

# ANALYSE DES VARIATIONS SAISONNIÈRES DES SÉRIES TEMPORELLES D'IVDN ET TSTA POUR DES RÉGIONS CULTIVÉES DE BLÉ AU LIBAN

Mahmoud Mourad

Faculté de sciences économiques et de gestion (branche 5), Université Libanaise, Saïda, Liban  
mourad.ul@gmail.com

(Received 22 May 2014 - Accepted 24 June 2015)

## RÉSUMÉ

**Mahmoud Mourad. 2015. Analyse des variations saisonnières des séries temporelles d'IVDN et TSTA pour des régions cultivées de blé au Liban. Lebanese Science Journal, 16(2): 65-94.**

*Notre papier étudie l'Indice de Végétation par Différence Normalisée (IVDN) et la Température de la Surface du Terrain en Amplitude (TSTA) dans huit régions libanaises cultivées de blé. Pour certaines régions, il semble qu'il existe une relation linéaire significative entre les écarts-types et les moyennes annuelles des variables en question. Les taux des accroissements saisonniers annuels ( $T(TSTA)$  et  $T(IVDN)$ ) sont stationnaires suivant la procédure ADF de racine unitaire. Cela a conduit à rejeter l'hypothèse de la cointégration bivariée pour chacune des huit régions. Les fonctions de réponses impulsionnelles basées sur les modèles autorégressifs bivariés (BVAR) ont permis de mesurer l'impact instantané et l'impact à long terme sur  $T(TSTA)$  et  $T(IVDN)$ . Il est remarquable qu'un choc unité sur  $T(IVDN)$  ait une répercussion très importante à long terme sur la variable elle-même. En effet, elle varie de 0.632 (Hochemoche) à 2.648 (Dair el-Ahmar). Cela signifie qu'une amélioration dans la couverture végétale aura une répercussion positive à long terme (au bout de 6 ans).*

**Mots-clés:** variance, stationnaire, cointégration, autorégression bivariée, chocs, réponses impulsionnelles

## ABSTRACT

**Mahmoud Mourad. 2015. Analysis of seasonal variation of IVDN and TSTA temporal series for wheat cultivated regions in Lebanon. Lebanese Science Journal, 16(2): 65-94.**

*This paper studies the Normalized Difference Vegetation Index (IVDN) and the Terrain Surface Temperature Amplitude (TSTA) for eight Lebanese wheat cultivated regions. For some regions a significant linear relation exists between the deviations and the yearly averages of the variables at hand. The annual seasonal growth rates ( $T(TSTA)$  et  $T(IVDN)$ ) are stationary following the ADF procedure of unit roots. This caused a rejection of the bivariate cointegration for each of the eight regions. The impulse response functions based on*

*the autoregressive bivariate models (BVAR) allowed the measurement of the instantaneous and long-term impacts on T(TSTA) and T(IVDN). We noticed that a unit shock on T(IVDN) has a very important long-term effect on the variable itself, which varied from 0.632 (Hochemoche) and 2.648 (Dair el-Ahmar). This means that an amelioration in the vegetation coverage will have a positive long-term impact (in about six years).*

**Keywords:** variance, stationary, cointegration, autoregressive bivariate, shock, impulse response

## INTRODUCTION

Dans les deux dernières décennies, le développement de la télédétection a aidé les chercheurs à bien contrôler les paramètres qui guident le fonctionnement climatique de notre globe. Malheureusement l'activité humaine est responsable dans une grande partie du réchauffement de notre planète et de la dégradation du couvert végétal en faveur des croissances démographiques et du développement urbain. La déforestation dans un pays aurait des conséquences sur le climat régional et sur les climats des autres pays. À ce niveau, nous ne pouvons pas oublier de rappeler l'importance de la forêt amazonienne, principale forêt tropicale au monde (12% des ressources hydriques de la planète). Les travaux de Laurance (1999), de Laurance et Peres (2006) ont, à titre d'exemple, sonné l'alerte par rapport à la déforestation de l'Amazonie.

En effet, l'inspection du couvert végétal au Liban révèle que ce dernier dispose de deux groupes de végétation. Le premier, typiquement méditerranéen, se situe dans le Mont-Liban et il couvre des régions humides où l'on trouve des chênes, pins, le sapin de Cilicie, des genévriers de Tauride, des Cèdres du Liban. Le deuxième groupe, de type pré-steppe, prédomine presque le reste du territoire libanais. Une étude faite par des chercheurs au CNRS (Masri *et al.*, 2002) sur les changements des superficies agricoles et forestières nous informe que la superficie forestière a passé de 934.3 km<sup>2</sup> en 1963 à 629.8 km<sup>2</sup> en 1987, soit une diminution environ 32 %. Tandis que la surface des terres stériles ou désertes a passé de 1076.6 km<sup>2</sup> en 1963 à 4370 km<sup>2</sup> en 1987, soit une augmentation de 306 %. Pourtant le Liban a besoin d'un couvert forestier de 20 % (FAO<sup>1</sup> entre 1962 et 1968) de sa superficie totale pour « préserver ses équilibres écologiques, conserver sa diversité biologique et contribuer aux efforts de développement socio-économique ». Nous terminons ce paragraphe en signalant qu'une forte dégradation des forêts au Liban est observée depuis 1965, suite à une fragmentation des massifs forestiers qui deviennent de plus en plus vulnérables (Jomaa *et al.*, 2007; Jomaa, 2008).

D'après Masri *et al.* (2002) et Khouzami *et al.* (1996), malheureusement, les forêts ont diminué à partir des années 60, et ont perdu environ 305 km<sup>2</sup>, soit environ 32% de leur surface. Tandis que les terrains forestiers ou forêts détruites sont évaluées à 650 km<sup>2</sup> (elles sont vouées à disparaître à moins que des mesures urgentes ne soient prises pour les sauver). Une recherche faite au CNRS (Masri *et al.*, 2002) sonne le glas du danger concernant la dégradation de la couverture végétale naturelle suite à plusieurs facteurs dont les plus importants sont les changements climatiques, les interférences humaines et l'instabilité socio-économique.

---

<sup>1</sup>Food and Agriculture Organisation (FAO).

Malheureusement, une dégradation de la richesse forestière suite aux charbonnages, aux incendies, à une expansion urbaine chaotique et à une absence de contrôle officiel, a envahi le pays suite aux événements dramatiques qui se sont déroulés durant la guerre civile en 1975 jusqu'en 1990. Cette situation doit pousser les autorités libanaises à accorder plus d'attention au problème forestier au Liban et de mettre des plans de sauvetage pour bouleverser la tendance de l'évolution forestière actuelle, afin d'atteindre un niveau proche de la France par exemple dont le couvert forestier représente plus du tiers de son territoire. En 1992, le Liban a commencé un plan de reconstruction et le pays est devenu un grand chantier pour récupérer son rôle comme un centre financier au Moyen-Orient. En 1996, le Liban était l'un de 50 pays qui ont ratifié une convention de lutter contre la désertification suite aux variations climatiques et aux activités humaines.

La plupart des études faites sur le couvert végétal est de type descriptif comme l'estimation d'un modèle de régression simple en prenant IVDN comme variable dépendante et la variable explicative sera l'un des prédicteurs de l'environnement, tels que les précipitations, la température, l'évapotranspiration (Propastin *et al.*, 2006), ou une estimation d'une relation linéaire simple entre la série IVDN et le cumul de précipitation en période d'activité chlorophyllienne (Dessay, 2006). Nous rappelons que l'IVDN est un rapport sans unité. Il a été introduit par Rouse *et al.* (1973). Il s'agit d'une différence normalisée des réflectances corrigées des canaux proche infrarouge et visible.

$$IVDN = \frac{NIR - Red}{NIR + Red}$$

Où NIR (near-infrared) est la réflectance dans le canal proche infrarouge, et Red est la réflectance dans le canal rouge visible.

IVDN est calculé à partir de la lumière visible et la lumière proche infrarouge réfléchies par la végétation. La végétation saine absorbe plus de lumière visible et elle reflète une grande partie de la lumière proche infrarouge. La végétation clairsemée ou malsaine reflète plus la lumière visible et moins la lumière proche infrarouge.

La plage de variation est alors  $-1 \leq IVDN \leq 1$ : 0 correspond à un indice faible (sols nus). Quand les valeurs de IVDN sont plus petites que 0.1, elles informent sur des régions de neige, des déserts, ou des sols nus. Si  $0.1 \leq IVDN \leq 0.7$  alors il s'agit d'une région de couverture végétale, et par la suite, la valeur de IVDN augmente avec l'importance de la végétation.

La télédétection fournit aux chercheurs des outils d'observation et de suivi de la zone terrestre à l'aide des instruments de mesure embarqués à bord de satellite. Il est vrai qu'une forêt est considérée comme une dynamique (Proisy, 1999) qui «à chaque instant, reflète les réponses écologiques des populations d'arbres à l'évolution des conditions environnementales». Mais la prédiction de cette dynamique reste difficile à réaliser car il s'agit de différents stades de développements pour atteindre un état stable.

Dans cette recherche, nous allons étudier la possibilité de la présence d'une relation d'équilibre entre les variations relatives de la série IVDN et la série associée à la Température de la Surface du Terrain en Amplitude (TSTA) qui est la différence entre les moyennes mensuelles de la température de jour et de nuit. Tout changement qui suit à court

terme dans le couvert végétal serait gouverné par l'évolution à long terme. Nous pouvons regarder ce comportement de long terme comme un « état stable » dans la relation entre IVDN et la température. Cette recherche n'est pas focalisée sur l'étude de l'évolution forestière au Liban mais sur l'évolution temporelle du couvert végétal en blé dans 8 régions. Les données mensuelles associées à ces régions sont obtenues par télédétection à l'aide du satellite Terra, un satellite multinational et multidisciplinaire équipé le capteur MODIS qui est à la base des données satellitaires utilisées dans notre étude. Il est vrai que le taux de couverture d'une région plantée du blé, n'est pas éloigné des cycles saisonniers climatologiques. D'où l'importance de l'étude de l'évolution des températures pour illustrer ce cycle saisonnier. À l'aide de l'indice de végétation IVDN, nous pourrions estimer la date moyenne de débourrement de plusieurs espèces de feuillus avec une précision d'environ 7 jours (Proisy, 1999).

Certainement il existe une corrélation entre la série IVDN et les facteurs climatiques. Dans les régions arides, il existe une importante corrélation entre les IVDN et les précipitations, tandis que la corrélation est moins forte entre IVDN et la température mais elle reste significative (Richard & Pocard, 1998; Potter & Brooks, 1998). Le résultat fourni par Li *et al.* (2004) montre qu'une forte relation existe entre les précipitations annuelles et IVDN pour l'ensemble du Sénégal (corrélation = 0,74 à 0,90). Par contre des faibles corrélations ont été observées pour les régions touchées par l'influence humaine. Leur analyse a identifié trois domaines de performance médiocre, où la dégradation a eu lieu au cours de nombreuses années. L'utilisation de l'écart-type de l'estimation a fourni des informations essentielles pour la détection des anomalies spatiales associées à la dégradation des sols. Propastin *et al.* (2006) utilisent la méthode des modèles de régression simple pour estimer une relation linéaire entre la variable dépendante IVDN et une variable indépendante représentant un prédicateur de l'environnement, telles que la précipitation, la température, l'évapotranspiration, *etc....* Pourtant, pour des raisons topographiques, il est conseillé d'utiliser la méthode des Moindres Carrés Pondérés (MCP). Elle consiste donc à minimiser la somme des carrés des résidus, mais chacun des termes de la somme étant maintenant "pondéré" par l'inverse de la variance correspondante de l'erreur.

Malheureusement ces techniques ne tiennent pas compte de l'information dynamique dans le temps qui reflète une certaine causalité entre la variable IVDN d'un côté et une autre variable climatique de l'autre côté. D'où l'importance de notre approche proposée c'est-à-dire l'approche du modèle autorégressif vectoriel et le modèle à correction d'erreur si nos variables seront cointégrées selon la procédure proposée par Engle-Granger (1987). Nos données sont obtenues par la télédétection qui constitue aujourd'hui une technique d'observation de la surface, fournissant des images satellitaires moins coûteuses comme l'occupation du sol, et sa déformation instantanée. Des techniques économétriques peuvent être utilisées pour identifier le type de la saisonnalité dans les séries temporelles saisonnières. En effet, il y a deux types de saisonnalité: déterministe et stochastique (Mourad, 2006). Pour le premier type, la saisonnalité sera estimée à l'aide des variables indicatrices saisonnières:

$$D_{kt} = \begin{cases} 1 & \text{si le temps } t \text{ correspond au mois } k \\ 0 & \text{ailleurs} \end{cases}$$

Il est clair que  $\sum_{k=1}^{12} D_{kt} = 1$  pour tout  $t$ . cela signifie que les 12 variables indicatrices mensuelles ne sont pas indépendantes. Pour cela nous pouvons choisir le premier mois comme une référence et par la suite, l'analyste introduit dans son modèle autorégressif

univarié les autres 11 variables  $D_{kt}$ ,  $k = 2, \dots, 12$ . Dans le cas d'une saisonnalité stochastique, la variance ou / et la moyenne du processus n'est plus constante suite à la présence des racines unitaires dans le polynôme autorégressif et l'analyse de la stationnarité doit être faite en respectant les techniques appropriées des tests des racines unitaires (Mourad, 2007). L'aspect dynamique de nos modèles proposés offre la possibilité de calculer la fonction de réponse impulsionnelle suite à un choc sur l'une de deux variables concernées par notre article (taux annuel d'évolution de IVDN et TSTA) dans une région donnée (Mourad & Harb, 2011). La mesure de l'évolution commune entre deux variables  $Y_{it}, X_{it}$ ,  $i = 1, \dots, 8$ , est d'un grand intérêt pour le Liban, c'est le comportement à long terme d'un choc attribué aux innovations de chacune des deux variables. De même la dynamique à court terme donne la réponse directe du couvert végétal et facilite l'anticipation à court terme. Les résultats souhaités de notre recherche aideront les ministères de l'environnement et de l'agriculture au Liban d'adopter une politique adaptée pour améliorer la structure du couvert végétal étudié face aux différents risques auxquels il est exposé. Nos résultats permettent aux autres chercheurs d'analyser particulièrement la structure forestière au Liban, symbole du patrimoine libanais, et de proposer des stratégies à long terme qui améliorent efficacement les peuplements forestiers au Liban en empêchant toute sorte de fragmentation de ses massifs.

### DESCRIPTIONS DES DONNÉES ET STATISTIQUES ÉLÉMENTAIRES

Notre échantillon est formé de huit zones géographiques dont sept régions se situent dans la plaine de la Békaa et une région est dans le nord du pays. La superficie de chaque région est de 1 km<sup>2</sup>. En effet la céréaliculture, plus particulièrement le blé, occupe une place importante dans les activités agricoles. Pour le repérage de ces régions, voir la carte en annexe (3). Les données mensuelles associées à ces régions sont obtenues par télédétection à l'aide du satellite Terra, un satellite multinational et multidisciplinaire équipé d'un capteur MODIS qui est à la base des données satellitaires utilisées dans notre étude<sup>2</sup>.

Pour chaque série en niveau, nous avons effectué une analyse descriptive en calculant des statistiques élémentaires concernant la moyenne, l'écart-type, le minimum, le maximum et le coefficient de variation. Les résultats obtenus sont représentés dans le Tableau 1.

Les coefficients de variation indiquent une hétérogénéité dans les valeurs observées des séries IVDN (ils varient entre 19.69 % et 48.07%). Cela signifie que statistiquement parlant, la valeur moyenne observée ne peut pas être utilisée comme un résumé de l'information associée aux données observées. Pour les séries TSTA, les observations semblent presque homogènes: les valeurs de (CV) varient entre 21.25 % et 24.01 %.

### ESTIMATION DE LA RELATION LINÉAIRE ENTRE LES ÉCART-TYPES ET LES MOYENNES

L'objectif de cette partie consiste d'abord à étudier l'existence d'une relation linéaire entre les écart-types et les moyennes. Nous avons effectué deux types de calculs : informations statistiques faites année par année, et informations obtenues en tenant compte de chaque observation nouvelle (estimation " slowly changing ").

---

<sup>2</sup> The National Centre for Remote Sensing, Mansourieh, Metn, Lebanon

TABLEAU 1

## Statistiques Élémentaires Variables IVDN et (TSTA) en Niveau

Localité	Moyenne	Ecart-type	Min	Max	Coefficient de variation (CV)*
Hochemoche	4164.42 (18.53)	1745.62 (4.24)	1420 (8.41)	7283 (26.45)	42.92 % (22.88 %)
Haouche-el-Ghanam	2884.60 (18.91)	790.23 (4.54)	1394 (8.37)	4959 (26.68)	27.39 % (24.01 %)
Saraeine 1	3371.83 (19.23)	1219.8 (4.55)	1511 (8.75)	6917 (27.93)	36.18 % (23.66 %)
Saraeine 2	3293.59 (19.99)	1583.39 (4.78)	1512 (8.97)	6903 (29.50)	48.07 % (23.91 %)
Saraeine 3	3133.95 (20.19)	1128.54 (4.68)	1338 (9.19)	6087 (29.57)	36.01 % (23.18 %)
Haouche el-Rafika	3101.25 (19.98)	1007.73 (4.71)	1751 (8.27)	6412 (29.20)	32.49 % (23.57 %)
Dair el-Ahmar	2685.97 (23.53)	1149.48 (5.0)	1156 (10.43)	5917 (33.41)	42.8 % (21.25 %)
Tal Abbas el-Gharbi	4752.59 (12.71)	935.65 (2.80)	3303 (4.93)	6882 (19.33)	19.69 % (22.03 %)
* Note : $CV = \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\mu}}$ avec $\hat{\sigma}$ et $\hat{\mu}$ sont respectivement l'écart type et la moyenne estimés.					

On sait que statistiquement la variance dépend de la moyenne. Si les moyennes annuelles sont égales alors la moyenne générale de la série est constante et par suite il y a une forte chance de trouver une variance constante. En tout cas si cette variance n'est pas constante alors il y a une possibilité que la série concernée est intégrée d'ordre  $d$  (I(d)). Dans un tel cas la cause du non stationnarité est due à la présence d'une racine unitaire d'ordre  $d$ . Dans la suite, pour chaque variable, et pour chaque année, nous avons estimé la variance et la moyenne. Par la suite, nous avons utilisé le modèle de régression linéaire simple en prenant l'écart-type  $\sigma_t$  comme variable dépendante et la moyenne  $\mu_t$  comme variable explicative

$$\sigma_t = a \mu_t + b + \varepsilon_t$$

Les deux variables  $\sigma_t$  et  $\mu_t$  sont calculées année par année. Donc nous disposons de 12 couples des données estimées. Si la statistique de Student  $t_{\hat{a}}$  se situe dans l'intervalle  $[-2.228 ; 2.228]$  alors la relation linéaire n'est pas significative au seuil de 5%. Pour apprécier ces relations linéaires, nous avons estimé les différents modèles et les résultats figurent dans le Tableau 2.

**TABLEAU 2**  
**Modèles Linéaires Estimés entre l'Écart-Type et la Moyenne**

Localité	Modèles estimés pour IVDN puis TSTA	R <sup>2</sup> (%)
Hochemoche	$\hat{\sigma}_t = -0.3697 \mu_t + 3324.21$ (-1.27) (2.73) $\hat{\sigma}_t = 0.0039 \mu_t + 4.26$ (0.01) (0.83)	13.85 0
Haouche-el-Ghanam	$\hat{\sigma}_t = 0.384 \mu_t - 318.27$ (1.5) (-0.43) $\hat{\sigma}_t = 0.13 \mu_t + 2.28$ (0.64) (0.62)	18.3 3.9
Saraeine 1	$\hat{\sigma}_t = 0.709 \mu_t - 1169.60$ (3.92) (-1.91) $\hat{\sigma}_t = -0.16 \mu_t + 7.64$ (-0.73) (1.86)	60.54 5.1
Saraeine 2	$\hat{\sigma}_t = 0.543 \mu_t - 226.14$ (1.70) (-0.21) $\hat{\sigma}_t = 0.02 \mu_t + 4.51$ (0.08) (1.11)	22.49 0
Saraeine 3	$\hat{\sigma}_t = 0.487 \mu_t - 391.28$ (2.05) (-0.52) $\hat{\sigma}_t = 0.15 \mu_t + 1.77$ (0.72) (0.43)	29.52 5.0
Haouche el-Rafika	$\hat{\sigma}_t = 0.562 \mu_t - 778.65$ (4.33) (-1.92) $\hat{\sigma}_t = 0.002 \mu_t + 4.72$ (0.01) (1.11)	65.21 0
Dair el-Ahmar	$\hat{\sigma}_t = 0.839 \mu_t - 1143.71$ (4.02) (-2.03) $\hat{\sigma}_t = 0.18 \mu_t + 0.88$ (0.59) (0.12)	61.77 3.33
Tal Abbas el-Gharbi	$\hat{\sigma}_t = -0.215 \mu_t + 1973.2$ (-0.5) (0.96) $\hat{\sigma}_t = 0.38 \mu_t - 1.95$ (1.29) (-0.52)	2.4 14.3

Il semble que, pour les séries IVDN, la relation linéaire est très faible entre l'écart-type et la moyenne dans 5 localités. Par contre pour les régions Saraeine 1, Haouche el-Rafika et Dair el-Ahmar, il semble que la relation linéaire entre l'écart-type annuel et la moyenne

annuelle est assez bonne. Pour les séries TSTA ( $R^2$  très faible)<sup>3</sup>: pratiquement il n'y a pas une relation linéaire entre les deux variables considérées (moyenne et l'écart-type). Ce résultat important nous conduit *a priori* d'adopter une hypothèse selon laquelle les deux variables IVDN et TSTA ont un comportement différent dans leur évolution.

Considérons maintenant une estimation de  $\sigma_t$  et  $\mu_t$  en "slowly changing »:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{t-1} \sum_{s=1}^t (Y_s - \bar{Y}_t)^2} \text{ pour } t \geq 2$$

$$\mu_t = \frac{1}{t} \sum_{s=1}^t Y_s$$

L'estimation de la relation linéaire entre  $\sigma_t$  et  $\mu_t$  est donnée dans le Tableau 3.

**TABLEAU 3**

**Modèles Linéaires Estimés entre l'Écart-Type et la Moyenne ("Slowly Changing")**

Variables IVDN et TSTA	Modèles estimés pour IVDN puis TSTA	R <sup>2</sup> (%)
Hochemoche	$\hat{\sigma}_t = 0.0624 \mu_t + 1447.80$ (1.5) (8.1)	1.5
	$\hat{\sigma}_t = 0.515 \mu_t - 5.116$ (14.2) (-7.6)	59.0
Haouche-el-Ghanam	$\hat{\sigma}_t = 0.548 \mu_t - 797.11$ (19.6) (-10.1)	73.4
	$\hat{\sigma}_t = 0.501 \mu_t - 4.712$ (15.7) (-7.8)	63.8
Saraeine 1	$\hat{\sigma}_t = 0.723 \mu_t - 1266.41$ (15.2) (-7.94)	62.4
	$\hat{\sigma}_t = 0.514 \mu_t - 5.12$ (12.4) (-6.5)	52.5
Saraeine 2	$\hat{\sigma}_t = 0.437 \mu_t + 213.87$ (7.5) (1.2)	28.6
	$\hat{\sigma}_t = 0.480 \mu_t - 4.645$ (15.4) (-7.4)	63.0

<sup>3</sup>  $R^2$  représente l'indice d'une relation linéaire entre  $\sigma_t$  et  $\mu_t$ . Si  $R^2 > 50\%$  alors il existe une relation linéaire entre ces deux variables si non alors la relation linéaire est pratiquement absente.



Suite:

Saraeine 3	$\hat{\sigma}_t=0.445 \mu_t -306.075$ (9.1) (-2.0)	37.1
	$\hat{\sigma}_t= 0.508 \mu_t -5.391$ (17.8) (-9.2)	69.3
Haouche el-Rafika	$\hat{\sigma}_t=0.467 \mu_t -440.075$ (16.1) (-5.1)	64.8
	$\hat{\sigma}_t= 0.551 \mu_t -6.075$ (15.5) (-8.5)	63.2
Dair el-Ahmar	$\hat{\sigma}_t=0.700 \mu_t -796.338$ (23.5) (-10.6)	79.8
	$\hat{\sigma}_t= 0.507 \mu_t -6.718$ (13.6) (-7.6)	57.0
Tal Abbas el-Gharbi	$\hat{\sigma}_t=-0.304 \mu_t +2408.781$ (-10.5) (16.9)	43.8
	$\hat{\sigma}_t= 0.403 \mu_t -2.134$ (9.1) (-3.8)	37.3

L'inspection de ces résultats montre que pour les séries IVDN, il existe une bonne relation linéaire entre l'écart-type et la moyenne dans les régions Haouche-el-Ghanam, Saraeine 1, Haouche el-Rafika et Dair el-Ahmar ( $R^2$  varie entre 62.4 % et 79.8 %). Pour les séries TSTA, on observe une relation linéaire acceptable pour toutes les régions à l'exception de Tal Abbas el-Gharbi (relation linéaire très faible). En général, les relations linéaires pour les 7 premières localités sont presque similaires: une pente proche de 0.5 et une constante variant entre -6.7 et -4.7.

Nous ajoutons que pour la localité de Dair el-Ahmar, la relation linéaire entre l'écart-type et la moyenne est importante dans le cas de l'information annuelle, et dans le cas dit "slowly changing". Nous terminons cette partie en mettant l'accent sur un comportement différent des séries IVDN associé au blé. La localité avec ses variétés aurait-elle un impact sur la détermination des séries IVDN?

#### ANALYSE DE LA COINTÉGRATION ENTRE LES DEUX VARIABLES IVDN ET TSTA

Dans la littérature, la notion de la cointégration a pris un sens après le théorème de la représentation proposé par Engle et Granger (1987). L'objectif primaire consiste à se débarrasser des régressions fallacieuses ("spurious regressions"). Dans le cas où la régression n'est pas fallacieuse, alors ce théorème de la représentation nous permet d'accepter la cointégration puis d'aller plus loin dans son usage pour quantifier l'équilibre à long terme et élaborer le modèle à correction d'erreur (MCE). Nous trouvons des publications abondantes des applications et des nouvelles procédures de la cointégration comme celles de Johansen et Juselius (1990), Johansen (1995) et la procédure suggérée par Pesaran *et al.* (PSS) (1996; 2001). Comme applications de ces trois méthodes, nous citons à titre d'exemple Mourad (2007; 2015) pour la procédure à deux étapes d'Engle et Granger, Mourad et Farhat (2007) pour la procédure de Johansen, et Mourad (2012) pour la procédure (PSS).

### Régressions fallacieuses:

En pratique, un problème associé aux variables non stationnaires, c'est la régression fallacieuse ou le problème de corrélation fallacieuse. Si au moins une des variables explicatives dans une équation de régression est non-stationnaire où elle présente une nette tendance, il est très probable que la variable dépendante dans l'équation affiche une évolution similaire. Par exemple, dans les pays les plus industrialisés, et après la Seconde Guerre mondiale, de nombreuses variables économiques telles que les dépenses, les revenus et les prix ont affiché une tendance constante à la hausse. Lorsque les deux variables dépendante et explicative dans une équation ont une tendance similaire, nous sommes susceptibles d'obtenir des coefficients de régression très importants et des valeurs élevées du coefficient de détermination  $R^2$ , même si les variables tendancielles sont complètement indépendantes. Les résultats de la régression sont entièrement le fruit du hasard et dénués de sens.

Supposons le modèle linéaire suivant:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (E_1)$$

Où  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc. Si  $X_t$  et  $Y_t$  sont dominées par une même tendance alors nous hésitons à estimer directement ce modèle à cause du problème de la corrélation fallacieuse. Cependant, en écrivant  $(E_1)$  au temps  $t-1$ , on obtient :

$$Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_{t-1} \quad (E_2)$$

En soustrayant  $(E_2)$  de  $(E_1)$ , on aura une équation en différence première:

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1}, \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \text{ et } U_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}.$$

Beaucoup des variables économiques, ou des données par satellite, non stationnaires deviennent stationnaires après une différence première. Si l'équation  $(E_3)$  est estimée alors une information importante concernant les variables en niveau a été ignorée et l'attention est focalisée seulement à la relation de court-terme entre  $X_t$  et  $Y_t$ . Supposons que  $(E_1)$  est une représentation valide de la relation d'équilibre entre  $X_t$  et  $Y_t$ . Cela signifie que pour une valeur donnée à  $X$ , la valeur d'équilibre de  $Y$  (ignorons le terme d'erreur pour le moment),  $Y = \beta_0 + \beta_1 X$  (à long-terme, le temps  $n$  intervient plus!). À la fin de la période  $t-1$ , nous serons dans l'un des cas suivants:

- a)  $Y$  égale à sa valeur d'équilibre:  $Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1}$
- b)  $Y$  est inférieure à sa valeur d'équilibre:  $Y_{t-1} < \beta_0 + \beta_1 X_{t-1}$
- c)  $Y$  est supérieure à sa valeur d'équilibre:  $Y_{t-1} > \beta_0 + \beta_1 X_{t-1}$

Supposons qu'au temps  $t$ , la variable  $X$  change. Si on était dans le cas (a) alors on pourrait avoir un changement dans  $Y$  qui se réfère à la valeur  $\Delta Y_t$ . Notons qu'il n'y a pas de raison de prendre le changement de  $\Delta Y_t$  à partir de l'équation  $(E_3)$ .  $\Delta Y_t$  pourrait avoir comme valeur celle donnée par  $(E_3)$  si les deux variables se retrouvent en situation d'équilibre à la fin du temps  $t$  comme elles étaient au temps  $t-1$ . En résumant notre démarche, on peut dire qu'un changement de  $Y$  au temps  $t$  dépend non seulement du changement de  $X$  au temps  $t$  mais aussi de la correction d'erreur au temps  $t-1$ , c'est-à-dire de la relation entre  $X$  et  $Y$  en niveau au temps précédent.

Pratiquement, on teste la stationnarité de l'erreur pour accepter la cointégration. Pour tenir compte de la correction d'erreur nous estimons le modèle à correction d'erreur suivant:

$$\Delta Y_t = \hat{\alpha} + \sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \hat{\theta}_j \Delta X_{t-j} + \hat{\gamma} e_{t-1} \quad (E_4)$$

Le signe de  $\hat{\gamma}$  doit être assez négatif. Donc le modèle à correction d’erreur tient à la fois de l’information de court terme fournie par les variables en différences premières et de la relation à long terme fournie par les variables en niveau. Puisque nous avons deux variables IVDN et TSTA, et pour simplifier notre calcul, nous allons appliquer la procédure de Engle-Granger pour tester la présence d’une relation de cointégration entre elles.

**Tests de Dickey-Fuller:**

Puisque les séries temporelles IVDN et TSTA ont des grandeurs associées aux unités différentes, puisque les séries en niveau sont généralement dominées par une saisonnalité stochastique ou déterministe, nous avons calculé deux nouvelles variables qui sont les taux de croissance annuelle (taux des accroissements saisonniers) de chacune de variables IVDN et TSTA. Dans la suite nous désignons par T(TSTA) T(IVDN) les taux des accroissements saisonniers des données en niveau, associés aux variables TSTA et IVDN respectivement. Par exemple, pour une localité donnée, on définit deux taux:

$$T(IVDN) = \frac{IVDN_t - IVDN_{t-12}}{IVDN_{t-12}} \quad (Y_t)$$

$$T(TSTA) = \frac{TSTA_t - TSTA_{t-12}}{TSTA_{t-12}} \quad (X_t)$$

En effet, cette transformation des données en niveau réduit fortement l’influence saisonnière et il y a une forte chance que les nouvelles séries deviennent stationnaires. Il y a 14 séries de variations relatives dont les graphiques sont présentés en annexe (1). Il est clair qu’un aspect saisonnier semble faible pour les séries T(IVDN), et très faible pour les séries T(TSTA). En effet, la transformation des séries brutes en séries en variations saisonnières relatives réduit fortement la saisonnalité. Concernant la tendance, il nous semble qu’elle est presque inexistante et parallèle à l’axe du temps.

Pour tester la stationnarité des variables utilisées dans cette étude on a utilisé des tests de Dickey-Fuller (ou tests DF, également appelés tests de racine unitaire). Dickey-Fuller considère trois possibilités de tester l’existence des racines unitaires:

$$ADF(1): \Delta X_t = a_o + \beta t + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$ADF(2): \Delta X_t = a_o + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$ADF(3): \Delta X_t = \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

H<sub>0</sub>: il y a des racines unitaires

H<sub>1</sub>: processus stationnaire.

On compare les t-stat du coefficient  $\hat{\gamma}$  affecté à  $X_{t-1}$  aux valeurs critiques données par Dickey-Fuller (1982). L'application de la technique de la cointégration d'Engle-Granger aboutit aux résultats présentés dans le Tableau 4 (pour chaque région, on a considéré d'abord la série T(IVDN) puis la série T(TSTA)).

**TABLEAU 4**

**Tests ADF de Racines Unitaires**

**Les valeurs critiques sont  $\tau_\tau = -3.45, \tau_\mu = -2.89, \tau = -1.95$**

Localité	P	Q		$\tau_\tau$	$\tau_\mu$	$\tau$	Conclusion
		12	24				
Hochemoche	12	2.88	17.09	-8.0	-7.89	-6.13	Stationnaire
	12	6.85	26.83	-4.62	-4.73	-4.42	
Haouche-el-Ghanam	12	8.03	21.4	-5.15	-5.02	-4.83	Stationnaire
	12	5.47	25.39	-4.65	-4.69	-4.3	
Saraeine 1	12	10.25	26.69	-4.48	-4.46	-4.33	Stationnaire
	12	5.06	22.31	-4.24	-4.32	-4.04	
Saraeine 2	12	9.04	21.14	-6.39	-6.19	-5.06	Stationnaire
	12	4.9	20.71	-5.32	-5.43	-5.10	
Saraeine 3	12	4.36	14.09	-6.88	-6.82	-6.37	Stationnaire
	12	4.68	22.69	-4.87	-4.98	-4.73	
Haouche el-Rafika	13	10.4	26.17	-2.76	-2.64	-2.48	Stationnaire
	12	6.25	22.33	-5.71	-5.80	-5.51	
Dair el-Ahmar	12	10.27	23.74	-5.29	-5.23	-4.70	Stationnaire
	12	6.04	23.35	-5.01	-5.12	-4.82	
Tal Abbas el-Gharbi	12	8.0	28.7	-5.22	-5.22	-5.2	Stationnaire
	12	4.1	15.63	-4.13	-4.23	-3.89	

L'inspection des résultats de racine unitaire révèle que toutes les séries sont stationnaires et le retard autorégressif est 12 pour les T(IVDN) et T(TSTA). Pour la localité de Haouche el-Rafika, le retard autorégressif de la variable T(IVDN) a été fixé à 13 pour assurer l'obtention des résidus ayant le comportement d'un bruit blanc. Puisque pour chaque couple (T(IVDN) T(TSTA)), les deux composantes sont intégrées d'ordre 0, donc I(0), ces composantes ne sont pas cointégrées. Pour confirmer le mieux possible ce résultat, il suffit d'effectuer la régression linéaire de T(IVDN) sur T(TSTA) pour apprécier la non existence d'une relation linéaire entre les deux composantes. Dans la suite, nous allons construire un modèle autorégressif bivarié pour chacune des huit localités.

### LE MODÈLE VAR BIVARIÉ ET ANALYSE DE CHOCS

Soit  $X_t$  un vecteur aléatoire de dimension  $k \times 1$ , centré et stationnaire.  $X_t$  suit un modèle VAR(p) s'il vérifie l'équation suivante:

$$(E_1) \quad X_t = \Phi_1 X_{t-1} - \Phi_2 X_{t-2} - \dots - \Phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

En utilisant l'opérateur de retard B, on obtient:

$$(I_k - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \dots - \Phi_p B^p) X_t = \Phi(B) X_t = \varepsilon_t$$

où  $I_k$  est une matrice identité de dimension  $k \times k$ , l'entier p est l'ordre du modèle VAR, l'élément (i,j) de  $\Phi(B)$  est donné par  $\Phi_{ij}(B) = \sum_{s=0}^p \Phi_{ij,s} B^s$ , le  $\varepsilon_t$  est un vecteur de bruit blanc avec  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{kt})'$  tel que  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$  une matrice symétrique  $k \times k$  définie positive avec  $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t+h}') = 0$  pour  $h \neq 0$ . Le modèle VAR a une représentation de moyenne mobile si le polynôme  $|\Phi(B)| = 0$  a ses racines en dehors du cercle unité. Dans un tel cas, on peut écrire  $X_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i} = C(B) \varepsilon_t$  où  $|C(1)| \neq 0$ , et  $C_i$  est une matrice  $k \times k$ . Les matrices  $C_i$  peuvent être calculées par récurrence en résolvant l'équation  $\Phi(B)C(B) = I_k$

$$C_0 = I_k, C_1 = \Phi_1 C_0 = \Phi_1, C_2 = \Phi_1 C_1 - \Phi_2, C_i = \sum_{j=1}^i \Phi_j C_{i-j} \text{ avec } \Phi_j = 0 \text{ si } j > p.$$

La forme explicite de la i<sup>ème</sup> équation est:

$$(E_2) \quad X_{it} = \sum_{j=0}^{\infty} C_{i1,j} \varepsilon_{1,t-j} + \dots + \sum_{j=0}^{\infty} C_{ik,j} \varepsilon_{k,t-j}$$

Les  $C_i$  sont les coefficients MA mesurant les fonctions de réponses impulsionnelles (FRI) (Judge *et al.*, 1985). Plus précisément,  $C_{is,j}$  représentent la réponse de la variable i à un choc unité dans la variable s, survenant à la période j. Les FRI sont utilisées pour évaluer l'impact d'un changement de T(TSTA) sur la variable T(IVDN), ou le contraire. Comme  $\Sigma$  est normalement non-diagonale, il est impossible de créer un choc dans une variable avec des autres variables fixées. Les interactions parmi les variables exigent un certain type de transformation. Afin de transformer le processus d'innovations  $\varepsilon_t$  en un processus d'innovation  $u_t$  orthogonale (c'est à dire simultanément non corrélées), la procédure habituelle

consiste à appliquer la décomposition de Cholesky ou encore la méthodologie de Bernanke (1986).

Nous savons que si la matrice de variance covariance  $\Sigma$  de  $\varepsilon_t$  est symétrique et définie positive, alors  $\Sigma$  peut être factorisé comme  $\Sigma = PP'$  où  $P$  est une matrice triangulaire inférieure non singulière avec des éléments diagonaux positifs. Le nouveau processus  $u_t = P^{-1}\varepsilon_t$  est un processus d'innovations orthogonales. Le choix de la matrice  $P$  dépend de l'ordre des  $k$  variables dans le vecteur AR. En fait, il existe  $k!$  décompositions possibles dans la matrice de variance-covariance des innovations qui correspondent à tous les ordres possibles de  $k$  variables. La représentation de MA correspondante (RMA) de  $X_t$  en termes des innovations orthogonales  $u_t$  est:

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i u_{t-i}$$

Où la matrice  $\theta_i = C_i P$  et  $u_t = P^{-1}\varepsilon_t$ .

Il est clair que  $(u_t u_t') = (P^{-1}P)(P^{-1}P)' = I_k$ . L'équation ( $E_2$ ) devient:

$$(E_3) \quad X_{it} = \sum_{s=0}^{\infty} \theta_{i1,s} u_{1,t-s} + \dots + \sum_{s=0}^{\infty} \theta_{ik,s} u_{k,t-s}$$

Considérons un choc unité temporaire de  $u_{j,t}$  au moment  $t = t_0$  et écrivons l'équation ( $E_3$ ) au moment  $t_0 + h$  ( $h \geq 0$ ) afin d'obtenir la réponse de la  $i$ -ème composante  $X_t$ :

$$(E_4) \quad X_{i,t_0+h} = \sum_{s=0}^{\infty} \theta_{i1,s} u_{1,t_0+h-s} + \dots + \sum_{s=0}^{\infty} \theta_{ik,s} u_{k,t_0+h-s} + \theta_{ij,h}$$

La réponse de la  $i$ -ème composante dans le processus  $X_t$  au moment  $t_0 + h$  pour un choc d'unité dans la  $j$ -ème innovation au temps  $t_0$  est égale à  $\theta_{ij,h}$ . La séquence  $(\theta_{ij,h}, h \geq 0)$  est interprétée comme les fonctions de réponses impulsionnelles qui sont analogues aux multiplicateurs dynamiques en économie. Les FRI montrent les réponses prévisibles de chaque variable dans le système VAR à un choc unité imprévu à l'une des variables du système. Parfois, nous nous intéressons à l'effet cumulé de chocs de chaque variable (Indjehagian & Mourad, 1993; Mourad & Harb, 2011).

Nous signalons la présence dans la littérature de modèles VAR; une forme particulière importante de ce modèle a été suggérée par Tong (1983), c'est le modèle VAR à seuil (threshold vector autoregressive (TVAR)). En pratique, la détermination de la valeur du seuil nécessite une étude approfondie (Chan, 1993). Balke (2000) a estimé des modèles VAR à seuil pour les régimes de crédit en distinguant entre deux régimes «lâche» et «serré» ('tight' and 'loose') et il a obtenu des réponses asymétriques aux chocs. Dans un même contexte, nous mentionnons un document récent de Tommaso *et al.* (2013).

Dans la suite, pour chacune de huit régions, nous avons estimé un modèle VAR et nous avons retenu seulement les paramètres qui ont un impact important sur les résidus (généralement ce sont les coefficients significativement différents de zéro). L'ordre  $p$  de

chaque modèle a été identifié rigoureusement en se basant sur les comportements des résidus comme un bruit blanc. Les résultats d'estimations de tous les modèles sont résumés dans le Tableau 5.

**TABLEAU 5**

**Estimation des Modèles Autorégressifs Bivariés**

Localité: Hochemoche						
Variable	Retards de $T(TSTA)$	Coefficients	T-stat	Retards de $T(IVDN)$	Coefficients	T-stat
$T(TSTA)$	C	3.05	1.6	Néant	Néant	Néant
	12	-0.45	-5.8			
$T(IVDN)$	C	15.6	4.1	1	0.45	6.5
	2	-0.24	-1.8	12	-0.47	-6.6
Localité: Haouche-el-Ghanam						
Variable	Retards de $T(TSTA)$	Coefficients	T-stat	Retards de $T(IVDN)$	Coefficients	T-stat
$T(TSTA)$	C	2.85	1.6	3	-0.15	-2.0
	7	-0.14	-1.9			
	10	0.23	2.9			
$T(IVDN)$	12	-0.36	-4.6	8	0.15	1.9
	C	2.57	2.0	1	0.88	11.64
	1	-0.24	-4.3	2	-0.50	-7.15
	8	-0.09	-1.8	12	-0.26	-4.41
Localité : Saraine 1						
Variable	Retards de $T(TSTA)$	Coefficients	T-stat	Retards de $T(IVDN)$	Coefficients	T-stat
$T(TSTA)$	12	-0.41	-4.7	3	-0.25	-3.0
$T(IVDN)$	1	-0.14	-2.23	1	0.83	9.9
	5	0.12	2.1	2	-0.3	-3.74
	12	-0.17	-2.76	12	-0.26	-4.17
				24	-0.14	-2.4
Localité : Saraine 2						
Variable	Retards de $T(TSTA)$	Coefficients	T-stat	Retards de $T(IVDN)$	Coefficients	T-stat
$T(TSTA)$	12	-0.55	-7.43	1	0.11	1.88
$T(IVDN)$	C	5.97	2.97	1	0.76	9.55
	9	0.15	2.08	2	-0.33	-4.38
	12	0.16	2.18	8	-0.11	-1.83
				12	-0.23	-4.85

Suite :

Localité: Saraeine 3						
Variable	Retards de $T(TSTA)$	Coefficients	T-stat	Retards de $T(IVDN)$	Coefficients	T-stat
$T(TSTA)$	12	-0.47	-6.18	Néant	Néant	Néant
$T(IVDN)$	1	-0.16	-2.02	1	0.45	6.39
				12	-0.40	-5.70
				16	0.15	2.46
Localité: Haouche el-Rafika						
Variable	Retards de $T(TSTA)$	Coefficients	T-stat	Retards de $T(IVDN)$	Coefficients	T-stat
$T(TSTA)$	12	-0.50	-6.6	Néant	Néant	Néant
$T(IVDN)$	Néant	Néant	Néant	1	0.87	13.34
				3	-0.19	-2.87
				12	-0.45	-5.71
				13	0.46	5.36
				15	-0.18	-2.90
Localité: Dair el-Ahmar						
Variable	Retards de $T(TSTA)$	Coefficients	T-stat	Retards de $T(IVDN)$	Coefficients	T-stat
$T(TSTA)$	C	4.47	2.33	3	-0.22	-3.67
	12	-0.44	-5.73			
$T(IVDN)$	10	-0.16	-1.98	1	0.66	9.98
				6	0.13	2.12
				12	-0.42	-5.33
				13	0.22	2.65
Localité: Tal Abbas el-Gharbi						
Variable	Retards de $T(TSTA)$	Coefficients	T-stat	Retards de $T(IVDN)$	Coefficients	T-stat
$T(TSTA)$	3	0.25	2.86	10	0.5	2.51
	12	-0.34	-3.95			
$T(IVDN)$	12	0.10	3.23	1	0.40	5.48
				9	-0.23	-2.86
				10	0.23	2.83
				12	-0.43	-5.32
				24	-0.26	-3.19

La validation de modèles autorégressifs bivariés estimés est faite par la statistique de Ljung-Box (Tableau 6).



**TABLEAU 6**

**Validation de Modèles Autorégressifs Bivariés**

Localité	MOHAFAZA	Elévation en mètres	P	Q	
				12	24
Hochemoche	Bekaa	985	12 12	15.4 10.0	30.4 30.2
Haouche-el-Ghanam	Bekaa	953	12 12	13.9 11.9	25.5 32.3
Saraeine 1	Bekaa	1096	12 24	11.8 11.1	21.7 29.5
Saraeine 2	Bekaa	1052	12 12	12.3 18.3	23.5 33.6
Saraeine 3	Bekaa	1006	12 14	14.1 9.7	31.2 30.4
Haouche el-Rafika	Bekaa	957	12 15	19.3 10.8	30.7 33.3
Dair el-Ahmar	Bekaa	1041	12 13	15.6 17.4	25.4 37.4
Tal Abbas el-Gharbi	Nord	65	12 24	11.2 9.2	33.0 29.6

L'inspection des graphiques associés aux chocs unités (annexe 2) ainsi que les réponses cumulées (Tableau 7) révèlent des résultats très intéressants.

**TABLEAU 7**  
**Fonctions des Réponses Impulsionnelles**

Hochemoche					
Choc dans T(TSTA)			Choc dans T(IVDN)		
Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)	Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)
T(TSTA)	1.0	0.684	T(TSTA)	0	0.0
T(IVDN)	0.144	0.095	T(IVDN)	1.0	0.632
Haouche-el-Ghanam					
Choc dans T(TSTA)			Choc dans T(IVDN)		
Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)	Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)
T(TSTA)	1.0	0.773	T(TSTA)	0	-0.009
T(IVDN)	0.164	-0.103	T(IVDN)	1.0	1.125
Saraeine 1					
Choc dans T(TSTA)			Choc dans T(IVDN)		
Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)	Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)
T(TSTA)	1.0	0.696	T(TSTA)	0.0	-0.223
T(IVDN)	0.193	0.086	T(IVDN)	1.0	1.149
Saraeine 2					
Choc dans T(TSTA)			Choc dans T(IVDN)		
Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)	Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)
T(TSTA)	1.0	0.632	T(TSTA)	0.0	0.080
T(IVDN)	-0.085	0.118	T(IVDN)	1.0	1.114

Suite:

Saracine 3					
Choc dans T(TSTA)			Choc dans T(IVDN)		
Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)	Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)
T(TSTA)	1.0	0.674	T(TSTA)	0.0	0.0
T(IVDN)	0.176	0.082	T(IVDN)	1.0	1.286
Haouche el-Rafika					
Choc dans T(TSTA)			Choc dans T(IVDN)		
Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)	Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)
T(TSTA)	1.0	0.658	T(TSTA)	0	0.0
T(IVDN)	0.031	0.063	T(IVDN)	1.0	2.031
Dair el-Ahmar					
Choc dans T(TSTA)			Choc dans T(IVDN)		
Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)	Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)
T(TSTA)	1.0	0.777	T(TSTA)	0.0	-0.400
T(IVDN)	-0.077	-0.485	T(IVDN)	1.0	2.648
Tal Abbas el-Gharbi					
Choc dans T(TSTA)			Choc dans T(IVDN)		
Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)	Variables	Effet instantané	Effet à long terme (71 mois)
T(TSTA)	1.0	0.913	T(TSTA)	0.0	0.355
T(IVDN)	-0.042	0.043	T(IVDN)	1.0	0.769

Un choc d'unité sur la variable T(TSTA) induit sur la variable T(IVDN), un effet instantané positif égal à 0.144, 0.164, 0.193, 0.176, 0.031 dans les localités Hochemoche, Haouche-el-Ghanam, Saraeine 1, Saraeine 3, Haouche el-Rafika respectivement. Par contre un effet instantané négatif est observé dans les localités de Saraeine 2, Dair el-Ahmar et Tal Abbas el-Gharbi. Ce choc unité sur T(TSTA) se traduit par un effet à long terme sur elle-même, égal à 0.913 dans la région Tal Abbas el-Gharbi (Élévation 65 m) et un effet qui varie de 0.632 à 0.777 dans les autres régions. La réponse cumulée à long terme sur la variable T(IVDN) est importante dans la région de Dair el-Ahmar (-0.485), c'est-à-dire une baisse dans la couverture végétale. Pour les autres régions, on observe des réponses faibles variant entre -0.103 et 0.118. Maintenant essayons de voir l'impact sur les variables T(TSTA) et T(IVDN) si un choc unité est produit sur la variable T(IVDN). En effet, l'impact instantané sur T(TSTA) est nul dans toutes les régions. L'impact cumulé à long terme sur T(TSTA) est important dans les régions de Saraeine 1 (-0.223), Dair el-Ahmar (-0.4) et Tal Abbas el-Gharbi (0.355). Le signe négatif reflète une réduction dans la différence de températures entre midi et minuit, par contre un signe positif signifie que l'écart de températures augmente entre midi et minuit. La réponse cumulée de T(TSTA) est presque nulle dans les autres régions. L'impact cumulé à long terme sur T(IVDN) varie entre 0.632 (Hochemoche) et 2.648 (Dair el-Ahmar). Une amélioration dans la couverture végétale a une répercussion positive à long terme (au bout de 6 ans) et elle peut atteindre 265 % dans la région de Dair el-Ahmar.

### CONCLUSION

Les résultats de ce travail permettent de mettre l'accent sur quelques points importants.

a) Les séries TSTA ont des évolutions chroniques très comparables. En effet les sept premières régions se situent dans la plaine de la Békaa à proximité de la ville de Zahlé. Pour les séries IVDN, les deux principales caractéristiques, c'est-à-dire, la moyenne et l'écart-type, calculés exclusivement année par année, sont liés par une relation linéaire importante seulement pour trois régions qui sont Saraeine1, Haouche el-Rafika et Dair el-Ahmar. Pour les séries TSTA et dans toutes les régions, la relation linéaire est pratiquement absente. En se basant sur une estimation récurrente (slowly changing) de la moyenne et de l'écart-type, pour les séries IVDN, il existe une bonne relation linéaire entre ces deux caractéristiques dans les régions Haouche-el-Ghanam, Saraeine 1, Haouche el-Rafika et Dair el-Ahmar ( $R^2$  varie entre 62.4% et 79.8%). Pour les séries TSTA, on observe une relation linéaire acceptable pour toutes les régions à l'exception pour la localité de Tal Abbas el-Gharbi (relation linéaire très faible). En général, les relations linéaires pour les 7 premières localités sont presque similaires: une pente proche de 0.5 et une constante variant entre -6.7 et -4.7. Nous ajoutons que pour la localité de Dair el-Ahmar et pour la série IVDN, la relation linéaire entre la moyenne et l'écart-type, était importante dans le cas de l'information annuelle, et dans le cas dit "slowly changing".

b) Les tests ADF de racine unitaire révèlent que toutes les séries en taux mensuel T(IVDN) et T(TSTA) sont stationnaires et le retard autorégressif univarié est 12 à l'exception de la région de Haouche el-Rafika, le retard autorégressif de la variable T(IVDN) est 13. Puisque pour chaque couple ( $T(IVDN)$   $T(TSTA)$ ), les deux composantes sont intégrées d'ordre 0, donc  $I(0)$ , ces composantes ne sont donc pas cointégrées. Cela signifie qu'il n'existe pas une tendance commune à long terme.

c) Les modèles BVAR estimés révèlent une causalité de T(TSTA) vers T(IVDN) dans 7 régions qui sont: Hochemoche, Haouche-el-Ghanam, Saraeine 1, 2, 3, Dair el-Ahmar et Tal

Abbas el-Gharbi. Par contre, on a remarqué une causalité de T(IVDN) vers T(TSTA) dans cinq régions qui sont: Haouche-el-Ghanam, Saraeine 1,2, Dair el-Ahmar et Tal Abbas el-Gharbi.

d) Le dernier point porte sur les fonctions de réponses impulsionnelles. En effet, un choc d'unité sur la variable T(TSTA) produit sur la variable T(IVDN), un effet instantané positif égal à 0.144, 0.164, 0.193, 0.176, 0.031 dans les localités Hochemoche, Haouche-el-Ghanam, Saraeine 1, Saraeine 3, Haouche el-Rafika respectivement. Par contre un effet instantané négatif est observé dans les localités de Saraeine 2, Dair el-Ahmar et Tal Abbas el-Gharbi. Si un choc unité se produit sur la variable T(IVDN) alors l'impact instantané sur T(TSTA) est nul dans toutes les régions. L'effet à long terme d'un choc unité sur T(TSTA) a une répercussion cumulée positive sur T(TSTA) qui varie de 0.632 à 0.913, et négative sur T(IVDN) dans la région de Dair el-Ahmar (-0.485), c'est-à-dire une baisse dans la couverture végétale. Enfin un choc unité sur T(IVDN) produit une réponse cumulée de T(TSTA) faible dans toutes les régions. Par contre, l'impact cumulé à long terme sur T(IVDN) varie entre 0.632 (Hochemoche) et 2.648 (Dair el-Ahmar). Une amélioration dans la couverture végétale a une répercussion positive à long terme (au bout de 6 ans) et elle peut atteindre 265 % dans la région de Dair El-Ahmar.

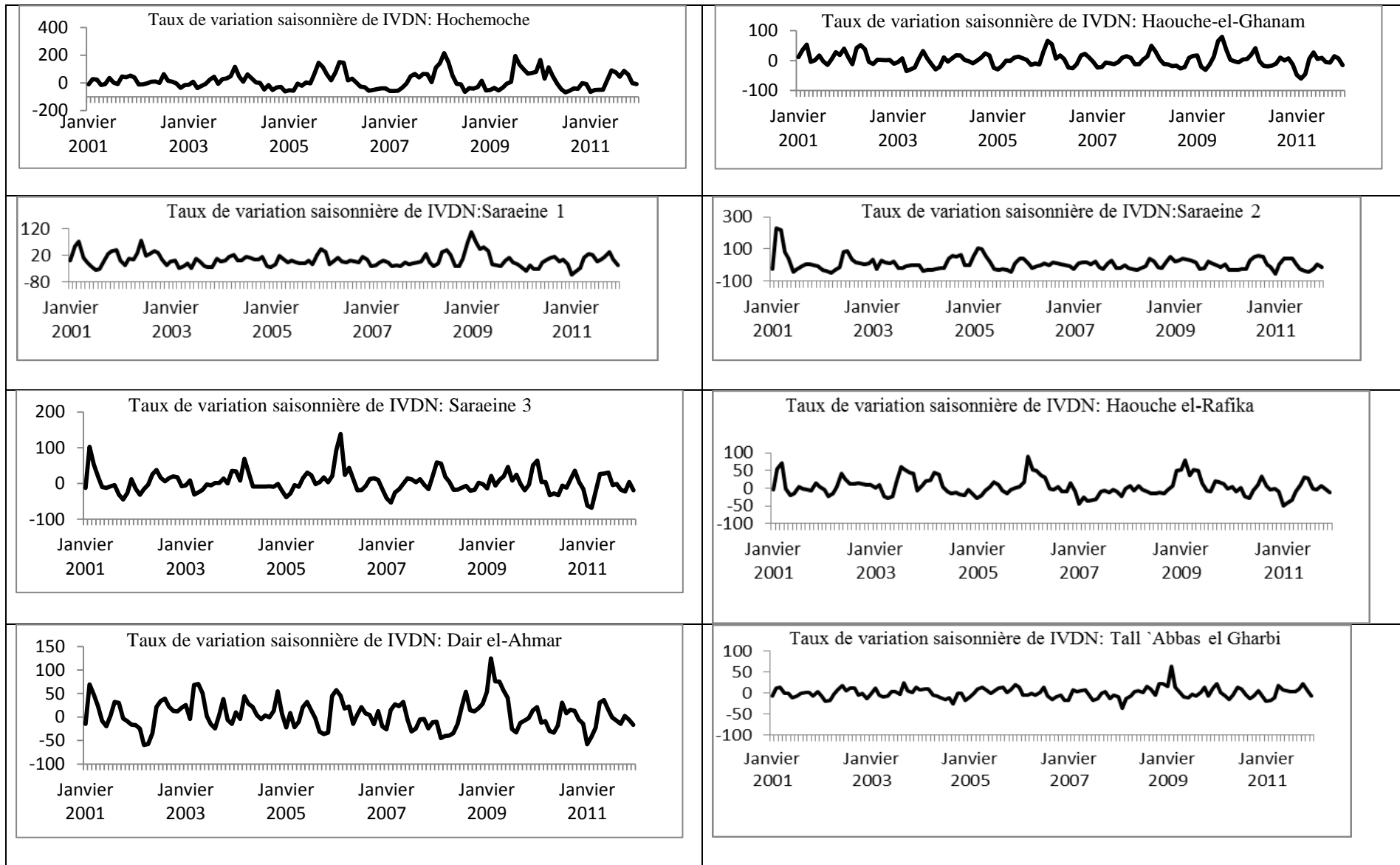
#### RÉFÉRENCES

- Balke, N.S. 2000. Credit and economic activity: credit regimes and nonlinear propagation of shocks. *Review of Economics and Statistics*, 82(2): 344-349.
- Bernanke, B. 1986. Alternative explanations of the money income correlation. *Carnegie, Rochester Conference Series on Public Policy*, 25: 49-100.
- Chan, K.S. 1993. Consistent and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *Annals of Statistics*, pp. 520 – 533.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A. 1982. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4): 1057-1072.
- Dessay, N. 2006. *Dynamique de la végétation et du climat : étude par télédétection de cinq biomes brésiliens forêt ombrophile dense et couverte, cerrados, caatinga et campanha gaucha*. Une thèse de l'Université Paris X Nanterre, France.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Indjehagopian, J.P. and Mourad, M. 1993. *VAR modelling of macroeconomic time series: causality and shock analysis*. Ceressec, France, working paper.
- Johansen, S. and Juselius, K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2): 169-210.
- Johansen, S. 1995. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford, Oxford University Press.
- Jomaa, I. 2008. *Étude diachronique de la fragmentation des forêts du Liban*. Thèse de l'Université Paul Sabatier -Toulouse III, France.
- Jomaa, I., Auda, Y., Khater, C. 2007. Contribution to the characterization of forest fragmentation on the eastern flank of Mount Lebanon over 33 years. *Lebanese Science Journal*, 8(2) : 117-124.
- Judge, G.G., Hill, R.C., Griffiths, W.E., Lütkepohl, H. and Lee, T.C. 1985. *Introduction to the theory and practice of econometrics*. Second edition, John Wiley & Sons, New York.

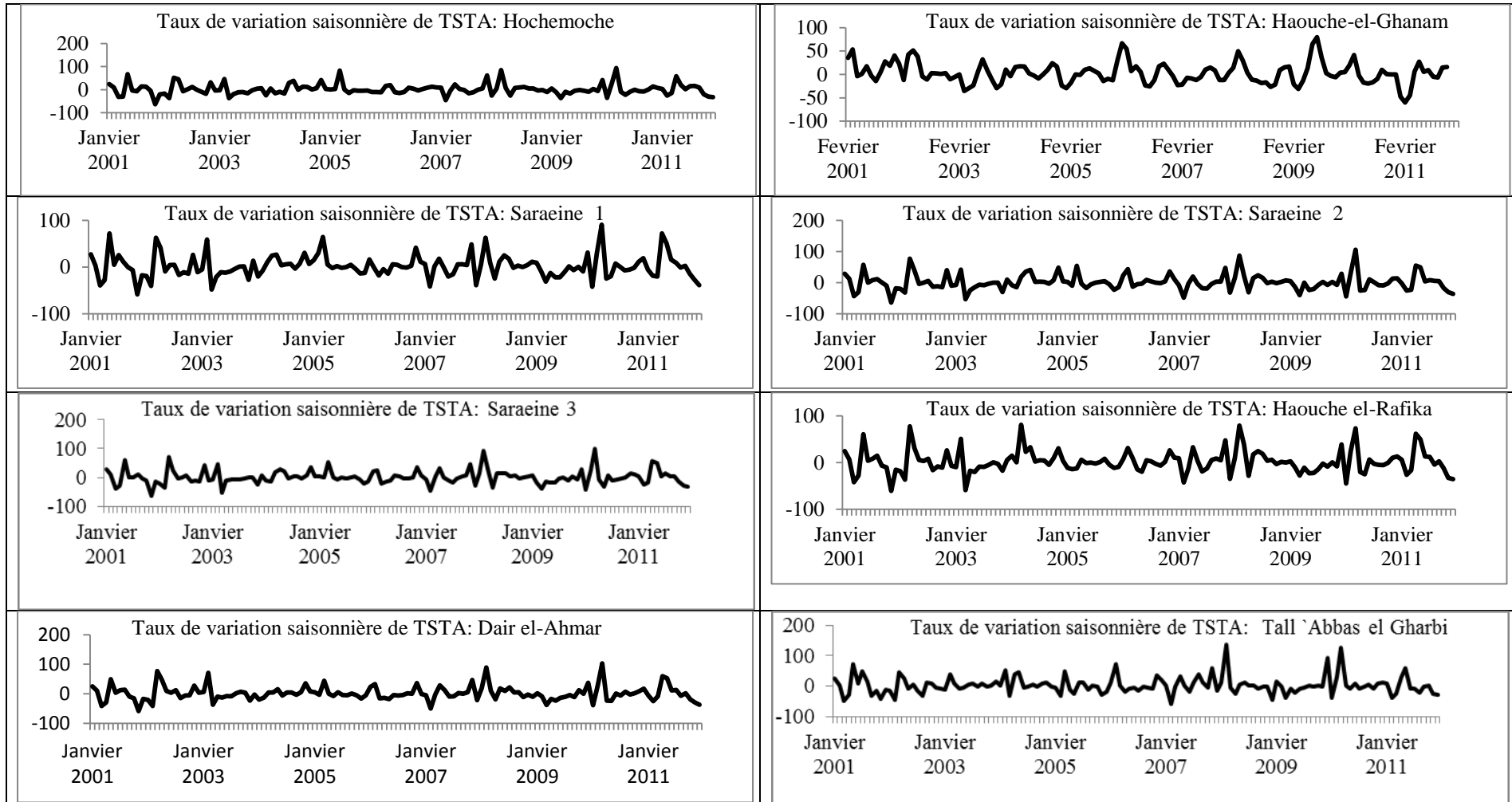
- Khouzami, M., Hayek, A., Bassil, M. and Fortunat, L. 1996. *Biological diversity of Lebanon*. Republic of Lebanon, Ministry of Agriculture (MoA) and United Nations Development Programme, Lebanon, vol. 9.
- Laurance, W.F. 1999. Reflections on the tropical deforestation crisis. *Biological Conservation*, 91: 109-117.
- Laurance, W.F. and Peres, C.A. 2006. *Emerging threats to tropical forests*. University of Chicago Press, Chicago, USA.
- Li, J., Lewis, J., Rowland, J., Tappan, G. and Tieszen, L.L. 2004. Evaluation of land performance in Senegal using multi-temporal NDVI and rainfall series. *Journal of Arid Environments*, 59: 463-480.
- Masri, T., Khawlie, M. et Faour, G. 2002. Les facteurs de changement d'utilisation et de couvert des sols et les ressources en eau au Liban. Étude sur 40 ans. RICAMARE Workshops in I.R.D. Medenine, Tunisie 20-21 avril 2001, published in: *MEDIAS Newsletter*, Mars 2002, no. 13 bis, p.p. 9.
- Mourad, M. 2006. Tests de racines unitaires et performance prévisionnelle des modèles AR: application sur les variables du transport en France. *Lebanese Science Journal*, 7(1): 113-131.
- Mourad, M. 2007. Modeling of the budget transactions in Lebanon: an ECM representation. *Arab Journal of Administration*, 27(1): 201- 224.
- Mourad, M. and Farhat, M. 2007. The foreign direct investment of outflows in the world: a co-integration analysis. *Arab Journal of Administration*, 27(2): 217-242.
- Mourad, M. and Harb, A. 2011. Mesure de la fonction de réponse impulsionnelle dans les modèles autorégressifs. *Lebanese Science Journal*, 12(2): 117-132.
- Mourad, M. 2012. L'analyse des dépôts du secteur privé dans les banques commerciales au Liban: application du modèle ARDL. *Lebanese Science Journal*, 13(2): 149-166.
- Mourad, M. and Harb, A. 2013. A predictive model for the daily exchange rate of the EUR/USD using Markov chain and co-integration techniques. *Lebanese Science Journal*, 14(2): 93-113.
- Mourad, M. 2015. *Population growth and development prerequisites in the GCC*. Editor: Arab Center for Research and Policy Studies, Beirut, Lebanon, 2015.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. 1996. Testing for existence of a long-run relationship. *Department of Applied Economics Working Paper No. 9622*, University of Cambridge.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.
- Potter, C.S. and Brooks, V. 1998. Global analysis of empirical relations between annual climate and seasonality of NDVI. *Int. J. Remote Sens.*, 19(15): 2921-2948.
- Proisy, C. 1999. *Apport des données radar à synthèse d'ouverture pour l'étude de la dynamique des écosystèmes forestiers*. Thèse de l'Université Paul Sabatier - Toulouse III, France.
- Propastin, P.A., Kappas, M., Muratova, N.R. 2006. Evaluating trends in spatial relationship between NOAA/AVHRR-NDVI and rainfall as computed by geographically weighted regression: a case study from a dry region in the middle Kazakhstan. *International Symposium on Drylands Ecology and Human Security (ISDEHS)*, Dubai, December 4-7.
- Richard, Y. and Pocard, I. 1998. A statistical study of NDVI sensitivity to seasonal and interannual rainfall variations in southern Africa. *International Journal of Remote Sensing*, 19: 2907-2920.

- Rouse, J.W., Haas, R.H., Schell, J.A. and Deering, D.W. 1973. Monitoring vegetation systems in the Great Plains with ERTS. *Third ERTS Symposium*, NASA SP-351, I: 309- 317.
- Tong, H. 1983. *Threshold models in non-linear time series analysis*. Springer-Verlag: New York.
- Tommaso, F., Andrea, R. and Giorgio, F. 2013. *Fiscal policies and credit regimes: a TVAR approach*. Working paper.

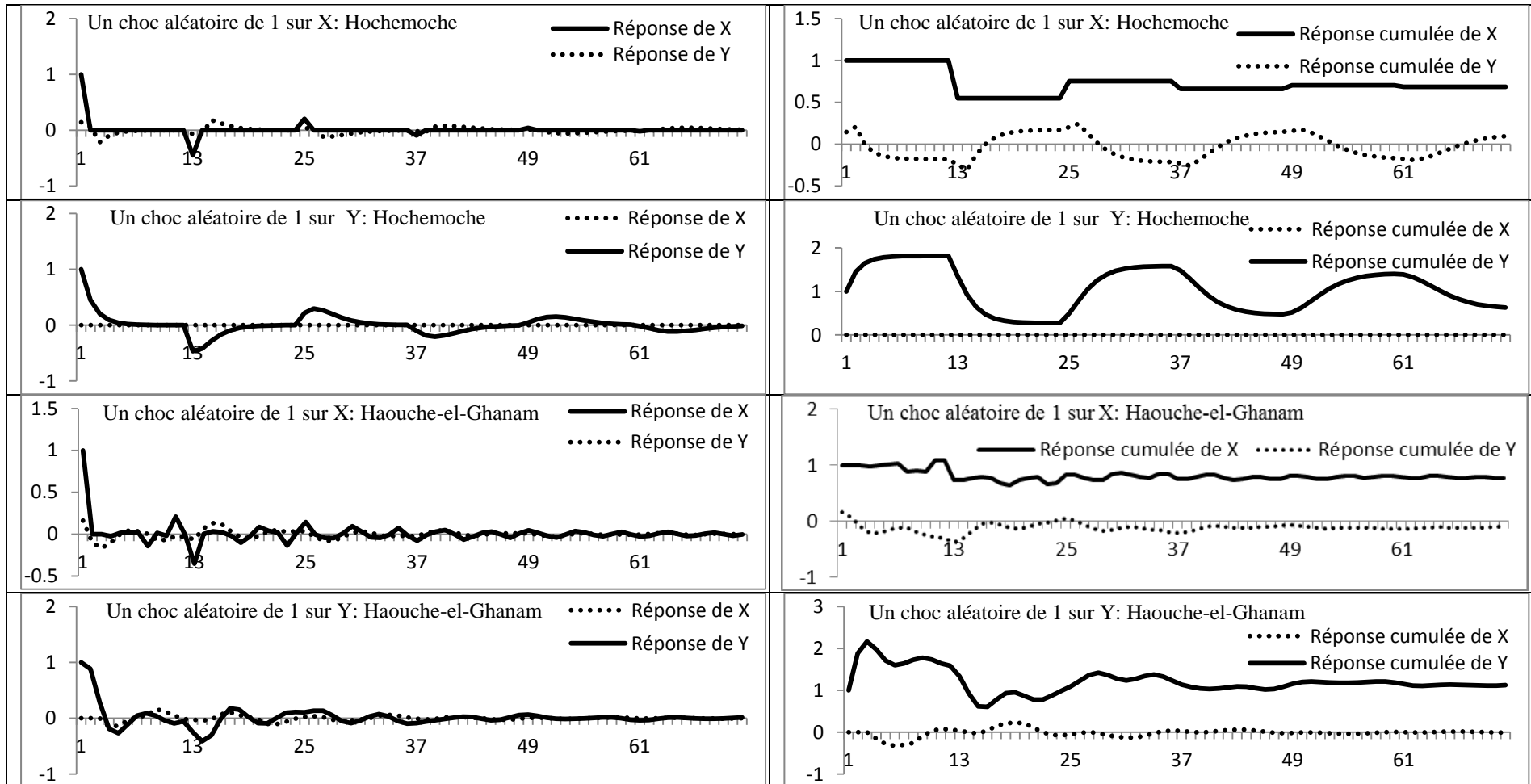
Annexe (1)

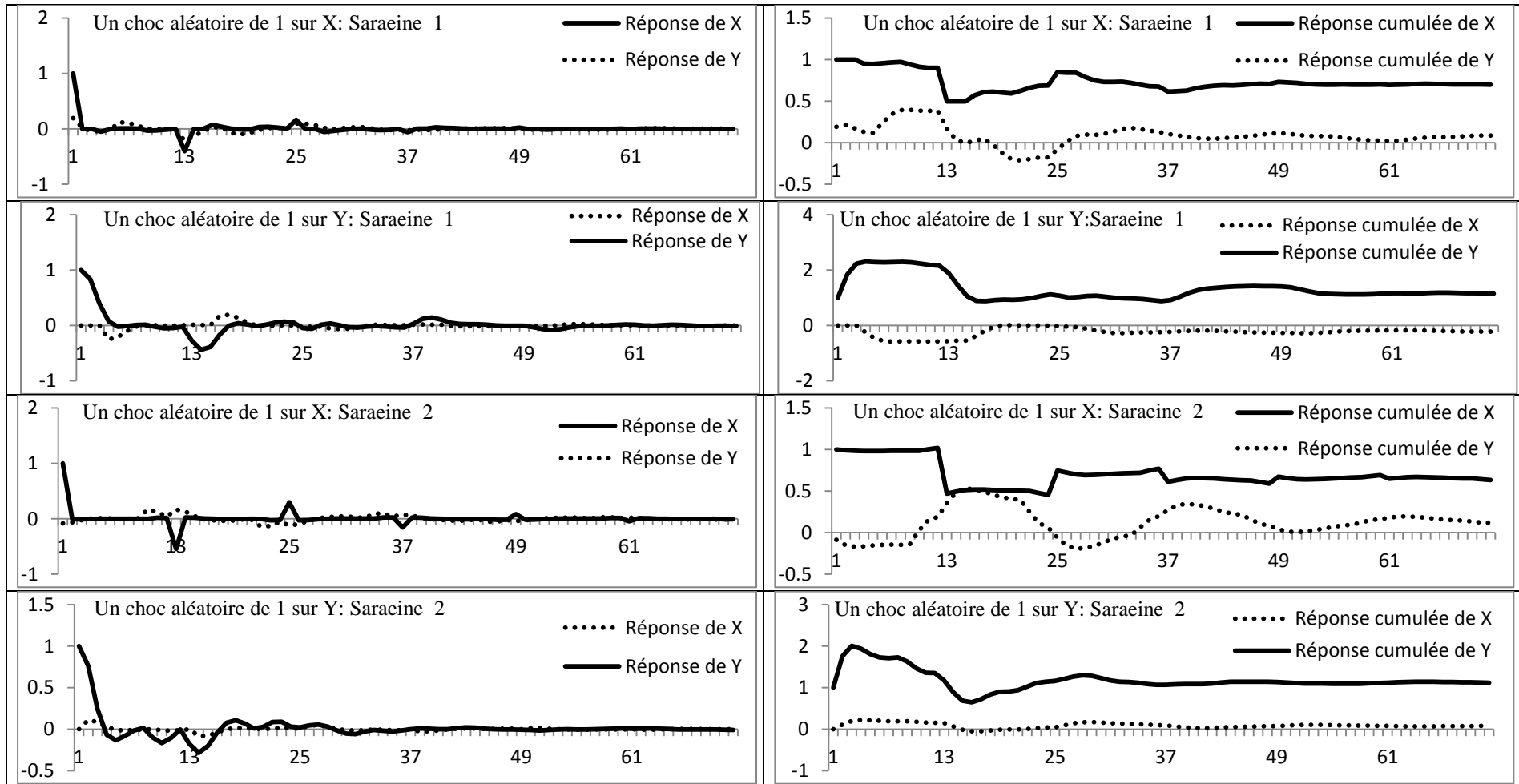


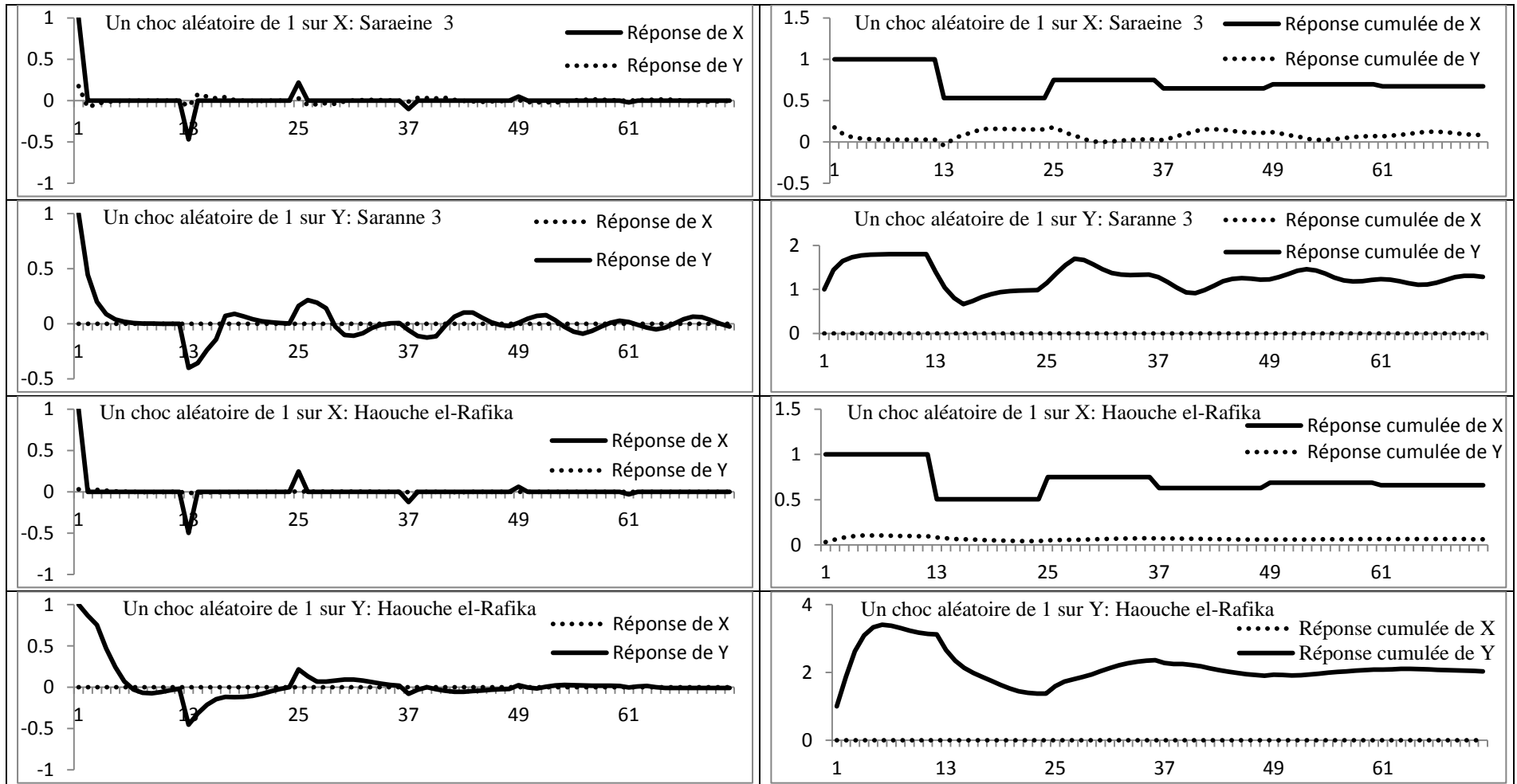


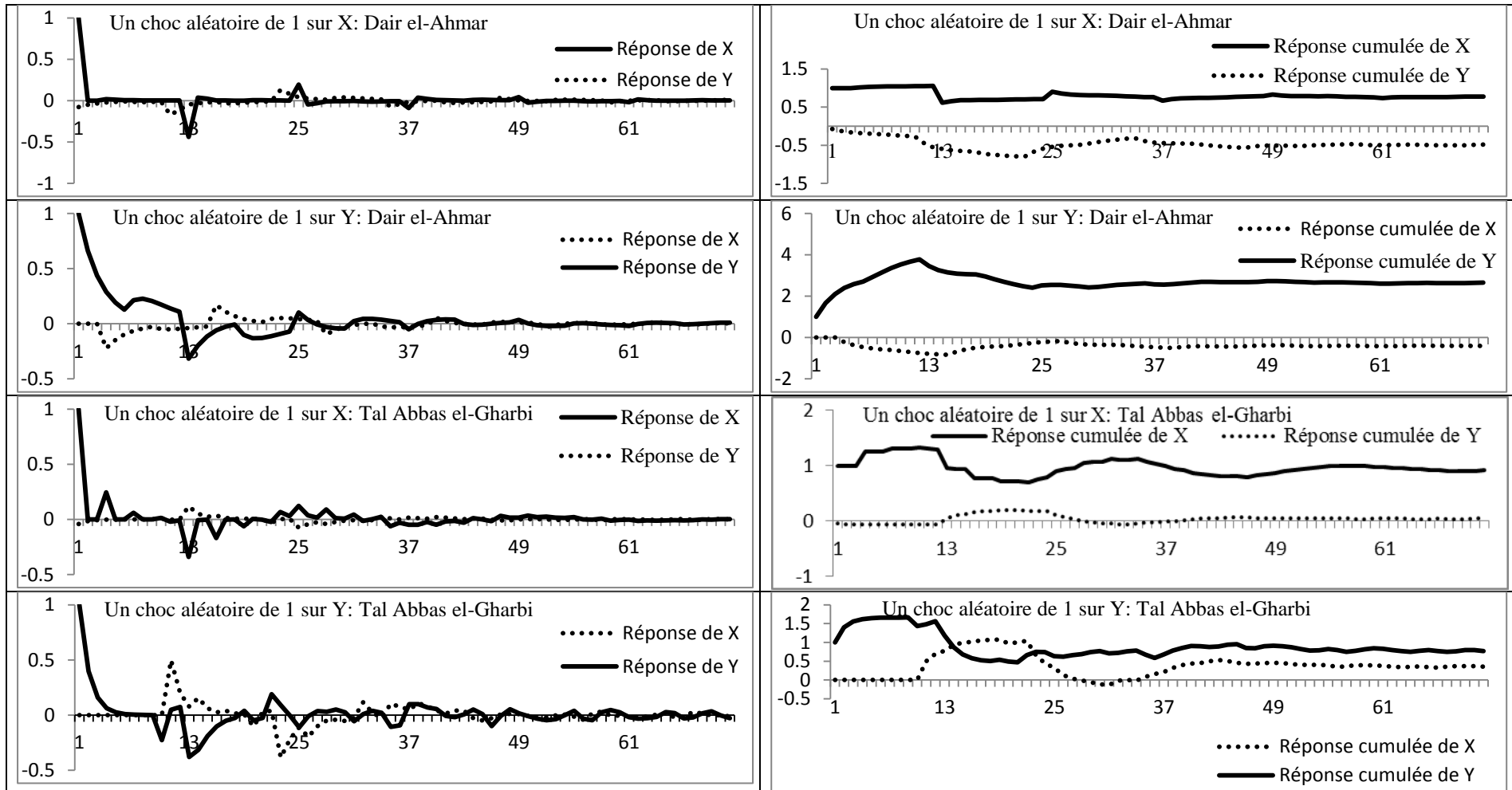


Annexe (2)









Annexe (3)

