

Une méthode probabiliste pour la localisation robuste de défauts HTA

Alexandre BACH, Trung Dung LE, Marc PETIT

Laboratoire De Génie Électrique et Électronique De Paris, CNRS, CentraleSupélec, Université Paris-Saclay, Sorbonne Université, Plateau de Moulon, 91192 Gif sur Yvette, France

RESUME - Ce papier présente un formalisme probabiliste d'une méthode de localisation de défauts précédemment présentée conçue pour les réseaux de distribution à moyenne tension (HTA). Ce formalisme se base sur l'estimation de la densité de probabilité (DDP) de la tension et du courant homopolaires sur différents chemins entre le jeu de barres et des nœuds extrémités avec une mesure de tension homopolaire supplémentaire. Cette DDP tient compte des erreurs potentielles de mesure ainsi que des incertitudes sur les impédances homopolaires des tronçons. L'intersection des deux estimations de tensions homopolaires est la probabilité que le défaut soit situé latéralement au nœud considéré. Ainsi, cette méthode permet de construire des zones de localisation de défauts qui soient connexes, levant donc le problème de l'estimation multiple rencontré par les méthodes impédance-métrique à un point de mesure. Des résultats de simulations prometteurs sont présentés, qui montrent la robustesse de cette approche face aux incertitudes sur les impédances et aux erreurs de mesure.

Mots-clés— *Localisation robuste, Réseaux de distribution HTA, Mesures dispersées, Estimation probabiliste, Tirages de Monte Carlo*

1. INTRODUCTION

L'électrification des procédés industriels, l'émergence du véhicule électrique et la croissance des productions décentralisées et non pilotables accroissent l'importance de la fiabilité du réseau électrique. A cette fin, il faut pouvoir localiser précisément et rapidement les défauts. Cependant, l'adaptation des méthodes employées sur les réseaux de transport n'est pas toujours pertinente pour les réseaux de distribution HTA, ceux-ci étant arborescents et très peu instrumentés (on a usuellement des mesures de tension et de courant en tête de chaque départ uniquement au jeu de barres du poste source).

Les algorithmes de localisation de défauts sur les réseaux électriques se divisent en deux grandes familles. D'abord, les méthodes transitoires cherchent à exploiter les informations portées par les ondes qui se propagent au moment de l'apparition du défaut [1], [2]. Bien que présentant un bon potentiel de localisation avec une grande précision, leur principal défaut est leur coût économique, car elles nécessitent de déployer des appareils de mesures avec de grandes fréquences d'échantillonnage (de l'ordre du mégahertz). Or, les appareils de mesures déployés dans les postes sources des réseaux HTA ont une fréquence d'échantillonnage inférieure à 3,2 kHz, il faudrait donc changer les mesures de tous les postes sources. De plus, la présence de nombreuses dérivations limiterait les performances de ces méthodes par rapport à ce qui

est observé sur les réseaux de transport.

Ensuite, les méthodes dites impédance-métriques sont les méthodes qui utilisent les phaseurs à la fréquence fondamentale (50 Hz) du réseau [3],[4]. Ces méthodes sont celles qui sont les mieux connues et présentent l'avantage d'un coût de déploiement plus contenu si on se contente d'une unique mesure au jeu de barres. Toutefois, la présence de ramifications dans les réseaux de distribution conduit à l'estimation multiple de la position du défaut. En effet, il n'est pas possible de différencier deux nœuds du départ étant situés à la même impédance apparente vu du jeu de barres, bien que potentiellement géographiquement éloignés.

C'est une de raisons qui amènent les gestionnaires des réseaux de distribution (GRD) à favoriser l'émergence de réseaux plus intelligents (*smart grids*) et plus fortement instrumentés, à l'image du projet VENTEEA [5] dans l'Aude avec 130 postes BT équipés d'appareils de mesures. C'est pourquoi une méthode de localisation de défauts impédance-métrique en régime homopolaire nécessitant quelques mesures de tension supplémentaires distribuées a été présentée par [6] et plus largement détaillée par [7]. Cette méthode permet de localiser tout type de défaut à la terre dans une zone connexe dont la taille dépend du nombre et de la position des mesures supplémentaires de tension, levant ainsi le problème de l'estimation multiple.

Cependant, les valeurs des impédances des lignes ne sont pas parfaitement connues des gestionnaires de réseaux de distribution (GRD) et la croissance de la mise à la terre compensée du neutre du transformateur du poste source conduit à la baisse du courant de défaut. Ainsi, les chutes de tension deviennent faibles entre deux nœuds, parfois dans la marge d'erreur des mesures. L'impact de ces erreurs simultanées sur la localisation est peu traité. [8] traite de l'impact des erreurs de mesure sur la localisation d'un défaut alors que [9] se concentre plutôt sur l'impact des incertitudes sur les paramètres du réseau. [10] présente une méthode hybride exploitant les informations remontant des indicateurs de passage de défaut (IPD) en prenant en compte leur probabilité d'être erronées. C'est pourquoi ce papier présente une version probabiliste de la méthode de localisation présentée en [6] qui permet de garantir que la zone de localisation soit connexe et contienne le défaut même en présence d'erreurs de mesures et d'incertitude sur les valeurs des impédances.

La partie 2 présente les limites de la méthode déterministe de localisation et le formalisme probabiliste. Ensuite, la partie 3 présente l'analyse de sensibilité par rapport aux incertitudes sur

les impédances et aux erreurs de mesures. Enfin, la partie 4 conclut ce papier.

2. METHODE DE LOCALISATION PROBABILISTE

2.1. Méthode déterministe et ses limites

La méthode de localisation déterministe est présentée en détail en [6],[7]. Pour résumer son fonctionnement, la Fig. 1 illustre son application sur le réseau de test CIGRE [6] en considérant un défaut au nœud $j = 10$ et une mesure supplémentaire de tension au nœud $m_1 = 6$. On estime le courant et la tension homopolaires de manière descendante le long du chemin $C[15,6]$ sans connaître la position du défaut. Les estimées de la tension homopolaire sont exactes pour les nœuds amonts du défaut, id est $\{15,1,2,3\}$. Inversement, lors de l'estimation ascendante suivant le chemin $C[6,15]$, les estimées de la tension homopolaire sont exactes pour les nœuds $\{6,5,4,3\}$. Alors, en comparant ces deux ensembles d'estimées, on peut exhiber le nœud projeté du défaut sur le chemin entre le jeu de barres et la mesure supplémentaire (ici le nœud 3, confer Fig. 5). On définit alors une zone latérale au nœud projeté $\Omega_{m_i}(j)$ constituée de tous les nœuds latéraux au nœud projeté par rapport au chemin vers la mesure m_i (ici $\Omega_6(10) = \{3,7,8,9,10,11\}$) à l'intérieur de laquelle on peut affirmer que le défaut se situe.

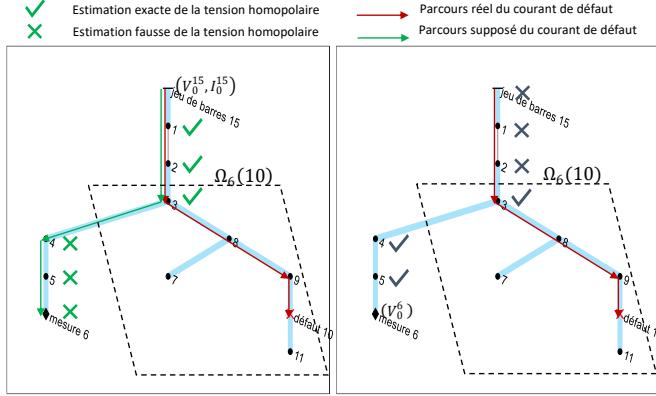


Fig. 1. Illustration de la méthode déterministe sur le réseau CIGRE.

Cette méthode s'est révélée être capable de résoudre le problème de l'estimation multiple (on trouve des zones solutions connexes) avec un nombre faible de mesures supplémentaires. Un algorithme de placement optimal de celles-ci a été présenté. Cependant, une analyse de sensibilité a été effectuée par rapport aux erreurs de mesures de tension, en considérant des erreurs possibles telles que définies par la norme [11]. On définit le taux de succès τ_s de la méthode comme la part des nœuds projetés exactement estimés par celle-ci dans les différents cas considérés. Il apparaît sur la Fig. 2 que les erreurs de mesures de tension ont un impact majeur sur le bon fonctionnement de la méthode de localisation de défaut (ces résultats sont obtenus sur un total de 20 départs reconstruits réalisistes selon l'analyse de sensibilité présentée en [7], confer Fig. 8). En effet, la décroissance du taux de succès est exponentielle avec la classe de précision des transformateurs, au point de compromettre le déploiement de cet algorithme sur le terrain. La classe 0,1% est la meilleure classe de précision disponible industriellement aujourd'hui pour un GRD (c'est loin d'être la classe de la majorité des appareils actuellement en service). Avec l'instrumentation de 4 mesures synchronisées, on aurait une probabilité de bon fonctionnement de la méthode $\tau_{tot} = \tau_s^4 \approx 0,2^4 \approx 0,16\%$. Ce qui signifie que la méthode de localisation ne fonctionnerait

presque jamais comme prévu théoriquement. Ainsi, on ne pourrait garantir la connexité de la zone solution et la taille de celle-ci pourrait être très grande. Toutefois, il convient de noter qu'il a été observé que l'algorithme exhibe dans la grande majorité des cas où il se trompe un nœud voisin du vrai nœud projeté. Ainsi, il serait intéressant de développer une méthode capable de sélectionner plusieurs nœuds comme projetés si ceux-ci ont une probabilité proche d'être nœuds projetés. Il est donc nécessaire de revoir la formulation de l'algorithme de manière à pouvoir tenir compte des erreurs potentielles des appareils de mesure de la tension homopolaire pour que l'on puisse espérer que la méthode fonctionne avec des données réelles sur le terrain.

De plus, une décroissance linéaire du taux de succès avec les incertitudes sur les impédances homopolaires a été observée dans [7]. Ainsi, la méthode ne fonctionne comme prévu théoriquement que dans $\frac{3}{4}$ des cas si les impédances homopolaires sont connues à $\pm 20\%$ (un degré d'incertitude tout à fait plausible sur le terrain). Il est donc nécessaire de développer une méthode qui soit également robuste à ces incertitudes.

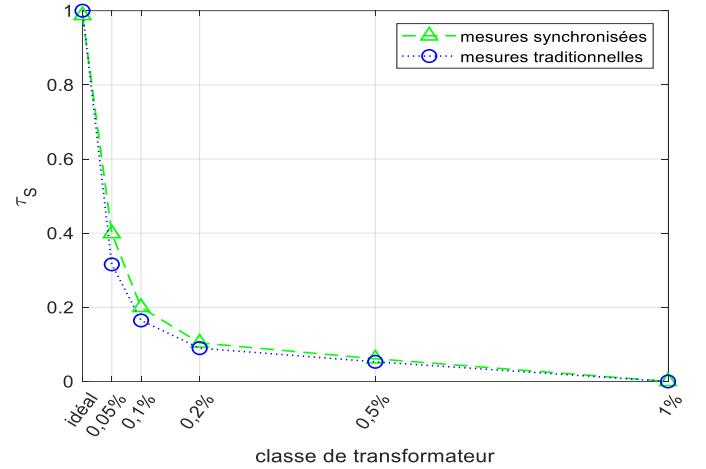


Fig. 2. Taux de succès de la méthode en fonction de la classe de précision du transformateur de mesure de tension.

2.2. Estimation de la DDP aux points de mesure

Pour prendre en compte les erreurs potentielles des mesures de tension (et de courant au jeu de barres), ce papier propose d'estimer des densités de probabilités (DDP) gaussiennes multivariées (parties réelles et imaginaires pour la tension et le courant homopolaires au jeu de barres) en effectuant un tirage de Monte-Carlo. On considère en entrée du processus d'estimation un vecteur aléatoire des tensions mesurées $X_V = [\angle\varphi_{V_A} |V_A| \angle\varphi_{V_B} |V_B| \angle\varphi_{V_C} |V_C|]^T$ (on définit de façon analogue X_I pour les courants mesurés au jeu de barres, et $X = [X_V^T X_I^T]^T$), avec les erreurs sur les amplitudes $|V_A|$ et les phases $\angle\varphi_{V_A}$ supposées indépendantes et uniformément distribuées dans les limites données par la classe de précision des transformateurs de mesures. On suppose également les erreurs entre les mesures sur les différentes phases indépendantes entre elles car provenant de transformateurs différents. Le choix de DDP uniformes présente le pire cas, autorisant les erreurs les plus grandes. On estime ensuite le vecteur aléatoire de la tension homopolaire $Y_V = [\Re(V_0) \Im(V_0)]^T$ (et du courant homopolaire $Y = [Y_V^T Y_I^T]^T$ au jeu de barres) mesurée par N_{MC} tirages de Monte Carlo identiques et indépendants du vecteur X , dont les réalisations sont notées $X(i), i \in [1, N_{MC}]$. La moyenne et la matrice de covariance de la mesure homopolaire

Y sont estimées suivant leurs estimateurs non biaisés (1) :

$$\left\{ \begin{array}{l} \widehat{\mu}_Y = \frac{1}{N_{MC}} \sum_{i=1}^{N_{MC}} Y(i) \\ \widehat{\Sigma}_Y = \frac{1}{N_{MC}-1} \sum_{i=1}^{N_{MC}} (Y(i) - \widehat{\mu}_Y) \cdot (Y(i) - \widehat{\mu}_Y)^T \end{array} \right. \quad (1)$$

La Fig. 3 illustre le processus d'estimation de la DDP marginale de la partie réelle de la tension homopolaire, dont la vraie valeur est $\Re(V_0) = -8967,4 V$, pour différentes valeurs de N_{MC} . On considère trois mesures de tension issues de transformateur de la classe 0.1% décrite par [11]. On peut noter l'effet filtre passe-bas du calcul de la valeur moyenne qui permet d'atténuer la dispersion qui peut apparaître lorsque N_{MC} est petit. En effet, on voit que pour $N_{MC} = 5000$, l'histogramme des réalisations est très proche de la courbe de la DDP gaussienne inférée et on trouve $\widehat{\mu}_{\Re(V_0)}(N_{MC} = 5000) = -8967,5 V$ soit une erreur relative très faible $\epsilon_{\%}(N_{MC} = 5000) = 0,001\%$. Cependant, si on cherche à diminuer la valeur de N_{MC} afin de réduire le temps de calcul, on remarque que l'histogramme s'éloigne fortement de la courbe de la DDP qu'on estime. Alors, estimer les moments (μ, Σ) permet de filtrer cette dispersion. Dans l'exemple, avec $N_{MC} = 10$ seulement, on estime une moyenne de la partie réelle de la tension homopolaire $\widehat{\mu}_{\Re(V_0)}(N_{MC} = 10) = -8967,1 V$ soit une erreur relative très faible également $\epsilon_{\%}(N_{MC} = 10) = 0,003\%$. Toutefois, on remarque que les variances des deux DDP estimées sont très différentes : $\sigma_{\Re(V_0)}^2(N_{MC} = 5000) = 51,5 V^2$ tandis que $\sigma_{\Re(V_0)}^2(N_{MC} = 10) = 28,6 V^2$. On peut donc dire que l'estimation de la moyenne apparaît assez robuste, même avec un faible nombre de tirages alors que ce n'est pas nécessairement le cas de la variance. On comprend donc qu'il sera nécessaire de trouver un compromis entre précision des estimées, en particulier de la variance (N_{MC} grand) et temps de calcul (N_{MC} petit).

Pour bien choisir la valeur de N_{MC} , on se propose de regarder la norme L^2 de l'erreur, également abrégée TVE de l'anglais *Total Vector Error*. Sa définition pour l'estimation de la moyenne d'un vecteur aléatoire X est donnée par (2) :

$$TVE(\mu) = \frac{|\widehat{\mu} - \mu|}{|\mu|} \quad (2)$$

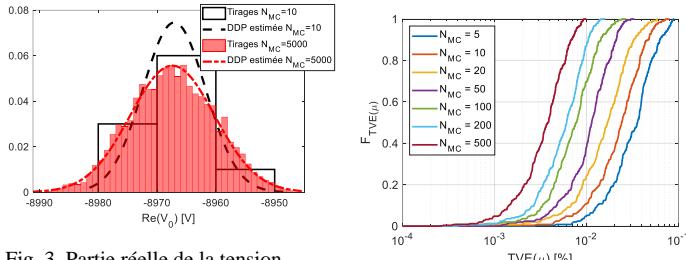


Fig. 3. Partie réelle de la tension homopolaire par tirage de Monte Carlo et DDP estimée (deux valeurs différentes de N_{MC}).

La Fig. 4 présente l'évolution de la fonction de répartition du TVE, notée $F_{TVE(\mu)}$, avec la valeur de N_{MC} obtenue en répétant 250 fois à l'identique ce même tirage aléatoire pour chaque valeur considérée de N_{MC} . Il a été trouvé que choisir un nombre de tirages de $N_{MC} = 100$ présente un bon compromis entre temps de calcul (qui varie linéairement avec N_{MC}) et justesse de l'estimation (on a une erreur sur l'estimation de la

moyenne inférieure à 0,1% dans tous les cas et inférieure à 0,01% dans 70% des cas). C'est cette valeur qui est retenue pour les résultats présentés dans ce papier.

2.3. Propagation suivant un chemin

Une fois les DDP des tensions (et courants) homopolaires estimées à chaque point de mesure, on estime la DDP jointe du courant et de la tension homopolaire (supposée gaussienne) sur tous les nœuds le long de chaque chemin entre le jeu de barre et une mesure supplémentaire. Ce processus est également réalisé avec N_{MC} tirages de Monte-Carlo qui prennent cette fois en compte en vecteur aléatoire d'entrée 1) la moyenne et covariance du couple (tension, courant) au nœud déjà estimé et 2) les valeurs et incertitudes des impédances des lignes qui importent pour le calcul, défini en [7]. On considère que les différents paramètres des impédances homopolaires (R_0, X_0, C_0) sont uniformément distribués dans une limite donnée par le GRD et indépendants entre-eux.

La Fig. 5 présente l'écart entre l'estimation probabiliste et déterministe dans le cas idéal (aucune erreur ni incertitude) de la tension homopolaire le long d'un chemin sur un départ réaliste reconstruit à partir de la base de donnée libre d'Enedis ([12], montré en Fig. 8). Ce départ est un cas d'étude intéressant car il est plus complexe (plus fortement ramifié) que le réseau de test CIGRE : il se compose de 211 nœuds, avec une longueur développée $L_{tot} = 75,05 km$ et avec une distance au nœud le plus éloigné du jeu de barres $d_{max} = 23,3 km$. On considère pour cette estimation des transformateurs de mesure de classe 0,1% et une incertitude sur les paramètres des impédances de $\pm 20\%$. Sur la Fig. 5, on voit que l'estimation probabiliste est égale en moyenne à l'estimation idéale sur presque tous les nœuds, du moins, elle ne s'en écarte jamais de plus d'un écart-type. Donc, il n'y a pas d'accumulations d'erreurs ou de divergence le long d'un chemin avec cette méthode probabiliste. On remarque l'influence des incertitudes sur les impédances qui provoque l'augmentation de la variance le long du processus d'estimation.

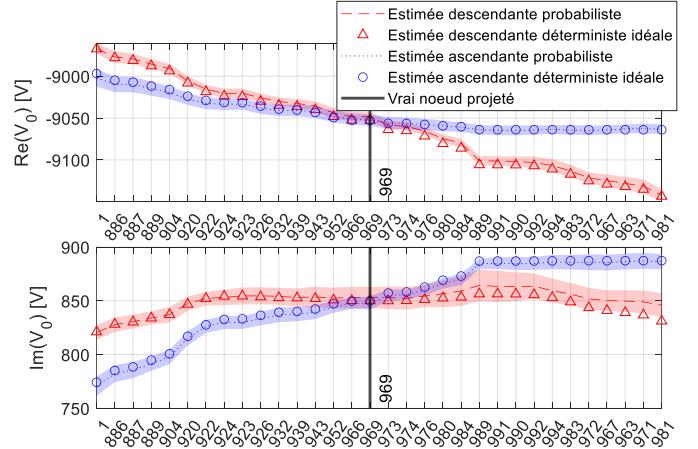


Fig. 5. Comparaison des estimées probabilistes de la tension homopolaire (avec les intervalles $\pm\sigma$ surlignés) avec leur estimées idéales.

2.4. Probabilité d'intersection

Une fois les DDP marginales de la tension homopolaire le long de chaque chemin obtenues, il faut calculer un indicateur permettant de sélectionner les nœuds qui pourraient être les nœuds projetés. Sur la Fig. 5, on remarque que le vrai nœud projeté (969) mais également le nœud 966 sont tels que les deux estimées de tension se recouvrent fortement. On cherche

donc à calculer l'intersection entre les deux estimées pour chaque nœud du chemin, qui est la probabilité du nœud d'être le projeté du défaut, notée \mathbb{P}_\cap . On distingue 4 métriques :

1) Dans le cas de mesures traditionnelles (non synchronisées entre-elles), on ne peut pas comparer la phase des deux estimées entre-elles. On estime donc les DDP des amplitudes des tension homopolaires ascendantes et descendantes (supposées gaussiennes) et on obtient deux DDP monovariées notées $f_1(\mu_1, \sigma_1)$ et $f_2(\mu_2, \sigma_2)$ telles que $\mu_1 \leq \mu_2$. Alors l'intersection entre ces deux fonctions est une aire $\mathcal{A}(f_1 \cap f_2)$ qui dépend du point d'intersection c défini tel que $f_1(c) = f_2(c)$ (3) :

$$c = \frac{\mu_2 \sigma_1^2 - \sigma_2 \left\{ \mu_1 \sigma_2 + \sigma_1 \left[(\mu_1 - \mu_2)^2 + 2(\sigma_1^2 - \sigma_2^2) \cdot \ln \frac{\sigma_1}{\sigma_2} \right] \right\}^{\frac{1}{2}}}{\sigma_1^2 - \sigma_2^2} \quad (3)$$

Et alors $\mathcal{A}(f_1 \cap f_2) = \mathbb{P}(X_1 > c) + \mathbb{P}(X_2 < c)$, dont l'expression est donnée en (4) :

$$\mathcal{A}(f_1 \cap f_2) = 1 - \frac{1}{2} \operatorname{erf} \left(\frac{c - \mu_1}{\sqrt{2}\sigma_1} \right) + \frac{1}{2} \operatorname{erf} \left(\frac{c - \mu_2}{\sqrt{2}\sigma_2} \right) \quad (4)$$

Avec $\operatorname{erf}(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-t^2} dt$ la fonction d'erreur de Gauss. On dispose donc dans ce cas d'une expression analytique de \mathbb{P}_\cap dans le cas non synchrone.

2) dans le cas de mesures synchronisées, il n'existe pas de telle expression pour le volume de l'intersection de deux gaussiennes à 2 variables $f_1(\mu_1, \Sigma_1)$ et $f_2(\mu_2, \Sigma_2)$. On propose donc d'utiliser la méthode des rectangles pour réaliser le calcul de l'intégrale (5). On maille l'espace $(\mathfrak{R}(V_0), \mathfrak{I}(V_0))$ en N_{rect} éléments d'aire $\mathcal{A}_{N_{rect}}$ au sein desquels on suppose f_1 et f_2 constantes.

$$\mathcal{V}(f_1 \cap f_2) = \sum_{i=1}^{N_{rect}} \sum_{j=1}^{N_{rect}} \left[\min(f_1(x_i, y_j), f_2(x_i, y_j)) \cdot \mathcal{A}_{N_{rect}} \right] \quad (5)$$

Le problème de cette méthode est qu'elle fait intervenir un nouveau paramètre N_{rect} dont le choix de la valeur repose sur un compromis entre précision de l'estimation de \mathbb{P}_\cap par le volume $\mathcal{V}(f_1 \cap f_2)$ (N_{rect} grand) et limitation du temps de calcul (qui varie quadratiquement avec N_{rect}). Pour choisir cette valeur, on calcule les deux ensembles (μ, Σ) (ascendant et descendant) sur quatre chemins, soit un total de 102 nœuds. On compare pour ces 102 calculs d'intersection les valeurs obtenues pour différentes valeurs de N_{rect} . On remarque que plus de 99% des valeurs obtenues avec $N_{rect} = 500$ sont dans une marge d'erreur de $\pm 0.05\%$ de celles obtenues avec $N_{rect} = 1000$. Cela prouve la convergence de la méthode pour ces valeurs de N_{rect} . Cependant, si on veut réduire nombre de rectangles à 50, alors 99% des valeurs sont dans une marge d'erreur de $\pm 10\%$, ce qui est trop grand pour notre application. Pour les résultats présentés dans la suite de ce papier utilisant la méthode des rectangles, on choisit $N_{rect} = 100$, ce qui permet de garantir que 99% des valeurs d'intersections soient dans une marge d'erreur de $\pm 2\%$ par rapport à $N_{rect} = 1000$ tout en permettant de réduire le temps de calcul d'un facteur 100. On est contraint de ne pas choisir une valeur plus grande pour limiter le temps de calcul. Par exemple, sur le départ de la Fig. 8, le calcul de l'intégral sur le chemin vers la mesure la plus éloigné prend 300 s à lui tout seul, ce n'est pas comptable avec notre application.

3) Pour réduire le temps de calcul nécessaire à l'estimation de \mathbb{P}_\cap , on se propose de calculer la similarité entre les deux DDP f_1 et f_2 comme proposé par Bhattacharyya [13], dont la valeur du coefficient (CB) est donnée pour des gaussiennes par (6) :

$$CB(f_1, f_2) = \left(\frac{\sqrt{|\Sigma_1| \cdot |\Sigma_2|}}{|\Sigma_{12}|} \right)^{\frac{1}{2}} \cdot \exp \left(-\frac{\Delta\mu^T \cdot \Sigma_{12}^{-1} \cdot \Delta\mu}{8} \right) \quad (6)$$

Avec $\Delta\mu = \mu_1 - \mu_2$ et $\Sigma_{12} = \frac{\Sigma_1 + \Sigma_2}{2}$. On peut ainsi disposer d'une mesure de similarité en un unique calcul, ce qui rend le CB très rapide à calculer.

4) On cherche un modèle pour estimer le volume calculé par méthode des rectangles à partir de la valeur du CB. Sur les 102 nœuds considérés précédemment, nous avons comparé les valeurs du CB avec la valeur du volume de l'intersection obtenu avec $N_{rect} = 1000$ comme référence (valeur pour laquelle on est confiant que $\mathcal{V}(f_1 \cap f_2)$ a bien convergé vers la vraie valeur de \mathbb{P}_\cap). On peut voir sur la Fig. 6 que les valeurs du coefficient sont telles qu'il est possible de construire un modèle pour établir une bijection entre le CB et le volume obtenu par méthode des rectangles, ce modèle est donné par (7) et est montré sur la Fig. 6. On peut noter que ce modèle permet de bien décrire l'évolution du CB car la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM) est limitée à $REQM = 0,131$.

$$CB = 0,81 \times \tan^{-1}(3\mathcal{V}) \quad (7)$$

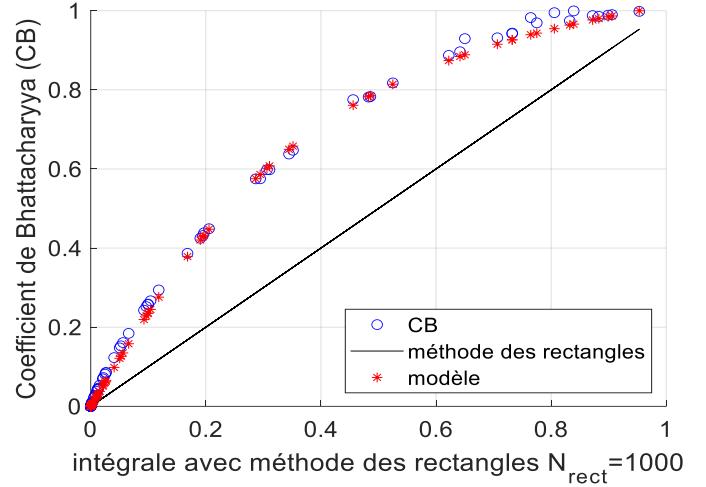


Fig. 6. Comparaison des valeurs du CB avec le volume de l'intersection par méthode des rectangles.

2.5. Nœuds projetés

La Fig. 7 compare les probabilités d'intersection des 3 méthodes dans le cas de mesures synchronisées. On remarque que le coefficient de Bhattacharyya majore toujours le volume de chevauchement (comme montré en Fig. 6) mais on voit que sa projection par notre modèle permet d'obtenir une estimation de \mathbb{P}_\cap très proche de la valeur obtenue par méthodes des rectangles sans nécessiter autant de calculs. On voit que pour cette réalisation particulière de l'ensemble d'erreurs, le vrai nœud projeté n'est pas le nœud qui présente la probabilité d'intersection la plus élevée.

Une fois la probabilité $\mathbb{P}_\cap(n)$ (probabilité que le défaut soit situé latéralement au nœud considéré) calculée pour tous les nœuds n le long d'un chemin d'estimation \mathcal{C}_{m_i} , il faut choisir quels nœuds sont considérés comme nœuds projetés du défaut.

Pour cela, on propose dans ce manuscrit de considérer un seuil de probabilité τ_n tel que tous les nœuds du chemin pour lesquels \mathbb{P}_n majore τ_n soient considérés comme nœuds projetés du défaut (8) :

$$\widehat{\text{proj}} = \{n \in \mathcal{C}_{m_i} \mid \mathbb{P}_n(n) \geq \tau_n\} \quad (8)$$

Théoriquement, tous les nœuds ayant $\mathbb{P}_n > 0$ peuvent être les nœuds projetés du défaut (il existe une combinaison d'erreurs sur les mesures et les différentes impédances telle que ce soit le cas), mais il est peu probable que cela soit le cas (par exemple que toutes les impédances de la base de données soient sous-estimées). Considérer un seuil $\tau_n = 50\%$ semble une bonne idée car cela sélectionnerait tous les nœuds pour lesquels la majorité des combinaisons d'erreurs dans l'espace des possibles aboutit à ce qu'ils soient nœuds projetés du défaut. Dans le cas présenté, avec un seuil $\tau_n = 50\%$, on sélectionnerait avec la méthode des rectangles 4 nœuds projetés (966,969,973,974) et deux avec le coefficient de Bhattacharyya projeté (966,973). On illustre alors l'importance de bien choisir la valeur du seuil (le nœud projeté n'est pas dans les nœuds exhibés dans ce cas). On remarque bien dans cet exemple qu'avec des valeurs réalistes des erreurs et incertitudes, il y a une forte probabilité (supérieure 50% ici) que l'algorithme exhibe un nœud qui soit dans l'ensemble (966,969,973,974) mais pas nécessairement le vrai nœud projeté 969. Ceci justifie la pertinence du formalisme probabiliste.

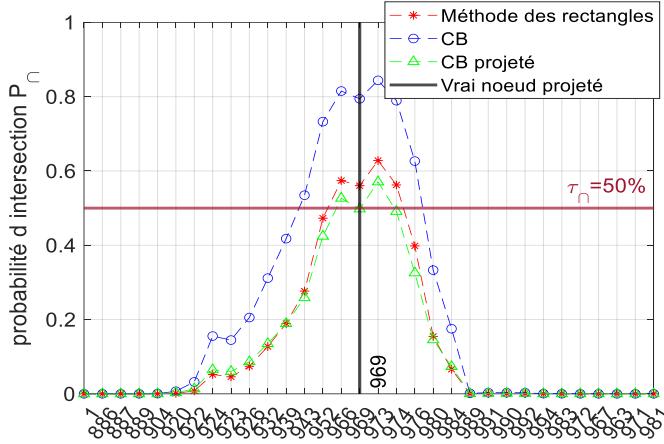


Fig. 7. Probabilité de l'intersection des deux DDP marginales sur le chemin.

2.6. Exemple de localisation d'un défaut

Pour illustrer les performances de l'algorithme probabiliste, on considère le réseau réaliste reconstruit (confer Fig. 8) et on simule (avec Matlab Simulink) un défaut monophasé à la terre sur la phase A (A-G) de résistance $R_{def} = 150 \Omega$ en considérant un neutre compensé parfaitement accordé avec une résistance de 600Ω en parallèle. Le défaut est localisé sur le nœud 1043 située à $d_{def} = 18,9 \text{ km} = 0,81 \cdot d_{max}$. On simule avoir installé des mesures de tension synchronisées sur les quatre nœuds les plus prioritaires selon l'algorithme de placement en considérant une probabilité de défaut différenciée entre aérien et souterrain. \mathbb{P}_n est calculée avec $N_{rect} = 100$ pour la méthode des rectangles. La Fig. 8 montre les zones solutions Ω_{sol}^k qui sont l'ensemble des nœuds au moins $k \in [0, M]$ fois présents dans une zone latérale Ω_{m_i} avec M mesures supplémentaires de tension. On remarque que dans le cas idéal (a), on devrait trouver Ω_{sol}^k une zone connexe de 17 nœuds de taille $L_{sol}^{th} = 5,05 \text{ km}$. Cependant, en appliquant

l'algorithme déterministe en présence des erreurs de mesures et incertitudes sur les impédances homopolaires, seul 2 mesures exhibent le bon nœud projeté et $\Omega_{sol}^4 = \emptyset$ et on a une zone solution Ω_{sol}^2 non connexe, à l'image de ce qu'on aurait avec un unique point de mesure. Si on regarde la version probabiliste de l'algorithme de localisation, alors on remarque qu'avec $\tau_n = 50\%$, on trouve une zone connexe Ω_{sol}^4 qui comporte 4 nœuds supplémentaires par rapport à la zone théorique avec $L_{sol}^{th=50\%} = 7,05 \text{ km}$, soit deux kilomètres de lignes supplémentaires à parcourir par rapport au cas théorique idéal. Si on diminue encore le seuil, on augmente la robustesse et la taille de la zone solution : $L_{sol}^{\tau_n=5\%} = 15,03 \text{ km}$. On peut donc dire que le formalisme probabiliste permet bien de garantir la robustesse de la méthode, comme montré dans la partie suivante, au prix d'une faible augmentation de la taille de la zone solution. En effet, on remarque que deux longues dérivations sont rarement reliées à une artère sur deux nœuds consécutifs. Ainsi, sélectionner quelques nœuds comme projetés n'augmente pas grandement la taille de la zone solution. Enfin, on peut voir que diminuer la valeur de τ_n augmente la taille de la zone solution (mais augmente également la robustesse de la méthode).

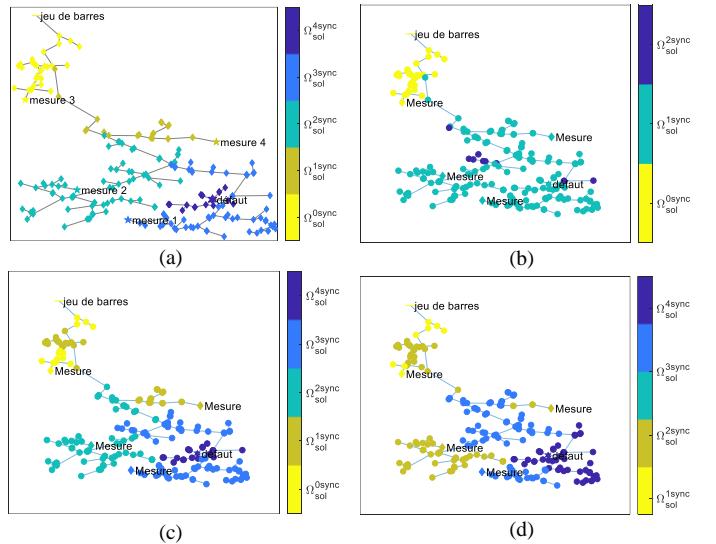


Fig. 8. Zones de localisation de défaut dans le cas idéal (a), déterministe (b) et probabiliste avec méthode des rectangles ($\tau_n = 50\%$ (c) et $\tau_n = 5\%$ (d)).

3. ANALYSE DE SENSIBILITÉ

On cherche maintenant à démontrer statistiquement la robustesse de la méthode probabiliste face aux erreurs de mesures et aux incertitudes sur les impédances. Pour cela, on considère 10 positions de défauts possibles sur le départ considéré, à l'image de ce qui est proposé dans [7]. On considère un plan d'expériences avec 12 combinaisons d'erreurs possibles de mesures et d'impédances avec $\Delta Z_0 \in \pm 20\%$, $\Delta C_0 \in \pm 15\%$. Et avec des erreurs de mesures allant jusqu'à la classe 1%. Toutes les erreurs sont aléatoirement tirées de manière indépendante et suivant une loi uniforme. Chaque expérience est répétée 100 fois de manière indépendante avec les mêmes paramètres et on considère 10 mesures supplémentaires. Un total de 327 600 estimations de DDP sont ainsi réalisées, et pour chaque les 4 estimateurs de \mathbb{P}_n sont comparés.

La Fig. 9 présente le taux de succès τ_s en fonction des classes de précision des transformateurs de mesure. On remarque que dans le cas de mesures non synchronisées (ou avec le coefficient de Bhattacharyya, qui lui-aussi fait une

opération de projection) on n'observe pas de variation de τ_S avec l'augmentation des erreurs sur les mesures (à τ_{η} constant). Dans le cas synchronisé avec $\tau_{\eta} = 50\%$, on observe une décroissance du taux de succès avec les erreurs de mesures. Cependant, ce phénomène n'est pas observé avec l'utilisation du coefficient projeté, alors on peut penser à deux raisons à ce phénomène : soit $N_{rect} = 100$ n'est pas une valeur suffisante pour estimer \mathbb{P}_{η} , ce qui expliquerait la différence entre ces deux courbes, soit le modèle pour calculer \mathbb{P}_{η} à partir du CB n'est pas généralisable dans tous les cas. Si on regarde le taux de succès de l'algorithme pour $\tau_{\eta} = 25\%$, alors on peut dire que celui-ci est supérieur à 80% quels que soient les erreurs de mesures et la métrique pour \mathbb{P}_{η} . Ceci est une amélioration majeure par rapport au fonctionnement de la version déterministe de la méthode.

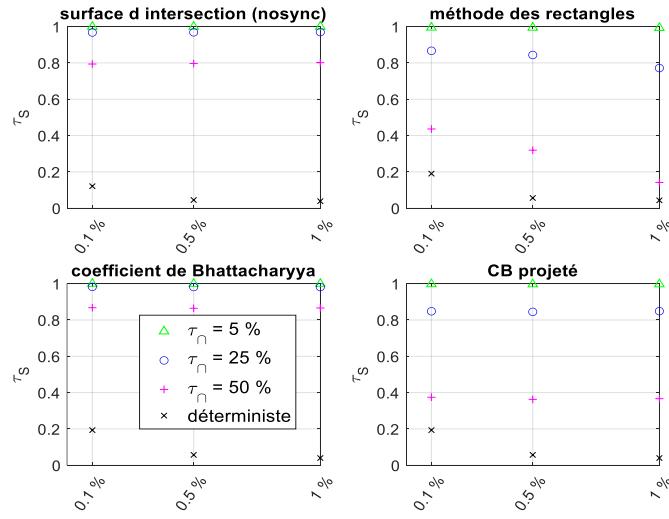


Fig. 9. Taux de succès en fonction des erreurs de mesures.

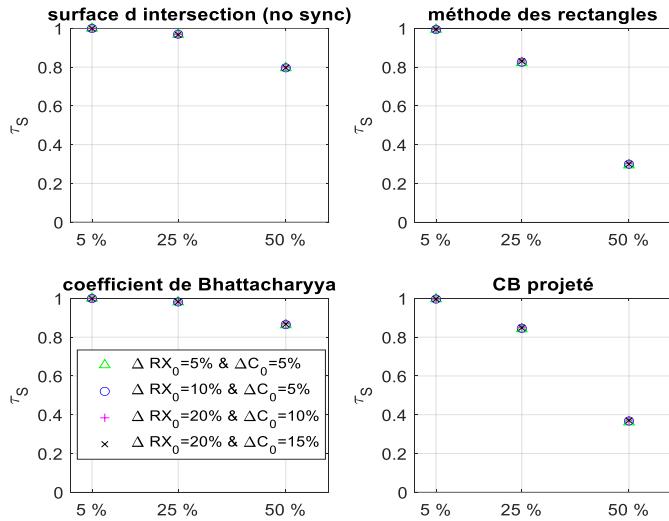


Fig. 10. Taux de succès en fonction des incertitudes sur les impédances.

La Fig. 10 montre l'influence des incertitudes sur les paramètres des impédances du réseau en fonction de la valeur du seuil τ_{η} paramétrée par les incertitudes sur les impédances homopolaires. On remarque que quel que soit le niveau d'incertitude sur les impédances, le taux de succès ne change pas. Alors on peut dire qu'on a bien réussi à développer une méthode robuste aux incertitudes sur les impédances homopolaires. Cependant, il apparaît que le taux de succès est très influencé par la valeur choisie pour le seuil τ_{η} . En effet, un seuil plus élevé induit que moins de nœuds seront exhibés

comme projetés (donc une probabilité plus élevée que le vrai nœud projeté ne soit pas exhibé).

4. CONCLUSIONS

Une méthode de localisation de défaut probabiliste conçue pour les départs HTA, spécialement les départs ruraux longs et fortement ramifiés, a été présentée. Cette approche permet de fortement augmenter la robustesse de l'algorithme aux erreurs de mesure et incertitudes sur les impédances au prix d'une faible augmentation de la taille de la zone solution. Cependant, ce formalisme introduit un nouveau paramètre τ_{η} dont le choix de la valeur n'est pas évident et influence fortement les performances de l'algorithme. De plus, il introduit un effet de seuil qui n'exploite pas pleinement l'information donnée par l'évolution de \mathbb{P}_{η} le long des chemins. Il faut donc chercher à développer un formalisme se passant de ce seuil. On pourrait calculer une probabilité de défaut pour chaque nœud du réseau à partir des \mathbb{P}_{η} et repousser le problème du partitionnement pour exhiber les nœuds solutions. En outre, fixer la valeur de N_{MC} pour tout le processus d'estimation n'est pas pertinent dans la mesure où $\hat{\mu}$ suit une loi normale de variance σ . N_{MC}^{-1} , ce qui implique que les incertitudes sur $\hat{\mu}$ augmentent le long de l'estimation au fur et à mesure que σ augmente. On cherchera donc dans les prochains travaux à modifier le fonctionnement de la méthode en changeant la valeur du nombre de tirage en cours de progression et en fonction de la valeur de l'estimation de la variance et de la moyenne.

5. REFERENCES

- [1] E. O. Schweitzer, A. Guzmán, M. V. Mynam, V. Skendzic, B. Kasztenny, and S. Marx, "Locating faults by the traveling waves they launch," in *2014 67th Annual Conference for Protective Relay Engineers*, Mar. 2014, pp. 95–110.
- [2] P. Li *et al.*, "Precise Fault Location Method of Traveling Wave in Distribution Grid Based on Multiple Measuring Point," in *2020 IEEE 4th Conference on Energy Internet and Energy System Integration (EI2)*, Oct. 2020, pp. 1867–1872.
- [3] R. F. Buzo, H. M. Barradas, and F. B. Leão, "A New Method for Fault Location in Distribution Networks Based on Voltage Sag Measurements," *IEEE Transactions on Power Delivery*, vol. 36, no. 2, pp. 651–662, Apr. 2021.
- [4] T. D. Le and M. Petit, "Earth fault location based on a Modified Takagi Method for MV distribution networks," in *2016 IEEE International Energy Conference (ENERGYCON)*, Apr. 2016, pp. 1–6.
- [5] "VENTEEA," *Smart Grids - Le site édité par la CRE*. <https://www.smartgrids-cre.fr/projets/venteea> (accessed Jun. 02, 2022).
- [6] A. Bach, T.-D. Le, and M. Petit, "A zero-sequence impedance-based fault location method for MV distribution feeders with sparse measurements," presented at the 16th International Conference on Developments in Power System Protection (DPSP 2022), Newcastle, UK: IET Digital Library, Mar. 2022, pp. 7–12.
- [7] A. Bach, T. D. Le, and M. Petit, "Sensitivity assessment of a novel earth fault location method with optimally placed distributed measurements for MV networks," *IET Generation, Transmission & Distribution*, vol. 17, no. 6, pp. 1358–1367, 2023.
- [8] N. C. Woolley, M. Avendaño-Mora, J. V. Milanovic, and A. P. Woolley, "Probabilistic fault location using erroneous measurement devices," in *2011 IEEE International Conference on Smart Measurements of Future Grids (SMFG) Proceedings*, Nov. 2011, pp. 101–106.
- [9] S. H. Mortazavi, M. H. Javidi, and E. Kamyab, "Robust Wide Area Fault Location Considering Network Parameters Error," *IEEE Transactions on Power Delivery*, vol. 34, no. 3, pp. 786–794, Jun. 2019.
- [10] Y. Jiang, "Data-Driven Probabilistic Fault Location of Electric Power Distribution Systems Incorporating Data Uncertainties," *IEEE Transactions on Smart Grid*, vol. 12, no. 5, pp. 4522–4534, Sep. 2021.
- [11] "IEC 61869-3 - Instrument transformers – Part 3: Additional requirements for inductive voltage transformers | Engineering360."
- [12] F. G. Venegas, "Electric vehicle integration into distribution systems: Considerations of user behavior and frameworks for flexibility implementation," phdthesis, Université Paris-Saclay, 2021.
- [13] A. Bhattacharyya, "On a measure of divergence between two statistical populations defined by their probability distributions," 1943.