

IS THE ALGERIAN DINAR AN EFFICIENT CURRENCY?

LE DINAR ALGERIEN EST-IL UNE MONNAIE EFFICIENTE?

***Ilhem Farida SEKKAL**

Université des sciences économiques, commerciales et des sciences de gestion de Tlemcen, Laboratoire MIFMA.
Email: ilhem_16@hotmail.fr

Mohammed BENBOUZIANE

Université des sciences économiques, commerciales et des sciences de gestion de Tlemcen, Laboratoire MIFMA.
Email: mbenbouziane@yahoo.fr

Reçu le: 13/02/2021 Accepté le : 14/07/2024 Publication en ligne le: 25/07/2024

ABSTRACT:

The efficiency of foreign exchange markets implies that the prices of exchange rates reflect fully and perfectly all information about them. There are three forms of efficiency (weak, semi-strong and strong), this work presents an empirical analysis of the weak form of the series of exchange rate returns (Daily, Weekly and Monthly) of the Algerian Dinar (USD / DZD) on a 10-year period from 01/01/2010 to 12/31/2019. To do this, we used stationarity, runs, correlation, and variance ratio tests all from extensive random walk tests. The results show a total rejection of this form of efficiency for the Algerian Dinars.

Keywords : Stock exchange market, Efficiency, Weak form.

JEL Classification : F31, B23 ,C14 , C1 , C12.

RESUME :

L'efficacité des marchés de changes implique que les prix des taux de changes reflètent parfaitement et pleinement toutes les informations les concernant. On distingue trois formes d'efficacité (faible, semi-forte et forte), ce travail expose une analyse empirique de la forme faible des séries de rendements de changes (Quotidiennes, Hebdomadaires et Mensuelles) du Dinar Algérien (USD/DZD) sur une période de 10 ans allant du 01/01/2010 au 31/12/2019. Pour se faire, on s'est servi des tests de stationnarité, runs, corrélation, et rapport de variance tous issus de tests approfondis de marche aléatoire. Les résultats présentent un rejet total de cette forme d'efficacité pour le Dinars Algérien.

Mots clés : Marché des changes, efficacité, la forme faible.

* Auteur correspondant

1. INTRODUCTION:

¹ Le marché de change représente le cadre organisationnel dans lequel les entreprises, les particuliers, les banques et les gouvernements s'échangent (achètent et vendent) des devises et plusieurs autres instruments de dettes. A leurs débuts, ces échanges se faisaient par téléphone, télex ou par des courtiers mais avec le temps, les plateformes de négociations et les systèmes de courtage électronique ont pris le relais (EBS¹ à titre d'exemple). Avec un volume de transaction pouvant aller jusqu'à 6600 milliard de dollar par jour, il est devenu le marché le plus important et celui qui a le plus évolué dans l'histoire des marchés des capitaux. Ce marché n'est pas physique, il fonctionne par le biais d'un ensemble de banques informatisées qui ont pour mission de faciliter les échanges et fournir les prix d'achat et de vente aux participants. Chaque pays pratique soit un régime de change fixe soit un régime de change flottant soit un régime de change intermédiaire (flexible). Pour toute transaction conclue (achat ou vente de devises), une partie règlera le montant en devise à une autre partie à une date convenue² et l'autre partie reçoit la prime résultante de l'échange. Le taux de change de tout pays se détermine :

i-Economiquement : un état qui connaît une croissance économique importante attire les investisseurs étrangers, ce qui va engendrer la conversion des devises étrangères en monnaie nationale et ainsi la faire apprécier au sein du marché de change.

ii-Financièrement et psychologiquement : les écarts des taux d'intérêts permettent de déterminer les taux de changes car ces derniers représentent les rendements des placements financiers. Quand le taux d'intérêt d'un pays quelconque s'élève par rapport aux autres, sa monnaie s'apprécie. Néanmoins, les opérateurs financiers prennent en compte les risques liés à l'état du marché financier ;

Les principaux participants au sein de ce marché, tels que les banques commerciales et centrales, entreprises, institutions financières non bancaires et courtiers se sont intéressés à comment tirer profit des anomalies et tendances engendrées par les performances des taux de changes et leurs rendements. Ces anomalies, que ce soit pour les marchés boursiers (actions et obligations) ou pour les marchés de change les rendent inefficients.

Au sein de la littérature économique et financière, le concept d'efficience a une double signification : La première concerne l'optimalité de Pareto, où il est question de savoir s'il est possible d'améliorer le bien-être d'au moins un participant au système économique sans toucher au bien-être d'un autre, la seconde se réfère aux marchés et indique que le prix actuel reflète pleinement les informations disponibles (il n'y a aucune possibilité d'obtenir un profit supérieur sur ce marché). Dans ce travail, nous prenons en compte le second sens de l'efficience.

Le thème d'efficience est un sujet qui a motivé de nombreuses études empiriques au sein des marchés financiers internationaux. Les tests d'efficience des marchés d'actifs, basés sur les marchés nationaux d'actions et obligations, ont commencé dans les années cinquante et sont devenus populaires au cours des années soixante. Avec la mise en place de taux de change flottants au début des années 70, il était naturel de commencer l'enquête sur l'efficience des marchés de change.

Plusieurs techniques visant à tester l'efficience dans les marchés de changes ont été mises en place, ces méthodes avaient pour but principal de tester si :

- Les taux de changes au comptant suivaient une marche aléatoire (Liu et He, 1991 ; Bleaney, 1998) ;
- Les taux de changes à terme étaient des prédicteurs non biaisés des taux de changes au comptant futurs (Norrbin et Refferett, 1996 ; Wesso, 1999 ; Barnhart et al. 1999 ; Zacharatos et Sutcliff, 2002) ;
- Les séries des taux de changes au comptant étaient co-intégrées entre-elles (Masih et Masih, 1996 ; Sanchez-Fung, 1999 ; Speight et McMillan, 2001).

Dans ce travail, nous analysons si les séries de taux de changes sont efficients selon la forme faible (suivent une marche aléatoire). Plusieurs études ont testé empiriquement cette forme, on cite :

(Aron, 1997) qui a étudié la forme faible par la méthode de martingale du marché de change Sud-Africain de Février 1979 à Février 1995, ce dernier a constaté qu'on pouvait prévoir les rendements des taux de changes futurs à partir de rendements de taux de changes passés et donc que le marché de change Sud-Africain était inefficent selon la forme faible. D'autres auteurs tels que (Messe et Singleton, 1982), (Corbae et Ouliaris, 1986) et (Coleman, 1990) ont utilisé les tests de rationalité et principalement les tests ADF et ont indiqué la présence de racine unitaire dans la plupart des taux de changes affirmant ainsi la présence d'une marche aléatoire.

¹ Electronic Broking Services

(Wu et Chen , 1998) ont analysé la forme faible de l'efficacité dans neuf pays de l'OCDE avec des tests de racine unitaire de panel et ont examiné la stationnarité des différentiels d'intérêts. Les résultats montrent une absence totale de racine unitaire dans les séries de primes, ce qui nous permet de rejeter la forme faible d'efficacité des marchés de changes.

(Asad , 2009) a étudié l'hypothèse d'efficacité et de marche aléatoire pour le marché de change d'Asie-Pacifique en utilisant les données des taux de change au comptant quotidiennes et hebdomadaires de janvier 1998 à juillet 2007, l'auteur a utilisé des tests de racine unitaire individuels et de panel, le test du rapport de variance de (Lo et Mackinlay ,1988) et le test du rapport de variance non paramétrique de (Wright, 2000). Les résultats ne montrent pas une grande différence entre les tests de racines unitaires et les tests de rapport de variance lors de l'utilisation des données quotidiennes contrairement aux données hebdomadaires qui sont complètement distincts. Les données quotidiennes montrent une non-stationnarité pour les deux types de tests de stationnarité et les tests de rapport de variance affirment la présence de marche aléatoire pour la plupart des taux de changes testés, et pour les données hebdomadaires, les tests de stationnarité de panel montrent que les séries ne sont pas stationnaires contrairement aux tests de stationnarité individuels, néanmoins, les tests de rapport de variance rejettent l'hypothèse nulle de martingale pour la majorité des taux de changes.

(Chiang et al, 2010) ont utilisé le test de rapport de variance de (Lo et Mackinlay, 1988), le test de ratio de variance non paramétrique de (Wright, 2000) et le test de ratio de variance multiple de (Chow et Denning, 1993), afin de tester la forme faible d'hypothèse d'efficacité des marchés de changes pour quatre pays : Japon, Corée du Sud, Taiwan et les Philippines. Les résultats ont montré que les marchés des changes du Japon, Corée du Sud et des Philippines sont peu efficaces, tandis que le marché des changes Taiwanais est inefficace.

Parallèlement, une autre méthode a été développée en physique statistique afin de tester l'efficacité des séries chronologiques financières, (Oh et al., 2007) ont testé l'efficacité en utilisant la méthode de l'entropie approximative (ApEn) pour quantifier le caractère aléatoire des séries chronologiques. Les auteurs ont utilisé les taux des indices quotidiens de dix-sept pays durant deux périodes : de 1984 à 1998 et de 1999 à 2004 pour analyser l'efficacité des marchés de changes autour de la crise du marché. Les auteurs ont montré que les valeurs ApEn pour les marchés de changes Européen et Nord-Américain étaient plus importantes que celles des marchés de changes africains et asiatiques. Les résultats suggèrent que plus un marché est liquide (Européen et Nord-Américain), plus il est efficace.

(Kang, 2008) a utilisé une nouvelle méthode de cointégration qui est différente des méthodes classiques (estimation de maximum de vraisemblance et méthode des moindres carrés ordinaires). L'auteur a démontré que la méthode des moindres carrés ordinaires était inappropriée pour affirmer toute relation de cointégration. Son travail a été effectué sur les séries de taux de changes des pays du G7 (Japon, Allemagne, Angleterre, France, Italie et le Canada) par rapport au Dollar Américain de Mars 1973 à Décembre 2001. Sa méthode de recherche était d'appliquer la définition de la cointégration comme combinaison linéaire entre séries non stationnaires pour en déduire une série stationnaire. Les tests ADF appliqués aux données mensuelles des taux de changes flexibles des sept monnaies montrent la présence de racine unitaire au seuil de significativité de 5% conformément aux résultats de la littérature. On peut donc conclure que les devises du G7 sont efficaces selon la forme faible.

(Lo et Lee, 2005) avancent que les tests de dépendance des prix (Autocorrélation) quotidiens, hebdomadaires des séries de prix ne reconnaissent pas la présence de toute trace d'efficacité car selon les auteurs la durée de spéculation réelle peut être inférieure à un jour.

(Wickremasinghe, 2004) a examiné les formes faibles et semi-fortes de l'hypothèse d'efficacité, en utilisant la monnaie du Sri Lanka comme point de départ pour six devises internationales. Afin d'examiner la forme faible de l'EMH, il a considéré le test de racine unitaire traditionnel, tandis que pour tester l'efficacité semi-forte, il a utilisé la méthode d'Engle et Granger, dans laquelle les tests d'Augmented Dickey Fuller (ADF) et de Phillips-Perron (PP) ont été appliqués sur les résidus de l'équation de cointégration. Les résultats ont montré la présence de racine unitaire pour les six monnaies, la forme faible de l'efficacité a été donc vérifiée, contrairement aux tests de la forme semi-forte.

(Noman et Ahmed, 2008) ont testé la forme faible de l'efficacité pour les monnaies de sept pays de l'association sud-asiatique de coopération régionale (SAARC) (l'Inde, le Bangladesh, le Pakistan, Le Népal, le Sri Lanka, les Maldives, et le Bhoutan). Les auteurs ont utilisé comme base les données mensuelles de chaque devise sur une durée de vingt et un an allant de 1985 à 2005 et leurs ont appliqués les tests de stationnarité et les tests de rapport de variance de (Lo et Mackinlay, 1988) et les tests de rapport de variance conjoint de Chow-Denning pour voir si les séries de rendements suivaient une marche aléatoire ou pas. Leurs résultats ont montré que les variations des séries de rendement des taux de changes n'étaient pas corrélés entre elles ce qui leur a permis d'accepter la forme faible d'efficacité des marchés.

(Harish et Sathyanarayana , 2016) ont analysé la forme faible d'efficience pour le marché de change indien sur une durée de cinq ans allant d'Avril 2009 à Mars 2014 par les tests de stationnarité (ADF et PP), test des runs et test de rapport de variance. Leurs résultats ont montré que le marché de change indien était inefficent selon la forme faible sur le cours terme contrairement au long terme.

Ce travail a pour but d'examiner la forme faible de l'hypothèse d'efficience du marché de change Algérien, ce choix revient à la politique de change entreprise par le pays et aux phases par lesquelles est passée sa monnaie depuis son indépendance en 1962 :

- Régime de change fixe et institutionnalisé de 1962 à 1971 ;
- Système de panier (le Dinar Algérien pouvait être indexé par rapport à un ensemble de monnaies) de 1971 à 1987 ;
- L'Abandon du rôle monopoliste de l'état sur le commerce extérieur et donner la possibilité aux entreprises privées d'accéder au marché de change et le lancement d'une convertibilité totale de 1988 à 1994 ;
- L'introduction de l'Euro suite à la signature d'un accord d'association avec l'union européenne en gardant toujours la même politique de change (convertibilité totale).

Notre travail consiste à analyser si malgré toutes ces étapes citées ci-dessus le Dinar Algérien peut être considéré comme une monnaie efficiente selon la forme faible. Pour ce faire, l'article sera divisé en quatre parties, dans la première nous présentons le cadre théorique général de l'hypothèse d'efficience des marchés, dans la deuxième partie nous citons quelques études antérieures puis nous présentons les tests de l'efficience de la forme faible ainsi que leurs résultats et finirons par une conclusion.

1. LA THEORIE D'EFFICIENCE DES MARCHES DE CHANGES :

L'efficience a pour ancêtre le concept de *marche aléatoire* qui a vu le jour en 1905 suite à l'apparition de la thèse de (Bachelier, 1900). L'hypothèse martingale des cours boursiers émise par ce dernier est proche de la théorie des mouvements browniens qui a servi de base pour les travaux d'Albert Einstein (1905). Son intégration au sein de la finance a été faite par les tenants de la loi normale, qui indiquent que les prix des actions suivent des marches aléatoires arithmétiques dont les innovations sont distribuées selon une Loi de Laplace-Gauss d'espérance nulle et de variance finie³.

$$P_t = P_{t-1} + \varepsilon_t$$

Pour toute marche au hasard comprenant une martingale, la meilleure prévision des cours boursiers conditionnelle par rapport à l'information disponible est le niveau des cours qui les précèdent.

$$E(P_t / \phi_{t-1}) = P_{t-1}$$

La martingale des prix peut s'écrire de la même manière sous forme d'un jeu équitable (fair game) :

$$E(\varepsilon_t / \phi_{t-1}) = 0$$

Cette théorie a été développée par (Mandelbrot, 1963) sous le concept de marche aléatoire géométrique des cours boursiers. Cette dernière indique que les premières différences des prix (taux et rendements) contiennent des densités de probabilités leptokurdiq. Ces distributions dans des périodes d'échantillonnage brèves sont confondues à des lois de Laplace-Gauss et dans des distributions d'échantillonnage longues sont leptokurdiq. stables de variance.

(Samuelson, 1965, 1973) a présenté plusieurs hypothèses de marché efficient au sein d'un modèle d'équilibre et de concurrence pure et parfaite neutre par rapport aux risques et anticipations rationnelles. C'est le modèle des rendements espérés constants (stabilité et unicité des rendements). Ce dernier suppose que l'espérance des rendements des actifs par rapport aux informations disponibles est une constante ρ :

$$E(R_t / \phi_{t-1}) = \rho$$

Où $E(R_t / \phi_{t-1})$ représente l'espérance des rendements de l'actif en t par rapport aux informations disponibles en $t-1$.

Les premières études économétriques ayant supporté ces hypothèses ont vu le jour en 1965 par l'économiste Fama, puis en 1969 par Fama, Fisher, Jensen et Roll. Néanmoins, il a fallu attendre jusqu'en 1970 pour mettre en

³ Sangare, A. S. (2005). Efficience des marchés : un siècle après Bachelier. *Revue d'économie financière*, 107-132.

place les fondements ainsi que les tests de la théorie des marchés informationnellement efficaces par Fama. Ce dernier a annoncé qu'un marché informationnellement efficace est un marché où les prix des devises qui y sont cotées reflètent toutes les informations disponibles (passé, présent et futur). Cette définition a été complétée en 1978 par l'économiste Jensen, qui a affirmé que si un marché est efficace, il serait impossible de réaliser des profits sur la base des informations disponibles. On peut conclure à partir de ces définitions qu'un marché efficace est un marché qui reflète pleinement toutes les informations disponibles, et lorsque cette condition est vérifiée, les investisseurs ne peuvent en aucun cas réaliser des profits inhabituels à partir d'informations disponibles.

Sur la base de la nature des informations Fama (1970) a affirmé l'existence de trois types d'efficacité : faible, semi-forte et forte. Lorsqu'un marché est efficace selon la forme faible, ses prix reflètent toutes les informations disponibles passées, La forme semi-forte indique que les prix reflètent instantanément toutes les informations accessibles au public, et la forme forte indique que les prix englobent les informations passées, publiques et privées. Cette dernière, réunit à la fois les formes faibles et semi-fortes de la théorie d'efficacité des marchés (Wickremasinghe, 2004).

L'importance de l'efficacité des marchés découle du rôle des prix en tant qu'agrégateurs d'informations structurelles. Lorsque les marchés d'actifs et des matières premières sont efficaces (au sens ci-dessus reflétant les informations), les agents économiques qui prennent des décisions sur la base des prix observés assureront une allocation efficace des ressources.

2. TESTS DE LA FORME FAIBLE D'EFFICACIE DES MARCHES DE CHANGES :

Un marché de change (financier) est dit efficace si et seulement si les taux (prix) de ses devises (actifs financiers) reflètent correctement et pleinement toutes les informations disponibles. Littéralement, un marché efficace concernant un ensemble d'information ϕ est un marché où ses prix ne connaissent aucune affectation lors de la divulgation de ces informations aux participants. Aussi, l'efficacité par rapport à un ensemble d'information ϕ suppose l'impossibilité de réaliser des bénéfices en se basant sur ces informations. Cela pourra être présenté comme suit, si ϕ représente l'ensemble des informations concernant la monnaie (actif) j au moment t , tout profit anormal réalisé à l'instant $t+1$ peut s'exprimer comme suit : $\varepsilon_{j, t+1}$ avec $\varepsilon_{j, t+1} = (E(R_{j, t+1})/\phi_t)$. Cette fonction démontre que les flux des rendements est la différence entre les rendements réels et les rendements espérés en prenant en compte les différents risques qui peuvent avoir lieux.

Bien que l'hypothèse d'efficacité soit généralement appliquée aux marchés financiers, elle peut également être appliquée pour les marchés de changes (séries de taux de changes ou séries de rendements de taux de changes). Dans ce travail nous nous intéressons à tester la forme faible d'efficacité des marchés de changes, cette dernière indique qu'il est impossible de prédire les taux futurs en se basant sur les taux passés. Pour tester cette forme, il faut démontrer qu'un investisseur ne peut réaliser aucun profit en anticipant les cours futurs sur la base des cours passés. Pour ce faire, plusieurs tests existent tels que les tests de corrélation, tests de rapport de variance, tests des runs,....

2.1. BASE DE DONNEES :

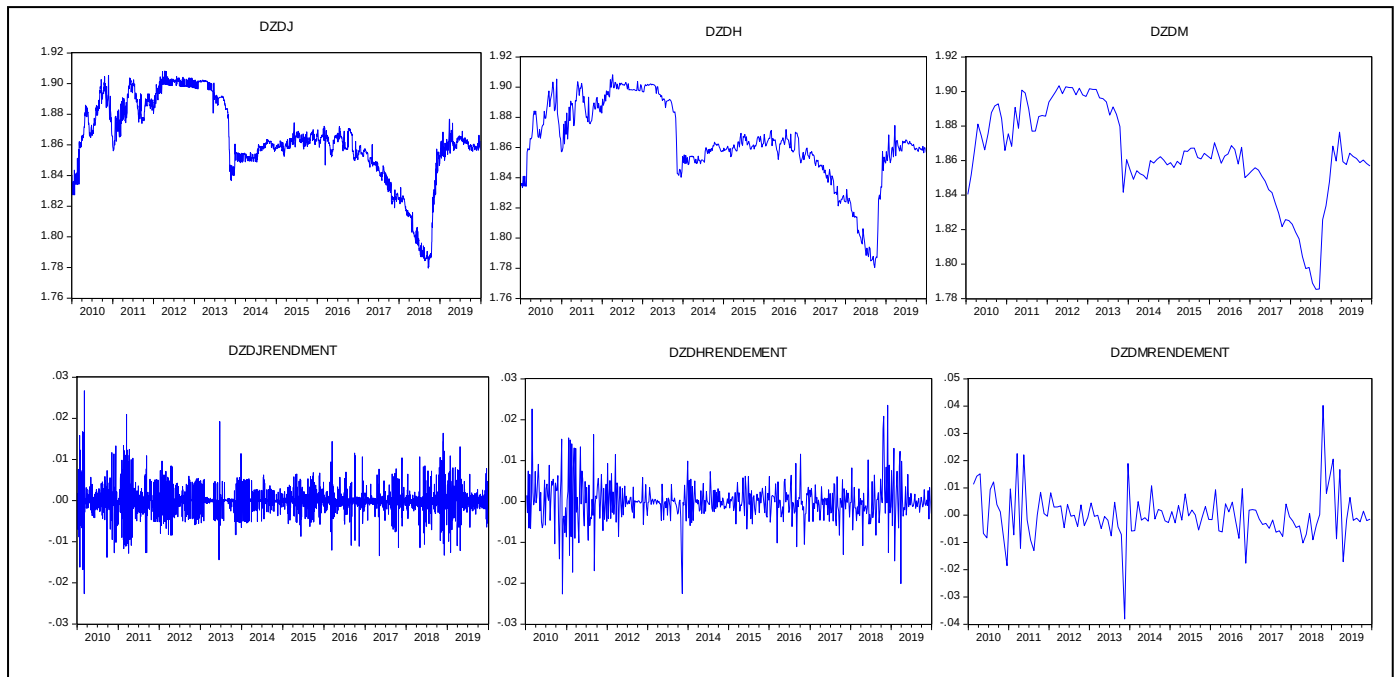
Le marché de change Algérien a été instauré en Avril 1994 après la libéralisation du commerce extérieur par la banque d'Algérie. Ce dernier traite toutes les opérations de change (achat et vente) au comptant et à terme entre la monnaie nationale et les devises étrangères librement convertibles, constituant ainsi le lieu de détermination des cours de change (taux de change des devises) par le libre jeu de l'offre et de la demande. C'est également un marché de gré à gré qui comprend un marché de change au comptant et un marché de change à terme. Ses opérations sont traitées par télex, téléphone ou autres systèmes électroniques. Il fonctionne en continue et ses intervenants peuvent réaliser des transactions tous les jours. Afin de gérer leurs trésoreries de devises, les banques et les établissements financiers peuvent vendre de la monnaie nationale contre les devises étrangères aux banques non résidentes ou de la monnaie étrangère contre la monnaie nationale détenue dans les comptes en dinars convertibles ; acheter et vendre les devises étrangères librement convertibles entre elles.

La mise en marche de ce marché a été appuyée par l'introduction des normes de surveillance que les banques et les établissements financiers sont tenus de respecter en permanence: Un rapport maximum de 10 % entre le montant de leur position longue ou courte dans chaque devises étrangère et le montant de fonds propres ; un rapport maximum de 30 % entre la plus élevée des sommes des positions longues ou des positions courtes pour l'ensemble des devises et le montant de leurs fonds propres.

Le choix de l'Algérie revient à son histoire. Effectivement, après la chute du système de Bretton Woods, le Dinar Algérien s'est beaucoup dévaluer et déprécier. Notre travail consiste à analyser si malgré cette dépréciation et dévaluation le Dinar Algérien peut être considéré comme une monnaie efficace selon la forme faible.

La collecte et le traitement des données pour les tests empiriques ont été effectués sur la base de données du site officiel de la banque d'Algérie. L'échantillon est composé de données quotidiennes, hebdomadaires et mensuelles du Dinars Algérien par rapport au Dollar Américain (DZD/USD) sur une période de 10 ans allant du 01/01/2010 au 31/12/2019.

Les figures ci-dessus présentent graphiquement les séries de logarithme des taux de changes ainsi que les séries de logarithme des rendements de change du Dinar Algérien.



1.1. METHODOLOGIE :

Dans le but de vérifier l'existence d'efficience selon la forme faible, nous utilisons des tests de corrélation, tests de stationnarité et tests de rapport de variance pour les rendements des données quotidiennes, hebdomadaires et mensuelles du Dinars Algérien par rapport au Dollar Américain. Pour cela, on calcule en premier les rendements quotidiens, hebdomadaires et mensuels du Dinar Algérien à la clôture en prenant la différence de deux logarithmes de taux de change consécutifs comme suit :

$$R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}.$$

Où R_t : le rendement à l' instant t, $\ln$: le logarithme, P_t : le taux de change a l'instant t et P_{t-1} : le taux de change a l'instant t-1.

Avant de commencer nos tests, nous présentons statistiquement les séries de rendement des prix des trois séries de taux de changes (quotidienne, hebdomadaire et mensuelle) dans le tableau ci-dessous :

Tableau N° 01 : Analyse statistique des séries de rendements du DZD.

Séries	Moyenne	SD	Skewnes	Kurtosis	Jarque-Bera
R_t (quotidien)	6.13e-06	0.003240	0.314878	11.04431	7072.300
R_t (hebdomadaire)	4.24e-05	0.005163	0.160521	7.284015	400.6458
R_t (mensuel)	0.000139	0.009073	0.439718	7.885449	122.1784

Source : Les résultats ont été obtenus avec le logiciel Eviews 8

1.1.1. TESTS DE STATIONNARITE :

Pour qu'une série de rendement (taux ou prix) soit efficiente selon la forme faible, cette dernière doit être non stationnaire (présence de racine unitaire). Sa vérification se fait avec un processus DS (Differency Stationary) ou un processus TS (Trend Stationary) avec des tests appropriés. Dans notre travail nous utilisons les tests de Dickey Fuller et Dickey Fuller Augmenté.

A-Les tests de Dickey Fuller (DF) et de Dickey Fuller Augmenté (ADF)

Ce test représente l'ancêtre des tests de racine unitaire (non stationnarité), il a été créé en 1976 par Dickey et Fuller afin de détecter une éventuelle présence de racine unitaire dans un processus autorégressif du premier ordre. La procédure du test a comme base une estimation par les MCO (estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires) de trois modèles autorégressifs du premier ordre dont les erreurs sont IID (identiquement et indépendamment distribuées) : modèle sans constante ; modèle avec constante et modèle avec constante et tendance. Dans les trois cas, la procédure consiste à étudier la régression suivante :

$$\Delta X_t = d_t + \rho X_{t-1} + \mu_t \quad (DF)$$

Où d_t est une fonction déterministe du temps, et à examiner les valeurs des statistiques D_x (le Student de l'hypothèse $p = 0$) et $D_p = T_p$. Il s'agit là d'un test unilatéral : on rejette la non-stationnarité quand D_p ou D_x sont inférieurs à une valeur critique. Il existe trois choix pour d_t dans le test de (DF) :

- $d_t = 0$: cela voudra dire que la série est d'espérance nulle sous l'hypothèse alternative, et n'a aucun intérêt à être examinée.
- $d_t = a$: l'hypothèse nulle de ce test est $a = p = 0$.
- $d_t = a + b t$: l'hypothèse nulle est cette fois $b = p = 0$.

En pratique $d_t = a$ quand la série ne contient pas de dérive, et $d_t = a + b t$ quand la série semble contenir une dérive (ce choix se fait par un jugement économique ou un examen visuel).

L'hypothèse nulle de non stationnarité (marche aléatoire) semble peu réaliste, et ne prend pas en considération le fait que les erreurs μ_t soient autocorrélés. Pour cela, Dickey et Fuller ont proposé le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) qui prend en considération l'autocorrélation des erreurs, ce dernier consiste à analyser la régression suivante :

$$\Delta X_t = d_t + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta x_{t-i} + \rho X_{t-1} + \mu_t \quad (ADF)$$

Les tests ADF sont les mêmes tests de DF (même hypothèse et même condition d'acceptation) à la seule différence que les premiers prennent en considération le fait que les erreurs peuvent être corrélées et les seconds non.

B-Le test KPSS :

(Kwiatkowski et al ,1992) utilisent un test de multiplicateur de Lagrange (LM). Basé sur le modèle suivant (hypothèse nulle de stationnarité): $y_t = \delta t + \zeta_t + \varepsilon_t$

Où ε_t est un processus stationnaire et ζ_t est une marche aléatoire donnée par : $\zeta_t = \zeta_{t-1} + \mu_t$

Où μ_t est in IID.

L'hypothèse nulle H_0 de stationnarité se présente comme suit : $H_0: \sigma_u^2 = 0$ ou ζ_t est une constante. Il s'agit d'un cas particulier de test de constance des paramètres par rapport à l'alternative selon laquelle les paramètres suivent une marche aléatoire.

Après estimation du modèle précédent, on calcule la somme partielle des résidus : $S_t = \sum_{i=1}^t e_i$

Puis on estime la variance de long terme. La statistique du test est alors $LM = (\sum_{t=1}^n S_t^2 / S_t^2 n^2)$. On rejette l'hypothèse de stationnarité si cette statistique est supérieure aux valeurs critiques élaborées par les auteurs du test.

1.1.2. TEST DE DEPENDANCE SERIELLE :

Deux méthodes sont utilisées pour tester les dépendances en série des rendements (taux et prix) : test de corrélation et test des runs.

A-Test de corrélation :

Le test de corrélation est un test paramétrique qui montre l'existence ou l'absence de relations entre les séries de rendement (prix ou taux) dans le temps. Il nous indique si les variations des rendements au jour t ont été influencées par les variations des jours précédents $t-k$, ou $k=1,2,\dots, n$.

Le coefficient de corrélation est présenté par la fonction suivante : $r_k = C_k / C_0$

$$\text{Ou } C_k = 1/n \sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x})(x_{t+k} - \bar{x}) \quad \text{et } \bar{x} = 1/n \sum_{t=1}^n x_t$$

C_k représente la variance de la série de rendements ; $\bar{x}$: la moyenne des rendements ;

n :le nombre d'observation.

Le test de significativité se fait sous les hypothèses nulle et alternative suivantes :

H_0 : $r_k = 0$ (les rendements ne sont pas corrélés)

H_1 : $r_k \neq 0$ (les rendements sont corrélés)).

L'acceptation ou le rejet du test se fait par le calcul de la z-statistique donnée par la fonction suivante : $Z = r_k \sqrt{n}$. Si $|Z| \geq 1,96$, nous pouvons déduire que r_k est significativement différent de zéro que les rendements de la série sont complètement indépendants entre eux.

D'autres tests tels que Les tests de Box-Pierce et Box-Ljung sont utilisés afin de vérifier la même hypothèse précédente ; dans le cas du test de Box-Pierce, la statistique est :

$$Q_m = T \sum_{k=1}^m \hat{r}(k)^2$$

Dans le cas Box – Ljung, la statistique est :

$$\hat{Q}_m = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{r(k)^2}{T-k}$$

r_k : est le coefficient d'autocorrélation d'ordre k , pour $k=1,4, 8, 12, 16, 20, 24, 28$; T : est la longueur de la série chronologique ; m : $\ln(T)$ (retard maximum).

B-Test de runs :

Le test des runs est un test non paramétrique basé sur l'analyse des signes. Un runs est défini comme une série de rendement des taux (prix) du même signe. On distingue trois types de runs : positif, négatif et nul. En supposant que les séries de rendement ne sont pas corrélés et que les tailles des échantillons des différents runs sont des estimations non biaisées des populations. Le nombre des runs espérés M et le terme d'erreur des runs espérés ∂_m peuvent être exprimés comme suit :

$$M = \frac{[N(N+1) - \sum_{i=1}^3 n_i]}{N}$$

$$\partial_m = 1/\sqrt{N-1} \left[\sum_{i=1}^3 n_i^2 \left\{ \sum_{i=1}^3 n_i^2 + N(N+1) \right\} - 2N \sum_{i=1}^3 n_i^3 - N^3 \right]^{1/2}$$

Où N : est le nombre total de runs et m : est le nombre de changements de prix de chaque signe.

Le test de significativité des résultats se fait sous les hypothèses suivantes :

H_0 : R_t^* Est un bruit blanc (absence de corrélation) contre

H_1 : R_t^* N'est pas un bruit blanc.

La vérification de l'hypothèse se fait avec la statistique suivante : $Z = ((R+1)/(2-M))/\partial_m$

Ou R : est le nombre total des runs. Si $|Z| > 1.96$, on rejette l'hypothèse nulle de bruit blanc à un niveau de significativité de 5%.

1.1.3. TEST DE RAPPORT DE VARIANCE :

Afin de tester l'indépendance des incréments dans les séries des taux de change, on utilise le test de rapport de variance développé par Lo et MacKinlay (1988). Similaire à d'autres tests de rapport de variance, ce test exploite le fait que la variance des incréments dans une marche aléatoire est linéaire dans l'intervalle d'échantillonnage. En d'autres termes, si une série de rendement suit une marche aléatoire, la variance de ses q-différences est égale à q fois la variance de sa première différence. Si le marché de change est efficient et que les séries de rendements suivent une marche aléatoire, tous les coefficients d'autocorrélation r_k sont nuls et, par conséquent, $VR(k)=1$. Mais en cas contraire c'est à dire que les coefficients d'autocorrélation ne sont pas nuls, le rapport de variance VR sera différent de l'unité. Le terme général du rapport de variance s'écrit comme suit :

$$VR(q) = [\text{var}(r_q)/q \text{ var}(r_t)] = 1 + 2 \sum_{k=1}^{q-1} (1 - \frac{k}{q}) \hat{r}_k$$

Où $r_q = r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-k+1}$ et r_k représentent les coefficients de corrélation d'ordre k.

L'équation ci-dessus montre que VR (q) est une combinaison linéaire particulière des k – 1 premiers coefficients d'autocorrélation de r_t , avec des valeurs linéairement décroissantes.

Les séries chronologiques des taux de changes sont très volatiles dans le temps, et du coup s'écartent de la normalité. De ce fait, nous utilisons le test de Lo et MacKinlay qui est robuste à l'hétéroscédasticité. La mesure du test se présente comme suit :

$$|Z(q)| = \frac{(VR(q)-1)\sqrt{T}}{\sqrt{[2(2q-1)(q-1)]/3q}} \sim N(0,1)$$

Cette statistique a la particularité d'être robuste à l'heteroscedasticité et à la non-normalité des séries. C'est la plus utilisé pour le test de rapport de variance de l'hypothèse de marche aléatoire.

3-3-Resultats :

Les résultats des tests de racines unitaires des séries de rendements (Quotidiennes, Hebdomadaires et Mensuelles du Dinar Algérien) sont présentés dans le tableau ci-dessous :

Tableau N°02 : Résultats du test de stationnarité pour le Dinar Algérien.

Séries	Test de Dickey Fuller		Test de Dickey Fuller Augmenté		Test de KPSS	
	T-statistics	P-values	T-statistics	P-values	T-statistics	P-values
Quotidiennes	-0.655316*	0.5123	-39.02199	0.0000	0.114945	0.923
Hebdomadaires	-7.458522	0.0000	-28.42966	0.0000	0.121850	0.8514
Mensuelles	-2.873791	0.0048	-11.89100	0.0000	0.127843	0.8679

Les valeurs tabulées au seuil de 5% sont : (-1.940946) pour le **Dickey Fuller**, (-2.862450) pour le **Dickey Fuller Augmentés** et de (0.463000) pour le **KPSS**. Les résultats ont été obtenus avec le logiciel **Eviews 8**.

Les résultats des tests de Corrélations, Box-Pierce et Box-Ljung pour les trois séries (quotidiennes, hebdomadaires et mensuelles) du Dinar Algérien (DZD) sont présentés dans le tableau N°03 :

Tableau N°03 : Résultats des tests de corrélation des rendements du Dinar Algérien.

K	$X^2_{0.05}$	Rendements Quotidiens				Rendements Hebdomadaires				Rendements Mensuels			
		AC	Z	Q_{B-P}	Q_{B-L}	AC	Z	Q_{B-P}	Q_{B-L}	AC	Z	Q_{B-P}	Q_{B-L}
01	3,841	-0.304	-15,521	240,928	241,205	-0.219	-4,998	24,9876	25,1318	-0.092	-1,0036	1,0072	1,0328
04	9.488	0.044	2,2466	254,331	254,917	0.028	0,6391	25,7655	26,0645	-0.020	-0,2181	4,3850	4,6138
08	15.507	0.056	2,8593	287,776	288,883	0.089	2,031	34,0963	34,7609	-0.060	-0,6545	7,1808	7,8277
12	21.026	-0.010	-0,5106	305,360	307,007	-0.058	-1,3238	39,6423	40,7327	-0.036	-0,3927	7,5309	8,5162
16	26.296	-0.040	-2,0424	312,923	315,097	0.067	1,5293	45,2952	46,9097	-0.104	-1,1345	8,8982	10,4532
20	31.410	-0.005	-0,2553	322,034	324,773	0.029	0,66193	46,8394	48,8962	-0.009	-0,0981	9,5772	11,7055
24	36.415	0.029	1,4807	325,249	328,523	-0.016	-0,3652	53,7567	56,5690	0.035	0,38180	9,7416	12,4078
28	41.337	0.018	0,9191	336,787	340,705	0.080	1,8260	63,5026	67,3668	-0.073	-0,7963	12,7299	16,9265

Z représente la statistique du test de corrélation classique ; $T_{\text{tabulée}}$ sont issues de la table de la loi de Student à un seuil de significativité de 5% ; $Q_{(B-P)}$ représente la statistique du test Box-Pearce ; $Q_{(B-L)}$ représente la statistique du test Ljung-Box ; $Q_{\text{tabulée}}$ sont issues du tableau de la loi de Khi-deux à un niveau de significativité de 5%.

Les résultats du test des Runs pour les trois séries de rendements du Dinar Algérien sont présentés dans le tableau n°04 :

Tableau N°04 : Résultats du test des runs pour les séries de rendement du Dinar Algérien.

Séries	Nombre des runs observé(x)	Nombre des runs espéré	Ecart-type des runs	Z-statistic	P(Z)
Quotidiennes	105	1285,8922	25,1548	-46,9448	0
Hebdomadaires	44	284,4616	11,8625	-20,2706	1,16874E-91
Mensuelles	15	60,5833	5,4159	-7,1567	4,13179E-13

La valeur tabulée du t-statistique au seuil de significativité de 5% est de 1,96. Les résultats ont été obtenus avec le logiciel Excel 10.

Les résultats du test de rapport de variance des séries de rendements des trois indices Maghrébins (Masi, Tunindex et Dzairindex) sont présentés dans le tableau ci-dessous :

Tableau N°05 : Résultats du test de rapport de variance pour les séries de rendement du Dinar Algérien.

		K			
		2	4	8	16
R _{quotidiens}	V(R)	0.4014	0.1834	0.0906	0.0497
	Z-statistics	-12.0099	-9.9744	-8.1458	-6.3413
	Pb	0.000	0.000	0.000	0.000
R _{hebdomadaires}	V(R)	0.4025	0.2006	0.0931	0.0488
	Z-statistics	-6.9201	-5.4070	-4.2728	-3.2534
	Pb	0.000	0.000	0.000	0.001
R _{mensuels}	V(R)	0.3834	0.2396	0.1313	0.0630
	Z-statistics	-3.6220	-2.6825	-2.2301	-1.9100
	Pb	0.0003	0.0073	0.0257	0.0561

La valeur tabulée du F est de 3,92 à un seuil de significativité de 5%. Les résultats ont été obtenus avec le logiciel EvIEWS 8.

Si le marché de change Algérien est efficient au sens faible, les séries de rendement du Dinar Algérien doivent être non stationnaires. Les résultats des tests (tableau 02) de Dickey Fuller et Dickey Fuller Augmenté rejettent l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire (non stationnarité) pour toutes les séries de rendements du taux de change du Dinar Algérien, mis à part pour la série de rendement quotidiens pour le test de DF, on remarque que la valeur du t-calculée (-0.655316) est supérieure à la valeur tabulée (-1.9436) au seuil de significativité de 5%. Ce qui nous pousse à accepter la forme faible de l'efficacité pour cette série de rendement. Et pour le test du KPSS ou l'hypothèse nulle suggère que les séries de rendement ne possèdent pas de racine unitaire (stationnaire), les résultats obtenues nous permettent de rejeter toute présence de racine unitaire au sein des séries

de rendements (toutes les valeurs calculées sont inférieures aux valeurs tabulées au seuil de 5%) et par conséquent la forme faible d'efficacité des marchés pour les trois séries de rendements.

Concernant le test de corrélation, pour qu'un marché soit efficace, les coefficients de corrélations des trois séries de rendements de change du Dinar Algérien (Quotidienne, Hebdomadaire et Mensuelle) doivent être non significativement différents de 0, la valeur du Z doit être inférieure à 1.96 et les statistiques de Box-Ljung (Q_{B-L}) et Box-Pierce (Q_{B-P}) doivent toutes être inférieures à leurs $X^2_{0.05k}$ respectifs. Les résultats obtenus (tableau 03) sont plutôt mitigés. Effectivement, on remarque que les coefficients de corrélation des trois séries de rendement (quotidienne, hebdomadaire et mensuelle) sont tous non significativement différents de zéro (indépendants) sauf pour ce qui est du jour précédent qui reste un repère important pour les investisseurs ; la statistique Z est inférieure à 1,96 pour les ordres $k=12, 20, 24, 28$ (séries quotidiennes), $k=4, 12, 16, 20, 24, 28$ (séries hebdomadaires), et $k=1, 4, 8, 12, 16, 20, 24, 28$ (série mensuelle). Parallèlement, Les statistiques de Box-Ljung (Q_{B-L}) et Box-Pierce (Q_{B-P}) sont toutes supérieures à leurs $X^2_{0.05k}$ pour les séries de rendement quotidiens et hebdomadaire et sont toutes inférieures à leurs $X^2_{0.05k}$ pour les séries de rendement mensuel. Ces résultats affirment l'existence d'une forte efficacité au sein de la série de rendement mensuel et une faible efficacité dans les séries de rendements quotidiens et hebdomadaires dans les sens faible.

Concernant le test de Runs (Tableau 04), on remarque que la valeur du Z est négative pour les trois séries de rendements de change du Dinar Algérien parce que le nombre des runs théoriques est toujours supérieur au nombre des runs calculés, on remarque aussi que la valeur absolue de toutes les valeurs de Z (Quotidienne, hebdomadaire et mensuelle) sont supérieures à la valeur critique au seuil de significativité de 5% (1.96). Ce résultat indique l'existence de dépendance dans les séries de rentabilités. On rejette donc l'hypothèse nulle du bruit blanc (c'est-à-dire que les rendements sont indépendants les uns des autres). Nous concluons alors que les séries de rendement quotidien, hebdomadaire et mensuel présentent une inefficacité dans les sens faible.

Le tableau 05 présente les résultats du test de rapport de variance de Lo and MacKinlay des trois séries de rendement quotidien, hebdomadaire et mensuel. Les résultats montrent que : les valeurs calculées du Z -statistique de la série de rendement mensuels sont toutes inférieures à la valeur tabulée au seuil de significativité de 5%, et les valeurs calculées du Z -statistique des séries de rendement quotidien et hebdomadaire sont toutes supérieures à la valeur tabulée au seuil de 5%. D'un autre côté, les valeurs du $V(R)$ sont significativement différentes de 1 pour les trois séries de rendement, Nous concluons donc que les rendements sont corrélés entre eux et déclinons toute présence de forme faible d'efficacité.

5-Conclusion :

La forme faible d'efficacité des marchés de change admet l'impossibilité de réaliser des profits en spéculant sur un taux de change d'une quelconque monnaie sur la base d'informations passées concernant cette même monnaie. On distingue plusieurs tests ayant pour but de corroborer ou de rejeter cette hypothèse, dans notre travail, nous avons utilisé les tests de stationnarité, tests de corrélation et le test de rapport de variance de Lo and MacKinlay. Cette analyse a été faite à partir de données quotidiens, hebdomadaires et mensuels de rendements de change du Dinar Algérien. Les résultats obtenus vont tous dans le sens du rejet de la forme faible d'efficacité du marché Financier Algérien.

Références :

- Bachelier . L.**, « *Théorie de la spéculation.* », Annales scientifiques de l'École normale supérieure, 3 (17), (1900) ,pp 21-86.
- Fama E.** «*Random Walks in Stock Market Prices.* », Financial Analysis Journal, 76 , 1965, pp75-80.
- Fama E.** «*Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work.* », Journal of Finance,25(2) , (1970),pp383-417.
- CumhurBuguk, Wade Brorsen.** «*Testing weak-form market efficiency: Evidence from the Istanbul Stock Exchange.* », International Review of Financial Analysis , 12(5), (2003), pp579-590.
- Fama E.**,«*Efficient Capital Markets: Reply.* », Journal of Finance ,31(1), (1976a), pp143-145.
- Moustafa, M. A.**, «*Testing the weak-form efficiency of the United Arab Emirates stock market.*», International journal of business, 9(3), (2004).
- Abrosimova, N., Dissanaik, G., &Linowski, D.**,«*Testing weak-form efficiency of the Russian stock market.* », In EFA 2002 Berlin meetings presented paper, (2002).
- Ntim, C. G., Opong, K. K., Danbolt, J., &Dewotor, F. S.**,« *Testing the weak-form efficiency in African stock markets.* », *Managerial Finance*, 37(3), (2011), pp 195-218.
- Nwachukwu, J. C., &Shitta, O.**,«*Testing the weak-form efficiency of stock markets.* », International Journal of Emerging Markets, 10 (3), (2015), pp 409 -426.
- Kim, J. H., &Shamsuddin, A.** «*Are Asian stock markets efficient? Evidence from new multiple variance ratio tests.* », *Journal of Empirical Finance*, 15(3), (2008). pp 518-532.
- Ahmad, K. M., Ashraf, S., & Ahmed, S.**,« *Testing weak form efficiency for Indian stock markets.* », *Economic and Political Weekly*, 41(1), (2006), pp 49-56.
- Al-Loughani, N., & Chappell, D.**, « *On the validity of the weak-form efficient markets hypothesis applied to the London stock exchange.* », *Applied Financial Economics*, 7(2), (1997), 173-176.
- Abraham, A., Seyyed, F. J., &Alsakran, S. A.**,«*Testing the random walk behavior and efficiency of the Gulf stock markets.* », *Financial Review*, 37(3), (2002),pp 469-480.
- Mensi, W., Tiwari, A. K., & Al-Yahyae, K. H.**,«*An analysis of the weak form efficiency, multifractality and long memory of global, regional and European stock markets.* », *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 72, (2019), pp168-177.
- Stakić, N., Jovancai, A., &Kapor, P.**, « *The efficiency of the stock market in Serbia.* », *Journal of Policy Modeling*, 38(1), (2016), pp156-165.
- Chang, K. P., & Ting, K. S.**,« *A variance ratio test of the random walk hypothesis for Taiwan's stock market.* », *Applied Financial Economics*, 10(5), (2000), pp 525-532.
- Smith, G., Jefferis, K., &Ryoo, H. J.**,«*African stock markets: multiple variance ratio tests of random walks.* », *Applied Financial Economics*, 12(7), (2002), pp 475-484.
- Gillet, P.** «*L'efficience des marchés financiers.* », *Economica*, (1999).
- Bourbonnais, R.** «*Économétrie-8e éd.: Manuel et exercices corrigés.* », Hachette. (2011).