

HUITIEME COLLOQUE SUR LE TRAITEMENT DU SIGNAL ET SES APPLICATIONS

NICE du 1^{er} au 5 JUIN 1981

MODELES MAJORANTS : APPLICATION AU FILTRAGE
DE TRAJECTOIRES DE MOBILES MANOEUVRANT

Ph. de LARMINAT - J.M. PIASCO

Laboratoire d'Automatique de l'E.N.S.M. - ERA CNRS, 1 rue de la Noë - 44072 NANTES CEDEX

RESUME

La modélisation des caractéristiques dynamiques et statistiques des signaux intervenant dans un problème de filtrage est toujours difficile et l'application des méthodes classiques d'identification ou de réalisation stochastique est loin d'être toujours une solution efficace lors des applications concrètes.

On propose ici une autre alternative, consistant à s'appuyer sur la notion de modèle majorant d'un signal aléatoire. Dans bien des cas, ce concept permet de définir facilement des filtres simples et à performances garanties, à partir de connaissances a priori concrètes, telles que vitesse et accélération maximale de la trajectoire poursuivie.

Cette notion est illustrée par application au filtrage d'un signal de coordonnée polaire, relevé lors de la poursuite d'un mobile réel, et les résultats sont comparés à ceux d'un filtre obtenu par application d'une méthode de réalisation stochastique par le maximum de vraisemblance.

SUMMARY

In a filtering problem, the determination of the dynamical and statistical models of random signals is always difficult to perform. The direct application of the classical identification or stochastic approximation methods does not provide, in many times, an efficient way to deal with real problems.

An alternative approach is presented in this paper. It is based on the concept of overestimated model of a random process. Very often it makes possible to easily define simple filters having guaranteed performances, from reduced a priori knowledges, such as maximum speed and acceleration of the target.

This notion is applied to the filtering of a polar coordinate signal measured from a real target. The results are compared with those provided by a filter identified by the maximum likelihood estimation as a stochastic realization method.



I - INTRODUCTION

L'application de la théorie du filtrage linéaire optimal présuppose la connaissance complète du modèle stochastique des divers signaux intervenant dans le problème considéré. Lorsque ces données ne sont pas directement disponibles, une première approche consiste à chercher à les identifier à partir des observations elles mêmes. Cette identification, incluant l'estimation des caractéristiques statistiques des bruits prend alors le nom de réalisation stochastique, et n'est généralement pas un problème d'estimation linéaire. Il existe néanmoins de nombreuses méthodes [1] à [4], susceptibles de donner satisfaction dans bien des cas. Néanmoins, ces méthodes conduisent parfois à des résultats aberrants, particulièrement si les périodes d'échantillonnage sont faibles et si les hypothèses sur l'ordre du modèle et la blancheur du bruit sont par trop approximatives [5].

Une deuxième approche consiste à définir des filtres à partir de modèles approchés, choisis de façon à exiger le minimum de connaissances a priori de la part de l'utilisateur et permettant, si possible de simplifier la réalisation et la mise en oeuvre du filtre [6].

Pour développer ce point de vue, on peut s'appuyer sur un exemple simple et fondamental, celui de l'estimation des positions, vitesses, et accélérations d'un mobile, à partir d'observations d'azimut, site et distance.

Une première difficulté concerne les bruits de mesure qui peuvent être non stationnaires et colorés, mais le problème le plus important concerne celui du modèle de la trajectoire elle même:

Même en coordonnées cartésiennes, il est difficile de justifier un modèle Markovien dans lequel la source de hasard provient de l'action sur les variables de pilotage (moteur, gouvernes) : Il s'agit souvent d'actions sporadiques, inconnues de l'observateur, mais dont il est difficile de donner un modèle statistique pertinent. Compte-tenu des observations en coordonnées polaires, les équations deviennent complexes et non linéaires. Pour toutes ces raisons, il est alors légitime de craindre qu'une méthode de réalisation stochastique appliquée à un modèle linéarisé ne donne pas de bons résultats.

Plutôt que de rechercher un modèle raffiné, on peut procéder comme suit :

On définit a priori un modèle simple, par exemple telle coordonnée polaire x sera modélisée comme un signal dont la dérivée troisième est un bruit blanc de spectre q , et l'observation y est supposée perturbée par un simple bruit blanc de spectre r .

Un tel modèle pourra être considéré comme fortement erroné à divers points de vue. L'utilisateur pourra néanmoins l'admettre comme satisfaisant s'il présente les deux propriétés suivantes :

- Il permet de faire la synthèse de "bons" filtres, c'est à dire dont les performances ne sont pas trop inférieures à celles d'un filtre optimal.
- Les performances à partir du modèle (performances définies par la variance des erreurs d'estimation) sont des majorants des performances réelles.

La première propriété est évidemment difficile à apprécier, surtout si l'on ne dispose pas de l'optimum de référence.

Par contre, la deuxième est susceptible d'être explicitée rigoureusement : Si par exemple la seule

approximation consiste à remplacer les variances inconnues des bruits par un majorant, elle sera évidemment satisfaite. Si les approximations concernent la blancheur des bruits, ou l'ordre des modèles, le problème devient plus délicat. Néanmoins, on conçoit que si les modèles des spectres de tous les signaux majorent les spectres réels, alors une variance calculée, quelle qu'elle soit, majorera la variance réelle. On pourra dire alors que les modèles adoptés constituent des modèles majorants pour les différents signaux.

Ce concept de modèle majorant est généralisé et défini dans la deuxième partie de l'exposé. Les paragraphes suivants (3 à 6) présentent quelques exemples de modèles majorants particuliers. Le paragraphe 7 est consacré à l'exposé du problème de filtrage d'un signal d'azimut réel, et les résultats expérimentaux font l'objet de la dernière partie, où l'on compare les résultats des filtres obtenus, d'une part grâce à des modèles majorants, d'autre part, grâce à un modèle identifié par la méthode du maximum de vraisemblance.

II - NOTION DE MODELES MAJORANTS ET PROPRIETES DE BASE

On appelle modèle majorant $\bar{\mathcal{M}}_x$ d'un ensemble X de variables ou signaux aléatoires réels tout modèle tel que si l'on définit une variable Y comme une fonction linéaire de X , la variance de Y calculée à partir de $\bar{\mathcal{M}}_x$ soit supérieure ou égale à la variance exacte calculée à partir d'un modèle exact \mathcal{M}_x , et on écrira :

$$\bar{\mathcal{M}}_x \geq \mathcal{M}_x$$

Cas scalaire

Si X est une variable aléatoire réelle de variance V , il est clair que tout modèle $\bar{\mathcal{M}}_x$ définissant une variance \bar{V} telle que $\bar{V} \geq V$ est un modèle majorant de X .

Cas vectoriel

Si X est un système de variables aléatoires (centrées) de variance covariance

$$C \triangleq E(XX^T)$$

Alors tout modèle $\bar{\mathcal{M}}_x$ définissant une matrice \bar{C} telle que :

$$\bar{C} \geq C \quad \text{i.e.} \quad a^T(\bar{C} - C)a \geq 0 \quad \forall a$$

est un modèle majorant de X

Signal scalaire stationnaire

Soit $X(t)$ un signal aléatoire de fonction de corrélation.

$$\phi(\tau) = E(X(t) X(t + \tau))$$

et de spectre :

$$\phi(\omega) \triangleq \text{T.F.}(\phi(\tau)) = \int_{-\infty}^{+\infty} \phi(\tau) e^{-j\omega\tau} d\tau$$

$\bar{\mathcal{M}}_x$ sera un modèle majorant de X si on a

$$\phi(\omega) \geq \bar{\phi}(\omega) \quad \forall \omega$$

Remarque :

$$\bar{\mathcal{M}}_x \geq \mathcal{M}_x \implies \bar{\phi}(\tau) \geq \phi(\tau)$$

par contre, on n'a pas

$$\bar{\mathcal{M}}_x \geq \mathcal{M}_x \not\implies \bar{\phi}(\tau) \geq \phi(\tau)$$

* Pour la simplicité, on considère que toutes les variables et signaux définis par la suite sont centrés.

MODELES MAJORANTS : APPLICATION AU FILTRAGE
DE TRAJECTOIRES DE MOBILES MANOEUVRANT

Mais $\overline{\phi}(\tau) - \phi(\tau)$ doit être positif réel, ce qui est un cas particulier du cas général suivant :

Signal quelconque non stationnaire

Soit $R(t_1, t_2) \stackrel{\Delta}{=} E [X(t_1) X(t_2)]$

$$\{\overline{\mathcal{K}}_x > \mathcal{K}_x\} \iff \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} u(t_1) \left[\overline{R}(t_1, t_2) - R(t_1, t_2) \right] u(t_2) dt_1 dt_2 \geq 0 \quad \forall u(t) \right\}$$

Corollaire : Soit $[R(t_i, t_j)]$ une matrice $n \times n$ de terme général $R(t_i, t_j)$. Alors on a :

$$\{\overline{\mathcal{K}}_x > \mathcal{K}_x\} \iff \{[\overline{R}(t_i, t_j)] > [R(t_i, t_j)]\} \quad \forall n, t_1, \dots, t_n$$

- X sortie d'un système linéaire

Soit X défini comme la sortie d'un système linéaire \mathcal{L} , d'entrée Z, \mathcal{K}_z étant un modèle majorant de Z. Alors

($\mathcal{K}_z, \mathcal{L}$) définit un modèle de X, et on a :
 $(\overline{\mathcal{K}}_z, \mathcal{L}) \geq (\mathcal{K}_z, \mathcal{L})$

- Cas stationnaire

(Z, \mathcal{L} et X stationnaires).

Soit $\overline{\mathcal{L}}$ défini par sa réponse fréquentielle $L(\omega)$ et soit \mathcal{L} un système tel que $|\overline{L}(\omega)| \geq |L(\omega)|$, ($\overline{\mathcal{K}}_z, \overline{\mathcal{L}}$) et ($\mathcal{K}_z, \mathcal{L}$) sont alors deux modèles majorants de X.

$$(\overline{\mathcal{K}}_z, \overline{\mathcal{L}}) \geq (\mathcal{K}_z, \overline{\mathcal{L}}) \geq (\mathcal{K}_z, \mathcal{L})$$

Toutes les définitions et propriétés ci-dessus sont quasi triviales et il serait facile d'en allonger la liste. Elles permettent de donner une base théorique commune aux diverses techniques qui vont être développées par la suite.

III - MODELE MAJORANT POUR BRUIT COLORE

- Cas continu

Soient $\phi_{bb}(\tau)$ et $\Phi_{bb}(\omega)$ la fonction de corrélation et le spectre d'un bruit B(t)

on a : $\phi_{bb}(\omega) = \int_{-\infty}^{+\infty} \phi_{bb}(\tau) e^{j\omega\tau} d\tau \leq \int_{-\infty}^{+\infty} |\phi_{bb}(\tau)| d\tau$

Un bruit blanc de spectre constant

$$q = \int_{-\infty}^{+\infty} |\phi_{bb}(\tau)| d\tau$$

est donc un modèle majorant pour le bruit coloré B(t). Dans le cas assez fréquent ou B(t) est faiblement coloré et où la forme de $\phi(\tau)$ se rapproche donc d'une impulsion. Il est courant de prendre :

$$q = \int_{-\infty}^{+\infty} \phi_{bb}(\tau) d\tau = \phi_{bb}(0)$$

ce qui est effectivement un majorant de $\phi_{bb}(\omega)$ si

$\phi_{bb}(\tau)$ est positif pour tout τ .

Les utilisateurs sont conduits "naturellement" à adopter cette solution étant donné que le bruit blanc idéal est une abstraction idéale.

- Cas discret

Il est indispensable (et malheureusement pas

toujours effectué) de transposer les résultats ci-dessus dans le cas discret. En effet, si le pas d'échantillonnage est petit, il apparaît nécessairement une auto-corrélation importante. Alors, si l'on veut conserver l'hypothèse d'une séquence indépendante à titre de modèle approché, il importe de majorer sa variance selon les indications de la figure 1, si l'on veut éviter d'obtenir des résultats aberrants.

Modèle exact

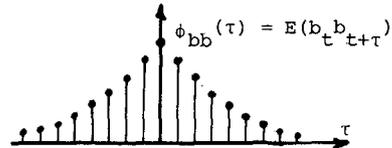
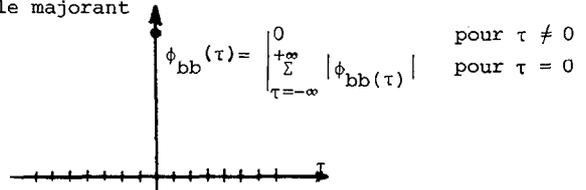


FIGURE 1

Modèle majorant



IV - MAJORANT DIAGONAL POUR UNE MATRICE DE VARIANCE CONVARIANCE NON DIAGONALE

Il est possible d'annuler des blocs non diagonaux d'une matrice définie, non négative, à condition de majorer les blocs diagonaux correspondants.

On donne le résultat ci-dessous sans démonstration :

Soit une partition quelconque en n^2 blocs, les diagonaux P_{ii} étant carrés.

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & & & \\ & P_{ii} & & \\ & & P_{jj} & \\ & & & P_{nn} \end{bmatrix} > 0$$

soit $\alpha_1 \dots \alpha_n$ positifs quelconques, tel que $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$

Soit $\overline{P} =$

$$\begin{bmatrix} \alpha_1^{-1} P_{11} & & & \\ & \alpha_i^{-1} P_{ii} & & \\ & & & \\ & & & \alpha_n^{-1} P_{nn} \end{bmatrix}$$

on a $\overline{P} > P$

Application élémentaire : $\alpha_i = \frac{1}{n}$

Les termes diagonaux sont donc multipliés par n. On constate que la majoration est importante. Il importe donc de ne pas l'utiliser inconsidérément, mais elle permet d'alléger considérablement certains calculs en évitant de calculer les termes non diagonaux dans les matrices de variance covariance intervenant dans des filtres. Le modèle ci-dessus permet aussi de traiter des observations indépendamment les unes des autres, sans s'occuper de leur corrélation éventuelle.

V - MODELE "TRIPLE INTEGRATEUR" CONSIDERE COMME UN MAJORANT DU "MODELE DE SINGER"

Soit un "modèle exact" (modèle de Singer) pour un signal X(t)



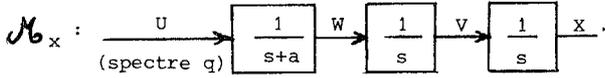
MODELES MAJORANTS : APPLICATION AU FILTRAGE
DE TRAJECTOIRES DE MOBILES MANOEUVRANTS

Vitesse $\dot{X} = V$
Accélération $\ddot{X} = W$

avec W Markovien de 1° ordre

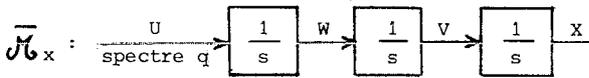
$$\dot{W} = -a W + U \quad (a > 0)$$

où U est un bruit blanc de spectre q



Si $a' \ll a$, on a $|\frac{1}{j\omega+a'}| \gg |\frac{1}{j\omega+a}|$

Si on diminue a, (à la limite $a' = 0$), on définit donc un modèle majorant de X (modèle triple intégrateur)



VI- DEFINITION D'UN MODELE SIMPLE, DOUBLE OU TRIPLE
INTEGRATEUR A PARTIR DES DONNEES VITESSES ET
ACCELERATIONS MAXIMALES

Dans le cas usuel (navire, avion, missile) où la vitesse peut être considérée comme bornée, le modèle de Singer peut être interprété lui même comme un modèle majorant (puisqu'il ne borne pas la vitesse), et n'a donc pas de raison d'être préféré à un modèle triple intégrateur.

Considérons donc le signal Vitesse V(t) et admettons que son spectre réel soit de la forme générale suivante (Fig.2)

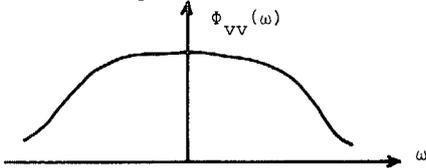


Fig. 2

On se propose de déterminer des majorants pour $\phi_{vv}(\omega)$, $\phi_{ww}(\omega)$, $\phi_{uu}(\omega)$ où V, W et U sont les vitesses, accélérations et dérivés troisièmes de X.

Pour cela, on se propose d'utiliser comme données du problème les écarts types de V et W, soit σ_v et σ_w l'utilisateur pourra déduire σ_v et σ_w de données primitives telles que les vitesses et accélérations maximales. Ces données doivent être complétées par la connaissance de la forme exacte du spectre $\phi_{vv}(\omega)$.

Il est clair que si V présente des composantes harmoniques pures (spectre de raies) $\phi_{vv}(\omega)$ ne pourra pas être majoré. On fait donc l'hypothèse que ϕ_{vv} est a large bande et on peut proposer les quelques formes types suivantes :

$$\phi_{vv1} = A_1 \text{ pour } |\omega| < \Omega_1$$

$$\phi_{vv2} = A_2 e^{-\frac{1}{2}(\frac{\omega}{\Omega_2})^2}$$

$$\phi_{vv3} = \frac{A_3}{(\Omega^2 + \Omega_3^2)^2}$$

Dans chaque cas, on détermine alors facilement les paramètres A_i , Ω_i en fonction de σ_v et σ_w , puis $\phi_{vv} \text{ max}$, $\phi_{ww} \text{ max}$, $\phi_{uu} \text{ max}$. Les résultats sont donnés par le tableau suivant :

	$\phi_{vv} \text{ max}$	$\phi_{ww} \text{ max}$	$\phi_{uu} \text{ max}$
ϕ_{vv1}	$1,814 \frac{\sigma_v^3}{\sigma_w}$	$5,441 \sigma_v \sigma_w$	$16,324 \frac{\sigma_w^3}{\sigma_v}$
ϕ_{vv2}	$2,507 \frac{\sigma_v^3}{\sigma_w}$	$1,884 \sigma_v \sigma_w$	$5,428 \frac{\sigma_w^3}{\sigma_v}$
ϕ_{vv3}	$4 \frac{\sigma_v^3}{\sigma_w}$	$1 \sigma_v \sigma_w$	$4 \frac{\sigma_w^3}{\sigma_v}$

Ce tableau permet de définir des modèles majorants du signal X, sous forme d'un bruit blanc intégré une, deux ou trois fois selon le cas.

Ainsi, si l'on désire un modèle "triple intégrateur", on pourra prendre comme spectre du bruit blanc d'entrée U(t) la valeur $q = 16,324 \frac{\sigma_w^3}{\sigma_v}$ qui est un majorant absolu. Cependant, compte tenu du fait que :

$$\sigma_w \sim W \text{ max}/2$$

$$\sigma_v \sim V \text{ max}/2$$

et que le spectre ϕ_{vv1} est une hypothèse d'école, les spectres réels pouvant présenter plutôt une forme intermédiaire entre ϕ_{vv2} et ϕ_{vv3} , on propose finalement ici comme expression standard :

$$q = \frac{W^3 \text{ max}}{V \text{ max}}$$

Cette valeur pouvant éventuellement être modulée d'après l'expérience.

VII- UN EXEMPLE CONCRET DE FILTRAGE UTILISANT DES MODELES MAJORANTS

Le signal observé (Fig. 4) Y(t) est la somme d'un signal X(t) et d'un bruit B(t).

Plus précisément Y(t) est un azimut observé, et on désire estimer X ainsi que ses deux premières dérivées V et W.

On adopte un modèle majorant triple intégrateur attaqué par un bruit blanc U(t) de spectre q. Les vitesses et accélérations maximales sont considérées comme des données du problème qui sont ici extraites d'un échantillonnage de Y(t) en relevant les pentes et les courbures en quelques points caractéristiques on en déduit une valeur numérique pour :

$$q = \frac{W^3 \text{ max}}{V \text{ max}}$$

On considère que le bruit de mesure B(t) est blanc, de spectre r. Pour évaluer r (hors ligne) à partir d'un échantillon y(t) de Y(t), on procède comme suit :

On filtre y(t) par un filtre F(s) passe bande. La pulsation de coupure basse ω_1 est choisie de façon à éliminer x(t) aussi complètement que possible, en laissant passer le bruit. La fréquence de coupure haute ω_2 est prise inférieure à la largeur de bande du bruit (Fig. 3)

MODELES MAJORANTS : APPLICATION AU FILTRAGE
DE TRAJECTOIRES DE MOBILES MANOEUVRANTS

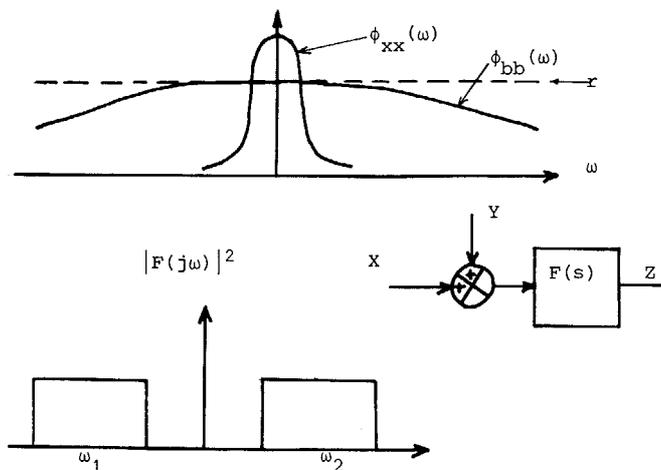


Figure 3

Z étant la sortie de F(s) on a :

$$\text{Var}(Z) \sim r \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} |F(j\omega)|^2 d\omega$$

Cette expression reste valable pour un filtre réel, tel que, par exemple:

$$F(s) = \frac{s}{(s+\omega_1)(s+\omega_2)}$$

où r est le majorant recherché. Il suffit donc de déterminer préalablement la valeur de l'intégrale.

$$\rho = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} |F(j\omega)|^2 d\omega$$

et on pourra évaluer r en estimant la variance de Z(t) à partir d'un échantillon type de Y(t).

$$r = \frac{\text{Var}(Z)}{\rho}$$

Connaissant q et r, on peut calculer explicitement le gain du filtre stationnaire optimal pour le système suivant :

$$\begin{bmatrix} \dot{\hat{X}} \\ \dot{\hat{V}} \\ \dot{\hat{W}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{X} \\ \hat{V} \\ \hat{W} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ U \end{bmatrix}$$

$$Y = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{X} \\ \hat{V} \\ \hat{W} \end{bmatrix} + B$$

ou u et b sont des bruits blancs de spectre q et r. On trouve :

$$\begin{bmatrix} \dot{\hat{X}} \\ \dot{\hat{V}} \\ \dot{\hat{W}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{X} \\ \hat{V} \\ \hat{W} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 2\mu \\ 2\mu^2 \\ \mu^3 \end{bmatrix} (Y - \hat{X})$$

On calcule également les termes diagonaux de la matrice de variance covariance P associée aux erreurs d'estimation :

$$\begin{aligned} P_{11} &= E(X - \hat{X})^2 = 2 \mu r \\ P_{22} &= E(V - \hat{V})^2 = 3 \mu^3 r \quad \text{avec } \mu = \sqrt[6]{\frac{q}{r}} \\ P_{33} &= E(W - \hat{W})^2 = 5 \mu^5 r \end{aligned}$$

Si r et q sont des approximations raisonnables des spectres de B et U, le filtre sera quasi optimal. Si r et q sont seulement des majorants des spectres réels de B et U, les performances du filtre pourrait être plus ou moins dégradés par rapport à l'optimum, mais les variances définies par P seront des majorants des variances réelles des erreurs d'estimation. En ce sens, on peut dire que les performances définies par

P sont des performances garanties.

Les résultats expérimentaux sont les suivants : Le signal traité est représenté sur la Fig. 4. Une observation préalable selon les modalités définies plus haut permettent d'évaluer q et r. On constate que l'estimation \hat{X} est indiscernable de y(t) à l'échelle de la figure 4. Les estimations de vitesse et accélération sont reportées sur les Fig. 6 et 7.

Une première constatation est que le filtre réalise un bon compromis entre : d'une part l'absence de traînage sur les estimées \hat{X} , d'autre part l'obtention d'estimations significatives pour les vitesses et accélérations. De nombreux autres essais ont montré en effet que des gains plus faibles provoquaient un traînage important à l'instant de la première accélération (t = 35 s) et que des gains plus grands engendraient des estimations de vitesse et surtout d'accélération inutilisables.

A titre de comparaison, on présente les résultats d'un filtre issu d'une modélisation du signal Y(t) résultant d'une méthode de réalisation stochastique "optimale" basée sur une estimation par le maximum de vraisemblance [5]. L'estimée \hat{X} est toujours indiscernable de y, à l'échelle de la figure 4. Mais l'examen des des vitesses et accélérations (Fig. 8 et 9) montre que le gain du filtre obtenu se trouve être beaucoup trop grand pour donner des résultats intéressants.

Ce point peut surprendre d'autant plus que la méthode utilisée est théoriquement plus puissante et plus rigoureuse. Malheureusement, on doit conclure également qu'elle est aussi plus fragile et plus sensible aux erreurs de modélisation. Notre diagnostic est que le bruit présente une "coloration" non négligeable compte tenu de la faible période d'échantillonnage (0,04 s). On peut en effet l'apprécier sur la représentation de y(t) à grande échelle (Fig. 5). Nous pensons que ce type de méthode de réalisation stochastique (basée sur la minimisation de l'innovation) ne peut faire de distinction entre ce qui est signal et ce qui est bruit coloré, d'où des gains élevés aptes à poursuivre le bruit et non à le filtrer.

Pour finir, on peut apprécier le caractère "majorant" des modèles utilisés pour définir le filtre. On a reporté au voisinage des estimées \hat{X} , \hat{V} et \hat{W} les fourchettes correspondant à deux écarts types (intervalle de confiance à 95%). Les signaux réels x, v, et w, étant bien entendu inconnus, il n'est pas possible de conclure en toute rigueur, mais l'observateur admettra que les signaux réels se trouvent avec une quasi certitude dans les fourchettes ainsi définies.

CONCLUSION

On a proposé quelques techniques permettant d'obtenir des "modèles majorants" de variables et signaux aléatoires divers, de sortes que toutes les variances calculées à partir de ces modèles soient des majorants des variances réelles.

On montre sur un exemple simple comment l'application de ces notions a permis de définir un filtre stationnaire simple, efficace et à performances garanties.

REMERCIEMENTS

Ce travail a été effectué dans le cadre de la convention DCAN-ENSM, n° 78-48-801-167.



MODELES MAJORANTS : APPLICATION AU FILTRAGE
DE TRAJECTOIRES DE MOBILES MANOEUVRANTS

REFERENCES

- [1] R.K. MEHRA
"On the identification of variances and adaptive Kalman filtering".
IEEE, AC 15, pp. 175-184.
- [2] Cl. BOZZO
"A discrete suboptimal adaptive estimation scheme for linear systems with unknown plant and measurement noise variances".
6th IFAC Congress, Boston, 1975.
- [3] G. ALENGRIN - G. FAVIER
"New stochastic realisation algorithms for identification of ARMA models".
IEEE, ASSP Conf., Tulsa, 1978.
- [4] C. DONCARLI - A. LORENZI
"Un algorithme d'estimation - detection sur la poursuite de trajectoires".
8ème colloque GRETSI, Nice, 1981.
- [5] C. DONCARLI - Ph. de LARMINAT - A. LINARD
"Etude et application d'algorithmes d'identification récurrente multivariable à l'estimation de la cinématique d'un but".
Rapport final - Convention de Recherche DCAN/ENSM n° C 78-48-801-167, 1979.
- [6] Ph. de LARMINAT
"Filtrage linéaire en présence de bruits colorés inconnus".
Annales ENSM, Nantes, 1976.

