

COINTÉGRATION ENTRE COURS DU PÉTROLE ET DU BLE VIA L'APPROCHE ARDL

BENDIB Youcef

Ecole Nationale Supérieure d'Agronomie

youcef.bendib@edu.ensa.dz

Reçu le: 06/02/2023 Accepté le : 13/01/2024 Publication en ligne le: 18/04/2024

Résumé

Cet article se propose d'étudier l'existence d'une relation de long terme entre les cours du brut WTI et ceux du blé, par la méthode de cointégration selon l'approche ARDL (*AutoRegressive Distributed Lag*) avec le *bound test* de Pesaran et al. (2001). Une approche qui s'affranchit de la stationnarité des séries, imposée par les techniques classiques d'Engle, Granger (1987) et Johansen (1991,1995), et qui offre plus de flexibilité et une facilité d'interprétation, en plus de l'avantage de fournir des estimations stables et non biaisées de la relation de long terme.

Quatrième plus gros importateur de blé au monde, et exportateur d'hydrocarbures, l'Algérie se trouve confrontée au risque permanent de volatilité des cours de ces matières ; d'où l'intérêt économique à étudier le lien entre ces marchés. Cette étude montre qu'une hausse de 10% du prix du brut entraîne à long terme une hausse de 4,6% du prix du blé.

Mots clés: Cointégration, ARDL, prix du pétrole, prix du blé.

Abstract

This article proposes to study the existence of a long-term relationship between the prices of WTI crude oil and those of wheat, by the cointegration method, according to the ARDL (*AutoRegressive Distributed Lag*) approach with the Pesaran bound test. et al. (2001). An approach which frees itself from the stationarity of the series, imposed by the classic techniques of Engle, Granger (1987) and Johansen (1991,1995), and which offers more flexibility and ease of interpretation, in addition to advantage of providing stable and unbiased estimates of the long-term relationship.

The fourth largest importer of wheat in the world, and exporter of hydrocarbons, Algeria is faced with the permanent risk of volatility in the prices of these materials; hence the economic interest in studying the link between these markets. This study shows that a 10% increase in the price of crude oil leads to a long-term increase of 4.6% in the price of wheat

Key words: Cointegration, ARDL, oil price, wheat price.

Introduction

La problématique du comouvement des cours du pétrole et du blé est d'une importance capitale pour l'économie algérienne, et ce, pour au moins deux raisons essentielles. D'une part, l'Algérie est un pays exportateur d'hydrocarbures dont elle tire 98% de ses recettes en devises. Cette situation de large dépendance à cette source d'énergie expose notre pays à des risques exogènes non maîtrisables, du fait de la volatilité des cours du pétrole ; ce qui pourrait menacer notre sécurité alimentaire, sachant que nos importations de blé sont exclusivement financées par les revenus des hydrocarbures qui fluctuent d'une année à l'autre. D'autre part, l'Algérie accuse un déficit chronique dans sa production de blé, et n'arrive à couvrir qu'environ 20% des besoins de sa population (besoins, estimés à 11 millions de tonnes par an). Par exemple, la campagne agricole 2021 a livré 2,4 millions de tonnes (soit, 21,81% des besoins nationaux). Le pic de production de 4 millions de tonnes a été enregistré en 2019.

Par ailleurs, le stress hydrique, phénomène lié au changement climatique, qui frappe irrémédiablement notre région, pose des difficultés inextricables à améliorer quantitativement la production nationale de blé. De ce fait, notre pays se trouve contraint de recourir à l'importation de quantités de plus en plus importantes de blé avec l'accroissement notable de sa population. D'ailleurs, nous sommes considérés comme le quatrième plus gros importateur de blé au monde. Plus grave encore, notre ratio de quantités importées de blé per capita (172,57 Kg/habitant) est probablement le plus élevé au monde (voir Tab.1).

	Pays	Quantités importées	Population (10 ⁶ hab)	Quantités importées (Kg/habitant)
1	Egypte	12,1	104,3	116,01
2	Indonésie	10,4	276,4	37,63
3	Turquie	8,1	85,04	95,25
4	Algérie	7,7	44,62	172,57
5	Bangladesh	7,2	166,3	43,30

6	Nigéria	6,6	211,4	31,22
7	Brésil	6,4	214	29,91
8	Maroc	6,2	37,4	166,04
9	Philippines	6,1	111	54,95
10	Japon	5,5	125,7	43,75
11	Mexique	4,7	130,3	36,06

Tab. 1 : Les 11 plus grands importateurs de blé (10⁶ T)

Source : établi d'après des données de [Maghreb Émergent](#) (2022)

Tous ces éléments montrent bien l'importance cruciale des marchés de l'énergie et des produits agricoles pour l'économie algérienne. Saisir la relation de long terme qui pourrait exister entre les cours boursiers de ces matières est d'une utilité incontestable pour l'économie du pays.

Il est de notoriété publique que l'offre de blé dépend essentiellement de facteurs climatiques (niveau des précipitations, inondations, sécheresse, incendies, etc..). Selon la loi de King (1648 – 1712) : un déficit dans une récolte de blé entraîne une augmentation des prix dans une proportion plus importante que celle du déficit (loi asymétrique). Ainsi, un déficit de 50% dans les récoltes provoquerait une augmentation de 450% au niveau des prix (S.Abis, 2015). Pour R. de Kerpoisson (2017), ce qui affecte le prix mondial, ce sont les stocks mobilisables des pays exportateurs et la situation en Chine ; la climatologie actuelle n'étant qu'un catalyseur supplémentaire du marché.

D'autres raisons de hausse des cours du blé sont également évoquées, comme l'impact des biocarburants (bioéthanol). Aux Etats-Unis, les sources des biocarburants sont le soja et le maïs ; au Brésil, c'est principalement la canne à sucre, et en Europe c'est la betterave sucrière et le blé, tandis qu'au Sud-Est asiatique c'est l'huile de palme. S. Tangermann (2007) affirme que l'emploi croissant de matières premières agricoles pour la production de biocarburants affaiblit la sécurité alimentaire des pays en développement, essentiellement à cause des tensions inflationnistes sur les prix alimentaires engendrées par les agro carburants. Par ailleurs, les hydrocarbures participent à la production d'engrais, de produits phytosanitaires, au transport, au fonctionnement des équipements agricoles. Entre 2002 et 2008, le prix du pétrole a été multiplié par cinq et celui de l'engrais par quatre (Abbott et al, 2011). De toute évidence, cette augmentation a induit une hausse des coûts de production. La volatilité des cours du pétrole et du blé, sont souvent la cause d'instabilités macroéconomiques (émeutes à Haiti, Yemen, Indonésie, Egypte, ..). Abis, S. (2015) souligne que « *la sécurité alimentaire conditionne la stabilité des États et la paix dans le monde. Le blé, plus particulièrement, incarne à quel point une matière première alimentaire détermine la sécurité mondiale* ».

C'est dans ce contexte d'incertitudes qu'on se propose de mener des investigations sur l'existence d'une probable relation de long terme (cointégration) entre les moyennes annuelles des cours de clôture journaliers du pétrole brut WTI (West Texas Intermediate) et celles du blé. Cette relation est théoriquement appréhendée à travers la forte mécanisation de l'agriculture moderne (consommation accrue d'énergie), la hausse de l'offre des biocarburants de certains pays (Etats-Unis, le Brésil, l'Indonésie, ...), l'augmentation de la demande chinoise, et enfin la spéculation, lorsque les prix ne sont pas expliqués par les fondamentaux du marché (Chang et Su, 2010).

Causes fortement controversées	Causes faiblement controversées	Causes conditionnelles relativement bien acceptées
*Hausse des coûts de production agricole en raison de la hausse du prix de l'énergie. *Hausse de l'offre de biocarburants. * Croissance de la demande des pays émergents. * Spéculation.	*Aléas climatiques *Restructuration des marchés (baisse des stocks). *Sous investissement dans le secteur agricole.	*Baisse du dollar. *Politique de restriction aux exportations.

Tab. 2 : Classement des facteurs explicatifs de la hausse des cours du blé.

Source : T. Voitriez (2009) : Hausses des prix agricoles et de l'énergie. IFRI.

L'auteur du tableau 2 estime que l'impact de l'énergie sur la hausse des prix du blé est fortement controversé. D'où la nécessité d'explorer l'existence ou non d'une relation de long terme entre les cours du pétrole et du blé. A ce propos, Al-Maadid et al.(2017) ont mis en évidence l'existence de liens remarquables entre les prix des matières premières agricoles et des produits

pétroliers. De même, McFarlane (2016), en étudiant la relation entre les prix du pétrole et des produits agricoles sur le marché américain, a identifié une cointégration significative pour la période 1999-2012.

Roman, M. et al. (2020) recommandent dans la conclusion de leur article « The Linkages between Crude Oil and Food Prices » : « pour obtenir plus de précision dans les résultats, nous recommandons les analyses de produits agricoles individuels, et non de leurs groupes ». Une recommandation que nous avons prise en considération en étudiant la transmission des prix du pétrole au seul prix du blé et non à l'ensemble des prix des produits agricoles.

2- Méthodologie

2.1 Analyse préliminaire

Dans cette phase exploratoire nous examinons certains indices qui pourraient suggérer la présence d'une relation de cointégration (une combinaison linéaire stationnaire de variables non stationnaires) entre les cours du blé et du pétrole. L'observation de l'évolution conjointe des prix nominaux de ces deux produits sur la fig. 1, montre des similarités sur certaines périodes. L'inflation de la période 2006-2008 qui a frappé les prix de ces produits avec une intensité prononcée pour le pétrole, apparaît très nettement sur le graphique. Durant cette période les prix des produits agricoles étaient fortement corrélés au prix du pétrole.

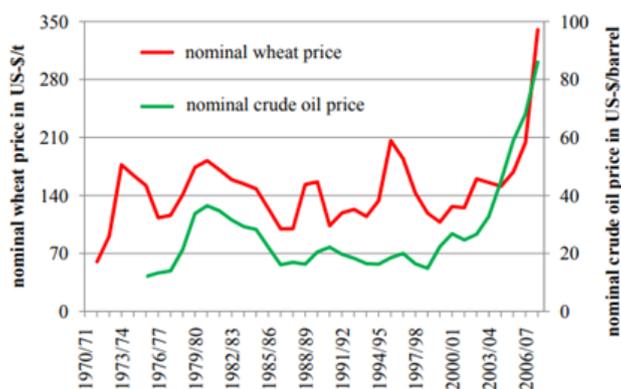


Fig. 1 : Prix nominaux du blé et du pétrole brut

Source : Holst, Carsten (2010)

Le test de causalité de Granger est un autre indice de cointégration, puisque deux séries cointégrées sont naturellement liées par une relation de causalité ; c'est une condition nécessaire et non suffisante. En fait, SP et SB n'étant pas stationnaires, le test de causalité de Granger pourrait conduire à une causalité fallacieuse (He & Maekawa, 1999) ; le test de causalité de Toda et Yamamoto (1995) est mieux adapté dans le sens où il n'exige pas au préalable les tests de racines unitaires, en plus d'être valide lorsqu'il s'agit de séries courtes (inférieures à 80 observations), comme c'est le cas des séries que nous étudions. Kim, S.H et Shin, D.H (2020), en utilisant cette approche de causalité de Toda et Yamamoto ont, en effet, montré l'existence d'une causalité entre les prix du pétrole et les produits agricoles de type céréales et oléagineux ; mieux encore, ils ont découvert que le prix spot du pétrole a relativement plus de causalités sur les prix des produits agricoles que sur les prix à terme du pétrole.

Une fois la causalité établie, on peut examiner également un autre indice, en l'occurrence le coefficient de corrélation entre SB et SP , dont la valeur trouvée est $0,80$; ce qui montre bien une corrélation significative entre les deux séries, et conforte un peu plus la thèse de la possibilité de la présence d'une relation de cointégration (mais sans la confirmer statistiquement).

2.2 Les données :

Les données ont été extraites des pages www.macrotrends.net/2534/wheat-prices-historical-chart-data et www.macrotrends.net/1369/crude-oil-price-history-chart du site www.macrotrends.net; une plateforme numérique de recherche pour les investisseurs (de long terme). Ces données ont été transformées à la forme logarithmique. Ainsi, chaque observation de la série SB représente le logarithme népérien de la moyenne annuelle des prix de clôture quotidiens du boisseau de blé (27,21 Kg) pour la période 1987 – 2021. SP est le logarithme népérien des moyennes annuelles des prix de clôture quotidiens du baril du pétrole américain WTI (West Texas Intermediate). Ce sont des cours boursiers du marché libre américain.

	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
SB	0.9575	1.1874	1.4102	1.4525	1.6896	2.0783
SP	2.6690	3.0250	3.6810	3.6300	4.1840	4.6020

Tab. 3 : Statistiques descriptives des séries SB et SP

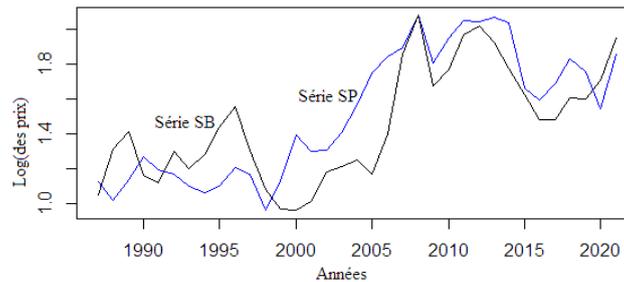


Fig. 2 : Evolution temporelle des séries SB et SP

Les séries SB et SP seraient cointégrées si elles suivaient des tendances similaires à long terme, avec, éventuellement des écarts temporaires. La cointégration signifie l'existence d'une relation de long terme entre les séries. La fig. 2 montre visiblement que SB et SP évoluent grossièrement selon le même schéma mais avec des fluctuations plus ou moins différentes.

2.3 L'approche ARDL de Pesaran et al. de la cointégration

L'objet de cette approche est de tester la présence d'une cointégration entre les séries non stationnaires SB et SP, en utilisant les modèles ARDL avec le *bounds F test* de Pesaran et al. (2001).

Depuis un certain temps, les techniques de cointégration suscitent un intérêt grandissant dans la recherche en sciences économiques, en ce qu'elles permettent l'identification de relations de long terme entre des variables économiques, sensées avoir des liens de causalité. Les approches classiques de cointégration, en l'occurrence celle d'Engle et Granger, valables pour deux séries, et la méthode de Johansen et Juselius pour le cas multivarié, exigent la stationnarité des séries. Or, cette contrainte est considérée comme une limite pour la modélisation de séries non stationnaires en niveaux, une caractéristique particulière des séries économiques. Et l'application de l'opérateur de différenciation pour la stationnarisation des séries a l'inconvénient de faire perdre de l'information. Or, cette contrainte peut être surmontée par le recours aux modèles à retards distribués autorégressifs ou ARDL (*AutoRegressive Distributed Lag*). Les ARDL sont des modèles dynamiques, qui prennent en considération les décalages temporelles dans l'explication d'une variable endogène, et mettent en évidence des délais d'ajustement et des anticipations. Cette nouvelle approche de la cointégration, initiée par Pesaran & Shin (1995) et Pesaran, Shin & Smith (1996), teste l'hypothèse nulle de l'inexistence d'une relation de long terme avec des régresseurs $I(0)$, $I(1)$ ou cointégrés. Le test est appelé test de cointégration aux bornes (*bounds test to cointegration*); une procédure qui a été utilisée pour le test de cointégration, proposé par Banerjee, Dolado et Mestre (1998), basé sur un *t-ratio* du coefficient de la variable endogène décalée dans un modèle ARDL.

L'approche par les modèles ARDL de la cointégration de Pesaran, Shin (1999) & Pesaran et al. (2001), présente un certain nombre d'avantages sur les méthodes classiques, permettant ainsi une large utilisation dans beaucoup de domaines. En effet, cette approche n'exige pas que toutes les variables aient le même degré d'intégration, comme c'est le cas pour les autres méthodes. Un autre avantage, c'est qu'elle est plus efficace dans le traitement de séries courtes (moins de 80 observations). Enfin, cette technique aboutit à des estimations non biaisées de la relation de long terme.

Les statistiques du test utilisé sont celles de Wald ou la *F-statistic* de Fisher dans une régression Dickey-Fuller généralisée, utilisée pour tester la signification des niveaux décalés des variables dans un modèle à correction d'erreur sans restriction ou UECM (Pesaran et al., 2001). Sous l'hypothèse nulle de l'inexistence d'une relation de cointégration entre les variables en niveau, il est démontré que la distribution de la *F* statistique n'est pas standard, quel que soit le degré d'intégration, que ce soit $I(0)$ ou $I(1)$ des régresseurs ou bien de la cointégration qui pourrait exister entre eux.

Concrètement, Pesaran et al. (2001) fournissent deux ensembles de valeurs critiques asymptotiques (*Critical value bounds*): un ensemble qui suppose que les régresseurs sont intégrés à l'ordre 1, et un ensemble qui suppose que ces variables sont $I(0)$. Si la *F*-statistique est supérieure à la borne supérieure critique (*Upper critical bounds value*), alors les variables sont cointégrées ou stationnaires en niveau (on ne soucie pas du fait que les régresseurs soient intégrés à l'ordre 1, stationnaires ou cointégrés). Dans le cas où la *F*-statistique est inférieure à la borne inférieure critique (*Lower critical bounds value*), on accepte l'hypothèse nulle de l'inexistence d'une relation de cointégration. Autrement, on ne peut conclure.

Pour les séries entre 30 et 80 observations (petits échantillons), des valeurs critiques ont été tabulées par Narayan (2004). Avec un échantillon de 31 observations, il avait montré que les valeurs critiques trouvées étaient 35,5% supérieures à celles reportées par Pesaran et al. (2001) pour 1000 observations, et 17,1% supérieures pour 500 observations. Il y a lieu de noter que l'approche ARDL est plus robuste et plus performante pour les échantillons de petites tailles que les autres techniques de cointégration.

Par ailleurs, la représentation d'un ARDL par une équation unique avec un mélange de variables $I(0)$ et $I(1)$ retardées, présente l'avantage non négligeable de faciliter grandement l'interprétation.

Dans un modèle ARDL, la variable endogène Y_t va dépendre linéairement de ses valeurs passées Y_{t-1} , Y_{t-2} , ... (partie autoregressive), et des valeurs présentes et passées des variables explicatives : X_t , X_{t-1} , X_{t-2} , ..., Z_t , Z_{t-1} , Z_{t-2} , ..

Par exemple un ARDL(p, q) basique, avec une variable endogène (Y) et une variable indépendante (X) prendrait la forme générale

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{i=p} a_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=q} b_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

où ϵ_t est un terme aléatoire, qui doit être idéalement non autocorrélé, sinon l'estimation *OLS* des coefficients sera inconsistante (il faut alors utiliser les variables instrumentales). Ainsi, on suppose $\epsilon_t \sim iid(0, \sigma)$. Le coefficient b_0 de X_t représente l'effet de court terme de X_t sur Y_t .

Si la relation de long terme est $Y_t = c + kX_t + u_t$, alors l'effet de long terme est mesuré par $k = \frac{\sum_{i=0}^{i=q} b_i}{1 - \sum_{i=1}^{i=p} a_i}$ avec $c = \frac{a_0}{1 - \sum_{i=1}^{i=p} a_i}$.

Les retards p et q optimaux sont ceux qui réalisent la plus petite valeur du critère d'information *AIC* d'Akaike, défini par l'expression

$AIC(r) = \text{Log}(\text{Somme des carrés des résidus du modèle à } r \text{ retards}/n) + 2r/n$, où n est le nombre d'observations.

Les modèles *ARDL* permettent d'estimer les effets de court terme et de long terme pour des séries cointégrées ou même intégrées $I(0)$ ou $I(1)$ à travers leurs représentations à correction d'erreur *ECM* (*Error Correction Model*) :

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{i=p} a_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=q} b_i \Delta X_{t-i} + \varphi ECM_{t-1} + e_t$$

Où *ECM* (terme de correction d'erreur) est la série des résidus issue de la régression linéaire (relation de long terme) : $Y_t = c + kX_t + u_t$; soit

$$ECM_{t-1} = Y_{t-1} - c - kX_{t-1}$$

Pesaran et al. (2001) ont introduit une forme d'un *ECM non contraint*, représentée par

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{i=p} a_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{i=q} b_i \Delta X_{t-i} + \theta_0 Y_{t-1} + \theta_1 X_{t-1} + e_t$$

Le test de cointégration va concerner la nullité de θ_0 et de θ_1 avec comme hypothèse nulle $H_0 : \theta_0 = \theta_1 = 0$ (absence d'une relation d'équilibre de long terme).

Un rejet de H_0 par le *F-test* implique l'existence d'une relation de long terme.

Si $F_{calculé} <$ borne inférieure, les variables sont $I(0)$, donc il y'a absence de cointégration.

Si $F_{calculé} >$ borne supérieure, il y'a présence d'une cointégration.

Si borne inférieure $< F_{calculé} <$ borne supérieure, le test n'est pas concluant.

On peut également vérifier la cointégration par un "*bound t-test*" pour tester l'hypothèse nulle $H_0 : \theta_0 = 0$, contre l'hypothèse alternative $H1 : \theta_0 < 0$.

Si $|t| >$ "*I(1) bound*" (tabulé par Pesaran et al. (2001)), alors il y'a présence d'une cointégration entre les variables.

3. Résultats

3.1 Stationnarité

On commence par examiner la stationnarité des séries pour avoir l'ordre d'intégration, et s'assurer qu'aucune des variables n'est intégrée à l'ordre 2 ; une condition nécessaire pour l'application du *bound-test* de cointégration. Le test de stationnarité *KPSS* réalisé avec r sur *SB* et *SP* et leurs différences respectives ΔSB et ΔSP a donné les résultats suivants.

	Kpss Level	p-value	Nature de la série
SB	0,596260	0,02298	non stationnaire
ΔSB	0,065864	0,10000	stationnaire
SP	0,756720	0,01000	non stationnaire
ΔSP	0,107430	0,10000	stationnaire

Tab. 4: Test KPSS de stationnarité

Ainsi, les séries *SB* et *SP* ne sont pas stationnaires, mais intégrées à l'ordre 1.

3.2 Modèle *ARDL* (p, q) optimal

On considère *SB* comme la variable dépendante et *SP* le régresseur. Diverses combinaisons de modèles *ARDL*(p, q) sont estimées en fonction de valeurs entières de p et q ; l'ordre optimal correspond au modèle qui fournit la plus petite valeur du critère *AIC*.

p	q	AIC
2	2	- 32,50353
3	3	- 30,57986
3	2	- 29,48987
2	3	- 28,63444
4	3	- 27,38524
4	2	- 27,18326
4	4	- 26,59756
1	2	- 25,31262
1	1	- 23,98795
5	5	- 21,02664

Tab. 5 : *AIC* pour les différents *ARDL*(p, q) estimés

Le minimum -32,50353 du critère AIC, correspond à

$p^* = q^* = 2$. Le modèle optimal est donc un ARDL(2,2) de formulation générale

$$SB_t = a_0 + a_1 SB_{t-1} + a_2 SB_{t-2} + b_0 SP_t + b_1 SP_{t-1} + b_2 SP_{t-2} + \varepsilon_t$$

où $SB_t = \text{Ln}(\text{moyenne annuelle des prix de clôture journaliers de l'année } t \text{ du blé})_t$,

et $SP_t = \text{Ln}(\text{moyenne annuelle des prix de clôture journaliers de l'année } t \text{ du brut WTI})_t$; ε_t terme d'erreur, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma)$.

Une estimation du modèle ARDL(2,2) sous-jacent avec r donne le résultat suivant.

Residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.227343	-0.079851	0.006999	0.088266	0.193491
Coefficients:				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-0.10927	0.14394	-0.759	0.45433
L(SB, 1)	0.90722	0.15932	5.694	4.75e-06 ***
L(SB, 2)	-0.47106	0.15997	-2.945	0.00658 **
SP	0.23499	0.09593	2.450	0.02107 *
L(SP, 1)	-0.27256	0.12965	-2.102	0.04499 *
L(SP, 2)	0.29437	0.11401	2.582	0.01558 *

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 0.1322 on 27 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.8626, Adjusted R-squared: 0.8371
 F-statistic: 33.9 on 5 and 27 DF, p-value: 8.013e-11

Tab. 6 : Estimation du modèle ARDL (2, 2)

$$SB_t = -0,1093 + 0,9072*(SB)_{t-1} - 0,4711*(SB)_{t-2} + 0,2350*(SP)_t - 0,2726*(SP)_{t-1} + 0,2944*(SP)_{t-2} + \varepsilon_t$$

La constante n'étant pas significativement différente de zéro, on peut retenir simplement

$$(SB)_t = 0,9072*(SB)_{t-1} - 0,4711*(SB)_{t-2} + 0,2350*(SP)_t$$

$$- 0,2726*(SP)_{t-1} + 0,2944*(SP)_{t-2} + \varepsilon_t$$

Seulement, la méthode OLS qu'on utilise avec des variables non stationnaires peut éventuellement fournir une régression fallacieuse, et l'estimation des paramètres ne serait consistante (convergence en probabilité) que si les séries sont cointégrées ; une condition qu'on va vérifier avec le bound-test de Pesaran.

3.3 Cointégration entre les séries (SB)_t et (SP)_t

Le modèle de base servant au test de cointégration « bound-test » de Pesaran et al. (2001) est le modèle à correction d'erreur non restreint, associé au modèle sélectionné ARDL (2,2). Une estimation sous r de ce modèle donne

Time series regression with "ts" data:

Start=3, End=35

Residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.227343	-0.079851	0.006999	0.088	0.193491
Coefficients:				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-0.10927	0.14394	-0.759	0.454335
L(SB, 1)	-0.56384	0.14006	-4.026	0.000414 ***
L(SP, 1)	0.25680	0.06681	3.844	0.000668 ***
d(L(SB, 1))	0.47106	0.15997	2.945	0.006577 **
d(SP)	0.23499	0.09593	2.450	0.021073 *
d(L(SP, 1))	-0.29437	0.11401	-2.582	0.015575 *

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 0.1322 on 27 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.5319, Adjusted R-squared: 0.4452
 F-statistic: 6.135 on 5 and 27 DF, p-value: 0.0006411

Tab. 7 : Estimation du modèle à correction d'erreur

Ce qui donne expressément

$$\Delta(SB_t) = - 0,10927 - 0,56384*(SB_{t-1}) + 0,25680*(SP_{t-1}) + 0,47106*\Delta(SB_{t-1}) + 0,23499*\Delta(SP_t) - 0,29437*\Delta(SP_{t-1})$$

Les coefficients de SB_{t-1} et SP_{t-1} sont les coefficients de la relation de long terme. En mettant - 0.56384 en facteur pour les termes SB_{t-1} et SP_{t-1} , on obtient

$$\begin{aligned} \Delta(SB_t) &= 0,47106*\Delta(SB_{t-1}) + 0,23499*\Delta(SP_t) - 0,29437*\Delta(SP_{t-1}) - 0,56384(SB_{t-1} - 0,455448*SP_{t-1} + 0,193796) \\ &= 0,47106*\Delta(SB_{t-1}) + 0,23499*\Delta(SP_t) - 0,29437*\Delta(SP_{t-1}) - 0,56384*EC_{t-1} \end{aligned}$$

où $EC_{t-1} = SB_{t-1} - 0,455448*SP_{t-1} + 0,193796$

La validation du modèle exige le diagnostic des résidus qui doivent être un bruit blanc. L'exécution des différents tests nécessaires est résumée dans le Tab. 8.

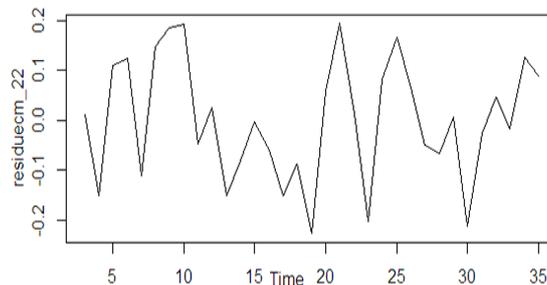
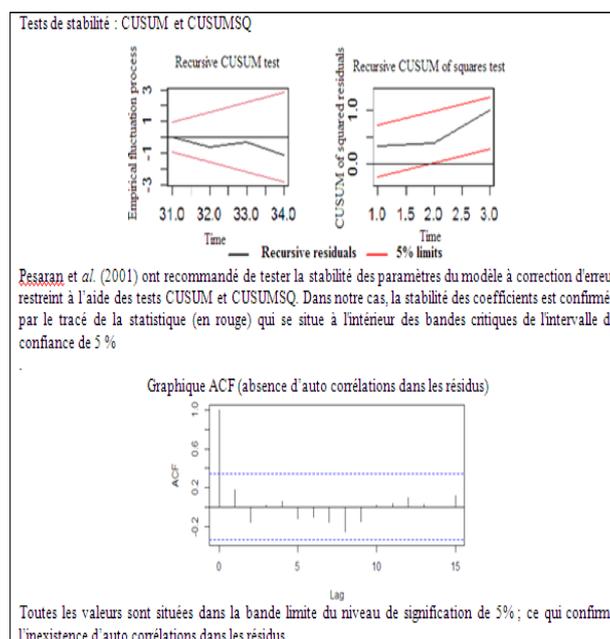


Fig. 3 : Graphique des résidus

Tests sur les résidus	Statistique du test	P. value	Conclusion
Breusch-Godfrey Test for the auto correlation in residuals	LM test = 2.7336	0.1103	Absence d'auto corrélation dans les résidus.
Ljung-Box Test for the autocorrelation in residuals: Box-Ljung test data: res	X-squared = 1.1795	0.2775	Absence d'auto corrélation dans les résidus.
Shapiro-Wilk test of normality of residuals. data: modelFull\$model\$residual	W = 0.96807	0.4289	Les résidus suivent une loi normale
Breusch-Pagan Test for the homoskedasticity of residuals studentized Breusch-Pagan test data: modelFull\$model	BP = 1.0899	0.955	Résidus homoscédastiques
Ramsey's RESET Test for model specification. data: modelECM\$model	RESET = 1.5766	0.2258	Le modèle est bien spécifié

Tab. 8 : Tests de validation du modèle



Tab. 9 : Tests CUSUM

Le modèle est donc validé ; on peut donc procéder au *bound-test* de Pesaran et al. (2001). Ce test est basé sur une *F*-statistique jointe, avec une distribution asymptotique non standard sous l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Il s'agit de tester la nullité conjointe des coefficients des variables SB_{t-1} et SP_{t-1} retardées d'une période.

Le *bound F-test* confirme l'existence d'une cointégration entre SB_t et SP_t si la statistique $F_{calculée}$ est supérieure à l'*Upper-bound*; dans le cas où $F_{calculée} < Lower-bound$, il n'y a pas de cointégration; et si $Lower-bound < F_{calculée} < Upper-bound$, on ne peut rien conclure.

Parmi les 5 cas à considérer, nous choisissons le cas 3 : "unrestricted intercept, no trend". L'exécution de ce test sous *r* donne.

PESARAN, SHIN AND SMITH (2001) COINTEGRATION TEST

Observations: 34

Number of Regressors (k): 1

Case: 3

----- F-test -----		
<----- I(0) -----	I(1) ----->	
10% critical value	4.225	5.05
5% critical value	5.29	6.175
1% critical value	7.87	8.96
F-statistic = 8.58354924840549		

La *F-statistic* = 8.5835 étant supérieure à la borne supérieure *Upper-bound* qui est égale à 6.175, on peut considérer que SB_t et SP_t sont cointégrées.

Pour le même motif, on peut également utiliser le *t-Bound test* de cointégration, et qui donne le résultat suivant.

Bounds t-test for cointegration

Data : $d(SB) \sim L(SB,1) + L(SP,1) + d(L(SB,1)) + d(SP) + d(L(SP,1))$

T = - 4.0255, Lower-bound I(0) = - 2.8606, Upper-bound I(1) = - 3.2240, p-value = 0.005492

Alternative hypothesis : Possible cointegration

Null values :

k	T
1	1000

où l'hypothèse nulle est H_0 : no levels relationship.

$|t| = |-4.0255| = 4.0255 > Upper-bound I(1) = -3.2240$; ce qui confirme le résultat du *F-test* précédent de l'existence d'une relation de cointégration entre la série SB_t et SP_t , avec un niveau de confiance de 95%. Ainsi, les séries SB_t et SP_t sont effectivement cointégrées.

L'estimation du modèle à correction d'erreur donne

$$\Delta(SB_t) = 0,47106*\Delta(SB_{t-1}) + 0,23499*\Delta(SP_t) - 0,29437\Delta(SP_{t-1}) - 0,56384*(SB_{t-1} - 0,455448*SP_{t-1} + 0,193796) + \varepsilon_t$$

Cette représentation permet de mettre en évidence la dynamique de court terme (représentée par les variables en différence première) et la dynamique de long terme (représentée par les variables en niveau). La correction des écarts entre la variable SB_t et sa valeur d'équilibre à long terme apparaît clairement. Le coefficient - 0,56384 est la force de rappel. Il est bien négatif, comme l'exige la théorie.

L'équation de long terme ou relation de cointégration est

$$SB_t = \underset{(0.261835)}{-0,193800} + \underset{(0.071017)}{0,455448}*SP_t + \varepsilon_t$$

La vérification de cette représentation peut être effectuée sous *r* par l'exécution de l'instruction: `multipliers(nouveardl, type = "lr", vcov_matrix = NULL)` qui donne

term	estimate	std_error	t.statistic	p.value
1 (Intercept)	-0.1938005	0.26181351	-0.7402236	4.655529e-01
2 SP	0.4554488	0.07101771	6.4131717	7.176566e-07

Comme SB_t et SP_t sont exprimés sous forme de logarithmes des prix, les estimations des paramètres du modèle à correction d'erreur associé au modèle *ARDL(2,2)* sont interprétées comme des élasticités. Le modèle *ECM* permet d'examiner en fait, la dynamique de court terme et de long terme entre SB_t et SP_t .

L'équation de cointégration montre que sur le long terme une augmentation de 10% du prix du baril du pétrole WTI engendre une augmentation de 4,6% du prix du boisseau de blé sur le marché américain (les données proviennent du marché américain).

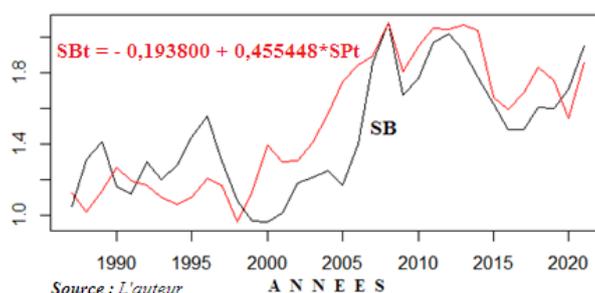


Fig. 4 : Graphiques de Cointeq(ardl_22, case=3) et SB,

Les graphiques de la Fig. 4, montre le degré d'adéquation entre la série d'observations SB_t (en noir) et la relation de long terme (en rouge). Visiblement, elles présentent les mêmes tendances.

En revenant aux niveaux des prix qu'on note B_t pour le blé et P_t pour le pétrole, on obtient la relation de long terme $B_t = e^{-0.1938} * P_t^{0.455448}$; la moyenne résiduelle est de 0,54688 et l'écart-type 1,21300.

4. Discussion

L'étude menée a permis de confirmer l'existence d'une relation de long terme entre les moyennes annuelles des prix de clôture quotidiens du blé et ceux du brut WTI. Le test de stationnarité KPSS a montré que les séries des prix n'étaient pas stationnaires en niveau; ce qui interdit l'application de la méthode des moindres carrés (régression fallacieuse) pour chercher la relation de long terme. Par le même test on prouve la stationnarité des séries différenciées une fois. L'approche ARDL a permis de tester l'existence d'une cointégration entre SB et SP grâce au *F bound test* de Pesaran et *al.* en exploitant le modèle à correction d'erreur non restreint. De ce modèle, on extrait la relation de long terme après avoir effectué les différents tests sur les résidus qui devraient être un bruit blanc.

5. Conclusion

L'étude économétrique, utilisant l'approche ARDL avec le *bounds-test* de Pesaran (2001), a permis de mettre en évidence une relation de long terme (cointégration) entre les moyennes annuelles des prix de clôture quotidiens du blé au Chicago Mercantile Exchange (CME) et celles du brut WTI (mélange de plusieurs pétroles bruts légers américains et référence du marché pétrolier américain).

Les données utilisées sont des cours boursiers américains dont la fiabilité ne peut être obtenue dans d'autres marchés régionaux. Le résultat trouvé indique qu'une augmentation de 1% du prix du pétrole WTI engendre à long terme une hausse de 0,46% du prix du blé aux Etats-Unis. Un tel résultat pourrait servir les opérations de couverture (hedging) dans les marchés à terme du blé, pour se couvrir contre le risque de volatilité des prix. Il y'a lieu de noter que cette céréale, constitue l'essentiel de la nutrition de la population du citoyen algérien. En effet, les quantités annuelles importées per capita a atteint le seuil de 172,57 Kg, c'est dire la forte dépendance de l'Algérie aux marchés extérieurs des produits agricoles. Rappelons que la forte augmentation des prix du pétrole en 2007-2008 a provoqué une hausse de 87% de l'indice FAO des céréales, engendrant une crise alimentaire aigue dans certains pays en développement. Des pays, comme le Brésil ont eu recours aux biocarburants pour amortir les chocs pétroliers (programme Proalcool en 1973) ; ce qui a entraîné la hausse de la demande de produits agricoles énergétiques et une hausse des prix. D'autres causes moins visibles, interviennent également dans la formation des prix du blé, en particulier la spéculation dans les marchés à terme, notamment après la crise financière de 2008, relative aux subprimes. Une enquête du Sénat américain avait bien montré que la spéculation sur le blé a concrètement fait augmenter les cours des contrats à terme de ce produit. Nos résultats ont montré qu'à long terme, la hausse de 10% du brut WTI induit une hausse de 4,6% du prix du blé.

Bibliographie

- Abbott, P.C., Hurt, C. & Tyner, W.E. 2011 "What's Driving Food Prices in 2011". *Farm Foundation Issue Report*.
- Abis, S. 2015 "Géopolitique du blé : un produit vital pour la sécurité mondiale." Paris, Armand Colin, coll. *Enjeux stratégiques*, 270 p.
- Al-Maadid, A., Caporale, G.M. & Spagnolo, N. 2017 "Spillovers between food and energy prices and structural breaks". *Int. Econ.* 150, 1–18.
- Baumeister, C. & Kilian, L. 2020 "Do oil price increases cause higher food prices ?" *Econ. Policy* 29, 691–747. <https://www.jstor.org/stable/24030050>
- Chang, T. & Su, H. 2010 "The substitutive effect of biofuels on fossil fuels in the lower and higher crude oil price periods." *Energy*.35 (7), 2807–2813.
- Fowowe, B. 2016 "Do oil prices drive agricultural commodity prices? Evidence from South Africa." *Energy* 104, 149–157.
- He, Z. & Maekawa, K. 1999 "On spurious Granger causality". *Economic letters*, 73(3), 307-313.
- Kerpoisson, R. 2017 "Le prix mondial est affecté par les stocks mobilisables des exportateurs." *Terre-net Média*.27 <https://www.terre-net.fr/marche-agricole/actualite-marche-agricole/article/le-prix-mondial-est-affecte-par-les-stocks-mobilisables-des-exportateurs-1395-128604.html>

- Kim, S.H. & Shin, D.H. 2020 “Study on the Causal Relationship between Spot Price and Futures Price of Crude Oil and Agricultural Products”. *International Journal for Innovation Education and Research* : Vol 8 N° 05.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. 2001 “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”. *J. Appl. Econom.* 16, 289–326.
- Narayan, P.K. 2004 “Reformulating critical values for the Bounds F-statistics approach to cointégration : an application to the tourism demand model for Fiji”. *Discussion papers* N°02/04. Department of Economics.
- Toda, H. & Yamamoto, T. 1995 “Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes”. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Reboredo, J.C. 2012 “Do food and oil prices co-move?.” *Energy Policy*, 49, 456–467
- Tangermann, S. 2007 « Biocarburants et sécurité alimentaire» *Économie rurale*, 300 |100-104
- Hamulczuk, M. 2016 “Energy prices vs agri-food prices – energy security and food security.” *Humanit. Soc. Sci.*, 23, 37–51.
- McFarlane, L. 2016 “Agricultural commodity prices and oil prices: Mutual causation.” *Outlook Agric.* 45, 87–93.
- Rezitis, A.N. 2015 “The relationship between agricultural commodity prices, crude oil prices and US dollar exchange rates: A panel VAR approach and causality analysis.” *Int. Rev. Appl. Econ.* 29, 403–434.
- Lutkepohl, H. 2004 “Vector Autoregressive and Vector Error Correction Models.” *In Book Applied Time Series Econometrics*. Eds. *Cambridge University Press*: New York, NY, USA.
- Nazlioglu, S. 2011 “World oil and agricultural commodity prices: Evidence from nonlinear causality.” *Energy Policy* 39, 2935–2943.
- Nobletz, C. 2017 “L’impact des biocarburants sur les prix des matières premières agricoles.” *Economix*.
- Roman, M., Górecka, A. & Domagała, J. 2020 “The Linkages between Crude Oil and Food Prices.” *energies MDPI*.
- Taghizadeh-Hesary, F., Rasoulinezhad, E. & Yoshino, N. 2018 “Energy and Food Security: Linkages through Price Volatility.” *Energy Policy* 128, 796–806.