UNIVERSITÉ DU BURUNDI
GRENIER DU SAVOIR DU BURUNDI
Dépôt institutionnel officiel
https://repository.ub.edu.bi

Effet jour de la semaine sur le marché parallèle de changes au Burundi

Ndayajemwo, Tite; Sous la direction de : Pr. Rédempteur Ntawiratsa

2023-05
UB, FSEA
https://repository.ub.edu.bi/handle/123456789/512

Document téléchargé depuis le **Grenier du Savoir du Burundi** — https://repository.ub.edu.bi

UNIVERSITE DU BURUNDI

FACULTE DES SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION

MASTER EN SCIENCES DE GESTION

==========

EFFET JOUR DE LA SEMAINE SUR LE MARCHE PARALLELE DE CHANGES AU BURUNDI

Par :

NDAYAJEMWO Tite

Mémoire

présenté et défendu publiquement en vue de l'obtention du Diplôme de Master en Sciences de Gestion

Spécialité : Finance

==========

Sous la direction de :

Pr. Rédempteur NTAWIRATSA

Bujumbura, Mai 2023

IDENTIFICATION DES MEMBRES DU JURY

Président : Dr Isaac BIZIMANA

Directeur : Pr. Rédempteur NTAWIRATSA

Secrétaire : Pr. Arcade NDORICIMPA

DEDICACES

A mon père,

A ma mère,

A mes frères et sœurs,

A mes oncles et tantes,

A mes camarades et amis.

Je dédie ce mémoire

REMERCIEMENTS

Nous voudrions exprimer toute notre connaissance et notre gratitude à notre directeur de recherche, Professeur Rédempteur NTAWIRATSA pour son encadrement, son savoir partagé, ses conseils, sa disponibilité et sa générosité qui nous ont permis d'avancer sur ce travail et grâce auxquels ce mémoire a pu aboutir. Veuillez trouver ici le témoignage de notre profond respect.

Nous remercions chaleureusement les membres du jury qui ont eu l'amabilité d'accepter d'évaluer notre travail.

Nous voudrions remercier également ma famille qui m'a soutenu quotidiennement et tous ceux qui ont apporté leur aide de près ou de loin et contribué à la réalisation ce mémoire, qui fut pour nous une expérience très enrichissante.

Tite NDAYAJEMWO

RESUME

Cette étude examine l'effet jour de la semaine dans les rendements quotidiens du taux de change sur le marché de changes parallèle au Burundi en utilisant les cours de change de clôture quotidiens du 23 Mai 2017 au 29 Janvier 2019. Les rendements du taux de change quotidiens sont stationnaires, nous utilisons donc des régressions linéaires combinées aux modèles GARCH, TGARCH et EGARCH pour explorer la présence de l'anomalie jour de la semaine. Les résultats confirment la présence d'effets anormaux dans les rendements quotidiens du taux de change sur le marché parallèle de changes parallèle au Burundi, notamment un effet négatif mardi et un effet positif vendredi. De plus, la volatilité des taux de change montre un comportement de regroupement, ainsi que des effets de levier, qui sont soigneusement modélisés dans notre analyse. Cette étude contribue à la littérature en étudiant l'effet jour de la semaine sur le marché parallèle des taux de change au Burundi, une nette innovation par rapport à l'analyse typique des marchés boursiers. Les résultats rapportés sont utiles pour les opérateurs sur le marché de changes, les décideurs en matière de gestion de l'exposition aux devises, les autorités monétaires et les concepteurs de politiques financières au Burundi.

Mots clés : effet jour de la semaine ; marché parallèle des changes burundais ; hypothèse de marché efficient

ABSTRACT

This study examines the day-of-the-week effect in daily exchange rate returns on the parallel foreign exchange market in Burundi using daily closing exchange rates from May 23, 2017 to January 29, 2019. The daily exchange rate returns are stationary, so we use linear regressions combined with GARCH, TGARCH and EGARCH models to explore the presence of the day-of-week anomaly. The results confirm the presence of anomalous effects in daily exchange rate returns on the parallel foreign exchange market in Burundi, notably a negative effect on Tuesday and a positive effect on Friday. Furthermore, exchange rate volatility shows clustering behavior, as well as leverage effects, which are carefully modeled in our analysis. This study contributes to the literature by investigating the day-of-the-week effect on the parallel exchange rate market in Burundi, a clear innovation from typical stock market analysis. The results reported are useful for foreign exchange market operators, currency exposure management decision-makers, monetary authorities and financial policy designers in Burundi.

Keywords: day-of-the-week effect, Burundian parallel foreign exchange market, efficient market hypothesis

TABLE DES MATIERES

IDENTIFICATION DES MEMBRES DU JURY i
DEDICACES ii
REMERCIEMENTS iii
RESUME iv
ABSTRACT v
TABLE DES MATIERES vi
LISTE DES TABLEAUX ix
LISTE DES FIGURES x
SIGLES ET ABREVIATIONS xi
AVANT-PROPOS xii
0. INTRODUCTION GENERALE 1
0.1. Introduction 1
0.2. Problématique 1
0.3. Objectifs 3
0.3.1. Objectif global 3
0.3.2. Objectifs spécifiques 3
0.4. Hypothèses de recherche 3
0.5. Intérêt du sujet 3
0.6. Plan du travail 4
CHAPITRE I : REVUE DE LA LITTERATURE 5
I.1. Efficience du marché financier 5
I.1.1. Les formes d'efficience informationnelle 5
I.1.1.1. Efficience faible (weak hypothesis) 5
I.1.1.2. Efficience semi forte (semi strong hypothesis) 6
I.1.1.3. Efficience forte (strong hypothesis) 6
I.1.2. Les conditions nécessaires à l'efficience des marchés financiers 7
I.1.3. Le dicton de Samuelson 7
I.1.4. L'hypothèse de la marche aléatoire (RWH) 8

I.1.5. L'efficience du marché des changes au sens de Fama 8
I.2. Les anomalies des marchés financiers 9
I.2.1. Effet de levier 12
I.2.2. Regroupement de la volatilité 12
I.3. Finance comportementale 12
I.4. Le trading algorithmique et à haute fréquence 15
I.4.1. Les stratégies ayant un effet bénéfique pour le marché 15
I.4.2. Les stratégies controversées 16
I.4.3. Les stratégies illégales 16
I.5. Littérature empirique 17
Conclusion du premier chapitre 20
CHAPITRE II : APPROCHES METHODOLOGIQUES 21
II.1. Collecte des données 21
II.2. Calcul des rendements 21
II.3. Modèle d'effet jour de la semaine 21
II.4. Test d'hétéroscédasticité 23
II.5. Volatilité 23
II.5.1. GARCH(1,1) 23
II.5.2. TGARCH(1,1) 24
II.5.3. EGARCH(1,1) 25
II.6. Test de racine unitaire 26
CHAPITRE III : RESULTATS 27
III.1. Analyse statistique de la série du taux de change 27
III.1.1. Evolution de la parité du taux de change FBU/USD 27
III.1.2. Test de racine unitaire 28
III.1.3. Statistiques descriptives 28
III.2. Régression des MCO 30
III.3. Identification de l'ordre p et q du modèle ARMA 31
III.3.1. Estimation de l'équation de la moyenne 31

III.3.2. Test sur les résidus 32
III.3.2.1. Test d'absence d'autocorrélation 32
III.3.2.2. Test d'hétéroscédasticité 33
III.3.2.3. Test ARCH 34
III.3.3. Choix du modèle 34
III.4. Les modèles de volatilité 35
III.4.1. Estimation de l'équation de la variance 35
III.4.2. Test de validation des modèles estimés 37
III.4.2.1. Test de Ljung-Box 37
III.4.2.2. Test de McLeod-Li 38
III.4.3. Comparaison des modèles estimés 38
CHAPITRE IV : DISCUSSION DES RESULTATS 40
IV.1. Existence de l'effet du jour de la semaine 40
IV.2. Preuve de l'effet de levier 42
IV.3. Preuves de regroupement de la volatilité 42
CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS 44
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES ..... Erreur ! Signet non défini.
ANNEXES 53

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Différents types d'anomalies du marché 11
Tableau 2 : Résultats du test de racine unitaire 28
Tableau 3 : Résumé des statistiques descriptives des rendements quotidiens pour chaque jour 29
Tableau 4 : Résultats de la régression par les MCO 30
Tableau 5 : Test des restrictions des coefficients de Wald 31
Tableau 6 : Estimation du modèle processus AR(1), MA(1) et ARMA(1,1) 32
Tableau 7 : Résultats du test de Breusch-Pagan 33
Tableau 8 : Résultats du test ARCH 34
Tableau 9 : Critère du choix du modèle 35
Tableau 10 : Résultats des modèles GARCH estimés pour les rendements quotidiens du marché parallèle des changes Burundais 36
Tableau 11 : Résultats du test McLeod-Li 38
Tableau 12 : Critères de comparaisons des modèles retenus 39

LISTE DES FIGURES

Figure 1 : Trois formes d'efficience et le type d'information testé 6
Figure 2 : La fonction de valeur de la théorie des perspectives (Daniel Kahneman and Amos Tversky, 1979) 14
Figure 3 : Evolution du taux de change du franc Burundais 27

SIGLES ET ABREVIATIONS

AMEX : American Express
ARCH : Autoregressive Conditional Heterokedasticity
BRB : Banque de la République du Burundi
EGARCH : Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heterokedasticity
EMH : Efficient Market Hypothesis
FBU : Franc Burundais
FOREX : Foreign Exchange
FPEC : Final Prediction Error Criterion
FTSE : Financial Times and the London Stock Exchange
GARCH : Generalized Autoregressive Conditional Heterokedasticity
GSE : Ghana Stock Exchange
MCO : Moindres Carrés Ordinaires
NASDAQ : National Association of Securities Dealers Automated Quotations
NSE : Nairobi Stock Exchange
NYSE : New York Stock Exchange
RWH : Random Walk Hypothesis
TAGRCH : Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heterokedasticity
TUNINDEX : Tunisia Stock Exchange Index

AVANT-PROPOS

Le présent mémoire rentre dans le cadre de l'obtention d'un diplôme de fin des Etudes de Master en Sciences de Gestion, option Finance. Il étudie l'effet jour de la semaine sur la marché parallèle de changes au Burundi.

Le fait que les participants au marché parallèle de changes peuvent adopter des stratégies qui leur permettent de gagner des bénéfices compte tenu des opérations d'arbitrage et de spéculations a soulevé une préoccupation qui nous est parvenue de faire ladite analyse pour comprendre s'il existe au moins un jour où ils peuvent acheter les devises à bas prix et les revendent à prix élevé.

Cependant, l'analyse de l'effet jour de la semaine a fait l'objet de plusieurs études qui mettent en lumière les comportements inattendus dans les rendements des titres sur un marché financier et présentant ces derniers comme des anomalies du marché efficace.

Des solutions sont donc proposées visant à adopter des stratégies pouvant éviter lesdites anomalies dont la conséquence est l'inefficacité du marché qui favorise entre autre la spéculation et la perte de confiance des investisseurs.

0. INTRODUCTION GENERALE

0.1. Introduction

Le marché financier joue un rôle important dans les économies des pays. Un marché financier est un marché où s'échange des produits financiers (Bradfield, 2007). Les produits financiers comprennent les actions, les obligations, les devises, les produits dérivés, les matières premières, les crypto-monnaies, etc. Les marchés des actions, des obligations, des produits dérivés, des devises, des matières premières et des crypto-monnaies constituent quelques-uns des types de marché financier. Le marché des changes (également connu sous le nom de marché des devises) est un marché où s'échange la monnaie d'un pays avec celle d'un autre pays. Il est considéré comme le marché financier le plus grand où des transactions importantes et rapides sont effectuées dans le monde entier 24 heures sur 24 (Bouveret et al., 2009).

L'hypothèse des marchés efficients (EMH) suppose que les prix des actifs financiers reflètent toutes les informations disponibles sur leur valeur intrinsèque et exclut toute possibilité de battre le marché et constituer des profits anormaux sur les places financières de (Fama, 1970). Cependant, cette hypothèse a été mise en cause par certaines études avançant l'existence d'anomalies sur les marchés financiers. L'anomalie de prix (Basu, 1977), de taille d'entreprise (Keim, 1983) et les anomalies calendaires (Cross et al., 1973) ; (M. Gibbons & P. Hess, 1981) en font partie. Les anomalies calendaires qui font référence à la tendance que les titres se comportent différemment au cours d'un jour de la semaine ou d'un mois de l'année. Parmi ces anomalies calendaires, l'effet jour de la semaine est le sujet qui attire plus l'attention des chercheurs et a été constaté dans plusieurs recherches spécifiques à chaque pays (Berument et al., 2007; Derbali & Hallara, 2016 ; Gbeda & Peprah, 2017 ; Khademalomoom & Narayan, 2018 ; Chiah & Zhong, 2021 ; Abhijit, Dutta & Sulagna, 2021).(Kang, 2019)(Kang, 2019). La finance comportementale est apparue dans ce contexte comme un nouveau paradigme pour expliquer les cours boursiers sous l'angle financière et psychologique.

0.2. Problématique

L'anomalie de l'effet jour de la semaine consiste en des observations régulières des rendements et de la volatilité des marchés financiers qui diffèrent significativement de la moyenne d'un jour particulier de la semaine.

Cependant, la littérature s'est largement penchée sur cette anomalie sur les rendements boursiers dans les pays développés ou émergents. Cependant, (ANDRIYANI et al., 2020) notent que le marché des changes est considéré comme plus efficace en termes d'informations et de transmission des chocs lorsque le régime de taux de change flottant est le cadre politique dans les pays en développement où les marchés boursiers ne sont pas développés voire n'existent pas. Sur le marché boursier par exemple, la principale raison de l'existence de l'effet jour de la semaine est l'actualité (Anwar et al., 2021). Les entreprises publient de mauvaises nouvelles susceptibles d'affecter le cours des actions le week-end, mais qu'elles publient les bonnes nouvelles plus tôt. Ainsi, les rendements du lundi ont tendance à être négatifs. En effet, plusieurs facteurs motivent le présent travail. Premièrement, bien que les marchés de devises soient aussi importants que les marchés boursiers pour les investissements de portefeuille, les anomalies ont reçu relativement peu d'attention dans les études du comportement des taux de change. Deuxièmement, à notre connaissance, aucune étude précédente n'a examiné l'anomalie jour de négociation sur le marché des devises au Burundi. En effet, le marché des capitaux n'a pas encore vu le jour mais existe un marché monétaire où les actifs à court terme et les fonds ouverts sont négociés entre les institutions et les commerçants (les bons du Trésor, paiement commercial et certificat de dépôt) et le marché des changes. Il existe aussi à côté du marché officiel des changes, un marché parallèle des changes qui finance lui aussi des transactions internationales.

Dans le sillage des anomalies du marché financier, une interrogation se pose : **existe-t-il d'effet du jour de la semaine sur le marché parallèle de changes Burundais?**

La réponse à cette interrogation va permettre de connaitre le jour où le cours de change bouge davantage plus que les autres, les avantages ou les inconvénients de cette anomalie dans l'économie du Burundi.

A cette question principale, une question spécifique se pose également :

- Est-ce que les rendements moyens du taux de change journaliers sont égaux pour tous les jours de la semaine ?
- Quels sont les jours où les participants du marché réalisent des rendements plus ou moins élevés ?

0.3. Objectifs

0.3.1. Objectif global

L'objectif global de ce travail de recherche est de tester l'existence de l'effet du jour de la semaine sur le marché parallèle de changes Burundais.

0.3.2. Objectifs spécifiques

- Examiner l'égalité des rendements moyens du taux de change journaliers sur le marché parallèle de changes au Burundi ;
- Analyser le jour où se réalisent des rendements plus ou moins élevés.

0.4. Hypothèses de recherche

Pour bien mener cette recherche des hypothèses suivantes sont posées :

- H_1 : il existe un effet jour de la semaine sur le marché parallèle de changes au Burundi ;
- H_2 : il existe un jour de la semaine où les participants du marché réalisent des rendements plus ou moins élevés.

0.5. Intérêt du sujet

Cette recherche revêt d'une importance sur l'intérêt personnel, académique et communautaire

- **Intérêt personnel :** cette étude me permet d'avoir un aperçu sur l'effet de jour de la semaine sur la marché de changes au Burundi, de découvrir les différentes pratiques utilisées par les intervenants au marché qui peuvent leur permettre de gagner des bénéfices excédentaires et qui sont contraires aux principes de l'hypothèse des marchés efficaces. Il est également une exigence académique pour obtenir le Master en finance à l'université du Burundi ;
- **Intérêt académique :** l'apport de ce travail est important et intéressant car il est d'un intérêt théorique avec un apport considérable des connaissances dans les domaines de la finance de marché. L'étude servirait également de source ou de matériel de référence pour les futurs chercheurs sur d'autres sujets connexes et constituerait un trésor supplémentaire à la bibliothèque ;

- **Intérêt communautaire :** l'accent étant mis sur les cambistes puisque ces derniers apprendront qu'il existe un jour où ils peuvent acheter les devises (dollars) à bas prix et un autre jour où ils les vendront à prix élevé et pourront donc utiliser cette étude pour planifier leurs stratégies de trading.

0.6. Plan du travail

Notre travail de recherche est subdivisé en 6 chapitres qui suivent : l'introduction générale au niveau du premier chapitre, le deuxième chapitre présente une revue de littérature, le troisième chapitre décrit la méthodologie de travail, une analyse empirique des résultats et leurs interprétations sont fournies au niveau du quatrième chapitre. Le cinquième chapitre est consacré à la discussion des résultats et enfin, des remarques et des recommandations sont formulées dans le sixième chapitre en guise d'une conclusion.

CHAPITRE I : REVUE DE LA LITTERATURE

Dans la partie suivante, les théories pertinentes au domaine du problème susmentionné sont présentées. Une explication générale du concept de marchés efficients suivi de l'introduction d'anomalies de marché d'une part et une brève explication du sujet de la finance comportementale et du trading à haute fréquence d'autre part sont fournies dans ce chapitre.

I.1. Efficience du marché financier

La notion d'efficience des marchés financiers a été introduite pour la première fois par Louis Bachelier en 1990 et celle d'efficience du marché des changes par Milton Friedmen en 1953 avant d'être formalisée dans le cadre plus large des marchés financiers par Fama (1965). Le marché efficient est défini comme celui dans lequel les décisions d'investissement de production peuvent être prises et que les investisseurs peuvent investir dans des titres en supposant que les prix du marché reflètent pleinement et à tout moment toutes les informations disponibles (Fama, 1970).

I.1.1. Les formes d'efficience informationnelle

Fama (1970) définit trois formes d'efficience des marchés financiers selon le type d'informations intégrées dans le prix d'un titre. Ces informations sont classées en trois catégories :

- Les informations qui sont déjà connues et publiées ;
- L'information accessible publiquement par exemple les annonces de vente d'actions, les rapports annuels, l'annonce des bénéfices annuels ou trimestriels,… ;
- Les informations non publiées mais connues par les personnes privilégiées du fait qu'ils ont fonction dans l'entreprise ou dans un organisme réglementaire ou de contrôle.

Fama (1970) définit donc l'efficience informationnelle des marchés financiers en trois formes :

I.1.1.1. Efficience faible (weak hypothesis)

Un marché est efficient au sens « faible » si le prix d'un titre prend en compte les informations contenues dans les prix passées. Il est donc impossible de prévoir l'évolution du prix du titre à l'aide de ces informations puisque l'ensemble d'informations historiques est déjà incorporé dans le prix.

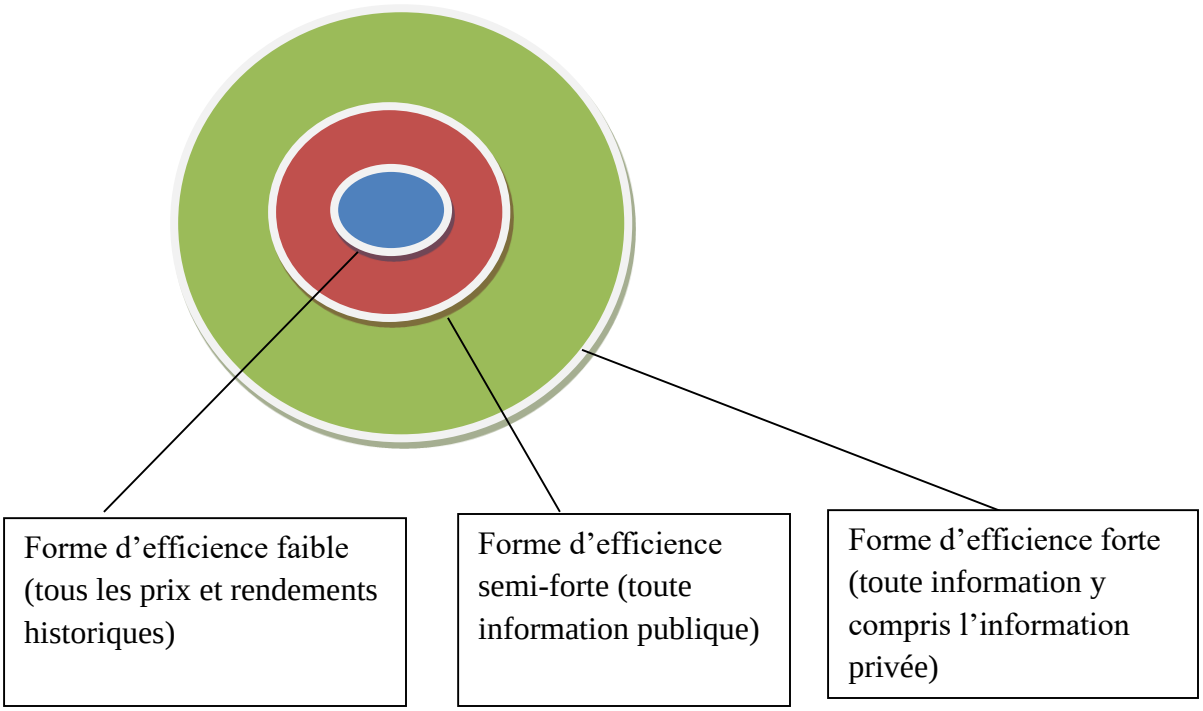
I.1.1.2. Efficience semi forte (semi strong hypothesis)

Dans un marché efficient au sens « semi forte », les prix reflètent toute information publique disponible. Dans ce cas, il est impossible aux opérateurs de battre la marché en tirant parti de l'ensemble des informations publiques. Les informations relatives aux cours passées font partie des informations publiques (Universit & Lakhdar, 2017). Cette forme est donc testée en examinant si les prix s'ajustent rapidement aux informations publiques.

I.1.1.3. Efficience forte (strong hypothesis)

Un marché est efficient au sens « forte » lorsque l'ensemble des informations qui concernent les prix (historiques, publiques ou privées) est reflétée dans les prix du marché. Dans ce cas il est impossible de battre le marché en connaissant l'information privée. Les trois formes d'efficience sont présentées sur la figure suivante :

Figure 1 : Trois formes d'efficience et le type d'information testé



I.1.2. Les conditions nécessaires à l'efficience des marchés financiers

Il existe plusieurs conditions nécessaires à la vérification de l'hypothèse de l'efficience des marchés financiers (Bouveret et al., 2009) ; (Universit & Lakhdar, 2017).

- La rationalité des investisseurs : les marchés financiers ne sont efficients que si les opérateurs y agissant sont rationnels. Les investisseurs achètent lorsqu'une anticipation issue d'un évènement est favorable et vendent lorsque l'anticipation issue d'un évènement est négative ;
- La libre circulation de l'information ;
- La gratuité de l'information : l'information doit être disponible et accessible à tous les agents et les utiliser sans supporter des coûts ;
- L'absence de coûts de transactions ;
- L'atomicité des investisseurs et la liquidité du marché : l'hypothèse de marché efficace suppose que les agents sont en concurrence sur le profit et le prix du marché ne peut être influencé.

I.1.3. Le dicton de Samuelson

Paul Samuelson (1998) a présenté le dicton selon lequel les marchés boursiers sont « macro-inefficaces » mais « micro-efficaces ». Cela signifie que l'hypothèse de marché efficace fonctionne mieux pour les actions individuelles par rapport au marché global. Des preuves substantielles soutenant le dicton de Samuelson existent en utilisant des données du marché boursier américain depuis 1926 (Jung & Shiller, 2005). Les marchés sont « micro-efficaces » parce qu'une minorité d'investisseurs peut détecter des écarts d'efficacité et peut donc potentiellement en tirer de l'argent. Ce faisant, ils éliminent tout type d'inefficacité persistante, car la mauvaise tarification est corrigée grâce à leur activité de négociation spéculative. Les marchés sont « macro-inefficaces » en raison de la présence de vagues dans la série chronologique des indices agrégés en dessous et au-dessus des définitions des valeurs fondamentales.

Cependant, malgré les différences des méthodologies utilisées par Fama et Samuelson, leurs hypothèses convergent sur la concurrence et le comportement rationnel des investisseurs (Delcey, 2018).

I.1.4. L'hypothèse de la marche aléatoire (RWH)

Un processus stochastique qu'est la marche aléatoire a été étudié empiriquement en établissant l'indépendance des variations des prix des actions (Fama, 1965). L'hypothèse de la marche aléatoire suggère que les prix des actions suivent un mouvement aléatoire lorsque les marchés sont efficaces et qu'il devrait donc être impossible de prédire les prix futurs des actions (Fama, 1965). Cela signifie que modèle de marche aléatoire est étroitement lié à l'hypothèse du marché efficace au sens d'impossible de battre ou de prédire le marché puisque les informations disponibles se produisent avec une distribution aléatoire (Abrahamsson & Creutz, 2018). Selon cette hypothèse, il est impossible d'utiliser les prix historiques pour prédire les prix futurs. L'utilisation de l'analyse technique n'est alors pas pertinente car elle contient des modèles de graphiques de prix et des indicateurs de mouvements des cours des actions. Or cela permet de prévoir les mouvements futurs du prix d'un titre. Les chartistes peuvent identifier les dépendances à partir de l'analyse statistique des tendances pour comprendre l'évolution passée.

I.1.5. L'efficience du marché de changes au sens de Fama

Le marché de changes (Forex) est considéré comme le marché le plus concurrentiel dans lequel chaque participant est un preneur de prix. Tous les cambistes sont supposés obtenir des ensembles identiques et complets d'informations sur le prix du marché et les refléter pleinement et instantanément dans leur prise de décision (Kang, 2019). Dans ce cas, le marché des devises est efficace sur le plan informationnel dans le sens de l'argument classique de Fama sur l'EMH mais avec des applications sur les opérations de change. Par conséquent, aucun individu n'est à mesure d'affecter le taux de change et les participants ne peuvent pas générer des profits excédentaires en négociant sur le marché des devises.

L'hypothèse de marché efficace (EMH) place sa base théorique sur l'hypothèse de la marche aléatoire et l'hypothèse des anticipations rationnelles[1] (Jensen, 1978). Par conséquent, sur un marché des changes efficace, les variations de prix (c'est-à-dire le taux de change) doivent avoir des distributions identiques et indépendantes, de sorte que l'évolution ou la tendance passée du taux de change et le volume des échanges de la devise elle-même ne puissent pas être utilisés pour prévoir les variations futures des taux de change (l'hypothèse de la marche aléatoire).

[1]L'hypothèse des anticipations rationnelles suppose que les agents utilisent toute l'information disponible pour former leurs anticipations. Ces anticipations sont identiques à la prévision optimale (Muth, 1961).

De plus, un agent ne peut pas former des anticipations de variations de prix systématiquement différentes du consensus du marché sur la même base informationnelle (théorie des anticipations rationnelles).

I.2. Les anomalies des marchés financiers

« Aucune autre proposition en économie n'a de plus solides fondements empiriques que l'hypothèse d'efficience des marchés » (Jensen, 1978). Cela peut signifier que l'hypothèse du marché efficace a été largement acceptée. Cependant elle est passée depuis son apparition de l'état de curiosité pris par les scientifiques parce qu'ils ne sont pas parvenus à un consensus menant à savoir si les marchés financiers sont efficients. L'EMH a donc suscité une série de réactions qui l'ont remise en cause dans les années 1980 ce qui a poussé les chercheurs à utiliser des tests économétriques des modèles linéaires, d'évaluation des actifs à un ou plusieurs facteurs et les anomalies empiriques sur les marchés des actions, des obligations, des devises et des matières premières (Lo, 2007).

L'anomalie de marché est décrite comme « tendances régulière dans les rendements d'un actif qui est fiable, largement connue et inexplicable » (Lo, 2007). Elle a été un domaine largement étudié depuis la parution de l'hypothèse du marché efficace.

Des chercheurs tentaient de chercher à savoir dans quelles mesures les prix reflètent les fondamentaux économiques. Potentiellement, les investisseurs pourraient profiter de ces erreurs de valorisation pour obtenir des rendements anormaux. Principalement, il existe trois types différents d'anomalies : les anomalies de prix, les anomalies de taille d'entreprise et les anomalies de calendrier.

L'anomalie de prix a été identifiée à l'origine par (Basu, 1977), qui a constaté que les actions avec de faibles ratios cours/bénéfices (P/E), également appelées actions de valeur, avaient des rendements ajustés au risque plus élevés par rapport aux actions avec des ratios P/E élevés, également appelés valeurs de croissance.

L'anomalie de taille d'entreprise a été introduite pour la première fois par (Keim, 1983) et est définie comme la corrélation négative entre les rendements moyens et la taille de l'entreprise.

Cette anomalie démontre qu'il est plus probable d'obtenir des rendements plus importants en investissant dans de petites entreprises plutôt qu'en investissant dans des entreprises de plus grande taille.

Les anomalies calendaires, ou anomalies saisonnières sont liées à une période particulière. Les rendements fluctuent en fonction du temps : d'un jour à l'autre, d'un mois à l'autre, d'une année à l'autre. Les anomalies calendaires d'un marché peuvent être définies comme des rendements anormaux qui ne peuvent être justifiés par l'EMH. L'effet jour de la semaine est un exemple d'anomalie calendaire où le rendement moyen quotidien diffère selon les jours de la semaine. Selon l'hypothèse de marché efficace, chaque retour moyen quotidien doit être égal à l'autre : $R_{\text{Lundi}} = R_{\text{Mardi}} = R_{\text{Mercredi}} = R_{\text{Jeudi}} = R_{\text{Vendredi}}$ Où R est le rendement moyen quotidien.

L'effet du jour de la semaine est l'anomalie la plus étudiée et a posé de mal aux chercheurs qui ont voulu comprendre pourquoi elle existe. Cependant, des preuves de la raison pour laquelle cette anomalie de marché apparaît ont été trouvées. En effet, les investisseurs négocient généralement moins le lundi, ce qui entraîne des rendements inférieurs le lundi par rapport aux autres jours de la semaine (Sias & Starks, 1995). En outre, il existe une tendance claire à l'amélioration de l'humeur au cours de la semaine, ce qui pourrait expliquer pourquoi les rendements sont plus faibles le lundi (Golder & Macy, 2011).

Tableau 1 : Différents types d'anomalies du marché

Type d'anomalies	Définition
Anomalies calendaires	
Effet du jour de la semaine	Les jours de la semaine tendent à avoir des rendements moyens inégaux (Cross et al., 1973) ; (M. Gibbons & P. Hess, 1981) ; (CAI et al., 2006) ; (Gbeda & Peprah, 2017)
Effet weekend	Les rendements quotidiens du lundi sont en général inférieurs à ceux des autres jours de la semaine (FRENCH, 1980)
Effet Janvier	Des rendements plus élevés pour les actions à petite capitalisation au mois de janvier (Rozeff & Kinney, 1976) ; (Rossi et al., 2018)
Anomalies des prix	
Sous-réaction	Les actions ont tendance à sous-réagir aux bonnes nouvelles, qui sont ensuite corrigées au cours de la période suivante, entraînant un rendement plus élevé à ce moment-là (Barberis et al., 1998)
Anomalies de taille	
Sous-réaction	L'excès de rendement attendu des actions des sociétés à faible capitalisation par rapport à leurs risques (Banz, 1981) ; (Keim, 1983)
Actions de valeur contre actions de croissance	La corrélation négative entre les rendements moyens et la taille de l'entreprise. Les actions à petite capitalisation boursière ont tendance à surperformer les actions à grande capitalisation boursière (Keim, 1983)

I.2.1. Effet de levier

Une autre forme d'anomalie de marché est celle de l'effet de levier. Elle correspond à une corrélation négative entre les rendements des cours actif financier et ses variations de volatilité. En général, une augmentation des prix des actifs entraîne une diminution de la volatilité, et vice versa (Engle & Ng, 1993). L'interprétation économique derrière ce phénomène pourrait être décrite comme suit : lorsque le prix des actifs d'une entreprise baisse, l'entreprise devient plus endettée. En d'autres termes, la valeur relative de la dette de l'entreprise augmente par rapport à la valeur de ses fonds propres et, par conséquent, il est raisonnable de s'attendre à ce que le cours de l'action de l'entreprise devienne plus risqué et plus volatil (Christie, 1982).

I.2.2. Regroupement de la volatilité

De grands changements de volatilité sont suivis de grands changements supplémentaires de volatilité, que ces changements soient positifs ou négatifs (Mandelbrot, 1963). De même, de petits changements de volatilité sont suivis de petits changements supplémentaires de volatilité. Le concept de clustering de la volatilité peut être défini comme la tendance des prix des actions à se regrouper (Cont, 2007). Par conséquent, le résultat sera que l'amplitude de ces prix des actions sera persistante. Cont (2007) discute plus en détail d'une variété de mécanismes qui peuvent expliquer le regroupement de la volatilité. Une explication donnée par (Guillaume et al., 1997) est que le regroupement de la volatilité peut dépendre de l'hétérogénéité de l'échelle de temps des agents. Les investisseurs à long terme se concentrent sur le comportement des cours dans une perspective à long terme, tandis que les investisseurs à court terme se concentrent sur le comportement des cours à court terme. De plus, (Andersen & Bollerslev, 1997) suggèrent qu'une autre explication du regroupement de la volatilité est l'agrégation des flux d'information pendant des périodes courtes ou longues.

I.3. Finance comportementale

D’autres critiques de l’EMH portent sur les préférences et les comportements des participants sur le marché. Ces critiques comportementaux permettent une meilleure compréhension des anomalies présentes dans le comportement des investisseurs sur le marché financier. La finance comportementale est « l’application de la psychologie au comportement financier » (Águila, 2009).

La finance classique repose sur la rationalité des investisseurs et l'efficience des prix (Tadjeddine, 2013). Elle considère en outre que les investisseurs sont averses au risque, agissant dans leurs propres intérêts en ne tenant pas compte des valeurs sociales. Cela implique que les investisseurs maximisent leur rendement en minimisant le risque encouru (Winne, 2017). La finance comportementale repose sur la description du comportement et des décisions des participants sur le marché. En effet, les investisseurs sont irrationnels et ont un comportement prévisible. L'information présente peut affecter la prise de décision de l'individu et les biais comportementaux peuvent survenir. Ainsi, la finance comportementale repose sur l'idée de la manière dont les individus se comportent (descriptive) tandis que la finance classique s'intéresse à la manière dont les individus devraient se comporter (normative) (MESK, 2021).

La théorie économique moderne part du principe que l'agent représentatif, par exemple un investisseur, est rationnel de deux manières différentes. Principalement, l'agent prend des décisions qui sont conformes à la théorie de l'utilité espérée. Deuxièmement, l'agent fait des prévisions impartiales sur l'avenir (Thaler, 1999).

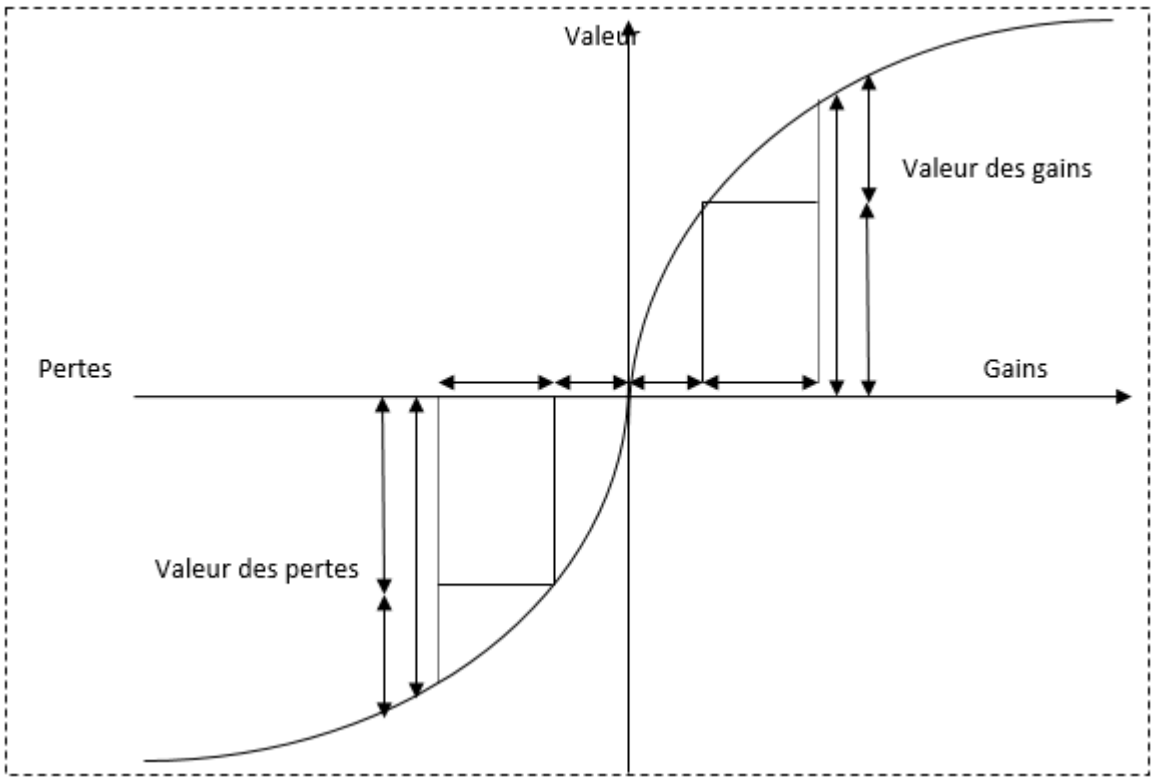
L'hypothèse du marché efficace suppose que les investisseurs traitent toutes les informations de manière rationnelle tout le temps. Néanmoins, les préjugés tels que la sur-confiance, le conservatisme, l'optimisme, effet de disposition, la représentativité et l'auto-attribution biaisée ne devraient pas avoir d'impact sur le processus de prise de décision (Zacks, 2011 ; Tadjeddine, 2013 ; Winne, 2017). En effet, un agent sur-confiant surestime ses connaissances sur la valeur des titres en croyant la précision de ses évaluations et en négligeant celles des autres. Cet aspect d'investisseurs sur-confiants s'accompagne d'une volatilité excessive des cours sous forme de volume de transaction élevé (Naoui & Khaled, 2008).

Une théorie des perspectives a été développée pour la première fois par Kahneman et Tversky (1979). Cette théorie décrit comment les individus évaluent les pertes et les gains différemment. En effet, les individus peuvent prendre des décisions basées sur les gains perçus plutôt que sur les pertes perçues. Dans une situation de prise de décision où, d'une part, on réaliserait un gain certain et, d'autre part, on parierait la possibilité d'un gain plus important au risque de ne rien obtenir, la plupart choisiraient le premier plutôt que le second.

Une expérience de choix multiples a été menée par (Rao et al., 2011) dans le jeu. Ils ont remarqué dans leur résultat que les adultes et les adolescents sont opposés aux pertes en ce qui concerne les paris mixtes. Cela peut en outre être appliqué au comportement de négociation sur le marché boursier dans un phénomène connu sous le nom d'effet de disposition. (Shefrin & Statman, 1985), Cet effet démontre que les investisseurs ont tendance à vendre les actions (gagnantes) qui ont augmenté de valeur sur une période et à conserver celles (perdantes) qui ont une valeur brusquement chutée.

Le diagramme ci-dessous montre que la valeur des gains est inférieure à la valeur des pertes, bien que le gain et la perte soient de taille égale.

Figure 2 : La fonction de valeur de la théorie des perspectives (Daniel Kahneman and Amos Tversky, 1979)



I.4. Le trading algorithmique et à haute fréquence

Le trading algorithmique et à haute fréquence constitue l'une des évolutions technologiques de la finance. En effet, alors que la majorité des transactions boursières ou sur les marchés des changes étaient effectuées par des humains ou nécessitant une intervention humaine, la tendance a changé désormais des ordinateurs effectuent la plupart des transactions. L'usage d'algorithmes informatiques qui prennent des décisions de négociation, soumettent des ordres et gèrent ces ordres après leur soumission est le trading algorithmique (Cartea & Jaimungal, 2013). Cette évolution technologique s'est emparée de la plupart des places financières et a permis d'exécuter de grands volumes de transactions sur de courtes périodes.

Les stratégies de trading algorithmique (AT) sont conçues pour disputer les bénéfices ou gérer les risques tandis que d'autres sont conçues pour exécuter les transactions des tiers au meilleur prix. Les stratégies haute fréquence (HFT) comptent parmi ces stratégies AT qui sont conçues pour fonctionner sur des échelles de temps extrêmement courtes. De ce fait le trading haute fréquence est une branche évidemment de trading algorithmique (Goupil, 2013).

Les stratégies de trading à haute fréquence se regroupent en trois catégories : les stratégies ayant un effet bénéfique pour le marché, les stratégies dont les effets sont controversés et les stratégies considérées comme illégales.

I.4.1. Les stratégies ayant un effet bénéfique pour le marché

Cette stratégie consiste à tirer profit de l'écart entre la meilleure offre d'achat et de vente présente dans le carnet d'ordres d'un même titre (bid-ask spread). Le teneur de marché essaie d'acheter un titre moins cher que la meilleure offre de vente afin de revendre un peu plus cher que la meilleure offre d'achat. En effet, puisque cette stratégie rapporte de moindres gains par transaction, le teneur de marché va devoir effectuer un grand nombre de transactions afin de réaliser un profit acceptable. Pour ce faire, l'usage d'algorithmes automatisés qui lui permettent de réaliser plusieurs centaines de transactions par seconde est indispensable.

Les traders à haute fréquence peuvent utiliser aussi une stratégie d'arbitrage (Piero et al., 2015). Cette stratégie consiste à envoyer massivement des ordres au marché qui vont consommer la liquidité présente.

Le principe est d'exploiter les écarts de prix temporaires entre deux instruments financiers directement corrélés. Les traders prennent une position longue sur le titre sous-évalué et une position courte sur le titre surévalué. Ils réalisent alors un bénéfice égal à la différence entre ces deux actifs. L'arbitrage est l'une des stratégies les plus exploitées par les traders à haute fréquence (Gomber et al., 2011).

I.4.2. Les stratégies controversées

D'autres stratégies sont dites nocives au bon fonctionnement des marchés financiers. Elles imposent diverses externalités négatives aux autres investisseurs. On distingue l'anticipation d'ordres de la stratégie basée sur l'information.

L'anticipation d'ordres est une technique utilisée par les traders à haute fréquence avec pour objectif d'anticiper les flux d'ordre futurs sur un titre financier afin de tirer profit de leurs impacts sur le prix du titre (Hoste, 2015). Ainsi, à partir des ordres d'achat envoyés par les courtiers (brokers), il est possible pour les traders à haute fréquence d'observer une corrélation positive entre le flux d'ordres d'achat présent dans le carnet d'ordres d'un titre financier et le flux d'ordres à l'achat futur sur ce même titre. Les traders à haute fréquence vont pouvoir profiter de la hausse de prix futur d'un titre en l'achetant avant l'arrivée dans le carnet d'ordres, de l'ordre émis par le courtier.

Concernant la stratégie basée sur l'information, son exécution requiert d'analyser et d'interpréter toutes les informations susceptibles d'influencer le prix d'un titre financier. Lorsqu'une information est détectée, le trader va essayer d'acheter ou de vendre le titre à un prix ne réfletant pas encore l'arrivée de cette nouvelle information. Le tarder tire profit grace à sa réaction ultra rapide à la publication de nouvelles informations.

I.4.3. Les stratégies illégales

Le développement du trading à haute fréquence a aussi permis l'apparition de nouvelles stratégies capables d'influencer le prix d'un titre financier à l'avantage d'un investisseur. Ces stratégies sont souvent difficiles à détecter de par leur vitesse impressionnante. Ces stratégies sont la Quote stuffing, le brouillage (smoking), le déclenchement de tendance (pump and dump) et la spoofing (Bogaerde, 2016).

Les traders peuvent ordonner leurs algorithmes d'envoyer plusieurs ordres par seconde et ainsi saturer les serveurs informatiques en vue de ralentir les activités des autres traders et ainsi profiter de ce moment d'inattention pour effectuer ses réelles opérations (stratégie de Quote stuffing). De plus ils peuvent envoyer des ordres à des prix plus attractifs que ceux proposés dans le carnet d'ordres du titre afin d'attirer des investisseurs plus lents (smoking). La stratégie de déclanchement de tendance consiste à envoyer au marché des ordres d'achat (vente) sur le titre financier choisi (Pump), afin de déclencher un mouvement haussier (baissier) sur le prix du titre. Le trader profite de la surévaluation (sous-évaluation) du titre, en le revendant (rachetant) massivement sur le marché (Dump). Enfin la stratégie Spoofing consiste à l'envoi par les traders d'une multitude d'ordres inutiles au marché en tentant d'effrayer les autres investisseurs, en les incitant à vendre le titre à un prix plus faibles qu'ils leur ont subtilement proposé.

En analysant toutes ces stratégies effectuées dans le cadre du trading à haute fréquence, des opérations d'arbitrage et de manipulation sont constatées expliquant de possibles profits à l'encontre des traders à haute fréquence. Ces opérations divisent les investisseurs sur l'accès aux informations. En effet, une régulation doit être rigoureuse sinon ces opérations inversent les principes de la théorie des marchés efficients dans le cas où les traders à haute fréquence perçoivent des profits anormaux.

I.5. Littérature empirique

L'effet jour de la semaine est l'une des anomalies calendaires où le rendement moyen quotidien diffère selon les jours de la semaine. De nombreuses recherches spécifiques à chaque pays ont été menées sur cette anomalie.

Yamori & Kurihara (2004) ont testé l'effet jour de la semaine sur 29 marchés de devises : 15 devises européennes, 2 devises océaniques, 4 devises continentales américaines, 7 devises asiatiques et 1 devise africaine. Ils ont utilisé l'échantillon complet divisé en deux périodes, les années 1980 et les années 1990. Leurs résultats montrent que les effets au jour le jour existaient dans les années 1980 pour six devises, le franc belge, la couronne danoise, la livre irlandaise, la lire italienne, la peseta espagnole et la couronne suédoise.

Les rendements étaient négatifs le mercredi et positifs le vendredi pour la France, l'Allemagne, la Suisse et le Royaume-Uni. Ils ont constaté ensuite que seul l'Afrique du Sud et le Taiwan ont eu cette anomalie dans les années 1990.

Ke, Mei-chu; Chiang, Y.C. & Liao (2007) ont examiné l'effet jour de la semaine sur le marché de change du Taiwan en utilisant 8 devises dont le dollar américain, le dollar australien, la livre sterling, le dollar canadien, l'euro, le franc suisse, le yen japonais et le dollar de Hong Kong par rapport au nouveau dollar de Taiwan sur la période de 1992 à 2006. Ainsi, en divisant les données quotidiennes en trois sous périodes, ils ont trouvé que le lundi, le mardi et le mercredi enregistrent des rendements élevés dans le taux de change du Taiwan pour la première et la troisième sous période c'est-à-dire 1992 à 1997 et 2001 à 2006.

Egalement, Berument et al. (2007) ont enquêté l'anomalie d'effet jour de la semaine sur la monnaie turque par rapport au dollar américain. Ils ont trouvé que le jeudi est associé à une forte dépréciation de la monnaie et le lundi à une plus faible dépréciation en comparant les deux au mercredi. De plus, ils ont constaté que le lundi et le mardi sont liés à la volatilité plus forte que le mercredi.

Khademalomoom & Narayan (2018) ont utilisé six devises, la livre sterling, le dollar australien, le yen japonais, le dollar canadien, le franc suisse et l'euro contre le dollar américain pour étudier l'anomalie intra-journalière entre 2004 et 2014. Ils ont identifié trois nouveaux effets du jour de la semaine qui diffèrent des autres études dont l'effet de l'ouverture du marché post-local, l'effet de l'activité du marché principal et l'effet du moment du chevauchement des marchés. Ils ont noté que le comportement des devises causé par ces effets du jour de la semaine a des implications pour les investisseurs.

Santillán Salgado et al., (2019) ont examiné l'effet jour de la semaine sur le marché des changes des devises dans six principaux pays d'Amérique latine : Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Mexique et Pérou. En utilisant les régressions linéaires combinées aux modèles GARCH, TGARCH et EGARCH, les résultats confirment d'effets anormaux dans certaines devises et certains jours de la semaine les vendredis et les lundis, le regroupement de la volatilité des taux de change et des effets de levier.

Anwar et al., (2021) ont mené une étude pour examiner la présence de l'anomalie jour de la semaine dans le taux de change pour 30 pays en développement ayant un régime de taux de change flottant libre entre 2 janvier 2011 et 31 décembre 2019. Ils ont divisé l'échantillon en trois sous-groupes sur base de l'indice de restriction du capital. Leurs résultats révèlent que le rendement du lundi, mercredi, jeudi et vendredi comparé au mardi est négatif. En outre, la volatilité plus élevée est associée au vendredi pour l'échantillon complet, le groupe 1 et le groupe 2 tandis que pour le groupe 3 est le jeudi.

Conclusion du premier chapitre

Au terme de ce chapitre, nous retenons que le marché des changes efficace sur lequel tous les cambistes sont supposés obtenir des ensembles identiques et complets d'informations sur le prix du marché et les refléter pleinement et instantanément dans leur prise de décision n’existe pas toujours et que lui aussi, comme le marché boursier, connaît des anomalies de marché. La littérature empirique vient en ce sens et montre, à partir des études récentes, qu’il existe l’anomalie d’effet jour de la semaine sur plusieurs marchés de changes.

CHAPITRE II : APPROCHES METHODOLOGIQUES

II.1. Collecte des données

Les données ont été collectées chez les bureaux de change privées pendant la période du 23 Mai 2017 au 29 Janvier 2019. Au cours de cette période, l'enregistrement des données se faisait tous les jours ouvrables (du Lundi au Vendredi) sauf les jours fériés. Dans toute cette période, l'enregistrement des données a concerné uniquement le cours de clôture et le niveau du taux de change entre le dollar et le Francs Burundi était toujours déterminé.

II.2. Calcul des rendements

Il est possible d'analyser et de comparer les données en calculant les rendements quotidiens. Les rendements sont calculés selon la formule indiquée par l'équation 1 (Brooks, 2008).

$$R_t = ln(\frac{P_t}{P_{t-1}}) \qquad (1)$$

Où R_t est les rendements quotidiens, ln est le logarithme népérien, P_t et P_{t-1} sont les cours de clôture quotidiens exprimés en Francs Burundais (FBU) par unité du dollar américain pour le temps t et le temps t-1 respectivement, et t indique le temps.

II.3. Modèle d'effet jour de la semaine

Afin de détecter l'effet du jour de la semaine, une régression statistique est menée avec le rendement comme variable dépendante et 5 variables muettes comme variables indépendantes. La variable muette prend la valeur de 1 le jour particulier et 0 sinon. Le modèle de l'effet du jour de la semaine est énoncé dans l'équation 2 :

$$R_t = \Theta_0 + \Theta_1 D_{1t} + \Theta_2 D_{2t} + \Theta_3 D^{3t} + \Theta_4 D_{4t} + \Theta_5 D_{5t} + \varepsilon_t \qquad (2)$$

Où R_t est le rendement quotidien sur le, D1 jusqu'à D5 des variables muettes et ainsi :

$D_1 = 1$ si t est Lundi et $D_1 = 0$ pour les autres jours

$D_2 = 1$ si t est Mardi et $D_2 = 0$ pour les autres jours

$D_3 =$ si t est Mercredi et $D_3 = 0$ pour les autres jours

$D_4 = 1$ si t est Jeudi et $D_4 = 0$ pour les autres jours

$D_5 = 1$ si t est Vendredi et $D_5 = 0$ pour les autres jours

Θ_1 à Θ_5 sont des coefficients à estimer à l'aide des MCO (moindres carrées ordinaires) et ε_t le terme d'erreur.

L'hypothèse nulle a été testée pour voir si les rendements moyens quotidiens sur les jours de la semaine sont relativement égaux, ce qui indiquerait qu'il n'y a pas d'effet du jour de la semaine. Cela a été testé par rapport à l'hypothèse alternative selon laquelle les rendements quotidiens moyens pour les jours de semaine ne sont pas égaux, autrement dit qu'au moins un jour de la semaine est significativement différent des autres jours. Les valeurs P ont été utilisées pour déterminer si elle est significative ou non.

L'hypothèse nulle à tester est :

$H_0 : \Theta_1 = \Theta_2 = \Theta_3 = \Theta_4 = \Theta_5$

Une valeur P inférieure à 0,05 pour l'un des jours de la semaine implique qu'au moins un jour de la semaine a un impact significatif sur le rendement de l'indice, ce qui suggère à son tour que l'effet du jour de la semaine existe.

Cependant, cette méthodologie de régression des MCO présente deux limites :

- les termes d'erreur peuvent ne pas être un bruit blanc en raison de l'autocorrélation,
- des problèmes d'hétéroscédasticité entraînant des inférences trompeuses.

Face au premier inconvénient, un terme autorégressif (AR) a été inclus comme variable explicative dans un modèle comportant l'équation stochastique suivante :

$$R_t = \Theta_1 D_{1t} + \Theta_2 D_{2t} + \Theta_3 D_{3t} + \Theta_4 D_{4t} + \Theta_5 D_{5t} + \lambda R_{t-1+} \varepsilon_t \qquad (3)$$

Le critère d'erreur de prédiction finale (FPEC) spécifie l'ordre de retard n tel qu'il élimine l'autocorrélation dans le résidu (Angelovska, 2013).

Face à la deuxième limite, des progrès peuvent être faits en utilisant des modèles de la famille GARCH, car les variations de la volatilité sont la deuxième partie très importante. Il est important de savoir si un certain jour de la semaine, les rendements élevés (faibles) sont associés à une volatilité respectivement élevée (faible) dans un jour donné.

II.4. Test d'hétéroscédasticité

Les MCO sont supposés donner des coefficients fixes et des perturbations homoscédastiques, ce qui implique que la variance est constante dans le temps. Lorsque les exigences d'homoscédasticité ne sont pas remplies, l'efficacité de l'utilisation d'un modèle linéaire général est faible et peut conduire à des erreurs substantielles dans les estimations (Breusch & Pagan, 1979). L'ajustement de l'hétéroscédasticité en introduisant une variation de coefficient aléatoire permet à la variable dépendante de prendre des variances différentes à chaque observation.

En utilisant un test de Breusch-Pagan, l'hétéroscédasticité peut être testée. L'hypothèse nulle indique l'existence d'homoscédasticité tandis que l'hypothèse alternative indique l'hétéroscédasticité. En rejetant l'hypothèse nulle on accepte l'hypothèse alternative qui suggère l'existence d'hétéroscédasticité ce qui implique également l'existence de volatilité non constante dans l'échantillon.

Dans le cas où l'hétéroscédasticité existe, la régression linéaire n'est pas le modèle statistique approprié à utiliser, par conséquent un test d'hétéroscédasticité conditionnelle pourrait être approprié (Breusch & Pagan, 1979).

II.5. Volatilité

Les séries financières sont caractérisées par le regroupement de la volatilité. Les périodes de forte volatilité alternent avec les périodes de faible volatilité. Ce phénomène est souvent observé dans les données boursières, les taux de change ou d'autres prix déterminés sur le marché financier. Dans ce travail, la volatilité a été mesurée en utilisant le modèle autorégressif de type GARCH. Les modèles TGARCH et EGARCH ont été utilisés puisqu'ils tiennent compte de l'effet d'asymétrie des bonnes et mauvaises nouvelles sur les variances conditionnelles.

II.5.1. GARCH(1,1)

Le modèle GARCH (hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive généralisée) est une extension du processus ARCH inrtroduit par (Bollerslev, 1986). Il permet aux variances des erreurs de dépendre du temps en introduisant de valeurs retardées dans son équation de la variance. Il estime aussi la prévisibilité des rendements futurs et détermine la nature de la volatilité, en d'autres termes si la volatilité est persistante ou non. Le modèle GARCH se compose de deux composants : une équation de moyenne et une équation de variance

(Bollerslev, 1986). L'équation moyenne est indiquée dans l'équation (3) et l'équation de variance est spécifiée dans l'équation (4) :

$$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon^2_{t-1} \quad (4)$$

Où h_t est la variance conditionnelle, ω est le terme constant, h_{t-1} est le terme GARCH qui représente l'influence des nouveaux chocs sur la volatilité. Le terme ARCH est noté ε^2_{t-1}, qui mesure l'intensité avec laquelle la volatilité réagit aux chocs de marché. De plus, α et β représentent respectivement le terme d'erreur quadratique retardé (effet ARCH) et la volatilité conditionnelle (effet GARCH). Un grand coefficient d'erreur α implique que la volatilité réagit fortement aux mouvements du marché. Une valeur élevée du coefficient β signifie que les chocs sur la variance conditionnelle prennent beaucoup de temps à disparaître, autrement dit cela implique une volatilité persistante.

Si (α+β) dans l'équation de la variance est très proche de un, cela signifie que la volatilité historique du marché affecte la volatilité actuelle et que la volatilité est très persistante, ce qui implique à son tour une inefficacité du marché. Le principal inconvénient du modèle GARCH est qu'il ne capte pas l'effet d'asymétrie (effet de levier). Le modèle GARCH teste deux hypothèses différentes, une pour l'équation de la moyenne et une pour l'équation de la variance. L'hypothèse pour l'équation moyenne est la même que celle de la régression avec les MCO, tandis que pour l'équation de la variance, elle est différente. Pour un marché efficace, α et β doivent être égaux à zéro. Ainsi, par l'acceptation de l'hypothèse nulle de l'équation de variance, α et β ne devraient pas être statistiquement différents de zéro. Pour satisfaire la non-négativité de la variance conditionnelle, ω, α et β doivent être positifs.

II.5.2. TGARCH(1,1)

Le modèle TGARCH ou Threshold GARCH est une extension du modèle GARCH développé par (Zakoian, 1994). Le modèle TGARCH diffère du modèle GARCH en ce sens que ce modèle prend également en compte l'effet d'asymétrie (effet levier), c'est-à-dire qu'une mauvaise nouvelle (rendements négatifs) a un impact positif qu'une bonne nouvelle (rendements positifs) sur la volatilité future d'un titre. Le modèle TGARCH contient un terme supplémentaire qui tient compte de l'effet d'asymétrie. L'équation moyenne est spécifiée dans l'équation (3) et l'équation de variance est indiquée dans l'équation (5) :

$h_t = c + \beta h_{t-1} + \alpha\varepsilon^2_{t-1} + \gamma\varepsilon_{t-1}I_{t-1}$ (5)

où $\gamma\varepsilon_{t-1}I_{t-1}$ capture l'effet d'asymétrie avec gamma étant le paramètre à estimer par le modèle. L'hypothèse de l'équation moyenne est similaire à celle de la régression des MCO. L'équation de variance du TGARCH teste si $\gamma = 0$, donc l'hypothèse nulle est formulée comme suit :

$H_0 : \gamma = 0$

L'hypothèse nulle implique que les bonnes et les mauvaises nouvelles ont le même impact sur la volatilité du marché des changes. Si le gamma est différent de zéro, cela implique que les bonnes et les mauvaises nouvelles ont un impact différent sur la volatilité des marchés. Plus précisément, si $\gamma > 0$ (c'est-à-dire $I_{t-1} = 0$) , cela signifie que les mauvaises nouvelles augmentent la volatilité du marché et si $\gamma < 0$ (c'est-à-dire $I_{t-1} = 1$), cela implique que les bonnes nouvelles ont tendance à augmenter la volatilité plus que les mauvaises nouvelles (Zakoian, 1994).

II.5.3. EGARCH(1,1)

Le modèle GARCH exponentiel est lui aussi une extension du modèle GARCH développé par (Nelson, 1991). Les équations de la variance pour estimer la volatilité des rendements quotidiens sont spécifiées :

$$\log(h_t) = \omega + \beta\log(h_{t-1}) + \alpha\left[\left|\frac{\varepsilon t-1}{\sqrt{ht-1}}\right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}}\right] + \gamma\frac{\varepsilon t-1}{\sqrt{ht-1}} \quad (6)$$

Où $\log(h_t)$ est la variable dépendante, $\frac{\varepsilon t-1}{\sqrt{ht-1}}$ est le résidu normalisé, α est le coefficient des valeurs absolues de la différence entre le résidu normalisé et sa valeur attendue $\left(E\left(\left|\frac{\varepsilon t-1}{\sqrt{ht-1}}\right|\right) = \sqrt{\frac{2}{\pi}}\right)$, β est le terme GARCH et ω est une constante.

Dans ce modèle, l'effet de levier γ (effet asymétrique) est exponentiel plutôt que quadratique. Cela signifie que les prévisions de la variance sont positives même si les paramètres sont négatifs (Gbeda & Peprah, 2017). Les restrictions de négativité des paramètres de la variance ne sont pas imposées comme c'est le cas pour le modèle GARCH(1,1). La présence d'effet de levier est testée selon l'hypothèse nulle $H_0 : \gamma = 0$, *où* γ représente la composante asymétrique. Dans le cas où $\gamma \neq 0$, cela signifie qu'il existe un comportement asymétrique.

II.6. Test de racine unitaire

Cette étude porte sur les données de séries chronologiques. La vérification de la stationnarité est essentielle pour éviter le problème de la régression fallacieuse. Le test ADF de Dckey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller) a été utilisé pour tester la stationnarité des variables. Le modèle suivant explique le contexte théorique du test ADF.

$$\Delta R_t = \alpha R_{t-1} + X_t \Theta + \beta_1 \Delta R_{t-1} + \beta_2 \Delta R_{t-2} + \ldots + \beta_p \Delta R_{t-p} + w_t \ldots \quad (7)$$

Où Ri est le rendement des titres au moment t, X_t sont des régresseurs exogènes facultatifs qui peuvent contenir une constante et une tendance, ($\alpha = \lambda - 1$), Θ, β sont les paramètres à estimer et λ est la longueur du décalage, Wt est le terme d'erreur qui est supposé être un bruit blanc. L'hypothèse nulle pour tester la racine unitaire (stationnarité) est exprimée comme suit :

$H_0 : \alpha = 0$ et $H_1 : \alpha < 0$ où $\alpha = \lambda - 1$

L'hypothèse nulle est que la série est non stationnaire ou que la série contient une racine unitaire, tandis que l'hypothèse alternative indique que la série est stationnaire et qu'elle ne contient pas de racine unitaire. Si la série est non stationnaire, elle doit être différentiée et testée pour une intégration supérieure (Gbeda & Peprah, 2017).

CHAPITRE III : RESULTATS

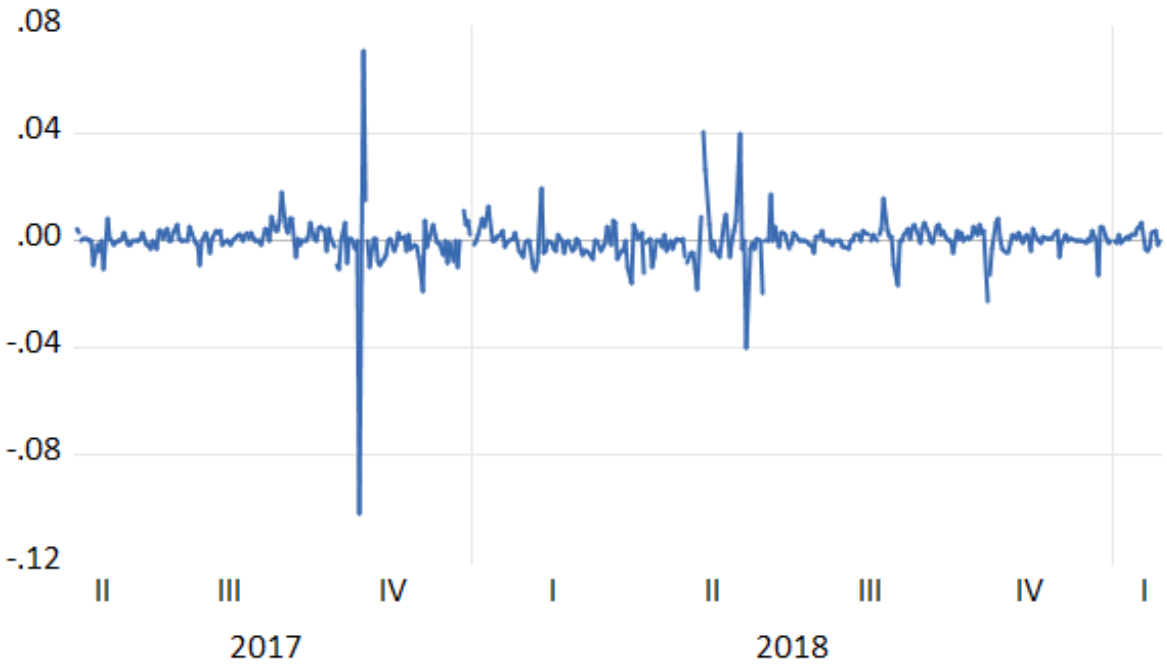
Ce chapitre présente les résultats des statistiques. Elle commence par les statistiques descriptives, de la régression des MCO et se termine par l'estimation des modèles de la famille GARCH.

III.1. Analyse statistique de la série du taux de change

III.1.1. Evolution de la parité du taux de change FBU/USD

Avant d'effectuer le test de racine unitaire, il convient de de montrer la représentation de l'évolution du taux de change FBU/US Dollar. Cette évolution est représentée sur la figure suivante. Afin de réduire la variabilité de la série du taux de change, nous avons transformé cette série en logarithme. Cette nouvelle série est appelée logTD.

Figure 3 : Evolution du taux de change du franc Burundais



La figure 3 montre des oscillations sur l'ensemble de la période ce qui indique la présence d'une forte volatilité, impliquant l'existence de volatilités variables dans le temps dans la série des rendements du taux de change quotidiens.

III.1.2. Test de racine unitaire

Le test de Dicky-Fuller augmenté et de Phillips-Perron ont été utilisés pour examiner la stationnarité de la série chronologique des données utilisées dans cette étude. Les résultats de ce test sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 2 : Résultats du test de racine unitaire

Dicky-Fuller Augmenté			
Variable	Constante	Avec tendance et constante	Sans tendance et constante
logTD	-15.148***	15.050***	-15.244***
Phillips-Perron			
Variable	Constante	Avec tendance et constante	Sans tendance et constante
logTD	-74.046***	-73.154***	-76.200***

*** indique une signification de 1%

A partir de ce tableau 2, la constante et le trend sont significatifs au seuil de 1%. L'hypothèse nulle de non stationnarité (présence de racine unitaire) est donc rejetée. La série est stationnaire.

III.1.3. Statistiques descriptives

Un résumé des statistiques descriptives des rendements quotidiens pour chaque jour est effectué pour montrer le jour qui a le rendement moyen le plus élevé et le jour qui a le rendement moyen le plus faible. Le jour qui a un écart-type le plus élevé et le jour qui a un écart-type le plus faible sont également identifiés. Le résumé des statistiques descriptives est présenté dans le tableau suivant :

Tableau 3 : Résumé des statistiques descriptives des rendements quotidiens pour chaque jour

	Lundi	**Mardi**	**Mercredi**	**Jeudi**	**Vendredi**	**Tous les jours**
Mean	0.000451	0.000530	0.000414	-0.001226	0.000467	0.000104
Max	0.075549	0.047948	0.047948	0.041818	0.921194	0.070769
Min	-0.103072	-0.046966	-0.046377	-0.149540	-0.917420	-0.101352
Std. Dev.	0.020499	0.014490	0.015415	0.021413	0.145150	0.008556
Kurtosis	11.54222	4.805022	4.255721	29.08720	40.22196	62.67205
Skewness	-0.999575	0.065909	0.104390	-3.927749	0.025581	-2.426563
Jacque-Bera	262.9678*	11.32771*	5.671489*	2566.951*	4733.717*	62874.70*
Probabilité	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	**82**	**82**	**82**	**82**	**82**	**421**

*** indique une signification au niveau de 1%

D'après les résultats du tableau 3, nous constatons qu'en moyenne le rendement élevé est pour mardi (0.000530), suivi de vendredi (0.000467) et lundi (0.000451). La moyenne la plus basse des rendements est pour le jeudi (-0.001226) suivi du mercredi (0.000414).

L'écart-type le plus élevé est pour vendredi (0.145150), suivi de jeudi (0.021413), lundi (0.020499), mercredi (0.015415) et mardi (0.014490).

Le coefficient de kurtosis pour tous les jours est élevé. Il est largement supérieur à la valeur du kurtosis de la loi normal, qui est égale à 3.

Les coefficients de skewness (asymétrie) sont tous différents de zéro (la valeur théorique du coefficient de skewness de la loi normal). Ces coefficients montrent la présence de l'asymétrie de la courbe de la série du taux de change. De plus, ce coefficient est négatif lundi et jeudi ce qui nous permet de dire que la distribution est étalée vers la gauche pour les deux jours tandis que ces coefficients sont positifs mardi, mercredi et vendredi ce signifie que la distribution est étalée à droite pour les trois jours.

Le signe positif des statistiques de Jarque-Bera rejette l'hypothèse nulle de normalité de la distribution des variables utilisées dans notre étude. De plus, la valeur de Jarque-Bera élevée indique que la série n'est pas normalement distribuée à 1%.

III.2. Régression des MCO

Les rendements moyens quotidiens sont testés en utilisant une régression MCO avec des variables muettes, des rendements décalés d'un jour et le rendement quotidien du marché des changes parallèle Burundais. Nous testons l'hypothèse nulle selon laquelle le rendement moyen quotidien est égal pour tous les jours de la semaine.

$H_0 : \Theta_1 = \Theta_2 = \Theta_3 = \Theta_4 = \Theta_5$

Cela implique qu'il n'y a pas d'effet du jour de la semaine. Cette hypothèse est testée par rapport à l'hypothèse alternative selon laquelle au moins un jour de la semaine est statistiquement différent de zéro. Un rejet de l'hypothèse nulle impliquerait que le marché des changes parallèle Burundais présente une certaine forme d'effet jour de la semaine. Les résultats de la régression des MCO et du test des restrictions de Wald sont présentés dans les tableaux suivants.

Tableau 4 : Résultats de la régression par les MCO

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob
D_1	0.000315	0.000213	1.483055	0.1423
D_2	-0.001097	0.000418	-2.625490	0.0105***
D_3	0.000462	0.000556	0.830880	0.4087
D_4	0.000190	0.000405	0.469350	0.6402
D_5	0.000235	0.0000224	10.47806	0.0000***
R_{t-1}	-0.449715	0.065076	-6.910557	0.0000***
R-carré	0.695			
DW	1.138110			
F	28.2097*** (0.0000)			

***indique une signification au niveau de 1%

Tableau 5 : Test des restrictions des coefficients de Wald

Test des restrictions des coefficients de Wald		
$H_0 : \Theta_1 = \Theta_2 = \Theta_3 = \Theta_4 = \Theta_5$		Prob
F-statistic	26.43118	0.0000***
Chi-carré	132.1559	0.0000***

***indique une signification au niveau de 1%

Dans la régression sur toute la période (tableau 4), les rendements décalés sont statistiquement non significatifs sauf le vendredi qui a une valeur positive et significative au seuil de 1% et le mardi qui a une valeur négative et significative au seuil de 1%. Les valeurs de F et de Chi-carré issues du test des restrictions de Wald (tableau 5) sont significatifs, d'où l'hypothèse nulle d'égalité des rendements moyens est rejetée.

III.3. Identification de l'ordre p et q du modèle ARMA

L'ordre p et q d'un processus ARMA a été identifié à l'aide du corrélogramme de la fonction d'autocorrélation et la fonction d'autocorrélation partielle de la série stationnaire de taux de change. Le corrélogramme de la fonction d'autocorrélation permet d'identifier un modèle MA (q), alors que le corrélogramme de la fonction d'autocorrélation partielle nous permet de déterminer un modèle AR(p).

D'après ce corrélogramme (annexe 1), nous remarquons qu'il y'a un coefficient d'autocorrélation significatif et 11 coefficients d'autocorrélation partielle significativement différents de zéro. Nous admettons en vertu du principe de parcimonie (Lemay, 1988), un processus ARMA(1,1).

III.3.1. Estimation de l'équation de la moyenne

On procède à l'estimation des trois processus précédemment identifiés : processus AR(1), MA(1) et ARMA(1,1) dans le tableau suivant :

Tableau 6 : Estimation du modèle processus AR(1), MA(1) et ARMA(1,1)

	variable	coefficient	t-statistique	Prob
Modèle AR(1)	C AR(1)	-1.419499 0.715298	-2.745905 8.127296	0.0069*** 0.0000***
Modèle MA(1)	C MA(1)	-1.108449 0.992154	-3.142842 43.04795	0.0024*** 0.0000***
Modèle ARMA(1,1)	C AR(1) MA(1)	-5.346463 0.885350 0.987381	-12.24450 15.74607 119.2999	0.0000*** 0.0000*** 0.0000***

***indique une signification au niveau de 1%

Au regard de ces résultats (tableau 6), on peut remarquer que

- Les t de Student du coefficient de modèle AR(1) sont significativement différents de 0. D'où le modèle AR(1) est retenu ;
- Les t de Student du coefficient de modèle MA(1) sont significativement différents de 0. Par conséquent le modèle MA(1) est retenu ;
- Les t de Student du coefficient de modèle ARMA(1,1) sont significativement différents de 0. Donc, le modèle ARMA(1,1) est retenu.

III.3.2. Test sur les résidus

III.3.2.1. Test d'absence d'autocorrélation

Pour cela, nous appliquons le test de Ljung-Box (LB) d'absence d'autocorrélation des résidus, pour un nombre de retard maximal 36 pour les trois modèles :

- Ainsi pour les résidus du processus AR(1), la statistique du test de LB est de 23.024 pour un nombre de retard égal à 36. Cette statistique suit une loi de khi-deux à 35 degrés de liberté. La valeur théorique de Khi-deux à 35 degrés de liberté est égale à 46,03, au seuil statistique de 5%. En conséquence, on accepte l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus;
- Pour les résidus du processus MA(1), la statistique du test de LB est égale à 30.662 pour un nombre de retard égal à 36. Tout comme pour le processus précédant, cette statistique suit une loi de khi-deux à 35 degrés de liberté. La valeur théorique de Khi-deux à 35 degrés de

liberté est de 46,03, au seuil statistique de 5%. De ce fait, on accepte l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus;

- Enfin pour les résidus du processus ARMA(1,1), la statistique du test de LB vaut 26.476 pour un nombre de retard égal à 36. Comme pour les deux autres modèles, cette statistique suit une loi de khi-deux à 34 degrés de liberté. La valeur théorique de Khi-deux à 34 degrés de liberté est de 46,03, au seuil statistique de 5%. Donc, l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus est acceptée.

Nous constatons, en outre, que la probabilité affectée aux autocorrélations, pour les trois modèles, est inférieure à 0,05. Par voie de conséquence on accepte l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus.

III.3.2.2. Test d'hétéroscédasticité

Le test de Breusch-Pagan est effectué dans le but de tester la variance constante ou non constante. L'hypothèse nulle est que la variance des rendements est constante, ou en d'autres termes, qu'elle est homoscédastique. Par conséquent, le rejet de l'hypothèse nulle implique que les erreurs sont hétéroscédastiques (Breusch & Pagan, 1979).

Les résultats de ce test sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 7 : Résultats du test de Breusch-Pagan

	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)
F-statistique	4.692175	11.24353	11.30904
TR^2	22.26571	38.62796	38.53870
Prob(F)	0.0004	0.0000	0.0000
Prob($\chi 2$)	0.0011	0.0000	0.0000

Dans le cas de la période complète, les résultats du tableau 7 montrent une preuve d'hétéroscédasticité conditionnelle dans les résidus pour tous les processus, ce qui est confirmé par les coefficients significatifs des résidus au carré pour les séries quotidiennes. Cela implique que la variance n'est pas constante, ce qui oblige à utiliser un modèle autorégressif, dans ce cas les modèles GARCH.

III.3.2.3. Test ARCH

Un test ARCH a été également utilisé pour confirmer la présence des effets ARCH dans les résidus du processus AR(1), MA(1) et ARMA(1,1). Pour ce faire, nous avons récupéré les résidus $\hat{\varepsilon}^2_t$ issus de l'estimation et nous procédons à l'estimation de la régression suivante :

$\hat{\varepsilon}^2_t = \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \hat{\varepsilon}^2_{t-i}$

Un nombre de retards q à retenir est déterminé afin d'estimer cette équation. Au regard du corrélogramme des résidus au carré du modèle AR(1), MA(1) et ARMA(1,1), nous choisissons, compte tenu du critère de parcimonie, un nombre de retards égal à deux. L'estimation de cette équation se résume dans le tableau suivant :

Tableau 8 : Résultats du test ARCH

	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)
F-statistique	10.95003	0.638397	7.846705
TR^2	17.62852	0.649450	13.49697
Prob(F)	0.0001	0.0426	0.0008
Prob($\chi 2$)	0.0001	0.0420	0.0012

On peut remarquer du tableau 8 ci-dessus que la probabilité associée à la statistique du test TR2 est inférieure à 0,05 pour les trois modèles. Ce constat nous permet de rejeter l'hypothèse nulle d'homoscédasticité, mais en retenant l'alternative d'hétéroscédasticité conditionnelle pour les trois modèles AR(1), MA(1) et ARMA(1,1). Cela implique que la série contient un effet variable dans le temps et que les modèles linéaires ne peuvent pas expliquer son comportement. C'est une justification aussi d'adopter les modèles GARCH pour estimer la volatilité des rendements.

III.3.3. Choix du modèle

Il ressort de ces résultats que les résidus de trois processus estimés ne sont pas autocorrélés et hétéroscédastiques. Afin de départager les trois processus, comparons-les au moyen des critères de choix de modèles. Les résultats sont donnés dans le tableau ci-contre.

Tableau 9 : Critère du choix du modèle

	AR(1)	MA(1)	ARMA(1,1)
AIC	-2.298	-2.456	-2.831*
SIC	-2.060	-2.220	-2.563*
HQC	-2.203	-2.362	-2.724*

*désigne la valeur choisie

D'après ce tableau 9, tous les critères nous conduisent à choisir le processus ARMA(1,1) pour représenter la dynamique de la série du taux de change.

III.4. Les modèles de volatilité

III.4.1. Estimation de l'équation de la variance

Nous avons trouvé dans la section précédente que le modèle ARMA(1,1) choisi présente une hétéroscédasticité des erreurs. Afin de tenir compte de l'effet ARCH, nous estimons, par la méthode du maximum de vraisemblance, l'équation de la variance conditionnelle conjointement à l'équation de la moyenne.

En se basant sur le corrélogramme des résidus au carré (annexe 2), nous déterminons l'ordre p et q pour le modèle GARCH(p,q). Ce dernier présente la première autocorrélation (simple et partielle) non significativement différentes de zéro tandis que la deuxième autocorrélation (simple et partielle) est significativement différente de zéro. D'où, l'on retient les modèles suivants :

- Un processus ARMA(1,1) – GARCH(1,1)
- Un processus ARMA(1,1) – EGARCH(1,1)
- Un processus ARMA(1,1) – TGARCH(1,1)

Après les résultats du test de Breusch-Pagan et du test ARCH, ayant tous identifié une hétéroscédasticité conditionnelle dans les résidus, les modèles de la famille GARCH sont adoptés pour estimer la volatilité des rendements. Les résultats de ces modèles sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 10 : Résultats des modèles GARCH estimés pour les rendements quotidiens du marché parallèle des changes Burundais

Equation de la moyenne			
	GARCH(1,1)	EGARCH(1,1)	TGARCH(1,1)
Θ_1	0.000173 (1.395)	0.000196 (0.958)	0.000208 (1.108)
Θ_2	-0.000306 (-4.686)***	-0.000922 (-7.569)***	-0.000963 (-20.080)***
Θ_3	0.000306 (1.423)	0.000336 (1.658)	0.000566 (0.068)
Θ_4	0.000110 (0.756)	0.000102 (0.943)	0.000142 (-7.100)***
Θ_5	0.000333 (10.136)***	0.000261 (11.048)***	0.000364 (3.7.289)***
R_{t-1}	-0.162766 (-3.205)***	0.135956 (1.992)**	-0.321004 (-3.894)***
Equation de la variance			
CONS (ω)	0.000718 (3.889)***	-5.688252 (-3.892)***	0.000173 (1.025)
ARCH (α)	0.235727 (2.337)**	1.531167 (3.947)***	0.735201 (0.189)
GARCH (β)	0.693387 (2.937)***	0.359896 (2.138)**	0.100273 (1.045)
LEVERAGE (γ)		0.637264 (-2.789)***	-0.140319 (-3.967)***
	$(\alpha+ \beta) = 0.928$	$(\alpha+ \beta) = 1.891$	$(\alpha+ \beta) = 0.835$
ARCH-LM Test	0.133839 (1.180)	0.010198 (0.0895)	0.143650 (1.276)

Ce tableau 10 résume les coefficients estimés des modèles GARCH(1,1), EGARCH(1,1) et TGARCH (1,1). La signification statistique au seuil de 1, 5 et 10% est notée ***, ** et *

Dans l'équation de la moyenne, nous pouvons observer un impact négatif du mardi dans un seuil de signification de 1% et un impact positif et significatif du vendredi dans un seuil de signification de 1% pour tous les modèles GARCH(1,1), EGARCH(1,1) et TGARCH(1,1). Un impact positif et significatif existe aussi le jeudi pour le modèle TGARCH(1,1). Le coefficient de la variable retardée est significatif pour tous les trois modèles.

Si l'on considère l'équation de variance, le terme ARCH et le terme GARCH sont tous significatifs dans GARCH(1,1), EGARCH(1,1) ce qui ne l'est pas pour le TGARCH(1,1). De plus le terme de l'effet de levier est positif et significatif dans EGARCH(1,1) et négatif et significatif dans le modèle TGARCH(1,1).

III.4.2. Test de validation des modèles estimés

III.4.2.1. Test de Ljung-Box

Nous appliquons le test de Ljung-Box (LB) d'absence d'autocorrélation des résidus, pour un nombre de retard maximal 36 pour les trois modèles mais aussi pour l'équation de la moyenne:

Ainsi pour les résidus du modèle GARCH(1,1), la statistique du test de LB est de 29.596 pour un nombre de retard égal à 36. Cette statistique suit une loi de khi-deux à 35 degrés de liberté. La valeur théorique de Khi-deux à 35 degrés de liberté est égale à 46,03, au seuil statistique de 5%. En conséquence, on accepte l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus;

- Pour les résidus du modèle EGARCH(1,1), la statistique du test de LB est égale à 37.239 pour un nombre de retard égal à 36. Tout comme pour le processus précédant, cette statistique suit une loi de khi-deux à 35 degrés de liberté. La valeur théorique de Khi-deux à 35 degrés de liberté est de 46,03, au seuil statistique de 5%. De ce fait, on accepte l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus;
- Enfin pour les résidus du modèle TGARCH(1,1), la statistique du test de LB vaut 42.890 pour un nombre de retard égal à 36. Comme pour les deux autres modèles, cette statistique suit une loi de khi-deux à 34 degrés de liberté. La valeur théorique de Khi-deux à 34 degrés de liberté est de 46,03, au seuil statistique de 5%. Donc, l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus est acceptée.

Nous constatons, en outre, que la probabilité affectée aux autocorrélations, pour les trois modèles, est inférieure à 0,05. Par voie de conséquence on accepte l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus.

III.4.2.2. Test de McLeod-Li

McLeod et Li est un test de non linéarité qui propose de tester les effets non linéaires dans une série chronologique. Le test suit une distribution du chi carré ($\chi 2$) à m degrés de liberté où m est le nombre de décalages. L'hypothèse nulle est l'indépendance des rendements et si elle est rejetée, elle indique la présence d'effets non linéaires ARCH/GARCH dans les données. Les résultats de ce test sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 11 : Résultats du test McLeod-Li

	GARCH(1,1)	EGARCH(1,1)	TGARCH(1,1)
Q_{ML}	21.147	30.763	30.351
$\chi 2$ pour m = 36	51.00	51.00	51.00

Au regard des résultats de ce tableau 11, il y'a lieu à remarquer que la statistique Q_{ML} est inférieur à la statistique de $\chi 2$ à 36 degrés de liberté. D'où on accepte l'hypothèse nulle ce qui implique que les données des trois modèles GARCH(1,1), EGARCH(1,1) et TGARCH(1,1) n'ont plus d'effets non linéaires ARCH/GARCH.

III.4.3. Comparaison des modèles estimés

Les modèles estimés ci-dessus à savoir GARCH(1,1), EGARCH(1,1) et TGARCH(1,1) ont été retenus car :

- les modèles EGARCH(1,1) et TGARCH(1,1) vérifient la condition d'asymétrie ;
- le modèle GARCH(1,1) satisfait la condition de la positivité des coefficients de l'équation de la variance.

De plus, ces modèles ont été validés par les tests de Ljung-Box et McLeod-Li. En effet, il y'a lieu de retenir, parmi ces trois modèles un seul modèle, le problème du choix du modèle pour modéliser la variance conditionnelle se pose.

Pour choisir le modèle approprié, nous basons notre choix sur les critères de sélection entre ces différents modèles suivants :

- le critère d'information d'Akaike (AIC);
- le critère d'information de Schwarw (SIC) ;
- et le critère de Hannan-Quinn Criter.

Le modèle retenu est celui qui possède les valeurs minimum, selon les critères de sélection AIC et SIC. Un astérisque est mis devant les valeurs du modèle choisi, conformément aux critères utilisés. Les résultats de ces critères sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau 12 : Critères de comparaisons des modèles retenus

	GARCH(1,1)	EGARCH(1,1)	TGARCH(1,1)
AIC	-3.188	-3.484*	-2.809
SIC	-2.801	-3.067*	-2.392
HQC	-3.033	-3.317*	-2.642

*désigne la valeur choisie

La comparaison entre les différents modèles retenus, compte tenu des critères de sélection ci-dessus, nous amène à choisir le processus EGARCH(1,1) pour la modélisation de la variance conditionnelle du taux de change du Franc Burundais contre le Dollar Américain en logarithme.

CHAPITRE IV : DISCUSSION DES RESULTATS

IV.1. Existence de l'effet du jour de la semaine

L'estimation du modèle GARCH(1,1), EGARCH(1,1) et TGARCH(1,1) est donnée dans le tableau 10. Cependant, tous les critères de sélection nous ont conduits à choisir le modèle EGARCH(1,1) (tableau 11). En effet, l'estimation de ce modèle sort des résultats similaires aux résultats de la régression des moindres carrés ordinaires (MCO) au travers de son équation de la moyenne. Ainsi, ceux de mardi sont négatifs et significatifs au niveau de 1% tandis que les rendements du vendredi sont positifs et significatifs au niveau de 1%. Par conséquent, les rendements moyens des jours de la semaine ne sont pas les mêmes et la présence de l'effet du jour de la semaine sur le marché parallèle de changes Burundais est confirmée. Cependant, ces résultats mettent en cause les principes de la théorie des marchés efficients (EMH). Il est donc possible de prédire les rendements uniquement sur la base du jour de la semaine sur le marché parallèle des changes Burundais. En outre, les investisseurs peuvent tirer parti des changements réguliers sur le marché parallèle des changes Burundais en utilisant les schémas de rendement et de volatilité liés à cette anomalie d'effet du jour de la semaine. Cela pourrait leur permettre de concevoir des stratégies de négociation sur le marché à l'aide de ces schémas prévisibles. Par conséquent, les gestionnaires financiers, les analystes financiers et les investisseurs sont impliqués dans ces résultats et une bonne compréhension de la saisonnalité les aiderait à développer des stratégies d'investissement appropriées.

Les rendements du taux de change du vendredi sont positifs. Cela corrobore (Chiah & Zhong, 2019), (Zhang et al., 2017), (Birru, 2018) qui affirment que les traders perçoivent des rendements de change positifs la fin du jour de la semaine.

D'une part, ces résultats sont similaires avec ceux de Gbeda & Peprah (2017) qui ont trouvé le vendredi positif et significatif sur le marché boursier de Nairobi en utilisant l'indice NSE-20 entre 2005 et 2014 et ceux de Onyuma (2015) a utilisé la régression des données sur les prix et les rendements ajustés de l'indice NSE 20 au Kenya entre 1980 et 2006 et trouvent que le mardi enregistre les rendements négatifs les plus faibles et les rendements positifs importants le vendredi. D'autre part, les résultats contredisent les conclusions de (Abhijit, Dutta & Sulagna, 2021) qui ont trouvé un effet positif le lundi et un effet positif vendredi en utilisant la régression

des MCO pour déterminer l'effet du jour de la semaine sur la bourse Indienne entre mars 2001 et 2015. Mbululu & Chipeta (2012) qui ont analysé l'effet du jour de la semaine en utilisant neuf indices sectoriels cotés à la bourse de Johannesburg (JSE) et qui n'ont pas trouvé de preuves d'effet du jour de la semaine sauf dans le secteur des matériaux. Gbeda & Peprah (2017) n'ont pas également trouvé d'effet du jour de la semaine sur le marché boursier du Ghana en utilisant l'indice composite GSE-CI entre 2005 et 2014.

Il convient de noter également que les rendements du marché des changes parallèle Burundais sont directement liés aux rendements des lundis, mercredis, jeudis et vendredis et inversement liés les mardis. En d'autres termes, des rendements positifs ont été enregistrés les lundis, mercredis, jeudis et vendredis tandis que les rendements négatifs ont été enregistrés les mardis.

Cette évidence des rendements négatifs le mardi sur le marché de changes parallèle au Burundi ne se conforme pas à la vision classique de l'effet du jour de la semaine. Par ailleurs ces résultats contredisent (Anwar et al., 2021), (Singh, 2019), (Santillán Salgado et al., 2019) et (Khademalomoom & Narayan, 2018) qui ont conclu que le lundi connait toujours une dépréciation des monnaies dans les pays en développement. Cependant, en effet, des facteurs internationaux peuvent avoir des influences significatives sur les marchés des pays en développement dont fait partie le Burundi. Ainsi, des mauvaises nouvelles qui affectent les marchés des Etats-Unis ou d'autres grands marchés occidentaux peuvent influencer négativement certains marchés des pays en développement décalés d'un jour. Des informations et les mouvements des prix provenant des marchés internationaux comme le NYSE ou NASDAQ peuvent être perçus par les investisseurs avec un retard. Cela est dû aux différents fuseaux horaires. Les mouvements des prix et l'annonce des informations sur ces marchés internationaux le lundi auront un effet sur le marché de changes parallèle Burundais le mardi. Une conclusion similaire a été réalisée par Gbeda & Peprah (2017) sur la bourse de Nairobi.

Le coefficient statistiquement significatif de la variable retardée de la variable dépendante (R_{t-1}) suggère qu'il existe des relations à court terme et que les rendements de change quotidiens futurs peuvent être prédits à court terme sur le marché parallèle de changes Burundais en utilisant les informations sur les prix et les rendements de change passés. Cette conclusion est cohérente avec celle de (Gbeda & Peprah, 2017) qui ont trouvé que le coefficient de la variable retardée de la

variable dépendante (R_{t-1}) était statistiquement significatif sur le marché boursier de Nairobi (NSE).

IV.2. Preuve de l'effet de levier

A partir de l'estimation du modèle choisi EGARCH(1,1), le terme asymétrique, mesuré par γ est positif et significatif à un pour cent, ce qui implique que les bonnes nouvelles génèrent plus de volatilité que les mauvaises nouvelles.

Les résultats sont similaires avec les conclusions de (Anwar, O ; Elwaleed, T & Ali, 2022), qui ont trouvé des preuves significatives de l'effet de levier pour les marchés des changes de l'Arabie Saoudite, de l'Egypte et de l'Algérie en utilisant le modèle EGARCH(1,1) pour examiner les informations symétriques et asymétriques par rapport à la structure de la volatilité des marchés des changes dans la région arabe entre la période du 3 Janvier 2017 au 2 Juin 2022.

Ces résultats contredisent ceux de (Lean & Tan, 2010) qui a étudié l'effet du jour de la semaine et la volatilité des rendements des actions pour 10 indices FTSE Bursa Malaysia en utilisant le modèle EGARCH(1,1). En effet il a conclu qu'il n'y avait pas d'effet de levier ou d'effet asymétrique dans la volatilité des rendements.

IV.3. Preuves de regroupement de la volatilité

Etant donné que les rendements moyens sont caractérisés par une volatilité variable dans le temps, l'hypothèse d'une variance constante n'est pas appropriée. Cela implique que les modèles linéaires ne peuvent pas expliquer un certain nombre de caractéristiques importantes du comportement des marchés financiers. Les indications du test de Breusch-Pagan à partir du tableau 7, montrent que tous les paramètres de la série, suggèrent la présence d'hétéroscédasticité. Cependant, il est important de tester la présence d'un effet variable dans le temps (effet ARCH). Les résultats du test ARCH à partir du tableau 8 montrent également une hétéroscédasticité. Il est donc justifié d'adopter des modèles GARCH pour estimer la volatilité des rendements sur le marché parallèle de changes Burundais.

Les résultats du modèle choisi EGARCH(1,1) qui suit une distribution gaussienne normale (tableau 10) montrent que les coefficients β (effet GARCH), qui mesure l'influence des nouveaux chocs sur la volatilité et α (effet ARCH), qui mesure la persistance des chocs de volatilité, sont tous les deux positifs et statistiquement différents de zéro.

Cela signifie que ces coefficients vérifient les contraintes qui assurent la positivité de la variance. Le coefficient ARCH (α) est significatif à 1%, ce qui implique que les chocs (nouvelles) des rendements de la journée précédente expliquent la volatilité des rendements de la journée en cours. Le terme GARCH (β) est aussi significatif à 10%, ce qui implique que la volatilité de la veille explique la volatilité d'aujourd'hui et que le rendement d'aujourd'hui est affecté par les rendements d'hier. En conséquence, si tous les autres facteurs sont constants, un rendement élevé le lundi sera suivi d'un rendement élevé le jour suivant (mardi) et vice-versa.

En outre, la somme des coefficients α et β est supérieure à un (1.891), ce qui signifie que la volatilité persiste fortement sur le marché parallèle de changes Burundais. Cela crée une tendance que les investisseurs ou les participants que marché peuvent suivre afin de réaliser des profits excessifs en violation de l'hypothèse du marché efficace.

En ce qui concerne les résultats similaires, (Derbali & Hallara, 2016) ont utilisé trois modèles d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive GARCH(1,1), EGARCH(1,1) et TGARCH(1,1) et ont trouvé la persistance de la volatilité dans l'indice boursier tunisien.

De telles conclusions sont conformes avec ceux de (Gbeda & Peprah, 2017) qui ont réalisé des études similaires en utilisant des modèles autorégressifs sur la bourse du Ghana et Nairobi. Les termes ARCH et GARCH du modèle EGARCH(1,1) sur la bourse de Nairobi sont significatifs et leur somme est supérieure à un ce qui prouve que la volatilité sur le marché boursier de Nairobi est hautement persistante.

En utilisant les données de l'indice MBI10 de la bourse de Macédoine entre 2005 et 2009, (Angelovska, 2013) a employé les modèles de la famille GARCH : GARCH(1,1), EGARCH (1,1), M-GARCH(1,1) et M-EGARCH(1,1) et a trouvé que la volatilité persiste fortement avec la somme des termes ARCH et GARCH proche de un.

Ces résultats ne confirment pas les conclusions de (Mulyadi & Anwar, 2009) qui ont utilisé le modèle EGARCH pour examiner l'effet du jour de la semaine et la volatilité sur les marchés boursiers d'Indonésie, de Singapour et Malaisie et a conclu que la volatilité des rendements boursiers n'est pas persistante.

CONCLUSION GENERALE ET RECOMMANDATIONS

Conclusion générale

La littérature existante a largement documenté l'effet jour de la semaine sur le marché boursier de nombreux pays, mais très peu a été fait pour en savoir plus sur cette anomalie sur les marchés d'autres actifs financiers. La contribution originale du présent travail consiste précisément à aborder l'anomalie du « jour de la semaine » dans le contexte du marché parallèle des changes au Burundi.

Le but de cette recherche est d'examiner empiriquement s'il existe l'effet jour de la semaine dans les rendements du taux de change sur le marché parallèle des changes au Burundi. Nous avons utilisé les modèles économétriques pour trouver la preuve que les rendements moyens sont significativement différents dans les cinq jours de négociation. Le modèle simple de régression par variable muette en utilisant la méthodologie des moindres carrés ordinaires montre que le rendement moyen sur l'ensemble de la période est négatif mardi et positif vendredi. Le modèle EGARCH(1,1) choisi parmi les modèles d'hétéroscédasticité conditionnelle plus avancés a trouvé des résultats similaires à la régression des MCO. Nos estimations sont donc capables de détecter un effet jour de la semaine et plus précisément un effet négatif mardi et un effet positif vendredi sur le marché parallèle de changes au Burundi.

Certaines études académiques ont évoqué la disparition des anomalies « jour de la semaine » sur certains marchés du fait de la systématisation des processus et de la rapidité croissante des flux d'informations qui permettent un flux plus rapide d'ordres d'achat et de vente par exemple (Kohers et al., 2004). De ce fait, la vérification de la présence de telles anomalies sur le marché du taux de change est pertinente et devrait être utile aux gestionnaires des risques en général et aux concepteurs des politiques monétaires et financières des pays concernés.

Recommandations

L'existence d'un effet du jour de la semaine signifie qu'il existe des opportunités de spéculations et d'arbitrages en faveur des acteurs ou des participants du marché. Cela pose la question de l'inefficacité du marché et par conséquent les régulateurs et les décideurs devraient faire des efforts pour améliorer l'efficacité informationnelle et opérationnelle. Cela rendrait plus crédible le marché et attirant de nouveaux investisseurs.

Limites

Considérant que l'effet du jour de la semaine existe sur le marché parallèle des changes au Burundi, d'autres études pourraient envisager d'autres anomalies telles que l'effet du mois de l'année et l'effet vacance pour les recherches futures.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

1. Abhijit, Dutta & Sulagna, D. (2021). Day-of-the-week and month of the year anomalies in the Indian stock market using multiple regression. *International Journal of Management, 12*(5), 101–111. https://doi.org/10.34218/IJM.12.5.2021.009
2. Abrahamsson, A., & Creutz, S. (2018). Stock market anomalies : The day-of-the-week-effect. *Jonkoping University*, *May*, 1–57.
3. Águila, N. (2009). BEHAVIORAL FINANCE : LEARNING FROM MARKET. *Revista de Instituciones, Ideas y Mercados*, 47–104.
4. Andersen, T. G., & Bollerslev, T. (1997). Intraday periodicity and volatility persistence in financial markets. *Journal of Empirical Finance*, *4*(2–3), 115–158. https://doi.org/10.1016/S0927-5398(97)00004-2
5. ANDRIYANI, K., MARWA, T., ADNAN, N., & MUIZZUDDIN, M. (2020). The Determinants of Foreign Exchange Reserves: Evidence from Indonesia. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business, 7*(11), 629–636. https://doi.org/10.13106/jafeb.2020.vol7.no11.629
6. Angelovska, J. (2013). An Econometric Analysis of Market Anomaly - Day of the Week Effect on a Small Emerging Market. *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, *3*(1), 314–322.
7. Anwar, O ; Elwaleed, T & Ali, B. . (2022). An Analysis of Symmetric and Asymmetric Information in the Volatility Structure of Real Exchange Rates: A Study of Selected Arab Countries. *Economic Studies*, *105*.
8. Anwar, C. J., Okot, N., & Suhendra, I. (2021). Day-of-the-Week Effect of Exchange Rate in Developing Countries. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, *8*(2), 15–23. https://doi.org/10.13106/jafeb.2021.vol8.no2.0015
9. Banz, R. W. (1981). THE RELATIONSHIP BETWEEN RETURN AND MARKET VALUE OF COMMON STOCKS. *Journal of Financial Economics*, *9*, 3–18.
10. Barberis, N., Shleifer, A., & Vishny, R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, *49*(3), 307–343. https://doi.org/10.1016/s0304-405x(98)00027-0

11. Basu, S. (1977). Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios : A Test of the Efficient Market Hypothesis. *The Journal of Finance*, *32*, 663–682.
12. Berument, H., Coskun, M. N., & Sahin, A. (2007). Day of the week effect on foreign exchange market volatility : Evidence from Turkey. *Research in International Business and Finance*, *21*(1), 87–97. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2006.03.003
13. Birru, J. (2018). Day of the week and the cross-section of returns. *Journal of Financial Economics*, *130*(1), 182–214. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.06.008
14. Bogaerde, V. (2016). *haute fréquence sur le marché des actions américain ?" Quels sont les effets des stratégies des traders à haute fréquence sur le marché des actions américain ?*
15. Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, *36*, 394–419. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1
16. Bouveret, A., Filippo, G. Di, & Filippo, G. Di. (2009). Les marchés financiers sont-ils efficients? L'exemple du marché des changes. *CAIRN.INFO*, *110*, 95–140. https://doi.org/10.3917/reof.110.0095
17. Bradfield, J. (2007). Introduction to the Economics of Financial Markets. In *News.Ge*.
18. Breusch, & Pagan. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation Author (s): T . S . Breusch and A . R . Pagan Reviewed work (s): Published by : The Econometric Society Stable URL : http://www.jstor.org/stable/1911963 . *Econometrica*, *47*(5), 1287–1294.
19. Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance (2nd ed.). Cambridge: Cambrige University Press.* https://doi.org/https://doi.org/10.1017/CBO9780511841644
20. CAI, J., LI, Y., & QI, Y. (2006). The Day-of-the-Week Effect: New Evidence from the Chinese Stock Market. *The Chinese Economy*, *39*(2), 71–88. https://doi.org/10.2753/ces1097-1475390206
21. Cartea, Á., & Jaimungal, S. (2013). Modelling Asset Prices for Algorithmic and High-Frequency Trading Modelling Asset Prices for Algorithmic and High-Frequency Trading. *Applied Mathematical Finance*, *20*(6), 512–547. https://doi.org/10.1080/1350486X.2013.771515
22. Chiah, M., & Zhong, A. (2019). Day-of-the-week effect in anomaly returns: International evidence. *Economics Letters*, *182*, 90–92. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.05.042

23. Chiah, M., & Zhong, A. (2021). Tuesday Blues and the day-of-the-week effect in stock returns. *Journal of Banking and Finance*, *133*, 106243. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2021.106243
24. Christie, A. A. (1982). The stochastic behavior of common stock variances. Value, leverage and interest rate effects. *Journal of Financial Economics*, *10*(4), 407–432. https://doi.org/10.1016/0304-405X(82)90018-6
25. Cont, R. (2007). Volatility clustering in financial markets: Empirical facts and agent-based models. *Long Memory in Economics*, 289–309. https://doi.org/10.1007/978-3-540-34625-8_10
26. Cross, F., Index, C. S., Jones, D., Average, I., York, N., Exchange, S., Index, C., York, N., & Exchange, S. (1973). The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays. *Financial Analysts Journal*, 67–69.
27. Daniel Kahneman and Amos Tversky. (1979). Prospect Theory: An analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, *47*(2), 263–291.
28. Delcey, T. (2018). Efficient Market Hypothesis , Eugene Fama and Paul Samuelson : A reevaluation. *Hal*, *June*, 1–26. https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01618347v2
29. Derbali & Hallara. (2016). Day-of-the-week effect on the Tunisian stock market return and volatility. *Cogent Business & Management*, 0–12. https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1080/23311975.2016.1147111
30. Engle, R. F., & Ng, V. K. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *The Journal of Finance*, *48*(5), 1749. https://doi.org/10.2307/2329066
31. Fama, E. F. (1965). *Random walks in stock-market prices (University of Chicago. Graduate School of Business Selected papers). 16*.
32. Fama, E. F. (1970). Stock market price behavior. *The Journal of Finance*, *25*(2), 383–417. https://doi.org/https://doi.org/10.2307/2325486
33. FRENCH, K. R. (1980). Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, *8*, 55–69.
34. Gbeda, J. M., & Peprah, J. A. (2017). Day of the week effect and stock market volatility in Ghana and Nairobi stock exchanges. *Journal of Economic and Finance*, *1970*. https://doi.org/10.1007/s12197-017-9409-7

35. Golder, S. A., & Macy, M. W. (2011). Diurnal and seasonal mood vary with work, sleep, and daylength across diverse cultures. *Science*, *333*(6051), 1878–1881. https://doi.org/10.1126/science.1202775
36. Gomber, P., Arndt, B., Lutat, M., Uhle, T., Gomber, P., Arndt, B., Lutat, M., & Uhle, T. (2011). *White Paper High-Frequency Trading High-Frequency Trading*. *49*(April).
37. Goupil, L. (2013). Trading à haute fréquence : empreinte de marché et enjeux de régulation. *Revue d'économie Financière*, *N° 110*(2), 277–294. https://doi.org/10.3917/ecofi.110.0277
38. Guillaume, D. M., Dacorogna, M. M., Davé, R. R., Müller, U. A., Olsen, R. B., & Pictet, O. V. (1997). From the bird's eye to the microscope: A survey of new stylized facts of the intra-daily foreign exchange markets. *Finance and Stochastics*, *1*(2), 95–129. https://doi.org/10.1007/s007800050018
39. Hoste, O. (2015). *L'impact du trading à haute fréquence sur la stabilite et l'intégrité des marchés financiers*. http://hdl.handle.net/2078.1/thesis:2532
40. Jensen, M. C. (1978). Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency. *Journal of Financial Economics*, *6*(July 2002), 95–101.
41. Jung, J., & Shiller, R. J. (2005). Samuelson's dictum and the stock market. *Economic Inquiry*, *43*(2), 221–228. https://doi.org/10.1093/ei/cbi015
42. Kang, M. W. (2019). Currency market efficiency revisited: Evidence from Korea. *International Journal of Financial Studies*, *7*(3). https://doi.org/10.3390/ijfs7030052
43. Ke, Mei-chu; Chiang, Y.C. & Liao, T. L. (2007). Day-of-the-week effect in the Taiwan foreign exchange market. *Journal of Banking & Finance*, *31*(9), 2847–2865. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2007.03.005
44. Keim, B. (1983). *Size-related anomalies and stock return seasonality*. *12*, 13–32.
45. Khademalomoom, S., & Narayan, P. K. (2018). Intraday Effects of the Currency Market. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, *September*. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2018.09.008
46. Kohers, G., Kohers, N., Pandey, V., & Kohers, T. (2004). The disappearing day-of-the-week effect in the world's largest equity markets. *Applied Economics Letters*, *11*(3), 167–171. https://doi.org/10.1080/1350485042000203797
47. Lean, H. H., & Tan, V. K. M. (2010). Existence of the day-of-the-week effect in FTSE Bursa Malaysia. *Jurnal Pengurusan*, *31*, 3–11. https://doi.org/10.17576/pengurusan-2010-31-01

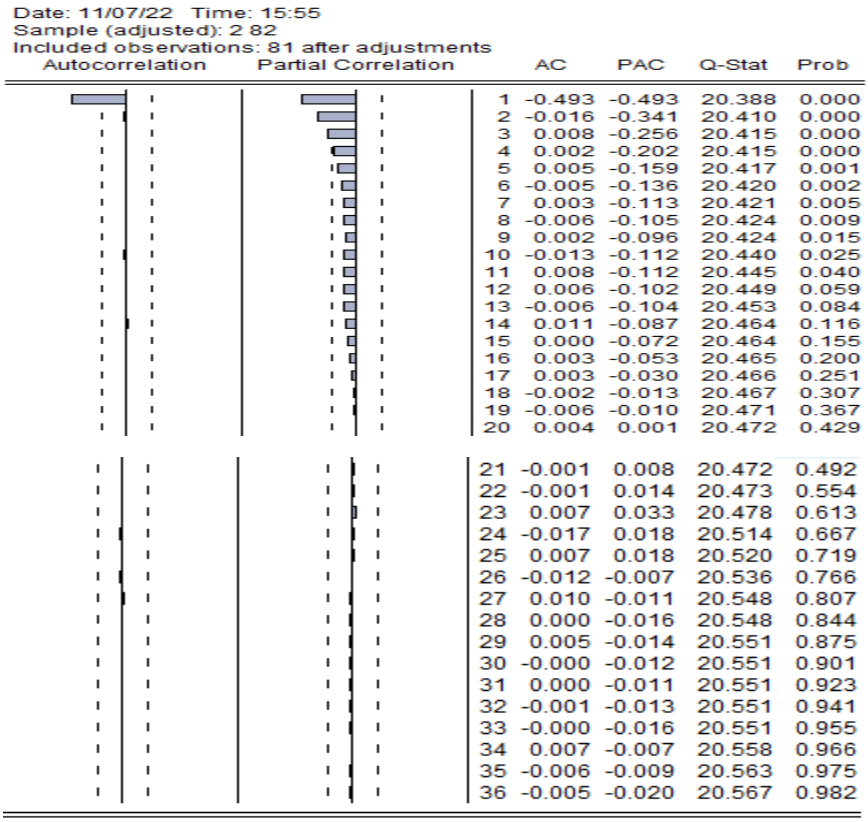
48. Lemay, M. M. & Y. (1988). Sur le principe de parcimonie dans l'ajustement des modèles ARMA. *Statistique et Analyse Des Données*, *3*, 14–32.
49. Lo, A. W. (2007). *1 EFFICIENT MARKETS HYPOTHESIS Andrew W. Lo To appear in L. Blume and S. Durlauf,*. 1–28.
50. M. Gibbons & P. Hess. (1981). Day of the Week Effects and Asset Returns. *The Journal of Business*, 579.
51. Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *The Journal of Business*, *36*(4), 394. https://doi.org/10.1086/294632
52. Mbululu, D., & Chipeta, C. (2012). Day-of-the-week effect: Evidence from the nine economic sectors of the JSE. *Investment Analysts Journal*, *75*(1), 55–65. https://doi.org/10.1080/10293523.2012.11082544
53. MESK, M. H. S. et H. (2021). La finance comportementale : Revue de littérature. *International Journal of Financial Accountability, Economics, Management and Auditing*, *6*(6), 989–1007. https://doi.org/https://doi.org/10.52502/ijfaema.v3i6.167
54. Mulyadi, & Anwar. (2009). The day of the week effects in Indonesia, Singapore, and Malaysia stock market. Munich Personal RePec Archive. *MPRA Paper No. 16873.*, *May*.
55. Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, *29*(3), 315. https://doi.org/10.2307/1909635
56. Naoui, K., & Khaled, M. (2008). Apport de la finance comportementale à l ' explication de la volatilité excessive des prix des actifs financiers. *Revue Libanaise de Gestion et d'economie*, *3*(4), 65–99. https://doi.org/10.1016/S1999-7620(10)70022-7
57. Nelson, D. . (1991). conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, *59*, 347–370. https://doi.org/https://doi.org/10.2307/2938260
58. Onyuma, S. O. (2015). Day-of-the-Week and Month-of-the-Year Effect on the Kenyan Stock Market Returns. *East African Social Science Research Review*, *January 2009*, 0–19. https://doi.org/10.1353/eas.0.0009
59. Piero, G., Virgilio, M., & Virgilio, G. (2015). High-frequency trading and the efficient market hypothesis. *The Business and Management Review*, *6*(June 2015), 69. https://www.researchgate.net/publication/326579958

60. Rao, U., D, M., Sidhartha, T., D, M., Harker, K. R., H, M. P., Bidesi, A. S., S, M., Chen, L., A, M., Ernst, M., & Ph, D. (2011). Relationship Between Adolescent Risk Preferences on a Laboratory Task and Behavioral Measures of Risk-Taking. *Journal of Adolescent Health*, *48*(2), 151–158. https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2010.06.008
61. Rossi, M., Gunardi, A., & Pasundan, U. (2018). *Efficient Market Hypothesis And Stock Market Anomalies: Empirical Evidence In Four European Countries*. *34*(1), 183–192.
62. Rozeff, M. S., & Kinney, W. R. (1976). Capital market seasonality: The case of stock returns. *Journal of Financial Economics*, *3*(4), 379–402. https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90028-3
63. Santillán Salgado, R. J., Fonseca Ramírez, A., & Nelson Romero, L. (2019). The "day-of-the-week" effects in the exchange rate of Latin American currencies. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, *14*(PNEA), 485–507. https://doi.org/10.21919/remef.v14i0.419
64. Sias, W., & Starks, L. T. (1995). *The Day-of-the-Week Anomaly: The Role of Institutional Investors*. *51*(3), 58–67.
65. Singh, V. K. (2019). Day-of-the-week effect of major currency pairs: new evidences from investors' fear gauge. *Journal of Asset Management*, *20*(7), 493–507. https://doi.org/10.1057/s41260-019-00140-6
66. Statman, S. H. and M. (1985). The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long : Theory and Evidence. *The Journal of Financejournal*, *40*(3).
67. Tadjeddine, Y. (2013). *la finance comportementale , une critique cognitive du paradigme classique de la finance*. https://doi.org/10.3917/idee.174.0016
68. Thaler, R. H. (1999). The End of Behavioral Finance. *Financial Analysts Journal*, 12–17.
69. Universit, M. K., & Lakhdar, H. (2017). *L ' efficience informationnelle des marchés financiers : Etude théorique et validation empirique sur la Bourse d ' Alger*. *13*(December), 457–473.
70. Winne, R. De. (2017). La finance comportementale : enjeux et perspectives. *Regards Économiques*, 1–10.
71. Yamori, N., & Kurihara, Y. (2004). The day-of-the-week effect in foreign exchange markets : multi-currency evidence. *Research in International Business and Finance*, *18*, 51–57. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2004.02.004

72. Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *18*(5), 931–955. https://doi.org/10.1016/0165-1889(94)90039-6
73. Zhang, J., Lai, Y., & Lin, J. (2017). The day-of-the-Week effects of stock markets in different countries. *Finance Research Letters*, *20*, 47–62. https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.09.006

ANNEXES

Annexe 1 : Corrélogramme de la série stationnaire

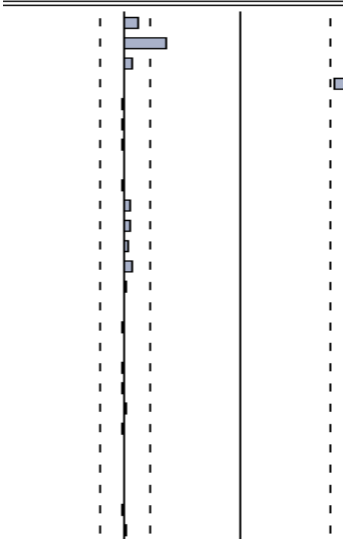


Date: 11/07/22 Time: 15:55
Sample (adjusted): 2 82
Included observations: 81 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.493	-0.493	20.388	0.000
		2	-0.016	-0.341	20.410	0.000
		3	0.008	-0.256	20.415	0.000
		4	0.002	-0.202	20.415	0.000
		5	0.005	-0.159	20.417	0.001
		6	-0.005	-0.136	20.420	0.002
		7	0.003	-0.113	20.421	0.005
		8	-0.006	-0.105	20.424	0.009
		9	0.002	-0.096	20.424	0.015
		10	-0.013	-0.112	20.440	0.025
		11	0.008	-0.112	20.445	0.040
		12	0.006	-0.102	20.449	0.059
		13	-0.006	-0.104	20.453	0.084
		14	0.011	-0.087	20.464	0.116
		15	0.000	-0.072	20.464	0.155
		16	0.003	-0.053	20.465	0.200
		17	0.003	-0.030	20.466	0.251
		18	-0.002	-0.013	20.467	0.307
		19	-0.006	-0.010	20.471	0.367
		20	0.004	0.001	20.472	0.429
		21	-0.001	0.008	20.472	0.492
		22	-0.001	0.014	20.473	0.554
		23	0.007	0.033	20.478	0.613
		24	-0.017	0.018	20.514	0.667
		25	0.007	0.018	20.520	0.719
		26	-0.012	-0.007	20.536	0.766
		27	0.010	-0.011	20.548	0.807
		28	0.000	-0.016	20.548	0.844
		29	0.005	-0.014	20.551	0.875
		30	-0.000	-0.012	20.551	0.901
		31	0.000	-0.011	20.551	0.923
		32	-0.001	-0.013	20.551	0.941
		33	-0.000	-0.016	20.551	0.955
		34	0.007	-0.007	20.558	0.966
		35	-0.006	-0.009	20.563	0.975
		36	-0.005	-0.020	20.567	0.982

Annexe 2 : Corrélogramme de la série des résidus au carré

Date: 06/04/23 Time: 09:11
Sample (adjusted): 3 82
Included observations: 80 after adjustments



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.122	0.122	1.2367	0.266
		2	0.377	0.368	13.210	0.001
		3	0.074	0.000	13.677	0.003
		4	-0.004	-0.175	13.679	0.008
		5	-0.014	-0.036	13.697	0.018
		6	-0.014	0.068	13.713	0.033
		7	-0.017	0.015	13.740	0.056
		8	-0.007	-0.030	13.745	0.089
		9	-0.021	-0.030	13.787	0.130
		10	0.056	0.085	14.079	0.169
		11	0.052	0.077	14.332	0.215
		12	0.036	-0.033	14.459	0.272
		13	0.066	0.002	14.886	0.315
		14	0.013	0.010	14.902	0.385
		15	0.002	-0.015	14.903	0.458
		16	-0.012	-0.020	14.917	0.531
		17	0.005	0.023	14.919	0.601
		18	-0.012	0.006	14.934	0.666
		19	-0.010	-0.020	14.946	0.726
		20	0.019	0.023	14.987	0.777
		21	-0.019	-0.016	15.028	0.822
		22	0.000	-0.017	15.028	0.861
		23	0.007	0.014	15.033	0.893
		24	-0.007	-0.004	15.039	0.920
		25	-0.009	-0.020	15.049	0.940
		26	0.009	0.017	15.059	0.956
		27	-0.004	0.009	15.061	0.969
		28	-0.012	-0.025	15.079	0.978
		29	-0.016	-0.020	15.113	0.984
		30	-0.013	0.001	15.133	0.989
		31	-0.029	-0.013	15.247	0.992
		32	-0.018	-0.009	15.292	0.995
		33	-0.027	-0.019	15.397	0.996
		34	-0.012	0.004	15.416	0.997
		35	-0.018	0.004	15.463	0.998
		36	-0.022	-0.026	15.535	0.999