fonctions aléatoire.  
J.stern J.de Barbeyrac R.Poggi.
- (4) L'élasticité plasticité .  
Exposé de post-graduation .  
Proposé par Mr KUROWSKI  
et exposé par Mlle bennamouche.
- (5) Les méthodes rapides de transformation du signal  
Fourier Walsh . hadammard Haar ; lifermann
- (6) MAREK BALAZINSKI et A.SAMET  
Analyse mathématique de l'état géométrique de surfaces  
Promotion Juin 1982
- (7) Distributions et transformation de Fourier.  
Francois Roddier  
Mc graw-hill 1983
- (8) Spectral analysis in geophysics.  
M .Bath  
Elsevier 1974
- (9) Théorie de transmission de l'information  
Tome 1  
Signaux et Bruits Alexandru spataru
- (10) Traitement numérique des signaux .  
M.Kunt  
Dunod 3ieme édition 1981

