



**HAL**  
open science

# Estimation et détection conjointe pour la fusion d'informations

Serge Reboul

► **To cite this version:**

Serge Reboul. Estimation et détection conjointe pour la fusion d'informations. Traitement du signal et de l'image [eess.SP]. Université du Littoral Côte d'Opale, 2014. tel-01067478v1

**HAL Id: tel-01067478**

**<https://theses.hal.science/tel-01067478v1>**

Submitted on 23 Sep 2014 (v1), last revised 24 Sep 2014 (v3)

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Mémoire en vue de l'Habilitation à Diriger des Recherches

# Estimation et détection conjointe pour la fusion d'informations

Serge REBOUL

21 Mai 2014

## Composition du jury

---

<i>Rapporteurs</i>	Jean-Yves TOURNERET Professeur à INP-ENSEEIH T Toulouse
	Roland CHAPUIS Professeur à l'Université Blaise-Pascal de Clermont-Ferrand, LASMEA
	Thierry DENOEU Professeur à l'Université de Technologie de Compiègne
	Thierry CHONAVEL Professeur à Télécom Bretagne
<i>Membres</i>	René GARELLO Professeur à Télécom Bretagne
	Driss OUAZAR Professeur à l'Ecole Nationale de l'Industrie Minérale de Rabat
	Jean DEZERT Ingénieur de Recherche à l'ONERA
	Mohammed BENJELLOUN Professeur à l'Université du Littoral Côte d'Opale, LISIC



*« Je dédie ce travail à Sophie.... ceux qui la connaisse comprendront »*



## Remerciements

A l'heure des remerciements je tiens tout d'abord à exprimer ma gratitude au professeur Mohammed Benjelloun qui est le garant de cette habilitation. Je tiens à le remercier pour son soutien, sa disponibilité et ses précieux conseils.

Je souhaite aussi remercier Messieurs les professeurs Jean-Yves Tourneret, Roland Chappuis, Thierry Chonavel et Thierry Denoeux pour avoir accepté de rapporter sur mon travail. Je souhaite les remercier pour les échanges scientifiques que nous avons eu à propos du document d'habilitation car leurs remarques ont permis d'améliorer la qualité du manuscrit. Je les remercie aussi pour les deux jours passé à Calais, car ils ont donné dans la convivialité, une dimension scientifique enrichissante à la soutenance orale.

Voilà maintenant plusieurs années que je connais le professeur René Garello. Il m'a fait l'honneur de bien vouloir présider le Jury, je le remercie pour sa rigueur et son soutien. Nos rencontres, à l'occasion de thèses et de congrès, ont été l'occasion de nombreuses discussions dont la matière à inspiré mes travaux.

Je tiens aussi à remercier Messieurs Les professeurs Driss Ouazar et Jean Dezert pour l'intérêt qu'ils ont porté à mon travail. J'espère que nous initierons les collaborations que nous avons évoquées dans nos discussions.

Un travail de recherche c'est aussi le fruit d'une collaboration. J'ai partagé avec Monsieur Jean-Bernard Choquel la plupart de mes « aventures scientifique » comme l'organisation de colloques, la réponse aux projets et le montage d'expérimentations en tout genre. Je le remercie d'avoir toujours été là quand il le fallait.

Je remercie les collègues qui m'ont soutenu

Enfin je remercie ma petite famille d'avoir tenu bon jusque au bout !



# Table des matières

<b>Introduction</b>	<b>1</b>
<b>Chapitre 1 - Résumé de mes activités.</b>	<b>3</b>
1.1 Résumé simplifié des activités . . . . .	3
1.2 La recherche . . . . .	6
1.2.1 Bilan Quantitatif . . . . .	6
1.2.2 Résumé des activités de recherche . . . . .	9
1.2.3 Participations et responsabilités de projets . . . . .	13
1.2.4 Rayonnement scientifique . . . . .	16
1.3 L'enseignement . . . . .	18
1.3.1 Bilan Quantitatif . . . . .	18
1.3.2 Activités d'enseignement . . . . .	19
1.3.3 Responsabilités pédagogiques . . . . .	22
1.4 Vie de l'université . . . . .	23
1.5 Bibliographie . . . . .	23
<b>Chapitre 2 - Synthèse de mes travaux de recherche.</b>	<b>31</b>
2.1 Introduction. . . . .	31
2.1.1 La genèse. . . . .	31
2.1.2 Position du problème. . . . .	32
2.2 Estimation non linéaire en fusion d'informations. . . . .	35
2.2.1 Introduction . . . . .	35
2.2.2 Estimation par transformation non linéaire . . . . .	37
2.2.3 Estimation de données circulaires . . . . .	46
2.3 Estimation et détection conjointe en fusion d'informations. . . . .	55
2.3.1 Introduction . . . . .	55
2.3.2 Estimation et détection conjointe hors ligne. . . . .	58

2.3.3	Estimation et Détection conjointe en ligne . . . . .	69
<b>Chapitre 3</b>	<b>- Conclusion et perspectives</b>	<b>79</b>
3.1	En résumé . . . . .	79
3.2	Réflexométrie des signaux GNSS . . . . .	80
3.3	Géo-localisation sous marine . . . . .	83
<b>Bibliographie</b>		<b>85</b>
<b>Annexe A</b>	<b>- Publications sélectionnées</b>	<b>93</b>
A.1	Cycle Slip Detection and Repair with a Circular On-Line Change-Point Detector - Stienne <i>et al.</i> (2014) . . . . .	93
A.2	A multi-temporal multi-sensor circular fusion filter - Stienne <i>et al.</i> (2014) . . . . .	94
A.3	Non-Linear Fusion of Observations Provided by Two Sensors - Azmani <i>et al.</i> (2013) . . . . .	95
A.4	GNSS dataless signal tracking with a delay semi-open loop and a phase open loop - Stienne <i>et al.</i> (2013) . . . . .	96
A.5	A hybrid fusion system applied to off-line detection and change-points estimation - Boutoille <i>et al.</i> (2010) . . . . .	97
A.6	Joint Segmentation of the Wind Speed and Direction - Reboul et Benjelloun (2006) . . . . .	98

# Introduction

Ce document décrit mes 17 années en tant qu'enseignant chercheur à l'IUT Calais Boulogne de l'Université du Littoral Côte d'Opale (ULCO). J'ai soutenu ma thèse à l'Université du Littoral en décembre 1995. J'ai intégré un poste de Maître de conférences à l'IUT Calais Boulogne en septembre 1997, suite à deux années d'ATER (Attaché Temporaire d'Enseignement et de Recherche) à l'IUP du Littoral. Ma formation à l'Université a débuté par un DEUG dans le domaine des mathématiques et sciences pour l'ingénieur, elle s'est poursuivie par une licence et une maîtrise en télécommunications. Elle s'est terminée par un DEA et une thèse en électronique dans le domaine du traitement du signal.

J'ai effectué dans le département Génie électrique de l'IUT Calais Boulogne la plupart de mes enseignements. Je suis aussi intervenu au titre de la formation par et pour la recherche en troisième cycle à l'Université.

Durant ces 17 années j'ai été membre du Laboratoire d'Analyse des Systèmes du Littoral (LASL) dans un premier temps, puis dans un deuxième temps membre du laboratoire LISIC (Laboratoire d'Informatique, Signal et Image de la Côte d'Opale) lorsque le laboratoire LASL a fusionné avec le laboratoire LIL (Laboratoire d'Informatique du Littoral).

Mes activités de recherche sont réalisées au sein du groupe Fusion d'Informations du laboratoire. Le groupe a été renommé Système de PErception multi-capteurs et Fusion d'Informations à la dernière structuration du laboratoire en novembre 2013. J'ai développé dans cette équipe mes activités de recherche sur le thème de l'estimation et de la détection conjointes en fusion d'informations. Les méthodes proposées ont été appliquées à l'estimation du vecteur vent, la navigation par satellites et le traitement des signaux GNSS.

Aujourd'hui mes recherches s'appliquent principalement aux domaines de la réflectométrie des signaux GNSS et de la localisation sous-marine. Mes perspectives de recherche s'orientent donc naturellement vers les problématiques liées à ces applications et au développement de méthodes d'estimation-détection conjointes qui leur sont propres.

Mon mémoire d'Habilitation à Diriger des Recherches se compose de trois parties. Le chapitre 1 reprend le déroulement de mes travaux. Y sont abordés les aspects enseignement, recherche et administratif. Le chapitre 2 détaille mes principaux travaux de recherche. Enfin, le chapitre 3 est un positionnement de mes travaux à l'instant où j'écris ce mémoire et les perspectives qui devraient orienter mes activités dans les cinq ans à venir.



# **Chapitre 1**

## **Résumé de mes activités.**

### **1.1 Résumé simplifié des activités**

Serge Reboul  
44 rue du Général De Gaulle  
62930 WIMEREUX  
47 ans. Marié. 3 enfants.

**DOCTEUR** en  
Electronique et  
Traitement du signal  
école doctorale USTL Lille 1

### **Expérience professionnelle.**

**1997 - 2014** : Enseignant-chercheur à l'IUT Calais-Boulogne et au LISIC (Laboratoire d'Informatique, Signal et Image de la Côte d'Opale – EA 4491). Maître de conférences Hors Classe, titulaire de la Prime d'Excellence Scientifique.

**Recherche** : Fusion d'informations, Segmentation de signaux, Estimation bayésienne, Statistique circulaire, Hybridation multi-capteurs, Poursuite de la phase et du code des signaux GNSS (Global Navigation Satellite Systems) multi-porteuses, Réflectométrie, Navigation, Estimation du vecteur vent.

#### **Projets, animation :**

- Responsable de l'équipe fusion d'informations du Laboratoire (1998/2002).
  
- Coresponsable scientifique du projet PPF (2002/2005) "Fusion d'Informations Appliquée au Positionnement par Satellites" obtenu dans le cadre de notre participation au pôle européen PEPSAT (Pôle de compétence Européen sur le Positionnement Satellitaire Appliqué à la mobilité Terrestre).
  
- Responsable de la tâche "Contribution de la télédétection spatiale à la caractérisation des plages sableuses" dans le projet "PLAges à MARées" (2007/2010) du programme RELIEFS de la TERRE de l'Institut National des Sciences de l'Univers (INSU).
  
- Coresponsable scientifique du projet BQR (2008/2009) (Bonus Qualité Recherche de l'ULCO) "Fusion d'informations et géo-positionnement pour la caractérisation du milieu et des sources de pollution".
  
- Responsable du Projet BQR (2010/2011) "Etude et mise en œuvre d'un système Radar bistatique utilisant les signaux GNSS modernes et les satellites géostationnaires d'EGNOS (European Geostationary Navigation Overlay Service) pour l'estimation du taux d'humidité des sols".
  
- Membre du comité scientifique et du comité d'organisation des Workshop Space Reflecto 2013, 2011 et 2010.
  
- Elu au conseil scientifique de l'université (2001/2005), (2008/2012), (2012/2016) et au Conseil d'Administration de l'IUT (2005/2009). Membre de la commission budget de l'Université (2010/2012). Elu au Conseil National des Universités en section 61 (2011/2016)

**Encadrements** : huit thèses (quatre soutenues), cinq stages Master 2 recherche.

**Production scientifique** : 10 articles en revue, 34 communications internationales avec acte, 8 communications internationales sans acte, 9 communications nationales avec actes.

**Enseignement** : Traitement du signal et des images, Fusion d'informations, Systèmes et signaux GNSS, Electronique numérique, Logique, Composant programmable CPLD/FPGA, Architectures pour le traitement du signal, Programmation C et Matlab, Programmation VHDL.

- Enseignements à l'IUT dans les domaines de l'électronique numérique, l'architecture des systèmes et le traitement du signal.
- Enseignements en Master 2 dans les domaines du traitement des signaux GNSS, de la fusion d'informations et du traitement du signal et des images.
- Enseignement à l'Ecole d'Ingénieur du Littoral Côte d'Opale, dans le domaine du filtrage statistique.
- Enseignement à l'Ecole Nationale des Sciences Géographiques et en master Télédétection et Techniques Spatiales de l'Institut Physique du Globe de Paris, dans le domaine du traitement des signaux GNSS.

### Titres et Diplômes.

**1996** : Maître de conférences.

**1995** : Doctorat en électronique de l'Université du Littoral-Côte d'Opale

Mention : très honorable avec félicitations du Jury. Directeur : Professeur J.P. DUBUS. Titre : "Etude d'une méthode de segmentation d'images obtenues en résonance magnétique, en vue d'une quantification".

**1991** : D.E.A Microondes, Microélectronique, Electromagnétisme de l'Université de Lille 1.

**1990** : Maîtrise Télécommunications à l'Université des Sciences et Technologies de Lille 1.

**1989** : Licence Télécommunications à l'Université des Sciences et Technologies de Lille 1.

**1988** : DEUG A à l'Université des Sciences et Technologies de Lille 1.

### Domaines de compétences.

- Signaux GNSS : Traitement du signal GPS (Global Positioning System) L1 et L2C, Acquisition et poursuite du signal GPS.
- Perception multi-capteurs : Hybridation GPS INS (Inertial Navigation System), Hybridation GPS Odométrie.
- Traitement du signal : Estimation bayésienne, Méthodes de Monte-Carlo, Filtrage d'état, Filtrage particulière, Estimation circulaire.
- Programmation : Matlab, Langage C, Langage VHDL (Very High Speed Integrated Circuit Hardware Description Language).

### Divers.

Relecteur pour les revues suivantes : Neurocomputing (Elsevier), Information Fusion (Elsevier),... . Expertises pour l'ANR, le Fond National Suisse, la Fondation STAE.

## 1.2 La recherche

### 1.2.1 Bilan Quantitatif

#### Activités scientifiques

Dans la suite du chapitre la convention suivante est utilisée pour référencer les articles (listés en fin de chapitre) auxquels j'ai participé :

- [AIXX] : Articles internationaux.
- [COXX] : Conférences invitées.
- [CIXX] : Communications internationales avec actes.
- [CSXX] : Communications internationales sans acte.
- [CNXX] : Communications nationales avec actes.
- [APXX] : Autres publications.
- [THXX] : Thèses.
- [MAXX] : Masters Recherche.

Je reporte dans le tableau suivant un bilan quantitatif de mes activités en recherche.

<b>Production scientifique</b>	
Articles en revue	10
Conférence invitée	2
Communications internationales avec actes	34
Communications internationales sans acte	8
Communications nationales avec actes	9
Autres publications	10
Thèses	4 soutenues + 4 en cours
Masters recherche	5
<b>Responsabilité scientifique</b>	
Responsabilités de projets	5
Participation aux projets	6
Fonctions électives	4
<b>Rayonnement</b>	
Organisation de conférences	3
Collaborations	3
Contrat	1

Parmi les articles en revue on peut noter 6 articles internationaux indexés dans les 8 dernières années.

## Encadrement doctoral

### Encadrement de thèses de doctorat 3ème cycle.

- **Jamilla Kacemi**, Fusion d'informations dans un système de positionnement hybride GPS multi-porteuses/estime  
Date de soutenance : 23 juin 2006  
Financement : 100% région  
Université : Université du Littoral Côte d'Opale  
Directeur : Mohammed Benjelloun  
Encadrants : Serge Reoul (70 %) et Mohammed Benjelloun (30 %)  
4 publications avec l'auteur dans le cadre de la thèse [CI18, CI14, CI13, CI12]
  
- **Stanislas Boutoille**, Systèmes de fusion pour la segmentation hors-ligne de signaux GPS multi-porteuses  
Date de soutenance : 27 mars 2007  
Financement : 100% ESR  
Université : Université du Littoral Côte d'Opale  
Directeur : Mohammed Benjelloun  
Encadrants : Serge Reoul (70 %) et Mohammed Benjelloun (30 %)  
6 publications avec l'auteur dans le cadre de la thèse [AI5, AI3, CI20, CI19, CI17, CI15]
  
- **Monir Azmani**, Fusion d'informations appliquée à la poursuite du code et de la phase d'un signal GPS multi-porteuses  
Date de soutenance : 20 décembre 2010  
Cotutelle : Faculté des Sciences et Techniques, Laboratoire d'Informatique, Signal et Télécom (LIST), Tanger, Maroc  
Université : Université du Littoral Côte d'Opale  
Directeur : Mohammed Benjelloun  
Encadrants : Serge Reoul (70 %) et Mohammed Benjelloun (30 %)  
8 publications avec l'auteur dans le cadre de la thèse [AI8, AI6, AI5, AI4, CI27, CI26, CI23, CI22]
  
- **Georges Stienne**, Traitements des signaux circulaires appliqués à l'altimétrie par la phase des signaux GNSS  
Date de soutenance : 2 décembre 2013  
Financement : 100% SMCO  
Université : Université du Littoral Côte d'Opale  
Directeur : Mohammed Benjelloun  
Encadrants : Serge Reoul (70 %) et Mohammed Benjelloun (30 %)  
8 publications avec l'auteur dans le cadre de la thèse [AI9, AI8, AI7, AI16, AI5, CI31, CI29, CI28]
  
- **Abderrahim Bourkane**, Estimation non linéaire de l'amplitude des signaux GNSS : application à la caractérisation des multi-trajets.  
Cotutelle : Faculté des Sciences et Techniques, Laboratoire d'Informatique, Signal et Télécom (LIST), Tanger, Maroc

Date de soutenance : thèse en co-tutelle ayant débuté en janvier 2011  
Université : Université du Littoral Côte d'Opale  
Directeur : Mohammed Benjelloun  
Encadrants : Serge Reboul (70 %) et Mohammed Benjelloun (30 %)  
2 publications avec l'auteur dans le cadre de la thèse [CI30, CS8]

- **Karim El Mokhtari**, Estimation circulaire multi-modèle : Application à la navigation en environnement contraint par “map matching”  
Cotutelle : Faculté des Sciences et Techniques, Laboratoire d'Informatique, Signal et Télécom (LIST), Tanger, Maroc  
Date de soutenance : thèse en co-tutelle ayant débuté en janvier 2011  
Université : Université du Littoral Côte d'Opale  
Directeur : Mohammed Benjelloun  
Encadrants : Serge Reboul (70 %) et Mohammed Benjelloun (30 %)  
2 publications avec l'auteur dans le cadre de la thèse [CI34, CI32]
- **Florian Beaubois**, Estimation multi-modèle de la trajectoire d'un navire : Application au positionnement sous marin  
Date de soutenance : thèse en co-tutelle ayant débuté en octobre 2012  
Financement : 50% SMCO, 50% CCI Côte d'Opale  
Université : Université du Littoral Côte d'Opale  
Directeur : Jean-Charles Noyer  
Encadrants : Serge Reboul (50 %) et Jean-Charles Noyer (50 %)
- **Jean-Christophe Kucwaj**, Etude et mise en œuvre d'un instrument aéroporté pour la caractérisation des zones humides à l'interface terre mer par réflectométrie des signaux GNSS  
Date de soutenance : thèse en co-tutelle ayant débuté en octobre 2013  
Financement : 50% SMCO, 50% ESR  
Université : Université du Littoral Côte d'Opale  
Directeur : Mohammed Benjelloun  
Encadrants : Serge Reboul (70 %) et Mohammed Benjelloun (30 %)

Encadrement de Master 2 recherche.

- **Ziheng Zhang**, Intégration cohérente longue du signal GPS : traitement de la phase  
Date de soutenance : septembre 2010  
Master 2 INS3I, Université du Littoral Côte d'Opale  
Encadrant : Serge Reboul (100 %)
- **Li Qi**, Estimation hors ligne de la puissance du signal GPS rétro-diffusé  
Date de soutenance : septembre 2008  
Master 2 INS3I, Université du Littoral Côte d'Opale  
Encadrant : Serge Reboul (100 %)

- **Randam Imerzoukene**, Détection de ruptures dans le discriminant de la boucle DLL du récepteur GPS  
Date de soutenance : Juillet 2006  
D.E.A Modélisation des Systèmes Complexes, Université du Littoral Côte d'Opale  
Encadrant : Serge Reboul (100 %)
- **Stanislas Boutoille**, Fusion d'estimation et de décision dans un récepteur GPS multi-porteuse  
Date de soutenance : Juillet 2003  
D.E.A Modélisation des Systèmes Complexes, Université du Littoral Côte d'Opale  
Encadrant : Serge Reboul (100 %)
- **Damien Brige**, Estimation de la vitesse et de la direction du vent par fusion Bayésienne  
Date de soutenance : Juillet 1999  
D.E.A d'Automatique et d'Informatique Industrielle, Université de Lille I  
Encadrant : Serge Reboul (100 %)

### 1.2.2 Résumé des activités de recherche

Je présente ici mes activités de recherche en termes d'apports théoriques et d'applications étudiées. En effet depuis mon intégration au laboratoire LASL je me suis investi dans le domaine de la fusion d'informations. J'ai développé ce thème de recherche dans le cadre Bayésien. J'ai encadré des travaux de thèse et master qui ont conduit à proposer et étudier plusieurs modèles de fusion pour l'estimation et la détection conjointe de ruptures. Ces modèles ont été appliqués à différentes problématiques pratiques qui ont évolué avec les projets qui ont financé cette recherche.

L'estimation-détection conjointe a été abordée dans ces travaux comme un problème de segmentation de signaux. Dans notre approche on souhaite réaliser l'estimation de ruptures dans des signaux supposés stationnaires par morceaux. L'estimation d'une rupture est caractérisée par sa détection et sa localisation. Les opérateurs de fusion pour la segmentation de signaux que nous avons proposés ont été développés dans le cadre Bayésien. Dans l'approche Bayésienne on définit la distribution *a posteriori* du paramètre à estimer sachant les mesures. Ici les paramètres à estimer sont les ruptures et les paramètres statistiques du signal dans les zones stationnaires. Cette distribution est classiquement exprimée sous la forme du produit des fonctions de vraisemblance des mesures multipliées par la loi *a priori* sur les paramètres à estimer. Il existe dans ce cas deux approches pour fusionner les mesures et informations fournies par plusieurs capteurs. On peut dans le cas dit "centralisé", définir à partir du produit des fonctions de vraisemblance un opérateur de fusion qui combine les mesures  $[TH4]$ ,  $[TH3]$ ,  $[TH1]$ ,  $[AI4]$ ,  $[AI7]$ . On peut représenter dans la loi *a priori* l'information fournie par les capteurs sur le paramètre de nuisance  $[AI2]$ . Lorsque cette information est imprécise elle est remplacée par une loi *a priori* sur le paramètre à estimer qui modélise cette imprécision  $[AI8]$ . L'estimateur est alors obtenu après marginalisation de la loi *a posteriori* suivant le paramètre à estimer  $[TH3]$ ,  $[TH2]$ ,  $[AI5]$ ,  $[AI6]$ . Dans le cas de la fusion de détection distribuée, on construit une fonction de risque

à partir des distributions *a posteriori* des décisions prises par les capteurs sachant l'absence ou la présence d'une rupture [AI9]. Le critère de décision qui minimise cette fonction de risque dépendra de la règle de fusion [TH2], [AI3].

Les travaux de recherche sur l'estimation-détection conjointe en fusion d'informations ont été appliqués à différentes problématiques pratiques que nous décrivons dans la suite.

### Estimation du vecteur vent

Le vent est un phénomène physique dont le comportement intéresse un grand nombre d'applications du domaine de l'environnement. Dans notre approche le vecteur vent est décrit par deux processus supposés stationnaires par morceaux. Le comportement aléatoire de ces processus est modélisé par une distribution circulaire de von Mises pour la direction et Log normale pour la vitesse. Nous avons proposé pour cette application un estimateur des ruptures "hors ligne" [AI2] et un estimateur fonctionnant "en ligne" [AI4]. Dans l'approche hors ligne, l'estimateur proposé est obtenu à partir de la distribution *a posteriori* des ruptures sachant les mesures. Il est implémenté sous la forme d'une fonction de contraste pénalisée que l'on minimise par recuit simulé. La fonction de contraste est définie par le logarithme de vraisemblance de la distribution de von Mises et de la distribution Log normale. La pénalisation est déduite de la loi *a priori* sur les séquences de ruptures. Nos apports théoriques dans ce contexte ont porté sur la proposition de lois *a priori* et de distributions *a posteriori* pour la segmentation conjointe des processus [AI2, CI16, CI11, CI10, CI9, CI8, CN4, CN3].

Malheureusement, même si l'approche hors ligne est très performante, elle ne reste utilisable que pour les études réalisées en différé. Pour le traitement temps réel de ces données nous avons proposé un estimateur en ligne inspiré du filtre de Kalman GLR (Generalized Likelihood Ratio). On construit alors à partir de la distribution *a posteriori* de l'état sachant les mesures un estimateur récursif de l'état du système. Le filtre proposé est composé d'un estimateur de l'état et d'un détecteur de ruptures fonctionnant simultanément [TH3, AI4, CI12, CN9].

### Navigation par satellites

Le but d'un système de navigation est de fournir à un utilisateur une position et une direction à partir d'informations précises de position, d'orientation et de vitesse. Malheureusement, en environnement urbain dense, les systèmes de localisation par satellites sont peu précis et souvent défaillants (Effet canyon, visibilité restreinte, multi-trajets,...). Pour améliorer la précision du système de localisation GNSS, nous avons proposé un opérateur de fusion des pseudo-distances satellite-récepteur obtenues pour les différentes porteuses  $L_1$ ,  $L_2$ ,  $L_5$  du signal GPS [CI14, CI12]. L'opérateur proposé permet de fusionner les mesures de pseudo-distances obtenues sur les différentes porteuses, corrélées et biaisées par les effets de la propagation dans la ionosphère. Pour améliorer la robustesse du système de localisation, nous avons réalisé l'hybridation serrée d'un récepteur GPS multi-porteuses avec un système proprioceptif composé d'odomètres et d'un gyroscope [TH1]. Le système proposé pour l'hybridation des capteurs repose sur une architecture de filtre de type "Track-to-Track". Dans cette architecture on réalise la fusion distribuée des pseudo-distances fournies par le récepteur GNSS avec les pseudo-distances satellite-récepteur reconstruites à partir des données capteurs proprioceptifs [CI18, CI12].

Dans les systèmes de navigation les paramètres importants sont l'orientation et l'attitude du système. Les grandeurs qui caractérisent les valeurs de ces paramètres sont des variables aléatoires circulaires. Dans ce contexte nous avons développé un opérateur de fusion et un filtre adapté aux données angulaires [TH3, TH1]. Ce développement, qui a été réalisé dans un cadre Bayésien s'appuie sur la distribution de von Mises pour les mesures et les états [CI18]. Nous proposons un filtre récursif qui fusionne les mesures fournies par différents capteurs et obtenues à différents instants. L'expression du filtre est obtenue à partir de la distribution *a posteriori* de l'état sachant les mesures. Dans cette modélisation la distribution de vraisemblance et la loi *a priori* sont des distributions de von Mises. On montre que l'on peut résoudre l'équation de Chapman-Kolmogorov dans le cas scalaire à partir de l'approximation de la distribution de von Mises par une distribution "Wrapped Normal". Les filtres et opérateurs de fusion proposés sont insensibles aux transitions entre  $-\pi$  et  $\pi$  et permettent de résoudre l'ambiguïté de cadran sur des mesures fortement bruitées [AI7, CI32, CI28, CI13].

### Traitement des signaux GNSS multi-porteuses

Les futurs récepteurs de navigation par satellites utiliseront des signaux GNSS modernes, construits à partir de la duplication du signal GNSS sur plusieurs fréquences porteuses. Dans ce contexte, on souhaite améliorer les traitements récepteurs et notamment les boucles de poursuite DLL (Delay Lock Loop). On réalise pour cela la fusion des signaux GNSS transmis sur différentes porteuses. Le signal discriminant qui est utilisé pour piloter les générateurs de codes de la boucle de poursuite est stationnaire par morceaux. Cependant les signaux discriminants obtenus pour différentes porteuses ont des instants de ruptures qui ne sont pas forcément synchronisés entre eux. Dans ce contexte, nous avons proposé une méthode de segmentation hors-ligne mono-rupture réalisée sous la forme d'un système hybride de fusion multi-capteurs [AI3, CI17, CI15]. La segmentation est hors ligne car les ruptures de discriminants sont estimées dans une fenêtre de taille fixe. Le système est hybride car il couple l'estimation des ruptures obtenues par un système de fusion centralisé et un système de fusion distribué. En effet, le système centralisé est plus performant en présence de ruptures simultanées et le système distribué est plus performant en présence de ruptures non-simultanées. Le système hybride proposé (à la fois centralisé et distribué), permet alors d'obtenir des performances pour la segmentation qui sont au moins aussi bonnes que les performances obtenues par le meilleur des systèmes de fusion.

Dans une boucle de poursuite DLL classique, le code généré par le récepteur est recalé sur le code du signal reçu toutes les millisecondes. Dans une boucle semi-ouverte, le code est recalé à l'issue d'un temps variable. On montre que l'évolution du discriminant peut être supposée linéaire et monotone pour un décalage entre les codes inférieur à une demi-microseconde. Au-delà d'une demi-microseconde, la pente du discriminant change de signe. Dans la thèse de Monsieur Stanislas Bouteille, nous avons proposé la mise en œuvre d'une boucle semi-ouverte dans laquelle on estime les ruptures de pente du discriminant pour lesquelles on recalc le code du récepteur d'une demi-microseconde [TH2]. L'évolution du discriminant associée aux instants des ruptures d'un signal numérisé sur une seconde est alors linéaire par morceaux. On a dans ce cas un problème de segmentation du discriminant, hors ligne et multi-ruptures. La méthode proposée repose sur l'approche Bayésienne de la sélection de modèles qui consiste à construire une fonction de contraste pénalisée pour estimer les séquences de ruptures sur les discriminants de l'ensemble des porteuses [AI5, CI10, CI19].

## Traitement des signaux GNSS multi-voies

La modernisation des signaux GNSS se traduit par l'apparition de nouvelles fréquences dédiées et de nouvelles méthodes de modulation. Le nouveau signal L2C est composé d'une voie pilote qui ne contient pas de message de navigation et d'une voie données qui contient le message de navigation. Ces deux voies sont codées par des codes différents et multiplexés sur une même porteuse. Dans la thèse de Monsieur Monir Azmani, nous avons amélioré la poursuite du code et de la phase, réalisée respectivement dans la boucle DLL et PLL (Phase Lock Loop) du récepteur, en fusionnant les informations fournies par ces deux voies [TH3]. Nous avons proposé un estimateur en ligne des ruptures du discriminant de code d'un système de poursuite fonctionnant en boucle semi-ouverte. Le filtre proposé est inspiré du filtre de Kalman GLR qui estime simultanément les décalages du code et détecte les ruptures de pente dans le discriminant [AI6, CI27]. Nous avons aussi développé dans cette thèse un opérateur de fusion non linéaire qui intègre une information *a priori* sur le paramètre à estimer. Cette transformation non-linéaire permet de diminuer la corrélation entre les différentes observations. Nous démontrons théoriquement et expérimentalement que l'opérateur de fusion non-linéaire proposé est plus précis que l'opérateur classique du maximum *a posteriori*, c'est à dire qu'il offre une erreur quadratique moyenne de l'estimation plus faible [AI8].

## Réflexométrie des signaux GNSS

Le taux d'humidité des sols est un paramètre important pour de nombreuses disciplines des Sciences de l'Environnement. Il a été montré que la radiométrie en bande L offre la meilleure sensibilité pour l'estimation du taux d'humidité des sols à partir du signal réfléchi par la surface à caractériser. Dans ce contexte nous avons proposé un système radar bi-statique qui utilise les signaux GNSS (en bande L) émis par les satellites GPS et reçus par une antenne située sur un mât. Dans ce cas, le taux d'humidité dans le sol est estimé à partir de la puissance du signal direct et du signal réfléchi calculée par intégrations cohérentes. Pour réaliser l'intégration cohérente du signal, il faut extraire le code du signal GNSS reçu, estimer sa pulsation et son déphasage [CI21, CI30, CS2]. La puissance du signal réfléchi étant très faible, la sensibilité du système dépendra de la durée d'intégration cohérente. On montre que l'on peut extraire le code du signal réfléchi à partir du signal direct et de la connaissance de la géométrie du système radar bi-statique. Dans notre contribution, nous avons proposé d'utiliser, pour l'intégration du signal, la voie pilote du signal L2C et un modèle d'évolution de la phase. On montre alors que l'on peut intégrer de façon cohérente le signal pendant 2 secondes. Nous avons pu alors estimer une puissance du signal réfléchi de 18 dBHz [CI26, CS3, CS4]. Pour améliorer encore la sensibilité de notre système, nous avons proposé d'utiliser les satellites géostationnaires du système EGNOS. En effet dans ce cas les positions des satellites évoluant peu, on peut intégrer le signal GNSS sur de plus longues périodes [CI25, CI24, CS5].

Le traitement des signaux GNSS repose traditionnellement sur l'estimation en boucles fermées de trois paramètres : le délai du code CDMA, la phase et la fréquence de la porteuse du signal reçu. On montre dans la thèse de monsieur Georges Stienne que l'estimation de la phase et de la fréquence en boucle fermée est à l'origine d'imprécisions et de perturbations additionnelles, telles qu'un bruit additionnel important et la présence de sauts de cycle. On propose une nouvelle approche pour l'estimation de ces paramètres s'appuyant sur une architecture de poursuite

en boucle ouverte. Dans ce cas, les mesures de phase sont des angles, définis entre  $-\pi$  et  $\pi$ . Statistiquement, elles peuvent être modélisées par la distribution circulaire de von Mises. Les outils d'estimation circulaire développés dans la thèse de monsieur Georges Stienne sont appliqués au traitement du signal GNSS en boucle ouverte [AI6]. Nous avons proposé des filtres et des opérateurs de fusion définis dans le domaine circulaire. Les filtres proposés, définis dans le cadre Bayésien à partir de la distribution de von Mises, ont été implantés sous la forme d'un filtre récursif et sous la forme d'un filtre particulière [CI28, CI26, CI29, AI9]. On montre l'intérêt de l'approche proposée pour le positionnement et pour l'altimétrie par réflectométrie des signaux GNSS. La précision obtenue est de l'ordre du centimètre, pour des durées d'intégration d'une milliseconde. Dans ce cadre, on propose également une technique de résolution de l'ambiguïté de phase, utilisable dans une approche mono-récepteur et mono-fréquence [CI31].

### 1.2.3 Participations et responsabilités de projets

Pour financer mes recherches j'ai participé à l'élaboration de projets et à la rédaction de rapports d'activité pour les projets en cours. A titre d'informations, le tableau ci-dessous indique les dotations financières qui ont été allouées aux divers projets :

Projet	Dotations Financière	Origine
PPF	48000 €	ETAT
OPSYDE	64024 €	FRT
ANR - ex FRT PEPSAT	150550 €	REGION - ETAT
BQR	23500 €	ULCO
PLAMAR	11800 €	INSU-CNRS
BQR BIRASURE	36600 €	ULCO

- **Responsable du groupe Fusion d'Informations** : De 1998 à 2002 j'ai été responsable du groupe Fusion d'Informations du laboratoire. Cette responsabilité a consisté à organiser les réunions et séminaires du groupe et à coordonner les activités de recherche en vue d'intégrer les projets nationaux et régionaux de type PPF et CPER ou européen comme le FEDER ou les PCRD.
- **Contrat de recherche avec la société Télécom** : En 1999 j'ai effectué un contrat de recherche pour la société Télécom. Ce contrat, qui était une étude demandée par l'entreprise Sollac de Dunkerque, consistait à réaliser la détection, le positionnement et la reconnaissance des Wagons Poches Tonneaux pour la mesure de leurs remplissages par les hauts fourneaux de Sollac Dunkerque. Le système que nous avons proposé se composait de plusieurs caméras hyper sensibles et pouvait fonctionner la nuit. Nous avons dans le cadre de ce projet réalisé plusieurs campagnes de mesures sur site et rédigé un rapport d'essais [AP4].
- **Co-responsable scientifique du PPF "Fusion d'Informations Appliquée au Positionnement par Satellites"** : Dans le cadre de la contractualisation 2002-2005, j'ai été co-responsable scientifique pour le LASL du PPF "Fusion d'Informations Appliquée au Positionnement par Satellites". Ce PPF a été réalisé en collaboration avec le Laboratoire

d'Automatique, Génie Informatique et Signal (Université de Lille I, UMR 8146, ancien Laboratoire d'Automatique, d'Informatique Industrielle, UPRESA 802, Messieurs M. Staroswiecki et J-P. Richard). Ce PPF a permis d'appliquer les connaissances des laboratoires impliqués dans le domaine de la fusion d'informations, aux systèmes de positionnement par satellites. Le but de nos recherches étant d'augmenter la robustesse, la fiabilité et la précision des récepteurs G.P.S (Global Positioning System). Ce PPF a permis aux deux laboratoires d'acquérir des systèmes de localisation par satellites. Un système GPS différentiel multi-porteuses (Matériel Novatel) a été acquis au LASL avec les fonds du projet et nous avons utilisé ce matériel dans les thèses de Madame Jamilla Kacemi, de Monsieur Stanislas Boutoille et de Monsieur Monir Azmani.

- **Participation au projet OpSyDe** : J'ai participé à l'élaboration du projet OpSyDe (Optimisation des Systèmes de Détection et gestion de ressources). Ce projet a été financé dans le cadre du CPER 2000/2006. Il regroupe 8 chercheurs du LAGIS et du LASL, ainsi que plusieurs étudiants en DEA et en thèse. Ce projet fait partie du pôle européen PEPSAT (pilote par Marc Heddebaut, directeur de l'INRETS-LEOST (Aujourd'hui IFSTTAR - Institut Français des Sciences et Technologies des Transports de l'Aménagement et des Réseaux)). Dans la première phase du projet, notre contribution a porté sur la proposition d'un système d'hybridation serrée pour la navigation en environnement urbain dense. La thèse de Madame Jamilla Kacemi, qui a été financée par la région, a porté sur ce thème. Dans la deuxième phase du projet, notre contribution a porté sur de nouveaux traitements récepteurs utilisant les signaux GNSS modernes. Les thèses de monsieur Stanislas Boutoille, financée par le ministère, et de monsieur Monir Azmani ont porté sur ce thème. Deux systèmes d'acquisition de signaux GPS en bande L1 ("front end" de 2 MHz et 6 MHz de bande passante) ont été achetés avec les fonds du projet et utilisés dans les thèses.
- **Participation au projet "Fusion d'informations multi-capteurs pour la navigation satellitaire (LASL) et déploiement d'applications mobiles ubiquitaires (LIL) - Réf : ANR - ex. FRT 2005 - Action Régionale - CPER - DT n° 15030** : J'ai participé à l'élaboration de ce projet qui a été porté par le groupe Fusion d'Informations en collaboration avec l'équipe du Professeur Cyril Fonlupt du laboratoire d'Informatique du Littoral (LIL). Il fait suite au projet OpSyDe (Optimisation des Systèmes de Détection), PEPSAT-E-CRASH vise à exploiter une information de localisation "certaine" ainsi que l'information de transfert de temps, diffusée par les satellites de navigation. Ces signaux, agrégés en un service nouveau, auront pour but d'aider à la gestion des sinistres automobiles par les compagnies d'assurance. Un véhicule Renault Kangoo instrumenté a été acquis dans le cadre de ce projet. Ce véhicule a été utilisé dans les thèses de messieurs Stanislas Boutoille et Monir Azmani. Il est aujourd'hui utilisé dans le cadre d'une collaboration que nous avons avec le Pr. Yassine Ruichek du Laboratoire Systèmes et Transports de l'Université Technologique de Belfort Montbéliard et avec le Pr. Benaissa Amami responsable du Laboratoire LIST (Laboratoire d'Informatique, Système et Télécommunication) de la Faculté des sciences et Techniques de Tanger, de l'Université Abdelmalek Essaâdi.
- **Co-responsable scientifique du BQR "Fusion d'informations et géo-positionnement pour la caractérisation du milieu et des sources de pollution"** : A la fin du CPER 2000/2006 nous avons décidé de réorienter les activités du groupe fusion vers l'axe de recherche prioritaire de l'université, soit la recherche dans le domaine de l'environnement.

J'ai donc participé à l'élaboration du projet BQR (2008/2009) proposé par le groupe fusion et intitulé "Fusion d'informations et géo-positionnement pour la caractérisation du milieu et des sources de pollution". J'ai assumé dans ce BQR la co-responsabilité scientifique du projet avec monsieur Gilles Roussel. Ma contribution dans ce projet a porté sur l'étude d'un système radar bi-statique utilisant le signal GPS L1 rétro-diffusé pour la caractérisation des sols. Nous avons obtenu dans ce projet un système d'acquisition robuste pour la réalisation de mesures sur le terrain (Plages de la mer du Nord).

- **Responsable scientifique de tâche dans le projet PLAMAR** : J'ai participé au projet "PLAges à MARées" (2007/2010) du programme RELIEFS de la TERRE de l'Institut National des Sciences de l'Univers (INSU). J'ai eu dans ce projet la responsabilité de la tâche "contribution de la télédétection spatiale à la caractérisation des plages sableuses". Cette responsabilité a consisté à coordonner les activités des partenaires de cette tâche et à fournir tous les six mois un rapport d'activité. Ma contribution dans ce projet a porté sur l'étude et la mise en œuvre d'un système radar bi-statique utilisant la voie pilote du signal GPS L2C rétro-diffusé pour la caractérisation des sols. Un système d'acquisition de signaux GPS L2C a été acquis et un système radar bi-statique a été construit avec les fonds du projet.
- **Responsable scientifique du BQR BIRASURE** : Depuis 2010, j'ai centralisé mes activités de recherche sur la réflectométrie des signaux GNSS. Dans ce cadre j'ai porté un projet ESA qui a été rédigé en collaboration avec Cyril Botteron du "Electronics and Signal Processing LABORatory" de l'École Polytechnique Fédérale de Lausanne. Ce projet intitulé "BIRASURE - soil moisture estimation using land-reflected EGNOS and GALILEO BI-static RAdar meaSUREments", AO/1-6311/2010/F/WE, a été classé 15/70, mais n'a finalement pas été financé malgré sa sélection, par manque de financements. J'ai aussi porté un projet BQR (2010/2011) "Etude et mise en œuvre d'un système Radar bi-statique utilisant les signaux GNSS modernes et les satellites géostationnaires d'EGNOS pour l'estimation du taux d'humidité des sols", qui a été évalué A (l'évaluation réalisée par un membre du CNU 61). Notre contribution dans ce BQR porte sur l'étude et la mise en œuvre d'un système de réflectométrie à haute sensibilité utilisant les signaux des satellites géostationnaires EGNOS. Un système d'acquisition simultané multivoies (3 voies) a été construit par la société Silicom dans le cadre de ce projet et a été utilisé par Mr. Georges Stienne durant sa thèse (financée par le Syndicat Mixte de la Côte d'Opale) et est actuellement utilisé par monsieur Jean Christophe Kucwaj dans le cadre de sa thèse (financée par le Syndicat Mixte de la Côte d'Opale).
- **Responsable du matériel scientifique** : L'ensemble de ces projets a conduit à l'acquisition de nombreux matériels expérimentaux dont nous sommes, avec monsieur Jean Bernard Choquel, les utilisateurs et en charge de leur maintenance. Pour nos activités dans le domaine de la navigation, nous avons un véhicule Kangoo instrumenté (136 662,61 Euro TTC). Les instruments qui équipent ce véhicule sont une station inertielle Sensorex, un magnétomètre Crossbow, un récepteur GPS différentiel Novatel, un capteur laser CORRSYS DATRON L400 pour la mesure de vitesse et un système d'acquisition de mesures HBM MGC plus. Ce système permet de synchroniser les mesures capteurs et de récupérer les informations qui sont fournies par le bus CAN du véhicule. Pour nos activités dans le domaine du traitement des signaux GNSS et de la réflectométrie, nous avons plusieurs types d'antennes et de systèmes de numérisations des signaux en sortie d'antenne. Nous

disposons donc d'antennes directionnelles et omnidirectionnelles à polarisation circulaire droite et gauche et, pour positionner les antennes, d'un mât télescopique pneumatique de 10 mètres installé sur le véhicule instrumenté. Nous disposons de systèmes fixes pour la numérisation des signaux GNSS en bandes L1 et L2 de chez Accord software, et d'un système mobile pour la numérisation de trois voies simultanées et sur l'ensemble des bandes GNSS que nous avons fait construire par l'entreprise Silicom.

## 1.2.4 Rayonnement scientifique

### Dans le cadre du rayonnement scientifique :

J'ai participé à l'organisation et à la tenue de plusieurs manifestations scientifiques. J'ai participé en tant que "chairman" à la tenue des conférences IEEE IGARS URSI 2013, IEEE ROBIO 2009, IEEE PASSIVE 08, IEEE SIE 2006, MAJESTIC 2004, Fusion 2000. J'ai aussi participé à l'organisation de la journée Scientifique, Industrielle et Institutionnelle dans le cadre de PEP-SAT : "Les régions face au challenge GALILEO" (<http://www.see.asso.fr/groupe-nord/conferences/site-pepsat/pepsat310505/index.html>), et au congrès STIC et environnement 2009 qui se sont tenus à Calais (<http://stic-env2009.univ-littoral.fr/>).

La recentralisation de nos activités de recherche dans le domaine de la réflectométrie GNSS nous a permis de créer des liens privilégiés avec le CNES de Toulouse qui porte un intérêt croissant à cette problématique de recherche. Dans ce contexte j'ai participé à l'organisation et au montage du "Workshop" international Space Reflecto :

-Membre du comité scientifique et du comité d'organisation du Workshop Space Reflecto 2013, 28-29 octobre 2013, Brest, <http://www-lisic.univ-littoral.fr/spacereflecto2013/>.

-Organisateur et membre du comité scientifique du Workshop Space Reflecto 2011, 27-28 octobre 2011, Calais, <http://www-lisic.univ-littoral.fr/spacereflecto2011/>.

-Membre du comité scientifique et du comité d'organisation du Workshop Space Reflecto 2010, 1er décembre, Toulouse, <http://www-lisic.univ-littoral.fr/spacereflecto2010/>.

J'ai animé la journée de Formation sur la Propriété Intellectuelle le 25 novembre 2011 à Calais. Journée organisée par NFID (Nord France Innovation Développement), qui a invité Frédéric Foubert, Directeur adjoint au CNRS pour l'Innovation et les Relations avec les Entreprises (<http://podcast.univ-littoral.fr/index.php?page=podcast.tri=date.sens=2.mat=97.disc=24>).

Concernant mon expertise, j'ai été rapporteur de la thèse « Analyse et modélisation de l'utilisation de signaux GNSS en environnement marin », de Sarab Tay, Thèse de doctorat 3ème cycle, Telecom Bretagne. Je suis reconnu expert GNSS par l'ANR et j'ai évalué des projets des programmes JCJC et ASTRID. Je suis aussi reconnu au niveau international car j'ai été invité en tant que expert dans le domaine de la réflectométrie au workshop « Novel GNSS applications » ("7th Framework Program of the European Commission under the Environment theme, project Gfg<sup>2</sup>") qui s'est tenu sur le campus du GFZ à Potsdam. Enfin je suis reconnu en tant qu'expert

---

dans le domaine de la Réflectométrie GNSS par le Swiss National Science Foundation (SNSF), pour lequel j'ai évalué un projet.

Depuis 2003 je suis membre de la commission du CNIG (Conseil National de l'Information Géographique) Géo-positionnement (ex : Positionnement Statique et Dynamique). Cette commission est un groupe d'experts et d'utilisateurs français des techniques de positionnement terrestre, maritime et aérien. Ses membres sont des industriels, des institutionnels et des universitaires. Je participe donc aux assemblées de cette commission qui se réunit deux fois par ans. Les travaux qui y sont présentés et les informations et qui y sont données permettent de faire une veille technologique sur les systèmes GNSS et leurs applications. Cette veille technologique est importante pour garantir l'actualité des enseignements dans ce domaine qui évolue rapidement. J'ai dans ce cadre participé au groupe de travail "Promotion de l'enseignement et de la recherche en systèmes de positionnement par satellites" qui avait pour objectif premier de faire un recensement des formations et laboratoires travaillant dans le domaine des GNSS. Le rapport contenant le résultat de cette étude et des recommandations a été communiqué au ministère par l'intermédiaire du CNIG. Il ressort principalement de cette étude un déséquilibre des activités dans le domaine des GNSS entre le nord et le sud de la France.

Finalement je suis membre du groupe de travail du Thème A du GDR-PRC ISIS et j'ai été le correspondant du laboratoire pour le GDR-PRC ISIS de 2007 à 2010. Je suis également membre du Conseil National de l'Information Géographique (CNIG).

### **Les collaborations de recherches mises en place :**

Pour développer une recherche en collaboration avec des laboratoires se trouvant à l'étranger nous avons créé un environnement de travail collaboratif s'appuyant sur le système de e-learning Sakai [AP10]. La partie publique du système est un site Web et la partie privée est hébergée par Sakai. Cet environnement logiciel collaboratif est utilisé pour le partage de ressources, l'organisation de réunions de travail et de séminaires de type « webinar ».

Dans le cadre de la convention entre l'Université du Littoral et l'Université Abdelmalek Essaadi, je collabore avec Mr. le Pr. Benaissa Amami, Responsable du Laboratoire d'Informatique, Systèmes et Télécommunication (LIST) de la Faculté des Sciences et Techniques de Tanger. Le but de cette collaboration est de développer une activité de recherche portant sur la localisation des engins utilisés pour la gestion des containers dans les ports. En effet, le port de Tanger Med est l'une des plus grandes plates-formes logistiques de la Méditerranée. La localisation des engins dans ce type d'applications est un enjeu important en recherche car les systèmes de localisation par satellites sont systématiquement mis en défaut par l'environnement de réception. En effet, en plus d'une visibilité satellitaire réduite, il y a dans ce type d'applications de nombreux multi-trajets associés aux signaux GNSS réfléchis par le container métallique. Dans le cadre de cette collaboration, deux séminaires ont été organisés à la FST de Tanger. Deux thèses en co-tutelles ont débuté en janvier 2011 sur ce thème de recherche. Les axes de recherche développés dans le cadre de cette collaboration concernent le map matching circulaire [CI32] (Thèse en co-tutelle de Monsieur Karim El Mokhtari, soutenance prévue en avril 2014)

et la détection et l'exploitation de multi-trajets [CI30,CS8] (Thèse en co-tutelle de Monsieur Abderrahim Bourkane, soutenance prévue en octobre 2014). Deux sites de recherche collaboratifs ont été mis en œuvre pour le suivi de ces thèses. (<http://www-lisic.univ-littoral.fr/reflecto/>, <http://www-lisic.univ-littoral.fr/perceptionenvironnement/>).

Depuis septembre 2010, je collabore avec Mr. Cyril Botteron du Laboratoire "Electronics and Signal Processing LABORatory" de l'École Polytechnique Fédérale de Lausanne. Nous avons dans le cadre de cette collaboration soumis un projet ESA et un projet au Fond National Suisse qui n'ont pas été retenus. Depuis 2012 nous collaborons sur un projet de recherche dont le thème est l'étude et la mise en œuvre d'un système de surveillance des zones humides et de la couverture neigeuse. Nous développons dans ce cadre une technique de mesure de l'épaisseur neigeuse et du niveau d'eau par réflectométrie des signaux GNSS [CI33]. Nous avons réalisé un site de recherche collaboratif pour suivre les activités de recherche développées dans cette collaboration (<http://www-lisic.univ-littoral.fr/lisicepfl/>).

Depuis septembre 2011, je collabore avec le Pr. Jean Charles Noyer (du LISIC) sur une nouvelle problématique de recherche en lien avec le projet de territoire le "Campus de la Mer". Ce projet de territoire qui fédère des laboratoires de l'ULCO et de Lille a pour ambition de développer des problématiques propres à l'environnement marin et littoral de la région. Dans ce contexte nous travaillons sur la localisation des fonds marins avec pour application l'observation, la géolocalisation du matériel de pêche et des populations de poissons. Cette problématique de recherche qui s'inscrit dans la continuité de mes travaux actuels concerne la navigation en milieu marin, la géolocalisation et la réflectométrie. J'encadre donc dans ce contexte une thèse (Monsieur Florian Beaubois, Financement : 50% SMCO, 50% CCI Côte d'Opale) avec Mr Noyer dont le sujet est la localisation d'une balise active positionnée sur le fond marin.

## 1.3 L'enseignement

### 1.3.1 Bilan Quantitatif

J'enseigne à l'Université depuis ma première année de thèse (1992). J'ai dans ce cadre enseigné diverses matières de l'informatique industrielle. J'ai enseigné l'électronique numérique et analogique, le traitement du signal et des images, la propagation des ondes électromagnétiques en hyperfréquence, la synthèse des filtres numériques et analogiques, la synthèse des codes auto-correcteurs d'erreur, les systèmes et signaux GNSS, la fusion d'informations et le filtrage statistique. J'ai aussi enseigné l'architecture des ordinateurs, la programmation Matlab, les langages C et VHDL, la programmation des composants CPLD/FPGA et des composants DSP.

Mes enseignements ont été réalisés pour tous niveaux d'étude dans des formations généralistes et professionnalisantes. J'ai dans ce cadre enseigné en premier cycle à l'IUT en DEUG TI et en DEUG A. J'ai enseigné en deuxième cycle à l'IUP du Littoral-Calais et dans les DESS (ou Master Professionnel), réseaux câblés, IMTS (Ingénierie Mathématique et Traitement du Signal), INS3I (Ingénierie Numérique, Signal, Image et Informatique Industrielle). J'ai enseigné

en deuxième cycle dans le DEA (ou Master Recherche) MOSC (MODélisation et simulation des Systèmes Complexes). Finalement j'ai enseigné dans le mastère PPMD de l'école d'ingénieurs ENSG (Ecole Nationale des Sciences Géographiques), dans le cycle d'ingénieurs de EILCO (l'Ecole d'Ingénieur du Littoral Côte d'Opale) et au CNAM (Conservatoire National des Arts et Métiers).

Suite à mon recrutement en tant que Maître de conférences à l'IUT Calais-Boulogne, j'ai souhaité effectuer mon service statutaire à l'IUT. J'enseigne l'électronique numérique en semestre 1 à l'IUT (cours +TD+TP) et le traitement du signal en semestre 3 (cours +TD). Il est à noter que de 1997 à 2001, j'ai enseigné à l'IUT l'informatique (algorithmique et langage C). Mes enseignements en master 2 à l'université sont donc réalisés en heures supplémentaires et sur mes thèmes de recherche. Je reporte dans le tableau suivant un récapitulatif de mes enseignements (237 h équivalent TD pour l'année 2012/2013).

Enseignements	CM	TD	TP
Premier cycle			
IUT 1 ère année : Electronique Numérique	18	42	85
IUT 2 ième année : Traitement du signal	9	22	–
Troisième cycle			
EILCO 2 ième année : Filtrage Statistique	12	14	–
Mastère PPMD : Traitement des signaux GNSS	5	8	–

Depuis mon intégration à l'ULCO en tant que Maître de conférences j'ai créé et enseigné les cours suivants qui portent sur mes activités de recherche :

- Traitement de l'image (DESS IMTS, Années :1998-2000)
- Fusion d'informations (Master 2 recherche MOSC, Années : 2000-2005)
- Navigation par satellites (Master 2 Professionnel INS3I, Années : 2005-2012)
- Ouverture recherche : Fusion d'informations (Master 2 Professionnel INS3I, Années : 2005-2012)
- Traitement des signaux GNSS (Mastère PPMD de l'ENSG, Années : 2005-2014)
- Filtrage Statistique du Signal (EILCO, Années : 2012-1013)

### 1.3.2 Activités d'enseignement

Depuis mon intégration en tant qu'enseignant chercheur j'ai créé les cours, les travaux dirigés et les travaux pratiques des enseignements que j'ai réalisés. Les enseignements pour les formations professionnalisantes doivent répondre aux besoins exprimés par le monde professionnel, mais pas seulement. Ils doivent aussi permettre aux étudiants de suivre les évolutions technologiques en s'appuyant sur une connaissance des principes et formalismes du domaine. Enfin ils doivent pouvoir se décliner sous forme de cours théoriques où la matière est formalisée et imagée par les dernières évolutions technologiques. On doit aussi pouvoir réaliser des travaux dirigés pour la mise en applications du formalisme et des travaux pratiques pour implémenter et évaluer les dernières technologies. La mise en place et l'enseignement d'une matière dans

une formation technologique nécessite donc d'avoir une bonne connaissance du domaine et de suivre son évolution. C'est pour cette raison que les enseignements que je dispense sont proches de mes activités de recherche. Il s'agit, dans ce cas, d'un transfert des connaissances du monde de la Recherche vers la Formation Universitaire en Formations Initiale et Continue. Je décris dans la suite les différents enseignements que j'ai créés et leurs contenus :

- Le cours (75 heures en Semestre 1) d'électronique numérique comprend la logique combinatoire et séquentielle, la programmation des composants programmables en langage VHDL et la description des architectures de CPLD (Complex Programmable Logic Device) et FPGA (Field-Programmable Gate Array). En plus du formalisme classique de l'algèbre de Boole pour la logique combinatoire, j'ai introduit dans cet enseignement le formalisme lié à la description des systèmes à événements discrets par graphe d'état pour la logique séquentielle. J'y ai aussi introduit l'implémentation en langage VHDL des systèmes formalisés et l'algorithmie de la programmation par flot de données. 14 TD de 1 heure 30 permettent aux étudiants de se familiariser avec le formalisme et 15 TP de 2 heures 30 permettent aux étudiants de travailler sur un sujet pratique décrit par son cahier des charges. Dans ces travaux pratiques, les étudiants utilisent le logiciel IspDesignExpert de Lattice pour décrire en langage VHDL la fonctionnalité à réaliser, simuler et tester son fonctionnement et finalement l'implanter sur un CPLD pour le tester dans un cas réel. Dans ce contexte, nous avons proposé une série de TP pour la mise en place d'un atelier génie logiciel dont le but est la réalisation d'un microprocesseur 6809 en VHDL [AP3, AP4]. Dans ce projet l'architecture du microprocesseur est décomposée avec les étudiants, puis chaque élément de l'architecture est réalisé par un binôme. Finalement les différents éléments sont assemblés et le microprocesseur est implanté dans un CPLD.
- Le cours de traitement du signal (28 heures en semestre 3) s'intitule en fait architecture des systèmes pour le traitement du signal. Dans cet enseignement, on souhaite présenter la chaîne des traitements d'un composant dédié aux traitements du signal. On y aborde donc les problèmes de représentation des spectres, d'échantillonnage, de quantification et de codage. On présente aussi les architectures de DSP et l'implémentation des traitements de signaux dans les CPLD. Les formalismes qui sont introduits dans cet enseignement sont la transformation de Fourier, la convolution et la corrélation discrète. Ils sont utilisés pour le filtrage et la description de l'algorithme de transformée de Fourier rapide. L'analyse spectrale est étudiée dans le cadre de TD (11 heures de TD machine : implémentation Matlab) et l'implémentation des algorithmes de traitements dans un CPLD dans le cadre de TD (11 heures de TD machine). Pour cet enseignement j'ai développé une interface entre le logiciel Matlab et le logiciel IspDesignExpert de Lattice pour réaliser le traitement des signaux par un CPLD. En effet, Matlab permet de générer des signaux test ou de réaliser l'acquisition de signaux de voie réelle et d'afficher le résultat du traitement réalisé par le CPLD. Le logiciel IspDesignExpert de Lattice fournit alors un simulateur de CPLD qui est alimenté par les données produites par Matlab.
- Le traitement des signaux GNSS est un des principaux domaines d'applications de mes travaux de recherche en fusion d'informations. Il m'est donc paru opportun de monter un enseignement sur ce sujet dans le cadre d'un master professionnel. En effet avec l'arri-

vée de Galileo et la modernisation du système NAVSTAR (NAVigation System by Timing And Ranging), les systèmes GNSS sont en constant développement. De plus j'ai participé, de 2004 à 2006, au groupe de travail "Promotion de l'enseignement et de la recherche en systèmes de positionnement par satellites" du Conseil National de l'Information Géographique. Cette étude a permis de montrer qu'il existe peu d'enseignements de ce type en France et principalement dans le nord de la France. J'ai donc créé un module "Navigation Par Satellites" en Master 2 dans lequel je réalise le cours sur les systèmes GNSS et le traitement des signaux GNSS (ce cours est aussi enseigné à l'ENSG). Cet enseignement est constitué de 14 heures de cours et 20 heures de TD machine. Il s'adresse à des étudiants ayant une solide formation en mathématiques et traitement du signal. Le cours présente la constitution des signaux GNSS de NAVSTAR et GALILEO, le traitement des signaux GNSS, le calcul de positions des satellites et les différentes méthodes de calcul du point à partir des observables GPS de code et de phase. Le but des travaux dirigés associés à ce cours est d'amener les étudiants à calculer la position du récepteur à partir du signal numérisé en sortie d'antenne. Les étudiants doivent donc réaliser avec Matlab les fonctions d'acquisition et de poursuite des signaux GNSS numérisés. Ils doivent extraire le message de navigation pour dater le signal et en déduire les pseudo-distance satellite-récepteur. Finalement ils doivent calculer la position du récepteur à partir des pseudo-distance et des positions de satellites. Cet enseignement permet de mettre en pratique un grand nombre de techniques de traitement du signal (Transformée de Fourier, convolution, corrélation, filtrage d'état, estimation par moindres carrés) et il fournit aux étudiants une connaissance fine du fonctionnement des récepteurs GNSS (architecture d'un "front end", poursuite du code et de la phase, système à étalement de spectres, modulations).

- La formation à la recherche doit permettre aux étudiants de découvrir de nouveaux formalismes et/ou de nouvelles méthodes. Un module "fusion d'informations" a été créé par les membres du groupe fusion du laboratoire. Ce module a d'abord été enseigné dans le master théorique MOSC puis dans le master professionnel INS3I sous l'intitulé "ouverture recherche". Dans ce contexte, ma contribution a porté sur la mise en place d'un enseignement intitulé "fusion d'estimation et de détection". Le but de cet enseignement est de présenter les systèmes de fusion de détection centralisés et distribués. Le principe de ces systèmes est décrit dans un cadre Bayésien et les approches sont évaluées en termes de probabilité de détection, fausse alarme et probabilité d'erreur. Cet enseignement qui est constitué de 8 heures de cours et 8 heures de TD aborde successivement les systèmes de détections centralisées puis distribuées en fusion d'informations. Le but des travaux dirigés est de retrouver les résultats théoriques décrits en cours à partir de la mise en œuvre des systèmes de fusion de détections sous la forme de filtres de Kalman GLR.
- Le filtrage statistique est aujourd'hui une compétence indispensable pour les ingénieurs du domaine de l'informatique industrielle. En effet avec l'augmentation de la puissance de calcul dans les systèmes embarqués il est aujourd'hui possible d'envisager des traitements temps réel s'appuyant sur des filtres d'états. Cet enseignement est constitué de 12 heures de cours, 14 heures de TD et 14 heures de TP. Dans cet enseignement sont abordées la modélisation d'état et la synthèse des filtres par l'approche bayésienne. L'objectif est de présenter, au travers de la modélisation probabiliste et de la description statistique,

le filtrage adaptatif (filtre adaptatif de Widrow), le filtrage Bayésien (Filtrage de Kalman) et ses évolutions récentes (Filtrage particulaire). Il est étudié en TD l'implémentation des filtres et le réglage de leurs paramètres pour optimiser leurs performances. En TP les filtres sont appliqués, au filtrage de signaux Radio-FM et à la Navigation par satellites.

Durant ces cinq dernières années j'ai porté l'ensemble de mes enseignements de l'IUT vers un site de "e-learning" (apprentissage à distance). Dans cette approche on construit un environnement de travail entièrement numérique accessible au travers d'un logiciel de "e-learning". Cet environnement est constitué d'une interface partagée entre l'enseignant et les étudiants qui sont inscrits à son cours. Les étudiants disposent donc sur le site des sujets de TD et TP, des photocopies du cours et des DS des années précédentes. Ils peuvent consulter leurs notes et rendre leurs travaux pratiques. Ils disposent d'un forum pour poser des questions et partager des résultats. Pour l'enseignant responsable du module, la gestion des notes fournies par chaque intervenant sur le site est alors grandement facilitée par les outils mis à sa disposition. D'un point de vue pratique, cette approche nécessite de repenser l'ensemble des travaux pratiques pour que les comptes rendus puissent être produits sous forme numérique. J'ai aussi utilisé cette approche pour la gestion des projets tuteurés. En effet le choix et la sélection des projets peuvent être gérés ainsi que le dépôt de pré-rapports et des rapports finaux. Je travaille actuellement sur la mise en place d'une bibliothèque numérique qui regroupera l'ensemble des rapports et permettra leur consultation.

Il est à noter qu'il existe une forte incitation des directions pour l'utilisation du "e-learning" qui permet de diminuer de façon conséquente l'utilisation du papier. Aujourd'hui un des enjeux majeurs pour ce type d'approche est d'imaginer leurs utilisations dans le cadre de Travaux Dirigés.

### 1.3.3 Responsabilités pédagogiques

L'essentiel de mes responsabilités pédagogiques porte sur la coordination de modules d'enseignement. Concernant l'IUT, j'ai la responsabilité du module d'électronique numérique (de première année) et d'architecture pour le traitement du signal (de deuxième année) dont je réalise le cours. La ventilation du module est définie dans le PPN (Programme Pédagogique National) de la formation GEII. J'ai donc en charge l'organisation avec les différents intervenants des TD, TP, examens et l'évaluation des étudiants.

En Master 2 INS3I, j'ai créé le module "navigation par satellites" dont j'ai eu la responsabilité jusque 2012. J'ai organisé ce module en trois cours différents et trois conférences invitées qui présentent des aspects particuliers du domaine. Les trois cours concernent respectivement les systèmes et le signal GNSS (Serge Reboul LISIC), les capteurs inertiels et l'hybridation (Jean Bernard Choquel LISIC), la navigation et le "Map matching" (Mourad Zribi LISIC). Les trois conférences portent respectivement sur les Systèmes d'Information Géographique (Céline Couvez IRSN), les systèmes de références et les projections (Serge Botton ENSG), la localisation en milieu ferroviaire (Marc Hedebault IFSTTAR). J'organisais donc les interventions et l'évaluation des étudiants pour ce module.

J'ai aussi la responsabilité des projets tuteurés de première année à l'IUT. Je récolte donc

les sujets et les rapports, j'organise les soutenances et je centralise les notes. J'ai également encadré de nombreux stages à l'IUT et en master 2, et j'encadre chaque année au moins deux étudiants pendant leur stage en entreprise.

## 1.4 Vie de l'université

Pour que l'université puisse fonctionner il est nécessaire que chacun s'investisse dans les tâches de gestions de l'enseignement, d'animation de la recherche et de participation à la vie de l'université. Ma participation principale à la vie de l'université est présentée ici dans le cadre de mes fonctions électives.

J'ai été membre élu de la commission de spécialistes de l'établissement, dans la section 61, de 1998 à 2006. J'ai donc participé au classement des dossiers ATER et des dossiers de Maîtres de conférences. En 2010 j'ai participé à un comité de sélection pour un poste en 63e section. Depuis mon recrutement, je suis syndiqué et je suis membre actif de la section syndicale de l'ULCO. J'ai participé dans ce cadre à la mise en place des textes pour la définition et le fonctionnement des comités de sélection et à l'élaboration du budget de l'université. Depuis juin 2013, je suis co-secrétaire syndical de la section de l'ULCO.

J'ai été élu au Conseil Scientifique de l'Université pour trois mandats (2001/2005-2008/2012-2012/2016) et j'ai participé au passage de l'université aux RCE (Passage aux Responsabilités et Compétences Élargies) dans le cadre de la loi LRU (loi relative aux Libertés et Responsabilités des Universités). J'ai été élu au Conseil d'Administration de l'IUT Calais-Boulogne pour un mandat (2005/2009). Et finalement j'ai été nommé par le président de l'Université membre de la commission budget pour la période (2010/2011). L'ensemble de ces activités m'a permis d'obtenir une bonne connaissance du fonctionnement de l'université et de l'IUT.

Récapitulatif de mes fonctions électives :

- 2002-2009 : Elu à la commission de spécialistes de l'établissement (section 61).
- 2001-2005 | 2008-2012 | 2012-2016 : Elu au conseil scientifique de l'Université du Littoral Côte d'Opale.
- 2005-2009 : Elu au conseil d'administration de l'IUT Calais-Boulogne.
- 2010-2012 : Membre de la commission budget de l'université
- 2011-2015 : Elu au Conseil National des Universités (section 61).
- 2014-2016 : Co-secrétaire de la section syndicale de l'ULCO (Décharge de 64h EQTD).

## 1.5 Bibliographie

### Articles internationaux

[A19] G. STIENNE, S. REBOUL, J. -B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN, Cycle Slip Detection and Repair with a Circular On-Line Change-Point Detector, *Signal Processing*, 100, pp. 51-63, 2014.

[A18] M. AZMANI, S. REBOUL, M. BENJELLOUN, Non-Linear Fusion of Observations Pro-

vided by Two Sensors, 15(7), pp.2698-2715, Entropy. 2013.

[AI7] G. STIENNE, S. REBOUL, M. AZMANI, J. -B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN, A multi-temporal multi-sensor circular fusion filter, Information Fusion, 18, pp. 86-100, 2014.

[AI6] G. STIENNE, S. REBOUL, M. AZMANI, J. -B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN, GNSS dataless signal tracking with a delay semi-open loop and a phase open loop, Signal Processing, 93(5), pp.1192-1209, 2013.

[AI5] G. STIENNE, S. REBOUL, M. AZMANI, S. BOUTOILLE, J. -B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN, Bayesian Change-Points Estimation Applied to GPS Signal Tracking, ISRN Signal Processing 2011.

[AI4] M. AZMANI, S. REBOUL, J. B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN, Etude et mise en œuvre d'un estimateur récursif des paramètres statistiques d'une distribution circulaire de von Mises et d'une distribution Log-normale , Journal Européen des Systèmes Automatisés 44 (4-5), pp. 525-545, 2010.

[AI3] S. BOUTOILLE, S. REBOUL, M. BENJELLOUN, A hybrid fusion system applied to off-line detection and change-points estimation, Information Fusion 11 (4), pp. 325-337, 2010.

[AI2] S. REBOUL, M. BENJELLOUN, Joint Segmentation of the Wind Speed and Direction, Signal Processing 86 (4), pp. 744-759, 2006.

[AI1] D. CAPARROS-LEFEBVRE, I. GIRARD-BUTTAZ, S. REBOUL, F. LEBERT, M. CABARET, A. VERIER, M. STEINLING, J.P. PRUVO, H. PETIT, Cognitive and psychiatric impairment in herpes simplex encephalitis suggest involvement of the amygdalo-frontal pathways, Journal of Cerebral Blood Flow and Metabolism, 243 (3), pp. 248-256, 1995.

### **Articles nationaux**

[AN1] S. REBOUL, A. TALEB-AHMED, M.M. ROUSSET, F. WATTRELOT, J.P. DUBUS, Reconstruction d'objets binaires à partir de deux projections orthogonales par une technique inspirée de la théorie des graphes : la recherche du flût maximum à coût minimum, Traitement du signal, 12 (15), pp. 327-341, 1995.

### **Conférences invitées**

[CO2] S. REBOUL, Filtrage statistique des signaux dans les domaines linéaires et circulaires, Ecole d'Eté (2ème édition) : Traitement de Signal et ses Applications en Télécommunication 13 au 14 Mai 2013, ENSA de Kenitra.

[CO1] S. REBOUL, Nouveaux challenges pour les systèmes de localisation GNSS, Ecole d'Hiver, Techniques Avancées pour les Systèmes de Localisation Indoor/Outdoor et Nouvelles Applications, du 2 au 4 Mars 2011, ENSA de Marrakech.

### **Communications internationales avec actes**

- [CI34] K. EL MOKHTARI, S. REBOUL, M. AZMANI, J-B. CHOQUEL, H. SALAHEDDINE, B. AMAMI, M. BENJELLOUN, A Map Matching algorithm based on a particle filter, Proceedings of the 4th International Conference on Multimedia Computing and Systems, (ICMCS'14), Marrakech, April 2014.
- [CI33] S. REBOUL, C. BOTTERON, M.A. RIBOT, G. STIENNE, J. LECLERE, J.-B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN P.-A. FARINE, Normalized GNSS Interference Pattern Technique, Proceedings of the IEEE IGARSS URSI Commission F Microwave Signatures 2013, Helsinki, October 28-31, 2013.
- [CI32] K. EL MOKHTARI, S. REBOUL, M. AZMANI, J-B. CHOQUEL, H. SALAHEDDINE, B. AMAMI, M. BENJELLOUN, A Circular Interacting Multi-Model Filter Applied to Map Matching, Proceedings of the 16th International Conference on Information Fusion, (Fusion 2013), Istanbul, July 2013.
- [CI31] G. STIENNE, S. REBOUL, J.-B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN, GNSS code and phase processing techniques in a ground-based mobile altimetry system, IEEE/GNSS+R 2012, Lafayette, October 2012.
- [CI30] A. BOURKANE, S. REBOUL, M. AZMANI, J-B. CHOQUEL, B. AMAMI, M. BENJELLOUN, C/N0 Inversion For Soil Moisture Estimation Using Land-reflected Bi-static Radar Measurements, IEEE/GNSS+R 2012, Lafayette, October 2012.
- [CI29] G. STIENNE, S. REBOUL, J.-B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN, Circular Data Processing Tools Applied to a Phase Open Loop Architecture for Multi-Channels Signals Tracking, Proceedings of IEEE/ION PLANS 2012, Myrtle Beach, April 2012.
- [CI28] G. STIENNE, S. REBOUL, M. AZMANI, J.B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN, "A Multi-Sensor Circular Particle Filter Applied to the Fusion of the GPS-L2C Channels", Dans Proceedings of the 14th International Conference on Information Fusion, (Fusion 2011), Chicago, July 2011.
- [CI27] M. AZMANI, S. REBOUL, J.B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN " Information fusion applied to the tracking of GPS pilot and data channels ". Dans Proceedings of the 13th International Conference on Information Fusion, (Fusion 2010), Edinburgh, July 2010.
- [CI26] M. AZMANI, S. REBOUL, J.B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN " Soil Moisture Estimation using Land-reflected GPS L2C Bi-static Radar Measurements ", Proceedings of the 23rd International Technical Meeting of the Satellite Division of the institute of Navigation, (ION GNSS 2010), Portland, September 2010.
- [CI25] J.-L. ISSLER, F. PEROZANS, Y. TAWK, A. JOVANOVIĆ, C. BOTTERON, P.-A. FARINE, R. LANDRY, V. DEHANT, A. CAPORALI, S. REBOUL, Universal-SBAS : A worldwide multimodal standard ,Proceedings Elmar - International Symposium Electronics in Marine , art. no. 5606123, pp. 429-444, 2010.
- [CI24] M. SAHMOUDI, J.-L. ISSLER, F. PEROZANS, Y. TAWK, A. JOVANOVIĆ, C. BOTTERON, R. LANDRY, V. DEHANT, A. CAPORALI, S. REBOUL, U-SBAS (Universal SBAS) : A New Worldwide Multimodal SBAS Standard, Proceedings NAVITEC 2010.

- [CI23] M. AZMANI, S. REBOUL, J.B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN, A Recursive Fusion Filter for Angular Data, IEEE International Conference on Robotics and Biomimetics 2009, Guilin, China, December 2009.
- [CI22] M. AZMANI, S. REBOUL, J.B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN, A Recursive Change-point Estimate of the Wind Speed and Direction, IEEE International Conference on Computational Cybernetics, ICC2009, Mallorca, Spain, November 2009.
- [CI21] L. QI, S. REBOUL, A. GARDEL, S. BOUTOILLE, J.B. CHOQUEL M. BENJELLOUN, Beach soil moisture measurement with a land reflected GPS bistatic radar technique, IEEE Oceanic Engineering Society Workshop PASSIVE'08, Hyères, October 2008.
- [CI20] S. BOUTOILLE, S. REBOUL, M. BENJELLOUN, Bayesian off-line segmentation applied to multi-carrier GPS signal fusion, Conference on Information Fusion 2007, Québec, July 2007.
- [CI19] S. BOUTOILLE, S. REBOUL, M. BENJELLOUN, Off-line segmentation of GPS signal tracking using a bayesian approach, IEEE Industrial Electronics Society, Paris, November 2006.
- [CI18] J. KACEMI, S.REBOUL, M.BENJELLOUN, Information fusion in a hybrid tightly coupled GPS/ Dead-reckoning positioning system, IEEE Multisensor Fusion and Integration for Intelligent Systems 2006, Heidelberg, September 2006.
- [CI17] S. BOUTOILLE, S. REBOUL, M. BENJELLOUN, Multi-band GPS signal tracking in a high dynamic manoeuvring situation, IFAC International Conference on Informatics in Control, Automation and Robotics (ICINCO2005), Barcelona, September 2005.
- [CI16] S. REBOUL, M. BENJELLOUN, A Bayesian fusion approach to change-points analysis of processes, IEEE Information Fusion 2005, Philadelphia, July 2005.
- [CI15] S. BOUTOILLE, S. REBOUL, M. BENJELLOUN, Fusion of detections in a multi-carrier GPS receiver, IEEE Information Fusion 2004, Stockholm, June 2004.
- [CI14] J.KACEMI, S.REBOUL, M.BENJELLOUN, Information Fusion in a Multi-Frequencies GPS Receiver, IEEE Position Location and Navigation Symposium, PLANS 2004, Monterey, April 2004.
- [CI13] J.KACEMI, S.REBOUL, M.BENJELLOUN, Information Fusion in an Hybrid GPS Multi-Frequencies / Dead-Reckoning Navigation System, IFAC / EURON Symposium on Intelligent Autonomous Vehicles, IAV2004, Lisbon, July 2004.
- [CI12] J.KACEMI, S.REBOUL, M.BENJELLOUN, Information Fusion in a Multi-Band GPS Receiver, IFAC Symposium on Cost Oriented Automation, SCOA2004, Ottawa, Canada, July 2004.
- [CI11] S. REBOUL, M. BENJELLOUN, Joint Segmentation of a Set of Piecewise Stationary Processes, IEEE International Conference on Computational Cybernetics, ICC2004, Vienna, Austria, August 2004.

- [C110] S. REBOUL, M. BENJELLOUN, Fusion of piecewise stationary process, In : Advances in Systems Engineering, Signal Processing and Communications, Editor : N. Mastorakis, pp 192-195, WSEAS Press, 2002.
- [C19] D. BRIGE, S. REBOUL, M. BENJELLOUN, MAP estimate for directional data : Application to the atmospheric turbulence measurement, PSIP 2001, Marseille, January 2001.
- [C18] S. REBOUL, D. BRIGE, M. BENJELLOUN, Optimal segmentation by random process fusion, Fusion 2000, Paris, July 2000.
- [C17] S. REBOUL, L. EVRARD, J.P. DUBUS, Automatic detection of signal stationary rupture by analysis of its transitions and modelisation of its density probability : application to roof edges detection in range images , SPIE Electronique Imaging : Science and Technology, Nonlinear Image Processing, San Jose, Febuar 1997.
- [C16] E. DUQUENOY, A. TALEB-AHMED, S. REBOUL, Y. BERAL, J.P. DUBUS, Automatic Matching Of A Ultrasound Imaging Sequence In View Of 3d Reconstruction Of Foetus Callosus Corpus , SPIE Intelligent Robots and Computer Vision XIV : 3D vision, Product Inspection and Active Vision, Boston, 1995.
- [C15] S. REBOUL, A. TALEB-AHMED, L. GAUTIER, D. CAPARROS-LEFEBVRE, J.P. PRUVO, J.P. DUBUS, A new segmentation technique for volumetric calculation of multiple sclerosesin nuclear magnetic resonance imaging , SPIE Intelligent Robots and Computer Vision XIII : 3D vision, Product Inspection and Active Vision, Boston, November 1994.
- [C14] S. REBOUL, A. TALEB-AHMED, S. TELLIEZ, D. CAPARROS-LEFEBVRE, J.P. PRUVO, J.P. DUBUS, Segmentation for volumetric calculation in nuclear magnetic resonance imaging, MVA'94 IAPR Workshop on Machine Vision Application, Kawasaki, December, 1994.
- [C13] D. CAPARROS-LEFEBVRE, I. GIRARD-BUTTAZ, F. LEBERT, M. CABARET, B. DELCHY , S. REBOUL, M. STEINLING, A. VERIER, H. PETIT, J.P. DUBUS, J.P. FRANCKE, J.P. PRUVO, Does cognitive impairment correlate with hippocampal and amygdaloid atrophy in herpes virus (HSV) encephalitis ?, 3 th Workshop of Neurosciences, October, 1994.
- [C12] J.B. CHOQUEL, S. REBOUL, F. DUFRESNOIS, A. TALEB-AHMED, J.P. PRUVO, J.P. DUBUS, Elliptic transformation of concave contours for objects representation in 3D scene, 4 th European workshop on tree-dimensional television, Rome, October, 1993.
- [C11] A. TALEB-AHMED, S. REBOUL, M.M. ROUSSET, J.P. DUBUS, 3D reconstruction of children's jaw, 14 th Conference IEEE EMBS, Paris, 1992.

### **Communications internationales sans acte**

- [CS8] A. BOURKANE, S. REBOUL, M. AZMANI, J-B. CHOQUEL, H. SALAHEDDINE, B. AMAMI, M. BENJELLOUN, Estimation of GNSS signals amplitude , Space Reflecto 2013, Brest, November 4-5, 2013.
- [CS7] G. STIENNE, S. REBOUL, J.B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN, Ground-Based Altime-

try Using a Single-Receiver Single-Frequency GNSS Phase Ambiguity Resolution Technique, Space Reflecto 2013, Brest, November 4-5, 2013.

[CS6] G. STIENNE, S. REBOUL, J.B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN, Boucle Ouverte de Phase pour l'Intégration Cohérente du Signal EGNOS dans un Système Radar Bi-Statique, MNOTSI 2012, Kénitra, June 25-27, 2012.

[CS5] G. STIENNE, S. REBOUL, J.B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN, A phase Open Loop for the long coherent integration of the bi-static radar EGNOS signal, Space reflecto 2011, Calais, Décembre 2011.

[CS4] G. STIENNE, S. REBOUL, M. AZMANI, J.B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN, A multi-sensors circular fusion filter for phase estimation in a PLL open loop : application to soil moisture estimation with a GPS L2C bi-static radar system, Space reflecto 2010, Toulouse, Décembre 2010.

[CS3] C. BOTTERON, Y. TAWK, A. JOVANOVIC, P-A. FARINE, RENÉ JR. LANDRY, M. SAHMOUDI, J.-L. ISSLER, F. PEROZANS, V. DEHANT, A. CAPORALI, S. REBOUL, Universal-SBAS : A Complete Worldwide Multimodal Standard, Fifth Meeting of the International Committee on Global Navigation Satellite Systems (ICG), Turin, October 2010.

[CS2] Z. ZHANG, S. REBOUL, M. AZMANI, J. B. CHOQUEL, M. BENJELLOUN " Fusion of the GPS L2 Time Multiplexing Pilot and Data Channels Signals : Application to Soil Moisture Estimation". Proceedings of the IEEE Oceanic Engineering Society Workshop PASSIVE'10.

[CS1] L. QI, S. REBOUL, S. BOUTOILLE, J.B. CHOQUEL M. BENJELLOUN, Interest of GPS reflected signal to characterize the surface of beach, 3rd CNES/WESA Workshop on GNSS Signals and Signal processing, Toulouse, April 2008.

### **Communications nationales avec actes**

[CN9] M. AZMANI, S. REBOUL, J. B. CHOQUEL , Étude et mise en œuvre d'un estimateur récursif des paramètres statistiques d'une distribution circulaire, Congrès STIC et environnement , Calais, Juin 2009.

[CN8] S. BOUTOILLE, S. REBOUL, M. BENJELLOUN, Poursuite de code hors ligne dans un récepteur GPS par sélection de modèle, MAJECSTIC 2006, Lorient, Novembre 2006.

[CN7] S. BOUTOILLE, S. REBOUL, M. BENJELLOUN, Poursuite de code dans un récepteur GPS multi-bandes en présence d'interférences, MAJECSTIC 2005, Rennes, Novembre 2005.

[CN6] S. BOUTOILLE, S. REBOUL, M. BENJELLOUN, Fusion de détections dans un récepteur GPS multi-bandes, MAJECSTIC 2004, Calais, Octobre 2004.

[CN5] J.KACEMI, S.REBOUL, M.BENJELLOUN, Fusion d'informations dans un système de navigation hybride GPS Multi-Porteuses / Estime, MAJECSTIC'04, Calais, Octobre 2004.

[CN4] S. REBOUL, M. BENJELLOUN, Segmentation de données directionnelles, 18ème Colloque GRETSI, Toulouse, France, Septembre 2001.

- [CN3] S. REBOUL, D. BRIGE, M. BENJELLOUN, Segmentation de données directionnelles par fusion bayésienne, CIFA 2000, Lille, Juillet 2000.
- [CN2] S. REBOUL, F. DUFRESNOIS, D. CAPPAROS-LEFEBVRE, J.P. PRUVO, J.P. DUBUS, Quantification volumique et représentation tridimensionnelle du corps calleux à partir d'une exploration sagittale et coronale RMN, Forum jeunes chercheurs ITBM, Lyon, 1994.
- [CN1] A. TALEB-AHMED, S. REBOUL, F. SALOME, J.P. DUBUS, Méthode de reconstruction tridimensionnelle indirecte de la dentition à partir de deux clichés radiographiques en incidence orthogonale, Premier Symposium International de l'Image en Relief, 1991.

### Autres publications

- [AP10] S.REBOUL, J. B. CHOQUEL, G. STIENNE, Utilisation de Sakai pour la gestion des projets de recherche, Les Usages du Numérique à l'ULCO, Le 26 septembre 2013.
- [AP9] S. REBOUL, A. AUBRY, Caractérisation géotechnique des plages par une approche radar bi-statique utilisant le signal GPS réfléchi, Rapport du projet " PLAgés à MARées " du programme RELIEFS de la TERRE de l'Institut National des Sciences de l'Univers, 2009 .
- [AP8] S. REBOUL, A. AUBRY, Caractérisation géotechnique des plages par une approche radar bi-statique utilisant le signal GPS réfléchi (Position du problème et résultats préliminaires), Rapport du projet " PLAgés à MARées " du programme RELIEFS de la TERRE de l'Institut National des Sciences de l'Univers, 2008.
- [AP7] S.REBOUL, J. B. CHOQUEL, Synthèse d'un microprocesseur en langage VHDL, CET-SIS'2005, Nancy, 25-27 Octobre 2005.
- [AP6] S.REBOUL, J. B. CHOQUEL, Synthèse d'un microprocesseur en langage VHDL, revue du GEII, Numero 65, pages 29-34, Juin 2005.
- [AP5] S.REBOUL, Rapport d'essais concernant la détection, le positionnement et la reconnaissance des Wagons Poches Tonneaux pour la mesure de leur remplissage par les hauts fourneaux de Sollac Dunkerque, Rapport de contrat, Entreprise Télécable Février 1999.
- [AP4] S.REBOUL, Segmentation et modélisation d'une image en niveau de gris en vue de son codage, GDR ISIS, GT2, Paris, 1997.
- [AP3] S.REBOUL, A. TALEB-AHMED, J.B. CHOQUEL, J.P. DUBUS, Segmentation d'images par détection des discontinuités du signal image, GRAISYHM, Lille, 1996.
- [AP2] S.REBOUL, A. TALEB-AHMED, J.B. CHOQUEL, J.P. DUBUS, Résolution d'un problème inverse par un algorithme de recherche de flot maximum à cout minimum dans un graphe dynamique, GRAISYHM, Lille, 1994.
- [AP1] S.REBOUL, A. TALEB-AHMED, M.M. ROUSSET, J.P. DUBUS, Reconstruction 3D de la mâchoire à partir de radiographies rayon X, GDR ISIS, GT1 Reconstruction 3D, Paris, 1993.

### **Thèses**

[TH4] G. STIENNE, Traitements des signaux circulaires appliqués à l'altimétrie par la phase des signaux GNSS, Thèse de doctorat 3ème cycle, Université du Littoral Côte d'Opale, Calais, 2013.

[TH3] M. AZMANI, Fusion non-linéaire appliquée aux voies pilote et données du signal GPS L2C, Thèse de doctorat 3ème cycle, Université du Littoral Côte d'Opale, Calais, 2010.

[TH2] S. BOUTOILLE, Systèmes de fusion pour la segmentation hors-ligne de signaux GPS multi-porteuses, Thèse de doctorat 3ème cycle, Université du Littoral Côte d'Opale, Calais, 2007.

[TH1] J. KACEMI, Fusion d'informations dans un système de positionnement hybride GPS multi-porteuses/estime, Thèse de doctorat 3ème cycle, Université du Littoral Côte d'Opale, Calais, 2006.

### **Masters recherche**

[MA5] Z. ZHANG, Intégration cohérente longue du signal GPS : traitement de la phase, master 2 INS3I, Université du Littoral Côte d'Opale, Calais, 2010 ([CI18, CI14, CI13, CI12]).

[MA4] L. QI, Estimation hors ligne de la puissance du signal GPS rétro-diffusé, master 2 INS3I, Université du Littoral Côte d'Opale, Calais, 2008.

[MA3] R. IMERZOUKENE, Détection de ruptures dans le discriminant de la boucle DLL du récepteur GPS, mémoire de D.E.A, Modélisation des Systèmes Complexes, Calais, 2006.

[MA2] S. BOUTOILLE, Fusion d'estimation et de décision dans un récepteur GPS multi-porteuses, mémoire de D.E.A, Modélisation des Systèmes Complexes, Calais, 2003.

[MA1] D. BRIGE Estimation de la vitesse et de la direction du vent par fusion Bayésienne, DEA d'Automatique et d'Informatique Industrielle, Université de Lille I, Juin 1999.

# Chapitre 2

## Synthèse de mes travaux de recherche.

### 2.1 Introduction.

#### 2.1.1 La genèse.

En 1997 j'ai rejoint le laboratoire LASL et l'équipe Fusion d'Informations sous la direction de Monsieur Mohammed Benjelloun. J'ai intégré ce Laboratoire suite à une thèse en traitement de l'image appliquée au domaine médical que j'ai réalisée au Laboratoire LISIR de Calais (ancien nom du laboratoire LASL). A l'époque l'axe prioritaire de l'ULCO était l'environnement. Dans ce contexte j'ai choisi de changer de thématique de recherche pour étudier la fusion d'informations et son application à des problématiques du domaine de l'environnement. Une première étude portant sur la modélisation des panaches de cheminée m'a conduit à considérer en termes d'applications l'estimation des paramètres du vecteur vent comme une problématique pratique importante pour la prévision de la dispersion des polluants. En 2000 nous avons intégré le projet régional PEPSAT sur le positionnement satellitaire et mon domaine d'application en recherche est devenu le traitement des signaux GNSS. En 2007 j'ai intégré le projet CNRS/INSU PLAMAR dans lequel j'ai développé mes activités de recherche avec pour application la réflectométrie des signaux GNSS. Aujourd'hui j'étudie, dans le cadre du projet de territoire «le Campus de la Mer», les problèmes de géolocalisation du fond marin.

Mon objectif en recherche est de trouver dans les problèmes pratiques étudiés des applications de la fusion d'informations et de nouveaux modèles de fusion bayésienne. Dans ce contexte nos travaux portent sur la combinaison des informations fournies par différents signaux pour une meilleure estimation de leurs paramètres. Une des particularités de notre approche est de considérer des signaux que l'on suppose stationnaires par morceaux. Le problème devient alors multiple car il faut détecter la présence de la rupture de stationnarité, estimer sa position et sa dynamique. On est donc dans le cas d'un problème d'estimation et de détection conjointes.

Dans ce document j'ai choisi de présenter mes travaux au travers des nouvelles techniques de fusion d'informations que nous avons développées. En fusion d'informations on peut distinguer deux approches ; l'approche dite centralisée et l'approche dite distribuée. Nous n'avons pas étudié dans ce travail l'approche dite décentralisée qui concerne plutôt les réseaux de capteurs. Dans l'approche centralisée, les mesures sont combinées pour fournir une estimée qui

sera utilisée dans le processus de détection. Dans l'approche distribuée ce sont les décisions qui sont fusionnées pour fournir une meilleure détection.

Dans la première partie de ce chapitre j'aborde donc les opérateurs de fusion centralisée que nous avons proposés. Deux opérateurs originaux sont décrits ; la transformation non linéaire qui utilise la corrélation négative entre les mesures et l'estimation circulaire qui concerne les données angulaires périodiques. La deuxième partie est consacrée aux opérateurs de fusion distribuée. Deux approches originales sont présentées ; la première s'appuie sur la définition d'une loi *a priori* sur le comportement mutuel d'un ensemble de processus multi-ruptures que l'on segmente dans une approche globale hors ligne, la seconde concerne la fusion des ruptures détectées en ligne par deux opérateurs de fusion de type centralisé et distribué.

## 2.1.2 Position du problème.

Les méthodes de détection multi-capteurs exploitent les informations complémentaires et redondantes que fournissent les capteurs. Le domaine de la fusion d'informations comprend les méthodes qui combinent les informations redondantes fournies par un ensemble de sources. Le but de leur utilisation est d'améliorer la décision [Blo03]. On distingue alors deux types d'architectures de systèmes de fusion pour la détection : les systèmes centralisés (et décentralisés) et les systèmes distribués.

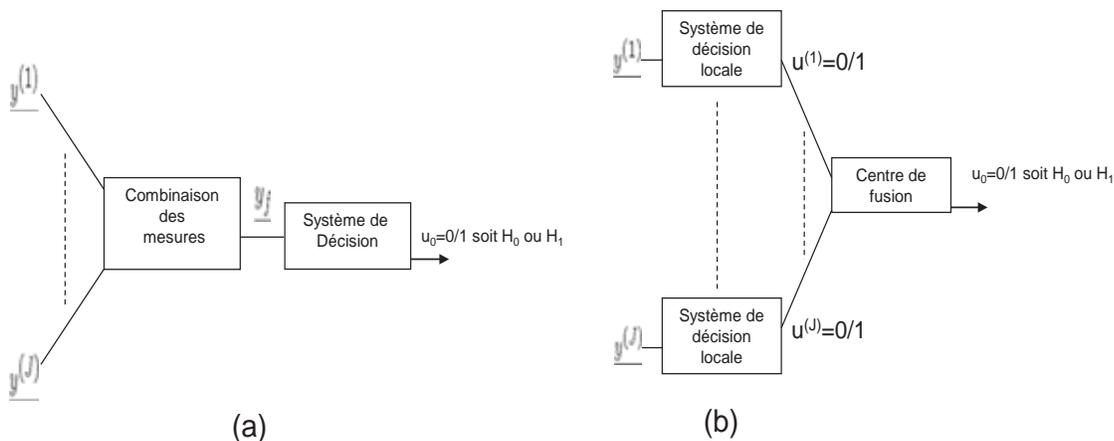


FIGURE 2.1: Systèmes de fusion centralisée et distribuée

### Détection séquentielle

Dans un système centralisé, on considère l'ensemble des mesures en provenance des différents capteurs pour détecter et estimer la position de la rupture. On reporte sur la Figure 2.1.(a) l'architecture d'un système dit centralisé. On suppose en général que l'instant de rupture  $t$  et la dynamique de la rupture  $v$  sont les mêmes sur tous les capteurs. Le centre de fusion s'appuie sur

une règle de décision qui intègre la description statistique des mesures en provenance de l'ensemble des capteurs. Dans ce contexte, le problème considéré est la détection d'un changement dans la distribution statistique d'un processus  $J$ -dimensionnel. On note  $\underline{y}^{(j)} = (y_i^{(j)}, 1 \leq i \leq n)$ , la série  $j$  observée de vraisemblance  $h^{(j)}$ . Dans ce cas la règle de décision *a posteriori* de la présence d'une rupture est définie pour la segmentation en ligne par :

$$\frac{P(\underline{y}^{(1)}, \dots, \underline{y}^{(J)} / H_1; \hat{v}, \hat{t})}{P(\underline{y}^{(1)}, \dots, \underline{y}^{(J)} / H_0)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \frac{P(H_0)}{P(H_1)} \quad (2.1)$$

On note  $m_0$  et  $m_1$  les vecteurs de paramètres des distributions  $h^{(j)}$  associés respectivement aux hypothèses  $H_0$  et  $H_1$ . On note  $\underline{y}^{(j)}$  les  $J$  signaux observés et  $\hat{v}$ ,  $\hat{t}$  la dynamique et l'instant de rupture estimé. En détection séquentielle le signal est segmenté dans une fenêtre de travail. La segmentation a pour objectif de détecter au plus tôt la rupture et d'estimer l'instant et la dynamique du changement dans le vecteur de paramètre du signal.

Pour améliorer la détection des ruptures il faut estimer le paramètre  $m \in \{m_1, m_0\}$  avec précision. On utilise pour cela la fusion des informations fournies par les  $J$  signaux qui observent le même paramètre. Les opérateurs de fusion dans ce cas, sont des opérateurs de combinaison des mesures qui sont définis à partir de la distribution jointe suivante :

$$P(y_{f,i}, m) = P(y_i^{(1)}, \dots, y_i^{(J)} / m) P(m) \quad (2.2)$$

où  $y_{f,i}$  est le résultat de la combinaison des mesures soit la valeur des mesures fusionnée. On peut aussi intégrer dans le temps les mesures pour améliorer l'estimation des paramètres du signal. Dans ce cas l'inférence Bayésienne séquentielle permet de définir des filtres qui maximisent la distribution *a posteriori* du paramètre estimé sachant les mesures. L'étape dite de correction de cette inférence est définie par la distribution *a posteriori* suivante qui intègre les mesures et un modèle capteur défini par la distribution  $P(y_f / m_i)$ .

$$P(m_i / y_{f,1:i}) \propto P(y_f / m_i) P(m_i / y_{f,1:i-1}) \quad (2.3)$$

où  $m_i$  est un vecteur de paramètres qui évolue avec les instants  $i$ . L'étape de prédiction préliminaire à l'étape de correction permet de définir, à partir de la résolution de l'équation de Chapman-Kolmogorov, la distribution  $P(m_i / y_{f,1:i-1})$  et d'intégrer ainsi un modèle d'évolution temporelle du système. L'innovation du filtre, qui est la différence entre la mesure fusionnée et le paramètre estimé, fournit alors une observation directe de  $\hat{v}$ , pour la détection de rupture. Les recherches réalisées actuellement dans ce domaine portent sur l'estimation des systèmes non linéaires. Dans ce contexte, notre contribution a porté sur l'étude et la mise en oeuvre de méthodes séquentielles Bayésiennes pour l'estimation et la fusion de données circulaires et de données linéaires corrélées négativement. Les mesures ainsi fusionnées ont été utilisées pour l'implémentation de détecteurs séquentiels paramétriques de type Kalman GLR dans différentes applications.

### Détection mono-rupture hors ligne

Dans les systèmes distribués, on considère que les détections réalisées par les systèmes de décision associés à chaque capteur sont exploitées par un centre de fusion qui décide de l'absence ou de la présence d'une rupture sur l'ensemble des signaux. La segmentation mono-rupture est hors ligne car on suppose que la rupture qui peut subvenir à différents instants sur les différents capteurs est contenue dans la fenêtre de travail. On reporte sur la Figure 2.1.(b) l'architecture d'un système dit distribué. La règle de fusion concernant la décision peut être locale et s'appuyer sur les performances de détections connues des différents capteurs.

$$\begin{array}{ccc} & u_0 = 1 & \\ \frac{P(u^{(1)}, \dots, u^{(J)} / H_1)}{P(u^{(1)}, \dots, u^{(J)} / H_0)} & \begin{array}{c} > \\ < \end{array} & \frac{P(H_0)}{P(H_1)} \\ & u_0 = 0 & \end{array} \quad (2.4)$$

La définition de la règle de décision au centre de fusion peut aussi se faire globalement sur l'ensemble des capteurs. On définit alors dans un même critère les règles de décision pour chaque capteur et la règle de fusion globale [Var97, Das94]. Dans un problème d'estimation de ruptures multi-capteurs il est très contraignant pour la plupart des applications de supposer les ruptures synchrones sur l'ensemble des processus. Dans ce cas la fusion distribuée permet de combiner les décisions prises par les capteurs qui ne sont pas systématiquement synchronisés entre eux. Même si la fusion distribuée est plus robuste pour l'estimation des ruptures elle est moins performante que la fusion centralisée. Notre contribution dans ce domaine a été de combiner les décisions prises par un système centralisé et un système distribué afin d'améliorer les performances globales de l'estimation de ruptures.

### Détection multi-ruptures hors ligne

Pour la détection multi-ruptures à partir de mesures multi-capteurs, on suppose les processus observés stationnaires par morceaux et on note  $\underline{r}^{(j)} = (r_i^{(j)}, 1 \leq i \leq n)$  la configuration de ruptures dans la série  $j$  et  $\underline{r} = (\underline{r}^{(j)}, 1 \leq j \leq J)$  l'ensemble des  $J$  configurations de ruptures.  $r_i^{(j)}$  prend la valeur 1 aux instants des changements et la valeur zéro entre deux changements. On note  $\underline{m}^{(j)} = (m_1^{(j)}, \dots, m_{N_j}^{(j)})$  la suite des paramètres dans la série  $j$  composée de  $N_j$  segments stationnaires. Dans notre approche, les suites de paramètres  $\underline{m1}^{(j)}$ ,  $\underline{m0}^{(j)}$  associées respectivement aux hypothèses  $H_1$  et  $H_0$ , sont supposées différentes pour chaque signal  $j$ . Dans ce cas la règle de décision *a posteriori* permettant de décider, de deux ensembles de séquences de ruptures  $\underline{r1} = \{\underline{r1}^{(1)}, \dots, \underline{r1}^{(J)}\}$  et  $\underline{r0} = \{\underline{r0}^{(1)}, \dots, \underline{r0}^{(J)}\}$ , laquelle est la plus probable, est définie

par :

$$\frac{P(\underline{y}^{(1)}, \dots, \underline{y}^{(J)} / \underline{r1}^{(1)}, \dots, \underline{r1}^{(J)}; \underline{\hat{m}}1^{(1)}, \dots, \underline{\hat{m}}1^{(J)})}{P(\underline{y}^{(1)}, \dots, \underline{y}^{(J)} / \underline{r0}^{(1)}, \dots, \underline{r0}^{(J)}; \underline{\hat{m}}0^{(1)}, \dots, \underline{\hat{m}}0^{(J)})} \underset{\underline{r0}}{\overset{\underline{r1}}{>}} \frac{P(\underline{r0}^{(1)}, \dots, \underline{r0}^{(J)})}{P(\underline{r1}^{(1)}, \dots, \underline{r1}^{(J)})} \quad (2.5)$$

Pour cette problématique la fusion d'informations permet d'obtenir une meilleure estimation des paramètres des processus en combinant les mesures obtenues sur les différents capteurs. Les opérateurs de fusion sont alors définis par la distribution *a posteriori*  $P(\underline{y}^{(1)}, \dots, \underline{y}^{(J)} / \underline{r}^{(1)}, \dots, \underline{r}^{(J)}; \underline{\hat{m}}^{(1)}, \dots, \underline{\hat{m}}^{(J)})$ .

La fusion est distribuée car on recherche dans ce cas les séquences de ruptures qui maximisent la distribution *a posteriori*. Des travaux auxquels nous avons contribué [RB06] ont permis de montrer que l'on pouvait aussi améliorer la segmentation des signaux en fusionnant leurs traitements par l'intégration dans la loi *a priori*  $P(\underline{r}^{(1)}, \dots, \underline{r}^{(J)})$  d'une information sur le comportement mutuel entre processus.

## 2.2 Estimation non linéaire en fusion d'informations.

### 2.2.1 Introduction

L'approche Bayésienne est bien adaptée à la fusion des informations en traitement du signal. En effet on dispose en général d'informations sur l'évolution temporelle du paramètre à estimer qui peuvent être modélisées dans l'approche Bayésienne. Dans ce cas la distribution *a posteriori* permet de relier les informations et mesures dont on dispose aux paramètres à estimer. On utilise la formule de Bayes pour représenter la crédibilité des mesures et de l'information disponible en utilisant respectivement la distribution de vraisemblance et la distribution *a priori*. L'approche Bayésienne conduit à la définition d'estimateurs du type MAP (Maximum A Posteriori) ou du type MV (Maximum de Vraisemblance) lorsque l'on ne dispose pas d'information *a priori*. Les opérateurs de fusion centralisée définis dans ce cas combinent des observations provenant de plusieurs capteurs. Dans le domaine de l'estimation, cette combinaison a pour but d'obtenir un état estimé global dont l'EQM (Erreur Quadratique Moyenne) sur le paramètre à estimer est la plus faible possible. L'estimateur proposé pour cette combinaison doit avoir un biais plus une variance inférieurs à l'EQM calculée pour chaque mesure ou chaque paramètre estimé qu'il fusionne. Quand le bruit est distribué suivant une distribution gaussienne et que les observations d'un paramètre scalaire sont indépendantes, l'opérateur de fusion le plus utilisé est le "Maximum de Vraisemblance". Cet opérateur est la somme pondérée des mesures [Mit07, HM04]. On montre que l'estimateur des moindres carrés (LS) et l'estimateur du maximum de vraisemblance (MV) ont dans ce cas la même expression [SLC06]. Cet estimateur est la somme pondérée des mesures où les coefficients de pondération sont définis à partir de la variance des signaux fusionnés [Coc37].

Notre apport dans ce domaine a porté sur la définition d'opérateurs de combinaison des mesures. Le but de la thèse de Mme Jamilla Kacemi [Kac06] était d'une part de définir un opérateur de fusion pour les pseudo-distances satellite GPS-récepteur obtenues sur les trois porteuses L1, L2 et L5. Les mesures étant corrélées nous avons généralisé l'opérateur de combinaison, initialement proposé pour deux mesures corrélées [BSC86], à  $n$  mesures corrélées. D'autre part, les mesures GPS multi-porteuses étant biaisées par la traversée de la ionosphère. Nous avons alors réalisé l'opérateur de fusion sous la forme d'un filtre de Kalman qui estime simultanément les biais ionosphériques et fusionne les pseudo-distances obtenues sur les différentes porteuses [KRB04a].

Dans la thèse de Monsieur Monir Azmani nous avons montré que l'on pouvait améliorer les performances de l'opérateur de fusion somme pondérée si la corrélation entre les mesures à fusionner est négative [Azm10]. Dans ce travail, nous avons proposé un opérateur de fusion non linéaire qui utilise une information a priori sur le paramètre à estimer pour rendre négatif la corrélation entre les mesures fournies par deux capteurs [ARB13]. L'opérateur de fusion proposé est appliqué à la poursuite du code du signal GPS par une boucle de poursuite semi ouverte. On montre dans notre implémentation que l'évolution du discriminant de la boucle de poursuite est linéaire par morceaux et on impose de détecter les ruptures de pentes du signal par un filtre de Kalman GLR [ARCB10b]. Dans ce travail, la fréquence Doppler est utilisée comme information a priori et l'opérateur de fusion est intégré dans le filtre de Kalman GLR qui détecte les ruptures de modèles dans l'évolution du discriminant.

L'inférence Bayésienne comprend l'ensemble des techniques qui conduisent à la définition d'estimateurs à partir de modèles d'évolutions et d'observations. Dans ce contexte, la combinaison des observations en provenance des capteurs est modélisée par la distribution de vraisemblance. Le modèle d'évolution du paramètre à estimer est intégré dans la loi *a priori* et permet de combiner les observations obtenues à des instants différents. L'inférence Bayésienne séquentielle regroupe les techniques d'estimation Bayésienne des systèmes dynamiques à évolution temporelle. Il a donc été défini dans ce cadre des opérateurs de combinaisons des observations multi-capteurs et des filtres qui intègrent les observations temporelles. Dans le cas du filtrage d'état, lorsque le modèle est linéaire, elle conduit à la définition de filtres récursifs. Dans le filtre de Kalman par exemple, l'information sur le modèle est intégrée dans la loi *a priori* de la distribution *a posteriori* de l'état sachant les mesures. L'information sur les capteurs est intégrée dans la distribution de vraisemblance de l'état sachant les mesures [BS88]. Dans le cas non linéaire, les filtres et estimateurs sont obtenus par linéarisation locale du problème ou par l'utilisation de méthodes de Monte Carlo [RAG04]. Dans le domaine du filtrage d'état, il existe principalement deux approches pour la fusion de données. Il s'agit de la fusion centralisée et de la fusion distribuée. Dans le cas de la fusion centralisée, on considère un ensemble de mesures indépendantes que l'on combine pour produire une observation. Dans le cas distribué, on fusionne un ensemble d'estimations corrélées pour fournir une estimation globale [Mit07]. Dans le cas général d'estimées dépendantes, les coefficients de la somme pondérée sont obtenus à partir de la résolution d'un ensemble d'équations linéaires. Ces équations expriment les contraintes sur la valeur des coefficients pour que la variance de l'opérateur de fusion soit minimale [KRB04a, SLC06]. En général, ce cas est rarement envisagé car il nécessite, pour le calcul des coefficients, de connaître la valeur des covariances entre signaux, ce qui est très difficile à estimer en pratique. En revanche, c'est dans la mise en oeuvre des systèmes de fusion distribuée

qu'il apparaît des estimées corrélées dont on peut calculer la covariance. En effet, nous considérons dans ce cas les estimations d'un même état fournies par un ensemble de filtres travaillant en parallèle [Cho79]. C'est le cas par exemple de filtres ayant des observations provenant de capteurs de natures différentes. On montre que pour deux filtres de Kalman en parallèle, le bruit d'état apporte une corrélation entre les états estimés. L'algorithme de fusion track-to-track proposé dans [BSC86] comprend la définition des coefficients de la somme pondérée des états estimés et le calcul de la covariance entre les états estimés par les deux filtres. Des variantes de ce filtre ont été proposées dans la littérature [GH02]. L'extension à N filtres en parallèle, présentée dans [CKBS03], conduit à un algorithme difficile à implémenter en pratique. Finalement une version sous optimale de l'algorithme track-to-track pour N filtres est proposée dans [SLC06] et conduit à une solution facilement implémentable et offrant une bonne précision.

*Notre contribution dans ce domaine a été de proposer dans la thèse de Madame Jamilla Kacemi un système pour la fusion de données GPS multi-porteuses avec des données fournies par un odomètre et un gyromètre. L'architecture du système proposé est inspirée de l'architecture du filtre de fusion track-to-track [Kac06]. Le filtre proposé permet de réaliser l'hybridation serrée du GPS avec les capteurs proprioceptifs et de fusionner les mesures GPS multi-porteuses [KRB04b, KRB06].*

*Dans la thèse de Monsieur Georges Stienne, nous avons proposé un filtre Bayésien séquentiel et un opérateur de fusion pour l'estimation de grandeurs angulaires décrites par une équation d'état [Sti13]. L'opérateur de fusion est un estimateur du maximum de vraisemblance d'un ensemble de mesures décrites par une distribution circulaire de von Mises. Il intègre dans sa mise en oeuvre la périodicité des mesures. Le filtre d'état proposé s'appuie sur une modélisation circulaire du problème. Il a été développé dans un cadre Bayésien avec la distribution angulaire de von Mises. Ce travail a été appliqué à l'estimation de la phase d'un signal GPS multivoies, à l'estimation du vecteur vent et à l'estimation de la direction d'un véhicule [ARCB09, ARCB10a, ARCB10b, SRA<sup>+</sup>13, SRA<sup>+</sup>14].*

## 2.2.2 Estimation par transformation non linéaire

Le problème lié à la définition d'un estimé sous la forme d'une moyenne pondérée avec des poids inversement proportionnels à la variance des variables aléatoires qu'il combine a été initialement abordé dans [Coc37]. Les recherches dans ce domaine ont pour objectif la définition d'estimateurs pour un ensemble d'observations partiellement consistantes. Considérons par exemple le cas de plusieurs capteurs fournissant des observations d'un même paramètre. Les capteurs mesurent la même quantité mais avec une précision différente. Dans ce cas, les observations sont dites partiellement consistantes parce que les observations obtenues avec le même capteur sont supposées être consistantes tandis que les observations obtenues avec différents capteurs sont supposées être non-consistantes.

Pour estimer la valeur du paramètre à partir d'observations non-consistantes, il faut combiner les mesures en provenance des différents capteurs. Dans ce contexte, les capteurs sont supposés être non biaisés et d'avoir des précisions différentes. C'est par exemple le cas des systèmes de géo-positionnement par satellites modernes, où une même position peut être ob-

servée à partir de signaux émis par différents systèmes satellitaires ou sur différentes bandes de fréquences. L'hétéroscédasticité est la particularité des variables aléatoires que l'on souhaite combiner et qui modélisent les données fournies par les capteurs. Les recherches dans ce domaine portent sur la définition conjointe des poids et des estimateurs qui combinent les observations. Dans [CC53] une étude a été réalisée dans le cas consistant pour évaluer la moyenne pondérée définie à partir de la variance estimée. Cette étude a été étendue dans [BW69] au cas partiellement consistant. Plusieurs travaux portant sur la définition des poids en fonction des estimés des paramètres statistiques des signaux ont conduit à la proposition de nouveaux estimateurs [Rao80, NS48]. On trouvera dans [TW06] des références récentes sur la recherche dans ce domaine.

Dans la plupart des systèmes de fusion multi-capteurs, il est supposé que les variances des processus qui représentent les mesures sont connues (ou estimées avec les observations, mais l'erreur d'estimation n'est pas prise en compte dans la définition des poids). Lorsque les observations sont indépendantes, que le paramètre est scalaire et le bruit gaussien, l'estimateur des moindres carrés (LS) et l'estimateur du maximum de vraisemblance sont les mêmes. Cet opérateur de fusion classique est la moyenne pondérée dont les poids sont inversement proportionnels à la variance [Gus01]. Lorsque les mesures sont corrélées, les poids sont définis par la variance et la covariance des mesures. Elles sont solutions d'un ensemble d'équations linéaires qui lient la variance de l'opérateur de fusion aux variances et covariances des mesures [SLC06]. Malheureusement la covariance est en pratique difficile à estimer et peu d'applications utilisent l'opérateur de fusion optimal dans ce cas [KRB04a].

L'estimateur du maximum *a posteriori* (MAP) comprend dans son implémentation l'information *a priori* sur la quantité à estimer. Dans ce cas la modélisation Bayésienne d'un problème permet d'intégrer une information *a priori* sur les données à fusionner [LL01]. En effet, la distribution *a posteriori* qui modélise le problème est définie par le produit la loi *a priori* avec la distribution de vraisemblance des données multi-capteurs. L'information *a priori* peut être une loi qui décrit le paramètre à estimer [Rob01, SRA<sup>+</sup>11] ou une loi qui décrit le comportement mutuel entre les processus [RB06, BRB10]. Dans tous ces cas, l'opérateur de fusion qui fusionne l'information *a priori* avec les observations multi-capteurs est une somme pondérée.

### Position du problème

Soient  $Z^{(1)}$  et  $Z^{(2)}$ , deux variables aléatoires, et  $z_k^{(1)}$  et  $z_k^{(2)}$ , leurs réalisations à l'instant  $k$ . On considère ici le cas de deux capteurs qui fournissent deux mesures,  $z_k^{(1)}$  et  $z_k^{(2)}$ . On cherche alors à estimer un paramètre scalaire  $m$  à partir des mesures fournies par deux capteurs et d'une information *a priori* construite à partir de mesures en provenance d'un troisième capteur. Les variables aléatoires,  $Z^{(1)}$  et  $Z^{(2)}$ , sont supposées indépendantes et avec la même moyenne  $m$ . Elles sont distribuées suivant des lois gaussiennes  $f_1(\dots)$  et  $f_2(\dots)$ . Les variances de ces variables aléatoires sont respectivement  $\sigma_1^2$  et  $\sigma_2^2$ . L'opérateur de fusion du maximum de vraisemblance (ML) est l'opérateur de fusion défini par la somme pondérée suivante :

$$z_{k,ML} = \alpha_1 z_k^{(1)} + \alpha_2 z_k^{(2)} \text{ avec } \alpha_1 + \alpha_2 = 1 \quad (2.6)$$

L'opérateur de fusion du maximum *a posteriori* (MAP) est défini par la somme pondérée suivante :

$$z_{k,MAP} = \alpha_1 z_k^{(1)} + \alpha_2 z_k^{(2)} + \alpha_3 m_a \text{ avec } \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1 \quad (2.7)$$

où  $m$  est associé à une information *a priori* imprécise distribuée suivant une loi gaussienne,  $f_3(\dots)$ , de variance,  $\sigma_3^2$ , et de moyenne,  $m_a$ . La mesure fusionnée à l'instant  $k$  est  $z_{k,MAP}$ , la réalisation de la variable aléatoire  $Z_{MAP}$ . Les poids sont définis comme suit :

$$\alpha_i = \frac{1}{\sigma_i^2 \left( \sum_{i=1}^3 \frac{1}{\sigma_i^2} \right)} \quad (2.8)$$

On peut distinguer deux types de réalisations de la paire de variables aléatoires,  $(Z^{(1)}, Z^{(2)})$  :

- Les réalisations de  $(Z^{(n_1)}, Z^{(n_2)})$  situées de part et d'autre de la moyenne,  $m$ , telles que  $\{z_k^{(1)} < m\}$  et  $\{z_k^{(2)} > m\}$  ou  $\{z_k^{(1)} > m\}$  et  $\{z_k^{(2)} < m\}$ .
- Les réalisations de  $(Z^{(p_1)}, Z^{(p_2)})$  situées du même côté de la moyenne,  $m$ , telles que  $\{z_k^{(1)} < m\}$  et  $\{z_k^{(2)} < m\}$  ou  $\{z_k^{(1)} > m\}$  et  $\{z_k^{(2)} > m\}$ .

On montre dans [ARB13] que les réalisations se trouvant du même côté de la moyenne sont corrélées positivement, tandis que les réalisations de part et d'autre de la moyenne sont corrélées négativement. Dans le but d'améliorer les performances de l'opérateur de fusion MAP (diminuer sa variance de sortie), nous proposons de diminuer la covariance entre les variables  $Z^{(1)}$  et  $Z^{(2)}$  en diminuant la covariance entre les variables  $Z^{(p_1)}$  et  $Z^{(p_2)}$ .

Dans ce cas deux problèmes se posent ; la sélection des réalisations de  $Z^{(p_1)}$  et  $Z^{(p_2)}$  dans les réalisations de  $Z^{(1)}$  et  $Z^{(2)}$ , et la définition d'une transformation qui réduit la covariance entre  $Z^{(p_1)}$  et  $Z^{(p_2)}$ . Dans ce contexte, l'opérateur de fusion que nous proposons est non linéaire car il nécessite une étape de sélection.

### Transformation non-linéaire

Soit  $z_{k,NLF}$  la fusion non linéaire (NLF) de  $z_k^{(1)}$  et  $z_k^{(2)}$ . Nous proposons de définir l'opérateur MAP de fusion non linéaire pour  $\sigma_2 > \sigma_1$ , en fixant deux bornes, supérieure  $B^u$  et inférieure  $B^d$ , comme suit :

- Si  $z_k^{(1)} > B^u$  et  $z_k^{(2)} > B^u$

$$z_{k,NLF} = \alpha_1 z_k^{(1)} + \alpha_2 \left( z_k^{(2)} - g(z_k^{(1)}, z_k^{(2)}) \right) + \alpha_3 m_a \quad (2.9)$$

- Si  $z_k^{(1)} < B^d$  et  $z_k^{(2)} < B^d$

$$z_{k,NLF} = \alpha_1 z_k^{(1)} + \alpha_2 \left( z_k^{(2)} + g(z_k^{(1)}, z_k^{(2)}) \right) + \alpha_3 m_a \quad (2.10)$$

$$\begin{aligned}
 & - \text{Sinon } z_k^{(1)} < B^d \text{ et } z_k^{(2)} > B^d \text{ ou } z_k^{(1)} > B^u \text{ et } z_k^{(2)} < B^d \\
 & \quad z_{k,NLF} = \alpha_1 z_k^{(1)} + \alpha_2 z_k^{(2)} + \alpha_3 m_a \quad \text{avec} \quad g(z_k^{(1)}, z_k^{(2)}) = 0
 \end{aligned} \tag{2.11}$$

où  $B^d = m_a - \sigma_3$ , la borne inférieure, et  $B^u = m_a + \sigma_3$ , la borne supérieure, sont déduites de l'information *a priori* et utilisées pour sélectionner les réalisations de  $Z^{(p_1)}$  et  $Z^{(p_2)}$ . On suppose ici que le paramètre à estimer  $m$  est contenu dans l'intervalle  $[B^u, B^d]$ . Dans ces expressions,  $g(z_k^{(1)}, z_k^{(2)})$  est une fonction qui réduit la corrélation entre  $Z^{(p_1)}$  et  $Z^{(p_2)}$ . L'opérateur de fusion peut être réécrit comme suit :

$$z_{k,NLF} = \alpha_1 z_k^{(1)} + \alpha_2 \left( z_k^{(2)} \pm g(z_k^{(1)}, z_k^{(2)}) \right) + \alpha_3 m_a \tag{2.12}$$

où les poids sont définis avec l'équation (2.8). Cependant l'opérateur de fusion non linéaire proposé est biaisé. En effet les bornes supérieures et inférieures ne sont pas nécessairement centrées sur la valeur moyenne  $m$ . On a alors un intervalle excentré et l'excentricité de celui-ci est la différence entre  $m$  et le centre de l'intervalle. L'erreur quadratique moyenne (MSE) prend en compte le biais et la variance d'un estimateur. Pour pouvoir évaluer les performances de notre estimateur en termes de MSE, on définit les notations suivantes pour les mesures fusionnées :

- Si  $z_k^{(1)} > B^u$  et  $z_k^{(2)} > B^u$  ou  $z_k^{(1)} < B^d$  et  $z_k^{(2)} < B^d$ , on note  $MSE(Z_{NLF}^{(p)})$ ,  $MSE(Z_{MAP}^{(p)})$ , la MSE de l'opérateur de fusion non linéaire et la MSE de l'opérateur classique de fusion linéaire.
- sinon, on note  $MSE(Z_{NLF}^{(n)})$ ,  $MSE(Z_{MAP}^{(n)})$ , la MSE des opérateurs de fusion non linéaire et linéaire.

On peut alors définir l'expression suivante :

$$MSE(Z_{MAP}) = P MSE(Z_{MAP}^{(p)}) + N MSE(Z_{MAP}^{(n)}) \tag{2.13}$$

$$MSE(Z_{NLF}) = P MSE(Z_{NLF}^{(p)}) + N MSE(Z_{NLF}^{(n)}) \tag{2.14}$$

où les coefficients de normalisations,  $P$  et  $N$ , sont définis comme suit :

$$\begin{aligned}
 P &= \int_{-\infty}^{B^d} \int_{-\infty}^{B^d} f_1(z^{(1)}) f_2(z^{(2)}) dz^{(1)} dz^{(2)} \\
 &+ \int_{B^u}^{\infty} \int_{B^u}^{\infty} f_1(z^{(1)}) f_2(z^{(2)}) dz^{(1)} dz^{(2)} \\
 N &= \int_{B^u}^{\infty} \int_{-\infty}^{B^d} f_1(z^{(1)}) f_2(z^{(2)}) dz^{(1)} dz^{(2)} \\
 &+ \int_{B^d}^{B^u} \int_{-\infty}^{B^d} f_1(z^{(1)}) f_2(z^{(2)}) dz^{(1)} dz^{(2)} + \int_{B^d}^{B^u} \int_{B^u}^{\infty} f_1(z^{(1)}) f_2(z^{(2)}) dz^{(1)} dz^{(2)} \\
 &+ \int_{-\infty}^{B^d} \int_{B^d}^{B^u} f_1(z^{(1)}) f_2(z^{(2)}) dz^{(1)} dz^{(2)} + \int_{B^u}^{\infty} \int_{B^d}^{B^u} f_1(z^{(1)}) f_2(z^{(2)}) dz^{(1)} dz^{(2)} \\
 &+ \int_{B^d}^{B^u} \int_{B^d}^{B^u} f_1(z^{(1)}) f_2(z^{(2)}) dz^{(1)} dz^{(2)} + \int_{-\infty}^{B^d} \int_{B^u}^{\infty} f_1(z^{(1)}) f_2(z^{(2)}) dz^{(1)} dz^{(2)}
 \end{aligned}$$

On montre dans [Azm10] que l'erreur quadratique,  $MSE(Z_{NLF})$ , sera plus faible que l'erreur quadratique,  $MSE(Z_{MAP})$ , si l'inégalité suivante est vérifiée :

$$\begin{aligned} & \alpha_2^2 E[\pm g(Z^{(p1)}, Z^{(p2)})^2] + 2\alpha_1\alpha_2 E[Z^{(p1)} \pm g(Z^{(p1)}, Z^{(p2)})] \\ & + 2\alpha_2^2 E[Z^{(p2)} \pm g(Z^{(p1)}, Z^{(p2)})] \\ & + (2\alpha_2\alpha_3 m_a - 2m\alpha_2) E[\pm g(Z^{(p1)}, Z^{(p2)})] \leq 0 \end{aligned} \quad (2.15)$$

où  $m$  est restreint à l'intervalle  $[B^u, B^d]$ . Les différents termes de l'expression peuvent être calculés par intégration numérique pour une fonction non linéaire  $g(\dots)$  donnée [Azm10].

### Fonction non linéaire

La fonction  $\pm g(z_k^{(1)}, z_k^{(2)})$ , est définie de façon heuristique. On utilise pour cela les conditions aux limites. Soit le cas idéal centré où  $\frac{B^u+B^d}{2} = m$ , on peut alors définir deux conditions pour que l'inégalité (2.15) soit vérifiée :

- Condition 1 :  $E[\pm g(Z^{(p1)}, Z^{(p2)})^2] = E[\pm g(Z^{(p1)}, Z^{(p2)})] = 0$
- Condition 2 :  $E[Z^{(p1)} \pm g(Z^{(p1)}, Z^{(p2)})] < 0$  et  $E[Z^{(p2)} \pm g(Z^{(p1)}, Z^{(p2)})] < 0$

On montre dans [Azm10] que ces conditions conduisent à une simplification des termes de l'inégalité (2.15) qui conduit à ce que celles-ci soit vérifiées. Dans ce cas, ces deux conditions sont vérifiées pour  $g(z_k^{(1)} - z_k^{(2)}) > 0$  si, pour  $z_k^{(1)}, z_k^{(2)} > B^u$  et  $z_k^{(1)}, z_k^{(2)} < B^d$ , la fonction  $g(z_k^{(1)} - z_k^{(2)})$  est centrée et symétrique.

Le principe de construction de la fonction non linéaire est le suivant : on additionne un offset,  $d > 0$ , positif si  $z_k^{(1)}, z_k^{(2)} < B^d$  ou on soustrait ce même offset si  $z_k^{(1)}, z_k^{(2)} > B^u$ . Soient les distributions statistiques suivantes :

- Soit  $f_p(z_k^{(p1)} - z_k^{(p2)})$  la distribution gaussienne de la différence entre les variables aléatoires,  $Z^{(p1)}$  et  $Z^{(p2)}$ . Cette distribution est de moyenne nulle et sa variance est donnée par  $(\sigma_p)^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}^p$ .
- Soit  $f_n(z_k^{(n1)} - z_k^{(n2)})$  la distribution gaussienne de la différence entre les variables aléatoires,  $Z^{(n1)}$  et  $Z^{(n2)}$ . Cette distribution est de moyenne nulle et sa variance est donnée par  $(\sigma_n)^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}^n$ .

où  $\sigma_{12}^p$  et  $\sigma_{12}^n$  sont obtenus par intégration numérique [ARB13]. La valeur de  $d$  est la solution de l'égalité suivante pour  $z_k^{(1)}, z_k^{(2)} < B^d$  or  $z_k^{(1)}, z_k^{(2)} > B^u$  :

$$f_n(d) = \frac{f_p(z_k^{(p1)} - z_k^{(p2)})}{C}$$

avec :

$$C = \frac{f_p(0)}{f_n(0)} = \frac{\sigma_n}{\sigma_p}$$

Soit la relation :

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{\sigma_n} \exp^{-\frac{1}{2} \frac{(d)^2}{\sigma_n^2}} = \frac{1}{C} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{\sigma_p} \exp^{-\frac{1}{2} \frac{(z_k^{(p1)} - z_k^{(p2)})^2}{\sigma_p^2}}$$

On peut alors déduire l'expression de  $d$  :

$$d = \frac{\sigma^n}{\sigma^p} \left| z_k^{(1)} - z_k^{(2)} \right| \text{ pour } z_k^{(1)}, z_k^{(2)} < B^d \text{ ou } z_k^{(1)}, z_k^{(2)} > B^u \quad (2.16)$$

On représente sur la Figure 2.2 le principe de la fonction non linéaire.

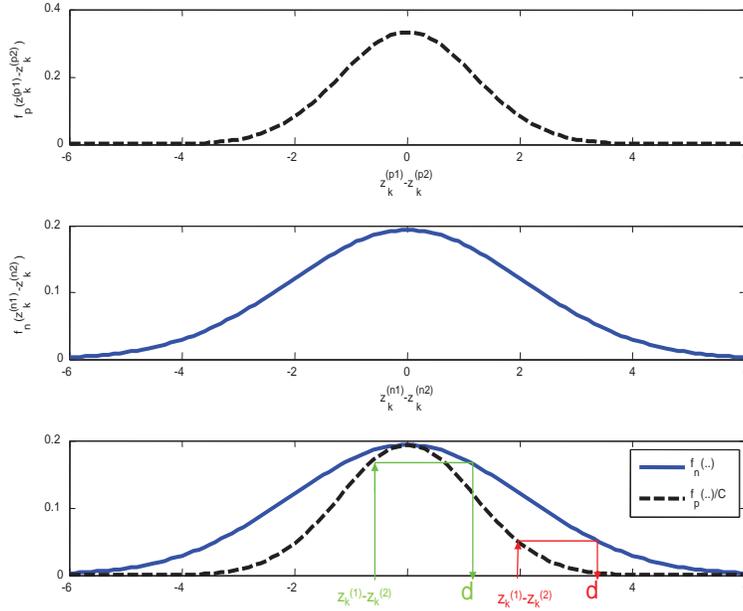


FIGURE 2.2: Principe de la fonction non linéaire.

## Expérimentation

Pour montrer que l'opérateur de fusion non linéaire proposé est meilleur que l'opérateur linéaire classique, on calcule le terme de gauche de l'inégalité (2.15). On définit alors la contrainte  $MSE(Z_{NLF}) - Var(Z_{MAP})$  sur la fonction non linéaire proposée. Pour que notre opérateur soit plus performant il faut que la contrainte soit négative. L'évaluation de cette contrainte est réalisée par intégration numérique et on montre que celle-ci reste négative ou nulle lorsque l'on fait varier l'information *a priori*, soit la taille de l'intervalle et son excentricité.

On représente sur la Figure 2.3 la contrainte en fonction de la longueur de l'intervalle,  $B^u - B^d$ , et la valeur de l'excentricité  $\left| \frac{B^u + B^d}{2} - m \right|$ . Les courbes de la Figure 2.3 sont obtenues pour  $\sigma_1 = \sigma_2$  et  $\sigma_2 \gg \sigma_1$ .

- Lorsque  $\sigma_2 \gg \sigma_1$  la fusion a peu d'intérêt car la mesure  $Z^{(2)}$ , qui est peu précise, apporte peu d'information sur le paramètre à estimer. Dans ce cas la valeur de la contrainte est proche de zéro. Ce résultat reste vrai dans tous les cas où il existe une forte différence de précision entre les mesures issues de différents capteurs.
- Lorsque  $\sigma_2 = \sigma_1 = 3$  la contrainte est négative pour toutes les valeurs d'intervalles et d'excentricité. L'opérateur proposé est donc plus performant que l'opérateur linéaire classique. On notera cependant que pour des faibles valeurs de taille d'intervalle, la contrainte est proche de zéro. En effet, dans ce cas,  $\alpha_3 \approx 1$  car l'information *a priori* est très précise. Les observations apportent dans ce cas peu d'information et ne sont pas considérées dans l'estimation (on a alors  $\alpha_1, \alpha_2 \approx 0$ ).

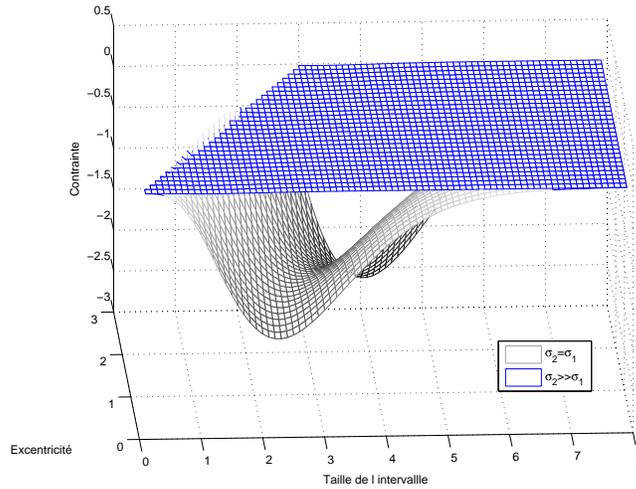


FIGURE 2.3: La contrainte en fonction de l'intervalle et l'excentricité.

On représente sur la Figure 2.4 la valeur normalisée de la contrainte,  $\frac{MSE(Z_{NLF}) - Var(Z_{MAP})}{Var(Z_{MAP})}$ , en fonction de la taille de l'intervalle et de l'excentricité. La contrainte est calculée pour deux valeurs de  $\sigma_1 = \sigma_2$ . Les courbes peuvent ainsi être comparées car les valeurs observées sont normalisées.

- On peut observer sur la Figure 2.4 que lorsque la taille de l'intervalle augmente, la contrainte tend vers zéro moins rapidement pour  $\sigma_1 = \sigma_2 = 5$  que pour  $\sigma_1 = \sigma_2 = 3$ . En effet, la probabilité pour que  $z_k^{(1)}$  et  $z_k^{(2)}$  soient compris dans l'intervalle est supérieure pour  $\sigma_1 = \sigma_2 = 3$ , que pour  $\sigma_1 = \sigma_2 = 5$ . Dans le cas  $\sigma_1 = \sigma_2 = 3$ , moins d'observations sont modifiées par la transformation non linéaire et l'opérateur de fusion proposé tend vers l'opérateur de fusion linéaire, soit vers une valeur nulle de la contrainte.

On évalue en simulation l'apport de notre opérateur de fusion non linéaire en comparant ses performances avec l'opérateur linéaire classique.

Dans cette simulation, on considère 1000 réalisations de 1000 observations fournies par deux capteurs et les bruits sur les mesures décorrélés. On présente sur la Figure 2.5.a l'exemple

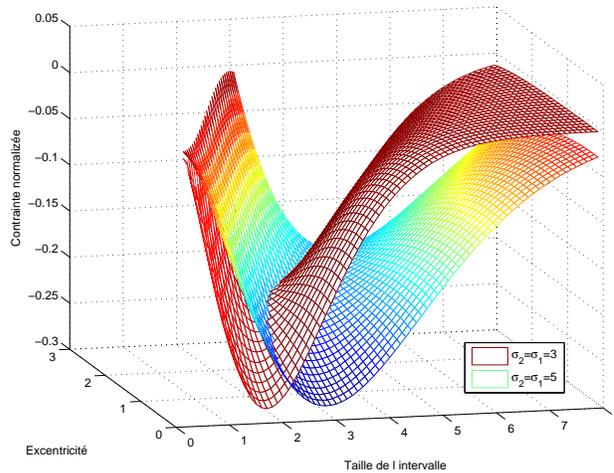


FIGURE 2.4: La contrainte pour deux valeurs  $\sigma_1 = \sigma_2$ .

d'une série temporelle et l'information *a priori* (deux lignes horizontales qui représentent l'intervalle considéré). En pratique, pour chaque réalisation, l'information *a priori*  $m_a$  est générée aléatoirement suivant une loi gaussienne de variance  $\sigma_3$ .

On reporte dans le Tableau 2.1 les paramètres des signaux et la variance théorique de l'opérateur de fusion du maximum de vraisemblance (ML).

On reporte dans le Tableau 2.2 et sur la Figure 2.5.b la MSE des opérateurs de fusion MAP et non-linéaire.

La MSE de l'opérateur de fusion proposée est toujours inférieure à la MSE des opérateurs de fusion linéaire MAP et maximum de vraisemblance (ML). Lorsque  $\sigma_3$  est faible, l'information *a priori* est précise et l'opérateur de fusion MAP et non-linéaire ont des performances très proches. En effet, dans ce cas,  $\alpha_3$  tend vers 1. Lorsque  $\sigma_3$  est grand les performances de l'opérateur de fusion MAP et de l'opérateur de fusion linéaire tendent vers les performances de l'opérateur de fusion ML. En effet, dans ce cas,  $\alpha_3$  tend vers 0.

	Moyenne	MSE
<b>Signal</b> $z^{(1)}$	4	1
<b>Signal</b> $z^{(2)}$	4	2
<b>Fusion ML</b>	4	0.666

TABLE 2.1: Paramètres théoriques des signaux.

Pour pouvoir conclure sur les performances de l'opérateur de fusion non linéaire proposé au regard des opérateurs linéaires classiques, il faut évaluer l'hypothèse qui suppose que le paramètre à estimer est contenu dans l'intervalle qui définit l'information *a priori*. En effet, lorsque cette hypothèse n'est pas vérifiée, les performances de l'opérateur proposé sont moins bonnes que celle de l'opérateur MAP. Nous avons montré par des simulations dans le cas de deux applications que cette hypothèse est le plus souvent vérifiée en pratique. La première

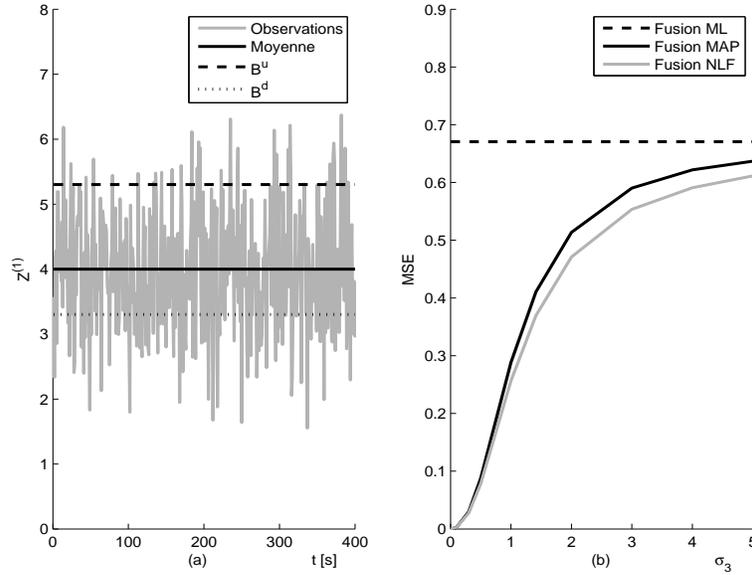


FIGURE 2.5: Exemple de réalisation et MSE des opérateurs évalués.

Information a priori Précision $\sigma_3$	Erreur quadratique moyenne	
	Fusion MAP	Fusion NLF
0.0	0.0000	0.0000
0.1	0.0030	0.0030
0.3	0.0294	0.0274
0.5	0.0876	0.0779
1.0	0.2884	0.2566
1.4	0.4106	0.3695
2.0	0.5135	0.4711
3.0	0.5902	0.5534
4.0	0.6218	0.5909
5.0	0.6369	0.6114

TABLE 2.2: MSE de l'opérateur de fusion non-linéaire et de l'opérateur de fusion MAP.

application considérée est le positionnement d'un système de navigation utilisant un GPS multi-porteuses (Bandes L1 et L2) et des mesures de caps et de vitesses. La fusion est réalisée sur les composantes en x et y des positions fournies par le GPS avec les deux bandes. Dans cette application l'information *a priori* est construite avec les mesures de caps et de vitesses. La taille de l'intervalle de la transformation non-linéaire est fixée expérimentalement. Le centre de l'intervalle pour les projections suivant les axes x et y est défini à partir de l'estimé précédente et des mesures de caps et vitesses [ARB13]. La deuxième application est l'estimation des valeurs du discriminant de code de la boucle DOL (Delay Open Loop) d'un récepteur GPS. Dans une DOL les variations du discriminant sont fortement linéaires et la pente de cette évolution est

connue précisément grâce à la fréquence Doppler fournie par la FLL (Frequency Lock Loop). Pour définir la transformation non linéaire, on utilise l'état précédemment estimé, la pente de l'évolution du discriminant (définition du centre de l'intervalle) et on fixe la taille de l'intervalle [Azm10]. Pour ces deux applications, on montre que les performances de l'opérateur de fusion proposé sont supérieures aux performances des opérateurs classiques.

### 2.2.3 Estimation de données circulaires

On trouve dans la littérature de nombreuses applications dont les observations sont des directions. Lorsque ces directions sont coplanaires elles sont naturellement représentées par des points sur le cercle unité de  $\mathbb{R}^2$ . Lorsque les observations sont aléatoires, elles sont étudiées avec les outils de la statistique circulaire. Les statistiques directionnelles sont utilisées pour analyser les données sphériques ou angulaires comme par exemple la direction du vent [RB06],[DT07], [GJ07], [ARCB10a]. Nous avons proposé de les utiliser pour le traitement de la phase des signaux GNSS [SRA<sup>+</sup>13, SRCB14]. Les lois de probabilités de von Mises décrivent les phénomènes aléatoires angulaires et jouent un rôle analogue à celui que tient la loi normale pour des observations ponctuelles [MJ99].

Il n'est pas facile d'étendre les approches traditionnelles de la statistique à l'analyse des données circulaires. La difficulté dépend principalement de la différence de topologies entre la ligne droite du domaine linéaire et le cercle du domaine circulaire. La vraisemblance des distributions circulaires possède dans la plupart des cas une forme compliquée avec des paramètres de normalisation inconnus [BS09]. En général, les mesures d'angle et la distribution des états à estimer sont supposées gaussiennes, donc définies sur un domaine linéaire. Lorsque l'état est un angle, et donc défini sur un domaine circulaire, on peut utiliser un filtre de Kalman étendu reposant sur la linéarisation locale du problème [QM02] [Zie06] ou tout simplement un filtre de Kalman classique dans le cas de petits angles comme pour le filtrage des mesures gyroscopiques [BDW94]. En effet, dans le cas de petits angles, la distribution gaussienne est une bonne approximation de la distribution circulaire normale de von Mises [MJ99]. Cependant la direction moyenne des mesures doit être définie comme la direction de référence, associée à un angle nul, pour diminuer l'influence des transitions entre  $-\pi$  et  $\pi$  qui sont vues dans le domaine linéaire comme des ruptures de stationnarité. D'autre part, l'approximation gaussienne n'est pas satisfaisante pour des variations d'angle importantes, car il faut dans ce cas que la distribution tienne compte du caractère périodique de la variable aléatoire qui est définie sur un intervalle. Un filtre d'état défini dans le domaine linéaire réalise une erreur sur l'estimation de l'état et le calcul de la covariance [Fis87]. En effet, d'une part, la distribution des mesures sur l'intervalle périodique n'est plus obligatoirement symétrique autour de la direction moyenne. D'autre part, les transitions d'angle entre  $-\pi$  et  $\pi$  sont perçues dans le domaine linéaire comme des ruptures de stationnarité. Donc, il est nécessaire dans le domaine linéaire de définir l'angle moyen des mesures comme étant la direction de référence d'angle nul. Les filtres d'état définis dans ce cadre non stationnaire sont des filtres multi-modèles qui intègrent une modélisation Markovienne des transitions entre modèles. Malheureusement ces techniques sont difficiles à mettre en oeuvre car elles nécessitent de définir un nombre fini de modèles et sont peu performantes lorsque l'angle moyen évolue de façon continue en présence de bruits importants.

Dans ce travail nous avons défini un opérateur de fusion multi-capteurs et multi-temporel dans un cadre Bayésien, à partir de la distribution circulaire de von Mises. Dans l'approche classique les filtres d'état sont déduits de l'expression de la distribution *a posteriori* de l'état sachant son estimé. Cette distribution est gaussienne et définie dans le domaine linéaire. Pour tenir compte du caractère périodique des données angulaires, nous proposons de définir le filtre à partir de distributions angulaires [SRA<sup>+</sup>14]. L'expression du filtre est obtenue à partir de la distribution *a posteriori* de l'état sachant les mesures. Dans cette modélisation la distribution de vraisemblance et la loi *a priori* sont des distributions de von Mises. On montre que l'on peut résoudre l'équation de Chapman-Kolmogorov dans le cas scalaire à partir de l'approximation de la distribution de von Mises par une distribution "Wrapped Normal". Ces résultats sont étendus au cas vectoriel en supposant que la corrélation des mesures et des états est nulle.

### Opérateur circulaire de fusion multi-capteurs

L'expression de la densité de probabilité de la distribution de von Mises est donnée par :

$$f(\theta, \mu, \kappa) = \frac{1}{2\pi I_0(\kappa)} \exp(\kappa \cos(\theta - \mu)) \quad (2.17)$$

où  $\mu$  et  $\kappa$  sont respectivement la moyenne et le paramètre de concentration de la distribution et  $I_0$  la fonction de Bessel modifiée de premier type et d'ordre 0 :

$$I_0(\kappa) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \exp(\kappa \cos(\phi)) d\phi \quad (2.18)$$

C'est cette distribution circulaire normale que nous utilisons pour définir des observations bruitées. Considérons  $N$  mesures angulaires  $\phi_k^{(1)}, \dots, \phi_k^{(N)}$  obtenues à un instant  $k$  et que nous souhaitons fusionner en une seule mesure  $\phi_{f,k}$ . On recherche alors l'estimateur du maximum de vraisemblance. Les mesures sont supposées indépendantes et suivent toutes une distribution de von Mises de moyenne  $\theta_k$  et de paramètres de concentrations respectifs  $\kappa_R^{(1)} \dots \kappa_R^{(N)}$ . La fonction de vraisemblance de  $\theta_k$ , le paramètre à estimer, sachant les observations  $\phi_k^{(1)}, \dots, \phi_k^{(N)}$ , est définie par :

$$L(\phi_k^{(1)}, \dots, \phi_k^{(N)} | \theta_k) = f(\phi_k^{(1)} | \theta_k, \kappa_R^{(1)}) f(\phi_k^{(2)} | \theta_k, \kappa_R^{(2)}) \dots f(\phi_k^{(N)} | \theta_k, \kappa_R^{(N)}) \quad (2.19)$$

$$\text{avec : } f(\phi_k^{(i)} | \theta_k, \kappa_R^{(i)}) = \frac{1}{2\pi I_0(\kappa_R^{(i)})} \exp(\kappa_R^{(i)} \cos(\phi_k^{(i)} - \theta_k)) \quad (2.20)$$

$$\text{il s'en suit : } L(\phi_k^{(1)}, \dots, \phi_k^{(N)} | \theta_k) = \frac{1}{2\pi I_0(\kappa_R^{(1)})} \dots \frac{1}{2\pi I_0(\kappa_R^{(N)})} \exp\left(\sum_{i=1}^N \kappa_R^{(i)} \cos(\theta_k - \phi_k^{(i)})\right) \quad (2.21)$$

Le logarithme de la fonction de vraisemblance est alors donné par :

$$l = \log L(\phi_k^{(1)}, \dots, \phi_k^{(N)} | \theta_k) = - \sum_{i=1}^N \log(2\pi I_0(\kappa_R^{(i)})) + \left(\sum_{i=1}^N \kappa_R^{(i)} \cos(\theta_k - \phi_k^{(i)})\right) \quad (2.22)$$

Pour obtenir le maximum de vraisemblance on dérive cette équation suivant  $\theta_k$  et on recherche son passage par zéro. On obtient alors l'équation de vraisemblance suivante :

$$\begin{aligned} \frac{\partial l}{\partial \theta_k} &= \sum_{i=1}^N \kappa_R^{(i)} \sin(\theta_k - \phi_k^{(i)}) = 0 & (2.23) \\ \cos(\theta_k) \sum_{i=1}^N \kappa_R^{(i)} \sin(\phi_k^{(i)}) - \sin(\theta_k) \sum_{i=1}^N \kappa_R^{(i)} \cos(\phi_k^{(i)}) &= 0 \\ \text{or, } S_k \cos(\theta_k) - C_k \sin(\theta_k) &= 0 \end{aligned}$$

L'estimateur du maximum de vraisemblance de  $\theta_k$ , noté  $\phi_{f,k}$ , est obtenu à partir de (2.23) et est donné par :

$$\begin{aligned} \phi_{f,k} &= \text{Arctan}^*(S_k, C_k), & (2.24) \\ &= \left\{ \begin{array}{l} \text{Arctan} \left( \frac{S}{C} \right) \text{ si } C > 0 \\ \text{Arctan} \left( \frac{S}{C} \right) + \pi \text{ si } S \geq 0, C < 0 \\ \text{Arctan} \left( \frac{S}{C} \right) - \pi \text{ si } S < 0, C < 0 \end{array} \right\} \end{aligned}$$

Finalement on montre dans [SRA<sup>+</sup>14] que la dérivée seconde de la fonction de vraisemblance est négative et que l'on est donc bien en présence d'un maximum.

On souhaite définir maintenant la distribution conjointe des observations  $\phi_k^{(1)}, \dots, \phi_k^{(N)}$ . Celle-ci est donnée par :

$$\begin{aligned} f(\phi_k^{(1)}, \dots, \phi_k^{(N)}) &= & (2.25) \\ \frac{1}{\prod_{i=1}^N 2\pi I_0(\kappa_R^{(i)})} \exp \left( \sum_{i=1}^N \kappa_R^{(i)} \cos(\theta_k - \phi_k^{(i)}) \right) &= \\ \frac{1}{\prod_{i=1}^N 2\pi I_0(\kappa_R^{(i)})} \exp(\kappa_f \cos(\phi_{f,k} - \theta_k)) & \end{aligned}$$

On suppose ici que la loi jointe est une distribution de von Mises, on a alors :

$$\begin{aligned} \kappa_f \cos(\phi_{f,k} - \theta_k) &= & (2.26) \\ \cos(\theta_k) \sum_{i=1}^N \kappa_R^{(i)} \cos(\phi_k^{(i)}) + \sin(\theta_k) \sum_{i=1}^N \kappa_R^{(i)} \sin(\phi_k^{(i)}) & \end{aligned}$$

On en déduit alors les deux équations suivantes :

$$\kappa_f \cos \phi_{f,k} = \sum_{i=1}^N \kappa_R^{(i)} \cos \phi_k^{(i)} \quad (2.27)$$

$$\kappa_f \sin \phi_{f,k} = \sum_{i=1}^N \kappa_R^{(i)} \sin \phi_k^{(i)} \quad (2.28)$$

L'estimateur du maximum de vraisemblance de  $\theta_k$  est alors donné par :

$$\phi_{f,k} = \text{Arctan}^*(\kappa_f \sin \phi_{f,k}, \kappa_f \cos \phi_{f,k}) \quad (2.29)$$

$$\begin{aligned} \text{où : } \kappa_f &= \sqrt{(\kappa_f \cos \phi_{f,k})^2 + (\kappa_f \sin \phi_{f,k})^2} \\ &= \sqrt{\left(\sum_{i=1}^N \kappa_R^{(i)} \cos \phi_k^{(i)}\right)^2 + \left(\sum_{i=1}^N \kappa_R^{(i)} \sin \phi_k^{(i)}\right)^2} \end{aligned} \quad (2.30)$$

On montre dans [SRA<sup>+</sup>14], que l'opérateur de fusion classique somme pondérée et l'opérateur de fusion circulaire sont équivalents pour des valeurs d'angles éloignées de la transition entre  $-\pi$  et  $\pi$ . Dans le cas contraire, la dispersion des mesures fusionnées par l'opérateur de fusion circulaire est plus faible que celle obtenue avec l'opérateur linéaire classique.

### Filtre circulaire récursif

Soit l'équation d'état d'un système dynamique décrit par un angle et une vitesse angulaire :

$$\Theta_k = F \Theta_{k-1} + V_{k-1} \quad (2.31)$$

Avec  $\Theta_k = [\theta_k, \dot{\theta}_k]$  le vecteur d'état, que l'on souhaite estimer à chaque instant  $k$ .  $F$  est la matrice de transition donnée par  $F = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$ . Dans notre approche, on considère que  $\theta_k$  est une variable aléatoire angulaire décrivant la direction et que  $\dot{\theta}_k$  est la variation angulaire observée pendant une période d'échantillonnage.

$$\theta_k = \theta_{k-1} + 1 \dot{\theta}_{k-1} + v_{1,k-1} \quad (2.32)$$

$$\dot{\theta}_k = \dot{\theta}_{k-1} + v_{2,k-1} \quad (2.33)$$

Le vecteur de bruit  $V_{k-1} = [v_{1,k-1}, v_{2,k-1}]^T$  représente l'erreur sur le modèle d'état.  $v_{1,k-1}$  et  $v_{2,k-1}$  sont respectivement le bruit du modèle d'état sur  $\theta_k$  et sur  $\dot{\theta}_k$ . Ils suivent tous les deux une distribution de von Mises, centrée de paramètres de concentration respectifs  $\kappa_{1,Q}$ ,  $\kappa_{2,Q}$ . Dans notre modèle, on considère que les états ne sont pas corrélés et on montre par la suite que l'implémentation proposée permet malgré tout de tenir compte de la covariance entre états. On a alors la matrice des paramètres de concentration  $\kappa_Q$  qui est définie par :

$$\kappa_Q = \begin{bmatrix} \kappa_{1,Q} & 0 \\ 0 & \kappa_{2,Q} \end{bmatrix}$$

Pour une matrice d'observation  $H$ , l'équation de mesure est donnée par :

$$\Phi_{f,k} = H \Theta_{k-1} + W_k \quad (2.34)$$

$$H = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$\Phi_{f,k} = [\phi_{f,k}, \dot{\phi}_{2,k}]^T$  est le vecteur de mesures angulaires fusionnées.  $\phi_{f,k}$  est la fusion des mesures de directions  $\phi_{1,k}^{(1)}$  et  $\phi_{1,k}^{(2)}$ .  $\dot{\phi}_{2,k}$  est la mesure de variation angulaire. Le vecteur de bruit  $W_k = [w_{1,k}, w_{2,k}]^T$  représente le bruit sur les mesures.  $w_{1,k}$ ,  $w_{2,k}$  sont deux bruits centrés suivant une distribution de von Mises. Ils sont respectivement le bruit sur la direction et sur la vitesse angulaire. Leurs paramètres de concentration sont respectivement  $\kappa_{1,R}$ ,  $\kappa_{2,R}$ . On suppose ici que les mesures ne sont pas corrélées entre elles et la matrice des paramètres de concentration  $\kappa_R$  est donnée par :

$$\kappa_R = \begin{bmatrix} \kappa_{1,R} & 0 \\ 0 & \kappa_{2,R} \end{bmatrix}.$$

L'estimateur récursif circulaire que nous proposons est fondé sur un schéma du type prédiction-correction, comme n'importe quel filtre Bayésien. Chaque itération du filtre circulaire se décompose en une étape de prédiction, faisant intervenir la loi de transition, et une étape de correction faisant intervenir la nouvelle observation. Le calcul s'effectue de façon récursive selon le schéma classique suivant :

$$\begin{aligned} P(\theta_{k-1} \mid \phi_{f,1:k-1}) &\xrightarrow[\text{étape de prédiction}]{P(\theta_k \mid \theta_{k-1})} & (2.35) \\ &\xrightarrow[\text{étape de correction}]{P(\phi_{f,k} \mid \theta_k)} P(\theta_k \mid \phi_{f,1:k}) \end{aligned}$$

Soit  $\Theta_k = [\theta_k, \dot{\theta}_k]^T$  le vecteur d'état inconnu que l'on souhaite estimer. La correction est réalisée avec les mesures fusionnées. On définit  $\hat{\Theta}_{k/k-1} = [\hat{\theta}_{k/k-1}, \hat{\dot{\theta}}_{k/k-1}]^T$  le vecteur prédiction de l'état et  $\hat{\Theta}_k = [\hat{\theta}_k, \hat{\dot{\theta}}_k]^T$  l'état estimé. On note  $P_{\theta_k}$  et  $P_{\dot{\theta}_k}$  les paramètres de concentration des estimations de la direction et de la variation angulaire. Pour définir l'étape de prédiction du filtre, il faut résoudre l'intégrale de Chapman-Kolmogorov. Cependant l'étape de prédiction, définie par les modèles 2.32 et 2.33 pour le filtre étudié, introduit une corrélation entre les états prédits. Malheureusement il n'existe pas de distribution circulaire qui modélise cette dépendance et qui permette de résoudre analytiquement l'intégrale de Chapman-Kolmogorov. C'est pour cette raison que nous supposons que les états sont indépendants. On corrigera, dans l'étape de correction, l'erreur commise sur la covariance prédite par la non prise en compte de cette dépendance. Dans ce cas on montre que l'on peut résoudre l'intégrale de Chapman-Kolmogorov et que l'étape de prédiction est définie par les deux équations suivantes :

$$\hat{\theta}_{k/k-1} = \hat{\theta}_{k-1} + \hat{\dot{\theta}}_{k-1} \quad (2.36)$$

$$P_{\theta_{k/k-1}} = A^{-1}(A(P_{\theta_{k-1}})A(P_{\dot{\theta}_{k-1}})A(\kappa_{1,Q})) \quad (2.37)$$

$$\hat{\dot{\theta}}_{k/k-1} = \hat{\dot{\theta}}_{k-1} \quad (2.38)$$

$$P_{\dot{\theta}_{k/k-1}} = A^{-1}(A(P_{\dot{\theta}_{k-1}})A(\kappa_{2,Q})) \quad (2.39)$$

avec :

$$A(\kappa) = \frac{I_1(\kappa)}{I_0(\kappa)} \quad (2.40)$$

$I_1$  est la fonction de Bessel modifiée d'ordre 1. On propose dans [Sti13] plusieurs méthodes pour l'approximation de la fonction non linéaire  $A^{-1}$ . Pour définir l'étape de correction on utilise l'analogie avec le domaine linéaire. Soit le vecteur d'état  $[\hat{X}_k \ \hat{X}_k]^T$  et le vecteur d'observations  $[\hat{Y}_k \ \hat{Y}_k]^T$  définissant la direction et la variation angulaire dans le domaine linéaire. Pour la matrice d'état  $F$  et la matrice d'observations  $H$  définies précédemment, on peut montrer que l'étape de correction est donnée par une somme pondérée de la forme :

$$X_k = \alpha_{11}X_{k/k-1} + \alpha_{12}Y_k + \alpha_{13}(\dot{Y}_k + X_{k-1}) \quad (2.41)$$

$$\dot{X}_k = \alpha_{21}\dot{X}_{k/k-1} + \alpha_{22}\dot{Y}_k + \alpha_{23}(Y_k - X_{k-1}) \quad (2.42)$$

avec

$$\alpha_{11} + \alpha_{12} + \alpha_{13} = 1 \quad (2.43)$$

$$\alpha_{21} + \alpha_{22} + \alpha_{23} = 1 \quad (2.44)$$

On déduit alors par analogie les équations suivantes pour la correction de la direction et de la variation angulaire dans le domaine circulaire. Ces équations représentent les sommes pondérées 2.41 et 2.42 dans le domaine circulaire. Pour la direction on a :

$$C_{\theta_k} = \alpha_{11} \cos \hat{\theta}_{k/k-1} + \alpha_{12} \cos \phi_{f,k} + \alpha_{13} \cos (\dot{\phi}_{f,k} + \theta_{k-1}) \quad (2.45)$$

$$S_{\theta_k} = \alpha_{11} \sin \hat{\theta}_{k/k-1} + \alpha_{12} \sin \phi_{f,k} + \alpha_{13} \sin (\dot{\phi}_{f,k} + \theta_{k-1}) \quad (2.46)$$

$$(2.47)$$

avec

$$\alpha_{11} = P_{\theta_{k/k-1}} \quad (2.48)$$

$$\alpha_{12} = \kappa_{1,R} \quad (2.49)$$

$$\alpha_{13} = A^{-1}(A(P_{\theta_{k-1}})A(\kappa_{2,R})) \quad (2.50)$$

On a pour la variation angulaire :

$$C_{\dot{\theta}_k} = \alpha_{21} \cos \hat{\theta}_{k/k-1} + \alpha_{22} \cos \dot{\phi}_{f,k} + \alpha_{23} \cos (\phi_{f,k} - \theta_{k-1}) \quad (2.51)$$

$$S_{\dot{\theta}_k} = \alpha_{21} \sin \hat{\theta}_{k/k-1} + \alpha_{22} \sin \dot{\phi}_{f,k} + \alpha_{23} \sin (\phi_{f,k} - \theta_{k-1}) \quad (2.52)$$

$$(2.53)$$

avec

$$\alpha_{21} = P_{\hat{\theta}_{k/k-1}} \quad (2.54)$$

$$\alpha_{22} = \kappa_{2,R} \quad (2.55)$$

$$\alpha_{23} = A^{-1}(A(P_{\hat{\theta}_{k-1}})A(\kappa_{1,R})) \quad (2.56)$$

Dans ces expressions les coefficients  $\alpha$  de la somme pondérée sont les paramètres de concentration des variables aléatoires circulaires. Ces paramètres n'intègrent pas, contrairement au cas linéaire, la covariance entre les variables aléatoires. Le paramètre  $\alpha_{11}$  est dans ce cas sous-estimé et c'est le réglage de  $\kappa_{1,Q}$  qui permettra de compenser cette erreur due à la non prise en compte de la corrélation entre états. On montre alors que l'étape de correction est définie par l'expression suivante :

$$P_{\hat{\theta}_k} = \sqrt{C_{\hat{\theta}_k}^2 + S_{\hat{\theta}_k}^2} \quad (2.57)$$

$$P_{\dot{\hat{\theta}}_k} = \sqrt{C_{\dot{\hat{\theta}}_k}^2 + S_{\dot{\hat{\theta}}_k}^2} \quad (2.58)$$

$$\hat{\theta}_k = \text{Arctan}^*(S_{\hat{\theta}_k}/C_{\hat{\theta}_k}) \quad (2.59)$$

$$\hat{\dot{\theta}}_k = \text{Arctan}^*(S_{\dot{\hat{\theta}}_k}/C_{\dot{\hat{\theta}}_k}) \quad (2.60)$$

Ces expressions définissent l'état estimé et le paramètre de concentration associé à cette estimation.

## Expérimentation

L'opérateur de fusion circulaire et le filtre récursif circulaire proposés ont été évalués sur données synthétiques. On compare, pour cela, les performances des méthodes proposées avec l'opérateur de fusion classique somme pondérée du domaine linéaire et le filtre de Kalman. Dans cette expérimentation, on simule les mesures de directions fournies par un magnétomètre embarqué dans un véhicule qui parcourt une trajectoire test [SRA<sup>+</sup>14]. Le bruit de mesure est distribué suivant une distribution de von Mises et les critères d'évaluations sont la distance circulaire et la variance circulaire.

En conclusion des résultats obtenus, l'opérateur de fusion proposé est aussi précis que l'opérateur somme pondérée du domaine linéaire lorsqu'il n'y a pas de transition entre  $-\pi$  et  $\pi$ . On montre dans ce cas que l'on retrouve les propriétés du cas gaussien, soit une variance circulaire des données fusionnées qui est inversement proportionnelle à la somme des variances des signaux fusionnés. En présence de transitions entre  $-\pi$  et  $\pi$ , l'opérateur de fusion proposé conserve les propriétés du cas gaussien contrairement à la somme pondérée du domaine linéaire dont la variance circulaire augmente.

On montre que le filtre de Kalman est une somme pondérée entre l'état prédit et la mesure. Cette somme pondérée est un estimateur qui intègre la corrélation entre les éléments du vecteur

d'état. C'est pour cette raison que l'erreur sur la direction estimée est transférée sur l'estimation de la variation d'angle (vitesse angulaire). Dans ce contexte, l'estimation de la direction et des variations de directions obtenues avec le filtre de Kalman sont peu précises aux transitions d'angles. Le filtre d'état circulaire proposé utilise l'opérateur somme pondérée du domaine circulaire. Dans ce cas ses performances en termes d'estimations de la direction et de la variation de la direction sont inchangées aux transitions d'angle.

**Estimation de la direction d'un véhicule :** On montre sur données réelles la faisabilité du filtre proposé pour l'estimation de la direction à partir de mesures fournies par un magnétomètre et un gyromètre. Dans notre expérimentation on considère la trajectoire de la Figure 2.6. Cette trajectoire débute par un parcours sur une route bitumée et se termine par une portion de route de campagne carrossable. On présente sur la Figure 2.7 les observations de directions et de vitesses angulaires ainsi que leurs estimés obtenues avec le filtre proposé. On peut remarquer le bruit important sur la vitesse angulaire lorsque le véhicule parcourt la route carrossable. Les résultats obtenus montrent que la direction estimée par le filtre proposé permet de lisser les observations bruitées. D'autre part le filtre proposé permet d'estimer les variations de directions du véhicule malgré le bruit important sur les observations. En effet on peut après lissage de la vitesse angulaire retrouver les manoeuvres, soit les variations de vitesses angulaires liées aux trois virages.



FIGURE 2.6: Trajectoire du véhicule

**Poursuite de la phase en boucle ouverte :** Un récepteur GPS fonctionne à partir de trois boucles de poursuites des paramètres du signal reçu ; la DLL (Delay Lock Loop) qui est la boucle de poursuite du code CDMA dans le signal, la PLL (Phase Lock Loop) qui est la boucle de poursuite de la phase et la FLL (Frequency Lock Loop) qui est la boucle de poursuite de la fréquence. Nous avons proposé d'utiliser le filtre circulaire pour poursuivre simultanément la phase et la fréquence du signal en boucle ouverte POL (Phase Open Loop). Cette technique a été proposée et évaluée sur données réelles dans [SRA<sup>+</sup>13]. Dans notre approche la poursuite du code est semi-ouverte, la phase et la fréquence du signal reçu sont estimées avec le filtre

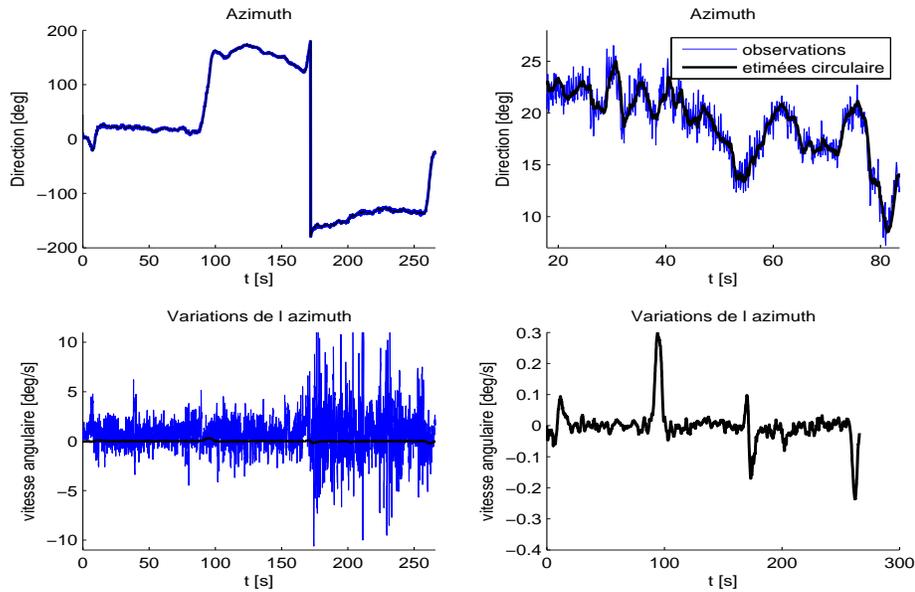


FIGURE 2.7: Estimation de la direction

circulaire proposé. On présente sur la Figure 2.8 l'estimation de la position obtenue à la milliseconde à partir des observations de code pour une expérimentation statique et dynamique. Les résultats obtenus montrent que la précision du positionnement par le code est dans ce cas métrique, et que la poursuite de la phase et de la fréquence du signal est robuste pour une trajectoire du véhicule à forte dynamique. Ces résultats montrent que l'on améliore notablement l'estimation de la position obtenue à la milliseconde en comparaison des approches classiques ( Filtrage adapté et Filtrage de Kalman Étendu EKF).

**Détection de sauts de cycle :** Aujourd'hui un des enjeux majeurs des systèmes GNSS est le positionnement par la phase. En effet cette approche permet d'obtenir un positionnement avec une précision centimétrique. Malheureusement on ne peut, avec la phase, que mesurer des variations de pseudo-distances de 19 cm (pour le signal L1). Il existe alors deux possibilités ; la résolution de l'ambiguïté par double différence à l'aide d'un système différentiel et l'intégration des variations de phase. Cette dernière approche nécessite d'utiliser des mesures de phase bruitées, obtenues à la milliseconde et dans lesquelles des sauts de cycle apparaissent. Nous avons proposé dans [SRCB14] un estimateur de ruptures circulaire de type GLR (Generalized Likelihood Ratio) pour l'estimation des sauts de cycles en sortie de la boucle ouverte de poursuite de la phase (POL + GLR circulaire). On présente sur la Figure 2.9 la position estimée dans le cas statique et dynamique par l'approche circulaire proposée. Les résultats obtenus montrent que la précision est centimétrique, et que dans le cas d'un mouvement à forte dynamique, les sauts de cycles liés au mouvement sont correctement corrigés. On montre aussi dans ce travail que la méthode proposée est plus précise que les approches classiques qui utilisent une PLL seule ou une PLL avec un filtre de Kalman pour lisser les mesures de phases. Dans ce cas l'estimateur de rupture utilisé est le filtre de Kalman GLR.

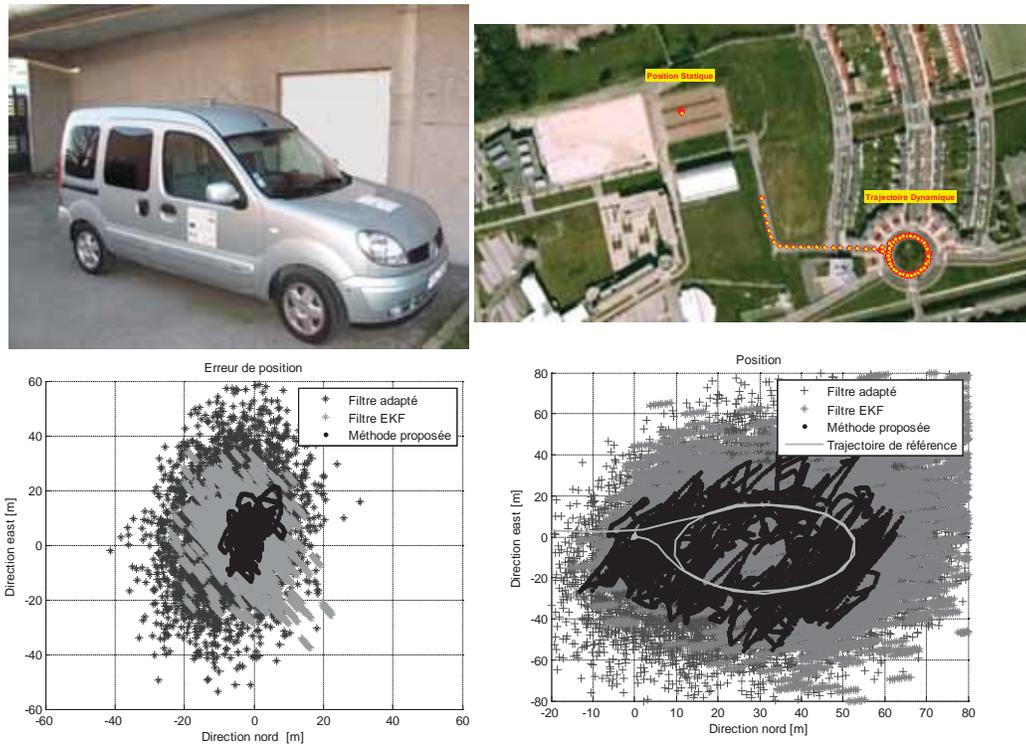


FIGURE 2.8: Estimation de la position en boucle ouverte

**Estimation de la direction du vent :** On modélise la direction du vent par un processus aléatoire circulaire stationnaire par morceaux. En effet pour améliorer la description de ce paramètre qui est utilisé dans les modèles de propagation de polluants, il est préférable de le décrire par sa valeur moyenne. Dans ce contexte, il faut pouvoir estimer précisément sa valeur moyenne et ses changements de valeur moyenne. On propose dans [ARCB10a] un estimateur de type GLR circulaire pour estimer les paramètres du vecteur vent lorsqu'ils évoluent dynamiquement. On présente sur la Figure 2.10 un résultat d'estimations obtenues sur données réelles. On montre sur le Figure 2.10 que l'estimateur proposé permet de décrire le signal avec un faible nombre de ruptures. On montre aussi que le signal reconstruit à partir des valeurs moyennes estimées de la direction du vent est fidèle au signal réel.

## 2.3 Estimation et détection conjointe en fusion d'informations.

### 2.3.1 Introduction

En traitement du signal les observations  $Y_1, \dots, Y_n$  sont des variables aléatoires supposées indépendantes et identiquement distribuées dans de nombreuses applications. La distribution

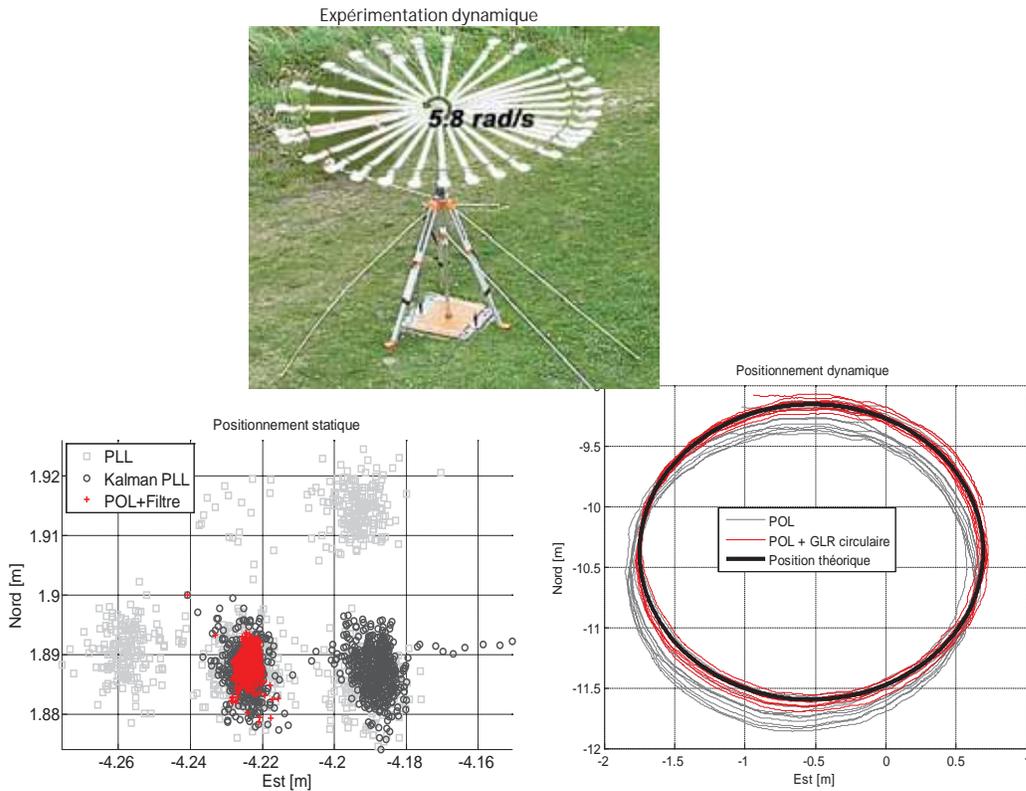


FIGURE 2.9: Estimation de la position par la phase

est de forme particulière avec un ou plusieurs paramètres inconnus. Les ruptures apparaissent lorsque la distribution des observations change. Les méthodes d'estimation de ruptures sont en général appliquées à des données ordonnées dans le temps. Leur but est alors de détecter si le mécanisme de génération des données a changé et de localiser le changement dans l'intervalle de temps où les données ont été stockées. Le plus souvent, les observations sont supposées mutuellement indépendantes et les ruptures sont observées dans un ou plusieurs paramètres de la distribution statistique des observations. Le problème de l'estimation des ruptures dans un processus aléatoire est un sujet qui est et a été abondamment étudié [BN93, Gus01]. Cette problématique dite de segmentation de signaux a pour objectif de détecter, de positionner et d'estimer la dynamique des ruptures d'un processus supposé stationnaire par morceaux. On parle dans ce cas d'estimation/détection conjointe. On peut distinguer deux grandes approches de cette problématique ; les techniques dites en ligne qui traitent les données séquentiellement lorsqu'elles sont disponibles, et les techniques dites hors-ligne qui traitent l'ensemble ou une partie du signal acquis.

Dans nos travaux nous avons adopté une représentation probabiliste des données. Il existe principalement deux approches pour l'interprétation de ces probabilités, l'approche Fréquentiste et l'approche Bayésienne. L'approche Bayésienne est adaptée aux observations ordonnées dans le temps car cette approche subjective permet d'intégrer le modèle d'évolution du système de génération des données. On utilisera la distribution *a posteriori* pour modéliser l'information

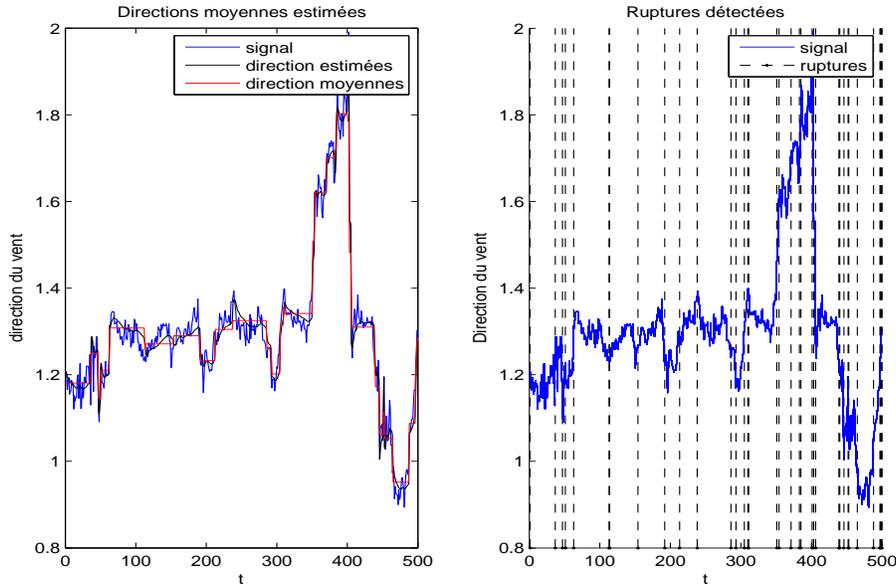


FIGURE 2.10: Estimation de la direction du vent

dont on dispose sur une hypothèse. Pour la segmentation en ligne on distingue deux hypothèses ; l'Hypothèse  $H_0$  de présence d'une rupture et l'hypothèse  $H_1$  d'absence de rupture. Dans ce cas la règle de décision *a posteriori* de la présence d'une rupture est définie par :

$$\frac{P(y/H_1; \hat{v}, \hat{t})}{P(y/H_0)} \begin{matrix} > & H_1 \\ < & H_0 \end{matrix} \frac{P(H_0)}{P(H_1)} \quad (2.61)$$

Dans cette expression  $\underline{y}$  est l'ensemble des observations obtenues dans une fenêtre temporelle glissante qui inclut la dernière observation fournie par le capteur. On considère ici une seule rupture dans la fenêtre de taille fixe.  $\hat{v}$  est la dynamique du saut dans les paramètres de la distribution statistique des observations à l'instant de rupture  $\hat{t}$ . Ces paramètres ne sont pas *a priori* connus dans un problème d'estimation de ruptures et doivent être estimés. Les estimateurs de ruptures en ligne sont souvent réalisés sous la forme de filtres qui fournissent, avec leur innovation, une observation directe de  $\hat{v}$ .

L'estimation hors ligne est principalement utilisée dans le cas d'un processus ayant plusieurs ruptures. Soit  $\underline{r} = (r_i, 1 \leq i \leq n)$  une séquence de ruptures. On suppose le processus observé stationnaire par morceaux et  $r_i$  prend la valeur 1 aux instants de ruptures et la valeur 0 entre deux ruptures. Dans cette problématique on souhaite estimer parmi toutes les combinaisons possibles de  $\underline{r}$  (soit  $n \times n$  combinaisons possibles) la séquence  $\hat{\underline{r}}$  de ruptures du signal  $\underline{y}$ . Dans ce cas la règle de décision *a posteriori* permettant de décider de deux séquences de ruptures,  $\underline{r}_1$  et

$r_0$ , laquelle est la plus probable est définie par :

$$\frac{P(\underline{y}/\underline{r1}; \hat{m1})}{P(\underline{y}/\underline{r0}; \hat{m0})} \underset{\underline{r0}}{\overset{\underline{r1}}{>}} \frac{P(\underline{r0})}{P(\underline{r1})} \quad (2.62)$$

Dans cette expressions  $\hat{m1}$  représente les paramètres statistiques estimés dans les zones stationnaires définies par la séquence de rupture  $\underline{r1}$ .  $\hat{m0}$  sont les paramètres définis à partir de  $\underline{r0}$ . Pour des signaux de taille importante, il est impossible de tester toutes les combinaisons de  $\underline{r}$ . Dans ce cas on peut utiliser la méthode de Monte Carlo, la méthodes du recuit simulé ou la programmation dynamique pour rechercher la séquence des ruptures qui fournit une distribution a posteriori maximale. Nos travaux ont portés sur la définition de la loi *a posteriori*, la maximisation de cette loi est obtenue par recuit simulé.

En fusion d'informations on considère des signaux en provenance de plusieurs capteurs. Dans les systèmes de fusion centralisée classique les signaux sont supposés avoir les mêmes paramètres à estimer avec les mêmes instants de ruptures. Dans notre approche on considère que les ruptures ne sont pas obligatoirement simultanées et présentes sur les deux signaux.

### 2.3.2 Estimation et détection conjointe hors ligne.

Les premiers travaux sur l'estimation hors ligne de ruptures, ont débuté dans les années 1950-1960 avec les travaux de Page [Pag57] et plus tard avec les travaux de Hinkley [Hin70, Hin71] et Kligiene [KT83]. Un certain nombre de ces recherches ont concerné, dans un premier temps, la détection d'une rupture unique dans la moyenne de plusieurs variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées [Hin70]. Ils ont ensuite été étendus à la détection d'un saut de moyenne dans un processus AR gaussien [Pic85, DP86]. On trouvera dans [DP79, JP83] des résultats théoriques complets concernant l'optimalité des approches utilisant la vraisemblance pour ce type de problème. Dans ce contexte, on trouve des contributions plus récentes qui portent sur des processus non gaussiens, à forte dépendance, décrits par des modèles complexes [Ber00, GHK99, CTC00, Tou98, GJV99].

Lorsque le nombre de ruptures est inconnu, le problème de la segmentation d'un processus stationnaire par morceaux peut être vu comme un problème de sélection de modèle. En effet dans ce cas, chaque configuration de rupture est un modèle dont l'ordre correspond au nombre de ruptures. La segmentation va consister à trouver le modèle d'ordre minimum qui "ajuste" au mieux le signal réel. Une solution classiquement utilisée pour ce type de problème est le maximum de vraisemblance pénalisée. Soit le modèle  $m \in M$  et le critère empirique pénalisé suivant :

$$\hat{m} = \underset{m \in M}{\operatorname{argmin}} \{f(\hat{s}_m) + \operatorname{pen}(m)\} \quad (2.63)$$

où  $\hat{s}_m$  sont les paramètres estimés du modèle et  $\operatorname{pen}(m)$  une fonction de pénalisation. Lorsque  $f(t)$  est le logarithme de vraisemblance négatif de  $t$ , l'expression 2.63 est le maximum de vrai-

semblance pénalisée. Il existe dans la littérature un grand nombre de critères empiriques pénalisés que l'on peut classer en deux grandes familles ; les critères qui minimisent une expression de risque quadratique, critères dits efficaces, et les critères dits consistants qui fournissent une estimation consistante du modèle.

Les critères efficaces se sont développés à partir des travaux de Mallou [Mal73] et du critère  $C_p$  qu'il a proposé. On trouvera dans [MT98, BBM99] une description complète et précise de cette approche et différents critères de sélection de modèle. Dans ce contexte non asymptotique, les travaux de [BM01, BBM99] concernant la minimisation d'un critère de type moindre carré pondéré fournissent une expression optimale du terme de pénalisation dans un cadre gaussien.

Il existe un grand nombre de critères consistants ; parmi les plus connus on peut citer le critère AIC [Aka73] (Akaike's Information Criteria), le critère BIC [Sch78] (Bayesian Information Criteria), le critère MDL [Ris83] (Minimum Description Length). On trouvera dans [MT98] une description complète de l'ensemble de ces critères. L'ensemble de ces critères se différencie par la structure de la fonction de pénalisation qui est conditionnée par des contraintes de convergence asymptotique, définies dans un cadre gaussien [Yao88, LM00] ou de la théorie de l'information [Aka73]. Ils concernent des critères empiriques de type maximum de vraisemblance et moindre carré pénalisé. Les critères consistants sont mieux adaptés à la détection de ruptures. En effet dans l'approche efficace, l'accent est mis sur l'estimation des paramètres du modèle avec un risque quadratique le plus faible possible au détriment de la détection des ruptures. Il pourra alors être préférable d'ignorer certaines ruptures correspondant à de faibles changements dans les paramètres du signal qui sera alors sous segmenté [BM01]. Nos travaux s'inscrivent dans l'utilisation de modèles Bayésiens pour la segmentation multi-ruptures hors ligne. Nous avons dans ce cadre proposé des estimateurs réalisés sous la forme de critères consistants.

L'inférence Bayésienne comprend l'ensemble des techniques qui conduisent à la définition d'estimateurs à partir de la distribution *a posteriori* qui représente le comportement aléatoire des processus [Rob01]. Dans ce contexte, les observations en provenance des capteurs sont modélisées par la distribution de vraisemblance. Le modèle d'évolution du processus est intégré dans la loi *a priori*. Dans le cas de la segmentation d'un processus stationnaire par morceaux, l'inférence Bayésienne consiste à sélectionner le modèle avant et après rupture, soit à estimer simultanément ses paramètres ainsi que l'instant et le nombre des ruptures. La distribution *a posteriori* décrit le système et c'est dans la loi *a priori* que sont modélisées les ruptures de modèle. Le critère MAP est obtenu en maximisant la distribution *a posteriori* des instants de changements, conditionnée par l'estimation des paramètres du processus [Lav98, LL01]. Lorsque l'estimateur du maximum *a posteriori* (MAP) ou du minimum de l'erreur quadratique moyenne (MMSE) n'a pas de forme analytique, on utilise une méthode MCMC (Monte Carlo Markov Chain) pour estimer la distribution *a posteriori* [Lav98, TDL03, Dju94]. Cependant dans la distribution *a posteriori*, les caractéristiques des capteurs et le modèle d'évolution du signal dans les zones stationnaires sont définis par des paramètres et/ou des hyper paramètres inconnus. Il a été proposé d'intégrer à la méthode MCMC des méthodes Expectation Maximisation (EM) ou d'approximation stochastique (SAEM) pour estimer les valeurs de ces paramètres [LL01, KL04].

On peut aussi utiliser une modélisation Bayésienne hiérarchique pour ne pas avoir à estimer les hyper paramètres de la distribution *a posteriori*. Dans ce cas, on définit une hyper loi *a priori* qui décrit les hyper paramètres inconnus du modèle. Lorsque l'hyper loi est une loi

conjuguée de la loi *a priori*, la distribution *a posteriori* est obtenue après marginalisation des hyper paramètres. En général on utilise une hyper loi *a priori* non informative qui introduit peu de nouveaux paramètres. On montre dans ce cas que l'estimateur obtenu est plus robuste [PADF02, Gus01]. Cependant il reste souvent, après marginalisation, des hyper paramètres à estimer. Dans ce cas ils peuvent être estimés à partir des données observées en utilisant une méthode MCMC hybride qui intègre dans la procédure de minimisation un échantillonneur de Gibb's [GG84, LL01, PADF02, DTS07].

Lorsque l'on considère la détection simultanée d'un ensemble de ruptures dans le signal, l'inférence Bayésienne consiste à sélectionner le modèle avant et après ruptures et à estimer simultanément ses paramètres. On parle alors d'estimation conjointe de ruptures [LL01, DTS07]. La distribution *a posteriori* décrit le système et c'est dans la loi *a priori* que sont modélisés les changements de modèles. Lorsque l'on considère la détection simultanée d'un ensemble de ruptures dans des signaux en provenance de plusieurs capteurs, l'inférence Bayésienne consiste à sélectionner les séquences de ruptures de chaque signal à partir de l'ensemble des mesures. On parle alors d'estimation conjointe multi-capteurs de ruptures. La distribution *a posteriori* modélise alors l'information fournie par chaque capteur et la loi *a priori* sur la séquence de ruptures est unique pour l'ensemble des signaux [BRB07]. Dans ce cas, on distingue pour ce système de fusion centralisée deux grandes approches pour combiner l'information en provenance des différents capteurs. Dans la première approche, appelée "Independent Opinion Pool", on considère que l'information fournie par chaque source est indépendante et que la loi *a posteriori* du système est le produit des distributions de vraisemblance de chaque capteur multipliées par la loi *a priori* qui est commune à l'ensemble des capteurs [BS97]. La mesure fusionnée est alors définie par le produit des fonctions de vraisemblances. La combinaison linéaire est la deuxième approche utilisée pour combiner les distributions *a posteriori* de chaque capteur. La formule de combinaison de ces densités permettant d'obtenir une densité de probabilité unique est alors appelée règle de consensus [Ben92]. La règle de consensus la plus utilisée est appelée "Linear Opinion Pool". C'est Stone [Sto61] qui fût le premier à discuter cette règle. Il s'agit d'une somme pondérée des probabilités *a posteriori*. Les pondérations sont normalisées et définies par l'utilisateur en fonction de la confiance qu'il donne à l'information fournie par chaque capteur. Si les mesures possèdent des densités de probabilité continues, alors la pondération linéaire fournira une distribution continue. En revanche, cette pondération n'obéit pas à la règle de Bayes et la distribution *a posteriori* résultante n'est pas unimodale. En effet l'expression de la règle consensus "Linear Opinion Pool" n'est pas dérivée du produit des probabilités *a posteriori* de chaque capteur de la formule de Bayes. Le "Logarithmic Opinion Pool" est une autre règle consensus qui n'a pas les désavantages du "Linear Opinion Pool". Il s'agit de la somme pondérée du logarithme des probabilités *a posteriori*. La densité résultante est alors dans ce cas moins dispersée, mais surtout obéit cette fois-ci à la règle de Bayes. Les travaux de recherche portant sur la définition d'opérateurs de fusion à partir de la loi *a priori* sont récents. Ces travaux ont principalement porté sur la proposition de loi *a priori* qui modélise le comportement mutuel entre processus [RBB00, RB06, DT07, DTD07].

*Notre apport dans le domaine de la segmentation hors ligne des signaux porte principalement sur la définition d'estimateurs de ruptures pour les applications originales que nous avons étudiées. Cette approche a d'abord été appliquée à la segmentation de la direction et de la vi-*

tesse du vent modélisée par des processus stationnaires par morceaux suivant respectivement une distribution de von Mises et une distribution Log normale [RB01, RB04, RB05, RB06].

Elle a ensuite été utilisée dans la thèse de Monsieur Stanislas Boutoille pour l'estimation des décalages du code GPS dans les boucles de poursuite du signal [Bou07]. En effet, on montre que la poursuite du code GPS CDMA est un problème de détection multi-ruptures. Dans ce contexte, nous avons proposé un estimateur MAP hors ligne pour l'estimation de l'ensemble des ruptures du signal GPS numérisé sur un intervalle de temps prédéfini. L'estimateur MAP proposé intègre dans sa mise en oeuvre une information imprécise sur les paramètres d'évolution du signal GPS dans les zones stationnaires et sur la position des ruptures [BRB06, SRA<sup>+</sup>11].

### Estimation multi-ruptures de signaux multi-capteurs

Le problème considéré ici est la détection des changements dans la distribution statistique d'un processus J-dimensionnel. On note  $\underline{y} = \left( \underline{y}^{(j)}, 1 \leq j \leq J \right)$  l'ensemble des J séries observées et  $\underline{m} = \left( \underline{m}^{(j)}, 1 \leq j \leq J \right)$  l'ensemble des paramètres. On note  $\underline{y}^{(j)} = \left( y_i^{(j)}, 1 \leq i \leq n \right)$  la série j observée de loi conditionnelle  $h^{(j)}$ . On suppose les processus observés stationnaires par morceaux et on note  $\underline{r}^{(j)} = \left( r_i^{(j)}, 1 \leq i \leq n \right)$  la configuration de ruptures dans la série j et  $\underline{r} = \left( \underline{r}^{(j)}, 1 \leq j \leq J \right)$  l'ensemble des J configurations de ruptures.  $r_i^{(j)}$  prend la valeur 1 aux instants de changements et la valeur zéro entre deux changements.  $N_j$  est le nombre de ruptures car on suppose par convention qu'il y a toujours une rupture en  $i=n$ . On note  $\underline{t}^{(j)} = \left( t_k^{(j)}, k \geq 1 \right)$  les instants de ruptures dans la série j associés à la configuration de rupture  $\underline{r}^{(j)}$ .

Les paramètres  $\underline{m}$  des processus et les séquences de ruptures  $\underline{r}$  sont estimés en maximisant la distribution *a posteriori* suivante :

$$(\hat{\underline{r}}, \hat{\underline{m}}) = \underbrace{\text{Argmax}}_{(\underline{r}, \underline{m})} \text{Pr}(\underline{R} = \underline{r} / \underline{Y} = \underline{y}; \underline{m}) \quad (2.64)$$

Nous avons choisi de construire un estimateur MAP car il est possible d'intégrer dans la loi *a posteriori* une information *a priori* sur les ruptures présentes dans l'ensemble des séries observées. En effet :

$$\text{Pr}(\underline{R} = \underline{r} / \underline{Y} = \underline{y}; \underline{m}) \propto f(\underline{y} / \underline{r}; \underline{m}) f(\underline{m} / \underline{r}) \pi(\underline{r}), \quad (2.65)$$

où  $\pi(\underline{r})$ , la loi *a priori* des configurations de ruptures, est définie par :

$$\pi(\underline{r}) = \text{Pr}(\underline{R}^{(1)} = \underline{r}^{(1)}, \dots, \underline{R}^{(J)} = \underline{r}^{(J)}) \quad (2.66)$$

C'est dans la loi *a priori* que l'on va définir les paramètres qui guident le nombre et la position des ruptures détectées. Pour estimer la séquence de ruptures  $\underline{r}$  on minimisera le logarithme négatif de l'expression 2.65, soit :

$$U_{\underline{y}}(\underline{r}) = \sum_{j=1}^J V_{\underline{y}^{(j)}} \left( \underline{r}^{(j)}; \hat{\underline{m}}^{(j)} \left( \underline{r}^{(j)} \right) \right) - \ln \pi(\underline{r}). \quad (2.67)$$

La minimisation de cette fonction de contraste pénalisée est réalisée avec un algorithme de recuit simulé. Dans cette expression  $V_{\underline{y}^{(j)}}(\dots)$  est la fonction de contraste. Cette fonction est obtenue à partir des distributions de vraisemblances qui modélisent les mesures en provenance des capteurs. Dans nos travaux nous l'avons construite avec une distribution Log normale et une distribution de von Mises pour la segmentation du vecteur vent [RB06]. Dans le cas du signal GPS multi-porteuses, nous l'avons construite pour des processus linéaires par morceaux et bruités par un bruit additif gaussien [BRB07]. Dans ce contexte, notre apport méthodologique a été de proposer d'intégrer dans la loi *a priori* une information sur le comportement mutuel entre processus. Nous avons été les premiers à proposer une loi qui favorise dans le processus de segmentation la détection de ruptures simultanées. La définition de cette loi nous a conduit à proposer un critère de détection de rupture de type "Independent Opinion Pool" [RBB00, RB06]. D'autre part nous avons proposé un critère de type "Logarithmic Opinion Pool" permettant de définir dans la loi *a priori* la probabilité de détecter sur l'un des processus lorsqu'une rupture est détectée sur l'autre. Cette règle de détection asymétrique permet alors de donner lors de la segmentation plus de confiance à l'un des processus [RB05].

### Independent Opinion Pool

La loi *a priori* est définie sur le modèle d'une loi de Bernoulli. Soit  $\lambda$  la probabilité d'avoir une rupture. Pour un signal de taille  $n$  la probabilité d'avoir  $k$  ruptures est donnée par la loi de Bernoulli soit  $\lambda^k(1-\lambda)^{n-k}$ . Pour deux signaux les ruptures sont simultanées ou uniques. Soit  $P^2$  la probabilité d'avoir deux ruptures simultanées et  $n^2$  le nombre de ruptures simultanées. Soit  $P^{(1)}$  et  $P^{(2)}$  la probabilité d'avoir une rupture sur le premier signal et le second signal. On note  $n^{(1)}$  et  $n^{(2)}$  les nombres de ruptures uniques. Dans ce contexte la probabilité des ruptures présentes sur les deux signaux peut être définie par  $(P^2)^{n^2} (P^{(1)})^{n^{(1)}} (P^{(2)})^{n^{(2)}} (P^0)^{n-n^2+n^{(1)}+n^{(2)}}$  avec  $P^2 + P^{(1)} + P^{(2)} + P^0 = 1$ . La loi *a priori* proposée généralise ce principe à  $J$  signaux et pour des probabilités différentes à chaque instant  $i$ .

On définit  $\underline{r}^{(j)}$  comme une séquence de variables aléatoires indépendantes suivant une loi de Bernoulli. Si on suppose dans un premier temps qu'il n'existe aucun lien entre les processus, la probabilité d'avoir une séquence de ruptures  $\underline{r}$  est :

$$\pi(\underline{r}^{(1)}, \dots, \underline{r}^{(J)}) = \prod_{j=1}^J (\lambda^{(j)})^{N_j} (1 - \lambda^{(j)})^{n - N_j} \text{ avec } N_j = \sum_{i=1}^n r_{j,i}, \quad (2.68)$$

où  $\lambda^{(j)}$  est la probabilité d'avoir une rupture sur  $\underline{y}^{(j)}$ . Dans ce modèle la valeur de  $\lambda^{(j)}$  est définie par l'utilisateur, tandis que la valeur de  $N_j$  est inconnue [Lav98]. Si on suppose maintenant qu'il existe une corrélation entre les processus et qu'elle est différente pour chaque instant  $i$ . On note :

$$\begin{aligned} P_i^{(j)} &= P(r_i^{(1)} = 0, \dots, r_i^{(j)} = 1, \dots, r_i^{(J)} = 0) \\ P_i^0 &= P\left(\sum_{j=1}^J r_i^{(j)} = 0\right) \\ P_i^l &= P\left(\sum_{j=1}^J r_i^{(j)} = l\right) \text{ avec } l \in \{2, \dots, J\} \end{aligned} \quad (2.69)$$

$P_i^{(j)}$  est la probabilité d'avoir une rupture unique à la position  $i$  sur le processus  $\underline{y}^{(j)}$ . On note  $\zeta_j$  l'ensemble de ces positions.  $P_i^l$  est la probabilité d'avoir à la position  $i$ ,  $l$  ruptures simultanées sur les  $J$  processus. On note  $\eta_l$  l'ensemble de ces positions. On définit alors la probabilité qui lie les ruptures dans les processus :

$$\pi(\underline{r}^{(1)}, \dots, \underline{r}^{(J)}) = \left( \prod_{j=1}^J \prod_{i \in \zeta_j} P_i^{(j)} \right) \left( \prod_{l=2}^J \prod_{i \in \eta_l} P_i^l \right) \left( \prod_{i \in \eta_0} P_i^0 \right), \quad (2.70)$$

$$\begin{aligned} \text{avec } & \sum_{j=1}^J \text{card} \{ \zeta_j \} + \sum_{l=2}^J \text{card} \{ \eta_l \} + \text{card} \{ \eta_0 \} = n \\ \text{et } & \sum_{j=1}^J P_i^{(j)} + \sum_{l=2}^J P_i^l + P_i^0 = 1. \end{aligned}$$

De plus, on suppose que la loi *a priori* des paramètres  $\underline{m} : f(\underline{m}/\underline{r})$  est une loi uniforme sur l'ensemble des valeurs de  $m$  et que les processus sont indépendants. On a alors :

$$\begin{aligned} Pr(\underline{R} = \underline{r} / \underline{Y} = \underline{y}; \underline{m}) & \propto \\ & \prod_{j=1}^J \left( h^{(j)}(\underline{y}^{(j)} / \underline{r}^{(j)}; \underline{m}^{(j)}) \prod_{i \in \zeta_j} P_i^{(j)} \right) \left( \prod_{l=2}^J \prod_{i \in \eta_l} P_i^l \right) \left( \prod_{i \in \eta_0} P_i^0 \right) \end{aligned} \quad (2.71)$$

Dans le cas de deux processus, la fonction de contraste à minimiser est définie par :

$$\begin{aligned} [\hat{r}] & = \underset{(\underline{r}) \in \{0,1\}^{n \times n}}{\text{argmin}} \sum_{j=1}^2 V_{\underline{y}^{(j)}}(\underline{r}^{(j)}; \widehat{\underline{m}}^{(j)}(\underline{r}^{(j)})) \\ & + \sum_{i \in \zeta_1} \beta_i^{(1)} + \sum_{i \in \zeta_2} \beta_i^{(2)} + \sum_{i \in \eta_2} \gamma_i^2 \end{aligned} \quad (2.72)$$

avec  $\beta_i^{(1)} = \ln\left(\frac{P_i^0}{P_i^{(1)}}\right)$ ,  $\beta_i^{(2)} = \ln\left(\frac{P_i^0}{P_i^{(2)}}\right)$  et  $\gamma_i^2 = \ln\left(\frac{P_i^0}{P_i^2}\right)$ . Le terme  $\sum_{i=1}^n P_i^0$  est retiré de l'expression (2.72) car il est constant. Dans les applications que nous avons étudiées, on dispose d'une information *a priori* imprécise sur la position des ruptures. En effet, quand le vecteur vent est observé avec un anémomètre situé en bords de mer, l'information *a priori* imprécise sont les instants  $t'_k$  des heures de marées hautes et basses. Cependant les changements brusques sur la vitesse et la direction du vent qui ont de fortes probabilités de se produire à ces instants, le sont dans une plage de temps autour de l'heure de basculement de la marée. C'est pour cette raison que la loi *a priori* qui modélise la probabilité des séquences de ruptures est composée de probabilités qui augmentent autour des instants de ruptures.

En pratique il y a deux façons de construire la loi *a priori* (2.70) ; la première consiste à définir les probabilités d'occurrences des ruptures et la seconde à définir la pénalisation associée à chaque type de rupture (la pénalisation sera d'autant plus faible que le type de rupture sera probable). C'est cette dernière approche que nous avons utilisée pour proposer une loi *a priori*

qui intègre une information sur la position des ruptures. Il existe alors une contrainte à respecter pour la définition de cette loi. En effet on considère  $\beta^{(1)}$ ,  $\beta^{(2)}$ ,  $\gamma^2$  des pénalisations définies avec la loi (2.70) qui garantit la normalisation des probabilités. On montre que ces pénalisations peuvent être modifiées en conservant la normalisation des probabilité si les nouvelles valeurs de pénalisation respectent les conditions suivantes :  $0 \leq \beta_i^{(1)} \leq \beta^{(1)}$ ,  $0 \leq \beta_i^{(2)} \leq \beta^{(2)}$ ,  $0 \leq \gamma_i^2 \leq \gamma^2$ .

Pour favoriser la détection des ruptures aux instants  $t'_k$  nous proposons les expressions suivantes pour les paramètres de la fonction de pénalisation :

$$\beta_i^{(1)} = \beta^{(1)} - \rho^{(1)} \sum_{k=1}^N \exp\left(-\frac{(i-t'_k)^2}{2(\tau^{(1)})^2}\right) \quad (2.73)$$

$$\beta_i^{(2)} = \beta^{(2)} - \rho^{(2)} \sum_{k=1}^N \exp\left(-\frac{(i-t'_k)^2}{2(\tau^{(2)})^2}\right) \quad (2.74)$$

$$\gamma_i^2 = \left(\beta_i^{(1)} + \beta_i^{(2)}\right) \left(\frac{\gamma^2}{\beta^{(1)} + \beta^{(2)}}\right) \quad (2.75)$$

$\rho^{(1)}$  et  $\rho^{(2)}$  définissent la confiance sur l'information *a priori* de la présence d'une rupture en  $t'_k$ .  $(\tau^{(2)})^2$  et  $(\tau^{(1)})^2$  définissent la confiance sur la localisation de la rupture. On montre sur la Figure 2.11 que pour le modèle proposé, la pénalisation décroît aux instants  $t'_k$  tandis que la probabilité d'avoir une rupture croît.

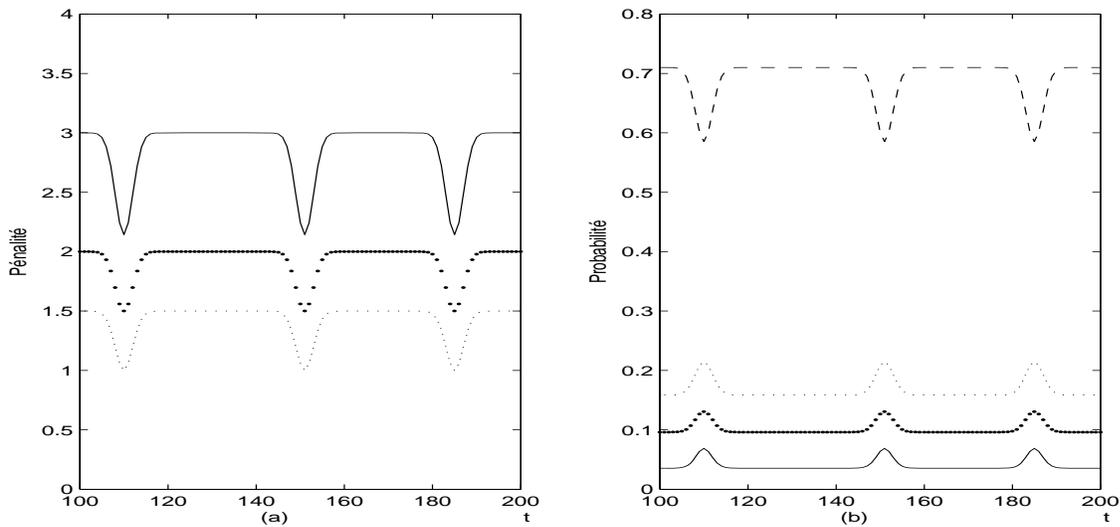


FIGURE 2.11: Fig.(a) Evolution des paramètres de pénalisation, (-)  $\gamma_i^2$ , (..)  $\beta_{1,i}$ , (..)  $\beta_{2,i}$ . Fig.(b) Evolution des probabilités, (-)  $P_i^2$ , (..)  $P_i^{(1)}$ , (..)  $P_i^{(2)}$ , (- -)  $P_i^0$ .

### Logarithmic Opinion Pool

Pour conserver la règle de Bayes et une distribution unimodale dans chaque segment, nous proposons d'utiliser une règle de combinaison des processus de type "Logarithmic Opinion Pool" [BS97]. Dans ce cas on introduit dans la distribution *a posteriori* un ensemble de paramètres  $\underline{\mu} = \{\mu^{(1)}, \dots, \mu^{(J)}\}$  associés aux différents processus [RB05]. Ces paramètres vont introduire un poids sur le logarithme de chaque distribution qui permettra de moduler leurs interdépendances. Les paramètres  $\mu^{(1)}, \dots, \mu^{(J)}$  vont pondérer les fonctions de contraste de chaque signal dans la fonction de contraste pénalisée globale. En effet pour construire la fonction de contraste pénalisée on prend le logarithme de la fonction de vraisemblance, et ses paramètres qui sont des puissances dans la distribution *a posteriori* deviennent des poids associés à la vraisemblance de chaque signal. Ils définissent alors les poids de l'opérateur de fusion somme pondérée qui combine les valeurs des vraisemblances.

L'estimateur du maximum *a posteriori* est dans ce cas donné par :

$$\begin{aligned}
 (\hat{r}, \hat{m}) &= \tag{2.76} \\
 &= \underbrace{\text{Argmax}}_{(r, m)} \prod_{j=1}^J \left( h^{(j)} \left( \underline{y}^{(j)} / \underline{r}^{(j)}; \underline{m}^{(j)} \right) \left( P^{(j)} \right)^{n^{(j)}} \right)^{\mu^{(j)}} \left( \prod_{l=2}^J (P^l)^{n^l} \right) (P^0)^{n^0} \\
 &\quad \text{avec} \quad \sum_{j=1}^J n^{(j)} + \sum_{l=2}^J n^l + n^0 = n
 \end{aligned}$$

Dans cette expression  $(P^{(j)}, P^l, P^0)$  ne sont plus des probabilités permettant d'exprimer le comportement mutuel entre processus mais des paramètres qui ne dépendent pas des instants  $i$ . En effet, les paramètres  $\underline{\mu}$  interviennent aussi dans l'expression de la loi *a priori*. Il n'est donc plus possible de favoriser l'une ou l'autre configuration de rupture en agissant seulement sur les paramètres  $(P^{(j)}, P^l, P^0)$ . On se propose ici de définir la loi *a priori* du critère "Independent Opinion Pool" équivalent à l'expression 2.76.

On considère le cas de deux processus et on note  $h_v^{(j)} = h^{(j)}(y^{(j)} / r_i^{(j)} = v; m^{(j)})$  la vraisemblance de la présence ou de l'absence d'une rupture,  $v \in \{1, 0\}$ , à la position  $i$ . Pour détecter une rupture sur  $\underline{y}^{(1)}$  il est nécessaire d'avoir :

$$\begin{aligned}
 (P^{(1)})^{\mu^{(1)}} (h_1^{(1)})^{\mu^{(1)}} (h_0^{(2)})^{\mu^{(2)}} &> P^0 (h_0^{(1)})^{\mu^{(1)}} (h_0^{(2)})^{\mu^{(2)}} \tag{2.77} \\
 \text{soit } \frac{(P^{(1)})^{\mu^{(1)}}}{P^0} &> \frac{(h_0^{(1)})^{\mu^{(1)}}}{(h_1^{(1)})^{\mu^{(1)}}}
 \end{aligned}$$

Soit pour détecter une rupture uniquement sur  $\underline{y}^{(j)}$  :

$$\frac{(P^{(j)})^{\mu^{(j)}}}{P^0} > \frac{(h_0^{(j)})^{\mu^{(j)}}}{(h_1^{(j)})^{\mu^{(j)}}} \tag{2.78}$$

Pour détecter une rupture double, soit une rupture sur les deux signaux, il faut avoir :

$$\frac{P^2}{P^0} > \left( \frac{h_0^{(1)}}{h_1^{(1)}} \right)^{\mu^{(1)}} \left( \frac{h_0^{(2)}}{h_1^{(2)}} \right)^{\mu^{(2)}} \quad (2.79)$$

En pratique, on veut favoriser la détection de ruptures simultanées, on doit donc avoir :

$$\frac{P^2}{P^0} > \prod_{j=1}^2 \left( \frac{h_0^{(j)}}{h_1^{(j)}} \right)^{\mu^{(j)}} \text{ soit } \frac{P^2}{P^0} = \alpha \prod_{j=1}^2 \left( \frac{(P^{(j)})^{\mu^{(j)}}}{P^0} \right) \text{ avec } \alpha > 1 \quad (2.80)$$

*Remarque : Dans le cas de la segmentation indépendante pour détecter une rupture double il faut que l'unique condition suivante soit remplie :*

$$\lambda_1 h_1^{(1)} \lambda_2 h_1^{(2)} > (1 - \lambda_1) h_0^{(1)} (1 - \lambda_2) h_0^{(2)} \quad (2.81)$$

où,  $\lambda_1$  est la probabilité d'avoir une rupture sur le signal 1 et  $\lambda_2$  la probabilité d'avoir une rupture sur le signal 2. Il en est de même pour la segmentation jointe "Independent Opinion Pool" ou l'unique condition suivante doit être respectée :

$$\frac{P^{(1)} P^{(2)} \alpha}{P^0 P^0} > \frac{h_0^{(1)} h_0^{(2)}}{h_1^{(1)} h_1^{(2)}} \quad (2.82)$$

Dans le cas de la segmentation jointe "Logarithmic Opinion Pool" nous allons montrer que deux conditions existent pour détecter une rupture simultanée.

Pour détecter une rupture sur les deux signaux, il faut donc avoir :

$$\frac{P^{(1)}}{(P^0)^{1/\mu^{(1)}}} > \frac{h_0^{(1)}}{h_1^{(1)}} \text{ et } \frac{P^{(2)} (\alpha)^{1/\mu^{(2)}}}{(P^0)^{1/\mu^{(2)}}} > \frac{h_0^{(2)}}{h_1^{(2)}} \quad (2.83)$$

Ou encore :

$$\frac{P^{(2)}}{(P^0)^{1/\mu^{(2)}}} > \frac{h_0^{(2)}}{h_1^{(2)}} \text{ et } \frac{P^{(1)} (\alpha)^{1/\mu^{(1)}}}{(P^0)^{1/\mu^{(1)}}} > \frac{h_0^{(1)}}{h_1^{(1)}} \quad (2.84)$$

On peut alors définir les différentes probabilités de la loi *a priori* en utilisant la réécriture suivante :

$$\frac{P^{*(1)}}{P^0} > \frac{h_0^{(1)}}{h_1^{(1)}} \text{ et } \frac{P^{*(2)} (\alpha)^{1/\mu^{(2)}}}{P^0} > \frac{h_0^{(2)}}{h_1^{(2)}} \quad (2.85)$$

où  $(\alpha)^{1/\mu^{(2)}}$  favorise la détection sur  $\underline{y}^{(2)}$  lorsque l'on a détecté sur  $\underline{y}^{(1)}$ .

$$\frac{P^{*(2)}}{P^0} > \frac{h_0^{(2)}}{h_1^{(2)}} \text{ et } \frac{P^{*(1)} (\alpha)^{1/\mu^{(1)}}}{P^0} > \frac{h_0^{(1)}}{h_1^{(1)}} \quad (2.86)$$

avec  $P^{*(1)} = P^{(1)} (P^0)^{(1-1/\mu^{(1)})}$ ,  $P^{*(2)} = P^{(2)} (P^0)^{(1-1/\mu^{(2)})}$ , où  $P^{*(1)}$  et  $P^{*(2)}$  sont respectivement les probabilités de détecter une rupture sur les processus  $\underline{y}^{(1)}$  et  $\underline{y}^{(2)}$ . Dans ce cas  $(\alpha)^{1/\mu^{(1)}}$  favorise la détection sur  $\underline{y}^{(1)}$  lorsque l'on a détecté sur  $\underline{y}^{(2)}$ .

On note  $P^{*(12)}$  et  $P^{*(21)}$  les probabilités de détecter sur le processus  $\underline{y}^{(1)}$  lorsque l'on a détecté sur le processus  $\underline{y}^{(2)}$  et inversement :

$$P^{*(12)} = \frac{P^{*(1)}P^{*(2)}}{P^0} (\alpha)^{1/\mu^{(1)}} \quad (2.87)$$

$$P^{*(21)} = \frac{P^{*(1)}P^{*(2)}}{P^0} (\alpha)^{1/\mu^{(2)}} \quad (2.88)$$

$P^{*2}$ , la probabilité de détecter une rupture double, est la somme de ces probabilités, soit :

$$P^{*2} = \frac{P^{*(1)}P^{*(2)}}{P^0} \left( (\alpha)^{1/\mu^{(1)}} + (\alpha)^{1/\mu^{(2)}} \right) \quad (2.89)$$

Finalement on montre qu'à partir de la normalisation des probabilités  $P^0 + P^{*(1)} + P^{*(2)} + P^{*2} = 1$ , on peut exprimer chaque probabilité, comme une fonction de  $P^{(1)}, P^{(2)}, P^2, \alpha, \mu^{(1)}, \mu^{(2)}$ . En pratique l'utilisateur fixera les probabilités  $P^0, P^{*(1)}, P^{*(2)}, P^{*2}$  qui ont un réel sens probabiliste pour le critère 2.76. On pourra alors favoriser la détection de ruptures doubles et la détection sur un processus en particulier avec les probabilités  $P^{*(12)}$  et  $P^{*(21)}$ . Lorsque ces probabilités sont fixées, on peut alors déduire à partir de leur normalisation les valeurs des paramètres du critère 2.76 [RB05].

On représente sur la Figure 2.12.(a) l'évolution des probabilités du critère "Independent Opinion Pool" équivalent et sur la Figure 2.12.(b) l'évolution des paramètres du critère "Logarithmic Opinion Pool". Dans cet exemple  $P^{*(12)} = P^{*(2)}/3$  et  $P^{*(21)} = 2 P^{*(2)}/3$  avec  $\alpha = 2$ . On peut remarquer que les probabilités  $P^0, P^{*(1)}, P^{*(2)}, P^{*2}, P^{*(12)}, P^{*(21)}$  sont bien normalisées contrairement aux paramètres  $P^0, P^{(1)}, P^{(2)}, P^2$ .

## Expérimentation

Pour montrer l'intérêt de la méthode "Independent Opinion Pool", on estime la distribution empirique des ruptures détectées à partir de plusieurs réalisations de signaux aléatoires. On représente sur la Figure 2.13.(a) une réalisation de la vitesse du vent modélisée par une variable aléatoire Log normale stationnaire par morceaux. On représente sur la Figure 2.14.(a) la direction du vent modélisée par une variable aléatoire suivant une distribution de von Mises. Sur ces figures, les instants de ruptures sont indiqués par des lignes pointillées verticales. On recherche ici des ruptures dans la moyenne et la variance des processus.

Expérimentation (1) : On présente sur les Figures 2.13.(b) et 2.14.(b) la segmentation indépendante des processus qui n'intègre donc pas d'information *a priori* sur le comportement mutuel entre processus. Dans ce cas, plus la dynamique de la rupture est faible et plus la probabilité de détecter la rupture à l'instant de la rupture est faible.

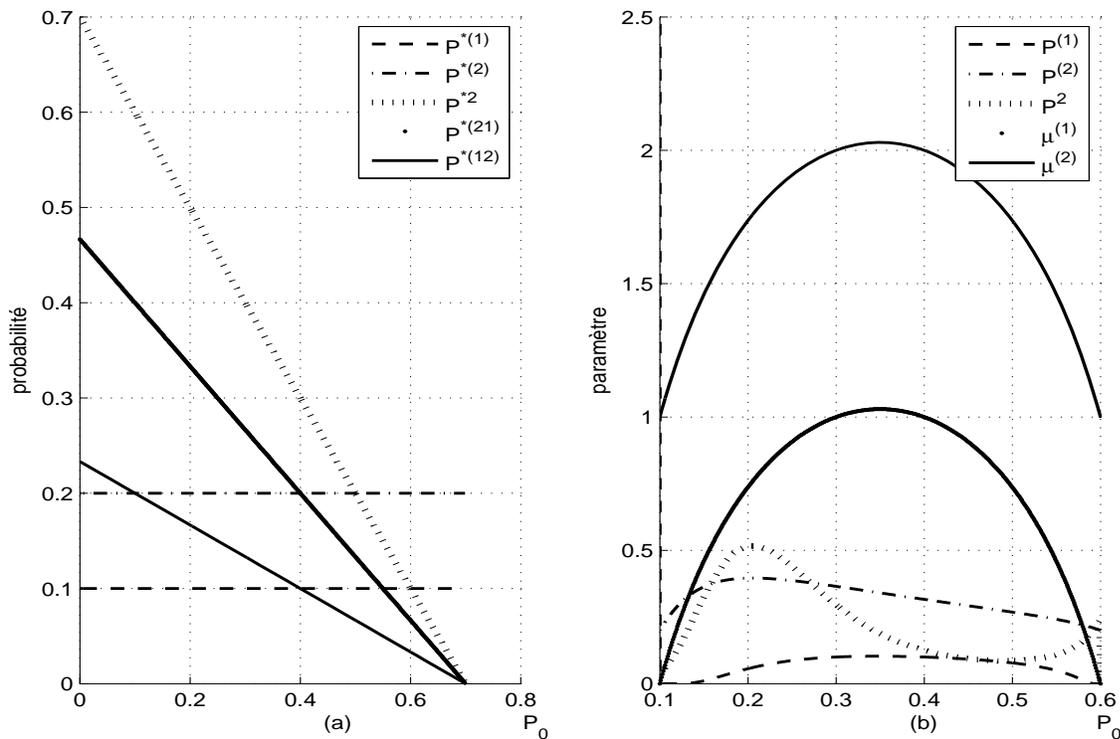


FIGURE 2.12: Fig.(a) Evolution des probabilités. Fig.(b) Evolution des paramètres du critère.

Expérimentation (2) : On présente sur les Figures 2.13.(c) et 2.14.(c) la segmentation conjointe des processus obtenue avec la loi *a priori* 2.70 qui intègre le comportement mutuel entre processus. Pour cette expérimentation on ne considère pas l'information *a priori* sur la position des ruptures. On remarquera que, dans ce cas, la segmentation conjointe des deux processus permet d'augmenter la probabilité de détection pour les ruptures présentes simultanément sur les deux signaux.

Expérimentation (3) : On présente sur les Figures 2.13.(d) et 2.14.(d) la segmentation conjointe des processus obtenue avec les paramètres de pénalisations 2.75, 2.74, 2.73 qui intègrent, en plus de l'information *a priori* sur le comportement mutuel entre processus, une information *a priori* sur la position des ruptures. On représente sur ces figures les instants de ruptures qui définissent cette information *a priori* par des lignes pointillées verticales. On peut constater sur ces figures que cette information *a priori* supplémentaire permet d'améliorer la détection des ruptures aux instants des ruptures.

Expérimentation (4) : On présente sur les Figures 2.15.(c) et 2.15.(d) la segmentation conjointe des processus obtenue en maximisant la distribution du logarithme opinion pool défini par l'expression (2.76). Les positions des ruptures sur les signaux sont les mêmes que celles indiquées sur les Figures 2.13.(a), 2.13.(b) mais la dynamique des ruptures est plus faible. On définit dans ce cas deux probabilités identiques pour la détection d'une rupture sur un des signaux quand elle a été détectée sur l'autre signal. On montre dans cette expérimentation que l'introduction de ces

probabilités croisées permet d'améliorer notablement la probabilité de détection des ruptures simultanées. On remarque aussi que dans ce cas les probabilités de fausse alarme aux instants des ruptures uniques restent faibles.

Ce travail a été évalué sur signaux réels pour la segmentation conjointe hors ligne de la vitesse et la direction du vent. En effet l'intérêt d'une telle application est de pouvoir estimer précisément la vitesse, la direction moyenne et les instants de changements de ces paramètres qui sont utilisés dans les modèles de propagation de polluants. Pour un anémomètre en bord de mer, il existe une forte probabilité pour qu'une variation de direction et vitesse du vent apparaisse simultanément sur ces deux composantes. D'autre part il existe aussi une forte probabilité pour que ces variations apparaissent aux heures de changement de marées. On montre dans [RB06] que le modèle de segmentation proposé permet d'améliorer les performances de la segmentation en intégrant une information *a priori* sur le comportement mutuel entre processus et sur les instants de marées basses et hautes.

### 2.3.3 Estimation et Détection conjointe en ligne

Radner [Rad62] fut un des premiers à aborder les problèmes de décisions à partir de plusieurs détecteurs locaux. En 1981, Tenney et Sandell [TJ81] furent les premiers à traiter les problèmes de la détection distribuée telle qu'on la représente sur la Figure 2.1.(b). Ils déterminèrent la règle de décision locale optimale, en s'appuyant sur le critère de Bayes, pour les capteurs qui composent le système. Dans cette approche les décisions sont combinées par l'opérateur de fusion en utilisant les règles logiques "OU" et "ET". En 1986, Chair et Varshney [CV86] posent le problème de l'optimisation de l'opérateur de fusion. Ils considèrent les décisions des détecteurs locaux comme indépendantes et déterminent à partir de là un opérateur de fusion optimale. Cet opérateur est choisi parmi toutes les combinaisons linéaires possibles des décisions à partir d'un critère qui dépend des performances de détection de chaque capteur. Cependant, dans ce travail, le problème de l'optimisation des détecteurs locaux n'est pas abordé. C'est en 1987 que Reibman et Nolte [RN87] proposent, toujours dans un cadre Bayésien, d'optimiser simultanément les détecteurs locaux et l'opérateur de fusion. Thomopoulos [TVB89] propose alors un schéma de décision optimale selon le critère d'optimisation de Neyman-Pearson. L'optimisation simultanée définie dans ce cadre, appelée PBPO (Person By Person Optimisation), conduit à un ensemble d'équations couplées dont le nombre croît très rapidement avec le nombre de capteurs, rendant leurs résolutions très difficiles. Pour simplifier ce problème, Tsitsiklis [Tsi86] montre que dans le cas où les capteurs sont identiques, sous le formalisme bayésien, les mêmes seuils sont utilisés pour chacun d'eux. Cela fournit un résultat sous-optimal lorsque le nombre de capteurs est fini. Dans ce cas, il est montré que la règle de fusion optimale est une règle *k-out-of-n* avec un seuil défini, c'est-à-dire que la décision globale sera égale à 1 si au moins *k* décisions parmi *n* sont égales à 1. Récemment, Sun, Shi et Wesel [SSW01] ont montré les propriétés de quasi-convexité de la probabilité d'erreur pour une règle de fusion *k-out-of-n* fixée. Cette propriété permet notamment d'éliminer le problème des multiples optima locaux. De ce fait, l'optimum déterminé par *n* importe quelle méthode sera l'optimum global. C'est à partir de ces travaux que Zang, Varshney et Wesel [ZVW02] ont proposé un algorithme SECANT qui permet de trouver les critères de décision optimale du système. Ils montrent également dans leurs travaux que la quasi-convexité existe pour le critère de Neyman-Pearson et utilisent la

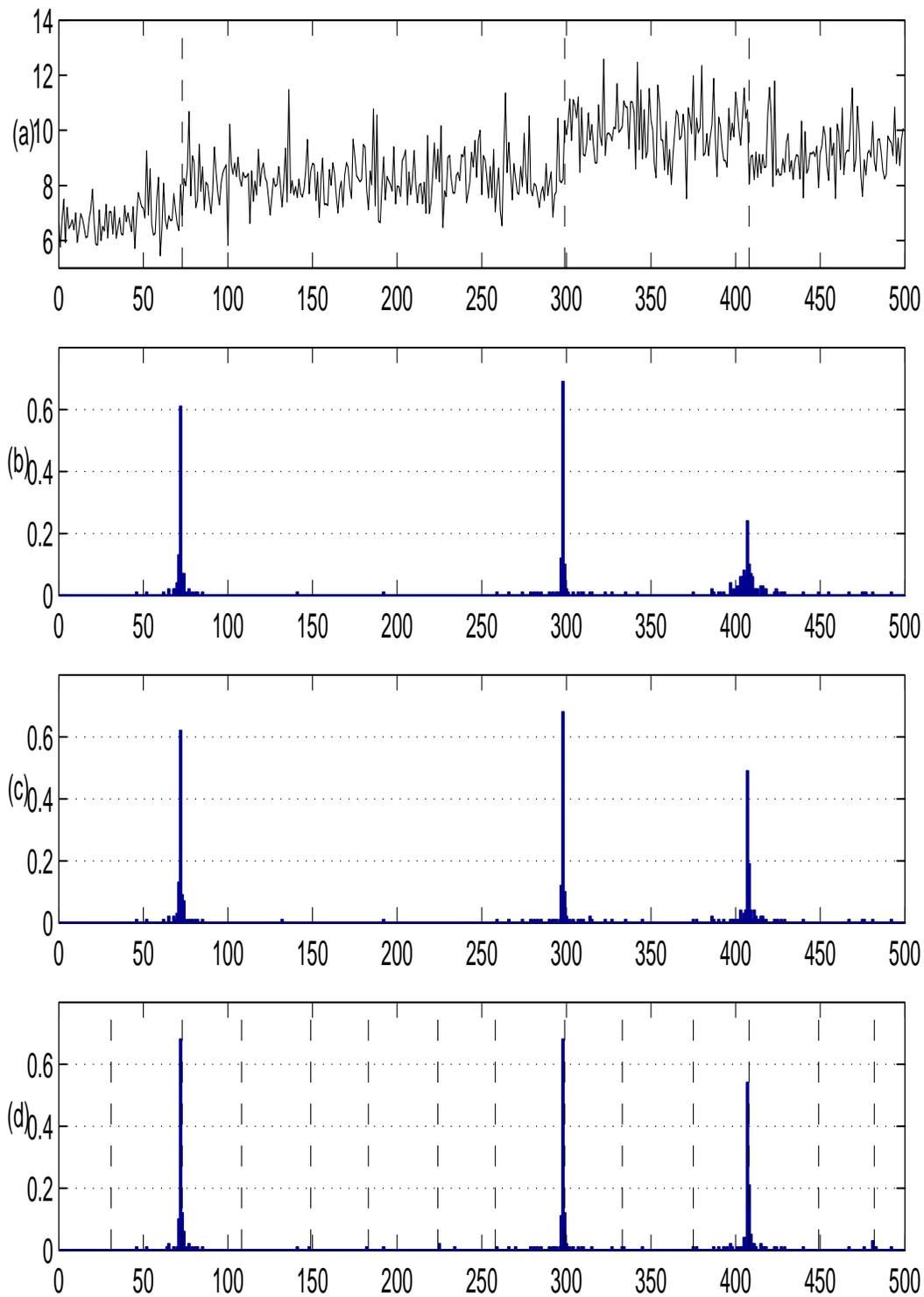


FIGURE 2.13: Fig. (a) Signal observé  $y^{(1)}$  (vitesse du vent) et les instants de ruptures. Fig. (b), (c), (d) distributions empiriques des ruptures détectées  $r^{(1)}$ ; Fig.(b) obtenues pour l'expérimentation (1), Fig.(c) obtenues pour l'expérimentation (2), Fig.(d) obtenues pour l'expérimentation (3).

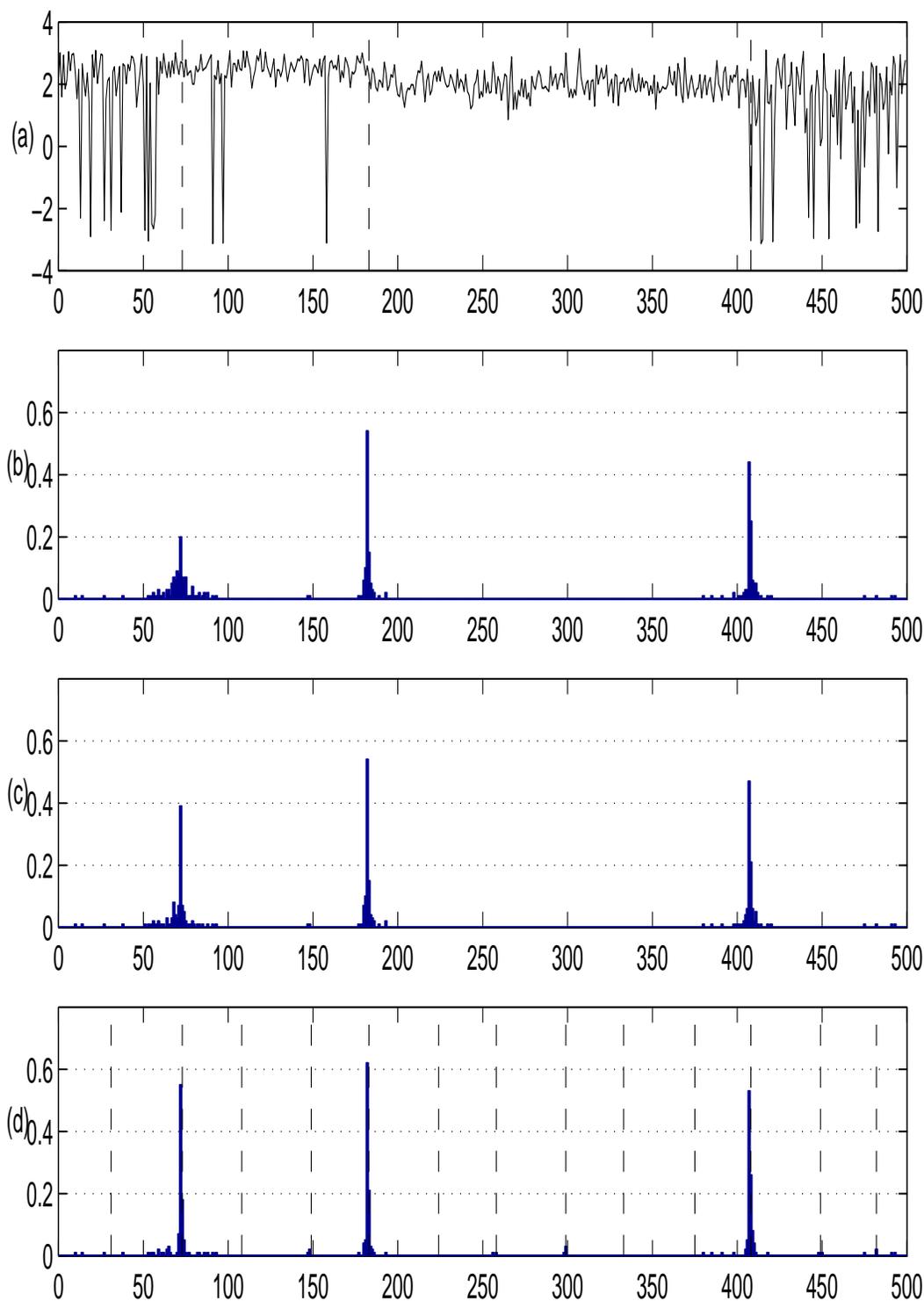


FIGURE 2.14: Fig. (a) Signal observé  $y^{(2)}$  (direction du vent) et les instants de ruptures. Fig. (b), (c), (d) distributions empiriques des ruptures détectées  $r^{(2)}$ ; Fig.(b) obtenues pour l'expérimentation (1), Fig.(c) obtenues pour l'expérimentation (2), Fig.(d) obtenues pour l'expérimentation (3).

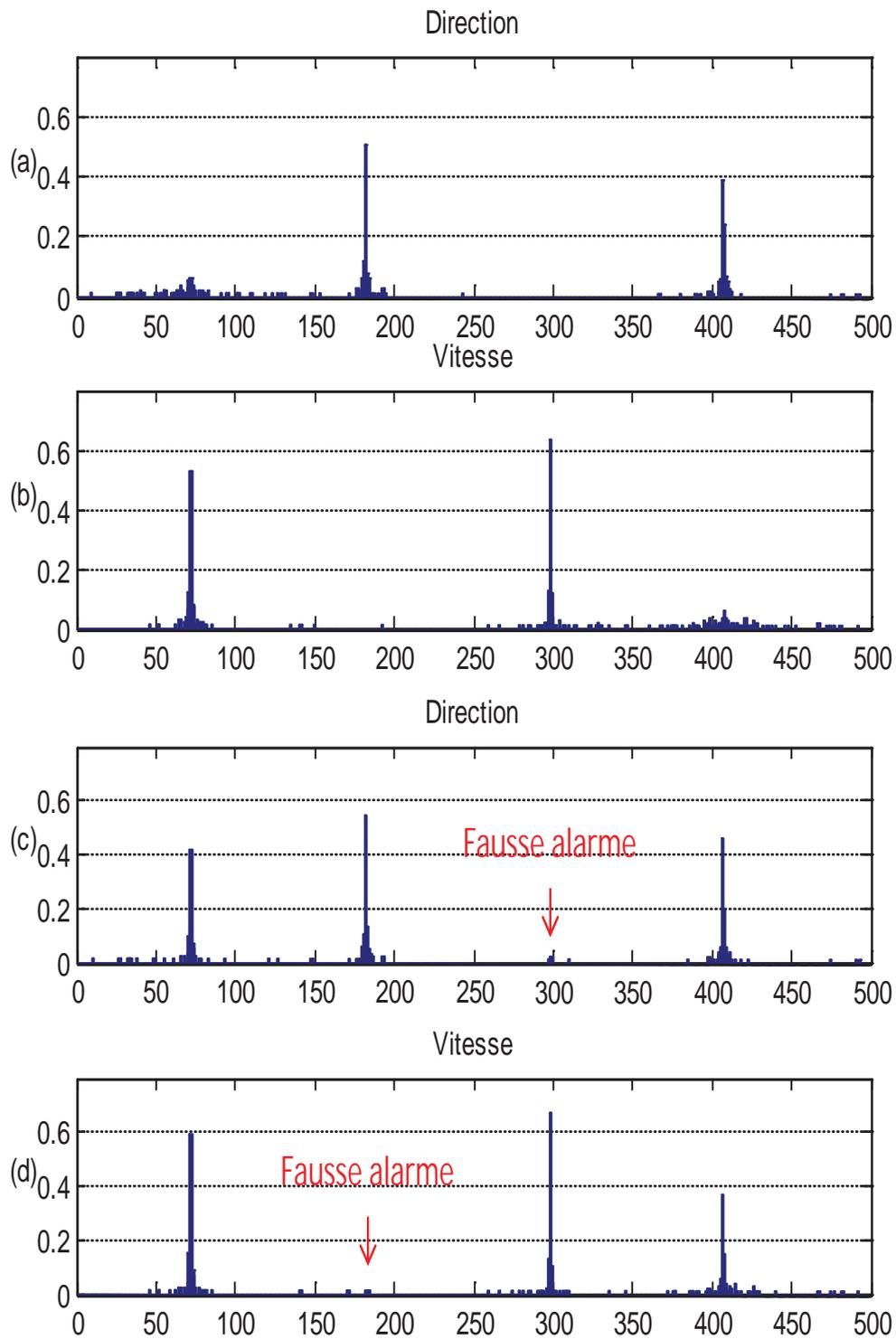


FIGURE 2.15: Distributions empiriques des ruptures détectées  $r$  obtenues pour l'expérimentation (4) ; Fig.(a) segmentation indépendante de la direction, Fig.(b) segmentation indépendante de la vitesse, Fig.(c) segmentation conjointe (logarithmic opinion pool) de la direction, Fig.(d) segmentation conjointe (logarithmic opinion pool) de la vitesse.

méthode du multiplicateur de Lagrange pour déterminer les seuils optimaux locaux.

Chen et Willet [CW05] ont étudié la transmission de l'information dans les nouveaux systèmes de communication sans fil. Dans ces systèmes, les décisions transmises au centre de fusion sont considérées dépendantes. Les auteurs établissent dans ce cadre le test de rapport de vraisemblance optimal au niveau des décisions locales pour des hypothèses binaires. Ils proposent pour cela un critère pour l'optimisation simultanée des détecteurs locaux et de l'opérateur de fusion. Ils établissent alors un algorithme permettant d'obtenir la convergence vers un minimum local symétrique (seuils identiques) ou non (dépendant des conditions initiales) du critère. D'autres critères d'optimisation pour les systèmes centralisés et distribués, utilisant la quantité d'information transmise plutôt que l'information elle-même, ont été développés. Il s'agit de critères entropiques notamment étudiés dans [Des98].

*Notre contribution dans ce domaine a porté sur la proposition d'un système distribué pour l'estimation des ruptures. Ce travail a été réalisé dans le cadre de la thèse de Monsieur Stanislas Boutoille [Bou07]. Lorsque les ruptures sont présentes sur plusieurs signaux la simultanéité de leurs instants, liée à la synchronisation entre capteurs, est une contrainte difficile à tenir en pratique. Dans ce contexte, nous avons proposé un système de fusion hybride qui combine les décisions fournies par un détecteur de ruptures centralisé et par un détecteur de ruptures distribué. Le système proposé permet d'exploiter au mieux les performances de ces deux modalités lorsque les ruptures peuvent être simultanées ou non simultanées [BRB04, BRB05, BRB10].*

### Estimation de ruptures par fusion distribuée

Un système de fusion centralisée est plus performant lorsqu'il peut faire l'hypothèse de simultanéité des ruptures. Si cette hypothèse n'est pas respectée, ses performances se dégradent. Lorsque les ruptures sur les différents signaux ne sont pas supposées *a priori* synchrones, le système de détection doit estimer leurs positions. Dans ce cas, la fusion distribuée est la plus performante pour des instants de ruptures non synchronisés. Le problème qui se pose alors est de pouvoir choisir l'une ou l'autre des décisions prises par ces deux approches lorsque les ruptures ne sont pas obligatoirement synchrones. Nous proposons de combiner leurs décisions dans un centre de fusion distribuée. Le système hybride proposé (à la fois centralisé et distribué), permet alors d'obtenir des performances pour la segmentation qui sont au moins aussi bonnes que les performances obtenues par le meilleur des systèmes de fusion, en présence de ruptures simultanées et non-simultanées.

### Estimateurs MAP centralisés et distribués

Soit  $\underline{t} = (t^{(j)}, 1 \leq j \leq J)$  l'ensemble des instants des ruptures associés aux signaux en provenance des  $J$  capteurs. Soit le paramètre  $m_1$  du signal après la rupture associé à l'hypothèse  $H_1$  de présence d'une rupture. Soit le paramètre  $m_0$  du signal associé à l'hypothèses  $H_0$  d'absence de rupture. La valeur de  $m_0$  est supposée connue. On note le rapport de vraisemblance du signal  $y^{(j)}$  entre  $t^{(j)} + 1$  et  $n$  :

$$g^{(j)}(m_1, t^{(j)}) = \frac{h^{(j)}(y_{t^{(j)}+1:n}^{(j)}; m_1)}{h^{(j)}(y_{t^{(j)}+1:n}^{(j)}; m_0)} \quad (2.90)$$

Le paramètre  $m_1$  après la rupture, est inconnu.

Dans le cas de l'estimateur de rupture distribué, les paramètres dépendent du signal  $\underline{y}^{(j)}$ . Ils sont estimés par une double maximisation sur  $m_1^{(j)}$  et  $t^{(j)}$ . On a alors :

$$\hat{m}_1^{(j)}(t^{(j)}) = \underbrace{\text{Argmax}}_{m_1^{(j)}} \left( g^{(j)}(m_1^{(j)}, t^{(j)}) \right) \quad (2.91)$$

$$\hat{t}^{(j)} = \underbrace{\text{Argmax}}_{t^{(j)}} \left( g^{(j)}(\hat{m}_1^{(j)}(t^{(j)}), t^{(j)}) \right) \quad (2.92)$$

Le critère MAP de décision est alors donné par :

$$\prod_{j=1}^J g^{(j)} \left( \hat{m}_1^{(j)}(\hat{t}^{(j)}), \hat{t}^{(j)} \right) \underset{H_0}{\underset{H_1}{\geq}} \prod_{j=1}^J \frac{P(\hat{t}^{(j)}/H_0) P(H_0)}{P(\hat{t}^{(j)}/H_1) P(H_1)} = \lambda_2 \quad (2.93)$$

Dans le cas de l'estimateur de rupture centralisé,  $m_1$  et  $t$  sont estimés à partir de l'ensemble des signaux fusionnés. On a alors :

$$\hat{m}_1(t) = \underbrace{\text{Argmax}}_{m_1} \left( \prod_{j=1}^J g^{(j)}(m_1, t) \right) \quad (2.94)$$

$$\hat{t} = \underbrace{\text{Argmax}}_t \left( \prod_{j=1}^J g^{(j)}(\hat{m}_1(t), t) \right) \quad (2.95)$$

Le critère MAP de décision est calculé à partir de ces paramètres et des signaux  $\underline{y}$ . Il est donné par :

$$\prod_{j=1}^J g^{(j)}(\hat{m}_1(\hat{t}), \hat{t}) \underset{H_0}{\underset{H_1}{\geq}} \left( \frac{P(\hat{t}/H_0) P(H_0)}{P(\hat{t}/H_1) P(H_1)} \right)^J = \lambda_1 \quad (2.96)$$

$\hat{m}_1(\hat{t})$  et  $\hat{t}$  sont respectivement les estimations de  $m_1$  et  $t$  sur les échantillons des  $J$  signaux pris entre  $t$  et  $n$ .

### Critère de fusion distribuée hybride

Pour déterminer les seuils permettant d'obtenir la probabilité de détection la plus grande pour une probabilité de fausse alarme fixée ( $Pf = \alpha$ ), nous recherchons la règle de décision qui maximise le Lagrangien  $L$  au sens du critère de Neyman-Pearson, défini par [BRB10] :

$$L = \lambda\alpha + \sum_u P(u_0 = 1/u) [P(u/H_1) - \lambda P(u/H_0)]. \quad (2.97)$$

où  $u^{(k)} \in \{1, 0\}$  est la décision prise par le système  $k$ . Avec  $u = \{u^{(1)}, u^{(2)}\}$  et  $u_0$  les décisions prises respectivement par le système de décision centralisée et le système de fusion distribuée et par le système de fusion globale. On montre que le critère de décision de chaque système  $k$ , qui maximise  $L$ , est donné par :

$$\frac{P(\{\underline{y}^{(1)}, \underline{y}^{(2)}, \dots, \underline{y}^{(J)}\} / H_1, \underline{t}^{(k)})}{P(\{\underline{y}^{(1)}, \underline{y}^{(2)}, \dots, \underline{y}^{(J)}\} / H_0, \underline{t}^{(k)})} \underset{H_0}{\underset{H_1}{\geq}} \lambda \frac{C_0^k \cdot P(\underline{t}^{(k)} / H_0)}{C_1^k \cdot P(\underline{t}^{(k)} / H_1)}, \quad k \in \{1, 2\} \quad (2.98)$$

La définition des seuils dépendra de la règle de fusion hybride utilisée. Par exemple pour la règle de fusion ET, le seuil du système  $k = 1$  de détection de ruptures synchronisées est donné par :

$$\lambda_1 = \lambda \frac{C_0^1}{C_1^1} = \lambda \frac{P(u^{(2)} = 1 / H_0, u^{(1)} = 1)}{P(u^{(2)} = 1 / H_1, u^{(1)} = 1)} = \lambda \frac{P_{f_{ns}}^s}{P_{D_{ns}}^s} \quad (2.99)$$

Et pour  $k = 2$ , on a le seuil du système non synchronisé :

$$\lambda_2 = \lambda \frac{C_0^2}{C_1^2} = \lambda \frac{P(u^{(1)} = 1 / H_0)}{P(u^{(1)} = 1 / H_1)} = \lambda \frac{P_{f_s}}{P_{D_s}} \quad (2.100)$$

Avec  $P_{D_s}$  et  $P_{f_s}$  la probabilité de détection et de fausse alarme du système synchronisé.  $P_{D_{ns}}^s$  et  $P_{f_{ns}}^s$  sont respectivement les probabilités de détection et de fausse alarme du système désynchronisé lorsque le système synchronisé a détecté l'hypothèse  $H_1$ . En pratique ces probabilités sont obtenues pour différentes valeurs de seuil  $\lambda_1$ . On déduit ensuite la valeur des seuils et la règle de fusion à utiliser pour obtenir la probabilité de fausse alarme souhaitée du système global.

## Expérimentation

La méthode proposée a été évaluée sur signaux synthétiques en termes de probabilité de détection et d'erreur sur la localisation des ruptures. L'erreur de localisation est l'erreur quadratique moyenne entre la position estimée et la position réelle. On présente sur la Figure 2.16.(a) la probabilité de détecter les ruptures en fonction du décalage de leurs positions sur les deux signaux. Cette probabilité est obtenue pour un seuil fixé avec une probabilité de fausse alarme de 0.1. Sur la Figure 2.16.(b) la probabilité de fausse alarme est de 0.3. On reporte dans le Tableau 2.3 l'erreur de localisation obtenue pour des ruptures synchronisées et des ruptures désynchronisées avec un décalage relatif de 10 échantillons. Ces résultats nous ont permis de montrer que la fusion hybride "OU" est le meilleur compromis en termes de détection et localisation des ruptures pour les décalages étudiés dans cette expérimentation.

Ce travail a été appliqué à la poursuite du signal GPS. Les signaux GNSS modernes sont transmis sur plusieurs porteuses. Le récepteur synchronise les différentes porteuses, puis poursuit simultanément l'évolution du code sur les porteuses. Le signal GPS étant numérisé, on montre que l'évolution du discriminant est stationnaire par morceaux. Dans ce contexte, les ruptures du discriminant sont observées sur chaque porteuse. Cependant, les signaux GNSS ont

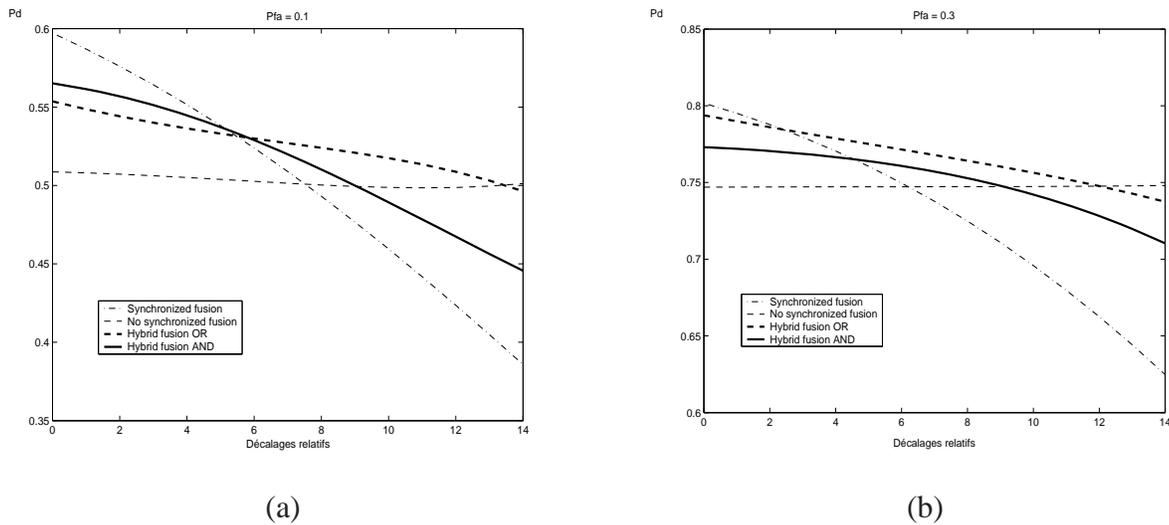


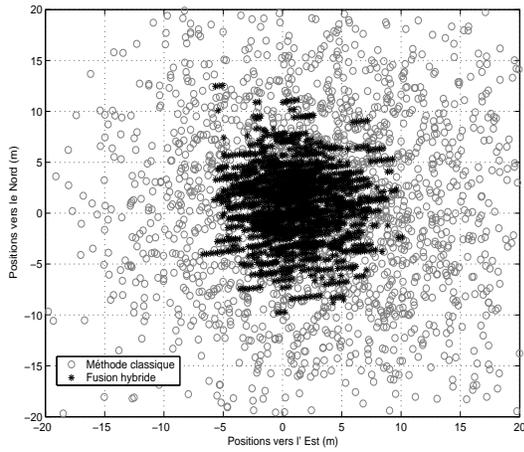
FIGURE 2.16: Probabilité de détection pour différents décalages entre ruptures et différentes probabilités de fausse alarme

Erreur \ Fusion	centralisée	distribuée	hybride "ET"	hybride "OU"
<b>Cas synchronisé</b>	6.5	7.92	6.15	6.14
<b>Cas non synchronisé</b>	8.3	7.92	6.83	6.87

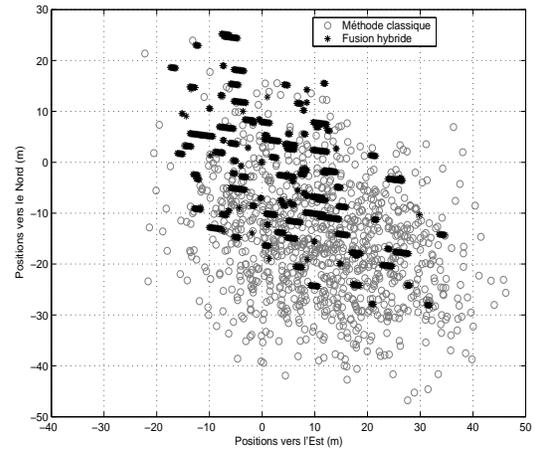
TABLE 2.3: Erreurs de localisation des ruptures pour différentes méthodes de fusion.

un parcours différent dans la ionosphère suivant leur fréquence. Dans ce cas la synchronisation des ruptures sur les différents discriminants ne peut pas être garantie. Nous avons appliqué l'estimateur de ruptures hybride proposé à la poursuite du signal GPS multi-porteuses. On reporte sur la Figure 2.17.(a) la position, calculée dans le cas statique, obtenue en fusionnant par la méthode proposée la poursuite du code sur les fréquences  $L1$  et  $L2$ . Pour cette simulation les gains en précision obtenus pour une puissance de  $45 \text{ dBHz}$  et  $51 \text{ dBHz}$  sont doubles. Dans l'expérimentation sur données réelles, la méthode est évaluée pour la poursuite de deux signaux GPS en bande  $L1$  acquis avec deux cartes d'acquisition différentes. Dans ce cas le bruit sur l'oscillateur local des cartes provoque une désynchronisation des signaux. On reporte sur la Figure 2.17.(b) la position calculée dans le cas statique. Le gain obtenu grâce à notre méthode est de 150 % pour cette expérimentation.

On reporte sur la Figure 2.18 une photo du système utilisé pour l'acquisition des signaux réels. Le dispositif expérimental utilisé est composé de deux cartes d'acquisition du signal GPS, indépendantes (c.f. Figure 2.18.(a)). Le signal en sortie d'antenne est redistribué, via un répartiteur, vers les entrées des deux cartes d'acquisition, c.f. Figure 2.18.(b). On dispose alors de deux mesures simultanées du signal GPS. Ces mesures qui sont réalisées pour la même fréquence  $L1$  n'introduisent pas de décalage ionosphérique entre les porteuses. Un récepteur GPS supplémentaire (c.f. Figure 2.18.(a)) est utilisé pour récupérer le message de navigation envoyé par les satellites. C'est à partir des informations extraites de ce message que les positions des satellites sont calculées et les horloges des satellites recalées par rapport au temps GPS.

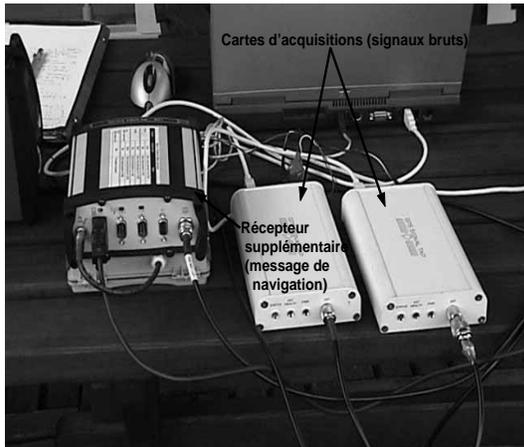


(a)

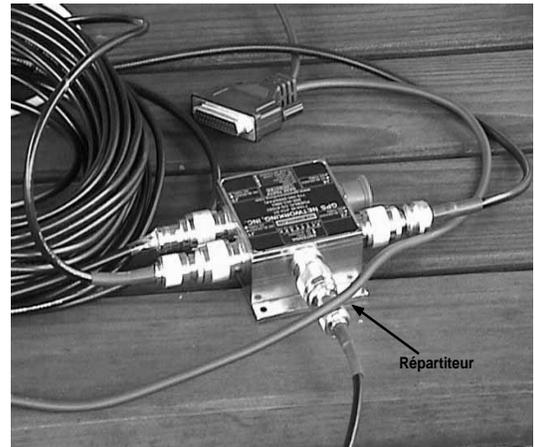


(b)

FIGURE 2.17: Positions statiques calculées dans le cas synthétique Fig.(a) et réel Fig.(b)



(a)



(b)

FIGURE 2.18: Système d'acquisition du signal GPS



# Chapitre 3

## Conclusion et perspectives

### 3.1 En résumé

Mes activités de recherche ont donc principalement porté sur la définition de systèmes d'estimation détection conjointe par fusion d'informations. Ces systèmes ont été développés dans un cadre Bayésien et utilisés pour la segmentation de signaux. Les techniques mises en œuvre ont été appliquées à l'estimation des paramètres statistiques du vecteur vent et à l'estimation des paramètres des signaux GNSS modernes.

Les perspectives de ce travail s'inscrivent dans la continuité de mes travaux antérieurs et dans la définition d'un nouveau projet. Mon objectif est de m'appuyer sur le savoir-faire développé dans les domaines du traitement des signaux GNSS et du géo-positionnement. Je souhaite donc développer mes travaux de recherche dans le domaine de la fusion d'informations. Dans ce contexte, deux axes applicatifs, tels que la réflectométrie des signaux GNSS et le géo-positionnement sous-marin, seront privilégiés :

- Les systèmes de navigation par satellites sont en pleine évolution et constituent un cadre applicatif, qui dans les années à venir va susciter un intérêt grandissant des financeurs. Il s'agit bien d'un cadre applicatif car le nombre d'applications existantes est déjà important et la potentialité en termes d'innovation augmente avec la modernisation des systèmes GNSS. Dans ce contexte, nous avons initié une activité de recherche portant sur la perception de l'environnement d'un récepteur GNSS grâce à l'utilisation d'un système radar bi-statique de signaux GNSS. Cette problématique applicative nous a permis d'identifier un certain nombre de pistes théoriques à développer dans le domaine de la fusion d'informations.
- Nos travaux de recherche en ingénierie océanographique portent sur la géolocalisation précise des fonds marins. Les systèmes GNSS permettent aujourd'hui d'estimer en statique et en dynamique la position d'un mobile terrestre avec une précision centimétrique. En mer, les signaux GNSS ne pénètrent pas dans l'eau et seuls les récepteurs se trouvant en surface peuvent être localisés. Pour remédier à ce problème, on couple un système de positionnement multi-capteurs se trouvant en surface sur un bateau, avec un système acoustique se trouvant dans l'eau. Le problème revient alors à localiser un transpondeur positionné sur le point à géo-localiser. L'objectif est ici d'obtenir une précision centimé-

trique pour les faibles profondeurs et les forts courants rencontrés dans la Manche mer du Nord.

Pour faire vivre ces projets, je participe à la définition d'un nouvel axe de recherche de l'ULCO. Cet axe qui s'est créé autour du projet de territoire "GIS (Groupement d'intérêt scientifique) Campus International de la Mer" a pour objectif d'inscrire dans les priorités de la région et de l'état (Projet CPER) la recherche dans le domaine des activités marines sur le Littoral Côte d'Opale. Je participe (avec le laboratoire LOG et l'IFREMER) à la création d'une action dans ce projet sur le thème de l'ingénierie marine. Le but est de développer un système de balises pour le positionnement sous-marin et d'acquérir un drone pour mettre en oeuvre un instrument aéroporté d'observation par réflectométrie GNSS.

Je vais présenter dans la suite les nouvelles applications que nous allons étudier, puis je décrirai les nouvelles problématiques auxquelles nous serons confrontés et les voies d'investigations en recherche que nous allons développer.

## 3.2 Réflectométrie des signaux GNSS

On représente sur la Figure 3.1.(a) le principe d'un système radar bi-statique utilisant les signaux GNSS et sur les Figures 3.1.(b), 3.1.(c) des systèmes que nous avons réalisés. Dans cette approche on compare le signal GNSS en provenance directe du satellite avec le signal réfléchi par le sol. Le but est alors de dériver les propriétés de la surface de réflexion à partir de leurs comparaisons. Le système est dit bi-statique car l'antenne d'émission et l'antenne de réception ne sont pas situées au même endroit. On distingue typiquement deux approches ; la réflectométrie spatiale lorsque l'antenne de réception est embarquée sur un satellite, et la réflectométrie terrestre quand l'antenne est proche du sol. C'est dans cette dernière approche que se situent nos perspectives.

Les techniques radars bi-statiques, utilisant le signal GPS ont été évaluées pour différentes applications. Par exemple Martin Neira a appliqué le système à l'altimétrie des océans [MN93]. Dans les travaux de Garrisson et al, c'est la vitesse du vent qui est mesurée à partir du signal réfléchi [GKZK02]. Enfin, de nombreux travaux décrits dans You et al [YGHS06], Germain et al [GRS<sup>+</sup>04] et Elfouhaily et al [ETL02] ont porté sur l'étude de modèles de réflexion et sur leurs influences sur la déformation du signal GPS réfléchi pour caractériser la surface des océans. C'est dans les travaux de Masters et al [MAK02] que l'on trouve la première étude de cette technique pour la caractérisation géotechnique des sols. Dans cette expérimentation, le RSB (Rapport Signal à Bruit) du signal en incidence directe provenant des satellites est comparé au RSB du signal réfléchi par le sol.

Pour cette application nous avons montré que la puissance du signal réfléchi peut être très faible [ARCB10c]. Pour pouvoir calculer cette puissance, il faut extraire le code du signal GNSS, estimer sa pulsation et son déphasage [QRG<sup>+</sup>08]. Un récepteur classique de réflectométrie numérise simultanément le signal direct et le signal réfléchi obtenus sur deux antennes

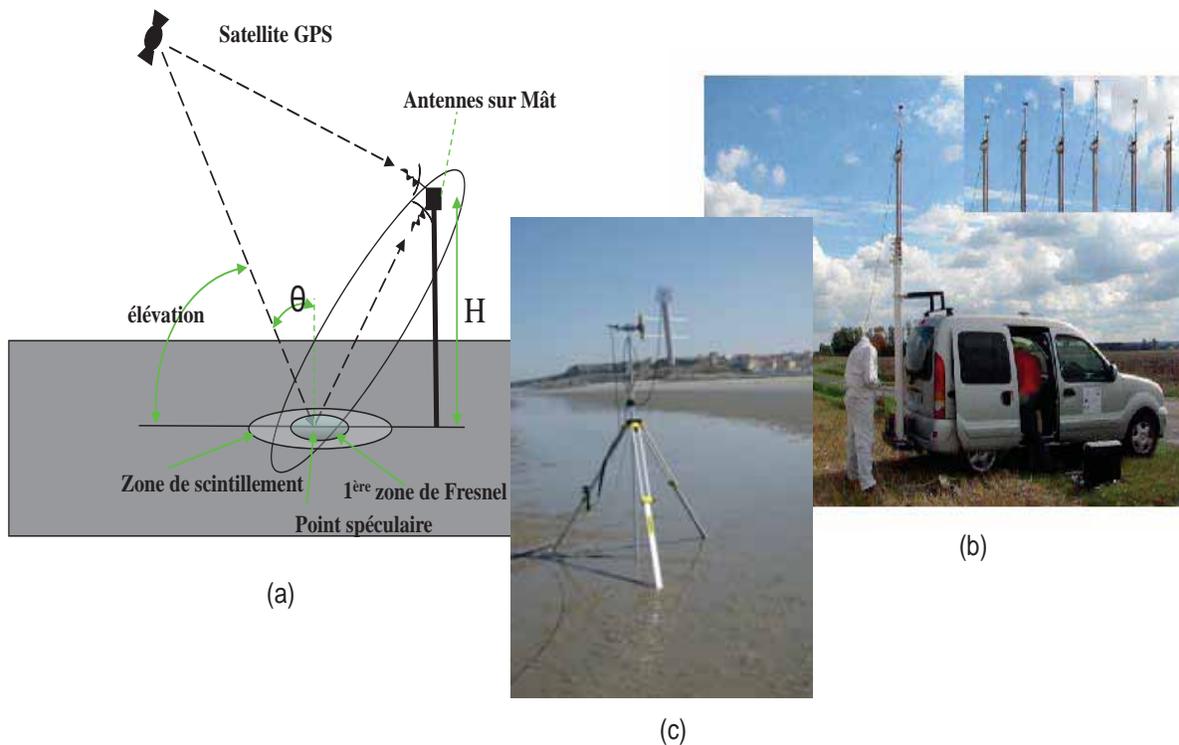


FIGURE 3.1: Système radar bi-statique terrestre

différentes. Pour des signaux à faible rapport signal sur bruit, on peut extraire le code si on a une bonne connaissance de la géométrie du système et de la fréquence Doppler du signal. En effet, en utilisant le signal direct, on peut prédire les décalages de code du signal réfléchi et la fréquence Doppler. Les deux applications de la réflectométrie que nous étudions sont l'estimation du taux d'humidité du sol par mesure de la puissance du signal réfléchi [ARCB10c] et l'altimétrie qui consiste à mesurer la différence de hauteur entre l'antenne et la surface de réflexion [SRCB12]. Pour ces deux applications la problématique de recherche est l'estimation de la phase car les décalages de code et le Doppler du signal sont connus grâce au signal direct. En effet la puissance du signal décroît avec le taux d'humidité du sol, et pour les puissances faibles les mesures de phases sont fortement bruitées. Dans le cas de l'altimétrie c'est la perte de cohérence de la phase liée à la rugosité de la surface de réflexion qui bruite fortement les mesures de phase. L'évolution de la phase est liée à la dérive de l'oscillateur local et aux accélérations relatives satellite-récepteur, cependant lorsque la phase est fortement bruitée des sauts de cycle apparaissent dans son évolution. Un des enjeux en recherche dans ce domaine est d'améliorer la sensibilité des méthodes d'estimations par la proposition de nouveaux estimateurs de la phase. Nos travaux dans ce domaine porteront sur la mise en oeuvre d'estimateurs hors ligne des paramètres d'un modèle d'évolution de la phase et des sauts de cycle. Dans ce contexte, on souhaite fusionner les observations de phases de la voie pilote et de la voie données des signaux GNSS modernes (notamment le signal L2C).

Il existe peu de travaux sur l'utilisation des signaux réfléchis par l'environnement pour l'aide

à la navigation. En effet, dans ce domaine, la majorité des travaux de recherche portent sur la détection et l'élimination des multi-trajets. Pourtant dans le cas des canyons urbains, les multi-trajets sont présents et peuvent fournir une information sur l'environnement du récepteur. La mise à contribution des signaux GNSS réfléchis pour la perception de l'environnement d'un récepteur est la deuxième voie d'investigation que nous souhaitons développer en recherche. Une étude est réalisée dans le cadre de la thèse en co-tutelle de Monsieur Abderrahim Bourkane. On peut montrer que l'évolution de l'amplitude du signal GNSS reçu dépend de la différence de trajet entre le signal direct et le signal réfléchi perçus par l'antenne [RBR<sup>+</sup>13]. On souhaite donc à partir de plusieurs antennes obtenir la direction d'arrivée du signal et estimer la différence de trajets entre signaux à partir de l'évolution du SNR. Ces paramètres sont utilisés pour caractériser l'environnement du récepteur. Dans ce contexte, plusieurs problèmes de recherche doivent être résolus pour extraire cette information. Parmi ces problèmes, on peut citer d'une part la définition d'une relation entre l'amplitude du signal GNSS et la valeur de la corrélation mesurée par le récepteur. Cette relation étant fortement non linéaire son inversion dans le cas dynamique est un problème de recherche [BRA<sup>+</sup>12]. D'autre part, le nombre de signaux combinés par l'antenne à la réception pour un même satellite pouvant être important, la définition du lien existant entre l'évolution du SNR et l'environnement de réception est un problème de recherche. Ce problème est d'autant plus compliqué que les paramètres d'évolution du SNR doivent être estimés rapidement dans le cas d'un système mobile.

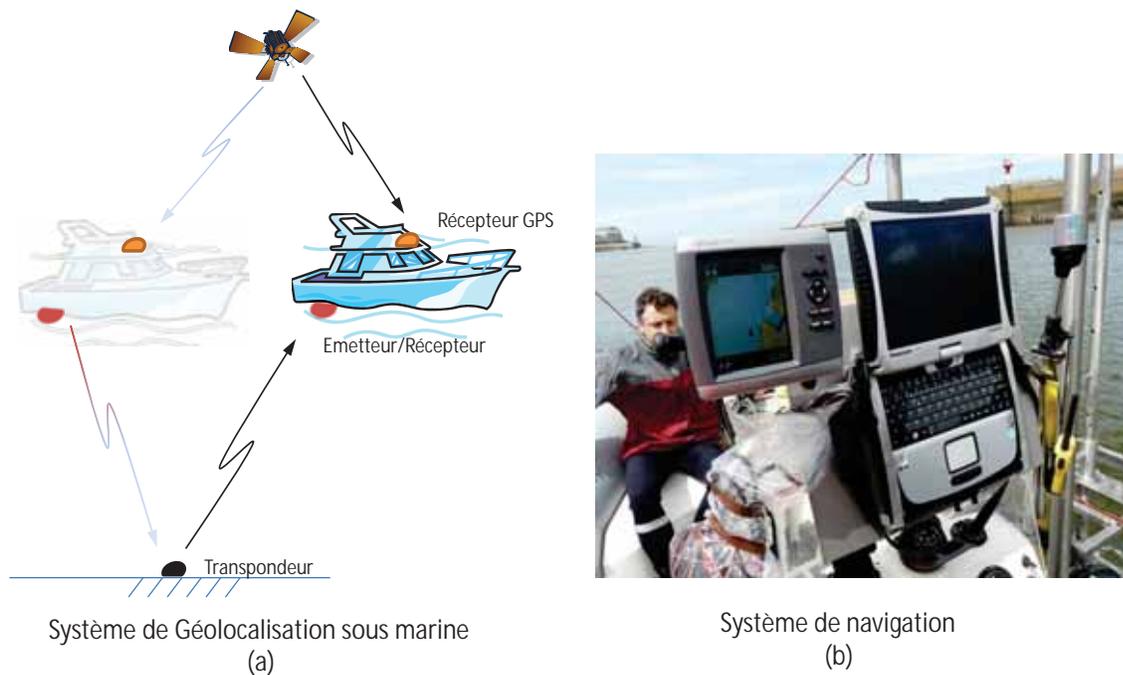


FIGURE 3.2: Système de géo-positionnement sous-marin

### 3.3 Géo-localisation sous marine

On représente sur la Figure 3.2.(a) le principe d'un système de géo-positionnement sous-marin. On représente sur la Figure 3.1.(b) un système de navigation que nous avons réalisé. La localisation en milieu sous-marin se distingue principalement de la localisation GNSS par deux aspects. A l'air libre c'est le récepteur GNSS qui est localisé à partir des signaux en provenance de la constellation de satellites. En milieu marin c'est le transpondeur qui est localisé à partir des signaux en provenance du bateau. Dans un système de géo-positionnement sous-marin, la position de la balise est calculée dans le bateau tandis que, à la surface de la terre, le récepteur GNSS calcule sa position.

Le principe de la localisation s'appuie comme dans le cas du système GNSS sur quatre pseudo-distances. Ces quatre pseudo-distances sont estimées à partir du temps de trajet aller retour entre l'émetteur/récepteur situé sur le bateau et la balise transpondeur. Elles sont ensuite utilisées avec les positions du bateau dans un calcul de triangulation pour définir la position 3D du transpondeur. L'utilisation de cette technique de localisation, qui permet d'obtenir une précision centimétrique, est envisagée aujourd'hui dans beaucoup d'applications, comme la géolocalisation du matériel de pêche ou l'observation et la surveillance de la morphodynamique des fonds marins.

Pour cette nouvelle activité de recherche, nous avons choisi de développer notre propre système de positionnement. Dans cette première étape d'ingénierie nous avons choisi de tester le système à l'air libre. L'objectif est ici d'évaluer les performances intrinsèques du système en absence d'erreurs liées à la propagation du signal dans l'eau. La première problématique de recherche que l'on souhaite aborder dans ce cas est l'étude et la mise en œuvre de techniques d'estimation de la trajectoire de l'émetteur/récepteur pour obtenir une précision centimétrique.

On peut distinguer plusieurs spécificités du milieu marin étudié (Manche-mer du Nord) comme la faible profondeur et la présence de courants importants. Ces deux aspects seront étudiés dans une deuxième étape de mise en œuvre du système de géolocalisation dans le milieu marin. Il s'agit notamment d'intégrer dans la modélisation du système, la déformation de la trajectoire du signal dans l'eau liée à la présence des courants. Il s'agit aussi de définir la trajectoire du bateau qui offre la meilleure configuration géométrique pour que l'inversion du système d'équations non linéaires qui conduit au calcul de position soit bien posée.



# Bibliographie

- [Aka73] H. Akaike. Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. Dans Akademia Kiado, Éditeur, *Proceedings 2nd International Symposium on Information Theory*, pages 267–281, Budapest, 1973. P.N. Petrov and F. Csaki.
- [ARB13] M. Azmani, S. Reboul, et M. Benjelloun. Non-Linear Fusion of Observations Provided by Two Sensors. *Entropy*, 15(7) :2698–2715, 2013.
- [ARCB09] M. Azmani, S. Reboul, J.B. Choquel, et M. Benjelloun. A Recursive Fusion Filter for Angular Data. Dans *Proceedings of the IEEE International Conference on Robotics and Biomimetics*, 2009.
- [ARCB10a] M. Azmani, S. Reboul, J.B. Choquel, et M. Benjelloun. Etude et mise en oeuvre d’un estimateur récursif des paramètres statistiques d’une distribution circulaire de von Mises et d’une distribution Log-normale. *Journal Européen des Systèmes Automatisés*, 44(4) :525–545, 2010.
- [ARCB10b] M. Azmani, S. Reboul, J.B. Choquel, et M. Benjelloun. Information fusion applied to the tracking of GPS pilot and data channels. Dans *Proceedings of the International Conference on Information Fusion*, 2010.
- [ARCB10c] M. Azmani, S. Reboul, J.B. Choquel, et M. Benjelloun. Soil Moisture Estimation using Land-reflected GPS L2C Bi-static Radar Measurements. Dans *Proceedings of the 23rd International Technical Meeting of the Satellite Division of the Institute of Navigation*, 2010.
- [Azm10] M. Azmani. *Fusion non-linéaire appliquée aux voies pilote et données du signal GPS L2C*. PhD thesis, Thèse de doctorat 3ème cycle, Université du Littoral Côte d’Opale, Calais, France, 2010.
- [BBM99] A. Barron, L. Birgé, et P. Massart. Risk Bounds for Model Selection Via Penalization. *Probab. theory Related Fields*, 113(3) :301–413, 1999.
- [BDW94] B. Barshan et H.G. Durrant-Whyte. Evaluation of a Solid-State Gyroscope for Robotics Applications. *IEEE Transactions on Instrumentation and Measurement*, 44(1) :61–67, 1994.
- [Ben92] J. A. Benediktsson. Consensus Theoretic Classification Methods. *IEEE Transactions On Systems, Man., and Cybernetics*, 22(4) :688–704, 1992.
- [Ber00] P. Bertrand. A Local Method for Estimating Change Points : The Hat Function. *Statistics*, 34 :215–235, 2000.

- [Blo03] I. Bloch. *Information Fusion in Signal and Image Processing*. John Wiley and Sons, 2003.
- [BM01] L. Birge et P. Massart. *A Generalized Cp Criterion for Gaussian Model Selection*. Preprint Université de Paris-Sud, 2001.
- [BN93] M. Basseville et N. Nikiforov. *Detection of Abrupt Changes. Theory and Application*. NJ Prentice Hall, 1993.
- [Bou07] S. Boutoille. *Systèmes de fusion pour la segmentation hors-ligne de signaux GPS multi-porteuses*. PhD thesis, Thèse de doctorat 3ème cycle, Université du Littoral Côte d’Opale, Calais, France, 2007.
- [BRA<sup>+</sup>12] A. Bourkane, S. Reboul, M. Azmani, J.B. Choquel, B. Amami, et M. Benjelloun. C/N0 Inversion For Soil Moisture Estimation Using Land-reflected Bi-static Radar Measurements. Dans *Proceedings IEEE/GNSS+R 2012*, pages 1–5, Purdue, October 2012.
- [BRB04] S. Boutoille, S. Reboul, et M. Benjelloun. Fusion of detections in a multi-carrier GPS receiver. Dans *Proceedings of the International Conference on Information Fusion*, 2004.
- [BRB05] S. Boutoille, S. Reboul, et M. Benjelloun. Multi-band GPS signal tracking in a high dynamic manoeuvring situation. Dans *Proceedings of IFAC International Conference on Informatics in Control, Automation and Robotics*, 2005.
- [BRB06] S. Boutoille, S. Reboul, et M. Benjelloun. Off-line segmentation of GPS signal tracking using a bayesian approach. Dans *Proceedings of IEEE Industrial Electronics Society*, 2006.
- [BRB07] S. Boutoille, S. Reboul, et M. Benjelloun. Bayesian off-line segmentation applied to multi-carrier GPS signal fusion. Dans *Proceedings of the International Conference on Information Fusion*, 2007.
- [BRB10] S. Boutoille, S. Reboul, et M. Benjelloun. A hybrid fusion system applied to off-line detection and change-points estimation. *Information Fusion*, 11(4) :325–337, 2010.
- [BS88] Y. Bar-Shalom. *Tracking and data association*. Academic Press Professional, Inc., 1988.
- [BS97] J. A. Benediktsson et J. R. Sveinsson. Hybrid Consensus Theoric Classification. *IEEE Transactions On Geoscience and Remote sensing*, 35(4) :833–843, 1997.
- [BS09] S. Bhattacharya et A. SenGupta. Bayesian inference for circular distributions with unknown normalizing constants. *J. Statist.Plann.Inference*, 139 :4179–4192, 2009.
- [BSC86] Y. Bar-Shalom et L. Campo. The effect of the common process noise on the two-sensor fused-track covariance. *IEEE Transactions on Aerospace Electronic Systems*, 22(11) :803–805, 1986.
- [BW69] T.R. Bement et J.S. Williams. Variance of weighted regression estimators when sampling errors are independent and heteroscedastic. *Journal of the American Statistical Association*, 64 :1369–1382, 1969.

- [CC53] W.G. Cochran et S.P. Carroll. A sampling investigation of the efficiency of weighing inversely as the estimated variance. *Biometrics*, 9 :447–459, 1953.
- [Cho79] C. Y. Chong. Hierarchical Estimation. Dans *Proceedings of MIT/ONR Workshop on C3*, 1979.
- [CKBS03] H. Chen, T. Kirubarajan, et Y. Bar-Shalom. Performance Limits of Track-To-Track Fusion VS. Centralized Estimation : Theory and Application. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 39(2) :386–400, 2003.
- [Coc37] W.G. Cochran. Problem arising in the analysis of a series of similar experiments. *Journal of the Royal Statistical Society*, 4(1) :102–118, 1937.
- [CTC00] M. Chabert, J.Y. Tourneret, et F. Castanié. Time -Scale Analysis of Abrupt Changes Corrupted by Multiplicative Noise. *Signal Processing*, 80 :397–411, 2000.
- [CV86] Z. Chair et P.K. Varshney. Optimal Data Fusion in Multiple Sensor Detections Systems. *IEEE Transactions On Aerospace and Elect. Syst.*, 22(1) :98–101, 1986.
- [CW05] B. Chen et P. K. Willett. On the optimality of the likelihood-ratio test for local sensor decision rules in the presence of nonideal channels. *IEEE Transactions On Information Theory*, 51(2) :653–699, 2005.
- [Das94] B. V. Dasarathy. *Decision Fusion*. IEEE Computer Society Press, 1994.
- [Des98] C. Desrousseaux. *Utilisation d'un critère entropique dans les systèmes de détection*. PhD thesis, Université des Sciences et Technologies de Lille, 1998.
- [Dju94] P.M. Djuric. A MAP solution to off-line segmentatin of signals. Dans *Proceedings of the IEEE ICASSP-94*, volume 4, pages 505–508, 1994.
- [DP79] J. Deshayes et D. Picard. Tests de Ruptures Dans un Modèle. *Compte-Rendus de l'Académie des sciences*, 288(Ser .A) :563–566, 1979.
- [DP86] J. Deshayes et D. Picard. Off-Line Statistical Analysis of Change-Point Models Using Non Parametric and Likelihood Methods. Dans *Detection of Abrupt Changes in Signals and Dynamical Systems (M. Basseville, A. Benveniste, Eds.)*, pages 103–168. Lecture Notes in control and information Sciences, LNCIS 77, Springer-Verlag, New York, 1986.
- [DT07] N. Dobigeon et J.-Y. Tourneret. Joint segmentation of wind speed and direction using a hierarchical model. *Computational Statistics & Data Analysis*, 51(12) :5603–5621, 2007.
- [DTD07] N. Dobigeon, J.-Y. Tourneret, et M. Davy. Joint Segmentation of Piecewise Constant Autoregressive Processes by Using a Hierarchical Model and a Bayesian Sampling Approach. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 55(4) :1251–1263, 2007.
- [DTS07] N. Dobigeon, J.-Y. Tourneret, et J. D. Scargle. Joint Segmentation of Multivariate Astronomical Time Series : Bayesian Sampling With a Hierarchical Model. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 55(2) :414–423, 2007.
- [ETL02] T. Elfouhaily, D.R. Thompson, et L. Linstrom. Delay-doppler analysis of bistatically reflected signals from the ocean surface : Theory and application. *IEEE Trans. Geosci. Remote Sens*, 40 :560–573, 2002.

- [Fis87] N.I. Fisher. Problems with the Current Definition of the Standard Deviation of Wind Direction. *Journal of Climat and Applied Meteorology*, 26 :1522–1529, 1987.
- [GG84] S. Geman et D. Geman. Stochastic relaxation, Gibbs distribution, and the Bayesian restoration of images. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, (6) :721–741, 1984.
- [GH02] J.B. Gao et C.J. Harris. Some Remarks on Kalman Filters for the Multisensor Fusion. *Information Fusion*, 3(3) :191–201, 2002.
- [GHK99] I. Gijbels, P. Hall, et A. Kneip. On the Estimation of Jump Points in Smooth Curves. *The Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 51 :231–251, 1999.
- [GJ07] R. Gatto et S. R. Jammalamadaka. The generalized von Mises distribution. *Statistical Methodology*, 4 :341–353, 2007.
- [GJV99] K. Ghosh, S.R. Jammalamadaka, et M. Vasudaven. Change-Point Problems for the Von Mises Distribution. *Journal of Applied Statistics*, 26(4) :423–434, 1999.
- [GKZK02] J.L. Garrison, A. Komjathy, V.U. Zavorotny, et S. Katzberg. Wind Speed Measurement Using Forward Scattered GPS Signals. *IEEE Trans. Geosci. Remote Sens*, 40 :50–65, 2002.
- [GRS<sup>+</sup>04] O. Germain, G. Ruffini, F. Soulat, M. Caparrini, B. Chapron, et P. Silvestrin. The Eddy experiment : GNSS-R speculometry for directional sea-roughness retrieval from low altitude aircraft. *Geophys. Res. Lett.*, 31 :21307–21307, 2004.
- [Gus01] F. Gustafsson. *Adaptive Filtering and Change Detection*. John Wiley and Sons, 2001.
- [Hin70] D.V. Hinkley. Inference About the Change Point in a Sequence of Random Variables. *Biometrika*, 57(1) :1–17, 1970.
- [Hin71] D.V. Hinkley. Inference in Two-Phase Regression. *Jal American Statistical Association*, 66(336) :736–743, 1971.
- [HM04] D. L. Hall et S. A. H. McMullen. *Mathematical Techniques in Multisensor Data Fusion*. Artech House Information Warfare Library, 2004.
- [JP83] J. Deshayes et D. Picard. *Ruptures de Modèles En Statistique*. PhD thesis, Thèses d’Etat, Université de Paris-Sud, Orsay, France, 1983.
- [Kac06] J. Kacemi. *Fusion d’informations dans un système de positionnement hybride GPS multi-porteuses/estime*. PhD thesis, Thèse de doctorat 3ème cycle, Université du Littoral Côte d’Opale, Calais, France, 2006.
- [KL04] E. Kuhn et M. Lavielle. Coupling a stochastic approximation version of EM with an MCMC procedure. *ESAIM Proba. Statist.*, 8 :115–131, 2004.
- [KRB04a] J. Kacemi, S. Reboul, et M. Benjelloun. Information Fusion in a Multi-Frequencies GPS Receiver. Dans *Proceedings of IEEE PLANS 2004*, 2004.
- [KRB04b] J. Kacemi, S. Reboul, et M. Benjelloun. Information Fusion in an Hybrid GPS Multi-Frequencies / Dead-Reckoning Navigation System. Dans *Proceedings of IFAC / EURON Symposium on Intelligent Autonomous Vehicles*, 2004.

- [KRB06] J. Kacemi, S. Reboul, et M. Benjelloun. Information fusion in a hybrid tightly coupled GPS/ Dead-reckoning positioning system. Dans *Proceedings of IEEE Multisensor Fusion and Integration for Intelligent Systems*, 2006.
- [KT83] K. Kligiene et L. Telksnys. Methods of Detecting Instants of Change of Random Process Properties. *Automation and Remote Control*, 44(10) :1241–1283, 1983.
- [Lav98] M. Lavielle. Optimal Segmentation of Random Processes. *IEEE Transaction on Signal Processing*, 46(5) :1365–1373, 1998.
- [LL01] M. Lavielle et E. Lebarbier. An Application of MCMC Methods for Multiple Change-Points Problem. *Signal Processing*, 81 :39–53, 2001.
- [LM00] M. Lavielle et E. Moulines. Least Squares Estimation of an Unknown Number of Shifts in a Time Series. *J. Time Ser. Anal.*, 21(1) :33–59, 2000.
- [MAK02] D. Masters, P. Axelrad, et S. Katzberg. Initial results of land-reflected GPS bistatic radar measurements in SMEX02. *Remote Sens. of Env.*, 92 :507–520, 2002.
- [Mal73] C.L. Mallows. Some Comments on Cp. *Technometrics*, 15 :661–675, 1973.
- [Mit07] H. B. Mitchell. *Multi-Sensor Data Fusion*. Springer, 2007.
- [MJ99] K.V. Mardia et P.E. Jupp. *Directional Statistics*. Wiley Series In Probability and Statistics. John Wiley and Sons, 1999.
- [MN93] M. Martin-Neira. A Passive Reflectometry and Interferometry System (PARIS) : Application to ocean altimetry. *ESA J.*, 17 :331–355, 1993.
- [MT98] A.D.R. McQuarrie et C.L. Tsai. *Regression and Time Series Model Selection*. World Scientific, Singapore, 1998.
- [NS48] J. Neyman et E. Scott. Consistent estimators based on partially consistent observations. *Econometrica*, 16 :1–32, 1948.
- [PADF02] E. Punsakaya, C. Andrieu, A. Doucet, et W.J. Fitzgerald. Bayesian Curve Fitting Using MCMC with Applications to Signal Segmentation. *IEEE Transaction on Signal Processing*, 50(3) :747–758, 2002.
- [Pag57] E.S. Page. Estimating the Point of Change in a Continuouu Process. *Biometrika*, 44 :248–252, 1957.
- [Pic85] D. Picard. Testing and Estimating Change Points in Time Series. *J. Applied Prob.*, 17 :841–867, 1985.
- [QM02] H. Qi et J.B. Moore. Direct Kalman filtering approach for GPS/INS integration. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 38(2) :687–693, 2002.
- [QRG<sup>+</sup>08] L. Qi, S. Reboul, A. Gardel, S. Boutoille, J.B. Choquel, et M. Benjelloun. Beach soil moisture measurement with a land reflected GPS bistatic radar technique. Dans *Proceedings of the IEEE Oceanic Engineering Society Workshop PASSIVE'08*, 2008.
- [Rad62] R. Radner. Team Decision Problems. *Annals of Mathematical Statistics*, 33 :857–881, 1962.
- [RAG04] B. Ristic, S. Arulampalam, et N. Gordon. *Beyond the kalman filter : Particle filter for tracking applications (IPF)*. Artech House Publishers, 2004.

- [Rao80] J.N.K. Rao. Estimating the common mean of possibly different normal populations : a simulation study. *Journal of the American Statistical Association*, 75 :447–453, 1980.
- [RB01] S. Reboul et M. Benjelloun. Segmentation de Données Directionnelles. Dans *Proceedings GRETSI2001*, Toulouse, Septembre 2001.
- [RB04] S. Reboul et M. Benjelloun. Joint Segmentation of a Set of Piecewise Stationary Processes. Dans *Proceedings of the IEEE International Conference on Computational Cybernetics*, 2004.
- [RB05] S. Reboul et M. Benjelloun. A Bayesian fusion approach to change-points analysis of processes. Dans *Proceedings of the International Conference on Information Fusion*, 2005.
- [RB06] S. Reboul et M. Benjelloun. Joint Segmentation of the Wind Speed and Direction. *Signal Processing*, 86 :744–759, 2006.
- [RBB00] S. Reboul, D. Brige, et M. Benjelloun. Optimal Segmentation by Random Process Fusion. Dans *Proceedings of the International Conference on Information Fusion*, Paris, July 2000.
- [RBR<sup>+</sup>13] S. Reboul, C. Botteron, M.A. Ribot, G. Stienne, J. Leclere, J.B. Choquel, et P.A. Farine M. benjelloun. Normalized GNSS Interference Pattern Technique. Dans *Proceedings of the IEEE IGARSS URSI Commission F Microwave Signatures 2013*, pages 28–31, Helsinki, October 2013.
- [Ris83] J. Rissanen. A Universal Prior for Integers and Estimation by Minimum Description Length. *Annals of statistics*, 11 :416–431, 1983.
- [RN87] A.R. Reibman et L.W. Nolte. Optimal Detection and Performance of Distributed Sensor Systems. *IEEE Transactions On Aerospace and Elect. Syst.*, 23 :24–30, 1987.
- [Rob01] C.P. Robert. *The Bayesian Choice*. Springer texts in statistics, 2001.
- [Sch78] G. Schwarz. Estimating the Dimension of a Model. *Ann. Statist.*, 6 :461–464, 1978.
- [SLC06] V. Shin, Y. Lee, , et T.S. Choi. Generalized Millman’s formula and its application for estimation problems. *Signal Processing*, 86(2) :257–266, 2006.
- [SRA<sup>+</sup>11] G. Stienne, S. Reboul, M. Azmani, J.B. Choquel, et M. Benjelloun. Bayesian Change-Points Estimation Applied to GPS Signal Tracking. *ISRN Signal Processing*, 2011.
- [SRA<sup>+</sup>13] G. Stienne, S. Reboul, M. Azmani, J.B. Choquel, et M. Benjelloun. GNSS data-less signal tracking with a delay semi-open loop and a phase open loop. *Signal Processing*, 93(5) :1192–1209, 2013.
- [SRA<sup>+</sup>14] G. Stienne, S. Reboul, M. Azmani, J.B. Choquel, et M. Benjelloun. A multi-temporal multi-sensor circular fusion filter. *Information Fusion*, 18(0) :86–100, 2014.
- [SRCB12] G. Stienne, S. Reboul, J.B. Choquel, et M. Benjelloun. GNSS code and phase processing techniques in a ground-based mobile altimetry system. Dans *Proceedings of the IEEE/GNSS+R 2012*, pages 1–5, October 2012.

- 
- [SRCB14] G. Stienne, S. Reboul, J.B. Choquel, et M. Benjelloun. Cycle Slip Detection and Repair with a Circular On-Line Change-Point Detector. *Signal Processing*, 100(0) :51 – 63, 2014.
- [SSW01] W. Shi, T.W. Sun, et R.D. Wesel. Quasiconvexity and optimal binary fusion for distributed detection with identical sensors in generalized Gaussian noise. *IEEE Transactions on Information Theory*, 47 :446–450, 2001.
- [Sti13] G. Stienne. *Traitement des signaux circulaires appliqués à l’altimétrie par la phase des signaux GNSS*. PhD thesis, Thèse de doctorat 3ème cycle, Université du Littoral Côte d’Opale, Calais, France, 2013.
- [Sto61] M. Stone. The opinion pool. *Ann. Stat.*, 32 :1339–1342, 1961.
- [TDL03] J.Y. Tournet, M. Doisy, et M. Lavielle. Bayesian off-line detection of multiple change-points corrupted by multiplicative noise : application to SAR image edge detection. *Signal Processing*, 83 :1871–1887, 2003.
- [TJ81] R.R. Tenney et N.R. Sandell Jr. Detection with Distributed Sensors. *IEEE Transactions On Aerospace and Elect. Syst.*, 17 :98–101, 1981.
- [Tou98] J.Y. Tournet. Detection and Estimation of Abrupt Changes Contaminated by Multiplicative Gaussian Noise. *Signal Processing*, 68 :259–270, 1998.
- [Tsi86] J. N. Tsitsiklis. On threshold rules in decentralized detection. Dans *Proceedings of the 25th International Conference on Decision and Control*, pages 232–236, Athens, Greece, 1986.
- [TVB89] S.C.A Thomopoulos, R. Viswanathan, et D.K. Bougoulas. Optimal Distributed Decision Fusion. *IEEE Transactions On Aerospace and Elect. Syst.*, 25 :761–765, 1989.
- [TW06] M. Tsao et C. Wu. Empirical likelihood inference for a common mean in the presence of heteroscedasticity. *The Canadian Journal of Statistics*, 34(1) :45–59, 2006.
- [Var97] P. K. Varshney. *Distributed Detection and Data Fusion*. Springer, 1997.
- [Yao88] Y.C. Yao. Estimating the Number of Change-Points Via Schwarz Criterion. *Stat. Probab. Lett.*, 6 :181–189, 1988.
- [YGHS06] H. You, J.L. Garrison, G. Heckler, et D. Smajlovic. The Autocorrelation of Waveforms Generated From Ocean-Scattered GPS Signals. *IEEE Geosci. and Remote Sens. Letters*, 3 :78–82, 2006.
- [Zie06] N. I. Ziedan. *GNSS Receiver for Weak Signals*. Artech house, 2006.
- [ZVW02] Q. Zhang, P. K. Varshney, et R. D. Wesel. Optimal bi-level quantization of i.i.d sensor observations of binary hypothesis testing. *IEEE Transactions On Information Theory*, 48(7) :2105–2111, 2002.



# **Annexe A**

## **Publications sélectionnées**

### **A.1 Cycle Slip Detection and Repair with a Circular On-Line Change-Point Detector - Stienne *et al.* (2014)**

Cet article a été publié dans le revue Signal Processing 100, pp. 51-63, 2014.

## **A.2 A multi-temporal multi-sensor circular fusion filter - Stienne *et al.*(2014)**

Cet article a été publié dans le revue Information Fusion 18, pp. 86-100, 2014.

### **A.3 Non-Linear Fusion of Observations Provided by Two Sensors - Azmani *et al.* (2013)**

Cet article a été publié dans le revue Entropy 15(7), pp.2698-2715, 2013.

## **A.4 GNSS dataless signal tracking with a delay semi-open loop and a phase open loop - Stienne *et al.* (2013)**

Cet article a été publié dans le revue Signal Processing 93(5), pp. 1192-1209, 2013.

## **A.5 A hybrid fusion system applied to off-line detection and change-points estimation - Boutoille *et al.* (2010)**

Cet article a été publié dans le revue Information Fusion 11 (4), pp. 325-337, 2010.

## **A.6 Joint Segmentation of the Wind Speed and Direction - Reboul et Benjelloun (2006)**

Cet article a été publié dans le revue Signal Processing 86 (4), pp. 744-759, 2006.



## Résumé

La détection des changements ou ruptures dans les paramètres de la distribution statistique d'une série temporelle est un problème de recherche en traitement du signal qui trouve des applications dans de nombreux domaines comme le traitement des signaux GNSS. Le projet scientifique développé dans mon mémoire d'habilitation à diriger des recherches concerne l'étude des méthodes d'estimation et de détection conjointe de ruptures pour la fusion d'informations. Les approches proposées dans ce cadre sont utilisées dans différentes applications comme l'estimation des paramètres du vecteur vent, le traitement des signaux GNSS et le filtrage des mesures fournies par les capteurs inertiels. L'objectif de la fusion est d'utiliser les informations ou mesures fournies par différents capteurs pour avoir une meilleure connaissance du paramètre à estimer. Nous avons donc proposé dans ce travail plusieurs méthodes d'estimation et de détection conjointe de rupture qui fusionnent les informations fournies par des capteurs. Le but étant d'améliorer les performances des opérateurs en termes de détection, de localisation et d'estimation de la dynamique des ruptures. Les approches proposées dans un cadre bayésien s'appuient sur la définition de la distribution a posteriori des paramètres à estimer sachant les mesures multi-capteurs. Un des apports de nos travaux dans ce domaine est de proposer un ensemble de filtres définis dans le domaine circulaire avec la distribution de von Mises. Un autre apport est de proposer une loi a priori qui modélise le comportement mutuel entre plusieurs processus dans le cas de la segmentation multi-ruptures hors ligne de signaux multi-capteurs. Ce travail a principalement été appliqué au géo positionnement et plus particulièrement au traitement de la phase et du code des signaux GNSS multi-porteuses. Nous avons montré par des expérimentations sur signaux réels que les méthodes proposées permettent d'obtenir une localisation centimétrique à la milliseconde d'un récepteur ayant un mouvement de forte dynamique. Aujourd'hui les perspectives de ce travail sont dans le traitement des signaux de réflectométrie GNSS et de géolocalisation sous-marine. En effet pour ces applications les signaux sont fortement atténués et déformés par le milieu de propagation, ce qui constitue un nouvel enjeu pour les méthodes de fusion d'informations en traitement du signal.

**Mots-clés:** Fusion d'informations, Segmentation de signaux, Estimation bayésienne, Statistique circulaire, Signaux GNSS.