

# STATISTIQUE ET ANALYSE DES DONNÉES

ASSOCIATION DES STATISTICIENS UNIVERSITAIRES

**Résumés - Journées de Statistique, Nice 22-26 mai 1978**

*Statistique et analyse des données*, tome 3, n° 2 (1978), p. 15-29.

[http://www.numdam.org/item?id=SAD\\_1978\\_\\_3\\_2\\_15\\_0](http://www.numdam.org/item?id=SAD_1978__3_2_15_0)

© Association pour la statistique et ses utilisations, 1978, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Statistique et analyse des données » implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/legal.php>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme  
Numérisation de documents anciens mathématiques  
<http://www.numdam.org/>

ASSOCIATION DES STATISTICIENS  
UNIVERSITAIRES

(Résumés - Journées de Statistique, Nice 22-26 MAI 1978)



ANALYSE DES CORRESPONDANCES SUR LES GRAPHES DE MOBILITE

AUTOREG

A. BELLACICCO

UNIVERSITE DE ROME  
Institut de Calcul de Probabilité  
ITALIE

\* Ingénieur au S.  
\*\* assistant à l'

L'objet d'étude de ce papier est d'analyser la mobilité spatiale en ITALIE avec la méthode de l'analyse factorielle des correspondances. On considère le graphe de mobilité spatiale en ITALIE, c'est à dire les fréquences de changement d'adresse d'une région à l'autre pendant les dernières années. On obtient une matrice de mobilité qui est appelée matrice de mobilité effective, M et une matrice de mobilité maximum qui peut être obtenue avec une méthode particulière appelée de "graduation controvariante". De la même manière, on peut obtenir une matrice de mobilité nulle M°.

La comparaison entre la matrice de mobilité effective et la matrice de mobilité nulle est amenée par l'analyse factorielle des correspondances sur les deux matrices, soit en analysant les statistiques qu'on peut obtenir, c'est à dire les valeurs propres, les valeurs factorielles, etc..., soit par les graphiques des premiers axes factoriels.

Dans ce papier, est analysé soit l'algorithme de construction de la matrice de mobilité nulle, soit les résultats de l'analyse des données.

Soit C = {x<sub>0</sub>, x<sub>1</sub>, ...} de moyenne empirique  $\bar{x}$ , de fonction et de corrélogramme empirique

$$\bar{x} = \frac{1}{n+1} \sum_{t=0}^n x_t, \quad s_j = \frac{1}{n+1} \sum_{t=0}^{n-j} (x_t - \bar{x})(x_{t+j} - \bar{x})$$

Considérons la série réduite C' dans l'espace euclidien R<sup>2n+1</sup> les n

$$V_{n-1} = [0, y_0, \dots, y_{n-2}, y_{n-1}, y_n, \dots]$$

(d'où ||V<sub>n</sub>|| = ... = ||V<sub>0</sub>|| = 1 et <V<sub>n</sub>, V<sub>0</sub>> = 0)

la projection orthogonale de V<sub>n</sub> sur l'espace engendré par V<sub>n-1</sub>, ..., V<sub>n-p</sub>. Les θ<sub>j</sub><sup>p</sup> sont obtenus par la méthode de Walker d'ordre p. La série chronologique d'une réalisation d'un processus Markovien à p états sous repose sur l'examen i) du corrélogramme empirique jusqu'à l'ordre k ≤ (n+1)/4 et ii) de la projection orthogonale de V<sub>n</sub> sur l'espace engendré par ces derniers n'étant autres que les coefficients de la collinéarité des V<sub>n-1</sub> rend inappropriée. En remplaçant dans les équations (1) les coefficients r<sub>j</sub> par des coefficients lissés λ<sub>j</sub> de type strictement positif, on obtient un processus susceptible d'atténuer ces fluctuations. Le corrélogramme empirique est remplacé par un processus stationnaires.

A titre d'exemple, les séries journalières de relevés trihoraires de la consommation de gaz. Le corrélogramme lissé est obtenu en posant λ<sub>j</sub> = max {0, 1 - j/K}, K étant un paramètre de lissage sur les estimations des

## RECONNAISSANCE DES FORMES EN PEDOLOGIE

SUR UNE CLASSE D'ES

Ph. BONNERIC

UNIVERSITE DE MONTPELLIER II  
Cellule Informatique  
Place E. Bataillon  
34060 - MONTPELLIER Cédex

Le pédologue ayant découpé une carte géographique en un certain nombre de cellules de surfaces égales, il enregistre des caractères (altitude moyenne, pente moyenne etc...) pour chacune d'elles.

Il définit ensuite plusieurs formes en fonction de l'étude à réaliser (exemple : bonne aptitude au pommier, aptitude moyenne etc...), chacune étant matérialisée par des cellules de la carte, dont on connaît l'aptitude, ou des cellules théoriques définies par les mêmes caractères.

Il s'agit alors d'affecter chaque cellule de la carte à la forme qui lui est la plus proche. Pour ceci, on calcule un indice de similarité (J.C. GOWER) s entre chaque cellule de la carte et chaque forme, puis on affecte la cellule à la forme avec qui elle a le plus grand s (sous réserve que s soit dans une certaine fourchette).

Le calcul s permet de pondérer les caractères. Il s'agit de déterminer les poids de telle sorte que les formes soient distinctes.

La méthode utilisée résulte des travaux de Y. ESCOUFIER et P. ROBERT qui disent que les poids optimum sont ceux qui donnent le coefficient RV maximum.

Sachant que :

$$RV(R,S) = \text{Tr}(R.S) / [\text{Tr}(R^2) \cdot \text{Tr}(S^2)]^{1/2}$$

S étant la matrice de similarité globale entre les cellules composant les formes.

R étant la matrice des similarités entre les formes.

Les poids ainsi déterminés sont alors injectés dans le calcul de similarité cellule-forme.

Pour chaque forme on visualise graphiquement la répartition de cellules en fonction de leur indice de similarité et on fixe un seuil en dessous duquel la cellule ne sera pas considérée pour cette forme.

L'affectation cellule-forme est finalement représentée par un schéma localisant les différentes formes sur la carte de départ.

Ce papier est un  
taine de pages non encore publi  
à variance minimale d'une fonc  
paramètres d'une distribution  
sur la borne inférieure de l'  
r tend vers l'infini. Cette ex  
de polynômes algébriques d'ord  
tres de la distribution. Le pr  
et relativement simple (pas d'

Ainsi, pour ne d  
donne pour l'estimateur centré  
du paramètre  $\theta$  de la distributi

$$f(x; \theta) = \theta^\lambda e^{-\theta x}$$

où  $\lambda$  est une constante, l'expres

$$T = (1 + \frac{\lambda}{n})n\bar{x}$$

où n est la taille de l'échant  
la variance correspondante :

$$V(T) = \frac{2\lambda\theta}{\theta^2} \lambda^2$$

On voit immédiatement que pour

$$T_1 = e^{\lambda \bar{x}}$$

est loin d'être satisfaisant e  
J'utiliser.

SUR UNE METHODE STATISTIQUE RELATIVE A L'EMPLOI DE L'ORDINATEUR  
ELECTRONIQUE DANS L'ANALYSE DES ELECTROCARDIOGRAMMES

L. V. DE CAROLIS

FACULTE DES SCIENCES STATISTIQUES  
Institut de Calcul de Probabilité  
UNIVERSITE DE ROME

Ce travail constitue un essai pour chercher à satisfaire aux exigences actuelles concernant l'emploi de l'ordinateur électronique, pour effectuer l'analyse d'un grand nombre d'électrocardiogrammes (E.C.G.). On a commencé par considérer un E.C.G. comme une ligne polygonale. Le fait qu'il y ait des machines qui donnent directement un E.C.G. sous forme d'une ligne brisée, peut justifier ce procédé. Par conséquent, on a utilisé l'équation de la ligne polygonale décrite par l'E.C.G. pour tirer une liaison éventuelle entre une fonction des coefficients de l'équation et le type d'E.C.G. (pathologique ou normal). On a conduit la recherche en prenant un échantillon au hasard de 60 individus (35 pathologiques et 25 normaux) dont on a considéré les douze dérivations d'un E.C.G. On a mis en évidence, en employant des tests d'hypothèse non paramétriques, que certaines fonctions des coefficients des lignes polygonales peuvent donner des valeurs propres à discriminer la plupart des E.C.G. relatifs aux individus pathologiques.

APPROXIMATION D'AN  
DE VARIABLES  
A LA REGRESSION ET A

UNIVERSI  
06034

Lorsqu'une grande  
on utilise régression, an. de  
criminante selon le type (quan  
Ces diverses méthodes font tou  
pour justifier les tests d'hyp  
que les variables quantitative

Pour se libérer  
actuellement de nouvelles déma  
"découpage en classes" des var  
des correspondances.

Dans cet exposé,  
lyses canoniques non linéaires  
sur le plan théorique certaine  
modes de prévision : ceux-ci p  
formation due au découpage en  
titatives.

UTILISATION DES PROCESSUS ARMA DANS L'ETUDE DES SERIES CHRONOLOGIQUES

S. DOSSOU-GBETE

H. DANG-DUC

Laboratoire de Statistique et Probabilités

E.R.A. C.N.R.S. N° 591

UNIVERSITE de TOULOUSE III,

31077 TOULOUSE Cédex

QUELQUES ASPECTS  
DE PROCESSUS STATIONNAIRES

INSTITUT

C.P. 210

Bd du Triomphe

B - 1050

L'objet de cet exposé est de présenter certaines propriétés des processus stationnaires du second ordre.

Partant des notions de bruit blanc, de processus des innovations, de processus régulier, de processus inversible et d'opérateur retard (B), on distingue l'équation ARMA et processus ARMA (p,q). Soient P' et Q' deux polynômes à coefficients réels de degrés p' et q' respectivement et un bruit blanc  $\{\alpha(t)\}_{t \in \mathbb{Z}}$ , on appelle équation ARMA l'équation

$$P'(B) X(t) = Q'(B) \alpha(t) \quad (1)$$

On étudie les conditions sur P' et Q' pour que (1) admette un processus régulier  $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$  comme solution. On rappelle qu'une telle solution est unique si elle existe et que l'on peut alors définir deux polynômes P et Q, à coefficients réels et de degrés minimum  $p \leq p'$  et  $q \leq q'$ , tels que

$$P(B) X(t) = Q(B) \varepsilon(t)$$

où  $\varepsilon(t)$  est l'innovation au temps t de la solution régulière de (1). Cette solution est appelée processus ARMA (p,q).

On développe quelques aspects de l'agrégation des processus ARMA (p,q) : agrégation diachronique, agrégation synchronique.

On étudie les méthodes d'estimations préliminaires de G.E.P. BOX et G.M. JENKINS ; ces méthodes définissent-elles toujours des processus ARMA (p,q) réguliers et inversibles ?

Plusieurs tentatives ont été effectuées dans le cas stationnaire au cours de cette décennie. Notre propos est de présenter quelques observations concernant :

- 1 - les travaux récents effectués sur les processus stationnaires univariés et multivariés
- 2 - les problèmes posés par l'existence d'un processus stationnaire
- 3 - le recours à l'analyse spectrale

LES COLLECTIONS STRUCTUREES : LE MODELE STATISTIQUE

SUR LES RESULTATS DE  
STOCHASTIQUES MULTIDIMENSIONNELLES

J.C. FARGET  
IREP - CRISS  
Université des Sciences Sociales  
B.P. 47  
38040 GRENOBLE-CEDEX

Labo  
FACU  
27,  
1338

Le but de cette étude est d'arriver à une bonne formalisation de l'ensemble des traitements nécessaires à la production des statistiques de base (tables de statistiques). Les données sont décrites et organisées en termes de "collections structurées" qui étend à l'ensemble des données les concepts de la tabulation. L'information est vue alors au travers d'une structuration hiérarchique dont chaque niveau correspond à une ventilation (ensemble de classes). Les ventilations apparaissent comme des objets du système, définis par les utilisateurs. Cette hiérarchie de classes sert de chemin d'accès lors des traitements des données. Ces traitements sont répertoriés en deux grandes catégories : d'une part les opérations internes à une collection (extraction, réductions et linéarisation) et d'autre part les opérations externes (concaténation, fusion, reformatage et finalement opérations arithmétiques).

En conclusion on peut considérer ces outils comme une extension d'APL aux problèmes de gestion d'une base de données orientée vers les statistiques.

L'extension au cas multivarié de la régression stochastique de Robbins-Monro fut l'oeuvre de Blum. On lui donne une approximation et un pour l'optimisation. Derman et Sacks, Fabian, Ventenaglia, et al. ont généralisé ce résultat, tant pour ces processus

Nous montrons, par ce résultat, l'actualité de ce processus de Robbins-Monro ou de Blum. Pour démontrer des théorèmes de Blum que de type de Blum, nous démontrons la régression linéaire donnée par une fonction de la variance uniformément bornée d'un exemple. Et nous établissons l'existence d'une régression de type parabolique.



ANALYSE COMPLEXE DE DONNEES

A. GRORUD

Rue les Asters B-I  
Chemin des Infirmieries  
13100 - AIX en PROVENCE

L'objet du travail présenté ici est l'extension aux données complexes de quelques méthodes classiques d'analyse factorielle.

L'exposé se décompose en deux parties :

1 - Nous montrons d'abord la possibilité théorique de traiter les variables complexes par les méthodes factorielles en utilisant un produit hermitien qui remplace le produit scalaire des analyses réelles. Nous parlons en particulier :

- du traitement d'un ensemble mixte de variables (variables réelles + variables complexes) ;
- des vecteurs aléatoires complexes, des opérateurs linéaires associés et du coefficient RV de deux opérateurs ;
- du schéma de dualité complexe ;
- de la comparaison par le RV du traitement réel et du traitement complexe des données.

2 - Nous appliquons ensuite les résultats de la première partie en une étude pratique de l'Analyse en Composantes Principales Complexe sur des données de vent en Camargue.

PROCESSUS MULTIVARIÉS  
MOYENNE MOBILE A COEFFICIENTS  
CONDITIONS D'INDETERMINATION

UNIVERSITÉ  
Campus - P1  
Bd du Triomphe  
1050 - BRUXELLES

Des conditions d'indétermination  
obtenues (HALLIN et MELARD - 1977)  
mobile univariée et à coefficients  
assez simplement aux processus multivariés  
siques de la théorie des équations  
de traiter directement le cas des  
de la notion de fonction de GREEN  
permet en outre un calcul récursif  
la définition classique.

Références :

M. HALLIN et G. MELARD : Indétermination  
autoregressifs - moyenne mobile à  
Séries Chronologiques - Approches  
mai 1977. Cahiers du CERN, 19, 1977.

APPLICATION DE LA METHODE DU COL AU DEVELOPPEMENT ASYMPTOTIQUE  
DE LA LOI DE PROBABILITE D'UN ESTIMATEUR DE LA CLASSE K  
DANS UN MODELE A EQUATIONS SIMULTANEEES

UNE PROCEDURE DE CONSTRUCTION  
EXEMPLE D'APPLICATION EN UTILISANT

A. HOLLY

UNIVERSITE PARIS IX (Dauphine)  
 U.E.R. Mathématiques de la Décision  
 Place du Maréchal de Lattre de Tassigny  
 75016 - PARIS  
 et  
 ECOLE POLYTECHNIQUE  
 Laboratoire d'Econométrie  
 17, rue Descartes  
 75230 - PARIS Cédex 05

De nombreux auteurs ont obtenu récemment des approximations des fonctions de répartition d'estimateurs de paramètres, dans le cadre des modèles à équations simultanées. Ces approximations sont essentiellement du type Edgeworth ou Gram-Charlier. Dans ce travail, on étudie l'approximation de la densité de probabilité des estimateurs dits "de classe k" des paramètres d'un système à deux équations à l'aide d'une nouvelle méthode. Celle-ci, connue en analyse classique sous le nom de méthode du col, consiste à trouver un développement asymptotique d'une intégrale dépendant d'un paramètre réel, à l'aide d'une intégration dans le plan complexe.

Dans ce travail, la méthode du col est appliquée à la transformée de Laplace de la loi de l'estimateur de classe k. Par un théorème d'inversion de la transformée de Laplace, on obtient une approximation de la densité exacte.

On compare ensuite cette approximation avec la densité exacte, des estimateurs des moindres carrés ordinaires et des doubles moindres carrés qui sont les cas particuliers les plus importants d'estimateurs de la classe k.

Des comparaisons numériques entre l'approximation ainsi obtenue et les densités exactes, d'une part, et les approximations du type d'Edgeworth, d'autre part, ont été effectuées. Elles montrent que l'approximation par la méthode du col conduit à des résultats très satisfaisants.

J.

L'objet de la construction de processus stochastiques vectoriels :  $\phi(B)z_t - \theta(B)a_t$ .

Une procédure pour les séries temporelles à l'aide de modèles ARMA à identifier, estimer et contrôler.

Les différentes propriétés respectivement sur l'estimation de la fonction de transfert, une généralisation de la méthode de Yule-Walker univarié et sur l'estimation des paramètres en présence de bruit.

A titre d'exemple, on considère des processus AR(1), moyenne mobile M(1). A cette occasion, on montre que la méthode de transfert pour une variable exogène.

Enfin, cette étude est appliquée lorsque les paramètres d'un modèle sont estimés en temps réel selon un processus ARMA multivarié.

$$\phi(B)b_{t+1} = \theta(B)a_t$$

$$y_t = x_t' b_t + a_t$$

TESTS DE RANG ET PROCESSUS AUTOREGRESSIFS D'ORDRE UN

J.F. INGENBLEEK

Institut de Statistique  
UNIVERSITE LIBRE DE BRUXELLES  
Campus Plaine - C.P.210 - Bd du Triomphe  
1050 - BRUXELLES

Soit  $x_1, x_2, \dots, x_n$  une réalisation de longueur finie d'un processus aléatoire. On connaît [1] des statistiques linéaires de rang pour tester l'hypothèse que le processus générateur est un bruit blanc stationnaire, par rapport à l'alternative que ce processus comporte une tendance linéaire. On considère ici comme hypothèse alternative un processus autorégressif d'ordre un. On examine grâce à la méthode développée par Hajek et Sidak des conditions suffisantes à imposer aux scores pour que la statistique de rang associée soit asymptotiquement normale. On analyse également la normalité dans le cas d'une alternative contigüe.

Référence : [1] Hajek-Sidak : Theory of rank test. Academic Press, New York (1967).

INTERPOLATION DES S

UNIVERSI  
Laborato  
U.E.R. M  
31000 -

Soit  $\{x_n\}, n \in \mathbb{Z}$ , une suite de v.a indépendante de seulement. On désire estimer  $x_0$  à

La procédure habituelle est d'interpoler l'élément d'un espace de Hilbert de la suite  $\{A_n x_n\}, n \in \mathbb{Z}$ . L'estimateur

$$\tilde{x}_0 = \sum_k a_k A_k x_k$$

la suite des  $a_k$  étant solution du

$$E((x_0 - \tilde{x}_0) A_k) = 0$$

L'estimateur ainsi défini  $\{a_k\}$  ne dépend pas des observations. L'observation de  $\tilde{x}_0$  sera différente

D'où l'idée de l'estimateur par interpolation. Posons :

$$\begin{cases} \tilde{x}_0 = x_0 & \text{si } A_0 = 1 \\ \tilde{x}_0 = \sum_k a_k A_k x_k & \text{sinon} \end{cases}$$

la suite des  $a_k$  étant définie par

$$E((x_0 - \tilde{x}_0) A_k) = 0$$

On étudie cet estimateur

- 1 - les v.a  $A_k$  sont mutuellement indépendantes
- 2 - la suite des v.a  $A_k$  est stationnaire

ANALYSE DES CORRESPONDANCES  
SUR JUXTAPOSITION DE SOUS TABLEAUX HETEROGENES

J.P. LAMARCHE et M. SUEUR

UNIVERSITE D'ORLEANS  
Département de Mathématiques  
Faculté des Sciences  
45045 - ORLEANS Cédex

Nous disposons de données consistant en résultats à des exercices posés à des classes de 6èmes, visant à trouver des liens entre la formulation des problèmes additifs et soustractifs et la compréhension qu'en ont les élèves, plusieurs séries d'exercices étant posés chacune à un groupe de classe.

Nous avons donc un "pseudo" tableau de contingence, constitué par la superposition de plusieurs sous tableaux, correspondant chacun à une série d'exercices et des classes différentes. Pour l'étudier, nous avons été amenés à utiliser une méthode d'"analyse des correspondances partielles" pour comparer entre elles les différentes séries d'exercices, en juxtaposant à l'analyse globale de tout le tableau celle de chaque sous tableau, ou groupe, avec une métrique de  $\chi^2$  globale, compatible entre toutes les analyses. Nous calculons les inerties correspondantes : inertie des groupes, et inertie inter-groupes.

Sur deux séries de données, ceci nous a permis de voir qu'un des deux tableaux (dont l'inertie inter-groupe était plus forte) était plus concluant pour l'étude pédagogique. La projection simultanée dans le "plan principal" de chaque groupe des exercices et des classes permet de comparer l'influence de la formulation des différentes séries d'exercices. Enfin, par un tracé Benson, nous pouvons projeter l'ensemble des classes et des exercices sur le plan principal d'un des groupes (plus particulièrement intéressant, par exemple), ainsi que les centres de gravité des groupes et leurs axes principaux d'inertie.

ANALYSES STATISTIQUES D  
DE LA REGION DE MONTREA

Centre de Recherche  
UNIVERSITE des  
34075 - MONTPEL

Les analyses portant sur le dioxyde de soufre ( $SO_2$ ), l'indice de carbone (CO). Certaines de ces analyses ont été effectuées sur un nombre de stations considérées essentielles. Les analyses ont été faites, l'une descriptive, l'autre sous forme de séries chronologiques.

En addition des techniques statistiques, des techniques de représentation ont été employées telles que les cartes de répartition (STATIS). Les conclusions suivantes ont été tirées : la pollution est nettement supérieure en hiver qu'en été, les stations sont très liées et peuvent servir à caractériser un aspect local qui permet de distinguer la proximité des raffineries, les zones commerciales du centre-ville, les zones résidentielles (forte ou faible) et les espaces verts.

Des modèles de pollution ont été établis pour la pollution et l'évolution à moyen terme. La pollution est mentionnée comme par exemple un modèle mis dans l'huile de chauffage. Les mesures de pollution dépendent

MODELES ARIMA POUR DES SERIES CHRONOLOGIQUES NON HOMOGENES

TEST ET ESTIMATION

DE NAISS

G. MELARD

UNIVERSITE LIBRE DE BRUXELLES  
Institut de Statistique  
Campus Plaine - C.P. 210  
Bd du Triomphe  
B-1050 - BRUXELLES

UNIVERSITE C  
Département  
43, bd du 11  
69621 - VILL

Cet exposé présente une ébauche d'étude comparée, de deux approches pour la représentation de séries chronologiques comportant une tendance en dispersion, qui dérivent toutes deux de la méthode de BOX et JENKINS.

La première approche consiste à utiliser la méthode de BOX et COX pour déterminer la transformation à appliquer à la série afin de la rendre homogène.

La seconde approche, due à l'auteur, se base sur une classe particulière de modèles ARIMA à coefficients dépendant du temps. Les spécifications sont validées au moyen d'une batterie de tests qui ont pour but de faire apparaître l'incapacité éventuelle du modèle à représenter la série à certaines époques de chaque année, lorsque certains niveaux de la variable sont atteints ou à certaines périodes de l'intervalle d'observation. L'étude comparée porte sur quelques séries présentées dans la littérature ainsi que sur des séries macroéconomiques. Les deux approches conviennent différemment selon les cas, bien que la transformation de BOX et COX semble préférable pour les séries macroéconomiques.

Les processus linéaires  
renrent dans la classe  $\mathcal{C}$  des pro

$$P(N_{t+\Delta t} = j / N_t = i)$$

avec  $f: \mathbb{R}_+ \times \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{R}_+$  telle que  $\forall t > 0$   
linéaire, on retrouve un processus  
par simple changement de l'échelle  
formuler  $P(N_t = n / N_0 = n_0)$  et résoudre  
mation). On se propose ici d'étendre  
toute entière. Bien qu'on ne puisse  
théorie des martingales permet, par  
distribution conjointe de  $N_T$  et  $\int_0^T$   
des données statistiques à utiliser  
des estimateurs du maximum de vraisemblance  
te, aussi bien que de résoudre de

Comme un processus linéaire  
dimensionnel (on pose  $N_t = X_t - Y_t$ ,  
des décès) enregistrés entre les  
sément aux processus de naissance

APPROCHE MACRO-ECONOMIQUE DE L'ACTIVITE ACTUARIELLE  
FONDEE SUR LA THEORIE DES EQUATIONS DIFFERENTIELLES STOCHASTIQUES

M. PITHAS

UNIVERSITE DES SCIENCES SOCIALES  
Place Anatole France  
31070 - TOULOUSE Cedex

Le modèle que nous proposons est une approche macro-économique de l'activité actuarielle fondée sur la théorie des équations différentielles stochastiques. Quatre applications en ont dérivé.

1 - ACTUALISATION DU FONDS DE RESERVE ET CHARGEMENT DE SECURITE :

Les méthodes de calcul du chargement de sécurité, lorsqu'elles ont pour fondement la probabilité de ruine relative à un exercice de durée infinie, ne tiennent pas compte en général de l'actualisation du fond de réserve. L'effet correspondant jugé a priori négligeable ne justifie pas l'accroissement considérable des difficultés techniques nécessaires à sa détermination. En revanche, le présent modèle de diffusion conduit à une évaluation simple de l'effet d'actualisation à partir des paramètres essentiels de l'activité actuarielle considérée.

2 - UN DESCRIPTEUR D'ACTIVITE ACTUARIELLE : L'ESPERANCE ARRETEE :

Il s'agit ici de construire un indice simple pour classer des activités actuarielles en tenant compte de l'évolution moyenne du fond de réserve et de la probabilité de ruine. Est aussi envisagée une solution d'entente compagnie-assurés susceptible d'améliorer conjointement les situations des deux partenaires.

3 - ESPERANCE ARRETEE ET EQUILIBRE CONCURRENTIEL :

Une autre application de l'indice "espérance arrêtée" réside en la définition d'un équilibre concurrentiel sur le marché des assurances, en lequel apparaît clairement l'influence des taux d'intérêt à court et long terme, des fonds de réserve initiaux, de la dispersion du risque et de l'horizon économique pris en considération.

4 - VALEUR DE SHAPLEY ET ESPERANCE ARRETEE : DEFINITION D'UNE ENTENTE ACTUARIELLE :

La méthode de l'espérance arrêtée voit son champ d'application considérablement élargi par la théorie des jeux. Associée au concept "valeur de Shapley" elle permet d'établir les règles d'une entente entre compagnies d'assurances.

ESTIMATION D

Dr

FACULTES UNIVE

Nous suggérons un  
Prof. D.G. KENDALL : "supposons  
le plan ait été mutilée de telle  
points intérieurs à un domaine  
des méthodes d'inférence statis

Ceci est présenté  
blème du Taxi dont la généralis  
bornes inconnues d'un interval  
points à l'intérieur de celui-c  
siques pour ce problème par les  
à la recherche d'estimateurs op

Nous attirons alo  
ce problème et son analogue dan  
pelée la forme. Ce paramètre, q  
un paramètre de nuisance pour l  
procédons à son élimination en  
semblance marginale de ce param  
timateurs de l'aire et de la po  
que nous avons fait dans le ca  
lons. Notre solution finale ser  
tillon à partir du centre de gr

Finalement, nous  
turellement à  $R^n$  et nous donnons  
domaines.

SUR LE COMPORTEMENT ASYMPTOTIQUE DES AUTOCOVARIANCES  
ET DES AUTOCORRÉLATIONS D'UNE SÉRIE NON-STATIONNAIRE

LE PROCESSUS STOCHASTIQUE  
DEFINI PAR UNE ESTIMATION

R. ROY

UNIVERSITÉ DE MONTREAL  
Département d'Informatique et  
de Recherche Opérationnelle  
Univ. de MONTREAL

CP 6128 SUCCURSALE A MONTREAL PQ CANADA

INST. F.  
Techn. U.  
Arcisstr.  
n-8000 M

Soit  $Z_1, \dots, Z_N$  une série chronologique de longueur  $N$  et soient

$$c_k = (1/N) \sum_{t=1}^{N-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z}), k = 0, 1, \dots, K$$

$$r_k = c_k / c_0, k = 1, \dots, K$$

les fonctions d'autocovariance et d'autocorrélation correspondantes. Lorsque le processus aléatoire décrivant la série est stationnaire, les propriétés asymptotiques ( $N \rightarrow \infty$ ) des  $c_k$  et des  $r_k$  sont bien connues et en particulier, les fonctions d'autocovariance et d'autocorrélation échantillonales convergent respectivement vers les fonctions d'autocovariance et d'autocorrélation du processus. Cependant, dans le cas non-stationnaire, relativement peu de choses sont connues sur le comportement des  $c_k$  et des  $r_k$ . Dans cet exposé, nous présentons quelques propriétés des  $c_k$  et des  $r_k$  lorsque le processus aléatoire  $\{Z_t : t = 0, \pm 1, \dots\}$  décrivant la série est un processus intégré, c'est à dire dont la première différence  $\{w_t = Z_t - Z_{t-1}, t = 0, \pm 1, \dots\}$  est un processus stationnaire. Nous explicitons les deux premiers moments asymptotiques des  $c_k$  et nous montrons que pour chaque entier  $k, k = 1, \dots, K$ , l'autocorrélation  $r_k$  converge vers un en probabilité. L'implication de ces résultats pour l'identification d'un modèle intégré est aussi discutée.

L'objet de l'étude est une méthode de l'estimation bien adaptée au besoin de

Cette méthode d'estimation est due à L.I. BONEVA, D. KENDALL et I. S. Diagnostic Aids for the Statistical Soc. Ser. 8 33(1971)1-70

Dans le texte, il est mentionné que la loi asymptotique quadratique pour tous les éléments de convergence en probabilité du maximum de la densité, est démontrée.

Pour être bref, nous nous limitons ici dans le cas de dimension un

$$f_n(x) = h^{-1} \sum_{i=-\infty}^{\infty} k\left(\frac{x-i\beta}{h}\right) (F_n(x) - F_n(i\beta))$$

$n$  désigne les nombres des épreuves pendant de  $n, \beta$  un paramètre de dé

Il est supposé que  $\lim_{n \rightarrow \infty} h(n) = 0$

$n \rightarrow \infty$

$k$  est une propre fonction.

La généralisation de  $f_n(x)$  par un produit de  $q$  facteurs est  $F_n(i\beta) - F_n((i-1)\beta)$  par la

ENSEIGNEMENT DU CALCUL DES PROBABILITES  
ET DE LA STATISTIQUE DANS LE SECONDAIRE

J. TEGHEM

UNIVERSITE LIBRE DE BRUXELLES  
Département de Mathématiques  
C.P. Campus Plaine - bd du Triomphe  
B - 1050 - BRUXELLES

Difficultés liées à un enseignement rigoureux des fondements du calcul des probabilités.

Choix du niveau (espaces finis ou dénombrables ou continus) et de la méthode.

Utilité d'un enseignement d'initiation à l'inférence statistique.

Choix du niveau de cet enseignement et du type d'applications.  
Adaptation à la catégorie d'auditeurs.

Examen critique de programmes et d'ouvrages et avis exprimés aux tables rondes de l'Institut International de Statistique sur le sujet.