

# Détection de changement dans les images SAR polarimétriques texturées

Nizar BOUHLEL<sup>1</sup>, Félix MERCIER<sup>1</sup>, David ROUSSEAU<sup>2</sup>

<sup>1</sup>IRHS-UMR1345, Université d'Angers - INRAE - Institut Agro, équipe ImHorPhen  
42 rue Georges Morel, 49071, Beaucouzé, France

<sup>2</sup>Université d'Angers, LARIS, UMR INRAe IRHS, Angers, France  
nizar.bouhlel@agrocampus-ouest.fr, felix.mercier@orange.fr,  
david.rousseau@univ-angers.fr

**Résumé** – Nous proposons dans ce papier un test statistique du rapport de déterminant hétérogène (HT) pour mesurer la similarité de deux matrices de covariance pour la détection de changement de façon non supervisée dans des images radar SAR polarimétriques. La matrice de covariance complexe *multilook* est supposée suivre le modèle de produit. La distribution de la statistique du test HT développée sous l'hypothèse nulle est exprimée en termes de fonctions Fox-H. Grâce à cette distribution, l'algorithme du taux constant de fausses alarmes (CFAR) est dérivé et un seuil est appliqué à la statistique HT produisant une carte de changement. Enfin, des données PolSAR *multilook* simulées sont utilisées pour évaluer les performances de la méthode et sont comparées à la statistique de la trace de Hotelling-Lawley (HLT) et à la statistique du test du rapport de déterminant (DRT).

**Abstract** – In this paper, we propose a heterogeneous determinant ratio test (HT) statistic to measure the similarity of two covariance matrices for unsupervised change detection in polarimetric SAR images. The multilook complex covariance matrix is assumed to follow the product model. We provide the distribution of the HT statistic with density expressed in terms of Fox H-functions. Thanks to this distribution, the constant false alarm rate (CFAR) algorithm is derived and a threshold is provided to apply to the HT statistic producing a binary change map. Finally, simulated multilook PolSAR data are employed to assess the performance of the method and is compared to the Hotelling-Lawley trace (HLT) statistic and the determinant ratio test (DRT) statistic.

## 1 Introduction

La détection des changements en télédétection devient de plus en plus importante pour la surveillance de l'environnement, l'évaluation des dommages, les enquêtes agricoles, l'analyse des changements forestiers. Les capteurs radar à synthèse d'ouverture (SAR) sont largement utilisés pour la détection des changements. Ils peuvent fournir des images multi-temporelles à haute résolution, à de courts intervalles et pendant des cycles saisonniers complets. La détection des changements est un processus qui analyse une paire d'images SAR de la même zone géographique acquises à des moments différents et identifie les changements éventuels. Le résultat est une génération d'une carte de détection de changement dans laquelle les zones modifiées sont explicitement identifiées.

La détection des changements dans les images SAR multi-temporelles est généralement effectuée de manière non supervisée puisque la vérité terrain n'est généralement pas disponible. La détection non supervisée consiste à discriminer entre deux classes : changement et non changement, sans aucune information préalable. Généralement, après le prétraitement des images SAR (correction géométrique, recalage, filtrage), la détection non supervisée s'effectue en comparant certaines caractéristiques des deux images en utilisant des métriques de simi-

larité résultant en une carte de changement, puis un seuil est appliqué pour produire les deux classes associées aux pixels.

Le SAR polarimétrique (PolSAR) fournit plus d'informations de diffusion que les données SAR à canal de polarisation unique, et peuvent ainsi être utilisées pour détecter les changements et augmenter la qualité de la détection. Parmi les premiers travaux sur les statistiques de test pour la détection de changement appliquée à des données PolSAR *multilook* a été proposé par Conradsen et al. [1]. Les auteurs ont proposé un test du rapport de vraisemblance (LRT) pour l'égalité de deux matrices de covariance complexes et ont donné la distribution approchée de la statistique LRT.

Plus tard, Akbari et al. [2] ont proposé une statistique du test basée sur la trace de Hotelling-Lawley (HLT) pour mesurer la similarité de deux matrices de covariance. Pour détecter les changements, ils ont appliqué un seuil de décision à la statistique du test. Les données SAR polarimétriques sont distribuées selon une loi gaussienne complexe multivariée et leur matrice de covariance polarimétrique suit alors une distribution de Wishart. Akbari et al. ont proposé la distribution de Fisher-Snedecor (FS) comme approximation de la distribution d'échantillonnage de la statistique du test HLT. Récemment, Bouhlel et al. [3] ont proposé le test du rapport de dé-

terminant (DRT) de deux matrices comme nouvelle statistique du test pour mesurer la similarité de deux matrices de covariance qui sont supposées suivre des distributions de Wishart complexes. Le nouveau test est capable de produire une valeur scalaire, à laquelle un seuil est appliqué. La distribution de la statistique du test sous l'hypothèse nulle est exactement la distribution lambda de Wilks de seconde espèce avec une densité exprimée en termes de fonctions de Meijer  $G$  [17]. Cette distribution dépend de la dimension des données polarimétriques et du nombre équivalent de vues (ENL).

Dans ce papier, nous proposons d'étendre le test DRT aux données SAR polarimétriques texturées selon le modèle du produit. Ainsi, les données seront modélisées selon le modèle du produit qui prend en compte en plus du speckle la texture qui modélise l'hétérogénéité du signal, c'est-à-dire les variations locales de puissance d'une cellule de résolution à l'autre. Avec l'introduction de l'information texture, le nouveau test appelé test du rapport de déterminant hétérogène (HT) sera capable de détecter des zones supplémentaires non détectable par un simple modèle de Wishart. La distribution de la statistique du test HT sous l'hypothèse nulle dépendra de la densité de probabilité (ddp) de la texture. Pour ce travail, la ddp de la texture est choisie selon une loi gamma normalisé de moyenne unité.

L'article est organisé de la manière suivante. La section II présente le modèle du produit pour les données PolSAR *multilook*. Dans la section III, l'algorithme de détection de changement proposé est présenté, suivi du principe CFAR pour déterminer le seuil. La section IV démontre les performances de la méthode avec un ensemble de données PolSAR simulées et présente une comparaison avec les méthodes HLT et DRT. La section VI est consacrée à la conclusion.

## 2 Modèle d'image PolSAR multilook

Le vecteur de diffusion polarimétrique est définie par

$$\mathbf{s} = [s_{hh}, s_{hv}, s_{vh}, s_{vv}]^T \in \mathbb{C}^d \quad (1)$$

avec  $s_{xy}$  sont les coefficients de diffusion complexes, où  $x$  est la polarisation en transmission et  $y$  est la polarisation en réception. Aussi,  $h$  dénote horizontal,  $v$  dénote vertical,  $[\cdot]^T$  signifie transposition, et  $d = \dim(\mathbf{s})$  est la dimension du vecteur. Le vecteur de diffusion polarimétrique  $\mathbf{s}$  est représenté selon le modèle du produit en *single-look* comme étant le produit d'un vecteur aléatoire gaussien complexe, noté  $\mathbf{x}$  et appelé speckle, de moyenne nulle et de matrice de covariance du speckle  $\Sigma$  ( $\mathbf{x} \sim \mathcal{N}_d^{\mathbb{C}}(0, \Sigma)$ ), et d'une variable aléatoire positive indépendante du speckle, notée  $\tau$  et appelée texture :

$$\mathbf{s} = \sqrt{\tau} \mathbf{x}. \quad (2)$$

Le *multilooking* des données PolSAR réduit l'effet de speckle caractéristique des systèmes d'imagerie cohérents. L'opération de réduction du speckle est donnée par

$$\mathbf{C} = \frac{1}{L} \sum_{\ell=1}^L \mathbf{s}_\ell \mathbf{s}_\ell^H, \quad L \geq d \quad (3)$$

où  $L$  est le nombre de vues,  $(\cdot)^H$  désigne l'opérateur hermitien et  $\mathbf{C} \in \Omega_+ \subset \mathbb{C}^{d \times d}$  est la matrice de covariance polarimétrique multi-vue (*multilook*) considérée comme une matrice aléatoire définie sur le cône  $\Omega_+$  des matrices hermitiennes complexes définies positives. En remplaçant (2) dans (3), le modèle de produit polarimétrique est donné par :

$$\mathbf{C} = \tau \mathbf{X} \quad (4)$$

où  $\mathbf{X} = 1/L \sum_{\ell=1}^L \mathbf{x}_\ell \mathbf{x}_\ell^H$  est la matrice speckle aléatoire. Lorsque  $L \geq d$ ,  $\mathbf{X}$  suit une distribution de Wishart complexe *scalée*, notée  $\mathbf{X} \sim s\mathcal{W}_d^{\mathbb{C}}(L, \Sigma)$ , dont la densité de probabilité (ddp) est donnée par :

$$f_{\mathbf{X}}(\mathbf{X}) = \frac{L^L d |\mathbf{X}|^{L-d}}{\Gamma_d(L) |\Sigma|^L} \text{etr}(-L \Sigma^{-1} \mathbf{X}) \quad (5)$$

où  $\text{etr}(\cdot) = \exp(\text{tr}(\cdot))$  est l'exponentiel de l'opérateur trace,  $|\cdot|$  est l'opérateur déterminant et  $\Gamma_d(L)$  est la fonction gamma multivariée défini comme  $\Gamma_d(L) = \pi^{d(d-1)/2} \prod_{i=0}^{d-1} \Gamma(L-i)$ , avec  $\Gamma(L)$  est la fonction gamma standard d'Euler.

Soient  $\mathbf{X}_1$  et  $\mathbf{X}_2$  deux matrices aléatoire hermitiennes complexes définies positives de dimension  $d \times d$  qui suivent des distributions de Wishart complexes *scalée* données respectivement par  $s\mathcal{W}_d^{\mathbb{C}}(L_1, \Sigma)$  et  $s\mathcal{W}_d^{\mathbb{C}}(L_2, \Sigma)$ ; et  $\tau_1$  et  $\tau_2$  deux variables aléatoires positives (texture) qui suivent la loi de distribution gamma de moyenne unitaire  $\bar{\gamma}(\alpha)$ . Soit  $Z$  défini par :

$$Z = \frac{|L_1 \mathbf{C}_1|}{|L_2 \mathbf{C}_2|} = \left( \frac{\tau_1}{\tau_2} \right)^d \frac{|L_1 \mathbf{X}_1|}{|L_2 \mathbf{X}_2|} \quad (6)$$

Il est clair que  $Z$  est le produit de  $(\tau_1/\tau_2)^d$  qui suit la distribution bêta généralisée du second type [4] et de  $|L_1 \mathbf{X}_1|/|L_2 \mathbf{X}_2|$  qui suit une distribution lambda de Wilks de seconde espèce [3]. La distribution finale du  $Z$  est donnée par la ddp suivante qui dépend de la fonction spéciale Fox-H qui est une généralisation de la fonction Meijer  $G$  :

$$f(z) = A H_{d+1, d+1}^{d+1, d+1} \left( \begin{matrix} (-L_2, 1), \dots, (-L_2+d-1, 1), (1-\alpha-d, d) \\ (L_1-1, 1), \dots, (L_1-d, 1), (\alpha-d, d) \end{matrix} \middle| z \right) \quad (7)$$

avec  $A = \Gamma(\alpha)^{-2} \prod_{i=0}^{d-1} (\Gamma(L_1-i)\Gamma(L_2-i))^{-1}$ .

Il est à noter que la ddp du rapport dépend des paramètres  $(L_1, L_2, \alpha)$ .

## 3 Détecteur de changement

Nous considérons  $\mathbf{C}_1$  et  $\mathbf{C}_2$  deux matrices aléatoires complexes hermitiennes définies positives statistiquement indépendantes décrites selon le modèle produit :

$$\mathbf{C}_k = \tau_k \mathbf{X}_k, \quad \mathbf{X}_k \sim s\mathcal{W}_d^{\mathbb{C}}(L_k, \Sigma_k), \tau_k \sim \bar{\gamma}(\alpha_k), k = 1, 2 \quad (8)$$

Les images PolSAR *multilook* acquises sur une même zone géographique avant l'événement (au temps  $t_1$ ) et après l'événement (au temps  $t_2$ ) sont utilisées pour détecter le changement en comparant pour chaque position  $(i, j)$  l'information polarimétrique complète avant changement et après changement donnés respectivement par  $\mathbf{C}_1(i, j)$  et  $\mathbf{C}_2(i, j)$ . Le test du rapport des déterminants hétérogènes est défini par :

$$\Lambda_{\text{HT}} = \frac{|L_1 \mathbf{C}_1|}{|L_2 \mathbf{C}_2|}. \quad (9)$$

La statistique du rapport déterminant est utilisée pour mesurer la similarité entre les deux matrices de covariance  $\mathbf{C}_1$  et  $\mathbf{C}_2$ , et effectuer la détection de changement en choisissant entre les hypothèses

$$\begin{cases} H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2 = \Sigma \text{ et } \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha \\ H_1 : \Sigma_1 \neq \Sigma_2 ; \alpha_1 \neq \alpha_2 \end{cases} \quad (10)$$

L'hypothèse nulle ( $H_0$ ) correspond à aucun changement, et l'hypothèse alternative ( $H_1$ ) correspond à un changement. Pour quantifier la différence entre  $H_0$  et  $H_1$ , une procédure de sélection de seuil est appliquée à la statistique de test  $\Lambda_{HT}$ . Il convient de mentionner que les tests d'hypothèses sont développés avec des ENL distincts  $L_1 \neq L_2$ .

La distribution exacte de la statistique du test HT sous hypothèse nulle ( $H_0$ ) est donnée par la ddp décrite par (7).

### 3.1 Méthode CFAR pour le seuillage

Dans notre étude, la détection des changements est réalisée en appliquant un seuil de décision aux statistiques du test [2]. Nous choisissons l'algorithme CFAR [5] comme méthode de seuillage. Soit  $f_{\Lambda_{HT}}(\Lambda)$  la ddp du rapport  $\Lambda_{HT}$  sous l'hypothèse  $H_0$ . Le niveau de signification du test  $\alpha_c$ , exprimé en pourcentage, est donné en fonction de la probabilité de fausse alarme souhaitée  $P_{fa}$  comme suit  $\alpha_c = 100P_{fa}$ . Le seuil de décision est déterminé à partir de la distribution de la statistique du test. En effet, le test est donnée par :

$$\max \left\{ \Lambda_{HT}, \Lambda_{HT}^{-1} \right\} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} T. \quad (11)$$

Le seuil  $T$  est déterminé à partir de

$$P_{fa} = 2 \int_T^{+\infty} f_{\Lambda_{HT}}(\Lambda|H_0)d\Lambda. \quad (12)$$

Lorsque  $P_{fa}$  est spécifié, le seuil est obtenu en résolvant (12), puis le détecteur de changement CFAR est obtenu. Puisque la distribution du statistique du test HT sous l'hypothèse  $H_0$  dépend du paramètre texture  $\alpha(i, j)$  qui varie sur toute l'image, il est évident que le seuil de décision varie aussi localement et il sera noté par  $T(i, j)$ .

Il est important de mentionner que la qualité de la carte binaire de détection des changements dépend de la précision de l'estimation de  $L_k$  et  $\alpha_k$  pour  $k = 1, 2$ . Pour une estimation efficace du paramètre texture  $\alpha_k(i, j)$  pour les données avant et après changement, de nombreuses méthodes ont été proposées dans la littérature pour l'estimation automatique. Pour n'en nommer que quelques-unes, nous mentionnons : premièrement, la méthode MoMLC d'Anfinen et al. [6]. Deuxièmement, la méthode MFM proposée par Khan et al. [7] basée sur les moments fractionnaires. Enfin, la méthode FMDC développée par Bouhleb [8] basée sur les moments fractionnaires du déterminant de la matrice de covariance polarimétrique *multilook*. Toutes ces méthodes consistaient à effectuer une estimation locale du paramètre texture en utilisant une fenêtre glissante couvrant toute l'image.

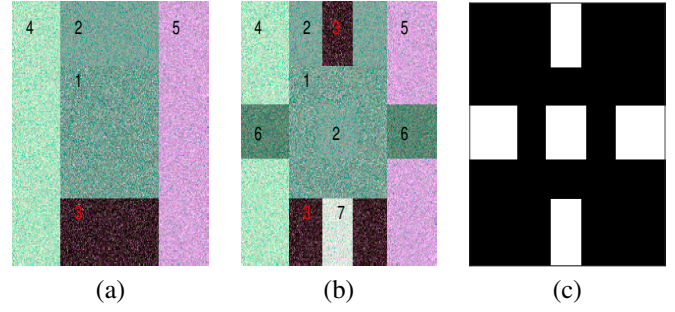


FIGURE 1 – Décomposition de Pauli des données PolSAR quad-pol simulées à  $L = 6$  vues : (a) avant changement (b) après changement, et (c) carte de changement de vérité terrain.

La détection de changement non supervisée proposée entre deux données PolSAR *multilook* acquises avant et après le changement est résumée dans les étapes suivantes

- Trouver une estimation globale de  $\hat{L}_1$  et  $\hat{L}_2$
- Générez l'image des statistiques du test HT en utilisant  $\max\{\Lambda_{HT}, \Lambda_{HT}^{-1}\}$  calculée à partir de deux données PolSAR *multilook*.
- Estimer localement les paramètres textures  $\alpha_1(i, j)$  et  $\alpha_2(i, j)$  avec une méthode d'estimation (MoMLC, MFM, FMDC)
- Calculer le seuil CFAR  $T(i, j)$  en utilisant (12) pour un  $P_{fa}$  spécifique et pour un paramètre texture

$$\alpha(i, j) = \max\{\alpha_1(i, j), \alpha_2(i, j)\}$$

- Appliquez le seuil et obtenez la carte de détection de changement binaire en utilisant (11).

## 4 Résultats expérimentaux

La performance de la statistique HT proposée est évaluée sur des images PolSAR simulées. Le test HT est comparé aux tests HLT et DRT pour montrer les performances de l'approche. Nous simulons deux données quad-pol contenant deux images PolSAR 6-look de  $200 \times 200$  pixels et ayant quatre canaux polarimétriques ( $d = 4$ ). Les données générées suivent une distribution de type  $\mathcal{K}_d(L, \Sigma, \alpha)$  dont les matrices de covariance du speckle  $\Sigma$  correspondent à des zones agricoles, urbaines, homogènes et les valeurs des paramètres texture  $\alpha$  correspondent à des textures extrêmement hétérogènes, hétérogènes et homogènes. Les données polarimétriques contiennent sept classes (zones) différentes. La Fig.1 montre la décomposition de Pauli des deux données PolSAR simulées correspondant aux images avant et après changement, et la carte de changement correspondante à la vérité terrain où le changement est marqué par la couleur blanche et l'absence de changement par la couleur noire. En calculant les statistiques des tests HT, DRT et HLT, la Fig.2 montre les résultats de la détection de changement par rapport à ces méthodes. Ainsi, Fig.2(a), (a') et (a'') montrent, respectivement, les logarithmes de leur statistiques. De plus, les Fig.2 (b), (b') et (b'') illustrent les cartes de changement binaire correspondantes obtenues par l'algorithme CFAR de seuillage. Ces cartes de détection de changement binaire sont obtenues

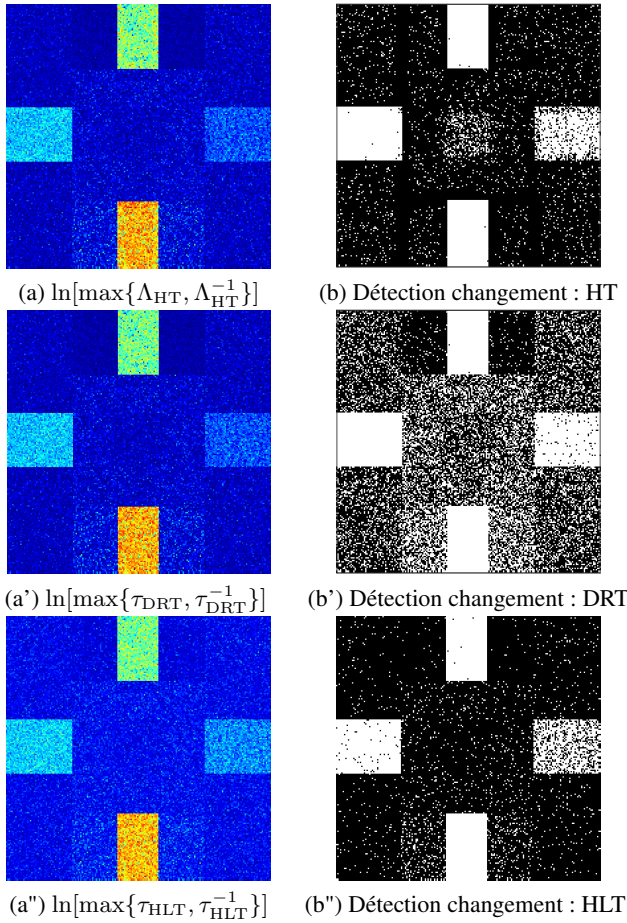


FIGURE 2 – Comparaison entre les statistiques des tests : (a) HT, (a') DRT et (a'') HLT pour les données simulées. Détection de changement au seuil de signification de 5% : (b) méthode proposée HT, (b') DRT et (b'') HLT.

au seuil de signification de 5% pour les détecteurs HT, DRT et HLT. Il est à noter que la méthode proposée détecte plus efficacement les zones qui ont subies des changements.

Une évaluation quantitative des performances de détection des changements est également fournie à deux niveaux de signification différents (5% ; 10%) ou taux de fausse alarme spécifiés. Le tableau 1 illustre le  $P_{fa}$  mesuré (Taux de faux positifs) et le taux de détection (Taux de vrais positifs) pour les statistiques des tests DRT, HLT et HT pour les différents niveaux de signification. Comme indiqué dans ce tableau, la statistique HT réalise des taux de détection élevés et des taux d'erreur globaux plus faibles que les statistiques HLT et DRT.

## 5 Conclusion

La statistique HT a été proposée pour la détection de changement dans les images PolSAR *multilook*. La méthode est une extension du modèle homogène au modèle du produit en prenant en compte la texture dans le processus de détection de changement. La présence de texture est utile pour améliorer la détection mais des paramètres de texture supplémentaires

TABLE 1 – Performances de différents détecteurs de changement pour les données simulées. HT est la méthode proposée.

$P_{fa}$ (%) spécifié	Méthode	$P_{fa}$ (%) Mesuré	Taux (%) Détection	Taux d'erreur global (%)
5	DRT	30.34	85.58	26.80
	HLT	4.87	73.93	9.57
	HT	5.08	80.15	8.36
10	DRT	38.45	87.65	32.66
	HLT	9.89	78.21	12.53
	HT	9.83	83.62	11.28

doivent être estimés. Sous l'hypothèse nulle correspondant à aucun changement, la statistique du test suit une ddp fonction de l'ENL, de la dimension de la matrice de covariance et du paramètre de texture. À l'aide de cette distribution, le seuil de décision peut être déterminé efficacement à une probabilité spécifiée de fausse alarme en utilisant la méthode du seuil CFAR. Les performances de la méthode ont été évaluées sur des données PolSAR *multilook* simulées et ont été comparées aux performances des détecteurs HLT et DRT. Les résultats en termes de taux de fausse alarme mesuré et de taux de détection, ont montré que la statistique HT proposée surpasse les performances HLT et DRT.

## Références

- [1] K. Conradsen, A. A. Nielsen, J. Schou, and H. Skriver, "A test statistic in the complex wishart distribution and its application to change detection in polarimetric SAR data," *IEEE TGRS*, vol. 41, no. 1, pp. 4–19, Jan 2003.
- [2] V. Akbari, S. N. Anfinsen, A. P. Doulgeris, T. Eltoft, G. Moser, and S. B. Serpico, "Polarimetric SAR change detection with the complex hotelling-lawley trace statistic," *IEEE TGRS*, vol. 54, no. 7, pp. 3953–3966, 2016.
- [3] N. Bouhleb, V. Akbari, and S. Méric, "Change detection in multilook polarimetric SAR imagery with determinant ratio test statistic," *IEEE TGRS*, vol. 60, pp. 1–15, 2022.
- [4] J. B. McDonald and Y. J. Xu, "A generalization of the beta distribution with applications," *Journal of Econometrics*, vol. 66, no. 1, pp. 133–152, 1995.
- [5] J. R. Bunch and R. D. Fierro, "A constant-false-alarm-rate algorithm," *Linear Algebra and its Applications*, vol. 172, pp. 231 – 241, 1992.
- [6] S. N. Anfinsen and T. Eltoft, "Application of the matrix-variate mellin transform to analysis of polarimetric radar images," *IEEE TGRS*, vol. 49, no. 6, pp. 2281–2295, June 2011.
- [7] S. Khan and R. Guida, "On fractional moments of multilook polarimetric whitening filter for polarimetric SAR data," *IEEE TGRS*, vol. 52, no. 6, pp. 3502–3512, June 2014.
- [8] N. Bouhleb, "Parameter estimation of multilook polarimetric SAR data based on fractional determinant moments," *IEEE GRSL*, vol. 16, no. 7, pp. 1075–1079, July 2019.