Télédétection, 2004, vol. 4, n° 1, p. 51–62
Droit de photocopie soumis à l'autorisation

© 2004 CONTEMPORARY PUBLISHING INTERNATIONAL
Publié sous l'enseigne *Éditions scientifiques GB*

ESTIMATION DE LA COHÉRENCE INTERFÉROMÉTRIQUE POUR LA GÉNÉRATION DES MODÈLES D'ALTITUDE À HAUTE PRÉCISION

RIADH ABDELFATTAH[a] et NICOLAS JEAN-MARIE[b]

a Laboratoire de Télédétection et Systèmes d'Information à Référence Spatiale,
École Nationale d'Ingénieurs de Tunis,
&
Département Mathématiques Appliqués et Systèmes de Communications,
École Supérieure des communications, Cité Technologie des Communications, route de Raoued,
Km 3,5, 2083 El Ghazala, Ariana, Tunisie
Téléphone : (216) 71 857 000 ; télécopieur : (216) 71 856 283

b Département Traitement du Signal et des Images,
École Nationale d'Ingénieurs des Télécommunications,
75634, Paris Cedex 13, France
Téléphone : 33 1 45 81 81 29 ; télécopieur : 33 1 45 81 37 94

Courriel [a,b] : abdelfattah@supcom.rnu.tn ; nicolas@tsi.enst.fr

(soumis le 23 juillet 2003 ; révisé le 18 novembre 2003 ; accepté le 23 décembre 2003)

L'interférométrie consiste à mesurer des différences de chemin relatives entre deux fronts d'ondes cohérents. En radar à synthèse d'ouverture (RSO), cette information sera déduite à partir de différences de phase (interférogrammes) calculées entre deux images complexes. Ainsi, le résultat obtenu permet l'extraction des modèles numériques d'altitude (MNA) à une précision de l'ordre de la longueur d'onde radar. La cohérence mesure la corrélation entre les signaux radar correspondant aux images RSO complexes. Elle nous renseigne sur la fiabilité du MNA interférométrique. Une nouvelle approche pour l'estimation de la cohérence interférométrique et des paramètres des interférogramme est présentée dans cet article.

Cette approche est basée sur l'hypothèse qu'une image de cohérence peut se décomposer en deux classes ayant différents degrés de cohérence. C'est le cas d'une image réelle dans laquelle une partie est totalement incohérente (mer, rivière, etc.) et une autre partie n'est sujette qu'à la base d'acquisition interférométrique. Un critère bayesien est utilisé pour séparer les deux lois statistiques mélangées. La cohérence empirique est donc biaisée et dépendra du nombre de pixels dont on fait la moyenne. Nous proposons dans cet article une optimisation de la cohérence estimée basée sur les statistiques de deuxième espèce (la transformée de Mellin de la fonction de densité de probabilité, ou pdf). À partir des valeurs de cohérence estimées, nous développons deux méthodes de croissance de zones, suivant qu'on dispose ou non des données cohérentes (SLC : *Single Look Complex*), permettant une optimisation des paramètres des interférogrammes.

Deux cartes de cohérence, estimées sur des données réelles en France (bassin de l'Orgeval) et en Tunisie (Kairouan), sont validées en utilisant la nouvelle méthodologie. Ensuite, la transformée de Mellin de la pdf de la cohérence estimée servira pour l'estimation des paramètres d'interférogramme par croissance des zones. Finalement, un masque de pixels cohérents spécifique à chaque image est extrait.

Mots-clefs : Interférométrie RSO ; MNA interférométrique ; cohérence estimée ; masque de pixels cohérents.

INTERFEROMETRIC COHERENCE ESTIMATION FOR HIGH PRECISION DIGITAL ELEVATION MODEL GENERATION

Interferometric Synthetic Aperture Radar (InSAR) exploits the phase difference (interferogram) between two complex radar signals for extracting information about the earth surface. Thus, it is possible to generate digital elevation model (DEM) with a precision in the order of the radar wavelength. The coherence measure the correlation between signals of the two SAR complex images. It is a potential information on the accuracy of interferograms. In this paper, a new interferometric coherence estimation approach and interferogram parameter optimization are investigated.

Our study is based on a binary mixture modelisation of coherence images which is the case of a natural scene in which one part is total incoherent (sea, river, etc.) and another one which coherence depends only on the interferometric baseline. A Bayesian criterion is so used to discriminate between the two statistical mixed laws. It is shown that empirical coherence is biased and depends on the number of averaged pixels. An optimization of this estimation is proposed. It is based on a second kind statistics defined as the Mellin-

transform of its probability density function (pdf). Moreover, using the estimated coherence we develop two growing zone methods, depending in having or not complex data, in order to optimize interferogram parameters.

The results of this paper are applied to the computation of the coherence maps in the case of two pairs of SLC data in France (basin of Orgeval) and in Tunisia (Kairouan). The Mellin transform of coherence pdf is then computed analytically. It will serve for interferogram parameters estimation by zone growing. Finally, a mask of coherent pixels is derived for each image.

Keywords : Interferometric SAR ; interferometric DEM ; estimated coherence ; coherent pixel mask.

1. INTRODUCTION

L'interférométrie radar à synthèse d'ouverture (InRSO) est une technique permettant la mesure du relief et de modifications sur le terrain à partir de l'information de différence de phase calculée entre deux images radar complexes (Maître, 2001 ; Papathanassiou *et al.*, 1996 ; Sowter and Groof, 1992). Ces images sont généralement acquises à des dates différentes. Ainsi, la mesure de l'intercorrélation entre ces images multidates constitue un outil de détection de zones de terrain dont les caractéristiques ont changé entre les moments de prise de vue (Li and Goldstein, 1990). Ces zones correspondent, dans l'image de différences de phases (interférogramme), aux régions non cohérentes dont l'information de phase n'est pas aussi fiable pour en extraire des informations avec précision. La cohérence dans ce cas est définie comme étant le module de l'intercorrélation entre les deux images complexes. Les valeurs de la cohérence varieront donc entre 0 (décorrélation totale d'images) et 1 (pas de changement entre les deux images).

La précision d'un modèle numérique d'altitude (MNA) interférométrique dépendra de la répartition de la cohérence sur l'image et donc du degré de précision de la classification de l'interférogramme en zones fiables et non fiables (Touzi *et al.*, 1999). Il est donc nécessaire de pouvoir estimer la cohérence ainsi que les paramètres des interférogrammes avec une grande précision.

Dans cet article, nous proposons une nouvelle méthodologie pour estimer la cohérence à partir d'un couple d'images complexes. Notre approche cherche à optimiser les dimensions de la fenêtre sur laquelle est estimée la cohérence. En effet, la cohérence estimée dépendra essentiellement du nombre d'échantillons indépendants, à l'intérieur de la fenêtre, qui interviennent dans le calcul. Ensuite, nous développons les deux méthodes de croissance de zones élaborées pour l'optimisation des paramètres des interférogrammes en utilisant la nouvelle méthode pour l'estimation de cohérence.

Dans le deuxième chapitre de cet article, nous présentons une méthode d'estimation de la cohérence interférométrique après un bref rappel du principe de l'interférométrie. La cohérence interférométrique est définie comme étant le module de la corrélation complexe entre les deux composantes. Ainsi, un masque de pixels cohérents, relatif à la paire interférométrique choisie, est calculé en fonction de l'emplacement sur l'image de cohérence de pixels dont la valeur numérique est supérieure à un certain seuil (soit par exemple 0,7). Ensuite, les statistiques de la cohérence empiriques sont données pour le cas d'une seule loi gaussienne. L'examen de l'allure des lois de probabilité de la cohérence montre que son estimateur est fortement biaisé.

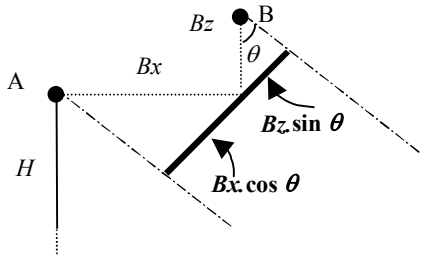
Dans le troisième chapitre, nous cherchons à minimiser le biais de la cohérence estimé en définissant les tailles optimales de la fenêtre d'estimation. Cette méthode est par la suite validée avec des données RSO réelles dans le quatrième chapitre. Dans ce même chapitre, nous détaillerons les deux méthodes de croissance des zones élaborées suivant qu'on dispose ou non des données SLC.

2. MESURE ET ANALYSE DE LA COHÉRENCE INTERFÉROMÉTRIQUE

En interférométrie RSO multipasses, une même image est produite par deux capteurs, ayant les mêmes caractéristiques physiques, séparés dans le temps et dans l'espace par une base (b). Ainsi, à chaque point (x,y,z) du terrain observé correspond deux pixels complexes $s_1(x,y)$ et $s_2(x,y)$. L'interférogramme RSO est la phase de l'image complexe formée par l'intercorrélation de deux images complexes contenant les mesures interférométriques s_1 et s_2 qui s'écrit (Prati *et al.*, 1994) :

$$\frac{E[s_1(x,y)\ s_2^*(x,y)]}{\|s_1\|\cdot\|s_2\|} = \nu\ e^{j\varphi} \qquad (1)$$

où $E[\ ]$ est l'opérateur espérance mathématique, ν est la cohérence empirique et φ la phase que l'on visualise en interférogramme. Les images complexes sont acquises par un capteur RSO embarqué sur le satellite qui survole la zone imagée à une altitude H, sous deux angles de visée, θ et $\theta + \Delta\theta$, légèrement différents. Les deux trajectoires sont séparées par une base b = AB, où A et B sont les deux positions du satellite au moments des prises de vues (figure 1).



A et B sont les deux positions du satellite au moment des prises de vue
H : altitude
θ : angle d'incidence
Bx : composante horizontal de la base (*horizontal baseline*)
Bz : composante verticale de la base (*vertical baseline*)
$B_\perp = (B.x \cos\theta + B.z \sin\theta)$: la projection orthogonale de la base suivant la direction normale à la visée

FIGURE 1 Géométrie d'acquisition d'un couple d'images RSO interférométrique par passages répétés. *InSAR image pair acquisition geometry with multipass.*

À partir de la géométrie d'acquisition d'un couple interférométrique, l'image de différence de phase (interférogramme) peut être calculée en fonction de la différence de chemins optiques relatifs aux signaux radars des deux images SAR complexes. Ainsi, en tout point (x,y,z), la différence de phase est donnée par (Abdelfattah *et al.*, 2002) :

$$\varphi = 4\pi\,(Bx\cos\theta + Bz\sin\theta)(x\cos\theta + z\sin\theta) \times \left(\lambda\sqrt{X^2+H^2}\right)^{-1}$$

L'écart longitudinal $B_\perp = (Bx\cos\theta + Bz\sin\theta)$ correspond aussi à la projection orthogonale de la base suivant la direction normale à la visée. En tout point (x, y, z), on sait relier le terme de phase à cette géométrie selon la relation :

$$\varphi = 4\pi\, B_\perp(x\cos\theta + z\sin\theta)\left(\lambda\sqrt{X^2+H^2}\right)^{-1} \qquad (2)$$

2.1. Estimation de la cohérence interférométrique

Généralement on estime la cohérence empirique ν sur une fenêtre de L pixels et la phase de l'interférogramme selon la relation (Abdelfattah et Nicolas, 2001) :

$$\nu\, e^{j\varphi} = \sum_{k=1}^{L} s_{1,k}\, s_{2,k}^{*} \left(\sum_{k=1}^{L} s_{1,k}\, s_{1,k}^{*} \sum_{k=1}^{L} s_{2,k}\, s_{2,k}^{*}\right)^{-1/2} \qquad (3)$$

Dès lors que l'on dispose d'un couple d'images SLC, la construction d'images de cohérence n'en est pas pour autant acquise : en effet, il est nécessaire que les données soient le plus possible cohérentes pour pouvoir en estimer effectivement la cohérence. En effet, l'estimateur de la cohérence est fortement biaisé. Pratiquement, une cohérence nulle ($D = 0$) peut donner une cohérence estimée ν (cohérence empirique) notable si la fenêtre d'estimation est petite : cette valeur ne tendra vers 0 que si la fenêtre est idéalement de dimension infinie. Ainsi, le choix des couples d'images doit être fait de sorte que leur cohérence théorique soit la plus proche possible de la valeur 1. Pour cela deux aspects sont à prendre en compte :

– le couple d'images doit être acquis à deux dates les plus proches possibles pour que, localement, le milieu ait peu changé ; en particulier, le chatoiement, supposé pleinement développé, doit être identique, ce qui exclut des zones couvertes par de la végétation dont la répartition aurait changé entre les dates d'acquisition ;

– géométriquement, les deux passes doivent être pratiquement parallèles et les distances entre les deux trajectoires inférieures à la base critique ; cette dernière grandeur est liée à la résolution du capteur (δ), à sa localisation (H,X,θ) et à la longueur d'onde λ selon la relation :

$$B_c = \lambda\sqrt{X^2+H^2}\,(2\delta\cos\theta)^{-1} \qquad (4)$$

Dans le cas des capteurs des satellites ERS, le calcul donne une base critique de l'ordre du kilomètre (1 042 m avec H = 780 km, θ = 23°, δ = 25 m). Étant donné cette base critique et pour une base orthogonale donnée (et inférieure à cette base critique), on peut en déduire la cohérence théorique par la relation simplifiée :

$$D_{th} = |B_c - B_\perp|\,B_c^{-1} \qquad (5)$$

Cette relation suppose une absence de diffusion par un volume complexe lors de l'interaction de l'onde avec l'image naturelle observée. Notons que, si nous trouvons une cohérence empirique supérieure à cette valeur, cela remet en cause les hypothèses du chatoiement pleinement développé sur la zone considérée de l'image.

2.2. Statistiques des images de cohérence

La distribution de la cohérence empirique ν s'exprime en fonction de L nombre de points de la fenêtre de moyennage et de D, degré de cohérence entre canaux selon l'expression (Maître, 2001) :

$$p(\nu\,|\,D,L) = 2(L-1)(1-D^2)^L\,\nu(1-\nu^2)^{L-2} \times {}_2F_1(L,L;1;\nu^2D^2) \qquad (6)$$

où ${}_2F_1$ est une série hypergéométrique.

Le moment d'ordre 1 est un estimateur biaisé de ν (Bruniquel, 1996 ; Touzi *et al.*, 1999). Il s'exprime à l'aide de fonctions hypergéométriques :

$$E(\nu) = m_1 = (1-D^2)^L\,\Gamma(L)\Gamma(3/2)\Gamma^{-1} \times (L+1/2)\;{}_3F_2(3/2,L,L;L+1/2,1;D^2) \qquad (7)$$

où ${}_3F_2$ est une série hypergéométrique.

Il est important de noter que, si le degré de cohérence entre canaux est nul, la loi de probabilité de la cohérence empirique s'exprime comme :

$$p(\nu \mid D = 0, L) = 2(L-1)\nu(1-\nu^2)^L$$
$$E(\nu) = m_1 = 0{,}5\sqrt{\pi}\Gamma(L)\,\Gamma^{-1}(L+1/2) \qquad (8)$$

ce qui donne une forte dissymétrie comme on l'illustre sur la figure 2. On voit combien cet estimateur est biaisé, puisque les maxima de ces courbes se situent entre 0,15 ($L = 22$) et 0,33 ($L = 6$).

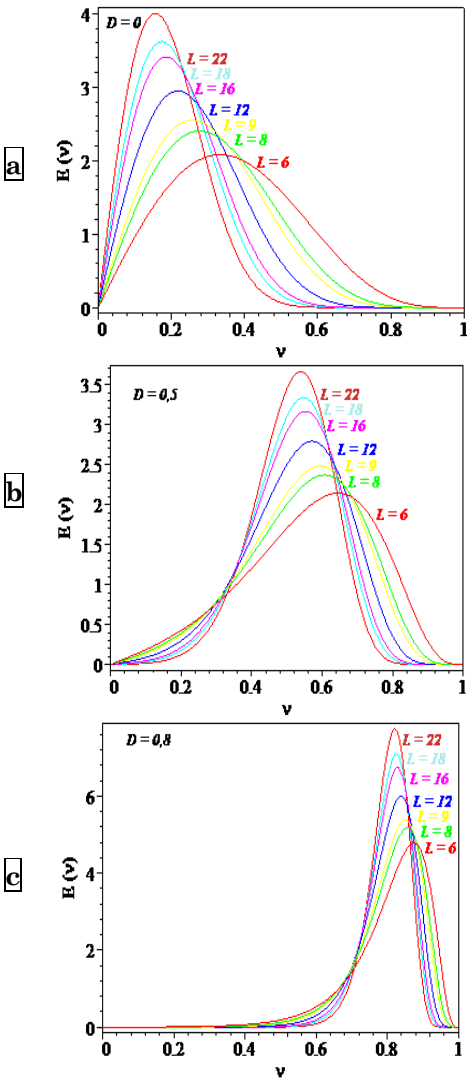


FIGURE 2 Densité de probabilité de la cohérence pour (a) $D = 0$, (b) D = 0,5, (c) D= 0,8 et L = 6, 8, 9, 12, 16, 18, 22. *Coherence probability density function for (a) D = 0, (b) D = 0,5, (c) D = 0,8 et L = 6, 8, 9, 12, 16, 18, 22.*

2.3. Nouvelle méthodologie pour l'estimation de la cohérence

Les images de cohérence sont une source d'information supplémentaire pour les analyses et les calculs de précisions en interférométrie RSO (InRSO). Pour tenter de définir une méthodologie applicable aux images de cohérence, nous avons supposé que ces images sont régies par un mélange linéaire des deux lois.

Notre approche consiste à supposer qu'une image de cohérence est composée d'un mélange linéaire en partie de pixels de cohérence D_1 avec une probabilité *a priori* λ_1 et de pixels de cohérence D_2 avec une probabilité a priori λ_2.

La distribution de probabilité de la cohérence empirique calculée sur une fenêtre de taille $L > 2$ s'écrit alors (Abdelfattah *et al.*, 2001) :

$$p(\nu \mid D_1, D_2, L) = 2(L-1)\nu(1-\nu^2)^{L-2}\cdot[\lambda_1(1-D_1^2)^L \times {}_2F_1(L,L;1;\nu^2D_1^2) + \lambda_2(1-D_2^2)^L\,{}_2F_1 \times (L,L;1;\nu^2D_2^2)] \qquad (9)$$

C'est le cas d'une image réelle dans laquelle une partie est totalement incohérente (mer, rivières, plans d'eau, zones de cultures variant fortement avec la date d'acquisition), tandis que le chatoiement observé sur l'autre partie n'est sujet qu'à la base d'acquisition. Ces propriétés globales peuvent alors se retrouver sur toute fenêtre d'analyse. L'algorithme que nous proposons dans cet article prend pour conditions initiales deux valeurs de cohérences théoriques $D_1 = 0$ (zone totalement incohérente) et $D_2 = D_{th}$, valeur estimée à partir des valeurs de la base critique (qui varie en fonction des paramètres orbitaux) et de la base orthogonale. Dans ce cas, la distribution de probabilité de la cohérence empirique est donnée par :

$$p(\nu \mid D, L) = 2(L-1)\nu(1-\nu^2)^{L-2}\cdot[\lambda_1\,{}_2F_1(L,L;1;0) + \lambda_2(1-D_{th}^2)^L\,{}_2F_1(L,L;1;\nu^2D_{th}^2)] \qquad (10)$$

Pour illustrer ce problème, nous avons visualisé, sur la figure 3, les allures de courbes de mélange pour différentes valeurs de D_2 et L dans le cas d'un mélange équidistribué ($\lambda_1 = \lambda_2 = 0{,}5$). On voit que, pour les faibles valeurs de L, la distribution de probabilité ne fait que légèrement apparaître l'existence de deux distributions sous jacentes.

Nous avons ensuite calculé le seuil bayesien ν_a pour classifier un tel mélange de lois. En utilisant la cohérence théorique D_{th}, estimée à partir des paramètres orbitaux, comme valeur initiale, le

test de Neyman Pearson implique (Abdelfattah *et al.*, 2001) :

$$p(\nu_a \mid D=0,L) = p(\nu_a \mid D=D_{th},L) \Leftrightarrow \lambda_1\, {}_2F_1(L,L;1;0) = \lambda_2(1-D_{th}^2)^L\, {}_2F_1(L,L;1;\nu_a^2 D_{th}^2) \quad (11)$$

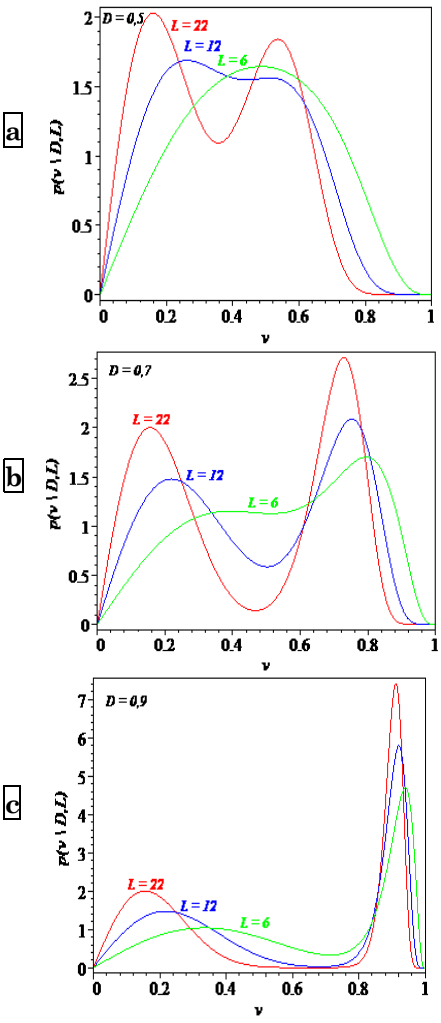


FIGURE 3 Lois de mélange de densité de probabilité de la cohérence pour (a) D_{th} = 0,5, (b) D_{th} = 0,7, (c) D_{th} = 0,9 et L = 6, 12, 22. *Coherence joint probability density function for (a) D_{th} = 0,5, (b) D_{th} = 0,7, (c) D_{th} = 0,9 et L = 6, 12, 22.*

Cette relation implicite ne permet pas de calculer directement ν_a. Une approche numérique est donc nécessaire pour calculer ce seuil. Les propriétés intrinsèques des fonctions hypergéométriques permettent de déterminer facilement de telles valeurs (méthode bisection, logiciel Maple) par approximation empirique. La probabilité d'erreur correspondant à un seuil donné est calculée comme suit :

$$P_{ERR} = 0{,}5\left[\int_0^{\nu_a} p(\nu \mid D=D_{th},L)\,d\nu + \int_{\nu_a}^{1} p(\nu \mid D_1=0,L)\,d\nu\right] \quad (12)$$

En considérant la première classe comme ayant une cohérence nulle (présence d'un volume naturel ou de toute autre source de décorrélation), sur le tableau 1, on a estimé différents cas en fonction de différentes valeurs de cohérence et de dimensions de fenêtre. Sur le tableau 2, sont estimées les probabilités d'erreurs calculées pour différentes valeurs de λ_i, où $i \in \{1,2\}$, afin de démontrer l'incidence du choix de ces probabilités a priori sur le biais. Les probabilités d'erreur inférieures à 1 % n'ont pas été évaluées plus précisément.

TABLEAU 1 Estimation de la cohérence empirique seuils et des probabilités d'erreurs correspondantes. *Threshold empirical coherence estimation and corresponding error probabilities.*

L		6	8	9	12	16	18	22
D_{th}=0,5	ν_a	0,49	0,45	0,43	0,40	0,37	0,36	0,35
	P_{ERR}	0,29	0,24	0,22	0,17	0,12	0,10	0,07
D_{th}=0,7	ν_a	0,58	0,54	0,53	0,51	0,49	0,48	0,47
	P_{ERR}	0,14	0,09	0,08	0,04	0,02	0,01	< 1 %
D_{th}=0,9	ν_a	0,73	0,71	0,70	0,69	0,68	0,67	0,66
	P_{ERR}	0,02	< 1 %	< 1 %	< 1 %	< 1 %	< 1 %	< 1 %

L nombre de vues
D_{th} cohérence théorique estimée à partir des paramètres orbitaux
ν_a seuil bayesien
P_{ERR} probabilité d'erreur

TABLEAU 2 Estimation de la cohérence empirique seuils et des probabilités d'erreurs correspondantes pour différents valeurs des probabilités *a priori* λ_i, où $i \in \{1,2\}$. *Threshold empirical coherence estimation and corresponding error probabilities for different values the* a priori *probabilities λ_i, where $i \in \{1,2\}$.*

L		6		22	
λ_1		0,7	0,3	0,7	0,3
λ_2		0,3	0,7	0,3	0,7
D_{th}=0,5	ν_a	0,62	0,34	0,38	0,31
	P_{ERR}	0,13	0,33	0,05	0,07
D_{th}=0,7	ν_a	0,64	0,50	0,49	0,47
	P_{ERR}	0,11	0,14	< 1 %	< 1 %
D_{th}=0,9	ν_a	0,76	0,70	0,67	0,65
	P_{ERR}	0,02	0,02	< 1 %	< 1 %

L nombre de vues
D_{th} cohérence théorique estimée à partir des paramètres orbitaux
ν_a seuil bayesien
P_{ERR} probabilité d'erreur

2.4. Analyses de résultats

À travers cette démarche théorique, on voit que la cohérence nécessite d'être estimée sur des fenêtres de taille raisonnable pour donner un estimateur dont le taux de mauvaise décision ne sera pas trop pénalisant. En se fixant comme seuil environ 10 % de mauvaise décision et en supposant que la cohérence est de l'ordre de 0,5 (ce qui n'est pas un très bon choix de couple interférométrique), on

voit que l'utilisation de fenêtre de dimension 18 ou 22 semble être un choix raisonnable. Ainsi, en estimant la cohérence empirique moyenne à droite de ce seuil, on obtient une estimée du seuil à appliquer sur l'image de cohérence.

Étant donnée la géométrie spécifique des images sur lesquelles on travaille ERS-SLC (pixels d'environ 22 × 4 m) (voir figure 4), nous proposons d'estimer la cohérence empirique sur une fenêtre de 2 × 11, ce qui donne une information utile à une résolution d'environ 50 × 50 m. Dans ce cas, le mode, s'il existe, de l'histogramme de la cohérence se trouvant à droite donne un ordre de grandeur de la cohérence empirique pour les zones de l'image ne présentant pas une cohérence nulle. À partir du tableau 2, on remarque que, pour des valeurs de cohérence théorique estimée à partir des paramètres orbitaux (D_{th} > 0,7) élevées (D_2 tend vers 1), le choix des probabilités *a priori* (λ_1 et λ_2) n'a pas d'incidence sur le biais résultant de l'estimation de la cohérence interférométrique. Toutefois, pour les valeurs de D_{th} < 0,7 la probabilité d'erreur est d'autant plus importante que la probabilité a priori (λ_2) est élevée. Ceci veut dire que la décorrélation induite par la base d'acquisition atténue plus la cohérence interférométrique que celle induite par la présence d'un volume naturel. Ainsi, le masque de pixels cohérents sera moins important dans le cas d'un choix élevé de λ_2.

Afin, d'avoir une probabilité *a priori* λ_2 faible et donc minimiser la décorrélation due à la géométrie d'acquisition, l'approche de recalage spectrale (Gatelli *et al.*, 1994) s'avère intéressante. En effet, dans (Gatelli *et al.*, 1994), il a été démontré que cette décorrélation pouvait être interprétée comme un décalage des spectres de reflectivité du sol. Les composantes spectrales du premier signal (s_1) sont les même qui constituent le second signal (s_2) décalées en fréquence de Δf. Donc, l'élimination des parties non communes des spectres par filtrage permet d'augmenter la corrélation et de faire tendre D_{th} vers 1.

On pourra s'appuyer sur le tableau 3 pour estimer la valeur de la cohérence empirique et en déduire le seuil applicable pour déterminer les pixels incohérents. La probabilité d'erreur est calculée en faisant l'hypothèse d'un mélange équidistribué. Toutefois, l'estimation $\tilde{\nu}$ de la cohérence empirique ν reste biaisée quand N tend vers zéro. Comme solution, nous proposons une meilleure estimation en considérant la transformée de Fourier-Mellin de la densité de probabilité de la cohérence (Abdelfattah *et al.*, 2003).

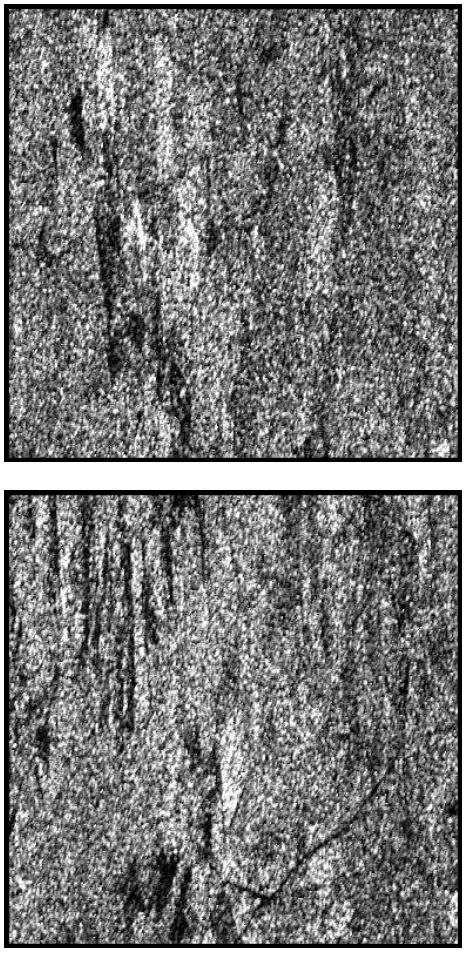


FIGURE 4 Images RSO de ERS monovue complexes : (a) bassin de l'Orgeval (France) RSO de ERS-1, orbite 22956 et (b) Kairouan (Tunisie) RSO de ERS-2, orbite 15736. Azimut (horizontal), en distance (vertical), images de 512 × 512 pixels. Ces images sont filtrées par un filtre de Frost 3 × 3 uniquement pour que l'affichage soit lisible. *Single look complex ERS SAR image : (a) bassin of Orgeval (France) ERS-1, orbit 22956 and (b) Kairouan (Tunisie) ERS-2, orbit 15736. Azimuth (horizontal), range (vertical), 512 × 512 pixels per image. The images are filtered with Frost filter 3 × 3 to be more clear.*

TABLEAU 3 Estimation de la cohérence empirique pour la détermination des pixels incohérents. *Empirical coherence estimation for incoherent pixel extraction.*

D	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
Mode	0,54	0,63	0,73	0,82	0,91
Seuil	0,35	0,40	0,47	0,55	0,66
Erreur (%)	7	3	< 1	< 1	< 1

D cohérence
Mode amplitude du pixel correspondant au pic de l'histogramme.

3. OPTIMISATION DE LA COHÉRENCE ET APPLICATION

Dans ce chapitre, nous proposons une optimisation de la méthode d'estimation de la cohérence interférométrique basée sur la connais-sance des statistiques de l'imagerie radar RSO. L'utilité d'une telle optimisation sera abordée à la fin du chapitre.

3.1. Amélioration de la cohérence estimée

Pour améliorer la cohérence estimée, il s'agit d'utiliser une transformée qui serait mieux adaptée aux méthodes statistiques appliquées à des densités de probabilité qui seront définies que sur IR^+. C'est le cas de l'imagerie radar. La transformée de Mellin, définie sur IR^+ par :

$$\phi_x(s) = \int_0^{+\infty} u^{s-1} p_x(u) \mathrm{d}u \qquad (13)$$

semble être la mieux adaptée à ces genres de lois. Ainsi, il est possible d'utiliser les statistiques de deuxième espèce : fonctions caractéristiques de deuxième espèce définies comme suit :

$$\psi_x(s) = \log(\phi_x(s)) \qquad (14)$$

En utilisant la table de la transformée de Mellin, la deuxième fonction caractéristique (log-moment) de la densité de probabilité de la cohérence peut être calculée comme suit :

$$p(\nu \mid D,N) = (1-D^2)^L \frac{\Gamma(L)\Gamma(\frac{s+1}{2})}{\Gamma(L+\frac{s-1}{2})} \times {}_3F_1\left(\frac{s+1}{2},L,L;L+\frac{s-1}{2},1;D^2\right) \qquad (15)$$

En considérant $s = 2$ et $s = 3$ dans cette expression, nous retrouvons les moments réguliers (calculés en utilisant la transformée de Fourier) d'ordre 1, m_1 et d'ordre 2, m_2. Ainsi, l'estimation de m_1 possède l'écart type $\sigma = \sqrt{m_2 - m_1^2}$

On pourra obtenir une nouvelle estimation ν, de la cohérence empirique $\underline{\nu}$, en calculant l'exponentiel du premier log-moment (Abdelfattah and Nicolas, 2003). Mais, étant donné qu'il n'existe pas de tableau donnant les dérivées de fonctions hypergéométriques par rapport à la première variable, on ne peut pas obtenir des expressions analytiques du premier et deuxième log-moments. Une approche numérique basée sur un code Maple, permet une comparaison graphique entre les deux valeurs estimées de la cohérence empirique $\tilde{\nu}$ et $\underline{\nu}$.

Sur la figure 5a, on illustre la variation de la cohérence empirique $\tilde{\nu}$ en fonction de D ainsi que le biais relatif ($\tilde{\nu} \pm \sigma$). Pour D faible, les valeurs de l'estimation sont biaisées. Par exemple, pour ν et $\underline{\nu}$, on obtient $\tilde{\nu} \pm \sigma$). Sur la figure 5b, on illustre la variation de la cohérence empirique $\underline{\nu}$ en fonction de D ainsi que le biais relatif ($\tilde{\nu} \pm \sigma$). De même, les valeurs sont biaisées. Pour D = 0 et N = 9, on obtient ν = 0,257). L'estimation logarithmique est moins biaisée. En plus, son écart type est globalement inférieur à celui estimé régulièrement (par moments réguliers).

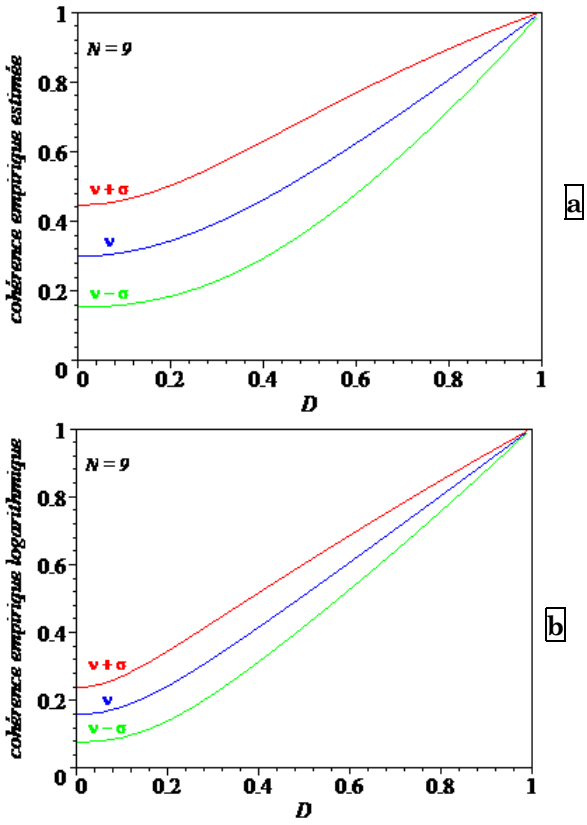


FIGURE 5 Variation de la cohérence empirique en fonction de la cohérence D (a) par un estimateur basé sur les statistiques classiques et (b) un estimateur basé sur les log-moments. *Empirical coherence variation against coherence D (a) with classical statistics based estimator and (b) log-moment based estimator.*

3.2. Optimisation d'interférogramme par croissance de zone

Nous nous servons des résultats de l'estimation de la cohérence pour optimiser l'interférogramme. Nous avons développé un algorithme (figure 6) pour l'estimation des paramètres des interférogrammes, suivant qu'on dispose ou non des données SLC relatives à la zone étudiée. Cet algorithme, basé sur une approche de croissance de zone.

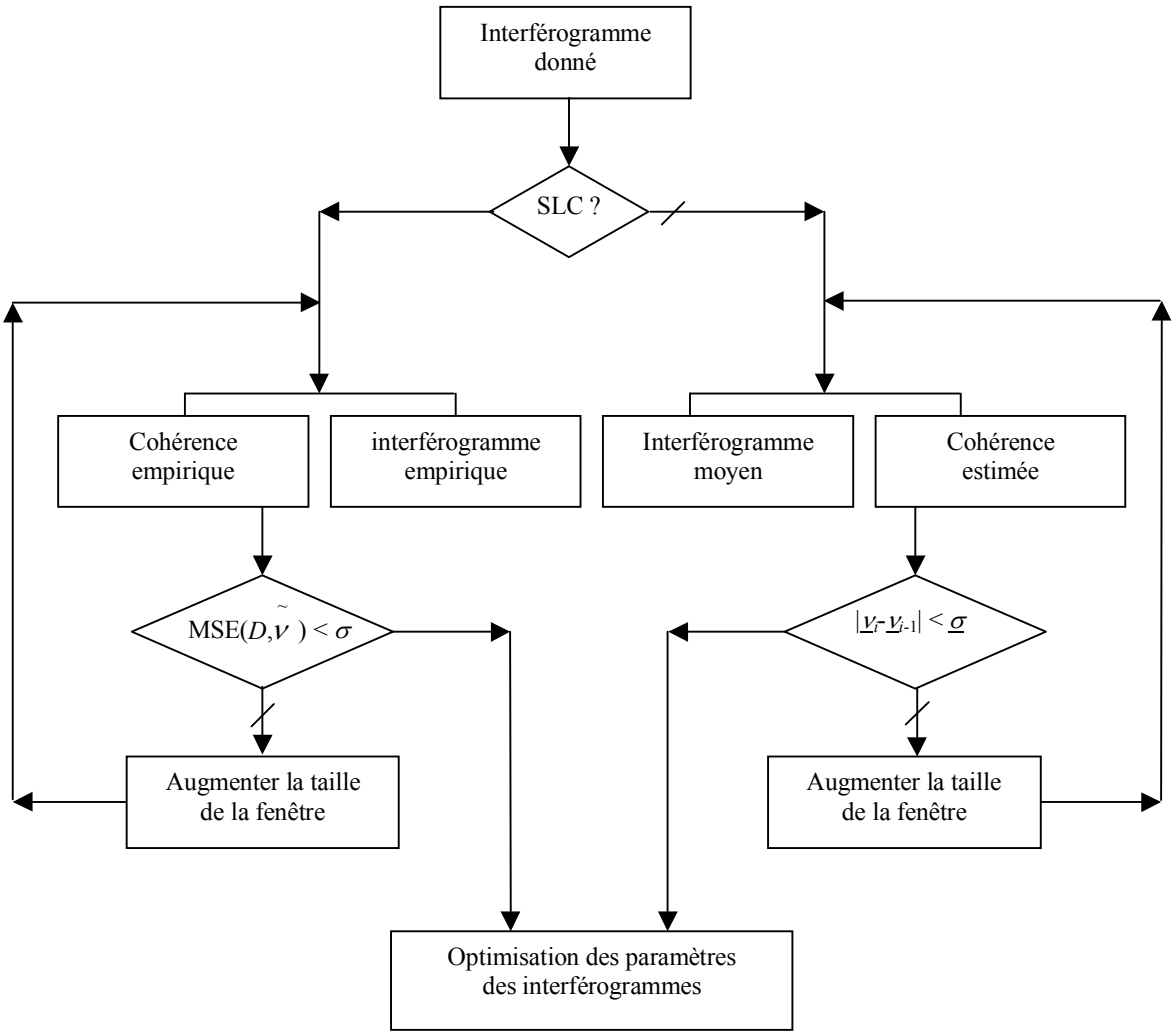


FIGURE 6 Algorithme pour l'estimation des paramètres des interférogrammes basé sur une approche de croissance de zone. Interferogram parameters estimation algorithm based on growing zone *approach*.

Deux méthodes de croissance de zones sont envisageables : si on dispose des données SLC, on effectue un test fondé sur l'écart type de la distribution de probabilité de la cohérence et, si on ne dispose que des interférogrammes, on effectue une croissance de zone en prenant en compte les log-statistiques (plutôt que les statistiques classiques).

Pour la première approche, dans chaque pixel, on construit l'interférogramme empirique en faisant croître la fenêtre d'analyse selon la philosophie évoquée dans (Nicolas *et al.*, 2001). La cohérence empirique est calculée sur chaque taille de voisinage et comparée avec la valeur cible (que l'on peut déduire de la base) : la différence entre ces deux valeurs ne doit pas dépasser une fraction (ajustable) de l'écart type que l'on peut déduire à partir de l'expression (15). Si ce test est vérifié, on augmente la taille de la fenêtre. Les seuls paramètres réglables de ces algorithmes sont : l'écart par rapport à la valeur cible ainsi que le voisinage maximal autorisé pour le calcul de la cohérence empirique.

La deuxième approche est dédiée aux seuls interférogrammes dans une problématique de multirésolution. Partant de données de cohérence, on construit un interférogramme moyen. Sur la figure 5, on voit que l'utilisation des log-statistiques permet d'avoir un estimateur plus fiable pour des valeurs de cohérence > 0,5.

4. RÉSULTATS EXPÉRIMENTAUX

Dans le but de valider la carte de cohérence estimée sur des données réelles, nous avons choisi deux paires de données complexes InRSO, ayant différents intervalles de temps entre les acquisitions, soit respectivement 1 jour et 35 jours :

– en France, le bassin de l'Orgeval, situé entre 3°00' et 3°15' de longitude est et entre 48°47' et 48°55' latitude nord dans le Bassin Parisien ;

– en Tunisie centrale, le site considéré est situé entre 10°18' et 10°78' de longitude est et entre 35°31' et 35°85' latitude nord, à une vingtaine de kilomètres au nord-est de la ville de Kairouan.

Ces zones peuvent être considérées comme de bons exemples car elles offrent une grande diversité de paysages et de couvert végétal, ce qui permet de valider l'estimation de la cohérence interférométrique ainsi que l'optimisation des paramètres d'interférogramme pour divers reliefs.

Le bassin de l'Orgeval, est constitué par des zones agricoles tempérées dont la culture représente la grande partie dans l'occupation des terres. L'essentiel de la couverture végétale est représenté par des cultures diverses : céréales (blé, escourgeon, orge, avoine, maïs), colza, lin, tournesol, fèveroles, pois, haricots, luzerne, prairies temporaires et permanentes. Une partie moins importante est constituée en bois et forêts.

Le site de Kairouan et constitué par des zones semi-arides. L'occupation des terres est principalement constituée par de la de végétation naturelle, par exemple des forêts des pins d'aleps, des herbes sauvages, des cactus, etc.

Dans le cas du premier couple d'images RSO de l'Orgeval (ERS-1 orbite 22956 et ERS-2 orbite 3283), le milieu a peu changé entre les deux dates d'acquisition. L'histogramme de la cohérence (figure 7b) montre un pic fort centré sur la valeur de 0,85. Le maximum de cohérence se situe à 0,91. Ces images sont donc hautement cohérentes. L'image de cohérence *seuillée* sera alors d'une grande utilité pour l'étude géographique de cette zone.

Dans le cas du deuxième couple d'images RSO de Kairouan (ERS-2 orbite 15736 et ERS-2 orbite 16237), l'histogramme de la cohérence (figure 7d) montre un pic fort centré sur une valeur de 0,4. Le maximum de cohérence se situe à 0,87. Ainsi, ce couple d'images a une corrélation moyenne, ce qui n'est donc pas un bon choix.

Notons que le calcul de la cohérence empirique nécessite que les deux images soient recalées avec une précision subpixelique. À cette fin, nous avons utilisé le logiciel ISAR de l'ESRIN (*European research institute*) (Koskinen, 1995).

Pour les deux images de cohérence (figure 7a et c), nous avons calculé le seuil optimal pour extraire un masque de pixels cohérents spécifique à chaque image (figure 8a et b). Ces pixels cohérents sont caractéristiques d'une région terrestre donnée. L'image de cohérence de l'Orgeval présente plus de régions homogènes. Il s'agit des champs pas encore cultivés (décembre 1996). Pour celle de Kairouan, la région a forte cohérence correspond à de la végétation.

Nous remarquons que le choix de la fenêtre de l'estimation de la cohérence ainsi que celui de la valeur seuil optimale est important. En effet, tel que c'est illustré sur les figures 8c et d, où la fenêtre de l'estimation est de taille 3×9 pixels et le seuil choisi est arbitraire (0,7), le masque résultant serait beaucoup plus restrictif et donc pénalisant sur des zones où les informations de pixels correspondants pourront être exploitées.

5. CONCLUSION

La méthodologie proposée dans cet article traite le cas d'un mélange linéaire de lois de probabilités pour une image de cohérence interférométrique. Elle permet de distinguer les parties cohérentes de l'image d'origine, qui serviront comme des données fiables pour le déroulement de phase ou pour l'analyse de données multidates, des parties totalement incohérentes. À partir de cette méthodologie, nous avons développé un algorithme d'optimisation des paramètres des interférogrammes basé sur une approche de croissance de zone.

Il reste à vérifier le degré d'exactitude de cette hypothèse qui nécessiterait une étude analytique approfondie des lois de probabilités afin de connaître (analytiquement ou numériquement) la variance des estimateurs.

Remerciements

Nous remercions le Centre d'étude des Environnements Terrestre et Planétaire (CETP) du CNRS pour les données sur la Tunisie. Les auteurs remercient, également vivement les deux évaluateurs, le professeur Emmanuel Tonyé, de l'École nationale supérieure polytechnique de Yaoundé ainsi que le deuxième lecteur qui a préféré garder son nom confidentiel, pour leurs remarques pertinentes.

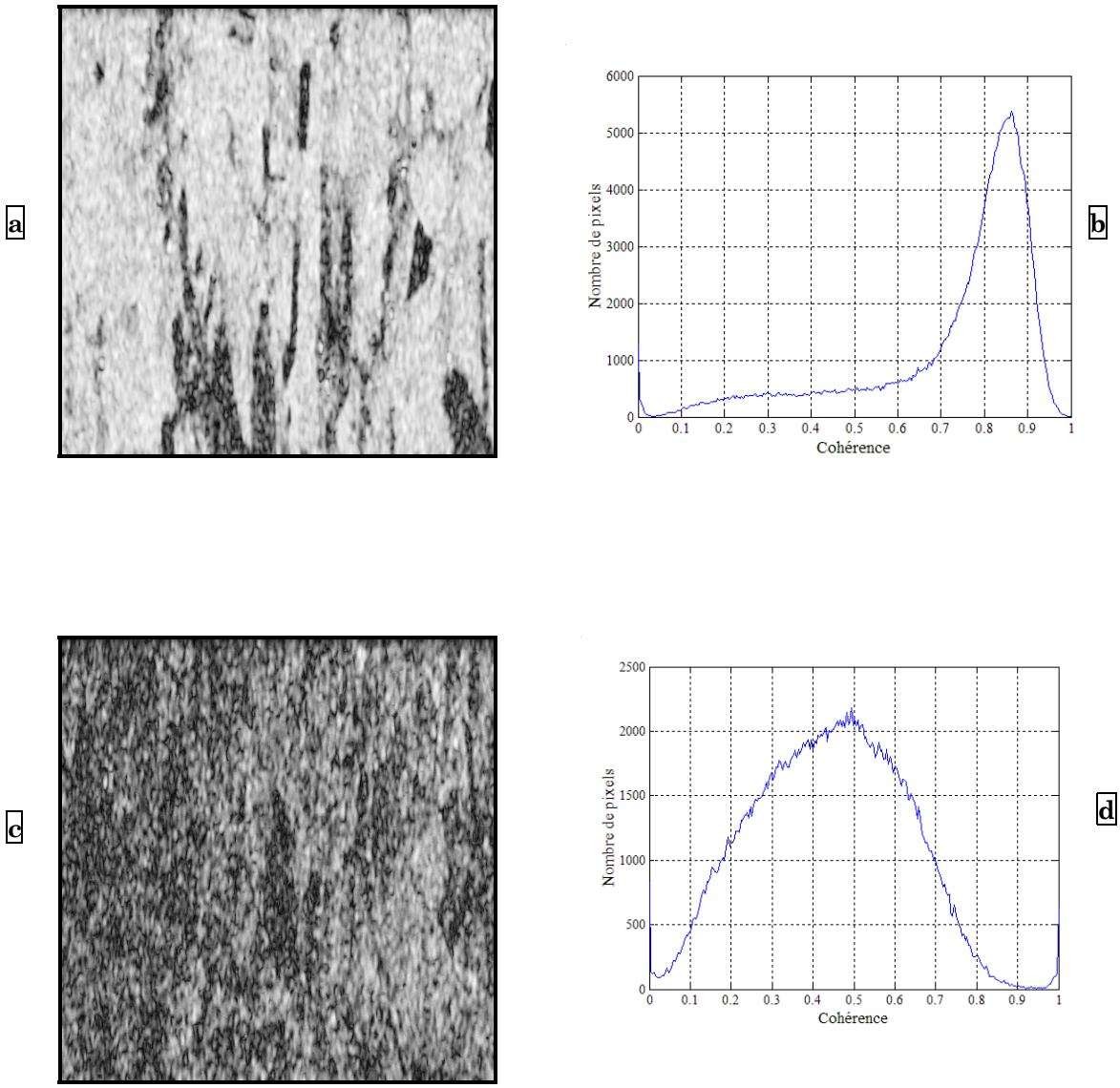


FIGURE 7 Images de cohérence de l'Orgeval (a) et de Kairouan (c). En (b) et (d) sont visualisés leur histogramme respectif. Azimut (horizontal), en distance (vertical), images de 512 × 512 pixels. *Coherence image of Orgeval (a) and Kairouan (c) and their corresponding histogram in (b) and (d). Azimuth (horizontal), range (vertical), 512 × 512 pixels per image.*

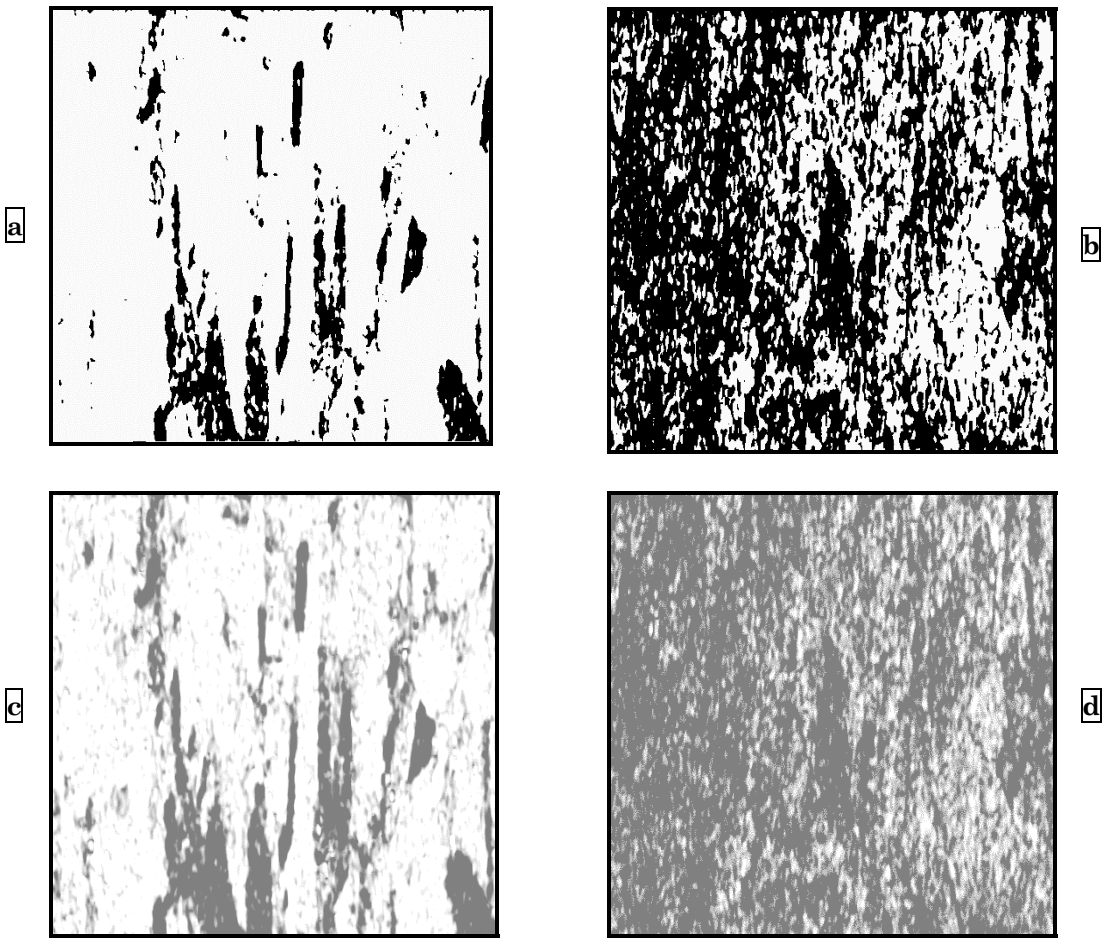


FIGURE 8 Images de cohérence seuillées (a) de l'Orgeval et (b) de Kairouan par rapport à une valeur optimale. Images de cohérence, calculée pour une fenêtre de taille 3 × 9 pixels, seuillées (c) de l'Orgeval et (d) de Kairouan par rapport à une valeur seuil arbitraire (0,7). Azimut (horizontal), en distance (vertical), images de 512 × 512 pixels. *Masked coherence image (a) of Orgeval and (b) Kairouan with optimal threshold. Masked coherence image, computed with a 3 × 9 coherence window, (c) of Orgeval and (d) Kairouan with an arbitrary threshold (0,7). Azimuth (horizontal), range (vertical), 512 × 512 pixels per image.*

Références

Abdelfattah, R. et Nicolas, J.-M. (2001) Analyse statistique de l'inter-corrélation interférométrique d'images ROS complexes. *In* Ateliers Traitement et Analyse d'Images, Hammamet-Tunisie, octobre 2001, p. 213-219.

Abdelfattah, R. and Nicolas, J.-M. (2002) Topographic SAR interferometry formulation for high-precision DEM generation. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, vol. 40, nº 11, p. 2415-2426.

Abdelfattah, R. and Nicolas, J.-M. (2003) InSAR coherence optimisation using second kind statistics. IEEE conference in Remote Sensing, IGARSS 2003, Toulouse, juillet 2003, p. 3799-3801.

Abdelfattah, R., Nicolas, J.-M., Tupin F. and Badredine, B. (2001) InSAR coherence estimation for temporal analysis and phase unwrapping. IEEE Conference on Remote Sensing, IGARSS 2001, Sydney, juillet 2001, p. 2292-2294.

Bruniquel, J. (1996) Contribution de données multitemporelles à l'amélioration radiométrique et à l'utilisation d'images de Radars à Synthèse d'Ouverture. Thèse de doctorat, Université Paul Sabatier, Toulouse, 200 p.

Gatelli, F., Guarnieri, A.M., Parizzi, F., Pasquali, P., Prati, C. and Rocca, F. (1994) The wavenumber shift in SAR interferometry. Transactions on Geoscience and Remote Sensing, vol. 32, nº 4, p. 855-865.

Koskinen, J. (1995) The ISAR-Interferogram generator manual, Version 3.0, 35, DEX/ED, ESA-ESRIN.

Li, F.K. and Goldstein, R.M. (1990) Studies of multibaseline spaceborne interferometric synthetic aperture radars. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, vol. 28, nº 1, p. 88-97.

Maître, H. (2001) Traitement des images RSO. Hermès, Paris, 300 p.

Nicolas, J.-M., Tupin, F. and Maître, H. (2001) Smoothing speckled SAR images by using maximum homogeneous region filters : an improved approach. IEEE conference on Remote Sensing, IGARSS 2001, Sydney, juillet 2001, vol. 3, p. 1503-1505.

Papathanassiou, K.P., Reigber, A. and Coltelli, M. (1996) On the interferometric coherence : A multifrequency and multitemporal analysis. ERS-1 Fringe SAR Interferometry Working Group, FRINGE96 (www.geo.unizh.ch/rsl/fringe96/papers/index.html).

Prati, C., Rocca, F., Guarnieri, A.M. and Pasquali, P. (1994) Report on ERS-1 SAR interferometric techniques and applications. Rapport technique, Politechnico di Milano.

Sowter, A. and Groof, H. (1992) Co-registration and phase unwrapping techniques. ERS-1 Fringe SAR Interferometry Working Group : 1st Meeting, ESA (European Space Agency), Italy, juillet 1992.

Touzi, R., Lopès, A., Bruniquel, J. and Vachon, P.W. (1999) Coherence estimation of SAR imagery. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, vol. 37, no 1, p. 135-149.