



Munich Personal RePEc Archive

# **G-causality tests and specification of an econometric model: Evidence from Sectoral Moroccan panel**

Ghassan, Hassan B. and ElHafidi, Miloud

Sidi Mohamed Ben Abdullah University, Sidi Mohamed Ben  
Abdullah University

15 February 1999

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/56433/>  
MPRA Paper No. 56433, posted 18 Nov 2014 00:31 UTC

# Tests de G-causalité et spécification d'un modèle économétrique

Application sur un panel sectoriel marocain

Mouloud Elhafidi \*

Hassan Ghassan †

## 1 Introduction

Les systèmes d'équations résultent soit d'un schéma théorique, soit d'une procédure de spécification basée sur des tests statistiques. Expost, ces modèles sont soumis à une batterie de tests de significativité et de spécificité. L'étude de la causalité permet d'éviter des corrélations significatives, mais fallacieuses ; car la corrélation n'est pas toujours synonyme de cause.

L'approche de Wold [13] est basée sur *la causalité fonctionnelle*, eu égard aux rôles attribués aux variables et aux équations. Elle conduit à établir des *chaînes causales*. Elle est renforcée par la loi causale déterministe de Zellner [15]. L'analyse de Simon [11] a proposé la causalité structurale par le statut privilégié des équations non stochastiques, qui spécifient les mécanismes "réels".

La causalité au sens de Granger [5] et [6] mesure le contenu en information et précise la précédence des événements. Elle dépasse l'exogénéité au sens classique du terme en fondant par des tests a-priori le caractère exogène d'une variable. La Granger-causalité est critiquée par Zellner [15], car elle diffère de la conception de la causalité largement répandue chez les économètres classiques. Elle ne fait intervenir que les erreurs de prévision et donc le concept de causalité se confond avec celui de *prédictabilité*. Or, les liens de causalité ne sont pas nécessairement stables, d'où le besoin de manipuler lors des tests des relations plus stables.

*La causalité dynamique* introduite par Sims [12] a suscité d'autres conceptions de la causalité, comme celles de Haugh [8] (Causalité et ARMA), de Hsiao [9] (Causalité fallacieuse) et de Lutkepohl [10] (Causalité des innovations)<sup>1</sup>. Hsiao semble être le premier à introduire les relations de causalité indirecte et les concepts de causalité fallacieuse "spurious causality concepts". Le concept de non-causalité de Lutkepohl est basé sur le fait de savoir si les innovations d'une variable ont un effet sur une autre variable i.e. si les coefficients correspondants dans la représentation MA sont nuls, et non sur le fait que si une variable donnée peut aider à prédire une autre. Récemment, les causalités de court et de long terme [7] sont développées d'un point de vue théorique [2].

L'application de la procédure de la G-causalité permet de déterminer le schéma fonctionnel d'un modèle

---

\* Professeur à la Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales de Fès,

† Professeur Assistant à la Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales de Fès.

<sup>1</sup> D'autres stratégies de tests utilisent les formes terminales où chaque variable endogène admet une représentation ARMA univariée. Wallis propose des méthodes d'estimation simultanée des équations sous formes terminales et une procédure de test de l'égalité des polynômes autorégressifs pour les différentes équations.

économétrique en précisant les liens de causalité entre les variables. Le travail empirique porte sur un panel sectoriel marocain sur la période 1969 – 1997. Son but est de fonder le sens de causalité entre le taux d’effort à l’investissement, le taux du déficit extérieur (taux d’endettement extérieur) et un indice de financement interne afin d’établir ainsi une spécification statistiquement argumentée.

## 2 Concepts de la causalité

### 2.1 Causalité au sens de Wold

La conception de la causalité chez Wold exprime la volonté de s’assurer de l’unicité du mécanisme de transmission par lequel les modifications des variables prédéterminées sont transmises aux variables endogènes.

La variable  $z$  est cause de la variable  $y$  si il est possible, en contrôlant  $z$  de contrôler indirectement  $y$ . Cette relation causale est asymétrique. Wold [13] a postulé dans diverses expérimentations l’existence d’une relation entre une stimulation et sa réponse i.e. causalité de type *GSR (Generalized Stimulus-Response)*. Soit une fonction de la demande directe  $q = D(p) + \epsilon$  où  $q$ ,  $p$  et  $\epsilon$  représentent respectivement la quantité demandée, son prix et le résidu de l’estimation. Si cette relation admet un inverse i.e.  $p = D^{-1}(q) + u$  où  $u = D^{-1}\epsilon$ , alors elle n’est pas parfaitement causale. La demande est donc une réponse à une stimulation par une variation du prix. Toutefois, tout dépend de la manière selon laquelle sont liées les erreurs et les variables du modèle.

Cette analyse causale fait apparaître des contraintes formelles, qui permettent la spécification du modèle interprétables en termes de causes. Chaque équation du modèle s’interprète ”causalement” indépendamment des autres équations et correspond à un comportement spécifique. D’où, la pertinence des modèles récursifs aptes à décrire clairement la succession des enchaînements causaux.

Les arguments avancés en faveur de la forme récursive peuvent être illustrés par des procédures de tests statistiques comme la Granger-causalité.

### 2.2 Causalité au sens de Granger

Granger propose un critère de relation causale, qui repose sur l’étude des relations dynamiques entre des séries temporelles [5] supposées *stochastiques et stationnaires*. Son schéma d’interprétation causale relève de l’asymétrie temporelle entre la cause et l’effet i.e. de la succession temporelle de la cause à l’effet. L’analyse causale est subordonnée à une certaine base statistique et cognitive eu égard à l’information disponible sur les séries.

Une variable est Granger-causale, si elle contient une information qui améliore la prédiction d’une autre variable. Le critère formel d’inférence causale est la valeur de la variance de l’erreur de prévision. Les prédicteurs optimaux supposent que toutes les séries ont une distribution normale.

$y_t$  cause  $x_t$  lorsque l’information disponible  $\bar{u}$  permet d’améliorer la prédiction de  $x$  par rapport à la prédiction ne tenant pas compte de la variable  $y$  :

$$y_t \longrightarrow x_t \quad \text{si } \sigma^2(x|\bar{u}) < \sigma^2(x|\bar{u} - \bar{y})$$

où

- $\sigma^2(x|\cdot)$  est la variance de  $\epsilon_t(x|\cdot) = x_t - P_t(x|\cdot)$ ,  $P_t(x|\cdot)$  est le prédicteur sans biais de  $x$ .

- $\bar{u}$  est l'ensemble de l'information disponible des valeurs passées de  $u_t$  soit  $u_{t-\tau}$  avec  $\tau = 1, 2, \dots, \infty$ .
- $\bar{u}-\bar{y}$  est l'ensemble des valeurs passées de  $u_t-y_t$ , qui ne tient pas compte de l'information contenue dans  $y$ .

De même,  $y_t$  cause instantanément  $x_t$  lorsque la valeur courante de  $x_t$  est mieux prédite si la valeur présente de  $y_t$  est incluse dans la prédiction que si elle ne l'est pas :

$$y_t \longrightarrow x_t \quad \text{si } \sigma^2(x|\bar{u}, \bar{y}) < \sigma^2(x|\bar{u})$$

où  $\bar{y}$  correspond à l'ensemble des valeurs présentes et passées de  $y_t$  soit  $y_{t-\tau}$  avec  $\tau = 0, 1, 2, \dots, \infty$ .

### 2.3 Causalité au sens de Sims

Sims teste la causalité sur des variables stochastiques stationnaires [12]. Les valeurs courantes de  $y$  sont régressées sur les valeurs courantes, passées et futures de  $x$ . En effet, en considérant le processus bivarié suivant :

$$\begin{cases} x_t = a(L)u_t + b(L)v_t := \sum_{\tau=0}^q a_\tau u_{t-\tau} + \sum_{\tau=0}^q b_\tau v_{t-\tau} \\ y_t = c(L)u_t + d(L)v_t := \sum_{\tau=0}^q c_\tau u_{t-\tau} + \sum_{\tau=0}^q d_\tau v_{t-\tau} \end{cases}$$

où  $a(L), b(L), c(L)$  et  $d(L)$  sont des polynômes en l'opérateur de retard  $L$  [1];  $u_t$  et  $v_t$  sont des processus de bruit blanc mutuellement non-corrélés. Les innovations  $(u_t, v_t)$  peuvent être estimées séparément par les moindres carrés à partir d'un modèle ARMA [8] de  $y$  et  $x$ .

En posant  $b(L) = 0$  et en supposant  $a(L)$  inversible, le test de Sims est réalisé avec le modèle suivant :

$$y_t = c(L)a^{-1}(L)x_t + d(L)v_t$$

Le test joint de significativité des coefficients associés aux valeurs futures de  $x$  déterminera si  $y$  cause  $x$ . Si le test conclut que tous les coefficients des termes futurs de  $x$  sont nuls et les termes des coefficients des valeurs  $x_{t-\tau}$  sont non-nuls, alors  $x$  cause  $y$  et que  $y$  ne cause pas  $x$ . Si le test conclut que les coefficients pour les valeurs futures de  $x$  sont significativement différents de zéro, nous ne pourrions pas conclure que  $y$  ne cause pas  $x$ .

## 3 Causalité et système d'équations interdépendantes

### 3.1 Systèmes interdépendants

Un modèle à équations linéaires multiples correspond à une relation entre un vecteur  $X$  et un vecteur  $Y$  tel que  $Y = X\beta + u$ . Ce modèle décrit les réponses de  $Y$  au stimulus  $X$  au terme résiduel près  $u$  et exprime une *causalité globale* à la Zellner <sup>2</sup> [14].

Avec le réseau de causalités qui sous-tend les modèles économétriques, la structure probabiliste repose sur la dichotomie entre les variables-causes et les variables-effets. Chaque ensemble de relations causales

<sup>2</sup> Les modèles interdépendants sont globalement causaux et les modèles à chaîne causale explicite sont causaux dans le détail. Selon Zellner, il peut y avoir une équivalence observationnelle entre les deux modèles.

correspond à une équation de réaction de la forme structurelle du modèle. Le test de Granger-causalité permet de fonder les relations fonctionnelles de plusieurs processus de comportement i.e. de spécifier la forme structurelle ou récursive du modèle. Cette procédure libère le modèle des phénomènes de multicollinéarité, dont la présence se traduit par des variances très élevées pour les estimateurs.

### 3.2 Modèles de causalités

Soit un modèle récursif dynamique exprimé par une régression multiple de  $y^i$  par rapport à  $z^i$  (variables explicatives exogènes ou prédéterminées). Il s'écrit comme suit :

$$\alpha^{i'} y_{t-1}^i + \beta^{i'} y_t^i + \gamma^{i'} x_t^i + u_t^i = 0$$

où

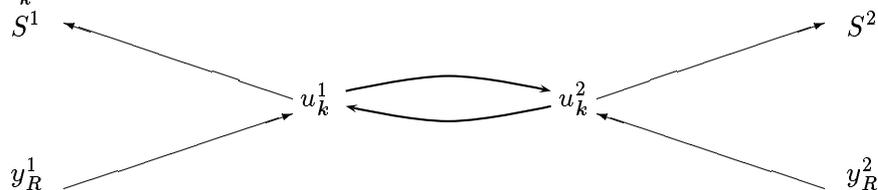
- $i$  est l'indice des individus,  $i = 1, 2, \dots, N$
- $k$  est l'indice des équations du système,  $k = 1, 2, \dots, K$
- $t$  est l'indice des observations temporelles,  $t = 1, 2, \dots, T$ .

On est en présence d'un modèle récursif dynamique avec plusieurs individus, que l'on peut nommer "modèle récursif dynamique à double indice". Le caractère récursif de ce système est lié au fait que les matrices des coefficients relatifs aux variables endogène et prédéterminée sont triangulaires inférieures.

Cette hypothèse considère que les facteurs non-identifiés n'affectent pas ou très faiblement de manière simultanée les divers comportements représentés par les équations structurelles. Cependant, elle est avantageuse lorsqu'on y ajoute un panel d'individus.

Comme la variable endogène prédéterminée  $y_{t-1}$  est corrélée avec  $u_t$ , l'estimation par la méthode <sup>3</sup> des moindres carrés individuels appliquée sur chaque équation fournit des estimateurs non convergents.

La spécificité de ce modèle tient à l'interdépendance <sup>4</sup> entre les individus, qui peut être repérée par les erreurs  $u_k^i$  et  $u_k^j$  pour  $i \neq j$ . Une autre spécificité tient à ce que le vecteur  $u_{kt}$  est un processus vectoriel auto-régressif d'ordre 1. Dans le cas bi-individuel, la liaison se formalise à travers les variables des mêmes équations  $u_k^1$  et  $u_k^2$ , on a alors le schéma de double récursivité suivant :



Ce schéma est à compléter pour mettre en évidence le sens des causalités entre les variables endogènes des systèmes  $i$  par la G-causalité. Il exhibe aussi le jeu de la double chaîne causale entre les deux systèmes.

## 4 Test de la G-causalité

$X$  Granger-cause <sup>5</sup>  $Y$  si  $X$  aide dans la prédiction de  $Y$ , ou de façon équivalente si les coefficients des  $X$  retardées sont statistiquement significatives.

<sup>3</sup> Pour les méthodes d'estimation dédiées à ces modèles et fournissant des estimateurs efficaces aux paramètres structurels, il faut se référer au Document de Travail sur les méthodes d'estimation des modèles récursifs dynamiques [3].

<sup>4</sup> Cette interdépendance s'exerce par le biais des variables de demande nette, d'investissement et de financement propre.

<sup>5</sup> La formulation "X cause Y" n'implique pas nécessairement que Y est l'effet ou le résultat de X.

L'examen de la causalité entre  $X$  et  $Y$  s'opère dans les deux sens i.e. de  $X$  vers  $Y$  et de  $Y$  vers  $X$ . Quatre régressions <sup>6</sup> sont étudiées, et dont le nombre de retards de prédiction est déterminé suivant les valeurs de la statistique  $F$ .

Soit  $Z_t = (Y_t, X_t)$  une série temporelle bivariée.  $Z_t$  est supposée être stationnaire de second ordre, sa représentation autorégressive est :

$$\Phi(L)Z_t = u_t \quad \text{avec} \quad \Phi(L) = \sum_{i=0}^p \Phi_i L^i \quad \Phi_0 = I$$

où les  $\Phi_i$  sont des matrices réelles carrées d'ordre 2. Il est supposé que le processus  $u_t = (u_{1t}, u_{2t})$  est un bruit blanc centré de matrice de variance-covariance <sup>7</sup>  $\Omega$ , que le polynôme de  $\Phi(z)$  a toutes ses racines de module supérieur à 1. Le vecteur  $(u_{1t}, u_{2t})$  correspond à l'innovation du processus  $(Y_t, X_t)$ , avec la partition appropriée de  $\Phi(L)$ , ce processus s'écrit :

$$\begin{aligned} \Phi_{11}(L)Y_t + \Phi_{12}(L)X_t &= u_{1t} \\ \Phi_{21}(L)Y_t + \Phi_{22}(L)X_t &= u_{2t} \end{aligned}$$

Si  $\Phi_0 = I$ , les estimateurs des coefficients de  $\Phi$  et des éléments de  $\Omega$  doivent être convergents. Les tests de Student et Fisher sont utilisés pour tester différentes hypothèses.

Pour examiner la causalité, il suffit de tester la nullité coefficients de  $\Phi_{12}$  et de  $\Phi_{21}$  :

- $X$  ne cause pas  $Y$  ssi  $\Phi_{12} = 0$  et  $Y$  ne cause pas  $X$  ssi  $\Phi_{21} = 0$
- $X$  et  $Y$  ne se causent pas mutuellement ssi  $\Phi_{12} = \Phi_{21} = 0$ . <sup>8</sup>

Puisque la formulation du modèle est basée sur l'information passée, il est recommandé de ne pas utiliser peu de retards. La théorie économique ne précise que très rarement les décalages temporels entre les variables.

Si tous les coefficients des  $X$  retardées dans la seconde équation peuvent être considérés comme nuls (*hypothèse nulle*), alors  $X$  ne Granger-cause pas  $Y$ . De manière similaire, si les coefficients des  $Y$  retardées dans la quatrième équation sont nuls, alors  $Y$  ne Granger-cause pas  $X$ . Le test de ces hypothèses se fait sur la base des valeurs de la statistique  $F$ .

L'autocorrélation des erreurs  $u_{it}$  rend ces tests moins efficaces et plus délicats. Le test de causalité peut s'effectuer à partir du calcul des corrélations entre les innovations, qui pose généralement des problèmes difficiles. Les modèles *ARMA* et les techniques qui en découlent peuvent aider à lever cette contrainte.

La valeur de  $F$ -calculée est exacte pour un échantillon fini quand les termes de sa distribution sont indépendants et normalement distribués. D'où la nécessité d'effectuer sur chaque série le test de normalité de Jarque-Bera (1980). <sup>9</sup>

<sup>6</sup>  $Y$  sur les  $Y$  retardées,  $Y$  sur les  $Y$  retardées et les  $X$  retardées,  $X$  sur les  $X$  retardées et  $X$  sur les  $X$  retardées et les  $Y$  retardées.

<sup>7</sup> Soient  $x_t$  et  $y_t$  des bruits blancs indépendants et identiquement distribués, si elles présentent une corrélation instantanée non nulle : il y a causalité instantanée, mais il n'y a pas causalité ;  $x$  ne cause pas  $y$  et  $y$  ne cause pas  $x$ . Inversement, soient  $y_t$  et  $x_{t-1}$  des bruits blancs indépendants et identiquement distribués, si elles présentent une corrélation instantanée nulle : il n'y a pas de causalité instantanée entre  $y$  et  $x$ , mais  $x$  peut causer  $y$ . La causalité instantanée n'implique pas causalité.

<sup>8</sup> Si  $\Phi_{12}(L) = \Phi_{21}(L) = 0$  et si  $\Omega$  est diagonale,  $X$  et  $Y$  sont indépendants. Si  $cov(u_t) = 0$ ,  $X$  et  $Y$  ne se causent pas de manière instantanée, mais  $Y$  peut causer  $X$ .

<sup>9</sup> La statistique de Jarque-Bera  $N(2)$  admet 2 comme degré de liberté, elle est définie par  $JB = \frac{N-k}{6} (S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2)$  où  $S$  "Skewness" est une mesure d'asymétrie et  $K$  "Kurtosis" mesure le degré d'aplatissement dans la distribution d'une série (pour une distribution normale  $K = 3$  et  $S = 0$ ), et  $k$  représente le nombre de paramètres estimés pour expliquer une série. Une probabilité faible associée à  $JB$  permet de rejeter l'hypothèse nulle de normalité.

Cette dernière condition est violée si les variables dépendantes retardées sont parmi les régresseurs. La statistique F n'est pas exacte et la probabilité associée à sa valeur n'est donc qu'une approximation. Les valeurs de ce test peuvent être déduites par d'autres méthodes d'estimation<sup>10</sup> que les moindres carrés ordinaires.

## 5 Application sur un panel sectoriel marocain

L'économie marocaine est caractérisée par la fréquence des déficits commerciaux avec l'extérieur et par une instabilité des efforts d'investissements sectoriels. Cette instabilité se traduit généralement par des contraintes de financement et des limites d'autofinancement.

Cette étude sectorielle a pour but de déterminer un système de mécanismes de fonctionnement des principaux secteurs de l'économie marocaine. Cinq grands secteurs sont retenus : l'agriculture, l'énergie, les mines et l'industrie. Celle-ci est décomposée en deux secteurs : les industries agro-alimentaires et l'industrie manufacturière.

### 5.1 Position du problème

Les secteurs productifs se caractérisent par leurs taux d'efforts à l'investissement<sup>11</sup>. La rentabilité de ces investissements détermine leurs degrés d'autonomie financière<sup>12</sup>. Elle dépend fortement de la compétitivité des secteurs vis-à-vis des concurrents locaux et étrangers.

Pour plusieurs secteurs le financement de l'investissement passe par le marché des capitaux surtout étrangers, ce qui engage ces secteurs dans l'endettement extérieur. Le taux d'endettement sectoriel, qui est une variable "endogène" par hypothèse, est approchée par le taux du déficit des échanges sectoriels courants avec l'extérieur<sup>13</sup>.

Le problème est de déterminer le sens des liens de causalité entre les trois variables d'intérêts, afin de préciser pour les cinq secteurs si leur comportement s'adapte à un schéma à contrainte anticipée de demande lorsque l'investissement cause l'endettement extérieur ou un schéma à contrainte financière lorsque le taux de déficit extérieur détermine le taux d'effort à l'investissement.

<sup>10</sup> Comme le maximum de vraisemblance itéré par équation (*SMLI*) et les moments généralisés (*GMM*).

<sup>11</sup> Le taux d'effort à l'investissement sectoriel est défini par :  $env_i = \frac{I_i}{VA_i}$  où  $I_i$  et  $VA_i$  représentent l'investissement et la valeur ajoutée.

<sup>12</sup> L'indice de financement interne traduit une autonomie financière, en exprimant dans quelle mesure un secteur travaille avec ses fonds propres pour financer ces investissements. A partir de l'équation de l'équilibre ressources-emplois d'un secteur  $i$  définie par  $P_i + M_i = C_i + I_i + X_i$ , le terme  $I_i + (X_i - M_i)$  correspond à l'épargne notionnelle adressée au secteur  $i$ . Si le taux du déficit extérieur est positif, alors  $(M_i - X_i)/I_i$  exprimerait une couverture de l'investissement par le résultat financier déficitaire vis-à-vis de l'extérieur. En revanche, si le secteur est excédentaire dans son échange extérieur, alors  $(X_i - M_i)/I_i$  exprimerait une capacité de financement interne. L'indice de financement interne est donc défini par :  $cf_i = 1 - \frac{M_i - X_i}{I_i}$   $I_i \neq 0$  et  $M_i - X_i \neq 0$ . Cette variable doit être utilisée avec précaution en observant son évolution chronologique. Lorsqu'elle est négative, l'effort économique et financier du secteur local demeure insuffisant et exigerait une restructuration économique, surtout dans le cas de l'industrie.

<sup>13</sup> Le taux du déficit extérieur du secteur  $i$  est défini comme suit :  $dpt_i = \frac{M_i - X_i}{P_i}$  où  $X_i$ ,  $M_i$  et  $P_i$  désignent respectivement l'exportation, l'importation et la production du secteur  $i$ . Ce taux exprime la dépendance économique d'un secteur par les flux du commerce extérieur. Il peut traduire aussi le niveau de dépendance financière du secteur  $i$  par rapport à l'extérieur. Lorsque ce taux est négatif, il exprimerait un taux d'excédent extérieur.

## 5.2 Tests ADF

Le test de causalité de Granger utilise des variables stationnaires<sup>14</sup>. Il est possible d'employer le test Dickey-Fuller Augmenté (ADF) pour détecter l'existence de racine unitaire. Mais, ce test a une puissance très faible à distance finie i.e. pour les échantillons à petite taille.

La présence ou non d'une dérive dans une série s'effectue par un examen visuel ou par un jugement économique a priori. Le test ADF présente une puissance<sup>15</sup> unité, mais de manière asymptotique. Il a une puissance très faible pour les échantillons de taille finie, ce qui rend très difficile la distinction entre les processus stationnaire et non-stationnaire.

Le test de Elliott-Rothenberg-Stock (ERS) [4], qui utilise la distribution théorique de Dickey-Fuller Augmenté (ADF)<sup>16</sup>, est plus satisfaisant pour les échantillons de taille finie permet de détecter l'existence de racine unitaire.

Le test ERS repose sur l'élimination des composantes déterministes par une régression sur *les séries quasi-différenciées*. Ce test est réalisé à partir d'une régression simple ou augmentée de Dickey-Fuller sans constante ni trend, en utilisant des variables détrendées :

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{s=1}^p \alpha_s \Delta y_{t-s} + \epsilon_t$$

où  $y_t$  désigne une série détrendée et  $\epsilon_t$  un bruit blanc. L'hypothèse nulle i.e.  $\gamma = 0$  testée est que la variable considérée admet une racine unitaire contre l'hypothèse alternative de stationnarité de cette variable. Les valeurs critiques asymptotiques du test ERS sont inférieures à celles du test ADF. La longueur du retard  $p$  est choisie selon le critère d'Information Akaike (AIC).

Les résultats du test ERS montrent, à la différence du test ADF, que toutes variables sont stationnaires. Les variables taux du déficit extérieur du secteur de l'énergie et le taux de valeur ajoutée du secteur manufacturier sont à la limite de la stationnarité. Pour juger de la normalité des séries mises en œuvre, le calcul de la statistique  $N(2)$  montre le rejet de la normalité des seules variables  $env_3$  et  $env_5$  i.e. taux d'effort à l'investissement des secteurs de l'énergie et des autres-industries.

Comme, il est indiqué dans les trois tableaux suivants (où \* représente ADF-tab à 1%, le reste est à 5% et où AT, ST et SC désignent respectivement les modèles avec trend, sans trend et sans constante), l'hypothèse alternative du test ERS ne peut être rejetée. Donc, les différentes variables apparaissent être stationnaires.

## 5.3 Test de G-causalité

Pour le secteur de l'agriculture<sup>17</sup>, les liens de causalité montrent que le taux de déficit extérieur ( $dx$ ) G-cause l'indice de financement interne ( $af$ ), le taux d'effort à l'investissement ( $ev$ ) G-cause  $af_1$  et  $ev_1$  cause  $dx_1$ . La structure de causalité est alors :  $[dx_1(ev_1); af_1(dx_1, ev_1)]$ .

<sup>14</sup>La régression d'une série non-stationnaire (NS) sur une série stationnaire donnerait des résultats dépourvus de sens, car la non-stationnarité passe dans les résidus de la régression. Aussi, la régression d'une série NS sur une série NS ne garantit pas de cohérence, sauf s'il existe une combinaison linéaire stationnaire de ces deux séries i.e. les séries sont cointégrées.

<sup>15</sup>La puissance du test est une fonction asymptotiquement décroissante de la racine autorégressive  $r$ . Cette puissance mesure la probabilité que le test rejette la non-stationnarité quand la vraie racine est  $r$ .

<sup>16</sup>Les valeurs critiques utilisées sont celles de MacKinnon pour le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire.

<sup>17</sup>Ce secteur possède une place importante dans notre économie. Son importance tient surtout à sa participation déterminante dans la vie économique et sociale du pays, et à ces richesses potentielles.

	$dx_1$	$dx_2$	$dx_3$	$dx_4$	$dx_5$	$ev_1$	$ev_2$	$ev_3$	$ev_4$	$ev_5$	$af_1$	$af_2$	$af_3$	$af_4$	$af_5$
p	1	1	0	5	5	3	1	0	1	1	2	1	0	4	2
ERS-c	-2.25	-2.18	-1.61	-2.15	-2.16	-1.90	-3.02	-3.16	-1.89	-2.85	-1.86	-2.73	-3.19	-3.25	-2.73
ADF-t	-1.95	-1.95	-1.62*	-1.95	-1.96	-1.62*	-1.95	-1.95	-1.62*	-1.95	-1.62*	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95
N(2)	0.36	1.88	3.59	2.92	2.06	1.43	0.43	43.54	3.02	52.05	1.51	6.80	6.05	2.64	2.07
ADF-c	-2.53	-2.56	-1.73	-1.36	-0.79	-2.78	-3.15	-2.56	-2.12	-1.01	-1.94	-3.01	-2.71	-2.23	-3.30
eq	AT	AT	ST	AT	STC	AT	AT	ST	AT	STC	AT	AT	ST	AT	AT
ADF-t	-3.58	-3.59	-2.98	-3.63	-1.95	-3.59	-3.58	-2.97	-3.58	-1.95	-3.58	-3.58	-2.97	-3.59	-3.59

TAB. 1: Tests de non-stationnarité, ADF et ERS

Pour le secteur agro-alimentaire<sup>18</sup>, les résultats montrent que  $ev_2$  G-cause  $dx_2$ ,  $dx_2$  G-cause  $af_2$  et  $ev_2$  G-cause  $af_2$ . Le schéma de causalité est défini par :  $[dx_2(ev_2); af_2(dx_2, ev_2)]$ .

Le secteur de l'énergie<sup>19</sup> présente des liens causalités attendus, les tests aboutissent à ce que  $dx_3$  G-cause  $ev_3$ ,  $ev_3$  G-cause  $af_3$  et  $dx_3$  G-cause  $af_3$ . Le schéma de causalité est alors :  $[ev_3(dx_3); af_3(dx_3, ev_3)]$ .

Les tests de la G-causalités entre les variables du secteur des mines<sup>20</sup> fait ressortir que  $dx_4$  G-cause  $ev_4$ ,  $ev_4$  G-cause  $af_4$  et  $dx_4$  G-cause  $af_4$ . D'où la séquence causale suivante :  $[ev_4(dx_4); af_4(dx_4, ev_4)]$ .

Les résultats du test de la G-causalité sur le secteur manufacturier<sup>21</sup> prouvent que  $ev_5$  G-cause  $dx_5$ ,  $dx_5$  G-cause  $af_5$  et  $ev_5$  G-cause  $af_5$ . Ce qui donne la séquence causale suivante :  $[dx_5(ev_5); af_5(dx_5, ev_5)]$ .

Null Hypothesis	lag	F-c	Prob	Null Hypothesis	lag	F-c	Prob	Null Hypothesis	lag	F-c	Prob
$dx_1$ G-cause $af_1$	5	1.56	0.24	$dx_3$ G-cause $af_3$	3	1.43	0.26	$dx_5$ G-cause $af_5$	0	2.53	0.12
$ev_1$ G-cause $af_1$	5	2.54	0.08	$ev_3$ G-cause $af_3$	3	3.52	0.03	$ev_5$ G-cause $af_5$	0	3.65	0.06
$ev_1$ G-cause $dx_1$	5	3.98	0.02	$dx_3$ G-cause $ev_3$	3	0.61	0.61	$ev_5$ G-cause $dx_5$	0	2.33	0.13
$dx_2$ G-cause $af_2$	2	1.32	0.28	$dx_4$ G-cause $af_4$	0	1.67	0.20				
$ev_2$ G-cause $af_2$	2	2.88	0.07	$ev_4$ G-cause $af_4$	0	1.22	0.28				
$ev_2$ G-cause $dx_2$	2	2.71	0.08	$dx_4$ G-cause $ev_4$	0	1.82	0.18				

TAB. 2: Tests de G-Causalité

<sup>18</sup>Le rôle du secteur agro-alimentaire en parallèle avec le secteur agricole est de satisfaire les besoins exprimés par la demande locale en priorité et par la demande extérieure en second lieu. Dans les secteurs de l'agriculture et de l'agro-alimentaire, les investissements sont lourds et amortissables sur le long terme.

<sup>19</sup>Pour son approvisionnement en énergie, l'économie marocaine dépend pour plus de 85% du pétrole importé. Le reste des besoins énergétiques est couvert localement par le charbon, l'hydro-électricité et les petites quantités de gaz naturel.

<sup>20</sup>Selon des statistiques internationales, le sol marocain disposerait de 75% des réserves mondiales de phosphates. Elle est appelée à occuper une place prépondérante dans le commerce international autour des produits phosphatiers. L'importance de ses réserves et de la production ont nécessité l'établissement des industries chimiques pour la production des acides phosphoriques et des engrais.

<sup>21</sup>La position géographique du Maroc est un atout, qui pourrait offrir les possibilités d'accroître les exportations agricoles et industrielles. Les perspectives de la croissance au Maroc dépendent largement de la croissance de la demande en produits finis, de la capacité d'absorption des nouvelles technologies, des taux de rentabilité des projets industriels et des contraintes financières.

## 6 Conclusion

Au lieu d'une forme de causalité ad-hoc, le test de Granger sert à déterminer les liens de causalités fonctionnelles entre les variables endogènes du modèle par une procédure statistique.

Deux groupes de chaînes causales apparaissent dans les résultats. Dans le premier groupe composé des secteurs de l'agriculture, de l'agro-industrie et des manufactures, il semble que l'effort d'investissement détermine le résultat des échanges avec l'extérieur et influence l'autonomie financière. En revanche, dans le deuxième groupe formé des secteurs de l'énergie et des mines, il est très vraisemblable que le solde des échanges avec l'extérieur détermine l'effort d'investissement, et influencent ensemble sur l'autofinancement.

Le test de la G-causalité fonde statistiquement l'écriture du modèle, dont l'estimation sera faite à l'étape ultérieure. Mais, il n'exclut pas ex-post des procédures de test de causalité et surtout d'exogénéité des variables endogènes prédéterminées (comme les tests d'exogénéité faible, de spécification de Hausman, d'exogénéité au sens de Holly). Ces tests sont effectués une fois le modèle complet estimé.

## Références

- [1] P.J. Dhrymes. *Distributed lags : problems of estimation and formulation*. Holden-Day, San Francisco, 1971.
- [2] J.M. Dufour and E. Renault. Short run and long run causality in time series : theory. *Econometrica*, 66(5), 1998.
- [3] M. Elhafidi and H. Ghassan. Modèles récurrents dynamiques à double indice : méthodes d'estimation. Technical report, GRECO. Département de Sciences Economiques, Fès, 10 1999.
- [4] G. Elliott, T. Rothenberg, and J. Stock. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64, 1996.
- [5] C.W.J. Granger. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Journal of Econometrics*, 37, 1969.
- [6] C.W.J. Granger. Some recent developments in a concept of causality. *Journal of Econometrics*, 39, 1988.
- [7] C.W.J. Granger and J.L. Lin. Causality in the long run. *Econometric theory*, 11, 1995.
- [8] L.D. Haugh and Pierce D.A. Causality in temporal systems. *Journal of econometrics*, 5, 1977.
- [9] C. Hsiao. Autoregressive modeling and causal ordering of economic variables. *Journal of economic dynamics and control*, 4, 1982.
- [10] H. Lutkepohl. *Testing for causation between two variables in higher dimensional VAR models*. Scheeweiss H. and Zimmerman K., Heidelberg : Springer-Verlag, studies in applied econometrics edition, 1993.
- [11] N. Resher and H.A. Simon. Cause and counterfactual. *Philosophy of science*, 33, 1966.
- [12] C. Sims. Money, income and causality. *American economic review*, 62, 1972.
- [13] H.O. Wold. *La technique des modèles dans les sciences humaines : On the definition and meaning of causal concepts*. Union européenne d'édition, Monaco, 1966.
- [14] A. Zellner. Causality in econometrics. *Carnegie rochester conference series on public policy*, 10, 1979.
- [15] A. Zellner. Causality and causal laws in economics. *Journal of econometrics*, 39, 1988.