



Les déterminants du développement du marché boursier : estimation par ARDL dans le cas de l'Algérie.

Maroua SAHIA^{1*}, Dr Tarek OUAHABI²

¹Doctorante, Ecole Supérieure de Commerce, lab : Réforme économiques, développement et stratégies d'intégration en économie mondiale

✉ m_sahia@esc-alger.dz

<https://orcid.org/0009-0007-7803-7507>

² MCA, Ecole Supérieure de Commerce, lab : Réforme économiques, développement et stratégies d'intégration en économie mondiale

✉ t_ouahabi@esc-alger.dz

<https://orcid.org/0009-0008-2443-0730>

Reçu le : 27/08/2025

Accepté le : 30/11/2025

Publié le : 17/12/2025

Résumé

Cette étude empirique analyse les facteurs qui déterminent le développement du marché Boursier en Algérie sur la période 2011-2024, à l'aide du modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL). Les résultats montrent que le PIB par habitant a un effet négatif et significatif à court terme sur la capitalisation boursière, mais un effet positif à long terme. L'inflation impacte négativement la capitalisation boursière à court et long terme, tandis que le taux d'intérêt réel affecte négativement celle-ci uniquement à court terme. La valeur des actions échangées présente une relation négative à court terme et positive à long terme. Par ailleurs, la masse monétaire exerce un effet positif significatif à long terme. Ces résultats soulignent l'importance des facteurs macroéconomiques dans la dynamique du marché boursier algérien.

Mots clés : Modèle ARDL, marché Boursier, facteurs macroéconomiques, Capitalisation boursière.





The determinants of stock market development: estimation by ARDL in the case of Algeria.

Maroua SAHIA^{1*}, Dr Tarek OUAHABI²

¹Doctorante, Ecole Supérieure de Commerce, lab : Réforme économiques, développement et stratégies d'intégration en économie mondiale

✉ m_sahia@esc-alger.dz.

<https://orcid.org/0009-0007-7803-7507>

² MCA, Ecole Supérieure de Commerce, lab : Réforme économiques, développement et stratégies d'intégration en économie mondiale

✉ t_ouahabi@esc-alger.dz

<https://orcid.org/0009-0008-2443-0730>

Received: 27/8/2025

Accepted: 30/11/2025

Published: 17/12/2025

Abstract

This empirical study analyses the factors that determine the development of the stock market in Algeria over the period 2011-2024, using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model. The results show that GDP per capita has a negative and significant effect on stock market capitalization in the short term, but a positive effect in the long term. Inflation negatively impacts stock market capitalization both in the short and long term, while the real interest rate affects it negatively only in the short term. The value of traded stocks shows a negative relationship in the short term and a positive one in the long term. Furthermore, the money supply exerts a significant positive effect in the long term. These findings highlight the importance of macroeconomic factors in the dynamics of the Algerian stock market.

Keywords: ARDL Model, stock market, macroeconomic factors, market capitalisation



Introduction

Le marché financier désigne un ensemble de mécanismes et d'institutions permettant la rencontre entre les agents économiques à capacité de financement et ceux en besoin de financement, via l'émission, l'achat et la vente d'actifs financiers. Dans ce cadre, le marché boursier, qui constitue une composante essentielle du marché des capitaux, joue un objectif fondamental en facilitant la mobilisation de l'épargne, la diversification des sources de financement des entreprises et en contribuant à la transparence financière et à la valorisation économique **Mishkin & Eakins (2018)**. Dans la poursuite de ses objectifs de développement du système financier et de réduction la dépendance aux hydrocarbures, l'Algérie accorde une attention particulière au développer du marché boursier. À cet effet, plusieurs réformes ont été engagées, notamment l'introduction en bourse de deux banques publiques, à savoir le crédit populaire d'Algérie « CPA » et la banque de développement local « BDL » prévue en 2024, ainsi que l'encouragement à l'entrée en bourse des startups. Ces opérations visent à diversifier les sources de financement pour des entreprises algériennes et à attirer davantage d'investisseurs, tant locaux qu'étrangers.

Malgré ces avancées, le marché boursier algérien reste encore en phase de maturation, et plusieurs défis demeurent, notamment la liquidité et la transparence des opérations. Toutefois, il reste encore peu développé comparativement aux marchés des pays voisins ou des économies émergentes similaires. Cette situation a conduit à des études visant à identifier les déterminants clés du développement des marchés boursiers. Parmi ceux-ci, les facteurs macroéconomiques tels que la croissance économique, la stabilité des prix, le développement du secteur bancaire et la liquidité du marché ont été mis en avant **Levine & Zervos (1998)**. En parallèle, les déterminants institutionnels, comprenant la qualité des institutions, la gouvernance, la transparence, la régulation et la stabilité politique, sont également considérés comme des leviers cruciaux pour le développement des marchés boursiers **La Porta et al, (1997)**.

Dans le contexte algérien, la combinaison de ces facteurs macroéconomiques et institutionnels est particulièrement pertinente pour comprendre les freins et les opportunités liés au développement de la Bourse d'Alger.

Par conséquent, une telle recherche doit être menée pour aider les décideurs à développer le marché boursier en répondant à la question suivante : Dans quelle mesure les facteurs macroéconomiques déterminent-ils le développement de la bourse d'Alger ? Afin d'apporter une réponse à cette question, notre démarche consiste à formuler un certain nombre d'hypothèses théoriques, lesquelles seront ensuite vérifiées à l'aide d'une analyse économétrique.

H1 : Il existe une relation d'intégration à long terme entre la capitalisation boursière et les variables macroéconomiques suivantes : le PIB par habitant, la valeur transigée, la masse monétaire, le taux

d'inflation et le taux d'intérêt réel en Algérie sur la période : 2011-2024.

H2 : Il existe un effet significatif à court et à long terme entre la capitalisation boursière et les variables macroéconomiques sur la période : 2011-2024.

Le présent article est structuré en trois sections. La première section présente une synthèse de la revue de littérature portant sur la relation entre les facteurs macroéconomiques,

institutionnels et les marchés boursiers. La deuxième section est consacrée à la présentation des données et la méthodologie utilisée. Enfin, la troisième section porte sur l'analyse et la discussion des résultats obtenus. Pour conclure notre étude, une conclusion viendra synthétiser cette recherche.

Revue de littérature

Le développement du marché boursier est un élément essentiel du système financier et de la croissance économique d'un pays. Il constitue un mécanisme de mobilisation des ressources financières et l'amélioration de l'allocation des capitaux. Un marché boursier performant permet aux entreprises de lever des fonds nécessaires à leur financement, tout en offrant aux investisseurs des opportunités de placement potentiellement rentables. Cependant, ce développement est influencé par un ensemble de déterminants macroéconomiques et institutionnels, qui varient d'un pays à l'autre. Plusieurs études empiriques se sont penchées sur ces différents déterminants. Dans ce cadre, l'étude d'**Aduda et al. (2012)**, portant sur la Bourse de Nairobi entre 2005 et 2009, révèle que la liquidité du marché boursier, le niveau de revenu, l'épargne nationale, le développement bancaire et la qualité institutionnelle ont un effet positif sur le développement du marché boursier. En revanche, l'inflation et le taux d'intérêt réel ne montrent aucune relation significative.

Pour sa part, **Hisham Handal (2013)**, à travers une étude consacrée à la bourse de Bahreïn, montre que le niveau de revenu, la liquidité du marché boursier, l'investissement domestique et le développement du système bancaire stimulent le développement boursier. De plus, l'effet de la politique monétaire, via la masse monétaire, est également significatif.

Par ailleurs, en analysant un panel de pays européens sur la période 1995–2011, **Deniz & Halime(2014)** mettent en évidence que le revenu, la liquidité et l'épargne exercent un impact positif sur la capitalisation boursière, tandis que la masse monétaire et l'inflation influencent négativement.

su et al. (2016) ont étudié les facteurs influençant le développement du marché boursier au Vietnam ainsi que dans un panel de pays en développement, sur la période 1990–2011. Dans ces derniers, les résultats indiquent que la croissance économique, le crédit intérieur, la liquidité, ainsi que les facteurs institutionnels telles que l'efficacité gouvernementale et l'état de droit ont un effet positif sur le développement boursier. En revanche, la masse monétaire, la stabilité politique et le contrôle de la corruption, exercent une influence négative. S'agissant du Vietnam, l'étude révèle que les principaux facteurs macroéconomiques tels que la croissance, l'investissement domestique, les investissements directs étrangers, le crédit intérieur, la masse monétaire, la liquidité et l'inflation ont un **effet significatif mais négatif** sur le développement boursier. À l'inverse, les variables institutionnelles présentent un **impact significatif et positif**.

Toujours dans la même perspective, l'étude de Missaoui et al.(2016), sur les pays de la région MENA de 2006 à 2015, montre que l'épargne, les taux d'intérêt et la liquidité apparaissent comme des variables macroéconomiques influentes.

Sur des données secondaires pour la période 2005-2015, **Bayar (2016)** a montré que la croissance économique et la liquidité ont un impact positif sur le développement du marché boursier d'Istanbul à long terme, alors que l'inflation agit négativement. En ce qui concerne le

Nigeria, les résultats de **Azeez & Obalade (2019)**, pour la période de 1981 à 2017, soutiennent que le développement bancaire, la croissance, la liquidité et les IDE sont significatifs et positifs, tandis que l'inflation et l'épargne ne sont pas significatifs. En Afrique subsaharienne, **Konte & Cisse (2017)**, identifient que la croissance économique, la capitalisation boursière antérieure, la masse monétaire, l'inflation, la rotation boursière et l'ouverture commerciale sont les déterminant du développement boursier. Par ailleurs, l'étude de **S. J. Matadeen (2017)**, a conclu que la

croissance économique, le développement bancaire, la liquidité, l'investissement et la stabilité macroéconomique sont des facteurs clés du développement du marché boursier dans la région. Cependant l'épargne a un impact significatif et négatif sur la croissance des marchés d'actions dans la région.

Dans le cas de l'Inde, sur la période de 1997 à 2015 **Sur & Bhunia (2016)**, relèvent que les taux d'intérêt réels, les taux de change et les indices prix de gros ont un impact significatif sur les indices boursiers.

Dans la région de l'Asie du Sud-Est, **Shi et al. (2019)**, sur la période de 1991 à 2014, mettent en évidence une relation significative de long terme entre les déterminants institutionnels et le développement du marché boursier.

Selon l'étude de **J. Matadeen (2019)** portant sur l'évaluation des déterminants macroéconomiques et institutionnels du marché boursier à l'île Maurice durant la période de 1989 à 2016, les résultats indiquent que la croissance économique, le développement du secteur bancaire, la liquidité du marché boursier et la formation brute de capital fixe sont des moteurs

importants du développement du marché boursier. Par ailleurs, des facteurs institutionnels tels

que la stabilité politique, l'État de droit, l'efficacité du gouvernement, la responsabilité démocratique et le contrôle de la corruption jouent également un rôle clé dans la promotion du développement du marché boursier.

Pour la bourse du MAROC, l'étude **Jannadi & Moussamir (2020)**, sur la période de 2000 à 2019, montre l'influence positive du PIB, des taux d'intérêt et de la liquidité. Cependant, l'épargne, les taux de change et l'inflation n'y sont pas significatifs. Ainsi, l'étude d'**El Yamani & Adraoui (2022)**, sur la période de 2008 à 2021, identifie une relation positive entre la liquidité, le revenu, la masse monétaire et la capitalisation boursière, et un effet négatif de l'inflation. Dans le même contexte, **Alimoussa & Assalah (2023)**, sur la période entre 2002 à 2022, montrent que l'épargne nationale brute et l'indice des prix à la consommation sont favorables, contrairement au PIB et au taux de change réel effectif.

Selon l'étude conduite par **Al Shehab (2024)**, sur le marché boursier Omanais pour la période de 2010 à 2022, il a conclu l'existence de Co-intégration à long terme entre la liquidité du marché boursier, les prix du pétrole, le développement du secteur bancaire et le développement du marché financier omanais, tandis qu'à court terme, les facteurs clés sont la croissance économique, la liquidité du marché boursier et le développement du secteur bancaire.

En conclusion, ces études révèlent que plusieurs facteurs interconnectés, tels que le PIB par habitant, la liquidité du marché, la masse monétaire, l'inflation et les taux d'intérêt, jouent un rôle majeur dans le développement du marché boursier.

II- METHODOLOGIE DE RECHERCHE

L'objectif de cette étude est d'analyser le marché boursier Algérien et d'examiner les déterminants de développement de la Bourse d'Alger. Elle s'appuie sur la théorie économique ainsi que sur des études antérieures ayant traité ce sujet, tout en tenant en compte les spécificités de l'économie algérienne. L'analyse repose sur des données secondaires à fréquence trimestrielle, couvrant la période allant du premier trimestre 2011 au premier trimestre 2024, la base de données a été collectée auprès des institutions suivantes : la Bourse d'Alger, la Banque d'Algérie, l'Office National des Statistiques (ONS), le Fonds Monétaire International (FMI) et la Banque mondiale. Le traitement des données a été effectué à l'aide et du logiciel EViews13.

Le choix de l'approche (ARDL) dans notre travail est justifié par la taille de l'échantillon, soit 53 observations. En effet, cette méthode est particulièrement adaptée aux petits échantillons, car elle permet de limiter les biais statistiques. De plus, l'un des principaux avantages des modèles ARDL réside dans leur capacité à analyser simultanément les effets de court terme et de long terme des variables indépendantes sur la variable dépendante.

1- Modèle de recherche

Nous obtenons le modèle ARDL (**autorégressive distributed lag**), ou modèle autorégressif à retards échelonnés, à partir de l'équation suivante, relative à la variable dépendante : la capitalisation boursière (CA).

$$CA = f(HA, VE, MM, INF, INT)$$

$$T = T1 2011 - T1 2024$$

Ainsi, l'équation du modèle proposé, dans sa forme explicite et linéaire s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta CA_t &= B_0 \\ &+ \sum B_1 \Delta CA_{t-1} + \sum B_2 \Delta HA_{t-1} + \sum B_3 \Delta VE_{t-1} + \sum B_4 \Delta MM_{t-1} + \sum B_5 \Delta INF_{t-1} + \\ &\sum B_6 \Delta int_{t-1} + \alpha_1 \Delta ca_{t-1} + \alpha_2 \Delta HA_{t-1} + \alpha_3 \Delta ve_{t-1} + \alpha_4 \Delta MM_{t-1} + \alpha_5 \Delta inf \Delta + \\ &\Delta \alpha_6 INTt - 1 + \epsilon_t \end{aligned}$$

Avec :

- Δ : désigne les différences de premier ordre ;
- Pq : représente la borne supérieure des retards pour les variables dépendantes et indépendantes ;
- CA : Capitalisation Boursière en % du PIB, elle mesure le développement du marché boursier ;
- HA : Produit Intérieur Brut par Habitant, elle mesure le niveau de revenu ;

- VE : Valeur des actions échangées, elle mesure la liquidité du marché boursier ;
- MM : Masse Monétaire, elle mesure le développement du secteur financier ;
- INF : Taux d'inflation, elle mesure la stabilité macro-économique ;
- INT : Taux d'intérêt réel, elle mesure la stabilité macro-économique ;
- B1,B2,B3,B4,B5,B6: représente les coefficients de la relation à court terme ;
- $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6$: représente les coefficients de la relation à long terme.

2- Résultats empiriques

2.1. Test de stationnarité des séries temporelles

Le test de stationnarité d'une série temporelle repose sur détection de la présence ou l'absence d'une racine unitaire (unit root). La présence d'une racine unitaire signifie que la série n'est pas stationnaire, ce qui peut entraîner des biais dans l'analyse économétrique.

Pour évaluer la stationnarité, plusieurs tests sont utilisés, notamment le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et le test de Phillips-Perron (PP).

Tableau 01 : Résultats du test de racine unitaire (Dickey-Fuller augmenté)

Les variables	Au niveau	1ère différenciation	ordre d'intégration
CA	Non stationnaire	Stationnaire	I(1)
HA	Non stationnaire	Stationnaire	I(1)
VE	Stationnaire	Stationnaire	I(0)
MM	Non stationnaire	Stationnaire	I(1)
INF	Non stationnaire	Stationnaire	I(1)
INT	Stationnaire	Stationnaire	I(0)

Source : auteurs

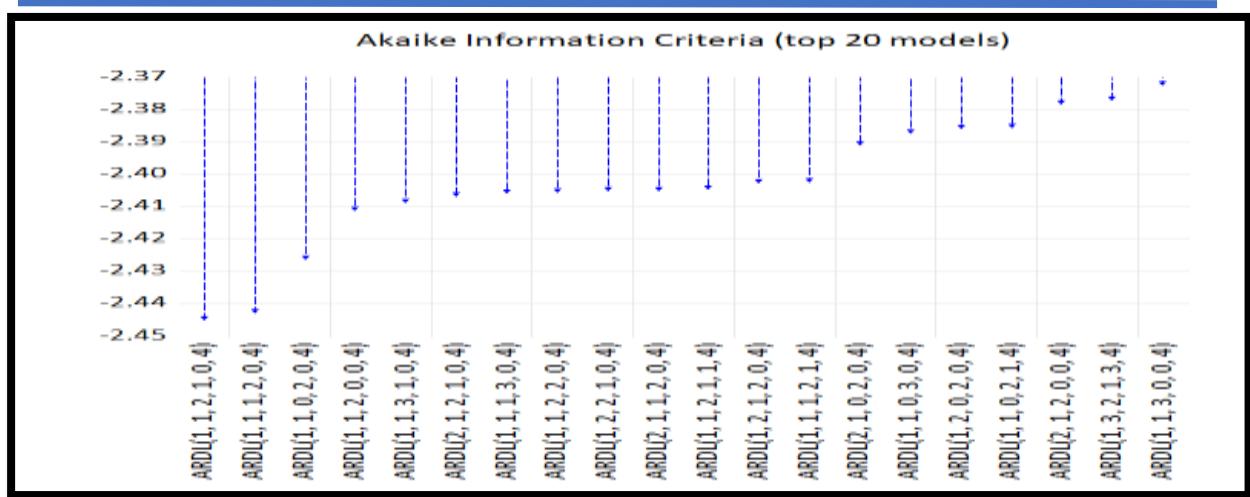
Les résultats du test de racine unitaire Dickey-Fuller augmenté (ADF), appliqué aux séries des variables de l'étude, montrent que la plupart des variables ne sont pas stationnaires en niveau, à l'exception du taux d'intérêt réel (INT) et la valeur des actions échangées (VE), se révèlent stationnaires en niveau.

En revanche, la capitalisation boursière (CA), le PIB par habitant (HA), la masse monétaire (MM) et le taux d'inflation (INF) deviennent stationnaires après une différenciation d'ordre un I(1). Selon (**Pesaran & Shin, 1995**), l'ARDL est particulièrement adapté lorsque les variables sont intégrées d'ordres différents I(0) et I(1), car il permet d'estimer simultanément les dynamiques à court et à long terme.

2-2- Détermination du nombre de retard optimal

Sur la base du **critère d'information d'Akaike (AIC)**, les retards optimaux ont été déterminés, et il en ressort que le modèle ARDL (1, 1, 2, 1, 0, 4) est **le plus approprié**, comme le montre la figure suivante :

Figure 01 : Retard optimal



Source : auteurs

2.3. Test de Co-intégration

Le tableau ci-dessous présente les résultats du test de Co-intégration, réalisé à l'aide du test des bornes (Bounds Test). La statistique F calculée est de 10.89, ce qui la situe au-dessus des valeurs critiques pour la majorité des niveaux de signification. Cela permet de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de co-intégration entre les variables et indique existence d'une relation d'équilibre à long terme entre les variables de l'étude.

Tableau 02 : Test de Co-intégration

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship			
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)	
F-statistic k	10.89790 5	10%	Asymptotic: n=1000	2.08	3
		5%		2.39	3.38
		2.5%		2.7	3.73
		1%		3.06	4.15
Actual Sample Size	49	Finite Sample: n=50			
		10%	2.259	3.264	
		5%	2.67	3.781	
		1%	3.593	4.981	

Source :

auteurs

2.4. Estimation des paramètres du modèle de l'étude

Après avoir confirmé l'existence d'une relation de co-intégration entre les variables, nous avons procédé à l'estimation du modèle suivant :

Tableau 03 : Estimation du modèle ARDL (1,1,2,1,0,4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
CA(-1)	0.886915	0.056728	15.63456	0.0000
HA	-3.53E-06	1.38E-06	-2.563498	0.0150
HA(-1)	6.66E-06	1.17E-06	5.710411	0.0000
INF	-0.160113	0.098872	-1.619396	0.1146
INF(-1)	0.144611	0.091728	1.576522	0.1242
INF(-2)	-0.012747	0.005449	-2.339418	0.0253
INT	-0.169423	0.098112	-1.726836	0.0933
INT(-1)	0.149294	0.091984	1.623055	0.1138
MM	0.000228	0.000712	0.319330	0.7514
VE	-0.557044	0.405168	-1.374845	0.1782
VE(-1)	27.84343	0.441465	63.07053	0.0000
VE(-2)	11.33686	6.711856	1.689079	0.1004
VE(-3)	6.789379	6.722221	1.009990	0.3196
VE(-4)	60.15275	6.935851	8.672728	0.0000
C	-0.345296	0.457897	-0.754091	0.4560
R-squared	0.995201	Mean dependent var	0.729329	
Adjusted R-squared	0.993224	S.D. dependent var	0.765514	
S.E. of regression	0.063012	Akaike info criterion	-2.444184	
Sum squared resid	0.134999	Schwarz criterion	-1.865055	
Log likelihood	74.88251	Hannan-Quinn criter.	-2.224463	
F-statistic	503.5901	Durbin-Watson stat	2.554531	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source :

auteurs

Le tableau (03) présente les résultats de l'estimation du modèle. Ceux-ci indiquent que le coefficient de détermination, R^2 , est de 0,9952. Cela implique que 99,52 % de la variation totale de la capitalisation boursière est expliquée par l'ensemble des variables indépendantes. Par ailleurs, la valeur de la statistique de Fisher ($F = 503.59$) est hautement significative et supérieure à la valeur critique du tableau, ce qui confirme que le modèle est globalement statistiquement significatif.

2.5. Validation du modèle ARDL

En se basant sur le modèle ARDL (1,1,2,1,0,4) pour estimer les effets à court et à long terme, il est nécessaire d'évaluer la qualité du modèle à travers une série de tests statistiques suivantes :

2.5.1. Test d'autocorrélation (Breusch-Godfrey LM Test)

Selon le tableau (04), ce test montre que la valeur de la probabilité du Chi-square est de 0.38, ce qui est supérieur au seuil de 0.05. Cela permet d'accepter l'hypothèse nulle selon laquelle les résidus ne présentent pas d'autocorrélation.

Tableau 04 : Breusch-Godfrey LM Test

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.066482	Prob. F(14,34)	0.4187
Obs*R-squared	14.95188	Prob. Chi-Square(14)	0.3815
Scaled explained SS	13.26003	Prob. Chi-Square(14)	0.5062

Source : auteurs

2.5.2. Test d'hétéroscédasticité (ARCH Test) :

Les résultats de ce test indiquent que la valeur de la probabilité du Chi-square est de 0.71, ce qui est nettement supérieure au seuil de signification de 0.05. Par conséquent, nous acceptons l'hypothèse nulle, qui stipule que les résidus sont homoscédastiques, c'est-à-dire **qu'ils ne présentent pas de problème d'hétéroscédasticité**.

Tableau 05: HETEROSKEDASTICITY Test ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH

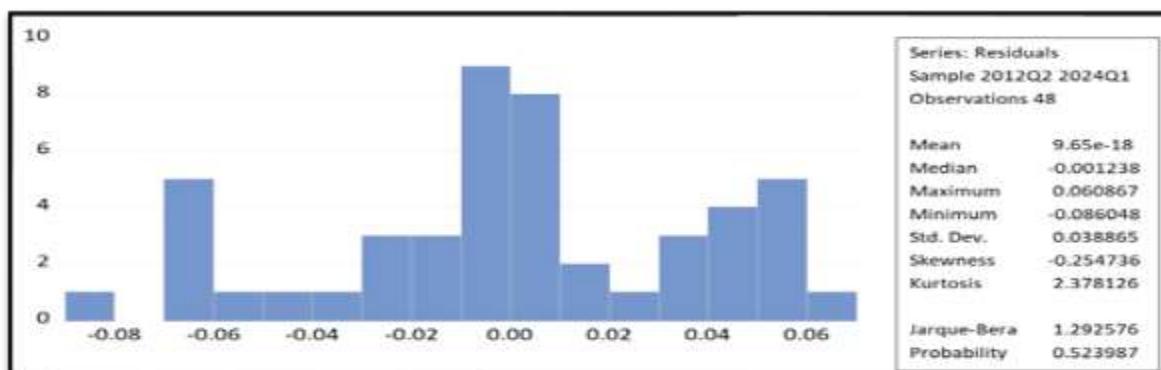
F-statistic	0.128756	Prob. F(1,46)	0.7214
Obs*R-squared	0.133979	Prob. Chi-Square(1)	0.7143

Source : auteurs

2.5.3 Test de normalité des résidus (Histogram – normality Test) :

Les résultats de ce test indiquent que la **valeur de la probabilité associée à la statistique de Jarque-Bera** est de **0,52**, qui est **supérieur au seuil de signification de 0,05**. De ce fait, nous acceptons l'hypothèse nulle, selon laquelle les résidus suivent une distribution normale.

Figure 02 : Histogram – Normality Test

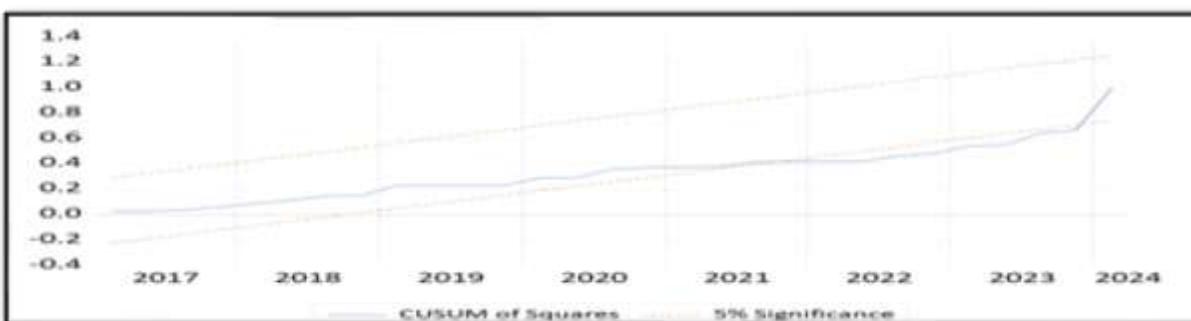
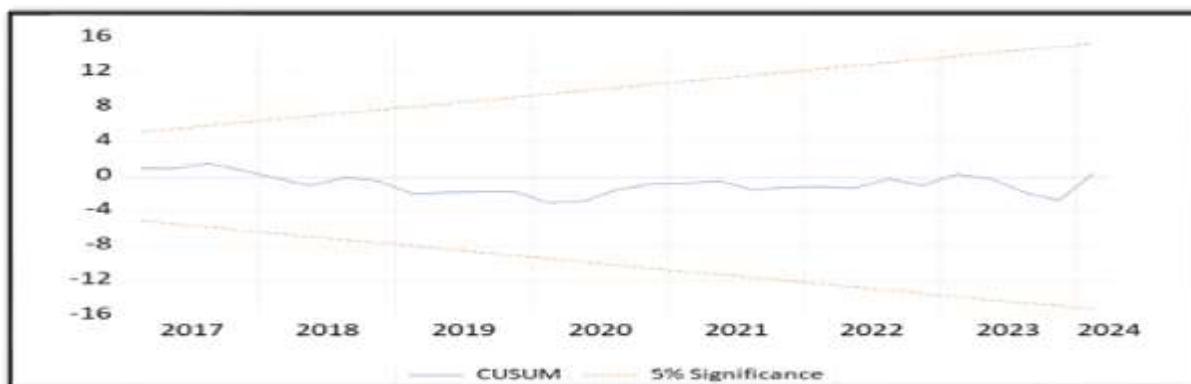


Source : auteurs

2.5.4 Test de stabilité du modèle (CUSUM et CUSUMSQ) :

La stabilité des coefficients estimés du modèle à correction d'erreur issu du modèle ARDL est vérifiée lorsque les courbes des tests CUSUM et CUSUMSQ des carrés se situent à l'intérieur des limites critiques au seuil de 5 %. Conformément à la majorité des études antérieures, nous avons appliqué les tests CUSUM et CUSUMSQ proposés par Brown, Durbin et Evans (1975).

Figures 03 : Test de stabilité CUSUM et CUSUMSQ



Source : auteurs

À travers les figures ci-dessus, nous observons que les courbes des tests CUSUM et CUSUMSQ des carrés sont bien à l'intérieur des limites critiques au seuil de 5 %, ce qui nous conduit à accepter la stabilité du modèle.

2.6. Estimation du court terme du modèle :

La relation à court terme entre les variables est estimée à l'aide du modèle de correction d'erreur (ECM), qui repose sur les variations en différences premières. Les résultats du test du modèle de correction d'erreur et de la relation à court terme sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 06 : Estimation du modèle (ECM) de la relation à court terme pour le ARDL

NRDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: D(CA)				
Selected Model: ARDL(1, 1, 2, 1, 0, 4)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 07/13/25 Time: 15:20				
Sample: 2011Q1 2024Q4				
Included observations: 49				
ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(HA)	-3.53E-06	7.85E-07	-4.492602	0.0001
D(INF)	-0.160113	0.079583	-2.011900	0.0522
D(INF(-1))	0.012747	0.004519	2.820900	0.0079
D(INT)	-0.169423	0.079278	-2.137067	0.0399
D(VE)	-0.557044	0.344220	-1.618280	0.1148
D(VE(-1))	-78.27899	11.23260	-6.968909	0.0000
D(VE(-2))	-66.94213	8.864163	-7.551997	0.0000
D(VE(-3))	-60.15275	6.038775	-9.961085	0.0000
CointEq(-1)*	-0.113085	0.011937	-9.473510	0.0000
R-squared	0.994112	Mean dependent var	0.109190	
Adjusted R-squared	0.992934	S.D. dependent var	0.691114	
S.E. of regression	0.058095	Akaike info criterion	-2.689082	
Sum squared resid	0.134999	Schwarz criterion	-2.341605	
Log likelihood	74.88251	Hannan-Quinn criter.	-2.557250	
Durbin-Watson stat	2.554531			

Source :

auteurs

La relation à court terme peut être expliquée comme suit :

Les résultats du modèle de correction d'erreur montrent que le coefficient de correction d'erreur est négatif cointeq (-1) = -0,11 et statiquement significatif. Cela confirme l'existence d'une relation d'ajustement à court terme entre les variables étudiées. Plus précisément, cela implique que **11 % des déséquilibres observés à court terme sont corrigés à chaque période, permettant ainsi aux variables de revenir progressivement vers leur équilibre de long terme.** Cette vitesse d'ajustement, bien que modérée, reste efficace. En outre, les résultats précédents ayant mis en évidence une dynamique à court terme **confirment également l'existence d'une cointégration entre les variables étudiées**, ce qui valide leur intégration conjointe dans le modèle ARDL.

- Le coefficient du PIB par habitant (HA) présente une relation négative et significative avec la capitalisation boursière (CA) au seuil de 5 %. En effet, une augmentation de 1 % du PIB par habitant entraîne une diminution de 3,53 % du capitalisation Boursière. Cette relation négative reflète plusieurs particularités du contexte économique algérienne. D'une part, le PIB par habitant est majoritairement tiré par le secteur des hydrocarbures, dominé par des entreprises publiques qui ne sont pas cotées en Bourse. D'autre part, la Bourse d'Alger

reste peu développée et manque de liquidité, ce qui limite son expansion malgré l'amélioration du revenu moyen. Par ailleurs, face à un marché financier perçu comme risqué, les investisseurs privilégièrent souvent d'autres types d'actifs, comme l'immobilier. Cela se traduit, une diminution de la capitalisation Boursière.

- Les coefficients du taux d'inflation (INF) et le taux d'intérêt réel (INT) présentent une relation négatives et significatives avec la capitalisation boursière au seuil de 5%. En effet, une augmentation du taux d'inflation et du taux d'intérêt réel d'une unité se traduit par une diminution de la capitalisation boursière, respectivement, de 0,12% et

0,16%. Ces résultats sont en accord avec les recherches de **El yamani & Adraoui (2022)**.

Cette relation négative reflète l'impact défavorable de l'inflation sur la capacité de l'économie à accumuler du capital physique. Cela souligne également que la stabilité des prix constitue un facteur clé pour stimuler l'investissement et favoriser l'augmentation de la capitalisation boursière.

Par ailleurs, le taux d'intérêt réel est directement lié au coût du financement et de l'investissement. Une hausse de ce taux augmente le coût d'emprunt pour les entreprises, réduisant ainsi leur capacité à investir dans des actifs physiques tels que les machines, les équipements et les bâtiments. Cette baisse des investissements se traduit par une accumulation du capital dans l'économie, conduisant à une diminution de la capitalisation boursière.

- Le coefficient des valeurs des actions échangées (VE) présente une relation négative et significative avec la capitalisation boursière (CA) au seuil de 5 %. En effet, une augmentation de 1 % des valeurs des actions échangées entraîne une diminution de 0,55 % de la capitalisation boursière. Ce résultat diverge des conclusions généralement observées dans la littérature, mais il s'explique par les spécificités de l'économie algérienne et les caractéristiques propres aux données utilisées dans notre analyse.

2.7. Estimation de long terme du modèle:

La relation de long terme estimée par l'approche ARDL, représentée dans le tableau N°7, nous montre les résultats suivants :

Tableau 07 : Résultats de l'estimation des paramètres de long terme du modèle ARDL

Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HA	2.77E-05	1.53E-05	1.818328	0.0578
INF	-0.249808	0.482078	-3.518190	0.0076
INT	-0.177993	0.464269	-0.383383	0.7038
MM	0.002012	0.006354	2.316620	0.0034
VE	9.507259	481.0247	1.940664	0.0606
C	-3.053428	4.672812	-0.653445	0.5179

Source : auteurs

Nous remarquons à partir du tableau ci-dessus :

- Le coefficient du PIB par habitant (HA) présente une relation positive et significative au seuil de 10 % avec la capitalisation boursière (CA). Nos résultats montrent qu'une augmentation de 1 % du PIB par habitant (HA) entraînera une hausse de 2.77 % de la capitalisation boursière (CA) sur la période de l'étude. Ces résultats sont en accords avec les études de **Beck & Levine (2004)** et de **Mohammadi Khyareh & Oskou, (2015)**, qui ont trouvé une relation positive entre les marchés boursiers et la croissance économique dans les pays en développement. La relation positive entre le

PIB par habitant (HA) et la capitalisation boursière (CA) à long terme reflète une amélioration de la performance de l'économie algérienne, favorisant la formation de capital et l'augmentation des investissements. En effet, la hausse du revenu par habitant est souvent associée à un développement économique global, ce qui stimule les investissements dans les infrastructures et les projets productifs, se traduisant directement par une augmentation la capitalisation boursière. Dans les phases avancées du développement, les investissements en capital (technologie, usines, équipements) s'intensifient pour renforcer la productivité, ce qui conduit à une hausse de la capitalisation boursière (CA).

- Le coefficient du taux d'inflation (INF) présente une **relation négative et statiquement significative** avec la capitalisation boursière (CA) **aux seuils de 1%, 5 % et 10%**. Ce résultat montre qu'une augmentation du taux d'inflation de 1 % se traduit par une diminution de la capitalisation boursière (CA) de 0,24 %. L'effet de l'inflation s'avère plus marqué à long terme.
- Le coefficient du taux d'intérêt réel (INT) présente une **relation négative et non significative** avec la capitalisation boursière (CA) **aux différents seuils (p-value =0.7038)**. Ce résultat montre qu'une augmentation du taux d'intérêt réel de 1% contribue à une diminution de la capitalisation boursière de 0,17 %, mais cet effet n'est pas statistiquement significatif.
- Le coefficient de la masse monétaire (MM) présente une **relation positive et hautement significative** avec la capitalisation boursière (CA) **aux seuils de 1%, 5 % et 10%**. En effet, une augmentation de la masse monétaire (MM) de 1% entraînerait une hausse de 0,002 % de la capitalisation boursière (CA).
Lorsque la masse monétaire (MM) augmente, cela indique qu'il y a davantage de liquidités dans l'économie, ce qui permet aux entreprises et aux investisseurs d'avoir plus de ressources pour financer leurs projets, y compris l'achat des actions. Cette dynamique peut conduire à une hausse du prix des actions, et donc de la capitalisation boursière.
- Le coefficient des valeurs des actions échangées (VE) présente une **relation positive et significative** avec la capitalisation boursière (CA) **au seuil de 10%**. Ce résultat montre qu'une augmentation des valeurs des actions échangées de 1 % entraînerait une hausse de la capitalisation boursière de 9,50 %. L'augmentation du volume des actions échangées sur le marché financier signifie qu'une plus grande quantité de capitaux est injectée dans le marché, ce qui peut entraîner une hausse du prix des actions, et donc de la capitalisation boursière globale.

III-Discussion du résultat et des hypothèses

Cette étude vise à analyser les déterminants du développement du marché boursier en Algérie sur la période 2011–2024, en s'appuyant sur la méthodologie ARDL (Autorégressive Distributed Lag), qui permet une approche plus complète de la problématique de recherche. Les résultats obtenus montrent que :

- Les tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF - Augmented Dickey-Fuller) ainsi que le test de Phillips-Perron (PP), appliqués aux séries des variables de l'étude,
- confirment la présence d'une racine unitaire au niveau. Par conséquent, la plupart des variables ne sont pas stationnaires en niveau. En revanche, après avoir appliqué la différenciation au premier ordre, toutes les séries des variables de l'étude (variables dépendantes et indépendantes) deviennent stationnaires à ce premier ordre de différenciation.
- Étant donné que les variables de l'étude se sont révélées stationnaires au premier ordre de différenciation, soit intégrées d'ordre I(1), le modèle de régression autorégressive à retards échelonnés (ARDL) a été appliqué, car il remplit la condition nécessaire de stationnarité des séries temporelles à la première différence.
- Les résultats du **test de cointégration**, appliqué à l'aide de la **méthodologie du test aux bornes (Bounds Test)**, montrent que la **valeur calculée de la statistique F est F = 10,89**, ce qui est supérieure aux valeurs critiques de la borne inférieure à la plupart des niveaux de signification. Par conséquent, **l'hypothèse nulle**, qui stipule l'absence de relation de cointégration entre les variables de l'étude, est rejetée. Cela indique l'existence d'une relation de cointégration entre les variables.
- Le modèle ARDL (1,1,2,1,0,4) a été retenu sur la base des critères d'information **AIC et Schwarz (SC)**.
- Ces résultats confirment la validité de **la première hypothèse**, qui stipule l'existence d'une relation de Co intégration à long terme entre la capitalisation boursière et les variables macroéconomiques suivantes : **PIB par habitant, la valeur transigée, la masse monétaire, le taux d'inflation, et taux d'intérêt réel** en Algérie, sur la période **2011–2024**.

Conclusion

Le développement du marché boursier constitue une partie intégrante et essentiel du développement du système financier ; ce dernier participe à la croissance économique. Dans cet article, nous avons mis en évidence le rôle des variables macroéconomiques sélectionnées pour expliquer le développement du marché boursier algérien, associé à la période allant de 2011 jusqu'en 2024, en nous appuyant sur le modèle ARDL (Autorégressive Distributed Lag). L'analyse empirique a permis de mettre en évidence que la croissance économique présente une relation significativement négative à court terme et positif à long terme, ce qui permet de constater que la croissance économique joue un rôle important dans le développement du marché boursier. Par ailleurs, la masse monétaire s'est avérée avoir un effet positif et statistiquement significatif à long terme sur le développement du marché boursier algérien.

De plus, Les résultats de la stabilité macro-économique, mesurée par le taux d'inflation, étaient attendus, car cette relation négative reflète l'impact défavorable de l'inflation sur la capacité de l'économie à accumuler du capital physique. Cela souligne également que la stabilité des prix constitue un facteur clé pour stimuler l'investissement et favoriser

l'augmentation de la capitalisation boursière. En revanche, on n'a pas trouvé de résultats significatifs à long terme entre le taux d'intérêt réel et la capitalisation boursière.

En outre, la liquidité du marché boursier, mesurée par la valeur des actions échangées, est statistiquement significative à court et à long terme, mais présente un effet négatif à court terme. Ce résultat diverge des conclusions généralement observées dans la littérature, mais il s'explique par les spécificités de l'économie algérienne et les caractéristiques propres aux données utilisées dans notre analyse.

En conclusion, ces résultats peuvent s'avérer précieux pour orienter la politique économique et financière et améliorer le cadre institutionnel du marché boursier algérien. En effet car ce dernier nécessite une grande réforme structurelle afin d'encourager les entreprises locales à lever des fonds sur le marché boursier, d'attirer les investisseurs étrangers et d'améliorer la liquidité du marché.

Références bibliographiques

- Aduda, J., Masila, J. M., & Onsongo, E. N. (2012). The Determinants of Stock Market Development : The Case for the Nairobi Stock Exchange. *International Journal of Humanities and Social Science*, 2(9).
- Al Shehab, A. (2024). Macroeconomic determinants of stock market development in the Sultanate of Oman. *Asian Economic and Financial Review*, 14(11), 868-881.
- Alimoussa, A., & Assalih, H. (2023). La répercussion des facteurs macroéconomiques sur la performance marché boursier marocain : Étude économétrique par le modèle VAR. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics - IJAFAME*, 4(2-4), 581-601.
- Azeez, B. A., & Obalade, A. A. (2019). Macroeconomic Determinants of Stock Market Development in Nigeria : (1981-2017). *ECONOMICA*, 15(1), 203-216.
- Bayar, Y. (2016). macroeconomic determinants of stock market development: evidence from borsa istanbul. *Financial Studies*, 70-89.
- Beck, T., & Levine, R. (2004). Stock markets, banks, and g. *Journal of Banking & Finance*, 28, 424-440.
- Deniz, S., & Halime, T. N. (2014). *The Macroeconomic Determinants of Stock Market Development in Selected European Countries : Dynamic Panel Data Analysis*. ResearchGate.
https://www.researchgate.net/publication/271313930_the_macroeconomic_determinants_of_stock_market_development_in_selected_european_countries_dynamic_panel_data_analysis

- EL yamani, r., & adraoui, m. (2022). les determinants du développement du marché boursier : cas de la bourse de casablanca. *Revue Economie & Kapital*, 1(21), 144-162.
 - Hisham Handal, A. (2013). causality relationship between macroeconomic variables and stock market development: evidence from bahrain. 2013, 07(01), 69-84.
 - Janndi, W., & Moussamir, A. (2020). L'impact des indicateurs macroéconomiques sur la performance du marché boursier marocain Méthode des Moindres Carrés Ordinaire. *Revue Française d'Economie et de Gestion*, 1(5), 396-411.
 - Konte, M. A., & Cisse, M. (2017). Les déterminants du développement des marchés boursiers en afrique subsaharienne. *Revue internationale des économistes de langue française*, 2(1), 8-24.
 - La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer, & Vishny. (1997). Legal determinants of external finance. *Journal of Finance*, 52(3), 1131-1150.
 - Levine, R., & Zervos. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, 88(3), 537-558.
-
- Matadeen, J. (2019). Stock Market Development : An Assessment of its Macroeconomic and Institutional Determinants in Mauritius. 2019, 9(4), 197-202.
 - Matadeen, S. J. (2017). The Macroeconomic Determinants of Stock Market Development from an African Perspective. *Theoretical Economics Letters*, 07(07), 1950-1964. <https://doi.org/10.4236/tel.2017.77132>
 - Mishkin, F., & Eakins, S. (2018). *Financial Markets and Institutions* (9th.ed). Pearson.
 - Missaoui, I., Rejeb, J. B., & Elkhaldi, A. (2016). Institutional and macroeconomic determinants of stock market development in MENA countries. *MPRA Paper*.
 - Mohammadi Khyareh, M., & Oskou, V. (2015). The Effect of Stock Market on Economic Growth : The Case of Iran. *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 4(4), 40-49.
 - Pesaran, H., & Shin, Y. (1995). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Co-integration Analysis Article · February. *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, 01-24.
 - Shi, Y., Ahmed, K., & Paramati, S. R. (2019). Determinants of stock market development and price volatility in ASEAN plus three countries : The role of institutional quality. *wileyonlinelibrary.com /journal/ijfe Int J Fin Econ*, 560-572.

- su, D. T., BUI, T. M. H., & NGUYEN, V. B. (2016). Determinants of stock market development : The case of developing countries and Vietnam. *Journal of Economic Développent*, 24(1), 32-53.
- Sur, D., & Bhunia, A. (2016). Impact of Selected Macroeconomic Variables on Stock Market in India. *American Journal of Theoretical and Applied Business*, 3(1), 53-63.