



Analyse de la variabilité spatiale géométrique pour la fiabilité des cordons de soudure

Olivier Pasqualini, Franck Schoefs, Mathilde Chevreuil, Mikaël Cazuguel

► To cite this version:

Olivier Pasqualini, Franck Schoefs, Mathilde Chevreuil, Mikaël Cazuguel. Analyse de la variabilité spatiale géométrique pour la fiabilité des cordons de soudure. CFM 2011 - 20ème Congrès Français de Mécanique, Aug 2011, Besançon, France. hal-03422754

HAL Id: hal-03422754

<https://hal.science/hal-03422754>

Submitted on 9 Nov 2021

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.

Analyse de la variabilité spatiale géométrique pour la fiabilité des cordons de soudure.

O. PASQUALINI^{a,b}, F. SCHOEFS^a, M. CHEVREUIL^a, M. CAZUGUEL^b

a. LUNAM Université, Université de Nantes-Ecole Centrale Nantes, GeM, Institute for Research in Civil and Mechanical Engineering, CNRS UMR 6183, 2 rue de la Houssinière BP 92208 44322 Nantes Cedex 3, France

b. DCNS, Ingénierie Navires Armées, Rue Choiseuil 56311 LORIENT Cedex

Résumé :

Les joints soudés sont présents dans de nombreuses structures telles que les infra-structures de Génie Civil ou les structures marines et sous-marines. La géométrie de ces joints a un impact important sur l'initiation et la propagation de fissure. Des contrôles qualité permettent de maîtriser les fluctuations. Toutefois, leur quantification reste délicate et la mesure des paramètres par des procédés classiques est longue. Des procédés laser permettent maintenant de disposer de nombreuses trajectoires de différents paramètres géométriques. Cet article se propose d'analyser, pour le cas de structures sous-marines, ces trajectoires à des fins fiabilistes : analyse des distributions marginales, de la structure stochastique du champ aléatoire et des corrélations. Des modélisations de distributions sont aussi proposées.

Abstract :

Welded joints are commonly used for various structures such as civil engineering infrastructures or marine and submarine structures. The geometry of the joints has an important impact on the formation and the propagation of a crack. Quality controls allow us to keep parameters inside bounds. However, the measurement of these parameters is a long and fussy work. Some laser processes allow us to obtain a significant quantity of trajectories for these geometrical parameters. This paper aims to analyze, for submarine structures, these trajectories for reliability purposes: analysis of marginal distributions, of the stochastic structure of random field and of correlations. Some models of distributions are also provided.

Mots clefs : analyse statistique, géométrie, soudures, corrélation, échantillonnage

1 Méthode de mesure des joints soudés

L'assemblage par soudage est largement utilisé dans différents domaines de la construction d'infrastructures ou de structures. Depuis de nombreuses années, des méthodes de CND (Contrôles Non-Destructifs, incluant entre autres des contrôles visuelles, par ressuage, magnétoscopie, etc...) de la géométrie permettent d'assurer un contrôle qualité. Toutefois, peu de mesures permettent de disposer de statistiques c'est-à-dire de quantifier la variabilité au sein des bornes imposées par le contrôle. Nous utilisons ici des systèmes d'inspection de joints soudés par triangulation laser qui permettent de remonter à cette information. Un de ces systèmes, nommé WISC, a été utilisé par DCNS pour les mesures des joints de certaines constructions navales. Ce système permet de mesurer le profil de joints soudés et fournit en sortie de nombreux paramètres dont certains sont représentés sur la figure 1.

Il a été montré [1, 3] que les informations fournies par le WISC suffisent si on veut réaliser une analyse fiabiliste, puisque le système fournit les paramètres essentiels. Il s'agit de la gorge de la soudure, de l'angle de raccordement et du rayon en pied de cordon.

L'étude réalisée compare les résultats obtenus lors de deux campagnes de mesures réalisées par DCNS sur les joints soudés. Nous prenons en compte uniquement la variable S1 (hauteur de joint soudé suivant le schéma de la figure 1) tout le long de ce papier, des analyses complémentaires et similaires pouvant être réalisées sur

les variables $S2$, Area, $L1$, $L2$ et Th . La figure 1 présente le profil de joints avec ces grandeurs mesurées. Ces grandeurs sont mesurées à l'avancement de l'appareil sur le cordon de soudure selon un pas prédéfini.

Après avoir présenté la méthode d'analyse statistique, cet article propose une analyse des auto-corrélations et corrélations entre variables pour conclure sur un ré-échantillonnage.

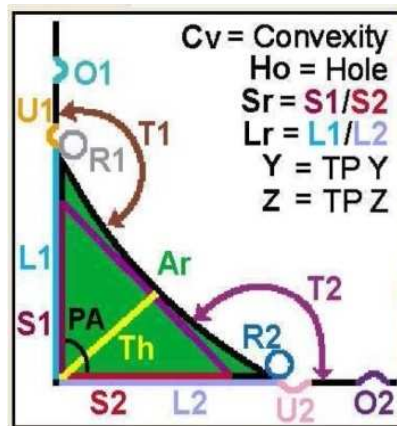


FIG. 1 - Sorties des paramètres sur profil de joint soudés

2 Méthode de dépouillement statistique

L'étude statistique a été réalisée en suivant les différentes étapes de l'organigramme montré figure 2.

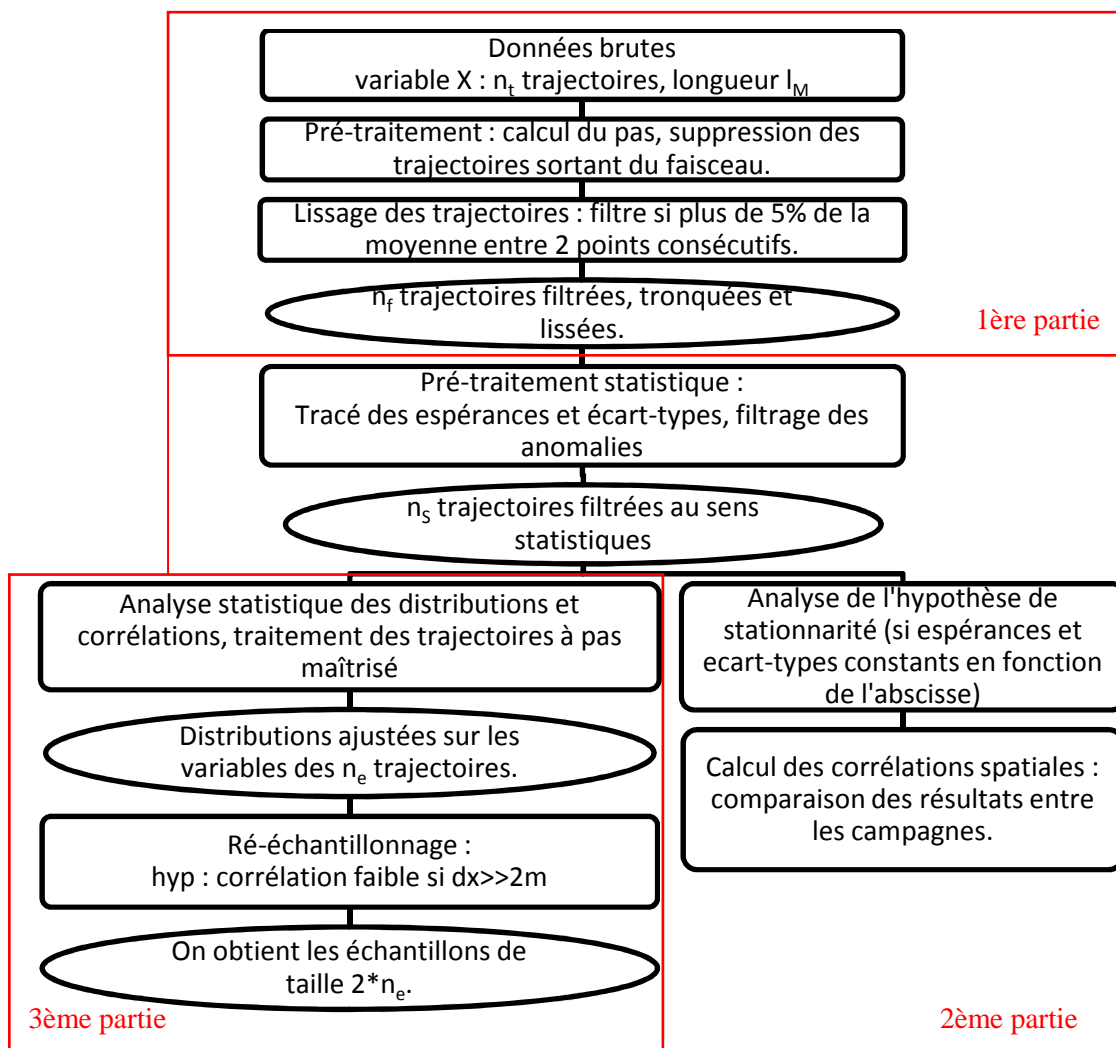


FIG. 2 - Organigramme général du traitement statistique

La procédure d'analyse statistique peut être divisée en trois grandes parties, la première constitue le tronc commun aux approches d'analyse de champs et de variables. Elle a pour objectif l'analyse progressive de trajectoires afin de retenir celles qui présentent un pas de mesure semblable. Ceci permet de supposer que les points de mesures des différentes trajectoires ont la même abscisse x , et qu'ils sont purgés de valeurs aberrantes. La deuxième partie a comme objectif de vérifier si l'hypothèse de stationnarité d'ordre 2 est recevable, pour cela, on calcule les 2 premiers moments ainsi que le coefficient de corrélation spatiale. La troisième et dernière partie concerne l'analyse des distributions et l'échantillonnage. Elle consiste à rechercher la présence d'une distance à partir de laquelle on peut considérer les échantillons comme indépendants : on la définit ici comme la distance obtenue lorsque le coefficient atteint 0,2. On peut alors ré-échantillonner autant de fois que permet cette distance en considérant les échantillons comme indépendants. On peut ainsi rechercher la loi de distribution la plus pertinente au sens du maximum de vraisemblance.

3 Résultats sur les corrélations et échantillonnage

3.1 Analyse de la corrélation entre les paramètres

Avant toute analyse détaillée de chaque variable aléatoire, il est intéressant d'analyser si la base de données fournit des informations cohérentes avec les propriétés physiques auxquelles on peut s'attendre : fortes corrélations dues à des relations fonctionnelles ou faibles corrélations dues à des sources de variabilité différentes. La figure 3 illustre l'évolution de corrélations le long d'un cordon de 3,5 m sur les deux cas suivants : le premier montre une forte corrélation (moyenne de 0,9) entre l'aire du cordon (Area) et le produit $S1*S2$ (hauteur*largeur du cordon). Le second présente une faible corrélation (moyenne de -0,1) entre O1 et S1 (bourrelet et hauteur du joint soudé).

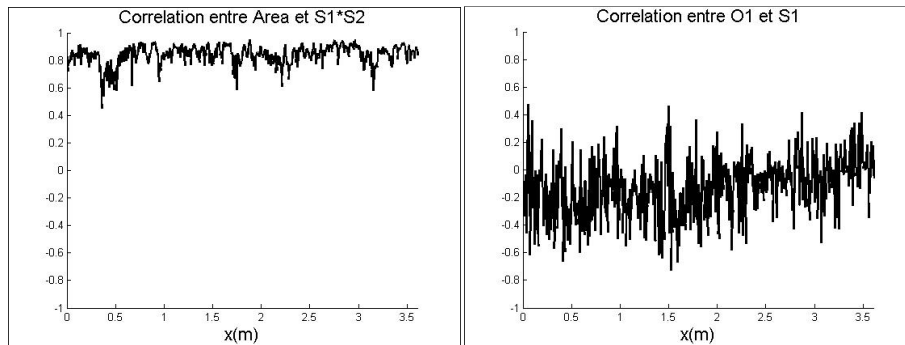


FIG. 3 - Coefficients de corrélation entre variables

On remarque également qu'il existe un bruit plus important dans la corrélation entre O1 et S1 tandis qu'il est très faible dans le cas de la forte corrélation entre Area et $S1*S2$.

3.2 Analyse de la corrélation spatiale

Dans cette partie, on cherche à analyser le champ aléatoire unidimensionnel $X(x, \omega)$ où X est le paramètre géométrique d'intérêt, ω est l'aléa et x est la coordonnée décrivant le cordon de soudure perpendiculairement à la section droite. On prend X une des variables d'intérêt précédemment citées et on cherche à répondre aux questions suivantes :

- s'agit-il d'un champ stationnaire d'ordre 2 ?
- peut-on identifier une distance à partir de laquelle les échantillons sont quasi-indépendants?

Au début du traitement, il a été fourni $n_t=50$ trajectoires. Suite au pré-traitement des données défini dans la 1ère étape sur la figure 2, il reste $n_t=22$ trajectoires. Il reste également $n_s=22$ trajectoires après le pré-traitement statistique et donc utilisables pour l'étude. Un champ est stationnaire si ses propriétés sont invariantes par translation selon x . En pratique, on considère qu'un champ est stationnaire au sens faible, c'est-à-dire d'ordre 2, si ces deux premiers moments statistiques que sont l'espérance et la variance sont constants en fonction de l'abscisse de mesure et si sa fonction d'auto-corrélation ne dépend que de la distance entre les points mesurés. Ces conditions sont reprises dans les équations (1).

$$\mu_X(x) = \mu_X ; \sigma_X(x) = \sigma_X ; \rho_X(x, x') = \rho_X(x - x') \quad (1)$$

Avec μ_X et σ_X constants

On donne les définitions de la moyenne μ_X et de l'écart-type σ_X dans les équations (2)

$$\mu_X = \frac{1}{n_S} \sum_{i=1}^{n_S} X(x; \omega_i), \quad \sigma_X = \sqrt{\frac{1}{n_S} \sum_{i=1}^{n_S} (X(x; \omega_i) - \mu_X(x))^2}. \quad (2)$$

ρ est le coefficient de corrélation spatiale. On définit deux nouvelles variables représentées par leur échantillon $X_1(x_1; \omega) \equiv \begin{pmatrix} X(x_1; \omega_1) \\ \vdots \\ X(x_1; \omega_N) \end{pmatrix}$ à l'abscisse x_1 et $X_2(x_2; \omega) \equiv \begin{pmatrix} X(x_2; \omega_1) \\ \vdots \\ X(x_2; \omega_N) \end{pmatrix}$ à l'abscisse x_2 . On note respectivement leurs moyennes et écart-types $\mu_1, \sigma_1, \mu_2, \sigma_2$.

La corrélation spatiale se calcule par l'équation (3).

$$\rho_X(x_1 - x_2) = \frac{1}{P-L+1} \sum_{k=1}^{P-L+1} \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (X(x_1; \omega_i) - \mu_1)(X(x_2; \omega_i) - \mu_2)}{\sigma_1 \sigma_2} \quad (3)$$

où P est le nombre total de piquets de mesures, L le nombre de piquets de mesures présents sur la longueur $x_1 - x_2$.

Les valeurs d'espérance et de l'écart-type de la variable S1 sont données figure 4. Le coefficient de corrélation spatiale et ses valeurs à plus ou moins un écart-type sont données figure 5.

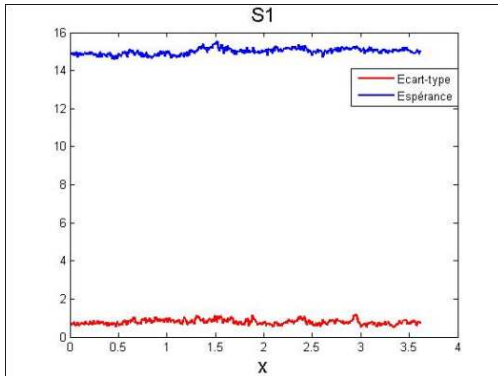


FIG. 4 – Valeurs μ_X et σ_X de S1 en fonction de x

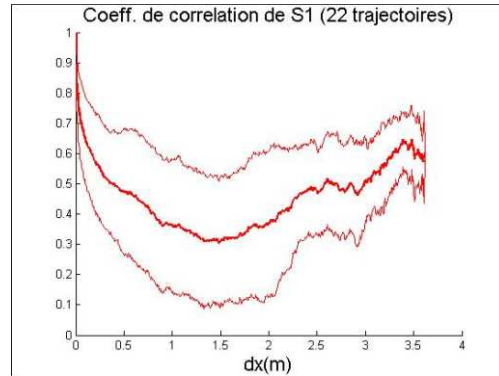


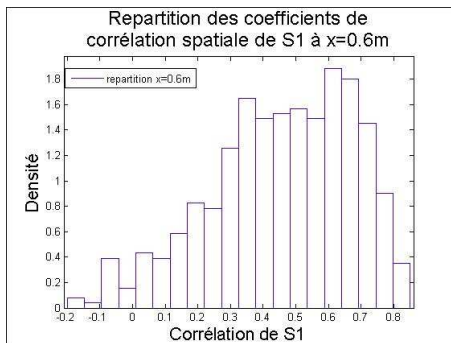
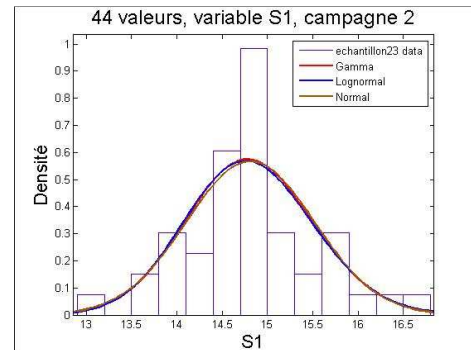
FIG. 5 - Coefficient de corrélation spatiale de S1

Le coefficient de variation de l'espérance est de 0,5% tandis que celui de l'écart-type vaut 7,3%, les variations sont alors considérées comme suffisamment faibles pour que les deux premières conditions de stationnarité d'ordre 2 soient validées.

On cherche maintenant à analyser le coefficient de corrélation spatiale afin de confirmer ou non l'hypothèse de stationnarité d'ordre 2 du champ S1 et trouver s'il existe une distance de corrélation exploitable. On trace donc le coefficient de corrélation spatiale de S1 sur la figure 5 ainsi que l'intervalle correspondant à plus ou moins un écart type.

Le coefficient chute assez rapidement sous la valeur de 0,4 après 1m de mesure et atteint 0,3 après 1,5m, il semble ensuite amorcer une remontée à partir de ce point jusqu'à la fin du parcours. On a donc une corrélation ne tendant pas vers 0. L'hypothèse d'une stationnarité d'ordre 2 du champ S1 est donc montrée mais avec une fonction non monotone. Il a été démontré que l'origine de ce phénomène résidait dans une symétrie, mais on ne détaillera pas l'analyse dans le cadre de cet article. La figure 6 illustre aussi l'incertitude sur l'estimation de cette corrélation : elle représente la distribution des valeurs obtenues pour $x - x' = \Delta x = 0,6m$. On observe une distribution non centrée et proche d'une distribution uniforme au voisinage de la valeur modale de la corrélation spatiale. Si la moyenne est de 0,45, on constate une plage de variation quasi-uniforme entre 0,35 et 0,7.

Néanmoins, nous considérons, au vu de la variation initiale c'est-à-dire la variation sur les 1,5 premiers mètres, une distance de corrélation de 2m.

FIG. 6- Distribution du coefficient de corrélation à $\Delta x=0.6m$ FIG. 7 - Echantillonnage à $x=0,46m$ et $2,46m$

3.3 Distribution et échantillonnage

Au vu des résultats précédents, on suppose qu'au-delà de 2m, pour la variable S1, les échantillons peuvent être considérés comme indépendants. Il est alors possible de combiner deux distributions de 22 valeurs distantes de 2m pour obtenir un échantillon de 44 valeurs. On cherche ensuite à ajuster sur cette distribution empirique 3 distributions (distributions log-normale, gamma et normale) et à analyser avec le maximum de log-vraisemblance celle qui ajuste le mieux l'échantillon. En figure 7 un exemple d'échantillonnage est présenté pour des échantillons sélectionnés à $x=0,46m$ et $x=2,46m$. On présente ensuite au tableau 1 les valeurs d'espérance, d'écart-type et de maximum de log-vraisemblance de chacune de ces lois appliquées à l'échantillon. Ces valeurs sont obtenues par la méthode des moments à partir des estimateurs des paramètres des densités de probabilité testées.

	Loi Gamma	Loi normale	Log- normale	Loi Normale
Espérance	14,81	14,81		14,81
Ecart-type	0,70	0,7		0,71
Maximum de log-vraisemblance	-46,38	-46,37		-46,47

TAB. 1 - Valeurs d'espérance, d'écart-type et de maximum de log-vraisemblance pour les lois

Au sens du maximum de log-vraisemblance, c'est la distribution log-normale qui ajuste le mieux la distribution. On construit de même des échantillons enrichis pour chaque pas du premier mètre de trajectoire et on ajuste la distribution obtenue par loi log-normale. Nous obtenons alors les valeurs d'espérance et d'écart-type de la loi log-normale pour chacun des échantillons de 44 valeurs obtenues. Le résultat est présenté sur la figure 8.

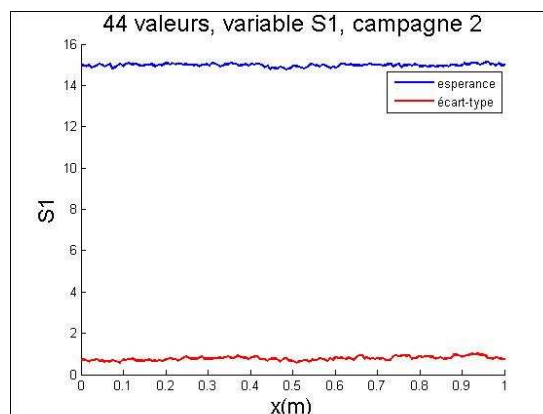


FIG. 8 - Espérance et écart-type de distribution log-normale

Il est à noter que l'espérance et l'écart-type n'ont pas de variations marquées en fonction de l'abscisse et peuvent en conséquence être considérés comme constants, ce qui conforte l'hypothèse d'un champ stationnaire.

4 Conclusion

La mesure de la géométrie de joints soudés est facilitée par des procédés de mesure par laser. L'appareillage WISC est en particulier utilisé pour l'acquisition des mesures du présent papier. Les erreurs de mesures ou difficultés expérimentales entachent inévitablement les relevés. On montre donc dans cet article la nécessité de recourir à une méthode de traitement statistique par étapes. Ainsi, pour conserver des trajectoires de taille suffisante, on est amené à ne considérer que la moitié des trajectoires. Sur cette base, on démontre une stationnarité même si la fonction de corrélation présente une allure particulière, non monotone. Cette propriété permet un enrichissement de l'échantillon par assimilation d'échantillons indépendants. On montre aussi que certaines corrélations sont en lien avec le sens physique de l'ingénieur ou l'existence de relations fonctionnelles, ce qui tend à démontrer la cohérence des mesures.

Remerciements

Les auteurs souhaitent remercier la Direction Générale de l'Armement pour le financement de ces travaux par le Programme d'Etudes Amont COMECNAV (marché n°2007 90 0907).

References

- [1] Huther I., Préviation du comportement à la fatigue des assemblages soudés - Prise en compte de l'effet macro, micro-géométrie. Mémoire de thèse de l'Université Blaise Pascal (Clermont-Ferrand 2), soutenue le 11 Juin 1996 à Clermont-Ferrand.
- [2] Vanmarcke E., Random fields, analysis and synthesis. The MIT Press Cambridge, 1983.
- [3] Schoefs F., Chevreuil M., Clément A., Cazuguel M., Pasqualini O., "Reliability of marine welded joints subjected to stochastic geometry: from measure to computation", Proceeding of 5th Conference on Network for Integrating Structural Analysis, Risk and Reliability, (ASRANet 2010), Session 1B Probabilistic Fatigue Analysis, 7 pages, 14-16 June 2010, Edinburgh, Scotland, UK (2010).