



Munich Personal RePEc Archive

Long Run Relationships between Investment, Trade Deficit and Cash-Flow: Evidence from Sectorial Panel

Ghassan, Hassan B.

Sidi Mohammed Ben Abdullah University

5 April 2003

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/56423/>
MPRA Paper No. 56423, posted 18 Nov 2014 00:27 UTC

Relations de Long Terme entre Investissement, Déficit Extérieur et Autofinancement sur un panel sectoriel

Hassan GHASSAN *

Résumé : L'objectif de ce papier est de déterminer des relations de long terme stables en précisant le sens de causalités entre les variables d'investissement, d'autofinancement et d'échange commercial extérieur des principaux secteurs de l'économie marocaine. Ces relations sont obtenues en utilisant les tests de causalité de Granger, de cointégration de Johansen, de causalité ECM et les estimateurs FMOLS. L'ensemble de ces tests est soumis aux tests de stabilité LC, MeanF et SupF de Hansen. Nous arrivons à des configurations sectorielles stables, qui expriment des modèles soit à contrainte de débouchés, soit à contrainte financière.

Mots clés : *Causalité, cointégration, FMOLS, stabilité, investissement, déficit extérieur.*

1 Introduction

Ce papier tient à faire un éclairage sur les différents problèmes de la croissance économique, liés aux processus sectoriels d'investissements, d'échange extérieur et de financement. Les chocs de financement exercent des effets transitoires et permanents sur les variables des principaux secteurs de l'économie. D'où l'importance de déterminer des relations de long terme au niveau des comportements sectoriels, qui influencent la croissance à long terme.

La demande d'investissement brut des entreprises [1] d'un secteur se compose d'une demande de produit "capital" sur le marché des produits et d'une demande de produit "financier" sur le marché financier. Ainsi, les flux d'investissement brut se composent de flux d'autofinancement brut et d'endettement net. Cette demande vise à réaliser une production pour satisfaire des demandes anticipées adressée aux secteurs de l'économie.

Le problème est donc de déterminer le sens des liens de causalité entre les trois variables, afin de préciser pour chaque secteur si son comportement s'adapte à un modèle à contrainte anticipée de demande lorsque l'investissement cause l'endettement extérieur ou à un modèle à contrainte financière lorsque le taux de déficit extérieur ou l'indice de financement interne détermine le taux d'effort à l'investissement.

Nous utilisons les tests de causalité de Granger, de cointégration de Johansen en insistant sur la stabilité des relations de causalités obtenues via les tests de stabilité LC, MeanF et SupF de Hansen [6]. Le calcul de ces statistiques est effectué à partir des estimateurs FMOLS [7] qui libèrent les paramètres des biais d'endogénéité et de corrélation sérielle. Au lieu d'une forme de causalité ad-hoc, ces techniques permettent de fonder le sens des relations entre les variables et peuvent déterminer le schéma fonctionnel d'un modèle économétrique.

* Professeur de l'Enseignement Supérieur Assistant à la Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales de Fès. Greco-Groupe de Recherches et d'études en Économétrie. E-mail address : h_ghassan@yahoo.fr

Le contrôle des liens de causalités par des tests de stabilité permet d'obtenir des relations de long terme stables [5] entre le taux d'effort à l'investissement, le taux du déficit extérieur et l'indice d'autofinancement, qui sont observées sur un panel sectoriel marocain formé de : agriculture 1, industrie agro-alimentaire 2, énergie 3, mines 4 et industrie manufacturière 5.

2 Présentation brève des secteurs et données

2.1 Descriptif des secteurs

L'importance du secteur agricole tient à ces richesses actuelles, potentielles et surtout à sa contribution déterminante dans la vie économique et sociale de la moitié de la population totale et de manière indirecte sur toute la population. Le rôle du secteur agro-alimentaire en parallèle avec le secteur agricole est de satisfaire les besoins exprimés par la demande locale et par la demande extérieure.

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. En revanche, le sol marocain disposerait selon des statistiques internationales 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 conduit à l'établissement des industries chimiques pour produire les acides phosphoriques et les engrais.

La position géographique du Maroc est un atout, qui pourrait offrir les possibilités d'accroître les exportations agricoles et industrielles. Les perspectives de croissance économique 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.

L'économie marocaine est caractérisée par la fréquence des déficits commerciaux avec l'extérieur et par une variabilité des efforts d'investissements sectoriels, qui est due notamment à des contraintes de financement et à des limites d'autofinancement. La combinaison de ces deux caractéristiques est suffisante pour générer un collatéral¹ au financement propre.

Sur les trois dernières décennies, le secteur industriel contribue à la croissance beaucoup plus que les autres secteurs, alors que l'investissement agricole total contribue en moyenne négativement avec un taux de -0.8%. En revanche, le secteur des mines contribue seulement avec 0.7%. Ce manque de performance est à analyser par la modélisation des comportements d'investissement, d'échange extérieur et de financement. Mais au préalable et en tant que premier niveau de modélisation, ce papier décèle les causalités entre les variables décrivant ces flux dans le but d'établir les schémas d'influence pour chaque secteur.

2.2 Données et variables

Les variables par secteur² sont observées sur presque trois décennies de 1969 à 1997 soit 29 points. Le taux d'effort à l'investissement est défini par $ev_i = \frac{I_i}{VA_i}$ où I_i et VA_i représentent l'investissement et la valeur ajoutée.

¹ Le modèle accélérateur, qui autorise un rôle des fonds internes via la variable de profit ou des fonds d'endettement, explique l'investissement en fonction [2] de son niveau retardé, de la productivité du capital et de la masse des salaires rapportée au stock de capital.

² Les sources de données sont : *Tableaux de bord sectoriel de l'économie marocaine* de la Direction de la politique économique générale, DPEG. *Comptes et agrégats de la nation* de la Direction de la statistique, DS. *Les Situations des industries de transformation* de la Direction de l'industrie, DI. *Les Bulletins d'informations* de la Direction de la planification des affaires économiques, DPAE. *Activité du secteur minier* de la Direction des mines, DM. *Activité du secteur de l'énergie* de la Direction de l'énergie, DE. *Les Statistiques des échanges extérieurs* de l'Office des changes, OC.

A partir de l'équilibre ressources-emplois $P_i + M_i = C_i + I_i + X_i$, l'égalité $I_i + (X_i - M_i) = P_i - C_i$ correspond à l'épargne notionnelle adressée au secteur i . L'indice de financement interne peut être défini par $af_i = 1 - \frac{M_i - X_i}{I_i}$ avec $I_i \neq 0$ et $M_i - X_i \neq 0$.³

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 est approché par le taux du déficit des échanges sectoriels courants avec l'extérieur défini par $gx_i = \frac{M_i - X_i}{P_i}$ 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 sectorielle par les flux du commerce extérieur et traduit le degré de dépendance financière par rapport à l'extérieur.

3 Tests de non-stationnarité

Le test de causalité de Granger utilise des variables stationnaires, nous utilisons le test d'Elliott, Rothenberg et Stock ERS⁴[4] pour détecter l'existence de racine unitaire. Il est plus satisfaisant⁵ pour les échantillons de taille finie. Il repose sur l'élimination des composantes déterministes par une régression sur *des séries quasi-différenciées*. Ce test est réalisé à partir d'une régression simple ou augmentée de Dickey-Fuller sans constante ni trend,⁶ 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 ϵ_t un bruit blanc. L'hypothèse nulle ($\gamma = 0$) testée est que la variable considérée admet une racine unitaire contre l'hypothèse alternative de stationnarité. 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 (voir tab.1) montrent que les variables sont stationnaires ; le 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, le calcul de la statistique⁷ $\chi^2(2)$ montre le rejet de la normalité des seules variables ev_3 et ev_5 i.e. taux d'effort à l'investissement des secteurs de l'énergie et de l'industrie manufacturière. Comme, il est indiqué dans le premier tableau (où * représente ADF-tab à 1%, le reste est à 5%) l'hypothèse alternative du test ERS ne peut être rejetée. Donc, les différentes variables apparaissent être stationnaires. Alors qu'en utilisant le test ADF, les mêmes variables apparaissent être stationnaires en différence première [3].

³ L'indice af_i dépend fortement de la compétitivité des secteurs vis-à-vis des concurrents nationaux et étrangers. Lorsque le secteur est excédentaire dans son échange extérieur, l'indice exprimerait une capacité de financement interne.

⁴ Le test ADF présente une puissance 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. 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 .

⁵ Le test ERS utilise la distribution théorique ADF. Les valeurs critiques utilisées sont celles de MacKinnon pour le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire.

⁶ La présence ou non d'une dérive dans une série s'effectue par un examen visuel ou par un jugement économique a priori.

⁷ La statistique JB (1984) admet 2 comme degré de liberté, elle est désignée par $\chi^2(2)$ et 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. Sous l'hypothèse de normalité, la statistique JB est distribuée comme une χ^2 avec 2 comme degré de liberté. La probabilité calculée est de savoir si JB excède $\chi^2_{1-\alpha}(2)$ i.e. la valeur sous l'hypothèse nulle au seuil α . Une probabilité faible associée à JB permet de rejeter l'hypothèse nulle de normalité.

| | gx_1 | gx_2 | gx_3 | gx_4 | gx_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 |
| $\chi^2(2)$ | 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 |

TAB. 1: Tests ERS de non-stationnarité

4 Méthodes

A partir d'une forme implicite du modèle $f(y, x, z) = 0$, les tests envisagés permettent de fonder les relations fonctionnelles de plusieurs processus de comportements i.e. de spécifier la forme structurelle d'un modèle à équations multiples. Les flux d'endettement extérieur et d'autofinancement sont liés d'une certaine manière aux flux d'investissement. Seulement, la théorie économique, en offrant des schémas d'explication selon la nature des contraintes, ne permet pas de présenter a-priori des formes de causalité entre ces flux. D'où la nécessité de recourir au préalable à des procédures de test statistique.

En premier, la causalité au sens de Granger repose sur l'idée de prédiction pour déterminer le sens du lien entre les variables deux à deux. Elle exprime des relations dynamiques, car les régressions s'opèrent sur des variables retardées. La règle de décision se fait sur la base des valeurs de F^8 .

Le test de causalité ECM, qui ressemble au concept de non-causalité de Lutkepohl [8], teste si les innovations d'une variable ont un effet sur une autre variable, et non si une variable donnée peut aider à prédire une autre comme dans l'approche de Granger. L'idée est de tester si l'effet de l'innovation i.e. du terme ECM est significatif lorsqu'on intègre dans l'équation la différence première retardée ou non des autres variables [5].

Les tests de cointégration et les procédures d'estimation supposent des données indépendantes. De plus, il est nécessaire de s'assurer de la stabilité des paramètres estimés à travers le temps. Hansen précise que si la constance des paramètres implique des relations cointégrées, l'instabilité des paramètres et le changement structurel peut rendre la cointégration caduque.

Il [6] formule la statistique MeanF, qui consiste à tester si le modèle spécifié capture ou non une relation stable et la statistique SupF, qui teste la rapidité du changement structurel des paramètres. Il a formulé aussi la statistique LC, dont la distribution marginale de probabilité est fragile (ce qui exprime un manque de puissance de ce test). L'hypothèse nulle est la *stabilité des paramètres*, pour des valeurs élevées de F cette hypothèse est rejetée.

En considérant le modèle $y_t = \alpha + x_t' \beta + u_t$ avec le processus $\{x_t\}$ d'ordre $k \times 1$ et supposé $I(1)$ tel que $x_t = x_{t-1} + \epsilon_t$. Ce qui correspond à un système de régressions cointégrées. L'estimateur FMOLS [7] est un moyen efficace pour tester la stabilité des relations obtenues en calculant de bonnes approximations de la statistique F. Il corrige les biais d'endogénéité et les effets de la corrélation sérielle, il est défini comme

⁸L'examen de la causalité au sens de Granger entre X , Y et Z s'opère dans les deux sens avec six régressions. Le nombre de retards de prédiction est déterminé suivant les valeurs de la statistique F . Il est supposé que le processus des erreurs est un bruit blanc centré de matrice de variance-covariance Ω , dont les éléments doivent être convergents. L'autocorrélation des erreurs rend ces tests moins efficaces. 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 comme les estimateurs FMOLS.

suit :

$$\hat{\beta}_{FM} = \left[\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})(x_t - \bar{x})' \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x}) \hat{y}_t^+ - T \hat{\Delta}_{\epsilon u}^+ \right]$$

où le facteur \hat{y}_t^+ , qui correspond à la correction de l'endogénéité de la variable x_t en modifiant la variable y_t , est défini par : $\hat{y}_t^+ = y_t - \hat{\Omega}_{u\epsilon} \hat{\Omega}_{\epsilon}^{-1} \Delta x_t$. De même, la variable u_t est modifiée par : $\hat{u}_t^+ = u_t - \hat{\Omega}_{u\epsilon} \hat{\Omega}_{\epsilon}^{-1} \epsilon_t$. Cette modification permet d'obtenir une matrice de var-cov diagonale, et justifie l'application des moindres carrés ordinaires. Le terme $\hat{\Delta}_{\epsilon u}^+$ permet de corriger l'estimateur de la corrélation sérielle entre ϵ_t et u_t , il prend la forme suivante : $\hat{\Delta}_{\epsilon u}^+ = \hat{\Delta}_{\epsilon u} - \hat{\Delta}_{\epsilon} \hat{\Omega}_{\epsilon}^{-1} \hat{\Omega}_{\epsilon u}$ où $\hat{\Delta}_{\epsilon u}$ et $\hat{\Delta}_{\epsilon}$ sont des kernels estimateurs (i.e. non paramétriques) respectivement de $\Delta_{\epsilon u}$ et Δ_{ϵ} , avec :

$$\Omega = \begin{bmatrix} \Omega_u & \Omega_{u\epsilon} \\ \Omega_{\epsilon u} & \Omega_{\epsilon} \end{bmatrix} = \sum_{t=-\infty}^{\infty} E(w_t w_0') \text{ et } \Delta = \begin{bmatrix} \Delta_u & \Delta_{u\epsilon} \\ \Delta_{\epsilon u} & \Delta_{\epsilon} \end{bmatrix} = \sum_{t=0}^{\infty} E(w_t w_0') \text{ avec } w_t' = \begin{pmatrix} u_t \\ \epsilon_t \end{pmatrix}$$

où Ω correspond à la matrice des variances-covariances de long terme⁹.

5 Résultats empiriques

Le travail empirique consiste dans une première étape à trouver des liens de causalité entre les variables, qui sont stationnaires par ERS et PP (voir tab.1), et à tester la stabilité des relations obtenues en utilisant le test de cointégration de Johansen et le test LC de Hansen. La fragilité de certains liens de G-causalité, eu égard à la valeur approximative de la statistique F, suggère d'utiliser les estimateurs FMOLS afin d'établir des relations plus robustes et plus stables et l'idée de l'équation ECM, qui permet aussi de déceler les taux de déséquilibres par rapport à une cible de long terme.

Pour renforcer ou affaiblir les relations de causalité, nous utilisons les tests LC et MeanF pour savoir si les paramètres estimés sont stables. Ce test permet de confirmer aussi si les relations obtenues sont cointégrées.

5.1 Test de G-causalité

Les liens de G-causalité (voir tab.2) montrent que le taux de déficit extérieur gx_1 G-cause l'indice de financement interne af_1 , le taux d'effort à l'investissement ev_1 G-cause af_1 et ev_1 cause gx_1 . La structure de causalité peut s'écrire : $[gx_1(ev_1); af_1(gx_1, ev_1)]$. Pour le secteur agro-alimentaire, les résultats présentent que ev_2 G-cause gx_2 , gx_2 G-cause af_2 et ev_2 G-cause af_2 . Le schéma de causalité est défini par : $[gx_2(ev_2); af_2(gx_2, ev_2)]$. Les tests sur le secteur de l'énergie exhibent les liens de causalités espérés, ils aboutissent à ce que gx_3 G-cause ev_3 , ev_3 G-cause af_3 et gx_3 G-cause af_3 . Le schéma de causalité est alors : $[ev_3(gx_3); af_3(gx_3, ev_3)]$. Le secteur des mines fait ressortir que gx_4 G-cause ev_4 , ev_4 G-cause af_4 et gx_4 G-cause af_4 . D'où la séquence causale suivante : $[ev_4(gx_4); af_4(gx_4, ev_4)]$, qui correspond à un modèle à contrainte financière comme dans le secteur de l'énergie. Les résultats relatifs au secteur manufacturier prouvent que ev_5 G-cause gx_5 , gx_5 G-cause af_5 et ev_5 G-cause af_5 . Ce qui donne la séquence causale suivante : $[gx_5(ev_5); af_5(gx_5, ev_5)]$, qui s'apparente à un modèle à contrainte de débouchés comme pour les secteurs agricole et agro-alimentaire.

⁹ Ω_{ϵ} , $\Omega_{u\epsilon}$, Ω_u sont respectivement d'ordre $k \times k$ et $1 \times k$; Ω_u est un scalaire. Pour plus de détails se référer au document de travail de Kao et Chiang [7].

| Null Hypothesis | lag | F-c | Prob | Null Hypothesis | lag | F-c | Prob | Null Hypothesis | lag | F-c | Prob |
|-----------------------|-----|------|------|-----------------------|-----|------|------|-----------------------|-----|------|------|
| gx_1 G-cause af_1 | 5 | 1.56 | 0.24 | gx_3 G-cause af_3 | 3 | 1.43 | 0.26 | gx_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 gx_1 | 5 | 3.98 | 0.02 | gx_3 G-cause ev_3 | 3 | 0.61 | 0.61 | ev_5 G-cause gx_5 | 0 | 2.33 | 0.13 |

| Null Hypothesis | lag | F-c | Prob | Null Hypothesis | lag | F-c | Prob |
|-----------------------|-----|------|------|-----------------------|-----|------|------|
| gx_2 G-cause af_2 | 2 | 1.32 | 0.28 | gx_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 gx_2 | 2 | 2.71 | 0.08 | gx_4 G-cause ev_4 | 0 | 1.82 | 0.18 |

TAB. 2: Tests de G-Causalité

5.2 Test par FMOLS

En se basant sur les résultats du test ADF, qui exhibent des variables $I(1)$, la méthode FMOLS¹⁰ permet de dégager des liens stables entre les variables et en plus elle argumente les relations de cointégration. Les causalités obtenues (voir tab.3) diffèrent de celles de la G-causalité. Elles résultent d'estimateurs corrigés des biais d'endogénéité et de corrélation sérielle entre les erreurs. Les relations obtenues expriment des

| FMOLS(y,x) | af_1, gx_1 | af_1, ev_1 | gx_1, ev_1 | af_2, ev_2 | gx_2, ev_2 | af_2, gx_2 | ev_3, af_3 | gx_3, ev_3 |
|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| LC (P-value) | 0.843 (0.02) | 0.218 (0.20**) | 0.292 (0.20**) | 0.129 (0.20**) | 0.082 (0.20**) | 0.527 (0.08*) | 0.157 (0.20**) | 0.308 (0.20**) |
| MeanF (P-value) | 4.733 (0.13**) | 2.954 (0.20**) | 2.820 (0.20**) | 1.268 (0.20**) | 1.041 (0.20**) | 7.895 (0.02) | 2.096 (0.20**) | 4.437 (0.16**) |
| SupF (P-value) | 6.569 (0.20**) | 6.650 (0.20**) | 4.324 (0.20**) | 3.468 (0.20**) | 2.925 (0.20**) | 82.129 (0.01) | 4.484 (0.20**) | 28.763 (0.01) |

liens de long terme eu égard aux corrections effectuées par la matrice des variances covariances de long terme.

Les secteurs 1, 2 et 5 semblent correspondre de manière stable à un modèle à contrainte anticipée de demande. Alors que le secteur des mines peut être spécifié par un modèle à contrainte financière. En revanche, le secteur de l'énergie est régi par un modèle aux contraintes financière et de débouchés.

5.3 Test ECM de causalité

Lorsque la covariance des innovations est nulle, les variables X et Y ne se causent pas de manière instantanée, mais Y peut causer X . D'où l'idée de l'influence de l'innovation sur la variable à expliquer [8] et de son rôle dans la détermination des causalités de long terme [5].

Le test de causalité ECM permet d'exhiber des liens de causalité de long terme entre les variables, en tenant compte d'un ajustement par rapport à une situation d'équilibre. En utilisant le terme ECM conjointement aux variables explicatives retardées ou non, on obtient des liens de causalités (voir tab.4) qui tiennent

¹⁰Je remercie le professeur Jack Strauss de Saint Louis University - USA, qui m'a communiqué le programme-procédure sur Gauss à la base du calcul des estimateurs FMOLS.

| FMOLS(y,x) | gx_3, af_3 | af_4, gx_4 | ev_4, gx_4 | ev_4, af_4 | af_5, ev_5 | gx_5, ev_5 | af_5, gx_5 |
|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| LC (P-value) | 0.139 (0.20**) | 0.315 (0.20**) | 0.323 (0.20**) | 0.507 (0.09*) | 0.416 (0.16**) | 0.132 (0.20**) | 0.647 (0.04) |
| MeanF (P-value) | 12.374 (0.01) | 3.411 (0.20**) | 3.499 (0.20**) | 4.871 (0.12*) | 9.192 (0.01) | 8.939 (0.01) | 44.059 (0.01) |
| SupF (P-value) | 171.514 (0.01) | 5.386 (0.20**) | 6.199 (0.20**) | 7.868 (0.20**) | 58.383 (0.01) | 88.915 (0.01) | 164.484 (0.01) |

TAB. 3: Tests par FMOLS

compte de l'effet d'innovation sur la variable à expliquer.

| | ECM(-1) | dgx_i | daf_i | dev_i | Dum81 | stat F |
|---------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|-------------------|--------|
| dev_1 | -0.320 (-2.01**) | -0.432 (-1.41) | -0.045 (-1.48) | | 0.141 (4.73**) | 8.7 |
| dgx_2 | -0.836 (-4.56**) | | -0.025 (-17.64**) | -0.024 (-0.49) | | 106.1 |
| dev_3 | -0.799 (-3.98**) | 1.421 (3.92**) | 0.076 (7.87**) | | | 23.2 |
| daf_4 | -0.099 (-4.73**) | -0.701 (-6.82**) | | -0.830 (-11.73**) | | 87.1 |
| daf_5 | -0.048 (-5.57**) | -1.208 (-5.04**) | | 1.974 (8.59**) | | 48.2 |

TAB. 4: Tests par ECM

Trois cas apparaissent dans la lecture de ces résultats. Il semble que le secteur minier présente un taux de déséquilibre 9.9% soit presque deux fois plus élevé que celui du secteur industriel. Ce résultat peut être dû à la faiblesse du rendement du capital investi dans le secteur minier. De même, le secteur de l'énergie semble avoir un taux de déséquilibre plus élevé que le secteur agricole, eu égard aux chocs extérieurs à la suite des crises pétrolières, qui exigent des ajustements dans les efforts d'investissement.

5.4 Coïntégration et tests de stabilité

Les tests de coïntégration réalisés sur les résultats de G-causalité montrent (voir tab.5) qu'il est justifié de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de toute relation de coïntégration¹¹. Mais, ces relations ne sont pas forcément stables, d'où l'importance d'utiliser les tests LC, MeanF et SupF de Hansen et le test de causalité ECM [5]. Ces tests (voir tab.6) exhibent que seule la première relation relative au secteur agricole est non stationnaire par ERS et instable par LC. Les autres relations sont stationnaires au seuil de 5% et stables pour les secteurs énergétique et industriel, mais instable pour le secteur agro-alimentaire et très instable pour le secteur des mines.

Les estimateurs FMOLS modifient le sens de causalité des secteurs de l'énergie et des mines et permettent d'obtenir des relations plus proches de la stabilité. Pour le secteur de l'énergie, on obtient une spécification avec une forme hybride combinant le modèle à contrainte financière et le modèle à contrainte anticipée de demande. En revanche, le secteur des mines semble correspondre de manière stable à un modèle à contrainte financière.

¹¹ Comme l'indique les valeurs de LR, qui sont largement inférieures à la valeur critique au seuil de 5%.

| Equations cible de long terme | Non-Stationnarité | | Johansen Coïntégration | | | |
|---|-------------------|-------------|------------------------|-----------|-----------|----|
| | T=29, N=5 | | ERS | PP | λ | LR |
| $af_1 = 0.005 - 0.212gx_1 + 0.034ev_1$ | -1.724 | -2.226 | 0.066 | 1.639 | 2 | |
| $af_2 = 0.017 - 0.381gx_2 - 0.072ev_2$ | -5.215 | -4.771 | 0.060 | 1.682 | 2 | |
| $af_3 = 0.015 - 0.182gx_3 + 0.047ev_3$ | -4.907 | -4.723 | 0.089 | 2.440 | 2 | |
| $af_4 = 0.042 - 0.065gx_4 - 0.124ev_4$ | -2.998 | -5.494 | 0.046 | 1.273 | 1 | |
| $af_5 = -0.054 - 0.234gx_5 + 0.471ev_5$ | -4.377 | -5.701 | 0.043 | 1.187 | 2 | |
| | -1.954 (5%) | -1.953 (5%) | | 3.76 (5%) | | |

TAB. 5: Tests d'existence

| G-causalité | | | FMOLS | | | ECM | | |
|----------------------|-------|---------|----------------------|-------|---------|----------------------|-------|---------|
| Equations | LC | P-value | Equations | LC | P-value | Equations | LC | P-value |
| $af_1[gx_1(ev_1)]$ | 0.735 | 0.041 | | | | $ev_1[gx_1(af_1)]$ | 0.337 | 0.20 |
| $af_2[gx_2(ev_2)]$ | 0.871 | 0.023 | | | | $gx_2[af_2(ev_2)]$ | 0.508 | 0.128 |
| $af_3[ev_3(gx_3)]$ | 0.466 | 0.118 | $gx_3[ev_3(af_3)]$ | 0.419 | 0.20 | $ev_3[af_3(gx_3)]$ | 0.426 | 0.195 |
| $af_4[ev_4(gx_4)]$ | 1.289 | 0.010 | $ev_4[af_4(gx_4)]$ | 0.602 | 0.078 | | | |
| $af_5[gx_5(ev_5)]$ | 0.505 | 0.130 | | | | | | |

TAB. 6: Tests de stabilité

A l'aide du terme ECM, nous arrivons à des relations qui expliquent l'une des variables et son ajustement à une cible d'équilibre de long terme par les autres variables. Cette démarche, en captant des comportements stables, a modifié le sens de causalité relatif aux secteurs agricole, agro-alimentaire et énergétique. En revanche, les liens de causalités obtenus pour les secteurs minier et industriel sont ceux obtenus par la G-causalité, mais ils sont globalement moins stables.

6 Conclusion

Dans l'ensemble des tests, les schémas de causalité obtenus sont tous récursifs. Des groupes de secteurs peuvent être constitués en correspondant à une même logique de comportements. Nous obtenons les configurations sectorielles suivantes :

- par la G-causalité, qui fournit le sens des liens dynamiques : (3,4) et (1,2,5) ;
- par les estimateurs FMOLS, qui fournissent des relations stables : 3 ; 4 et (1,2,5) ;
- par la causalité ECM, qui exhibe aussi les taux de déséquilibres : 1 ; 2 ; 3 ; 4 et 5.

Deux configurations de chaînes causales apparaissent dans les résultats. La première configuration est composée des secteurs de l'agriculture, de l'agro-alimentaire et des manufactures. Il semble pour ces secteurs que l'effort d'investissement détermine le résultat des échanges avec l'extérieur et influencent ensemble l'autonomie financière. En revanche, la deuxième configuration est formée des secteurs de l'énergie et des mines ; pour ces secteurs, il est très vraisemblable que le solde des échanges avec l'extérieur détermine l'effort d'investissement et influencent ensemble sur l'autofinancement.

Les estimateurs FMOLS renforcent certains résultats de la G-causalité, alors que seules les liaisons (gx_3, af_3) et (ev_4, af_4) sont inversées. Ces modifications sont significatives eu égard au test LC et très significatives au vu du test MeanF.

En tenant compte de l'ajustement par rapport à une situation d'équilibre, le test ECM aboutit à une autre configuration que les deux premiers tests en éclatant l'appartenance des secteurs et en permettant de mesurer les taux de déséquilibre pour certains comportements sectoriels.

Les relations les plus stables sont décelées par le test de stabilité. Il en ressort que les secteurs agricole et minier correspondent à un modèle à contrainte financière. En revanche, les secteurs agro-alimentaire et industriel répondent plus à une logique de modèles à contrainte de débouchés. Alors que le secteur énergétique s'adapte davantage à une forme hybride combinant les contraintes financière et de demande anticipée.

Références

- [1] P. Artus. *Macro-Économie*. Presses Universitaires de France, Paris, Février 1989.
- [2] B. Crepon and F. Rosenwald. Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle. Une estimation sur données françaises. Technical report, INSEE, Paris, Juin 2000.
- [3] M. Elhafidi and H. Ghassan. Tests de G-causalité et détermination du schéma de récursivité d'un modèle économétrique : Application à l'économie sectorielle marocaine. *Revue de Droit et d'Economie*, 18 :117–136, 2000.
- [4] G. Elliott, T. Rothenberg, and J. Stock. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64, 1996.
- [5] M. Funk and J. Strauss. The long-run relationship between productivity and capital. *Economics Letters*, 69, 2000.
- [6] B. Hansen. Tests for parameter instability in regressions with I(1) process. *Journal of Economics and Business Statistics*, 10, 1992.
- [7] C. Kao and M.H. Chiang. On the estimation and inference of cointegrated regression in panel data. Technical report, Economics Department, Syracuse University, 2000.
- [8] H. Lutkepohl. *Testing for causation between two variables in higher dimensional VAR models*. Scheeweiss H. and Zimmerman K., Springer-Verlag, studies in applied econometrics edition, 1993.