

Les déterminants de la demande d'importation de blé en Algérie

Souad BOUCHAKOUR¹, Abdelhamid AIT TALEB^{2*}, Ouarda ALOUACHE³

¹ Université de Tizi-Ouzou (Algérie)

² Université de Tizi-Ouzou (Algérie)

³ Université de Boumerdes (Algérie)

Date de réception : 21/06/2025 ; Date de révision : 13/09/2025 ; Date d'acceptation : 19/12/2025

Résumé : En dépit des efforts déployés par l'Algérie, ses importations de blé se maintiennent à un niveau élevé et connaissent une croissance annuelle persistante. Cette dynamique a des conséquences inévitables sur le budget de l'État, et sur sa souveraineté alimentaire. L'article se propose ainsi d'analyser les facteurs déterminant le volume annuel des importations de blé de l'Algérie, dans le but d'orienter ses politiques publiques. Pour ce faire, une approche quantitative, basée sur une étude économétrique a été adoptée. En appliquant le modèle ARDL sur des données couvrant la période (2000-2023). Les résultats de l'étude ont révélé que les facteurs déterminants du volume des importations de blé de l'Algérie, tels qu'ils ressortent de l'analyse en termes d'impact, incluent principalement le PIB par habitant, l'importation de biens et services, le taux de change, la masse monétaire, l'importation de blé de l'année précédente, le prix du pétrole et enfin la production locale de blé. Ces résultats révèlent que la hausse du niveau de vie de la population algérienne impacte positivement l'importation du blé tendre, alors que le gros de la production nationale est composé de blé dur. Ainsi, le développement de la production du blé tendre est indispensable pour réduire la facture des importations.

Mots-clés : Blé ; Importation ; Déterminants ; ARDL

Codes de classification Jel : Q13 ; F10 ; C32

Summary: Notwithstanding Algeria's efforts, its wheat imports remain high and continue to increase each year. This trend has inevitable consequences for the state budget and food sovereignty. This article therefore aims to analyse the factors determining the annual volume of wheat imports in Algeria, in order to guide public policy. To this end, a quantitative approach based on econometric analysis was adopted, applying the ARDL model to data covering the period 2000-2023. The results of the study indicate that the factors determining the volume of wheat imports in Algeria, as revealed by the impact analysis, mainly include: GDP per capita, imports of goods and services, the exchange rate, money supply, wheat imports in the previous year, oil prices and, finally, local wheat production. These results reveal that the increase in the standard of living of the Algerian population has a positive impact on soft wheat imports, while most of the national production consists of durum wheat. Thus, the development of soft wheat production is essential to reduce the import bill.

Keywords: Wheat; Import; Déterminants; ARDL.

Jel Classification Codes : Q13; F10; C32

I- Introduction :

Le blé est la plus ancienne des céréales. Sa culture remonte à environ 10 000 ans. Initialement cultivée dans le sud-ouest de l'Asie, notamment en Syrie, au Liban, en Palestine et dans le sud de la Turquie, elle s'est ensuite étendue à travers le Bassin méditerranéen et le reste du monde. Aujourd'hui, sa culture s'étend sur les deux hémisphères, grâce à sa remarquable diversité génétique qui lui permet de s'adapter à des climats et des températures variées. (De Sousa, Ribeiro, Sabença, & Igrejas, 2021). Le blé, qui est la céréale la plus répandue au monde, est utilisée dans de nombreux aliments transformés, qu'ils soient traditionnels ou modernes. Cette importance est attribuable à son statut de source végétale de protéines et de calories pour l'alimentation humaine.

* Corresponding author, e-mail: abdelhamid.ait-taleb@ummto.dz

Actuellement, la production de blé est principalement destinée à la consommation humaine, tandis que les parts réservées à l'alimentation animale et à la production de biocarburants sont moindres. Les caractéristiques du blé, qu'il soit tendre ou dur, ont une influence significative sur les dynamiques commerciales mondiales.

Il est communément admis que les pays méditerranéens et l'Algérie en particulier, sont traditionnellement reconnus pour leur mode de consommation basé essentiellement sur le blé dur. Il convient de noter que, dans l'histoire de l'alimentation humaine, le blé dur a représenté une source de subsistance significative pour la population algérienne. Néanmoins, les changements des habitudes alimentaires induits par la mondialisation ont favorisé une transition vers une alimentation plus riche en blé tendre. Cependant, comme en témoigne l'augmentation des quantités importées annuellement pour satisfaire la demande intérieure, la dépendance de l'Algérie à l'importation de cette céréale s'accroît de plus en plus. Cette situation place l'Algérie en deuxième position en Afrique, après l'Égypte, en termes d'importation de blé (OCDE/FAO, 2018, p. 137). Cette situation, qui représente une charge conséquente pour le budget de l'État, dont la principale source de revenus provient des exportations d'hydrocarbures, requiert une analyse approfondie des facteurs déterminants qui, malgré le potentiel agricole national, conduisent à une hausse persistante des importations de blé.

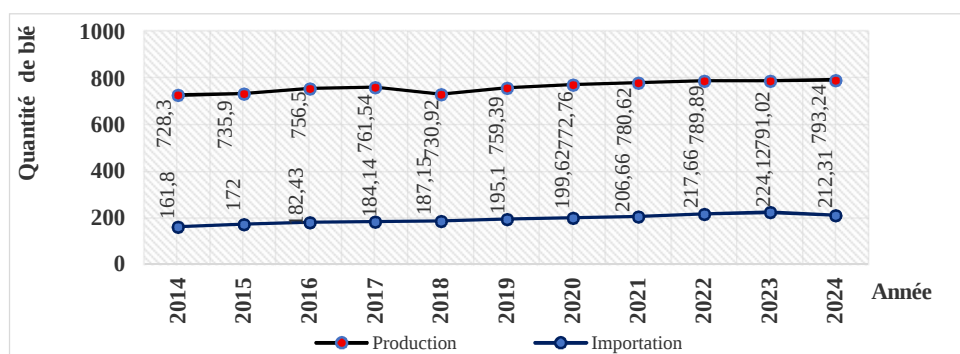
Dans le contexte actuel de la politique agricole algérienne, l'objet de ce présent papier consiste à identifier les principaux déterminants de la demande d'importation de blé, en vue de mieux orienter les politiques publiques pour soutenir l'autosuffisance et la sécurité alimentaire de l'Algérie. Ainsi, pour répondre à cette problématique, une approche économétrique est adoptée, en utilisant un des données collectées sur des variables macroéconomiques durant la période (2000-2023).

I.1. Aperçu sur le marché mondial de blé

Les études antérieures relatives au marché de blé montrent la vulnérabilité du marché international du blé aux chocs, ce qui affecte directement les pays importateurs, car le commerce du blé, d'une part, apporte une assistance en cas de chocs locaux et, d'autre part, les expose aux chocs externes propagés à travers les liens commerciaux (Robu, Alexoaei, Cojanu, & Miron, 2024). Cette vulnérabilité est due à la concentration des exportations entre un petit nombre de pays et à la faible diversification des importations (Gutiérrez-Moya, Adenso-Díaz, & Lozano, 2021), comme le soutiennent (Liu, Wang, Yan, Shen, & Chen, 2023), qui montrent que l'interruption des exportations de blé par la Russie et l'Ukraine à cause de la guerre a eu un impact majeur sur le commerce du blé, ce qui démontre sa forte vulnérabilité. Cette dernière peut cependant être réduite grâce à la constitution de réserves suffisantes et à la diversification des sources d'importation.

La hausse de la population mondiale et l'urbanisation rapide ont émergé comme les principaux moteurs du marché mondial de blé. Ces deux éléments ont transformé le modèle de consommation et les préférences mondiales vers les produits à base de blé, ce qui a augmenté la taille de ce marché qui a atteint les 793,24 millions de tonne durant l'année 2024/2025 et des importations de 212,31 millions de tonnes pour la même année (cf. figure 1).

Figure (1) : Évolution de la production et de l'importation mondiales de blé (en 10⁶ de tonnes)



Source : réalisé par les auteurs à partir des données extraites du site : www.statista.com

Selon les données présentées dans la figure 1, la production mondiale a enregistré une croissance continue entre 2014 et 2017, puis a connu une baisse estimée à 2,7 % en 2018, due essentiellement aux conditions climatiques défavorables. Elle a ensuite repris sa croissance positive jusqu'en 2024. En revanche, les importations mondiales n'ont pas cessé d'augmenter d'une année à l'autre, de 2014 à 2023, et ont enregistré en 2024 une baisse estimée à 5,27 % suite à la réduction des importations par la Chine.

1.2. État de lieu du marché de blé en Algérie

L'Algérie a toujours besoin d'importer de grandes quantités de blé pour faire face à son déficit alimentaire (Sellami et Sellami, 2020). Ainsi, pour satisfaire la demande intérieure, qui dépasse largement la production locale, le gouvernement doit importer la différence de l'extérieur. Selon les données du département américain de l'Agriculture (USDA 2024), les importations de l'Algérie ont atteint 9 millions de tonnes en 2024. Cette quantité importante vient compléter une production d'environ 3 millions de tonnes de l'année. L'importation de blé n'a pas cessé d'augmenter depuis 2000, malgré la hausse des prix sur les marchés internationaux due aux aléas climatiques et aux conflits géopolitiques. Quant à la production locale, son évolution est en dents de scie dû aux sécheresses en général. (Cf. figures 2 et 3).

Figure (2) : Évolution de des importations de blé (en million de tonnes)

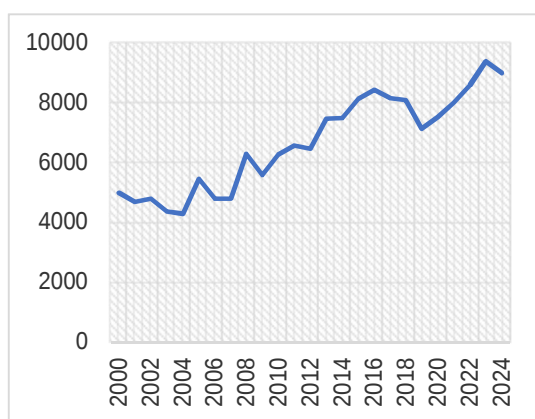
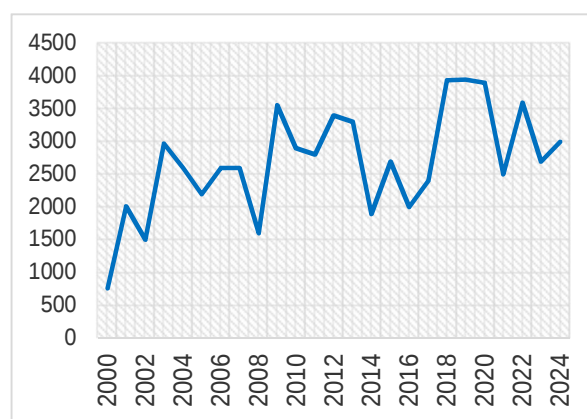


Figure (3) : Évolution de la production de blé (en million de tonnes)



Source : réalisées les auteurs à partir des données (USDA, 2001-2025)

Quant à la consommation annuelle sur la période considérée, elle a enregistré une croissance positive pour la plupart des années. Cela donne un taux de croissance annuel moyen de 4,7 %, nettement supérieur à celui de la population, qui est de 1,8 %. (Cf. figures 4 et 5)

Figure (4) : Évolution de la consommation de (en million de tonnes) blé en Algérie durant la période (2000 2024)

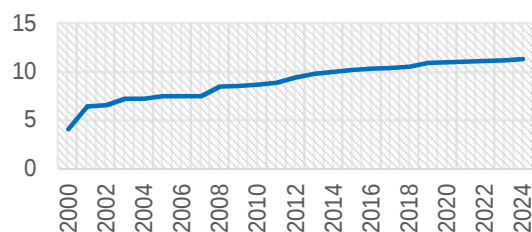
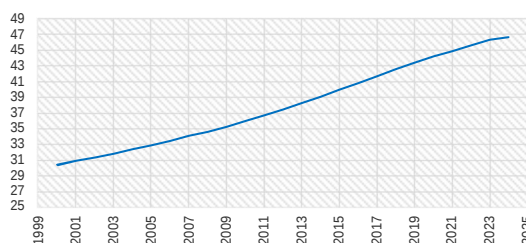


Figure (5) : Évolution de la population algérienne durant la période (2000 2024) (en million d'habitants)



Source : réalisées les auteurs à partir des données ONS, USDA et Perspective Monde.

Depuis les années 2000, le taux de croissance annuel moyen de la consommation de blé en Algérie, comme cela a déjà été souligné, est supérieur à celui de la population. Ce phénomène pourrait s'expliquer par divers facteurs, tels que le changement des habitudes alimentaires, davantage orientées vers la consommation massive de blé, due à l'expansion du service de restauration rapide

(fast-food), le gaspillage, notamment du pain subventionné par l'État, la contrebande et les flux migratoires clandestins vers le pays.

I.3. Revue de littérature

Dans le contexte de la sécurité alimentaire internationale, l'importation de blé se présente comme un enjeu stratégique pour de nombreuses nations. La compréhension des facteurs déterminant ces importations s'avère fondamentale pour les acteurs politiques et économiques. En effet, de nombreux travaux de recherche ont été menés au cours de la dernière décennie par des chercheurs de divers horizons disciplinaires. Les recherches menées dans ce domaine révèlent l'existence de facteurs communs et divergents parmi les études examinées. Ainsi, Selon Too, Bett, et Gitau (2023), les importations de blé du Kenya représentent une part importante de l'offre de blé destinée à satisfaire la demande intérieure. Dans cette étude réalisée pour la période 2000-2019, les facteurs intégrés pour expliquer l'évolution des importations de blé sont les suivants : l'indice du revenu réel, le taux de change, les rendements nationaux de blé du Kenya, le prix relatif des importations de blé, le stock final de blé, les droits de douane sur les importations de blé et la quantité décalée des importations de blé. Les résultats de leur recherche mettent en évidence l'influence du prix relatif des importations de blé, du stock final et des importations de blé retardées, qui ont contribué à l'expansion du blé au Kenya au cours des deux dernières décennies.

En ce qui concerne le travail réalisé par Uzunoz et Akcay (2009) sur le cas de l'importation de blé de la Turquie, il est important de noter que, malgré ses capacités de production considérables, le volume d'importation reste important. Il convient aussi de souligner que la Turquie importe des quantités significatives de blé afin de satisfaire non seulement sa consommation intérieure, mais également ses besoins d'exportation de produits transformés. L'étude menée par Uzunoz et Akcay (2009) s'est concentrée sur l'analyse des facteurs déterminant la demande d'importation de blé durant la période 1984-2006, en employant une fonction linéaire logarithmique double. Les auteurs de cette étude ont examiné les facteurs déterminant les importations agricoles turques, y compris le blé, en intégrant les prix intérieurs réels du blé, le PIB/habitant, le taux de change, la demande d'importation décalée de blé, la production nationale de blé et la demande intérieure de blé comme facteurs prépondérants. Les résultats de cette analyse ont permis de mettre en exergue l'impact significatif des fluctuations des prix intérieurs du blé sur la demande d'importation de ce produit. En effet, les consommateurs turcs manifestent une préférence marquée pour l'achat de blé national, privilégiant ainsi l'approvisionnement local par rapport à l'importation progressive de cette denrée.

Dans leur analyse, Amin, Morsi, Selim, et Riad (2023) examinent la question de l'insuffisance de la production de blé égyptienne pour satisfaire la demande croissante de la consommation intérieure, en réponse à l'augmentation de la population. Dans cette perspective, les auteurs de l'étude ont méthodiquement identifié huit facteurs déterminants : les prix moyens des exportations de blé vers l'Égypte, provenant de la Russie, de l'Ukraine, de la France, des États-Unis, de l'Australie et de la Roumanie ; le revenu moyen par habitant de l'Égypte ; et la population égyptienne. Les résultats de leur recherche mettent en exergue l'impact de la croissance démographique et des fluctuations des prix mondiaux sur la demande et les importations de blé. La dépendance à l'égard des importations est exacerbée par la limitation des ressources en eau et des terres arables.

Dans le cadre de la recherche menée par Dhungel. (2018), l'objectif était d'évaluer la fonction de demande d'importation de blé au Népal sur la période 1990-2017. Pour ce faire, l'auteur a recours à une approche économétrique spécifique, à savoir l'estimation du modèle autorégressif à retards distribués (ARDL). Dans le cadre de cette étude, l'auteur a intégré quatre variables dans le modèle : l'importation de blé en millions de dollars américains, le produit intérieur brut en millions de dollars américains, les envois de fonds en millions de dollars américains et l'indice des prix à la consommation en tant que variables dépendantes. Les tests de limites confirment l'existence d'une cointégration entre les variables (importations, envois de fonds, produit intérieur brut et indice des prix à la consommation). Ces résultats suggèrent que les transferts de fonds jouent un rôle déterminant dans l'augmentation des importations au Népal.

En ce qui concerne la littérature existante sur les importations de l'Algérie, il est important de mentionner deux études récentes : celle de Benmeriem (2023) et celle de (Bensekri, 2024). La première cherche à estimer la fonction de demande d'importation de blé en Algérie en appliquant le modèle ARDL sur la période (1970-2020) et en intégrant comme variable dépendante la quantité de

blé importée en Algérie, exprimée en millions de tonnes métriques, et sept variables indépendantes suivantes : la quantité de blé produite en Algérie, également exprimée en millions de tonnes métriques ; le PIB de l'Algérie, en milliards de dollars ; la population algérienne, en millions d'habitants ; le prix de la tonne de blé importée ; le taux de change nominal du dinar algérien par rapport au dollar américain ; la quantité de blé consommée, en millions de tonnes ; et la superficie des terres cultivées, en millions d'hectares. Les résultats de l'analyse économétrique de cette étude indiquent que la majorité des variables économiques explicatives sont significatives à court et à long terme, à l'exception de celle correspondant à la taille de la population qui n'est pas significative à long terme. Par ailleurs, les conclusions de cette étude mettent en évidence le fait que la variable « consommation » exerce une influence prépondérante sur le volume des importations de blé en Algérie.

La seconde étude qui est la plus récente, s'est intéressée à l'étude de la question dont l'objectif est d'identifier les facteurs qui influencent le montant des importations de l'Algérie en matière de blé durant la période 1990-2022. L'étude s'inscrit dans une démarche différente, en recourant à une modélisation standard ; la régression linéaire multiple et l'approche pas à pas pour estimer le modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires. Dans le cadre de cette étude, l'auteur a intégré un ensemble de treize variables dans son modèle, à savoir : les exportations, la production intérieure, la consommation, la population, le revenu national par habitant, le revenu national, le taux de change, le prix à l'importation, le prix mondial de blé, la production mondiale de blé, les stocks mondiaux de blé, la consommation mondiale de blé, les importations mondiales de blé et la population. Les résultats de cette étude ont révélé que les déterminants les plus significatifs des importations de blé de l'Algérie sont les suivants : la production nationale, la population, le prix mondial du blé et les stocks mondiaux de blé. Par ailleurs, les estimations ont révélé que ces quatre variables expliquent, de manière indépendante et à elles seules, environ 90 % de la variabilité de la quantité des importations du blé durant toute la période de l'étude.

Cette analyse de la littérature existante met en évidence que les facteurs déterminant l'importation de blé varient selon les pays et les auteurs, bien que certains éléments clés se distinguent.

II- Méthodes et Matériels :

Une revue de la littérature a été conduite, dont les résultats permettent de conclure que la majorité des études antérieures, qu'elles aient été menées en Algérie ou dans d'autres pays, ont adopté le modèle ARDL. Cependant, des disparités significatives sont observées dans l'analyse des variables et les conclusions tirées quant aux variables ayant un impact significatif sur les importations de blé par le pays en question.

Les travaux antérieurs consultés ont ainsi permis de mettre en évidence l'existence de divers facteurs déterminant l'importation de blé d'un pays, bien que certains éléments clés se distinguent. Les prix mondiaux du blé, la production nationale, la demande intérieure et les facteurs macroéconomiques sont des éléments importants qui influencent les décisions d'importation. Dans la présente partie de notre recherche, nous ambitionnons d'examiner le cas des importations de blé de l'Algérie, tout en intégrant de nouvelles variables dans notre modèle économétrique, en plus de certaines variables déjà évoquées, en considérant l'horizon temporel de l'année 2000 à l'année 2023. Concernant la spécification du modèle, c'est dans la partie de l'analyse de la stationnarité qu'elle sera déterminée, en fonction de l'ordre de cointégration des variables sélectionnées.

II.1. Sélection des variables

Le choix des variables explicatives candidates dans un modèle économétrique est une étape très décisive qui doit se faire en se référant à la théorie économique et aux tests statistiques. Comme notre économie est principalement financée par les recettes en devises, qui dépendent fortement des exportations d'hydrocarbures et en se basant sur le principe de l'existence de relations de corrélation entre toutes les variables macroéconomiques, nous avons donc décidé d'intégrer à l'étude, en plus des variables déjà examinées dans les travaux antérieurs, de nouvelles variables telles que le prix du pétrole, la masse monétaire (M_2), les importations et exportations de biens et services. Ainsi, la variable dépendante de notre modèle correspond aux importations de blé de l'Algérie (en milliers de tonnes métriques et notées y_t). Les variables indépendantes candidates sont donc au nombre de onze et représentent respectivement : le taux de croissance de la population (en pourcentage et noté x_{1t}),

la production locale de blé (en tonnes métriques et notée x_{2t}), le prix moyen du blé sur le marché international (USD/tonne et noté x_{3t}), le stock initial de blé (en milliers de tonnes métriques et noté x_{4t}), le PIB par habitant (x_{5t}), le taux de change (x_{6t}), le prix du pétrole en USD et noté x_{7t}), la consommation nationale (en tonnes métriques et notée x_{8t}), la masse monétaire M2 (en milliards de dinars x_{9t}), l'importation de biens et services (en USD constant 2010 et noté x_{10t}) et l'exportation des biens et services (en USD constant 2010 et noté x_{11t}).

II.2. Source de données utilisées

Dans le cadre de notre étude, nous nous sommes appuyés sur une série de sources de données, de diverses provenances. Notre analyse s'est donc fondée sur les données de la Banque mondiale (2012), les données économiques de la FED de Saint-Louis (2025), celles de l'Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture (FAO, 2024), de l'Office national des statistiques ONS (2023), du site Statista (2025), ainsi que celles de Perspective Monde (2024) et du département de l'Agriculture des États-Unis (USDA, 2001-2025).

II.3. Analyse descriptive et stationnarité des variables du modèle

L'analyse des données relatives aux variables candidates, en s'intéressant aux quelques indicateurs de tendance centrale, de dispersion et de normalité, permet d'estimer la volatilité de ces dernières. L'examen des résultats relatifs à l'analyse unidimensionnelle (cf. tableau (1) en annexe) révèle que les variables x_{9t} , x_{10t} et x_{11t} présentent des moyennes et des médianes relativement proches, suggérant une distribution plus symétrique. En revanche, les variables y_t et x_{9t} ont des moyennes et des médianes qui, bien que similaires à celles des précédentes, sont néanmoins de moindre amplitude. Quant au reste des variables, l'analyse révèle des moyennes et des médianes significativement inférieures par rapport aux autres variables. En ce qui concerne x_{1t} , elle correspond à la variable dont la moyenne et la médiane sont les plus faibles et cela est attribuable à l'utilisation du taux de croissance, qui s'avère déjà faible. En matière de dispersion, il convient de noter que les écart-types les plus élevés sont ceux de x_{9t} , x_{10t} et x_{11t} indiquant une grande variabilité. y_t , x_{4t} , et x_{8t} ont des écart types moins élevés, indiquant une variabilité moindre. Quant au reste des variables, leurs écart-types sont faibles.

Concernant la forme des distributions, les résultats révèlent qu'aucune distribution n'est parfaitement symétrique. Toutefois, certaines distributions sont relativement symétriques comme celles de y_t , x_{1t} , x_{2t} , x_{4t} , x_{7t} , x_{9t} , x_{10t} et x_{11t} . Quant au reste des variables sont soit fortement asymétrique (x_{5t}) ou bien modérément asymétriques (x_{3t} , x_{6t} et x_{8t}). En ce qui concerne l'aplatissement des distributions, les résultats du tableau déjà cité indiquent qu'il y a uniquement x_{5t} qui est du type leptokurtique et que toutes les autres sont de type platikurtique.

Le test de normalité de Jarque-Bera révèle que toutes les valeurs de probabilité sont supérieures à 0,05. Par conséquent, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle de normalité. Ce qui signifie que sur le plan statistique, nous n'avons pas de preuve suffisante pour affirmer que les données ne sont pas normalement distribuées. Bien que les tests de Jarque-Bera n'aient pas rejeté la normalité, les valeurs d'asymétrie et de kurtosis indiquent certaines déviations de la normalité, qui pourraient être pertinentes en fonction des analyses ultérieurement.

Pour des objectifs de normalisation des données, de stabilisation des variances, de linéarisation des relations et d'interprétation des coefficients du modèle estimé, il s'avère nécessaire d'introduire le logarithme sur l'ensemble des variables du modèle (sauf pour les variables représentant respectivement le taux de croissance et le solde de la balance commerciale) avant de les soumettre au test de racine unitaire. Par ailleurs, l'analyse de la stationnarité des variables sera effectuée de manière globale à l'aide du logiciel Eviews 12, lequel permet de réaliser le test de racine unitaire pour un ensemble de variables donné. Cette option est rendue possible par l'extension développée par Imadeddin Almosabbah et ajoutée au logiciel Eviews. Les résultats de ce test sont présentés dans le tableau II de l'annexe

II.4. Spécification et estimation du modèle

La spécification du modèle dépend des résultats de l'analyse de la stationnarité des variables introduites dans le modèle. Selon la méthodologie standardisée dans ce domaine, l'application des modèles ARDL (Autoregressive Distributed Lag) est possible lorsque les variables sont intégrées d'ordre zéro et d'ordre un, mais pas dans le cas où certaines variables sont intégrées d'ordre deux. Dans le cadre de notre étude, la méthode ARDL s'avère être la plus appropriée, car d'une part, toutes les variables (dépendantes et indépendantes) sont stationnaires en en niveau ou en première différence, $I(0)$ et $I(1)$, et d'autre part, la taille de notre échantillon (24 observations) est considérée comme étant de petite taille. L'approche ARDL se décline en plusieurs étapes. La première étape consiste à examiner les propriétés stationnaires de chaque variable. Cette étape consiste à appliquer le test de racine unitaire, qui permet de déterminer l'ordre d'intégration des variables. Les résultats des tests de stationnarité de Dickey Fuller Augmenté (ADF), indique que les variables utilisées sont intégrées en niveau et en première différence (cf. tableau (2) en annexe).

La fonction de demande d'importation de blé s'écrit :

$$ly_t = f(lx_{1t}, lx_{2t}, lx_{3t}, lx_{4t}, lx_{5t}, lx_{6t}, lx_{7t}, lx_{8t}, lx_{9t}, lx_{10t}, lx_{11t})$$

Cependant, en raison de problèmes liés aux violations d'hypothèse (stochastiques et structurelles) lors de la sélection des retards, notamment en raison de la multicollinéarité, de l'autocorrélation et de l'hétéroscédasticité, il a été décidé de supprimer les variables suivantes : $lx_{1t}, lx_{3t}, lx_{4t}, lx_{8t}$. Le modèle sélectionné inclut donc un ensemble de sept variables candidates prédéfinies ($lx_{2t}, lx_{5t}, lx_{6t}, lx_{7t}, lx_{9t}, lx_{10t}, lx_{11t}$) et une dummy variable (notée x_{12t}), qui correspond à la période du Covid-19. Cette dernière est introduite après avoir constaté la présence du problème d'hétéroscédasticité lors de l'estimation du modèle. La forme du modèle ARDL sélectionné se présente donc comme suit :

$$ly_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i ly_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{1j} lx_{2t-j} + \sum_{k=0}^{q_5} \beta_{2j} lx_{5t-j} + \sum_{k=0}^{q_6} \beta_{3j} lx_{6t-j} + \sum_{k=0}^{q_8} \beta_{4j} lx_{7t-j} + \sum_{k=0}^{q_{10}} \beta_{5j} lx_{9t-j} + \sum_{k=0}^{q_{12}} \beta_{6j} lx_{10t-j} + \sum_{k=0}^{q_{15}} \beta_{7j} lx_{11t-j} + \sum_{k=0}^{q_{15}} \beta_{8j} x_{12t-j} + \varepsilon_t$$

En général la détermination du nombre de retards optimal des variables du modèle est obtenue grâce à l'un des critères d'informations suivants : le critère d'Akaike (AIC), le critère de Schwarz (SC) ou le critère d'Hannan et Quinn (HQ). Dans le cas de notre modèle, la détermination des retards optimaux, c'est-à-dire l'ordre des retards ($p, q_2, q_5, \dots, q_{11}$) est obtenu de manière automatique à l'aide de Eviews, en se basant sur les critères d'information d'Akaike (AIC) et en fonction des variables candidates. Sur le logiciel Eviews, 256 modèles ont été estimés au total et les 5 meilleures spécifications sont présentées dans le tableau 1 suivant et le modèle retenu dans ce cas est le numéro 1 (Cf. figure (1) en annexe).

Tableau (1) : Les cinq meilleurs modèles selon les critères AIC, BIC et HQ

Model Selection Criteria Table

Dependent Variable: LY

Date: 05/11/25 Time: 11:51

Sample: 2000 2023

Included observations: 23

Model	LogL	AIC*	BIC	HQ	Adj. R-sq	Specification
1	89.829746	-6.246065	-5.357417	-6.022572	0.990313	ARDL(1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1)
3	87.885137	-6.163925	-5.324647	-5.952849	0.990441	ARDL(1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0, 1)
33	87.218625	-6.105967	-5.266689	-5.894891	0.989870	ARDL(1, 1, 1, 0, 1, 1, 1, 1, 1)
4	85.353744	-6.030760	-5.240851	-5.832100	0.989789	ARDL(1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0, 0)
2	85.818505	-5.984218	-5.144939	-5.773142	0.988559	ARDL(1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0)

Source : réalisé par les auteurs en utilisant le logiciel Eviews 12

III-Résultats et Discussion :

III.1. Résultats de l'estimation du modèle ARDL

Le tableau (3), inséré en annexe, détaille les résultats de l'estimation du modèle 1, effectuée par la méthode des MCO, et fournit plusieurs indicateurs statistiques. Ce tableau fournit notamment les valeurs des paramètres estimés, leurs écart-types, les valeurs empiriques de la statistique de Student(t) et les probabilités de signification des paramètres estimés (p-values). L'équation du modèle estimé se présente comme suit :

$$\begin{aligned} ly_t = & 5,63 - 0,74ly_{t-1} - 0,25lx_{2t} - 0,07lx_{2t-1} - 5,11lx_{5t} - 1,87lx_{5t-1} + 1,14lx_{6t} \\ & + 0,31lx_{6t-1} + 0,37lx_{7t} + 0,18lx_{7t-1} - 0,56lx_{9t} + 0,94lx_{9t-1} - 0,41lx_{10t} \\ & + 1,51lx_{10t-1} + 0,60lx_{11t} + 0,29lx_{11t-1} - 0,11lx_{12t} - 0,06lx_{12t-1} \end{aligned}$$

III.2. Performance globale du modèle estimé

Dans cette partie consacrée à l'analyse de la performance globale du modèle, deux niveaux d'analyse sont à considérer : l'évaluation économique et l'évaluation statistique. Sur le plan économique, l'analyse est fondée sur une étude rigoureuse des signes et des valeurs des coefficients du modèle estimé. Cette étape a ainsi permis de mettre en évidence une cohérence globale satisfaisante entre la variable dépendante et les variables indépendantes retenues dans le modèle. Quant au volet statistique, il est impératif de le réaliser en trois niveaux : un diagnostic relatif à l'analyse de la cointégration et à l'estimation du modèle ECM, un diagnostic relatif à la stabilité du modèle et un diagnostic relatif à l'autocorrélation, à l'homoscédasticité et à la normalité.

III-2.1. Tests sur les coefficients du modèle estimé retenu

Le test de Student révèle que les variables représentant l'importation de blé retardée d'une année (ly_{t-1}), la production nationale (lx_{2t}), le taux de change (lx_{6t}), le prix du pétrole (lx_{7t}) et le prix du pétrole retardé d'une année (lx_{7t-1}), la masse monétaire retardée d'une année (lx_{9t-1}), les importations retardées d'une année (lx_{10t-1}), et la variable indicatrice (lx_{12t}), ont des effets significatifs au seuil de 5% d'erreur. Tandis que les variables correspondant au PIB par habitant (lx_{5t}), le PIB par habitant retardé d'une année (lx_{5t-1}), le prix du pétrole retardé d'une année (lx_{7t-1}) et la masse monétaire (lx_{9t}) sont statistiquement significatives au seuil de 10 % d'erreur. Par contre la production nationale retardée d'une année (lx_{2t-1}), le taux de change retardé d'une année (lx_{6t-1}), les importations et les exportations de biens et services (lx_{10t} et lx_{11t}) ainsi que les exportations retardées d'une année (lx_{11t-1}) ne sont pas statistiquement significatif même au seuil de 10%. Il est à noter que la constante du modèle, dont la valeur est positive, ne présente pas également de significativité statistique. En conclusion, par rapport aux variables dont les paramètres sont non significatifs, le test de Student à lui seul ne permet pas de les exclure du modèle estimé.

III-2.2. Test de cointégration (test des Bounds)

En estimant les paramètres du modèle à court et à long terme, la méthode ARDL s'articule autour de la vérification de l'existence de relations à long terme entre la variable dépendante et les variables indépendantes, en faisant appel à méthode dite des limites proposée par Pesaran, Shin, and Smith (2001). Ce test révèle l'existence d'une relation de cointégration à long terme entre la variable endogène et les variables exogènes de notre modèle puisque ; la valeur de la statistique de Fisher calculée par le logiciel (F=20,63) est une grande valeur par rapport aux valeurs des limites supérieures du test obtenues mais pour le cas de notre échantillon qui est petit par rapport aux trois niveaux habituellement utilisés (n=1000, n=35 et n=30) et pour des seuils de 10% d'erreur, 2,5% et 1% (Cf. tableau (4) en annexe).

III-2.3. Estimation du modèle de correction d'erreurs (ECM)

Lorsqu'un test des limites (Test de Bounds) révèle une cointégration à long terme, il est recommandé d'estimer le modèle à correction d'erreurs afin d'évaluer la valeur du coefficient de correction d'erreurs permettant de rétablir l'équilibre. Selon les résultats de l'estimation de notre modèle ECM, cette valeur est de -1.74. Selon la littérature économétrique existante, deux conditions doivent être remplies pour conclure à un retour vers l'équilibre. En premier lieu, le signe de ce coefficient de correction doit être négatif, indiquant ainsi la tendance à revenir à l'équilibre. En second lieu, ce paramètre doit être statistiquement significatif selon le test de Student. Notre coefficient de correction d'erreurs satisfait donc à ces deux conditions. Le coefficient ECM donne également des indications quant à la rapidité avec laquelle l'en parvient à un équilibre de long terme. Il s'agit d'un indicateur

qui permet de mesurer l'étendue de la correction du déséquilibre constaté au cours d'une période antérieure, et ce, au regard de la période actuelle. Pour notre cas, la valeur négative est en parfaite cohérence avec ce que propose la théorie de la cointégration. Selon cette théorie, lorsque ly se situe au-dessus de sa valeur d'équilibre de long terme, elle manifeste une tendance à la diminution, et vice versa. L'importante signification de ce coefficient suggère une capacité d'ajustement rapide. Il ressort de l'analyse que 173,67 % du déséquilibre initial est corrigé lors d'une seule période. En conclusion, le coefficient ECM négatif et significatif constitue donc un argument qui justifie la cointégration des variables du modèle (Cf. tableau (5) en annexe).

III-2.4. Diagnostic des résidus

Les résultats du test relatif au diagnostic des résidus du modèle, concerne l'hypothèse stipulant que les erreurs sont indépendantes. En utilisant à cet effet, le corrélogramme des résidus, le corrélogramme des carrés des résidus et le test de Breusch-Godfrey qui est un outil statistique performant, la présence d'autocorrélation est donc écartée (Cf. tableau (6), (7) et (8)). Quant à la normalité des résidus, l'histogramme de normalité montre une légère asymétrie (modérément asymétrique) dont la forme léptokurtique. Selon le test de Jarque-Bera dont la valeur est de 3,13 avec un seuil d'erreur de 5%, l'hypothèse de normalité des erreurs ne peut être remise en cause. Enfin, par rapport à l'hypothèse d'hétéroscédasticité, le test d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive révèle l'absence d'autocorrélation dans le modèle (Cf. tableau (9) en annexe).

III-2.5. Diagnostic sur la stabilité du modèle durant la période

L'analyse conjointe des deux tests relatifs à la stabilité des paramètres du modèle (CUSUM et CUSUM of Squares) a permis de conclure à une stabilité satisfaisante des paramètres du modèle sur la période 2021-2023. Les deux graphiques montrent que les statistiques des tests restent dans les limites de confiance prédéterminées de 5 %, renforçant ainsi la confiance dans la robustesse des estimations des coefficients du modèle à travers le temps (cf. figures (3) et (4) en annexe).

Par ailleurs, le test d'erreur de spécification de l'équation de régression, communément appelé Test de Ramsey RESET, indique une contradiction entre les différents tests utilisés (t-statistique, f-statistique et le ratio de Likelihood). Donc, il y a présence de problème de spécification dans le modèle original, notamment d'après le test du rapport de vraisemblance. Bien que le coefficient de détermination soit très élevé ; ce qui peut paraître positif, mais la présence du problème de spécification et la signification marginale de la plupart des coefficients (p-values autour de 0.06) nécessitent une attention particulière. Il serait donc utile de revoir la spécification du modèle, en intégrant d'autres variables, comme par exemple ; celles correspondant à la géopolitique et au changement climatique.

III.3. Interprétation économique des paramètres du modèle et Discussion des résultats

III.3.1. Interprétation économique des paramètres du modèle

Les résultats de l'estimation du modèle ARDL, jugé performant sur le plan économique et sur le plan statistique au seuil de 5% et 10%, ont révélé que l'importation de blé de l'Algérie est déterminée par plusieurs facteurs. Comme toutes les variables significatives du modèle sont exprimées en logarithme, cela facilite l'interprétation des coefficients, qui correspondent aux élasticités, et la comparaison entre les impacts des différents facteurs.

Ainsi selon notre modèle, les facteurs déterminant l'importation de blé de l'Algérie, selon l'ordre de leurs impacts, sont : le PIB par habitant de l'année en cours et celui de l'année précédente, l'importation de biens et services de l'année précédente, le taux de change, la masse monétaire $M2$ de l'année précédente et celle de l'année en cours, l'importation de blé de l'année précédente, le prix du pétrole de l'année en cours et celui de l'année précédente ainsi que la production locale de blé. Par conséquent, dans l'éventualité d'une variation de 1 % de l'un des facteurs, l'importation de blé subirait une fluctuation positive ou négative correspondant à la valeur du coefficient associé, exprimée en pourcentage.

III. 3.2. Discussion des résultats

En confrontant les résultats de notre recherche à ceux des travaux antérieurs cités dans la partie dédiée à la revue de littérature, il apparaît que deux travaux ne comportent aucun facteur commun déterminant l'importation de blé. Cette observation concerne le cas de l'Égypte, étudié par Amin et al. (2023) et celui du Népal, examiné par Dhungel (2018). Quant aux études sur le cas de la Turquie, analysée par Uzunoğlu et Akcay (2009) et le cas du Kenya mené par (Too et al., 2023), il s'avère

essentiel de mettre en exergue l'existence d'un facteur commun déterminant l'importation de blé, à savoir : le taux de change pour la Turquie et l'importation de blé retardée pour le Kenya.

Par rapport aux recherches antérieures, cité dans la revue de littérature, réalisées sur le cas de l'Algérie, il convient donc de confronter nos résultats à ceux trouvés dans l'étude réalisée par Benmeriem (2023) qui, en adoptant une approche similaire en termes de modèle (ARDL), a identifié plusieurs facteurs significatifs, mais en ce qui concerne ceux qui sont communs avec nos résultats, il y a lieu de constater l'existence de deux facteurs sur six : la production locale et le taux de change. En revanche, en ce qui concerne le travail de Bensekri (2024), dans lequel il a adopté une autre approche en essayant d'estimer le modèle de régression linéaire multiple par la méthode pas-à-pas (stepwise regression), la confrontation révèle qu'il n'existe qu'un seul facteur commun qui est la production locale.

Nos résultats ont montré que le PIB par habitant, qui représente en réalité le niveau de vie de la population, est le facteur qui impacte plus le volume des importations de blé de l'Algérie. Ce résultat explique clairement que le mode de consommation de la population algérienne s'est fortement orienté vers le mode occidental basé essentiellement sur la consommation du blé tendre (pizza, pâtisserie, viennoiserie et sandwicherie, etc.) alors qu'historiquement, le blé dur constituait la base de nos habitudes culinaires vue le climat favorable à ce type de culture. Tandis que la production nationale du blé est le facteur qui impacte moins le volume des importations, dont la majeure partie est constituée de blé tendre, alors que la production nationale quant à elle est composée essentiellement de blé dur. Ce résultat suggère que la politique adoptée jusqu'à présent pour encourager l'agriculture saharienne devrait être orientée plus vers la culture du blé tendre, en utilisant une variété qui s'adapte mieux aux conditions climatiques de ce type de région.

IV- Conclusion :

La problématique traitée dans ce travail, consistait à déterminer les principaux facteurs qui contribuent à mesurer le niveau annuel des importations du blé de l'Algérie. Ainsi, selon le modèle économétrique élaboré sous l'approche ARDL, les facteurs déterminant l'importation de blé de l'Algérie, selon l'ordre de leurs impacts, sont respectivement le PIB par habitant, l'importation de biens et services, le taux de change, la masse monétaire M2, l'importation de blé de l'année précédente, le prix du pétrole et la production nationale de blé.

Il convient de souligner qu'il est essentiel de mettre en exergue les résultats des divers tests statistiques effectués. Ces derniers révèlent que la qualité de l'ajustement du modèle, en adoptant la méthode ARDL, est jugée satisfaisante. En outre, l'évaluation économique, fondée sur l'analyse des signes et des valeurs des paramètres, révèle une bonne cohérence des relations entre la variable dépendante et les variables indépendantes intégrées dans le modèle.

En guise de conclusion, il convient de mentionner certaines limites liées aux résultats du modèle proposé. Ces limites pourraient être attribuées à plusieurs facteurs : le choix d'un échantillon restreint sur une période de 24 ans, l'utilisation de données issues d'institutions étrangères à cause de leurs inaccessibilités au niveau des organismes locaux (ministères, ONS, CNIS, Banque d'Algérie, etc.), ou encore la spécification du modèle qui pourrait avoir exclu certaines variables importantes, notamment celles liées à la géopolitique et au changement climatique.

Enfin, à la lumière des résultats obtenus, la production locale ne joue qu'un rôle marginal dans la réduction des importations de blé par l'Algérie, malgré les efforts déployés. Il s'avère, par conséquent, impératif de rechercher les voies et les moyens pour aller vers une diversification de l'économie, en visant le secteur de l'agriculture comme nouveau pilier de l'économie. Cette démarche doit s'articuler autour d'une réévaluation de la politique agricole dans son ensemble, et plus particulièrement d'un diagnostic approfondi visant à identifier les anomalies et contraintes qui entravent le développement de la culture du blé tendre en Algérie.

- Annexes :

Tableau (1) : Les indicateurs statistiques relatifs à la description des variables

	Y	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11
Mean	6585,04	1,75	2683,10	196,95	3628,83	4364,25	92,32	66,24	8973,21	1,08E+07	4,10E+10	4,12E+10
Median	6534,00	1,78	2650,00	184,61	3716,00	4457,00	78,46	64,50	9200,00	1,05E+07	4,19E+10	4,05E+10
Maximum	9400,00	2,08	3950,00	356,47	5360,00	4769,00	141,99	112,00	11200,00	2,43E+07	6,13E+10	5,02E+10
Minimum	4300,00	1,34	760,37	110,00	1571,00	3553,00	64,58	24,50	4131,00	2,02E+06	1,92E+10	3,15E+10
Std. Dev.	1557,27	0,27	820,44	65,88	1121,61	349,18	25,00	28,49	1878,73	6,68E+06	1,23E+10	5,11E+09
Skewness	0,01	-0,20	-0,27	0,59	-0,20	-1,04	0,77	0,16	-0,68	4,02E-01	-1,23E-01	2,45E-01
Kurtosis	1,69	1,49	2,69	2,46	2,04	3,15	2,04	1,89	2,82	2,10E+00	2,01E+00	2,17E+00
Jarque-Bera	1,72	2,44	0,39	1,70	1,08	4,38	3,33	1,35	1,89	1,46E+00	1,04E+00	9,32E-01
Probability	0,42	0,30	0,82	0,43	0,58	0,11	0,19	0,51	0,39	4,81E-01	5,94E-01	6,28E-01
Sum	158041,00	41,90	64394,37	4726,90	87092,00	104742,00	2215,59	1589,70	215357,00	2,59E+08	9,85E+11	9,88E+11
Sum Sq. Dev.	5,58E+07	1,67E+00	1,55E+07	9,98E+04	2,89E+07	2,80E+06	1,44E+04	1,87E+04	8,12E+07	1,03E+15	3,48E+21	6,01E+20
Observations	24,00	24,00	24,00	24,00	24,00	24,00	24,00	24,00	24,00	24,00	24,00	24,00

Source : réalisé par les auteurs en utilisant le logiciel Eviews 12

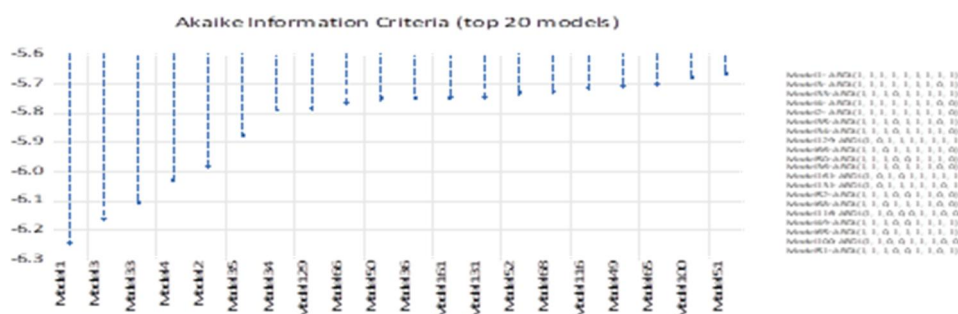
Tableau (2) : Tests de stationnarité des variables (UNIT ROOT TEST TABLE. ADF)

		D(Y)	d(LX1)	d(LX2)	d(LX3)	d(LX4)	d(LX5)	d(LX6)	d(LX7)	d(LX8)	d(LX9)	d(LX10)	D(X11)
With Constant	t-Statistic	-5.9899	-0.935	-7.7063	-4.4456	-5.8467	-3.3154	-3.3175	-4.3454	-10.0839	-3.1646	-4.3454	-2.9017
	Prob.	0.0001	0.7570	0.0000	0.0024	0.0001	0.0265	0.0264	0.0028	0.0000	0.0362	0.0028	0.0612
		***	n0	***	***	***	**	**	***	***	**	***	*
With Constant & Trend	t-Statistic	-5.9261	-3.4372	-7.6063	-4.2895	-5.6408	-3.8311	-3.6578	-4.2677	-10.1875	-4.4012	-4.2677	-3.2211
	Prob.	0.0004	0.0733	0.0000	0.0143	0.0008	0.0341	0.0477	0.0143	0.0000	0.0114	0.0143	0.1061
		***	*	***	**	***	**	**	**	***	**	**	n0
Without Constant & Trend	t-Statistic	-5.3467	-0.9907	-7.8444	-4.4229	-5.7016	-2.8817	-2.9885	-4.3814	-7.4429	1.0478	-4.3814	-2.7392
	Prob.	0.0000	0.2784	0.0000	0.0001	0.0000	0.0061	0.0047	0.0001	0.0000	0.9160	0.0001	0.0086
		***	n0	***	***	***	***	***	***	***	n0	***	***

Notes: (*) Significant at the 10%; (**) Significant at the 5%; (***) Significant at the 1%. and (no) Not Significant

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Source : réalisé par les auteurs en utilisant le logiciel Eviews 12

Figure (1) : Les vingt meilleurs modèles obtenus par la méthode ARDL

Source : réalisé par les auteurs en utilisant le logiciel Eviews 12

Tableau (3) : Résultat de l'estimation du modèle ARDL

Dependent Variable: LY
 Method: ARDL
 Date: 05/11/25 Time: 12:02
 Sample (adjusted): 2001 2023
 Included observations: 23 after adjustments
 Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (1 lag, automatic): LX2 LX5 LX6 LX7 LX9 LX10 LX11 X12
 Fixed regressors: C
 Number of models evaluated: 256
 Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LY(-1)	-0.736707	0.143311	-5.140603	0.0036
LX2	-0.250487	0.043128	-5.807947	0.0021
LX2(-1)	-0.070735	0.037026	-1.910432	0.1143
LX5	-5.106667	2.525199	-2.022283	0.0991
LX5(-1)	-1.873651	0.894640	-2.094308	0.0904
LX6	1.142594	0.241117	4.738750	0.0052
LX6(-1)	0.305970	0.271026	1.128932	0.3102
LX7	0.367020	0.072091	5.091092	0.0038
LX7(-1)	0.180034	0.082117	2.192407	0.0799
LX9	-0.562017	0.277172	-2.027684	0.0984
LX9(-1)	0.938060	0.317501	2.954513	0.0317
LX10	-0.408161	0.411800	-0.991163	0.3671
LX10(-1)	1.508595	0.311299	4.846126	0.0047
LX11	0.604095	0.789531	0.765132	0.4787
LX11(-1)	0.290609	0.302788	0.959777	0.3812
X12	-0.108674	0.023939	-4.539647	0.0062
X12(-1)	-0.055831	0.038648	-1.444595	0.2082
C	5.634476	4.893268	1.151475	0.3016
R-squared	0.997799	Mean dependent var	3.811056	
Adjusted R-squared	0.990313	S.D. dependent var	0.106135	
S.E. of regression	0.010446	Akaike info criterion	-6.246065	
Sum squared resid	0.000546	Schwarz criterion	-5.357417	
Log likelihood	89.82975	Hannan-Quinn criter.	-6.022572	
F-statistic	133.3052	Durbin-Watson stat	2.072072	
Prob(F-statistic)	0.000017			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection

Source : réalisé par les auteurs en utilisant le logiciel Eviews 12

Tableau (4) : Résultats du test de cointégration

ARDL Long Run Form and Bounds Test
 Dependent Variable: D
 Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1)
 Case 2: Restricted Constant and No Trend
 Date: 05/11/25 Time: 12:12
 Sample: 2000 2023
 Included observations: 23

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.634476	4.893268	1.151475	0.3016
LY(-1)*	-1.736707	0.143311	-12.11841	0.0001
LX2(-1)	-0.321223	0.060596	-5.301075	0.0032
LX5(-1)	-6.980318	2.533267	-2.755461	0.0400
LX6(-1)	1.448564	0.386441	3.748470	0.0133
LX7(-1)	0.547054	0.124975	4.377311	0.0072
LX9(-1)	0.376043	0.234422	1.604129	0.1696
LX10(-1)	1.100433	0.496340	2.217096	0.0774
LX11(-1)	0.894704	0.695994	1.285505	0.2549
X12(-1)	-0.164505	0.056815	-2.895433	0.0340
D(LX2)	-0.250487	0.043128	-5.807947	0.0021

D(LX5)	-5.106667	2.525199	-2.022283	0.0991
D(LX6)	1.142594	0.241117	4.738750	0.0052
D(LX7)	0.367020	0.072091	5.091092	0.0038
D(LX9)	-0.562017	0.277172	-2.027684	0.0984
D(LX10)	-0.408161	0.411800	-0.991163	0.3671
D(LX11)	0.604095	0.789531	0.765132	0.4787
D(X12)	-0.108674	0.023939	-4.539647	0.0062

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LX2	-0.184961	0.033435	-5.532025	0.0026
LX5	-4.019283	1.438074	-2.794906	0.0382
LX6	0.834086	0.227462	3.666921	0.0145
LX7	0.314995	0.075255	4.185699	0.0086
LX9	0.216526	0.127212	1.702093	0.1495
LX10	0.633632	0.294833	2.149118	0.0843
LX11	0.515173	0.400308	1.286942	0.2545
X12	-0.094722	0.028934	-3.273750	0.0221
C	3.244344	2.756329	1.177052	0.2921

EC = LY - (-0.1850*LX2 -4.0193*LX5 + 0.8341*LX6 + 0.3150*LX8 + 0.2165
*LX10 + 0.6336*LX12 + 0.5152*LX13 -0.0947*X15 + 3.2443)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic k	20.63160 8		Asymptotic: n=1000	
		10%	1.85	2.85
		5%	2.11	3.15
		2.5%	2.33	3.42
		1%	2.62	3.77

Source : réalisé par les auteurs en utilisant le logiciel Eviews 12

Tableau (5) : Estimation du modèle de Correction d'erreur ECM

ARDL Error Correction Regression

Dependent Variable: D(LY)

Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1)

Case 2: Restricted Constant and No Trend

Date: 05/11/25 Time: 12:14

Sample: 2000 2023

Included observations : 23

ECM Regression
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LX2)	-0.250487	0.009741	-25.71399	0.0000
D(LX5)	-5.106667	0.352971	-14.46767	0.0000
D(LX6)	1.142594	0.061345	18.62585	0.0000
D(LX7)	0.367020	0.019132	19.18384	0.0000
D(LX9)	-0.562017	0.044807	-12.54314	0.0001
D(LX10)	-0.408161	0.069290	-5.890643	0.0020
D(LX11)	0.604095	0.100696	5.999183	0.0018

D(X12)	-0.108674	0.005849	-18.58088	0.0000
CointEq(-1)*	-1.736707	0.072257	-24.03508	0.0000
R-squared	0.988013	Mean dependent var	0.011920	
Adjusted R-squared	0.981163	S.D. dependent var	0.045484	
S.E. of regression	0.006243	Akaike info criterion	-7.028674	
Sum squared resid	0.000546	Schwarz criterion	-6.584350	
Log likelihood	89.82975	Hannan-Quinn criter.	-6.916927	
Durbin-Watson stat	2.072072			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	20.63160	10%	1.85	2.85
k	8	5%	2.11	3.15
		2.5%	2.33	3.42
		1%	2.62	3.77

Source : réalisé par les auteurs en utilisant le logiciel Eviews 12

Tableau (6) : Correlogram of residuals

Date: 05/11/25 Time: 12:16
Sample (adjusted): 2001 2023
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	-0.063	-0.063	0.1022	0.749	
2	0.043	0.039	0.1517	0.927	
3	-0.170	-0.166	0.9850	0.805	
4	-0.287	-0.318	3.4785	0.481	
5	-0.078	-0.131	3.8709	0.598	
6	-0.158	-0.222	4.5131	0.608	
7	0.113	-0.056	4.9724	0.663	
8	-0.176	-0.375	6.1537	0.630	
9	0.242	0.005	8.5590	0.479	
10	0.054	-0.089	8.8857	0.562	
11	0.023	-0.145	8.7107	0.649	
12	0.013	-0.212	8.7189	0.727	

*Probabilities maynot be valid for this equation specification.

Tableau (7) : Correlogram of residuals squared

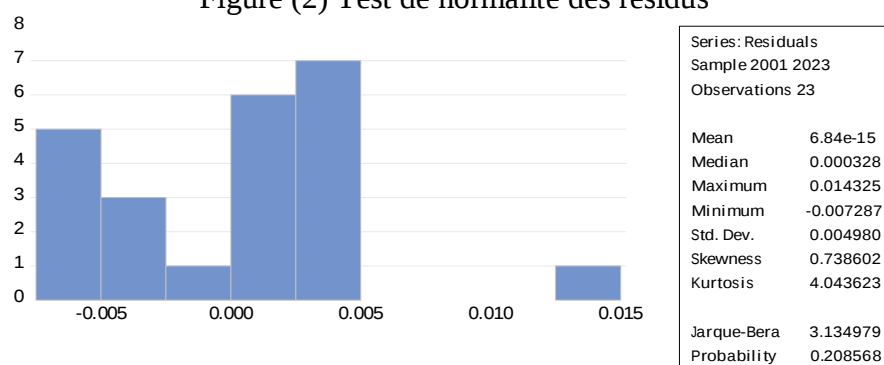
Date: 05/11/25 Time: 12:18
Sample (adjusted): 2001 2023
Included observations: 23 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	-0.188	-0.188	0.9257	0.336	
2	-0.055	-0.094	1.0097	0.604	
3	0.033	0.004	1.0404	0.791	
4	0.125	0.133	1.5153	0.824	
5	-0.089	-0.036	1.7711	0.880	
6	0.145	0.145	2.4815	0.871	
7	-0.147	-0.118	3.2617	0.880	
8	-0.092	-0.147	3.5864	0.892	
9	-0.050	-0.122	3.8880	0.931	
10	-0.092	-0.193	4.0658	0.944	
11	-0.034	-0.052	4.1228	0.966	
12	-0.076	-0.123	4.4236	0.975	

*Probabilities maynot be valid for this equation specification.

Source : réalisé par les auteurs en utilisant le logiciel Eviews 12

Figure (2) Test de normalité des résidus



Source : réalisé par les auteurs en utilisant le logiciel Eviews 12

Tableau (8)- Résultats du test d'autocorrélation des erreurs

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

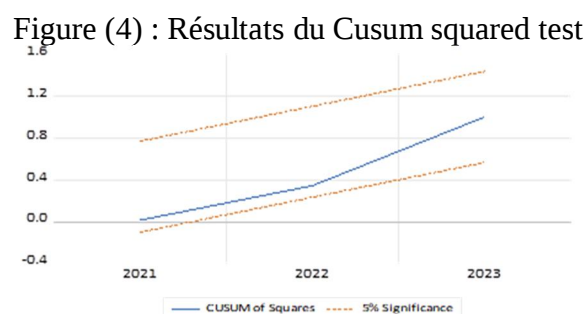
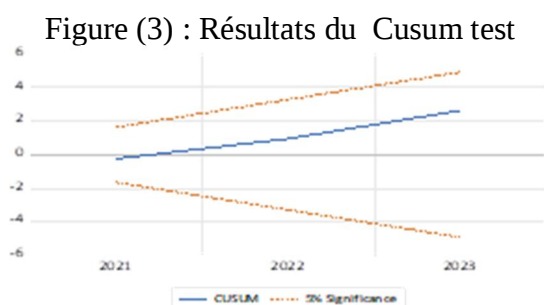
F-statistic	0.053580	Prob. F(2,3)	0.9487
Obs*R-squared	0.793232	Prob. Chi-Square(2)	0.6726

Source : Obtenu à partir du logiciel Eviews

Tableau (9) : Résultats du test d'hétéroscédasticité
Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.740619	Prob. F(1,20)	0.3997
Obs*R-squared	0.785590	Prob. Chi-Square(1)	0.3754

Source : réalisé par les auteurs en utilisant le logiciel Eviews 12



Source : réalisé par les auteurs en utilisant le logiciel Eviews 12

Tableau (10) : Résultats du test de spécification

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Omitted Variables: Squares of fitted values
Specification: LY LY(-1) LX2 LX2(-1) LX5 LX5(-1) LX6 LX6(-1) LX7 LX7(-1)
LX9 LX9(-1) LX10 LX10(-1) LX11 LX11(-1) X12 X12(-1) C

	Value	df	Probability
t-statistic	2.565384	4	0.0623
F-statistic	6.581197	(1, 4)	0.0623
Likelihood ratio	22.37404	1	0.0000

Source : réalisé par les auteurs en utilisant le logiciel Eviews 12

-Références:

1. Amin, H. M. A. A.-N., Morsi, B. E. D. M., Selim, T. E.-N. A., & Riad, M. K. (2023). An Economic Study of Egypt's Wheat Imports in Foreign Markets. *Egyptian Journal of Agricultural Economics*, 33(1), 59-67. Retrieved from <https://meae.journals.ekb.eg/>
2. Benmeriem, M. (2023). Estimating the demand function for wheat imports in Algeria - a benchmark study using an autoregressive model with lagged time lags (ardl) over the period 1970-2020. *Journal of Economics and Management*, 23(2), 152-168. Retrieved from <https://asjp.cerist.dz/en/article/237537> (Written in Arabic)
3. Bensekri, M. (2024). An econometric study for the determinants of Algerian's wheat imports from 1990 to 2022. *Revue Recherches et Etudes en Développement* 11(2), 162-178. Retrieved from <https://asjp.cerist.dz/en/article/263963> (Written in Arabic)
4. BM. (2012). La Filière des Céréales Sécurité alimentaire et gestion des importations de blé dans les pays arabes (DC 20433). Retrieved from <https://openknowledge.fao.org/server/api/core/bitstreams/9edea3f9-1f1e-409e-bd9e-9303a5841e0d/content>
5. De Sousa, T., Ribeiro, M., Sabença, C., & Igrejas, G. (2021). The 10,000-Year Success Story of Wheat! *Foods*, 10(9), 2124. Retrieved from <https://www.mdpi.com/2304-8158/10/9/2124>
6. Dhungel, K. R. (2018). Estimation of Import Demand Function Using ARDL Method: Evidence from Nepal. 6(2):45-52. doi: 10.12691/ijefm-6-2-3. *International Journal of Econometrics and Financial Management*, 6(2), 45-52. <https://pubs.sciepub.com/ijefm/6/2/3/index.html>
7. Données Économiques; FED/ De Saint-Louis. (2025). Global price of Wheat (Données Économiques; FED/ De Saint-Louis). Retrieved from <https://fred.stlouisfed.org/series/PWHEAMTUSDM> Retrieved 30-01-2025
8. FAO (2024). Rapports de synthèse par pays, Algérie. Retrieved from <https://www.fao.org/gIEWS/countrybrief/country.jsp?code=DZA&lang=fr>
9. Gutiérrez-Moya, E., Adenso-Díaz, B., & Lozano, S. (2021). Analysis and vulnerability of the international wheat trade network. *Food Security*, 13(1), 113-128. doi:10.1007/s12571-020-01117-9
10. Liu, L., Wang, W., Yan, X., Shen, M., & Chen, H. (2023). The cascade influence of grain trade shocks on countries in the context of the Russia-Ukraine conflict. *Humanities and Social Sciences Communications*, 10(1), 449. doi:10.1057/s41599-023-01944-z
11. OCDE/FAO. (2018). Perspectives agricoles de l'OCDE et de la FAO 2018-2027 Retrieved from https://www.fao.org/4/i9166f/i9166f_chapitre3_Cereales.pdf
12. ONS. (2023). DEMOGRAPHIE ALGERIENNE. Retrieved from https://www.ons.dz/IMG/pdf/Demographie_Alg2020_2023.pdf
13. Perspective Monde. (2024). Algérie, croissance démographique. Retrieved from: <https://perspective.usherbrooke.ca/bilan/servlet/BMPagePyramide?codePays=DZA>
14. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
15. Robu, R. G., Alexoei, A. P., Cojanu, V., & Miron, D. (2024). The cereal network: a baseline approach to current configurations of trade communities. *Agricultural and Food Economics*, 12(1), 24. doi:10.1186/s40100-024-00316-8
16. Sellami, A., & Sellami, A. (2020). An econometric study of the most important determinants of the cereal food gap in Algeria for the period (1971-2018). *El-Bahith Review*, 20(1). Retrieved from <https://asjp.cerist.dz/en/article/139371>
17. Statista. (2025). Production en volume de blé au niveau mondial entre 2016 et 2022. Retrieved from: <https://fr.statista.com/a-propos/confiance>
18. Too, H. K., Bett, H. K., & Gitau, R. (2023). Determination of import demand of wheat in Kenya; A time series analysis from 2000 to 2019. *African Journal of Agricultural Research*, 19(3), 287-297. doi:DOI: 10.5897/AJAR2022.16276
19. USDA. (2001-2025). Grain and Feed, Algeria. Retrieved from U.S. Embassy, Rabat, Morocco: <https://www.usda.gov/>

20. Uzunoz, M., & Akcay, Y. (2009). Factors affecting the import demand of wheat in turkey. Bulgarian Journal of Agricultural Science, 15(1), 60-66. Retrieved from <https://www.agrojournal.org/15/01-08-09.pdf>