

République Algérienne Démocratique et Populaire

Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche Scientifique



Ecole Nationale Polytechnique  
Département de Génie Electrique  
Laboratoire de Recherche en Electrotechnique



# Thèse de Doctorat en Sciences

*Thème*

*Analyses expérimentale et statistique  
du comportement d'isolateurs de  
haute tension pollués*

Présentée par :

**Talal GUIA**

**Magister en Electrotechnique E.N.P.**

**Sous la direction de M. Madjid TEGUAR**

**Présentée et soutenue publiquement le (04/07/2018)**

**Composition du Jury:**

Président:	<b>M .Abdelouahab MEKHALDI</b>	Professeur, ENP
Rapporteur :	<b>M .Madjid TEGUAR</b>	Professeur, ENP
Examineurs :	<b>M .Ahmed BOUBAKEUR Ahmed</b>	Professeur, ENP
	<b>M .Hocine MOULAI</b>	Professeur, USTHB
	<b>M .Slimane BOUAZABIA</b>	Professeur, USTHB
	<b>M .Amar TILMATINE</b>	Professeur, UDL, Sidi Bel Abes
Invité :	<b>M .Azzedine NACER</b>	Professeur, USTHB



République Algérienne Démocratique et Populaire

Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche Scientifique



Ecole Nationale Polytechnique  
Département de Génie Electrique  
Laboratoire de Recherche en Electrotechnique



# Thèse de Doctorat en Sciences

*Thème*

*Analyses expérimentale et statistique  
du comportement d'isolateurs de  
haute tension pollués*

Présentée par :

**Talal GUIA**

**Magister en Electrotechnique E.N.P.**

**Sous la direction de M. Madjid TEGUAR**

**Présentée et soutenue publiquement le (04/07/2018)**

**Composition du Jury:**

Président:	<b>M .Abdelouahab MEKHALDI</b>	Professeur, ENP
Rapporteur :	<b>M .Madjid TEGUAR</b>	Professeur, ENP
Examineurs :	<b>M .Ahmed BOUBAKEUR Ahmed</b>	Professeur, ENP
	<b>M .Hocine MOULAI</b>	Professeur, USTHB
	<b>M .Slimane BOUAZABIA</b>	Professeur, USTHB
	<b>M .Amar TILMATINE</b>	Professeur, UDL, Sidi Bel Abes
Invité :	<b>M .Azzedine NACER</b>	Professeur, USTHB

## **Remerciements**

*Avant tout, Je tiens à remercier le bon Dieu le tout puissant et miséricordieux, qui m'a donné la volonté, le courage et la patience afin d'accomplir ce modeste travail.*

*Mes premiers remerciements et respects vont certainement à mon Directeur de thèse **Madjid Tegar**, Professeur à l'Ecole Nationale Polytechnique. Son encadrement, ses conseils combien utiles, son entière disponibilité, son soutien, ses directives, ses précieuses critiques et ses qualités humaines exceptionnelles ont contribué largement à la réussite de ce travail de recherche*

*J'adresse également à remercier profondément aux membres du jury qui ont accepté d'examiner et d'évaluer ce modeste travail :*

- ***Mekhaldi Abdelouahab**, Professeur à l'Ecole Nationale Polytechnique pour m'avoir fait l'honneur de présider le jury de thèse ainsi que l'intérêt qu'il a accordé à ce travail.*
- ***Ahmed Boubakeur**, Professeur à l'Ecole Nationale Polytechnique, qui a bien voulu examiner mon travail et m'honorer de sa participation dans le jury.*
- ***Moulai Hocine**, Professeur à l'Université des Sciences et Technologies Houari Boumediene (USTHB) d'Alger, pour l'honneur qu'il me fait en acceptant d'examiner ce travail.*
- ***Bouazabia Slimane**, Professeur à l'Université des Sciences et Technologies Houari Boumediene (USTHB) d'Alger, pour l'intérêt qu'il a manifesté pour ce travail en acceptant de participer au jury.*
- ***Tilmatine Amar**, Professeur à l'Université Djillali Liabes, de Sidi Bel Abes, pour l'honneur qu'il me fait en acceptant de s'associer à la commission d'examen.*
- ***Nacer Azzedine**, Professeur à l'Université des Sciences et Technologies Houari Boumediene (USTHB) d'Alger, pour m'avoir fait l'honneur de participer au jury de soutenance.*

*Enfin, je tiens à exprimer mes plus profonds et chaleureux remerciements à ma famille. Notamment, ma mère Aicha et mon père Rachid pour leur amour, leur tendresse et leur attention; ma chère épouse, pour son soutien moral et affectif et mes enfants **Ahmed Iyad**, **Houdheifa**, **Uwais** et **Razane** pour leur fiertés à mon égard, leur compréhensions et leur collaborations à l'accomplissement de études, et finalement mes remerciements à mon ami **Ali KHECHEKHOUCHE**.*

يتناول هذا العمل سلوك سلسلة العوازل الكهربائية ذي القبة و الدبوس نوع NJ120 الملوثة. قمنا بدراسة تجريبية لظاهرة التوصيل. و لهذا، تتبعنا تطور التيار المتسرب بدلالة كل من التوتر المطبق و نوعية و كثافة التلوث ( طين، تيف و رمل) و كذلك توزيعه. من جهة أخرى، قمنا بقياس الحقل الكهربائي على طول سلسلة العوازل الملوثة سليمة أو التي تحوي عازل مكسور. واعتمادا على النتائج التجريبية المتحصل عليها، العديد من نماذج الارتباط و الانحدار تم اقتراحها. قمنا أيضا بتحليل إحصائي باستعمال طريقة الانحدار الخطي المتعدد و كذا طريقة نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ARDL). هذه الدراسة تهدف لإيجاد علاقة ارتباط بين عدد الحوادث و العوامل المناخية التي وقعت. الحوادث المأخوذة بعين الاعتبار هي من نوع ف إ (فتح-إعادة غلق القواطع) و ف إ ف (فتح-إعادة غلق-فتح القواطع) الناتجة عن عوازل الخطوط الجوية لشبكات النقل الكهربائي (220 و 400 ك ف) للمنطقة الوسطى لشمال الجزائر.

**الكلمات الدالة :** سلسلة العوازل، التلوث، التيار المتسرب، الحقل الكهربائي، العوامل المناخية، التوتر العالي، الحوادث، الانحدار، الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع.

## Abstract

This work deals within the behavior of NJ120 type cap and pin insulators string under pollution. An experimental study on the phenomena of conduction has been carried out. Therefore, the leakage current evolution was monitored as a function of the applied voltage, the pollution nature and density (clay, tuff and sand) as well as the distribution of the pollution. In addition, the electric field was measured along the insulators strings completely polluted or stump. Based on experimentation, several correlation and regression models have been proposed. Also, a statistical analysis was conducted using the multiple linear regression and the autoregressive distributed lag (ARDL) methods. The purpose of this analysis is to highlight the correlation between the number of HV insulators incidents and the climatic factors. The incidents considered are TR (breaker trip-reclosing) and TRT (breaker trip-reclosing-trip) types due to the insulators of the overhead lines of the electrical power transmission network (220 and 400 kV) in the central region of northern Algeria.

**Key words:** Insulators strings, pollution, leakage current, electric field, climatic factors, high voltage, incident, regression, correlation, ARDL.

## Résumé

Ce travail porte sur le comportement d'une chaîne d'isolateurs capot et tige de type NJ120 sous pollution. Une étude expérimentale sur les phénomènes de conduction a été effectuée. Pour cela, l'évolution du courant de fuite a été suivie en fonction de la tension appliquée, de la nature et la densité de la pollution (argile, tuf et sable) ainsi que de la répartition de la pollution. En outre, le champ électrique le long de la chaîne d'isolateurs pollués complète ou moignon a été mesuré. En se basant sur l'expérimentation, plusieurs modèles de corrélation et de régression ont été proposés. Une analyse statistique a été également effectuée en utilisant la méthode de régression linéaire multiple et celle autorégressive à retard échelonné (ARDL). Cette analyse a pour objectif de mettre en évidence la corrélation entre le nombre d'incidents et les facteurs climatologiques. Les incidents considérés sont de types DR (déclenchement-réenclenchement) et DRD (déclenchement-réenclenchement-déclenchement) dus aux isolateurs des lignes aériennes du réseau de transport d'énergie électrique (220 et 400 kV) de la région centrale du nord algérien.

**Mots clés :** Chaînes d'isolateurs, pollution, courant de fuite, champ électrique, facteurs climatologiques, haute tension, Incident, régression, corrélation, ARDL.



**Chapitre III : Corrélation entre le nombre d'incidents d'isolateurs et les conditions climatiques en utilisant la régression multiple**

III.1	Introduction .....	66
III.2	Etapes du traitement des facteurs climatiques dans la région centrale du nord algérien .....	66
III.3	Etude et analyse d'incidents durant 2010-2015.....	68
III.4	Modèle de corrélation nombre d'incidents - facteurs climatologiques .....	69
III.5	Estimation d'incidents $N_i$ par la méthode des moindres carrés (MCO) .....	70
III.5.1	Modèle 1 de $N_i$ .....	70
III.5.2	Modèle 2 de $N_i$ .....	71
III.6	Tests et diagnostics statistiques du modèle 2 de $N_i$ .....	73
III.6.1	Test de la normalité des erreurs $\epsilon_t$ (résidus) .....	73
III.6.2	Tests d'autocorrélation des erreurs de $N_i$ .....	75
III.7	Effets des conditions climatologiques actuelles sur les incidents d'isolateurs selon le modèle 2 .....	79
III.8	Validation et prévision d'incidents selon le modèle de régression 2 de $N_i$ .....	80
III.9	Conclusion .....	81

**Chapitre IV : Corrélation entre le nombre d'incidents d'isolateurs et les conditions climatiques en utilisant ARDL**

IV.1	Introduction .....	83
IV.2	Méthodologies et résultats empiriques .....	83
IV.2.1	Tests de racine unitaire.....	85
IV.2.2	Processus de génération de données.....	87
IV.2.3	Critère de sélection du modèle ARDL optimal de $N_i$ .....	87
IV.2.4	Coefficient de détermination $R^2$ du modèle ARDL optimal de $N_i$ .....	89
IV.2.5	Résultats et discussions .....	90
IV.3	Tests et diagnostics statistiques du modèle ARDL de $N_i$ .....	92
IV.3.1	Test de Jarque et Bera (JB) .....	92
IV.3.2	Test de Breusch-Godfrey [108].....	94
IV.3.3	Tests d'homoscédasticité.....	95
IV.4	Effets des conditions climatologiques sur les incidents d'isolateurs selon le modèle ARDL .....	97
IV.5	Prévision et validation du modèle ARDL.....	99
IV.6	Conclusion .....	100

**Conclusion générale**

Conclusion générale .....	103
---------------------------	-----

**Références bibliographiques**

Références bibliographiques .....	108
-----------------------------------	-----

# INTRODUCTION GÉNÉRALE



La fiabilité des réseaux de transport de l'énergie électrique dépend des chaînes d'isolateurs employées dans différents sites pour assurer l'isolement des lignes électriques aériennes. L'architecture, le dimensionnement ainsi que la qualité de l'isolement sont étroitement liés aux comportements d'isolateurs en régions polluées.

L'humidification associée à l'accumulation de différents types de pollution (marine : brouillard salin, industrielle : fumées et désertique : sable) sur les surfaces d'isolateurs affecte considérablement les performances diélectriques de ceux-ci. Ces isolateurs deviennent alors le siège des décharges partielles. Sous certaines conditions, ces décharges s'allongent jusqu'à court-circuiter l'intervalle entre l'extrémité active et celle mise à la terre en engendrant le contournement total de la chaîne d'isolateurs pouvant entraîner des interruptions partielles, voire totale, de la distribution de l'énergie électrique. Les conséquences économiques et humanitaires consécutives à ces interruptions justifient l'étude et la compréhension de ces phénomènes perturbateurs. En effet, il est indispensable d'améliorer les connaissances sur les principales causes qui mènent au contournement d'isolateurs.

Le recours aux essais expérimentaux s'avère indispensable pour juger les performances d'isolateurs et comprendre davantage les mécanismes conduisant au contournement. Pour cela, plusieurs alternatives ont été utilisées dans le but de prédire l'imminence du contournement d'isolateurs polluée. Parmi celles-ci, l'analyse du courant de fuite a permis de recueillir un certain nombre d'informations à la fois sur l'état de surfaces d'isolateurs ainsi que sur l'activité des décharges électriques se produisant à leurs surfaces. L'analyse du courant de fuite a été utilisée avec succès pour suivre l'évolution de la pollution surfacique d'isolateurs [1]. Le courant de fuite a aussi été utilisé pour déterminer la dégradation de l'état de surface (et en particulier d'hydrophobicité) d'isolateurs synthétiques [2, 3]. Basées sur l'analyse du courant de fuite, des nouvelles techniques de diagnostic de l'état de surface d'isolateurs, à savoir la méthode des ondelettes et les diagrammes de récurrence, sont récemment proposées [4-7].

Par ailleurs, un vaste programme de recherche a été élaboré par la Société Algérienne de Gestion du Réseau de Transport de l'Electricité, GRTE, l'étude et l'observation d'incidents dus au problème de la pollution d'isolateurs ; étant donné que ces derniers sont très sensibles aux facteurs environnementaux [8-10]. Une analyse détaillée concernant les incidents survenus sur les lignes de transport d'énergie électrique permet d'identifier les sources et les causes principales de leur apparition. Il s'agit particulièrement de trouver un modèle statistique par mois et/ou par jour entre le nombre d'incidents et les facteurs climatiques. Sur la base de cette analyse, des propositions pourraient être faites pour diminuer, d'une façon appréciable, le nombre d'incidents [9] du fait que la fiabilité des réseaux électriques dépend principalement de

l'environnement et les conditions météorologiques qui causent le contournement d'isolateurs pollués [11].

Certains chercheurs ont montré que les défauts monophasés ont eu lieu dans les réseaux de transport particulièrement en hiver et après l'accrétion des précipitations froides. A cet effet, des méthodes d'essais sous des conditions de givrage et de neige ont été développées [12]. Selon Sima et al [13], la tension de contournement d'un modèle d'isolateur en verre augmente avec la vitesse du vent appliquée à la surface de l'isolateur. Venkataraman et al [14] ont conclu qu'avec l'augmentation de l'humidité, la tension de claquage diminue, atteint un minimum pour une valeur critique de l'humidité, avant d'augmenter. D'autres chercheurs [15-17] ont établi des relations entre la sévérité de la pollution en termes de densité de dépôt équivalent de sel (ESDD) et la tension de claquage en fonction des paramètres météorologiques.

En utilisant la technique de l'analyse de régression multiple, certaines investigations effectuées dans [18-21] ont permis d'établir des relations entre quelques facteurs météorologiques tels que la température, l'humidité, la pression, les précipitations et la vitesse du vent avec l'ESDD. Les mêmes relations ont été reprises en appliquant la technique d'analyse dimensionnelle [22]. Par ailleurs, le courant de fuite mesuré est lié linéairement à la température et l'humidité [23]. En outre, Bing Dong et al [24] ont montré que la vitesse du vent a une influence significative sur la naissance des arcs partielles pouvant entraîner le contournement d'isolateurs.

Plusieurs études ont été réalisées pour montrer l'impact des facteurs climatiques sur le comportement d'isolateurs par l'étude de la courbe caractéristique du courant de fuite ou de la tension de contournement [25-28]. Les résultats cités dans [29] ont montré que la basse pression influe largement sur la tension de contournement d'isolateurs. Ainsi, la quantité et la taille des gouttes de pluie tombant sur la surface d'isolateurs sont parmi les raisons climatiques qui pourraient affecter les performances d'isolateurs et conduire aux défauts du réseau électrique [25]. En outre, certains chercheurs [28] ont conclu que si les cosinus de l'angle de phase des principaux harmoniques du courant de fuite sont supérieurs à 30 %, le comportement électrique d'isolateurs sera influencé par les conditions environnementales. D'autres [26] ont découvert qu'il existe des risques de défaillances importantes dans le réseau électrique pendant les périodes de pollution plutôt sèche que humide.

Par ailleurs, de nombreux auteurs plutôt [26, 30-34] ont utilisé des méthodes de régression pour étudier l'incidence des facteurs climatiques ainsi que les agents polluants sur le comportement d'isolateurs pollués. Ils ont inclus dans l'équation de régression les facteurs climatiques et les éléments de la pollution (NSDD, ESDD, etc.) comme des variables

indépendantes pour indiquer leurs impacts positifs ou négatifs sur les variables dépendantes consistant en tension de contournement et courant de fuite. En outre, un modèle a été développé en utilisant des techniques de régression pour trouver une corrélation reliant le comportement d'isolateur aux différentes conditions météorologiques [35]. En atmosphère humide, les concentrations de  $\text{CaSO}_4$  et de  $\text{NaCl}$  dans différentes valeurs de ESDD et de la densité de dépôt non soluble (NSDD) ont été incluses avec le courant de fuite dans un modèle de régression non linéaire pour prédire la tension de contournement [36]. Pour être en mesure de prédire l'importance du degré de contamination d'isolateurs et prévenir les incidents dus au contournement causés par la pollution, un modèle de régression Least-Square Support Vector Machines (LS-SVM) a été développé [27].

Jiao et al [37] ont développé un modèle d'identification à base de SVM pour évaluer les niveaux de pollution. Les résultats expérimentaux relatifs au champ électrique obtenus ont été optimisés en développant la technique de l'essaim de particule (PSO). En se basant sur la structure du risque minimale de SVM et la capacité d'optimisation globale rapide par l'essaim de particule, un modèle donnant le courant de fuite en fonction de la température, l'humidité et le degré de contamination d'isolateurs a été établi. Par ailleurs, plusieurs études ont été entreprises pour surveiller la sévérité de la pollution d'isolateurs de haute tension [38-41]. D'après l'évolution temporelle du rapport entre la troisième harmonique et le fondamental en 60 Hz du courant fuite d'isolateurs propre et pollué sous des conditions de brouillard, Amarh [42] a suggéré qu'il pourrait être possible de prédire le contournement d'isolateurs de type capot et tige avec une fiabilité raisonnable.

L'objectif de ce présent travail consiste en des analyses expérimentale et statistique du comportement d'isolateurs de haute tension pollués. Il comporte trois parties distinctes. La première partie, purement expérimentale, consiste en une étude des phénomènes de conduction sur une chaîne d'isolateurs capot et tige de type NJ120 pollués, exploité par SONELGAZ dans les régions désertiques. Nous nous sommes intéressés dans le premier chapitre à analyser le signal du courant de fuite en fonction de la nature et la conductivité de la pollution (argile, tuf et sable) ainsi que de la répartition de la pollution. En outre, dans le deuxième chapitre le champ électrique au voisinage de la chaîne d'isolateurs NJ120 a été mesuré en fonction de l'état de surface d'isolateurs (propre et sec ou pollué avec plusieurs conductivités) sur toute les longueurs, la position des éléments pollués dans la chaîne, la destruction d'un élément et la présence d'un ou de deux anneaux de garde. Ces essais ont permis de proposer des relations de corrélation quant au champ électrique dans le cas des différentes configurations susmentionnées.

Dans la deuxième partie de ce travail et des deux premier chapitre, nous avons élaboré des régressions qui permettent d'évaluer le nombre nécessaire de disques d'une chaîne d'isolateurs de type JN120. Nous avons proposé des modèles de régression pour caractériser la variation du courant de fuite en fonction du nombre des éléments installés, la tension appliquée, la conductivité et le type de pollution. Ainsi, dans cette partie les résultats expérimentaux relatifs au champ électrique sont exploités en développant des corrélations.

La dernière comportant deux chapitres, parties porte sur une analyse statistique. Elle consiste à mettre en évidence une corrélation entre les nombres d'incidents d'isolateurs de haute tension aux facteurs climatologiques (température, vent, neige, insolation, rosée, humidité, pression atmosphérique, pression de la vapeur, rayonnement solaire, visibilité, précipitation pluviales, couverture nuageuse, ...) en élaborant des modèles statistiques. Nous nous sommes intéressés au traitement d'incidents mensuels de types DR (déclenchement-réenclenchement) et DRD (déclenchement-réenclenchement-déclenchement) ayant eu lieu sur le réseau de transport d'énergie électrique (220 et 400 kV) de la région centrale du nord algérien. Le troisième chapitre traite de la méthode de régression linéaire multiple, nous proposons un modèle de régression linéaire multiple exprimant l'influence des conditions climatologiques actuels sur le comportement d'isolateurs du réseau de transport d'énergie électrique (220 et 400 kV) de la région étudiée et le quatrième et dernier chapitre le même travail du chapitre précédent a été refait, cette fois-ci en développant un modèle autorégressif à retard échelonnés (ARDL) qui considère non seulement l'effet actuel mais également celui retardé des facteurs climatologiques. Un modèle optimal permettant d'estimer le nombre d'incidents dus à la pollution d'isolateurs en fonction des facteurs climatologiques ayant des effets significatifs actuels et/ou différés (décalés) y est proposé. Ce travail a été réalisé en étroite collaboration avec GRTE qui a mis à notre disposition, les différentes données concernant les incidents survenus sur les lignes de 220 kV et 400kV, ainsi que les données climatologiques correspondantes durant la période 2010-2015. La région électrique que nous étudions englobe toutes les wilayas entre Alger et Djelfa d'une part, et celles se trouvant entre Tizi-Ouzou et Chlef d'autre part. Cette étude relative à l'influence des conditions climatologiques sur le comportement d'isolateurs a été entreprise en utilisant la méthode de régression linéaire multiple et celle autorégressif à retard échelonnés (ARDL).

# Chapitre 1

## Analyses Expérimentale et Statistique du Courant de fuite

## I.1 Introduction

Dans ce chapitre, nous nous intéressons à l'étude expérimentale et théorique des performances diélectriques de la chaîne d'isolateurs capot et tige NJ120 propres et pollués à travers l'analyse de l'évolution du signal du courant de fuite. Différentes nature de la pollution à savoir argile, tuf et sable ont été utilisés. Nous procédons, dans un premier temps à, la mesure du courant de fuite pour chaque type de pollution et en fonction du nombre d'isolateurs formant la chaîne et la position des éléments pollués dans cette dernière. En deuxième lieu, des modèles analytiques de régression ont été proposés pour exprimer les différentes corrélations qui existent entre les différents paramètres ainsi utilisés, en l'occurrence le courant de fuite, la conductivité volumique des solutions polluantes, la tension appliquée et le nombre d'isolateurs formant la chaîne.

## I.2 Techniques expérimentales

Les essais ont été réalisés au laboratoire de haute tension de l'Université d'El Oued. L'équipement de la station d'essai à fréquence industrielle (50 Hz) de la figure I.1 répond aux exigences de la CEI [43-46]. Il comprend un transformateur de haute tension (0,25/100 kV, 5 kVA), un diviseur de tension capacitif avec un rapport de division 500:1. La chaîne sujette d'essais est constituée de 6 isolateurs de type capot et tige en verre trempé NJ120, dont le profil et les caractéristiques sont présentés sur la figure I.2. Le signal du courant de fuite est capté aux bornes d'une résistance non-inductive de 50  $\Omega$  insérée entre le capot du dernier élément de la chaîne et la terre, et ramené via un câble coaxial vers un oscilloscope numérique. Pour la mesure du courant de fuite, plusieurs niveaux de tension ont été appliqués (10, 20, 30 et 40 kVeff).

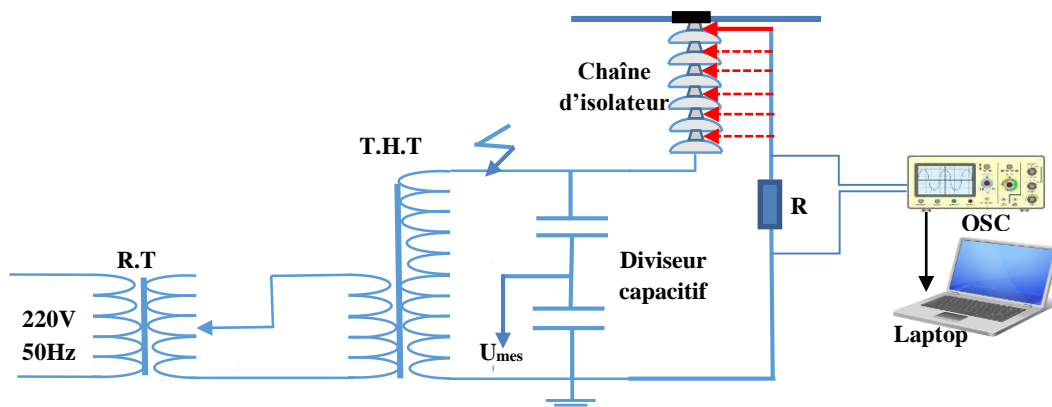
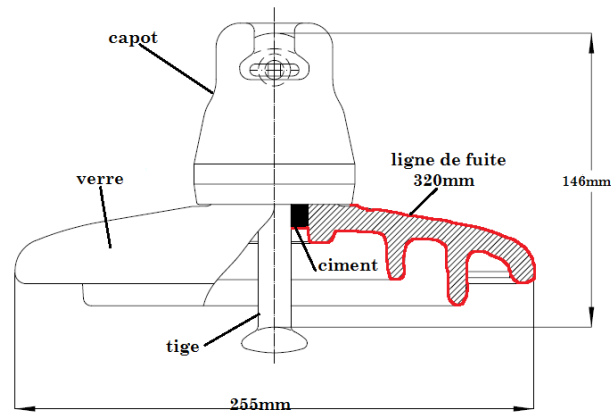


Figure I.1. Dispositif d'essais et de mesures



**Figure I.2.** Profil et caractéristiques d'un isolateur NJ120

Dans ces essais, plusieurs solutions polluantes ont été utilisées. Celles-ci sont préparées pour chaque type de pollution (argile, tuf et sable), différentes quantités de poudre de pollution mélangées à 60 ml d'eau distillée dans un bêcher, afin d'obtenir les conductivités volumiques données dans le tableau I.1 de chaque solution polluante.

**Tableau I.1.** Conductivités volumiques des solutions polluantes

Solutions	Conductivité à base d'argile (mS/cm)	Conductivité à base de tuf (mS/cm)	Conductivité à base de sable (mS/cm)
1 <sup>ère</sup> solution	0,137	0,5	0,6
2 <sup>ème</sup> solution	0,914	1,4	0,85
3 <sup>ème</sup> solution	1,3	1,72	1,47
4 <sup>ème</sup> solution	1,5	1,96	-

La solution ainsi obtenue a été déposée sur la toute la partie inférieure de chaque isolateur protégée contre les agents d'auto-nettoyage ; la partie supérieure du côté du capot a été gardée propre.

## I.3 Résultats expérimentaux

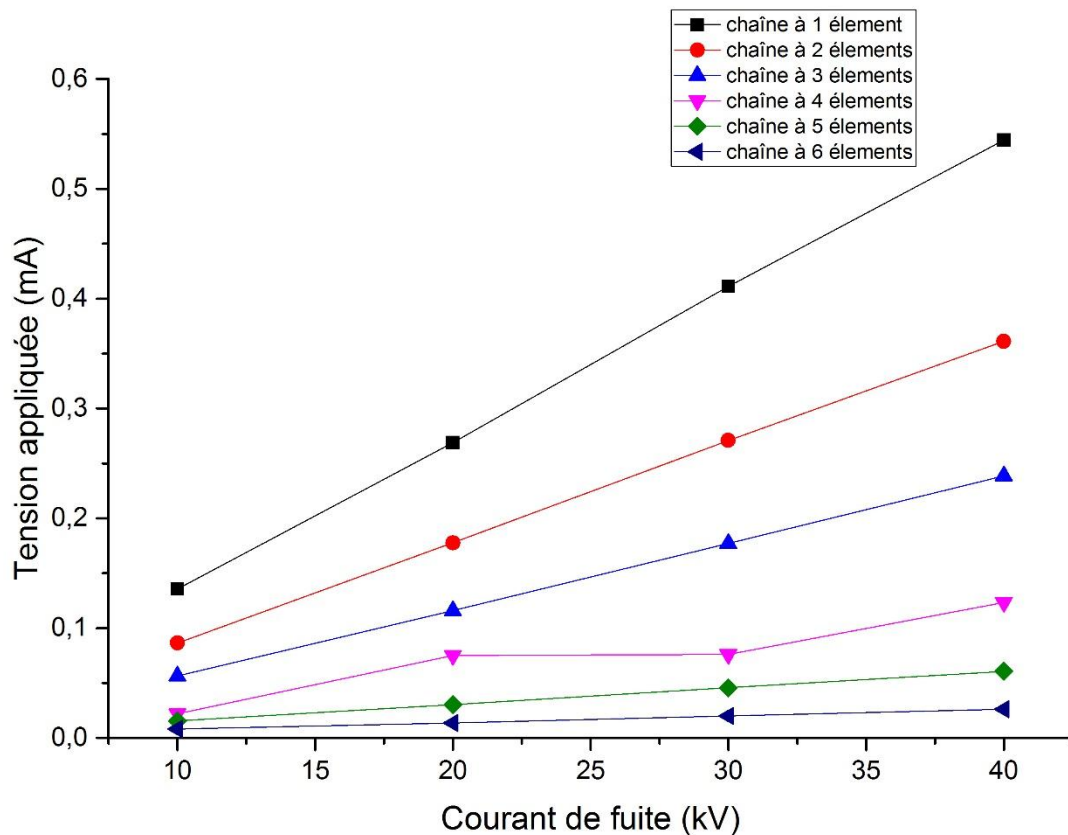
### I.3.1 Etat de surface propre et sec

Les caractéristiques du courant de fuite obtenues dans le cas de chaînes propres sont présentées à la figure I.3. Le nombre d'éléments de la chaîne a été changé de 1 à 6. Le courant de fuite augmente d'une façon linéaire en fonction de la tension appliquée pour toutes les configurations considérées. De plus, pour un même niveau de tension, le courant augmente avec la diminution du nombre d'éléments dans la chaîne.

En se basant sur la linéarité des caractéristiques courant de fuite-tension appliquée, nous pouvons déterminer, dans les limites des tensions utilisées, l'impédance équivalente  $Z_0$  pour chaque configuration. Le tableau I.2 présente les valeurs des impédances équivalentes calculées.

**Tableau I.2.** Impédance équivalente en fonction du nombre d'éléments de la chaîne propre

Nombre des éléments	1	2	3	4	5	6
$Z_0$ (M $\Omega$ )	73,64	112,41	171,56	345,43	655,86	1418,35



**Figure I.3.** Courant de fuite en fonction de la tension appliquée à l'état propre et sec

### I.3.2 Etat de surface pollué

Dans cette section, nous nous sommes intéressés à l'évolution de l'amplitude du courant de fuite pour différents paliers de la tension appliquée et différentes conductivités volumiques des solutions polluantes pour trois types de pollution (argile, tuf et sable).

#### I.3.2.1 Utilisation de l'argile comme agent polluant

Nous présentons dans ce qui suit les résultats que nous avons obtenus lors de l'utilisation de l'argile comme agent polluant. Dans un premier travail, la solution d'argile est appliquée simultanément sur les parties inférieures de tous les isolateurs. Les conductivités volumiques de la



pollution adoptées sont 0,137; 0,914; 1,3 et 1,5 mS/cm. Nous présentons à la figure I.4, la variation du courant de fuite en fonction de la tension appliquée pour les deux valeurs extrêmes de la conductivité volumique à savoir 0,137 et 1,5 mS/cm. Par ailleurs, la figure I.5 illustre l'évolution du courant de fuite en fonction la conductivité volumique pour les deux tensions extrêmes en l'occurrence 10 et 40 kV. Le nombre d'isolateurs formant la chaîne a été varié de 1 à 6.

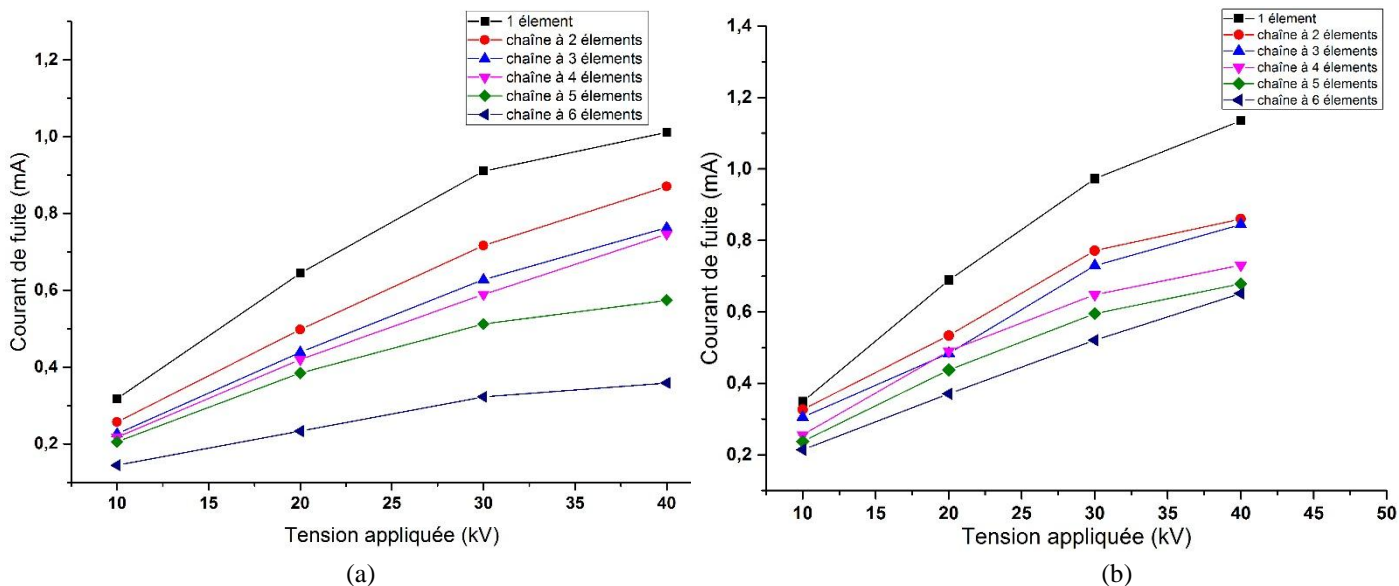


Figure I.4. Variation de l'amplitude du courant de fuite en fonction de la tension appliquée lors de l'application de la solution d'argile sur tous les isolateurs de la chaîne, (a) 0,137 mS/cm, et (b) 1,5 mS/cm

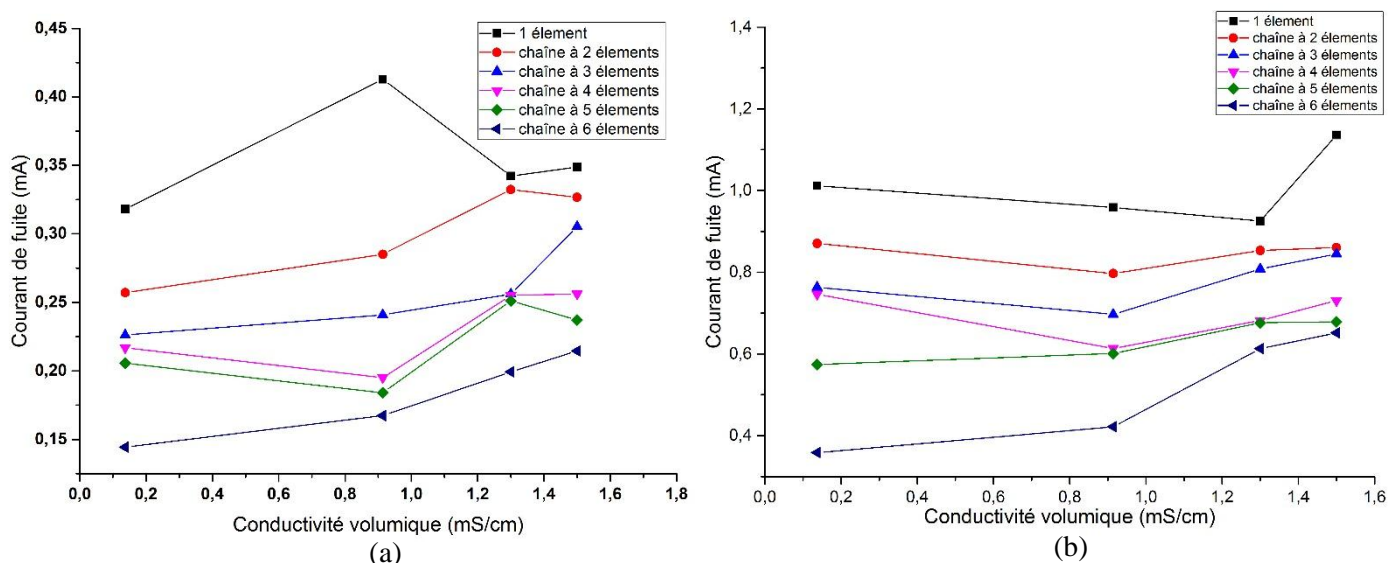


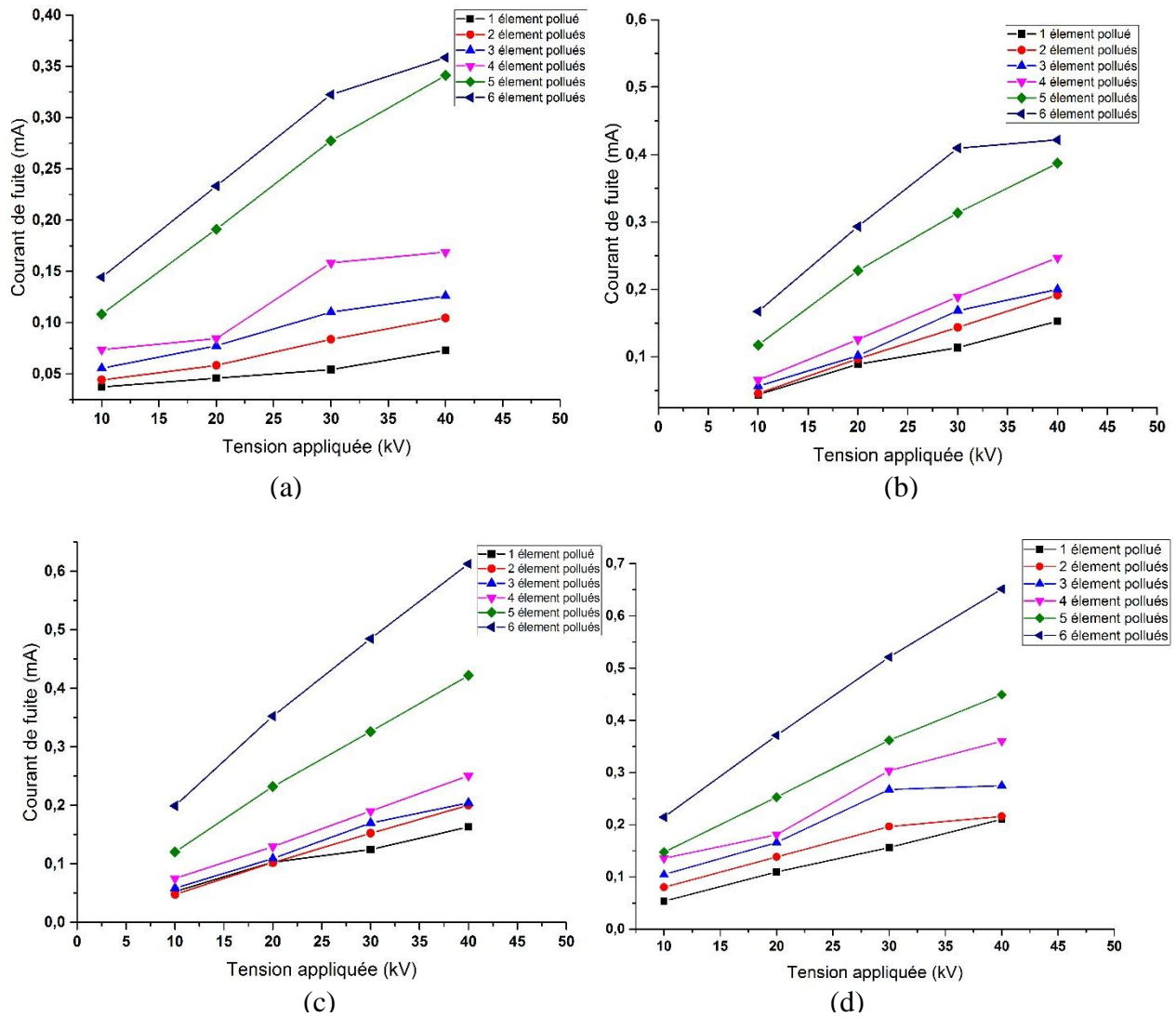
Figure I.5. Variation de l'amplitude du courant de fuite en fonction de la conductivité volumique lors de l'application de la solution d'argile sur tous les isolateurs de la chaîne, (a) 10kV, et (b) 40kV

Ces deux figures montrent que le courant de fuite augmente aussi bien avec l'augmentation de la tension appliquée, qu'avec la diminution du nombre d'isolateurs constituant la chaîne. Notons que, l'augmentation du courant de fuite et donc la pente est relativement forte pour les tensions entre 10 et 30 kV, et moins forte ailleurs. Pour la tension la plus élevée (40 kV), nous avons assisté à l'assèchement partiel de la couche de pollution engendrant l'augmentation de l'impédance de cette dernière. Cette situation a engendré la diminution de la cadence du courant de fuite.

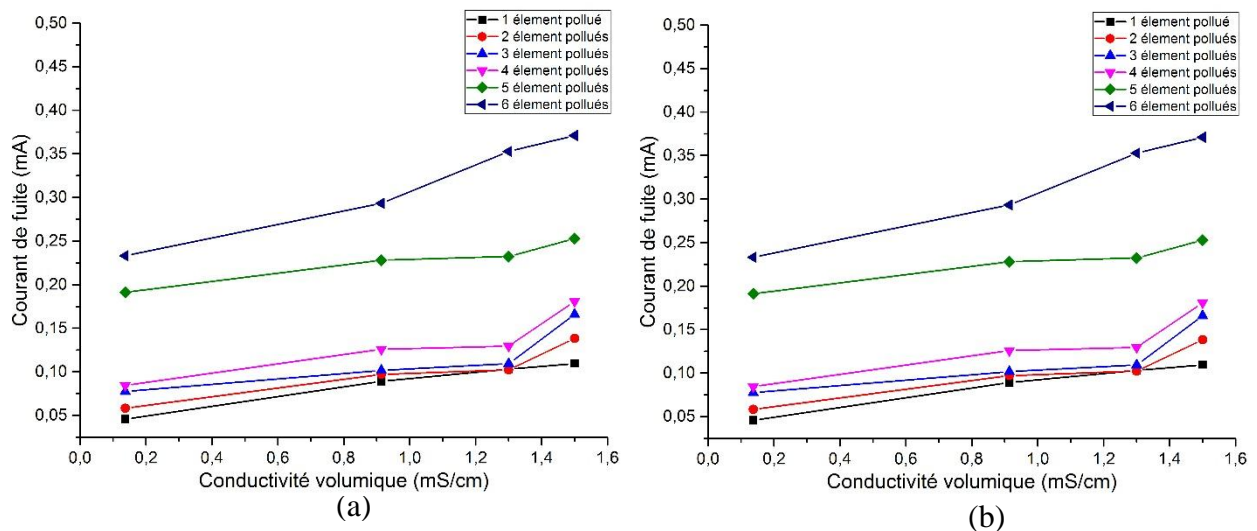
Dans un deuxième travail expérimental, l'amplitude du courant de fuite a été mesurée pour une chaîne formée de six isolateurs NJ120. La solution d'argile a été appliquée cette fois-ci graduellement sur les isolateurs à compter de la borne mise à la haute tension, en polluant le premier élément, puis le premier et le deuxième, puis les trois premiers, et ainsi de suite, jusqu'à polluer tous les isolateurs de la chaîne.

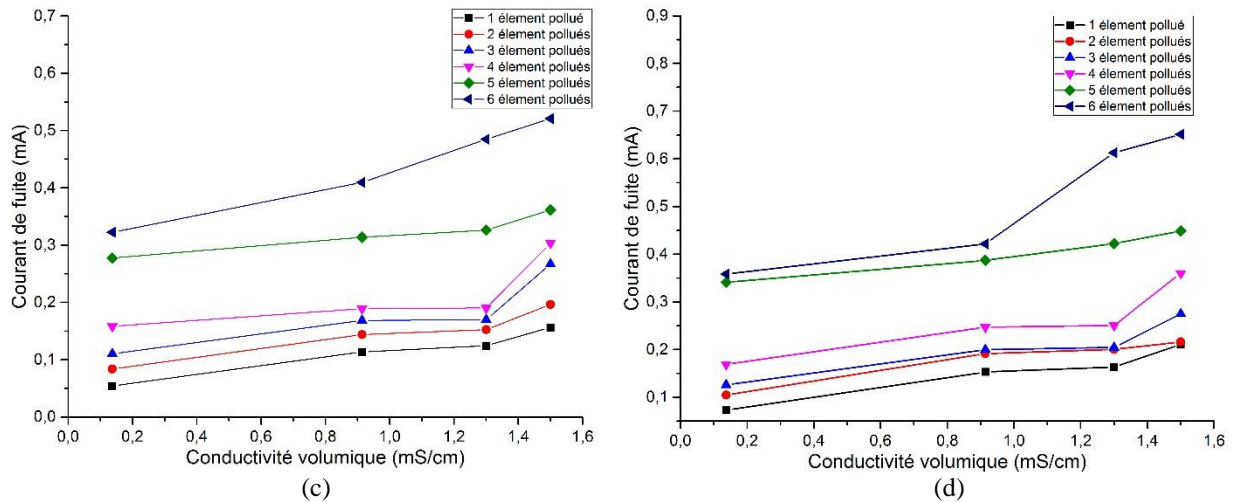
Les résultats représentant l'évolution d'amplitude du courant de fuite sont illustrés sur les figures I.6 et I.7. Ces figures montrent que l'amplitude du courant de fuite augmente en fonction du niveau de tension appliqué et le nombre des éléments pollués de la chaîne. Cette augmentation est quasi-linéaire pour les deux grandes conductivités volumiques de la solution polluante (1,3 et 1,5 mS/cm) comme montré aux figures I.6(c) et I.6(d). L'observation expérimentale a montré que les arcs partiels de couleur violette ont été initiés à partir de 15 kV au niveau de la triple jonction tige (métallique-verre-pollution) de la face inférieure du premier élément comme illustré sur la figure I.8. Cette situation est expliquée par le fait que l'intensité du champ électrique est plus élevée au niveau de la triple jonction [3].

Les courbes de la figure I.7 représentent la variation du courant de fuite en fonction de la conductivité volumique pour différents paliers de la tension appliquée. Nous remarquons que le courant de fuite croît avec l'accroissement de la conductivité volumique de la solution polluante. Il est à noter que, pour un niveau de tension donné, le courant augmente au fur et à mesure que nous polluons la chaîne. En effet, l'augmentation du courant de fuite est plus accentuée lorsqu'au moins 5 isolateurs sont pollués.



**Figure I.6.** Variation de l'amplitude du courant de fuite en fonction de la tension appliquée lors de l'application graduelle de la solution d'argile sur les isolateurs de la chaîne pour différentes conductivités volumiques, (a) 0,137 mS/cm, (b) 0,914 mS/cm, (c) 1,3 mS/m, et (d) 1,5 mS/cm





**Figure I.7.** Variation de l'amplitude du courant de fuite en fonction de la conductivité volumique lors de l'application graduelle de la solution d'argile sur les isolateurs de la chaîne pour différentes tensions appliquées (a) 10kV, (b) 20kV, (c) 30kV (d), et 40kV



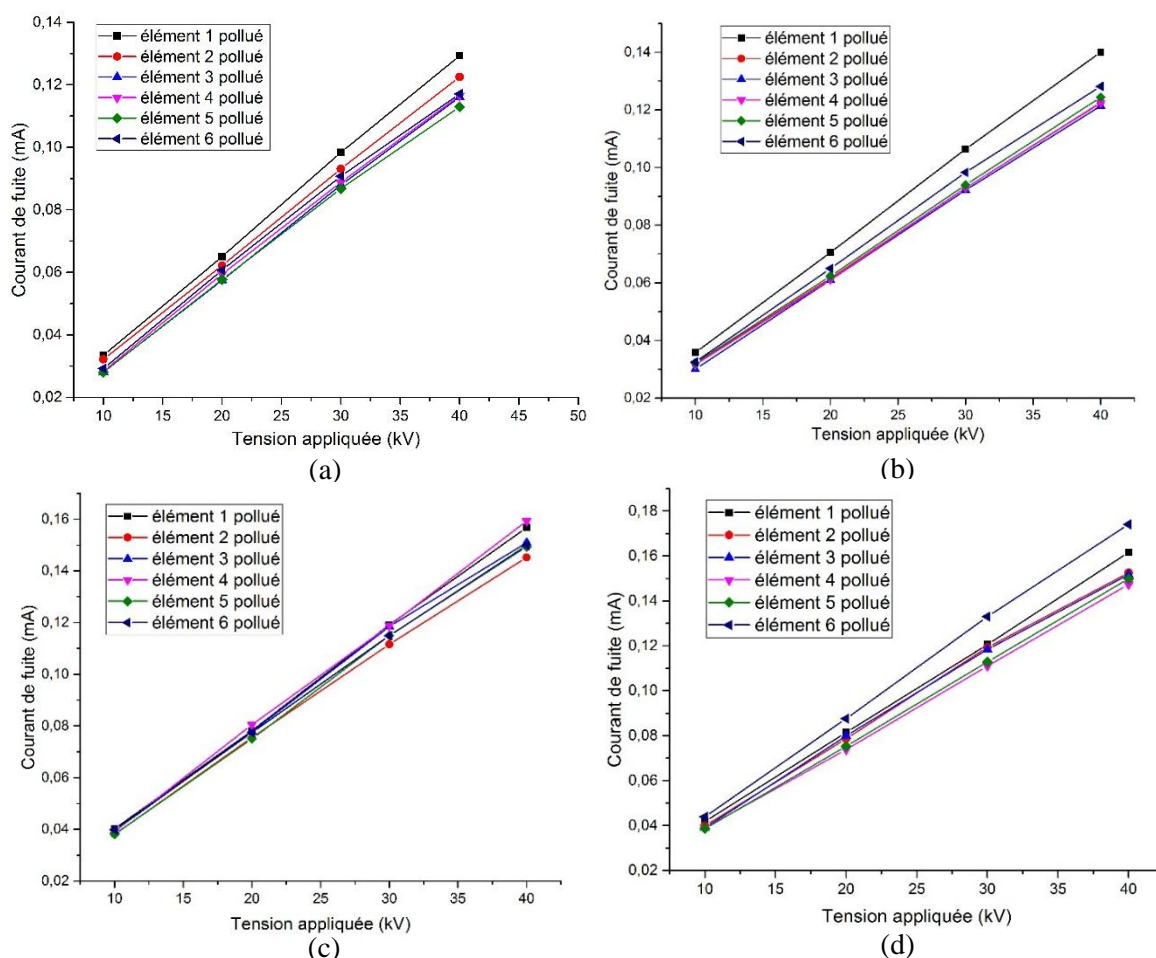
**Figure I.8.** Activité des arcs partiels pour une tension de 22 kV

### I.3.2.2 Utilisation du tuf comme agent polluant

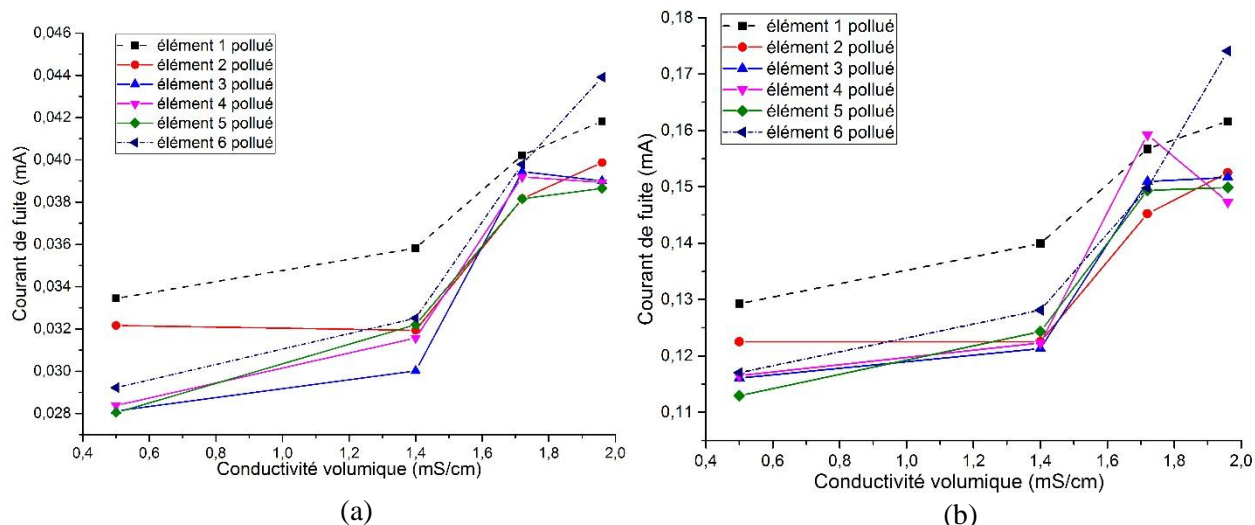
Nous analysons, dans cette section, l'influence d'un deuxième type de polluant qui est le tuf sur le comportement d'une chaîne d'isolateurs. Au fait, nous avons pollué la partie inférieure d'un seul isolateur parmi les six ; les autres étant propres. Pour ce faire, nous commençons par l'élément le plus bas se trouvant à proximité de la borne de haute tension, puis celui d'en haut et ainsi de suite. Comme pour le cas précédent, quatre solutions à base de tuf et donc quatre conductivités volumiques ont été adoptées à savoir 0,5 mS/cm, 1,4 mS/cm, 1,72 mS/cm et 1,96 mS/cm. La figure I.9 montre la variation du courant de fuite en fonction de la tension appliquée pour différentes conductivités.

Nous constatons d'après la figure I.9 que le courant de fuite augmente avec le niveau de tension d'une manière presque linéaire et ce pour toutes les conductivités prises en considération. Par ailleurs, nous remarquons, pour une tension donnée, et pour les faibles conductivités à savoir 0,5 et 1,4 mS/cm, que le courant de fuite est plus important lors de l'application de la pollution sur le premier élément à proximité de la borne active (figures I.9(a) et I.9(b)). Cependant, pour la plus grande conductivité (1,96 mS/cm), le courant le plus élevé a été enregistré lors de la pollution du sixième isolateur près de la borne mise à la terre (figure I.9(d)).

La figure I.10 illustre l'évolution de l'amplitude du courant de fuite en fonction de la conductivité volumique pour différentes tensions appliquées. En général, le courant augmente avec la conductivité de la solution polluante. Cependant et lors de la pollution cinq premiers isolateurs, cette augmentation devient moins prononcée pour les conductivités dépassant 1,72 mS/cm.

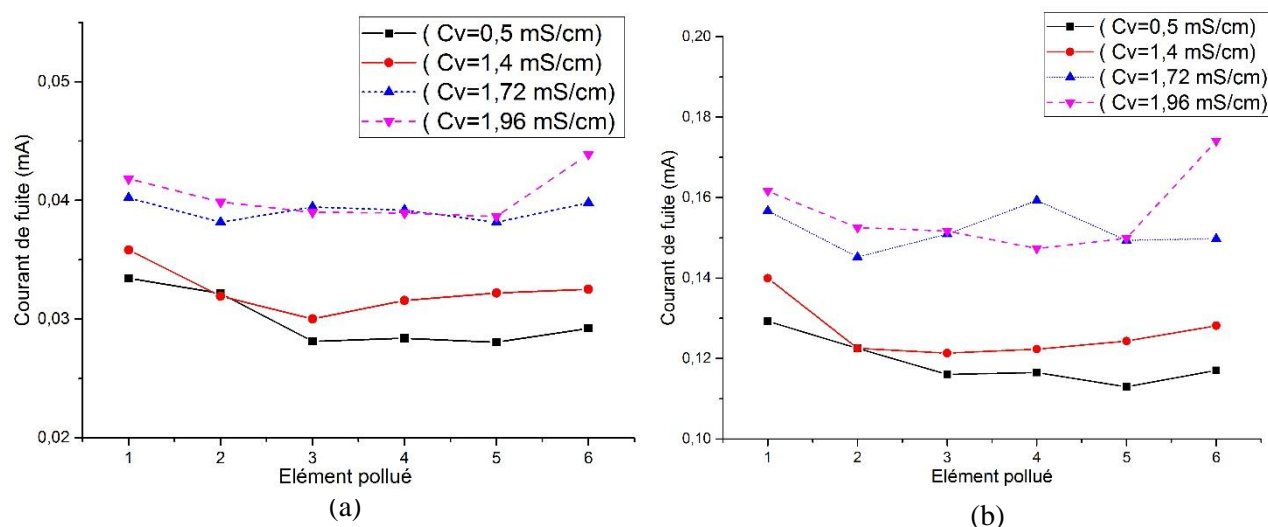


**Figure I.9.** Variation du courant de fuite en fonction de la tension appliquée pour différentes conductivités volumiques, (a) 0,5 mS/cm, (b) 1,4 mS/cm, (c) 1,72 mS/cm, et (d) 1,96 mS/cm



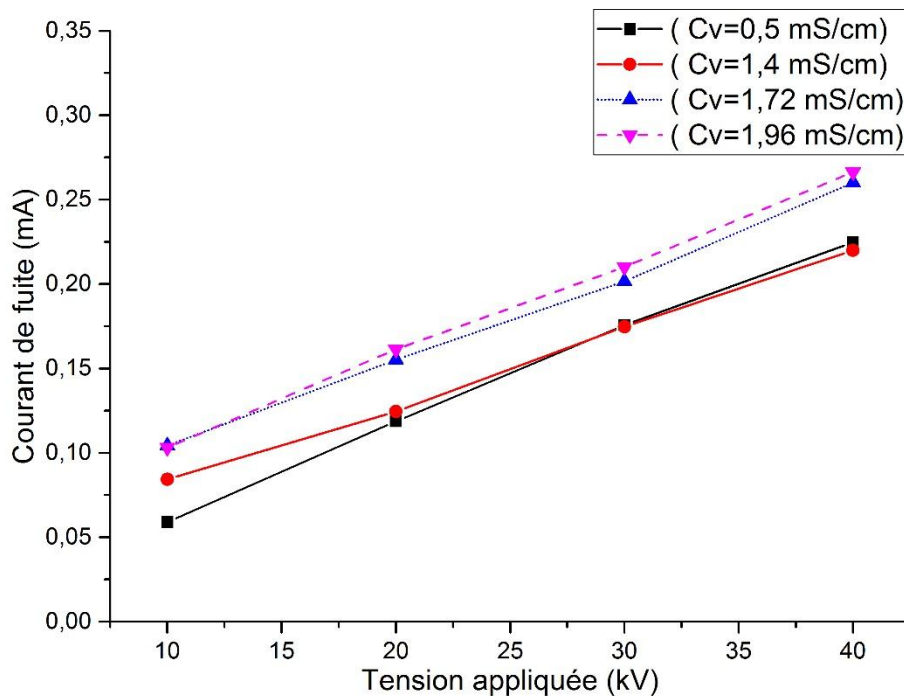
**Figure I.10.** Variation du courant de fuite en fonction de conductivité volumique pour différentes tensions appliquées, (a) 10kV, et (b) 40kV

La figure I.11 présente l'évolution du courant de fuite en fonction de la position de l'isolateur pollué. Ces résultats montrent clairement que la position de l'élément contaminé n'affecte que peu le courant de fuite : les caractéristiques correspondantes obtenues sont en général légèrement convexes en polluant les isolateurs un par un et ce à partir de la borne active.



**Figure I.11.** Variation du courant de fuite en fonction de la position de l'élément pollué pour les tensions appliquées (a) 10kV, et (b) 40kV

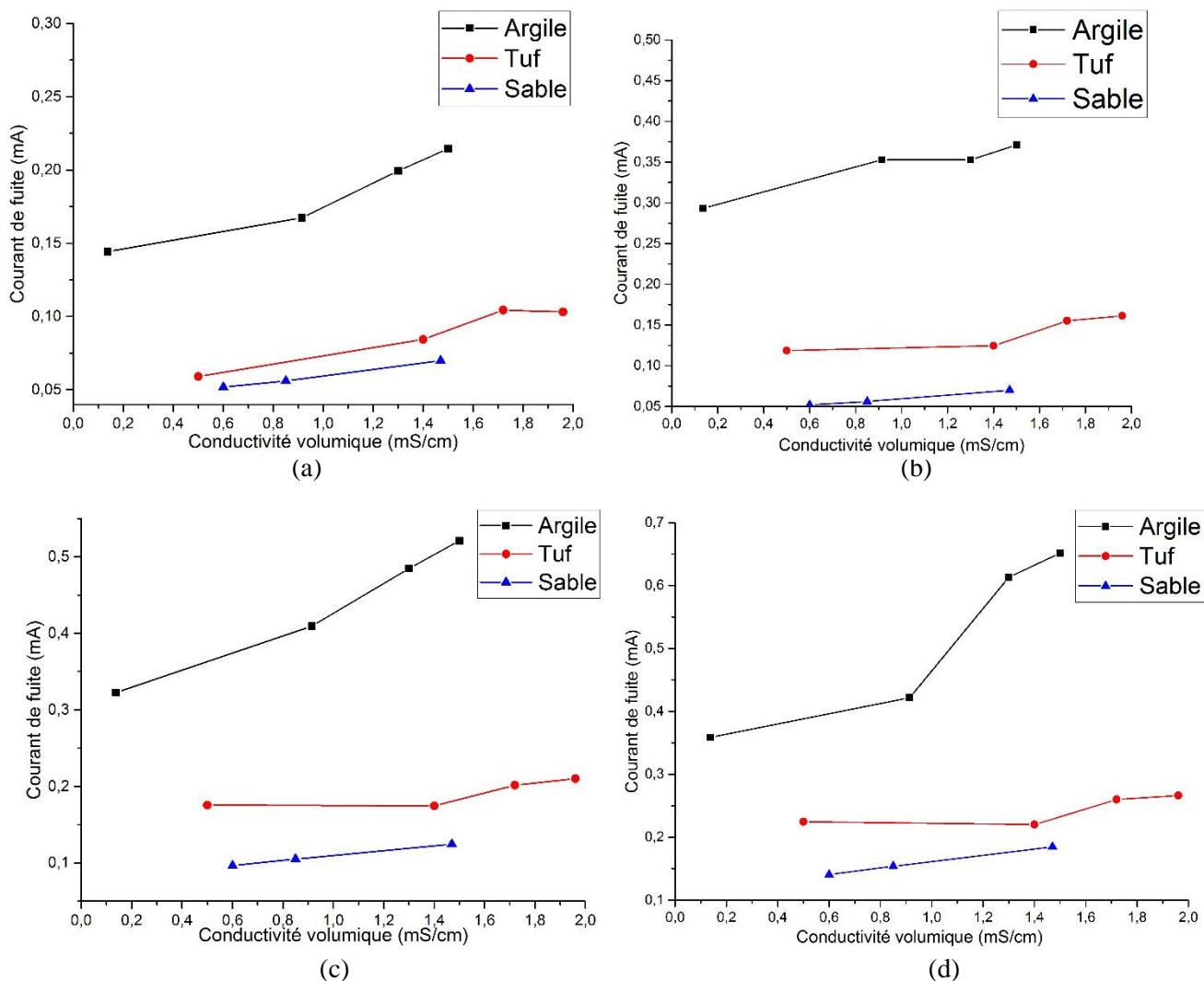
La figure I.12 suivante montre l'évolution de l'amplitude du courant de fuite en fonction de la tension appliquée, dans le cas où toutes les parties inférieures d'isolateurs sont polluées et ce pour toutes les conductivités volumiques des solutions polluantes que nous avons adoptées. Le courant augmente quasi-linéairement avec la tension appliquée.



*Figure I.12.* Variation du courant de fuite en fonction de la tension appliquée pour une chaîne totalement polluée pour différentes conductivités volumiques

### I.3.2.3 Impact de la nature de la pollution sur le comportement de la chaîne à 6 isolateurs pollués

Afin de mettre en évidence l'influence de la nature de la pollution, nous avons testé la performance diélectrique de la chaîne en polluant simultanément les parties inférieures d'isolateurs NJ120 par des solutions à base d'argile, du tuf ou du sable. Les conductivités volumiques adoptées lors de l'application de la solution du sable sont 0,6, 0,85 et 1,47 mS/cm. Les résultats ainsi obtenus sont présentés sur la figure I.13. Ces caractéristiques montrent que le courant de fuite est plus important lors de l'utilisation de l'argile, et moins important lors de l'application du sable comme agent polluant.



**Figure I.13.** Variation de l'amplitude du courant de fuite en fonction de la conductivité volumique dans le cas d'une chaîne à 6 éléments pollués pour différentes tensions appliquées, (a) 10kV, (b) 20kV, (c) 30kV, et (d) 40kV

## I.4 Modèles de régression du courant de fuite

### I.4.1 Paramètres d'évaluation utilisés

Les résultats expérimentaux relatifs au courant de fuite nous ont permis de faire des régressions dont la validation est basée sur l'analyse statistique d'un certain nombre de paramètres adoptés dans ce genre de modèles tels que les résidus, les coefficients de détermination, la probabilité de Fisher, etc [47, 48].



### I.4.1.1 Analyse des résidus

Le résidu est défini comme étant la différence entre la valeur approximée et la valeur réelle :

$$\varepsilon = I_f - \hat{I}_f = \begin{bmatrix} I_{f_1} \\ I_{f_2} \\ \vdots \\ I_{f_t} \\ \vdots \\ I_{f_n} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \hat{I}_{f_1} \\ \hat{I}_{f_2} \\ \vdots \\ \hat{I}_{f_t} \\ \vdots \\ \hat{I}_{f_n} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_t \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad (\text{I.1})$$

avec :

$\varepsilon$  : la série des résidus  $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n$  de spécification (différence entre le modèle vrai et le modèle spécifié) ;

$I_f$  : les valeurs du courant de fuite mesurées (observées) ;

$\hat{I}_f$  : les valeurs du courant de fuite estimées (ajustées) par un modèle de régression ;

$n$  : le nombre des valeurs du courant de fuite réelles (nombre des observations).

Lorsque la représentation de ces résidus est aléatoire autour de la valeur zéro, cela signifie que le modèle du courant de fuite choisi décrit parfaitement la variation des valeurs réelles [49].

### I.4.1.2 Somme des carrés des erreurs (SSR)

La somme des carrés des erreurs (SSR) est une mesure statistique qui permet l'évaluation de la répartition des valeurs obtenues de l'approximation par rapport aux valeurs réelles. Son expression est donnée par :

$$\text{SSR}(I_f) = \sum_{j=1}^n (I_{f_j} - \hat{I}_{f_j})^2 \quad (\text{I.2})$$

Une valeur proche de zéro indique une faible valeur de l'erreur répartie de manière aléatoire, commise par l'interpolation, ce qui rend le modèle utile pour la prédiction d'autres valeurs [50].

### I.4.1.3 Coefficient de détermination $R^2$

Le coefficient de détermination  $R^2$  représente la proportion de la variation totale par rapport à la moyenne qui est expliquée par la régression [51]. Il peut prendre des valeurs entre 0 et 1. Une valeur de  $R^2$  proche de 1 indique qu'une grande proportion de la variance est prise en compte par le modèle. Ce coefficient est exprimé par la relation :

$$R^2 = \frac{SSE(I_f)}{SST(I_f)} = \frac{\sum_{j=1}^n (\hat{I}_{f_j} - \bar{I}_f)^2}{\sum_{j=1}^n (I_{f_j} - \bar{I}_f)^2} = 1 - \frac{\sum_{j=1}^n (I_{f_j} - \hat{I}_{f_j})^2}{\sum_{j=1}^n (I_{f_j} - \bar{I}_f)^2} \quad (I.3)$$

avec :

SSE : la somme des carrés expliqués par le modèle (la variabilité expliquée) ;

SST : la somme totale des carrés (La variabilité totale).

#### I.4.1.4 Coefficient $R^2$ ajusté

Le coefficient  $R^2$  ajusté, noté  $R^2_{adj}$  est utile pour comparer l'estimation de différents modèles. Il tient compte de la diminution du nombre de degrés de liberté consécutifs à l'introduction de nouvelles variables indépendantes [48]. Le coefficient  $R^2$  ajusté est donné par la formule :

$$R^2_{adj} = 1 - \frac{SSR(I_f)/(n-k)}{SST(I_f)/(n-1)} \quad (I.4)$$

avec k le nombre des variables explicatives figurant dans la régression.

$R^2_{adj}$  peut prendre des valeurs entre 0 et 1. Plus la valeur est proche de 1, plus le modèle est efficace (bon). Cependant, ce coefficient peut être négatif lorsqu'il contient des valeurs qui ne favorisent pas une prédiction convenable.

#### I.4.1.5 Erreur standard (SER)

C'est un paramètre statistique qui estime la déviation standard des valeurs aléatoires présentes dans les données expérimentales. Lorsque le modèle est conforme à la prédiction, la valeur du paramètre tend vers 0.

$$SER(I_f) = \sqrt{\frac{SSR(I_f)}{n-k}} \quad (I.5)$$

#### I.4.1.6 Probabilité de la statistique F (Pr(F-stat))

Ce test consiste à tester la significativité conjointe de tous les paramètres estimés du modèle. Il est basé sur la statistique de Fisher (distribution), appelée aussi test d'analyse de la variance ANOVA. La statistique du test F est donnée par le rapport suivant :

$$F - stat = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)} \quad (I.6)$$

La probabilité de la statistique F, notée  $\text{Pr}(F\text{-stat})$ , est le niveau de signification marginale du test F. Si la valeur de  $\text{Pr}(F\text{-stat})$  est inférieure au niveau de signification que nous testons, disons 0,05, cela veut dire que tous les paramètres de la régression proposé sont différents de zéro. Ainsi, l'hypothèse nulle, notée  $H_0$ , pour laquelle les paramètres de la régression sont nuls est rejetée.

#### I.4.1.7 Test de signification des coefficients (t-statistique)

t-statistique est la statistique  $t_c$  calculée à partir des coefficients des variables indépendantes dans la régression principale. Cette statistique est utilisée pour tester la signification de chaque coefficient, et elle sera comparée en termes absolus avec la statistique t critique tabulaire de Student  $t_{t(n-k, 5\%)}$  [47, 52]. La statistique  $t_c$  est donné par l'équation suivante:

$$t_{c\hat{\varphi}_j} = \frac{\hat{\varphi}_j}{SE_{\hat{\varphi}_j}} \quad (\text{I.7})$$

$\hat{\varphi}_j$  est le coefficient estimé dans la régression en valeur absolue et  $SE_{\hat{\varphi}_j}$  leur erreur-type.

#### I.4.2 Corrélation entre le courant de fuite et la tension appliquée à l'état propre et sec

Les mêmes caractéristiques montrant la variation du courant de fuite en fonction de la tension appliquée dans le cas des chaînes propres, présentées à la figure I.3, ont été reproduites et comparées à celles obtenues en développant des modèles de régression. L'ensemble des résultats expérimentaux et théoriques est illustré sur la figure I.14. Etant donné la linéarité entre le courant de fuite et la tension appliquée, le modèle simple de régression peut se mettre sous la forme suivante :

$$I_f(n_e) = a_0 + a_1 V_a \quad (\text{I.8})$$

Le nombre des observations du courant de fuite pour des différents niveaux de tension appliqué est  $n=4$  ;

$I_f(n_e)$  : le courant de fuite en ampère de la chaîne d'isolateurs à  $n_e$  éléments ( $n_e = 1, \dots, 6$ ) ;

$a_i$  : sont les paramètres du modèle ou encore les coefficients de régression ( $k=2$ ) ;

$V_a$  : la tension appliquée à la chaîne d'isolateurs.

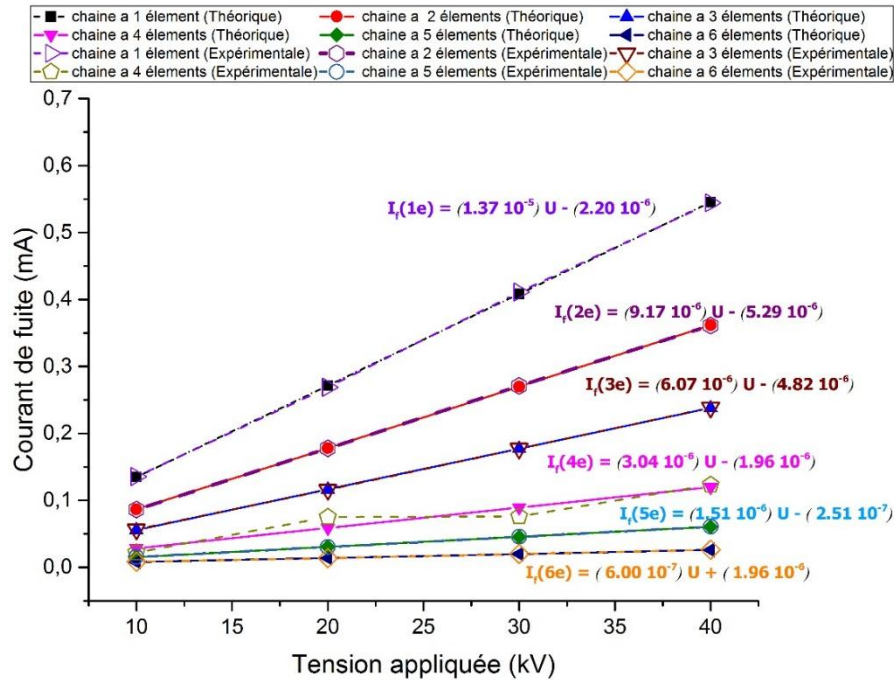


Figure I.14. Courbes de tendance du courant de fuite en fonction de la tension appliquée pour différents nombres isolateurs propres et secs

Le tableau I.3 illustre les résultats statistiques des modèles de régression que nous avons obtenus. Les paramètres statistiques consistent en des intervalles de confiance à 95% des coefficients, et des paramètres statistiques calculés pour chaque modèle tels que t-statistique,  $R^2$ ,  $R^2_{adj}$ , SER, SSR et Pr (F-stat).

Tableau I.3. Résultats statistiques des différents modèles de régression

$n_e$	Coefficients		Intervalle de confiance en 95%				t-statistique		$R^2$	$R^2_{adj}$	SER	SSR	Pr (F-stat)
	$a_0$	$a_1$	Bas		Haut		$a_0$	$a_1$					
			$a_0$	$a_1$	$a_0$	$a_1$							
1	$-2,20 \cdot 10^{-6}$	$1,37 \cdot 10^{-5}$	$-1,69 \cdot 10^{-5}$	$1,31 \cdot 10^{-5}$	$1,25 \cdot 10^{-5}$	$1,42 \cdot 10^{-5}$	0,0001	0,005	0,9998	0,9997	$2,80 \cdot 10^{-6}$	$1,57 \cdot 10^{-11}$	0,000084
2	$-5,29 \cdot 10^{-6}$	$9,17 \cdot 10^{-6}$	$-9,80 \cdot 10^{-6}$	$9,01 \cdot 10^{-6}$	$-7,84 \cdot 10^{-6}$	$9,34 \cdot 10^{-6}$	0,0000	0,037	0,9999	0,9999	$8,56 \cdot 10^{-7}$	$1,47 \cdot 10^{-12}$	0,000017
3	$-4,82 \cdot 10^{-6}$	$6,07 \cdot 10^{-6}$	$-8,77 \cdot 10^{-6}$	$5,93 \cdot 10^{-6}$	$-8,78 \cdot 10^{-7}$	$6,22 \cdot 10^{-6}$	0,0000	0,0343	0,9999	0,9999	$7,49 \cdot 10^{-7}$	$1,12 \cdot 10^{-12}$	0,000030
4	$-1,96 \cdot 10^{-6}$	$3,04 \cdot 10^{-6}$	$-8,50 \cdot 10^{-5}$	$9,67 \cdot 10^{-9}$	$8,11 \cdot 10^{-7}$	$6,08 \cdot 10^{-6}$	0,0497	0,009	0,9030	0,8545	$1,58 \cdot 10^{-5}$	$4,97 \cdot 10^{-10}$	0,049706
5	$2,51 \cdot 10^{-7}$	$1,51 \cdot 10^{-6}$	$-5,57 \cdot 10^{-7}$	$1,48 \cdot 10^{-6}$	$1,06 \cdot 10^{-6}$	$1,54 \cdot 10^{-6}$	0,0000	0,003	0,9999	0,9999	$1,53 \cdot 10^{-7}$	$4,70 \cdot 10^{-14}$	0,000021
6	$1,97 \cdot 10^{-6}$	$6,00 \cdot 10^{-7}$	$1,36 \cdot 10^{-7}$	$5,33 \cdot 10^{-7}$	$3,80 \cdot 10^{-6}$	$6,67 \cdot 10^{-7}$	0,0007	0,043	0,9986	0,9979	$3,48 \cdot 10^{-7}$	$2,42 \cdot 10^{-13}$	0,000671

Selon les résultats des estimations présentés à la figure I.14 et dans le tableau I.3, nous remarquons que les variables sont statistiquement significatives, du fait que la probabilité du t-statistique de Student relatif à l'ensemble des variables est inférieure à 0,05 (seuil de 5%), ainsi que, les modèles sont dans l'ensemble adaptés (Probabilité de Fisher  $P_r$  inférieure à 0,05).

Les résultats portés dans tableau I.3 indiquent que pour le modèle du courant de fuite obtenue dans le cas où la chaîne est constituée uniquement d'un seul élément ( $n_e = 1$ ), toute augmentation de 10 kV en tension appliquée provoque une augmentation du courant de fuite de 0,137 mA. Par ailleurs, pour une chaîne à 2 éléments ( $n_e = 2$ ), toute augmentation en tension appliquée de 10 kV provoque une augmentation de 91  $\mu$ A du courant de fuite. Ce taux d'augmentation en courant de fuite diminue avec l'augmentation du nombre d'isolateurs dans la chaîne. A titre d'exemple, pour une chaîne complète soit à 6 éléments ( $n_e = 6$ ), une augmentation de 10 kV en tension appliquée engendre uniquement 6  $\mu$ A de plus en courant de fuite.

### I.4.3 Corrélation entre le courant de fuite et le nombre d'isolateurs à l'état propre et sec

Dans cette partie, nous nous intéressons à la variation du courant de fuite en fonction du nombre d'isolateurs NJ120 pour différents niveaux de la tension appliquée. La figure I.15 montre le scatterplot ( $I_f, n_e$ ), qui montre qu'il n'y a pas de relation linéaire entre le courant de fuite et le nombre d'isolateurs dans la chaîne. Les courbes sont décroissances d'une façon exponentielle selon le modèle de régression suivant :

$$I_f(V_a) = a_0 + a_1 e^{(a_2 n_e)} \quad (I.9)$$

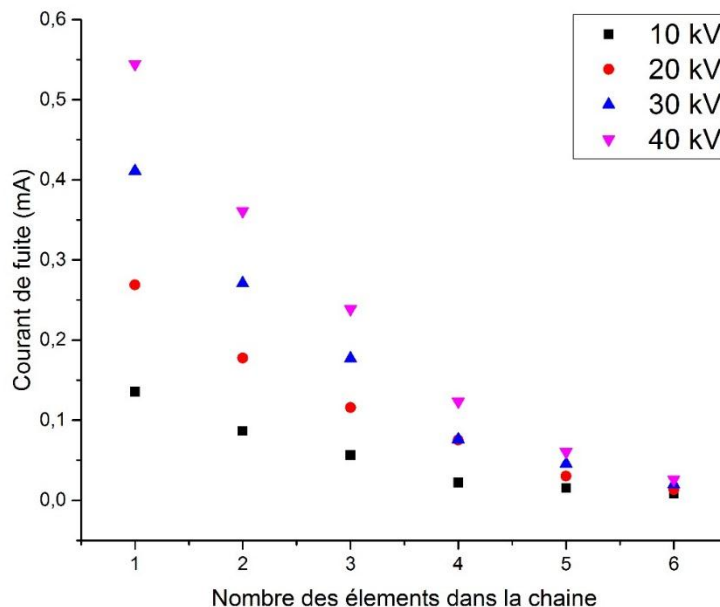


Figure I.15. Scatterplot du courant de fuite et le nombre d'isolateurs dans la chaîne

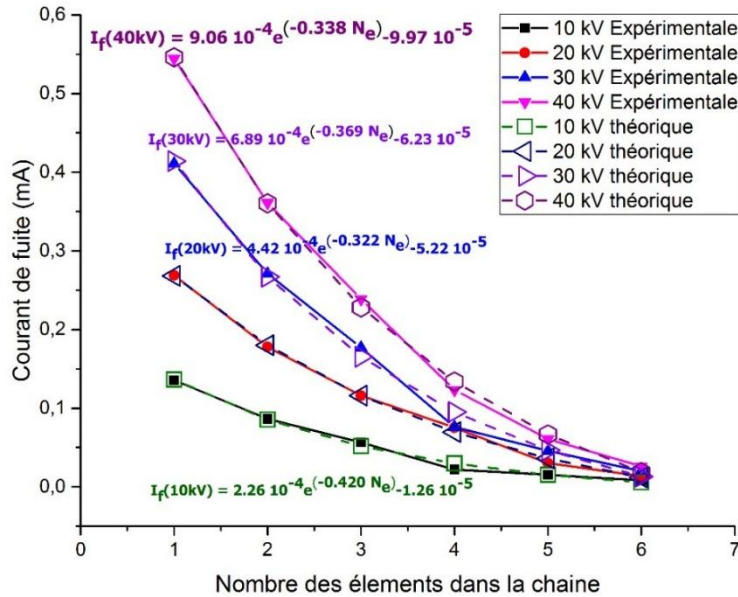


Figure I.16. Courbes de tendance du courant de fuite en fonction du nombre d’isolateurs dans la chaîne pour différentes tensions appliquées

Les résultats statistiques des modèles de régression que nous avons obtenus sont récapitulés dans le tableau I.4 suivant :

Tableau I.4. Résultats statistiques basés sur les modèles du courant de fuite en fonction du nombre des éléments

$V_a$ (kV)	Coefficients			Intervalle de confiance en 95%						t-statistique			$R^2$	$R^2_{adj}$	SER	SSR	$P_r(F\text{-stat})$
	$a_0$	$a_1$	$a_2$	Bas			Haut			$a_0$	$a_1$	$a_2$					
				$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_0$	$a_1$	$a_2$								
10	$-1,26 \cdot 10^{-5}$	$2,26 \cdot 10^{-4}$	$-0,420$	$-5,06 \cdot 10^{-5}$	$1,88 \cdot 10^{-4}$	$-0,67$	$2,54 \cdot 10^{-5}$	$2,65 \cdot 10^{-4}$	$-0,167$	0,0003	0,0132	0,003	0,9927	0,9878	$5,46 \cdot 10^{-6}$	$8,95 \cdot 10^{-11}$	0,000620
20	$-5,23 \cdot 10^{-5}$	$4,42 \cdot 10^{-4}$	$-0,322$	$-10,7 \cdot 10^{-5}$	$4,07 \cdot 10^{-4}$	$-0,43$	$2,27 \cdot 10^{-5}$	$4,77 \cdot 10^{-4}$	$-0,212$	0,0000	0,0026	0,005	0,9984	0,9974	$4,93 \cdot 10^{-6}$	$7,30 \cdot 10^{-11}$	0,000062
30	$-6,23 \cdot 10^{-5}$	$6,89 \cdot 10^{-4}$	$-0,369$	$-18,3 \cdot 10^{-5}$	$5,99 \cdot 10^{-4}$	$-0,57$	$5,80 \cdot 10^{-5}$	$7,79 \cdot 10^{-4}$	$-0,166$	0,0002	0,0102	0,001	0,9949	0,9916	$1,39 \cdot 10^{-5}$	$5,78 \cdot 10^{-10}$	0,000356
40	$-9,97 \cdot 10^{-5}$	$9,06 \cdot 10^{-4}$	$-0,338$	$-20,3 \cdot 10^{-5}$	$8,38 \cdot 10^{-4}$	$-0,45$	$3,37 \cdot 10^{-6}$	$9,75 \cdot 10^{-4}$	$-0,227$	0,0000	0,0024	0,005	0,9984	0,9973	$1,02 \cdot 10^{-5}$	$3,14 \cdot 10^{-10}$	0,000063

D’après les résultats des estimations présentés, nous pouvons dire que l’influence de la variable explicative ( $n_e$ ) sur les valeurs du courant de fuite est bien significative du fait que, la probabilité de Fisher  $Pr(F\text{-stat})$  est inférieure à (0,05) pour tous les modèles ainsi élaborés. Les valeurs de  $R^2$  (0,9927, 0,9984, 0,9949 et 0,9984) et de  $R^2$  ajusté (0,9878, 0,9974, 0,9916 et 0,9973) montrent que la variable explicative choisie ( $n_e$ ) a bien une influence sur la variable expliquée ( $I_f$ ). Ainsi, les modèles que nous avons proposés sont satisfaisants.

### I.4.4 Corrélation entre le courant de fuite, la tension appliquée et le nombre des éléments dans la chaîne à l'état propre et sec

La variation du courant de fuite en fonction de la tension appliquée et le nombre d'isolateurs de la chaîne propre et sèche peut être exprimée en utilisant un modèle de régression multi variable en exponentielle décroissante comme suit :

$$I_f(V_a, n_e) = a_0 + a_1 e^{a_2 V_a + a_3 n_e} \quad (\text{I.10})$$

D'après les résultats de cette estimation présentés dans le tableau I.5, nous pouvons dire que l'influence des variables explicatives ( $V_a$  et  $n_e$ ) sur la valeur expliquée du courant de fuite est bien significative du fait que la probabilité de Fisher ( $\text{Pr}(F\text{-stat}) = 0,000$ ) est inférieure à  $(0,05)$  et les valeurs de  $R^2$  ( $0,985$ ) et de  $R^2$  ajusté ( $0,9828$ ) sont proches de l'unité. En conséquence, ces résultats montrent que le modèle d'estimation proposé est satisfaisant. Selon les coefficients de cette corrélation, le nombre d'isolateurs dans la chaîne a le plus d'influence sur le courant de fuite ( $e^{-0,4091n_e}$ ), puis celle de la tension appliquée ( $e^{0,0345V_a}$ )

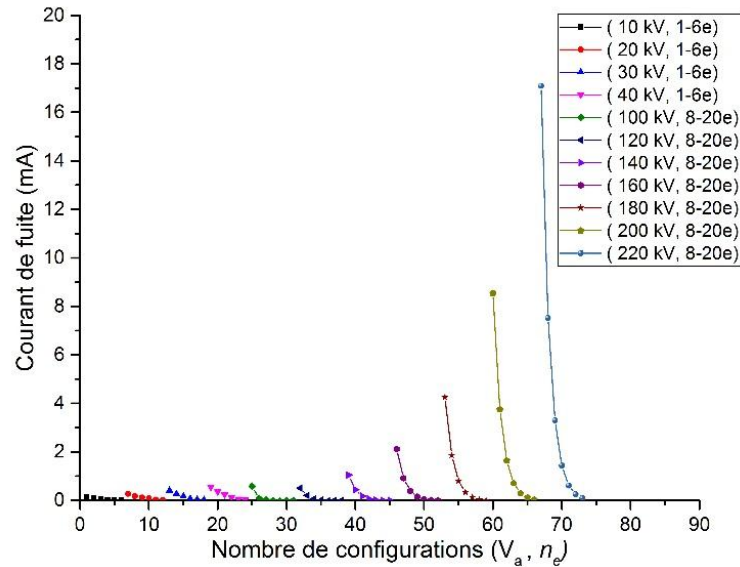
En utilisant l'expression I.10, nous avons fait des prévisions non seulement pour les cas étudiés expérimentalement mais également pour d'autres cas supplémentaires et ce en augmentant le nombre d'isolateurs jusqu'à 20 et la tension jusqu'à 220 kV. Les résultats statistiques ainsi obtenus sont illustrés dans le tableau I.5. Les courants de fuite prédits sont présentés dans le tableau I.6. Par ailleurs, l'évolution du courant de fuite en fonction de la tension appliquée et le nombre d'isolateurs est illustrée sur la figure I.17. Notons que le nombre total de configurations que nous avons étudiées est de 73.

**Tableau I.5.** Résultats statistiques de la corrélation entre le courant de fuite, la tension appliquée et le nombre d'isolateurs de la chaîne

Coefficients				Intervalle de confiance en 95%							
a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	Bas				Haut			
				a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>
-3,28 10 <sup>-5</sup>	2,24 10 <sup>-4</sup>	0,0345	-0,4091	-6,33 10 <sup>-5</sup>	1,80 10 <sup>-4</sup>	0,0287	-0,4804	2,69 10 <sup>-4</sup>	-2,30 10 <sup>-6</sup>	0,0403	-0,3378
t-statistique				R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> <sub>adj</sub>	SER	SSR	Pr(F-stat)			
0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,9850	0,9828	1,87 10 <sup>-5</sup>	7,01 10 <sup>-9</sup>	0,0000			

**Tableau I.6.** Courant de fuite prédit

$V_a$ (kV) \ $n_e$	8	10	12	14	16	18	20
100	5,49 10 <sup>-4</sup>	7,92 10 <sup>-5</sup>	3,01 10 <sup>-5</sup>	1,14 10 <sup>-5</sup>	4,34 10 <sup>-6</sup>	1,65 10 <sup>-6</sup>	6,25 10 <sup>-7</sup>
120	4,60 10 <sup>-4</sup>	1,75 10 <sup>-4</sup>	6,64 10 <sup>-5</sup>	2,52 10 <sup>-5</sup>	9,57 10 <sup>-6</sup>	3,63 10 <sup>-6</sup>	1,38 10 <sup>-6</sup>
140	1,0210 <sup>-3</sup>	3,85 10 <sup>-4</sup>	1,46 10 <sup>-4</sup>	5,56 10 <sup>-5</sup>	2,11 10 <sup>-5</sup>	8,02 10 <sup>-6</sup>	3,05 10 <sup>-6</sup>
160	2,24 10 <sup>-3</sup>	8,51 10 <sup>-4</sup>	3,23 10 <sup>-4</sup>	1,22 10 <sup>-4</sup>	4,66 10 <sup>-5</sup>	1,77 10 <sup>-5</sup>	6,72 10 <sup>-6</sup>
180	4,95 10 <sup>-3</sup>	1,87 10 <sup>-3</sup>	7,13 10 <sup>-4</sup>	2,71 10 <sup>-4</sup>	1,03 10 <sup>-4</sup>	3,91 10 <sup>-5</sup>	1,48 10 <sup>-5</sup>
200	8,54 10 <sup>-3</sup>	3,75 10 <sup>-3</sup>	1,64 10 <sup>-3</sup>	7,03 10 <sup>-4</sup>	2,92 10 <sup>-4</sup>	1,10 10 <sup>-4</sup>	3,04 10 <sup>-5</sup>
220	0,017	0,0075	0,0033	0,0014	6,15 10 <sup>-4</sup>	2,53 10 <sup>-4</sup>	9,35 10 <sup>-5</sup>



**Figure I.17.** Courbes de tendance du courant de fuite en fonction de la tension appliquée pour des différents nombre d'isolateurs à l'état propre et sec

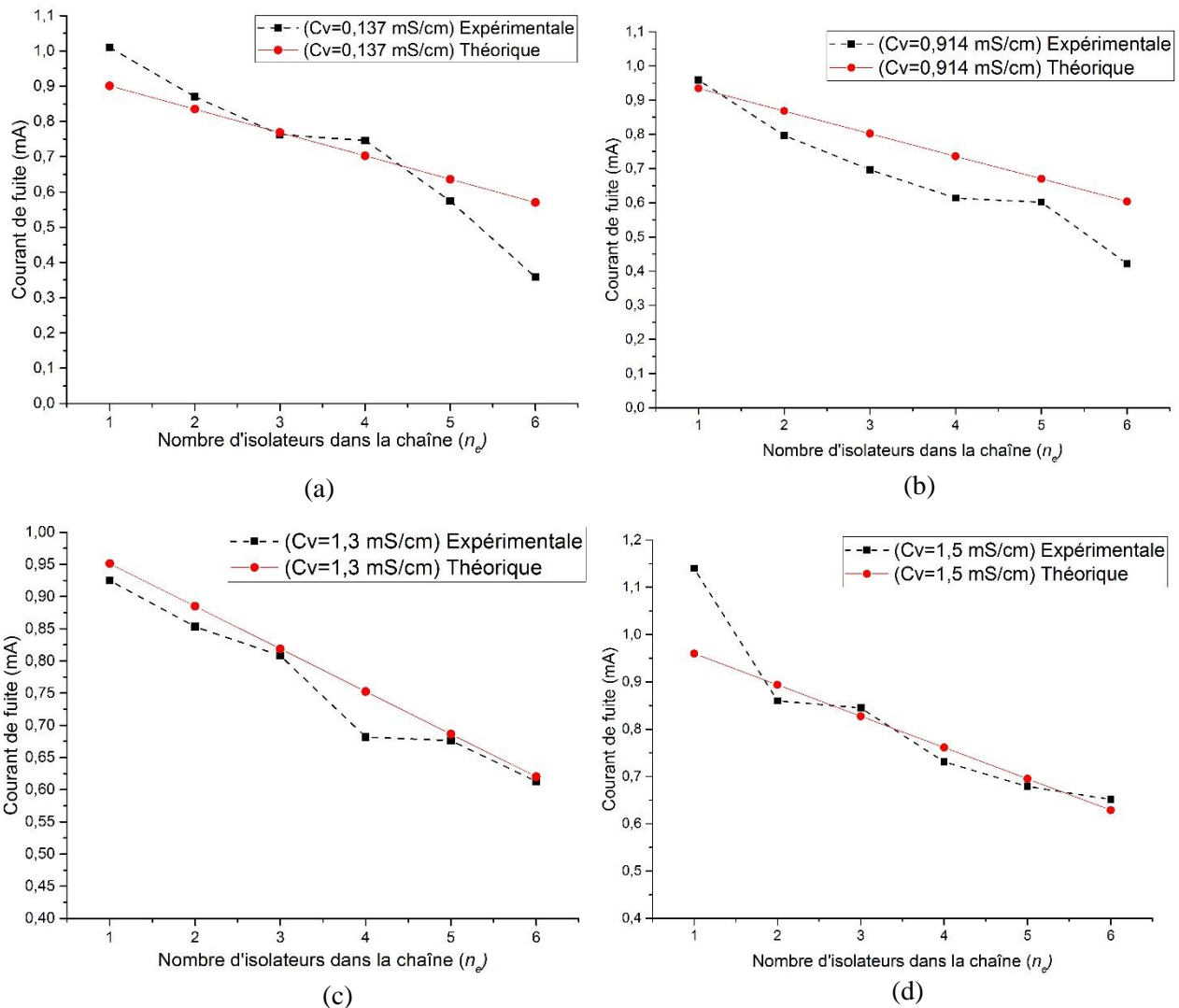
#### I.4.5 Corrélation entre le courant de fuite, la tension appliquée, la conductivité volumique et le nombre des éléments dans la chaîne lors de l'application de la solution d'argile

Dans cette partie, nous avons établi un modèle de régression linéaire à multi-variables permettant d'estimer la valeur du courant de fuite en fonction la tension appliquée, la conductivité volumique ( $C_V$ ) et le nombre des éléments dans la chaîne lors de l'application de la solution d'argile. Cette corrélation peut s'exprimer sous la forme suivante :

$$I_f(V_a, C_V, n_e) = a_0 + a_1 V_a + a_2 C_V + a_3 n_e \quad (\text{I.11})$$

La figure I.18 présente l'amplitude du courant de fuite en fonction du nombre d'isolateurs formant la chaîne pour différentes valeurs de la conductivité volumique et une tension de 40 kV. Une faible corrélation a été constatée pour les deux premières valeurs de la conductivité à savoir 0,137 et 0,914 mS/cm (figures I.18(a) et I.18(b)). Pour les autres valeurs de la conductivité (1,3 et 1,5 mS/cm), une amélioration dans la régression a été obtenue du fait d'une assez bonne concordance entre les deux caractéristiques (théorique et expérimentale) (les figures I.18(c) et I.18(d)).





**Figure I.18.** Variation de l'amplitude du courant de fuite expérimental et prédit en fonction du nombre d'isolateurs formant la chaîne pour différentes valeurs de la conductivité volumique et une tension de 40 kV lors de l'application de la solution d'argile, (a)  $C_v=0,137$  mS/cm, (b)  $C_v=0,914$  mS/cm, (c)  $C_v=1,3$  mS/cm, et (d)  $C_v=1,5$  mS/cm

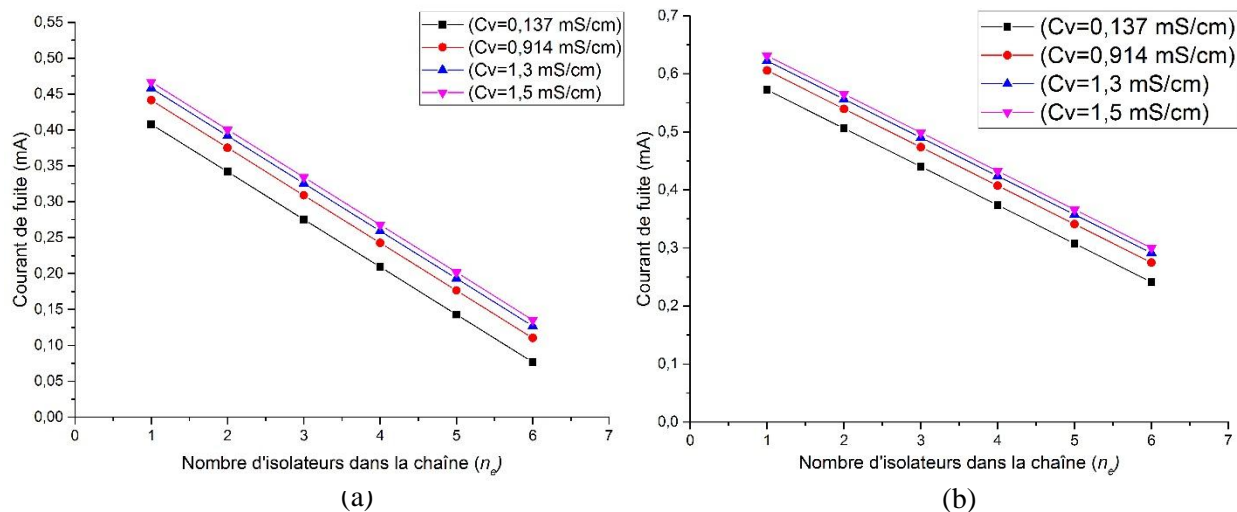
Les résultats statistiques de cette corrélation sont présentés dans le tableau I.7. La somme des carrés des erreurs pour ce modèle vaut:  $SSR=5,40 \cdot 10^{-7}$ . Cela signifie que l'ajustement par la régression linéaire est très acceptable. Le modèle dans sa globalité est valide au seuil de 5% du fait la probabilité de Fisher ( $\text{Pr}(F\text{-statistic})$ ) est inférieure à 0,05 avec un coefficient de détermination de 89,33%. Cette valeur implique que les variables indépendantes ( $V_a$ ,  $C_v$  et  $n_e$ ) expriment à 89,33% de la variabilité du courant de fuite. En outre, tous les coefficients des variables indépendantes en plus de la constante  $a_0$  inclus dans la régression proposée sont très significatifs ( $t\text{-statistique} < 0,05$ ). Par ailleurs, les résultats statistiques indiquent qu'une augmentation de 1 kV en tension appliquée à la chaîne, provoque une augmentation de 16,4  $\mu\text{A}$  du courant de fuite. De même, une

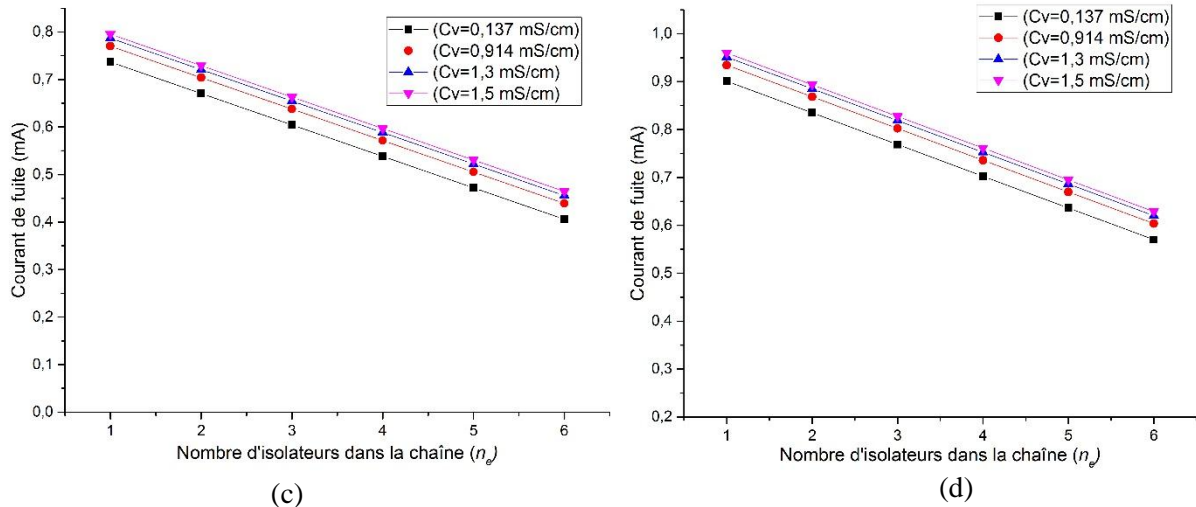
augmentation de 1 mS/cm en conductivité volumique de la solution polluante induit une augmentation de 43,1  $\mu\text{A}$  du courant de fuite. Enfin, une addition d'un isolateur dans la chaîne engendre une diminution du courant de fuite de 66,2  $\mu\text{A}$  ; le nombre d'isolateurs ( $n_e$ ) reste le facteur le plus signifiant dans notre modèle de régression.

**Tableau I.7.** Résultats statistiques quant à la corrélation entre le courant de fuite, la tension appliquée, la conductivité et nombre d'isolateurs installés dans la chaîne lors de l'utilisation de l'argile comme agent polluant

Coefficients				Intervalle de confiance en 95%							
a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	Bas				Haut			
				a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>
3,04 10 <sup>-4</sup>	1,64 10 <sup>-5</sup>	4,31 10 <sup>-5</sup>	-6,62 10 <sup>-5</sup>	2,46 10 <sup>-4</sup>	1,51 10 <sup>-5</sup>	1,33 10 <sup>-5</sup>	-7,53 10 <sup>-5</sup>	3,61 10 <sup>-4</sup>	1,78 10 <sup>-5</sup>	7,28 10 <sup>-5</sup>	-5,42 10 <sup>-5</sup>
t-statistique				R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> <sub>adj</sub>	SER	SSR	P <sub>r</sub> (F-stat)			
0,0000	0,0000	0,005	0,0000	0,8933	0,8898	7,66 10 <sup>-5</sup>	5,40 10 <sup>-7</sup>	0,0000			

Les résultats des différentes régressions linéaires relatives entre l'amplitude du courant de fuite, le nombre d'isolateurs formant la chaîne, la conductivité de la solution polluante et la tension appliquée sont présentés sur la figure I.19. Etant donné que le nombre d'isolateurs à installer dans la chaîne est le facteur le plus prépondérant, nous nous sommes intéressés à donner plus d'informations sur ce paramètre. La caractéristique courant de fuite-nombre d'isolateurs est linéaire à pente négative. En effet, l'augmentation du nombre d'isolateurs NJ120 qui se traduit par l'augmentation de la ligne de fuite de la chaîne engendre la diminution du courant de fuite. Ceci est évident du fait que l'augmentation de la ligne de fuite entre l'électrode de haute tension et l'électrode de terre. Cependant, la pente des différentes caractéristiques diminue avec l'augmentation de la tension appliquée à la chaîne. Cette pente est de 13%, 10%, 8% et 7% respectivement pour une tension de 10, 20, 30 et 40 kV.





**Figure I.19.** Variation de l'amplitude du courant de fuite prédit en fonction du nombre d'isolateurs formant la chaîne pour différentes conductivités volumiques et tensions appliquées lors de l'application de la solution d'argile, (a) 10kV, (b) 20kV, (c) 30kV, et (d) 40kV

### I.4.6 Corrélation entre courant de fuite, la tension appliquée, la conductivité volumique et le nombre d'isolateurs pollués dans la chaîne à 6 éléments lors de l'application de la solution d'argile

En se basant sur la méthode de régression linéaire à multi-variables, la corrélation du courant de fuite en fonction de la tension appliquée ( $V_a$ ), la conductivité de la solution polluante ( $C_v$ ) et le nombre des éléments graduellement pollués (en appliquant la solution d'argile) dans une chaîne à 6 isolateurs est telle que :

$$I_f(V_a \cdot C_v \cdot e_i) = a_1 V_a + a_2 C_v + a_3 e_1 + a_4 e_2 + a_5 e_3 + a_6 e_4 + a_7 e_5 + a_8 e_6 \quad (I.12)$$

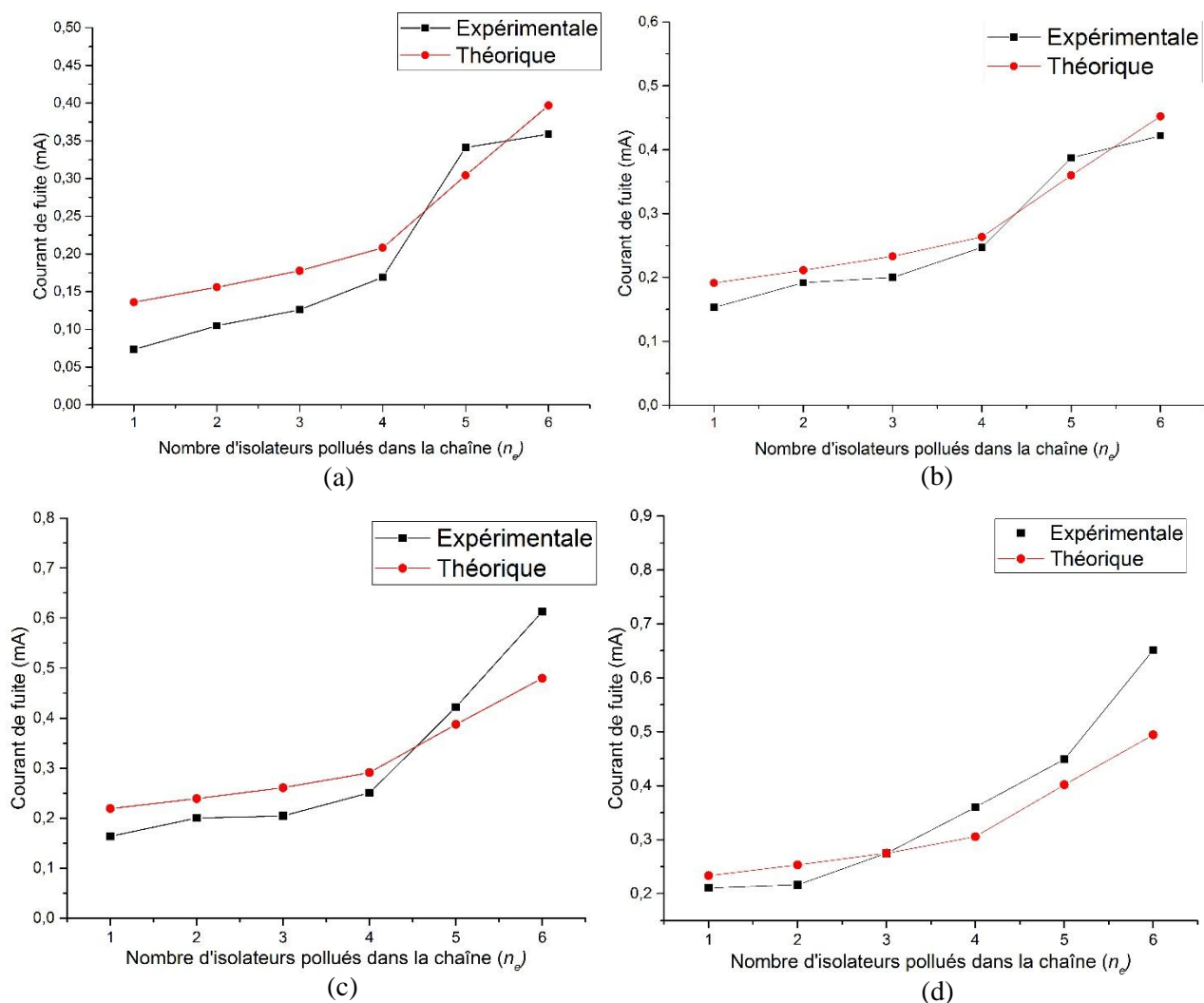
$e_i$  : est le vecteur des variables muettes qui désignent l'état de la surface d'isolateurs de la chaîne à  $i$  éléments ( $i=1-6$ . par exemple si l'élément 1 et 2 sont pollués.  $e_1 = e_2 = 1$  et  $e_3 = e_4 = e_5 = e_6 = 0$ )

Les résultats de l'estimation de la relation du courant de fuite (équation I.12) sont présentés dans le tableau I.8.

**Tableau I.8.** Résultats statistiques quant à la corrélation entre le courant de fuite, la tension appliquée, la conductivité et le nombre d'isolateurs pollués dans la chaîne lors de l'utilisation de l'argile comme agent polluant

		Coefficients									
		a1	a2	a3	a4	a5	a6	a7	a8	R <sup>2</sup>	0,8858
		6,39 10 <sup>-6</sup>	7,15 10 <sup>-5</sup>	-1,30 10 <sup>-4</sup>	1,99 10 <sup>-5</sup>	2,17 10 <sup>-5</sup>	3,05 10 <sup>-5</sup>	9,61 10 <sup>-5</sup>	9,25 10 <sup>-5</sup>	R <sup>2</sup> <sub>adj</sub>	0,8767
IC 95%	Bas	5,57 10 <sup>-6</sup>	5,36 10 <sup>-5</sup>	-1,55 10 <sup>-4</sup>	-1,20 10 <sup>-5</sup>	-1,02 10 <sup>-5</sup>	-1,43 10 <sup>-6</sup>	6,42 10 <sup>-5</sup>	6,06 10 <sup>-5</sup>	SER	4,59 10 <sup>-5</sup>
	Haut	7,22 10 <sup>-6</sup>	8,93 10 <sup>-5</sup>	-8,75 10 <sup>-5</sup>	5,18 10 <sup>-5</sup>	5,36 10 <sup>-5</sup>	6,24 10 <sup>-5</sup>	1,28 10 <sup>-4</sup>	1,24 10 <sup>-4</sup>	SSR	1,85 10 <sup>-7</sup>
t-statistique		0,0000	0,0000	0,0000	0,02177	0,01794	0,00609	0,0000	0,0000		

D'après les résultats de cette estimation présentés sur la figure I.20, nous constatons qu'il y a une bonne concordance entre les valeurs de courant de fuite obtenus expérimentalement et celles estimées et ce pour les différents cas considérés. En outre, le tableau I.8 révèle que tous les coefficients de la régression proposée sont significatifs à 1% ou 5%. La conductivité volumique de la solution polluante possède l'effet le plus important sur la valeur du courant de fuite estimée; une augmentation de 1 mS/cm en  $C_v$  engendre une augmentation de 71,5  $\mu$ A. Aussi, nous remarquons, d'après les coefficients  $a_3$  à  $a_8$  exprimant l'état de surface (polluée ou propre) d'isolateurs dans la chaîne, que le courant de fuite augmente significativement une fois que les 5 premiers éléments de la chaîne sont pollués ; une telle constatation a été déjà faite dans la partie expérimentale.



**Figure I.20.** Variation expérimentale et théorique de l'amplitude du courant de fuite pour une chaîne graduellement polluée sous une tension de 40kV et différentes conductivités de la solution polluante lors de l'utilisation de l'argile comme agent polluant (a) 0,137 mS/cm, (b) 0,914 mS/cm, (c) 1,3 mS/cm, et (d) 1,5 mS/cm

### I.4.7 Corrélation entre le courant de fuite, la tension appliquée et conductivité volumique lors de l'application des différentes solutions de pollution (argile, tuf et sable)

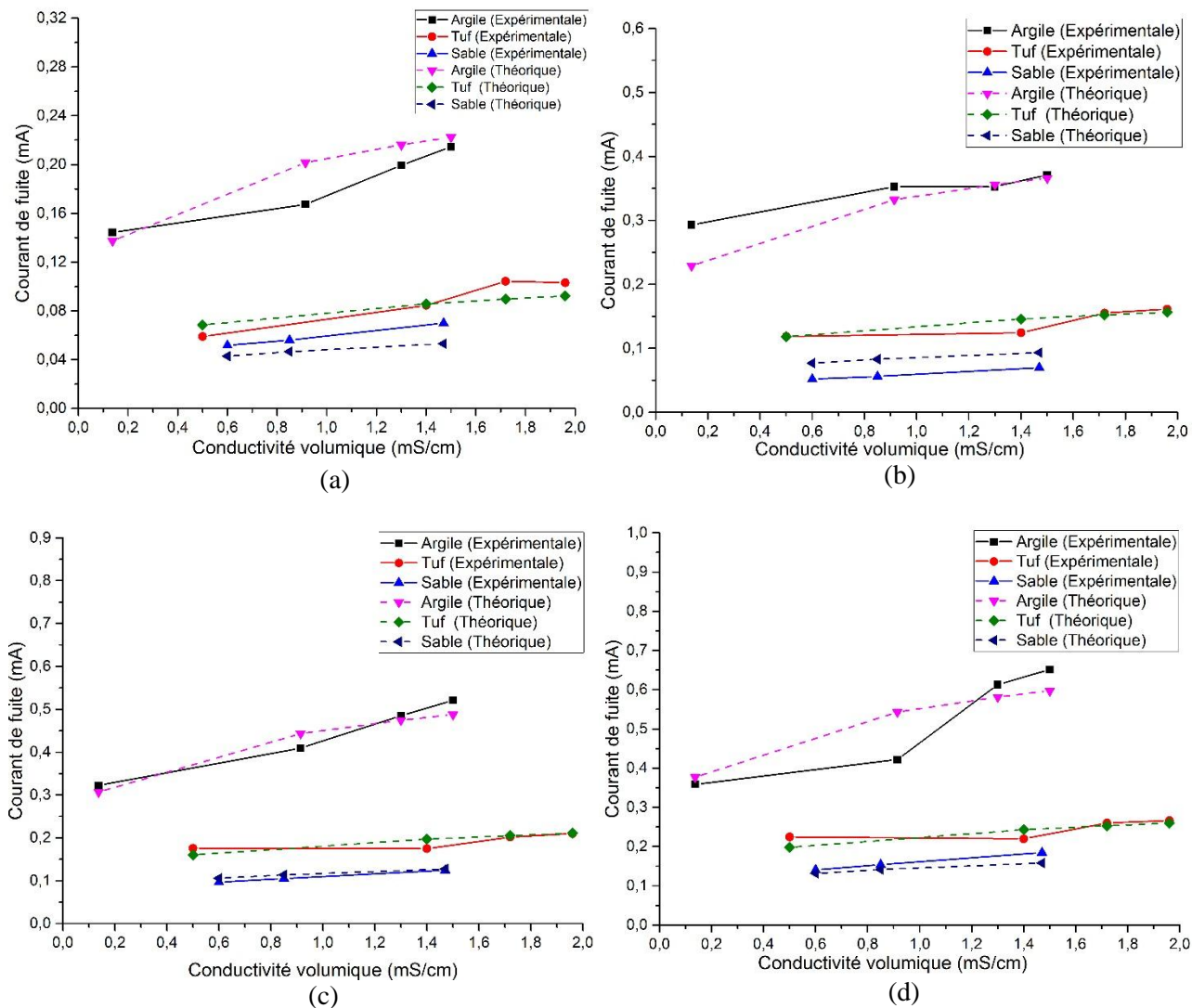
Pour clore, nous présentons, dans cette section, la corrélation du courant de fuite en fonction de la tension appliquée et la nature de la pollution à savoir l'argile, le tuf et le sable. En se basant sur l'expérimentation, nous avons pu établir la relation suivante:

$$I_f(V_a.C_v.Sab.Tuf.Arg) = a_0 + e^{a_1 \ln(V_a) + a_2 \ln(C_v) + a_3 Sab + a_4 Tuf + a_5 Arg} \quad (I.13)$$

Dans cette dernière expression, *sab*, *tuf* et *arg* sont des variables muettes qui prennent la valeur 1 ou 0. La valeur 0 est attribuée pour type de pollution non appliqué et 1 pour celui appliqué à la surface inférieure d'isolateurs de la chaîne.

Les corrélations entre les valeurs estimées et celles réelles du courant de fuite  $I_f$  pour l'ensemble des cas sont illustrées sur la figure I.21. Les valeurs relatives à la somme des carrés des erreurs (SSR), les coefficients de détermination ( $R^2$  et  $R^2_{adj}$ ) et l'erreur standard (SER) pour cette régression sont donnés dans le tableau I.9.

Nous constatons que le modèle proposé décrit parfaitement la variation du courant de fuite pour les cas de pollution étudiés du fait que les valeurs des coefficients de détermination  $R^2(0,9655)$  et  $R^2_{ajusté}(0,9609)$  sont proche de 1. Le paramètre SSR est relativement proche de 0, ce qui veut dire que ce modèle pourrait également être utilisé pour la prédiction des valeurs du courant de fuite en dehors des intervalles utilisées dans l'expérimentation (extrapolation). Du fait que nous avons obtenu une faible valeur de la probabilité ( $P_r(F\text{-stat})=0.000 < 0,05$ ), la régression est jugée significative. Pris individuellement, les coefficients des variables indépendantes sont significatifs au niveau de 1% ou 10%. La tension a le plus d'influence sur le courant de fuite ( $e^{0,687 \ln(V_a)}$ ), puis celle de la conductivité volumique ( $e^{0,1873 \ln(C_v)}$ ) et ce pour tous les types de la pollution adoptés. Par ailleurs, la solution d'argile a un effet le plus significatif sur l'amplitude du courant de fuite ( $e^{-10,01}$ ) que les deux autres types de pollution.



**Figure I.21.** Variation expérimentale et théorique de l'amplitude du courant de fuite en fonction de la conductivité de la solution polluante en appliquant différentes natures de la pollution appliqué à une chaîne de 6 isolateurs sous une tension de (a) 10kV, (b) 20kV, (c) 30kV, et (d) 40kV

**Tableau I.9.** Résultats statistiques quant à la corrélation entre le courant de fuite, la tension appliquée et la conductivité de la solution polluante lors de l'utilisation des différents types de pollution

		Coefficients					R <sup>2</sup>	0,9655
		a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>		
		-1,28 10 <sup>-5</sup>	0,68736	0,1873	-11,28	-10,68	-10,01	R <sup>2</sup> <sub>adj</sub> 0,9609
IC	Bas	-7,29 10 <sup>-5</sup>	0,5112	0,1296	-13,39	-12,34	-11,75	SER 3,00 10 <sup>-5</sup>
95%	Haut	4,73 10 <sup>-5</sup>	0,8634	0,2450	-10,98	-10,22	-9,98	SSR 3,42 10 <sup>-5</sup>
t-statistique		0,066	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	P <sub>r</sub> (F-stat) 0,000000

## I.5 Conclusion

L'étude du comportement de la chaîne d'isolateurs NJ120 propres et secs a montré que le courant de fuite croît quasi-linéairement avec la tension appliquée, et diminue avec l'augmentation du nombre d'isolateurs.

Dans des conditions de pollution à base d'argile, le courant de fuite augmente aussi bien avec la tension appliquée qu'avec la conductivité volumique de la solution polluante et le nombre d'isolateurs pollués dans la chaîne (donc avec la pollution).

La contamination d'isolateurs un par un en utilisant une pollution à base de tuf, nous avons constaté que, pour une tension appliquée et une conductivité données, la position de l'isolateur polluée dans la chaîne n'a pratiquement pas d'effet sur le courant de fuite. Cependant, avec les variations aussi bien de la tension et de la conductivité volumique, le courant le plus élevé a été enregistré lors de la pollution du sixième et dernier isolateur se trouvant à proximité de la borne mise à la terre pour une conductivité de 1,96 mS/cm.

En ce qui concerne l'impact de la nature de la pollution sur le courant de fuite traversant la chaîne dont les parties inférieures de ses 6 isolateurs NJ120 sont uniformément polluées, nous avons constaté que le courant de fuite est plus important lors de l'utilisation de la solution d'argile, et moins important dans le cas de l'application de celle à base de sable.

Les modèles de régression linéaire que nous avons proposés quant à toutes les configurations adoptées dans cette étude, sont en général satisfaisants du fait que les coefficients de détermination sont proches de l'unité et la probabilité de Fisher est inférieure à 0,05. Le paramètre ayant plus d'influence sur le courant de fuite traversant la chaîne d'isolateurs propres et secs, est le nombre d'isolateurs qu'elle contient. Lors de l'application de la solution d'argile, il s'est avéré que la conductivité volumique de la solution polluant appliquée est le paramètre le plus significatif dans la variabilité de la valeur du courant de fuite estimée. Finalement et en matière de nature de la pollution, l'influence de la solution d'argile est la plus significative sur l'amplitude du courant de fuite, suivie de celle de tuf puis celle de sable.

## Chapitre II

# Mesure du Champ Électrique au Voisinage de la Chaîne d'isolateurs



## II.1 Introduction

Dans ce chapitre, nous nous intéressons à la répartition du champ électrique à proximité d'une chaîne contenant six isolateurs NJ120. La mesure du champ électrique a été effectuée en présence et en absence des anneaux de garde, lorsque les isolateurs sont propres et secs, et lorsque leurs surfaces inférieures sont polluées en utilisant une solution à base de tuf. Diverses conductivités de la pollution ont été choisies. Le champ électrique a été également mesuré le long d'une chaîne moignon. La position de l'élément endommagé a été changée depuis la borne active.

Par ailleurs, des modèles de régression permettant l'obtention des corrélations entre le champ électrique et les différents paramètres d'influence ont été élaborés. Chaque modèle proposé est accompagné par une analyse statistique, pour montrer son niveau de signification.

## II.2 Techniques expérimentales

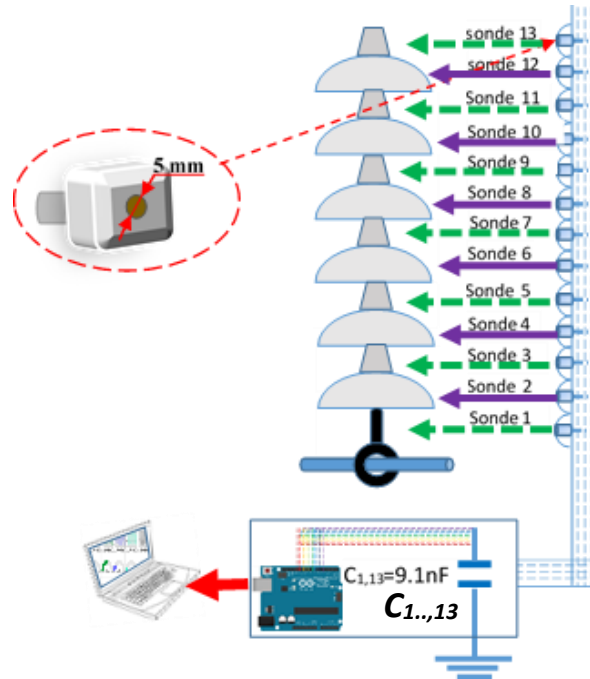
Les essais ont été effectués au même laboratoire de haute tension de l'Université d'El Oued dont l'équipement de la station d'essai à fréquence industrielle (50 Hz) a été déjà présenté dans le chapitre précédent. Nous avons réalisé un nouveau capteur permettant la détermination du champ électrique conformément à la méthode de la capacité distribuée comme montré sur la figure II.1. Ce capteur est constitué de 13 sondes similaires reliées à une carte microcontrôleur de type Arduino Uno. La sonde est une électrode cylindrique ayant une surface de détection de  $A=19.6 \text{ mm}^2$ . Chaque sonde est reliée à une capacité de  $9.1 \text{ nF}$ , qui à son tour est connectée à la terre. Les principales caractéristiques de la carte Arduino Uno sont les suivantes, marque : picoPower, 8 bits, 32K, référence : ATmega328P, fréquence maximale de 20 MHz et alimentation de 5 volts [53]. Elle peut être alimentée par le port USB et/ou des sources d'alimentation en courant continu. Les mesures sont enregistrées dans un microordinateur via la carte microcontrôleur Arduino Uno munie d'un logiciel open source [54]. La carte Arduino Uno est utilisée pour mesurer les différences de potentiels entre les capacités. Dans ces conditions, la charge située à la surface de la sonde  $A(=19.6 \text{ mm}^2)$  peut être déterminée à partir de la tension mesurable  $V$  à travers la capacité  $C$  en utilisant l'équation suivante:

$$Q = C V \quad (\text{II.1})$$

Sur cette base, l'intensité du champ électrique peut être déterminée comme suivant :

$$E = \frac{C V}{A \epsilon_0} \quad (\text{II.2})$$

A travers le logiciel open source de la carte Arduino Uno, cette dernière a été programmée pour délivrer directement l'intensité du champ électrique évidemment après avoir introduit les équations précédentes dans cette carte.



**Figure II.1.** Méthode de mesure du champ électrique

Le champ électrique est mesuré à proximité d'une chaîne d'isolateurs constituée de six isolateurs de type NJ120. La mesure a été d'abord faite à l'état propre et sec. Pour ce faire, les isolateurs ont été lavés en utilisant une eau distillée, puis essuyés avec du papier et séchés à l'air chaud. La mesure a été refaite par la suite en présence de la pollution en pulvérisant les surfaces inférieures d'isolateurs par une solution à base du tuf. 5 pulvérisations pour chaque côté ont été appliquées. 4 cotés distants de 30 cm de l'axe central de la chaîne d'isolateurs ont été choisis. (Figure II.2). Différentes valeurs de conductivité de la pollution ont été utilisées à savoir 0,5, 1,4, 1,72 et 1,97 mS/cm. L'impact des chaînes moignons (avec un élément brisé), la position de l'élément brisé et des éléments pollués ainsi que la présence des anneaux de garde sur la distribution du champ électrique ont été également examinés. L'extrémité active de la chaîne est considérée comme le point de référence de mesure. Les mesures ont été effectuées à 13 hauteurs à savoir  $h = 0, 73, 146, 219, 292, 365, 438, 511, 584, 657, 730, 803$  et  $876\text{ mm}$ . Pour chaque hauteur, 4 distances sur l'axe horizontal ( $d=1, 1,25, 1,5$  et  $1,75\text{ m}$ ) ont été choisies. Les valeurs choisies de la tension alternative appliquée sont les suivants : 15, 30, 45, 60 et 80 kV.

La figure II.4 montre un exemple quant à la forme de l'onde du champ électrique enregistrée par la 7<sup>ème</sup> sonde, lorsque la tension appliquée est égale à 80 kV dans des conditions propres et ce pour toutes des distances horizontales considérées.



Figure II.2. Méthode de pulvérisation



Figure II.3. La chaîne d'isolateurs utilisée et les axes de mesure du champ

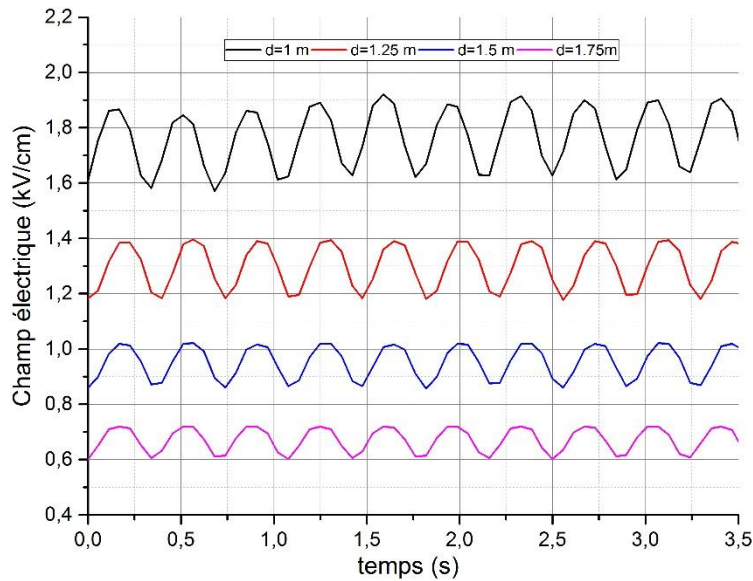


Figure II.4. Forme de l'onde du champ électrique

## II.3 Résultats expérimentaux et interprétations

### II.3.1 Chaîne d'isolateurs à l'état propre et sec

Les figures II.5 et II.6 illustrent la variation de l'amplitude du champ électrique au voisinage de la chaîne dont les isolateurs sont propres et ce pour différentes tensions appliquées et distances par rapport à l'axe central de cette chaîne.

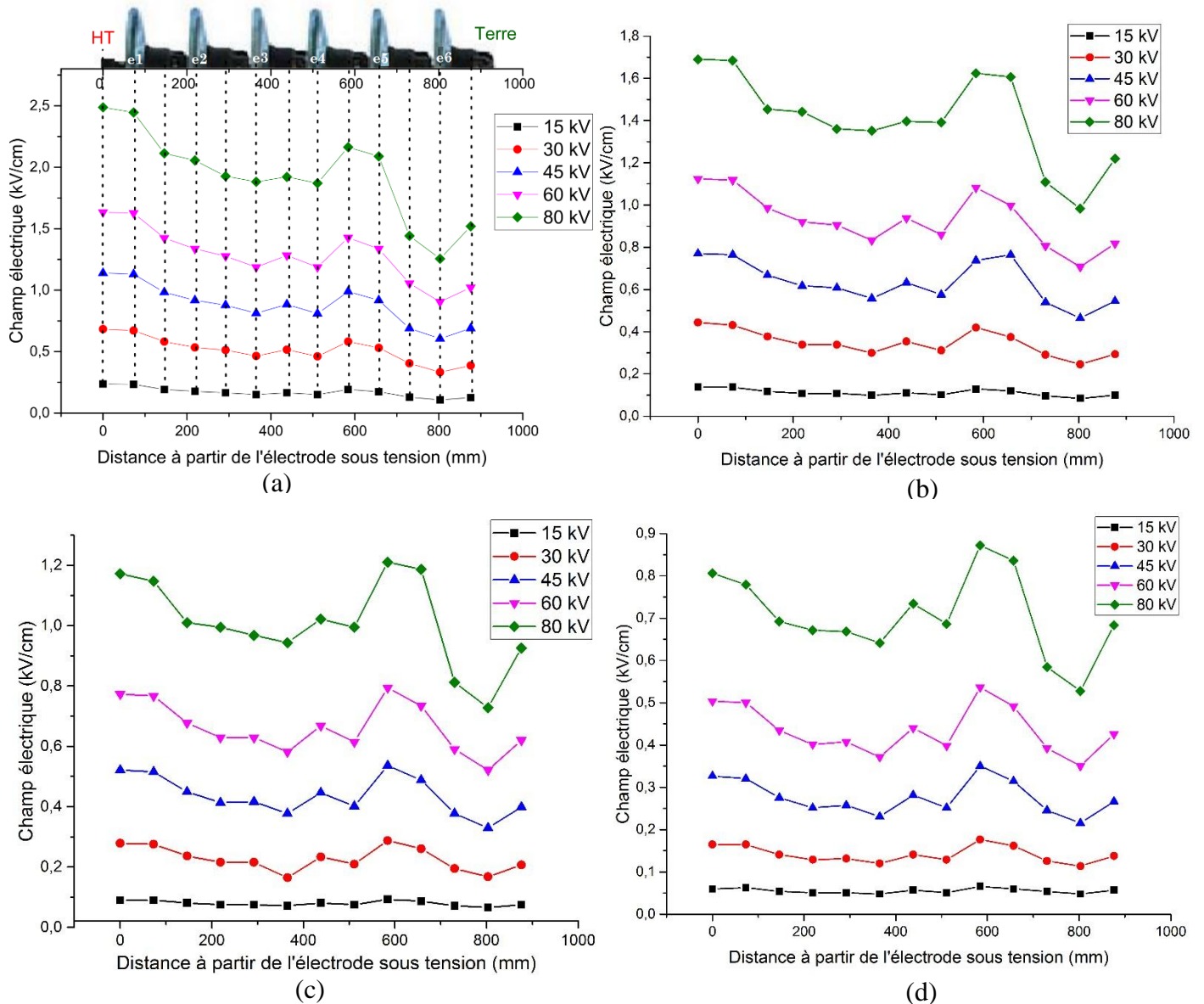
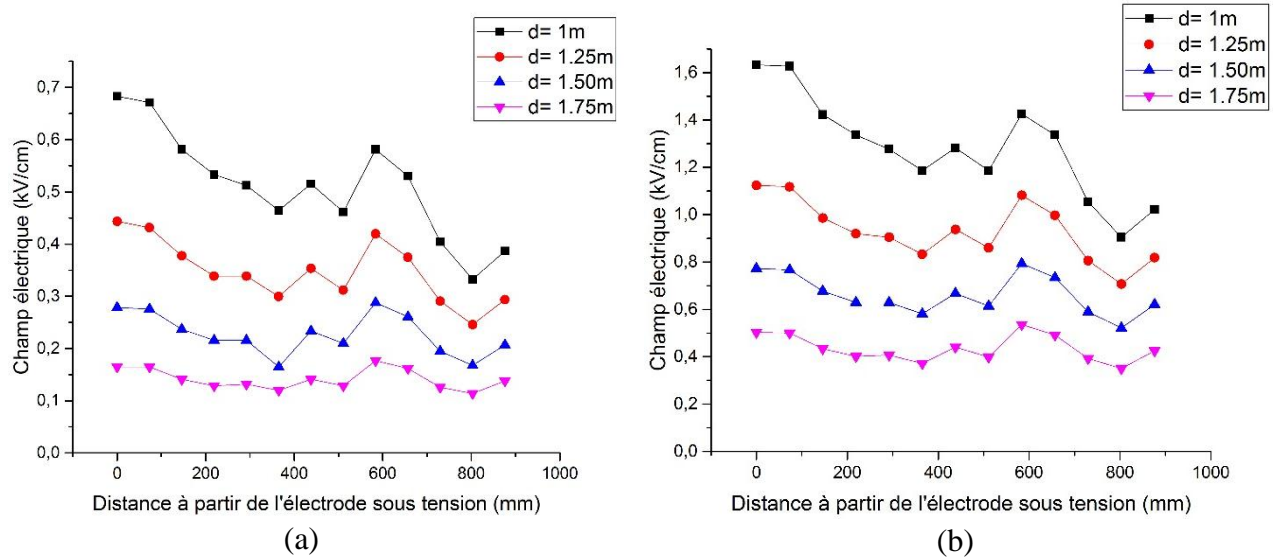


Figure II.5. Distribution du champ électrique le long d'un axe parallèle à la chaîne et distant de celle-ci (a)  $d=1$  m, (b)  $d=1,25$  m, (c)  $d=1,5$  m, et (d)  $d=1,75$  m



**Figure II.6.** Distribution du champ électrique au voisinage de la chaîne d'isolateurs pour différents paliers de tension (a) 30 kV, et (b) 80 kV

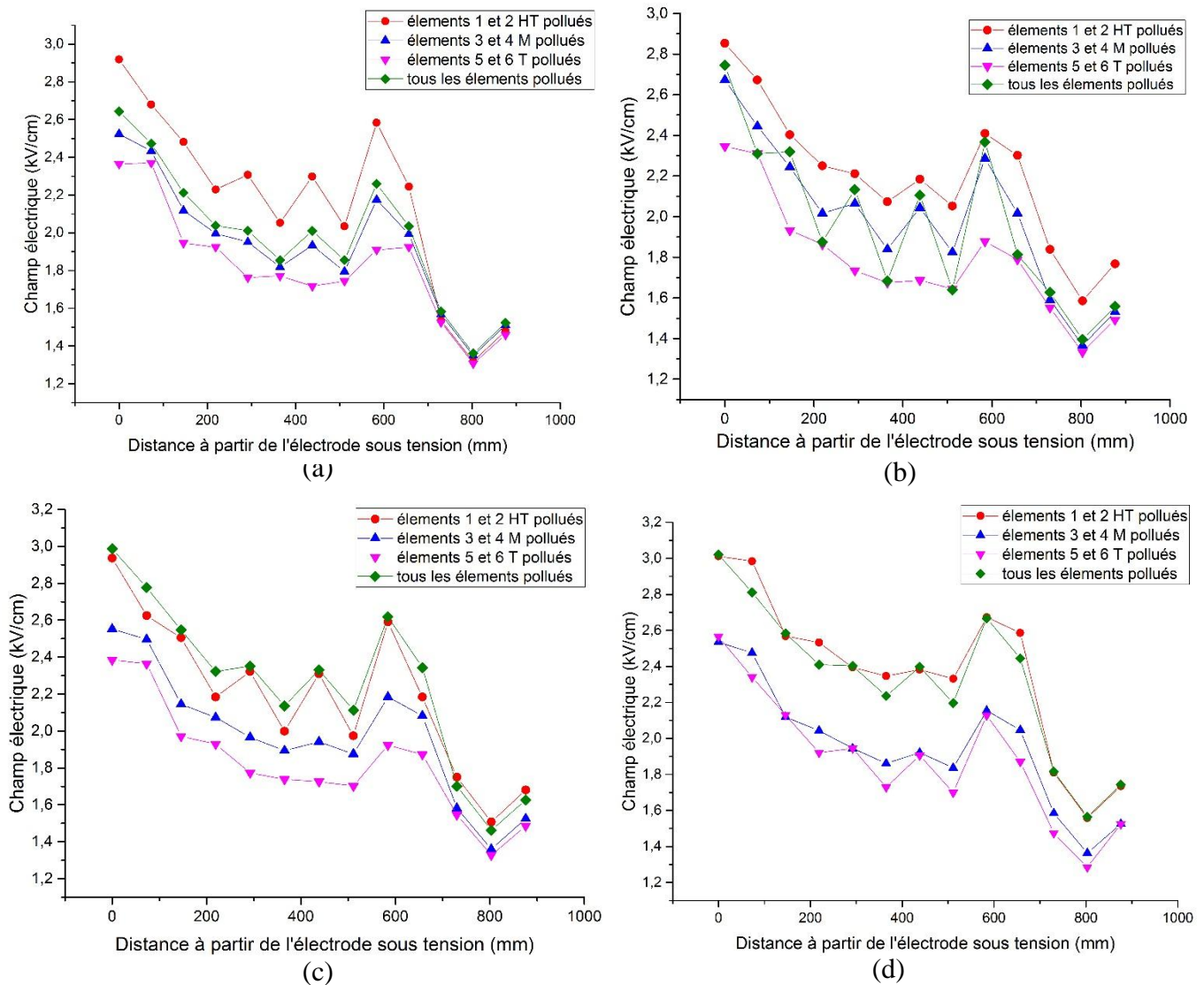
Les caractéristiques des figures II.5 et II.6 obtenues pour toutes les tensions appliquées présentent des allures similaires quant aux distributions du champ électrique obtenues à différentes distances par rapport à l'axe central de la chaîne d'isolateurs. De telles allures sont fluctuantes du moment qu'elles possèdent des hauts et des bas. Pour les distances ne dépassant pas 1,25 m par rapport à l'axe central de la chaîne, l'amplitude du champ est la plus intense à la même hauteur que celle de l'électrode de haute tension (correspondant à 0 mètre). Par ailleurs, et à partir de 1,50 m, l'amplitude du champ est maximale à la même hauteur que celle du raccord métallique entre les isolateurs 4 et 5 (correspondant à une hauteur 584 mm). L'amplitude minimale est obtenue à la même hauteur que celle de l'isolateur 6. A titre d'exemple, pour une tension appliquée de 80 kV et une distance de 1 m par rapport à l'axe de la chaîne (Figure II.5(a)), l'amplitude maximale du champ électrique vaut 2,48 kV/cm, alors que celle minimale est de 1,25 kV/cm; soit une réduction de 50 %. Il est à noter que les zones caractérisées par un champ électrique intense pourront être le siège de l'apparition de l'effet de couronne et/ou des décharges électriques. De mêmes constatations ont été faites par d'autres chercheurs [55, 56].

### II.3.2 Chaîne d'isolateurs à surfaces inférieures polluées

Nous nous sommes limités, dans cette section, d'analyser la répartition du champ électrique sur l'axe parallèle le plus proche se situant à 1 m de l'axe central de la chaîne lorsque seulement les surfaces inférieures d'isolateurs sont polluées par une solution à base de tuf. Dans le but d'étudier

l'effet de la répartition de la pollution, plusieurs configurations ont été considérées: (1) surfaces inférieures d'isolateurs 1 et 2 (du côté HT) polluées (le reste étant propre), (2) surfaces inférieures d'isolateurs 3 et 4 polluées, (3) surfaces inférieures d'isolateurs 5 et 6 (du côté de l'électrode de Terre) polluées; et enfin (4) surfaces inférieures de tous les isolateurs polluées.

La figure II.7 représente la distribution du champ le long de l'axe parallèle pour différentes conductivités volumiques de la pollution à savoir 0,5, 1,4, 1,72 et 1,97 mS/cm. La tension appliquée pour tous les essais est fixée à 80 kV.



**Figure II.7.** Effet de la répartition de la couche polluée sur la distribution du champ électrique pour différentes conductivités (a) 0,51 mS/cm, (b) 1,4 mS/cm, (c) 1,72 mS/cm, et (d) 1,97 mS/cm

Les résultats de la figure (II.7) montrent que pour une configuration donnée, le champ électrique est maximal à la même hauteur que celle de l'électrode active. L'amplitude du champ

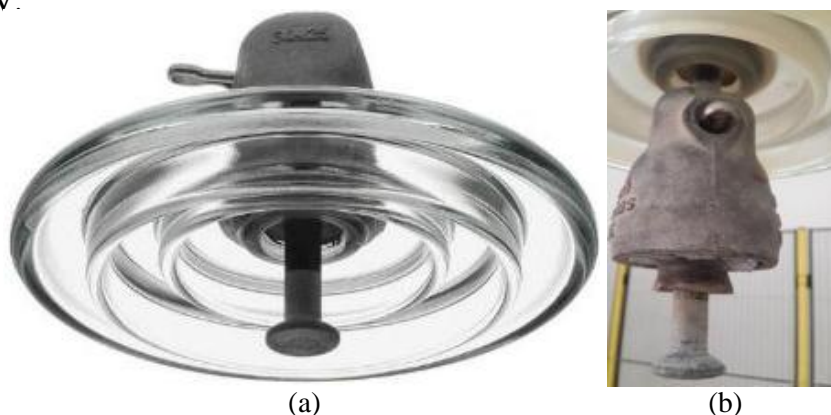
électrique diminue depuis sa valeur maximale pour les distances comprises entre 0 et 511 mm (qui correspond au 4<sup>ème</sup> isolateur), puis augmente entre 511 et 584 (correspondant au raccord métallique entre les isolateurs 4 et 5), puis diminue entre 584 et 803 mm (qui correspond au 6<sup>ème</sup> isolateur) puis augmente du nouveau pour le reste de la distance.

Par ailleurs et pour une distance de mesure donnée, le champ est le plus important lors de l'application de la pollution sur des parties inférieures d'isolateurs 1 et 2 installés à proximité de la borne active. Cependant, le champ le moins élevé a été obtenu lors de la pollution des parties inférieures d'isolateurs 5 et 6 installés voisine de la terre.

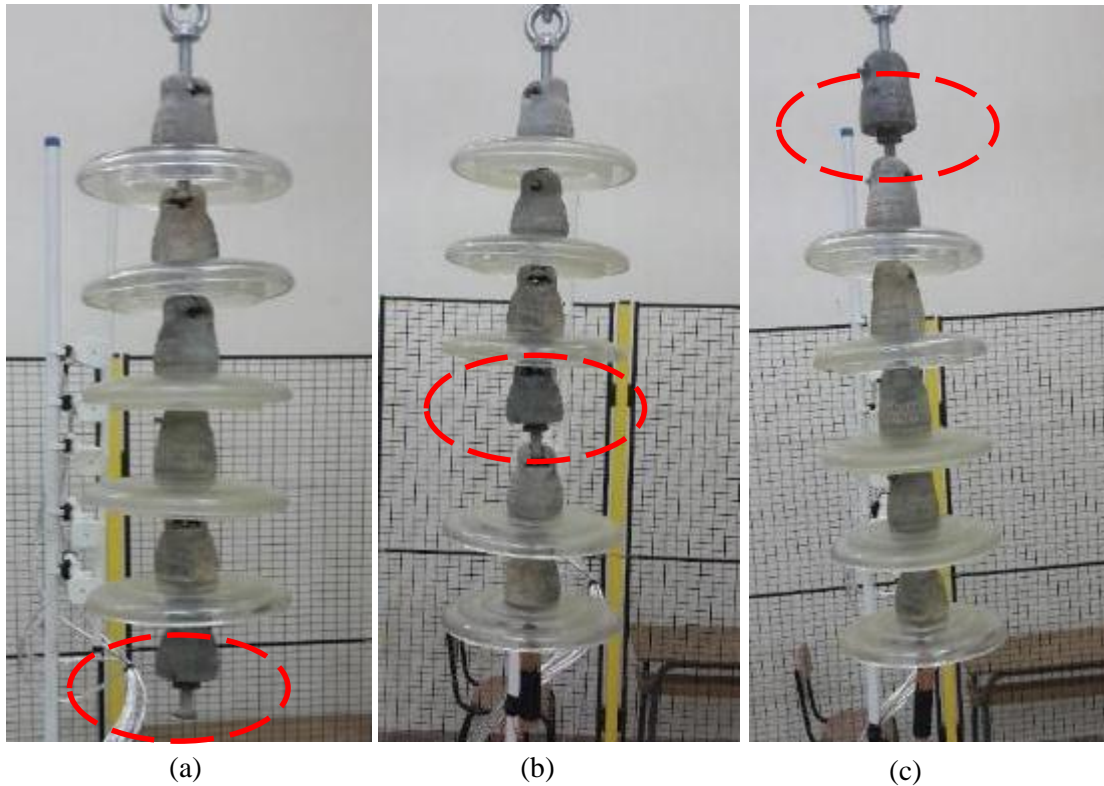
### II.3.3 Chaîne moignon à isolateurs propres et secs

La distribution du champ électrique au voisinage d'une chaîne d'isolateurs est évidemment liée à la géométrie d'isolateurs et les propriétés électriques des matériaux utilisés. L'endommagement d'un isolateur de la chaîne peut affecter la répartition de la tension locale. Il a été reporté dans la littérature que la rigidité diélectrique d'une chaîne moignon diminue [57-59]. Les chaînes les plus exposées à ce genre d'incident sont celles constituées d'isolateurs en verre trempé. Ces derniers, qui ne se fissurent pas comme les isolateurs en porcelaine, se détruisent en morceaux [60]. La figure II.8 montre un exemple d'un isolateur en verre trempé fracassé par un objet; seule les parties métalliques du capot et la tige qui restent.

Dans cette partie, nous présentons la distribution du champ électrique au voisinage d'une chaîne à 6 isolateurs propres et secs de type NJ120 contenant un seul élément endommagé. Les éléments choisis sont le premier (à proximité de la borne active), le troisième (au milieu) et finalement le sixième (du côté de la borne de terre) comme montré à la figure II.9. Le champ électrique est mesuré sur un axe parallèle situé à 1 m de celui de la chaîne et sous une tension appliquée de 80 kV.



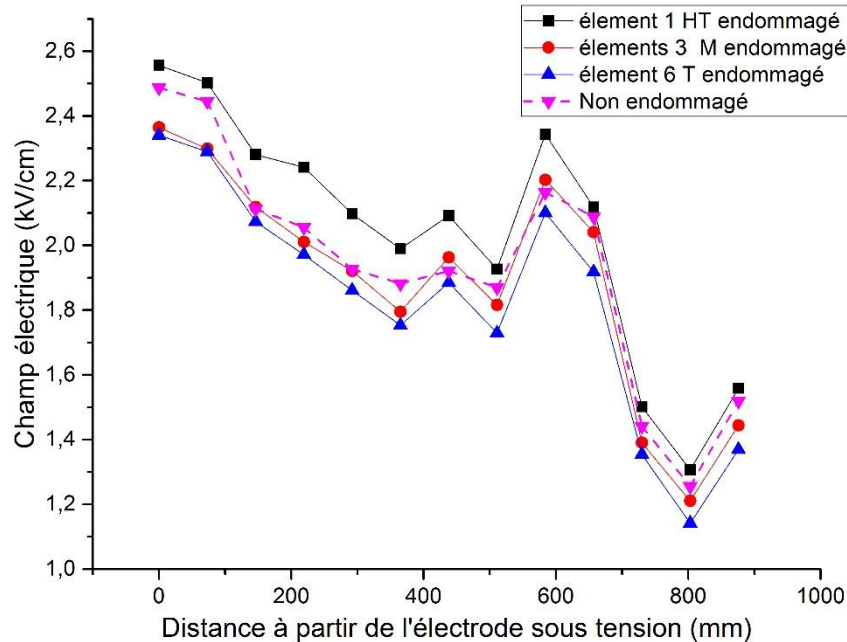
**Figure II.8.** Isolateurs à capot et tige de type NJ120 (a) élément sain, et (b) élément endommagé



**Figure II.9.** Différentes positions de l'isolateur endommagé dans la chaîne, (a) 1, (b) 3, et (c) 6

La figure II.10 illustre la distribution du champ électrique à 1 m de l'axe central de la chaîne d'isolateurs propres et secs et ce pour différentes positions de l'isolateur endommagé. La courbe en pointillé, prise comme référence, représente l'intensité du champ électrique mesurée pour une chaîne saine. D'après la figure II.10; le cas le plus défavorable est obtenu lorsque l'élément endommagé est situé à proximité de la borne active (position 1). Dans ces conditions, une augmentation de 5% de l'intensité moyenne du champ électrique a été enregistrée et ce par rapport à celle obtenue dans le cas d'une chaîne saine. Une même constatation a été déjà faite par d'autres chercheurs dans le domaine [61].



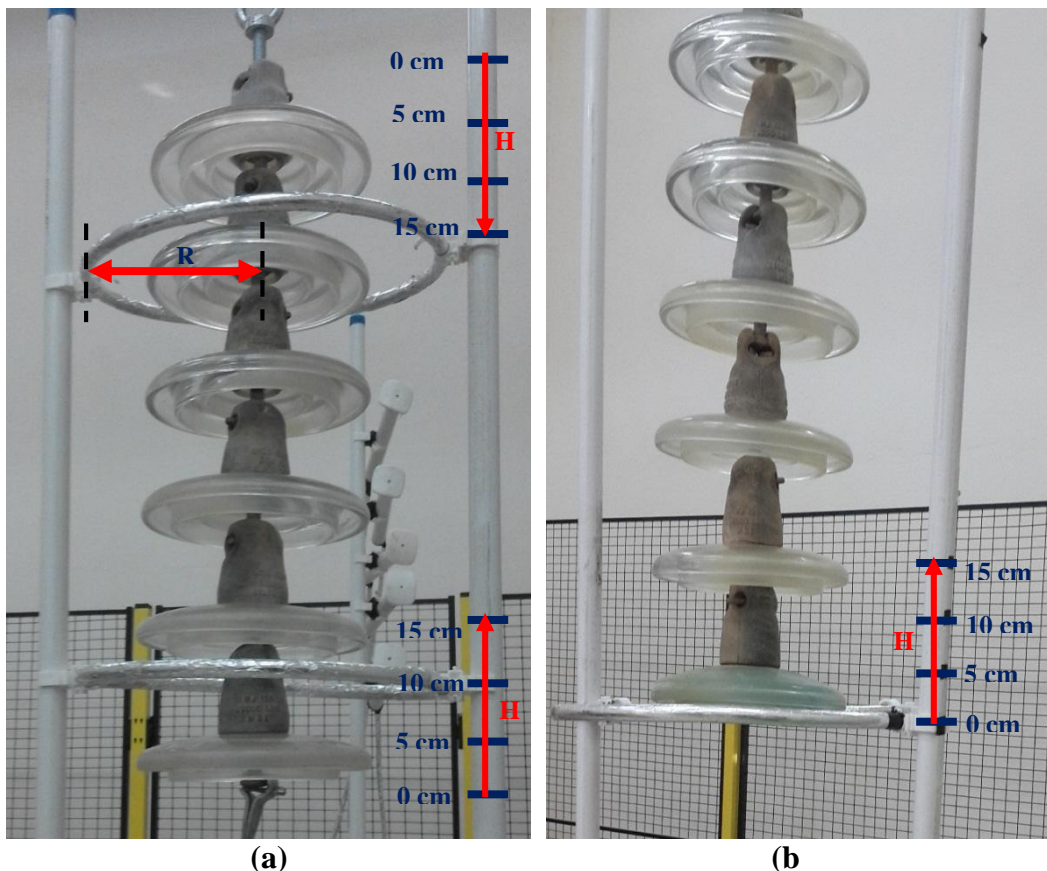


**Figure II.10.** Effet de la position de l'élément endommagé sur la répartition du champ électrique mesuré à 1 m de la chaîne

### II.3.4 Présence d'anneaux de garde

Les anneaux de garde sont utilisés pour améliorer la distribution du champ électrique le long de la chaîne d'isolateurs ainsi que de réduire non seulement le champ électrique le long de la chaîne et mais également l'effet couronne [62-64]. Dans l'absence de normes quant à l'installation des anneaux de garde, l'utilisation de ceux-ci aux deux extrémités ou à une proximité de la borne active de la chaîne est une pratique courante pour des tensions au-dessus de 230 kV [55, 65, 66]. L'initiation des activités électriques à la surface d'isolateurs sous différentes conditions atmosphériques sont toutes dues à la modification partielle voire totale des distributions du potentiel et du champ électriques. En effet, que ce soit la présence d'une couche de pollution, des gouttes d'eau, des bandes sèches ou encore un amalgame de toutes ces conditions, une redistribution du potentiel le long de la chaîne d'isolateur s'effectue. La non-uniformité de la redistribution du potentiel qui en découle est à l'origine des activités électriques nuisibles qu'il convient d'amoinrir afin de protéger les isolateurs contre tout dommage éventuel [67, 68]. Cela peut être réalisé en utilisant une solution qui consiste en l'ajout d'anneaux de garde sur les chaînes d'isolateurs existants pouvant mieux uniformiser la distribution du potentiel sous des conditions climatiques critiques.

Dans le présent travail, nous avons étudié l'impact des anneaux de garde sur la distribution du champ électrique au voisinage d'une chaîne d'isolateurs contenant six éléments de type NJ120 (Figure II.11). Les anneaux de garde utilisés se présentent sous la forme d'un anneau fermé en aluminium. Pour cela, nous avons fixé dans un cas un anneau de garde du côté de l'électrode HT (Figure II.11(b)) et pour un autre cas deux anneaux installés aux extrémités métalliques de la chaîne d'isolateurs (Figure II.11(a)) et sont donc soumis au même potentiel que ces dernières. Différents rayons ( $R=17, 20, 25$  et  $30$  cm) et hauteurs ( $H=0, 5, 10$  et  $15$  cm) de fixation de l'anneau de garde par rapport à la borne active ou par rapport aux deux bornes (dans le cas de deux anneaux) ont été adoptés, comme le montre la figure II.11. Le champ électrique a été mesuré pour une tension appliquée de  $80$  kV à une distance de  $1$  m de l'axe central de la chaîne. Deux configurations de la pollution ont été choisies: (i) isolateurs propres et secs, et (ii) parties inférieures d'isolateurs contaminées par une solution à base de tuf ayant une conductivité de  $1,97$  mS/cm.



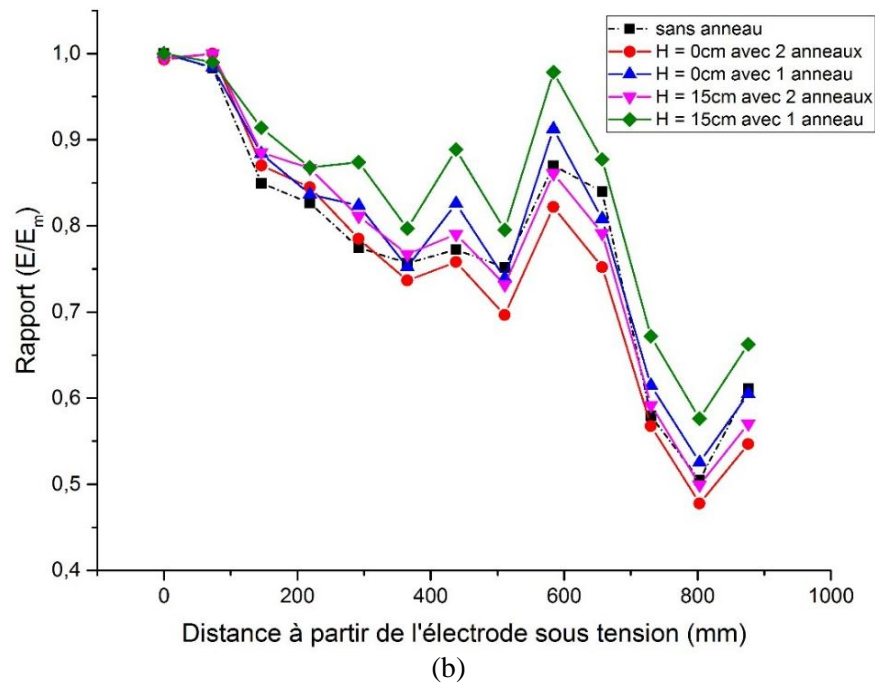
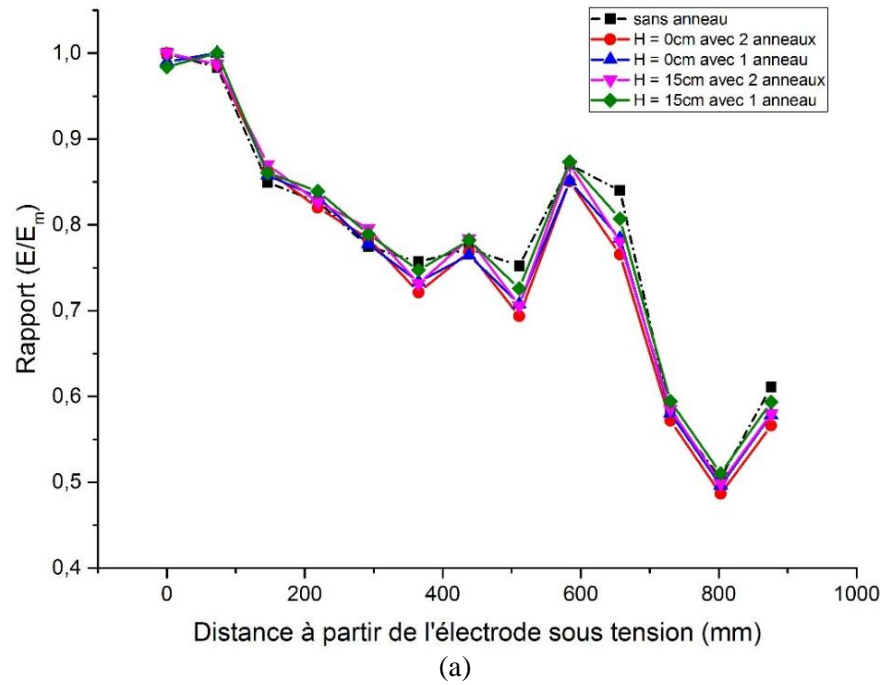
**Figure II.11.** Chaîne à isolateurs propre et sec, (a) avec deux anneaux de garde, et (b) un anneau de garde installé à proximité de la borne HT

### II.3.4.1 Chaîne à isolateurs propres et secs

Nous nous sommes limités de présenter les résultats quant à la distribution du champ électrique à 1 m de la chaîne d'isolateurs pour les petits et les grands rayons ( $R=17$  et  $30$  cm) de l'anneau de garde et hauteurs d'installation ( $H=0$  et  $15$  cm). Il a été observé que l'intensité du champ mesurée à 1 m de la chaîne augmente avec l'introduction d'un ou deux anneaux de garde ainsi qu'avec l'augmentation de leur rayon. Nous définissons, pour chaque configuration, le rapport d'intensités comme étant la marge de chaque valeur mesurée  $E$  sur celle maximale  $E_m$ .

La figure II.12 illustre le rapport d'intensités en fonction de la distance à partir de l'électrode HT. La figure II.12(a) montre que, peu importe leur hauteur, les anneaux de garde avec le plus petit rayon ( $R=17$ cm) n'ont pas d'effet remarquable sur la répartition du champ électrique. Cependant, l'installation notamment de deux anneaux de garde avec le plus grand rayon ( $R=30$ cm) affecte en général la répartition du champ électrique; le rayon de l'anneau a donc une influence sur la distribution du champ électrique au voisinage de la chaîne. Un cas particulier a été obtenu lors de l'utilisation d'un seul anneau localisé à une hauteur  $15$  cm où le taux de diminution du champ électrique mesuré est moins important comparativement aux autres cas étudiés. En effet, le champ électrique reste important dans ce cas de figure notamment le long de  $75\%$  de l'axe de mesure. Par ailleurs, le champ électrique est très intense à la même hauteur que celle des raccords métalliques entre les isolateurs 2-3, 3-4 et 4-5 où les intensités du champ électrique prennent de  $87$  à  $97\%$  de la valeur maximale.

La figure II.13 illustre la variation du rapport d'intensités en fonction de la distance à partir de l'électrode HT, pour les deux rayons des anneaux de garde et hauteurs d'installation ( $H=0$  cm pour la figure II.13(a) et  $H=15$  cm pour la figure II.13(b)). Conformément à cette figure II.13(a), et l'exception du cas où un seul anneau ayant un rayon de  $30$  cm, la réduction du champ électrique est plus importante en présence d'anneaux qu'à leur absence. D'après la figure II.13(b), nous constatons que pour  $H=15$  cm, le rapport du champ électrique est presque similaire au cas sans anneau. L'exception demeure toujours vraie pour cas où un seul anneau de rayon de  $30$  cm est installé; ce cas est caractérisé par la diminution du champ électrique la moins remarquable comparativement aux autres cas.



**Figure II.12.** Distribution du champ électrique au voisinage d'une chaîne d'isolateurs propres et secs avec un et deux anneaux de garde de différents rayons (a)  $R=17$  cm, et (b)  $R=30$  cm

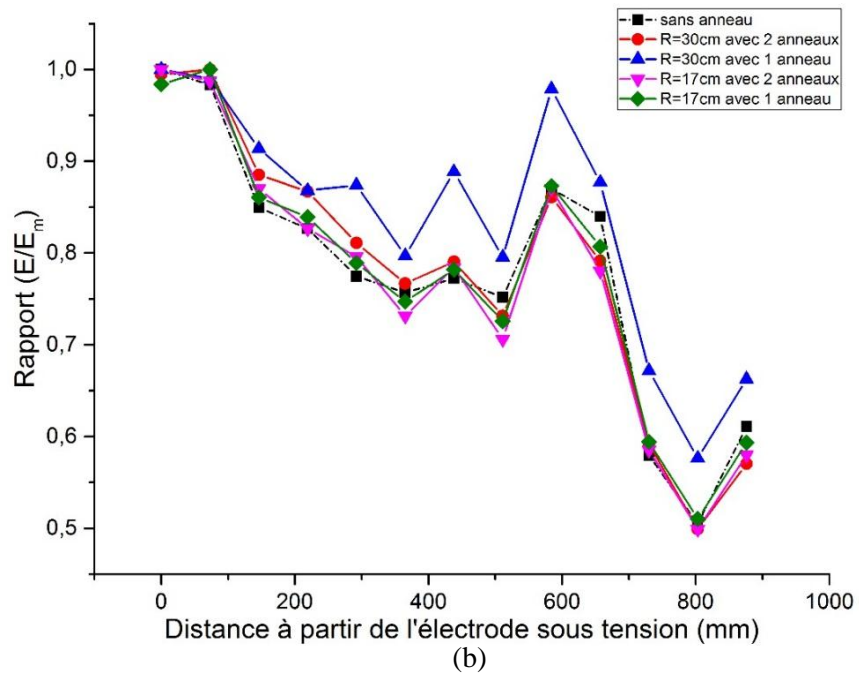
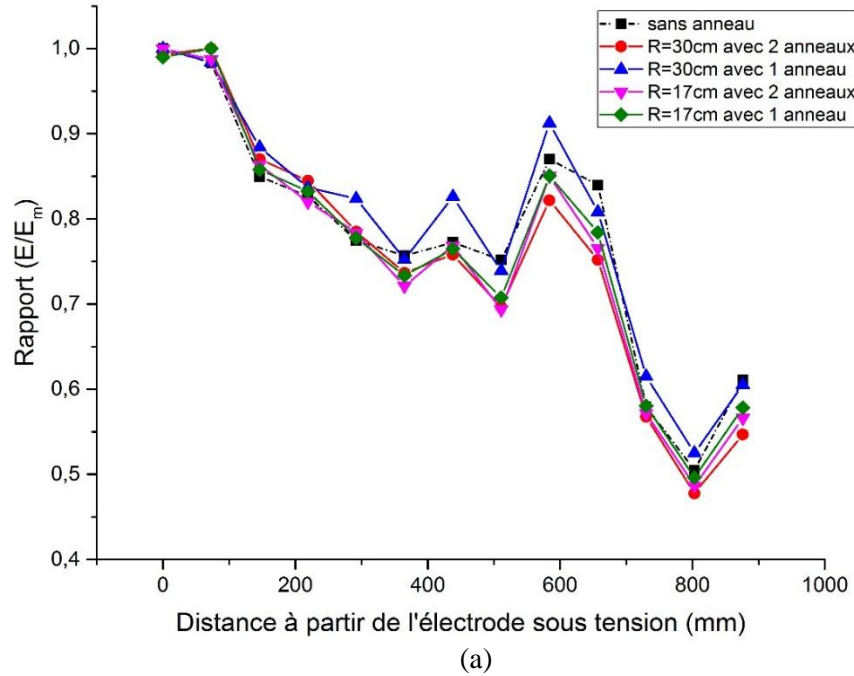


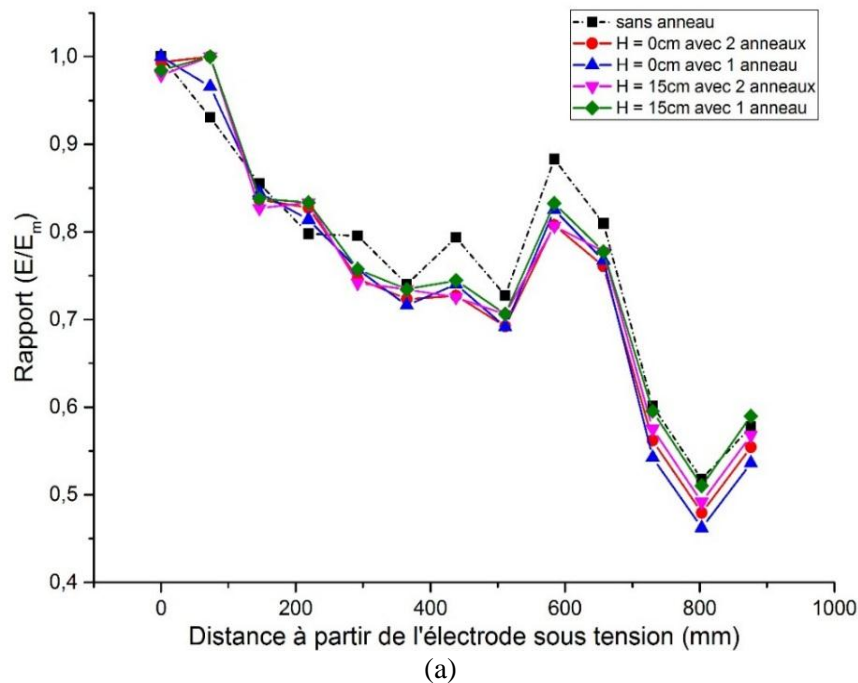
Figure II.13. Distribution du champ électrique au voisinage d'une chaîne d'isolateurs propres et secs avec un et deux anneaux de garde installés à une hauteur de (a)  $H=0$  cm, et (b)  $H = 15$  cm

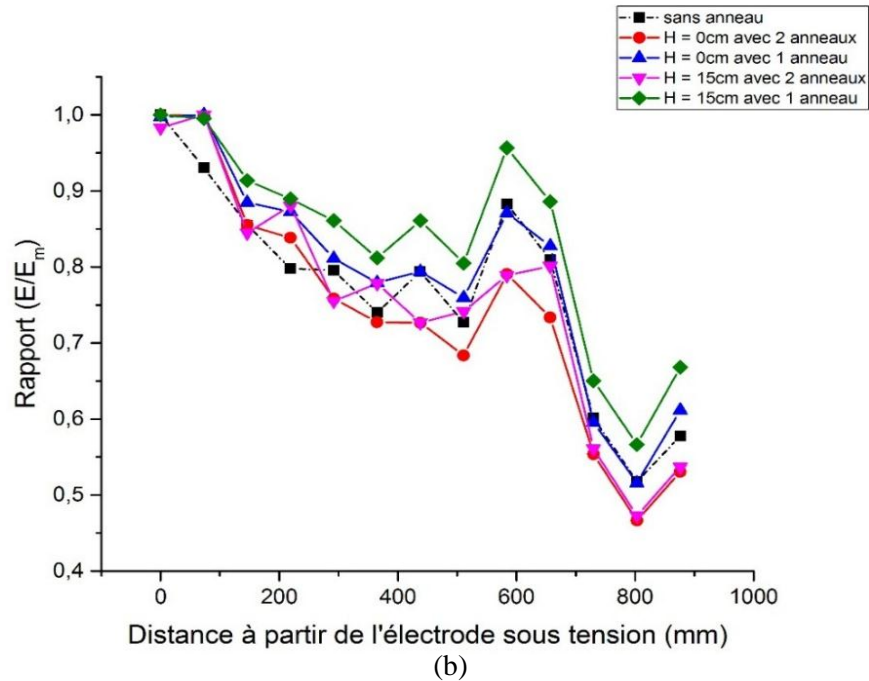
### II.3.4.2 Chaîne d'isolateurs à surfaces inférieures polluées

Nous avons refait les mêmes mesures du champ électrique à un 1 m de la chaîne à 6 isolateurs de type NJ120 en pulvérisant cette fois-ci leurs surfaces inférieures par une solution à

base de tuf ayant une conductivité de 1,97 mS/cm, et ce en présence et en absence d'anneaux de garde. La chaîne d'isolateurs a été soumise à une tension alternative de 80 kV.

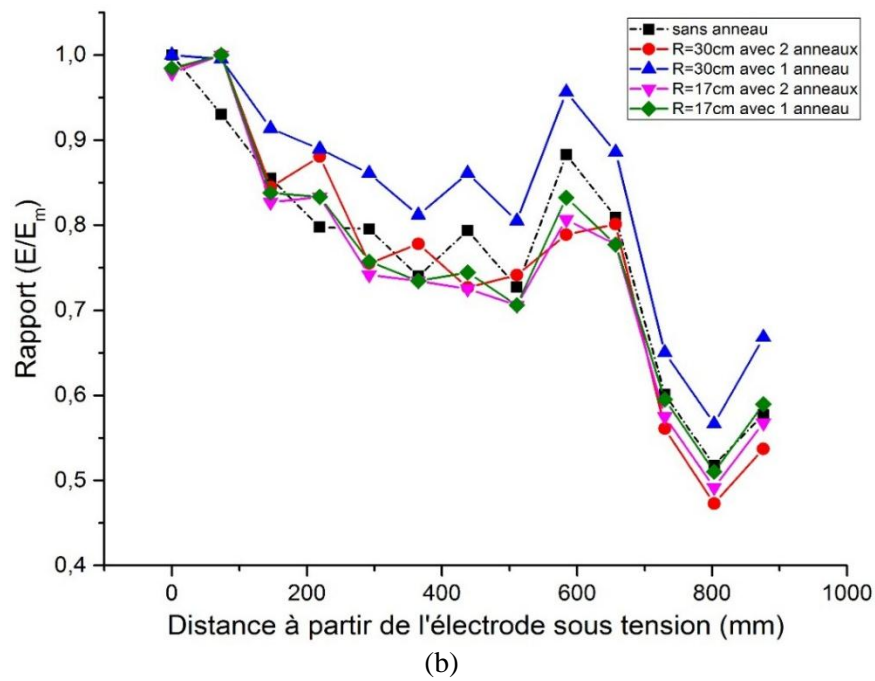
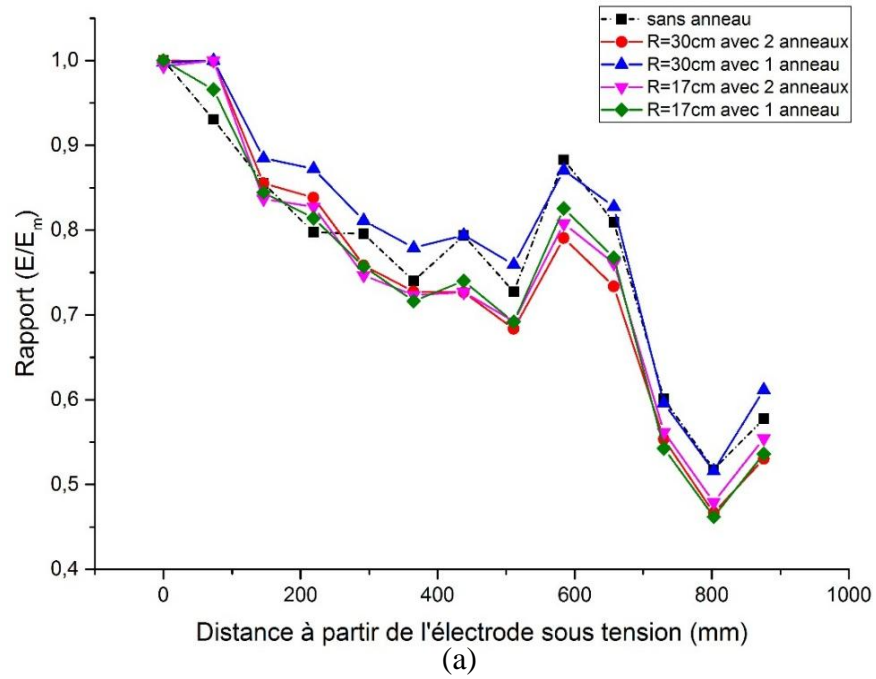
La figure II.14 montre la variation du champ électrique pour différentes hauteurs ( $H=0$  et 15 cm) et pour un rayon de l'anneau de garde de  $R=17$  cm (Figure II.14(a)) puis de  $R=30$  cm (Figure II.14(b)). Il ressort que la réduction de l'intensité du champ électrique est légèrement plus importante en présence d'anneaux de garde qu'à leur absence. De même que précédemment, lors de l'installation d'un seul anneau à  $H = 15$  cm, les rapports  $E/E_m$  obtenus pour un rayon de  $R = 30$  cm sont supérieurs à ceux trouvés pour les autres configurations (Figure II.14(b)).





**Figure II.14.** Distribution du champ électrique au voisinage d'une chaîne d'isolateurs pollués avec un et deux anneaux de garde de rayon (a)  $R=17$  cm, et (b)  $R=30$  cm

La figure II.15 illustre l'évolution de l'intensité du champ électrique mesuré au voisinage d'une chaîne d'isolateurs de type NJ120 pour différents rayon des anneaux de garde installés à  $H=0$  cm (Figure II.15(a)) puis à  $H=15$  cm (Figure II.15(b)). Nous remarquons, d'après la figure II.15(a), que lors de l'utilisation d'un seul anneau de garde avec un rayon  $R=30$  cm, le rapport  $(E/E_m)$  reste le plus important relativement à ceux obtenus dans les autres cas. Par ailleurs, la plus faible réduction a été enregistrée lors de l'installation d'un seul anneau de garde avec un rayon  $R=30$  cm à une hauteur de  $H=15$  cm (Figure II.15(b)).



**Figure II.15.** Distribution du champ électrique au voisinage d'une chaîne d'isolateurs pollués avec un et deux anneaux de garde installés à une hauteur de (a)  $H=0$  cm, et (b)  $H=15$  cm



## II.4 Modèles de régression du champ électrique

### II.4.1 Corrélation entre le champ électrique, la distance horizontale de mesure, la tension appliquée, la conductivité de la pollution, la localisation de la couche de pollution et la position de mesure

Cette partie est consacrée à la modélisation des résultats expérimentaux par la méthode de régression. Il s'agit de trouver une corrélation entre l'intensité du champ électrique au voisinage d'une chaîne d'isolateurs à 6 isolateurs et la distance horizontale ( $d$ ) de mesure, la tension appliquée ( $V_a$ ), la conductivité de la pollution ( $C$ ) déposée sur les surfaces inférieures d'isolateurs, les éléments pollués ( $ep$ ) dans la chaîne et la position verticale de mesure ( $p$ ) le long de l'axe parallèle à l'axe centrale de la chaîne. L'utilisation de la régression multiple pour la prédiction de l'intensité du champ électrique au voisinage de la chaîne passe par la linéarisation de la loi de variation [69, 70] du champ électrique en fonction des variables explicatives précédemment citées ( $d$ ,  $V_a$ ,  $C$ ,  $ep$  et  $p$ ). Pour cela, nous avons utilisé le logarithme népérien. Cette corrélation peut être exprimée comme suit:

$$\ln(E)(d, V_a, C, ep_{i,j}, p_k) = a_1 \ln(d) + a_2 \ln(V_a) + a_3 C + a_4 ep_{1,2} + a_5 ep_{3,4} + a_6 ep_{5,6} + a_7 p_1 + a_8 p_2 + a_9 p_3 + a_{10} p_4 + a_{11} p_5 + a_{12} p_6 + a_{13} p_7 + a_{14} p_8 + a_{15} p_9 + a_{16} p_{10} + a_{17} p_{11} + a_{18} p_{12} + a_{19} p_{13} \quad (\text{II.3})$$

Notons que le nombre d'essais (observations expérimentales) pris comme base de données pour le logarithme népérien du champ électrique en fonction des variables indépendantes est  $n=1092$ ;

$\ln(E)$  : le logarithme népérien du champ électrique ;

$\ln(dH)$  : le logarithme népérien de la distance horizontale de l'axe de mesure ;

$\ln(V_a)$  : le logarithme népérien de la tension appliquée ;

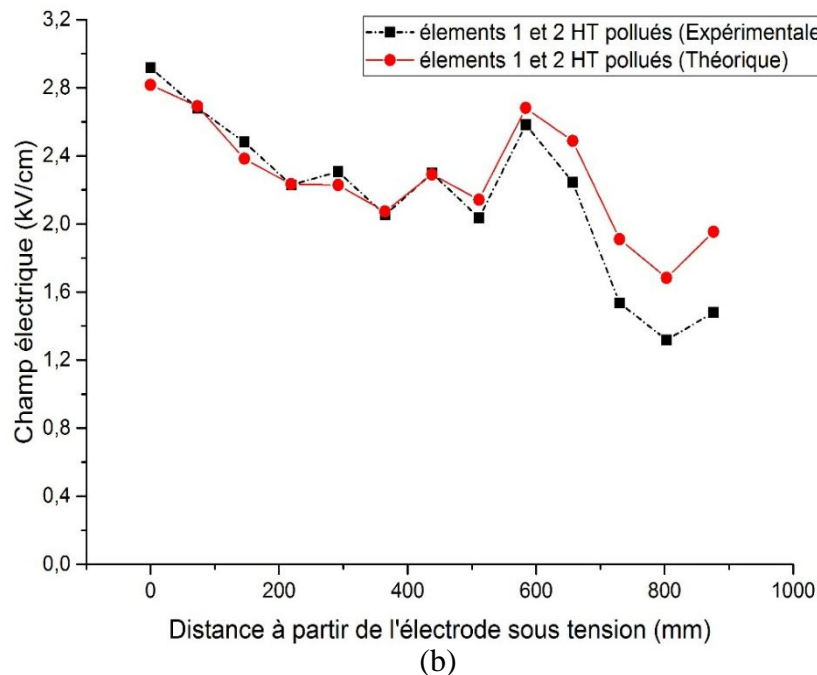
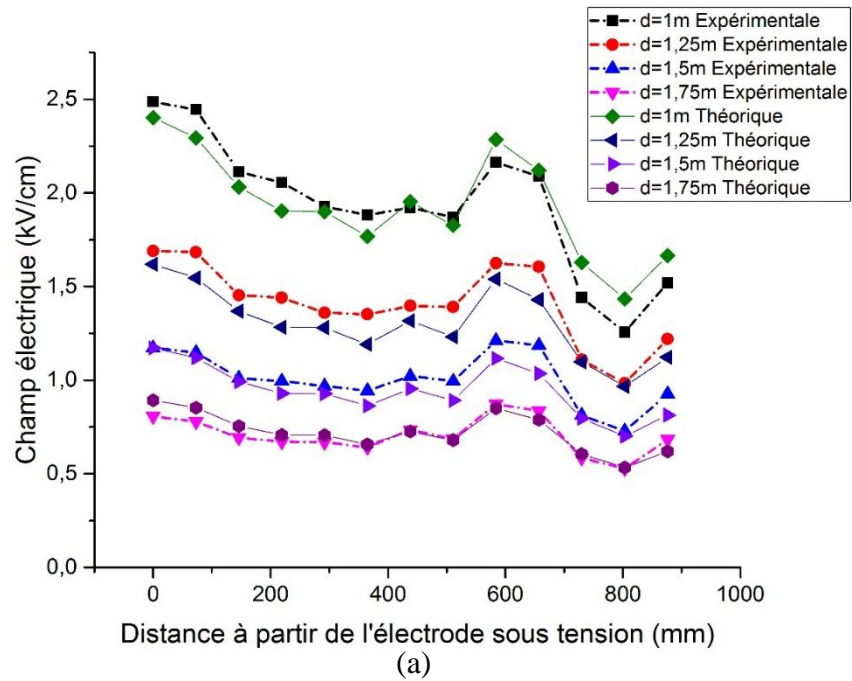
$C$  : la conductivité volumique de la solution polluante (mS/cm);

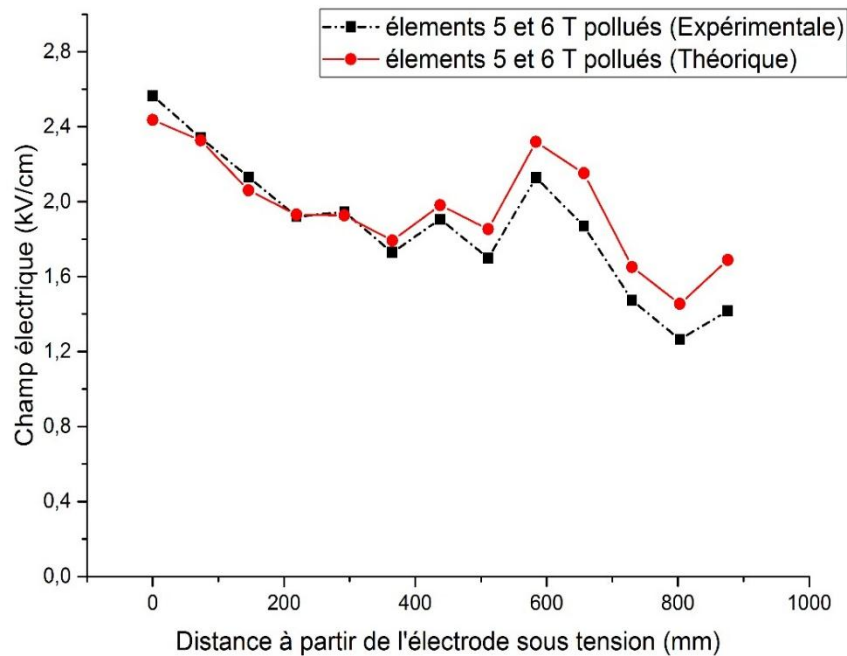
$ep_{i,j}$  : le vecteur des variables muettes qui désignent la position d'isolateurs pollués dans la chaîne (( $i,j$ )=(1,2), (3,4), (5,6)). Par exemple, si les éléments 3 et 4 sont pollués,  $ep_{1,2} = ep_{5,6} = 0$  et  $ep_{3,4} = 1$ . et si tous les isolateurs sont pollués,  $ep_{1,2} = ep_{3,4} = ep_{5,6} = 1$  ;

$p_k$  : la variable muette qui prend la valeur 1 ou 0 ( $k=1-13$  consistant en les positions de mesure). La valeur 1 est attribuée pour la position de mesure (la sonde) sur l'axe vertical adopté à  $d$ . Par exemple si  $p_1 = 1$ , les reste ( $p_2$  à  $p_{13}$ ) vaut à 0, et ainsi de suite ;

$a_m$ : les paramètres du modèle ou encore les coefficients de régression ( $m=1, 2, \dots, 19$ ).

La figure II.16 présente la variation du champ électrique au voisinage d'une chaîne d'isolateurs selon l'équation (II.3) et celles obtenues expérimentalement sous une tension de 80 kV à l'état propre et sec (Figure II.16(a)) et lorsque les isolateurs 1 et 2 (Figures II.16(b)) puis 5 et 6 (Figures II.16(c)) sont pollués en utilisant une solution polluante à base de tuf. Deux conductivités ont été considérées à savoir de 0,5 mS/cm (la plus faible) et 1,97mS/cm (la plus élevée).





(c)

**Figure II.16.** Courbes de tendance du champ électrique en fonction de la distance horizontale de mesure, la tension appliquée, la conductivité de pollution, la position d'isolateurs pollués et la position de mesure le long de l'axe verticale, (a) isolateurs propres et secs, (b) isolateurs 1 et 2 pollués,  $C=0,5$  mS/cm, et (c) isolateurs 3 et 4 pollués,  $C=1,97$  mS/cm

Le tableau II.1 montre les résultats statistiques de la corrélation. D'après ces résultats le modèle de régression est significatif, cela est confirmé par le coefficient de détermination et qui vaut 98,42 %. (très proche de 100 %). Le coefficient  $R^2_{\text{adj}} = 98,39$  % (prédiction) montre que le modèle peut être utilisé pour prédire des valeurs du champ électrique pour d'autres valeurs des variables indépendantes différentes de celles expérimentales. Pris individuellement, les coefficients des variables indépendantes sont 100 % significatifs au seuil de 5 % (t-statistique  $< 0,05$ ).

D'après les résultats de cette estimation présentés dans le tableau II.1, nous pouvons dire que le coefficient associé au logarithme népérien de la distance horizontale de l'axe de mesure (vertical) est négatif (-1,768); une augmentation de 1 % de ce terme provoque une diminution de 1,77 % du logarithme népérien du champ électrique. Par contre, le coefficient de la tension appliquée est positif (+1,473); une augmentation de 1% en  $\ln(V_a)$  provoque une augmentation de 1,47 % en  $\ln(E)$ . Ainsi une augmentation de 1% de la conductivité volumique de la solution polluante provoquerait une augmentation de 0,037 % du  $\ln(E)$ . En outre, les coefficients correspondant à la position d'isolateurs pollués dans la chaîne, confirment la constatation déjà faite dans la partie expérimentale; la pollution d'isolateurs 1 et 2 à proximité de l'électrode active affecte considérablement l'intensité du champ électrique au voisinage de la chaîne. Si c'est le cas ( $ep_{1,2} =$

1), le terme logarithmique népérien du champ électrique subit une augmentation de 0,141 %. D'après les résultats statistiques de ce modèle, le coefficient  $a_{18}$  (- 6,09) confirme que le champ électrique est minimal à la même hauteur que celle du 6<sup>ème</sup> isolateur, mesuré par la 12<sup>ème</sup> sonde ( $p_{12}=1$ ).

**Tableau II.1.** Résultats statistiques de la corrélation entre le champ électrique, la distance horizontale de mesure, la tension appliquée, la conductivité volumique de la pollution et la position de la couche de pollution et la position de mesure le long de l'axe verticale

		Coefficients										
		<b>a1</b>	<b>a2</b>	<b>a3</b>	<b>a4</b>	<b>a5</b>	<b>a6</b>	<b>a7</b>	<b>a8</b>	<b>a9</b>	<b>a10</b>	<b>a11</b>
		-1,768	1,473	0,037	0,141	0,013	- 0,059	- 5,579	- 5,625	- 5,746	- 5,811	- 5,813
IC 95%	Bas	-1,795	1,455	0,027	0,128	0,0001	-0,071	-5,650	-5,695	-5,817	-5,882	-5,884
	Haut	-1,740	1,490	0,046	0,153	0,025	-0,046	-5,508	-5,554	-5,675	-5,740	-5,743
t-statistique		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0467	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
		<b>a12</b>	<b>a13</b>	<b>a14</b>	<b>a15</b>	<b>a16</b>	<b>a17</b>	<b>a18</b>	<b>a19</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>0,9842</b>	
		- 5,88	- 5,78	- 5,85	- 5,62	- 5,70	- 5,96	- 6,09	- 5,94	<b>R<sup>2</sup> adj</b>	<b>0,9839</b>	
IC 95%	Bas	-5,956	-5,856	-5,923	-5,699	-5,774	-6,038	-6,166	-6,016	<b>SER</b>	<b>0,0965</b>	
	Haut	-5,814	-5,714	-5,781	-5,557	-5,632	-5,896	-6,024	-5,874	<b>SSR</b>	<b>10,01</b>	
t-statistique		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000			

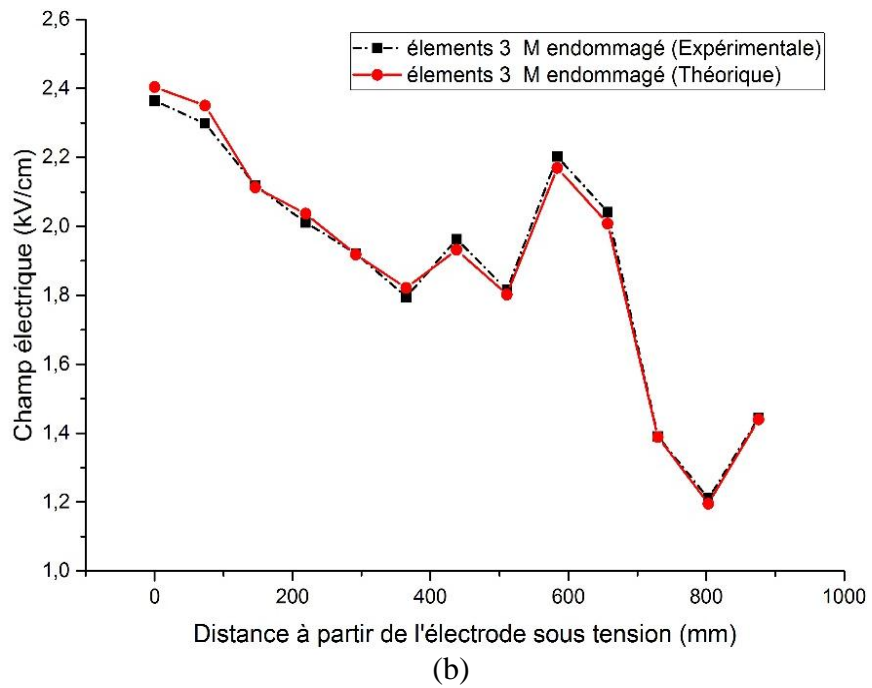
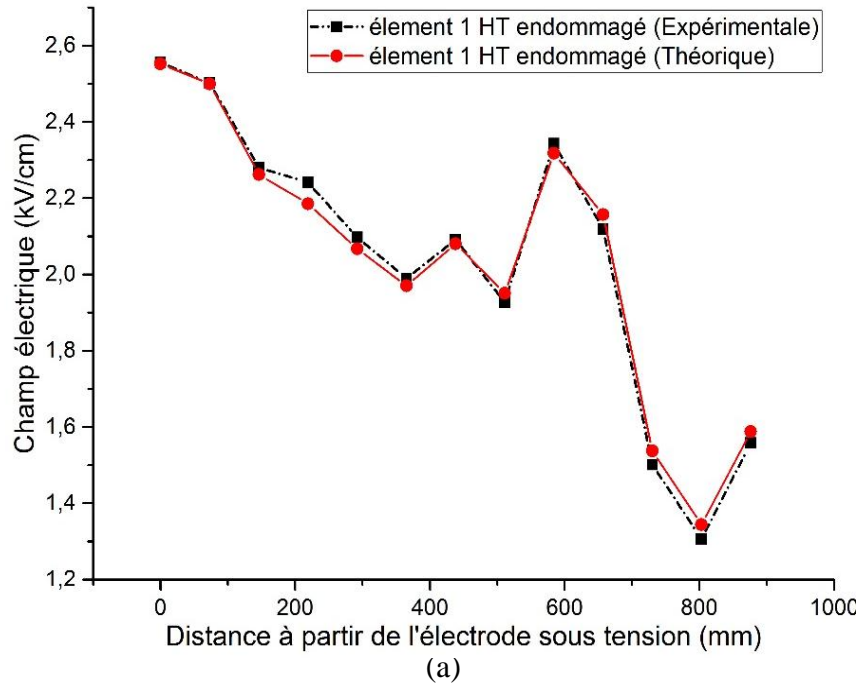
### II.4.2 Corrélation entre le champ électrique et la position de l'isolateur endommagé dans une chaîne à 6 isolateurs de type NJ120

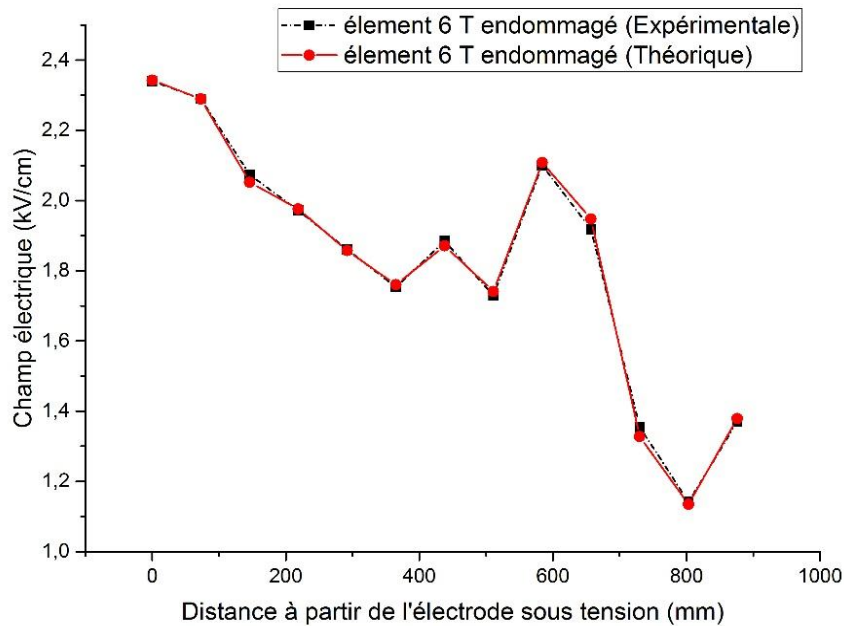
Cette partie est développée pour quantifier l'influence de la position (1, 3 ou 6) de l'isolateur endommagé et la position de mesure le long de l'axe vertical ( $d = 1$  m) sur la distribution du champ électrique au voisinage de la chaîne soumise à une tension appliquée de 80 kV. La régression proposée est linéaire multi-variable donnée comme suit :

$$E(ed_i, p_j) = a_1ed_1 + a_2ed_3 + a_3ed_6 + a_4p_1 + a_5p_2 + a_6p_3 + a_7p_4 + a_8p_5 + a_9p_6 + a_{10}p_7 + a_{11}p_8 + a_{12}p_9 + a_{13}p_{10} + a_{14}p_{11} + a_{15}p_{12} + a_{16}p_{13} \tag{II.4}$$

$ed_i$  : variable muette désignant l'isolateur endommagé dans la chaîne,  $j = 1, 3, 6$ . Par exemple, si l'isolateur n° 3 est endommagé,  $ed_3=1$  et  $ed_1=ed_6=0$ , et si la chaîne est saine (aucun élément n'est endommagé)  $ed_1=ed_3=ed_6=0$ .

La figure II.17 montre l'évolution du champ électrique obtenue expérimentalement et par le modèle théorique (équation (II.4)) pour les différentes positions de l'élément endommagé dans la chaîne, à savoir l'isolateur n° 1 (Figure II.17(a)), l'isolateur n° 3 (Figure II.17(b)) et l'isolateur n° 6 (Figure II.17(c)). En effet, les résultats théoriques concordent parfaitement avec celles expérimentales.





(c)

**Figure II.17.** Courbes de tendance du champ électrique en fonction de la position d'isolateur endommagé et la position de mesure le long de l'axe vertical, (a) isolateur n° 1 endommagé, (b) isolateur n° 3 endommagé, et (c) isolateur n° 6 endommagé

Selon les résultats statistiques de l'estimation portés dans tableau II.2, on remarque que toutes les variables ont une signification statistique au seuil de 5%, du fait que la probabilité du t-statistique de Student relatif à l'ensemble des variables est inférieure à 0,05. Les valeurs de  $R^2$  (0,99) et de  $R^2$  ajusté (0,99) montrent que l'ensemble des variables explicatives choisies du modèle théorique ont bien une influence sur la variable expliquée. En conséquence, ces résultats expliquent le fait que le modèle est globalement satisfaisant. En effet, les résultats montrent que, le coefficient relatif à la premier position de l'isolateur endommagé près de l'électrode de HT a un signe positif (+ 0,103), ce que signifie que, si le cas, le champ électrique sur l'axe verticale à  $d = 1$  m augmente de 0,103 kV/cm. Par contre, les coefficients relatifs aux autres cas où : l'isolateur n° 3 endommagé (- 0,045) et l'isolateur n° 6 endommagé (- 0,106) ont des signes négatifs, si un de ces isolateurs est endommagé le champ électrique au voisinage de la chaîne diminue respectivement de 0,045 kV/cm et 0,106 kV/cm.

Tableau II.2. Résultats statistiques de la corrélation entre le champ électrique, la position d'isolateur endommagé dans la chaîne et la position de mesure le long de l'axe vertical

		Coefficients										
		a1	a2	a3	a4	a5	a6	a7	a8	a9	a10	a11
		0,103	- 0,045	- 0,106	2,449	2,395	2,158	2,082	1,963	1,867	1,977	1,847
IC 95%	Bas	0,076	-0,072	-0,132	2,411	2,358	2,12	2,044	1,925	1,829	1,939	1,809
	Haut	0,130	-0,019	-0,079	2,486	2,433	2,196	2,119	2,001	1,904	2,014	1,885
t-statistique		0,0000	0,0014	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
		a12	a13	a14	a15	a16	R <sup>2</sup>					
		2,214	2,053	1,434	1,240	1,484	R <sup>2</sup> adj	0,993976				
							SER	0,991466				
IC 95%	Bas	2,176	2,015	1,396	1,203	1,447	SSR	0,033508				
	Haut	2,252	2,091	1,471	1,278	1,522		0,040421				
t-statistique		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000						

### II.4.3 Corrélation du champ électrique en cas de présence des anneaux de garde à l'état sec et propre et à l'état pollué

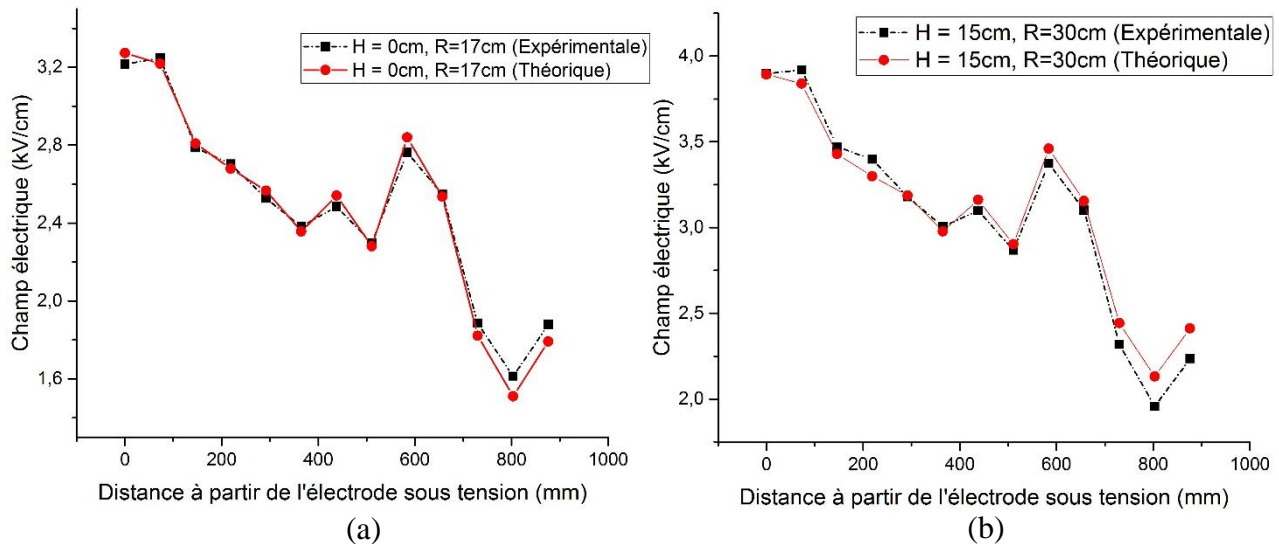
Nous présentons dans cette section un modèle de régression linéaire à multi-variable qui décrit la variation du champ électrique au voisinage d'une chaîne à 6 isolateurs de type NJ120 en fonction du rayon ( $R$ ) de l'anneau de garde, la hauteur ( $H$ ) de fixation des anneaux par rapport aux extrémités de la chaîne, le nombre des anneaux de garde installés sur la chaîne ( $N_{an}=1$  ou  $2$ ), l'état de surface (sec et propre ou pollué) d'isolateurs de la chaîne ( $E_s$ ), et la position vertical de mesure ( $p_j$ ). La tension appliquée et la distance horizontale de l'axe vertical de mesure sont fixées respectivement à 80 kV et 1 m. Ainsi, à l'état pollué la conductivité de la solution polluante à base de tuf est égale 1,97 mS/cm. La corrélation adoptée dans cette partie peut s'exprimer par l'équation suivante :

$$E(R, H, N_{an}, E_s, p_j) = a_1R + a_2H + a_3N_{an} + a_4E_s + a_5p_1 + a_6p_2 + a_7p_3 + a_8p_4 + a_9p_5 + a_{10}p_6 + a_{11}p_7 + a_{12}p_8 + a_{13}p_9 + a_{14}p_{10} + a_{15}p_{11} + a_{16}p_{12} + a_{17}p_{13} \quad (II.5)$$

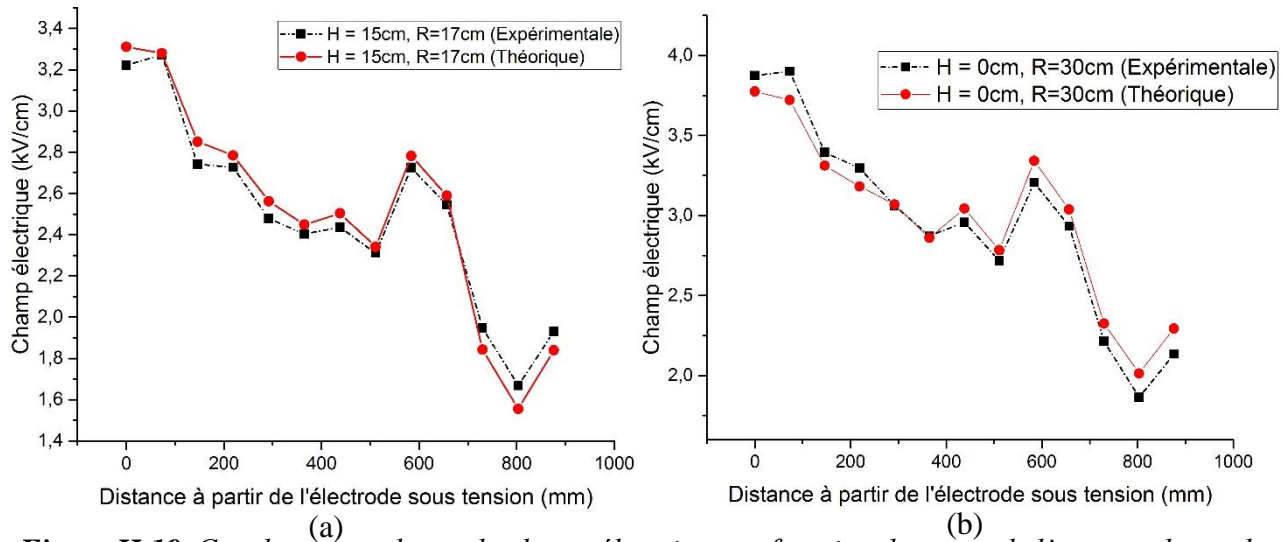
$E_s$  : la variable muette indiquant l'état de surface d'isolateurs de la chaîne, si la chaîne est propre et sèche  $E_s=0$  et si la surface est polluée  $E_s=1$ .

La figure II.18 illustre l'évolution du champ électrique (théorique et expérimentale) à 1 m de la chaîne à isolateurs propres et secs. La figure II.18(a) a été obtenue lors de l'installation d'un seul anneau de garde de rayon de 17 cm à une hauteur  $H = 0$  cm de l'électrode active. Quant à la figure II.18(b); elle a été enregistrée lors de l'utilisation de deux anneaux de garde de rayon de 30

cm et installés à  $H = 15$  cm. La figure II.19(a et b) présente les mêmes caractéristiques du champ électrique citées précédemment, mais cette fois-ci à l'état pollué.



**Figure II.18.** Courbes de tendance du champ électrique en fonction du rayon de l'anneau de garde, la hauteur de fixation, le nombre des anneaux, l'état de surface d'isolateurs et la position de mesure le long de l'axe vertical à l'état propre et sec (a) un seul anneau de garde,  $R=17$  cm et  $H = 0$  cm, et (b) deux anneaux de garde,  $R=30$  cm et  $H = 15$  cm



**Figure II.19.** Courbes de tendance du champ électrique en fonction du rayon de l'anneau de garde, la hauteur de fixation, le nombre des anneaux, l'état de surface d'isolateurs et la position de mesure le long de l'axe verticale à l'état pollué (a) un seul anneau de garde,  $R=17$  cm et  $H=15$  cm, et (b) deux anneaux de garde,  $R=30$  cm et  $H = 0$  cm

Le tableau II.3 présente les résultats statistiques de la corrélation exprimée par l'équation (II.5). Selon ces résultats, nous constatons que t-statistique de Student relatif à tous les coefficients



de la régression est inférieure à 0,05, ce que signifie que l'ensemble des variables ont une signification statistique au seuil de 5 %. Le modèle est globalement satisfaisant, avec un coefficient de détermination de 96,98 %. Cette valeur proche de 100 % implique que le modèle explique la variabilité des différentes valeurs prises par la variable dépendante (champ électrique). Les coefficients de la régression présentés dans le tableau II.3 indiquent qu'une augmentation de 1 cm du rayon de l'anneau de garde provoque une augmentation de 0,046 kV/cm du champ électrique au voisinage de la chaîne à isolateurs propres et secs, ainsi une augmentation de 1 cm à la hauteur de fixation des anneaux provoque une augmentation de 0,008 kV/cm du champ électrique, aussi l'addition d'un anneau de garde supplémentaire dans la chaîne ( $N_{an}=2$ ) provoque une diminution de 0,094 kV/cm du champ électrique et enfin si la surface d'isolateurs de la chaîne est polluée, le champ électrique diminue de 0,086 kV/cm sur l'axe vertical adopté ( $d= 1$  m).

**Tableau II.3.** Résultats statistiques de la corrélation entre le champ électrique, le rayon de l'anneau de garde, la hauteur de fixation, le nombre des anneaux, l'état de surface d'isolateurs et la position de mesure le long de l'axe vertical

		Coefficients										
		a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>	a <sub>7</sub>	a <sub>8</sub>	a <sub>9</sub>	a <sub>10</sub>	a <sub>11</sub>
		0,046	0,008	-0,094	-0,086	2,591	2,537	2,126	1,997	1,884	1,675	1,859
IC 95%	Bas	0,042	0,006	-0,09	-0,099	2,540	2,485	2,075	1,946	1,833	1,624	1,808
	Haut	0,0460	0,0091	-0,059	-0,072	2,642	2,588	2,178	2,048	1,935	1,726	1,910
t-statistique		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
		a <sub>12</sub>	a <sub>13</sub>	a <sub>14</sub>	a <sub>15</sub>	a <sub>16</sub>	a <sub>16</sub>	R <sup>2</sup>	0,9698			
		1,599	2,157	1,852	1,140	0,828	1,109	R <sup>2</sup> <sub>adj</sub>	0,9692			
IC 95%	Bas	1,548	2,106	1,801	1,089	0,777	1,0584	SER	0,1002			
	Haut	1,651	2,209	1,903	1,191	0,880	1,1608	SSR	8,1906			
t-statistique		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000					

## II.5 Conclusion

Les principales conclusions retenues dans cette partie sont les suivantes:

- ✓ Les allures du champ électrique obtenues à l'état propre et sec présentent des fluctuations. L'amplitude du champ est intense à la même hauteur que celle de l'électrode active pour des distances horizontales de mesure ne dépassant pas 1,25 m de l'axe central de la chaîne. Au-delà de cette distance; l'amplitude du champ est intense à la même hauteur que celle du raccord métallique entre les isolateurs 4 et 5. L'amplitude minimale a été enregistrée à la même hauteur que celle du dernier isolateur (6) à proximité de la borne de terre. Pour une

chaîne moignon, le cas le plus défavorable a été obtenu lorsque l'élément endommagé est situé à proximité de la borne active (position 1).

- ✓ Sous pollution, le champ électrique est maximal à la même hauteur que celle de l'électrode active. Par ailleurs, le champ est le plus important lors de l'application partielle de la pollution sur les surfaces inférieures d'isolateurs installés à proximité de la borne active.
- ✓ En outre, l'intensité du champ mesurée à 1 m de la chaîne augmente avec l'introduction d'un ou deux anneaux de garde ainsi qu'avec l'augmentation de leur rayon. Ceci est valable aussi bien à l'état propre et sec, qu'à l'état pollué.
- ✓ Etant donné, que leurs coefficients de détermination et de prédiction sont proches à l'unité, d'une part, et que les coefficients des variables indépendantes sont significatifs, les modèles de régression que nous avons élaborés sont satisfaisants

## Chapitre III

Corrélation entre le nombre  
d'incidents d'isolateurs et les  
Conditions Climatiques en  
Utilisant la Régression Multiple

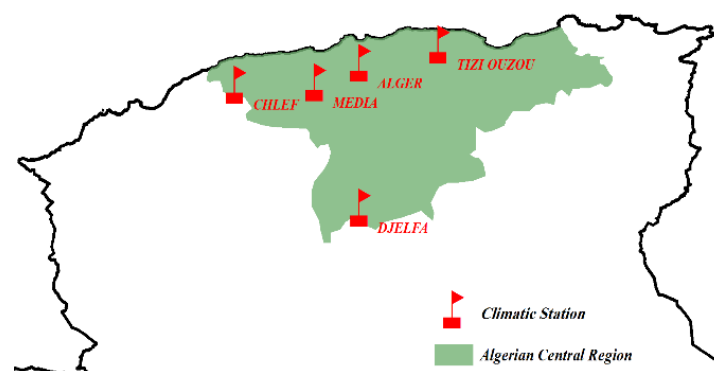
### III.1 Introduction

Le présent chapitre est consacré à l'étude statistique du comportement d'isolateurs de haute tension installés dans le réseau électrique de 220 kV et 400kV de la région centrale du nord algérien. Un modèle théorique de régression linéaire à plusieurs variables climatologiques qui influent sur le nombre d'incidents d'isolateurs de haute tension de types DR et DRD. Les facteurs climatologiques concernés dans cette étude consistent en la température d'air, le point de rosé, l'humidité, la pression atmosphérique et la pression du vapeur, le rayonnement solaire, la visibilité, les précipitations pluviales, la profondeur du neige, la couverture nuageuse, la direction et la vitesse du vent.

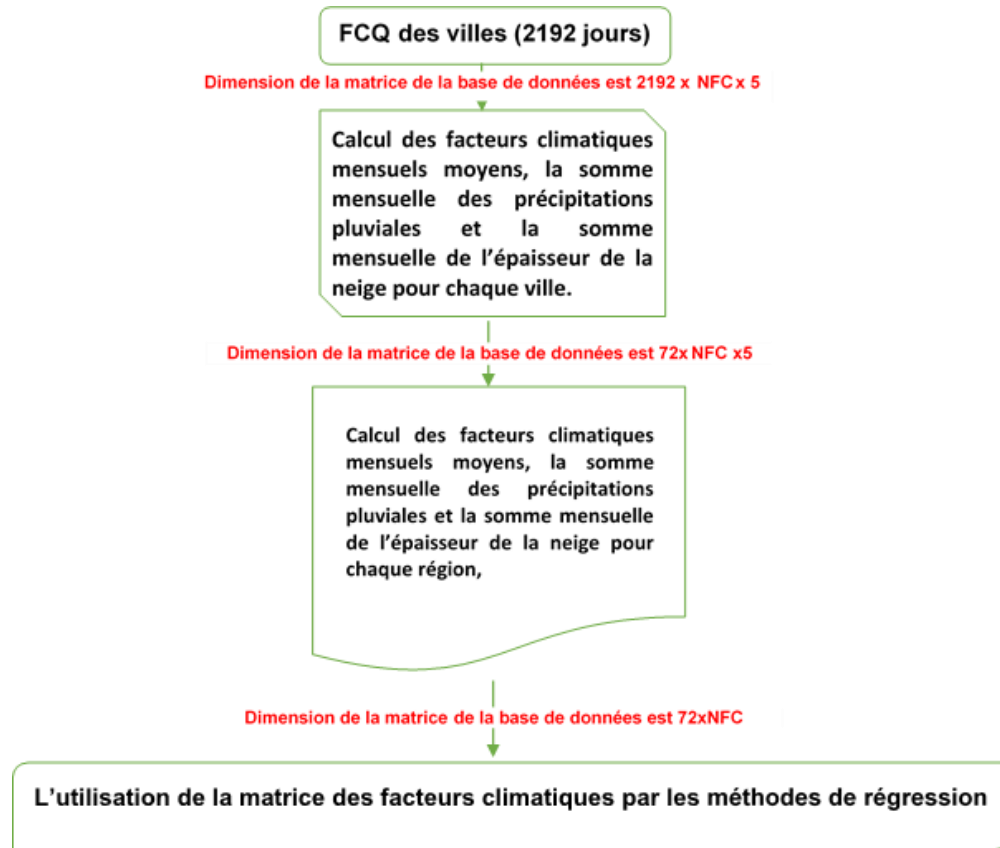
Une telle étude est validée par le fait que beaucoup de conditions météorologiques sont étroitement liés aux interruptions du réseau électrique et sont la cause la plus fréquente de contournement d'isolateurs de haute tensions [12].

### III.2 Etapes du traitement des facteurs climatiques dans la région centrale du nord algérien

En utilisant les méthodes de régression linéaire multi-variable, des modèles de corrélation entre le nombre d'incidents survenus sur les lignes de 220 kV et 400kV de la région centrale du nord algérien (Figure III.1) entre 2010 et 2015 et les facteurs climatologiques correspondants ont été élaborés. Les précipitations pluviales et la profondeur de la neige ont été sommées. Les valeurs moyennes mensuelles arithmétiques ont été calculées à partir des données quotidiennes (2192 jours). De telles moyennes ont été utilisées comme des entrées de nos modèles de régression. Le processus de traitement est illustré dans l'organigramme de la figure III.2.



*Figure III.1. Principales villes de la région centrale du nord Algérien*



**Figure III.2.** Organigramme du processus de traitement de la base de données

Afin d'obtenir la base de données mensuelle à partir de données quotidiennes de chaque ville, les équations (III.1) à (III.3) servent à calculer pour chaque ville, les facteurs climatiques mensuelles moyens, la somme mensuelle des précipitations pluviales et la somme mensuelle des profondeurs de la neige respectivement :

$$\overline{FCMM}_{ville} = \frac{\sum FCQ}{n} \quad (III.1)$$

$$P_r M_{ville} = \sum_1^n P_r Q \quad (III.2)$$

$$S_{nw} M_{ville} = \sum_1^n S_{nw} Q \quad (III.3)$$

En deuxième étape, les paramètres précédents sont calculés pour l'ensemble de la région centrale du nord algérien utilisant les équations (III.4) à (III.6):

$$\overline{FCMM}_{région} = \frac{\sum \overline{FCMM}_{ville}}{m} \quad (III.4)$$

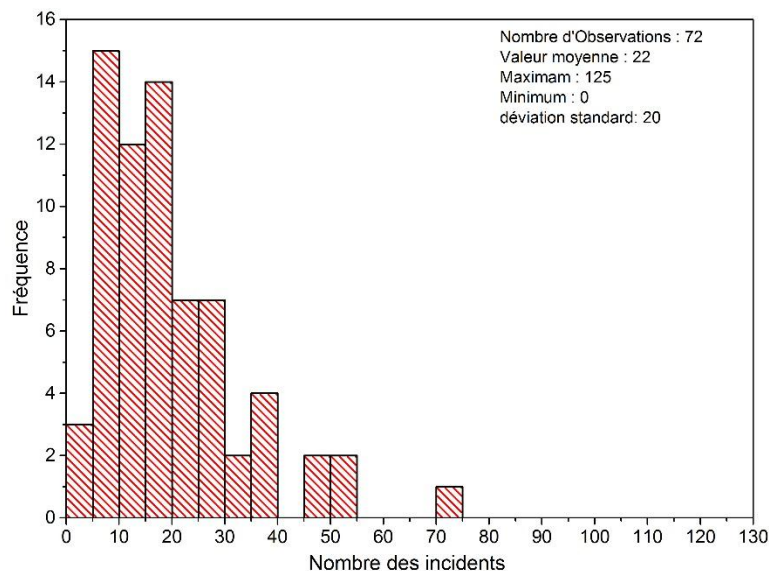
$$P_r M_{région} = \sum_1^m P_r M_{ville} \quad (III.5)$$

$$S_{nw} M_{région} = \sum_1^m S_{nw} M_{ville} \quad (III.6)$$

FCQ correspondant à des facteurs climatiques quotidiens, NFC est le nombre des facteurs climatologiques pris en considération dans notre étude,  $\overline{FCMM}_{ville/région}$  représente les facteurs climatiques mensuels moyens pour chaque ville ou région, n est le nombre de jours de chaque mois,  $P_rQ$  correspond à la somme de précipitations pluviales quotidiennes dans chaque ville,  $S_{nw}Q$  est la somme des profondeurs quotidiennes de la neige dans chaque ville,  $m(=5)$  est le nombre des villes,  $P_{ville/région}$  est la somme des précipitations pluviales mensuelles dans chaque ville ou région et  $S_{nwville/région}^M$  est la somme des profondeurs quotidiennes de la neige dans chaque ville ou région.

### III.3 Etude et analyse d'incidents durant 2010-2015

Nous désignons par  $N_i$  la série temporelle mensuelle de nombres d'incidents montrés sur la figure III.3. Cette série contient 72 observations entre janvier 2010 et décembre 2015 dont 22 incidents comme valeur moyenne et 125 incidents comme valeur maximale enregistrés en Août 2012, et 0 incident en janvier 2010. L'écart type estimé est de 20 incidents.



**Figure III.3.** Histogramme de la distribution et l'état descriptif du test statistique pour la série temporelle d'incidents ( $N_i$ )

D'après les figures III.4 et III.5, il est évident que le niveau maximal de la série d'incidents de chaque année est enregistré dans les mois d'été (valeur saisonnière moyenne est 59 incidents en août), au moment où le niveau minimal est observé pendant les mois extrêmes (janvier et décembre). Ce que signifie que cette série d'incidents est fortement saisonnière. Une telle saisonnalité signifie que l'observation de juin 2015 est corrélée avec les observations de juin 2014,

juin 2013 et ainsi de suite. Cette variation annuelle dépend de la variation du climat, précisément de la variation de la température et de l'absence de la précipitation où l'accumulation des dépôts polluants sur la surface d'isolateurs aura lieu [9].

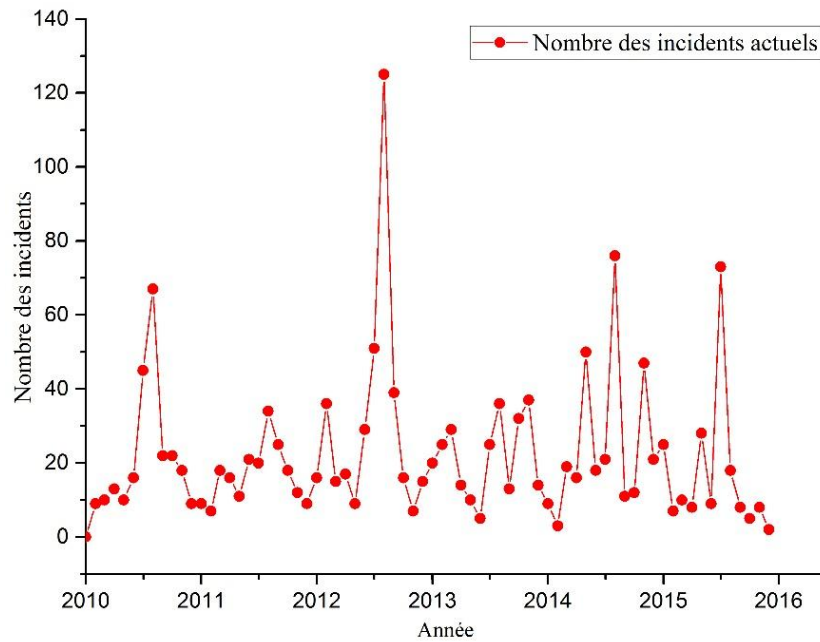


Figure III.4. Nombre d'incidents durant Janvier 2010 - Décembre 2015

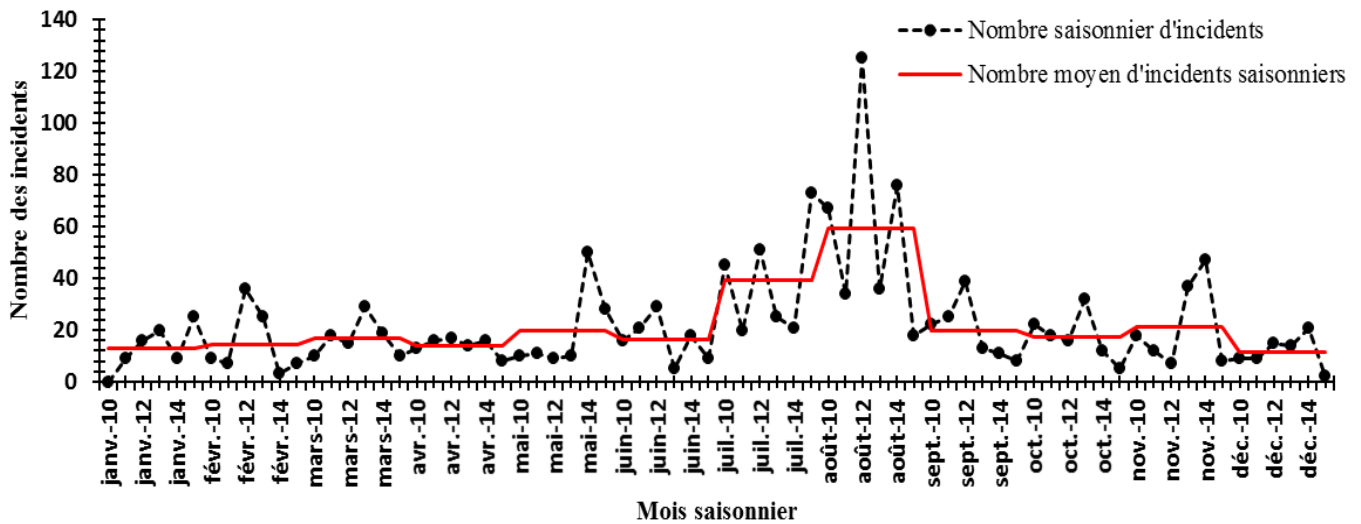


Figure III.5. Moyenne mensuelle du nombre d'incidents durant les six années

### III.4 Modèle de corrélation nombre d'incidents - facteurs climatologiques

Le modèle linéaire général est une généralisation du modèle de régression simple dans lequel figurent plusieurs variables explicatives des facteurs climatologiques. Dans cette partie, nous

avons introduit 15 facteurs climatologiques (NFC=15) ; la matrice de la base de données contient 1080 valeurs. Le nombre d'incidents d'isolateurs de haute tension est de façon générale donnée selon l'équation (III.7):

$$N_{i_t} = c + \beta_1 D_{p_t} + \beta_2 T_{e_t} + \beta_3 H_t + \beta_4 T_{i_t} + \beta_5 T_{m_t} + \beta_6 P_t + \beta_7 R_{y_t} + \beta_8 P_{r_t} + \beta_9 S_{c_t} + \beta_{10} T_{c_t} + \beta_{11} S_{nwt} + \beta_{12} V_{ap_t} + \beta_{13} V_{is_t} + \beta_{14} W_{s_t} + \beta_{15} W_{d_t} + \varepsilon_t \tag{III.7}$$

$N_i$  : le nombre d'incidents ;  $C$  : le terme constant ;  $\beta_j$  : les coefficients de corrélation ( $j=1,\dots,15$ ),  $D_p$  : point de rosée ( $^{\circ}C$ ),  $T_e$  : la température moyenne ( $^{\circ}C$ ),  $H$  : l'humidité (%),  $T_i$  : la température minimale ( $^{\circ}C$ ),  $T_m$  : la température maximale ( $^{\circ}C$ ),  $P$  : la pression atmosphérique (HPa),  $R_y$  : le rayonnement solaire global ( $W/m^2$ ),  $P_r$  : la précipitations pluviales (mm),  $S_{nw}$  : la profondeur de neige (cm),  $V_{ap}$  : la pression de vapeur (HPa),  $V_{is}$  : la visibilité (km),  $W_d$  : la direction du vent ( $^{\circ}$  angulaire),  $W_s$  : la vitesse du vent (km /h),  $S_c$  : la couverture nuageuse en bas (octas),  $T_c$  : la couverture nuageuse totale (octas),  $\varepsilon_t$  : le terme d'erreur (résidu de régression) et  $t$  : la variable de la série temporelle.

### III.5 Estimation d'incidents $N_i$ par la méthode des moindres carrés (MCO)

#### III.5.1 Modèle 1 de $N_i$

Le tableau III.1 représente les résultats d'estimation du premier modèle (1) donné par l'équation (III.7). Selon ce tableau, l'équation de la régression peut s'écrire comme suit :

$$N_{i_t} = -33.08D_{p_t} + 17.84T_{e_t} + 6.14H_t + 7.02T_{i_t} + 11.01T_{m_t} - 1.83P_t - 0.09R_{y_t} + 0.005P_{r_t} + 7.30S_{c_t} - 4.29T_{c_t} + 0.031S_{nwt} - 5.97V_{ap_t} - 5.25V_{is_t} - 2.37W_{s_t} + 0.10W_{d_t} + 1272.38 \tag{III.8}$$

(0.92) (-0.97) (0.64) (-2.06) (-2.86) (-2.23) (1.49) (1.47)

avec  $R^2=75,31\%$  ;  $R^2$  (ajusté)= 68,70% ; Pr (F-stat) = 0,0000.

Tableau .III.1. Coefficient du 1<sup>er</sup> modèle par la méthode de régression linéaire multiple

Variable	Coefficient	Std, Error	t-Statistic	Prob,	SIG	Variable	Coefficient	Std, Error	t-Statistic	Prob,	SIG
$D_p$	-33,08484	7,131320	-4,6393700	0,0000	***	$S_c$	7,307556	7,888744	0,926327	0,3583	
$T_e$	17,84768	16,28126	1,0962100	2,777		$T_c$	-4,296936	4,413566	-0,973575	0,3345	
$H$	6,140105	2,076248	2,9573080	0,045	***	$S_{nw}$	0,031222	0,048743	0,640544	0,5244	
$T_i$	7,024327	11,66963	0,6019320	5,496		$V_{ap}$	-5,978240	2,901709	-2,060248	0,0440	**
$T_m$	11,01324	8,009530	1,3750160	1,746		$V_{is}$	-5,255486	1,831570	-2,869388	0,0058	***
$P$	-1,839607	0,896624	-2,0517040	0,449	**	$W_s$	-2,370329	1,059985	-2,236191	0,0293	**
$R_y$	-0,097740	0,078180	-1,2501940	2,164		$W_d$	0,101262	0,067590	1,498182	0,1397	
$P_r$	0,005977	0,015259	0,3917050	6,968		$C$	1272,385	864,4899	1,471834	0,1467	

\*\*\*, \*\*, \* représentent le seuil de signification de 1%, 5% et 10%.



Selon les résultats de l'estimation, nous remarquons que les pluparts des variables n'ont pas une signification statistique aux seuils critiques (1%, 5% et 10%). Néanmoins, lorsque nous prenons les variables explicatives séparément, les résultats indiquent que six coefficients deviennent significatifs. Il s'agit de la variable du point de rosé ( $D_p$ ), l'humidité ( $H$ ), la pression ( $P$ ), la Pression de vapeur ( $V_{ap}$ ), la visibilité ( $V_{is}$ ) et la vitesse du vent ( $W_s$ ).

A partir du tableau précédent (tableau III.1), nous avons trouvé  $F\text{-stat}_{\text{calculé}} = 11,39 > F_{\text{tableau}} = 1,84$  (teste de Fisher) et la valeur de la probabilité de Fisher  $Pr(F\text{-stat}) = 0,00 \ll 0,05$  (d'après le tableau du teste Fisher à 5%). De telles valeurs montrent que notre modèle a une signification globale. Cela est confirmé par le coefficient de détermination qui vaut 75,31% et le coefficient  $R^2$  (prédiction) égal à 68,70%. En effet, les conditions climatologiques actuelles moyennes de la région centrale du nord algérien contribuent de 68,70% dans la variabilité du nombre d'incidents contre 31,30% due à des autres facteurs. Le modèle 2 de la section suivante représente une version améliorée du modèle 1. Dans ce modèle amélioré, cinq variables les moins significatives à savoir  $T_i$ ,  $T_m$ ,  $P_r$ ,  $S_{nw}$  et  $S_c$  ont été ignorées.

### III.5.2 Modèle 2 de $N_i$

Considérons le modèle linéaire multiple donné par l'équation (III.9) contenant 10 facteurs climatologiques les plus significatifs à savoir le point de rosée ( $D_p$ ), la température moyenne ( $T_e$ ), l'humidité ( $H$ ), la pression atmosphérique ( $P$ ), le rayonnement solaire global ( $R_y$ ), la pression de vapeur ( $V_{ap}$ ), la visibilité ( $V_{is}$ ), la vitesse du vent ( $W_s$ ), la direction du vent ( $W_d$ ) et la couverture nuageuse totale ( $T_c$ ). La matrice de la base des données cette fois comporte 720 valeurs :

$$N_{i_t} = \beta_0 + \beta_1 D_{p_t} + \beta_2 T_{e_t} + \beta_3 H_t + \beta_4 P_t + \beta_5 R_{y_t} + \beta_6 V_{ap_t} + \beta_7 V_{is_t} + \beta_8 W_{s_t} + \beta_9 W_{d_t} + \beta_{10} T_{c_t} + \varepsilon_t \quad (\text{III.9})$$

Le tableau III.2 présente les coefficients d'estimation du modèle 2. L'équation de cette estimation employant la méthode des moindres carrés (MCO) est telle que:

$$\begin{aligned} \hat{N}_{i_t} = & -30.71D_{p_t} + 33.25T_{e_t} + 5.81H_t - 2.08P_t - 0.11R_{y_t} - 5.29V_{ap_t} - 6.66V_{is_t} - 2.69W_{s_t} \\ (t_c) & (-5.15) \quad (4.46) \quad (3.6) \quad (-2.83) \quad (-2.68) \quad (-2.09) \quad (-4.22) \quad (-2.78) \\ & + 0.13W_{d_t} - 3.92T_{c_t} + 1608.7 \\ & (2.19) \quad (-1.10) \quad (2.10) \end{aligned} \quad (\text{III.10})$$

$R^2 = 73.20\%$  ;  $R^2$  (prédiction) = 68.81% ;  $SSR(N_i) = 7563,142$  et  $Pr(F\text{-stat}) = 0,0000$ .

Tableau III.2. Coefficients du modèle 2 de  $N_i$  utilisant la méthode de régression linéaire multiple

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Sig	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Sig
D <sub>p</sub>	-30,71056	5,954249	-5,157755	0,0000	***	V <sub>is</sub>	-6,663108	1,575361	-4,229574	0,0001	***
T <sub>e</sub>	33,25981	7,441940	4,469239	0,0000	***	W <sub>s</sub>	-2,694720	0,967321	-2,785756	0,0071	***
H	5,812975	1,612840	3,604185	0,0006	***	W <sub>d</sub>	0,134781	0,061498	2,191622	0,0322	**
P	-2,082826	0,733831	-2,838292	0,0062	***	T <sub>c</sub>	-3,924283	3,548032	-1,106045	0,2731	
R <sub>y</sub>	-0,112543	0,041906	-2,685618	0,0093	***	C	1608,731	762,4996	2,109812	0,0390	**
V <sub>ap</sub>	-5,298738	2,533595	-2,091391	0,0407	**						

\*\*\*, \*\* représentent respectivement les seuils de signification de 1% et 5%

D'après les résultats de cette estimation présentés ci-dessus, nous pouvons dire que l'influence des variables explicatives sur le comportement du nombre d'incidents est bien significatif du fait que, la probabilité de Fisher (Pr (F-Stat)=0,0000) est inférieure à (0,05). Les valeurs de  $R^2$  (0,73) et de  $R^2$  ajusté (0,68) montrent que l'ensemble des variables explicatives choisies du modèle théorique ont bien une influence sur la variable expliquée. Nous remarquons, depuis les résultats d'estimation obtenu dans tableau III.2, qu'à l'exception de la variable de la couverture nuageuse totale ( $T_c$ ) qui n'a pas une signification ( $t_c=1,10 < t_{(n-k;0,05)}=t_{(72-11;0,05)}=1,96$ ), toutes les autres variables choisies dans ce modèle sont très significatives au seuil de 5%. Conformément aux tests du Fisher et Student, le modèle 2 de  $N_i$  est très convenable.

D'après la figure III.6, la courbe du nombre d'incidents estimée est presque similaire à  $N_i$  observé ; les deux sont cointégrées, ce qui nous confirme que le modèle estimé est bon.

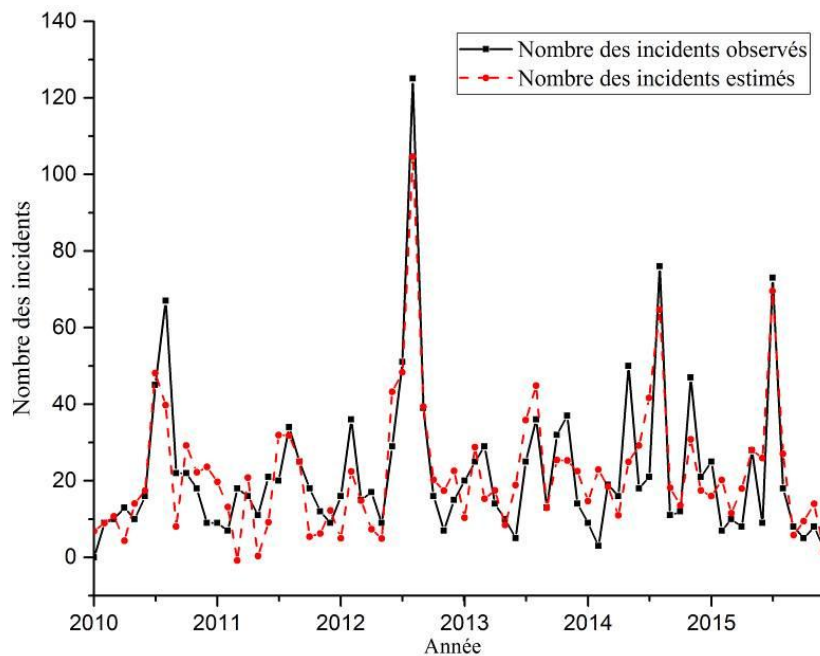


Figure III.6. Comparaison des courbes du modèle d'origine et estimé relatifs au nombre d'incidents

## III.6 Tests et diagnostics statistiques du modèle 2 de $N_i$

### III.6.1 Test de la normalité des erreurs $\varepsilon_t$ (résidus)

Pour calculer des intervalles de confiance prévisionnels et pour effectuer les tests de Student sur les coefficients de régression, il convient de vérifier la normalité des erreurs. Le test de Jarque et Bera [71, 72], fondé sur la notion de Skewness (asymétrie) et de Kurtosis (aplatissement), permet de vérifier la normalité de la distribution statistique de la série  $\varepsilon_t$  avec  $t=1, \dots, 72$ . Pour tester l'hypothèse de la normalité des résidus  $\varepsilon_t$ , nous utilisons le test de Jarque-Bera  $S$ . Ce test statistique permet de vérifier la normalité, il est basé sur les valeurs calculées des estimateurs empiriques de Skewness ( $V_1$ ) et Kurtosis ( $V_2$ ) [73, 74].

$$V_1 = \frac{\left| \beta_1^{\frac{1}{2}} - 0 \right|}{\sqrt{\frac{6}{n}}} \quad (\text{III.11})$$

$$V_2 = \frac{|\beta_2 - 0|}{\sqrt{\frac{24}{n}}} \quad (\text{III.12})$$

$$S = \frac{n}{6} \beta_1 + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \quad (\text{III.13})$$

avec

$\beta_1^{1/2}$ : le coefficient d'asymétrie de la distribution (coefficient de skewness, d'après la figure III.7  $\beta_1^{1/2}=0,40$ ).

$\beta_2$ : le coefficient d'aplatissement - épaisseur des queues (coefficient de kurtosis, d'après la figure III.7  $\beta_2=2,83$ )

$n$ : le nombre des observations de la séries des résidus ( $n=72$ ).

En remplaçant les coefficients par leurs valeurs respectives,  $V_1$ ,  $V_2$  et  $S$  deviennent :

$$V_1 = \frac{|0,40-0|}{\sqrt{\frac{6}{72}}} = 1,38 \quad (\text{III.14})$$

$$V_2 = \frac{|2,83-3|}{\sqrt{\frac{24}{72}}} = |-0,29| \quad (\text{III.15})$$

$$S = \frac{72}{6} (0,40)^2 + \frac{72}{24} (2,83 - 3)^2 = 2,00 \quad (\text{III.16})$$

Le quantile d'ordre  $\alpha/2$  de la loi de Student ( $\alpha = 5\%$ ) [47, 75] est :

$$t_{n-k}^{\alpha/2} = t_{72-11}^{0,05} = 1,96 \quad (\text{III.17})$$

$k$  est le nombre des variables dans la régression III.10 ( $N_i$  et les dix facteurs climatologiques,  $k=11$ ).

Le quantile  $S$  suit asymptotiquement une loi de khi deux à 2 degré de liberté [47, 75]. La valeur critique de cette quantile lue dans la table de khi deux au seuil de  $\alpha=0,05$  à deux degrés de liberté est :

$$\chi_{(1-\alpha)}^2=5,9991 \tag{III.18}$$

Dans notre cas, les estimateurs de Skewness (1,38) et celui de Kurtosis (0,29) sont inférieurs à la valeur de distribution normale au niveau de 5% (1,96) [75]. La statistique de Jarque & Bera vaut alors 2,00, qui est inférieure au quantile du  $\chi^2$  à deux degré de liberté au seuil  $\alpha=0,05$ , soit 5,9991[47]. L'hypothèse de normalité est donc fortement acceptée au seuil  $\alpha=0,05$ .

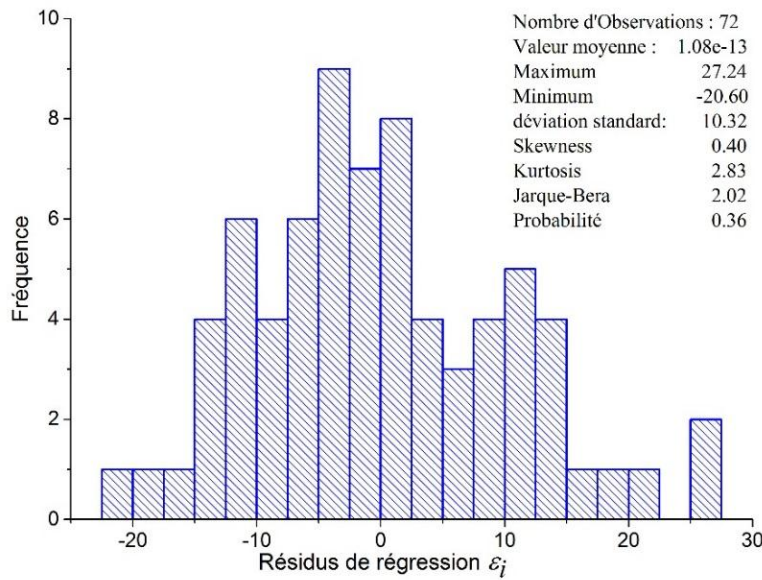


Figure III.7. Histogramme de la distribution marginale des erreurs

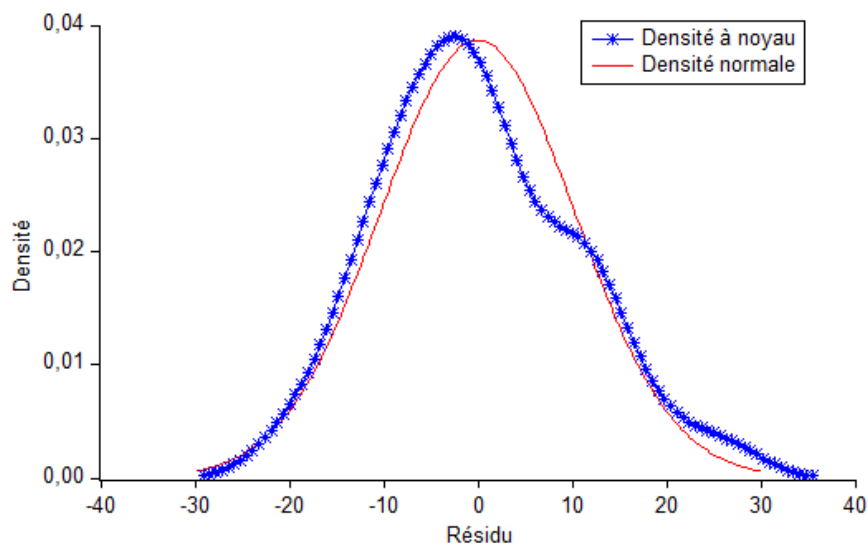


Figure III.8. Fonction de la densité des résidus  $\epsilon_i$

Le test de Jarque-Bera confirme donc, que la distribution de l'échantillon des résidus est une distribution normale. La figure III.8 présente la fonction de la densité des erreurs et celle de la théorique (normale). Les courbes de cette figure affirment clairement l'hypothèse de normalité [76].

### III.6.2 Tests d'autocorrélation des erreurs de $N_i$

#### III.6.2.1 Le test de Durbin-Watson (DW)

Le test de Durbin et Watson (DW) permet de détecter l'autocorrélation d'ordre 1 des erreurs  $\varepsilon_i$ , sous la forme:

$$\varepsilon_t = a\varepsilon_{t-1} + \alpha_t \quad (\text{III.19})$$

où :  $a$  est le paramètre du modèle des résidus  $\varepsilon_i$ , et  $\alpha_t$  est une perturbation aléatoire de la régression donnée par (III.19).

Pour tester l'hypothèse d'autocorrélation des erreurs, la statistique de Durbin Watson utilisée est :

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^{72} (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^{72} \hat{\varepsilon}_t^2} \quad (\text{III.20})$$

où les  $\hat{\varepsilon}_i$  sont les résidus de l'estimation du modèle III.9 ( $\sum_{t=2}^{72} \hat{\varepsilon}_t^2 = \text{SSR}(N_i) = 7563,142$ ).

La statistique DW est comprise dans l'intervalle allant de 0 à 4 de la façon suivante :

- $DW \neq 2$  les erreurs  $\varepsilon_i$  sont autocorrélées ;
- $DW \approx 2$  pour une autocorrélation nulle des résidus.

Pour le modèle 2 de  $N_i$ , la valeur de Durbin et Watson calculée ( $DW = 1.92$ ) nous signifie qu'il n'y a pas une autocorrélation entre les résidus actuel ( $\varepsilon_i$ ) et décalé ( $\varepsilon_{i-1}$ ). Le tableau III.3 présente le coefficient (0,034) de corrélation entre les erreurs et leur t-statistique de Student (t-Statistic) relatif à l'autocorrélation des erreurs ( $t_c = 0.29$ ) qui est inférieur à celui de la tabulation (tableau de Student [47, 75],  $t_t = 1.96$ ), ce qui confirme l'absence d'autocorrélation entre les résidus.

**Tableau III.3.** Estimation du coefficient d'autocorrélation des erreurs

Variable	Coefficient	Std, Error	t-Statistic	Prob,
$\varepsilon_{t-1}$	0,034627	0,119078	0,290789	0,7721

### III.6.2.2 Test de Breusch -Godfrey (BG)

Ce test, fondé sur celui de Fisher de nullité de coefficients ou de Multiplicateur de Lagrange (LM) [77, 78], permet de tester l'autocorrélation d'un ordre supérieur à 1 et reste valide en présence de la variable dépendante décalée en tant que variable explicative. L'idée générale de ce test réside dans la recherche d'une relation significative entre le résidu actuel ( $\varepsilon_i$ ) et celui décalé ( $\varepsilon_{i-1}$ ).

Une autocorrélation des erreurs d'un ordre  $p$  s'écrit :

$$\varepsilon_t = a_1\varepsilon_{t-1} + a_2\varepsilon_{t-2} + \dots + a_p\varepsilon_{t-p} + \alpha_t \tag{III.21}$$

Ce test est effectué en comparant soit la statistique calculée de BG ( $F_{value}(BG)$ ) par l'équation (III.23), basée sur l'estimation de la régression auxiliaire des résidus (III.22), à la valeur critique affichée dans le tableau de Fisher-Snedecor  $F_{value}$  [77, 78], ou alors, la probabilité de cette statistique ( $Prob F_{value}(BG)$ ) au seuil de 5%.

$$\varepsilon_t = \beta_0 + \beta_1 D_{p_t} + \beta_2 T_{e_t} + \beta_3 H_t + \beta_4 P_t + \beta_5 R_{y_t} + \beta_6 V_{ap_t} + \beta_7 V_{is_t} + \beta_8 W_{s_t} + \beta_9 W_{d_t} + \beta_{10} T_{c_t} + a_1\varepsilon_{t-1} + a_2\varepsilon_{t-2} + \dots + a_p\varepsilon_{t-p} + \alpha_t \tag{III.22}$$

$$F_{value}(BG) = \frac{(SSR(N_{i_t}) - SSR(\varepsilon_t))/p}{SSR(\varepsilon_t)/(n-k-p)} \tag{III.23}$$

$p$  est le nombre maximal d'erreurs retardées introduites dans le test d'autocorrélation de BG.

Pour confirmer les résultats du modèle 2 de  $N_i$ , il faut faire le test d'autocorrélation des résidus de Breusch-Godfrey pour  $n=72$ ,  $k=11$  et  $p=11$ . Si la valeur de  $F_{value}$  calculée dépasse la valeur critique  $F(p=11, n-k-p=72-11-11=50)$  affichée dans le tableau de distribution de Fisher-Snedecor à l'intervalle de risque de 5% [47], l'autocorrélation entre les termes de l'erreur existe.

**Tableau III.4. Résultats du test de Breusch-Godfrey (BG)**

Test de Breusch-Godfrey	
$F_{value}$	Prob. $F_{value}(11,50)$
0,5997	0,8199

Le tableau III.4 relatif aux résultats du test de Breusch-Godfrey révèle l'absence d'autocorrélation car la statistique  $F_{value}$  calculée (0,5997) est inférieure à la valeur tabulaire de Fisher ( $F_{11;50}^{0,05} = 1,92$ ) et la probabilité critique du Fisher est très supérieure à 5 % ( $Prob.F = 0,8199 \gg 0,05$ ).

### III.6.2.3 Test de Breusch-Pagan-Godfrey d'hétéroscédasticité (BPG) [79, 80]

Pour examiner la forme fonctionnelle incorrecte du modèle de régression  $N_i$  (problème de l'hétéroscédasticité dans le carré des résidus  $\varepsilon_t^2$ ), nous avons utilisé le test de Breusch-Pagan-Godfrey (BPG) [80]. Ce test régresse le carré des résidus  $\varepsilon_t^2$  par l'équation suivante:

$$\varepsilon_t^2 = \tau + b_1 D_{p_t} + b_2 T_{e_t} + b_3 H_t + b_4 P_t + b_5 R_{y_t} + b_6 V_{ap_t} + b_7 V_{is_t} + b_8 W_{s_t} + b_9 W_{d_t} + b_{10} T_{c_t} + \alpha_t \quad (\text{III.24})$$

Nous calculons, par la suite, la valeur  $F_{\text{value}}$  du test BPG par l'équation (III.25). Si cette valeur est inférieure à celle critique  $F(k-1=11-1=10, n-k=72-11=61)$  extraite du tableau de Fisher, notre modèle ne souffre pas du problème d'hétéroscédasticité. Cependant, si la probabilité associée au test de Breusch-Pagan-Godfrey d'hétéroscédasticité ( $\text{Prob } F_{\text{value}}(10,61)$ ) se trouve en-dessous du seuil de 0,05, les résidus s'écartent significativement de l'homoscédasticité.

$$F_{\text{value}}(\text{BPG}) = \frac{\text{SSE}(\varepsilon_t^2)/(k-1)}{\text{SSR}(\varepsilon_t^2)/(n-k)} \quad (\text{III.25})$$

**Tableau III.4.** Résultats du test de Breusch-Godfrey d'hétéroscédasticité

Test de hétéroscédasticité (Breusch-Pagan-Godfrey)	
$F_{\text{value}}$	Prob. $F_{\text{value}}(10,61)$
0,8659	0,569

D'après le tableau ci-dessus (tableau III.4), la valeur de la probabilité associée au test BPG est nettement supérieure au seuil de 0,05 ( $\text{Prob. } F(10,61) = 0,569 \gg 0,05$ ). L'hypothèse d'homoscédasticité des erreurs est acceptée pour un seuil de 5 %. Le modèle est donc non hétéroscédastique.

### III.6.2.4 Test de stabilité des résidus (Q-stat)

L'autocorrélation existe lorsque l'erreur  $\varepsilon_t$  de la régression de  $N_i$  est corrélée avec l'une de ses valeurs passées  $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots$ . Parmi les méthodes utilisées pour détecter cette autocorrélation est d'obtenir l'ensemble résiduel des moindres carrés  $\hat{\varepsilon}$  et de vérifier si les corrélations d'échantillons entre  $\hat{\varepsilon}_t$  et  $\hat{\varepsilon}_{t-1}, \hat{\varepsilon}_{t-2}, \dots$  sont significativement différents de zéro. La séquence résiduelle de ces corrélations  $r_1, r_2, \dots$  est appelée corrélogramme résiduelle. La formule utilisée pour calculer  $r_p$  (la corrélation entre  $\hat{\varepsilon}_t$  et  $\hat{\varepsilon}_{t-p}$ ) est :

$$r_p = \frac{\sum_{t=p+1}^n \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-p}}{\sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t^2} \quad (\text{III.26})$$

Les résultats d'autocorrélation des résidus simples et aux carrés pour un nombre de retard  $p=32$ , sont présentés sur la figure III.9.

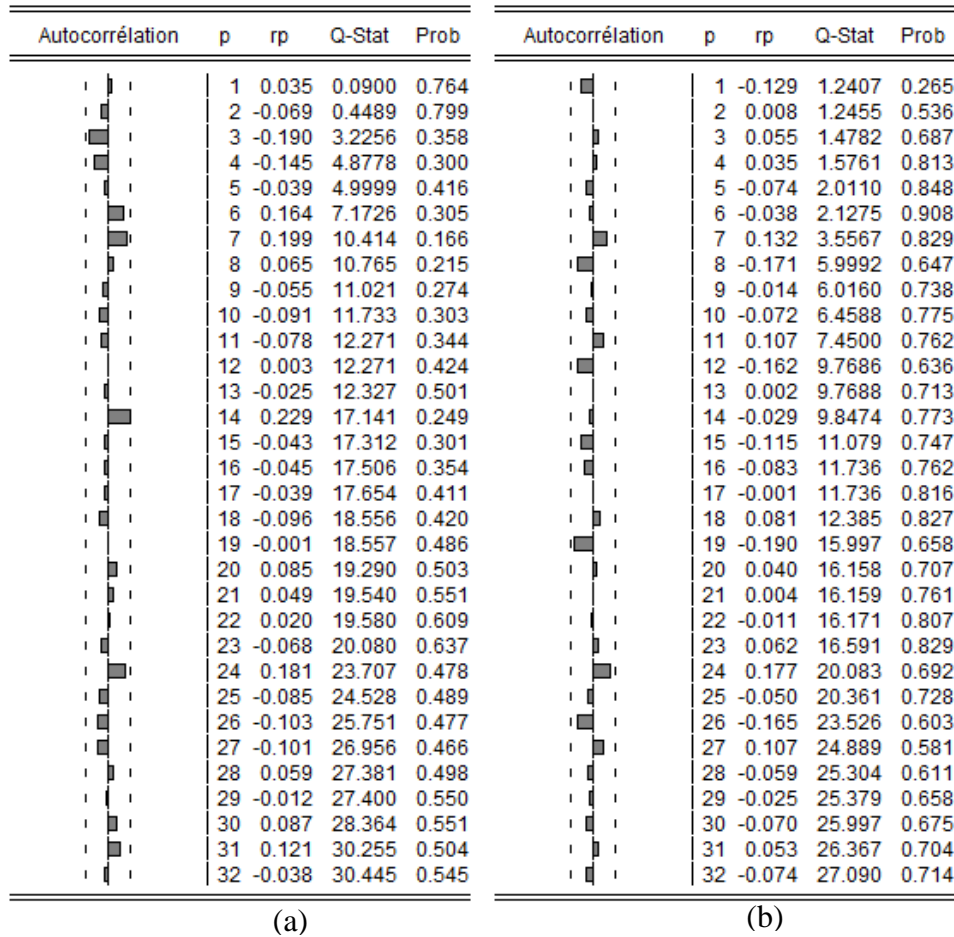


Figure III.9. Corrélogrammes pour les séries (a) des résidus, et (b) des résidus aux carrés

La figure III.9 présente les résultats et les corrélogrammes d'autocorrélation des résidus simples et aux carrés (colonne autocorrélation et  $r_p$ ). Les bornes de l'intervalle de confiance sont stylisées par des traits pointillés verticaux, chaque terme qui sort de cet intervalle est donc significativement différent de 0 au seuil de 5 %. Les séries des résidus simples et aux carrés sont tous stables parce que les coefficients d'autocorrélation pour ces résidus, situés dans la zone de confiance pour le seuil du 5%, ne diffèrent pas significativement de zéro. Cette situation ressemble à un processus stationnaire. Ce que signifie que ce processus résiduel est un bruit blanc. La statistique Q de Ljung-Box (Q-stat) pour  $p= 32$  confirme ce fait pour la série des résidus simples (figure III.9(a))  $Q\text{-stat} = 30,445 < \chi^2_{0,05;32} = 45,9$  (valeur critique lue dans une table de la loi de khi deux) et pour la série des résidus aux carrés (figure III.9(b))  $Q\text{-stat} = 27,09 < \chi^2_{0,05;32} = 45,9$

D'après ces tests, nous considérons que les résidus sont stables au seuil significatif du 5%.



### III.7 Effets des conditions climatologiques actuelles sur les incidents d'isolateurs selon le modèle 2

Mise à part le facteur de la couverture totale des nuages ( $T_c$ ), les autres facteurs climatologiques ont des significations sur le nombre d'incidents d'isolateurs selon le modèle 2. En conséquence, ces résultats expliquent le fait que le modèle est globalement satisfaisant.

D'après l'équation (III.10) de la régression, le nombre d'incidents  $N_i$  varie dans le même sens que celui de la température moyenne, l'humidité et la direction du vent, et dans le sens opposé que celui de la pression atmosphérique, le point de rosé, le rayonnement solaire global, la visibilité et la vitesse du vent. Nous analysons l'effet de chaque facteur sur le nombre d'incidents. Il ressort de cette partie les principales constatations suivantes :

- 1) Le coefficient relatif au point de rosée  $D_p$  est de -30.71. En effet, une augmentation de 1°C de la température du point de rosé moyenne provoque une baisse à peu près de 31 incidents.
- 2) La température moyenne  $T_e$  influe beaucoup sur le nombre d'incidents. Si la température moyenne augmente de 1°C, le nombre d'incidents augmente de 33 incidents par mois.
- 3) Le coefficient relatif à l'humidité (+5.81) montre qu'une augmentation de (1%) de l'humidité provoquerait une augmentation de (6) incidents dans le réseau électrique, ce qui favorise le contournement d'isolateurs [23] suite à l'augmentation du courant de fuite avec l'humidité relative.
- 4) Le coefficient de la pression de -2.08 indique que qu'une augmentation de la pression atmosphérique moyenne 1hPa provoquerait une baisse du nombre d'incidents de 2 par mois. Des travaux de recherche [81-83] ont montré l'influence considérable de la pression sur le contournement d'isolateurs sous pollution. Selon [84], la tension de contournement peut s'exprimer en fonction de la pression comme suit :

$$U_f = U_0 \times (P/P_0)^m \quad \text{(III.27)}$$

$U_f$  la tension de contournement (kV) à la pression de l'air  $P$  (kPa),  $U_0$  la tension de contournement (kV) à la pression normalisée  $P_0$  (101.3 kPa) et  $m$  est un exposant dépendant de la pression atmosphérique, du profil de l'isolateur utilisé et la tension appliquée [84-88].

- 5) Le coefficient de corrélation du rayonnement solaire (-0.11) a un signe négatif. Toute augmentation de 10  $w/m^2$  du rayonnement solaire engendre une diminution de 1 incident par mois. Le rayonnement solaire sert à sécher la pollution sur la surface d'isolateurs engendrant ainsi l'augmentation de la rigidité diélectrique de ceux-ci [89-93].

- 6) La pression de vapeur a un effet très significatif. Son coefficient de corrélation est de -5.29. En effet, l'augmentation moyenne de 1 HPa de cette pression fait chuter le nombre d'incidents de 5.
- 7) Selon le coefficient de corrélation de la visibilité (-6.66), toute diminution de la visibilité en 1 kilomètre provoque une augmentation d'environ 7 incidents dans le réseau. Les éléments qui peuvent réduire la visibilité sont le brouillard, les nuages, la pluie ou la neige et les fumées en particulier lors des feux de forêt. Toutes ces causes augmentent le taux de pollution des surfaces isolantes, le courant de fuite, la conductivité des agents de pollution et réduire la tension de contournement d'isolateurs de haute tension.
- 8) Le vent est également identifié comme étant un facteur important dans le processus d'accumulation de la pollution ou d'auto nettoyage de la surface d'isolateurs [12]. Selon notre modèle de régression, le coefficient de la corrélation de la vitesse du vent est de -2.69. Une augmentation de 1 km/h de la vitesse de vent engendre une diminution de 3 incidents et vice versa.
- 9) Le vent aide à transporter les agents de contamination et les déposer sur les isolateurs. Selon notre modèle de régression, la direction du vent affecte le nombre d'incidents. En effet, toute augmentation de  $10^\circ$  à l'angle de direction du vent engendre 1 incident en plus par mois. Le nombre peut être augmenté si le vent est accompagné par la pluie ou l'humidité.
- 10) La couverture nuageuse n'est pas un paramètre significatif du fait que la probabilité statistique de Student de son coefficient est supérieure à 5%.

### III.8 Validation et prévision d'incidents selon le modèle de régression 2 de $N_i$

La prévision consiste à déterminer quelle valeur doit être attribuée à la variable endogène  $N_i$  lorsque nous connaissons la prévision des valeurs des variables exogènes (les facteurs climatologiques). Cette prévision est calculée en introduisant les facteurs climatologiques des dix mois de l'année 2016 (Janvier à Octobre) dans l'équation (III.10). La figure III.10 présente l'évolution du nombre d'incidents d'isolateurs de haute tension actuels et prédits en 2016. Cette courbe révèle que le nombre d'incidents actuels et prédits sont un peu distingués, mais en général, ils suivent la même tendance avec le temps. Nous pouvons alors utiliser l'équation (III.10) pour prédire  $N_i$ .

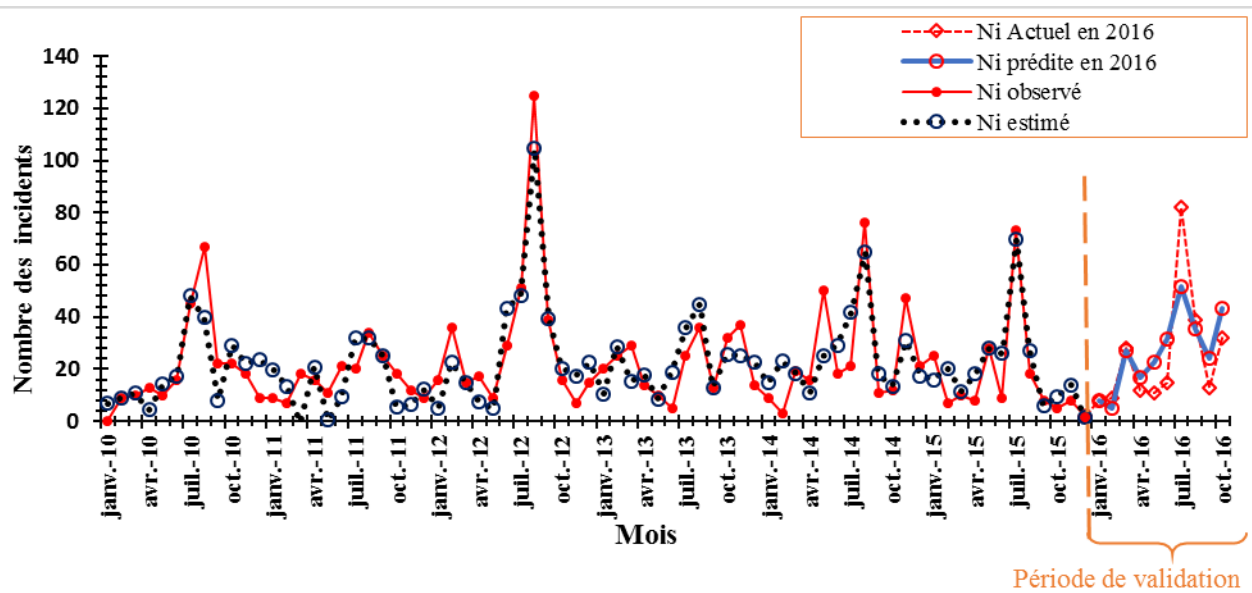


Figure III.10. Nombres réel et prévisionnel d'incidents selon le modèle 2 de  $N_i$

### III.9 Conclusion

Nous avons développé une multitude de modèles basés sur la régression linéaire multiple entre les facteurs climatologiques et le nombre d'incidents de types DR et DRD dus à la pollution d'isolateurs de haute tension installés dans le réseau électrique de 220 kV et 400kV de la région centrale du nord algérien. Il ressort de cette étude statistique montre que le nombre d'incidents varie dans le même sens que celui de la température moyenne, l'humidité et la direction du vent, du fait que leurs coefficients sont positifs. Le paramètre le plus significatif consiste en la température moyenne.

Par ailleurs, le nombre d'incidents varie dans le sens inverse de celui des autres facteurs climatiques à savoir la pression atmosphérique, le point de rosé, le rayonnement solaire global, la visibilité et la vitesse du vent ; du fait que leurs coefficients respectifs sont négatifs. Le point de rosée est le facteur le plus significatif.

## Chapitre IV

Corrélation entre le nombre  
d'incidents d'isolateurs et les  
Conditions Climatiques en  
utilisant ARDL

## IV.1 Introduction

Dans ce chapitre, nous avons utilisé une nouvelle technique d'estimation à retards échelonnés autorégressifs (ARDL) [94, 95] afin d'estimer le nombre d'incidents DR et DRD dus à la pollution d'isolateurs de haute tension en fonction des facteurs climatologiques. La technique ARDL permet l'obtention d'un modèle optimal en sélectionnant les facteurs climatologiques actuels et/ou différées (décalées) ayant des effets significatifs sur les incidents. Pour cela, le critère AIC (Akaike's Information Criterion) a été utilisé [96]. La base de données contient les incidents de types DR et DRD survenus sur les lignes de 220 kV et 400 kV dans le réseau de la région centrale du nord algérien ainsi que les facteurs climatologiques par jour et ce durant la période 2010-2015 (2192 observations par variables). Nous avons converti ces variables quotidiennes en celles mensuelles. Ces dernières ont été introduites dans le modèle ARDL. Le nombre d'incidents d'isolateurs est considéré comme variable dépendante et les 12 facteurs climatologiques (température moyenne, précipitations, humidité, rayonnement solaire, pression de vapeur, profondeur de la neige, point de rosée, pression d'air, visibilité, couverture totale nuageuse, direction du vent et vitesse du vent) désignent les variables indépendantes. En outre, le modèle proposé présente un grand intérêt pour GRTE, puisqu'il permet de prédire les incidents futurs. L'équation générale donnant le nombre d'incidents en fonction des facteurs climatologiques les plus significatives peut s'écrire sous la forme suivante :

$$N_i = f(D_p, T_e, H, P, R_y, P_r, S_{nw}, V_{ap}, V_{is}, W_d, W_s, T_c) \quad (IV.1)$$

## IV.2 Méthodologies et résultats empiriques

Dans cette partie, la méthode d'estimation ARDL proposée a été utilisée pour déterminer une relation optimale entre le nombre d'incidents DR et DRD dus à la pollution d'isolateurs de haute tension et les facteurs climatologiques. Les étapes considérées de la procédure proposée sont identifiées et résumées dans l'organigramme de la figure IV.1.

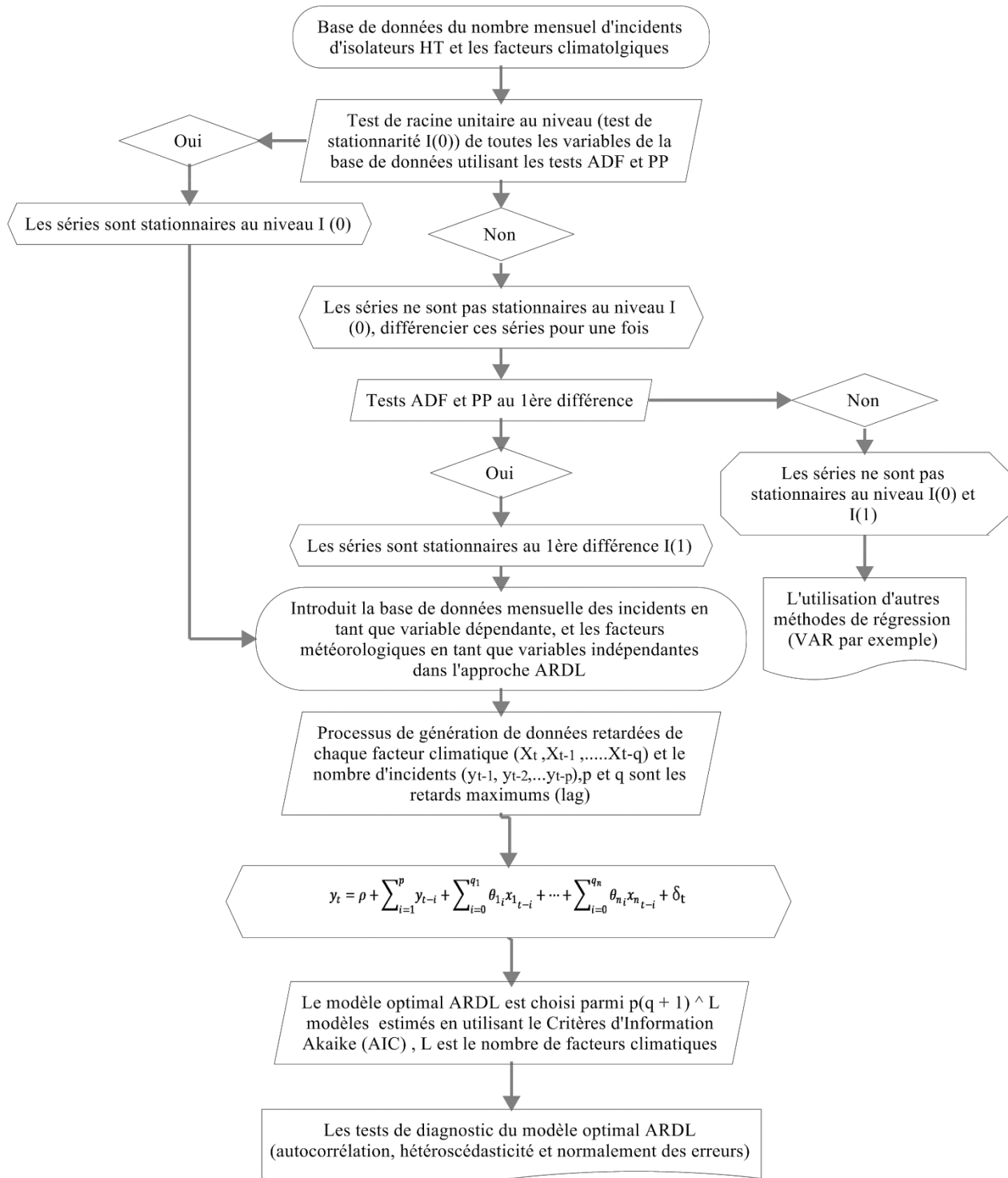


Figure IV.1. Organigramme de la méthode ARDL

### IV.2.1 Tests de racine unitaire

Lors de l'étape de l'identification, l'ordre de stationnarité des variables utilisées est une condition essentielle dans l'application de la méthode ARDL. La variable est dite strictement stationnaire si sa distribution conjointe sur une période donnée est la même que la distribution conjointe d'une autre période, dont la moyenne et la variance restent constantes. Pour tester la stationnarité de nos séries, nous avons utilisé le test de Dickey et Fuller augmenté (ADF) et le test de Philips et Perron (PP) [97, 98].

Les tests ADF et PP dépendent de l'estimation des trois modèles présentés par les équations suivantes en utilisant la méthode des moindres carrés pour détecter la présence ou l'absence de racine unitaire (stationnarité) dans les séries de la base de données.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (IV.2)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (IV.3)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (IV.4)$$

$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  est la première différence de la variable  $y_t$ ;  $\alpha$  est la constante,  $\beta t$  est la tendance du modèle (équation (IV.2) ne contient ni constante, ni tendance ; l'expression (IV.3) est sans tendance, et finalement celle (IV.4) possède une constante et une tendance) et  $e_t$  est le terme d'erreur.

Les tests ADF et PP sont basés sur les rapports statistiques  $t_{ADF}$  et  $t_{PP}$  donnés par les équations suivantes:

$$t_{ADF} = \frac{\hat{\gamma} - 1}{SE_{\hat{\gamma}}} \quad (IV.5)$$

$$t_{PP} = t_{ADF} \left( \sqrt{\frac{\partial_0}{f_0}} \right) - \frac{n(f_0 - \partial_0) SE_{\hat{\gamma}}}{2\sqrt{f_0} s} \quad (IV.6)$$

$\hat{\gamma}$  est l'estimation de  $\gamma$ ,  $SE_{\hat{\gamma}}$  est l'erreur-type du coefficient  $\hat{\gamma}$ ,  $s$  est l'erreur-type des régressions des tests (IV.2-IV.4), et  $n$  est le nombre d'observations du variable. En outre,  $\partial_0$  est une estimation convergente de la variance d'erreur dans les équations (IV.2-IV.4). Le dernier terme  $f_0$ , est un estimateur du spectre résiduel à la fréquence zéro.

Si  $\gamma = 0$ ,  $y_t$  n'est pas stationnaire au niveau d'origine (non intégré à 0 ; la stationnarité au niveau est notée I (0)). Afin de déterminer le degré de stationnarité de la série  $y_t$ , nous testons à nouveau la stationnarité de la différence première  $y_t'$  ( $y_t' = y_t - y_{t-1}$ ) en utilisant les équations (IV.2) à (IV.4). Une telle procédure est également appelée intégré à l'ordre 1 et noté  $y_t \sim I(1)$ .

Si  $\gamma' < 0$ ,  $y_t'$  est stationnaire. Par conséquent, nous concluons que  $y_t$  est une série stationnaire à la différence première ( $y_t$  est intégré à 1, désigné par l'abréviation I (1))

Avant de procéder à l'approche ARDL, nous testons la stationnarité des différentes séries pour nous assurer qu'aucune d'entre elles n'est intégrée à l'ordre deux I(2) ou plus. En effet, l'approche ARDL n'est pas valide en cas de présence de variables intégrées à l'ordre deux ou plus [94].

Les niveaux de stationnarité de chaque série temporelle seront déterminés par les tests ADF (Augmented Dickey-Fuller) et PP (Phillips-Perron). Le test d'hypothèse est le suivant :

$H_0$  : le processus est non stationnaire (présence de racine unitaire) ;

$H_1$  : le processus est stationnaire (absence de racine unitaire).

La règle de décision consiste à comparer la statistique du test ADF et PP aux valeurs critiques définies par Mackinnon [99]. Si la valeur du test ADF est inférieure à celle critique de Mackinnon, l'hypothèse de stationnarité de la série est alors acceptée.

Afin d'examiner la présence de la racine unitaire, les tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et Philip- Perron (PP) ont été appliqués pour toutes les variables. Le tableau ci-après donne les résultats du test de stationnarité.

Tableau IV.1. Résultats du test de la racine unitaire

valeur critique de Mackinnon	Au niveau									au 1 <sup>er</sup> différence									Ordre de stationnarité						
	constante			Constante et tendance			Sans constante et tendance			constante			Constante et tendance			Sans constante et tendance									
	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%							
	-3,52	-2,90	-2,58	-4,09	-3,47	-3,16	-2,59	-1,94	-1,61	-3,52	-2,90	-2,58	-4,09	-3,47	-3,16	-2,59	-1,94	-1,61							
Variable	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP							
$N_i$	-6,48 <sup>1</sup>	-6,41 <sup>1</sup>	-6,42 <sup>1</sup>	-6,35 <sup>1</sup>	-2,75 <sup>1</sup>	-3,58 <sup>1</sup>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	I(0)						
$D_p$	-7,66 <sup>1</sup>	-3,66 <sup>1</sup>	-7,60 <sup>1</sup>	-3,61 <sup>2</sup>	<b>-0,62</b>	<b>-1,32</b>	-7,49 <sup>1</sup>	-4,83 <sup>1</sup>	-7,43 <sup>1</sup>	-4,83 <sup>1</sup>	-7,56 <sup>1</sup>	-4,87 <sup>1</sup>	-6,99 <sup>1</sup>	-3,65 <sup>1</sup>	-7,18 <sup>1</sup>	-3,61 <sup>2</sup>	<b>-0,46</b>	<b>-1,32</b>	-6,95 <sup>1</sup>	-4,30 <sup>1</sup>	-6,92 <sup>1</sup>	-4,29 <sup>1</sup>	-7,01 <sup>1</sup>	-4,33 <sup>1</sup>	I(1)
$T_e$	-6,09 <sup>1</sup>	-3,84 <sup>1</sup>	-6,60 <sup>1</sup>	-3,80 <sup>2</sup>	<b>-0,18</b>	<b>-0,67</b>	-6,07 <sup>1</sup>	-6,76 <sup>1</sup>	-6,06 <sup>1</sup>	-6,72 <sup>1</sup>	-6,12 <sup>1</sup>	-6,81 <sup>1</sup>	-4,72 <sup>1</sup>	-4,68 <sup>1</sup>	-4,99 <sup>1</sup>	-4,97 <sup>1</sup>	<b>-0,73</b>	<b>0,70</b>	-11,02 <sup>1</sup>	-11,57 <sup>1</sup>	-10,97 <sup>1</sup>	-11,52 <sup>1</sup>	-11,04 <sup>1</sup>	-11,57 <sup>1</sup>	I(1)
$H$	-6,09 <sup>1</sup>	-3,84 <sup>1</sup>	-6,60 <sup>1</sup>	-3,80 <sup>2</sup>	<b>-0,18</b>	<b>-0,67</b>	-6,07 <sup>1</sup>	-6,76 <sup>1</sup>	-6,06 <sup>1</sup>	-6,72 <sup>1</sup>	-6,12 <sup>1</sup>	-6,81 <sup>1</sup>	-4,72 <sup>1</sup>	-4,68 <sup>1</sup>	-4,99 <sup>1</sup>	-4,97 <sup>1</sup>	<b>-0,73</b>	<b>0,70</b>	-11,02 <sup>1</sup>	-11,57 <sup>1</sup>	-10,97 <sup>1</sup>	-11,52 <sup>1</sup>	-11,04 <sup>1</sup>	-11,57 <sup>1</sup>	I(1)
$P$	-4,72 <sup>1</sup>	-4,68 <sup>1</sup>	-4,99 <sup>1</sup>	-4,97 <sup>1</sup>	<b>-0,73</b>	<b>0,70</b>	-11,02 <sup>1</sup>	-11,57 <sup>1</sup>	-10,97 <sup>1</sup>	-11,52 <sup>1</sup>	-11,04 <sup>1</sup>	-11,57 <sup>1</sup>	-8,41 <sup>1</sup>	-3,65 <sup>1</sup>	-10,01 <sup>1</sup>	-3,58 <sup>2</sup>	<b>-0,04</b>	<b>-1,29</b>	-8,84 <sup>1</sup>	-3,99 <sup>1</sup>	-8,77 <sup>1</sup>	-3,99 <sup>2</sup>	-8,90 <sup>1</sup>	-4,02 <sup>1</sup>	I(1)
$R_y$	-8,41 <sup>1</sup>	-3,65 <sup>1</sup>	-10,01 <sup>1</sup>	-3,58 <sup>2</sup>	<b>-0,04</b>	<b>-1,29</b>	-8,84 <sup>1</sup>	-3,99 <sup>1</sup>	-8,77 <sup>1</sup>	-3,99 <sup>2</sup>	-8,90 <sup>1</sup>	-4,02 <sup>1</sup>	-6,11 <sup>1</sup>	-5,78 <sup>1</sup>	-6,23 <sup>1</sup>	-5,81 <sup>1</sup>	-2,44 <sup>2</sup>	-3,23 <sup>1</sup>	-	-	-	-	-	-	I(0)
$P_r$	-6,11 <sup>1</sup>	-5,78 <sup>1</sup>	-6,23 <sup>1</sup>	-5,81 <sup>1</sup>	-2,44 <sup>2</sup>	-3,23 <sup>1</sup>	-	-	-	-	-	-	-8,41 <sup>1</sup>	-3,65 <sup>1</sup>	-10,01 <sup>1</sup>	-3,58 <sup>2</sup>	<b>-0,04</b>	<b>-1,29</b>	-8,84 <sup>1</sup>	-3,99 <sup>1</sup>	-8,77 <sup>1</sup>	-3,99 <sup>2</sup>	-8,90 <sup>1</sup>	-4,02 <sup>1</sup>	I(0)
$S_{nw}$	-8,41 <sup>1</sup>	-3,65 <sup>1</sup>	-10,01 <sup>1</sup>	-3,58 <sup>2</sup>	<b>-0,04</b>	<b>-1,29</b>	-8,84 <sup>1</sup>	-3,99 <sup>1</sup>	-8,77 <sup>1</sup>	-3,99 <sup>2</sup>	-8,90 <sup>1</sup>	-4,02 <sup>1</sup>	-8,41 <sup>1</sup>	-3,65 <sup>1</sup>	-10,01 <sup>1</sup>	-3,58 <sup>2</sup>	<b>-0,04</b>	<b>-1,29</b>	-8,84 <sup>1</sup>	-3,99 <sup>1</sup>	-8,77 <sup>1</sup>	-3,99 <sup>2</sup>	-8,90 <sup>1</sup>	-4,02 <sup>1</sup>	I(0)
$V_{ap}$	-8,23 <sup>1</sup>	-3,66 <sup>1</sup>	-8,20 <sup>1</sup>	-3,62 <sup>2</sup>	<b>-0,74</b>	<b>-1,41</b>	-6,68 <sup>1</sup>	-4,37 <sup>1</sup>	-6,64 <sup>1</sup>	-4,35 <sup>1</sup>	-6,74 <sup>1</sup>	-4,40 <sup>1</sup>	-8,23 <sup>1</sup>	-3,66 <sup>1</sup>	-8,20 <sup>1</sup>	-3,62 <sup>2</sup>	<b>-0,74</b>	<b>-1,41</b>	-6,68 <sup>1</sup>	-4,37 <sup>1</sup>	-6,64 <sup>1</sup>	-4,35 <sup>1</sup>	-6,74 <sup>1</sup>	-4,40 <sup>1</sup>	I(1)
$V_{is}$	-5,51 <sup>1</sup>	-5,55 <sup>1</sup>	-5,61 <sup>1</sup>	-5,64 <sup>1</sup>	<b>-0,41</b>	<b>-0,33</b>	-10,90 <sup>1</sup>	-11,43 <sup>1</sup>	-10,82 <sup>1</sup>	-11,34 <sup>1</sup>	-10,98 <sup>1</sup>	-11,52 <sup>1</sup>	-5,51 <sup>1</sup>	-5,55 <sup>1</sup>	-5,61 <sup>1</sup>	-5,64 <sup>1</sup>	<b>-0,41</b>	<b>-0,33</b>	-10,90 <sup>1</sup>	-11,43 <sup>1</sup>	-10,82 <sup>1</sup>	-11,34 <sup>1</sup>	-10,98 <sup>1</sup>	-11,52 <sup>1</sup>	I(1)
$W_d$	-3,24 <sup>2</sup>	-3,07 <sup>2</sup>	-3,51 <sup>2</sup>	-3,43 <sup>3</sup>	<b>-0,65</b>	<b>-0,67</b>	-11,34 <sup>1</sup>	-11,81 <sup>1</sup>	-11,27 <sup>1</sup>	-11,76 <sup>1</sup>	-11,42 <sup>1</sup>	-11,90 <sup>1</sup>	-3,24 <sup>2</sup>	-3,07 <sup>2</sup>	-3,51 <sup>2</sup>	-3,43 <sup>3</sup>	<b>-0,65</b>	<b>-0,67</b>	-11,34 <sup>1</sup>	-11,81 <sup>1</sup>	-11,27 <sup>1</sup>	-11,76 <sup>1</sup>	-11,42 <sup>1</sup>	-11,90 <sup>1</sup>	I(1)
$W_s$	-3,92 <sup>1</sup>	-3,88 <sup>1</sup>	-4,10 <sup>1</sup>	-4,12 <sup>1</sup>	<b>-1,26</b>	<b>-1,33</b>	-11,49 <sup>1</sup>	-11,66 <sup>1</sup>	-11,43 <sup>1</sup>	-11,59 <sup>1</sup>	-11,54 <sup>1</sup>	-11,70 <sup>1</sup>	-3,92 <sup>1</sup>	-3,88 <sup>1</sup>	-4,10 <sup>1</sup>	-4,12 <sup>1</sup>	<b>-1,26</b>	<b>-1,33</b>	-11,49 <sup>1</sup>	-11,66 <sup>1</sup>	-11,43 <sup>1</sup>	-11,59 <sup>1</sup>	-11,54 <sup>1</sup>	-11,70 <sup>1</sup>	I(1)
$T_c$	-5,90 <sup>1</sup>	-4,36 <sup>1</sup>	-6,02 <sup>1</sup>	-4,40 <sup>1</sup>	<b>-1,35</b>	<b>-1,30</b>	-9,72 <sup>1</sup>	-9,68 <sup>1</sup>	-9,65 <sup>1</sup>	-9,62 <sup>1</sup>	-9,77 <sup>1</sup>	-9,74 <sup>1</sup>	-5,90 <sup>1</sup>	-4,36 <sup>1</sup>	-6,02 <sup>1</sup>	-4,40 <sup>1</sup>	<b>-1,35</b>	<b>-1,30</b>	-9,72 <sup>1</sup>	-9,68 <sup>1</sup>	-9,65 <sup>1</sup>	-9,62 <sup>1</sup>	-9,77 <sup>1</sup>	-9,74 <sup>1</sup>	I(1)

(<sup>1</sup>), (<sup>2</sup>) and (<sup>3</sup>) représentent respectivement 1%, 5%, et 10%.

Selon l'estimation du modèle à niveau sans tendance et sans constante pour les séries ( $D_p$ ,  $T_e$ ,  $H$ ,  $P$ ,  $R_y$ ,  $V_{ap}$ ,  $V_{is}$ ,  $W_d$ ,  $W_s$ ,  $T_c$ ), les tests statistiques de ADF et PP sont plus élevés que les valeurs critiques (1 %, 5 % et 10 %) définies par Mackinnon. Les séries ne sont pas stationnaires à niveau. Par conséquent, nous acceptons l'hypothèse  $H_0$  de l'existence de la racine unitaire. Pour



cette raison, nous avons besoin de différencier ces séries pour une fois. Les mêmes procédures de ADF et PP sont répétées pour la série différenciée. Les tests statistiques obtenus pour les trois modèles (avec constante, avec constante et tendance, sans constante et tendance) sont inférieurs aux valeurs critiques définies par Mackinnon et ils ont des probabilités très significatives. Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse  $H_0$ . Cela signifie que les séries sont stationnaires à l'ordre 1 (I(1)).

Pour les autres variables ( $N_i$ ,  $P_r$  et  $S_{nw}$ ), les tests statistiques de ADF et PP sont inférieurs aux valeurs critiques de Mackinnon au 1 %, 5 % et 10 % ; l'hypothèse  $H_0$  est donc rejetée. Cela signifie que les séries sont stationnaires à niveau (I(0)). En résumé, les résultats dans le tableau 9 suggèrent que toutes nos variables sont I(0) et I(1). Nous pouvons alors utiliser l'approche ARDL pour établir une relation optimale entre le nombre d'incidents liées aux isolateurs de haute tension et les facteurs climatologiques dans la région centrale du nord algérien.

### IV.2.2 Processus de génération de données

Nous créons de nouvelles variables à travers le processus de retardation du nombre d'incidents et des facteurs climatologiques. La figure IV.2 représente la forme matricielle de la base de données actuelle et différée.

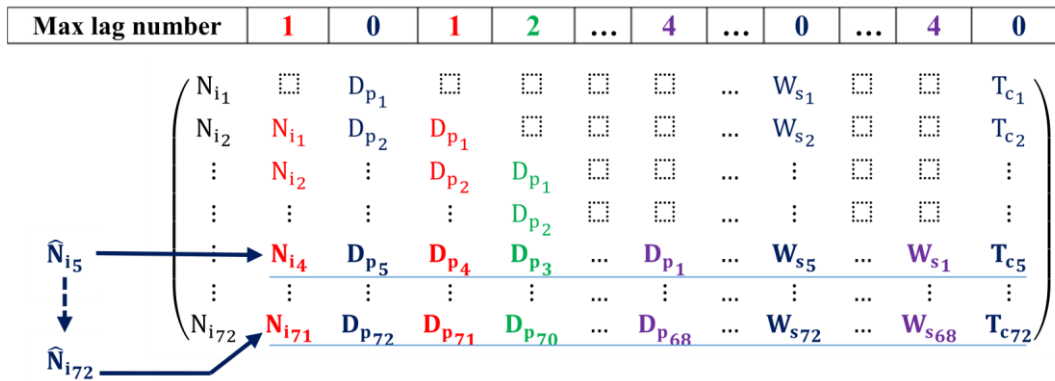


Figure IV.2. Matrice de la nouvelle base de données

Par exemple,  $\hat{N}_{i_5}$  et  $\hat{N}_{i_{72}}$  sont le nombre d'incidents estimés pour le 5<sup>ème</sup> et le 72<sup>ème</sup> mois, respectivement, en utilisant le nombre d'incidents et les facteurs climatologiques décalés.

### IV.2.3 Critère de sélection du modèle ARDL optimal de $N_i$

Le modèle relatif au nombre d'incidents dus à la pollution d'isolateurs estimé par la méthode de régression ARDL ( $p, q_k$ ) est présenté par l'équation suivante :

$$N_t = \rho + \sum_{i=0}^p \theta_{1i} N_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \theta_{2i} D_{p_{t-i}} + \sum_{i=0}^{q_2} \theta_{3i} T_{e_{t-i}} + \sum_{i=0}^{q_3} \theta_{4i} H_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \theta_{5i} P_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \theta_{6i} R_{y_{t-i}} + \sum_{i=0}^{q_6} \theta_{7i} P_{r_{t-i}} + \sum_{i=0}^{q_7} \theta_{8i} S_{nw_{t-i}} + \sum_{i=0}^{q_8} \theta_{9i} V_{ap_{t-i}} + \sum_{i=0}^{q_9} \theta_{10i} V_{is_{t-i}} + \sum_{i=0}^{q_{10}} \theta_{11i} W_{d_{t-i}} + \sum_{i=0}^{q_{11}} \theta_{12i} W_{s_{t-i}} + \sum_{i=0}^{q_{12}} \theta_{13i} T_{c_{t-i}} + e_t \quad (IV.7)$$

$e_t$  est le terme d'erreur,  $\rho$  représente la constante,  $q_i$  est la longueur des retards des variables indépendantes (facteurs climatiques),  $p$  est la longueur de décalage de la variable dépendante  $N_{i_t}$  ( $p > 1$ ) et  $t$  est la variable de la série temporelle.

Dans notre étude, nous avons choisi pour les longueurs maximales des retards  $p=1$  mois,  $q_{(1-11)}=4$  mois et  $q_{12}=0$  mois (sans décalage). Le nombre possible des modèles ARDL est :  $p(q+1)^{11} = 1(4+1)^{11} = 48828125$ . Pratiquement, nous pouvons identifier  $p$  et  $q_k$  de la structure optimale pour la spécification ARDL en appliquant le critère AIC (Akaike Information Criterion) [96, 100-102], avec la plus faible valeur souhaitable de AIC [103]. Ce critère est recommandé pour vérifier que le modèle élaboré donne vraiment une description adéquate de la base de données. La quantité AIC est calculée par l'équation (IV.8) :

$$AIC = \ln(2\pi) + \ln\left(\frac{SSR(N_{i_t})}{n}\right) + \left(\frac{n+2k}{n}\right) \quad (IV.8)$$

où:

- $SSR(N_{i_t})$  est la somme des carrés des résidus du modèle, dans laquelle  $SSR(N_{i_t})$  est donnée par l'équation suivante:

$$SSR(N_{i_t}) = \sum_{j=1}^n (N_{i_j} - \widehat{N}_{i_j}) \quad (IV.9)$$

- $k$  est le nombre de variables dans le modèle optimal d'ARDL ( $k = 49$ ) ;
- $n$  est le nombre d'observations ( $72 -$  la longueur maximale de retard  $= 72 - 4 = 68$ ).

La figure IV.3 et le tableau IV.2 présentent les longueurs optimales des retards calculées en tenant compte du critère AIC. Ces longueurs consistent en le nombre d'incidents et les facteurs climatologiques. Leurs valeurs sont 1, 4, 4, 0, 3, 4, 3, 3, 4, 4, 2, 4 et 0. Elles correspondent respectivement aux  $N_i$ ,  $T_e$ ,  $P_r$ ,  $H$ ,  $R_y$ ,  $S_{nw}$ ,  $V_{ap}$ ,  $V_{is}$ ,  $W_d$ ,  $W_s$ ,  $D_p$  et  $P$ . La valeur minimale de AIC ( Akaike info criterion) est de 6.386880 (Tableau IV.2).

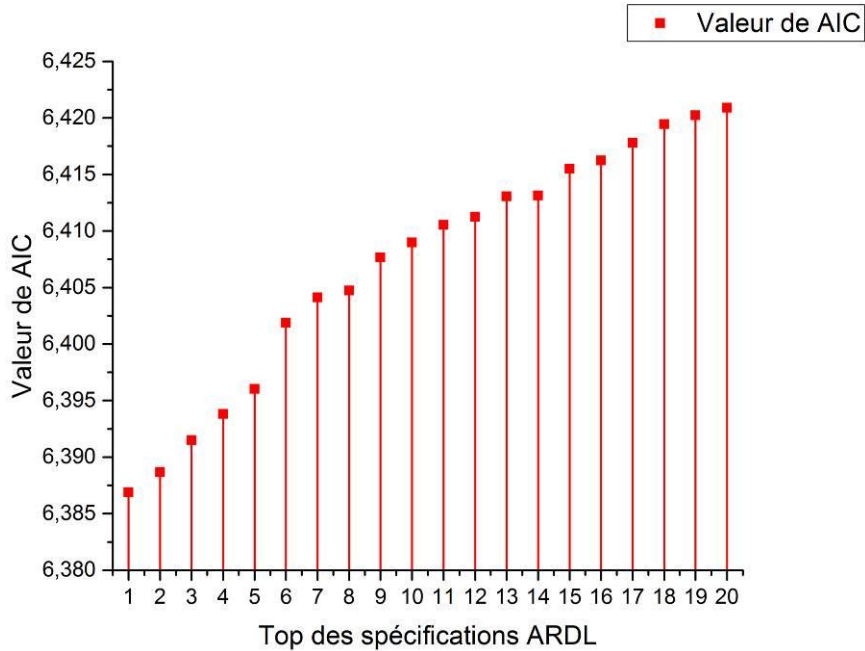


Figure IV.3. Valeurs des AIC pour les 20 meilleurs modèles ARDL

Tableau IV.2. Sélection des longueurs de décalage optimales à l'aide de AIC

	AIC	Adj, R-sq	Spécification
1	6,386880	0,927741	ARDL(1, 4, 4, 0, 3, 4, 3, 3, 4, 4, 2, 4, 0)
2	6,388676	0,927611	ARDL(1, 3, 4, 0, 3, 4, 4, 3, 4, 4, 2, 4, 0)
3	6,391491	0,923502	ARDL(1, 3, 4, 2, 4, 4, 4, 4, 4, 4, 0, 4, 0)
4	6,393806	0,920894	ARDL(1, 3, 4, 2, 4, 4, 4, 4, 4, 4, 1, 4, 0)
5	6,396041	0,925256	ARDL(1, 3, 4, 1, 3, 4, 4, 3, 4, 4, 2, 4, 0)
6	6,401891	0,924817	ARDL(1, 4, 4, 0, 4, 4, 3, 3, 4, 4, 2, 4, 0)
7	6,404114	0,924650	ARDL(1, 4, 4, 1, 3, 4, 3, 3, 4, 4, 2, 4, 0)
8	6,404736	0,922482	ARDL(1, 3, 4, 0, 4, 4, 4, 4, 4, 4, 2, 4, 0)
9	6,407673	0,919789	ARDL(1, 3, 4, 1, 4, 4, 4, 4, 4, 4, 2, 4, 0)
10	6,408992	0,924282	ARDL(1, 4, 4, 0, 3, 4, 4, 3, 4, 4, 2, 4, 0)
11	6,410535	0,924165	ARDL(1, 3, 4, 0, 3, 4, 4, 4, 4, 4, 2, 4, 0)
12	6,411239	0,924111	ARDL(1, 3, 4, 0, 4, 4, 4, 3, 4, 4, 2, 4, 0)
13	6,413064	0,923973	ARDL(1, 4, 4, 0, 3, 4, 3, 3, 4, 4, 3, 4, 0)
14	6,413122	0,921829	ARDL(1, 3, 4, 1, 3, 4, 4, 4, 4, 4, 2, 4, 0)
15	6,415506	0,923787	ARDL(1, 3, 4, 0, 3, 4, 4, 3, 4, 4, 3, 4, 0)
16	6,416243	0,923731	ARDL(1, 4, 4, 0, 3, 4, 3, 4, 4, 4, 2, 4, 0)
17	6,417802	0,918972	ARDL(1, 3, 4, 3, 4, 4, 4, 4, 4, 4, 0, 4, 0)
18	6,419450	0,915937	ARDL(1, 3, 4, 3, 4, 4, 4, 4, 4, 4, 1, 4, 0)
19	6,420240	0,921271	ARDL(1, 4, 4, 0, 4, 4, 3, 4, 4, 4, 2, 4, 0)
20	6,420891	0,918722	ARDL(1, 4, 4, 2, 4, 4, 4, 4, 4, 4, 0, 4, 0)

#### IV.2.4 Coefficient de détermination R<sup>2</sup> du modèle ARDL optimal de N<sub>i</sub>

L'une des analyses statistiques du modèle ARDL optimale de N<sub>i</sub> est le coefficient de détermination du modèle, à savoir R-carré (R<sup>2</sup>) et R-carré ajusté (R<sub>adj</sub><sup>2</sup>) [48, 77]. Ils sont utilisés

pour mesurer le succès de la régression optimale obtenue en prédisant les valeurs du nombre d'incidents.  $R^2$  et  $R_{adj}^2$  sont calculés respectivement par les équations (IV.10) et (IV.11):

$$R^2 = \frac{SSE(N_{it})}{SST(N_{it})} \quad (IV.10)$$

$$R^2_{adj} = 1 - \frac{SSR(N_{it})/(n-k)}{SST(N_{it})/(n-1)} \quad (IV.11)$$

Nous définissons la somme des carrés expliqués et la somme totale des carrés (SSE et SST) correspondent au modèle proposé de  $N_i$  [48], comme suit:

$$SSE(N_{it}) = \sum_{j=1}^{68} (\widehat{N}_{1j} - \bar{N}_1)^2 \quad (IV.12)$$

$$SST(N_{it}) = SSE(N_{it}) + SSR(N_{it}) \quad (IV.13)$$

### IV.2.5 Résultats et discussions

Le tableau IV.3 présente les résultats d'estimation pour le nombre d'incidents  $N_i$  utilisant la méthode à retards échelonnés autorégressifs (ARDL). Le modèle optimal estimé est comme suit :

$$\begin{aligned} N_i = & -0.004N_{i-1} - 34.63 D_{p_0} + 2.55D_{p-1} + 6.11D_{p-2} + 32.16T_{e_0} + 1.11T_{e-1} \\ (t_c) \quad & (-0.05) \quad (-6.87) \quad (1.17) \quad (3.82) \quad (4.52) \quad (0.24) \\ & -9.40T_{e-2} - 5.93T_{e-3} + 1.90T_{e-4} + 7.08H_0 - 2.15P_0 + 3.68P_{-1} - 2.55P_{-2} + 1.62P_{-3} - 1.30P_{-4} \\ & (-2.63) \quad (-2.46) \quad (1.88) \quad (5.14) \quad (-3.36) \quad (5.78) \quad (-3.98) \quad (2.84) \quad (-2.52) \\ & + 0.034R_{y_0} + 0.23R_{y-1} - 0.011R_{y-2} - 0.602R_{y-3} - 0.05P_{r_0} + 0.014P_{r-1} - 0.023P_{r-2} - 0.025P_{r-3} \\ & (0.29) \quad (2.14) \quad (-0.10) \quad (-5.77) \quad (-3.38) \quad (1.08) \quad (-1.93) \quad (-2.24) \\ & - 0.016P_{r-4} + 0.14S_{nw_0} + 0.02S_{nw-1} + 0.02S_{nw-2} + 0.13S_{nw-3} - 0.13S_{nw-4} + 0.57V_{ap_0} \\ & (-1.92) \quad (4.42) \quad (0.73) \quad (0.63) \quad (3.15) \quad (-3.36) \quad (0.16) \\ & - 2.28V_{ap-1} + 8.4V_{ap-2} + 6.12V_{ap-3} - 11.84V_{is_0} + 3.43V_{is-1} + 1.55V_{is-2} + 5.3V_{is-3} - 0.02W_{d_0} \\ & (-0.72) \quad (3.2) \quad (2.86) \quad (-8.38) \quad (2.14) \quad (1.18) \quad (4.28) \quad (-0.36) \\ & - 0.15W_{d-1} - 0.15W_{d-2} + 0.17W_{d-3} + 0.18W_{d-4} - 3.7W_{s_0} + 0.67W_{s-1} + 2.16W_{s-2} + 0.02W_{s-3} \\ & (-2.41) \quad (-2.34) \quad (2.62) \quad (2.62) \quad (0.08) \quad (0.74) \quad (2.39) \quad (0.02) \\ & - 3.96W_{s-4} - 1.09T_{c_0} + 76.72 \\ & (-5.09) \quad (-0.37) \quad (0.08) \end{aligned} \quad (IV.14)$$

$t_c$  est comparée en valeur absolue avec la valeur t-statistique critique affichée dans le tableau de Student ( $t(n-k, 5\%) = t(18, 5\%) = 2.1$ ) [52].

Tableau IV.3. Résultats relatifs aux coefficients du modèle ARDL optimal

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	SIG	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	SIG
$N_i(-1)$	-0,004634	0,091527	-0,050630	0,9601		$S_{nw}(-1)$	0,025381	0,034421	0,737386	0,4699	
$D_p(0)$	-34,63921	5,041990	-6,870146	0,0000	***	$S_{nw}(-2)$	0,027301	0,042745	0,638689	0,5306	
$D_p(-1)$	2,552390	2,175966	1,172992	0,2553		$S_{nw}(-3)$	0,138023	0,043739	3,155640	0,0052	***
$D_p(-2)$	6,115499	1,598913	3,824785	0,0011	***	$S_{nw}(-4)$	-0,130137	0,038681	-3,364361	0,0033	***
$T_e(0)$	32,16101	7,102169	4,528337	0,0002	***	$V_{ap}(0)$	0,572009	3,551998	0,161039	0,8738	
$T_e(-1)$	1,111598	4,515781	0,246159	0,8082		$V_{ap}(-1)$	-2,289722	3,180077	-0,720021	0,4803	
$T_e(-2)$	-9,409738	3,571324	-2,634804	0,0163	***	$V_{ap}(-2)$	8,407362	2,620353	3,208485	0,0046	***
$T_e(-3)$	-5,935182	2,411060	-2,461648	0,0236	***	$V_{ap}(-3)$	6,124056	2,137183	2,865481	0,0099	***
$T_e(-4)$	1,902397	1,007910	1,887468	0,0745	*	$V_{is}(0)$	-11,84694	1,412505	-8,387179	0,0000	***
$H(0)$	7,088039	1,378464	5,141983	0,0001	***	$V_{is}(-1)$	3,432434	1,601739	2,142941	0,0453	**
$P(0)$	-2,155703	0,639909	-3,368766	0,0032	***	$V_{is}(-2)$	1,553350	1,314953	1,181297	0,2521	
$P(-1)$	3,678429	0,636193	5,781942	0,0000	***	$V_{is}(-3)$	5,304741	1,239329	4,280332	0,0004	***
$P(-2)$	-2,554705	0,640907	-3,986075	0,0008	***	$W_d(0)$	-0,021542	0,059513	-0,361972	0,7214	
$P(-3)$	1,624012	0,570633	2,845983	0,0103	***	$W_d(-1)$	-0,150476	0,062307	-2,415052	0,0260	**
$P(-4)$	-1,306863	0,517049	-2,527543	0,0205	***	$W_d(-2)$	-0,159962	0,068160	-2,346865	0,0299	**
$R_y(0)$	0,034186	0,114084	0,299661	0,7677		$W_d(-3)$	0,177650	0,067794	2,620438	0,0168	**
$R_y(-1)$	0,234395	0,109329	2,143942	0,0452	**	$W_d(-4)$	0,187271	0,071316	2,625932	0,0166	**
$R_y(-2)$	-0,011789	0,110148	-0,107028	0,9159		$W_s(0)$	0,075959	0,916436	0,082885	0,9348	
$R_y(-3)$	-0,602002	0,104233	-5,775571	0,0000	***	$W_s(-1)$	0,676339	0,906030	0,746486	0,4645	
$P_r(0)$	-0,050469	0,014896	-3,388069	0,0031	***	$W_s(-2)$	2,162867	0,902074	2,397660	0,0269	**
$P_r(-1)$	0,014276	0,013155	1,085202	0,2914		$W_s(-3)$	0,025996	0,882371	0,029462	0,9768	
$P_r(-2)$	-0,023863	0,012321	-1,936723	0,0678	*	$W_s(-4)$	-3,967248	0,779293	-5,090833	0,0001	***
$P_r(-3)$	-0,025723	0,011441	-2,248372	0,0366	**	$T_c(0)$	-1,095515	2,929747	-0,373928	0,7126	
$P_r(-4)$	-0,016839	0,008734	-1,928012	0,0689	*	$\rho$	76,72621	906,2521	0,084663	0,9334	
$S_{nw}(0)$	0,149411	0,033732	4,429365	0,0003	***						

\*\*\*, \*\*, \* représentent respectivement les niveaux de signification 1%, 5% et 10%

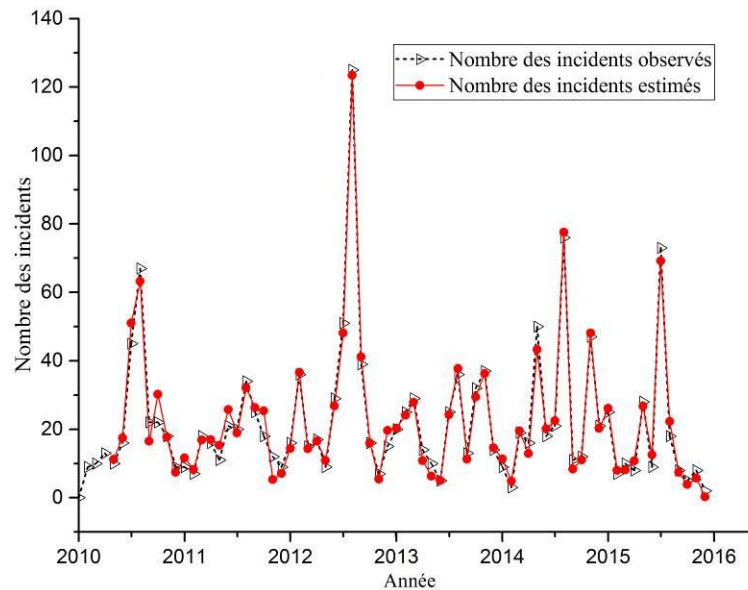


Figure IV.4. Nombre d'incidents  $N_i$  observés et estimés utilisant ARDL

D'après les résultats de cette estimation présentés dans le tableau IV.3 et sur la figure IV.4, nous pouvons dire que l'influence des variables climatologiques sur le nombre d'incidents dus aux isolateurs de haute tension installés dans le réseau électrique de la région central du nord algérien

est bien significative, du fait que la probabilité de Fisher ( $\text{Pr}(F\text{-Stat})=0,0000$ ) est inférieure à 0,05. Les valeurs de  $R^2$  (0,97) et de  $R^2_{\text{ajusté}}$  (0,92) montrent que l'ensemble des variables explicatives choisies dans le modèle théorique ont une influence importante sur la variable expliquée. En conséquence, le modèle est satisfaisant.

### IV.3 Tests et diagnostics statistiques du modèle ARDL de $N_i$

Nous abordons ici les tests statistiques usuels de diagnostic se référant à l'identification d'autocorrélation d'erreur et hétéroskédasticité conditionnelle. Il convient de vérifier la normalité des erreurs. Ces preuves indiquent clairement que la régression obtenue par la méthode ARDL de  $N_i$  est vérifiée.

Dans cette partie nous allons étudier les tests classiques à effectuer pour vérifier l'efficacité du modèle ARDL de  $N_i$ .

Il convient donc de tester la normalité des erreurs du modèle de  $N_i$  (équation (IV.7)) a posteriori en utilisant la régression auxiliaire des résidus donnée par l'équation suivante :

$$e_t = \vartheta + \sum_{i=1}^p b_{1i} N_{i,t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} b_{2i} D_{p,t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} b_{3i} T_{e,t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} b_{4i} H_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} b_{5i} P_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} b_{6i} R_{y,t-i} + \sum_{i=0}^{q_6} b_{7i} P_{r,t-i} + \sum_{i=0}^{q_7} b_{8i} S_{nw,t-i} + \sum_{i=0}^{q_8} b_{9i} V_{ap,t-i} + \sum_{i=0}^{q_9} b_{10i} V_{is,t-i} + \sum_{i=0}^{q_{10}} b_{11i} W_{d,t-i} + \sum_{i=0}^{q_{11}} b_{12i} W_{s,t-i} + \sum_{i=0}^{q_{12}} b_{13i} T_{c,t-i} + \sum_{i=0}^h c_i e_{t-i} + \omega_t \quad (IV.15)$$

#### IV.3.1 Test de Jarque et Bera (JB)

Le test de Jarque et Bera (JB) est fondé sur le calcul des coefficients d'asymétrie  $S_k$  (Skewness) et d'aplatissement  $K_u$  (Kurtosis). Son avantage est qu'il permet de conclure à la fois sur l'asymétrie et l'importance des queues (aplatissement) de la distribution des résidus (erreurs).  $S_k$ ,  $K_u$  et JB sont calculés de la manière suivante :

$$S_k = \frac{n}{(n-1)(n-2)} \sum_1^n \frac{(e_i - \bar{e})^3}{\sigma_e^3} = \frac{\beta_1^2 - 0}{\sqrt{\frac{6}{n}}} \quad (IV.16)$$

$$K_u = \frac{n(n+1)}{(n-1)(n-2)(n-3)} \sum_1^n \frac{(e_i - \bar{e})^4}{\sigma_e^4} = \frac{\beta_2 - 0}{\sqrt{\frac{24}{n}}} \quad (IV.17)$$

$$JB = n \left( \frac{S_k^2}{6} + \frac{(K_u - 3)^2}{24} \right) \quad (IV.18)$$

$\bar{e}$  et  $\sigma_e$  sont respectivement la valeur moyenne et l'écart-type des résidus  $e_t$ ,  $n=68$ ,  $\beta_1^{1/2}$  est le coefficient d'asymétrie de la distribution des résidus (d'après la figure IV.5, coefficient de

Skewenees vaut :  $\beta_1^{1/2} = -0.37$ ) et  $\beta_2$  est le coefficient d'aplatissement (épaisseur des queues ou coefficient de kurtosis, d'après la figure IV.5,  $\beta_2 = 3.69$ ).

JB calculé est comparé à la valeur critique de la distribution khi deux  $\chi^2(5\%, 2)$  [104]. si le JB est inférieur à  $\chi^2(5\%, 2)$ , le processus des résidus  $e_t$  est considéré comme étant un bruit blanc gaussien (distribution normale).

Les valeurs des tests d'asymétrie  $S_k$  et d'aplatissement des résidus  $K_u$  sont calculées et comparés à la valeur de la loi normale au seuil de 5 % (1,96) conformément aux équations suivantes :

$$S_k = \frac{|-0,37-0|}{\sqrt{\frac{6}{68}}} = 1,245 < 1,96 \tag{IV.19}$$

$$K_u = \frac{|3,69-3|}{\sqrt{\frac{24}{68}}} = 1,16 < 1,96 \tag{IV.20}$$

D'après les valeurs calculées en utilisant (IV.19) et (IV.20), nous acceptons l'hypothèse de normalité de la distribution des erreurs en matières de symétrie et d'aplatissement.

En outre, nous avons calculé la statistique du Jarque-Bera (JB) en, se basant sur l'équation (IV.18). L'hypothèse de normalité des résidus est acceptée au niveau de signification de 5%, puisque  $JB = 2.9 < \chi^2(5\%, 2) = 5.99$  [105, 106].

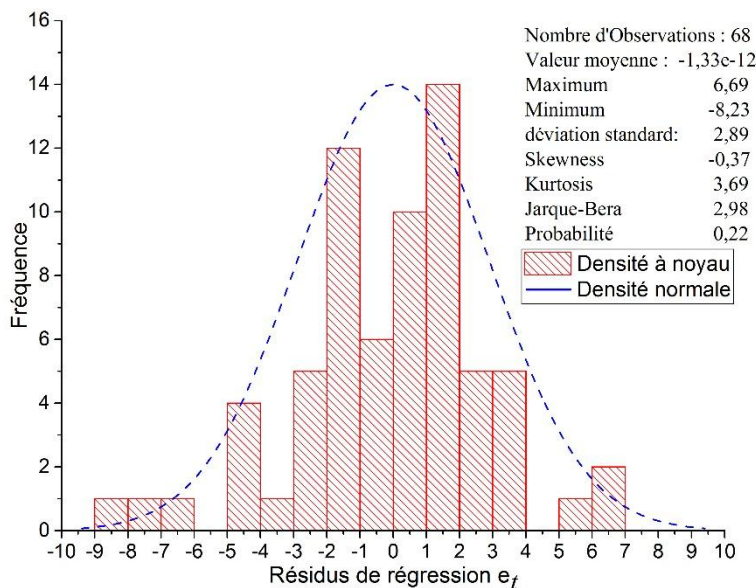


Figure IV.5. Histogramme de la distribution marginale des erreurs ( $e_t$ )

Tout écart significatif par rapport à la loi normale peut être testé et visualisé graphiquement [76]. La figure IV.5 illustre de façon simple que les résidus du modèle optimale de  $N_i$  obtenu par l'équation (IV.14) suivent une loi normale.

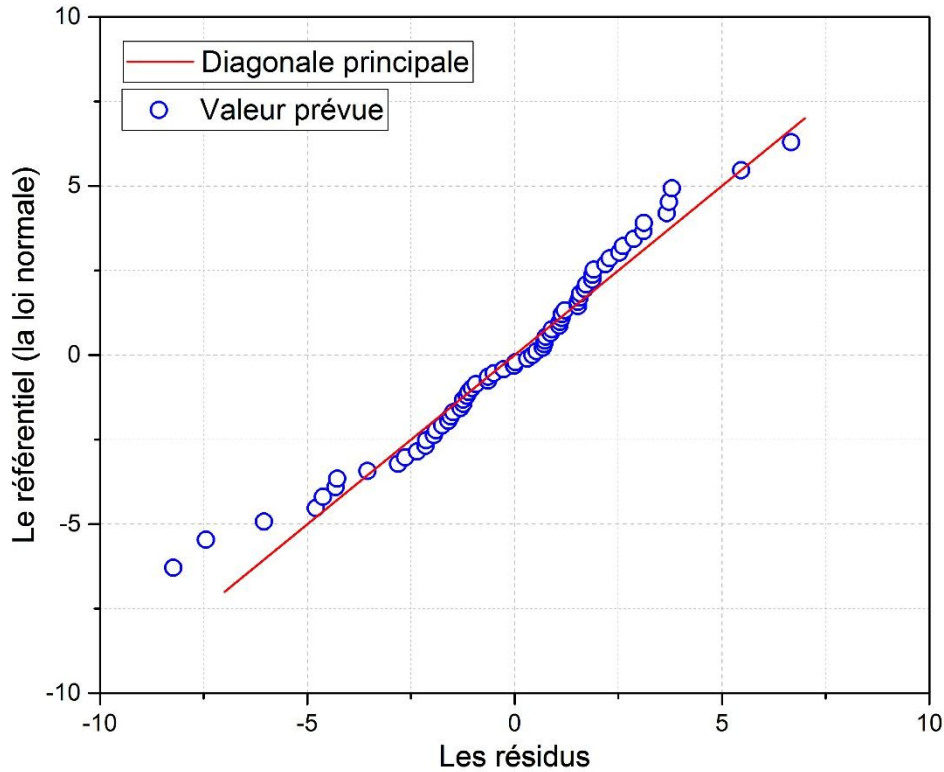


Figure IV.6. La distribution normale des résidus (courbe du Q-Q)

A partir de la caractéristique Q-Q (Figure IV.6.), les résidus sont distribués selon la loi de la normale centrée et réduite, du fait que les valeurs de ceux-ci sont majoritairement collées à la diagonale [107].

### IV.3.2 Test de Breusch-Godfrey [108]

D'après le résultat du test de BG obtenu (tableau IV.5), les résidus ne sont pas autocorrélés (absence d'autocorrélation) car la probabilité critique du Fisher ( $\text{Prob. } F_{\text{value}}(\text{BG}) = 0,2420$ ) est supérieure à 5 %. Nous pouvons donc conclure l'inexistence d'autocorrélation des erreurs.

Tableau IV.5. Résultats du test de Breusch-Godfrey

Test de Breusch-Godfrey	
$F_{\text{value}}(\text{BG})$	$\text{Prob. } F_{\text{value}}(11,50)$
1,5441	0,2420



### IV.3.3 Tests d'homoscédasticité

Les conséquences de l'hétéroscédasticité sont identiques à celles de l'autocorrélation des erreurs, c'est-à-dire que l'estimateur est sans biais. Nous allons présenter les différents tests permettant de détecter l'hétéroscédasticité.

#### IV.3.3.1 Test de Breusch-Pagan-Godfrey d'hétéroscédasticité [80]

La signification de la plupart des tests est d'identifier les facteurs climatologiques significatifs faisant l'objet du classement des observations. Cette limitation du test peut être surmontée par la considération du test de Breusch-Pagan-Godfrey (BPG).

L'idée principale de ce test est de savoir si le terme de l'erreur au carré donnée par l'équation (IV.21) est lié à un ou plusieurs des régresseurs (nombre d'incidents et les facteurs climatologiques actuels ou/et décalés), ce qui pourrait indiquer si l'hétéroscédasticité est présente dans la matrice de base de données.

$$e_t^2 = \tau + \sum_{i=1}^p a_{1i} N_{it-i} + \sum_{i=0}^{q_1} a_{2i} D_{pt-i} + \sum_{i=0}^{q_2} a_{3i} T_{et-i} + \sum_{i=0}^{q_3} a_{4i} H_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} a_{5i} P_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} a_{6i} R_{yt-i} + \sum_{i=0}^{q_6} a_{7i} P_{rt-i} + \sum_{i=0}^{q_7} a_{8i} S_{nwt-i} + \sum_{i=0}^{q_8} a_{9i} V_{apt-i} + \sum_{i=0}^{q_9} a_{10i} V_{ist-i} + \sum_{i=0}^{q_{10}} a_{11i} W_{dt-i} + \sum_{i=0}^{q_{11}} a_{12i} W_{st-i} + \sum_{i=0}^{q_{12}} a_{13i} T_{ct-i} + \alpha_t \tag{IV.21}$$

Tableau IV.6. Résultats du test Breusch-Godfrey d'hétéroscédasticité

Test de Breusch-Pagan-Godfrey d'hétéroscédasticité			
$F_{value}(BPG)$	1,004674	Prob. $F_{value}(48,19)$	0,5174
$\chi^2_{(1-\alpha)}$	48,78077	Prob. $\chi^2_{(1-\alpha)}$	0,4415

Le test de Breusch-Pagan-Godfrey permet de vérifier l'hypothèse d'homoscédasticité de l'erreur du modèle de régression donné par l'équation (IV.14). Nous adoptons une telle hypothèse lorsqu'au moins un coefficient de la régression (IV.21) est significativement différent de 0.

Pour tester cette hypothèse, nous utilisons la statistique  $F_{value}(BPG)$  donnée par l'équation (IV.22). Si cette statistique est inférieure à la valeur critique  $F(k-1, n-k)$  affichée dans la table de Fisher pour un seuil de 5 %, nous rejetons l'hypothèse d'homoscédasticité. Dans le cas contraire, notre modèle souffre d'hétéroscédasticité.

$$F_{value}(BPG) = \frac{SSE(e_t^2)/(k-1)}{SSR(e_t^2)/(n-k)} \tag{IV.22}$$

avec  $n=68$ ,  $k=49$  (nombre des variable dans la régression (IV.14)) et  $n-k=19$ .

D'après le tableau des résultats du test BPG (Tableau IV.6), la valeur calculée du khi deux :  $\chi_{(1-\alpha)}^2 = 48,78$  et sa probabilité ( de 0,4415) est supérieure au seuil critique de 5% ( $\chi_{0,05;48}^2 = 64,88$ ,  $F_{value} = 1,0046 < F_t = F_{k-1; n-k}^{0,05} = F_{48; 19}^{0,05} = 1,88$ ). Dans ces conditions, nous acceptons fortement l'hypothèse d'homoscédastique de la variance du terme de l'erreur.

### IV.3.3.2 Test de l'hétéroscédasticité de White [109]

Le Test de White est fondé sur la relation significative entre le carré du résidu et les variables climatologiques explicatives au carré au sein d'une même équation de régression. Cette relation est comme suit :

$$e_t^2 = \vartheta + \sum_{i=1}^p u_{1i} N_{it-i}^2 + \sum_{i=0}^{q_1} u_{2i} D_{pt-i}^2 + \sum_{i=0}^{q_2} u_{3i} T_{et-i}^2 + \sum_{i=0}^{q_3} u_{4i} H_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{q_4} u_{5i} P_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{q_5} u_{6i} R_{yt-i}^2 + \sum_{i=0}^{q_6} u_{7i} P_{rt-i}^2 + \sum_{i=0}^{q_7} u_{8i} S_{nwt-i}^2 + \sum_{i=0}^{q_8} u_{9i} V_{ap_{t-i}}^2 + \sum_{i=0}^{q_9} u_{10i} V_{ist-i}^2 + \sum_{i=0}^{q_{10}} u_{11i} W_{dt-i}^2 + \sum_{i=0}^{q_{11}} u_{12i} W_{st-i}^2 + \sum_{i=0}^{q_{12}} u_{13i} T_{ct-i}^2 + \pi_t \tag{IV.23}$$

Soit  $n$  le nombre d'observations ( $n=68$ ) disponibles pour estimer les paramètres du modèle  $e_t^2$  et  $R^2$  son coefficient de détermination ( $R^2=0,7636$ ). l'hypothèse nulle de l'hétéroscédasticité noté  $H_0$  est le suivant :

$H_0$  : Nullité de tous les coefficients de la régression (IV.23).

Si l'un des coefficients de cette régression est significativement différent de 0, alors nous acceptons l'hypothèse de l'hétéroscédasticité. Les résultats obtenus du test de White d'hétéroscédasticité sont présentés dans le tableau IV.7.

Tableau IV.7. Résultats du Test de White

Test de white d'hétéroscédasticit			
$F_{value}$	1,278827	Prob. $F_{value} (48,19)$	0,2846
$\chi_{(1-\alpha)}^2 = nR^2(e_t^2)$	51,92709	Prob. $\chi_{(1-\alpha)}^2$	0,3235

Dès lors,  $nR^2 = 68 \times 0,7636 = 51,927 < \chi_{0,05}^2(2(k - 1) = 96) = 64,88$  qui présente, asymptotiquement, une distribution du khi deux avec  $k=49$ . Sur la base du test de White, l'hétéroscédasticité est absente.

Nous pouvons voir aussi que la probabilité critique (0,3235) est supérieure au seuil  $\alpha= 5\%$ . Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse de l'hétéroscédasticité des erreurs. En effet, notre résidu est bien homoscédastique ; il est donc un bruit blanc [110].

## IV.4 Effets des conditions climatologiques sur les incidents d'isolateurs selon le modèle ARDL

Le tableau IV.3 et l'histogramme de la figure IV.7 présentent l'importance des coefficients des variables indépendantes de la régression ARDL. Les variables qui sont statistiquement non significatives sont étiquetés en noir sur la figure IV.7. Ces variables consistent en  $N_i(t-1)$ ,  $D_p(t-1)$ ,  $T_e(t-1)$ ,  $R_y(t-0, t-2)$ ,  $P_r(t-1)$ ,  $S_{nw}(t-1, t-2, t-3)$ ,  $V_{ap}(t-0, t-1)$ ,  $V_{is}(t-2)$ ,  $W_d(t-0)$ ,  $W_s(t-0, t-1, t-3)$  et  $T_e(t-0)$ . Les autres variables sont statistiquement significatifs entre les niveaux 1 % et 10 %. Les effets ont été distribués entre ce qui est négatif (étiquetés en rouge sur la figure IV.7) et ce qui est positif (étiquetés en vert sur la figure IV.7) selon leurs propres valeurs de décalage temporelles et le nombre de retards.

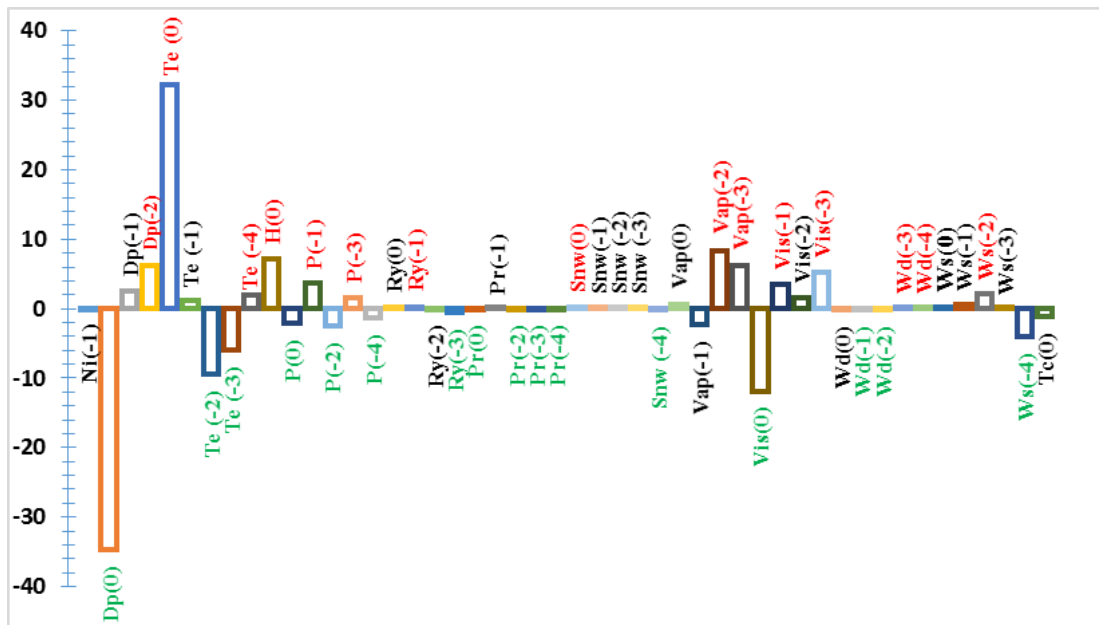


Figure IV.7. Histogramme des effets des variables indépendantes

Les résultats obtenus selon l'équation (IV.14) peuvent être interprétés comme suit :

1) Le nombre mensuel d'incidents dues à la pollution d'isolateurs est affecté positivement par le point de rosée  $D_p(t-0)$  (aucun retard n'est considéré). L'influence de  $D_p$  est très élevée. Toute augmentation de  $1^\circ\text{C}$  du point de rosée, implique une diminution de 35 incidents.  $D_p(t-0)$  a un coefficient hautement significatif au niveau de 1 % (0,0000). D'autre part, l'effet de  $D_p(t-2)$  du 2<sup>ème</sup> mois est négatif sur le nombre d'incidents du mois en cours ; une augmentation de  $1^\circ\text{C}$  en  $D_p(t-2)$  provoque une augmentation de 6 incidents dans le réseau.

2) La température moyenne par mois  $T_e$  a une influence négative sur le nombre d'incidents  $N_i$  dans le temps actuel ( $t-0$ ) et son coefficient est très significatif au seuil de probabilité 1%. Au cours de chaque mois, l'augmentation de 1° C de la température moyenne provoque une augmentation de 32 incidents. Cependant, l'influence de cette température en 2<sup>ème</sup> et au 3<sup>ème</sup> mois précédents est négative sur le nombre d'incidents; l'augmentation de 1°C de  $T_e(t-2, t-3)$  entraîne entre 6 et 9 incidents dans le réseau électrique.

3) Une relation négative est obtenue entre le nombre d'incidents  $N_i$  et l'humidité moyenne actuelle  $H(t-0)$ . Cette dernière a un impact significatif très important sur  $N_i$  à 1% (0,0001); l'augmentation de 1% de  $H(t-0)$  entraîne une augmentation de 7 incidents.

4) L'effet de la pression d'air moyenne sur le nombre d'incidents peut être négatif ou positif selon la pression atmosphérique actuelle ou décalée. Par exemple, la pression du mois actuel, 2<sup>ème</sup> et 4<sup>ème</sup> mois retardés ont un impact positif sur  $N_i$ ; l'augmentation de 1hPa en ( $t-0, t-2$ ) engendre une diminution d'environ de 2 incidents alors que son augmentation en ( $t-4$ ) provoque une diminution d'un incident. En revanche, les effets de la pression atmosphérique de ( $t-1, t-3$ ) sont négatifs sur le nombre d'incidents; l'augmentation de 1hPa du 1<sup>er</sup> et 3<sup>ème</sup> mois passés engendre respectivement 4 et 2 incidents supplémentaires en  $N_i$ .

5) La variable  $R_y$  affecte le comportement d'isolateurs en termes du nombre d'incidents. Le coefficient de cette variable au 3<sup>ème</sup> mois précédent a un signe négatif (-0,6) et il est statistiquement significatif au niveau de 1% (0,0000). Cela signifie que l'augmentation de 10w/m<sup>2</sup> du rayonnement solaire entraîne une diminution de 6 incidents. De plus, la valeur de  $R_y$  au cours du dernier mois ( $t-1$ ) a une influence négative sur le nombre actuel d'incidents. Si le rayonnement solaire augmente de 10w/m<sup>2</sup> dans le mois passé, il provoque 2 incidents supplémentaires.

6) La variable des précipitations pluviales à la période actuelle ( $t-0$ ) a un impact positif sur le nombre d'incidents. Cette variable a un effet faible mais elle a une signification statistique très acceptable au niveau de 1% (0,0000). S'il y a une augmentation de 20mm en  $P_r$ , cela conduit à une réduction de presque 1 incident en  $N_i$ . Lorsque la variable  $P_r$  est retardée de plusieurs mois ( $t-2, t-3, t-4$ ), ses effets sur le nombre actuel  $N_i$  sont positivement inférieurs à la précipitation actuelle ( $t-0$ ). En outre, le  $P_r$  de ( $t-2, t-3, t-4$ ) a une signification statistique acceptable à 5% et 10% (0,0678, 0,0366 et 0,0689). Toute augmentation de 50mm en  $P_r(t-2, t-3, t-4)$  entraîne une diminution de 2 incidents dans le  $N_i$  actuel.

7) L'augmentation du nombre d'incidents  $N_i$  est liée à la profondeur de la neige  $S_{nw}$  dans (t-0, t-3). L'impact de cette variable dans les périodes mentionnées est d'environ 0,149 et 0,138 respectivement. Cette influence est significative à 1%, ce qui signifie qu'une augmentation de 10mm de la profondeur de la neige au cours du 1<sup>er</sup> et 3<sup>ème</sup> mois passé conduit à un incident supplémentaire. L'effet de  $S_{nw}$  au 4<sup>ème</sup> mois décalé (t-4) est positif sur le  $N_i$ ; si la neige (t-4) augmente de 10mm, elle provoque une diminution d'un seul incident dans la région étudiée.

8) La pression de vapeur  $V_{ap}$  de (t-2) et (t-3) est significative au seuil de 1% (0,0046, 0,0099). La relation de  $V_{ap}(t-2, t-3)$  avec le nombre d'incidents  $N_i$  est négative; une hausse de 1hPa au 2<sup>ème</sup> et 3<sup>ème</sup> mois précédents provoque respectivement une augmentation de 8 et 6 incidents dans le présent.

9) L'effet de la visibilité  $V_{is}$  actuelle (t-0) est très significatif à 1% ; son influence est positive sur le nombre d'incidents. L'augmentation de 1km en  $V_{is}(t-0)$  engendre une diminution de 12 incidents. 1<sup>er</sup> et 3<sup>ème</sup> mois retardés de  $V_{is}$  provoque respectivement 3 et 5 incidents dans le temps actuel.

10) Les coefficients de la direction du vent  $W_d$  des 1<sup>er</sup> et 2<sup>ème</sup> mois retardés ont une signification positive. Si le  $W_d(t-1, t-2)$  augmente de 10° dans la direction, alors le nombre d'incidents diminue d'environ de 1 et 2. Au contraire, les coefficients de  $W_d(t-3, t-4)$  ont des effets négatifs, ceci indique que si la direction du vent dans (t-3) et (t-4) augmente de 10°,  $N_i$  augmente de 2 pour chaque coefficient.

11) Les résultats du tableau IV.3 révèlent que la vitesse du vent en deuxième mois passé (t-2) a un impact négatif sur le nombre actuel d'incidents, ce qui signifie qu'une augmentation de 1m/s de la vitesse du vent au 2<sup>ème</sup> mois précédent conduit à 2 incidents supplémentaires. En revanche, le coefficient de la vitesse du vent du 4<sup>ème</sup> mois décalé montre que son effet est positif ; lorsque le  $W_s(t-4)$  augmente de 1m/s,  $N_i$  diminue d'environ de 4 incidents.

## IV.5 Prévision et validation du modèle ARDL

Le modèle ARDL permet de prédire le nombre d'incidents dans les prochains mois. Pour ce faire, GRTE nous a fourni une nouvelle base de données s'étalant sur 10 mois (du 1<sup>er</sup> janvier 2016 au 31 octobre 2016). En introduisant de telles données dans l'équation (IV.14), nous avons pu calculer et comparer par la suite le nombre d'incidents DR et DRD estimé et réel au cours de ladite période. La figure IV.8 illustre les résultats de l'évaluation de la prévision du modèle ARDL. Une très bonne concordance entre les incidents estimés et réels a été obtenue. Ce qui valide le

modèle de régression ARDL. Par conséquent, ce modèle pourrait être considéré comme étant un outil mathématique appréciable pouvant prédire les incidents dus à la pollution d'isolateurs de haute tension installés dans la région centrale du nord algérien non seulement pour les prochains mois mais également pour les prochaines années.

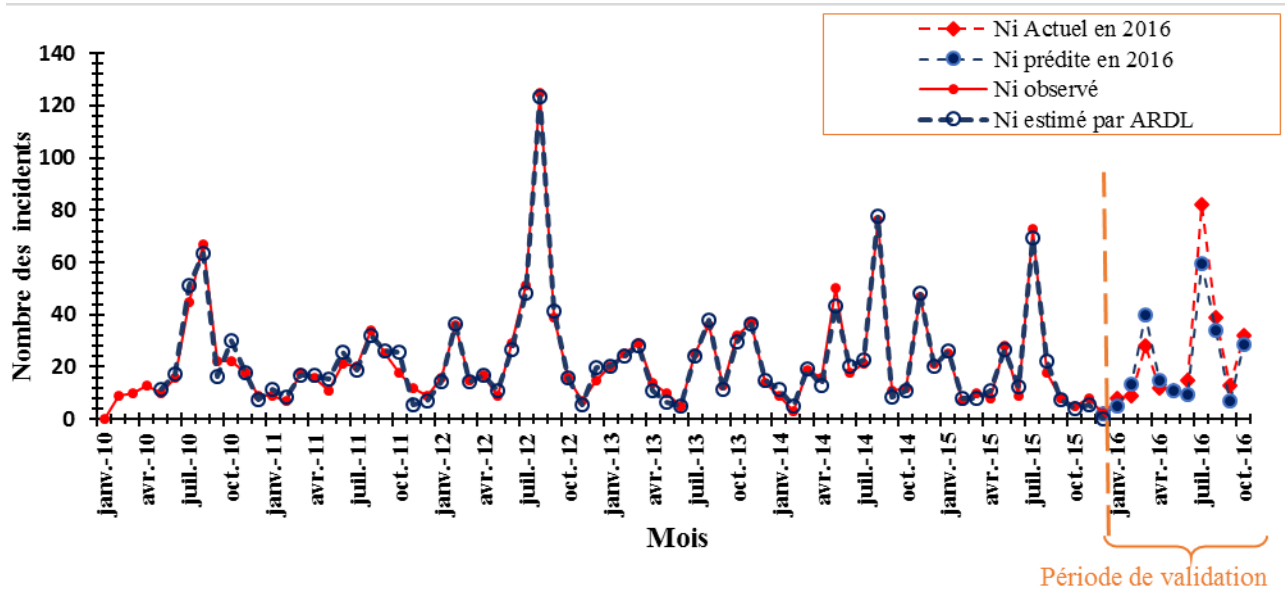


Figure IV.8. Nombres réel et prévisionnel d'incidents selon le modèle ARDL

## IV.6 Conclusion

Une nouvelle technique d'estimation à retards échelonnés autorégressifs (ARDL) a été présentée dans ce chapitre. L'objectif est de déterminer un modèle optimal permettant d'estimer le nombre d'incidents DR et DRD dus à la pollution d'isolateurs de haute tension en fonction des facteurs climatologiques actuels et/ou différées (décalées) durant la période 2010-2015. Le réseau électrique considéré est constitué des lignes de 220 kV et 400 kV localisées dans la région centrale du nord algérien.

Il ressort de cette étude que les impacts actuels et retardés des facteurs climatiques dépendent largement des grandeurs et des signes de leurs coefficients. Les résultats montrent que la température moyenne instantanée  $T_e(t-0)$  est le facteur le plus défavorable causant le plus grand nombre d'incidents dans le réseau. Au sens inverse, le point de rosée moyen  $D_p(t-0)$  a le plus grand effet instantané souhaitable sur les isolateurs de haute tension, car il réduit considérablement le nombre d'incidents. En outre, le facteur retardé le plus défavorable est bien la pression de vapeur  $V_{ap}(t-2)$ , qui provoque plus d'incidents. Tandis que, la température moyenne retardée  $T_e(t-2)$  contribue beaucoup à la diminution du nombre d'incidents  $N_i$ .

Le modèle ARDL que nous avons établi pourrait être utilisé par GRTE puisqu'il permet de prédire le nombre d'incidents de type DR et DRD dans le futur.

# CONCLUSION GÉNÉRALE



Le présent travail porte sur des analyses expérimentale et statistique du comportement d'isolateurs de haute tension pollués. La première tranche de la partie expérimentale a été consacrée à l'étude des phénomènes de conduction sur une chaîne d'isolateurs capot et tige de type NJ120 pollués. Pour cela, le courant de fuite a été mesuré et son signal a été analysé. Plusieurs niveaux de tension et différents nombres d'isolateurs ont été adoptés. Les caractéristiques de la pollution consistent en sa nature (argile, tuf et sable), sa conductivité volumique (des solutions polluantes) et sa répartition de le long d'isolateurs de la chaîne. Des modèles de régression ont été développés.

Les essais expérimentaux effectués sur les chaînes d'isolateurs JN120 nous permettent de conclure que la source de l'agent polluant a une influence importante sur le comportement diélectrique de la surface polluée. Par ailleurs, nous déduisons également que si la chaîne est 67% polluée (5/6 et 6/6 éléments) par l'Argile le courant de fuite a pris d'importantes valeurs par port aux autres cas de contamination (1/6, 2/6, 3/6 et 4/6 éléments). Notre étude a mis en évidence que la pollution en Argile est plus sévère que la pollution en Tuf ou en Sable.

Les modèles de régression nous ont permis de constater que le nombre des éléments de cette chaîne, la nature de la couche polluée, sa conductivité volumique de dépôt et le niveau de tension appliquée influencent l'évolution adoptée par le courant de fuite parcourue la ligne de fuite des différentes chaînes utilisées, En réalité, ces modélisations permettent en particulier de prédire le nombre d'isolateurs exigés dans la chaîne.

Dans la deuxième tranche de la partie expérimentale, la répartition du champ électrique a été analysée à proximité d'une chaîne contenant six isolateurs NJ120. Différents états de surfaces d'isolateurs ont été considérés à savoir, chaîne moignon suite à un endommagement d'un isolateur, isolateurs propres et secs, et inférieures d'isolateurs pollués et ce en présence ou en absence d'anneaux de garde. Plusieurs conductivités de la solution à base de tuf, tension appliquées, rayons et hauteurs de fixation des anneaux de garde et distances de mesure ont été adoptés. Ces essais ont permis de proposer des relations de corrélation quant au champ électrique aux différentes configurations susmentionnées. Pour cela, des modèles de régression linéaire multi-variable ont été développés pour relier le champ (variable dépendante) aux différents paramètres (variables indépendantes) considérés dans l'expérimentation.

Les caractéristiques présentant les distributions du champ électrique obtenues à l'état propre et sec sont fluctuantes. L'amplitude du champ est la plus intense à la même hauteur que celle ( $i$ ) de l'électrode active lorsque la mesure s'effectue à distances horizontales proche de l'axe central de la

chaîne (ne dépassant pas 1,25 m), (ii) du raccord métallique entre les isolateurs 4 et 5 (correspondant à une hauteur 584 mm) ailleurs. L'amplitude minimale a été obtenue à la même hauteur que celle de l'isolateur 6 indépendamment de la distance de mesure. Pour une chaîne moignon, le cas le plus défavorable a été obtenu lorsque l'élément endommagé est situé à proximité de la borne active (position 1). Pour une configuration de pollution donnée, le champ électrique est maximal à la même hauteur que celle de l'électrode active, peu importe la distance de mesure. Par ailleurs, le champ est le plus important lors de l'application partielle de la pollution sur les surfaces inférieures d'isolateurs installés à proximité de la borne active. En outre, l'intensité du champ mesurée à 1 m de la chaîne augmente avec l'introduction d'un ou deux anneaux de garde ainsi qu'avec l'augmentation de leur rayon. Ceci est valable aussi bien à l'état propre et sec, qu'à l'état pollué.

Les modèles de régression que nous avons élaborés sont tous satisfaisants du fait que leurs coefficients de détermination et ceux de prédiction sont proches à l'unité. En plus, tous les coefficients des variables indépendantes sont à 100 % significatifs au seuil de 5 %. Les résultats obtenus ont confirmé la constatation expérimentale révélant que la pollution d'isolateurs 1 et 2 à proximité de l'électrode active affecte considérablement l'intensité du champ électrique.

En d'autres termes, d'après les résultats statistiques de ce modèle, le coefficient  $a_{18}$  (- 6,09) confirme l'emplacement de l'intensité minimale du champ électrique qui est au même niveau que la partie diélectrique de la 6<sup>ème</sup> isolateur, mesuré par la 12<sup>ème</sup> sonde ( $p_{12}=1$ ).

Dans la partie statistique, nous avons corrélé les nombres d'incidents de type DR et DRD ayant eu lieu sur le réseau de transport d'énergie électrique (220 et 400 kV) de la région centrale du nord algérien aux différents facteurs climatologiques. De tels incidents sont considérés dus aux isolateurs de haute tension. La base de données nous a été fournie par GRTE. En utilisant une base des données mensuelles couvrant la période 2010-2015, des méthodes de régression multiple simple et ARDL ont été appliquées pour exprimer la relation optimale entre les facteurs climatiques et le nombre d'incidents d'isolateurs de haute tension dans le réseau électrique de la région centrale du nord Algérien.

La première tranche de cette partie statistique a été consacrée à la modélisation du nombre d'incidents en fonction des facteurs climatologiques instantanés (actuels). Pour ce faire, nous avons utilisé la méthode de moindre carré (MCO) par le biais d'un logiciel EVIEWS 9 basé sur les théories

et les tests statistiques. Le modèle proposé par cette méthode (MCO) a prouvé que les facteurs climatiques instantanés choisis ont des influences significatives sur le comportement du nombre d'incidents. Nous citons notamment, le point de rosé moyenne  $D_p$  du fait qu'il a un impact avantageux sur le nombre d'incidents; une augmentation de  $1^\circ\text{C}$  de la température du point de rosé moyenne provoque une baisse à peu près du 31 incidents. Par contre, cette régression a montré que le facteur de la température moyenne ( $T_e$ ) a une importante influence négative sur le nombre d'incidents dans cette région, où l'augmentation par un degré Celsius de ce facteur ( $T_e$ ) engendre 33 incidents par mois.

La deuxième et dernière tranche de cette partie statistique deuxième méthode consiste à corrélérer le nombre d'incidents d'isolateurs de haute tension dans la région centrale du nord Algérien aux les facteurs climatologiques instantanées et/ou retardées. Pour cela, nous avons utilisé la méthode à retards échelonnés autorégressifs (ARDL). Basé sur les tests ADF et PP, les différentes variables employées dans cette tranche sont stationnaires au niveau ou à la première différence. Par conséquent, l'approche ARDL peut être appliquée avec succès à notre modèle. Le modèle ARDL optimal est obtenu pour la valeur minimale de l'AIC égale à 6,386880. Les valeurs optimales de décalage de  $N_i$ ,  $T_e$ ,  $P_r$ ,  $H$ ,  $R_y$ ,  $S_{nw}$ ,  $V_{ap}$ ,  $V_{is}$ ,  $W_d$ ,  $W_s$ ,  $D_p$ ,  $P$  et  $T_c$  sont respectivement 1, 4, 4, 0, 3, 4, 3, 3, 4, 4, 2, 4 et 0. Selon le coefficient de détermination ajusté (92 %), ces facteurs climatiques sont recommandés pour prédire le nombre d'incidents. Le modèle proposé de ARDL indique que la température moyenne actuelle  $T_e(t-0)$  a un effet négatif très élevé sur  $N_i$ . Dans le même sens, l'humidité actuelle moyenne  $H(t-0)$  a également une importante influence négative. De plus, le décalage de deux mois de la pression de vapeur entraîne un nombre supplémentaire d'incidents dans le réseau. D'un autre côté, la variation du point de rosée moyen actuel a un impact favorable sur le réseau puisqu'il réduit le nombre d'incidents. De plus, la visibilité moyenne actuelle a également un impact positif, puisqu'elle diminue le  $N_i$ . Par ailleurs, la vitesse moyenne du vent du 4<sup>ème</sup> mois décalés entraîne une réduction des défauts d'isolateurs en HT.

D'après notre travail, nous pouvons conclure que la température est le facteur le plus effectif affectant le comportement d'isolateurs, ceci est dû au manque de la précipitation pluviale dans la région étudiée. La validation du modèle de régression ARDL a été réalisée en comparant les valeurs prévues à celles enregistrées actuellement par GRTE pour une période de 10 mois allant du 1<sup>er</sup> janvier 2016 au 31 octobre 2016. Une bonne concordance a été obtenue. En effet, la méthodologie ARDL proposée peut être utilisée pour fournir le nombre d'incidents de type DR et DRD dans

n'importe quel réseau électrique algérien. En utilisant cette méthodologie avec les prévisions climatiques, GRTE peut éviter les défauts causés par les isolateurs pollués. Aussi, en prédisant le nombre d'incidents, les périodes de maintenance peuvent être arrangées par GRTE et les isolateurs qui peuvent conduire à des interruptions de réseau dans les prochains mois peuvent être nettoyés. Cela souligne la robustesse, l'efficacité ainsi que la fiabilité du modèle proposé.

*Références bibliographiques*

- [1] M. Fernando and S. Gubanski, "Performance of nonceramic insulators under tropical field conditions," *IEEE Transactions on Power Delivery*, vol. 15, no. 1, pp. 355-360, 2000.
- [2] M. Otsubo, T. Hashiguchi, C. Honda, O. Takenouchi, T. Sakoda, and Y. Hashimoto, "Evaluation of insulation performance of polymeric surface using a novel separation technique of leakage current," *IEEE transactions on dielectrics and electrical insulation*, vol. 10, no. 6, pp. 1053-1060, 2003.
- [3] A. N. Jahromi, A. H. El-Hag, S. H. Jayaram, E. A. Cherney, M. Sanaye-Pasand, and H. Mohseni, "A neural network based method for leakage current prediction of polymeric insulators," *IEEE Transactions on Power Delivery*, vol. 21, no. 1, pp. 506-507, 2006.
- [4] A. Chaou, A. Mekhaldi, and M. Tegar, "Recurrence quantification analysis as a novel LC feature extraction technique for the classification of pollution severity on HV insulator model," *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, vol. 22, no. 6, pp. 3376-3384, 2015.
- [5] A. Chaou, A. Mekhaldi, B. Moula, and M. Tegar, "Classification of Leakage Current waveforms using Wavelet Packet Transform on high voltage insulator," in *2014 International Conference on High Voltage Engineering and Application (ICHVE)*, Poznan, Poland, 2014, pp. 1-4: IEEE, 2014.
- [6] K. Chaou, A. Mekhaldi, and M. Tegar, "Recurrent plot for leakage current investigation and performance monitoring of HV insulator model under discontinuous pollution," in *2014 International Conference on High Voltage Engineering and Application (ICHVE)*, Poznan, Poland, 2014, pp. 1-4: IEEE.
- [7] A. Chaou, A. Mekhaldi, B. Moula, and M. Tegar, "The use of wavelets for the monitoring and diagnostic of surface state of HV polluted insulators," in *2014 International Conference on Electrical Sciences and Technologies in Maghreb (CISTEM)*, Tunis, 2014, pp. 1-8: IEEE.
- [8] S. S. Aboutorabi, *Study of Critical Conditions of Arc Propagation on Ice-covered Insulators*. 2004.
- [9] B. Hammoum and A. Kerbouche, "Etude du Phénomène de Pollution des Isolateurs de Haute Tension dans la Région Electrique du Centre Algérien," *Mémoire du projet de fin d'études laboratoire de haute tension, école nationale polytechnique d'Alger*, 2007.
- [10] P. K. Narayan, "The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests," *Applied economics*, vol. 37, no. 17, pp. 1979-1990, 2005.
- [11] A. S. Ahmad, P. Ghosh, S. A. K. Aljunid, and H. Ahmad, "Estimation of salt contamination level on the high voltage insulators surfaces during rainy season using artificial neural network," in *Power System Management and Control, 2002. Fifth International Conference on (Conf. Publ. No. 488)*, London, UK, 2002, pp. 303-308: IET.
- [12] M. Farzaneh and W. A. Chisholm, I. Press, Ed. *Insulators for icing and polluted environments*, 1 ed. Hoboken, United States: John Wiley & Sons, 2009, p. 706.
- [13] W. Sima, Q. Yang, G. Ma, C. Jiang, L. Wu, and H. Cheng, "Experiments and analysis of sand dust flashover of the flat plate model," *Dielectrics and Electrical Insulation, IEEE Transactions on*, vol. 17, no. 2, pp. 572-581, 2010.
- [14] C. Venkataraman, B. Prabhakar, and M. Nandagopal, "Effect of humidity on the power frequency flashover voltage of insulators and gaps at varying temperature conditions," *India, IEE-IERE Proceedings-*, vol. 14, no. 6, pp. 237-242, 1976.
- [15] A. Nekahi, S. G. McMeekin, and M. Farzaneh, "Flashover Characteristics of Silicone Rubber Sheets under Various Environmental Conditions," *Energies*, vol. 9, no. 9, p. 683, 2016.
- [16] L. He and R. Gorur, "Source strength impact analysis on polymer insulator flashover under contaminated conditions and a comparison with porcelain," *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, vol. 23, no. 4, pp. 2189-2195, 2016.
- [17] N. Janaka, J. Lucas, and D. R. Fernando, "Analysis of Surface Flashover of 33kV Pin Type Insulators due to Saline Pollution," *Engineer: Journal of the Institution of Engineers, Sri Lanka*, vol. 43, no. 4, 2016.

- [18] C. Fang, J. Wang, P. Cao, and K. Wang, "Correlation Analysis of Contaminative Insulator Leakage Current, Environmental Temperature and Humidity," *Gaodiyana Jishu/ High Voltage Engineering*, vol. 38, no. 4, pp. 885-891, 2012.
- [19] B. He, H. Jin, N. Gao, B. Chen, and Z. Peng, "Characteristics of dust deposition on suspended insulators during simulated sandstorm," *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, vol. 17, no. 1, pp. 100-105, 2010.
- [20] J. Hu, C. Sun, X. Jiang, D. Xiao, Z. Zhang, and L. Shu, "DC Flashover Performance of Various Types of Ice-Covered Insulator Strings under Low Air Pressure," *Energies*, vol. 5, no. 5, pp. 1554-1576, 2012.
- [21] X. Huang, C. Xie, and H. Li, "Equivalent Salt Deposit Density Optical Fiber Sensor for Transmission Lines in Power Grid," *IEEE Sensors Journal*, 2016.
- [22] A. S. Ahmad, S. S. Ahmed, and S. Shahnawaz Ahmed, "Dimensional analysis for contamination severity assessment on high voltage insulators," in *2007 International Conference on Intelligent & Advanced Systems (ICIAS)*, Kuala Lumpur, Malaysia, 2007, pp. 893-896: IEEE.
- [23] M. M. Hussain, S. Farokhi, S. McMeekin, and M. Farzaneh, "The effects of salt contamination deposition on HV insulators under environmental stresses," in *2015 IEEE 11th International Conference on the Properties and Applications of Dielectric Materials (ICPADM)*, Sydney, Australia, 2015, pp. 616-619: IEEE.
- [24] B. Dong, X. Jiang, Z. Zhang, J. Hu, Q. Hu, and L. Shu, "Effect of environment factors on ac flashover performance of 3 units of polluted insulator strings under natural fog condition," *Dielectrics and Electrical Insulation, IEEE Transactions on*, vol. 21, no. 4, pp. 1926-1932, 2014.
- [25] Y. Liu, B. Du, and M. Farzaneh, "Characteristics of induced discharge on a polymer insulator surface under electro-wetting conditions," *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, vol. 22, no. 5, pp. 2958-2967, 2015.
- [26] R. C. Sierra, O. Oviedo-Trespalacios, J. E. Candelero, and J. D. Soto, "Assessment of the risk of failure of high voltage substations due to environmental conditions and pollution on insulators," *Environmental Science and Pollution Research*, vol. 22, no. 13, pp. 9749-9758, 2015.
- [27] S. Zhao, X. Jiang, and Y. Xie, "Evaluating the contamination level of polluted insulators based on the characteristics of leakage current," *International Transactions on Electrical Energy Systems*, vol. 25, no. 10, pp. 2109-2123, 2015.
- [28] M. F. Palangar and M. Mirzaie, "Detection of Critical Conditions in Ceramic Insulators Based on Harmonic Analysis of Leakage Current," *Electric Power Components and Systems*, vol. 44, no. 16, pp. 1854-1864, 2016.
- [29] H. Yang, Q. Zhang, T. Wen, Y. Li, X. Yang, and Y. Li, "Effect of air pressure on the characteristics of AC partial arcs over the polluted insulation surface," in *2015 IEEE 11th International Conference on the Properties and Applications of Dielectric Materials (ICPADM)*, Sydney, Australia, 2015, pp. 600-603: IEEE.
- [30] A. Almad, H. Ahmad, M. Salam, and S. Ahmad, "Regression technique for prediction of salt contamination severity on high voltage insulators," in *2000 Annual Report Conference on Electrical Insulation and Dielectric Phenomena*, Victoria, BC, Canada, 2000, vol. 1, pp. 218-221: IEEE.
- [31] A. S. Ahmad, H. Ahmad, M. A. Salam, T. Tamsir, Z. Buntat, and M. Mustafa, "Prediction of salt contamination on high voltage insulators in rainy season using regression technique," in *2000 TENCON Proceedings. Intelligent Systems and Technologies for the New Millennium*, Kuala Lumpur, Malaysia, 2000, vol. 3, pp. 184-189: IEEE.
- [32] J. Li, C. Sun, W. Sima, Q. Yang, and J. Hu, "Contamination level prediction of insulators based on the characteristics of leakage current," *IEEE Transactions on Power Delivery*, vol. 25, no. 1, pp. 417-424, 2010.

- [33] M. M. Werneck, D. M. dos Santos, C. C. de Carvalho, F. V. B. de Nazaré, and R. C. d. S. B. Allil, "Detection and Monitoring of Leakage Currents in Power Transmission Insulators," *IEEE Sensors Journal*, vol. 15, no. 3, pp. 1338-1346, 2015.
- [34] Z. M. Al-hamouz and L. S. Maraaba, "contamination level estimation method for high voltage insulators," ed: US Patent 20,160,117,845, 2016.
- [35] M. Shariati, S. Vaseai, M. Rezaei, and S. Abyazi, "New approaches to study environmental pollution effects on insulation of West Azarbayjan Electric Power Distribution Co," in *2006 IEEE Power India Conference*, New Delhi, India, 2006, p. 8 pp.: IEEE.
- [36] H. Mei, L. Wang, Y. Mao, and Z. Guan, "Prediction of flashover voltage based on leakage current under AC operating voltage," in *2010 International Conference on High Voltage Engineering and Application (ICHVE)*, New Orleans, LA, USA, 2010, pp. 329-332: IEEE.
- [37] S. Jiao, D. Liu, G. Xie, and Y. Deng, "Assessment of contamination condition of insulator based on PSO-SVM," in *2009 4th IEEE Conference on Industrial Electronics and Applications (ICIEA 2009)*, Xi'an, China, 2009, pp. 358-362: IEEE.
- [38] P. Lambeth, H. Auxel, and M. Verma, "Methods of measuring the severity of natural pollution as it affects HV insulator performance," *Electra*, vol. 20, pp. 37-52, 1972.
- [39] W. Cigre, "33-04, The measurement of site pollution severity and its application to insulator dimensioning for ac systems," *Electra*, vol. 64, p. 101, 1979.
- [40] J. Looms, *Insulators for high voltages* (no. 7). IET, 1988.
- [41] S. Shihab, V. Melik, L. Zhou, G. Melik, and N. Alame, "On-line pollution leakage current monitoring system," in *1994 4th International Conference on Properties and Applications of Dielectric Materials (ICPADM)*, Brisbane, Queensland, Australia, 1994, vol. 2, pp. 538-541: IEEE.
- [42] F. Amarh, "Electric Transmission Line Flashover Prediction System: Ph. D. Thesis and Final Report," *Power Systems Engineering Research Center Publication*, vol. 1, p. 16, 2001.
- [43] IEC, "61245—1993 Artificial pollution tests on high-voltage insulators to be used on DC system," ed: Geneva: IEC, 1993.
- [44] M. Abdel-Salam, *High-Voltage Engineering: Theory and Practice, Revised and Expanded*. CRC Press, 2000.
- [45] I. S. IEC, "60270, High Voltage Test Techniques-Partial Discharge Measurements," *International Electrotechnical Commission*, 2000.
- [46] W. Hauschild and E. Lemke, *High-voltage test and measuring techniques*. Springer, 2014.
- [47] R. Bourbonnais, *Econométrie - Cours et exercices corrigés*, 9<sup>é</sup> ed. Paris, France: Dunod, 2015, p. 81.
- [48] M. Zitouni, F. Guerbas, L. Boukezzi, and A. Boubakeur, "Modelling by design of experiments method of the AC breakdown voltage of transformer oil point–plane gaps with insulating barrier," *IET Generation, Transmission & Distribution*, vol. 10, no. 1, pp. 232-239, 2016.
- [49] R. V. Hogg and A. T. Craig, *Introduction to mathematical statistics.(5<sup>th</sup> edition)*. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall, 1995.
- [50] W. Hauschild and W. Mosch, *Statistical techniques for high-voltage engineering* (no. 13). IET, 1992.
- [51] S. Venkataraman and R. Gorur, "Extending the applicability of insulator flashover models by regression analysis," *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, vol. 14, no. 2, 2007.
- [52] N. V. e. Smirnov, *Tables for the Distribution and Density Function of T-distribution:( " Student's Distribution")* (Mathematical tables series). Oxford: Pergamon Press, 1961.
- [53] V. K. Patel and M. N. Patel, "Development of Smart Sensing Unit for Vibration Measurement by Embedding Accelerometer with the Arduino Microcontroller," *International Journal of Instrumentation Science*, vol. 6, no. 1, pp. 1-7, 2017.
- [54] U. Banerjee, L. Ho, and S. Koppula, "Power-Based Side-Channel Attack for AES Key Extraction on the ATmega328 Microcontroller," *Computer Systems Security*, 2015.



- [55] B. M'hamdi, M. Tegar, and A. Mekhaldi, "Potential and electric field distributions on HV insulators string used in the 400 kV novel transmission line in Algeria," in *Solid Dielectrics (ICSD), 2013 IEEE International Conference on*, 2013, pp. 190-193: IEEE.
- [56] A. S. Krzma, "Study the Electrical Performance of 11 kV Porcelain Outdoor High Voltage Insulators."
- [57] E. Subcommittee, "Minimum number of good (healthy) porcelain or glass insulator units in a string for live work," *IEEE Power Engineering Review*, vol. 22, no. 5, pp. 71-71, 2002.
- [58] J. Hildreth and D. Gillies, "Evaluation of live-line maintenance techniques used on BPA reduced clearance 500 kV lines," in *Power Engineering Society General Meeting, 2004. IEEE, 2004*, pp. 445-450: IEEE.
- [59] L. Leite, J. Yanaguizawa, A. Shinohara, E. Costa, G. Xavier, and D. Maciel, "Experimental Study of Electrical Breakdown Voltage of a Glass Insulator Strings with Different Numbers of Broken Units," in *IEEE International Power Modulators and High Voltage Conference, Proceedings of the 2008*, 2008, pp. 291-294: IEEE.
- [60] P. Taklaja, P. Hyvönen, J. Niitsoo, I. Palu, and J. Klüss, "Impulse characteristics of 24 kV overhead line pin insulators," in *Environment and Electrical Engineering (EEEIC), 2013 12th International Conference on*, 2013, pp. 545-549: IEEE.
- [61] N. Mahatho, N. Parus, T. Govender, and G. Sibilant, "An investigation into the effect of shattered glass discs on insulation strength under HVDC voltage stress," *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, vol. 23, no. 4, pp. 2181-2188, 2016.
- [62] H. Akkal, C. Volat, and M. Farzaneh, "Improving electrical performance of ehv post station insulators under severe icing conditions using modified grading rings," *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, vol. 20, no. 1, pp. 221-228, 2013.
- [63] S. Ilhan and A. Özdemir, "Effects of corona ring design on electric field intensity and potential distribution along an insulator string," in *Proc. of the 5th International Conference on Electrical and Electronics Engineering ELECO'2007*, 2007, pp. 1-5.
- [64] S. Ilhan, A. Ozdemir, and H. Ismailoglu, "Impacts of corona rings on the insulation performance of composite polymer insulator strings," *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, vol. 22, no. 3, pp. 1605-1612, 2015.
- [65] W. Cigré, "22.03: Use of stress control rings on composite insulators," *ELECTRA*, vol. 143, 1992.
- [66] B. M'hamdi, M. Tegar, and A. Mekhaldi, "Optimal design of corona ring on HV composite insulator using PSO approach with dynamic population size," *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, vol. 23, no. 2, pp. 1048-1057, 2016.
- [67] S. Zhang, Z. Peng, L. Peng, and H. Wang, "Optimization of corona ring structure for UHV composite insulator using finite element method and PSO algorithm," in *Solid Dielectrics (ICSD), 2013 IEEE International Conference on*, 2013, pp. 210-213: IEEE.
- [68] D. S. Prasad and B. S. Reddy, "Impact of mist and acidic fog on polymer insulator samples exposed to corona discharges," *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, vol. 23, no. 3, pp. 1546-1554, 2016.
- [69] Z. Sahli, A. Mekhaldi, R. Boudissa, and S. Boudrahem, "Prediction parameters of dimensioning of insulators under non-uniform contaminated conditions by multiple regression analysis," *Electric Power Systems Research*, vol. 81, no. 4, pp. 821-829, 2011.
- [70] R. Assuncao and P. D. Sampson, "Introduction to Linear Regression Analysis," *Journal of the American Statistical Association*, vol. 88, no. 421, pp. 383-384, 1993.
- [71] A. K. Bera, C. M. Jarque, and L.-F. Lee, "Testing the normality assumption in limited dependent variable models," *International Economic Review*, pp. 563-578, 1984.
- [72] C. M. Jarque and A. K. Bera, "A test for normality of observations and regression residuals," *International Statistical Review/Revue Internationale de Statistique*, pp. 163-172, 1987.

- [73] D. Abdellatif, K. El Moutaouakil, and K. Satori, "Clustering and Jarque-Bera Normality Test to Face Recognition," *Procedia Computer Science*, vol. 127, pp. 246-255, 2018.
- [74] J. I. Aizpurua *et al.*, "Power transformer dissolved gas analysis through Bayesian networks and hypothesis testing," *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, 2018.
- [75] R. V. Hogg, A. T. Craig, and J. McKean, *Introduction to mathematical statistics*, 7th ed. Boston, MA, USA: Pearson Education, Boston, MA, USA, 2012, p. 640.
- [76] P. Lévy, "Théorie des erreurs. La loi de Gauss et les lois exceptionnelles," *Bulletin de la Société mathématique de France*, vol. 52, pp. 49-85, 1924.
- [77] Y. Li and P. J. Wolfs, "Taxonomic description for western Australian distribution medium-voltage and low-voltage feeders," *IET Generation, Transmission & Distribution*, vol. 8, no. 1, pp. 104-113, 2014.
- [78] X. Li, K. Wang, and W. Mu, "Research on SID-ILs Rib characteristic based on DOE," in *Electronic and Mechanical Engineering and Information Technology (EMEIT), 2011*, Harbin, China, 2011, vol. 7, pp. 3482-3484: IEEE.
- [79] M. Mohammed, "Oil Production and Economic Growth in Angola," *International Journal of Energy Economics and Policy*, vol. 8, no. 2, pp. 127-131, 2018.
- [80] T. S. Breusch and A. R. Pagan, "A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, vol. 47, pp. 1287-1294, 1979.
- [81] R. Sundararajan and R. W. Nowlin, "Effect of altitude on the flashover voltage of contaminated insulators," in *Proceedings of Conference on Electrical Insulation and Dielectric Phenomena-CEIDP'96*, Millbrae, CA, USA, 1996, vol. 2, pp. 433-436: IEEE.
- [82] X. Jiang, J. Yuan, Z. Zhang, Q. Hu, and A. Cheng, "Study on AC pollution flashover performance of composite insulators at high altitude sites of 2800-4500 m," *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, vol. 16, no. 1, pp. 123-132, 2009.
- [83] X. Jiang, J. Hu, J. Yuan, Y. Zhang, and F. Mao, "Study on AC pollution flashover performance of cap-and-pin and rod insulators at high-altitude sites," *IET generation, transmission & distribution*, vol. 3, no. 4, pp. 357-364, 2009.
- [84] H. P. Mercure, "Insulator pollution performance at high altitude: major trends," *IEEE Transactions on Power delivery*, vol. 4, no. 2, pp. 1461-1468, 1989.
- [85] T. Kawamura, M. Ishii, M. Akbar, and K. Nagai, "Pressure dependence of DC breakdown of contaminated insulators," *IEEE Transactions on Electrical Insulation*, vol. 1, no. E1-17, pp. 39-45, 1982.
- [86] V. Bergman and O. Kolobova, "Some results of investigation of the dielectric strength of polluted lines insulation in conditions of reduced atmospheric pressure," *Electrotechnika*, vol. 54, no. 2, pp. 54-56, 1983.
- [87] V. Rudakova and N. Tikhodeev, "Influence of low air pressure on flashover voltages of polluted insulators: test data, generalization attempts and some recommendations," *IEEE Transactions on Power Delivery*, vol. 4, no. 1, pp. 607-613, 1989.
- [88] D. Hoch and D. Swift, "Flashover performance of polluted insulation: an assessment of the influence of air density," in *AFRICON'92 Proceedings., 3rd AFRICON Conference*, Ezulwini Valley, Swaziland, 1992, pp. 81-84: IEEE.
- [89] H. A. Trethowen and A. J. Eyles, "Surface temperature variations," *Australian Refrigeration, Air Conditioning and Heating*, vol. 44, no. 12, p. 8, 1990.
- [90] J. R. Duncan and R. J. Cordner, "Atmospheric corrosion rates over two years exposure at 156 sites in New Zealand," *Transactions of the Institution of Professional Engineers New Zealand: General Section*, vol. 18, no. 1, p. 37, 1991.
- [91] L. Bastings, "Sunshine and shade," *Building Research Association of New*, 1967.

- [92] F. Haynie and D. Stiles, "evaluation of an atmospheric corrosion rate monitor as a time-of-wetness meter," *Materials performance*, vol. 30, no. 8, pp. 58-61, 1991.
- [93] F. Haynie, "Evaluation of the effects of microclimate differences on corrosion," in *Atmospheric Corrosion of Metals*: ASTM International, 1982.
- [94] M. H. Pesaran, Y. Shin, and R. J. Smith, "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships," *Journal of applied econometrics*, vol. 16, no. 3, pp. 289-326, 2001.
- [95] M. H. Pesaran and Y. Shin, "An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis," *Econometric Society Monographs*, vol. 31, pp. 371-413, 1998.
- [96] H. Akaike, "Akaike's Information Criterion," in *International Encyclopedia of Statistical Science*: Springer, 2011, pp. 25-25.
- [97] D. A. Dickey and W. A. Fuller, "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, vol. 49, pp. 1057-1072, 1981.
- [98] P. C. Phillips and P. Perron, "Testing for a unit root in time series regression," *Biometrika*, pp. 335-346, 1988.
- [99] J. G. MacKinnon, "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests," *Journal of applied econometrics*, pp. 601-618, 1996.
- [100] G. Schwarz, "Estimating the dimension of a model," *The annals of statistics*, vol. 6, no. 2, pp. 461-464, 1978.
- [101] H. Bozdogan, "Model selection and Akaike's information criterion (AIC): The general theory and its analytical extensions," *Psychometrika*, vol. 52, no. 3, pp. 345-370, 1987.
- [102] W. Pan, "Akaike's information criterion in generalized estimating equations," *Biometrics*, vol. 57, no. 1, pp. 120-125, 2001.
- [103] S. Zamani Mehreyan and A. Sayyareh, "Separated hypotheses testing for autoregressive models with non-negative residuals," *Journal of Statistical Computation and Simulation*, vol. 87, no. 4, pp. 689-711, 2017.
- [104] C. Forbes, M. Evans, N. Hastings, and B. Peacock, "Chi-Squared Distribution," *Statistical Distributions, Fourth Edition*, pp. 69-73, 2010.
- [105] H. O. Lancaster and E. Seneta, *Chi-Square Distribution*. the University of Michigan: Wiley Online Library, 1969, p. 356.
- [106] E. B. Wilson and M. M. Hilferty, "The distribution of chi-square," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 17, no. 12, pp. 684-688, 1931.
- [107] A. Ghasemi and S. Zahediasl, "Normality tests for statistical analysis: a guide for non-statisticians," *International journal of endocrinology and metabolism*, vol. 10, no. 2, pp. 486-489, 2012.
- [108] T. S. Breusch and A. R. Pagan, "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics," *The Review of Economic Studies*, vol. 47, no. 1, pp. 239-253, 1980.
- [109] H. White, "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 817-838, 1980.
- [110] M. Lemoine and F. Pelgrin, "Introduction aux modèles espace-état et au filtre de Kalman," *Revue de l'OFCE*, no. 3, pp. 203-229, 2003.