

## LE RÔLE DU DÉVELOPPEMENT FINANCIER DANS LE DÉVELOPPEMENT DURABLE EN ALGÉRIE : UNE APPROCHE ASYMÉTRIQUE PAR LES MODÈLES TAR ET MTAR POUR LA PÉRIODE (1980-2020)

Manel ATTOUCHI\*  
Mohammed ABDELMALEK\*\*

Received: 20/03/2023/ Accepted: 06/09/2023 / Published: 08/01/2024  
Corresponding author: attouchimanel@gmail.com

### RÉSUMÉ

Cet article étudie l'impact du développement financier sur le développement durable en Algérie, où les indicateurs choisis pour mesurer ces deux variables respectivement, sont le crédit accordé au secteur privé ainsi que l'épargne nette ajustée en appliquant les modèles autorégressifs à seuils de transition brutale qui constituent une approche non linéaire. La période de l'étude commence à partir de 1980 jusqu'à 2020. Les résultats montrent que le modèle autorégressif à seuil des moments (consistant) est le meilleur pour estimer le modèle à correction d'erreur, d'où les écarts positifs sont significatifs à court et à long terme, contrairement aux écarts négatifs (ils sont non significatifs), ce qui confirme le rôle asymétrique que joue le développement financier dans le développement durable, car ce dernier répond le plus à une amélioration du secteur financier et il résiste contre sa détérioration. Il est recommandé aux décideurs d'encourager l'adoption des facilités financières grâce à une réglementation efficace et à la liquidité de fonds pour des projets durables, et de concentrer sur l'amélioration des avantages de développement financier pour atteindre la durabilité économique.

---

\* École Nationale Supérieure de Tourisme (ENST) Alger, Algérie.  
attouchimanel@gmail.com

\*\* École Supérieure de Management de Tlemcen (ESMT) Algérie,  
abdelmalekmhd@gmail.com

MOTS CLÉS : développement durable, développement financier, ajustement asymétrique, TAR, MTAR.

JEL CLASSIFICATION : C58, G10, G20, Q01

## دور التطور المالي في تحقيق التنمية المستدامة في الجزائر: تحليل غير متمائل بواسطة نماذج TAR و MTAR للفترة (1980-2020)

### ملخص

يدرس المقال تأثير التطور المالي على التنمية المستدامة في الجزائر، مع اختيار القرض الممنوح للقطاع الخاص وكذلك صافي الادخار المعدل كمؤشرين لقياس متغيري الدراسة على التوالي بتطبيق نماذج الانحدار الذاتي للعتبة وهي مقارنة غير خطية، فترة الدراسة تبدأ من 1980 الى 2020. أظهرت النتائج أن نموذج العتبة المتسق هو الأفضل لتقدير نموذج تصحيح الخطأ، وجاءت الانحرافات الإيجابية معنوية على المدى القصير والطويل على عكس الانحرافات السلبية (ليست معنوية)، هو ما يؤكد الدور غير المتمائل الذي يلعبه التطور المالي على التنمية المستدامة لأن هذه الأخيرة تستجيب بشكل أكبر في حالة ازدهار القطاع المالي وتقاوم تدهوره. يوصى لصانعي القرار؛ بتشجيع استيعاب التسهيلات المالية من خلال التنظيم الفعال والسيولة للأموال للمشاريع المستدامة؛ والتركيز على تعزيز التطور المالي لتحقيق الاستدامة الاقتصادية.

كلمات مفتاحية: التنمية المستدامة، التطور المالي، التعديل الغير متمائل، TAR، MTAR.

## **ROLE OF FINANCIAL DEVELOPMENT ON SUSTAINABLE DEVELOPMENT IN ALGERIA: AN ASYMMETRIC APPROACH USING TAR AND MTAR MODELS OVER THE PERIOD (1980-2020)**

### **ABSTRACT**

This article studies the impact of financial development on sustainable development in Algeria, where the indicators chosen to measure these two variables respectively are the credit granted to the private sector as well as the adjusted net savings by applying the threshold autoregressive models which are nonlinear approaches; the period of the study covers 1980 until 2020. The results indicate that the momentum threshold autoregressive consistent model is the best for estimating the error correction model, hence the positive deviations are significant in the short and long term unlike the negative deviations (they are not significant), which confirms the asymmetric role that financial development that plays on sustainable development when this latter is more responsive to an improvement on the financial sector and resists against its deterioration. It is recommended for policy makers; to encourage the uptake of financial facilities through effective regulation and liquidity of funds for sustainable projects; and focus on enhancing financial development benefits to achieve economic sustainability.

**KEY WORDS:** sustainable development, financial development, asymmetric adjustment, TAR, MTAR.

### **INTRODUCTION**

Le développement durable peut être défini comme le maintien de la quantité de ressources utilisées par la société pour les besoins du présent à un niveau qui ne privera pas les générations futures de leurs besoins (Güney, T. -2019-). Bien que, le monde est actuellement confronté à des problèmes sociaux, environnementaux et économiques critiques : la gestion du changement climatique, la réduction des

inégalités économiques et, plus récemment, l'atténuation du danger de pandémie nécessitent toutes d'énormes ressources financières et dépenses (Pizzi, S., Del Baldo, M., Caputo, F., Venturelli, A., 2021). Les fermetures et les mesures d'isolement ont accru l'incertitude concernant la production et les résultats économiques, tandis que la faiblesse des politiques financières durables continue de poser un défi crucial (Iqbal, N., Manzoor, M.S., Bhatti, M.I., 2021). En conséquence, il est important d'évaluer la contribution du développement financier dans le développement économique durable (Hunjra, A. I., Azam, M., Bruna, M. G., & Taskin, D., 2022).

Un système financier sain est essentiel pour parvenir à un développement économique durable (Demirgüç-Kunt -2006-). Le développement financier approuve l'allocation efficace des ressources et la stabilité financière et favorise une croissance économique stable (Demirgüç-Kunt A 2006 ; Saha M, Dutta KD 2020), il permet à la société sous-développée de participer aux activités de développement en finançant des projets éco-responsables à moindre coût, il contribue à réduire la pollution de l'environnement, (Abid M -2016-) ; de plus, il atténue les défis de la durabilité environnementale. Ces effets bénéfiques sont ancrés sur le rôle du développement financier dans la stimulation des activités économiques du secteur privé, à travers un accès accru au crédit, la promotion des activités commerciales et technologiques. Comme il peut aider à promouvoir l'habitude de substitution énergétique des ménages et des entreprises. Par conséquent, les politiques environnementales existantes visant à freiner la dégradation de l'environnement peuvent être approfondies en intégrant les préoccupations et réglementations environnementales dans la fourniture de services financiers pour les activités de consommation et de production (Nwani, C., Effiong, E. L., Okpoto, S. I., & Okere, I. K. (2021)).

Par ailleurs, le développement financier déclenche le développement économique durable par le biais des banques ou des marchés boursiers, ces derniers constituant des canaux d'influence pertinents (Levine, R. 2005) en collectant l'épargne et en allouant des ressources aux industries qui devraient apporter des résultats

économiques durables. Compte tenu de l'importance des politiques et réglementations, certaines études ont évalué le rôle du développement financier par le biais des canaux de transmission monétaire (Dafermos et al., 2018 ; Ishiwata & Yokomatsu, 2018), tandis qu'il y a d'autres recherches qui ont identifié le développement financier ainsi que la politique budgétaire et le crédit comme des facteurs clés améliorant le développement durable. (Shobande & Shodipe 2019 et Nabeeh et al. 2021). En fait, le secteur financier contribue principalement à la croissance à long terme, influençant les taux d'épargne, les décisions d'investissement et l'innovation technologique. Un nombre de recherches considérable étudient l'impact du développement financier sur la croissance économique et déduisent un effet positif (Nguyen et al., 2019; Hunjra et al., 2021; Afonso and Blanco-Arana, 2022), cependant il existe quelques points de vue contradictoires (Demetriades & Rousseau, 2016; Boikos et al., 2022). Néanmoins, la littérature souffre encore d'un manque de preuves concernant le rôle du développement financier dans le développement économique, notamment pour les pays en voie de développement, à cause d'un accès limité au capital.

L'apport de cette étude est multiple ; d'abord, l'objectif est d'examiner la relation entre le développement financier et le développement durable pour le cas de l'Algérie, sachant que dans la littérature, les articles traitant ce sujet sont presque inexistantes. De plus, la présente recherche demeure parmi les premières qui mesurent le développement durable algérien avec la variable  $ANS_t$  qui est l'épargne nette ajustée (Dutta, K. D., & Saha, M. 2022). Enfin sur le plan empirique, on va élaborer des modèles autorégressifs non linéaires à seuils à transition brutale (Threshold Autoregressive TAR) et à seuil de moment (Momentum Threshold Autoregressive MTAR) (Enders et Granger 1998) et Caner et Hansen 1998, Enders, W., & Siklos, P. L. 2001). C'est une approche récemment utilisée dans la recherche : elle se caractérise par un seuil non nul noté TAR et MTAR consistants, à l'aide des simulations de Monte Carlo faites sur 10000 itérations à un taux de 5%.

L'article est structuré comme suit : Section.1 traite des études pertinentes. Section. 2 donne un aperçu sur le développement durable dans le secteur financier en Algérie. Section. 3 explique théoriquement les modèles non linéaires choisis (TAR et MTAR). Section. 4 rapporte les données et les résultats obtenus. Enfin, on conclut les principaux résultats, les implications politiques pertinentes et les efforts de recherches futures.

## **1- REVUE DE LITTÉRATURE**

Les initiatives empiriques pour explorer la relation entre le développement financier (FD) et le développement durable (DD) sont sensiblement rares. Par conséquent, pour mettre cette nouvelle idée en perspective, la littérature traitant de la relation entre le DD avec le FD est relativement récente.

Dutta, K. D., & Saha, M. (2022) ont étudié l'effet causal de FD sur DD pour 143 pays au cours de la période 1990-2020, où DD est représenté par l'épargne nette ajustée (ANS). Les résultats de modèle vecteur autorégressif, en utilisant des données de panel (PVAR), révèlent que le développement financier cause le développement durable, qui est en général unidirectionnelle. Cependant, la causalité entre l'indice des marchés financiers et l'ANS est bidirectionnelle. Cette recherche suggère également que le FD est essentiel pour DD; néanmoins, les décideurs doivent surveiller les éventuels inconvénients du FD qui pourraient saper sa contribution à la durabilité.

Hunjra, A. I., Azam, M., Bruna, M. G., & Taskin, D. (2022) ont examiné l'impact du développement financier sur le développement économique durable dans les pays à faible et moyen revenu, en adoptant une approche de données de panel qui contient 50 pays sur la période 1991-2020. Les modèles appliqués dans cet article sont : les effets fixes (Fixed Effects FE), les moindres carrés généralisés réalisables (Feasible Generalized Least Squares FGLS) et la régression quantile du panel bootstrap (Bootstrap Panel Quantile Regression). Les chercheurs ont trouvé que le développement durable est positivement affecté par le développement financier, l'abondance des ressources naturelles, le tourisme international, l'ouverture

commerciale et l'investissement direct étranger. Les résultats de Bootstrap Quantile soulignent les effets diversifiés des variables adressées à différents quantiles. En conséquence, il est crucial de considérer le développement financier parallèlement aux variables socioéconomiques, telles que l'ouverture commerciale, le vieillissement de la population et les IDE comme éléments importants pour identifier et résoudre les problèmes de développement économique durable.

En revanche, il existe des études qui ont trouvé un effet négatif de FD sur le DD; Ntarmah AH, Kong Y, Gyan MK (2019) ont étudié l'impact de la stabilité bancaire sur l'ANS pour 37 économies en développement à l'aide de modèles à effets fixes et aléatoires et ont constaté que le crédit bancaire avaient un effet positif et négatif sur le DD, respectivement, pour les pays de BRICS (le Brésil, la Russie, l'Inde et la Chine), les pays non-BRICS et pour les économies en développement. Dans le même ordre d'idées, Huang Y (2012) a étudié l'impact de la volatilité financière mesurée en termes de volatilité du crédit accordé au secteur privé sur l'ANS en utilisant des données de panel sur 122 pays ; il en résulte que la volatilité des marchés financiers a un effet négatif significatif sur la durabilité mondiale, en particulier pour les pays à forte intensité énergétique et à faible part des échanges.

## **2- LES DISPOSITIFS DU DÉVELOPPEMENT DURABLE DANS LE SECTEUR FINANCIER EN ALGÉRIE**

Le développement durable en Algérie est placé au centre de sa vision actuelle et future du pays. Pour cela le gouvernement s'est engagée sérieusement dans le processus de négociation et dans les différentes consultations et initiatives à l'échelle nationale, régionale et internationale, en adoptant notamment les objectifs de développement durable (ODD). Selon le Rapport National Volontaire de 2019, le programme de développement durable se projette à l'horizon 2030 contenant 17 objectifs fondamentaux. Dans ce contexte, on va élucider les efforts fournis par le gouvernement dans le secteur financier et le secteur des entreprises afin de réaliser l'ODD 08, qui s'articule essentiellement sur la promotion d'une croissance économique

durable (Bladehane R ; Comité interministériel chargé du suivi de la mise en œuvre des ODD 2019) :

Le gouvernement met en œuvre une stratégie en faveur du développement de l'investissement productif qui s'appuie notamment sur des incitations fiscales, données pour réduire le coût d'investissement des porteurs de projets entrepreneuriaux, faciliter la création de nouvelles entreprises et lever les barrières à l'entrée de nouveaux investisseurs en maintenant une concurrence saine sur le marché, développer l'activité économique, notamment les petites et moyennes entreprises (PME) car la promotion de l'initiative privée est un important vecteur de croissance. C'est pourquoi l'amélioration de l'environnement des affaires et la facilitation de l'accès des PME aux facteurs de production, surtout le foncier industriel et le système financier, ont été au centre des préoccupations du gouvernement. À cet égard, une série de mesures a été prises :

- Créer le fonds national d'investissement (FNI) doté à l'équivalent de 2 milliards de dollars, capable de mobiliser plus de 20 milliards de dollars de crédit, et créer un fonds d'investissement provincial dans chacune des wilayas du pays.
- La Création de filiales spécialisées dans l'investissement par les banques commerciales publiques (sociétés de capital investissement et de leasing).
- Garantir les crédits octroyés aux firmes par le Fonds de garantie des crédits aux PME et par la Caisse de garantie des crédits d'investissements.

Parallèlement à ces mesures d'amélioration de l'environnement des affaires, deux dispositifs d'accompagnement des microentreprises où le seuil d'investissement n'excède pas 10.000.000 DA, ont également été mis en place. L'une est gérée par l'Agence nationale de soutien à l'emploi des jeunes (ANSEJ), cette dernière accompagne les jeunes parrains âgés de 19 à 35 ans, et l'autre est gérée par la Caisse nationale d'assurance chômage (CNAC) et elle accompagne les parrains chômeurs âgés entre 30 et 55 ans.

En outre, les promoteurs bénéficient de prêts gratuits, de bonifications d'intérêts et de diverses incitations fiscales pendant la phase d'exploitation. Plus de 24.200 prêts en cours ont été décaissés entre 2011 et 2018.

Dans le cadre de ces dispositifs, le bilan global de fin 2018 a montré que près de 523.500 micro-entreprises ont été créées, dont près de 52.200 dans la région du sud et près de 1.208.000 emplois durables ont été créés.

Cet appui à l'accroissement des PME s'accompagne de la consolidation du réseau d'agences bancaires dans le cadre de l'approfondissement du système financier. En 2017, le nombre de succursales bancaires commerciales est passé à 5,2 pour 100.000 adultes, montrant une tendance croissante pendant ces dernières années.

Enfin, il convient de noter que la croissance de l'Algérie a ralenti entre 2020 et 2021 à cause de la crise sanitaire et de son impact sur la situation économique. En conséquence, même le secteur financier notamment le financement du secteur privé a été touché par la pandémie de COVID19. L'accès insuffisant au financement demeure un obstacle majeur à la survie, à la croissance et au développement des entreprises algériennes, alors la Banque Centrale d'Algérie doit prendre la mesure de réduire considérablement les réserves obligatoires, abaisser les taux d'intérêt directeurs et assouplir les exigences prudentielles en matière de ratios de solvabilité, de liquidité et de prêts non performants (PNP). (Banque Européenne d'investissement 2021).

### **3- EXPLICATION THÉORIQUE DES MODÈLES TAR ET MTAR**

Durant les dernières décennies il y a eu une croissance extraordinaire de l'application des méthodes quantitatives dans l'économie. Les professionnels utilisent désormais régulièrement des techniques statistiques sophistiquées dans plusieurs domaines économiques et financiers afin d'expliquer les différents phénomènes, notamment en macroéconomie, socio-économie, gestion de portefeuille, gestion des risques etc. Dans l'ensemble, les modèles estimés sont utilisés pour analyser les théories formulées au niveau

abstrait et aussi, pour prévoir, évaluer et stimuler les différentes politiques. Par ailleurs, sur le plan théorique, l'analyse économique suggère qu'il existe une relation à long terme entre les variables d'un modèle. Cependant, les économétriciens ignorent les caractéristiques dynamiques inhérentes dans la plupart des séries temporelles, dans la formulation de modèles de régression traditionnels. C'était supposé que les séries sous-jacentes étaient stationnaires, ou au moins stationnaires autour d'une tendance déterministe et présentaient également une relation à long terme. Par conséquent, les chercheurs supposent d'une manière conventionnelle que les moyennes et les variances des variables étaient constantes et indépendantes du temps. (Nkoro, E., & Uko, A. K. 2016).

Les séries chronologiques étudiées en pratique ne présentent pas toujours les caractéristiques d'un processus linéaire. De nombreuses approches se produisant dans le monde réel présentent une certaine forme de comportement non linéaire. C'est ce qui a poussé les chercheurs à donner une grande importance aux modèles non linéaires, notamment les modèles bilinéaires, exponentiels autorégressifs, à seuil autorégressif (TAR) et bien d'autres. Parmi la famille des modèles non linéaires, les modèles à seuil de transition autorégressif (TAR), à seuil de moment autorégressif (MTAR). Cependant, ces modèles n'ont pas été largement utilisés dans la pratique, en raison de la difficulté à estimer la valeur seuil associée. En effet ces modèles sont capables de produire des cycles limites asymétriques.

### **3.1- Les modèles autorégressif à seuils à transition brutale (TAR: Threshold Autoregressive model)**

Les fluctuations économiques présentent des caractéristiques non linéaires bien définies dont : les récessions, les guerres, les paniques financières et les diverses politiques gouvernementales, et peuvent modifier la dynamique de presque toutes les séries temporelles macroéconomiques et financières. Les premiers qui ont proposé les modèles autorégressifs à seuils à transition brutale sont Tong (1978) et Tong & Lim (1980). Ce type de modélisation permet de rendre compte

de l'asymétrie d'une série chronologique, suite à des chocs ayant des tailles et des signes différents.

Dans un modèle à seuil,  $S_{t+1}$  suppose  $K$  valeurs distinctes (il ne s'agit pas nécessairement de chiffres, mais il peut également s'agir de lettres ou de descriptions de la caractérisation économique correspondante, telles que les marchés «haussiers» et «baissiers») en fonction de la valeur prise au temps  $t$  par une variable de seuil  $x_t$  qui peut également correspondre à une variable exogène. Par exemple :

$$S_{t+1} = \begin{cases} 1 & \text{si } x_t \leq x_1^* \Leftrightarrow y_{t+1} = \phi_{0,1} + \phi_{1,1}y_t + \varepsilon_{t+1} & \varepsilon_{t+1} \sim N(0, \sigma_1^2) \\ 2 & \text{si } x_1^* < x_t \leq x_2^* \Leftrightarrow y_{t+1} = \phi_{0,2} + \phi_{1,2}y_t + \varepsilon_{t+1} & \varepsilon_{t+1} \sim N(0, \sigma_2^2) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ K & \text{si } x_{K-1}^* < x_t \Leftrightarrow y_{t+1} = \phi_{0,K} + \phi_{1,K}y_t + \varepsilon_{t+1} & \varepsilon_{t+1} \sim N(0, \sigma_2^2) \end{cases}$$

Où  $x_1^*, x_2^*$  et  $x_{K-1}^*$  sont des paramètres de seuil estimables qui doivent simplement dépasser la valeur minimale dans l'échantillon pour  $x_t$  et être inférieurs à la valeur maximale pour  $x_t$ . Noter que  $K$  régimes nécessitent de définir et d'estimer  $K - 1$  de paramètres.

Si on veut faire la régression de ce modèle de transition, et qu'on trouve que  $x_t = y_{t+1-d}$  où  $d \leq 1$ , alors il s'agit des modèles de seuil auto-excitants (*self-exciting threshold models SETAR*), dans le sens que les réalisations passées (souvent extrêmes) de la variable d'intérêt provoquent des changements de régime et font donc apparaître des non-linéarités dans la série;  $d$  est appelé le paramètre de délai du modèle. L'intuition économique de l'auto-excitation est plutôt intrigante. Par exemple, l'égalité  $x_t = y_t$  peut prendre en compte le fait que lorsque les rendements des actifs sont élevés dans une période donnée, ceci peut déclencher le passage à un régime de forte moyenne et de forte variance, de sorte qu'ils conduisent aujourd'hui à des rendements plus élevés et à une volatilité accrue dans l'avenir, et vice versa.

La définition d'un modèle TAR à deux régimes d'ordre  $p_1$  et  $p_2$  est présentée comme suit :

$$y_t = \begin{cases} \phi_{0,1} + \phi_{1,1} x_{t-1} + \dots + \phi_{p_1,1} x_{t-p_1} + \varepsilon_t & \text{si } q_t \leq c \\ \phi_{0,2} + \phi_{1,2} x_{t-1} + \dots + \phi_{p_2,1} x_{t-p_2} + \varepsilon_t & \text{si } q_t > c \end{cases}$$

Ceci est équivalent à :

$$y_t = (\phi_{0,1} + \phi_{1,1} x_{t-1} + \dots + \phi_{p1,1} x_{t-p1}) \mathbb{I}(q_t \leq c) + (\phi_{0,2} + \phi_{1,2} x_{t-1} + \dots + \phi_{p2,1} x_{t-p2}) \mathbb{I}(q_t > c) + \varepsilon_t$$

Où  $\mathbb{I}$  désigne la fonction indicatrice.

En utilisant la relation

$$\mathbb{I}(q_t \leq c) = 1 - \mathbb{I}(q_t > c)$$

L'équation précédente peut s'écrire sous la forme :

$$y_t = (\phi_{0,1} + \phi_{1,1} x_{t-1} + \dots + \phi_{p1,1} x_{t-p1}) (1 - \mathbb{I}(q_t > c)) + (\phi_{0,2} + \phi_{1,2} x_{t-1} + \dots + \phi_{p2,1} x_{t-p2}) \mathbb{I}(q_t > c) + \varepsilon_t$$

Où  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc qui suit la loi Normale de moyenne 0 et de variance  $\sigma_\varepsilon^2$ ,  $c$  représente la valeur du seuil et  $q_t$  est la variable de transition. Les paramètres  $\phi_{1,1}$  et  $\phi_{1,2}$  mesurent la continuité dans chaque régime : c'est pour cette raison qu'on dit que la transition dans ces modèles est brutale, d'où la transition d'un régime à un autre s'effectue dans une période est bien déterminée. Lorsque la valeur de la variable de transition  $q_t$  est inférieure au seuil  $c$ , la variable  $y_t$  est caractérisée par un modèle autorégressif de paramètres  $\phi_{i,1}$  ( $i$  allant de  $1, \dots, p_1$ ) et par analogie, le modèle autorégressif de paramètres  $\phi_{i,2}$  ( $j$  allant de  $1, \dots, p_2$ ) lorsque  $q_t$  est supérieure au seuil  $c$ .

On remarque que le processus  $(y_t, t \in Z)$  suit une tendance linéaire dans chaque régime (linéarité partielle), tandis que dans l'ensemble  $y_t$  est sous forme non linéaire.

### 3.2- Modèles asymétriques de séries chronologiques

On va utiliser la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) pour estimer la relation d'équilibre à long terme suivante:

$$x_{1t} = \beta_0 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \dots + \beta_n x_{nt} + \mu_t \quad (1)$$

Où  $x_{i,t}$  sont les composantes individuelles I(1) de  $x_t$ ,  $\beta_i$  les paramètres estimés, et  $\mu_t$  le terme de perturbation qui peut être corrélé en série.

L'estimation de  $\rho$  s'effectue dans l'équation de régression suivante:

$$\Delta\mu_t = \rho \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Avec  $\varepsilon_t$  une perturbation du bruit blanc, et les résidus  $\mu_t$  sont utilisés pour estimer l'équation précédente.

Le rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration implique que les résidus  $\mu_t$  sont stationnaires avec une moyenne nulle. Le théorème de la représentation de Granger garantit que si  $\alpha_i \neq 0$ , ceci implique conjointement l'existence d'une représentation de correction d'erreur des variables de la forme :

$$\Delta x_{it} = \alpha_i(x_{1t-1} - \beta_0 - \beta_2 x_{2t-1} - \dots - \beta_n x_{nt-1}) + \dots + v_{it} \quad (3)$$

La détection de cointégration et leurs extensions sont mal spécifiées si l'ajustement est « asymétrique ». Il est nécessaire donc d'envisager une spécification alternative du modèle de correction d'erreur, c'est le modèle de seuil autorégressif (TAR) d'équation :

$$\Delta \mu_t = \mathbb{I}_t \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - \mathbb{I}_t) \rho_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$\mathbb{I}_t$  désigne la fonction indicatrice d'Heaviside définie par :

$$\mathbb{I}_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{si } \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (5)$$

$\tau$  représente la valeur du seuil et  $\{\varepsilon_t\}$  est une séquence de variables aléatoires à moyenne et à variance constantes avec  $\mu_t$  est indépendante à  $\varepsilon_t$ .

Petrucelli et Woolford (1984) affirmaient que la condition nécessaire et suffisante pour que  $\{\mu_t\}$  soit stationnaire revient aux valeurs de  $\rho_1$  et  $\rho_2$  ; elles doivent être inférieures à 0, ainsi que  $(1+\rho_1) + (1+\rho_2) < 1$ .

En général, la valeur de  $\tau$  est inconnue et doit être estimée avec les valeurs de  $\rho_1$  et  $\rho_2$ . Toutefois, dans un certain nombre d'applications économiques, il semble naturel de prendre  $\tau$  nulle. Ou bien il est défini de manière endogène en utilisant la méthode de Chan (1993).

Les équations (1), (4) et (5) correspondent à une grande variété de modèles de correction d'erreur. Étant donné l'existence d'un seul vecteur de cointégration sous la forme de (1), le modèle de correction d'erreur de toute variable  $x_{i,t}$  peut être écrit sous la forme suivante:

$$\Delta x_{it} = \rho_{1i} \mathbb{I}_t \mu_{t-1} + (1 - \mathbb{I}_t) \rho_{2i} \mu_{t-1} + \dots + v_{it} \quad (6)$$

Où  $\rho_{1i}$  et  $\rho_{2i}$  sont les coefficients d'ajustement (On les appelle aussi « les coefficients de vitesse d'ajustement »).

Il existe deux manières importantes pour modifier le modèle de base de cointégration à seuil :

1. Processus d'ordre supérieur: peut être complétée par des modifications retardées de  $\mu_t$ . Par conséquent  $\Delta \mu_t$  devient présenté comme suit:

$$\Delta \mu_t = \mathbb{I}_t \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - \mathbb{I}_t) \rho_2 \mu_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Les critères de sélection de modèle (tels que *Akaike information criterion* « AIC » ou *Bayesian information criterion* « BIC ») peuvent être utilisés pour déterminer l'ordre de retard approprié.

Lukkonen, Saikkonen et Teräsvirta (1988) ont montré que la théorie asymptotique habituelle ne peut être appliquée pour dériver des tests de multiplicateur de Lagrange ordinaires pour la non-linéarité. Eitrheim et Teräsvirta (1996) ont suggéré, via des simulations de Monte Carlo, que le test de Ljung – Box pour détecter l'autocorrélation résiduelle ne suit pas une distribution asymptotique  $\chi^2$  dans les modèles de séries chronologiques non linéaires.

2. Spécifications d'ajustement alternatives : dans l'équation (5), l'indicateur de Heaviside dépend du *niveau* de  $\mu_{t-1}$ . Enders et Granger (1998) et Caner et Hansen (1998) ont suggéré une représentation alternative de telle sorte que le seuil dépend du *changement* (variations) de  $\mu_{t-1}$  de la période précédente. On aura par la suite :

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{si } \Delta \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (8)$$

Les modèles construits avec (1), (4) et (8) sont appelés modèles autorégressifs à seuil de quantité de mouvement *momentum-threshold autoregressive* (M-TAR), dans la mesure où la série  $\mu_t$  expose plus de «quantité de mouvement» dans un sens que dans l'autre.

On utilise l'ajustement M-TAR lorsque les responsables politiques essayent d'atténuer les grands changements d'une série.

### 3.3- La procédure de test

La procédure de test comprend trois étapes :

1. La première étape consiste à estimer les modèles TAR et M-TAR et à tester la cointégration. L'hypothèse nulle de la non-cointégration

est ( $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ ), en comparant les valeurs réelles des statistiques de test  $\Phi_\mu$  avec leurs valeurs critiques correspondantes calculées par Enders et Siklos (2001). Si on rejette l'hypothèse nulle de la non-cointégration, on passe à la deuxième étape.

2. La deuxième étape consiste à tester l'hypothèse nulle de symétrie ( $H_0: \rho_1 = \rho_2$ ). On peut tester via la statistique de Fisher, si l'hypothèse nulle de symétrie est rejetée c'est-à-dire on accepte l'hypothèse alternative d'asymétrie ( $H_1: \rho_1 \neq \rho_2$ ) , il est alors mis en évidence que la relation entre les variables est non linéaire.
3. La troisième étape comprend l'estimation du modèle de correction d'erreur asymétrique dans le cas où l'hypothèse nulle de symétrie est rejetée, sinon on construit un modèle de correction d'erreur linéaire. Cette étape consiste aussi à tester la causalité à court et à long terme entre les variables.

Supposons que nous avons deux variables  $y_t$  et  $x_t$  et nous voulons tester les effets asymétriques de cointegration non linéaire ; le modèle à correction d'erreur asymétrique est donné par le système d'équations suivantes:

$$\Delta y_t = I_t \rho_1 \hat{u}_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta x_t = I_t \tilde{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + (1 - I_t) \tilde{\rho}_2 \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \tilde{\alpha}_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \tilde{\beta}_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

Les deux équations précédentes nous permettent d'évaluer la causalité des séries chronologiques en vérifiant si toutes les valeurs de  $\Delta y_{t-i}$  et  $\Delta x_{t-i}$  sont significativement différentes de zéro. En particulier, l'hypothèse nulle selon laquelle  $y_t$  ne cause pas  $x_t$  est testée comme étant ( $H_0: \tilde{\alpha}_i = 0$ ), bien que l'hypothèse nulle selon laquelle  $x_t$  ne cause pas  $y_t$  est testée comme ( $H_0: \beta_i = 0$ ).

#### 3.4- La différence entre les modèles autorégressifs à seuils à transition brutale et la modélisation à changements de régimes markoviens

Les modèles autorégressifs à seuils à transition brutale se basent sur le choix de la variable de transition ; de plus le positionnement d'une variable économique par rapport à un ou plusieurs seuil(s) ce

qui les rendent un peu difficile, contrairement aux modèles à changements de régimes markoviens, la transition s'effectue via une variable d'état inobservable et le changement de régime dépend des valeurs passées de la variable aléatoire non observée. Le mauvais choix de la variable de transition peut en effet avoir de fortes implications. Cette variable peut être, soit une variable explicative (ou dite indépendante), soit une variable à expliquer retardée (ou dite dépendante). La sélection de la variable de transition en général est faite suite à l'intuition économique ou bien à travers la minimisation de la somme des carrés des résidus, ou bien du test de linéarité. Lorsque la variable de transition sélectionnée est une variable dépendante retardée  $y_{t-d}$ , le modèle TAR devient un modèle SETAR qui a été développé par Hansen (1996).

#### 4- DONNÉES, MODÈLE ET RÉSULTATS

##### 4.1- Données et modèle

On a visé l'Algérie comme pays d'étude en utilisant des données annuelles qui couvrent la période 1980 à 2020 provenant de la base de données de la Banque mondiale et Indicateurs du développement mondial (*World Development Indicators WDI*). Le crédit accordé au secteur privé (% du PIB) est choisi comme indicateur de développement financier  $FD_t$ . Par ailleurs, *Adjusted Net Savings (ANS)* l'épargne nette ajustée (mesurée comme l'épargne nationale nette plus l'investissement du capital humain -prenant les dépenses d'éducation- moins : l'épuisement énergétique, l'épuisement des ressources minérales, l'épuisement net des forêts et le dioxyde de carbone) a été utilisée comme indicateur du développement durable. Cet indicateur a été largement adopté dans la littérature (Koirala, B. S., & Pradhan, G. (2020); Pardi, F., Salleh, A., & Nawi, A. 2015 ; Gnègnè, Y 2009 ; Lange, G. M., Wodon, Q., & Carey, K. 2018; Odugbesan, J. A., & Rjoub, H. 2019 ; Thiry, G. and Cassiers, I., 2010).  $ANS_t$  est pris comme un taux (%) de GNI (*Gross national Income*) et les valeurs manquantes (1992-1995) ont été gérées par l'interpolation non linéaire (cubique) ; noter que les données de cette série sont toutes positives.

Le choix de la variable  $ANS_t$  fournit aux décideurs politiques un apport d'information immédiat sur l'orientation de l'économie et les mesures éventuelles qu'ils pourraient devoir prendre pour assurer une croissance durable. La décomposition des composantes de l' $ANS_t$  facilite la discussion des interventions politiques, telles que l'augmentation du niveau d'épargne brute, l'amélioration de la qualité du capital bâti pour atteindre une durée de vie plus longue et renforcer sa résilience afin de réduire la dépréciation de capital fixe, en augmentant les investissements dans l'éducation et l'innovation pour stimuler le capital humain, en optimisant aussi l'utilisation du capital naturel (utilisation durable des énergies renouvelables et extraction efficace des énergies non renouvelables) ou en améliorant la qualité de l'air pour réduire les coûts des dommages causés par la pollution (Lange, G. M., Wodon, Q., & Carey, K. 2018).

Les tests conventionnels de cointégration basés sur les résidus (Engle et Granger 1987) en estimant la relation à long terme entre les variables selon le modèle suivant:

$$ANS_t = \alpha_0 + \alpha_1 FD_t + \varepsilon_t$$

$$\Delta\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta\varepsilon_{t-i} + v_i$$

Où  $ANS_t$  représente l'épargne nette ajustée qui mesure le développement durable et  $FD_t$  le développement financier.  $\varepsilon_t$  est un terme d'innovation stochastique et  $\alpha_1$  l'élasticité de développement durable par rapport au développement financier.  $\alpha_0$  est la constante. Supposons que  $\alpha_1 > 0$  et  $\varepsilon_t$  suit un processus stationnaire.

Compte tenu de l'existence d'une cointégration entre  $ANS_t$  et  $FD_t$ , alors l'ajustement asymétrique dans le contexte du modèle MTAR consistant, le modèle de correction d'erreurs asymétrique est montré dans l'équation suivante :

$$\Delta ANS_t = c_1 + \delta^+ M_t \varepsilon_{t-1} + \delta^- (1 - M_t) \varepsilon_{t-1}$$

$$+ \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta ANS_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta FD_{t-i} + \mu_t$$

Avec  $\delta^+$  et  $\delta^-$  les paramètres de vitesse d'ajustement pour  $\Delta ANS_t$  ils mesurent l'ajustement au-dessus et en dessous de l'équilibre.

$(M_t \varepsilon_{t-1})$  et  $((1 - M_t) \varepsilon_{t-1})$  représentent les termes d'erreurs d'équilibre positives et négatives, respectivement,  $c_1$  la constante, et  $\gamma_i$  et  $\varphi_i$  les coefficients des termes de changements décalés. La perturbation du bruit blanc est notée par  $\mu_t$ .

## 4.2- Résultats

### 4.2.1. Tests de racines unitaires

On va effectuer les tests de l'existence des racines unitaires via le test Dicky Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP). Les résultats sont montrés respectivement dans les deux tableaux ci-dessous :

**Tableau 1.** Les résultats du test ADF.

Variable	Séries à niveau			Séries après la première différenciation			I(..)
	I	II	III	I	II	III	
$ANS_t$	-0.502	-1.826	-2.094	-5.168***	-5.088***	-5.016***	I(1)
$FD_t$	-1.081	-1.150	-0.703	-4.419***	-4.384***	-4.465***	I(1)

\*, \*\* et \*\*\* indiquent le niveau de signification de 10%, 5%et 1%, respectivement.

I, II, III signifient l'équation: sans constante, avec constante, avec constante et tendance respectivement.

Source. Les résultats d'EvIEWS.13

**Tableau 2.** Les résultats du test Phillips-Perron (PP)

Variable	Séries à niveau			Séries après la première différenciation			I(..)
	I	II	III	I	II	III	
$ANS_t$	-0.532	-1.866	-2.318	-5.125***	-5.040***	-4.967***	I(1)
$FD_t$	-1.155	-1.393	-1.184	-4.460***	-4.364***	-4.423***	I(1)

\*, \*\* et \*\*\* indiquent le niveau de signification de 10%, 5%et 1%, respectivement.

I, II, III signifient l'équation: sans constante, avec constante, avec constante et tendance respectivement.

Source. Les résultats d'EvIEWS.13

Les résultats des tests de stationnarité montrent que les séries ne sont pas stationnaires à leurs niveaux, mais stationnaires aux premières différences, ce qui suggère que ces variables sont intégrées l'ordre 1 I(1). Par conséquent, on peut examiner les possibilités de

relation de cointégration (à long terme) entre les variables de l'étude  $ANS_t$  et  $FD_t$ .

4.2.2. Tests de cointégration asymétrique

Les résultats de test de l'existence de la relation de cointégration à long terme ainsi que le test d'asymétrie sont représentés dans le tableau ci-dessous, pour les modèles TAR et MTAR dans le cas où le seuil est égal à 0, TAR consistant (TARc) et MTAR consistant (MTARc) si on suppose que le seuil est quelconque :

**Tableau 3.** Tests de cointégration asymétrique pour TAR, MTAR, TARc et MTARc

Modèles	TAR	MTAR	TAR_c	MTAR_c
$\rho_1$	-0.026*	-0.316**	-0.315**	-0.329***
$\rho_2$	-0.174	-0.110	-0.136	0.065
$\alpha$	0.237	0.244	0.251	0.205
<b><math>H_0</math> : Absence de cointégration.</b>				
$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$	2.677*	3.305**	3.112*	5.129**
<b><math>H_0</math> : La symétrie.</b>				
$H_0 : \rho_1 = \rho_2$	0.226	1.326	0.987	4.522**
<b><math>H_0</math> : Absence d'autocorrélation des résidus.</b>				
$Q_{LB}(10)$	9.611	6.767	9.707	5.948
	(0.475)	(0.747)	(0.467)	(0.820)
<b>Seuil (<math>\tau</math>)</b>	0	0	3.226	-1.259

\*, \*\* et \*\*\* indiquent le niveau de signification de 10%, 5% et 1%, respectivement.  $\alpha$  est  $\Delta \varepsilon_{t-1}$ ,  $\tau$  est le seuil optimal;  $\rho_1$  et  $\rho_2$  sont les coefficients d'ajustement;  $Q_{LB}(10)$  est le Ljung-Box Q-Statistics pour le test d'autocorrélation des résidus.

Source. Les résultats d'EvIEWS 13.

D'après les résultats du tableau ci-dessus, on constate que les écarts positifs sont significatifs dans tous les modèles, contrairement aux écarts négatifs. Pour le test de cointégration, on rejette l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ( $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$ ). Par conséquent, on accepte l'hypothèse alternative; c'est-à-dire on confirme l'existence d'une relation de cointégration pour les quatre modèles, à un taux de significativité de 10% pour TAR, TARc et de 5% pour MTAR et MTARc.

Par conséquent, l'existence d'une relation de cointégration nous permet d'effectuer un test de symétrie, d'où hypothèse nulle repose sur :  $H_0 : \rho_1 = \rho_2$ . Les résultats indiquent que  $F_{tabulée} > F_{calculée}$ , c'est à dire on accepte  $H_0$  et on refuse l'hypothèse d'asymétrie ( $H_1$ ) pour les modèles TAR, MTAR et TARc. Donc l'effet d'augmentation et de diminution de développement financier est le même sur le développement durable. Cependant, l'hypothèse nulle est acceptée pour le modèle MTARc à taux de significativité statistique qui est égale à 5%.

Chan (1993) a proposé une méthode pour déterminer la valeur du seuil pour les modèles TAR et MTAR consistants, à l'aide des simulations de Monte Carlo qui ont été effectuées sur 10000 itérations à un taux de 5%. Les résultats montrent que  $\tau = 3.226$  et  $\tau = -1.259$  pour TAR\_c et MTAR\_c respectivement.

Puisque la spécification du processus asymétrique entre le développement durable et le développement financier en appliquant l'approche MTARc existe, cela signifie que les écarts positifs à long terme sont éliminés de 32,9% par an à un pourcentage de significativité de 1%, tandis que les écarts négatifs sont éliminés à un taux de 6,5% chaque année. Dans ce contexte on peut dire que le développement durable en Algérie répond le plus à une amélioration du secteur financier plus qu'une détérioration de ce dernier, d'où  $|\rho_1| > |\rho_2|$ . Donc, les erreurs d'équilibres s'ajustent plus rapidement en réponse à des écarts positifs.

#### 4.2.3. Estimation du modèle à correction d'erreur asymétrique

D'après les résultats précédents le modèle MTARc est le meilleur pour estimer le modèle à correction d'erreur asymétrique, afin d'exprimer la dynamique de l'équilibre d'asymétrie à court terme entre les variables ANS et FD, l'estimation de cette modélisation est représentée dans le tableau ci-dessous :

**Tableau 4.** L'estimation du modèle asymétrique à correction d'erreur (MTARc)

Coefficients	Variable dépendante	$\Delta ANS_t$	
		Estimation	Probabilité
$c$		0.294	0.576
$\gamma$		0.265	0.134
$\varphi$		0.074**	0.014
<b>Le modèle à correction d'erreur asymétrique :</b>			
$\delta^+$		-0.342***	0.000
$\delta^-$		0.076	0.552
<b>Les tests diagnostics :</b>			
$Q_{LB}(10)$		6.614	0.761
LM(2)		0.539	0.588
Test d'Hétéroscédasticité		0.878	0.487
DW		1.995	
$R^2$		0.263	

On note par :  $c$ ,  $\gamma$  et  $\varphi$  la constante, les coefficients des termes de changement décalés pour ANS et FD respectivement.  $\delta^+$  et  $\delta^-$  sont les paramètres de vitesse d'ajustement.  $Q_{LB}(10)$  est le Ljung-Box Q-Statistics pour le test d'autocorrélation des résidus. DW et  $R^2$  sont la statistique de Durbin Watson et le coefficient de détermination respectivement.

Source. Les résultats d'Eviews 13.

Les résultats du modèle ECM confirme la relation de cointégration asymétrique prouvée ci-dessus. A court terme, la variable ANS réagit aux variations de FD uniquement en cas d'écart par rapport à l'équilibre en dessus de la valeur de seuil (-1.259) à un taux de significativité de 1%. La non significativité des écarts négatifs prouve qu'un ralentissement dans le développement financier ne peut pas affecter des changements dans la stratégie du développement durable (DD), ce qui nuire la forte dépendance de DD au FD. La variable utilisé dans le modèle ANS est donc plus résistante aux changements négatifs du FD.

On constate que le coefficient de FD prend un signe positif (0.074) et statistiquement significatif à un niveau de 5%, alors on peut dire qu'à court terme il existe une relation directe entre les deux variables. Une augmentation de développement financier de 1% conduit à une hausse de 7.4% du développement économique durable.

Le coefficient de détermination est faible, ceci est dû à l'utilisation d'une seule variable indépendante (le crédit accordé au secteur privé) afin d'expliquer la variable dépendante (l'épargne nette ajustée). Par ailleurs, les tests de Ljung-Box Q-Statistics, ainsi que les tests LM et Breusch-Pagan-Godfrey montrent que les résidus ne sont pas autocorrélés, et ils sont homoscedastiques.

#### 4.3- Discussion des résultats

L'étude vise à savoir si les changements du développement financier peuvent affecter les changements de développement durable en Algérie, via les modèles de transitions brutales consistants et non consistants. L'apport scientifique repose, premièrement sur le choix du sujet et l'idée d'examiner cette relation en Algérie. Deuxièmement, l'utilisation d'une variable proxy au développement durable à savoir, l'épargne nette ajustée, peut lui donner une mesure de quantification et de l'étudier d'une manière économétrique, et non pas du point de vue qualitatif seulement. Troisièmement, les résultats impliquent que le positionnement du secteur financier pour promouvoir le développement durable est d'une importance urgente pour la croissance économique, en mobilisant des fonds financiers destinés à soutenir les projets caractérisés par les activités créatrices de valeur ajoutée et d'emploi.

De plus, les résultats de cette étude sont cohérents avec ceux de Dutta, K. D., & Saha, M. (2022) et Hunjra, A. I., Azam, M., Bruna, M. G., & Taskin, D. (2022), mais contrairement aux Ntarmah AH, Kong Y, Gyan MK (2019) qui ont trouvé une relation négative dans les pays de BRICS.

#### CONCLUSION

Cette recherche examine la relation entre le développement durable (DD) et le développement financier (FD) en Algérie. On a choisi l'épargne nette ajustée (*Adjusted Net Savings*) ANS<sub>t</sub> comme indicateur de développement durable qui est une variable dépendante et le crédit accordé au secteur privé (% du PIB) comme mesure de développement financier représentant la variable indépendante du modèle, en utilisant des données annuelles partant de 1980 jusqu'à

2020 à l'aide des modèles autorégressifs à seuils à transition brutale *Threshold Autoregressive (TAR)* et à seuils des moments *Momentum Threshold Autoregressive (MTAR)* consistants et non consistants, afin de tester l'existence d'une relation de cointégration asymétrique entre les variables d'étude. Les résultats montrent que seulement le processus MTAR consistant avec un seuil de (-1.259) confirme que l'impact de FD sur le DD est asymétrique; d'où à long terme les écarts positifs, sont éliminés de 32,9% par an à un pourcentage de significativité de 1%, tandis que les écarts négatifs sont non significatifs, dans ce contexte. On peut dire que le développement durable en Algérie répond plus à une amélioration du secteur financier plus qu'à une détérioration. Par ailleurs, le modèle à correction d'erreur indique qu'à court terme les chocs positifs du développement financier affectent le développement durable, contrairement aux chocs négatifs où l'effet est non significatif, alors que la variable d'intérêt utilisée dans le modèle ( $ANS_t$ ) est plus résistante aux changements négatifs du  $FD_t$ , ce qui signifie qu'une activité économique non durable déclenchée par le secteur financier ne pourrait pas décourager la réalisation du développement durable. La variable explicative  $FD_t$  influe sur la variable à expliquer  $ANS_t$  positivement, d'où une augmentation de 1% de  $FD_t$  conduit à une hausse de 7.4% de développement économique durable.

Cette recherche empirique fournit plusieurs implications pour les décideurs :

- ✓ La contribution positive du développement financier sur le développement durable encourage l'adoption des facilités financières, grâce à une réglementation bancaire efficace et à la liquidité de fonds pour des projets durables.
- ✓ Le crédit accordé au secteur privé favorise l'épargne nette ajustée. A cet égard, nous soulignons que l'Algérie a opté, vers la fin des années 1990, pour la promotion du secteur de la micro finance. Pour cela, le gouvernement algérien a créé, des institutions de microcrédit, en l'occurrence l'ANSEJ, la CNAC et l'ANGEM et il a impliqué les banques publiques dans ce processus (Bouhezam S A., Aiboud K et Benhalima A, A 2021).

- ✓ L'épargne nette ajustée en Algérie durant la période d'étude est positive, ce qui indique que les actifs accumulés peuvent constituer la richesse et assurer la croissance économique durable à long terme. D'un autre côté, la mise en œuvre du programme de relance économique s'est appuyée sur une politique financière expansionniste, en encourageant le secteur privé à soutenir les petites entreprises ce qui a fait évoluer aussi le crédit accordé au secteur privé.
- ✓ Sachant que l'Algérie est parmi les pays à faible revenu national en comparaison avec les pays en voie de développement, le système financier doté est moins développé et il est caractérisé par une mauvaise gouvernance, alors il est recommandé qu'il faut se concentrer sur l'amélioration des avantages du développement financier pour atteindre la durabilité économique, en établissant une structure efficace qui pourrait aider à atténuer les inconvénients. Ainsi, les décideurs politiques devraient promouvoir le développement des institutions financières en élargissant l'accès financier, en intensifiant la profondeur financière, en augmentant l'efficacité et en renforçant la stabilité financière (Dutta, K. D., & Saha, M. 2022).

De nouvelles voies de recherche pourraient aborder un éventail plus large de questions de développement durable et évaluer spécifiquement les politiques de développement financier, en tenant compte du rôle des politiques monétaires, de l'inclusion financière et du soutien des investissements étrangers.

### Références bibliographiques

**Afonso A., & Blanco-Arana M. C., (2022).** Financial and economic development in the context of the global 2008-09 financial crisis. *International Economics*, 169, 30-42.

**Banque européenne d'investissement (2021).** "La finance en Afrique : un développement vert, intelligent et inclusif du secteur privé". Rapport publié par la Banque européenne d'investissement. Luxembourg.

- Bladehane R et Comité interministériel chargé du suivi de la mise en oeuvre des ODD (2009).** “Responsabilité, culture de paix, mixité et pluralité au service de l’Agenda 2030”. Rapport National Volontaire. Algérie.
- Boikos S., Panagiotidis T., & Voucharas G., (2022).** Financial development, reforms and growth. *Economic Modelling*, 108, 105734.
- Caner M., & Hansen B., (2001).** “Threshold Autoregression With a Near Unit Root” working paper, University of Wisconsin, Dept. of Economics.
- Chan K. S., (1993).** “Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model,” *The Annals of Statistics*, 21, 520–533.
- Dafermos Y., Nikolaidi M., & Galanis G., (2018).** Climate change, financial stability and monetary policy. *Ecological Economics*, 152, 219-234.
- Demetriades P. O., & Rousseau P. L., (2016).** The changing face of financial development. *Economics Letters*, 141, 87-90.
- Dutta, K. D., & Saha M., (2022).** “Does financial development cause sustainable development? A PVAR approach”. *Economic Change and Restructuring*, 1-39.
- Eitrheim, Ø., & Terasvirta T., (1996).** “Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models,” *Journal of Econometrics*, 74, 59–76.
- Enders, W., & Siklos P. L., (1998).** “Cointegration and Threshold Adjustment”. *Economic Staff Paper Series*. P3-4.
- Enders, W., & Siklos, P. L. (2001),** “Cointegration and Threshold Adjustment”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 19:2, 166-176, P168.
- Enders W., & Granger C. W. J., (1998).** “Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, 304–311.
- Engle RF., & Granger CWJ., (1987).** “Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing”. *Econometrica* 55:251–276.
- Fouquau J., (2008).** “Modèles à changements de régimes et données de panel : de la non-linéarité à l’hétérogénéité”. Thèse présentée pour obtenir le

grade de docteur. Université d'Orléans. Faculté des sciences économiques. France. p. 18.

**Guidolin M., & Pedio M. (2018).** "Essentials of time series for financial applications", Academic Press. ISBN: 978-0-12-813409-2. P. 308-309.

**Güney T., (2019).** "Renewable energy, non-renewable energy and sustainable development". *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, 26(5), 389-397.

**Hansen, B. E. (1996).** "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis", *Econometrica* 64, 413–430.

**Huang Y., (2012).** Is economic volatility detrimental to global sustainability? *World Bank Econ Rev* 26(1):128–146. [https:// doi. org/ 10. 1093/ wber/ lhr042](https://doi.org/10.1093/wber/lhr042).

**Hunjra, A. I., Azam, M., Bruna, M. G., & Taskin D. (2022).** Role of financial development for sustainable economic development in low middle income countries. *Finance Research Letters*, 47, 102793.

**Ishiwata H., & Yokomatsu M. (2018).** Dynamic stochastic macroeconomic model of disaster risk reduction investment in developing countries. *Risk Analysis*, 38(11), 2424-2440.

**Koirala B. S., & Pradhan G. (2020).** "Determinants of sustainable development: Evidence from 12 Asian countries". *Sustainable Development*, 28(1), 39-45.

**Levine R., (2005).** Finance and growth: theory and evidence. *Handbook of economic growth*, 1, 865-934.

**Lukkonen R., Saikkonen P., & Terasvirta T., (1988),** "Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models," *Biometrika*, 75, 491–499.

**Mohammadi H., & Jahan-Parvar M. R., (2012).** "Oil prices and exchange rates in oil-exporting countries: evidence from TAR and M-TAR models". *Journal of Economics and Finance*, 36(3), 766-779.P770.

**Nabeeh N. A., Abdel-Basset M., & Soliman G., (2021).** A model for evaluating green credit rating and its impact on sustainability performance. *Journal of Cleaner Production*, 280, 124299.

- Nguyen Y. N., Brown K., & Skully M., (2019).** Impact of finance on growth: Does it vary with development levels or cyclical conditions? *Journal of Policy Modeling*, 41(6), 1195-1209.
- Nkoro E., & Uko A. K. (2016).** “Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation”. *Journal of Statistical and Econometric methods*, 5(4), 63-91.
- Nwani C., Effiong E. L., Okpoto S. I., & Okere I. K., (2021).** “Breaking the carbon curse: The role of financial development in facilitating low-carbon and sustainable development in Algeria”. *African Development Review*, 33(2), 300-315.
- Petrucelli J., & Woolford S., (1984),** “A Threshold AR(1) Model,” *Journal of Applied Probability*, 21, 270–286.
- Phiri A., (2017).** “Nonlinearities in Wagner’s law: further evidence from South Africa” .*Int. J. Sustainable Economy*, Vol. 9, No. 3, pp. 231-149.
- Shobande O. A., & Shodipe O. T., (2021).** Carbon policy for the United States, China and Nigeria: An estimated dynamic stochastic general equilibrium model. *Science of The Total Environment*, 697, 134130.
- Tong H. (1978).** *On a threshold model*, in C. H. Chen, ed., ‘Pattern Recognition and Signal Processing’, Sijthoff and Noordhoff, Amsterdam, pp. 101–141.
- Tong H. & Lim K. S., (1980).** “Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data”, *Journal of the Royal Statistical Society* 42, 245–292.