



Munich Personal RePEc Archive

# **Rethinking the Error Correction Model in Macroeconometric Analysis: A Review**

PINSHI, Christian P.

University of Kinshasa, Akili Consulting

March 2021

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/106694/>  
MPRA Paper No. 106694, posted 17 Mar 2021 14:18 UTC

# Repenser le modèle à correction d'erreurs dans l'analyse macroéconométrique : Une revue

Christian P. Pinshi<sup>1</sup>

Mars 2021

## Résumé

*La méthodologie de la cointégration a comblé le vide qui existait entre les théoriciens de l'économie et les économètres dans la compréhension de la dynamique, de l'équilibre et du biais sur la fiabilité de l'analyse macroéconomique et financière, qui est sujette au comportement non stationnaire. Ce papier propose un examen pertinent de la puissance du modèle à correction d'erreurs. Les théoriciens et les économètres ont démontré que le modèle à correction d'erreurs est une machine puissante qui offre à la politique macroéconomique un raffinement des résultats économétriques<sup>2</sup>.*

*Mots clés : Cointégration, Modèle à correction d'erreurs, Inflation, Taux de change*

## Abstract

*The methodology of cointegration filled the void that existed between economic theorists and econometricians in understanding the dynamics, equilibrium and reliability bias of macroeconomic and financial analysis, which is subject to revision non-stationary behavior. This article provides a relevant review of the power of the error correction model. Theorists and econometricians have shown that the error correction model is a powerful machine that offers macroeconomic policy refinement of econometric results.*

*Keywords: Cointegration, Error correction model, Inflation, Exchange rate*

---

<sup>1</sup> [christian.pinshi@unikin.ac.cd](mailto:christian.pinshi@unikin.ac.cd), [c.pinshi@akili-consulting.com](mailto:c.pinshi@akili-consulting.com)

<sup>2</sup> Je suis tellement redevable à Jennifer Louise Castle pour de nombreuses conversations et commentaires utiles qui ont aidé à peaufiner et à scruter davantage ce papier. Je remercie également Bo Sjö et Valerio Scalone.

## 1 | Introduction

L'avènement de l'analyse des séries temporelles en économétrie<sup>3</sup> et en sciences économiques a transformé la pensée économique (plus particulièrement la pensée macroéconomique \_\_ c'est de cette raison qu'on attribue aux séries temporelles le nom de la « macroéconométrie<sup>4</sup> »), ses processus sophistiqués ont radicalement transformé le paysage du secteur de recherche et ont ajouté de la rigueur à l'analyse macroéconomique. Bien que sa naissance résulte de la grande bataille en ébullition entre keynésiens et monétaristes (Johnston et Dinardo, 1999), l'analyse des séries temporelles est donc au cœur de la macroéconomie et s'est imposée comme l'outil essentiel de l'évaluation de la politique économique.

Les travaux pionniers des Box et Jenkins (1976) se sont concentrés sur le modèle ARIMA (pdq)<sup>5</sup>, *Auto Regressive Integrated Moving Average*, introduit pour modéliser le comportement d'un processus en fonction de ses valeurs passées soumises à des chocs aléatoires dans le temps. Un événement aléatoire appelé bruit ou perturbation affecte le comportement temporel de ce processus et modifie ainsi les valeurs de la série temporelle<sup>6</sup>. Ce modèle développe la prévision en exploitant les caractéristiques statistiques (moyenne, variance, fonction d'autocorrélation, fonction d'autocovariance...). Pour combler les insuffisances des modèles univariés (ARIMA), qui ne décrivaient que le comportement d'une série et ne l'expliquaient pas, des analyses de séries temporelles multivariées ont vu le jour, dont la plus connue et utilisée est la famille VAR. La paternité de ce processus revient à Christopher Sims, lauréat du prix Nobel d'économie en 2011.

De toute évidence, ces modèles étaient devenus la pierre angulaire de toute analyse macroéconomique. Cependant, ce sont des analyses qui exigent la stationnarité de la série, qui, sa moyenne et sa variance doivent être constantes dans le temps. Pour une meilleure compréhension, un processus est dit stationnaire s'il a tendance à revenir à l'équilibre (sa valeur moyenne ou de la variance) après avoir subi l'effet d'un choc dans le temps (principalement sur une longue période). Cependant, en économie plusieurs phénomènes amènent des variables macroéconomiques au fil du temps à présenter des caractéristiques non stationnaires, telles que le PIB, le taux de change, l'inflation, le cours des actions, et le prix à payer est d'appliquer le filtre aux différences ou la transformation par la régression sur le trend. Cela pourrait avoir pour conséquence de s'écarter de la réalité et de proposer des stratégies et des politiques fondées sur des résultats erronés ou irréels.

Face à toutes ces difficultés, les économètres ont affiné leurs recherches en développant les analyses de séries temporelles non stationnaires pour ajuster les données, afin de prévoir les séries

---

<sup>3</sup> L'étude des séries temporelles est une discipline apparue relativement avant l'économétrie, puisqu'elles étaient déjà utilisées vers 1905 en astronomie et un peu plus loin en statistique et en météorologie. L'économétrie quant à elle, est une discipline née vers les années 1930 par l'institut de recherche d'Alfred Cowles appelée la Cowles commission et par la société savante d'économétrie fondée par Ragnar Frisch et ses collègues (Fisher, Ross, Schumpeter etc).

<sup>4</sup> D'après Greene, la macroéconométrie est une discipline qui s'intéresse à l'analyse des séries temporelles qui sont généralement des agrégats tels que le PIB, la masse monétaire, les prix, le taux de change, l'investissement, etc (2011)

<sup>5</sup> Où p est l'ordre du processus autorégressif AR(p), d le degré d'intégration d'un processus I(d), et q l'ordre de la moyenne mobile MA(q)

<sup>6</sup> Ce modèle se présente généralement sous la forme suivante :  $Z_t = \Delta^d X_t$  ; c'est un développement de la forme :  $\Delta^d X_t = \gamma + \phi_1 \Delta^d X_{t-1} + \dots + \phi_p \Delta^d X_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$ . Pour plus de détails voir Lardic et Mignon (2002).

macroéconomiques et financières et de les appliquer à des systèmes de contrôle rétroactifs. C'est ainsi que sont nés les modèles dits ARCH (AutoRégressifs Conditionnellement Hétéroscédastiques) et la méthodologie de cointégration avec plusieurs modèles (modèle à correction d'erreur, modèle vectoriel à correction d'erreur...). Ces modèles sont pertinents en raison de leur proximité avec la réalité et de leur capacité à produire de meilleures prévisions à court terme et certainement des prévisions à long terme regroupées de manière économiquement significative afin de mener une analyse de politique macroéconomique (Maddala et In-Moo Kim (1998)).

Comme le disait Granger (1986) : “A test for cointegration can thus be thought of as a pre-test to avoid ‘*spurious regression*’ situations”. Selon Granger, au lieu de stationnariser à priori les séries dans le but d'éviter la situation de régression fallacieuse, la meilleure approche serait de tester si les résidus de régression sont stationnaires, de sorte que le modèle à correction d'erreur peut être estimé avec les séries non stationnaires et donnent de meilleurs résultats dans la dynamique de la relation de court et long terme. La cointégration s'impose comme le mot clé de la nouvelle économétrie, dénotant la relation de long terme qui relie les variables économiques.

Ce papier vise à illustrer la pertinence de la méthodologie de cointégration avec le modèle à correction d'erreurs, ses implications dans la modélisation et la prévision macroéconomique ainsi que son rôle fondamental dans l'explication de la dynamique à court et long terme.

L'organisation de ce papier est la suivante : la section 2 passe en revue une sélection d'études empiriques avec le modèle à correction d'erreurs, contribuant à l'analyse économique. La section 3 illustre la méthodologie de la cointégration en exploitant, d'une part, les différents tests de cointégration et, d'autre part, la dynamique du modèle à correction d'erreur. Enfin, la section 4 résume le papier avec une conclusion.

## 2 | Revue de littérature

En 2003, le prix Nobel d'économie a été décerné à deux chercheurs qui ont mené leurs recherches dans les années 1980 et 1990 : Robert Engle et Clive Granger pour leurs apports scientifiques aux « *méthodes d'analyse des séries temporelles économiques d'une part avec volatilité saisonnière pour Engle et d'autre part avec tendance commune pour Granger* » qui ont contribué à l'amélioration des prévisions des variables macroéconomiques et financières (Lardic et Mignon, 2003). En effet, les lauréats ont été primés pour leurs travaux relatifs respectivement aux modèles de type ARCH et à l'analyse des séries non stationnaires dite cointégration. Le grand mérite de Granger fut de montrer que des combinaisons spécifiques de séries temporelles non stationnaires peuvent se comporter « *stationnairement* » et donc permettent de trouver des résultats statistiquement corrects. Granger a découvert la cointégration en essayant de réfuter une critique par Hendry (1977) de sa recherche avec Newbold sur les régressions non-sens entre les données non stationnaires (Granger et Newbold, 1974 ; 1977). Bien que l'approche initiale d'estimation ait été remplacée par une pléthore de méthodes, le concept de cointégration a conduit à une fusion d'analyses des relations d'équilibre à long terme avec des systèmes dynamiques empiriques (Castle et Hendry, 2016).

Cependant, la cointégration n'aurait pu voir le jour sans la critique de Hendry. Le rôle de Hendry est passé sous silence dans la littérature économique alors qu'il constitue un lien incontournable entre les travaux de Sargan (1964) sur la formulation d'analyse des séries temporelles stationnaires à correction d'erreurs et ceux de Granger sur les régressions fallacieuses et non-sens<sup>7</sup>, qui conduiront

---

<sup>7</sup> De manière large il n'y a pas une très grande différence entre les régressions non-sens et fallacieuses. Cependant du point de vue stricto-sensu, la première est liée à une corrélation entre deux variables intégrant

aux modèles à correction d'erreurs. Cette liaison sera réalisée par l'analyse de la cointégration (Meuriot, 2015). Ces modèles à correction d'erreurs se sont dévoilés très efficaces pour des systèmes à dynamique de court terme et subissent de fortes perturbations stochastiques, dont la dynamique à long terme est contrainte par des relations d'équilibre existantes dans une économie. Par exemple, la relation entre le taux de change et le taux d'inflation à court et à long terme (qui sera analysé à titre illustratif à la section suivante).

Les travaux pionniers de Davidson et al. (1978) sur la dynamique de la relation entre la consommation et le revenu disponible dans le Royaume-Uni est un essai traitant sur le modèle à correction d'erreur. La littérature concernant la pertinence de la cointégration sur le phénomène économique a spectaculairement explosé. Les travaux d'Engle et Granger (1987) selon lesquels la cointégration et le modèle à correction d'erreur s'impose comme un modèle pertinent pour analyser la relation entre le PIB nominal et la masse monétaire (vérification de la neutralité de la monnaie) et d'autres variables comme l'inflation et la consommation. Ils ont développé et démontré l'importance du modèle à correction d'erreur dans l'analyse des politiques économiques. Le regain du débat sur la neutralité de la monnaie suscita d'autres chercheurs à tester cette relation par la pertinence du modèle à correction d'erreur, Mehra économiste à la Reserve Fédérale de Richmond, vérifia cette hypothèse en 1989 en utilisant la cointégration, ses résultats validèrent l'hypothèse de la neutralité de la monnaie avec la masse monétaire au sens large. Cependant l'hypothèse semblait s'infirmier pour la monnaie au sens strict (M1).

Kremers et al. (1992) ont analysé la puissance de la cointégration en montrant que le modèle à correction d'erreur donne des résultats plus efficaces. Ils ont trouvé que lorsqu'il existe une relation de cointégration, le modèle à correction d'erreur est généralement plus puissant. Plusieurs études empiriques de la demande de monnaie démontrent cette puissance du modèle à correction d'erreur et ses implications stratégiques dans l'élaboration de la politique monétaire (Hendry et Ericsson, 1991 ; Mehra, 1991).

Après les études sur la neutralité de la monnaie et la demande de monnaie, le penchant était vers les marchés financiers efficients (Van Quang, 2007) et le comportement du taux de change. Godbout et Van Norden (1997) effectuent trois études de cas. La première sur la cointégration et la prévision des taux de change nominaux. La deuxième s'appuie sur les travaux relatifs à la validité à long terme du modèle monétaire de détermination du taux de change. La troisième étude présente l'existence de tendances stochastiques communes aux marchés boursiers internationaux.

Eslamloueyan et Darvishi (2007) ont utilisé un modèle de correction d'erreur sans restriction et l'approche de test des limites proposée par Pesaran et al. (2001) pour étudier les effets à court et à long terme du crédit bancaire sur l'inflation en Iran. Leur résultat indique qu'il existe une relation à long terme entre l'inflation et ses principaux déterminants, à savoir le crédit bancaire, le prix à l'importation, le PNB réel et le taux de change parallèle. Cependant, le crédit bancaire n'a aucun effet à court terme sur le mouvement du niveau des prix en Iran. En outre, ils montrent que la nationalisation des banques et la mise en œuvre de système bancaire sans intérêt ou à taux d'intérêt zéro en Iran ont provoqué un changement structurel dans le comportement de l'inflation.

Les chercheurs ont fait des investigations pour analyser à l'aide du modèle à correction d'erreur, le comportement des déterminants du taux de croissance à long terme (Morales, 1998 ; Özmen et Şanlı, 2018). Un intérêt empirique majeur dans les études sur la croissance est de savoir si des

---

une troisième variable non incluse dans l'analyse, tandis que la deuxième est liée à une forte corrélation entre deux variables manquant d'explications sensées, comme entre le taux d'inflation et le taux de natalité en République Démocratique du Congo. Toutefois, ces deux concepts sont souvent utilisés par des économètres comme une et une seule chose.

changements permanents dans les fondamentaux de l'économie affectent ou non le taux de croissance à long terme. Cependant, une analyse directe en série chronologique de cette hypothèse n'est pas toujours réalisable car la permanence de nombreux changements de ce type est plutôt discutable. C'est ainsi que Lau (2008) explique pourquoi l'examen des effets à long terme des variations temporaires de la part des investissements sur la production par habitant fournit indirectement la réponse aux effets des modifications permanentes (éventuellement hypothétiques) de la part des investissements. En appliquant le modèle à correction d'erreur, il constate qu'une perturbation de la part des investissements ne produit pas d'effet positif à long terme dans chacun des trois pays - la France, le Japon et le Royaume-Uni - dans lesquels le PIB par habitant et l'investissement sont cointégrés.

Adouka et al. (2013) ont modélisé la fonction de demande des dépenses publiques algérienne à l'aide de modèle à correction d'erreur et de vecteur à correction d'erreur (VECM) de 1970 à 2010. Ils ont cherché à étudier la sensibilité de l'activité économique face aux variations des dépenses publiques et de mesurer l'effet de revenu et de la productivité sur la croissance des dépenses publiques. Ils ont constaté que tous les coefficients des variables qui expliquent la croissance des dépenses publiques ne sont pas significatifs et qu'il n'existait donc pas une relation de court terme entre les dépenses publiques et le PIB. Mais à long terme ils ont capté l'effet des dépenses sur l'activité, et donc la relation était stable et significative à long terme.

Pinshi et Sungani (2018) analyse la pertinence de l'effet pass-through du taux de change en RDC et ses implications sur le régime de la politique monétaire pour la période allant de Janvier 2002 à Mars 2017. L'idée dominante est de mesurer le degré de répercussion des variations du taux de change sur la variation du niveau général des prix dans un contexte d'instabilité macroéconomique défavorable à l'économie congolaise. En effet un degré fort et/ou faible du pass-through prônerait que les variations du taux de change ont plus/moins d'effets sur l'inflation. Cela pourrait modifier les prévisions de la banque centrale concernant la réaction future de l'inflation, lesquelles prévisions sont décisives pour les stratégies et tactiques de la politique monétaire. En se basant sur l'approche par cointégration avec le modèle à correction d'erreur, la principale conclusion est qu'un changement dans le taux de change affectera l'inflation plus que proportionnellement, le degré du pass-through étant relativement élevé. Une dépréciation de 1% cause une hausse du niveau général des prix de 0,38% à court terme. Cet effet est encore plus large à long terme où la hausse du niveau général des prix est de 1,66%. En outre, l'ajustement vers l'équilibre prendra du temps (12 mois et 2 semaines). Leur étude propose à la Banque Centrale, d'une part, être vigilante et suivre de près les mouvements du taux de change afin de poser des actions rapides et de contenir les pressions inflationnistes et d'autre part, réfléchir sur les stratégies de la politique monétaire en adoptant un régime hybride (ciblage monétaire et ciblage implicite et souple du taux de change).

En 2019, Ntungila et Pinshi analysent la sensibilité à court et long terme de l'économie congolaise face aux fluctuations des prix des matières premières et vérifient l'hypothèse de malédiction de ressources en RDC. Ils utilisent la méthode de Fully modified least squares (FM-OLS) pour estimer le modèle à correction d'erreur. Ils trouvent que l'économie congolaise, subit des effets défavorables aux chocs des prix des matières premières à court et à long terme. Le réajustement de l'économie est lent et persistant. La relation de court et de long terme semble valider l'hypothèse (ou le paradoxe) de malédiction des ressources. Ils concluent que s'il n'y a pas un lancement ambitieux du processus de réforme structurelle, l'économie resterait dans un tourbillon éternel de malédiction.

Les différents auteurs ont contribué d'une certaine manière au paysage de la recherche et à la compréhension macroéconomique et financière par le biais du puissant modèle à correction d'erreur et de l'approche par la cointégration. La pertinence de ce modèle quant au problème de régression fallacieuse est une avancée remarquable. Ce qui est extraordinaire est que ces



économètres sachant analyser la macroéconomie et la politique économique dans un monde caractérisé par la non stationnarité des variables, beaucoup ont contourné ce problème avec un prix à payer et un risque de s'écarter de l'analyse réelle, Engle, Granger et les autres économètres ont exploité cette faiblesse économétrique et ont pu analyser à contre-courant dans la tempête et tourbillon de l'erreur en utilisant les variables non stationnaires pour trouver des résultats pertinents.

### 3| Méthodologie : Relation entre inflation et taux de change nominal

Considérons deux séries temporelles  $\pi_t$  et  $e_t$ , le taux d'inflation et le taux de change, qui sont  $I(d)$ , c'est-à-dire qu'elles ont des propriétés compatibles à long terme. En général, toute combinaison linéaire de  $\pi_t$  et  $e_t$  sera également  $I(d)$ . Cependant, s'il existe une combinaison linéaire tel que

$$\pi_t - \theta e_t - \alpha = z_t \approx I(d - b), b > 0 \quad (1)$$

Avec  $(1 - \alpha - \theta)$  appelé vecteur de cointégration. La relation entre l'inflation et le taux de change est dite cointégrée au sens d'Engle et Granger ( $\pi_t, e_t \approx CI(d, b)$ ).

Le concept de cointégration tente de déterminer l'existence d'un équilibre à long terme vers lequel un système économique converge au fil du temps. Si, par exemple, la théorie économique suggère la relation à long terme suivante entre  $\pi_t$  et  $e_t$  en logarithme

$$\pi_t = \alpha + \theta e_t + z_t \quad (2)$$

Où  $\theta$  est une élasticité mesurant l'effet d'une variation unitaire du taux de change  $e_t$  sur le taux d'inflation  $\pi_t$ . Cette relation définit le comportement du taux d'inflation  $\pi_t$  est une fonction des fluctuations du taux de change  $e_t$ . Ainsi  $z_t$  est la distance à laquelle le système est éloigné de l'équilibre à tout moment, c'est-à-dire l'erreur d'équilibre (Dolado et al., 1990).

La significativité statistique du coefficient cointégrant  $\theta$  est une indication de l'existence d'une relation de long terme entre le taux d'inflation et le taux de change et que celles-ci ont une tendance stochastique commune dont la caractéristique fondamentale est que le terme résiduel estimé  $\hat{z}_t$  ne comporte pas une racine unitaire (stationnarité). Toutefois, cette relation cointégrée nécessite que chacune de deux variables ne soit pas stationnaire en niveau, mais qu'elles les deviennent après filtrage aux différences (Pinshi et Sungani, 2018).

#### 3|1 Tests d'intégration

Le test d'intégration ou de stationnarité a pour objectif d'examiner empiriquement si chaque série contient une racine unitaire. Ces tests sont principalement un outil descriptif utilisé pour classer les séries en stationnaire et non stationnaire. Puisque les variables intégrées conduisent à des distributions non standard et peut-être à des résultats de régression fallacieuse, la recommandation est la suivante : *“Si une série de données semble être non stationnaire, supposez comme hypothèse maintenue qu'elle est non stationnaire et intégrée. Une fois que vous avez été en mesure de classer vos variables en tant que tendances stationnaires intégrées, vous êtes en mesure de résoudre les effets à long et à court terme dans votre modèle”* (Sjö, 2008).

La « statistique t » de Dickey-Fuller est basée sur l'estimation du modèle

$$\Delta\pi_t = \alpha + \beta t + \vartheta\pi_{t-1} + \nu_t \quad (3)$$

En cas d'autocorrélation dans la série observée, estimer le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF Test) en se fondant sur l'estimation de l'équation ci-après :

$$\Delta\pi_t = \alpha + \beta t + \vartheta\pi_{t-1} + \alpha\pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta\pi_{t-j} + v_t \quad (4)$$

L'hypothèse nulle est que  $\pi_t = \pi_{t-1} + v_t$  où  $v_t \approx NID(0, \sigma^2)$ . Selon l'hypothèse nulle,  $\vartheta$  sera biaisé négativement dans un échantillon limité, ainsi un seul test est nécessaire pour déterminer  $H_0: \vartheta = 0 [\pi_t \approx I(1)]$  contre  $H_1: \vartheta < 0 [\pi_t \approx I(0)]$ . Ce modèle est moins restreint, car il prend en compte une tendance déterministe.

Il s'ensuit une distribution associée à celle de la statistique t dont les valeurs critiques sont présentées par Dickey et Fuller. La règle de décision est telle qu'on accepte l'hypothèse nulle d'existence de racine unitaire dès lors que :  $t_{\hat{\vartheta}_1} \geq t_{\text{tabulée}}$  (*valeus critiques*).

### 3|2 Test de cointégration : approche d'Engle-Granger

Une fois que les variables ont été classifiées comme intégrées d'ordre  $I(d)$ , il est possible d'établir des modèles conduisant à des relations stationnaires entre les variables. Il existe plusieurs tests de cointégration. Engle et Granger (1987) ont formulé l'un des premiers tests de cointégration. Ce test présente l'avantage d'être intuitif, facile à réaliser. L'intuition qui sous-tend le test le motive à jouer son rôle de premier test de cointégration.

Afin de tester l'existence d'une cointégration entre les deux séries, il est impératif de recourir au test de cointégration de Dickey-Fuller Augmenté d'Engle-Granger, ou test EG-ADF (Stock et Watson, 2012). La première étape consiste à estimer la relation de long terme (2) dont il faut extraire le processus résiduel  $\hat{z}_t$ . La deuxième étape, consiste à rechercher une racine unitaire dans le processus résiduel de la régression de cointégration ci-dessus. A cette fin, configurez un test ADF comme :

$$\Delta\hat{z}_t = \alpha + \vartheta\hat{z}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta\hat{z}_{t-j} + v_t \quad (5)$$

Où  $k$  est le décalage choisi suivant les critères d'Akaike et Schwartz. Les hypothèses se présentent de la manière suivante :

$$H_0: \vartheta = 0 \text{ (Pas d'existence d'une relation de cointégration)}$$

$$H_1: \vartheta < 0 \text{ (Existence d'une relation de cointégration)}$$

La règle de décision est telle que l'hypothèse nulle de non cointégration sera rejetée si la statistique calculée de McKinnon est supérieure à la valeur critique correspondante. Dans le cas contraire, il n'existerait donc pas de lien de long terme entre les variables considérées. L'existence d'une relation de long terme ouvre la voie à l'estimation du modèle à correction d'erreurs (MCE).

Il faudrait signaler que l'approche d'Engle-Granger pose trois principaux problèmes. Premièrement, étant donné que l'approche implique un test ADF dans la deuxième étape, tous les problèmes des tests ADF sont également valables ici, notamment le choix du nombre de retards dans l'augmentation est un facteur critique. Deuxièmement, le test repose sur l'hypothèse d'un vecteur de cointégration, capturé par la régression de cointégration. Il faut donc être prudent lors de l'application du test à des modèles comportant plus de deux variables. Si deux variables co-intègrent, l'ajout d'une troisième variable intégrée au modèle ne changera pas le résultat du test. Si la troisième variable n'appartient pas au vecteur de cointégration, l'estimation par MCO mettra simplement son paramètre à zéro, laissant le processus résiduel inchangé. Des chaînes logiques de tests à deux variables sont souvent nécessaires (ou suffisantes) pour résoudre ce problème.



Troisièmement, le test suppose un facteur commun dans la dynamique du système. Pour éviter ce problème, il serait plus prudent de réécrire la version la plus simple du test en deux variables (Sjö, 2008). Une autre solution en face de plus de deux variables, il est préférable d'appliquer l'approche de cointégration de « Johansen » qui est l'un des tests de cointégration le plus puissant.

Il y a beaucoup de travail sur la gestion des ruptures structurelles et des valeurs aberrantes dans le cadre du modèle à correction d'erreur, car la non-stationnarité peut résulter de changements de distribution et pas seulement de tendances stochastiques. Ne pas modéliser les décalages entraîne des processus qui ressemblent à des variables stationnarisées en différence I (1) mais peuvent être stationnaire en niveau I (0) avec des ruptures.

Toutefois, l'avantage de la procédure d'Engle-Granger est qu'elle est facile à mettre en œuvre et donc relativement peu coûteuse par rapport à d'autres approches. Cela peut fonctionner assez bien pour deux variables en particulier, mais rappelez-vous que la restriction du facteur commun est une restriction sévère puisque toute dynamique à court terme est forcée au processus résiduel. À cet égard, on pourrait s'attendre à ce que le modèle dynamique prôné par Hendry, Banerjee et d'autres économètres se comporte mieux.

### 3|3 Modèle à Correction d'Erreurs

Afin d'analyser la dynamique de court et long terme des variations du taux de change sur le comportement de l'inflation (*pass-through*), on peut utiliser un MCE. L'intérêt de la formulation de MCE réside dans le fait qu'elle associe la souplesse dans la spécification dynamique et les propriétés souhaitables à long terme. Elle pourrait être perçue comme capturant la dynamique du système tout en intégrant l'équilibre suggéré par la théorie économique.

La plus grande fiabilité du MCE est qu'il ne souffre pas de corrélation sérielle des résidus ; en sus, ses coefficients de régression offrent une bonne interprétation économique (FMI, 2013).

- **Méthodologie à la Engle et Granger**

Si toutes les conditions ci-haut sont vérifiées et que les taux d'inflation et le taux de change partagent une tendance stochastique commune c'est-à-dire qu'ils sont cointégrés ( $\pi_t - \hat{\theta}e_t - \hat{\alpha} \approx I(0)$ ), le MCE décrivant la relation entre les deux séries s'écrit :

$$\Delta\pi_t = \tau_0 + \tau_1\Delta e_t + \gamma(\pi_{t-1} - \theta e_{t-1} - \alpha) + \mu_t \text{ avec } \gamma < 0 \quad (6)$$

Le terme  $\pi_{t-1} - \theta e_{t-1} - \alpha$  peut être symbolisé en  $z_{t-1}$  le terme d'erreur retardé, il représente l'ampleur du déséquilibre entre le niveau de l'inflation  $\pi_t$  et du taux de change  $e_t$  dans la période précédente. Le MEC indique que les changements dans  $\pi_t$  dépendent non seulement des changements dans  $e_t$ , mais aussi de l'ampleur du déséquilibre  $z_{t-1}$ .

Cette équation peut être réécrite  $\Delta\pi_t = \tau_0 + \tau_1\Delta e_t - \gamma z_{t-1} + \mu_t \quad (7)$

Le paramètre  $\tau_1$  représente l'élasticité de court terme de l'inflation par rapport aux fluctuations du taux de change. L'élasticité de long terme est  $\theta$  dans l'équation (2).

Le mécanisme de correction d'erreurs (la force de rappel) ou de rattrapage  $\gamma$ , exprime la vitesse de l'ajustement vers l'équilibre de long terme, doit être significativement négatif. Dans le cas contraire, il convient de rejeter une spécification de MCE. Le coefficient de la pente  $\gamma$  implique que, si au cours de la période précédente le niveau du taux d'inflation était supérieur de 1% à ce que prédit le rapport d'équilibre à long terme, il y aura un ajustement tendant à réduire le niveau de

l'inflation de  $\gamma$  pendant cette période pour rétablir la relation d'équilibre à long terme entre le taux d'inflation et les fluctuations du taux de change.

- **Méthodologie à la Banerjee et Hendry**

De la même façon qu'Engle et Granger identifient et estiment le MCE, la méthodologie de Banerjee et Hendry (1992) offre aussi une bonne interprétation et s'approche de la démarche d'Engle-Granger. La différence majeure est que contrairement aux premiers qui estiment en deux étapes, la démarche de Banerjee et Hendry procède en une seule étape pour estimer le MCE :

$$\Delta\pi_t = \tau_0 + \tau_1\Delta e_t - \gamma\pi_{t-1} + \tau_2e_{t-1} + \mu_t \quad (8)$$

Le paramètre  $\tau_1$  représente la dynamique du pass-through de court terme c'est-à-dire les répercussions à court terme des variations du taux de change sur l'inflation et le paramètre  $\tau_2$  caractérise l'équilibre du pass-through de long terme, où  $-\tau_2/\delta$  représente l'élasticité de long terme c'est-à-dire les répercussions à long terme des variations du taux de change sur l'inflation. Le paramètre  $\gamma$  est le mécanisme de correction d'erreurs (coefficient de correction d'erreurs) ou la force de rappel, il doit être inférieur à l'unité et négatif. Ce paramètre  $\gamma$  indique la vitesse d'ajustement de l'inflation  $\pi_t$  vers son niveau d'équilibre, c'est-à-dire la façon dont l'inflation s'ajuste lorsqu'il y a un déséquilibre sur le marché des changes. En outre  $|1/\gamma|$  représente la durée selon laquelle l'instabilité des prix est entièrement résorbée après avoir ajusté le déséquilibre sur le marché des changes.

## 4| Conclusion

Le fossé considérable entre les théoriciens de l'économie, qui ont beaucoup à dire sur l'équilibre mais relativement peu sur la dynamique, et les économètres, dont les modèles se concentrent sur le processus d'ajustement dynamique, a été dans une certaine mesure comblée par le concept de cointégration (Dolado et al., 1990). La théorie de la cointégration a atténué significativement les problèmes des régressions fallacieuses dus au comportement non stationnaire des variables macroéconomiques et financières. Cet article propose une revue pertinente sur la puissance de la cointégration et du modèle à correction d'erreurs.

## Référence

Adouka L., Kchirid EM., Benzekoura A. et Bouguelli Z. (2013), "Modélisation de la fonction de la demande des dépenses publiques algérienne à l'aide de modèle ECM", *European Scientific Journal*, vol.9, N°.22, Aout.

Banerjee A. et Hendry D. V. (1992), "testing integration and cointégration : an overview" *Oxford bulletin of economic and statistics*.

Box G.E.P. et Jenkins G.M. (1976), "Time Series Analysis : Forecasting and Control", Holden-Day, San Francisco.

Castle J. L. et Hendry, D. F. (2016), "Clive W.J. Granger and cointegration economics", *Department and Institute for New Economic Thinking at the Oxford Martin School, University of Oxford, UK*, décembre.

Davidson J. E. H., Hendry D. F., Srba F. et Yeo S. (1978), "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom", *The Economic Journal*, Vol. 88, No. 352, décembre.

Dolado J. J., Jenkinson T. et Sosvilla-Rivero S. (1990), "Cointegration and unit roots", *Journal of economic surveys*, vol.4, n°3.

Engle R. F. et Granger C. W. J. (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, vol.55, n°2, mars.

Eslamloueyan K. et Darvishi A. (2007), "Credit expansion and inflation in Iran: An unrestricted error correction model", *Iranian Economic Review*, Vol.12, N°19.

Fonds monétaire international (2013), "Programmation et politiques financières", institut du FMI pour le développement des capacités.

Godbout M. et Van Norden S. (1997), "Reconsidering cointegration in international finance: Three case studies of size distortion in finite samples", *Document de travail 97*, Banque de Canada, janvier.

Granger C. W. J. (1986), "Developments in the Study of Co-Integrated Economic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48.

Granger C. W. J. et Newbold P. (1974), "Spurious regressions in econometrics". *Journal of Econometrics* 2, 111–120.

Granger C. W. J. and Newbold P. (1977), "The time series approach to econometric model building", *In New methods in business cycle research*, Sims ed. Federal Reserve Bank of Mineapolis.

Greene W. (2011), "Économétrie", septième édition Pearson, Paris.

Hendry D. F. (1977). On the time series approach to econometric model building. Sims ed (1977). Reprinted in Hendry D. F., "Econometrics: Alchemy or Science?", *Oxford: Blackwell*.

Hendry D. F. et Ericsson N. R. (1991), "An econometric analysis of u.k. money demand in monetary trends in the united states and the United Kingdom by Milton Friedman and Anna Schwartz", *American economic review*, vol.81, n°1.

Johnston J. et Dinardo N. (1999), "Méthodes économétriques", quatrième édition Economica, Paris.

Lardic S. et Mignon V. (2002), "Économétrie des series temporelles macroéconomiques et financières", Economica, Paris.

Lardic S. et Mignon V. (2003), "Robert F. Engle et Clive W.J. Granger prix Nobel d'économie 2003", *Revue d'économie politique*, Vol. 114.

Lau S. H. P. (2008), "Using an error-correction model to test whether endogenous long-run growth exists", *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol.32, juin.

Maddala G. S. et In-Moo Kim (1998), "Unit roots, cointegration and structural change", Cambridge University Press, New York.

Mehra Y. P. (1989), "Cointegration and a Quantity Theory Test of the of Money" *Working Paper 89-2* Federal Reserve Bank of Richmond, avril.

Mehra Y. P. (1991), "An error-correction model of u.s. M2 demand", *Economic review*, Federal Reserve Bank of Richmond, mai.

Meuriot V. (2015), "The concept of cointégration : the decisive meeting between Hendry and Granger (1975)", *Cahiers d'économie Politique / Papers in Political Economy*, 68(1), doi:10.3917/cep.068.0091.

Morales A. (1998), "Determinants of growth in an error-correction model for El Salvador", IMF Working paper 104, juillet.

Ntungila F. et Pinshi C. P. (2019), "Fluctuations de prix des matières premières et économie congolaise : manne d'espoir ou de malédiction ?", *MPRA Paper No. 95409*, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/95409>, août.

Özmen M. et Şanlı S. (2018), "Seasonal error correction models for macroeconomic variables : the case of Turkish economy", *International European Journal of Managerial Research*, decembre.

Pesaran H., Shin Y. et Smith R. J. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship", *Journal of Applied Econometrics*, vol.16, mai.

Pinshi C.P. et Sungani E. (2018), "the relevance of pass-through effect: should we revisit monetary policy regime?", *International Journal of Economics, Business and Management Research*, février.

Sargan J. D. (1964), "Wages and prices in the United Kingdom: A study in econometric methodology", In P.E. Hart, G. Mills, and J.K. Whitaker (eds.) *Econometric Analysis for National Economic Planning* vol. 16 of *Colston Papers*. London: Butterworth.

Sjö B. (2008), "Testing for Unit Roots and Cointegration", août.

Van Quang T. (2007), "Testing cointegration for Czech stock market" *Acta Oeconomica Pragensia*, vo. 15, avril.