Table des matières

Chapitre I

Notice individuelle

I.1 État civil

• Nom :	FLEURY
• Prénoms :	Gilles Alain
• Date et lieu de naissance :	8 janvier 1968, à BORDEAUX (33)
• Nationalité :	Française
• Situation familiale :	Célibataire, sans enfant
• Adresse personnelle :	67, Bd Beaumarchais, 75003 PARIS

I.2 Formation supérieure

- Docteur en Science (Automatique et Traitement du Signal) de l'Université PARIS-SUD, Orsay (Juillet 1994).
- Ingénieur de l'École Supérieure d'Électricité, option SIF : Signaux, Images et Formes (Juillet 1990).

I.3 Expérience professionnelle

- Depuis 2001 : responsable du groupe "Traitement de l'information et du signal" du Service des Mesures, l'un des services d'enseignement et de recherche de Supélec. Ce groupe représente 7 enseignant-chercheurs et 10 doctorants.
- Depuis Septembre 1994 : enseignant-chercheur à Supélec (Service des Mesures).
- Septembre 1991 - Aout 1994 : ingénieur-doctorant à Supélec (Service des Mesures).
- Septembre 1990 - Septembre 1991 : scientifique du contingent au CEA-DAM (CESTA, le Barp). Analyse de Fourier bidimensionnelle non uniforme : travaux sur l'estimation de la surface équivalente radar des ogives nucléaires TN75.

I.4 Activités d'enseignement

I.4.1 Formation initiale

- "Décision : détection et estimation", cours de tronc commun de 3^e année à Supélec (option ISM : Information, Signaux et Mesures), 27h eq. TD, [**74**].
- "Analyse spectrale : approche non-paramétrique et paramétrique", cours de tronc commun de 3^e année à Supélec (option SIF : Signaux, Images et Formes), 20h eq. TD, [**66**] [**73**].
- "Modélisation et prédiction de séries temporelles", cours du tronc commun du DEA ATS (Automatique et Traitement du Signal), École Doctorale STITS, 13h eq. TD.
- "Formalisation de la mesure et évaluation quantitative", cours d'option du DEA ATS (Automatique et Traitement du Signal), École Doctorale STITS, 18h eq. TD.
- "Représentation et analyse statistique des signaux", cours de remise à niveau de début d'année du DEA ATS (Automatique et Traitement du Signal), École Doctorale STITS, 19h eq. TD.
- Travaux dirigés en 1^{re} et 2^e année à Supélec (Probabilités / Statistiques / Analyse numérique / Signaux Aléatoires), 24h eq. TD.
- Étude de laboratoire en 3^e année à Supélec ("Analyse-Synthèse de la parole par modélisation LPC"), 60h eq. TD.
- Encadrement de 3 à 5 projets de 3^e année (CEI[1]), 150h eq. TD, [**89-118**].

I.4.2 Formation continue

- Depuis 1997 : responsable de la session de formation continue LG3 "Traitement numérique du signal : méthodes et techniques" (3 sessions annuelles d'une vingtaine de sessionnaires), [**66**]. [36h eq. TD].
- Enseignement en LG2 "Méthodes de traitement du signal appliquées aux mesures", [**76-77**]. [10h eq. TD].
- Enseignement en MG5 "Le Filtrage adaptatif et ses applications", [**75**]. [2h eq. TD].
- Enseignement en HG8 "Méthodes d'analyse temps-fréquence pour l'ingénieur". [8h eq. TD].
- Organisation de formations à la demande (formation intra-entreprise, 6 formations ces 5 dernières années : Philips, Thomson, Schlumberger, IN2P3, Thales Underwater Systems).

---

[1] Contrats d'Étude Industrielle : cet enseignement consiste en la recherche auprès de partenaires industriels ou académiques de sujets d'étude amont, en la négociation et l'établissement contractuel du projet, en le suivi et l'encadrement du projet qui s'étend de début Novembre à fin Mars

I.5 Activités de recherche

I.5.1 Responsabilités et affiliations

- Membre du comité scientifique du *11th International Symposium on Applied Electromagnetics and Mechanics (ISEM)* 2002, LGEP, Orsay.
- Membre du comité scientifique du *20th International Workshop on Bayesian Inference and Maximum Entropy Methods in Science and Engineering (MAXENT)* 2000, Orsay.
- Relecteur pour la revue *IEEE Transaction on Signal Processing.*
- Relecteur pour la revue *EPJ Applied Physics.*
- Relecteur pour les conférences *MAXENT'2000* et *SPIE'2000.*
- Depuis Juin 1998 : membre de l'équipe d'accueil contractualisée par le Ministère de la Recherche "Signaux et systèmes électroniques" (EA2523).
- Depuis 1997 : responsable du thème de recherche MIEQ : "Mesures indirectes et évaluation quantitatives".
- Depuis 1992 : membre du GdR 134 puis du PRC-ISIS : GT1 Information en Signal et Images (Problème inverse), GT2 Analyse et Décision en Signal.

I.5.2 Encadrement de thèses

- Maiza BEKARA, "Approche expérimentale des mesures indirectes". 1^{re} année de thèse en 2001-2002. Encadrement à 100% (Encadrant officiel). Allocataire MENRT.
- Arnaud RIVOIRA, "Systèmes non linéaires de télécommunications à échantillonnage non uniforme", 2^{e} année de thèse en 2001-2002. Encadrement à 100% (Encadrant officiel). Allocataire MENRT.
- Abd-Krim SEGHOUANE, "Choix de structures paramétrées pour traitement robuste", 3^{e} année de thèse en 2001-2002. Encadrement à 100% (Encadrant officiel). Bourse Egide.
- Olivier MERKEL, "Évaluation de la puissance microonde dissipée dans les structures biologiques - Application à la dosimétrie non invasive liée à l'utilisation du téléphone portable", 3^{e} année de thèse en 2001-2002. Encadrement à 30% (avec Jean-Charles BOLOMEY, Professeur des universités, L2S/Division Ondes). Allocataire MENRT.
- José Ismaël DE LA ROSA VARGAS, "Estimation de la densité de probabilité d'une mesure dans un cadre non-linéaire non-gaussien", 4^{e} année de thèse en 2001-2002. Encadrement à 100%. Bourse Crédit du gouvernement mexicain (complément Egide).
- Hana BAILI, "Caractérisation statistique d'une mesure issue d'un système non-linéaire dynamique", Thèse soutenue le 09 avril 2002. Encadrement à 100%. Bourse Egide. Fonction actuelle : Enseignant-chercheur à SUPELEC.
- Sofiane BRAHIM-BELHOUARI, "Choix de structures de modèles paramétrique dédiés", Thèse soutenue le 13 septembre 2000. Encadrement à 100%. Bourse Egide. Fonction actuelle : Post-Doc à l'EPFL (Lausanne).

- Sébastien MAIZY, “Signaux rencontrés en contrôle non destructif par ultrasons : modélisation adaptée à un objectif donné”, Thèse soutenue le 17 juillet 2000. Encadrement à 100%. CDD Supélec (contrat de recherche EDF). Fonction actuelle : Ingénieur EDF.
- Sina MIRSAIDI, “Méthodes d’échantillonnage non périodique adaptatif”, Thèse soutenue le 26 juin 1997. Encadrement à 50 % (avec Jacques OKSMAN, Professeur à Supélec). Bourse du gouvernement français (complément CIES). Fonction actuelle : Ingénieur de recherche chez CISCO (Canada).
- Léontina SANDU, “Inversion des modèles paramétriques - Application aux mesures indirectes de températures”. Thèse soutenue le 14 novembre 1996. Encadrement à 50% (avec Jacques OKSMAN, Professeur à Supélec). Bourse TEMPUS. Fonction actuelle : Ingénieur de recherche à Canal+.
- Nadia KORDJANI, “Validation des mesures par référence à un modèle temporel”. Thèse soutenue le 07 mai 1996. Encadrement à 50% (avec Jacques OKSMAN, Professeur à Supélec). Bourse Egide (anciennement CIES).
- Gilles FLEURY, “Reconstruction de profils de vitesse à partir de données lacunaires et optimisation d’instrument”. Thèse soutenue le 12 juillet 1994. (directeur de thèse Jacques Oksman).

I.5.3 Collaborations (avec publications communes)

- Jean-Charles BOLOMEY (Professeur des universités, Supélec - L2S / Division Ondes). Méthodes paramétriques rapides et robustes d’estimation de SAR, [**25**] [**18**] [**48**] [**57**].
- Éric WALTER (Professeur des universités, L2S / Division Systèmes). Estimation à erreur bornée, estimation robuste, modélisation d’une relation inverse en débitmétrie par la méthode du Krigeage, [**9**] [**40**].
- Alfred HERO (Professeur en Biomedical Engineering and Statistics de l’Université du Michigan, Department of EECS, Ann Arbor - USA). Analyse de signaux génétiques pour l’extraction des facteurs de vieillissement par une approche multicritères paramétriques et non paramétriques, [**24**] [**17**].
- Stephen LUCAS (Professeur en mathématiques de l’Université d’Adelaide - Australie). Construction d’une quadrature optimale pour un système non-linéaire donné, [un article en préparation].
- Sylvie WHITE et Ken LEVER (Professeurs en traitement du signal à l’Université d’Adelaide - Australie). Analyse de signaux à échantillonnage non-uniforme, applications aux systèmes de télécommunications, [un article en préparation].

I.6 Activités contractuelles

- Études contractuelles, 14 études sur les 8 dernières années, [**78-91**].
- Participation à un contrat européen ("SLOPSYS"), [**90**].
- Encadrement de 30 études industrielles ces 8 dernières années sur des sujets connexes avec mes thèmes de recherche, [**92-121**].

Chapitre II

Notice bibliographique

II.1 Revues avec comité de lecture

[1] J.I. De la Rosa, **G. Fleury**, S.E. Osuna and M.-E. Davoust, “MCMC Posterior Density Approximation for a Groove Dimensionning Purpose”, *Mathematics and Computers in Simulation*, soumis, 2002.

[2] J.I. De la Rosa, **G. Fleury** and M.-E. Davoust, “Minimum-Entropy, pdf Approximation and Kernel Selection for Measurement Estimation”, *IEEE Transactions on Instrumentation and Measurement*, soumis, 2002.

[3] M.-E. Davoust and **G. Fleury** , “Nonlinear Model Selection - Application to an Indirect Inductive Measurement of Conductivity”, *IEEE Transactions on Measurement*, soumis, 2002.

[4] D. Poulton, M.-E. Davoust and **G. Fleury** , “A Real-Time System for Electrical Conductivity Monitoring by Means of Parametric Inversion”, *IEEE Transactions on Measurement*, soumis, 2002.

[5] A.-K. Seghouane, Y. Moudden and **G. Fleury** , “Improving the Learnability with Noise Injection into Inputs of Feedforward Neural”, *IEEE Transactions on Neural Network*, soumis, 2002.

[6] J.I. de la Rosa Vargas and **G. Fleury** , “Bootstrap Methods for a Measurement estimation problem”, *IEEE Transactions on Measurement*, soumis, 2001.

[7] **G. Fleury** and M.-E. Davoust, “Model Selection for Inductive Conductivity Measurement”, *Review of Progress in Quantitative Nondestructive Evaluation, American Institute of Physics*, vol.20B, n557, pp.1413-1420, 2001.

[8] M.-E. Davoust and **G. Fleury**, “Groove Dimensioning Using Remote Field Eddy Current Inspection”, *EPJ Applied Physics*, n11, pp.205-213, 2000.

[9] S. Brahim-Belhouari, M. Kieffer, **G. Fleury**, L. Jaulin and E. Walter, “Model Selection via Worst-Case Criterion for Nonlinear Bounded-Error Estimation”, *IEEE Transactions on Measurement*, vol.49, n3, pp.653-658, June 2000.

[10] S. Brahim-Belhouari and **G. Fleury**, “Experimental Design for Discriminating between Two Rival Models for Measurement Objectives”, *Progress in Simulation, Modeling, Analysis and Synthesis of Modern Electrical and Electronic Devices and Systems*, pp. 256-260, World Scientific Engineering Society Press, 1999.

[11] M.-E. Davoust, **G. Fleury** and J. Oksman, “A Parametric Estimation Approach for Groove Dimensioning Using Remote Field Eddy Current Inspection”, *Research in Nondestructing Evaluation*, vol. 11, pp. 39-57, 1999.

[12] **G. Fleury** and M.-E. Davoust, “Remote Field Eddy Current Inspection for Groove Sizing - Choice of a Direct Model Structure”, *Review of Progress in Quantitative Nondestructive Evaluation, American Institute of Physics*, vol. 19A, n509, pp. 541-548, 1999.

[13] L. Sandu, J. Oksman and **G. Fleury**, “Information Criteria for the Choice of Parametric Functions for Measurement”, *IEEE Transactions on Measurement*, vol. 47, n4, pp. 920-924, August 1998.

[14] S. Mirsaidi, **G. Fleury** and J. Oksman, “LMS-like AR Modeling in the Case of Missing Observations”, *IEEE Transactions on Signal Processing*, vol. 45, n6, pp. 1574-1583, June 1997.

[15] **G. Fleury**, “Non-intrusive time-of-flight flowmeter - parametric estimation and optimization”, *Sensors and Actuators*, vol. A46-47, pp. 364-368, 1995.

II.2 Congrès internationaux avec actes

[16] A. Hero and **G. Fleury**, “Posterior Pareto Front Analysis for Gene Filtering”, *Workshop on Genomincs Signal Processing and Satistics (GENSIPS)*, article soumis, 12-13 October 2002, Raleigh, NC (USA).

[17] **G. Fleury**, A. Hero, S. Yoshida, T. Carter, C. Barlow and A. Swaroop, “Pareto Analysis for Gene Filtering in Microarray Experiments”, *11th European Signal Processing Conference (EUSIPCO’2002)*, article accepté, 3-6 September 2002, Toulouse (France).

[18] O. Merckel, **G. Fleury** and J.-Ch. Bolomey, “Propagation model choice for rapid SAR measurement”, *11th European Signal Processing Conference (EUSIPCO’2002)*, article accepté, 3-6 September 2002, Toulouse (France).

[19] H. Baili and **G. Fleury**, “Probabilistic Approach using MCMC for Indirect Measurement by Knowledge-Based Models Applications to Thermophysics and Biology”, *9th International Conference on Information Processing and Management of Uncertainty in Knowledge-Based Systems, (IPMU’02)*, article accepté, 1-5 July 2002, Annecy (France).

[20] A. Rivoira and **G. Fleury**, “Recursive non parametric spectral estimation from irregularly sampled observations”, *14th IEEE International Conference on Digital Signal Processing (DSP’2002)*, article accepté, 1-3 July 2002, Santorini (Greece).

[21] J.I. De la Rosa Vargas and **G. Fleury**, “On the Kernel Selection for Minimum-Entropy Estimation”, *19th IEEE Instrumentation and Measurement Technology Conference, (IMTC’02)*, pp. 1205-1210, 21-23 May 2002, Anchorage (USA).

[22] H. Baili and **G. Fleury**, “Statistical Characterization of a Measurement Approach using MCMC”, *19th IEEE Instrumentation and Measurement Technology Conference, (IMTC’02)*, pp. 1373-1376, 21-23 May 2002, Anchorage (USA).

[23] A. Rivoira H, Y. Moudden and **G. Fleury**, “Real Time Continuous AR Parameter Estimation from Randomly Sampled Observations”, *IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing, (ICASSP’02)*, vol. II, pp. 1725-1728, 13-17 May

2002, Orlando (USA).

[24] **G. Fleury**, A. Hero, S. Yoshida, T. Carter, C. Barlow and A. Swaroop, "Clustering Gene Expression Signals from Retinal Microarray Data", *IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing, (ICASSP'02)*, vol. IV, pp. 4024-4027, 13-17 May 2002, Orlando (USA).

[25] O. Merckel, **G. Fleury** and J.-Ch. Bolomey, "Rapid SAR Measurement via Parametric Modeling", *5th International Congress of the European BioElectromagnetics Association, (EBEA'2001)*, pp.75-77, 6-8 September 2001, Helsinki (Finland).

[26] A.-K. Seghouane and **G. Fleury**, "A Cost Function for Learning Feedforward Neural Networks Subject to Noisy Inputs", *IEEE International Symposium on Signal Processing and its Applications, (ISSPA'2001)*, pp.386-389, 13-16 August 2001, Kuala Lumpur (Malaysia).

[27] A.-K. Seghouane and **G. Fleury**, "Local Robustness Analysis of Multilayered Feedforward Neural Networks Using Probability Density Functions", *IEEE International Workshop on Intelligent Signal Processing, (WISP'2001)*, pp.165-169, 24-25 May 2001, Budapest (Hungary).

[28] H. Baili and **G. Fleury**, "Statistical Characterization of a Measurement Within a Continuous Dynamical System", *Physics in Signal and Image Processing, (PSIP'2001)*, pp. 355-358, 23-24 January 2001, Marseille (France).

[29] J.I. de la Rosa Vargas and **G. Fleury**, "Bootstrap Methods Applied to Indirect Measurement", *Physics in Signal and Image Processing, (PSIP'2001)*, pp. 57-62, 23-24 January 2001, Marseille (France).

[30] A.-K. Seghouane, S. Maizy and **G. Fleury**, "Custom Design Construction of Semi-orthogonal Wavelets for Ultrasonic A-Scan Signals Compression", *IEEE International Symposium on Intelligent Signal Processing and Communication Systems, (ISPCS'2000)*, vol. 1, pp. 94-97, 5-8 November 2000, Honolulu (USA).

[31] J.I. de la Rosa Vargas and **G. Fleury**, "Bootstrap Density Approximation for Measurement Purposes", *IASTED Signal Processing and Communications, (SPC'2000)*, pp. 357-361, 19-22 September 2000, Marbella (Spain).

[32] **G. Fleury** and M.E. Davoust, "Nested Model Selection for Inductive Conductivity Measurement", *27th Annual Review of Progress in Quantitative Nondestructive Evaluation (QNDE'2000)*, p.145, 16-23 July 2000, Ames (USA).

[33] E. Lahalle, **G. Fleury** and J. Oksman, "Real-time ARMA identification in the case of missing observations", *IEEE International Symposium on Information Theory, (ISIT'2000)*, p. 443, 25-30 June 2000, Sorrento (Italy).

[34] **G. Fleury**, "Optimal Nonlinear Modeling and Reparameterization", *IEEE International Workshop on Intelligent Signal Processing, (WISP'99)*, pp. 72-76, 4-7 September 1999, Budapest (Hungary).

[35] **G. Fleury** and O. Boubal, "Ultrasonic Flowmeter Optimal Design - A Branch and Bound Approach", *IEEE International Workshop on Intelligent Signal Processing, (WISP'99)*, pp. 156-161, 4-7 September 1999, Budapest (Hungary).

[36] O. Boubal and **G. Fleury**, "Comparison Between Bias and Variance Estimators of Petrophysical Parameters", *IEEE International Workshop on Intelligent Signal Processing, (WISP'99)*, pp. 61-66, 4-7 September 1999, Budapest (Hungary).

[37] **G. Fleury** and M.-E. Davoust, "Remote Field Eddy Current Inspection for Groove Sizing - Choice of a Direct Model Structure -", *26th Annual review of Progress in Quantitative Nondestructive evaluation, (QNDE'99)*, p.124, 25-30 July 1999, Montreal (Canada).

[38] **G. Fleury** and M.-E. Davoust, "Optimal modeling by the use of reparameterizations", *Conference on Mathematical Modeling, Bayesian Estimation and Inverse Problems, (SPIE'99)*, vol. 3816, pp. 203-212, 21-23 July 1999, Denver (USA).

[39] S. Brahim-Belhouari, **G. Fleury** and M.-E. Davoust, "Model selection based on robustness criterion with measurement application", *Conference on Mathematical Modeling, Bayesian Estimation and Inverse Problems, (SPIE'99)*, vol. 3816, pp. 196-202, 21-23 July 1999, Denver (USA).

[40] S. Brahim-Belhouari, M. Kieffer, **G. Fleury**, L. Jaulin and E. Walter, "Model selection via worst-case criterion for nonlinear bounded-error estimation", *16th IEEE Instrumentation and Measurement Technology Conference, (IMTC'99)*, vol.2, pp. 1075-1080, 24-26 May 1999, Venice (Italy).

[41] S. Brahim-Belhouari and **G. Fleury**, "Probability Distribution in nonlinear estimation - a Measurement Dedicated Approach", *International Symposium on Nonlinear Theory and its Applications, (NOLTA'98)*, pp. 1137-1140, 14-17 September 1998, Crans-Montana (Switzerland).

[42] S. Brahim-Belhouari and **G. Fleury**, "Choice of Nonlinear models via Kullback-Leibler information criterion - A Measurement Dedicated Approach", *International Symposium on Nonlinear Theory and its Applications, (NOLTA'98)*, pp. 1141-1144, 14-17 September 1998, Crans-Montana (Switzerland).

[43] S. Brahim-Belhouari and **G. Fleury**, "Probability Distribution in nonlinear estimation - a Measurement Dedicated Approach", *9th IEEE Signal Processing Workshop on Statistical Signal and Array Processing, (SSAP'98)*, pp. 395-398, September 14-16 1998, Portland, Oregon (USA).

[44] S. Mirsaidi, **G. Fleury** and J. Oksman, "An ADPCM-like system based on non uniform signal transmission", *International Workshop on Sampling Theory and Applications, (SAMPTA'97)*, pp. 139-143, 16-19 June 1997, Aveiro (Portugal).

[45] S. Mirsaidi, **G. Fleury** and J. Oksman, "Reducing Quantization Error using Prediction/Non-uniform Transmission", *International Workshop on Sampling Theory and Applications, (SAMPTA'97)*, pp. 223-226, 16-19 June 1997, Aveiro (Portugal).

[46] **G. Fleury**, "Non-intrusive time-of-flight flowmeter - parametric estimation and optimization", *Eurosensors VIII*, vol. 1, p. 79, 25-28 September 1994, Toulouse (France).

II.3 Congrès nationaux avec actes

[47] A.-K. Seghouane et **G. Fleury**, "Méthodes d'apprentissage de réseaux de neurones à base de fonctions radiales avec des observations bruitées", *18ème Colloque GRETSI*, pp. 91-94, 10-13 Septembre 2001, Toulouse.

[48] O. Merckel, **G. Fleury** et J.-Ch. Bolomey, "Mesure rapide de SAR par reconstruction paramétrique", *12ème Journées Nationales Microondes 2001*, 1C-6, 16-18 Mai

2001, Poitiers.

[49] H. Baili et **G. Fleury**, “Caractérisation statistique de mesures issues d’un système dynamique - application à la thermique -”, *2ème Colloque Interdisciplinaire en Instrumentation (C2I’2001)*, CNAM, vol 1, pp. 479-486, Paris, 31 Janvier - 1 Février 2001, Paris.

[50] M.-E. Davoust et **G. Fleury**, “Choix de modèle appliqué aux mesures inductives de conductivité électrique”, *2ème Colloque Interdisciplinaire en Instrumentation (C2I’2001)*, CNAM, vol. 2, pp. 405-412, 31 Janvier - 1 Février 2001, Paris.

[51] J. Oksman et **G. Fleury**, “Modèles et expérimentation” (Conférence invitée), *Matériaux et structures des sciences de l’ingénieur et du vivant, Colloque Mécano Transduction 2000*, pp. 309-316, 17-18 Mai 2000, Champs sur Marne.

[52] M.E. Davoust and **G. Fleury**, “Dimensionnement de défauts par courants de Foucault en champ lointain”, *3e Conférence Européenne sur les Méthodes Numériques en Électromagnétisme, (NUMELEC 2000)*, pp. 50-51, 20-22 Mars 2000, Poitiers.

[53] S. Maizy et **G. Fleury**, “Déconvolution d’un signal ultrasonore A-SCAN en tenant compte de l’évolution de la phase de l’ondelette initiale”, *1er Colloque Interdisciplinaire en Instrumentation, (C2I’98)*, ENS Cachan, pp. 111-118, 18-19 Novembre 1998, Paris.

[54] **G. Fleury**, “Formalisation d’une mesure et reparamétrisations d’un modèle direct”, *1er Colloque Interdisciplinaire en Instrumentation, (C2I’98)*, ENS Cachan, pp. 427-433, 18-19 Novembre 1998, Paris.

[55] M.-E. Davoust et **G. Fleury**, “Évaluation quantitative de défauts à partir de mesures par courants de Foucault en champ lointain”, *1er Colloque Interdisciplinaire en Instrumentation, (C2I’98)*, ENS Cachan, pp. 151-158, 18-19 Novembre 1998, Paris.

[56] **G. Fleury** et J. Oksman, “De l’intérêt d’une reconstruction paramétrique en présence d’informations lacunaires - Application à la débitmétrie ultrasonore”, *14ème Colloque GRETSI*, pp. 1311-1314, 13-16 Septembre 1993, Juan les Pins.

II.4 Communications sans actes

[57] **G. Fleury**, “Measurement of a practically relevant quantity : tomographic approach or parameter estimation”, *Workshop on Microwave Tomography Program*, 18-19 December 2000, Paris.

[58] H. Jeanneau and **G. Fleury**, “US non invasive tomographic reconstruction technique : extension to microwaves”, *Workshop on Microwave Tomography Program*, 18-19 December 2000, Paris.

[59] M.-E. Davoust et **G. Fleury**, “Dimensionnement de défaut par CFCL”, *Séminaire d’ouverture scientifique, école doctorale STITS*, 8 Novembre 2000, Gif-sur-Yvette.

[60] H. Baili et **G. Fleury**, “Caractérisation statistique de mesures issues d’un système dynamique”, *Séminaire d’ouverture scientifique, école doctorale STITS*, 8 Novembre 2000, Gif-sur-Yvette.

[61] M.-E. Davoust et **G. Fleury**, “Modèle dédié à l’inversion - application aux CFCL”, *Réunion du GDR PRC ISIS / GT1 / Opération Thématique Problèmes Inverses*, 25 Octobre 2000, Paris.

[62] **G. Fleury** et H. Baili, “Caractérisation statistique de mesures issues d’un système dynamique, non-linéaire, perturbé”, *Forum Jeunes chercheurs du GDR ISIS*, 16-17 Mai 2000.

[63] **G. Fleury** et M.-E. Davoust, “Reparamétrisation de fonction non-linéaire en vue d’une inversion optimale - Application au contrôle non-destructif par CFCL”, *Réunion du GDR PRC ISIS / GT1 / Opération Thématique Problèmes Inverses*, 23 Juin 1999, Paris.

[64] **G. Fleury**, “Introduction au filtrage de Kalman”, *Conférence destinée à un partenaire industriel*, 22 Janvier 1999, Clamart.

[65] **G. Fleury**, “Mesures indirectes et optimisation d’instrument”, *Conférence destinée aux partenaires industriels du Service des Mesures*, 26 Janvier 1995, Gif-sur-Yvette.

II.5 Livre

[66] **G. Fleury**, *Analyse Spectrale : Approches non paramétriques et paramétriques*, Ed. ELLIPSE, Collection TECHNOSUP, (192 pages), ISBN 2-7298-0495-1, 2001.

II.6 Communications diverses

[67] M.-E. Davoust et **G. Fleury**, “Problématique des mesures indirectes, application à l’évaluation quantitative de défauts à partir de mesures par courants de Foucault”, *La Revue 3E.I*, no. 27, pp. 11-14, Décembre 2001.

[68] **G. Fleury** et al., “Un exercice de prospective en recherche : Supélec 2010”, *Flux*, no. 211, pp. 36-37, Janvier-Février 2001.

[69] **G. Fleury** et V. JUST, “Extraction paramétrique de l’information pertinente dans une image CND”, *Flux*, no. 194, p. 23, Septembre 1998.

[70] Y. Tanguy et **G. Fleury**, “Le traitement du signal : vers une approche globale”, *La Revue des Laboratoires d’essais*, pp. 9-13, Février-Mars 1995.

[71] **G. Fleury**, J. Oksman et Y. Tanguy, “L’apport du traitement du signal et de l’information pour une acception nouvelle de la mesure”, *Flux*, no. 172, pp. 28-31, Décembre 1995 - Janvier 1996.

[72] X. Rodet, P. Depalle, **G. Fleury** et F. Lazarus, “Modèles de signaux et modèles physiques d’instruments : études et comparaisons”, *Modèles physiques, création musicale et ordinateur*, vol. II, pp. 353-370, Grenoble 1990.

II.7 Documents pédagogiques

[73] **G. Fleury**, “Analyse spectrale”, *Cours SUPELEC* 3^{e} *année SIF*, 160 pages, n10643, 1999.

[74] **G. Fleury**, “Décision : détection et estimation”, *Cours SUPELEC* 3^{e} *année ISM*, 207 pages, n11089, 1998.

[75] **G. Fleury**, “Signaux aléatoires : Analyse temporelle et spectrale”, *Cours SUPELEC Formation continue*, Session LG3 (Traitement numérique du Signal), 72 pages, n6991, 1998.

[76] **G. Fleury**, “Optimisation d’instrument”, *Cours SUPELEC Formation continue*, Session LG2 (Méthodes de traitement du signal appliquées aux mesures), 58 pages, n6681, 1994.

[77] **G. Fleury**, “Exemples de traitement de problèmes inverses : acception moderne d’une mesure”, *Cours SUPELEC Formation continue*, Session LG2 (Méthodes de traitement du signal appliquées aux mesures), 102 pages, n6766, 1994.

II.8 Rapports de contrats

II.8.1 Contrats de recherche

[78] **G. Fleury** “Reconstruction de profils de vitesse et de température à l’aide de techniques tomographiques.”, *EDF, CR-000018*, Janvier-Juillet 2000.

[79] **G. Fleury**, E. Lahalle, “Étude d’un procédé d’estimation non linéaire du pouvoir calorifique de gaz.”, *SCHLUMBERGER, CR-416-99*, Juillet-Octobre 1999.

[80] **G. Fleury**, “Faisabilité et optimisation de débitmètres laser.”, *SYNDICAT DES EAUX, CR-421*, Novembre 1998-Mai 1999.

[81] **G. Fleury**, “Estimation de la variance de la résistivité de couches pétrolières. Faisabilité et comparaison de méthodes statistiques récentes.”, *SCHLUMBERGER, CR-414-98*, Juillet 1998-Janvier 1999.

[82] J.Oksman, **G. Fleury**, S. Maizy, “Étude sur la modélisation du signal rencontré en contrôle non destructif ultrasonore à des fins de compression.”, *EDF, CR-485*, Mars 1997-Mars 2000.

[83] **G. Fleury**, D. Poulton, “Étude sur les procédés méthodologiques de reconnaissance de débits anormaux dans une installation domestique de gaz.”, *GDF, CR-480*, Février 1997-Juin 1997.

[84] J. Oksman, **G. Fleury**, “Étude sur l’estimation des performances de méthodes de traitement du signal ou des images, appliquées au contrôle non destructif.”, *EDF, CR-463*, Février 1996-Février 1999.

[85] **G. Fleury**, J. Oksman, S. Mirsaidi, “Évaluation de méthodes d’analyses spectrales de signaux à échantillonnage non périodique.”, *EDF, CR-450*, Juillet 1995-Décembre 1995.

[86] **G. Fleury**, J. Oksman, S. Mirsaidi, “Caractérisation des variations des signaux à échantillonnage non périodique.”, *EDF, CR-447*, Juin 1995-Décembre 1995.

[87] **G. Fleury**, “Étude d’un outil de développement et de simulation et débitmètre à ultrasons multicordes (DUSMC) et étude sur l’application des méthodes de reconstruction et d’optimisation.”, *EDF, CR-428*, Janvier 1995-Juillet 1995.

[88] **G. Fleury**, J. Oksman, S. Mirsaidi, “Étude de caractérisation fréquentielle de signaux à échantillonnage non périodique.”, *EDF, CR-427*, Octobre 1994-Décembre 1994.

[89] **G. Fleury**, “Étude procédé de mesure de débit par ultrasons, à lignes de visée multiples et optimisées.”, *EDF, CR-426*, Mars 1994-Juin 1994.

[90] **G. Fleury**, J. Oksman, D. Poulton, M.-E. Davoust, E. Lahalle, “Integrated smart Low power microsystems - SLOPSYS.”, *ESPRIT 9011, CR-420*, Octobre 1993-Mars 1996.

[91] **G. Fleury**, “Reconstruction de champ de grandeurs physiques et optimisation d’instruments.”, *EDF, CR-429*, Juin 1992-Juin 1995.

II.8.2 Contrats d’étude industrielle

[92] **G. Fleury** et E. Lahalle, “Propagation des incertitudes dans les formules de prix du gaz long terme.”, *GDF, GDF-010148*, Mars 2002.

[93] E. Lahalle et **G. Fleury**, “Filtrage de scénarios de prix.”, *GDF, GDF-010148*, Mars 2002.

[94] **G. Fleury** et L. Lebrusquet, “Détection de voies balises GSM.”, *BOUYGUES TELECOM, BOUYG-010154*, Mars 2002.

[95] L. Lebrusquet et **G. Fleury**, “Contenu informationel de données de marché”, *SOCIETE GENERALE, SG-020024*, Mars 2002.

[96] M.-E. Davoust et **G. Fleury**, “Analyse et modélisation de la corrosion des aciers dans le béton.”, *EDF, EDF-020053*, Mars 2002.

[97] **G. Fleury**, “Modélisation de séries temporelles de prix et génération de scénarios réalistes intégrant des ruptures de modèles.”, *GDF, EI-010022*, Mars 2001.

[98] **G. Fleury**, “Estimation du SAR maximal à l’aide de réseaux de neurones.”, *BOUYGUES TELECOM, EI-010016*, Mars 2001.

[99] **G. Fleury**, “Mesure du champ d’intégration synaptique des neurones du système visuel par analyse inverse.”, *INSTITUT ALFRED FESSARD (CNRS), EI-010012*, Mars 2001.

[100] **G. Fleury**, “Reconstruction d’un profil de température par des méthodes tomographiques ultrasonores non intrusives.”, *EDF, EI-000164*, Décembre 2000-Mars 2001.

[101] **G. Fleury**, E. Lahalle, “Modélisation paramétrique des principaux usages d’une courbe de charge en vue d’une optimisation de la consommation d’une installation.”, *EDF, EI-000151*, Décembre 2000-Mars 2001.

[102] J. Oksman, O. Boubal, **G. Fleury**, “Caractérisation fréquentielle et temps-fréquence de signaux ondes de Lamb - choix d’une méthode d’analyse temps-fréquence, détection de petits défauts et classification de coils.”, *IRSID, EI-000425*, Janvier-Mars 2000.

[103] **G. Fleury**, “Optimisation d’un dispositif d’imagerie de transmission ; caractérisation des facteurs d’influence et choix d’une méthode d’optimisation adéquate.”, *CEA-DAM, EI-426-99*, Décembre 1999- Mars 2000.

[104] J. Oksman , **G. Fleury**, “Estimation du pouvoir calorifique d’un gaz - modélisation et optimisation d’un problème inverse non linéaire.”, *SCHLUMBERGER, EI-424-99*, Novembre 1999-Mars 2000.

[105] **G. Fleury**, “Algorithmes de filtrage en contrôle non destructif US - génération automatique et guide d’utilisation.”, *EDF, EI-402*, Décembre 1998-Mars 1999.

[106] **G. Fleury**, “Étude de la propagation des incertitudes dans les modèles physiques dynamiques.”, *GDF, EI-425*, Novembre 1998-Mars 1999.

[107] **G. Fleury**, “Caractérisation robuste d’une couche pétrolière.”, *SCHLUMBERGER, EI-418*, Octobre 1998-Mars 1999.

[108] **G. Fleury**, “Qualification et robustesse d’une inversion paramétrique, estimation de la saturation de couches pétrolifères.”, *SCHLUMBERGER, EI-409*, Mars 1998-Juin 1998.

[109] M.-E. Davoust, **G. Fleury**, “Étude de la propagation des incertitudes dans les modèles physiques.”, *GDF, EI-405*, Janvier 1998-Mars 1998.

[110] **G. Fleury**, “Reconnaissance de formes d’intérêt dans une image.”, *EDF, EI-402*, Novembre 1997-Mars 1998.

[111] **G. Fleury**, “Navigation hybride recalée par imagerie infrarouge. Apport des filtres à association probabiliste de données (PDAF).”, *SAGEM, EI-481*, Février 1997-Mars 1997.

[112] **G. Fleury**, “Estimation optimale de trajectoire véhicule.”, *RENAULT, EI-484*, Janvier 1997-Juin 1997.

[113] J. Oksman, **G. Fleury**, “Mise au point de méthodes quantitatives d’évaluation des performances de traitement en contrôle non destructif.”, *EDF, EI-477*, Novembre 1996-Mars 1997.

[114] **G. Fleury**, E. Lahalle, J. Oksman, “Étude des paramètres sur le bruit d’un moteur à injection directe.”, *REGIENOV, EI-476*, Novembre 1996-Juin 1997.

[115] **G. Fleury**, “Nouvelle méthode d’analyse spectrale Haute Résolution Signaux radar et programmation linéaire.”, *THOMSON AIRSYS , EI-455*, Décembre 1995-Mars 1996.

[116] M.-E. Davoust, **G. Fleury**, “Étude de la modélisation et du traitement des signaux de courants de Foucault en champs lointains.”, *CEA, EI-466*, Décembre 1995-Mars 1996.

[117] **G. Fleury**, E. Lahalle, Y. Tanguy, “Analyse d’un signal de vibrations appliquée à la surveillance et à l’expertise de machines tournantes.”, *EDF, EI-470*, Octobre 1995-Mars 1996.

[118] **G. Fleury**, “Déconvolution de signaux post-synaptiques - reconstruction d’un champ d’excitation visuel.”, *INSTITUT ALFRED FESSARD (CNRS), EI-442*, Février 1995-Mars 1995.

[119] **G. Fleury**, M.-E. Davoust, “Recherche de modèles de capteurs à courants de Foucault (ACFM) et résolution du problème inverse associé.”, *CEA, EI-440*, Mars 1995.

[120] M.-E. Davoust , **G. Fleury**, “Méthodes inverses en contrôle non destructif. Comparaison des méthodes en régime propagatif (acoustique linéaire) et diffusif (courants de Foucault).”, *EDF, EI-438*, Novembre 1994-Mars 1995.

[121] M.-E. Davoust , **G. Fleury**, “Modélisation et traitement de signaux issus de sondes à courant de Foucault.”, *EDF, EI-430*, Novembre 1993-Mars 1994.

Chapitre III

Synthèse des recherches

Les recherches effectuées ces huit dernières années convergent toutes vers une même finalité : la caractérisation d'une mesure. Cette caractérisation se veut la plus complète possible en terme statistique. On a développé pour ce faire un ensemble de principes et un jeu de méthodes adaptées, fournissant la densité de probabilité (ddp) de la mesure visée. Bien que le terme "mesure" semble correspondre à une activité un peu surannée de la recherche, cette problématique est totalement d'actualité. En effet, les volumes des mesures au sens large (capteurs, dispositifs de traitement...) sont actuellement en forte croissance. Bien des systèmes, tels qu'une automobile, font appel à un nombre croissant de capteurs et de microsystèmes de mesure et de surveillance, délivrant un nombre de service en constante augmentation. Par ailleurs, le contexte général de l'augmentation de la qualité des produits, de la réduction des coûts de fabrication, du respect de normes environnementales et de pollution ne fait qu'accentuer ce phénomène. La volonté de prolonger la vie des centrales nucléaires en est un exemple type.

Nous pensons qu'il peut être plus efficace d'optimiser globalement un ensemble de mesures plutôt que d'optimiser chaque capteur pour une mesure particulière (ce qui est généralement le cas aujourd'hui). Ainsi, à partir de méthodes alliant la modélisation et l'estimation statistique, qui expriment où se situe l'information dans les signaux observés, il est possible d'estimer un grand nombre de mesures à partir d'un faible nombre de capteurs. Très formellement, une mesure peut donc être entendue comme *l'exploitation optimale de l'information contenue dans des observations brutes.* Elle peut encore être comprise comme *le résultat d'une résolution d'un problème inverse* car l'on cherche généralement à mesurer ce que l'on ne peut observer directement. Cette dialectique de recherche s'est articulée progressivement autour des étapes de réflexion suivantes :

1. L'idée d'un *schéma de mesure* est né d'un souci de modélisation générique des nombreuses applications traitées ces dernières années. Il en a résulté un formalisation de la mesure qui se fonde sur la modélisation du phénomène observé. Ces modèles sont choisis le plus souvent non-linéaires en paramètres. En effet, les observations disponibles dans la majorité des applications rencontrées sont en petite quantité. Ce contexte rend alors inefficace les modélisations linéaires, requérant un grand nombre d'éléments d'une base quelconque et donc un grand nombre d'inconnues à estimer. Enfin, si la relation directe, modélisant le phénomène étudié ne peut être

envisagée (faute de connaissance ou en raison d'une complexité trop importante) il convient d'adopter une autre approche qui vise davatange à optimiser une classe de traitements afin de pouvoir modéliser directement le problème inverse. Nous appelons cette vision de la mesure une *approche anthropomorphique*, en effet elle essaie de remplacer ce qu'un observateur humain aurait tendance à effectuer en recherchant par tâtonnement les grandeurs qui résument le mieux l'information, relative à la mesure, contenue dans les observations.

2. Dans ce contexte non-linéaire, et bien souvent non-gaussien, il convient ensuite d'étudier *la propagation des incertitudes* afin de pouvoir caractériser la ddp de la mesure. Cette propagation doit s'effectuer de manière performante, malgré le faible nombre d'observations disponibles.
3. Ainsi, l'estimation statistique de la mesure peut être conduite pour de nombreux modèles candidats, il convient alors de *choisir un modèle*. Les modèles candidats sont des modèles de comportement, en adéquation avec des modèles de connaissance (tels que des codes aux éléments finis). Ce choix doit s'effectuer de manière robuste et surtout de manière dédiée à un objectif de mesure donné. Cette problématique se pose pour la modélisation des systèmes mais aussi pour celle des signaux dont on cherche à extraire une information relative à une mesure partiulière telle que l'énergie dans une bande spectrale du signal observé par exemple. Une application est celle des signaux échantillonnés de manière non uniforme (SENU).
4. Le choix d'un modèle doit se faire de manière équitable vis à vis de chacun des modèles. Il faut alors plonger chaque structure modèle dans un état informatif maximal. Cette étape *d'optimisation d'instrument* cherche ainsi à trouver les observations qui permettent d'apporter le maximum d'information aux paramètres des modèles candidats.
5. La généralisation de la problématique de mesure à un *contexte dynamique* est la dernière étape logique qui resterait à envisager. L'étude des systèmes dynamiques stochastiques et l'estimation corrolaire de la ddp de la mesure au cours du temps a donc été entreprise très récemment.
6. Enfin de nombreuses *applications* ont été mises en œuvre tout au long de ces recherches. Elles ont permis de valider les méthodes proposées mais surtout les ont nourries et, en fin de compte, par ce qu'il pouvait y avoir de transversal dans chacune d'elles, ont permis de formaliser notre recherche. Notre démarche étant ainsi constituée d'aller-retours entre la pratique et la formalisation, nous avons pris le parti dans cette synthèse de débuter par l'aboutissement de notre recherche, notre vision d'une construction d'un schéma de mesure.

III.1 Construction d'un schéma de mesure

Partant d'observations et de connaissance a priori sur le système physique observé, nous avons bâti un formalisme qui conduit à la mesure. Ce formalisme est le fruit de l'étude d'applications variées et résulte de ce qu'il y a de générique dans chacune d'elles. Nous les avons regroupées dans le dernier chapitre (III.6), néanmoins, nous les citerons tout au long de cette synthèse car elles éclairent les voies prises par notre recherche. La mesure est explicitée dans ce paragraphe à l'aide d'un formalisme naturel. L'élaboration du modèle, représentant la réalité physique étudiée, est une des clés de voûte de la démarche. Selon l'information disponible, elle peut être envisagée alors selon deux axes :

- par la modélisation du problème direct, suivie d'une inversion,
- par la modélisation du problème inverse "directement".

Ces deux approches donnent lieu à des problématiques différentes, tant sur les techniques de modélisation que sur les méthodes d'analyse des performances. Pour autant, elles n'ont qu'une seule et même finalité : extraire l'information disponible dans des observations pour caractériser un objet ultime, la mesure. Les travaux fondateurs sur la notion même d'*information a priori* [JAY 68] [JAY 82], sur la problématique des *problèmes inverses* [THI 77] [TAR 87] [DEM 89], comme sur *la modélisation* et *l'identification* [NOR 86] [WAL 97] [OKS 99] sont à la base de toute démarche de mesure.

III.1.1 Modélisation du problème direct

Deux équations suffisent pour transcrire la grande majorité des systèmes de mesure. La première met à jour la correspondance entre les observées et le phénomène physique étudié – nous l'appelons *Equation d'observation*. La seconde caractérise à proprement parler la mesure, soit la grandeur d'intérêt – nous l'appelons *Equation de mesure* [**51,54,65,70,71**]. Nous rajouterons une troisième équation lorsque le système étudié a en son sein des paramètres qui sont régis par une équation différentielle. On se trouve alors face à un problème de mesure dynamique (cf. §III.5).

Prenons pour exemple la mesure de débit à partir de temps de vol. Des couples (A,B) de capteurs ultrasonores sont disposés à la périphérie d'une canalisation circulaire en vue d'estimer le débit du fluide qui circule à l'intérieur de cette canalisation (fig. III.1). Une onde ultrasonore est émise de A vers B puis de B vers A avec une célérité c. Le chemin ultrasonore qui relie les deux capteurs étant incliné par rapport l'axe de la canalisation d'un angle α, l'onde ultrasonore est accélérée ou freinée par le fluide. La différence de temps peut être montrée [**56**] *proportionnelle à l'intégrale de la vitesse rencontrée sur la "corde" ultrasonore.*

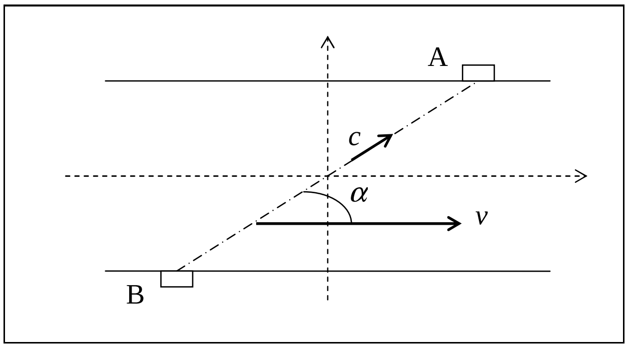

FIG. III.1 – Synoptique d'un débitmètre à temps de vol

Équation d'observation

Elle exprime la modélisation de la grandeur physique observable et traduit de surcroît l'aspect purement instrumental (eq. III.1). *Les observées* $\boldsymbol{y} = [y_1, \ldots, y_n]^\top$ sont ainsi modélisées par une régression non linéaire f, définie par les *paramètres fonctionnels* $\boldsymbol{\theta} = [\theta_1, \ldots, \theta_p]^\top \in \boldsymbol{\Theta}$. Le vecteur $\boldsymbol{x} = [x_1, \ldots, x_n]^\top \in \mathbf{X}$ représente les *paramètres instrumentaux*, enfin *le bruit*, inhérent à toute chaîne d'acquisition, est modélisé par un vecteur aléatoire $\boldsymbol{e} = [e_1, \ldots, e_n]^\top$. Les ensembles $\boldsymbol{\Theta}$ et $\mathbf{X}$ correspondent à des contraintes imposées par la connaissance du système, ou encore à de l'information a priori que l'on souhaite injecter dans la solution recherchée.

$$y_k = f(x_k, \boldsymbol{\theta}) + e_k \qquad k = 1, \ldots, n \tag{III.1}$$

Pour l'exemple, si l'on note $v(\rho, \phi)$ *la vitesse du fluide en un point d'une section de la canalisation circulaires, les observations correspondent aux vitesses moyennes du fluide sur différentes cordes ultrasonores notées* x_k *:*

$$y_k = \int_{x_k} v(\rho(\ell), \phi(\ell)) d\ell$$

Si le profil de vitesse est modélisé par une fonction paramétrée $v(\rho, \phi, \boldsymbol{\theta})$*, l'équation d'observation devient :*

$$y_k = \int_{x_k} v(\rho(\ell), \phi(\ell), \boldsymbol{\theta}) d\ell + e_k = f(x_k, \boldsymbol{\theta}) + e_k$$

Chaque quantité recouvre un point de recherche d'importance. Le modèle f est relié au problème de choix de structure de modèle. Un des points importants de nos recherches a été notamment de montrer combien il était crucial de se poser la question de l'optimalité d'un modèle vis à vis de la mesure et non seulement vis à vis du pouvoir à repoduire des observations. Les paramètres fonctionnels $\boldsymbol{\theta}$ sont reliés au problème du choix de la paramétrisation d'une structure donnée, comme à celui de la complexité optimale d'un modèle. Ces deux points ont été développés pour montrer d'une part l'influence de la paramétrisation sur la mesure et d'autre part l'importance de cette paramétrisation dans la phase d'identification des paramètres fonctionnels. Les paramètres instrumentaux $\boldsymbol{x}$ sont reliés aux problèmes d'optimisation d'instrument (d'optimum design) [WAL 97]. Nous avons construit à ce propos différentes approches d'optimisation, fondées sur des critères géométriques ou informationnels. Enfin l'erreur $\boldsymbol{e}$ résume certes les erreurs de la chaîne d'acquisition mais devrait représenter de surcroît les erreurs de modélisation. Autant les premières peuvent naturellement se modéliser par un bruit additif gaussien, autant les dernières sont éminement plus structurées. Modéliser le comportement statistique des erreurs est alors vital pour pouvoir construire la densité de probabilité de la mesure. Nous avons contribué à la mise en œuvre de méthodes robustes vis à vis d'une méconnaissance partielle ou totale sur la ddp des erreurs. Nous avons enfin montré l'importance pratique des méthodes qui peuvent se suffire d'un très faible jeu d'observations.

Équation de mesure

La mesure m peut être comprise comme une fonctionnelle $\mathcal{G}$ sur l'objet f. Il en résulte une dépendance entre les paramètres fonctionnels $\boldsymbol{\theta}$ et la mesure. En définissant alors $\mathcal{G}(f) = g$, il s'ensuit :

$$m = g(\boldsymbol{\theta}) \tag{III.2}$$

Pour l'exemple la mesure correspond au débit du fluide et donc, à une constante près, à l'intégrale double du profil de vitesse v sur toute la section circulaire $\mathcal{C}$. La fonctionnelle $\mathcal{G}$ correspond donc ici à une intégration :

$$m = \int\int_{\mathcal{C}} v(\rho, \phi, \boldsymbol{\theta}) \rho d\rho d\phi = g(\boldsymbol{\theta})$$

Nous avons choisi ici une mesure scalaire, pour autant la généralisation au cas multidimensionnel peut se faire sans difficulté. On associe pour cela à chaque mesure m_j une fonction g_j, il suffit alors de traiter autant de relations que de mesures. Le tableau (Tab. III.1) présente quelques exemples simples d'objectif de mesure.

nature de la mesure	opération fonctionnelle	nature de $\mathcal{G}$
calcul d'une aire, d'une énergie, d'un débit	$m = \int_X f(x, \boldsymbol{\theta}) dx$	intégration
calcul d'une pente, d'une vitesse initiale d'une réaction chimique	$m = \left.\frac{\partial f(x, \boldsymbol{\theta})}{\partial x}\right\|_{x=0}$	dérivation
calcul d'une réponse du système en un point de fonctionnement particulier	$m = f(x_c, \boldsymbol{\theta})$	interpolation
calcul de la réponse du système aux bornes d'un domaine de validité	$m = \lim_{x \to \infty} (f(x, \boldsymbol{\theta}))$	extrapolation

Tab. III.1 – Exemples de mesures formelles

Pour ces cas simples, bien que réalistes, la relation de mesure s'exprime aisément, laissant toute la problématique de construction de modèle à l'équation d'observation. Pour autant, de nombreuses applications ne peuvent se modéliser aisément par une telle démarche. Lorsque le problème direct, comme la relation de mesure, ne sont aisément modélisables, nous avons pris alors le parti de proposer un schéma de mesure qui modélise "directement" le problème inverse.

III.1.2 Modélisation du problème inverse

Face à des systèmes, par trop complexes pour être modélisés, il convient d'adopter une approche différente de celle présentée ci-dessus. Plutôt que de vouloir modéliser le problème direct puis d'utiliser des outils d'inversion, il est plus licite de chercher à modéliser "directement" le problème inverse. Nous avons rencontré un nombre important de situations de ce type, que cela soit en recherche pétrolière [**81**], en électromagnétisme [**94,98**], en prospective financière [**95,101**], en sidérurgie [**102**] ou encore en relation avec les préoccupations multiples des contructeurs automobiles [**112,114**].

Méthodes usuelles

Les méthodes les plus classiquement utilisées font appel à des relations simples, linéaires le plus souvent, entre les observations et la mesure. On a affaire alors à toutes les techniques de régression linéaire qui permettent, par des analyses statistiques bien éprouvées, de conclure sur la pertinence d'une donnée vis à vis de l'objectif de mesure. Cette approche peut naturellement être étendue à toute caractéristique, non-linéaire éventuellement, des observations. L'idée peut être de ne pas de restreindre a priori sur le vecteur des caractéristiques censées expliquer la mesure, fournie elle par des capteurs de référence, coûteux et que l'on ne saurait envisager utiliser en grande série.

Méthodes par réseaux

Depuis les années 90, les modèles fondés sur des réseaux de structures élémentaires ont pris un essor indéniable. L'idée est simple et consiste à dire qu'un traitement élaboré peut être effectué par un ensemble de traitements élémentaires qui communiquent entre eux [PAR 91] [FAR 93] [DOH 01]. Le parallèle avec notre propre système cérébral est immédiat. On trouve dans cette optique là les Radial Basis Function (RBF), comme les Réseaux de Neurones (NN). Ces modèles ont certes un caractère dit "universel" et peuvent ainsi représenter bien des systèmes, grâce aux nombres de paramètres bien souvent important qu'ils comportent. En contrepartie, ils souffrent d'un problème de robustesse - ou de "généralisation" - du fait même du degré de liberté trop important qu'ils offrent par nature. De nombreux travaux ont été entrepris cette dernière décennie pour pallier ce défaut [GEM 92] [BIS 95] [AN 96] [GRA 97] [BER 00]. Nous avons suivi cette dialectique et développé de nouvelles méthodes de régularisation de ces modèles lors de leur phase d'apprentissage [**5,26,27,47**].

Méthodes plus récentes

Au-delà des méthodes classiques d'analyse statistique et de modélisation par des réseaux qui se veulent les plus "ouverts" possibles, de nouvelles techniques ont émergées depuis quelques années. Les techniques de type Support Vector Machine (SVM) permettent de traiter lever, partiellement, les problèmes d'analyse non-linéaire en se plongeant dans un surproblème de grande dimension, et c'est là sans doute une de ses faiblesse, pour trouver un problème linéaire très simple. Une méthode, développée depuis fort longtemps dans le domaine de la géophysique, restait fort peu utilisée dans des champs plus usuels de la mesure. Cette méthode, dite du “Krigeage” en référence à son créateur D.G. Krige, a été reprise et dévelopée par Matheron [MAT 63] et mise en œuvre plus récemment à des fins de modélisation ou de prédiction [LEF 96] [COS 00] [ALM 02]. Elle nous apparaît comme une méthode prometteuse tant elle est propice à incorporer l'information a priori que l'on peut avoir sur les données tout en restant assez souple pour pouvoir représenter des systèmes variés.

Problématiques ouvertes

Toutes les méthodes présentées jusqu'ici peuvent être vues, sans que cela soit réducteur, comme une généralisation des approches usuelles d'interpolation ou de régression. On cherche en fin de compte à mettre en œuvre des méthodes qui permettent la construction d'abbaques intelligentes automatisées. Des problématiques restent toutefois ouvertes. Elles s'expriment en terme de :

- choix de moèle, tant dans la structure (régression linéaire ou non, fonction d'activation, structure de la fonction de covariance pour le Krigeage) que dans la complexité lorsqu'il y a lieu (degré de la régression, nombre de neurones dans les couches cachées d'un perceptron),
- choix de la base d'étalonnage, tant en nature (exploration suffisante ou non) qu'en quantité (représentativité statistique des données expérimentales).

III.2 Caractérisation de la mesure

III.2.1 Choix d'un critère

La démarche de mesure consiste donc en un transfert de connaissances (fig. III.2). Ce transfert s'opère depuis les observées $\boldsymbol{y}$, via le modèle de régression f et un critère d'adéquation ξ, vers les paramètres fonctionnels $\boldsymbol{\theta}$. La seconde étape consiste en une simple transformation non-linéaire g entre l'espace des paramètres fonctionnels et la mesure m.

$$\begin{tikzcd} \boldsymbol{y} \arrow[r, dashed, "{f\ ,\ \xi}"] & \widehat{\boldsymbol{\theta}} \arrow[r, dashed, "g"] & \widehat{m} \end{tikzcd}$$

FIG. III.2 – transfert de connaissance entre les observations et la mesure

Le critère d'adéquation entre les observations et le modèle de régression est un véritable degré de liberté. Son choix dépend directement des connaissances a priori que l'on détient sur le système.

Le critère le plus utilisé reste celui des moindres carrés. Ce dernier fait, il est vrai, implicitement des hypothèses fortes sur la nature statistique des erreurs pour être justifié et avoir certaines propriétés optimales. Pour autant, il reste largement utilisé, tant dans les mises en œuvre effectives que lorsque l'on désire mener certaines analyses formelles jusqu'à leur terme. Le principe du maximum de vraisemblance est, quant à lui, sans doute le critère le plus "naturel" lorsque l'on aborde un problème d'estimation avec le regard du statisticien. Trouver les valeurs des paramètres qui rendent les observations les plus probables est en effet un concept auquel il est difficile de ne pas adhérer. Enfin, si l'on détient une information a priori sur les paramètres, le moyen le plus élégant d'introduire cette information - si tant est que l'on puisse la schématiser au moyen d'une loi - consiste à utiliser le principe évoqué par le révérend Thomas Bayes dans un article de 1763. Fonder une estimation sur de l'*a priori* est une dialectique suffisamment générique pour être acquise comme licite. Certes, commettre une erreur dans la formulation de cet a priori conduit à une estimation faussée de la mesure. Cela n'est pour autant pas propre à l'a priori proposé par Bayes, mais bien le risque que l'on accepte de courir dès que l'on est dans une démarche de modélisation ou d'intégration de l'information.

Afin de rester justement le plus insensible possible à des erreurs commises au moment de la modélisation du système de mesure, des recherches ont été menées, conduisant à l'élaboration de critères dits robustes. Les travaux de Huber [HUB 81] et de Polyak [POL 80] ont largement ouvert cette voie. Nous avons utilisé certains de ces critères robustes, qui conduisent à la théorie des M-estimateurs. Du fait de leur caractère non convexes ou de ruptures de continuité ils conduisent à des problèmes de convergence lorsqu'on utilise des algorithmes de minimisation usuels. Plutôt que de développer des algorithmes de minimisation spécifiques nous avons montré qu'il était possible de transformer ces critères pour les approximer par des critères convexes et ainsi utiliser des algorithmes éprouvés de minimisation [**39**].

III.2.2 Propagation des incertitudes

L'analyse du système de mesure ainsi mis en œuvre, se fait alors en recherchant la ddp de m. Cette information s'acquiert par la propagation de caractéristiques statistiques (fig. III.3).

$$\begin{tikzcd}
\wp_{\boldsymbol{E}}(\boldsymbol{e}) \arrow[r, dashed, "f\ ,\ \xi"] & \wp_{\boldsymbol{\Theta}}(\boldsymbol{\theta}) \arrow[r, dashed, "g"] & \wp_M(m)
\end{tikzcd}$$

Fig. III.3 – caractérisation statistique de la mesure

La ddp du bruit d'observation, $\wp_{\boldsymbol{E}}(\boldsymbol{e})$, est classiquement une loi normale centrée, $\mathcal{N}(\mathbf{0}, W)$. Pour autant il n'est pas exclu de traiter d'autres modélisations (Poisson, bêta, gamma, ...) si l'application l'impose. La première opération consiste donc à expliciter la ddp des paramètres, $\wp(\boldsymbol{\theta})$. Pour ce faire, différentes approches sont envisageables.

Travail analytique

La ddp peut être fournie de manière analytique si la fonction f et le critère ξ restent extrêmement simples. On sait néanmoins qu'une simple non-linéarité, telle qu'un produit α de deux variables normales a et b, aboutit à un résultat sous forme intégrale :

$$\wp(\alpha) = \frac{1}{2\pi\sigma_a\sigma_b}\int_0^{+\infty}\left[\exp\left(-\frac{(x-m_a)^2}{2\sigma_a^2} - \frac{(\alpha/x - m_b)^2}{2\sigma_b^2}\right) + \exp\left(-\frac{(x+m_a)^2}{2\sigma_a^2} - \frac{(\alpha/x + m_b)^2}{2\sigma_b^2}\right)\right]\frac{dx}{x}$$

Clarke et Pazman

Pour un critère ξ quadratique, les travaux de Clarke [CLA 80][CLA 87] et de Pazman [PAZ 93], donnent à ce problème des solutions approchées. Le premier fournit une approximation des deux premiers moments de $\boldsymbol{\theta}$ par développement limité. Le second fournit une estimation de la ddp des paramètres (eq. III.3) en fonction de la matrice de Fisher M et du projecteur P. Cette situation s'appuient sur des outils de géométrie différentielle. Nous avons mené une étude comparative [**41,43**] montrant un meilleur comportement de l'estimation de Pazman face à un modéle gaussien fondé sur les deux premiers moments calculés par l'approche de Clarke. Cette conclusion est à pondérer lorsque la paramétrisation peut être améliorée rendant le modèle plus linéaire en paramètres et donnant ainsi plus de tenue à l'hypothèse gaussienne sur les paramètres.

$$\widehat{\wp}_{\Theta}(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\det Q(\boldsymbol{\theta})}{(2\pi)^{p/2} \det^{1/2} M(\boldsymbol{\theta})} \exp\left[-\frac{1}{2} \left\| P(\boldsymbol{\theta}) \left(f(\boldsymbol{x}, \boldsymbol{\theta}) - \boldsymbol{y}\right) \right\|_W^2\right] \tag{III.3}$$

Ces deux approches ont été testées sur deux applications à l'occasion d'une caractérisation du sous-sol à des fins de recherche pétrolière [**36,81**]. Une seconde application fut la caractérisation de la composition chimique du gaz domestique, ce afin d'en tirer le pouvoir calorifique du gaz et de pouvoir alors facturer au client non plus un volume mais bel et bien ce qu'il lui est fourni d'utile en terme d'énergie [**79,104**].

Monte-Carlo et ses variantes

Toutefois, dès que l'on traite un problème réellement complexe, il arrive qu'il ne soit pas raisonnable d'envisager les approches précédentes qui font appel aux différentielles successives de f par rapport à $\boldsymbol{\theta}$. Des méthodes de type Monte-Carlo (MC) restent alors opérationnelles [ROB 97] [FIS 99]. Améliorées grâce à un échantillonneur hypercube latin (LHS), elles ont été utilisées notamment pour l'optimisation du rendement de fabrication [KER 98] comme à la propagation des incertitudes dans les formules de prix du gaz à long terme [**92,93**].

Bien des situations pratiques ne donnent accès qu'à un nombre très restreint d'observations. Il est alors d'une part difficile d'imaginer un modèle de densité de probabilité pour les grandeurs observées, notamment les erreurs d'observation. D'autre part, il faudra se contenter de ce faible volume d'information, alors que les approches classiques de type Monte-Carlo sont puissantes lorsque l'on peut traiter un volume important de réalisations des variables aléatoires mises en jeu dans la procédure de mesure. Les méthodes Bootstrap ont été développées dans cette double optique, se satisfaire de peu de données et faire le moins d'hypothèses possible sur la ddp des grandeurs [EFR 79] [WU 86] [HIN 88] [ZOU 98]. Nous avons utilisé ces outils et montré que la mesure peut tirer profit de cette démarche, elle est alors plus robuste vis à vis des hypothèses usuellement faites sur les modèles statistiques des grandeurs mises en jeu [**6,29, ,31**].

Lorsqu'un modèle de ddp n'est pas immédiat, une méthode à présent éprouvée pour construire cette dernière est la méthode dite par noyaux [MAS 83] [BER 94]. Elle rentre dans la grande mouvance actuelle de l'estimation statistique non paramétrique. On retrouve, dans un cadre statistique, la problématique centrale d'une démarche de mesure : la modélisation, que l'on peut encore entendre comme une façon de cristalliser une partie importante de l'information que l'on détient sur le système étudié. Ici aussi, le choix de modèle - ou de noyaux - se pose [DEV 92] [SHA 96] [DEV 97] [DEV 99] [PRO 00]. On retrouve par ailleurs les problèmes de régularisation et d'optimisation des quelques degrés de liberté qu'offre le modèle de noyaux [TER 85] [TER 90]. Le choix de modèle de ddp pour un objectif de mesure peut être optimisé à ce niveau, nous l'avons mis en œuvre en nous fondant sur un principe de minimum d'entropie [**21**].

Une fois la ddp des paramètres construite, il reste à opérer la transformation non linéaire sous-jacente à l'équation de mesure. On construit alors symboliquement un vecteur de mesure étendu $\boldsymbol{m} = [\theta_1, \ldots, m, \ldots, \theta_p]^\top$ où l'on a remplacé le paramètre θ_k par la mesure. Nous verrons plus loin que le choix de l'indice k est lié à la propriété $\partial g / \partial \theta_k \neq 0$. Par souci de lisibilité et sans perdre de généralité, nous choisirons pour la suite $k = p$. La relation bijective $\boldsymbol{m} = G(\boldsymbol{\theta})$ permet alors d'utiliser la transformation usuelle des ddps selon : $\wp(\boldsymbol{m}) = \wp_\Theta(\boldsymbol{\theta}) / |\det J| |_{\boldsymbol{\theta}=G^{-1}(m)}$, où J est la matrice jacobienne ($J_{ij} = \partial m_i / \partial \theta_j$) ou matrice de sensibilité. Il reste enfin à marginaliser :

$$\wp_M(m) = \iint \wp(\boldsymbol{m}) d\boldsymbol{\theta}_{p-1} = \iint \wp_{\boldsymbol{\Theta}}(G^{-1}(\boldsymbol{m})) \left| \frac{\partial g}{\partial \theta_p} \right|^{-1} d\boldsymbol{\theta}_{p-1} \tag{III.4}$$

où $\boldsymbol{\theta}_{p-1} = [\theta_1, \ldots, \theta_{p-1}]^\top$. De même que pour le calcul de la ddp des paramètres, cette quantité peut être approchée par intégration numérique ou par simulation de type Monte-Carlo.

Approche à erreur bornée

Modéliser l'incertitude peut certes se faire de manière statistique comme précédemment mais certaines situations pratiques peuvent conduire plus naturellement à des contraintes en terme des bornes. Utiliser uniquement cette information pour construire un modèle statistique, en utilisant le principe du maximum d'entropie conduit à un modèle uniforme entre les dites bornes. Propager alors cette ddp au travers des différentes équations qui définissent la mesure reste envisageable avec les outils précédents, pour autant il peut suffire, et il peut être même plus pertinent de chercher à construire le domaine des mesures qui sont compatibles avec les observations encadrées par les barres d'erreurs définies plus haut. Les principes mathématiques relatifs à cette démarche sont connus depuis longtemps grce à l'analyse par intervalle [MOO 66], pour autant ce n'est que récemment que des méthodes comme des outils ont été développés [MOO 92] [JAU 93] et mis en œuvre à l'occasion d'identification de systèmes [MIL 96] [KIE 98]. Elles ont démontré leur efficacité sur des problèmes de caractérisation robuste d'une couche pétrolière [**107,108**]. Elles ont permis de caractériser en outre des dimensions de défauts dans un contexte d'erreur de modélisation [**10,40**].

III.3 Choix de modèle pour un objectif de mesure

Mettre en œuvre une procédure de mesure passe par la modélisation préalable du phénomène observé. Modéliser devient alors un objectif à part entière même s'il ne faut pas le décorréler de l'objectif de mesure. L'optimalité d'un modèle dépend alors de la mesure que l'on vise et non pas uniquement de son pouvoir à reproduire des données expérimentales [**34,38,42**]. Les modèles les plus naturels nous viennent des équations de la physique. On parle alors de modèles de connaissance, ou phénoménologiques. Toutefois ces modèles restent bien souvent très complexes à mettre en œuvre, car faisant appel par exemple à des codes aux éléments finis. Ils n'en demeurent pas moins un passage nécessaire lors de la phase de validation de modèles comportementaux, ou modèles boîte noire. Ces derniers sont classiquement des modèles paramétriques qui se veulent assez simples et explicites. La disctinction entre ces deux cas limites a été bien explicitée dans les ouvrages [LJU 87] et [WAL 97] par exemple. La question qui s'ensuit est le choix d'un modèle parmi plusieurs candidats [**34,54**]. Une fois ce choix effectué, l'étape suivante consiste en la reparamétrisation de cette structure de modèle.

III.3.1 Modèles de systèmes

L'établissement d'un modèle passe par plusieurs étapes que nous avons schématisées comme suit :

- le choix d'une structure de modèle (resterait à envisager la construction même de cette structure),
- le choix d'une paramétrisation de cette structure (nous verrons le problème de la paramétrisation optimale),
- le choix optimal des valeurs des paramètres de la structure ainsi paramétrée (il s'agit ici du problème usuel d'identification).

Il existe une seule structure de modèle, de nombreuses paramètrisations possibles de cette structure et in fine un seul modèle optimal au regard d'un jeu d'observations et d'un critère d'adéquation aux données (fig. III.4).

Choix de la structure de modèle

L'établissement d'une structure de modèle, correspondant à la représentation d'un système, est une étape délicate qui procède bien souvent d'une expertise. On peut toutefois envisager de construire des modèles qui seraient définis par des contraintes fonctionnelles (monotonicité, contraintes de signe sur des dérivées, limites bornées...). Ce champ de recherche reste très ouvert et devrait naturellement utiliser les outils d'analyse fonctionnelle [RIE 72].

Les critères de choix de modèle les plus usuels sont ceux fondés sur l'adéquation aux données. Le modèle le plus pertinent sera alors celui qui permet de mieux représenter les observations, au sens d'une distance qui reste à définir. Certes des critères comme ceux d'Akake, de BIC, ou de validation croisée permettent de pénaliser les modèles les plus complexes au profit des moins complexes, et ainsi de ne pas tomber dans le travers de

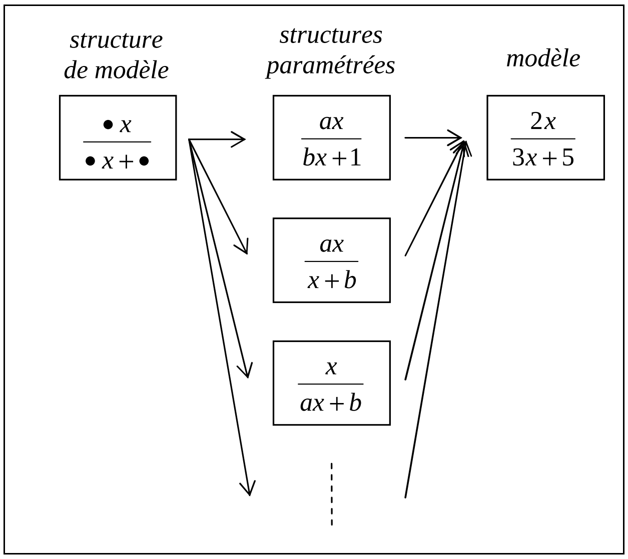

FIG. III.4 – Différentes étapes de la construction d'un modèle

la surparamétrisation. Pour autant, aucun d'entre eux ne s'interrogent sur le but réel de la modélisation. Nous avons repris la démarche de choix de modèle en mettant l'accent sur la finalité que représente la mesure [**10,42**]. Cette démarche passe par la formalisation de critères informationnels [**13**] fondés sur des distances statistiques entre densité de probabilité [BER 77] [TRO 95]. "Effectuer une mesure" devient alors synonyme de "rechercher la densité de probabilité d'une grandeur non observable par le choix adéquat d'un traitement, voire d'un modèle". Le choix de modèles, ainsi dédié à une mesure particulière, a permis de traiter de nombreuses applications en évaluation non destructive. Une mesure de conductivité sans contact [**3,7,32**] a pu s'opérer en optimisant le nombre de noyaux exponentiels qui régit le système. Une mesure de dimensionnement de défaut [**12,37,50,61**] a pu être effectuée en montrant que, parmi un ensemble de modèles candidats capables de représenter les données simulées par un code aux élément finis, celui qui donne la meilleure adéquation aux données n'est pas celui qu'il faut retenir pour estimer au mieux les dimensions du défaut. Cette démarche a permis par ailleurs de construire un modèle d'ondelette dédié à la déconvolution de signaux ultrasonore pour un objectif de compression [**30,53**].

Choix de la paramétrisation

Une fois un modèle retenu, se pose le problème de la paramétrisation de cette structure [**34,38,63**]. Notre objectif principal étant de caractériser le processus de mesure par l'intermédiaire de sa ddp, il est licite de se poser la question de l'impact d'une reparamétrisation de la fonction f sur la ddp de la mesure $\wp(m)$. Soit donc un homéomorphisme $\boldsymbol{t}$ qui définit une reparamétrisation de la structure selon :

$$\boldsymbol{\theta} = \boldsymbol{t}(\boldsymbol{\varphi}) \qquad \text{(III.5)}$$

L'équation de mesure originale $m_\theta = g(\boldsymbol{\theta})$ se transforme alors en $m_\varphi = \gamma(\boldsymbol{\varphi})g(\boldsymbol{t}(\boldsymbol{\varphi}))$. Compte tenu du caractère bijectif de $\boldsymbol{t}$ et du fait que l'on a $\partial g/\partial\theta_p \neq 0$, on peut assurer qu'il existe au moins un indice k tel que $\partial\gamma/\partial\varphi_k \neq 0$. Une simple permutation des indices permet alors de retrouver une expression duale du vecteur de mesure étendu selon $\boldsymbol{m}_\varphi = [\varphi_1, \ldots, \varphi_{p-1}, m_\varphi]^\top = \Gamma(\boldsymbol{\varphi})$. Nous pouvons donc exprimer la nouvelle marginalisation, parallèlement à l'équation (eq. III.4) selon :

$$\wp(m_\varphi) = \iint \wp_{\boldsymbol{\Phi}}(\Gamma^{-1}(\boldsymbol{m}_\varphi)) \left|\frac{\partial\gamma}{\partial\varphi_p}\right|^{-1} d\boldsymbol{\varphi}_{p-1} \tag{III.6}$$

où $\Gamma^{-1}(\boldsymbol{m}_\varphi) = [\varphi_1, \ldots, \varphi_{p-1}, \varphi_p(\boldsymbol{\varphi}_{p-1}, m_\varphi)]^\top$. Il existe alors une relation bijective entre les deux vecteurs de mesure étendu puisque l'on a $\boldsymbol{m}_\theta = G(\boldsymbol{t}(\Gamma^{-1}(\boldsymbol{m}_\varphi))) = \boldsymbol{\tau}(\boldsymbol{m}_\varphi)$. Le caractère bijectif de cette relation vectorielle $\boldsymbol{\tau}$ permet d'assurer l'égalité entre toute intégration partielle des ddps de $\boldsymbol{m}_\theta$ et $\boldsymbol{m}_\varphi$ sur des domaines duaux, soit :

$$\iint_{\mathcal{D}_1} \wp(\boldsymbol{m}_\theta)\ \ d\boldsymbol{m}_\theta = \iint_{\mathcal{D}_2} \wp(\boldsymbol{m}_\varphi)\ \ d\boldsymbol{m}_\varphi \qquad \text{avec} \quad \mathcal{D}_1 = \boldsymbol{\tau}(\mathcal{D}_2) \tag{III.7}$$

En particulier, si l'on choisit $\mathcal{D}_1 = \{m < x,\ \ \forall\ \ \boldsymbol{\theta}_{p-1}\}$, on trouve l'égalité entre les fonctions de répartition de m_φ et de m_θ. Il reste à dériver pour trouver la proposition attendue, soit :

$$\wp(m_\theta) = \wp(m_\varphi) \tag{III.8}$$

Nous avons donc prouvé que l'on peut jouer sur la paramétrisation du modèle direct, sans interférer sur les qualités statistiques de la mesure. Nous avons alors mis en œuvre une procédure de changement de paramétrisation afin d'optimiser la phase d'inversion de l'équation (eq. III.1), au sens du critère ξ retenu. Le critère de non-linéarité de Beale, noté N_θ, permet d'atteindre cet objectif [BEA 88]. En effet, cette quantité permet de quantifier le fait que le lieu des solutions, pour un modèle non linéaire, n'est plus un hyperplan dans l'espace des observées et que le maillage de cette surface n'est plus régulier. Un changement de paramétrisation ne peut modifier le lieu des solutions qui est propre à la structure du modèle. Il peut en revanche rendre localement son maillage plus régulier. On atteint alors, à l'optimum, la notion de non-linéarité intrinsèque N_ψ d'un modèle non linéaire.

Il est intuitif que tout changement linéaire de paramétrisation, du type $\boldsymbol{\varphi} = T\boldsymbol{\theta}$, ne peut contribuer à diminuer le degré de non-linéarité de la nouvelle structure $f^\star$. En effet, on peut écrire les relations suivantes entre les deux premières différentielles :

$$\frac{\partial f^\star}{\partial\boldsymbol{\varphi}} = T^\top\frac{\partial f}{\partial\boldsymbol{\theta}} \qquad \text{et} \qquad \frac{\partial^2 f^\star}{\partial\boldsymbol{\varphi}\partial\boldsymbol{\varphi}^\top} = T^\top\frac{\partial^2 f}{\partial\boldsymbol{\theta}\partial\boldsymbol{\theta}^\top}T \tag{III.9}$$

La Jacobienne $\nabla = [\partial f_i/\partial\theta_j]$ (où f_i symbolise $f(x_i, \boldsymbol{\theta})$) est modifiée linéairement selon $\nabla^\star = \nabla T$. Quant aux deux matrices K et H, qui définissent les deux sous-espaces orthogonaux par les relations usuelles suivantes :

$$\begin{aligned} &K^\top\nabla^\top\nabla K = I_p \\ &K^\top\nabla^\top H^\top = O_{(p,n-p)} \\ &HH^\top = I_{n-p} \end{aligned}$$

elles sont modifiées selon : $K = TK^\star$ et $H = H^\star$. Beale définit le critère de non-linéarité selon $N_\theta = \mathcal{E}\{\alpha^\top\alpha + \beta^\top\beta\}/4/(p+2)/\sigma^2$, où α et β sont des grandeurs reliées à des ensembles de matrices $\{A^i\}_{i=1}^{n-p}$ et $\{B^i\}_{i=1}^{p}$ et aux caractéristiques d'ordre 4 du bruit $\boldsymbol{e}$. Ces matrices A et B sont définies selon :

$$A^i_{jk} = \sum_{\ell=1}^{n} H_{i\ell}\left(K^\top \frac{\partial^2 f_\ell}{\partial\boldsymbol{\theta}\partial\boldsymbol{\theta}^\top} K\right)_{jk} \quad \text{et} \quad B^i_{jk} = \sum_{\ell=1}^{n}\left(K^\top\frac{\partial f_\ell}{\partial\boldsymbol{\theta}}\right)_i\left(K^\top \frac{\partial^2 f_\ell}{\partial\boldsymbol{\theta}\partial\boldsymbol{\theta}^\top} K\right)_{jk} \tag{III.10}$$

Nous montrons les deux égalité suivantes **[34]** :

$$K^{\star\top}\frac{\partial^2 f^\star_\ell}{\partial\boldsymbol{\varphi}\partial\boldsymbol{\varphi}^\top}K^\star = K^\top\frac{\partial^2 f_\ell}{\partial\boldsymbol{\theta}\partial\boldsymbol{\theta}^\top}K$$
$$K^{\star\top}\frac{\partial f^\star_\ell}{\partial\boldsymbol{\varphi}} = K^\top\frac{\partial f_\ell}{\partial\boldsymbol{\theta}}$$

Ceci achève la démonstration que toute reparamétrisation linéaire ne modifie en rien la non-linéarité d'une structure donnée ($N_\varphi = N_\theta$). Un changement de paramétrisation optimal (eq. III.11) consiste à utiliser le modèle f lui-même. Sous certaines conditions, nous pouvons réduire la non-linéarité du modèle à sa valeur plancher N_ψ, nous le verrons plus avant.

$$\varphi_i = f(\pi_i, \boldsymbol{\theta}) \qquad i \in [1, p] \tag{III.11}$$

Ces différentes équations peuvent se regrouper dans un système non linéaire, paramétré par le vecteur $\boldsymbol{\pi}$ selon $\boldsymbol{\varphi} = F_{\boldsymbol{\pi}}(\boldsymbol{\theta})$. La nouvelle structure paramétrée s'exprime alors selon :

$$f^\star(x, \boldsymbol{\varphi}) = f(x, F^\dagger_{\boldsymbol{\pi}}(\boldsymbol{\varphi})) \tag{III.12}$$

où $F^\dagger_{\boldsymbol{\pi}}$ représente l'inversion formelle du système non linéaire. Il est donc nécessaire d'inverser ce système pour mener à bien cette reparamétrisation. Si cette inversion est possible, il est immédiat que pour des abscisses $\boldsymbol{x}$ données, la valeur du vecteur $\boldsymbol{\pi}$ optimal est $\boldsymbol{\pi} = \boldsymbol{x}$ (ce qui impose que l'on ait autant d'observations que de paramètres à estimer, soit $n = p$). Ceci aboutit alors tout naturellement aux équations $f^\star(x_i, \boldsymbol{\varphi}) = f(\pi_i, \boldsymbol{\theta}) = \varphi_i$. Le modèle est alors linéaire et trivial puisque chaque observée peut être comprise comme un paramètre bruité. Toute la problématique est reportée dans l'équation de mesure qui devient alors $m = g(F^\dagger_{\boldsymbol{\pi}}(\boldsymbol{\varphi}))$.

Cette inversion n'est toutefois que rarement réalisable, aussi nous avons mis au point une nouvelle transformation, a priori sous-optimale, mais plus générique et qui s'étend au cas multidimensionnel sans difficultés.

On cherche à exprimer une relation purement quadratique et que l'on souhaite bijective, on choisit alors :

$$\boldsymbol{\theta} = AS\ \mathrm{diag}[\Phi^2] \tag{III.13}$$

où S est la matrice diagonale $[s_i]$ avec $s_i = \mathrm{sgn}(\varphi_i)$ et où Φ est la matrice diagonale $[\varphi_i]$. L'inversion de (eq. III.13) vient simplement selon $\boldsymbol{\varphi} = S|A^{-1}\boldsymbol{\theta}|^{1/2}$. Pour pouvoir recalculer l'indice de non-linéarité de Beale, il est nécessaire de pouvoir relier les deux premières différentielles des deux structures paramétrées. Nous trouvons respectivement :

$$\frac{\partial f^\star}{\partial \boldsymbol{\varphi}} = 2S\Phi A^\top \frac{\partial f}{\partial \boldsymbol{\theta}} \quad \text{et} \quad \frac{\partial^2 f^\star}{\partial \boldsymbol{\varphi} \partial \boldsymbol{\varphi}^\top} = 4S\Phi A^\top \frac{\partial^2 f}{\partial \boldsymbol{\theta} \partial \boldsymbol{\theta}^\top} A S \Phi + 2 \text{ Diag}\left[\frac{\partial f}{\partial \boldsymbol{\theta}^\top} A\right] S \tag{III.14}$$

Il reste alors à rechercher une matrice de passage qui satisfasse $A_{opt} = \arg\min N_\varphi$. Cette matrice n'est pas unique, ce qui est prévisible compte tenu de la dimension de l'espace d'optimisation (p^2). Un moyen de diminuer cette dimension serait d'imposer des contraintes sur les matrices A. On peut envisager de se restreindre aux matrices Toeplitz symétriques par exemple (définies par p paramètres). La chute de non-linéarité risque toutefois de s'en trouver amoindrie. Une autre méthode consiste à rajouter une condition de stabilité afin de rendre l'opération d'inversion de A numériquement robuste. Le problème est reformulé par les deux optimisations séquentielles suivantes :

$$A_{opt} = \arg\max(\text{rcond}(\arg\min N_\varphi)) \tag{III.15}$$

On a ainsi montré que la reparamétrisation d'un modèle non-linéaire peut se faire sans conséquence sur la densité de probabilité de la mesure. Elle ne permet donc pas d'optimiser les performances de la mesure en terme statistique mais davantage lors de la première phase d'identification des paramètres du modèle comportemental f. Il existe une reparamétrisation qui est localement optimale dans l'espace des paramètres mais qui reste bien souvent impossible à mettre en œuvre. Aussi nous avons proposé une reparamétrisation quadratique qui permet de réduire de manière effective la non-linéarité du modèle, ceci s'est avéré efficace dans de nombreux exemples.

III.3.2 Modèles de signaux

Le choix de modèle, se pose tant pour les systèmes, comme précédemment, que pour les signaux. Un objectif de mesure usuel se décline comme l'extraction d'une composante fréquentielle dans un signal. Cette analyse est plus que classique dans la théorie du signal. Elle le devient bien moins lorsque les observations dont on dispose sont échantillonnées à des instants qui ne sont pas multiples d'une pèriode d'échantillonnage [SHA 60] [BEU 70] [ROB 77] [PAR 84] [STR 00] [MAR 01]. Au-delà de la problématique ouverte du choix de moèle pour représenter ces signaux, se pose celle des traitements adaptés à ce type d'information. Nous avons développé des techniques permettant d'effectuer sur des signaux échantillonnés de la sorte des analyses usuelles, telles que des filtrages, des analyses spectrales, des prédictions. La *mesure* relative à ces traitements est alors, la puissance en sortie du filtre (pour de la localisation de source par exemple), la puissance dans une bande spectrale (pour une surveillance de système par exemple) ou encore la valeur du signal à une date ultèrieure (pour du calcul de risque financier par exemple).

Ce type d'échantillonnage peut être subi ou recherché. Il est subi lorsque la nature même de l'expérimenation fait que les données ne peuvent pas se produire à des instants totalement maîtriss. C'est le cas dans de nombreux problèmes discrets, tels que :

- mesurer l'énergie d'une source radioactive à partir de particules émises par cette source à des instants quelconques

- mesurer l'occupation horaire d'un standard téléphonique à partir des instants d'appel et leurs durées.
- mesurer des caractéristiques du traffic à un carrefour à partir des dates d'arrivée des véhicules et leur séjour dans le carrefour.
- mesurer la vitesse d'un fluide à partir de mesure doppler lorsqu'une particule (solide ou bulle d'air) passe dans le champ des lasers.

Dans toutes ces situations on ne peut être maître des instants d'échantillonnage. Une autre situation consiste à choisir les instants d'échantillonnage de manière optimale. L'objectif peut être d'optimiser des critères de compression, ou encore de consommation d'énergie de systèmes fonctionnant sur piles par exemple. On est alors dans une logique d'échantillonnage adaptatif. Cette démarche a permis de montrer qu'il est possible de s'extraire par exemple du compromis usuel entre taux de compression et rapport signal sur bruit de l'image reconstruite. Ceci est dû au fait que la prédiction d'un échantillon omis peut être préférable à sa quantification.

De nombreux travaux ont été effectués sur l'analyse spectrale des signaux à échantillonage non uniforme avec notamment les travaux de Masry [MAS 71] [MAS 75] [MAS 76] [MAS 78a] [MAS 78b] ou ceux de Gaster et Robert [GAS 75] [ROB 80].

Dans la pratique il existe une distinction de fond entre les signaux qui sont échantillonnés non uniformément du fait de la perte d'échantillons et ceux pour lesquels les instants d'échantillonnage sont vraiment quelconques. Pour la première classe de signaux on peut toujours utiliser des modèles à temps discret, il existe une pèriode d'échantillonnage que nous nommons *cachée*. Pour la seconde il est nécessaire de passer par un moèle continu d'amplitude auquel on rajoute un information sur le type d'échantillonnage, par exemple au moyen d'une modélisation statistique du processus ponctuel.

Modèles à temps discret

De nombreux travaux proposent des techniques d'estimation de paramètres de modèles discrets, typiquement des modèles AR ou ARMA [JON 81a] [SOD 91]. Nous avons rajout à cela la possibilité d'estimer les paramètres de tels modèles de manière itérative, afin de suivre par exemple des instationnarités du signal. Ceci conduit à des algorithmes de type LMS, tant pour les signaux AR [**14**], que ARMA [**33**]. Ces méthodes d'estimation ont pu être testées sur des signaux réels à l'occasion d'un collaboration avec EDF portant sur l'étude de signaux provenant des LFC ou *Lits Fluidisés Circulants* [**85**] [**86**] [**88**].

Modèles à temps continu

Un premier problème délicat est celui de la simulation d'observations qui vérifient un comportement spectral donné et qui soient effectivement échantillonnées de manière alátoire [NIT 97]. Bien des algorithmes étaient testés au préalable sur des signaux très simples, tels que des sinusoïdes, alors que l'objectif principal est de traiter des signaux qui sont intrinsè quement aléatoires.

Les premiers travaux de Lomb permettent d'avoir accès à l'estimation spectrale de signaux échantillonnés à des instants quelconques [LOM 76]. Il s'agit alors d'analyse spectrale non paramétrique, plus tard Jones et Söderström proposaient des méthodes paramétriques fondées sur des généralisation continue des modèles AR (CAR) [JON 81b] [FAN 88]. Nous avons rajouté à cela l'aspect adaptatif, éminemment crucial lorsqu'il s'agit de suivre des phénomènes transitoires [**20,23**].

Compression

Au delà de cette dualité de modèles à temps discret ou continu, une des principales applications de l'échantillonnage adaptatif est la compression. Il permet d'aller plus loin dans la logique du codage, tel que l'ADPCM [**44**] par exemple. Les SENU permettent de lever partiellement le compromis usuel entre taux de compression et rapport signal sur bruit du signal reconstruit [**45**]. Ils permettent enfin de construire des microsystèmes, fonctionnant sur pile, mais avec des durées de vie largement supèrieure à ce qui existait au préalable [**90**] [BEN 94].

III.4 Optimisation d'instrument

Nous ne considérons plus *l'instrument* comme la réduction à un simple capteur, mais bel et bien l'ensemble du système de traitement qui va depuis l'acquisition, en passant par un traitement optimisé, pour enfin fournir la mesure. Cette dernière étant fournie avec toutes les caractéristiques statistiques relatives, non seulement à la physique du problème mais aussi, au traitement lui-même. *L'optimisation d'instrument* se situe alors sur les deux caractéristiques repris dans les questions ci-dessous. Nous avons déjà mentionné les aspects concernant l'optimisation de la modélisation pour un objectif de mesure donné dans le paragraphe précédent. Cette démarche d'optimisation globale du système de mesure fait naturellement appel à toutes les techniques d'optimisation numérique [PRE 88], mais vont clairement au-delà des simples méthodes d'optimisation.

L'optimisation d'instrument correspond donc au corpus de méthodes que nous avons dévloppées afin de pouvoir répondre aux questions suivantes :

- Caractéristiques de la partie acquisition des observations
  - . Combien d'observation sont nécessaires pour estimer la mesure avec une certaine performance statistique ?
  - . De quelle nature doivent être ces observations (positions, fréquences - si l'on travaille en courant de Foucault par exemple - instants d'observation si le degré de liberté est temporel) ?
- Caractéristiques de la partie traitement des observations
  - . Quel modèle choisir pour représenter les données ?
  - . Quel mopdèle choisir - éventuellement - pour construire la relation de mesure ?

Des premiers travaux concernant l'optimisation de l'information apportée par des observations - sans pousser la logique jusqu'à la mesure comme nous le préconisons - sont dûs à Lindley [LIN 56] et Hurwitz [HUR 75] par exemple. Pour autant, les travaux concernant l'optimisation de la partie acquisition sont toujours d'actualité, citons par exemple les travaux d'Atkinson qui a longtemps travaillé dans ce domaine [ATK 91] [ATK 02].

Les approches usuelles consistent essentiellement en l'optimisation d'une fonctionnelle de la matrice de Fisher. On trouve les critères classiques de D-optimalié, de T-optimalité ou encore de A-optimalité [HUA 91]. Nous avons par ailleurs donné trois visions de l'optimisation d'instrument [**46,56**]. Ces visions s'éclairent l'une l'autre.

- La première consiste à optimiser le conditionnement de la matrice jacobienne autour d'un point de fonctionnement. Cette approche permet de quantifier le caractère plus ou moins bien posé d'un problème inverse.
- La seconde consiste à optimiser la structure de la surface de coût du critère choisi. On souhaite ainsi maximiser la courbure de cette surface afin qu'un algorithme de recherche de minimum soit le plus efficace possible.
- La troisième enfin vise la quantification de l'information apportée par des observations à la mesure elle-même. Elle se place donc dans un cadre délibéremment statistique.

Nous avons montré que les deux premières visions sont totalement équivalentes. Nous avons appliqué ces méthodes d'optimisation d'instrument [**65**] à des problèmes de débitmétrie [**56**] - où le nombre d'observation devait être particulièrement restreint - ainsi qu'à des dispositifs d'imagerie en transmission [**103**], d'estimation optimale de trajectoire de véhicule [**112**] ou enfin pour l'évaluation des performances de traitement en contrôle non destructif [**113**].

Le choix de modèle devient pertinent s'il est effectué de manière équitable pour chacun des modèles candidats [ATK 75a] [ATK 75b] [BOX 67] . Il est alors nécessaire de placer chacun des modèles candidats dans des conditions optimales [HUA 91] [PON 91], autrement dit de leur fournir à chacun les observations les plus informatives possible. Nous avons poussé cette logique jusqu'à la mesure, montrant ainsi qu'un choix judicieux des caractéristiques des observations (en terme de nombre, de positions, ...) est un point clé pour obtenir de bonnes performances statistiques [**10**].

III.5 Cas des mesures dynamiques

Jusqu'à présent on n'a considéré que des systèmes physiques statiques. La réalité est néanmoins souvent dynamique. Le problème de caractériser une mesure issue d'un système stochastique et dynamique restait sans réponse satisfaisante. Aux deux équations présentées dans le premier chapitre vient s'ajouter une dernière relation (eq. III.16) qui modélise en quoi les paramètres du modèle évoluent au cours du temps. Cette modélisation est une forme typique de modèle stochastique [McS 74]. Chaque paramètre à l'instant initial $\theta_i(0)$ est supposé connu, et est considéré comme une variable aléatoire indépendante des fonctions scalaires aléatoires $v_j(t)$.

$$\dot{\theta}_i(t) = \phi_i(t, \boldsymbol{\theta}(t)) + \sum_{j=1}^{r} \psi_{ij}(t, \boldsymbol{\theta}(t)) v_j(t) \tag{III.16}$$

La mesure devient alors une fonction du temps selon la relation modifiée (eq. III.17). Effectuer une mesure dans ces conditions, revient à vouloir exprimer la densité de probabilité de la mesure au cours du temps $\wp(m,t)$.

$$m(t) = g(t, \boldsymbol{\theta}(t)) \tag{III.17}$$

Chercher à qualifier une mesure issue d'un régime dynamique fait donc appel au calcul stochastique [GAR 85] [JAZ 70]. A partir de la forme canonique présentée ci-dessus (eq. III.16) on peut exprimer un paramètre comme une fonction du temps selon une relation stochastique intégrale (eq. III.18). Les signaux w_j sont des mouvements browniens, ce qui revient à l'hypothèse de blancheur du bruit pour les signaux $v_j(t)$.

$$\theta_i(t,\omega) = \theta_i(0,\omega) + \int_0^t \phi_i(s, \boldsymbol{\theta}(s,\omega)) ds + \sum_{j=1}^{r} \int_0^t \psi_{ij}(s, \boldsymbol{\theta}(s,\omega)) dw_j(s,\omega) \tag{III.18}$$

A cette étape du raisonnement, survient un iatus entre le caractère brownien des signaux $w_j(t)$, qui permettent une implantation aisée de l'équation précédente, et la nature plutôt Lipschitzienne des signaux que l'on rencontre dans la réalité. On souhaite alors construire une équation stochastique qui possède les deux propriétés suivantes :

- d'inclusivité, afin qu'elle s'applique à une large famille de processus, qui comprenne entre autre les processus lipschitziens comme browniens,
- de consistance, afin que la solution de l'équation stochastique soit identique que l'on fasse l'une ou l'autre des deux hypothèses précédentes sur le bruit $w_j(t)$.

Nous avons confié ce travail une de nos doctorante Hana BAILI. Elle a montré qu'il fallait modifier l'équation III.18 en lui ajoutant au second membre le terme suivant **[28]** :

$$\frac{1}{2} \sum_{j,\ell}^{r} \int_0^t \sum_{k=1}^{p} \frac{\partial \psi_{ij}}{\partial \theta_k}(s, \boldsymbol{\theta}(s,\omega)) \psi_{k,\ell}(s, \boldsymbol{\theta}(s,\omega)) dw_j dw_\ell$$

La densité de probabilité de la mesure est alors gérée par une équation différentielle de Fokker-Planck (eq. III.19) [RIS 84].

$$\begin{aligned}\frac{\partial \wp}{\partial t} = & -\sum_{i=1}^{p}\left[\frac{\partial(\phi_i.\wp)}{\partial\theta_i}+\sum_{j=1}^{r}\left[\alpha_j\frac{\partial(\psi_{ij}.\wp)}{\partial\theta_i}+\frac{1}{2}\sigma_j^2\frac{\partial}{\partial\theta_i}\left(\wp.\sum_{k=1}^{p}\frac{\partial\psi_{ij}}{\partial\theta_k}.\psi_{kj}\right)\right]\right] \\ & +\frac{1}{2}\sum_{i,k=1}^{p}\sum_{j=1}^{r}\sigma_j^2\frac{\partial^2(\psi_{ij}.\psi_{kj}.\wp)}{\partial\theta_i\theta_k}\end{aligned} \tag{III.19}$$

Il reste alors à utiliser des algorithmes de résolution numérique pour obtenir la solution de cette edp et fournir ainsi une caractérisation statistique de la mesure au cours du temps. Cette méthode a été appliquée à la caractérisation statistique de la température d'un système thermique perturbé [**28,49**]. Le vecteur d'état dans ce cas précis est alors de dimension infinie ce qui implique une troncature et donc une erreur de modélisation. Si l'on souhaite minimiser cette erreur il faut conserver un vecteur d'état $\boldsymbol{\theta}$ de grande dimension ce qui induit une charge de calcul rédhibitoire.

Une autre approche, fondée sur les MCMC, a été alors mise en œuvre [**19,22**]. Elle permet d'obtenir, à moindres frais la densité de probabilité de la mesure. Le travail analytique se fait essentiellement hors ligne. La charge de calcul est alors suffisamment réduite pour que l'on puisse envisager un tel système de mesure en temps réel.

D'autres approches sont à l'étude en termes de modélisation paramétrique de la densité de probabilité de la mesure par le biais de bases orthogonales telles que les polynômes de Hermite. La question qui consiste à savoir s'il vaut mieux, et dans quel cas, choisir une approche plutôt qu'une autre reste ouverte. Il ressort simplement de ces travaux que la simulation numérique de l'équation de Fokker-Planck n'a de sens que pour des problèmes de taille limitée. Pour des problèmes ou la taille du vecteur d'état est importante il ne faut pas concevoir de résoudre cette équation. Par exemple si le système est régi par une équation aux dérivées partielles, la dimension du vecteur d'état correspondant devrait être de taille infinie. On tronque donc habituellement la série sousjacente. Cette troncature doit laisser suffisamment de termes pour que l'approximation reste licite, mais au delà de trois ou quatre paramètres il n'est plus possible d'utiliser l'approche de Fokker-Planck [**22**]. Une méthode de type MCMC reste envisageable et les quelques exemples traités ont montré leur puissance [**19**].

III.6 Applications

Cette démarche de mesure a été mise en œuvre à l'occasion d'applications, tant industrielles que prospectives. Le tableau III.2 présente quelques applications de mesure de grandeurs typiques ainsi que les caractéristiques des équations d'observation et de mesure qui leur sont propres. Nous les avons classées depuis celle qui se prête le mieux à l'approche de modélisation du problème direct suivi d'une inversion, vers celle qui s'y prête le moins naturellement et qui devrait être traitée par la seconde approche qui préconise de modéliser directement le problème inverse.

Grandeur mesurée	Equation d'observation	Equation de mesure
conductivité d'un fil métallique	relation analytique : somme d'exponentielles	la mesure est un des paramètres du modèle direct
épaisseur d'un dépôt de zinc	relation analytique : intégration numérique	la mesure est un des paramètres du modèle direct
débit d'un fluide incompressible	code aux éléments finis : construire des modèles de profils	intégration numérique du profil de vitesse
dimensions d'un défaut de surface	code aux éléments finis : construire des modèles	pas de relation explicite : construire un modèle

TAB. III.2 – Quelques applications et la nature des équations du schéma de mesure

III.6.1 Contrôle non destructif

Mesure de conductivité sans contact par courant de Foucault

Les méthodes de mesure de conductivité sans contact ont été dévelopées pour caractériser, par exemple, les matériaux liquides corrosifs ou encore les fils de faible diamètre, comme ceux constituant les matériau multi-filamentaires supraconducteurs. La formalisation de ce type de mesure ne date pas d'aujourd'hui [BEA 59] mais les techniques sont toujours d'actualité, en amélioration permanente et pour des finalités diverses [UZA 94] [GUA 97].

Nous avons considéré le cas d'un fil conducteur cylindrique, considéré comme infiniment long devant la bobine [**3**]. L'équation d'observation s'exprime dans ce cas là de manière analytiquement simple :

$$y_k = \frac{4\pi N_2 H_0}{\sigma} \sum_{\ell=1}^{\infty} \exp\left(-\frac{\alpha_\ell^2 t_k}{\sigma \mu a^2}\right) + e_k$$

Le nombre de spires N_2 du bobinage secondaire, les zéros α_ℓ de la fonction de Bessel de première espèce et d'ordre zéro et la perméabilité magnétique du matériau sont des grandeurs connues avec une très bonne précision. Les paramètres $\boldsymbol{\theta}$ du modèle sont alors ici la conductivité du matériau étudié σ, le diamètre a du fil conducteur, l'amplitude du champ magnétique H_0 en surface.

La relation de mesure se résume alors en la simple extraction d'un des paramètres selon :

$$m = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \boldsymbol{\theta}$$

Le choix de la plage d'observation est un point important de la démarche de mesure, gérant ici le compromis entre la saturation initiale et la sensibilité. Le choix du modèle se fait sur la troncature de la série à un ordre P gérant le compromis entre le biais engendré par cette troncature et le temps de calcul du problème direct [**7,50**]. Notons que les deux paramètres de nuisance a et H_0 peuvent être estimés avec la conductivité, rendant la procédure plus robuste à des incertitudes d'a priori sur ces deux grandeurs [**32**]. Enfin, un système de mesure temps-réel a été mis au point à l'occasion de cette application [**4**].

Mesure d'épaisseur sans contact par courant de Foucault

Afin de présenter des propriétés de surface particulières, certains aciers sont recouverts d'une fine couche de zinc. Cette couche doit être suffisamment importante pour que les propriétés de surface recherchées soient satisfaites, mais le dépôt ne doit pas être trop important car le prix de revient de l'acier ainsi traité serait alors trop élevé. Nous avons mis au point pour ce faire une technique de mesure d'épaisseur sans contact, par courant de Foucault. La mesure doit pouvoir s'effectuer rapidement afin de suivre en temps-réel les variations de l'épaisseur du dépôt de zinc. Une bobine est placée en regard d'une plaque qui défile en dessous d'elle. Les techniques des courants de Foucault sont bien adaptées à cette problématique.

L'équation d'observation est fondée sur l'expression du potentiel vecteur. Ce dernier découle des équations de Maxwell et s'exprime ici de manière analytique car l'hypothèse de plan infini est licite, du fait de la taille de la plaque par rapport à la taille de la bobine émettrice. Les paramètres du modèle sont l'épaisseur e de la plaque, la conductivité σ du dépôt de zinc ainsi que la distance d entre la bobine et le dépôt. L'équation de mesure est identique à la précédente puisque la mesure est intrinsèquement un des paramètres fonctionnels, estimés lors de la première étape.

Ici, le choix judicieux des fréquences du champ magnétique utilisées est primordial pour pouvoir contruire un problème le mieux posé possible. On joue ainsi sur l'épaisseur de peau (qui varie comme l'inverse de la racine carrée de la fréquence), on pénètre ainsi plus ou moins profondément dans la plaque. Les critères de sensibilité, développés dans la partie "optimisation d'instrument", nous ont fournis les fréquences optimales à utiliser [**65**]. Les performances obtenues ont rempli le cahier des charges [GUE 93].

Reconnaissance de pièces par courant de Foucault

Les courants de Foucault peuvent être utilisés comme technique de dimensionnement d'objet métallique. Nous avons, à titre purement prospectif cette fois-ci, mis en œuvre cette technique pour caractériser une pièce circulaire d'épaisseur e et de diamètre d. On ne peut plus faire l'hypothèse de plan infini ici, compte tenu de la taille de la pièce par rapport à celle de la bobine. L'équation d'observation reste alors celle de Maxwell qu'il faut résoudre par un code aux éléments finis. Une procédure permet de considérer véritablement le code comme une boite noire, les paramètres du système pouvant être modifiés de manière logicielle. Une procédure de minimisation de critère non-linéaire appelle ainsi le code aux éléments finis, comme elle le ferait d'une simple fonction analytique. Le temps de calcul est certes d'un ordre de grandeur supérieur à la minisation d'un critère fondé sur un modèle direct analytique simple. Pour autant, cette problématique du temps de calcul s'estompe chaque année et il n'est peut-être plus totalement absurde de considérer qu'un problème direct puisse un jour être représenté par un code aux éléments finis. L'équation de mesure reste quant à elle immédiate, la mesure étant simplement deux des paramètres fonctionnels.

La résolution du problème inverse, lorsque le problème direct est représenté par un code aux éléments finis, a été abordé lors de cette application. Le problème majeur qui est apparu lors de cette étude, et qui reste ouvert, réside dans la discrétisation du gradient d'un tel modèle. En effet il est difficile de quantifier l'influence du remaillage du domaine lorsque l'on impose au système un très légère modification de ses dimensions.

Mesures de dimensions de défauts par courant de Foucault

Le problème dual du précédent correspond à rechercher un manque de matière dans une pièce métallique [**120,121**]. Les techniques des courants de Foucault sont à nouveau à l'honneur [**119**]. Une variante consiste à utiliser des courants de Foucault en champ lointain, et ce afin d'être sensible aux défauts internes comme externes [**116**]. Cette application revêt toutes les difficultés [**8,11**]. En effet non seulement l'équation d'observation ne peut être exprimée analytiquement comme précédemment, mais l'équation de mesure reste aussi implicite et il convient de construire de même un modèle comportemental lors de cette phase là. Bien que le formalisme ne se prête pas particulièrement à ce genre d'application , nous avons construit, sur des considérations semi-physiques, des modèles comportementaux [**52,55**]. Il reste par la suite à effectuer un choix entre ces différents modèles candidats [**59,67**]. Une étude en cours, fondée sur la logique de notre seconde approche, et consistant à modéliser directement le problème inverse, devrait donner des résultats plus performants que ceux obtenus ici, même si ces derniers sont tout à fait comparables à ceux trouvés dans la littérature.

Caractérisation de défauts par ultrasons

Au-delà des courants de Foucault, les mesures indirectes non intrusives sont largement effectuées par des techniques fondées sur les ondes ultrasonores [**58**]. Pour ce faire, une onde est envoyée dans un matériau, on extrait du signal réfléchi (par toute interface) de l'information concernant la structure interne de la pièce investiguée [**69,105,110**]. La mise en évidence de la naissance de fissures, au sein de parois sensibles telles que celles qui font l'interface entre le primaire et le secondaire dans une centrale nucléaire, est un exemple d'application parmi tant d'autres de ces techniques.

Le signal ultrasonore réfléchi est appelé un A-Scan. Nous avons mis en œuvre notre démarche de modélisation sur cet A-Scan. Ceci a permis de montrer qu'un modèle dédié pouvait extraire l'information nécessaire dans un tel signal et par là même comprimer le volume très important de données qui est récupéré à chaque campagne de mesure sur site [**53,82**].

III.6.2 Mesures de débit

Une fois encore le problème direct ne peut donner lieu à une solution analytique des équations de Navier-Stokes. Un code aux différences finis nous a permis d'obtenir des profils de vitesse dans des typs de canalisation diverses. Pour autant l'étude précédente, qui consistait à utiliser un code aux éléments finis comme modèle direct, ne saurait être utilisée dans un cadre industriel réaliste pour le moment. Aussi nous avons construit des modèles comportementaux ou semi-physiques [**15,46**]. L'optimisation d'instrument réside alors dans le choix des cordes ultrasonores de mesure, et dans la capacité des paramètres fonctionnels à trouver l'information nécessaire dans ces cordes. Cette optimisation peut être envisagée comme un problème d'optimisation combinatoire, optimisé par des techniques de type Branch and Bound, car nous avons prouvé la monotonicité du critère d'information [**35**]. Cette application a été fortement supportée par des relations contractuelles [**87,89,91,100**]. Elle a donné lieu à la mise en œuvre de procédés méthodologiques de reconnaissance de débits anormaux dans une installation domestique de gaz [**83**] et s'est aussi concrétisée récemment par des études de mesure de débit par des techniques laser [**80**] et de reconstruction de profil de température pour la surveillance de canalisation du réseau primaire de centrale nucléaire [**78**].

III.6.3 Domaine du vivant

Qu'il s'agisse du contrôle de la qualité de l'air, de nos aliments, ou qu'il s'agisse de comprendre plus finement les mécanismes de fonctionnement de nos organes voire de nos gènes, les mesures restent à la base du respect de ces normes environnementales comme de la compréhension accrue de notre propre système. Les recherches dans le domaine du vivant se nourrissent ainsi de mesures d'origines très variées. Nous avons appliqué notre démarche à l'analyse de données génétiques, à la modélisation synaptique du champ visuel comme à la dosimétrie électromagnétique.

Estimation multicritère d'information génétique

La fin du séquençage du génome humain a permis récemment d'envisager des techniques d'analyse exhaustive des gènes responsables de certaines maladies. Les thérapies géniques ne sont certes encore qu'à l'état de projet, pour autant il nous est déjà possible d'analyser des gènes, et ce de manière massive [LOC 96]. Nous avons recherché, par des techniques d'optimisation multicritères [STE 86] [ZIT 98], les facteurs de vieillissement [LEE 99] par analyse statistique de l'expression de certains gènes au cours de la vie d'une espèce. Les résultats auxquels nous avons aboutis par ces techniques de formalisation de l'information [**24,17**] semblent très prometteurs, si bien que les noms des quelques 30 gènes extraits parmi plusieurs milliers analysés ne seront pas publiés dans l'immédiat. Nous avons modélisé ici les trajectoires de l'expression d'un gène au cours de sa vie pour une espèce donnée. Cette modélisation se veut la plus ouverte possible, l'information incorporée s'exprimant en terme de tendance et non pas de manière quantitative. Des algorithmes d'estimation dédiés, tel que des algorithmes EM contraints, ont été développés et devraient faire l'objet de publication dans les mois à venir.

Estimation du champ visuel synaptique

Le cortex cérébral reste un terrain d'investigation sans limite. Nous avons utilisé notre démarche de modélisation et d'extraction de l'information, en vue d'effectuer une déconvolution de signaux post-synaptiques. Ceci a permis de recontruire le champ d'excitation visuel et de montrer qu'un neurone du cortex visuel est uniquement sensible à un petit cône solide du champ de vision. De plus s'il est sensible à un passage "clair-sombre" au centre de ce cône, il sera sensible à un passage dual "sombre-clair" à la périphérie de la zone précédente [**118**]. Enfin, nous avons finalisé notre analyse par une mesure du champ d'intégration synaptique des neurones du système visuel par analyse inverse [**99**].

Estimation rapide du SAR

La dosimétrie électromagnétique revêt une importance grandissante compte tenu de l'élargissement actuel des systèmes de communication mobile. En particulier, les effets sanitaires des téléphones portables devront être à terme quantifier. A cette fin un recommandation européenne [EOJ 99] fixe pour le grand public la valeur limite pour le SAR (Specific Absorption Rate) maximum moyenné sur 10 g à 2 W/kg. Des systèmes de mesure ont été développés à cette fin [KLA 00] [SCH 96]. Nous avons proposé une modélisation à complexité adaptée [**18**] du champ magnétique au voisinage du cortex [**48,57**]. Cette approche permet d'estimer précisément cette valeur du SAR en un temps très restreint par rapport aux techniques actuelles [**25,57**]. Une étude d'estimation du SAR, par modélisation du problème inverse, a permis de montrer que dans le cadre de cette application il était plus judicieux de construire un modèle du champ magnétique plutôt que de vouloir construire une relation formelle entre le champ et le SAR directement [**98**]. Cette application montre parfaitement qu'il est totalement légitime de choisir une voie de modélisation paramétrique comportementale lorsque l'objet à reconstruire est suffisamment simple et que la mesure envisagée est intégrale.

Chapitre IV

Bibliographie générale

Bibliographie

[ALM 02] A. Almansa, F. Cao, Y. Gousseau and B. Rouge, “Interpolation of digital elevation models using AMLE and related methods”, *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*, vol. 40, no. 2, pp. 314-325, February 2002.

[AN 96] G. An, “The effects of adding noise during backpropagation training on a generalization performance”, *Neural Computation*, vol. 8, pp. 643-674, 1996.

[ATK 75a] A.C. Atkinson and V.V. Fedorov, “The design of experiments for discriminating between two rivals models”, *Biometrika*, vol. 62, no. 1, pp. 57-70, 1975.

[ATK 75b] A.C. Atkinson and V.V. Fedorov, “Optimal design : experiments for discriminating between several rivals models”, *Biometrika*, vol. 62, no. 2, pp. 289-303, 1975.

[ATK 91] A.C. Atkinson, “Computationally intensive methods in the design of experiments”,*AI and Computer Power. The Impact on Statistics. Unicom Seminars*, pp. 74-89, Uxbridge, UK, 1991.

[ATK 02] A.C. Atkinson and B. Bogacka, “Compound and other optimum designs for systems of nonlinear differential equations arising in chemical kinetics”, *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*, vol.61, no.1-2, pp.17-33, 28 Feb. 2002.

[BEA 88] D.G. Bates and D.G. Watts, *Non-linear Regression Analysis and its Applications in Probability ans Mathematical Statistics*, Wiley Series, 1988.

[BEA 59] C.P. Bean, R.W. DeBlois and L.B. Nesbitt, “Eddy-current method for measuring the resistivity of metals”, *J. Appl. Phys.*, vol. 30, pp. 1976-1980, 1959.

[BEN 94] L. Beneteau, O. Boubal and J. Oksman, “Procédé et dispositif de détermination d’un paramètre physique représenté par l’évolution au cours du temps d’une grandeur physique”, *Brevet SCHLUMBERGER (n 9401086)*, 1er fvrier 1994.

[BER 77] R. Beran, “Minimum Hellinger distance estimates for parametric models”, *Annals of Statistics*, vol. 5, pp. 445-463, 1977.

[BER 94] A. Berlinet and L. Devroye, “A comparison of kernel density estimates”, *Publications de l’Institut de Statistique de l’Université de Paris*, vol. 38, no. 3, pp. 3-59, 1994.

[BER 00] J.L. Bernier, J. Ortega, E. Ros, I. Rojas and A. Prieto, “A quantitative study of fault tolerance noise immunity, and generalization ability of MLP’s”, *Neural Computation*, vol. 12, pp. 2941-2964, 2000.

[BEU 70] F.J. Beutler, "Alias-free randomly timed sampling of stochastic process", *IEEE Transactions on Information Theory*, vol. 16, pp. 147-152, 1970.

[BIS 95] C.M. Bishop, "Training with noise is equivalent to Tikhonov regularization", *Neural Computation*, vol. 7, pp. 108-116, 1995.

[BOX 67] G.E.P. Box and W.J. Hill, "Discriminating among mechanistic models", *Technometrics*, vol. 9, no. 1, pp. 57-71, 1967.

[CLA 80] G.P.Y. Clarke, "Moments of the least squares estimators in a nonlinear regression model", *J. R. Statist. Soc. B*, vol.42, pp. 227-237, 1980.

[CLA 87] G.P.Y. Clarke, "Marginal curvature and their usefuleness in the analysis ofnonlinear regression models", *Journal of American Statistical Association*, vol. 82, pp. 844-850, 1987.

[COS 00] J.-P. Costa, L. Pronzato and E. Thierry, "Nonlinear prediction by kriging with application to noise cancellation", *Signal Processing*, vol. 80, pp. 553-566, 2000.

[DEM 89] G. Demoment, "Image reconstruction and restoration : overview of common estimation structures and problems", *IEEE Transactions on ASSP*, vol. 37, pp. 2024-2036, 1989.

[DEV 92] L. Devroye, "A note on the usefulness of superkernels in density estimation", *Annals of Statistics*, vol. 20, pp. 2037-2056, 1992.

[DEV 97] L. Devroye, "Universal smoothing factor selection in density estimation : theory and practice", *Test*, vol. 6, pp. 223-320, 1997.

[DEV 99] L. Devroye and A. Krzyzàk, "On the Hilbert kernel density estimate", *Statistics and Probability Letters*, vol. 44, pp. 299-308, 1999.

[DOH 01] S. Dohler and L. Ruschendorf, "An approximation result for nets in functional estimation", *Statistics and Probability Letters*, vol. 52, pp. 373-380, 2001.

[EFR 79] B. Efron, "Bootstrap methods : another look at the Jackknife", *Annals of Statistics*, vol. 7, pp. 1-26, 1979.

[EOJ 99] "Council Recommendation 1999/519/EC of 12 July 1999 on thelimitation of exposure of the general public to electromagnetic fileds (0 Hz to 300 GHz)", *European Official Journal L197*, 30 July 1999.

[FAN 88] H. Fan, T. Söderström, M. Mossberg, B. Carlesson and Y. Zou, "Continuous-time AR process parameter estimation from discrete-time data", *IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing*, vol. 4, pp. 2333-2336, 1988.

[FAR 93] A. Farago and G. Lugosi, "Strong universal consistency of neural network classifiers", *IEEE Transactions on Information Theory*, vol. 39, pp. 1146-1151, 1993.

[FAU 98] M. Faur, P. Morisseau, J. Oksman and L. Paradis, "A two step inverse procedure for defects characterization from ultrasonic BScan images", *Review of Progress in Quantitative Non Destructive Evaluation*, vol. 17A, pp. 815-822, 1998.

[FIS 99] G.S. Fishman, *Monte Carlo Concepts, Algorithms and Applications*, SPringer Verlag, New York, 1999.

[GAR 85] C. Gardinier, *Handbook of stochastic models for physics, chemistry and the natural sciences*, Springer Verlag, 1985.

[GAS 75] M. Gaster and J.B. Robert, "Spectral analysis of randomly sampled signals", *J. Inst. Maths Appl.*, vol. 15, pp. 195-216, 1975.

[GEM 92] S. Geman, E. Bienenstock and R. Doursat, "Neural networks and the bias/variance dilemma", *Neural Computation*, vol. 4, pp. 1-58, 1992.

[GRA 97] Y. Granvalet, S. Canu and S. Boucheron, "Noise injection : Theoretical prospects", *Neural Computation*, vol. 9, pp. 1093-1108, 1997.

[GUA 97] R. Guardo, G. Charron, Y. Goussard and P. Savard, "Contactless measurement of thoracic conductivity changes by magnetic induction", *Proceedings of the 9th Annual International Conference of the IEEE Engineering in Medicine and Biology Society*, vol. 6, pp. 2450-2453, 1997.

[GUE 93] S. Guérin, J. Oksman, "Inversion de modèles physiques non linéaires. Application aux mesures par courants de Foucault". *14ème colloque GRETSI*, pp. 1307-1310, Juan les Pins (France), 13-16 Septembre 1993.

[HIN 88] D.V. Hinkley, "Bootstrap methods", *Journal of Royal Statistical Society*, series B, vol. 50, no. 3, pp. 321-337, 1988.

[HUA 91] C.Y. Huang, "Planification d'expèriences pour la discrimination entre structures de modèles", *Ph.D. dissertation*, Université de Paris XI, Orsay, France, 1991.

[HUB 81] P. Huber, *Robust statistics*, John Wiley, 1981.

[HUR 75] H. Hurwitz Jr., "Entropy reduction in Bayesian analysis of measurements", *Phys. Rev. A*, vol. 12, no. 2, pp. 698-706, August 1975.

[JAU 93] L. Jaulin and E. Walter, "Set inversion via interval analysis for nonlinear bounded-error estimation", *Automatica*, vol. 29, no. 4, pp. 1053-1064, 1993.

[JAY 68] E.T. Jaynes, "Prior Probabilities", *IEEE Transactions on Systems Sciences and Cybernetics*, vol. 4, no. 3, pp. 227-241, 1968.

[JAY 82] E.T. Jaynes, "On the rationale of maximum-entropy methods", *Proceedings of the IEEE*, vol. 70, no. 9, pp. 939-952, September 1982.

[JAZ 70] A.H. Jazwinski, *Stochastic processes and filtering theory*, Academic Press, 1970.

[JON 81a] R.H. Jones, "Maximum likelihood fitting of ARMA models to time series with missing observations", *Technometrics*, vol. 22, no. 3, pp. 389-395, 1981.

[JON 81b] R.H. Jones, "Fitting a continuous time autoregression to discrete data", *Applied Times Series Anal. II*, pp. 651-682, 1981.

[KER 97] M. Keramat, "Latin Hypercube Sampling Monte-Carlo Estimation of Average Quality Index for Integrated Circuits", *Journal of Analog Integrated Cirsuits and Signal Processing*, vol. 14, pp. 131-142, 1997.

[KER 98] "Analyse statistique et optimisation du rendement de fabrication des circuits électroniques", *Ph.D. dissertation*, Université de Paris XI, Orsay, France, 1998.

[KIE 98] M. Kieffer, L. Jaulin and E. Walter, "Guaranteed recursive nonlinear state estimation using interval analysis", *37th IEEE Conference on Decision and Control*, pp. 3966-3971, Tampa, Dec. 1998.

[KLA 00] M. Klar, J. Detlefsen, F.M. Landstorfer and H.-O. Ruoss, "Fast SAR testing : new measurement system with high accuracy", *Bioelectromagnetics Society Annual Meeting*, München, Germany, June 2000.

[LEE 99] C. Lee, R. Klopp, R. Weindruch and T. Prolla, "Gene expression profile of aging and its retardation by caloric restriction", *Science*, vol. 285, no. 5432, pp. 1390-1393, August 1999.

[LEF 96] J. Lefèbvre, H. Roussel, E. Walter, D. Lecointe and W. Tabbara, "Prediction from wrong models : the Kriging approach", *IEEE Antennas and Propagation Magazine*, vol. 38, no. 4, pp. 35-45, August 1996.

[LIN 56] D.V. Lindley, "On a measure of information provided by an experiment", *Ann. Math. Statist.*, vol. 27, pp. 986-1005, 1956.

[LJU 87] L. Ljung, *System identification. Theory of the user*, Englewood Cliffs, NJ, Prentice Hall, 1987.

[LOC 96] D.J. Lockhart and E.A. Winzeler, "Genomics, gene expression and DNA arrays" *Nature*, vol. 405, no. 6788, pp. 827-836, June 2000.

[LOM 76] N.R. Lomb, "Least-squares frequency analysis of unequally spaced data", *Astrophysics and Space Science*, vol. 39, pp. 447-462, 1976.

[MAR 01] F.A. Marvasti, *Nonuniform Sampling : Theory and Practice (Information Technology : Transmission, Processing, and Storage)*, June 2001.

[MAS 71] E. Masry, "Random sampling and reconstruction of spectra", *Inform. Contr.* vol. 19, pp. 275-288, 1971.

[MAS 75] E. Masry and M.C. Lui, "A consistent estimate of the spectrum by random sampling of the time series", *SIAM J. Appl. Math.*, vol. 28, pp. 793-810, 1975.

[MAS 76] E. Masry and M.C. Lui, "Discrete time spectral estimation of continuous parameter processes - A new consistent estimate", *IEEE Transactions on Information Theory*, vol. 22, pp. 298-312, 1976.

[MAS 78a] E. Masry, "Poisson sampling and spectral estimation of continuous process", *IEEE Transactions on Information Theory*, vol. 24, pp. 173-183, 1978.

[MAS 78b] E. Masry, D. Klamer and C. Mirabille, "Spectral estimation of continuous-time processes : Performance comparison between periodic and Poisson sampling schemes", *IEEE Transactions on Automatic and Control*, vol. 23, pp. 679-685, 1978.

[MAS 83] E. Masry, "Probability density estimation from sampled data", *IEEE Transactions on Information Theory*, vol. 29, no. 5, pp. 697-709, 1983.

[MAT 63] G. Matheron, "Principles of geostatistics", *Economic Geology*, vol. 58, pp. 1246-1266, 1963.

[McS 74] E.J. McShane, *Stochastic calculus and stochastic models*, Academic Press, 1974.

[MIL 96] M. Milanese, J.P. Norton, H. Piet-Lahanier and E. Walter Eds., *Bounding approaches to system identification*, New-York, Plenum, 1996.

[MOO 66] R. Moore, *Interval analysis*, Englewood Cliffs, NJ, Prentice Hall, 1966.

[MOO 92] R. Moore, "Parameter sets for bounded-error data", *Math. Computation and Simulation*, vol. 34, pp. 113-119, 1992.

[NIT 97] L. Nita and J. Oksman, "Fast generation of synthetic nonuniformly sampled signals : from quantized to continuous sampling intervals", *13th IEEE International Conference on Digitial Signal Processing*, vol. 2, pp. 1059-1062, New-York (USA), 1997.

[NOR 86] J.P. Norton, *An introdution to identification*, London, U.K., Academic, 1986.

[OKS 99] J. Oksman, "Mesures et information", *Pour la Science*, no. 258, pp. 90-95, Avril 1999.

[PAR 91] J. Parks and I.W. Sandberg, "Universal approximation using radial-basis function networks", *Neural Computation*, vol. 3, pp. 246-257, 1991.

[PAR 84] E.A. Parzen, "Times series analysis of irregularly observed data", *Lect. Notes Stat.*, vol. 25, 1984.

[PAZ 93] A. Pazman, *Nonlinear statistical models*, Kluwer Academic Publishers, 1993.

[POL 80] B. Polyak and J. Tsypkin, "Robust identification", *Automatica*, vol. 16, pp. 53-63, 1980.

[PON 91] A.C.M. Ponce de leon and A.C. Atkinson, "Optimal experimental design for discriminating between two rivals models in presence of prior information", *Biometrika*, vol. 78, no. 3, pp. 601-608, 1991.

[PRE 88] W.H. Press, B.P. Flannery, S.A. Teukolsky and W.T. Vetterling, *Numerical recipes - The art of scientific computing*, Cambridge University Press, 4th Edition, 1988.

[PRO 00] L. Pronzato and E. Thierry, "A minimum-entropy estimation for regression problems with unknown distribution of observations errors", *MAXENT 2000*, A. Mohammad-Djafari Ed., American Institute of Physics, pp. 169-180, July 2000.

[RIE 72] F. Riesz, *Leçons d'analyse fonctionnelle*, Gauthier-Villars Ed., 1972.

[RIS 84] H. Risken, *The Fokker-Planck equation methods of solution and applications*, Springer-Verlag, 1984.

[ROB 80] J.B. Robert and M. Gaster, "On the estimation of spectra from randomly sampled signals : A method of reducing variability", *Proceedings of the Royal Society of London, Series A (Mathematical and Physical Sciences)*, vol. 371, no. 1745, pp. 235-258, 1980.

[ROB 97] C.P. Robert, *Méthodes de Monte Carlo par chaînes de Markov*, Economica, 1996.

[ROB 77] P.M. Robinson, "Estimation of a time series model from unequally spaced data", *Stoch. Processes Appl.*, vol. 6, pp. 225-248, 1977.

[SCH 96] T. Schmid, O. Egger and N. Kuster, “Automated E-field scanning system for dosimetric assessments”, *IEEE Transactions on MTT*, vol. 44, no. 1, pp. 105-113, 1996.

[SHA 96] J. Shao, “Bootstrap model selection”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 91, no. 434, pp. 655-665, 1996.

[SHA 60] H.S. Shapiro and R.A. Silverman, “Alias-free sampling of random noise”, *J. SOc. Indust. Appl. Math.*, vol. 8, pp. 225-248, 1960.

[SOD 91] T. Söderström, “Computing stochastic continuous time models from ARMA models”, *International Journal of Control*, vol. 53, pp. 1311-1326, 1991.

[STE 86] R.E. Steuer, *Multi criteria optimization : theory, computation, and application*, Wiley Series, New-York, 1986.

[STR 00] “Numerical analysis of the non-uniform sampling problem”, *Journal of Computational and Applied Mathematics*, vol. 122, pp. 297-316, 2000.

[TAR 87] A. Tarantola, *Inverse problem theory - Methods for data fitting and model parameter estimation*, Amsterdam, Elsevier, 1987.

[TER 85] G.P. Terrell and D.W. Scott, “Oversmoothed nonparametric density estimation”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 80, pp. 209-214, 1985.

[TER 90] G.P. Terrell, “The maximal smoothing principle in density estimation”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 85, pp. 470-477, 1990.

[THI 77] A.N. Tikhonov and V. Arsenin, *Solutions of ill-posed problems*, Washington, DC, Winston, 1977.

[TRO 95] M.W. Trosset and B.N. Sands, “On the choice of a discrepancy functional for model selection”, *Communications in Statistics - Theory and Methods*, vol. 24, pp. 2841-2863, 1995.

[UZA 94] E. Uzal, J.C. Moulder and J.H. Rose, “Experimental determination of the near-surface conductivity profiles of metals from electromagnectic induction (eddy current) measurements”, *Inverse Problems*, vol. 10, no. 3, pp. 753-764, 1994.

[WAL 97] E. Walter and L. Pronzato, *Identification of parametric models from experimenal data*, London, U.K., Springer, 1997.

[WU 86] C.F.J. Wu, “Jackknife, bootstrap and other resampling methods in regression analysis”, *Annals of Statistics*, vol. 14, pp. 1261-1295, 1986.

[ZIT 98] E. Zitler and L. Thiele, “An evolutionary algorithm for multiobjective optimization : the strength Pareto approach”, *Technical Report*, Swiss Federal Institute of Technology (ETH), May 1998.

[ZOU 98] A.M. Zoubir, “The bootstrap and its application in signal processing”, *IEEE Signal Processing Magazine*, vol. 15, no. 1, pp. 56-76, 1998.