

Incidence du Changement Climatique sur les Productions Agricoles : cas de la commune de Banikoara

Emmanuel D. YAI, Bernadin G. C. AHODODE & Felix C. BIAOU

*Université d'Abomey-Calavi (UAC)
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG)
yaiemanuel@yahoo.fr ; xbengeraud@gmail.com ; felchabiaou@gmail.com*

Résumé

Cette étude a fait l'objet de l'analyse des effets du changement climatique sur les productions du coton, du maïs, du sorgho et d'arachide dans la commune de Banikoara. Après le calcul des indices des paramètres climatiques et la détermination des périodes de ruptures, l'étude a estimé les effets des variations climatiques sur les productions agricoles par la méthode des doubles moindres carrés en une étape. Il ressort des résultats obtenus que l'indice, les déficits et les ruptures pluviométriques exercent toutes deux des effets positives sur la production du coton et du maïs contrairement à la température qui exerce un effet négatif engendrant une forte diminution de la production du coton et du maïs. Par contre, l'estimation de ces variables climatiques sur la production du sorgho a donné des signes contraires par rapport à ceux observés sur le coton et le maïs. C'est-à-dire que les cultures de coton et de maïs sont des cultures complémentaires alors que le sorgho vient en substitut à ces deux cultures.

Mots clés : changement climatique, déficit pluviométrique, rupture pluviométrique, production agricole, double moindre carrés

Classification JEL :

1. Introduction

Le changement climatique caractérisé par la recrudescence des phénomènes extrêmes comme les sécheresses et les inondations, la hausse des températures, la variabilité accrue de la pluviométrie et des caractéristiques des saisons agricoles,... (GIEC, 2007), constitue une menace majeure pour l'environnement et le développement agricole mondiaux et surtout africains. Au Bénin, le diagnostic des effets du changement climatique révèle que les zones agro-écologiques du centre et du nord du pays sont les plus vulnérables aux risques climatiques que sont : la sécheresse, les pluies tardives et violentes et les inondations (RNI, 2008). Selon une étude de la DANIDA (2008), la recrudescence des fortes pluies dues au changement climatique a entraîné la destruction de 25.000 ha de cultures vivrières et 1.204 ha de champs de coton avec environs 53 674 producteurs touchés et des dégâts estimés à 9.4 milliards de FCFA. De plus, la crise alimentaire enregistrée au cours de cette année a aggravé l'insécurité alimentaire avec plus de 78 % de la population rurale touchée, soit un taux de croissance de 3.8 % (LARES, 2011). Alors que, les initiatives de relance agricole sont portées surtout sur la production du coton avec plus de 85.000 tonnes de semences sélectionnées en 2012 (ONASA, 2012).

Ainsi, au Bénin les stratégies de choix entre les cultures vivrières et celles du coton constituent aujourd'hui un enjeu important dans le contexte du changement climatique actuel. Car, depuis une décennie, la production cotonnière n'a pas atteint les résultats escomptés notamment l'amélioration des revenus et surtout celles des conditions de vie des ménages ruraux agricoles. Les faibles revenus agricoles et l'insécurité alimentaire enregistrés dans les zones cotonnières en République du Bénin montrent la priorité de la monoculture du coton par rapport aux autres spéculations et expliquent la faible diversification et les différentes options d'association de cultures (Nubukpo *et al*, 2006).

Cependant, peu de recherches empiriques ont été menées dans les zones agricoles afin d'évaluer et d'analyser l'impact du changement climatique sur l'interface coton-cultures vivrières. C'est dans ce cadre que nous nous sommes intéressés à la commune de Banikoara, première en terme de production du coton (principale culture de rente) du département de l'Alibori avec 80.594 tonnes en 2007, soit 44% de productions du département ; et des céréales les plus consommées (le maïs, le sorgho) et la légumineuse la plus produite dans la zone (l'arachide).

En effet, cette commune s'étend sur une superficie de 6.922 km² et est localisée entre 10°50 et 11°30 latitudes Nord et 2° et 2°40 longitude Est. Sa population est estimée en 2012 à 201.654 habitants avec une faible densité de 22 habitants /Km² dont 91.94 % travaillent dans l'agriculture (INSAE, 2013). Elle est animée par un climat de type soudano-Sahélien avec une seule saison de

pluie d'Avril à Octobre. Les moyennes annuelles des précipitations oscillent entre 1000 et 1200 mm. La température varie de 27°C à 34°C. Les sols sont de type ferrugineux tropicaux profonds et favorisent l'agriculture de coton (80%). La production agricole est pratiquée dans un système pluvial, sans irrigation. La grande variabilité de la pluviométrie rend très aléatoire toute les prévisions en début de campagne et constitue un important facteur de risque. Les autres activités sont moins prépondérantes : l'élevage (15 %) et le commerce (4%) (MAEP-INRAB, 2010). Les niveaux de production de la commune dans la production nationale annuelle représentent plus de 45 % pour le coton, 20 % pour le maïs, 15 % pour le sorgho et enfin 10 % pour l'arachide (INRAB, 2010).

L'agriculture subvenait avant à l'alimentation qui est l'un des besoins les plus importants de l'homme. En effet, le sorgho et l'arachide sont la base de l'alimentation de la population de la zone de Banikoara et constituent la première source de féculents de toute la population. Le maïs et le sorgho sont cultivés dans le passé pour l'autoconsommation. Mais, face à la demande croissante des centres urbains et à la baisse des prix du coton, leurs intérêts en tant que culture commerciale s'affirment (Fofirin *et al*, 2008). Le secteur agricole est alors pour ces populations, une voie de sortie de la pauvreté qu'il convient d'exploiter judicieusement face au changement climatique.

Ainsi, des choix de stratégies d'adoption culturelles s'imposent aux producteurs de Banikoara face à la volonté de s'approvisionner en maïs, en sorgho et d'améliorer le volume des exportations de la commune. Cet état de chose nous amène à nous demander ; à quel degré les fluctuations climatiques constituent une contrainte pour les cultures dominantes de la commune de Banikoara ? La réponse à cette question consistera à évaluer les effets du changement climatique dans le système de production agricole de la commune, afin de fournir des informations intéressantes sur les effets du changement climatique et de réorienter les motivations pouvant déterminer les choix de stratégies d'adoption ou d'association culturelle des ménages agricoles dans la commune de Banikoara. Car, une production agricole vivrière suffisante et de qualité, augmente la capacité nutritionnelle des couches les plus vulnérables à l'insécurité alimentaire.

Après la revue de littérature suivie de la méthodologie, ce papier présente les résultats, discussions et recommandations.

2. Revue de littérature

L'agriculture béninoise est fortement dépendante du régime des précipitations et de leur variabilité et sévérité (Nicholson, 2005). Pour y faire face, les agriculteurs ont mis en place, selon De Rouw (2004), des systèmes de cultures extensifs et diversifiés à base de mil, d'arachide, de niébé, etc. Ces

systèmes généralement basés sur les connaissances endogènes, ont été vulnérables à ces chocs climatiques sévères.

Or, la production agricole risque d'être encore compromise par la variabilité accrue des précipitations du fait du changement climatique (IPCC, 2007). Il existe plusieurs types de manifestations en agriculture. Outre, les manifestations organisationnelles et de commercialisation, les manifestations liées à la sécheresse et aux inondations et les manifestations phytosanitaires sont les plus répandues. Pour faire face aux variations climatiques, deux types de stratégies sont généralement mises en œuvre (Lagandre et Chetaille, 2010). La première consiste à agir en prévention de l'aléa climatique par l'exploitation des techniques agricoles telles que l'irrigation, l'optimisation des calendriers culturaux, l'utilisation de variétés adaptées et de techniques de conservation des eaux et des sols, etc. Une seconde stratégie consiste à agir en réaction à l'aléa pour compenser a posteriori la perte de revenus liée à la baisse de la production. La compensation lors de la survenue de l'aléa peut se faire à travers une intervention publique de l'Etat, des donateurs ou d'un organisme privé. L'assurance climatique intervient dans ce dernier cas, comme une alternative aux subventions de l'Etat (Berg *et al.*, 2009).

Par ailleurs, l'utilisation de l'une ou l'autre stratégie pour faire face aux variations climatiques nécessite d'évaluer en amont les effets du changement climatique sur la production agricole. Pour ce faire, plusieurs méthodes sont utilisées dans la revue agro-climatique. Il s'agit des méthodes d'analyses des variabilités climatiques et de détermination de rupture.

Les tests de rupture permettent d'identifier les années charnières du changement climatique. Ils viennent en appoint aux indices pluviométriques et hydrométriques. L'existence de modifications brutales dans les séries hydroclimatiques est une cause possible de l'hétérogénéité de ces séries (Kouakou *et al.*, 2007). Les tests de rupture sont basés sur la méthode bayésienne de Lee et Heghinian (1977), de Pettitt (1979), de Buishand (1971) et de la segmentation d'Hubert *et al* (1989). Les tests de Lee et Heghinian et de Pettitt détectent une rupture au maximum tandis que la segmentation d'Hubert permet d'en détecter plusieurs si elles existent dans une série chronologique de données.

L'analyse de l'indice pluviométrique montre les périodes de récession et d'excédent pluviométrique. Les périodes d'excédent pluviométriques entraînent la destruction des champs et la baisse des rendements. De même, les années déficitaires se traduisent par un assèchement précoce des champs et le flétrissement des jeunes plants entraînant une baisse des productions avec ses implications socio-économiques (Gouataine, 2010 ; Guy *et al.*, 2008).

De même, Ege *et al*, (2009) en utilisant l'indice pluviométrique dans leur étude sur variabilité pluviométrique et rendement agricole en Ethiopie ont montré que les sécheresses sont fréquentes dans de nombreuses régions et exercent une corrélation positive entre la récession pluviométrique et la production agricole.

Ensuite, d'auteurs combinent aux indices pluviométriques les tests de détection de rupture. Il découle d'une part, de certains travaux que la modification du régime des précipitations s'est traduite nettement par une diminution brutale des quantités d'eau précipitée au cours des années 70 et 80 à 89. La baisse pluviométrique concerne les hauteurs mensuelles des mois de juin, juillet, août et septembre (donc au cœur de l'hivernage) qui sont de moins en moins arrosés ce qui affecte négativement les rendements agricoles (Ogouwalé, 2006, Vissin, 2007). Le déficit pluviométrique est largement amplifié dans les écoulements et les recharges des rivières des bassins et entraîne le décalage des dates de semis ce qui est la source de la baisse de production (Mansah, 2007). D'autre part, il ressort de l'étude de Maiga *et al*, (2010) sur la période de 1960 à 2008 que la variabilité climatique sur le bassin versant de Kolondièba au Mali s'est caractérisée par deux ruptures pluviométriques majeures intervenues en 1969 et 1992. La première rupture, caractéristique d'un régime déficitaire a engendré une perte pluviométrique de l'ordre de 20% et une raréfaction des pluies annuelles de plus en plus fortes. La deuxième rupture a généré un excès pluviométrique de près de 17% et une augmentation de la récurrence des fortes pluies, traduisant un retour à la tendance excédentaire. Toutefois, le déficit enregistré l'emporte sur l'excédent et avec pour conséquence la destruction des champs et la baisse des rendements.

Ainsi, l'analyse sera basée d'une part sur la détection des ruptures climatiques des précipitations avant d'analyser l'incidence de ces ruptures sur la production de quelques cultures de la région.

3. Méthodologie

Fondements théoriques

La moyenne mobile, l'indice pluviométrique, des tests d'ellipse de bois, de Lee et Heghinian et de Pettit etc. sont utilisés pour rechercher la tendance et les ruptures dans les séries climatiques (pluie et température).

La technique des moyennes mobiles consistera à lisser les irrégularités en associant les valeurs Y_{it} d'une chronique de nouvelles valeurs Z_{it} qui seront des moyennes arithmétiques d'une valeur originale Y_{it} et des valeurs qui l'encadrent (Vissin, 2007). Il découle de cette moyenne mobile l'indice pluviométrique qui est un test paramétrique.

En ce qui concerne l'indice pluviométrique (IP), il permet de mieux étudier la variabilité pluviométrique. Encore appelé indice centré réduit, l'indice pluviométrique est le rapport de l'écart à la moyenne sur l'écart-type des hauteurs pluviométriques annuelles. Il s'écrit de la manière suivante :

$$IP = \frac{(X_i - \bar{X})}{\sigma} \quad (1)$$

Dans cette formule, \bar{X} correspond à la hauteur moyenne de précipitations, X_i à la hauteur de pluie d'une année i et σ représente la déviation standard. Les valeurs positives traduisent des excédents pluviométriques tandis que les valeurs négatives indiquent les déficits pluviométriques.

Les tests de rupture permettent d'identifier les années charnières du changement climatique. Ils viennent en appoint aux indices pluviométriques et hydrométriques. Leur application est effectuée à l'aide du logiciel KhronoStat développé par l'Institut français de Recherche pour le Développement (IRD). L'approche des tests de ruptures est non paramétrique et se fonde sur deux hypothèses H_0 : absence de rupture dans la série ou série stationnaire contre H_a : présence de rupture dans la séquence ou série non stationnaire.

Modèle d'étude

Le modèle utilisé dans le cadre de cette étude est celui de Nerlove. La résolution mathématique de ce modèle consiste à maximiser le profit du producteur en fonction du prix à la production et les prix des autres facteurs de productions. Le niveau de sa production q_t et les quantités des facteurs de production X_{1t}, X_{2t} sous contrainte technologique sont décrits par le programme de comportement suivant :

$$\begin{aligned} & \text{Max}(p_t q_t - w_{1t} X_{1t} - w_{2t} X_{2t}) \\ & X_{1t}, X_{2t}, q_t \\ \text{S/C } & q_t = f(X_{1t}, X_{2t}) \end{aligned} \quad (2)$$

Avec p_t représentant le prix du bien produit en période t , q_t la quantité produite en t , X_{1t} et X_{2t} les niveaux des facteurs de production variables utilisés, w_{1t} et w_{2t} leurs prix respectifs et f est la fonction de production. La résolution du programme (2) par le lagrangien permet de déterminer les variables endogènes (offre d'output, demande de facteurs) en fonction des variables exogènes qui sont les prix des facteurs.

Les conditions du premier ordre liées à la maximisation du profit permettent de dériver la fonction d'offre et le système de demande de facteurs de production. Les résultats obtenus après la dérivation sont :

$$q^*_t = q(p_t, w_{1t}, w_{2t}) \quad (3)$$

$$X^*_{1t} = X_1(p_t, w_{1t}, w_{2t}) \quad (4)$$

$$X^*_{2t} = X_2(p_t, w_{1t}, w_{2t}) \quad (5)$$

L'équation (3) est la fonction d'offre et les équations (4) et (5) sont des fonctions de demande marshalliennes de facteurs de production variables. Dans cette étude nous nous intéressons uniquement à la fonction d'offre (3), cette fonction d'offre est obtenue par la dérivation de l'équation (2) et ne permet pas d'obtenir de très bons résultats économétriques en raison du caractère statique du modèle. Face à cette faiblesse, le modèle d'offre dynamique de Nerlove (1956) est formalisé sur deux extensions. Ces extensions sont apportées à la spécification (3) de la fonction d'offre de Nerlove (1956) et axée sur la prise en compte d'anticipations et l'introduction de l'existence de coûts d'ajustement.

La prise en compte d'anticipations est située au niveau du prix à la production. Dans l'équation (3), le prix à la production apparaît comme argument de la fonction d'offre. Lors de sa production du bien, le producteur n'a pas l'information parfaite sur ce prix offert p_t qui est le prix d'équilibre issu de la confrontation entre l'offre et la demande sur le marché des biens considéré. Les producteurs étant rationnels, ils forment des anticipations sur les prix. La formation des anticipations des producteurs permet d'écrire l'équation d'offre de la manière suivante :

$$q^*_t = q(p^{\alpha}_t, w_{1t}, w_{2t}) \quad (6)$$

p^{α}_t : désignant le niveau anticipé des prix pour la période t . Les producteurs essaient de prévoir le niveau qu'ils jugent normal pour le niveau des prix. Ce niveau n'est observable que par des hypothèses qui sont faites pour pouvoir exprimer ces anticipations en fonction des variables observables.

La seconde extension concerne le fait que les ajustements de la fonction d'offre à des variables de prix se réalisent souvent avec lenteur et décalage en raison de l'existence des coûts d'ajustement. Dans cette situation, le niveau de production observée noté q_t est différent du niveau désiré de production noté q^*_t . La prise en compte des deux extensions en présence des hypothèses retenues dans le modèle de Nerlove permet de spécifier les anticipations adaptatives. Ces anticipations sont formulées de la manière suivante :

$$p^{\alpha}_t = p_{t-1}^{\alpha} + \gamma(p_{t-1} - p_{t-1}^{\alpha}) ; \quad (7)$$

Avec $(p_{t-1} - p_{t-1}^{\alpha})$ l'erreur et où p^{α}_t est le prix anticipé pour la période t , p_{t-1} est le prix observé à la période $t-1$, γ est le coefficient des anticipations adaptatives supposé constant et compris entre

0 et 1. A chaque période ou campagne agricole, le producteur révisé ses anticipations en proportion de l'erreur associée au précédent niveau d'anticipations. L'erreur dans ce cas est égale à la différence entre le niveau observé des prix et le niveau anticipé. Il existe deux cas particuliers dans lequel le coefficient d'anticipation prend respectivement la valeur 0 ou 1. Analysons alors ces deux situations :

Le premier cas $\gamma = 0$ alors l'équation (7) devient : $p_t^\alpha = p_{t-1}^\alpha$, les prix effectifs sont complètement déconnectés des anticipations,

Le second cas $\gamma = 1$ alors l'équation (7) devient : $p_t^\alpha = p_{t-1}$, les anticipations des producteurs sont donc naïves car ils anticipent que le prix à la période t sera identique à celui de la période précédente.

Le prix anticipé est une moyenne mobile à pondérations géométriques décroissantes des prix antérieurs Koyck (1954). Cette formulation mathématique des prix anticipés permet de réécrire l'équation (7) et elle devient :

$$p_t^\alpha = \gamma p_{t-1} + (1 - \gamma) p_{t-1}^\alpha \quad (8)$$

Retardons l'équation (8) d'une période, elle devient :

$$p_{t-1}^\alpha = \gamma p_{t-2} + (1 - \gamma) p_{t-2}^\alpha \quad (9)$$

Les valeurs successives des anticipations décalées sont remplacées dans l'équation (11) pour devenir l'anticipation du prix à la période t en fonction de variables observées. Cette itération à l'ordre n décalages permet de réécrire l'équation (10), et elle devient :

$$\begin{aligned} p_t^\alpha &= \gamma(p_{t-1} + (1 - \gamma)Lp_{t-2} + (1 - \gamma)^2L^2p_{t-3} + \dots) \\ &= \gamma \sum_{i=1}^{\infty} (1 - \gamma)^{i-1} p_{t-i} \end{aligned} \quad (10)$$

Les anticipations de prix d'après l'équation (10) sont définies suivant un modèle à retards échelonnés au sens de Koyck (1954). L'opérateur retard utilisé permet de réécrire l'équation (10), elle devient :

$$\begin{aligned} p_t^\alpha &= \gamma(p_{t-1} + (1 - \gamma)Lp_{t-1} + (1 - \gamma)^2L^2p_{t-1} + \dots) \\ &= \gamma(1 + (1 - \gamma)L + (1 - \gamma)^2L^2 + \dots)p_{t-1} \end{aligned} \quad (11)$$

Avec L désignant l'opérateur retard c'est-à-dire $Lp_{t-1} = p_{t-2} = L^2p_{t-1} = p_{t-n-1}$. Cette opération effectuée permet aisément de déterminer le prix anticipé et ce prix est fonction de l'erreur d'anticipation, du prix anticipé à la période t-1 et de l'opérateur retard. Ce prix est donc égal à :

$$p_t^\alpha = \frac{\gamma}{1 - (1 - \gamma)L} p_{t-1} \quad (12)$$

La seconde hypothèse du modèle de Nerlove est la considération de coûts d'ajustement. L'existence

de ces coûts se traduit par le fait qu'une modification des variables exogènes ne provoque pas un ajustement immédiat et total du niveau de production offert. La prise en compte des coûts permet de différencier le comportement du producteur à court terme (ajustement partiel du niveau de production) et du comportement du producteur à long terme (ajustement total du niveau de production). Ainsi, à court terme il n'est possible d'assister à l'ajustement à cause des contraintes liées à l'allocation des facteurs de production. L'ajustement réel n'est qu'une fraction de l'ajustement réalisé. De manière analytique, l'ajustement partiel est de forme :

$$q_t - q_{t-1} = \delta(q^*_t - q_{t-1}) \quad (13)$$

Avec : q_t le niveau de court observé du produit offert à la période t , q_{t-1} le niveau observé pour la période précédente et q^*_t le niveau de long terme du produit désiré absence de coûts d'ajustement.

δ : Le coefficient d'ajustement partiel compris entre 0 et 1. La variation réelle de production $q_t - q_{t-1}$ est en générale inférieure à l'ajustement souhaité.

Le modèle structurel d'offre de Nerlove est composé essentiellement des anticipations : équation (12) et de l'ajustement partiel : équation (13). Pour une modélisation complète, Nerlove introduit dans son modèle la quantité désirée comme une relation linéaire des prix anticipés et de variables exogènes z_t . L'introduction de cette variable dans le modèle de base permet d'obtenir l'équation suivante :

$$q^*_t = \alpha_1 + \alpha_2 p_t^\alpha + \alpha_3 z_t \quad (14)$$

L'équation (14) exprime le comportement de long terme du producteur lorsqu'il n'y a plus de coûts d'ajustement. Le coefficient du prix anticipé définit ainsi la réponse à long terme. Dans ces conditions le modèle de l'offre générale de Nerlove est :

$$q^*_t = \alpha_1 + \alpha_2 p_t^\alpha + \alpha_3 z_t + \mu_t \quad (15)$$

Les mêmes raisonnements mathématiques avec l'opérateur retard nous permettent de déterminer le prix anticipé et la variation réelle de production

$$p_t = \frac{\gamma}{1-(1-\gamma)} p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$q_t - q_{t-1} = \delta(q^*_t - q_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (17)$$

Avec : μ_t , ε_t , v_t représentant les termes d'erreurs associés à chacune des trois équations. Pour obtenir une équation estimable de la fonction d'offre, il faut éliminer de ces équations les variables non observables dans les relations précédentes, c'est-à-dire le niveau de production en absence de coûts d'ajustement q^*_t et le niveau des prix anticipés p_t^α .

L'équation (16) introduite dans l'équation (15) nous permet d'obtenir

$$q_t^* = \alpha_1 + \alpha_2 \left(\frac{\gamma}{1-(1-\gamma)} p_{t-1} + \varepsilon_t \right) + \alpha_3 z_t + \mu_t \quad (18)$$

Cette nouvelle expression de l'équation (18) est la quantité de bien agricole désiré et est reportée dans l'équation (17), nous obtenons donc :

$$q_t - q_{t-1} = \gamma \left(\alpha_1 + \alpha_2 \frac{\gamma}{1-(1-\gamma)L} p_{t-1} + \varepsilon_t \right) + \alpha_3 z_t + \lambda_t - q_{t-1} + v_t \quad (19)$$

En multipliant l'équation (19) par $(1 - (1 - \gamma))$, nous obtenons :

$$(q_t - q_{t-1})(1 - L + \gamma L) = \delta \alpha_1 (1 - L + \gamma L) + \delta \alpha_2 \gamma p_{t-1} + \delta \alpha_2 \varepsilon_t (1 - L + \gamma L) + \delta \alpha_3 z_t (1 - L + \gamma L) + \delta \mu_t (1 - L + \gamma L) - \delta q_{t-1} (1 - L + \gamma L) + v_t (1 - L + \gamma L) \quad (20)$$

Le regroupement de tous les termes de l'équation (20) de manière symétrique permet d'obtenir la quantité observée q_t en fonction des variables endogènes décalées, des prix décalés et des autres variables.

$$\text{Soit } q_t = \pi_1 + \pi_2 p_{t-1} + \pi_3 q_{t-1} + \pi_4 q_{t-2} + \pi_5 z_t + \pi_6 z_{t-1} + \mu_t \quad (21)$$

Les coefficients de la forme réduite sont notés $\Pi_i (i = 1 \dots 6)$ et s'expriment en fonction des coefficients de la forme structurelle de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \pi_1 &= \alpha_1 \delta \gamma; \pi_2 = \alpha_2 \delta \gamma; \pi_3 = (1 - \delta) + (1 - \gamma); \\ \pi_4 &= -(1 - \delta)(1 - \gamma); \pi_5 = \alpha_3 \delta; \pi_6 = -\alpha_3 \delta (1 - \gamma) \end{aligned} \quad (22)$$

Le terme d'erreur de l'équation se définit par l'égalité suivante :

$$\mu_t = \alpha_2 \delta \varepsilon_t - \alpha_2 \delta (1 - \gamma) (1 - \delta) \varepsilon_{t-1} + \delta \mu_t - \delta (1 - \gamma) \mu_{t-1} + v_t - (1 - \gamma) v_{t-1} \quad (23)$$

La forme réduite du modèle de Nerlove montre six (6) paramètres et la forme structure donne cinq (5) paramètres. L'obtention d'une solution unique suppose l'existence de contraintes sur les paramètres de la forme réduite. Cette contrainte est donnée par la relation suivante :

$$\Pi_6^2 - \pi_4 \Pi_5^2 + \pi_3 \pi_5 \pi_6 = 0 \quad (24)$$

Dans le modèle réduit les différentes variables sont exprimées en logarithme népérien (Ln) et les coefficients attachés à la variable prix représentent l'élasticité de court terme. Les paramètres de la forme structurelle exprimés en fonction des coefficients Π_i notamment : Le coefficient des anticipations

$$1 - \gamma = \frac{\pi_6}{\pi_5} \quad (25)$$

Le coefficient d'ajustement est :

$$1 - \delta = \frac{\pi_3 + \pi_6}{\pi_5} \quad (26)$$

Et le coefficient donnant l'effet marginal de long terme des prix

$$\alpha_2 = \frac{\pi_2}{\delta \gamma} \quad (27)$$

Les caractéristiques des productions agricoles dans le contexte actuel conduit à une adaptation de la spécification générale de la fonction d'offre du modèle de Nerlove.

La présente partie suit une approche des séries temporelles couvrant la période de 1980 à 2013. A partir des caractéristiques extraites des modèles de base et des spécifications que nous avons introduites, nous pouvons dériver le comportement de production domestique des cultures pratiquées (coton, maïs, sorgho et arachide). Chaque culture est exprimée en fonction des facteurs prix de la culture et des facteurs non-prix (Logossah, 1994). La forme générale du modèle d'étude est :

$$Smit = f(lsmi(-1) lprix lclimat) \quad (28)$$

Dans la formulation générale, l'équation du modèle s'écrit :

$$logsmi = \alpha_1 + \alpha_2 logsmi(-1) + \alpha_2 logprix + \alpha_3 logclimat + \epsilon_{it} \quad (29)$$

Avec logsmi : superficie cultivée de la culture i ; logsmi(-1) vecteur de superficie antérieure cultivée des culture considérées ; logprix : le vecteur des prix des cultures intégrées dans le modèle ; logclimat : vecteur variable climatique ϵ_{it} terme aléatoire (erreur commise de la culture i dans la zone). En effet, nous avons supposé que l'indice pluviométrique a d'impacts sur les productions agricoles. Par suite, nous posons deux hypothèses sur les périodes de déficits et de ruptures enregistrés comme suit :

$$\begin{cases} \text{defirupt} = 1 & \text{présence de déficit et ruptures} \\ \text{et} & \text{defirupt} = 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (30)$$

Par ailleurs, Les modèles à une équation ne sont pas toujours adaptés à mieux décrire les productions agricoles. Par contre, les modèles à système d'équations permettent de rendre compte des interdépendances multiples entre les variables économiques qui doivent être étudiées conjointement. La forme fonctionnelle de la spécification retenue est :

$$lsupcot = c(1) + c(2)*lsupcot(-1) + c(3)*lsupard(-1) + c(4)*lsupserg(-1) + c(5)*lprieng + c(6)*lprinsect + c(7)*lpriard + c(8)*lpricot + c(9)*lprisrg + c(10)*ipluie + c(11)*ltpmax + c(12)*defirupt + c(13)*lsupmais(-1) + c(14)*lprmais + \epsilon_{1t}$$

$$lsupard = c(15) + c(16)*lsupcot(-1) + c(17)*lsupard(-1) + c(18)*lsupserg(-1) + c(19)*lpriard + c(20)*lpricot + c(21)*lprisrg + c(22)*ipluie + c(23)*ltpmax + c(24)*defirupt + c(25)*lsupmais(-1) + c(26)*lprmais + \epsilon_{2t}$$

$$lsupserg = c(27) + c(28)*lsupcot(-1) + c(29)*lsupard(-1) + c(30)*lsupserg(-1) + c(31)*lpriard + c(32)*lpricot + c(33)*lprisrg + c(34)*ipluie + c(35)*ltpmax + c(36)*defirupt + c(37)*lsupmais(-1) + c(38)*lprmais + \epsilon_{3t}$$

$$lsupmais = c(39) + c(40)*lsupcot(-1) + c(41)*lsupard(-1) + c(42)*lsupserg(-1) + c(43)*lpriard + c(44)*lpricot + c(45)*lprisrg + c(46)*ipluie + c(47)*ltpmax + c(48)*defirupt + c(49)*lsupmais(-1) + c(50)*lprmais + \epsilon_{4t}$$

inst c(1) lsupcot(-1) lsupard(-1) lsupsrg(-1) lsupmais(-1) lprieng lprinsect lpriard lpricot lprisrg
lprmais ipluie ltpmax defirupt

Avec : l : logarithme népérien ; lsupcot : superficie du coton ; lsupcot(-1) superficie antérieure du coton ; lsupard : superficie de l'arachide ; lsupard(-1) : superficie antérieure de l'arachide ; lsupsrg : superficie du sorgho ; lsupsrg(-1) : superficie antérieure du sorgho ; lsupmais : superficie du maïs ; lsupmais(-1) : superficie antérieure du maïs ; lpricot : prix du coton ; lpricot(-1) : prix antérieur du coton ; lpriard : prix d'arachide ; lpriard(-1) : prix antérieur d'arachide ; lprisrg : prix du sorgho ; lprisrg(-1) prix antérieur du sorgho ; lprimais : prix du maïs ; lprimais(-1) : prix antérieur du maïs ; lprieng prix de l'engrais ; lprinsect : prix de l'insecticide ; ipluie : indice pluviométrique ; defirupt : deficit et rupture pluviométriques ; ltpmax : température maximale.

Stratégie d'identification

Les méthodes d'estimations que nous pouvons utiliser dans le cadre des équations simultanées sont fonctions du critère d'identification du modèle. Si l'équation est juste identifiée, les moindres carrés indirects ou les doubles moindres carrés ou l'estimation équation par équation sont appropriés et enfin si l'équation est sur-identifiée, les doubles moindres carrés ou l'estimation équation par équation sont utilisées. De plus, pour la validation du modèle les tests de stationnarité d'ADF, de Normalité de Doornik-Hansen, d'autocorrélation des erreurs de Portmanteau, les statistiques de Durbin-Waston et l'analyse de corrélogramme ont été effectués.

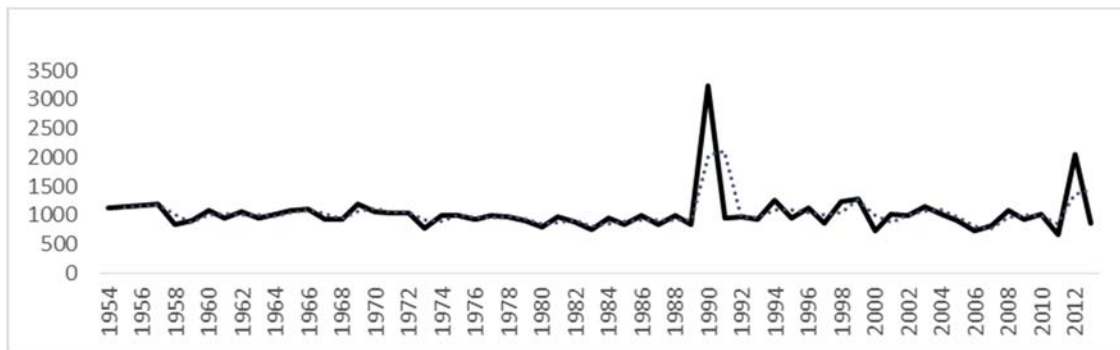
4. Résultats et Discussions

Analyse de l'évolution des variables climatiques et détermination des périodes de rupture

Cet analyse est basée essentiellement sur les paramètres déterminants en zone intertropicale que sont : les précipitations et les températures (Boko, 1998 ; Afouda, 1990 ; Ogouwale, 2006). Elle s'articule autour des valeurs annuelles de précipitations et de températures moyennes sur la période 1954-2013 et est faite de manière comparative suivant deux « pas de temps » de trente (30) années (1954-1983 et 1984-2013) conformément à celles réalisées par Ogouwale (2006) et Mansah (2007).

L'évolution des précipitations annuelles sur cette période, suit une courbe de tendance à moyenne mobile (Fig.1). Sur la période 1954-1983, elles ont eu une évolution moyenne de 993 mm de hauteurs de pluies comprise entre 800 et 1200 mm pour les différentes années sauf celles de 1973 et 1983 qui ont des niveaux de hauteurs de pluie inférieurs s'élevant respectivement à 781.7 et 744 mm ; justifiable par les perturbations climatiques observées au cours des années 70. Contrairement à cette période relativement stable, celle de 1984-2013 est marquée par une fluctuation moyenne de 1075 mm avec des niveaux de précipitations plus accentués allant de 670 mm (niveau le plus faible) à 3235 mm (niveau le plus élevé) correspondant respectivement aux années 2011 et 1990. Cette période est marquée conformément aux normes pluviométriques (1000-1200 mm) de la zone selon l'ASECNA, par des baisses et des augmentations exceptionnelles. Les plus remarquables sont celles de 1989-1990, 2011-2012 et enfin 2000 et 2007. En effet, on note respectivement au cours de ces années des augmentations allant de 839-3235 mm, 670-2050 mm et de même niveau de déficit s'élevant à 724 mm pour les deux dernières.

Figure1 : Evolution des hauteurs de Pluie (mm)



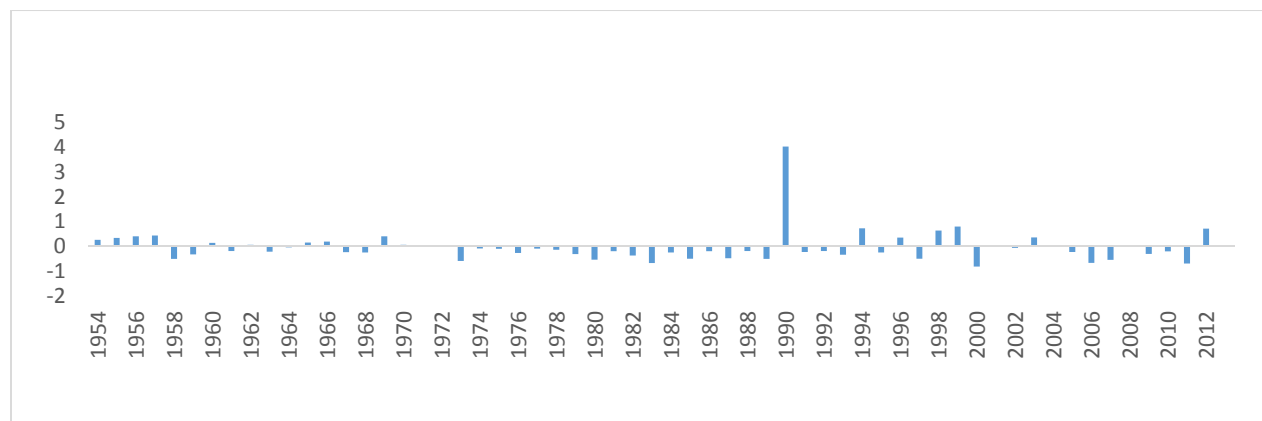
Source : réaliser sur Excel à partir des données de l'ASECNA

Parallèlement à cette évolution, ces années de baisse et d'augmentation sont marquées par des niveaux maxima de température de 35.23 ; 35 ; 35.59 ; 33.93 ; 34.97 ; 34.15 ; 35.22 ; 35.30 et 34.71°C respectivement pour les années 73, 83, 87, 89, 90, 2000, 2006, 2007, 2011 et 2012. Ainsi, ces

dernières années sont des années de fort réchauffement climatique avec une température moyenne annuelle de 35°C contrairement à la première trentaine de « pas de temps » qui est caractérisé par une température moyenne annuelle de 34°C (Annexe1).

De plus, l'évolution des indices pluviométriques entre 1954-2013, laisse entrevoir quatre séquences possibles. La première allant de 1954-1973 est relativement excédentaire car, marquée par des indices à dominance positifs. Ceci est caractéristique des pluies annuelles supérieures à la moyenne interannuelle du fait d'un régime pluviométrique excédentaire enregistré au cours cette période. La séquence de 1973-1989 correspond par contre à des indices pluviométriques négatifs traduisant le régime pluviométrique uniquement déficitaire (Fig.2) qui caractérise cette période. Suite à cela, s'observe une alternance d'indices excédentaires et déficitaires jusqu'en 2004. Cette période, à 60% d'indices excédentaires a connu le niveau maximal d'excédent de 4 points en 1990 suit au déficit de 0,5 point enregistré en 1989. A l'image de la seconde, la quatrième séquence est une séquence à 90% déficitaire allant de 2005 jusqu'en 2011. Elle a enregistré le niveau de déficit le plus élevé d'environ 0,7 point avant de déboucher juste après sur un excédent de 0,7 point en 2012.

Figure2 : Evolution de l'indice Pluviométrique



Source : réaliser à partir des calculs d'indices obtenus des données de l'ASECNA

En outre, complémentirement aux indices pluviométriques, les indices de températures maximale et surtout minimale ont eu une tendance globale déficitaire de 1954 à 2013. En effet, à part les excédents en terme de température maximale de 1.25 ; 0.71 ; 0.68 ; 1.81 ; 0.60 ; 0.24 ; 0.11 et de 0.92 réalisés respectivement au cours des années 1973 ; 1980 ; 1983 ; 1987 ; 1990 ; 2006 ; 2007 et 2011 ; on y observe que des indices déficitaires d'une valeur moyenne d'environ 2 points avec des niveaux exceptionnels de température minimale qui, de manière croissante se présentent comme suit : -3.60 en 1966 ; -2.73 en 1989 ; -2.32 en 2001 ; -1.86 en 2008 et enfin -0.70 point en 2011(Annexe1).

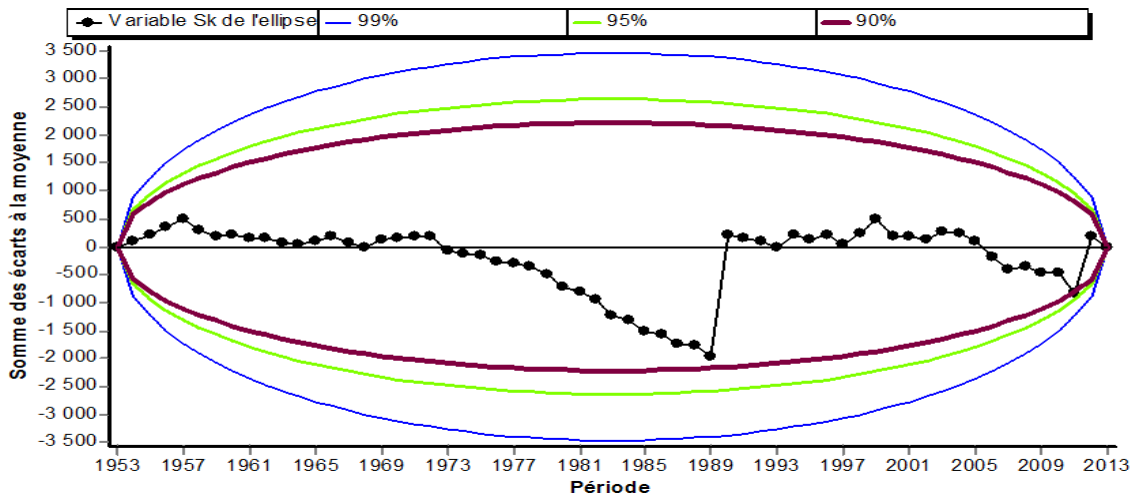
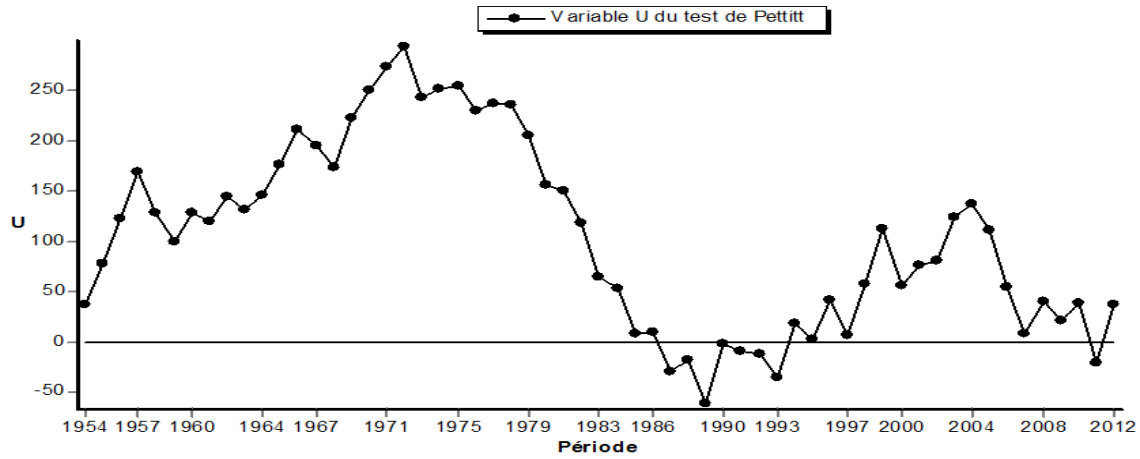
De manière spécifique, l'analyse de l'évolution de l'indice pluviométrique est faite au niveau mensuel en prenant en compte la période de saison pluvieuse qui s'étend d'avril-mai à septembre-octobre. L'appréciation de ces indices montre que le mois de mai marque le début de la saison pluvieuse de manière aléatoire. Car, caractérisé par plus de déficits que d'excédents d'amplitudes croissantes que celui d'avril. En effet dans la deuxième trentaine de « pas de temps », les variations sont plus élevées et comprises dans un intervalle de -3 à 2 points environ alors dans la première, ils n'oscillent que dans un intervalle allant de -2 à 1.5 environ. Cette période marque donc le début de la saturation des sols pour l'amorce de l'écoulement, avec une concentration pluviométrique saisonnière égale à 10% du total annuel. Le mois de juin marque par contre, la continuité des pluies avec plus de 14% du total pluviométrique annuel (Vissin, 2007) donne des niveaux d'indices compris entre -2.5 et 2 points environ. Outre le fait que l'année 1955 soit une année exceptionnelle avec 4.5 points d'indice, le mois de juillet est essentiellement déficitaire jusqu'à une hauteur d'indice atteignant -2 point. Enfin, les mois d'août et septembre sont les plus humides de la période avec par contre des indices essentiellement excédentaires allant de -2 à 2 sauf ceux des années 2003 et 2012 qui ont connu des pics exceptionnels de 2.5 et 6.5 respectivement pour les mois de septembre et août. Ceci s'explique par les perturbations pluviométriques observées dans la zone par le fait du changement climatique qui tend à décaler la période d'intense saison pluvieuse de septembre en août. L'ensemble de ces trois derniers mois concentrent plus de 65% des pluies saisonnières avec plus de la moitié pour le mois de septembre qui reste partout abondamment plus pluvieux (Houndenou et al, 2005). Le mois d'octobre quant à lui, est plus déficitaire que tous les autres mois de la saison et marque donc la fin de la saison pluvieuse (Fig.3).

Il ressort des analyses de l'évolution de ces variables climatiques et de leurs indices, une forte variabilité extrême des hauteurs de pluie complémentaires aux températures minimale et maximale enregistrées entre les années 1973-1974, 1989-1990 et 2011-2012. Ce qui laisse entrevoir de forte présomption de ruptures au cours de ces années en plus de celles d'extrêmes déficiences énumérées plus haut.

Pour déterminer ces années de ruptures pluviométriques, l'application du test de Lee et Heghinian (1977) a permis de détecter une seule rupture en 2011 au point 0,1195 (annexe2). Tandis que ceux de Pettitt (1979) et ; de Buishand et Ellipse (1971) de Bois montrent à travers leurs graphiques issus d'eux une année de rupture (plus accentuée) en plus de 2011 qu'est l'année 1989 (Fig4). Ces résultats

sont confirmés les travaux de Boko et al, (2003) sur la recherche de ruptures dans les séries pluviométriques au Bénin.

Figure4 : Résultats des tests de détection de rupture



Source : sortie d'estimation de khronostat

Figure3 : Evolution Mensuelle de l'Indice pluviométrique de 1954-2013



Source: réaliser par les Auteur

Présentation et analyse des résultats d'estimation

Les résultats de l'étude de la stationnarité des variables effectuée avant l'estimation se présente comme suit :

Tableau1 : résultats du test de stationnarité d'ADF

VARIABLES	STATISTIQUES- CALCULEES	STATISTIQUES- THEORIQUES	DECISIONS	ORDRE D'INTEGRATION
LTPMAX	-8.2848	-1.9520	STATIONNAIRE	I(1)
IPLUIE	-4.1608	-1.9516	STATIONNAIRE	I(0)
LPRIARD	-4.9601	-1.9520	STATIONNAIRE	I(1)
LPRICOT	-2.3855	-1.9524	STATIONNAIRE	I(1)
LPRIENG	-6.2264	-2.9604	STATIONNAIRE	I(1)
LPRINSECT	-4.6388	-1.9520	STATIONNAIRE	I(1)
LPRISRG	-3.2377	-1.9529	STATIONNAIRE	I(1)
LPRIMAIS	-5.5980	-1.9520	STATIONNAIRE	I(1)
LSUPCOT	-6.9719	-1.9520	STATIONNAIRE	I(1)
LSUPMAIS	-3.8489	-1.9529	STATIONNAIRE	I(1)
LSUPSRG	-6.7353	-1.9524	STATIONNAIRE	I(1)

Source : sortie d'Eviews

Ces résultats montrent que l'ensemble des variables prises en compte pour l'étude sont stationnaires et intégrées d'ordre 1 sauf, l'indice de pluviosité (IPLUIE) qui l'est en niveau et qui a donc un ordre d'intégration égale à zéro. Ainsi, son effet peut être supposé négligeable lors de l'estimation du système d'équation retenu.

Avant de procéder à l'estimation, la résolution du problème d'identification du système a été faite sur les différentes équations qu'il comporte. L'application des conditions définies ci-dessus, nous avons eu pour l'équation1 (du coton) : $(g-g') + (k-k') = (g-1)$; c'est-à-dire, $(4 - 1) + (13 - 13) = (4 - 1) = 3$. Ainsi, l'équation1 est donc juste-identifiée. Les équations 2, 3 et 4, ayant le même nombre de variables exogènes (deux de moins que l'équation1 de coton) ont donné donc le résultat d'ensemble suivant : $(g-g') + (k-k') > (g-1)$; c'est-à-dire, $(4 - 1) + (13 - 11) = 5 > (4 - 1) = 3$. Donc, les équations 2, 3 et 4 sont quant à eux sur-identifiées. On peut conclure alors que le système est sur-identifié ; ce qui justifie alors son estimation par la méthode des doubles moindres en une étape.

Au terme de l'estimation du système d'équation adopté pour la mesure de l'effet des variables climatiques sur les quatre cultures retenues, il ressort un résultat d'ensemble acceptable avec trois équations valides sur les quatre qui constituent le système selon les valeurs des R^2 , des statistiques de Durbin-Watson (DW) obtenues et des instruments utilisés pour l'estimation. En effet, les équations 1, 3 et 4 respectives de coton, de sorgho et du maïs ont enregistré des R^2 d'au moins 0.57 point et des statistiques de DW sensiblement égale à 2 contre 0.42 et 1.88 points de R^2 et de DW pour

l'équation d'arachide. De plus, les différents tests de validation : analyse du correlogramme, le test de normalité de Doornik-Hansen et le test d'autocorrélations de Portmanteau ont été effectués sur les résidus issus de l'estimation nous permettent de conclure à l'absence de problèmes de normalité et d'autocorrélations. Le tableau ci-dessous présente l'essentiel des résultats obtenus, c'est-à-dire, seulement les équations valides avec les variables significatives et les variables d'intérêt (climatiques) même-ci elles ne le sont pas.

Tableau2 : Résultats d'estimation

<i>EQUATIONS</i>	<i>VARIABLES</i>	<i>COEFFICIENTS</i>	<i>PROBABILITES</i>
(1):LSUPCOT = LOG DE LA SUPERFICIE DE COTON	LSUPARD(-1)	0.4791***	0.0556
	LPRLARD(-1)	1.7134**	0.0382
	LPRISRG(-1)	-1,4975**	0.0138
	LSUPMAIS(-1)	-0.1618***	0.0786
	IPLUIE	0.2729***	0.0921
	LTPMAX	-31.1670**	0.0165
	DEFIRUPT	0.5585***	0.0791
<i>R</i> ² =0.66; <i>Durbin-Watson Stat</i> =2.19			
(3): LSUPSRG = LOG DE LA SUPERFICIE DU SORGHO	IPLUIE	-0.1381	0,6302
	LTPMAX	7.3015	0.7378
	DEFIRUPT	-0.0927	0.8699
<i>R</i> ² =0.57; <i>Durbin-Watson Stat</i> =2.01			
(4): LSUPMAIS= LOG DE LA SUPERFICIE DU MAIS	LSUPSRG(-1)	0.6595*	0.0093
	LPRLARD(-1)	2.8230***	0.0837
	IPLUIE	0.0153	0.9621
	LTPMAX	-0.1898	0.9938
	DEFIRUPT	0.2856	0.6536
<i>R</i> ² =0.78; <i>Durbin-Watson Stat</i> =1.97			
INSTRUMENTS	C(1), LSUPCOT(-1), LSUPARD(-1), LSUPSRG(-1), LSUPMAIS(-1), LPRIENG, LPRINSECT, LPRLARD, LPRICOT, LPRISRG, LPRMAIS, IPLUIE, LTPMAX, DEFIRUPT		

* *significatif à 1%*; ** *significatif à 5%*; *** *significatif à 10%*; *n=32 Obs*

Source : sortie d'estimation d'Eviews

L'analyse de ce tableau montre que les équations (1), (3) et (4) ont enregistré des coefficients de détermination d'une valeur minimum de 0.57 et des statistiques de Durbin-Watson de 2 points en moyenne contrairement à l'équation (2) qui a eu des valeurs de *R*² et de D-W en dessous de la norme, c'est-à-dire, inférieur respectivement à 0.5 et 2. Ainsi, les différentes équations présentées ci-dessus sont donc valides avec de bon pouvoir explicatif.

La production de coton est expliquée positivement par la production et le prix passé d'arachide et négativement par la production et le prix passé du maïs et du sorgho. Ainsi, l'augmentation de 10%

du prix passé d'arachide entraîne une augmentation de 17% de la production du coton. Ceci dénote d'une relation de substituabilité entre l'arachide et le coton dont le niveau de production augmente de 4.7% face à une augmentation de 10% de la production passée d'arachide. Les relations entre sorgho-coton et maïs-coton sont quant à elles complémentaires dans la mesure où, une augmentation de 10% du prix du sorgho ou de la production passée du maïs entraîne des diminutions respectives de 15% et 1.6% de la production du coton. Par ailleurs, l'indice de pluviosité (IPLUIE) et la variable combinant déficit et rupture (DEFIRUPT), exercent toutes deux des effets positifs sur la production du coton. Donc, les variabilités pluviométriques et l'impact combiné des déficits et des périodes de rupture ne dégradent pas la production du coton maïs, leurs effets ne sont significatifs qu'à 10%. Par contre, la température maximale exerce un effet négatif engendrant une forte et significative diminution de la production du coton de l'ordre de 31% environ. Ces résultats confirment les travaux de Raymond (1991) et de Roth et *al* (1989). Par conséquent la production du coton dépend des facteurs prix et non-prix.

De même que la production du coton, celle du maïs semble être similairement influencée par ces variables climatiques. En effet, les variables IPLUIE et DEFIRUPT sont de signe positif et LTPMAX de signe négatif comme pour la production du coton. Seulement qu'ici, leurs coefficients ne sont pas significatifs. Les seules variables significatives à 1% et 10% sont LSUPSRG(-1) et LPRIARD(-1) ; qui exercent des effets substituables à hauteur de 6.5 et 28.23% par rapport à la production du maïs. Le réchauffement et/ou l'extension de la sécheresse sont donc les manifestations du changement climatique auxquelles, pallier pour une amélioration de la production du maïs et surtout du coton.

Cependant, l'estimation de ces variables climatiques sur la production du sorgho a donné des signes contraires par rapport à ceux observés sur le coton et le maïs. Ici, l'IPLUIE et DEFIRUPT sont de signes négatifs alors que LTPMAX est de signe positif sans que leurs coefficients ne soient négatifs. Cela révèle que la production du sorgho n'est pas vulnérable à la température maïs, aux perturbations pluviométriques dont la bonne gestion doit être effectuée pour l'amélioration de sa production. Mise à part le fait que le sorgho soit complémentaire et substituable au coton et au maïs (modèle ci-dessus), aucune appréciation ne peut être donnée quant à sa relation avec l'arachide car, aucun de ses coefficients n'aient significatifs. Ce qui confirme donc les résultats de Dieng (2006).

5. Conclusion et recommandations

L'économie Béninoise est caractérisée par une forte prédominance du secteur agricole qui occupe environ 60% de la population et dont la contribution s'élève à 32,6% du PIB avec comme principale produit de rente le coton (MEHU, 2011). Ainsi, il est urgent de trouver des solutions adéquates dans le contexte de changement climatique actuel afin d'assurer l'amélioration de la production pour le règlement du problème d'insécurité alimentaire. C'est dans ce cadre que nous avons évalué les effets du changement climatique la production agricole de la commune de Banikoara. Pour ce faire, nous avons utilisé le modèle d'offre de Nerlove (1956). L'estimation est faite par la méthode des doubles moindres carrés en une étape. Il ressort de ces résultats que les variabilités pluviométriques et l'impact combiné des déficits et des périodes de rupture ne dégradent pas la production du coton et du maïs. Par contre, la température maximale exerce un effet négatif engendrant une forte et significative diminution de la production du coton de l'ordre de 31% environ. Cependant, l'estimation de ces variables climatiques sur la production du sorgho a donné des signes contraires par rapport à ceux observés sur le coton et le maïs. Ici, l'indice de pluviosité (IPLUIE) et DEFIRUPT sont de signes négatifs alors que la température maximale (LTPMAX) est de signe positif sans que leurs coefficients ne soient négatifs. Ainsi, dans le contexte du changement climatique actuel, les périodes de campagne agricole dont les prévisions présentent de fortes présomptions de déficits de pluviosité ou d'extrêmes températures doivent faire objet de forte production du sorgho en substitue et/ou en complément aux productions du maïs et du coton. Tandis que ceux qui pourraient faire objet du contraire, c'est-à-dire excédent de pluviosité et de baisse de température, doivent faire objet d'intense productions agricoles du maïs en substitut au sorgho ainsi que du coton sans une forte complémentarité en sorgho.

Références bibliographiques

Afouda F. (1990) : « *L'eau et les cultures dans le Bénin central et septentrional: étude de la variabilité des bilans de l'eau dans leurs relations avec le milieu rural de la savane africaine* ». Thèse de Doctorat, Université de Paris IV (Sorbonne), Institut de géographie.

Berg A., Quirion P. H., Sultan B. (2009): « *Weatherindex drought insurance in Burkina-Faso: assessment of its potential interest to farmers* ». *Weather Climate and Society* 1: pp 71-84.

Boko M., Vissin E., Perard J., Houdenou C (2003) : « *recherche de ruptures dans les séries pluviométriques et hydrologiques du Bassin béninois du fleuve Niger* » Publication de l'Association Internationale de Climatologie, Vol. 15, 2003,10p

Buishand T. A. (1971): « *some methods for testing the homogeneity of rainfall records* ». *Journal of hydrologiy*, vol. 58, pp 11-27

DANIDA(2008) : « *appréciation des impacts des changements climatiques sur les programmes de développement de la coopération avec le Bénin* ». Présenté par : le Groupe-Conseil baastel sprl, le 4 juillet 2008.

De Rouw A, (2004): « *Improving yields and reducing risks in pearl millet farming in the African Sahel* ». *Agricultural Systems* 81 : 73-93p.

Dieng A. (2006) : « *Impacts des politiques agricoles sur l'offre céréalière au Sénégal, de 1960 à 2003: Evaluation à partir d'un modèle d'analyse statistique par zone agro écologique* », thèse de Doctorat.

Ege S., Harald A., Teferra B. et Bekelé S (2009): « *Rainfall variability and crop production in Ethiopia case study in the Amhara region* », in proceedings of the 16th international conference of Ethiopian, tronheim,823-836p.

GIEC (2007) : « *Groupe Intergouvernemental sur l'Evolution du Climat* » : quatrième rapport.

Gouataine S.R. (2010) : « *le rendement de la culture du riz pluvial à Bongor : une analyse des contraintes et stratégies d'adaptation* », mémoire de Master, Université de Ngaoundéré, 140p.

Guy W., Michel B., et M., da MATHA SANT'ANNA (2008) : « *Evaluation des contraintes pédoclimatiques au développement de la riziculture sur le plateau d'Agonlin* », Université d'Abomey-Calavi, Bénin

Houdenou C., Vissin E. W., Perard J. (2005) : « *mise en évidence du poids des mois humides dans la péjoration pluviométrique du bassin de la Sota (Benin, Afrique de l'Ouest)* », actes du XVIII^{ème} colloque international de climatologie, Gênes (Italie), pp. 333-336.

INSAE. (2013) : « *quatrième Recensement général de la population et de l'habitat 2012 (RGPH4)* », INSAE. Cotonou

IPCC (2007): « *Climate change: impacts, adaptation and vulnerability* ». In : Parry ML, Canziani OF, Palutikof JP, van der Linden PJ, UK Hanson CE, eds. Contribution of Working Group II to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge: Cambridge University Press

Kouakou, K. E. Goula, B. T. A. & Savane I. (2007) : « *Impacts de la variabilité climatique sur les ressources en eau de surface en zone tropicale humide: cas du bassin versant transfrontalier de la Comoé (Côte D'ivoire - Burkina Faso)* ». Euro. J. Sci. Resear.16, 31 43.

Lagandre D, Chetaille A (2010) : « *L'assurance indicielle, une réponse face aux risques climatiques* ». Grain de sel 49 : 20-1.

LARES (2011) : « *Mémorandum sur la gestion de la sécurité alimentaire au Bénin* », 85-92p.

Lee A. F. S. et Heghinian S. M. (1977): « *a shift of the mean level in a sequence of independent normal random variables-a Bayesian approach-technometrics* », vol. 19, n^o4, pp 503-506

MAEP/ONASA (2012) : « *Evaluation de la production vivrière rapport de campagne agricole* » de 1993/1994 à 2011/2012.

Maiga H.B. Dao A., Kamagate B., Mariko A., Goula B. T.A., Seguis L. et Savane I (2010) : « *Variabilité Climatique et Réponse Hydrologique du Bassin Versant Transfrontalier de Kolondieba au Sud du Mali* » European Journal of Scientific Research ISSN 1450-216X Vol.43 No.4, pp.435-444© EuroJournals Publishing, Inc. 2010 <http://www.eurojournals.com/ejsr.htm>

Mansal L. (2007) : « *impacts des changements climatiques sur l'agriculture et les strategies d'adaptation dans le bassin au sénégal* », mémoire de Master, ISRA/LENG-SENEGAL, 52p.

MEHU (2011) : « *Deuxième Communication Nationale du Bénin sur le Changement Climatique* », direction de l'environnement, juin 2011.

Nerlove M. (1956): « *estimates of the elasticities of selected of agricultural commodities* », journal of farm economics, vol.38, n^o2, PP. 496-509

Nicholson S (2005): « *On the question of the "recovery" of the rains in the West African Sabel* », Journal of Arid Environments 63: 615-41.

Nubukpo K, Keita M.S. (2006): « *Prix mondiaux, prix au producteur et avenir de la filière coton au Mali* ». Cahiers Agricultures n^o15, Vol.1, p. 35-41

Ogouwalé E. (2006) : « *Changements climatiques dans le Bénin méridional et central : indicateurs, scénarios et prospective de la sécurité alimentaire* ». Thèse de Doctorat unique, LECREDE/ FLASH/ EDP/ UAC, 302p.

Pettitt A. N. (1979): « *A non-parametric approach to the change-point problem* », *Applied statistics* 28, n°2, pp 126-135

Raymond, G. (1991) : « *Production cotonnière et économie paysanne dans la zone franc d'Afrique de l'Ouest. Séminaire en Economie et Sociologie* ». Montpellier: CIRAD, 21-25octobre1991,15 p.

Roth, M., and Abott P.C. (1989): « *Agricultural price policy, Food Aid and Input Subsidy Reforms in Burkina Faso* », *Journal of Agricultural Economics*, Amsterdam, 1989.

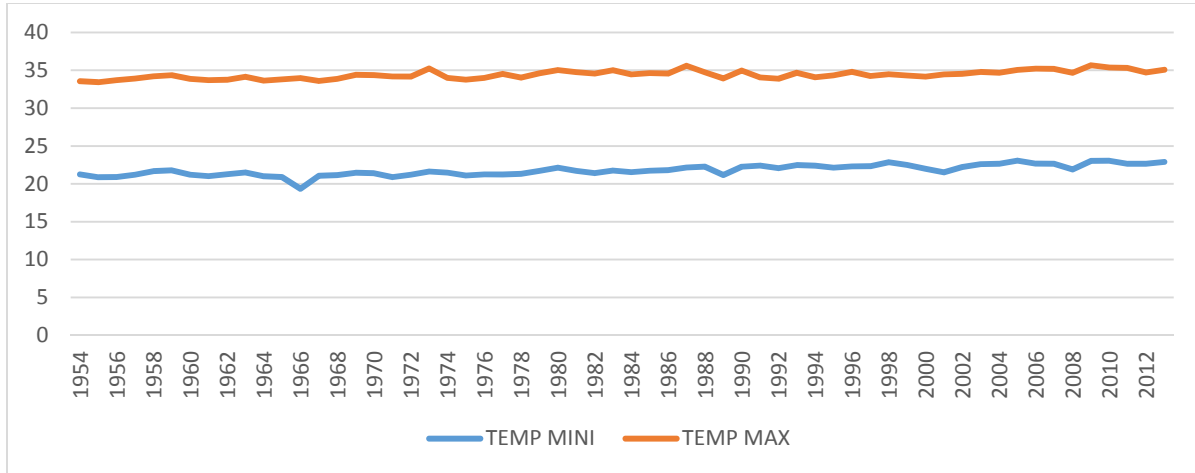
Vissin W. (2007): « *impact de la variabilité climatique et de la dynamique des états de surface sur les écoulements du bassin béninois du fleuve Niger* », thèse de doctorat en hydroclimatologie, université de Bourgogne, centre de recherches de climatologie. PP 27-31

Yabi I. (2008) : « *étude de l'agroforesterie à base de l'anacardier et des contraintes climatiques à son développement dans le centre du Benin* », Thèse de doctorat unique en géographie, université d'Abomey-Calavi, Bénin, 240P.

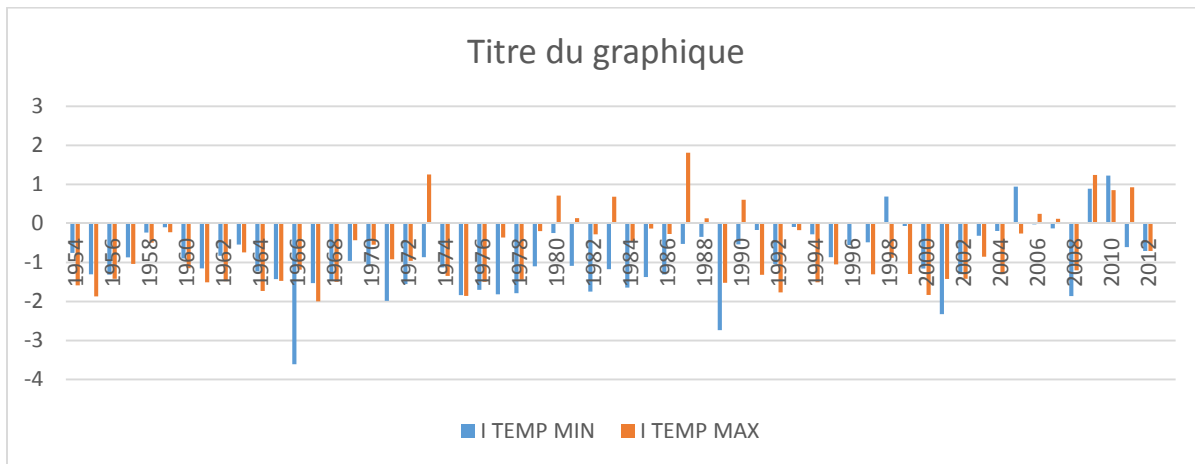
ANNEXE

ANNEXE1

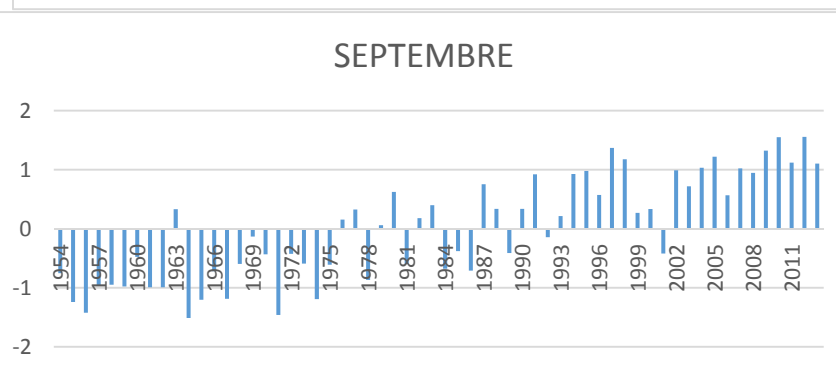
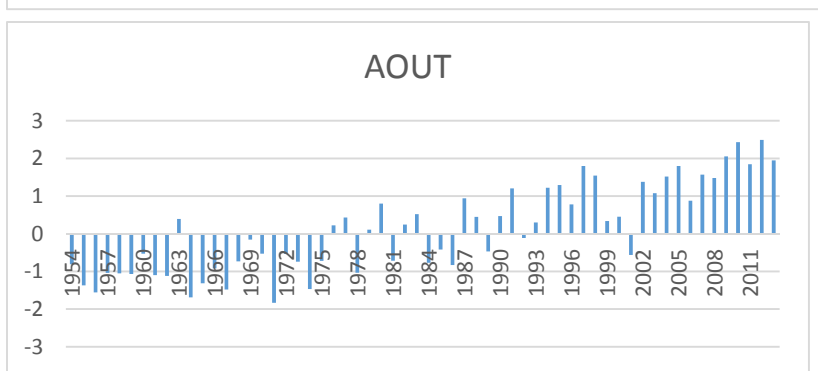
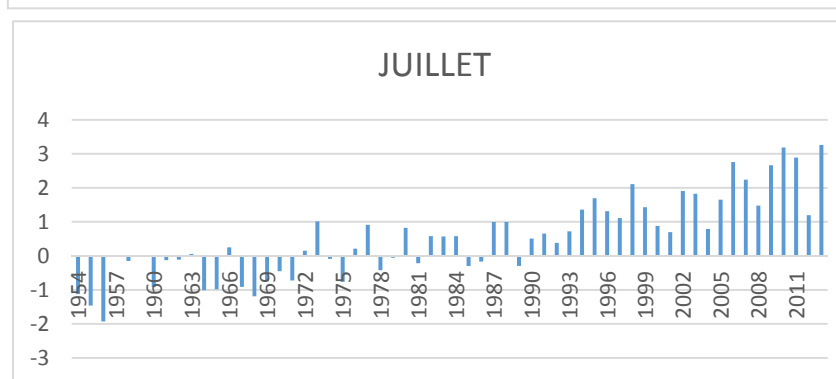
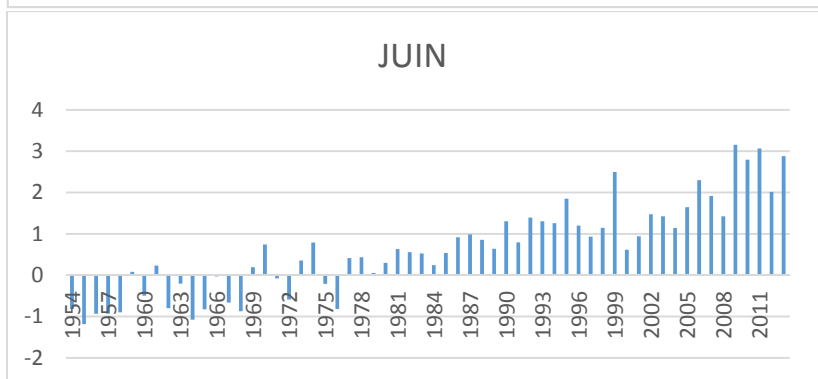
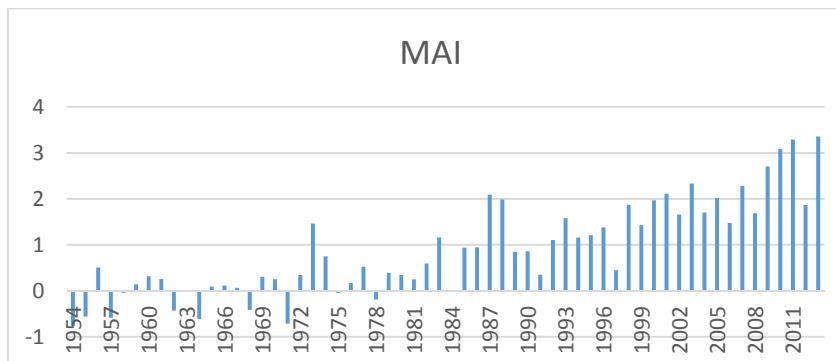
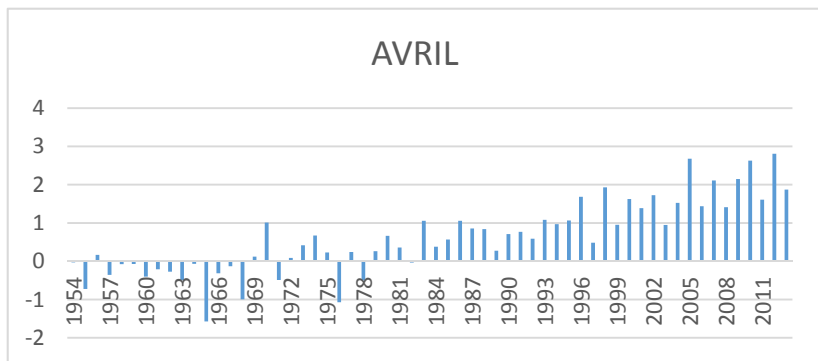
Analyse de l'évolution de la température minimale et maximale



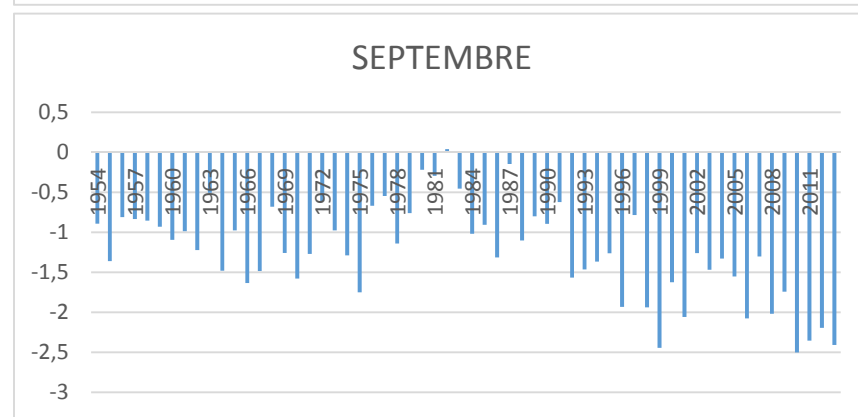
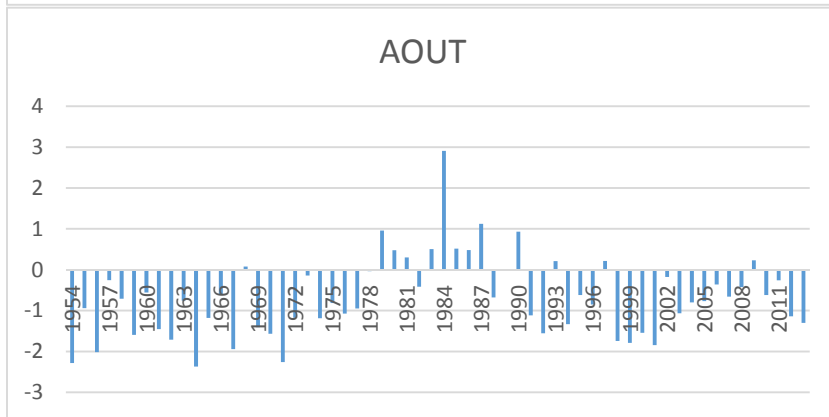
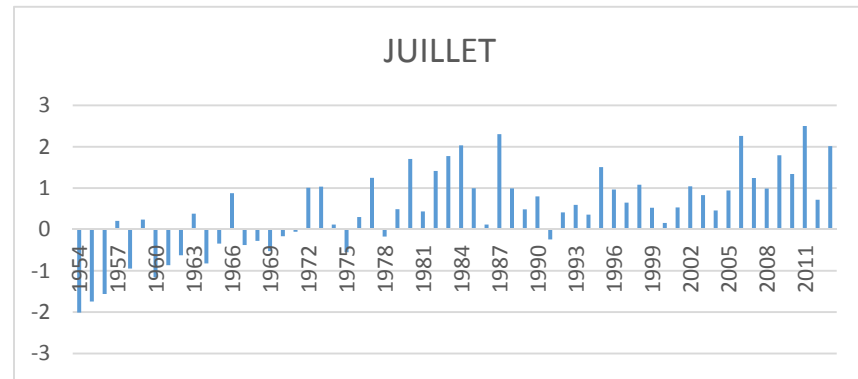
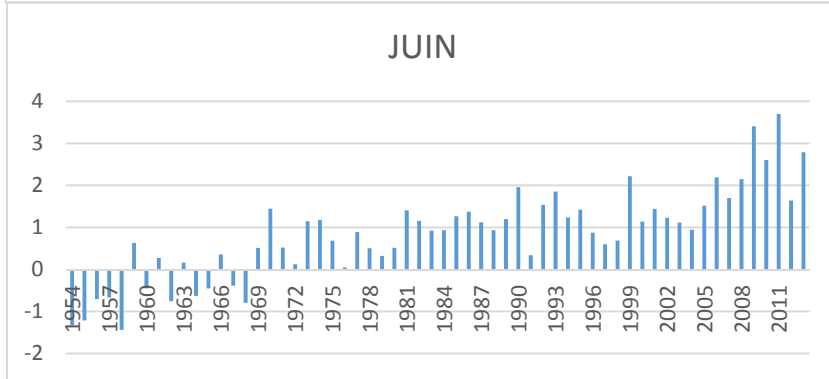
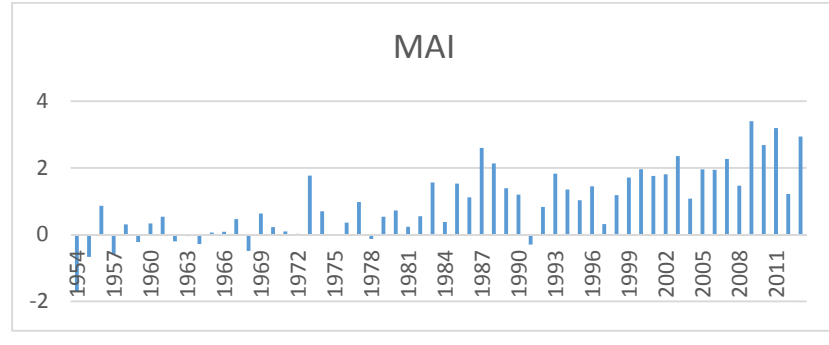
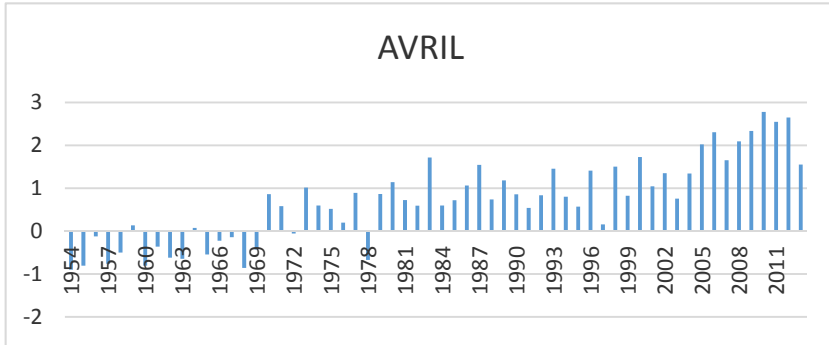
Analyse de l'évolution des indices de température minimale et maximale



EVOLUTION DE L'INDICE MENSUELLE DE TEMPERATURE MINIMALE DE 1954-2013

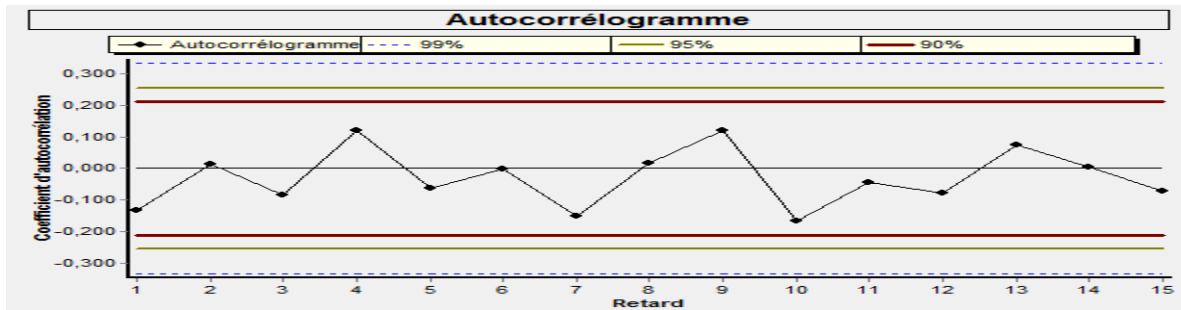


EVOLUTION MENSUELLE DE L'INDICE DE TEMPERATURE MAXIMALE DE 1954-2013



ANNEXE2

Résultats des estimations sur khronostat



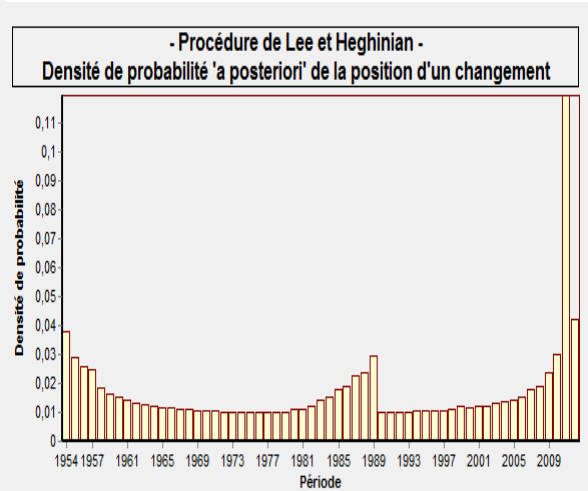
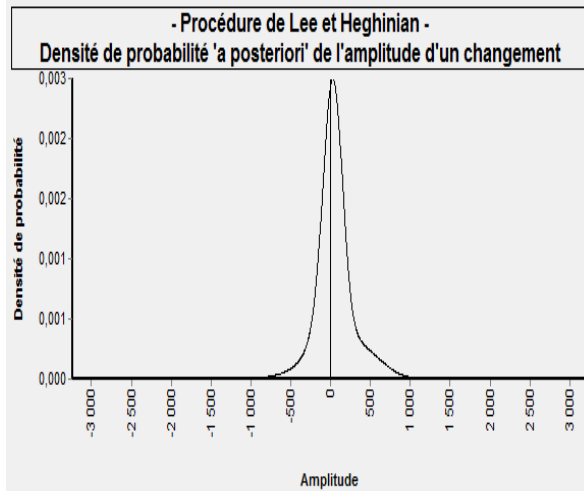
Résultats du test de corrélation sur le rang

Hypothèse nulle (série chronologique aléatoire) **acceptée** au seuil de confiance de 99%
 Hypothèse nulle (série chronologique aléatoire) **acceptée** au seuil de confiance de 95%
 Hypothèse nulle (série chronologique aléatoire) **acceptée** au seuil de confiance de 90%

Valeur de la variable de calcul: **-1,5945**

Résultats de la méthode bayésienne

Mode de la fonction densité de probabilité *a posteriori* de la position du point de rupture: **0,1195 en 2011**



Segmentation de Hubert

Niveau de signification du test de Scheffé: **1%**

Début	Fin	Moyenne	Ecart type
1954	2013	1034,117	347,186