



المندوبية السامية للتخطيط
HAUT-COMMISSARIAT AU PLAN

ROYAUME DU MAROC

*_*_*_*_*_*

HAUT COMMISSARIAT AU PLAN

*_*_*_*_*_*_*_*

INSTITUT NATIONAL
DE STATISTIQUE ET D'ECONOMIE APPLIQUEE

INSEA



Projet de Fin d'Etudes

Etude du comportement des valeurs liquidatives des OPCVM

Préparé par : M. ALLAF Abdelali
Mme. AZIZ Salma

Sous la direction de : M. EL QALLI Yassine (INSEA)
Mme. CHARI Raja (Groupe OCP)

Soutenu publiquement comme exigence partielle en vue de l'obtention du

Diplôme d'Ingénieur d'Etat

Filière : Actuariat-Finance
Statistique-Economie

Devant le jury composé de :

- M. EL QALLI Yassine (INSEA)
- Mme. ZAOUJAL Nouzha (INSEA)
- Mme. CHARI Raja (Groupe OCP)

Juin 2019/ PFE N° 5

RESUME

Ce projet est réalisé pour le compte de la Salle des Marchés du Groupe OCP, qui intervient pour assurer une meilleure gestion des flux de la trésorerie. L'excédent de trésorerie se traduit par un placement en OPCVM, où ce qu'on appelle une souscription en OPCVM. Cet investissement doit être fait après grande réflexion afin de générer un rendement élevé.

L'objet de notre travail est d'étudier le comportement des différents OPCVM où le Groupe OCP souscrit son excédent de liquidité. Pour ce faire, nous procédons à une analyse et modélisation des comportements de ces OPCVM, en plus d'une description des relations liants ces comportements et celui de l'indice du marché. Ainsi, nous nous basons principalement sur le modèle d'évaluation d'actifs financiers afin d'étudier la relation entre la performance des OPCVM et le marché. Ensuite, une analyse en série chronologique a été effectuée afin d'établir un modèle prédictif pour chaque série de rendement.

Mots clés :

OPCVM, Valeur liquidative, Rendement, MEDAF, ARMA, ARCH, GARCH

Abstract

This project was completed for the OCP trading room, which interferes to provide better cash flow management. The excess of cash results in an investment in UCITS. This investment must be made after much thought to ensure a high return.

The purpose of our work is the behaviour of the different UCITS where the OCP Group invests its liquidity surplus. To do this, we conducted an analysis and modeling of the UCITS behaviours, describing the relations of these behaviours and those of the market index. Thus, we rely primarily on the capital asset pricing model to study the relationship between UCITS performance and the market. Then, we analyze time series to establish a predictive model for each series of returns.

Keywords:

UCITS, Net Asset Value, Yield, CAPM, ARMA, ARCH, GARCH

DEDICACE

*À ma famille et mes amis pour qui je serai
toujours reconnaissance.*

Salma

DEDICACE

*À mes chers parents, pour tous leurs sacrifices,
leur amour, leur tendresse, leur soutien et leurs
prières tout au long de mes études,*

*À mes chères sœurs, pour leurs encouragements
permanents, et leur soutien moral,*

*À mes chers frères, pour leur appui et leur
encouragement,*

*À toute ma famille pour leur soutien tout au long
de mon parcours universitaire,*

*Et à ma chère binôme et mes amis pour qui je
serai toujours reconnaissant.*

*Que ce travail soit l'accomplissement de vos vœux
tant allégués, et le fruit de votre soutien infailible,*

Merci d'être toujours là pour moi.

ABDELALI

REMERCIEMENT

Ce travail est la consécration d'efforts soutenus consentis durant tout le processus du projet. Il n'aurait pu aboutir sans le concours de notre encadrant M. EL QALLI Yassine professeur à l'INSEA, que nous prions de bien vouloir accepter nos vifs remerciements pour l'attention particulière qu'il a manifesté à notre égard. Qu'il nous permette de le remercier pour ses orientations éclairées, ses remarques judicieuses et ses attitudes relationnelles encourageantes.

Nous adressons notre gratitude à notre encadrante externe Mme. CHARI Raja. Sa compréhension, ses qualités humaines et professionnelles suscitent l'admiration et le respect. Nous la remercions pour sa modestie et son implication. Ses précieux conseils et ses critiques constructives nous ont été d'une grande utilité.

Nous témoignons toute notre reconnaissance à Mme. QARAFI Zineb pour ses conseils et l'aide technique qu'elle nous a fourni tout au long de notre période de stage.

Nous remercions tout particulièrement M. FAHMI Mohammed, directeur de la Salle des Marchés du Groupe OCP, pour ses conseils et sa disponibilité.

Nous tenons à adresser nos sincères remerciements à Mme. ZAOUJAL Nouzha également, qui a accepté de juger notre travail.

Nos remerciements vont également à l'ensemble du personnel du Groupe OCP, pour leur soutien et le temps qu'ils ont consacré pour nous aider.

Nous sommes très reconnaissants à toutes les personnes qui ont participé à l'élaboration de ce travail. Cependant, nous ne pouvons citer tous les noms. Que tous ceux qui ont contribué au bon déroulement de ce travail trouvent ici l'expression de notre profond gratitude et reconnaissance.

Enfin, nos remerciements vont à tout le corps professoral et administratif de l'INSEA pour leur soutien au long de notre formation.

Nous souhaitons que le fruit de notre stage soit à la hauteur des attentes et exigences auxquels il a été destiné.

Table des matières

RESUME.....	2
Abstract	3
DEDICACE.....	4
REMERCIEMENT	6
Table des matières	7
Liste des abréviations	10
Liste des figures	11
Liste des tableaux	13
INTRODUCTION GENERALE.....	14
Chapitre 1 : Contexte général de l'étude et présentation de l'organisme d'accueil.....	15
I. Définition des OPCVM.....	15
I.1 Types d'OPCVM.....	15
I.2 Fonctionnement des OPCVM	15
I.3 Contrôle de l'OPCVM	15
I.4 Catégories d'OPCVM	16
I.5 Avantages de placement en OPCVM.....	16
I.6 Acquisition de l'OPCVM.....	16
II. Marché de la gestion d'actif.....	17
II.1 Acteurs du marché financier marocain	17
II.2 Marchés financiers	18
III. OPCVM en chiffre	19
III.1 Répartition des OPCVM par catégorie.....	19
III.2 Souscription et rachat par catégorie d'OPCVM.....	20
IV. Présentation de l'organisme d'accueil.....	21
IV.1 Groupe OCP en général.....	21
IV.2 Salle des Marchés du groupe OCP	21
Chapitre 2 : Présentation des données.....	23
I. Caractéristique des données	23
II. Analyse de l'évolution de la Valeur Liquidative des OPCVM.....	23
III. Analyse annuelle de la performance des OPCVM.....	25
IV. Benchmark	28
IV.1 Définition.....	28
IV.2 MBI (Moroccan Bond Index).....	28
IV.3 Evolution du MBI.....	29
Chapitre 3 : Aspect théorique.....	31
I. Modèles à facteurs	31

I.1	Modèle de marché	31
I.1.1	Présentation du modèle.....	31
I.1.2	Equation caractéristique du modèle.....	31
I.1.3	Caractéristiques générales du modèle.....	32
I.1.4	Limite du modèle.....	32
I.2	Modèle à plusieurs facteurs.....	33
I.2.1	Equation caractéristique du modèle.....	33
I.2.2	Type de facteurs.....	33
	Conclusion.....	33
II.	Modèle d'évaluation d'actifs financiers.....	34
II.1	Principe de MEDAF	34
II.2	Expression mathématique du MEDAF	34
II.3	Ratio de Sharpe et CML (Capital Market Line)	35
II.4	Alpha de Jensen et SML (Security Market Line)	37
II.5	Modèles pour tester le MEDAF	38
II.5.1	Modèle de Black, Jensen et Scholes.....	38
II.6	Limite du MEDAF	39
	Conclusion.....	39
III.	Modélisation en série chronologique	40
III.1	Notion de base d'une série chronologique	40
III.1.1	Fonctions d'autocorrélation simple et partielle.....	40
III.1.2	Bruit blanc.....	41
III.2	Modélisation statistique.....	42
III.2.1	Méthodologie de Box-Jenkins	42
III.2.2	Modèles ARCH et GARCH	45
	Conclusion.....	50
	Chapitre 4 : Aspect pratique.....	51
I.	Modèle de marché.....	51
I.1	Présentation des données.....	51
I.2	Estimation du modèle.....	51
I.3	Interprétation des résultats	51
	Conclusion.....	52
II.	Estimation et validation du MEDAF.....	52
II.1	Présentation des hypothèses.....	52
II.2	Tests de spécification économétrique	53
II.3	Test de validité de MEDAF	53
II.4	Présentation des résultats	53

II.5 Analyse et interprétation des résultats	56
II.5.1 Coefficient bêta	56
II.5.2 Coefficient alpha	57
Conclusion.....	57
III. Modélisation en séries chronologique.....	57
II.1 Test de stationnarité	57
II.2 Estimation des modèles ARMA(p, q).....	59
II.3 Analyse des résidus	62
III.4 Modèles ARCH et GARCH	64
III.5 Les modèles optimaux des séries étudiées	65
III.6 Prévisions.....	66
Conclusion.....	70
CONCLUSION GENERALE	71
REFERENCES.....	72
Annexe I : Modèle de Marché.....	73
Annexe II: Résultat de la régression de Black, Jensen et Scholes	79
Annexe III: Modélisation en série chronologique.....	91

Liste des abréviations

ADF: Augmented Dickey Fuller

AMMC: Autorité Marocaine du Marché des Capitaux

ARCH: Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

ARMA: autorégressif (AR) et moyen mobile (MA)

ASFIM: Association des sociétés de gestion et fonds d'investissement Marocains

BAM: Bank Al Maghreb

BB: Bruit Blanc

BJS: modèle de Black, Jensen et Scholes

CAPM: Capital Asset Pricing Model

CML: Capital Market Line

CT: Court Terme

DS: Differency Stationary.

FCP: Fonds Commun de Placement

GARCH: Generalized AutoRegressive Conditionnal Heteroscedasticity

MBI: Moroccan Bond Index

MCO: Moindres Carrées Ordinaires

MEDAF: Modèle d'Evaluation des Actifs Financiers

MLT: Moyen et Long Termes

OCP: Office Chérifien des Phosphates

OCT: Obligation à Court Terme

OPCVM: Organisme de Placement Collectif en Valeurs Mobilières

SICAV: Société d'Investissement à Capital Variable

SML: Security Market Line

SUR: seemingly unrelated regression

TS: Trend Stationary

VL: Valeur Liquidative

Liste des figures

Figure 1: Répartition des OPCVM selon la catégorie en pourcentage.....	20
Figure 2: Souscriptions et rachats par catégorie d'OPCVM	20
Figure 3: Evolution de la VL des OPCVM "Monétaire"	24
Figure 4: Evolution de la VL des OPCVM "OCT"	24
Figure 5: Evolution du rendement annualisé des OPCVM "Monétaire" pour l'année 2016	25
Figure 6: Evolution du rendement annualisé des OPCVM "Monétaire" pour l'année 2017	26
Figure 7: Evolution du rendement annualisé des OPCVM "Monétaire" pour l'année 2018	26
Figure 8: Evolution du rendement annualisé des OPCVM "OCT" pour l'année 2016.....	27
Figure 9: Evolution du rendement annualisé des OPCVM "OCT" pour l'année 2017.....	27
Figure 10: Evolution du rendement annualisé des OPCVM "OCT" pour l'année 2018	27
Figure 11: Evolution du MBI CT	29
Figure 12: Evolution du rendement annualisé du MBI CT, pour l'année 2016.....	29
Figure 13: Evolution du rendement annualisé du MBI CT, pour l'année 2017.....	30
Figure 14: Evolution du rendement annualisé du MBI CT, pour l'année 2018.....	30
Figure 15: Comparaison de fonds	36
Figure 16: Ratio de Sharpe et CML	37
Figure 17 : Alpha de Jensen et SML	38
Figure 18: Méthodologie de Box et Jenkins.....	45
Figure 19: Matrice de corrélation des OPCVM "Monétaire"	52
Figure 20: Matrice de corrélation des OPCVM "OCT"	52
Figure 21: Représentation graphique des séries de rendement des OPCVM "Monétaire"	58
Figure 22: Représentation graphique des séries de rendement des OPCVM "OCT"	58
Figure 23: Corrélogrammes simple et partiel des OPCVM "Monétaire"	60
Figure 24: Corrélogrammes simple et partiel des OPCVM "OCT"	61
Figure 25: Prévisions pour les séries des OPCVM "Monétaire"	67
Figure 26: Prévisions pour les séries des OPCVM "OCT"	68
Figure 27: Comparaison entre la série réelle et les prévisions pour les OPCVM "Monétaire"	69
Figure 28: Comparaison avec la série réelle et les prévisions pour les OPCVM "OCT"	69
Figure 29: Matrice de corrélation, OPCVM "Monétaire"	73
Figure 30: Matrices de covariance des résidus estimées par la méthode SUR, pour les OPCVM "Monétaire-Modèle de Marché	73
Figure 31: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "SG-CP"	74
Figure 32: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "EMERG-MONET" ...	74
Figure 33: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "KENZ+"	74
Figure 34: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "UPLINE-P"	75
Figure 35: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "CDG-T"	75
Figure 36: Matrice de corrélation, OPCVM "OCT"	75
Figure 37: Matrices de covariance des résidus estimées par la méthode SUR, pour les OPCVM "OCT"- Modèle de Marché	76
Figure 38: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "CDG-OCT"	76
Figure 39: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "AL AMAL"	77
Figure 40: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "UPLINE-OBLIG"	77
Figure 41: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "SG-OCT"	77
Figure 42: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "EMERG-MONET+" ..	78
Figure 43: Matrices de covariance entre les résidus estimées par la méthode SUR, pour les OPCVM "Monétaire"-BJS	79
Figure 44: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "SG-CP"-BJS	79
Figure 45: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "EMERG-MONET"-BJS	80
Figure 46: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "KENZ +"-BJS.....	80
Figure 47: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "UPLINE-P"-BJS	80
Figure 48: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "CDG-T"-BJS	81
Figure 49: Test d'hétéroscédasticité de Breusch-Godfrey pour les OPCVM "Monétaire"-BJS.....	82

Figure 50: Test d'autocorrélation de Breusch-Pagan POUR les OPCVM "Monétaire"-BJS	83
Figure 51: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "SG-CP"-BJS	83
Figure 52: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "EMERG-MONET"-BJS	84
Figure 53: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "KENZ+"-BJS.....	84
Figure 54: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "UPLINE-P"-BJS.....	84
Figure 55: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "CDG-T"-BJS	84
Figure 56: Matrices de covariance entre les résidus estimées par la méthode SUR, pour les OPCVM "OCT"-BJS	85
Figure 57: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "CDG-OCT"-BJS.....	85
Figure 58: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "AL AMAL"-BJS.....	86
Figure 59: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "UPLINE-OBLIG"-BJS.....	86
Figure 60: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "SG-OCT"-BJS	86
Figure 61: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "EMERG-MONET+"-BJS	87
Figure 62: Test d'hétéroscédasticité de Breusch-Godfrey pour les OPCVM "OCT"-BJS	88
Figure 63: Test d'autocorrélation de Breusch-Pagan POUR les OPCVM "OCT"-BJS.....	89
Figure 64: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "CDG-OCT"-BJS.....	89
Figure 65: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "AL AMAL"-BJS	89
Figure 66: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "UPLINE-OBLIG"-BJS.....	90
Figure 67: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "SG-OCT"-BJS	90
Figure 68: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "EMERG-MONET+"-BJS....	90
Figure 69: Tests ADF pour les OPCVM "Monétaire"	91
Figure 70: Tests ADF pour les OPCVM "OCT"	92
Figure 71: Tests de Box Pierce pour les OPCVM "Monétaire"	93
Figure 72: Tests de Box Pierce pour les OPCVM "OCT"	93
Figure 73: Tests ARCH pour les OPCVM "Monétaire"	94
Figure 74: Tests ARCH pour les OPCVM "OCT".....	95
Figure 75: Corrélogrammes des résidus pour les OPCVM "Monétaire"	96
Figure 76: Corrélogrammes des résidus pour les OPCVM "OCT"	97
Figure 77: Test Shapiro Wilk pour les OPCVM "OCT"	98
Figure 78: Tests de Shapiro Wilk pour les OPCVM "Monétaire"	98

Liste des tableaux

Tableau 1: Répartition des OPCVM par catégorie en Avril 2019.....	19
Tableau 2: Caractéristiques des OPCVM.....	23
Tableau 3: Estimation des mesures de risque des OPCVM	51
Tableau 4: Statistiques relatives aux bêtas estimés par la regression de Black, Jensen et Scholes	53
Tableau 5: Statistiques relatives aux constantes par la regression de Black, Jensen et Scholes	54
Tableau 6: P-values des tests d'autocorrélation (BG) et test d'homoscédasticité (BP).....	55
Tableau 7: Statistiques relatives aux bêtas estimés par MEDAF après correction de Newey-West.....	55
Tableau 8: Statistiques relatives aux constantes de MEDAF après correction de Newey-West.....	55
Tableau 9: Résultats du test ADF.....	59
Tableau 10: Modèles ARMA optimaux	61
Tableau 11: Tests de Box Pierce et test ARCH.....	62
Tableau 12: Tests Shapiro Wilk	63
Tableau 13: Coefficients d'aplatissement et d'asymétrie de la distribution des résidus	63
Tableau 14: Estimation des modèles ARMA à erreur ARCH de la série "AL AMAL"	64
Tableau 15: Tests d'autocorrélation et d'homoscédasticité.....	64
Tableau 16: Modèles ARMA optimaux pour les OPCVM "Monétaire".....	65
Tableau 17: Modèles ARMA + GARCH optimaux pour les OPCVM "OCT"	65
Tableau 18: Moyenne des résidus des modèles prédictifs.....	70

INTRODUCTION GENERALE

La réforme des marchés de capitaux en 1993 a introduit de nouvelles possibilités de financement en mettant les émetteurs en face des épargnants soit directement, soit à travers les Organismes de Placement Collectif en Valeurs Mobilières (OPCVM) qui ont canalisé l'épargne.

Institués par le dahir portant loi n° 1-93-213 du 21 septembre 1993, le secteur de la gestion d'actif s'est développé de manière significative depuis sa création en 1995.

Les OPCVM proposent une diversité de fonds qui permet à l'épargnant de choisir les fonds les mieux adaptés à ses besoins et d'accéder au marché financier dans les meilleures conditions de sécurité et de rentabilité. Ces produits financiers présentent également l'avantage d'être accessibles, et plus performants sur le long terme que les produits de placements classiques.

L'objectif majeur de chaque entreprise est de créer de la valeur, ceci se traduit dans la plupart des cas en un excédent de trésorerie et pour optimiser sa rentabilité l'entreprise doit placer ses liquidités. Un placement en OPCVM s'avère la meilleure solution pour une valorisation de la trésorerie.

Dans ce cadre, la Salle des Marchés du Groupe OCP intervient pour assurer une meilleure gestion des flux de la trésorerie. En se basant sur une gestion très prudente, le groupe a choisi d'investir dans les OPCVM court terme afin de garantir la sécurisation du capital. C'est dans cette optique que s'inscrit notre projet au sein de la Salle des Marchés du Groupe OCP ayant pour objectif d'étude du comportement des OPCVM dont le groupe souscrit son excédent.

Le présent rapport décrit donc l'essentiel du travail réalisé lors de la période de stage. Il comporte quatre chapitres. Dans le premier, nous présenterons le contexte général de l'étude ainsi qu'une brève description de l'organisme d'accueil. Le deuxième chapitre sera relatif à la description des données utilisées dans notre étude. Le troisième, fera l'objet d'une étude théorique des différents modèles traités afin d'étudier le comportement des OPCVM. Enfin, le dernier chapitre quant à lui, entamera les résultats des estimations de ces modèles.

Chapitre 1 : Contexte général de l'étude et présentation de l'organisme d'accueil

L'étude du comportement des OPCVM étant l'objet de notre étude, nous consacrons ce chapitre aux notions de base relatives aux OPCVM pour présenter en suite les différentes fonctions de la Salle des Marchés du Groupe OCP.

I. Définition des OPCVM

L'OPCVM est un organisme financier qui collecte l'épargne des agents économiques en émettant des actions ou des parts. L'épargne ainsi collectée est utilisée pour constituer un portefeuille de valeurs mobilières qui sera canalisé, le cas échéant, vers le financement des entreprises, participant par ce biais au développement de l'économie nationale.

Il veille à assurer une gestion optimisée des fonds investis, selon une stratégie clairement définie au moment de son agrément. Ainsi, sa politique d'investissement et l'orientation de ses placements sont-elles fixées préalablement au démarrage de la commercialisation de ses titres.

I.1 Types d'OPCVM

Il existe deux formes juridiques distinctes :

SICAV : une Société d'Investissement à Capital Variable est une société anonyme. Tout investisseur qui souscrit à une action, devient actionnaire et possède le droit d'exprimer son avis sur la gestion lors des assemblées générales.

FCP : un Fonds Commun de Placement, est une copropriété des valeurs mobilières. Sa gestion est assurée par un établissement de gestion de FCP agissant au nom des porteurs. Le porteur de parts ne dispose d'aucun des droits conférés à un actionnaire.

I.2 Fonctionnement des OPCVM

Un OPCVM est créé par les fondateurs composés par la société de gestion et le dépositaire :

La Société de Gestion est chargée de la gestion administrative, comptable et financière de l'OPCVM.

Le dépositaire est responsable de la garde des actifs et de la gestion du passif de l'OPCVM. Aussi, il assume le contrôle de la régularité des décisions de gestion prises pour le compte de l'OPCVM et la responsabilité de la bonne conservation des actifs (titres, espèces) de l'OPCVM.

Les parts de FCP et actions de SICAV sont disponibles auprès des réseaux de distribution désignés pour l'OPCVM et précisés dans ses documents d'informations.

I.3 Contrôle de l'OPCVM

L'Autorité Marocaine du Marché des Capitaux (AMMC) s'assure du respect des dispositions légales et réglementaires en vigueur, par l'OPCVM ou par son établissement de gestion et par l'établissement dépositaire.

Ainsi, l'autorité contrôle les OPCVM sur la base de documents périodiques que ceux-ci sont tenus de lui communiquer. Par ailleurs, elle effectue régulièrement des inspections auprès de ces organismes.

I.4 Catégories d'OPCVM

La réglementation a élaboré une grille de classification des OPCVM marocains selon la nature de la gestion et les risques qu'ils comportent, en cinq catégories principales: actions, obligations, monétaires, diversifiés, contractuels.

1-OPCVM « Actions » : sont constitués majoritairement d'actions des sociétés cotées en Bourse ou équivalent.

2- OPCVM « Obligataires » : sont essentiellement investis en obligations. Leur portefeuille est composé principalement de dettes émises par l'Etat ou par les sociétés. Ils peuvent opter pour une stratégie d'investissement « **à court terme** », donnant lieu à des OPCVM « Obligations à court terme » ou une stratégie d'investissement « **à moyen et long terme** », donnant lieu à des OPCVM « Obligations à moyen et long terme ».

3-OPCVM « Monétaires » : sont constitués essentiellement d'instruments du marché monétaire. Ils ne contiennent pas d'actions ou équivalents.

4-OPCVM « Contractuels » : portent contractuellement sur un résultat concret exprimé en termes de performance et/ou de garantie du montant investi par le souscripteur.

5-OPCVM « diversifiés » : sont constitués d'actions (ou équivalents) et de titres de créances n'appartenant pas à aucune catégorie citée ci-dessus.

La classification d'un OPCVM, indiquée dans sa note d'information, permet d'apprécier si l'OPCVM répond aux besoins et objectifs de l'investisseur. Chacune de ces cinq familles comporte un indicateur qui informe sur le niveau de risque encouru par l'OPCVM.

I.5 Avantages de placement en OPCVM

- ✓ Grande diversité d'instruments financiers adaptés à tous les profils d'investisseurs.
- ✓ Possibilité de souscription pour des petits montants.
- ✓ Accès à une panoplie d'instruments financiers.
- ✓ Cadre légal et réglementaire solide.
- ✓ Règles prudentielles d'investissement permettant la réduire les risques.
- ✓ Orientation de placement fixée dans la note d'information du produit.
- ✓ Frais de souscription, de gestion et de rachat facilement identifiables et donc comparables.

I.6 Acquisition de l'OPCVM

Les actions de SICAV et parts de FCP peuvent être commercialisées par :

- Les banques.
- Les Sociétés de gestion.
- Les Sociétés de bourse.
- La caisse de dépôt et de gestion.

Les actions ou parts d'OPCVM peuvent être souscrites, à tout moment, auprès des réseaux de commercialisation. Les souscriptions sont effectuées à un prix appelé **valeur liquidative**, calculé périodiquement avec une fréquence quotidienne ou hebdomadaire.

- **Valeur liquidative :**

La valeur liquidative représente la valeur des actifs détenus dans le portefeuille de l'OPCVM divisée par le nombre de parts ou actions en circulation.

$$VL = \frac{\text{Actif net}}{\text{nombre de parts ou d'actions émises}}$$

Où l'actif net est le montant global du portefeuille des instruments financiers et des liquidités détenus par le FCP ou la SICAV (valorisé à la valeur de marché et diminué des dettes).

C'est sur la base de cette valeur que l'on détermine le prix de **souscription** (prix d'achat) et de **rachat** (prix de vente) d'une action de SICAV ou d'une part de FCP.

Tel que :

Prix d'achat = Valeur liquidative de l'OPCVM majorée, le cas échéant, d'une commission de souscription.

Prix de vente = Valeur liquidative de l'OPCVM minorée, le cas échéant, d'une commission de rachat.

II. Marché de la gestion d'actif

II.1 Acteurs du marché financier marocain

En plus de la société de gestion, le dépositaire, l'AMMC, le réseau de commercialisation, d'autres acteurs interviennent aussi pour participer à l'organisation et au fonctionnement des OPCVM, à savoir :

- **La société de bourse**

Elle a pour objet principal le conseil et le démarchage de la clientèle pour l'acquisition ou l'aliénation de valeurs mobilières, l'exécution des transactions sur les valeurs mobilières inscrites à la Bourse des Valeurs pour le compte de la clientèle, ainsi que l'animation du marché. Les sociétés de bourse sont régies par le Dahir portant loi n°1-93-211 relatif à la Bourse des Valeurs du 21 septembre 1993, et sont agréées par le Ministère de l'Economie et des Finances après avis de l'AMMC.

- **Maroclear**

Maroclear ou le dépositaire central, est une société anonyme, seule compétente pour assurer la conservation des titres qui lui sont confiés, en faciliter la circulation et en simplifier l'administration pour le compte de ses affiliés.

- **La Bourse des Valeurs de Casablanca**

La Bourse des Valeurs de Casablanca est un marché réglementé sur lequel sont négociées les valeurs mobilières. Le marché de la bourse des valeurs comprend un marché

central, sur lequel sont confrontés l'ensemble des ordres de vente ou d'achat pour une valeur mobilière inscrite à la cote de la bourse des valeurs, et un marché de blocs sur lequel peuvent être négociées, par ententes directe, les opérations sur des valeurs mobilières inscrites à la cote de la bourse des valeurs et qui portent sur des quantités importantes. La cote de la bourse des valeurs regroupe l'ensemble des valeurs mobilières admises à la négociation en bourse par la société gestionnaire.

- **La contrepartie**

Elle peut être une salle de marché, un autre OPCVM ou toute autre personne présentant à l'achat ou à la vente une valeur mobilière non cotée sur un marché réglementé.

II.2 Marchés financiers

- **Marché financier**

Le marché financier, comme tout marché, est un lieu d'échange entre acheteurs et vendeurs.

Les vendeurs ou agents a besoin de liquidités, dits agents a besoin de financement, sont généralement des entreprises ou l'Etat à la recherche de liquidités pour financer leurs projets de développement.

Les acheteurs ou agents disposant d'un excédent de liquidités, dits agents à capacité de financement, sont généralement des épargnants ou des investisseurs qui souhaitent investir dans les projets des entreprises ou de l'Etat en prêtant de l'argent ou en devenant associés.

Dans ce marché, les investisseurs contribuent au financement de l'Etat et des entreprises par le placement de leur épargne. Les instruments financiers qui contractualisent cet investissement sont appelés titres ou valeurs mobilières.

L'échange des titres se fait de gré à gré, c'est à dire, par entente direct ou sur un lieu organisé connu sous l'appellation Bourse ou Bourse des valeurs.

- **Marché monétaire**

Le marché monétaire est un marché financier où s'échangent des titres de courte durée contre des liquidités. Il est réservé aux institutions financières et aux entreprises qui peuvent prêter ou emprunter des liquidités sur des durées très courtes.

Le marché monétaire est organisé en un marché interbancaire réservé aux banques et un marché de titres de créances réservé aux investisseurs :

Le marché interbancaire est le marché où les banques prêtent et empruntent des liquidités à très court terme sans création de titres en contrepartie (emprunt à blanc). La durée la plus fréquente est le jour le jour. Les prêts et emprunts garantis par des titres sont connus sous le terme pension. La pension consiste en un transfert simultané, entre deux parties, de titres contre une certaine somme d'argent, avec l'engagement des deux parties de procéder au transfert inverse à une date ultérieure.

Le marché des titres de créances négociables (TCN) est un marché où les établissements de crédit empruntent par la création de Certificats de Dépôt CD ou Bons des

Sociétés de Financement BSF ; et les entreprises par la création de Billet de Trésorerie. Ce sont des titres de durées courtes ou moyennes.

- **Marché obligataire**

Le marché Obligataire est un marché financier où les entreprises peuvent emprunter des liquidités par création de titres de dette connu sous le terme obligations. C'est le marché où sont émises, vendues et achetées les obligations.

Une obligation est une part d'un emprunt donnant droit à la perception d'un intérêt. Le prêteur récupère son capital lorsque l'obligation arrive à son échéance.

En tant qu'un instrument de placement, l'achat des obligations permet aux investisseurs particuliers de devenir créanciers de grandes entreprises nationales ou de l'Etat.

Les obligations cotées sont échangées au niveau de la Bourse. Les obligations non cotées sont échangées de gré à gré à travers les intermédiaires financiers. En particulier, les obligations d'Etat ou Bons du Trésor.

III. OPCVM en chiffre

III.1 Répartition des OPCVM par catégorie

Le marché marocain contient 17 sociétés de gestion d'OPCVM dont quatre contrôlent 69 % du marché, à savoir : Wafa Gestion, CDG Capital Gestion, BMCE Capital Gestion et Upline Capital Management.

Selon les données de l'AMMC (date d'avril 2019), le marché compte 454 OPCVM en activité pour un montant total de 444 milliards de DH, soit plus du tiers du PIB marocain.

Le tableau ci-dessous représente le nombre d'OPCVM selon les catégories :

Tableau 1: Répartition des OPCVM par catégorie en Avril 2019

Catégorie	Nombre OPCVM	Montant
Actions	91	30 999 833 939,94
Diversifiés	89	26 509 890 408,11
Monétaire	59	58 815 086 898,16
Obligations CT	50	70 279 156 733,94
Obligations MLT	158	254 304 712 665,89
Contractuel	7	3 732 316 581,04
TOTAL	454	444 640 997 227,07

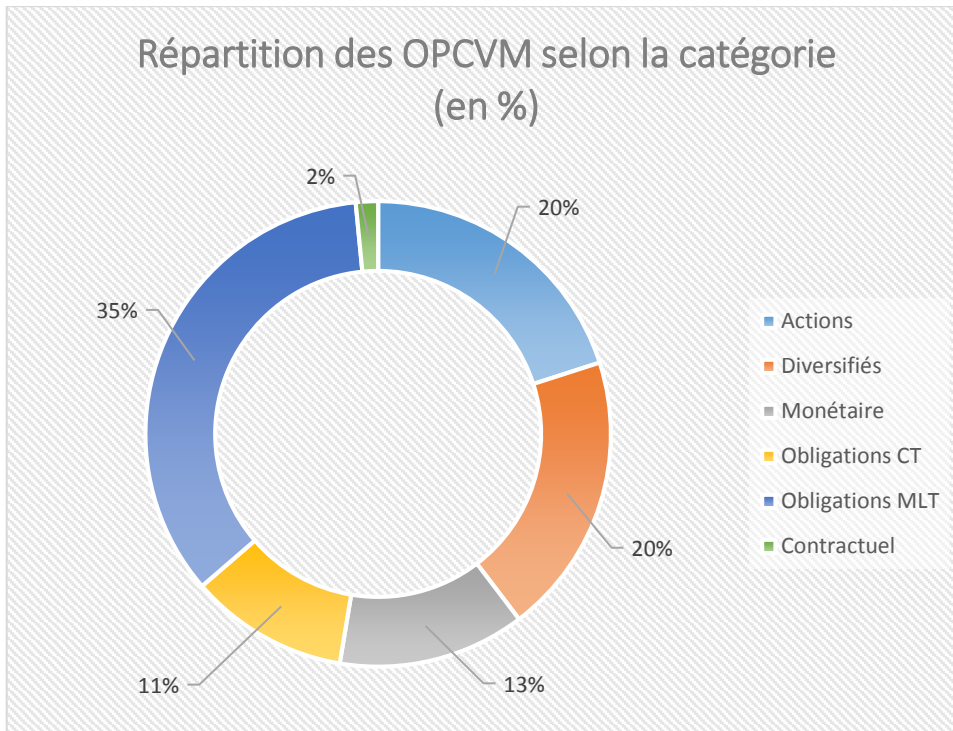


Figure 1: Répartition des OPCVM selon la catégorie en pourcentage

Les OPCVM « Obligations » court terme et moyen et long terme, constituent environs la moitié du total des OPCVM.

III.2 Souscription et rachat par catégorie d'OPCVM

Le graphique suivant représente les volumes de souscription et de rachat selon la catégorie d'OPCVM.

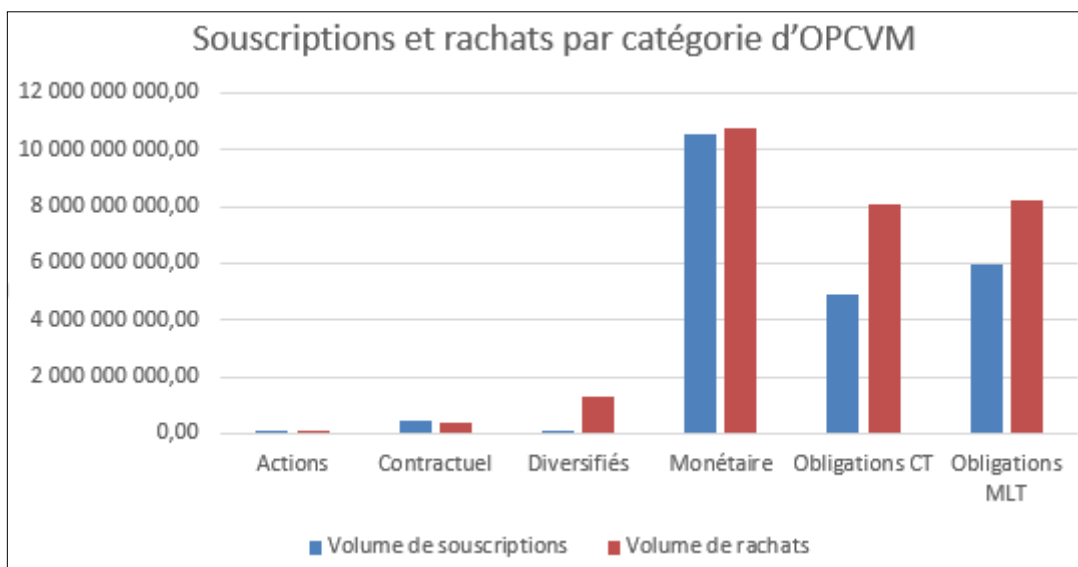


Figure 2: Souscriptions et rachats par catégorie d'OPCVM

Les investisseurs marocains ont un comportement averse au risque : ils investissent dans les OPCVM les plus « sûrs » en termes de rendement avec risque moindre. À savoir, les OPCVM « Monétaire » suivi par les OPCVM « Obligations » MLT et CT.

En effet, Les OPCVM « Monétaire » sont des outils de placement court terme, liquide, sans risque et peu sensible à l'évolution du taux d'intérêt. Ce type d'OPCVM constitue une meilleure solution pour le placement d'un excédent de trésorerie pour les personnes morales.

Les OPCVM « Obligation », soit MLT ou CT, sont les placements les plus « sûrs » et garantissent un apport régulier de revenu fixe.

IV. Présentation de l'organisme d'accueil

IV.1 Groupe OCP en général

Le Groupe OCP, un des leaders mondiaux sur le marché du phosphate et des produits dérivés, est un acteur de référence incontournable sur le marché international depuis sa création en 1920.

Présent sur toute la chaîne de valeur, l'OCP extrait, valorise et commercialise du phosphate et des produits dérivés, acide phosphorique et engrais. Il est le premier exportateur mondial de roches et d'acide phosphorique, et l'un des plus importants producteurs d'engrais.

IV.2 Salle des Marchés du groupe OCP

Dans le cadre de la mise en œuvre de la stratégie financière, l'OCP a créé sa salle des marchés en 2014 qui représente un intervenant important sur les marchés financiers marocains.

La Salle des Marchés a pour but d'optimiser la gestion des flux, d'intervenir dans les meilleures conditions sur les différents marchés et de gérer les risques financiers relatifs à l'activité.

Elle contient 12 collaborateurs triés sur le volet, un front, un middle, et un back office, ainsi que plusieurs milliards de dirham de flux annuels traités sur les marchés financiers.

- **Front Office :**

Le Front Office a une relation directe avec les banques et les sociétés de gestion. Il assure une meilleure gestion de liquidité du groupe et des risques financiers, tout en réalisant des opérations de placement, de refinancement et de change.

L'excédent de la trésorerie se traduit par un placement en OPCVM. Cet investissement porte essentiellement sur les OPCVM à faible sensibilité et assez liquide, **OPCVM « Monétaire »** et **OPCVM « Obligations CT »**, pour permettre au groupe de gérer sa liquidité dans les meilleures conditions. En cas d'un besoin de liquidité, le Front Office peut racheter ses souscriptions pour couvrir ce besoin.

- **Back Office :**

Le Back Office intègre les relevés bancaires, du jour précédent, relatifs à chaque compte de chaque banque, pour pouvoir positionner le solde matinal de la journée et le transmettre au Front Office. Il s'occupe aussi de l'importation des virements entre tous les comptes du groupe.

Après traitement des opérations par le Front Office, le Back Office se charge de la vérification et de la validation de ces dernières.

Le Back Office est l'étape finale dans le traitement de sorties ou entrées d'argent. Il supervise, entre autres, chaque opération menée par le Front Office. Son travail est plutôt administratif, comme il consiste à archiver les données, les factures et les ordres de paiements.

- **Middle Office :**

Le Middle Office est chargé d'établir un lien entre le Front Office et le Back Office.

Le Middle Office se charge du suivi en temps réel et de l'enregistrement des cours de marché, en élaborant un rapport quotidien des variations des taux de marchés.

Le Middle Office assure le support aux opérateurs de marché, en mettant en place les moyens nécessaires aux traitements des opérations, initiées par les différentes entités, et en les intégrant dans l'outil de gestion de la trésorerie, conformément aux autorisations internes et aux textes juridiques.

En outre, il se charge d'établir et d'analyser les résultats en assurant les reporting¹ globaux de l'activité de la Salle des Marchés. En cas de litige ou d'erreur, le Middle s'occupe d'alerter les offices concernés pour régler le problème.

Dans ce premier chapitre, nous avons présenté le contexte général de l'étude ainsi qu'une présentation brève de l'organisme d'accueil. Par la suite, nous allons présenter les données utilisées dans notre projet, l'aspect théorique des différents modèles étudiés et enfin les résultats de l'estimation de ces modèles.

¹ La présentation des rapports sur les activités et les résultats d'une entreprise.

Chapitre 2 : Présentation des données

Ce chapitre aborde l'analyse des différentes données utilisées dans le cadre de notre projet.

I. Caractéristique des données

Dans le cadre de la gestion des excédents de trésorerie, la politique de placement du Groupe OCP se restreint sur deux catégories d'OPCVM, à savoir les OPCVM « Monétaire » et les OPCVM « OCT ».

Le tableau 2 présente l'ensemble des OPCVM où l'OCP souscrit son excédent de trésorerie :

Tableau 2: Caractéristiques des OPCVM

OPCVM	Gestionnaire	Classification	Fréquence de valorisation
AL AMAL	Upline capital management	FCP-OCT	Quotidienne
KENZ PLUS	Upline capital management	FCP-Monétaire	Quotidienne
UPLINE PERENNITE	Upline capital management	FCP-Monétaire	Quotidienne
UPLINE OBLIG	Upline capital management	FCP-OCT	Quotidienne
FCP SG COURT TERME OBLIG	SOGECAPITAL GESTION	FCP-OCT	Quotidienne
FCP SG CASH PLUS	SOGECAPITAL GESTION	FCP-Monétaire	Quotidienne
FCP Emergence Monétaire	VALORIS MANAGEMENT	FCP-Monétaire	Quotidienne
FCP Emergence Monétaire Plus	VALORIS MANAGEMENT	FCP-OCT	Quotidienne
FCP OBLIG COURT TER	CDG Capital Gestion	FCP-OCT	Quotidienne
CDG TRESORERIE	CDG Capital Gestion	SICAV-Monétaire	Quotidienne
ATTIJARI TRÉSORERIE	Wafa GESTION	FCP-Monétaire	Hebdomadaire
CAP INSTITUTIONS	Wafa GESTION	FCP-OCT	Hebdomadaire
CAP MONÉTAIR	Wafa GESTION	FCP-Monétaire	Hebdomadaire
OBLITOP	Wafa GESTION	FCP-OCT	Hebdomadaire

Pour le présent travail on se limite aux OPCVM dont la fréquence de valorisation est quotidienne. On va travailler donc, sur dix OPCVM qui se repartent en deux groupes : le premier est relatif aux OPCVM « Monétaire », qui sont à l'ordre de cinq, et le deuxième concerne les OPCVM « OCT ».

II. Analyse de l'évolution de la Valeur Liquidative des OPCVM

L'évolution de la VL des OPCVM pour la période allant du janvier-2016 à décembre-2018 se présente dans les graphiques suivants :

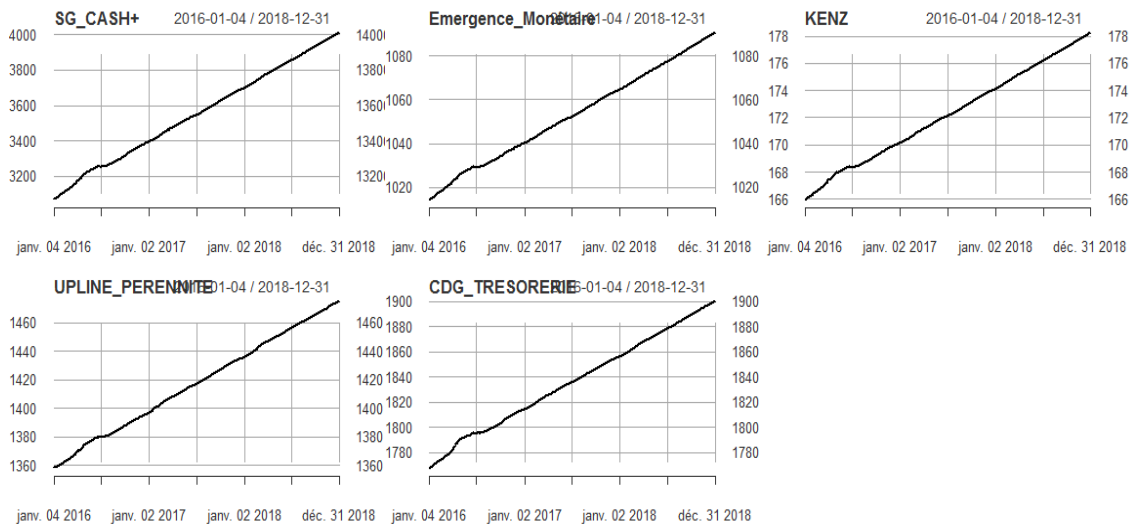


Figure 3: Evolution de la VL des OPCVM "Monétaire"

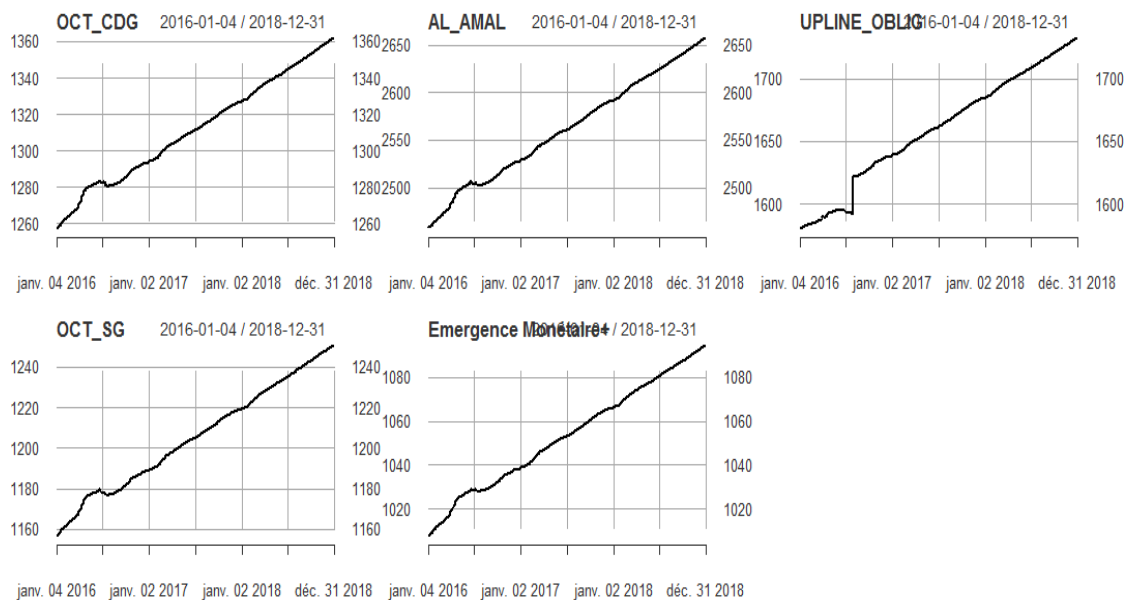


Figure 4: Evolution de la VL des OPCVM "OCT"

En général, les VL des OPCVM, quel que soit leur catégorie, marquent une tendance haussière sur toute la période d'étude.

Cependant, il existe une particularité au niveau du deuxième trimestre de 2016 marquée d'une évolution soudaine pour tous les OPCVM. Ce constat est dû à la décision du conseil de Bank Al-Maghreb datant du 22 mars 2016 d'abaisser son taux directeur de 25 points de base² à 2,25%, le niveau le plus bas historique (depuis 1996). En effet, à cause d'une faible inflation que connaît le Maroc en 2016, l'application d'une telle politique monétaire ne peut être que bénéfique à l'économie pour éviter le spectre de la déflation et relancer l'économie. D'ailleurs, cette baisse a un effet marquant sur les placements à court terme, puisqu'une politique monétaire n'est valable que pour le court terme. C'est pour cela que les OPCVM court terme, à savoir les OPCVM « Monétaire » et OPCVM « OCT », dans notre cas, ont enregistré une

² Un point de base = 0,01%

hausse pendant l'application de cette politique. C'est la relation inverse existant entre les taux d'intérêt et le prix de marché d'un titre qui explique cette évolution remarquable surtout pour les OPCVM « OCT », puisqu'ils sont plus sensibles³ à la courbe des taux que les OPCVM « Monétaire ».

III. Analyse annuelle de la performance des OPCVM

Pour chaque année, nous avons calculé le rendement annualisé des OPCVM par la formule suivante :

$$R_{it} = \left(\frac{VL_{it} - VL_{i0}}{VL_{i0}} \right) * \frac{360}{date_{it} - date_{i0}}$$

Où i désigne l'OPCVM, t désigne le temps, VL_{it} est la valeur liquidative de l'OPCVM i de la date t et VL_{i0} est la valeur liquidative de référence de l'OPCVM i (généralement on prend le premier janvier de chaque année). Le nombre 360 est une convention en finance de nombre de jour d'une année.

Noté que le rendement annualisé représente le rythme auquel les valeurs liquidatives augmentent ou diminuent sur une période donnée, son interprétation est différente pour le cas d'une évolution chronologique⁴.

Les graphiques suivants représentent l'évolution du rendement annualisé des OPCVM pour chaque année :

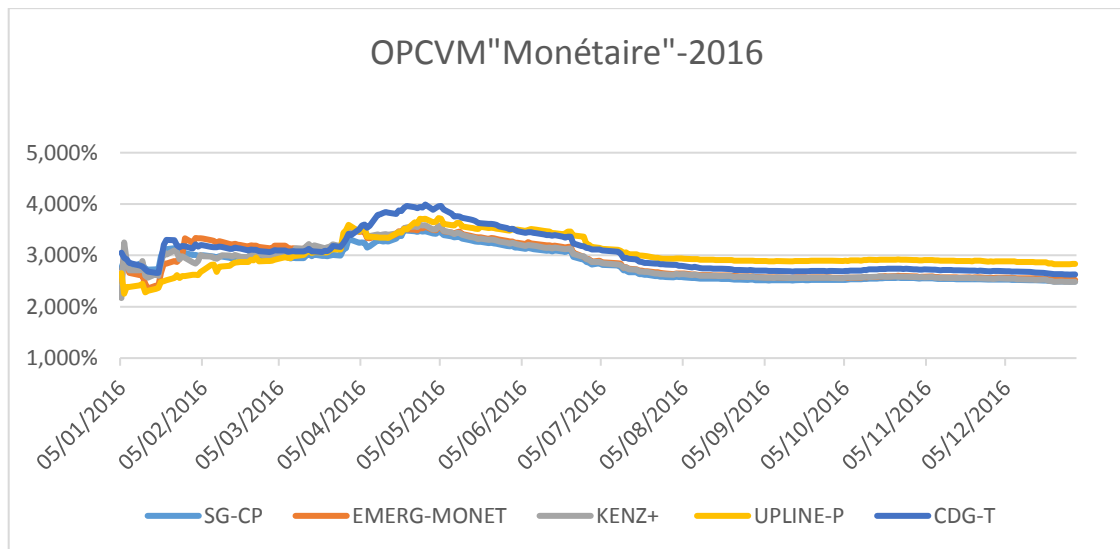


Figure 5: Evolution du rendement annualisé des OPCVM "Monétaire" pour l'année 2016

³ La sensibilité des OPCVM «OCT» est entre 0,5 et 1,1 alors que les OPCVM «Monétaire » ont une sensibilité inférieure à 0,5

⁴ Evolution basée sur deux périodes successives.

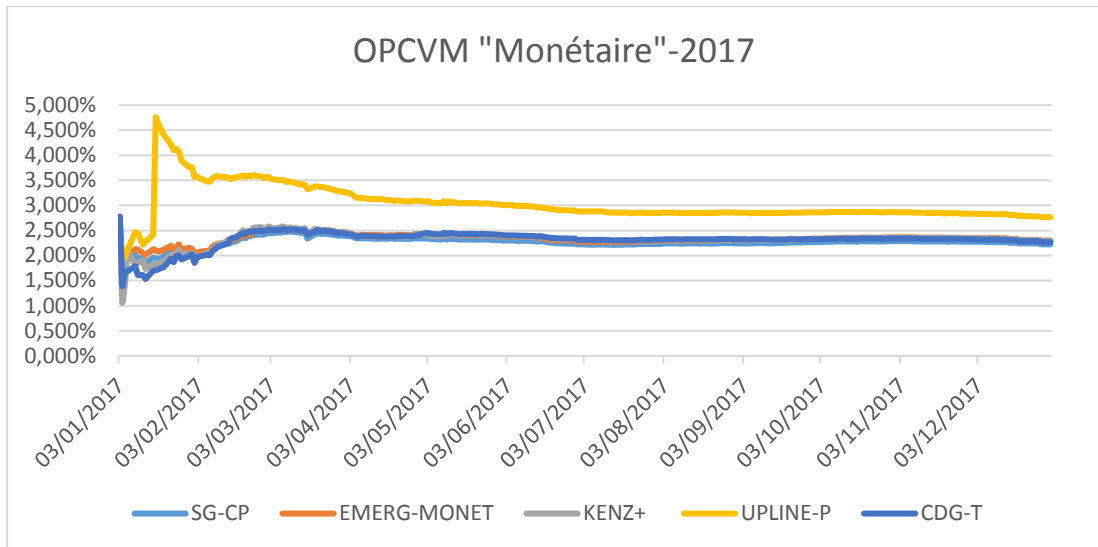


Figure 6: Evolution du rendement annualisé des OPCVM "Monétaire" pour l'année 2017

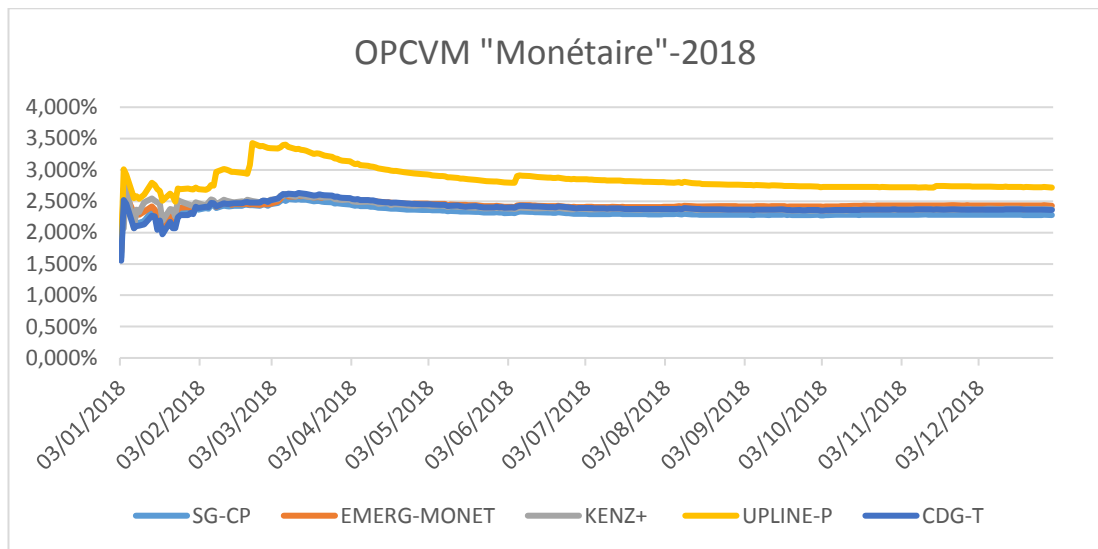


Figure 7: Evolution du rendement annualisé des OPCVM "Monétaire" pour l'année 2018

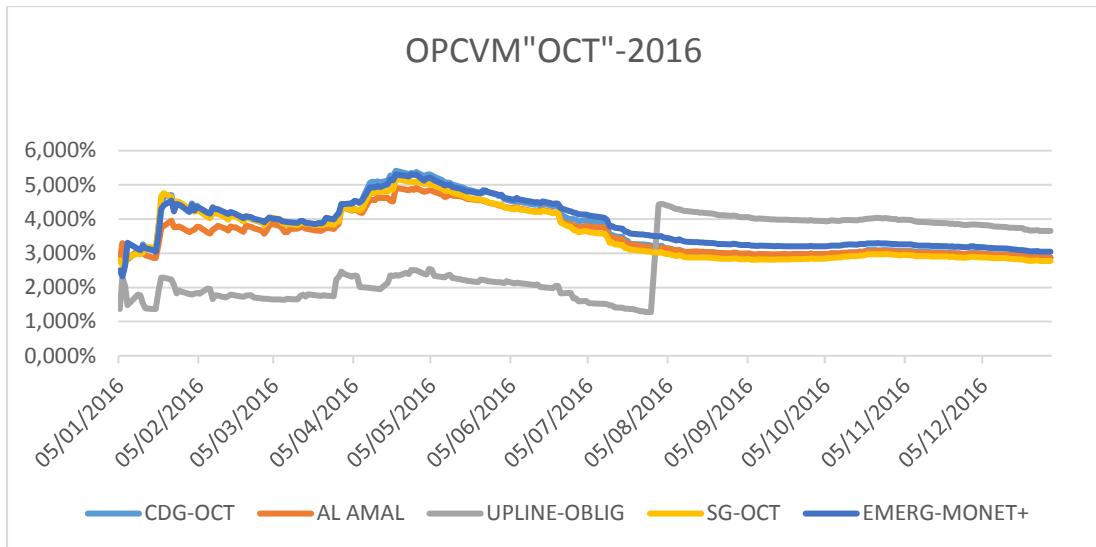


Figure 8: Evolution du rendement annualisé des OPCVM "OCT" pour l'année 2016

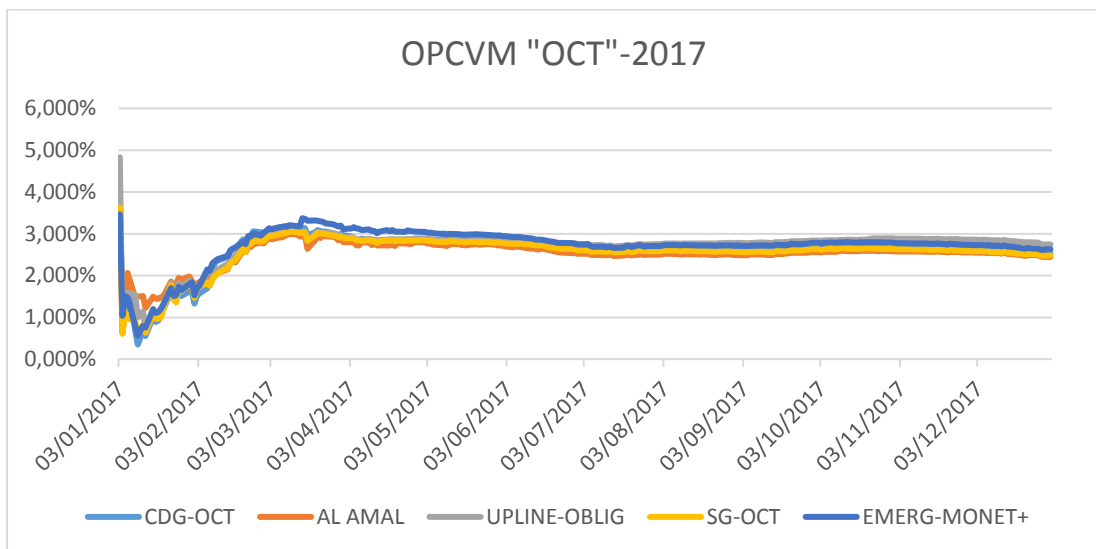


Figure 9: Evolution du rendement annualisé des OPCVM "OCT" pour l'année 2017

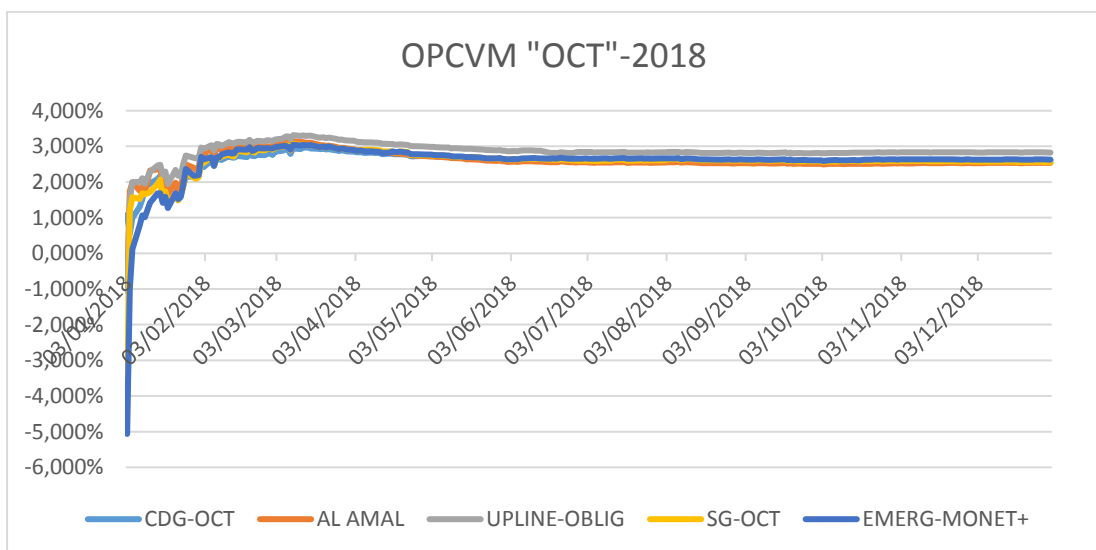


Figure 10: Evolution du rendement annualisé des OPCVM "OCT" pour l'année 2018

- Description des graphiques

Au niveau des OPCVM « Monétaire », l'évolution de « UPLINE PERENNITE » montre une tendance différente par rapport aux autres OPCVM, surtout pour les années 2017 et 2018. De même, pour « UPLINE OBLIG », au niveau des OPCVM « OCT » en 2016.

D'ailleurs, l'effet de la baisse du taux directeur en deuxième trimestre de l'année 2016 est remarquable pour tous les OPCVM.

- Explication

Concernant La performance de « UPLINE PERENNITE » en 2017 (pic de février) il représente une donnée aberrante, puisqu'un rendement ne peut pas passer en quelque jour de 2,5% à 4,5%.

Comme le mode de fonctionnement et les actifs qui constituent le fonds sont particuliers, « UPLINE PERENNITE » et « UPLINE OBLIG » ont un comportement différent par rapport aux autres OPCVM.

IV. Benchmark

IV.1 Définition

L'indice du marché, benchmark, désigne tout élément qui peut servir de référence et d'élément de comparaison pour l'analyse de la rentabilité et du risque d'un portefeuille ou d'un actif. Il peut être un indice ou une combinaison de plusieurs références.

Dans notre étude, nous utilisons MBI comme indice de référence pour les différents OPCVM.

IV.2 MBI (Moroccan Bond Index)

L'indice obligataire marocain MBI, calculé et diffusé par BMCE Capital Markets depuis janvier 2002, est basé principalement sur la courbe des taux⁵.

Le MBI Global est l'indice obligataire représentatif de l'ensemble du marché des Bons du Trésor⁶ de l'Etat marocain. La logique de construction de ces indices permet de mesurer les performances par tranches de maturité ainsi que la performance globale du marché obligataire. L'indice MBI est décliné en quatre strates :

- Moroccan Bond Index court terme (MBI CT): moins de 364 jours inclus
- Moroccan Bond Index moyen terme (MBI MT): entre 365 jours et 5 ans inclus
- Moroccan Bond Index moyen long terme (MBI MLT): entre 5 et 10 ans inclus
- Moroccan Bond Index long terme (MBI LT) : supérieur à 10 ans

⁵ La courbe des taux est une représentation graphique des rendements offerts par les titres obligataires d'un même émetteur selon leur échéance, de la plus courte à la plus longue. La courbe des taux sert de référence au marché obligataire pour les transactions sur le compartiment secondaire. C'est aussi une base pour la valorisation d'actifs et une référence pour le calcul de la prime de risque pour les émissions privées.

⁶Un bon du Trésor est un titre de créance représentatif d'un emprunt dont l'émetteur est l'État. Ces titres sont émis par l'État, pour couvrir l'excédent de ses charges sur ses ressources. Le fait de détenir un bon du Trésor rend alors son propriétaire créancier de l'État. De son côté, l'État s'engage à le rembourser à une échéance déterminée et à verser un intérêt annuel à son porteur.

Nous utilisons le MBI CT dans notre étude.

IV.3 Evolution du MBI

Le graphique suivant montre l'évolution du MBI CT sur la période allant de janvier-2016 à décembre-2018. Il garde la même évolution des VL des OPCVM :

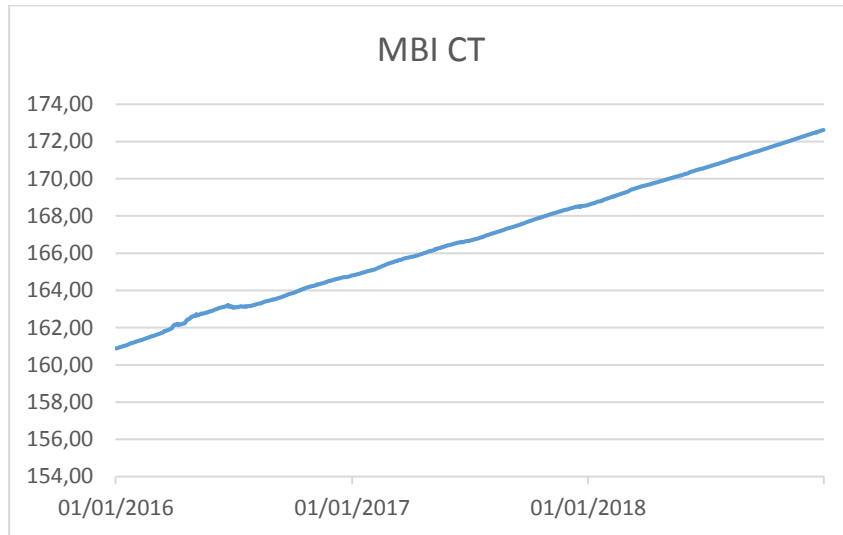


Figure 11: Evolution du MBI CT

De même pour les rendements annualisés du MBI CT.

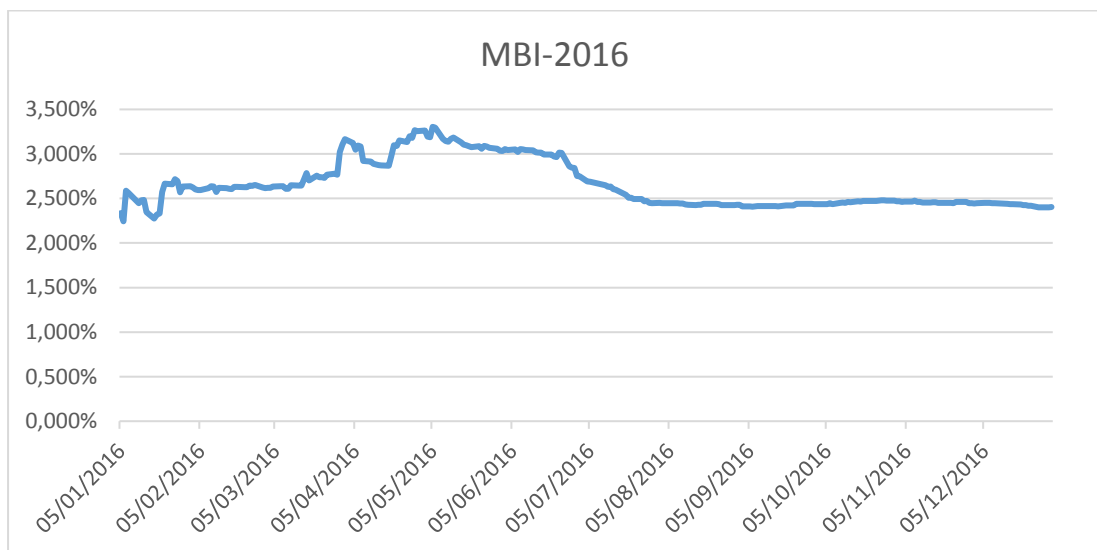


Figure 12: Evolution du rendement annualisé du MBI CT, pour l'année 2016

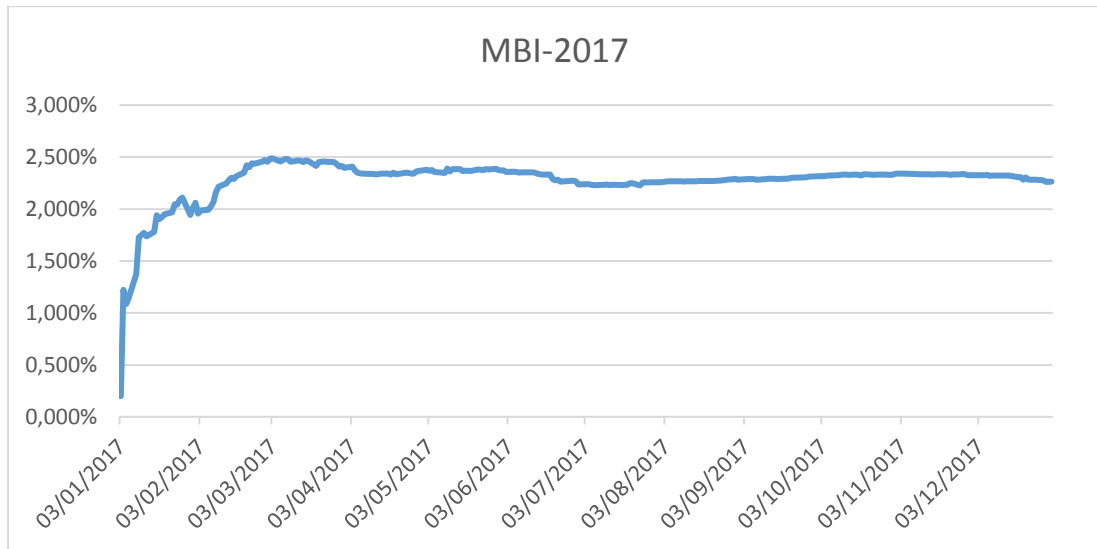


Figure 13: Evolution du rendement annualisé du MBI CT, pour l'année 2017

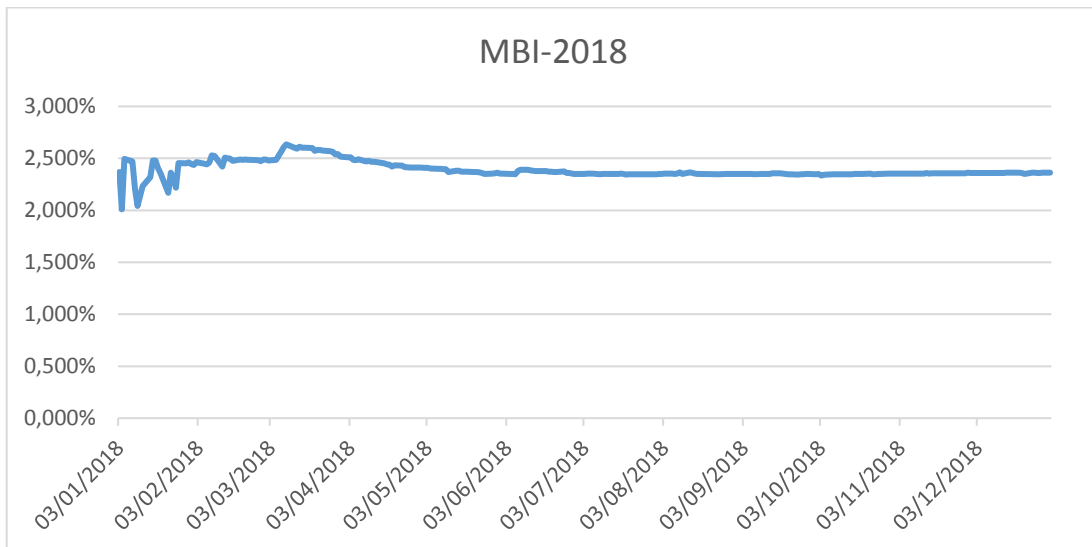


Figure 14: Evolution du rendement annualisé du MBI CT, pour l'année 2018

Dans ce qui suit, nous nous focaliserons sur l'aspect théorique des différents modèles utilisés.

Chapitre 3 : Aspect théorique

Dans le présent chapitre, nous allons présenter les différentes théories étudiées pour le traitement des données financières. Nous allons commencer par la présentation des modèles à facteurs, puis le modèle d'évaluation d'actifs financiers et enfin nous fournirons une modélisation en série chronologique.

I. Modèles à facteurs

I.1 Modèle de marché

Le modèle le plus simple pour décrire la rentabilité et le risque d'un titre est le modèle de marché. C'est un résultat des travaux de Markowitz (1959) qui ont été développés par Sharpe (1964).

Le modèle de marché simplifie la réalité en postulant que les fluctuations des cours d'un titre sur un marché sont dues à l'influence du marché en général, c'est-à-dire au facteur du marché et aux causes spécifiques à chacune des sociétés considérées.

I.1.1 Présentation du modèle

Le modèle de marché est un modèle à un facteur, il décompose la rentabilité totale d'un titre en deux :

- Une partie, due à l'influence du marché.
- L'autre partie, due aux caractéristiques spécifiques du titre résultante d'une rentabilité spécifique ou résiduelle qui est donc indépendante du facteur de marché.

L'hypothèse forte de ce modèle est de dire que le facteur de marché est le seul facteur commun à tous les actifs et que les rentabilités spécifiques sont non seulement indépendantes du marché mais également indépendantes entre elles.

I.1.2 Equation caractéristique du modèle

Le modèle de marché est un modèle de régression linéaire simple qui cherche à expliquer la rentabilité de l'actif i avec celle du marché :

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \xi_{it}$$

Avec :

- i : désigne l'actif et t : désigne la période
- α_i, β_i : sont les coefficients de la régression
- α_i : est la valeur de la rentabilité espérée lorsque le taux de rentabilité du marché est nul.
- $\beta_i = \frac{cov(R_m, R_i)}{var(R_m)}$: est un paramètre propre à chaque actif i , mesure l'influence du marché sur l'actif i .
- ξ_{it} : est un paramètre spécifique de l'actif i , d'espérance nulle, de variance constante et non corrélé avec R_{mt} .

I.1.3 Caractéristiques générales du modèle

-Le coefficient bêta : exprime la sensibilité des fluctuations de l'actif i à celle du marché. Selon la valeur de bêta, Les actifs peuvent se classer en trois catégories :

- Les actifs pour lesquelles une variation donnée de marché entraîne la même variation de rentabilité. Leur bêta est proche de 1
- Les actifs pour lesquelles une variation donnée de marché entraîne une variation de rentabilité supérieure. Ce sont des actifs volatiles. Leur bêta est supérieur à 1.
- Les actifs pour lesquelles une variation donnée de marché entraîne une variation de rentabilité inférieure. Ce sont des actifs peu volatiles. Leur bêta est inférieur à 1.

-Epsilon est une variable aléatoire résiduelle vérifie les hypothèses fondamentales de la régression simple⁷. Son écart type constitue une mesure de risque spécifique. Si le cours de l'actif suivait exactement le marché (au coefficient de volatilité près), tous les points seraient parfaitement alignés sur la droite de régression. La dispersion autour de cette droite donne donc une mesure de la variabilité propre.

-Le coefficient de détermination R^2 est le carré du coefficient de corrélation entre l'actif i et le marché, sa valeur est entre 0 et 100%. Il indique dans quelle mesure les variations de l'actif sont expliquées par les variations du marché. Un R^2 proche de 100% signifierait que toutes les observations sont sur la droite de régression, ce qui voudrait dire que les variations de l'actif sont intégralement et exclusivement expliquées par les variations du marché.

-Le risque total de l'actif i se décompose en deux parties : risque systématique et risque non systématique (ou spécifique), ils sont égaux aux écarts-types de chacune de ses composantes :

- Risque systématique : $\beta_i \cdot \sigma_m$ (risque provient du marché)
- Risque spécifique : σ_{ϵ_i} (risque propre à l'actif)

I.1.4 Limite du modèle

L'utilisation de ce modèle pour évaluer le risque de titres individuels pose un problème. Les bêtas sont estimés statistiquement sur une période passée, mais plusieurs études montrent que ces estimations sont instables d'une période à une autre. Ainsi, le bêta d'un titre mesuré sur une période ne donne pas toujours de très bonnes indications sur ce que sera la sensibilité de ce titre aux mouvements du marché dans la période à venir.

En outre, l'hypothèse de l'existence d'un seul facteur commun entre les titres n'est pas réalisable en réalité. En effet, le facteur de marché n'est pas l'unique facteur influençant simultanément un ensemble des titres. L'intégration des facteurs spécifiques au titre concerné avec le facteur du marché, peut sembler une simplification exagérée de la réalité. (Critique prise par Fama et French, 1992)

Cependant, on peut décrire le comportement du cours d'un titre par un modèle à plusieurs facteurs. Un tel modèle postule que le taux de rentabilité d'un titre est influencé par

⁷ Les résidus doivent être distribués selon une loi normale d'espérance nul et de variance constante, autrement dit, ils doivent être homoscedastiques et non autocorrélés.

plusieurs facteurs communs. Autrement dit, chaque titre pouvant avoir une sensibilité différente à chacun des facteurs.

I.2 Modèle à plusieurs facteurs

I.2.1 Equation caractéristique du modèle

Un modèle à plusieurs facteurs peut s'écrire sous la forme suivante :

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} f_{1t} + \beta_{2i} f_{2t} + \dots + \beta_{ki} f_{kt} + \xi_{it}$$

Où :

f_{1t} à f_{kt} sont les k facteurs (le premier pouvant être le facteur de marché)

β_{1i} à β_{ki} sont les sensibilités du titre i à chaque facteur.

α_i est une constante spécifique au titre i

ξ_{it} est un terme d'erreur spécifique au titre i, différent pour chaque observation t mais de moyenne nulle.

Les modèles à facteurs traduisent l'influence d'un certain nombre de facteurs communs sur la rentabilité d'un titre. La rentabilité d'un titre dépend donc de la sensibilité de ce titre à ces facteurs communs ainsi que d'un composant spécifique à ce titre.

Ce modèle est donc une extension du modèle de marché avec k+1 sources de risque correspondant aux k termes de risque systématique de chaque facteur et un risque spécifique de l'actif i, mesuré par la dispersion du terme d'erreur.

Une meilleure diversification de portefeuille permet de réduire le risque du portefeuille en éliminant les risques spécifiques à un titre.

I.2.2 Type de facteurs

Les facteurs utilisés dans un modèle à facteurs peuvent être :

-Des facteurs statistiques : c'est une méthode purement économétrique, en utilisant les méthodes statistiques. Par exemple une analyse factorielle ou une analyse en composantes principales (ACP) pour estimer un petit nombre de facteurs qui offrent la meilleure explication des rentabilités passées des titres.

-Des facteurs macroéconomiques : sont des facteurs communs qui affectent l'activité de toutes les sociétés. Des variables économiques comme le taux d'intérêt, l'inflation, la croissance économique...

-Des facteurs caractéristiques de sociétés : des facteurs liés aux attributs des sociétés. Ce sont des éléments importants permettent d'expliquer les différences de rentabilité entre les titres. Par exemple, la taille d'une entreprise, volatilité des bénéfices, endettement, volume de transaction, le ratio cours boursier ou valeur comptable de l'entreprise...

Conclusion

Le modèle de marché comprenait un seul facteur, le comportement global du marché. Chaque titre est alors plus au moins sensible (forte ou faible valeur de bêta) aux mouvements du marché. Ce modèle reste d'actualité car il conduit au développement d'une théorie du prix de risque dans le cadre des modèles d'évaluation des actifs financiers. Certes, il serait illusoire

de croire que tous les titres sont uniquement influencés par un seul facteur. Les modèles à facteurs sont donc plus riches et opérationnels, mais il s'avère très difficile de trouver des facteurs communs entre tous les titres.

II. Modèle d'évaluation d'actifs financiers

Sur un marché financier, les risques d'un placement sont généralement compensés par une rentabilité associée à ce risque. Un placement dans un bon du Trésor à court terme est démuné de risque et sa rentabilité est certaine, il s'agit du taux sans risque. En revanche, l'achat d'une action ou un titre risqué (volatile) fait couvrir un risque de perte important qui doit être compensé par une espérance de rentabilité plus élevée.

En un mot, on peut dire que celle-ci est comme une somme du taux sans risque plus une prime de risque. Les questions qui se posent sont donc : quel est le type de risque qui justifie la compensation par une prime de risque ? Et quel est le montant de cette prime de risque ?

La réponse à ces questions se trouve dans le modèle d'évaluation d'actifs financiers, MEDAF. Ce modèle qui a valu le prix de Nobel à William Sharpe en 1990.

II.1 Principe de MEDAF

Le modèle d'évaluation d'actif financier MEDAF (ou Capital Asset Pricing Model, CAPM en anglais) introduit par Sharpe (1964) Linter (1965) permet d'établir une relation entre le rendement espéré d'un titre et son risque systématique mesuré par le coefficient bêta.

C'est un modèle à un facteur, c'est-à-dire que les variations du rendement espéré sont uniquement expliquées par un seul facteur.

Cette modélisation de l'équilibre des marchés financiers repose sur plusieurs hypothèses restrictives. Deux de ces hypothèses fondamentales concernent la nature des préférences des agents et la normalité des distributions de rentabilité des actifs. La première est nécessaire afin de justifier cette formalisation du problème de choix de l'investisseur dans une situation risquée alors que sous la seconde hypothèse, l'espérance d'utilité peut être exprimée comme une fonction exacte de l'espérance et de la variance des distributions de rentabilité.

Remarques importantes :

- Il faut noter que le MEDAF et les modèles à facteurs se situent à des niveaux très différents. Le MEDAF est un modèle d'équilibre du marché liant les rentabilités espérées et le risque, alors que les modèles à facteurs sont purement descriptifs et traduisent l'influence d'un ou plusieurs facteurs communs sur la rentabilité d'un titre.
- Le modèle de marché n'a pas été utilisé pour dériver le MEDAF ; mais inversement si la théorie de MEDAF est vérifiée, cela a des conséquences pour le modèle de marché.

II.2 Expression mathématique du MEDAF

Dans un marché en équilibre et pour tout portefeuille ou actif quelconque i , La relation fondamentale de MEDAF s'écrit :

$$E(R_i) = R_f + \beta_{im} (E(R_m) - R_f)$$

Avec :

$E(R_i)$: rendement⁸ espéré du portefeuille ou l'actif i .

R_f : taux sans risque.

$E(R_m)$: rendement espéré du portefeuille du marché.

$\beta_{im} = \frac{cov(R_m, R_i)}{var(R_m)}$: le bêta de l'actif i par rapport au marché, il mesure la sensibilité de l'actif i à celle du marché.

Remarque : le bêta du marché est évidemment égal à un et égale à zéro pour le taux sans risque.

Le modèle peut être proposé autrement :

$$E(R_i) - R_f = \beta_{im}(E(R_m) - R_f)$$

Où $PR_i = E(R_i) - R_f$ est la prime de risque ou le rendement excédentaire de l'actif i .

Et $PR_m = E(R_m) - R_f$ est la prime de risque ou le rendement excédentaire du portefeuille de marché.

II.3 Ratio de Sharpe et CML (Capital Market Line)

Sharpe a été le premier à appliquer les apports de la théorie financière à l'évaluation des performances des mutual funds⁹ américains. Dans la mesure où l'espérance d'utilité des investisseurs ne dépend pas de la seule espérance des rentabilités mais aussi des moments d'ordre supérieur de leur distribution, les mesures de performance doivent reposer sur des modèle intégrant le risque de portefeuilles (ou des actifs) et non seulement la moyenne de leurs rentabilités ou de leurs primes de risque par rapport à un taux de référence jugé sans risque.

S'inspirant des travaux classiques de Sharpe, Mossin et Linter (1960), les modèles d'évaluation standard en finance supposent que le risque des portefeuilles est mesuré soit par le moment d'ordre 2 : La variance (ou l'écart type) de leurs rentabilités soit par leur bêta (comme nous le verrons dans la mesure de alpha de Jensen).

- **Le modèle de base**

La mesure du risque du portefeuille est calculée par l'écart-type de son taux de rentabilité, un actif financier est entièrement décrit par sa place dans un plan où le risque est représenté en abscisse et l'espérance de rentabilité en ordonnée.

⁸ Rendement, rentabilité et performance désignent la même chose.

⁹ Ce sont des fonds communs de placement.

Sur le graphique suivant :

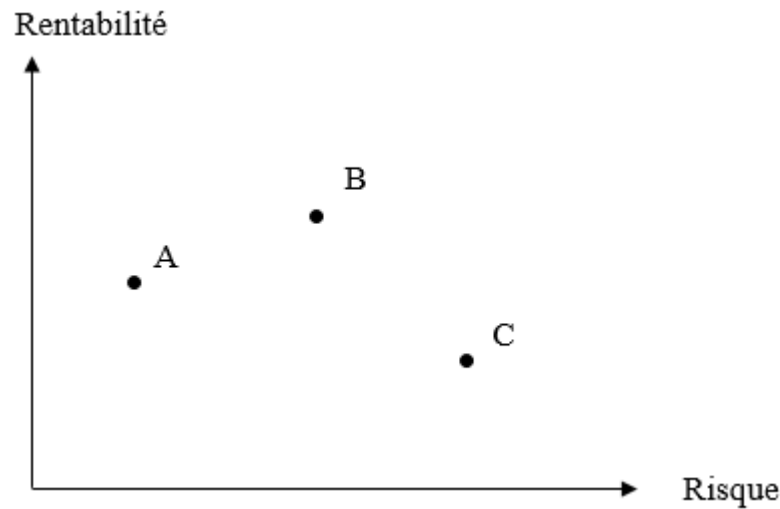


Figure 15: Comparaison de fonds

Il est facile de constater que tout investisseur averse au risque préfère le fonds A au fonds C et aussi le fonds B au fonds C. En effet, Le fonds A est préférable au fonds C parce qu'il a à la fois une meilleure espérance de rentabilité et un risque moindre. Par contre, il est impossible de choisir a priori entre les fonds A et B, le premier étant préférable en termes de risque et le deuxième en termes de rentabilité. Pour choisir entre ces fonds, il est nécessaire de faire des hypothèses supplémentaires.

Ainsi un portefeuille quelconque i peut être combiné avec l'actif sans risque pour générer tous les portefeuilles représentés dans le plan Espérance_Ecart-type.

On peut donc écrire :

$$E(R_p) = R_f + \frac{E(R_i) - R_f}{\sigma(R_i)} \sigma(R_p) = R_f + S_i \sigma(R_p)$$

Qui est l'équation d'une droite de pente $S_i = \frac{E(R_i) - R_f}{\sigma(R_i)}$ (représente le ratio de Sharpe de l'actif i) et l'ordonnée à l'origine R_f .

A l'équilibre le ratio de Sharpe d'un portefeuille doit être égale à celui du marché, ce qui donne naissance à la droite appelé CML (Capital Market Line), représente le portefeuille de marché, de la pente $S_m = \frac{E(R_m) - R_f}{\sigma(R_m)}$.

Le graphique suivant illustre la droite CML et le ratio de Sharpe d'un portefeuille quelconque :

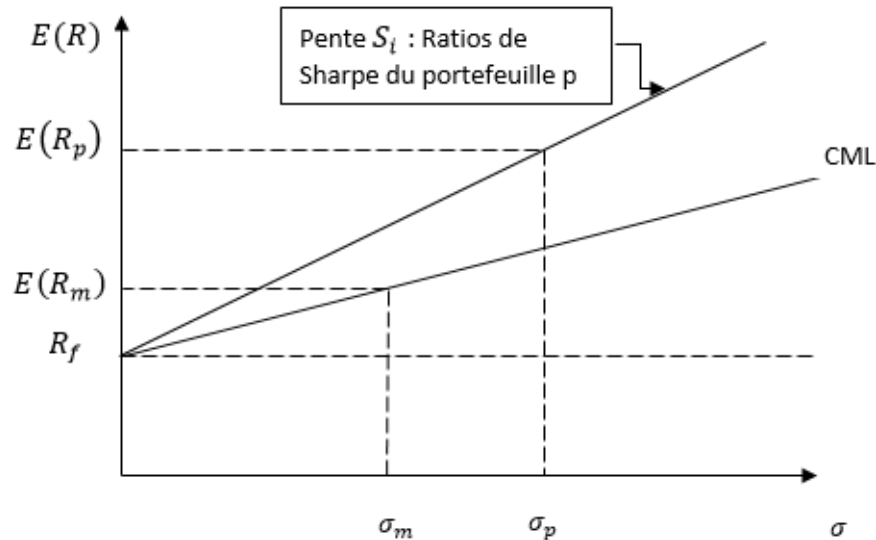


Figure 16: Ratio de Sharpe et CML

La comparaison des ratios de Sharpe de différents fonds permet de classer ces derniers selon leur performance. De plus, la comparaison du ratio de Sharpe d'un fonds avec celui d'un indice de référence représentant le marché (CML) indique si le fonds en question a eu une performance meilleure ou pire que celle du marché.

II.4 Alpha de Jensen et SML (Security Market Line)

Les ratios de Sharpe permettent, comme nous venons de le voir, de mesurer et de classer les performances des fonds mais pas de les expliquer.

La mesure dite alpha de Jensen suppose qu'un gestionnaire a pris volontairement le risque mesuré par le bêta de son portefeuille et évalue la performance exceptionnelle réalisée par rapport à ce que prévoit le MEDAF.

La relation fondamentale de MEDAF appliquée à un portefeuille A est donné par :

$$E(R_A) - R_f = \beta_A (E(R_m) - R_f)$$

Où β_A est la sensibilité de la rentabilité du portefeuille A à celle du marché m dans son ensemble.

En d'autres termes, le MEDAF implique que dans le plan $[E(R), \beta]$ le point représentatif du portefeuille A se trouve en théorie sur la SML (Security Market Line), droit passant par les points $(0, R_f)$ et $(1, E(R_m))$. En effet, il existe une différence entre la valeur théorique de la rentabilité espérée du portefeuille et sa valeur constatée. Elle est mesurée par l'écart vertical entre le point représentatif d'un portefeuille et sa projection sur la SML. Cet écart appelé « alpha » d'un portefeuille (ou un titre, si le portefeuille est dégénéré et ne comporte qu'un seul élément).

Un alpha positif indique une sur-performance, un alpha négatif une sous-performance.

Le graphique suivant représente le cas d'un portefeuille A sur-performant le marché et dont l'alpha est positif.

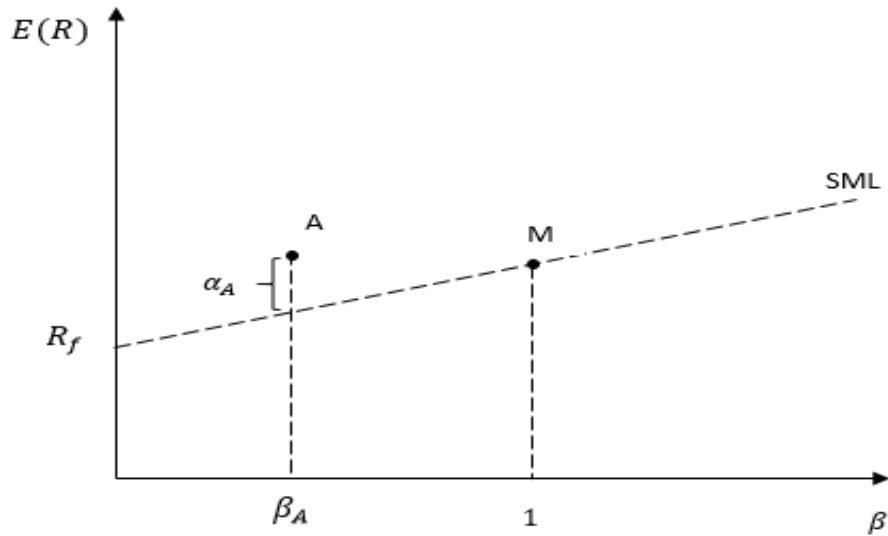


Figure 17 : Alpha de Jensen et SML

L'alpha d'un portefeuille est trouvé comme constante d'une régression dans laquelle les rentabilités d'un titre sont expliquées par celles du marché.

Dans la pratique (et pour tenir compte du fait que le taux sans risque est variable dans le temps), la mesure de alpha de Jensen d'un portefeuille s'obtient de la manière suivante :

$$E(PR_i) = \alpha_i + \beta_i E(PR_m)$$

Si l'estimation de ce modèle donne un α_i estimé positif et significativement différent de zéro, la relation fondamentale du MEDAF n'est pas respectée et la rentabilité du fonds est anormalement élevée (respectivement faible). Le β_i estimé d'un fonds mesure, quant à lui, l'agressivité de la gestion par rapport au marché. Un β_i plus grand à l'unité indique un risque supérieur à celui du marché (respectivement un risque inférieur).

II.5 Modèles pour tester le MEDAF

Différents tests empiriques sont réalisés pour analyser la validation empirique de MEDAF, tel que le modèle de Black, Jensen et Scholes (1972), le modèle de Blume et Friend (1970) et le modèle de Fama et MacBeth (1973). Nous présentons ici le modèle de Black, Jensen et Scholes.

II.5.1 Modèle de Black, Jensen et Scholes

C'est un modèle de régression linéaire avec séries chronologiques. L'expression qui caractérise le modèle est la suivante :

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \xi_{it}$$

Où

- t : désigne la période et i : désigne le portefeuille ou l'actif.
- $R_{it} = R_{it} - R_{ft}$: est la prime de risque du titre i de la période t . R_{ft} est le rendement d'un actif sans risque.
- $R_{mt} = R_{mt} - R_{ft}$: est la prime de risque du marché.
- ξ_{it} est le terme d'erreur.
- β_i est le bêta du marché du titre i .
- α_i est la constante.

L'objectif principal de ce modèle est d'estimer les paramètres α_i et β_i . La validité du MEDAF repose sur le test de l'hypothèse nulle selon laquelle la constante α_i est égale à zéro. Si cette hypothèse est rejetée, cela signifie que le modèle ne parvient pas à expliquer correctement la prime de risque du titre, car ce dernier ne dépend pas uniquement de la prime de risque du marché. Ce qui mène à invalider le modèle.

Cependant le modèle est ainsi validé, si l'hypothèse nulle n'est pas rejetée, cela implique que le modèle capte parfaitement les variations de la prime de risque du titre. Notons qu'il pourrait avoir un biais au niveau de l'estimation de α_i , dans le cas où des variables sont non-corrélées avec R_{mt} auraient été omises.

II.6 Limite du MEDAF

Le MEDAF et les mesures traditionnelles de performance (Sharpe et alpha de Jensen) se basent sur plusieurs hypothèses qui ne sont pas toutes réalisées en pratique. La plus importante de ces hypothèses est la normalité des distributions des taux de rentabilité : c'est à dire que les moments d'ordre supérieur (asymétrie, kurtosis, ...) de la distribution s'expriment à l'aide des deux seuls premiers moments : espérance et variance.

Conclusion

Il paraît très difficile de mesurer le risque actuel d'un placement car une estimation du coefficient bêta est basée prioritairement sur des données passées. Par exemple, on utilise deux ans de cours quotidien pour estimer le bêta, mais le risque perçu dans l'environnement économique actuel peut être différent. Le problème est encore plus sérieux pour la mesure de rentabilités anticipées. L'alternative fréquemment utilisée est d'approximer la rentabilité anticipée sur un titre par la moyenne passée de sa rentabilité. Cependant, les rentabilités sont très volatiles et la répétition des événements passés n'a pas de raisons d'être anticipée dans le futur.

Un modèle d'analyse de la volatilité des titres basant sur les séries chronologiques peut être une solution de cette problématique. Dans ce cadre nous choisissons les modèles ARMA, ARCH et GARCH afin d'établir des modèles prédictifs de chaque série de rendement.

III. Modélisation en série chronologique

Les modèles ARMA (autorégressifs et moyennes mobiles) classiques à coefficients constants, fondés sur l'hypothèse que la variance des erreurs est constante, ne peuvent pas gérer la volatilité instantanée qui caractérise, en particulier, les séries financières. La classe des modèles ARCH, introduite par Engle (1982) s'est alors imposée comme alternative attrayante et fructueuse. En effet, ces modèles ont vite connu un développement conséquent avec l'apparition des modèles GARCH (Bollerslev, 1986) et leur forme similaire à celle des modèles ARMA classiques. Ainsi, la famille ARCH est capable et adéquate pour capturer plusieurs caractéristiques non linéaires. Notamment, la volatilité, l'excès de kurtosis et l'asymétrie.

III.1 Notion de base d'une série chronologique

III.1.1 Fonctions d'autocorrélation simple et partielle

La fonction d'autocorrélation simple notée ρ_k , mesure la corrélation de la série avec elle-même décalée de k périodes :

$$\rho_k = \frac{\text{cov}(y_t, y_{t+k})}{\sigma(y_t)\sigma(y_{t+k})} = \frac{\sum_{t=k+1}^n (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{t=k+1}^n (y_t - \bar{y})^2} \sqrt{\sum_{t=k+1}^n (y_{t+k} - \bar{y})^2}}$$

On peut montrer que : $\rho_0 = 1$ et $-1 \leq \rho_k \leq 1 \forall k$

La fonction d'autocorrélation partielle mesure la corrélation entre y_t et y_{t+k} , l'influence des autres variables ($y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-k+1}$) ayant été retirée.

Le graphe de la fonction d'autocorrélation est appelé corrélogramme.

- **Stationnarité d'un processus**

L'une des questions majeures dans l'étude des séries chronologiques est de savoir si celles-ci suivent un processus stationnaire. En effet, avant de traiter une série chronologique, il convient d'en étudier les caractéristiques stochastiques. Si ces caractéristiques, c'est-à-dire son espérance et sa variance, se trouvent modifiées dans le temps, la série est considérée comme non stationnaire. En revanche, dans le cas d'un processus stochastique invariant, la série temporelle est alors stationnaire.

- **Processus stationnaire**

On considère généralement deux notions de stationnarité :

- **Stationnarité stricte**

Le processus (X_t) est strictement stationnaire si les vecteurs $(X_1, \dots, X_k)'$ et $(X_{h+1}, \dots, X_{h+k})'$ ont la même loi jointe pour tout entier k et pour tout entier relatif h.

- **Stationnarité au second ordre**

Le processus est dit stationnaire au second ordre si :

- (i) $E(X_t) = m \forall t \in Z$
- (ii) $E(X_t^2) < \infty \forall t \in Z$
- (iii) $Cov(X_t, X_{t+h}) = \gamma_h \forall t, h \in Z$

La fonction $\gamma(\cdot)$ Est appelée fonction d'autocovariance de (X_t) .

En d'autres termes, (X_t) est stationnaire si les conditions suivantes sont réunies :

- ✓ L'espérance est constante dans le temps.
- ✓ La variance est constante dans le temps.
- ✓ La covariance entre une composante d'un instant t et une composante d'un autre instant $t + h$ ne dépend que de l'écart de temps (le retard) entre les deux instants.

➤ Processus non stationnaire

Il existe deux type de processus non stationnaire : processus TS (Trend Stationary) et processus DS (Differency Stationary).

- Processus TS

Le processus TS s'écrit :

$$y_t = \alpha + \beta_t + \varepsilon_t$$

Où ε_t représente l'erreur du modèle à la date t .

Il présente une non-stationnarité de nature déterministe. Le processus TS est non stationnaire car $E(y_t) = \alpha + \beta_t$ dépend du temps t .

Le processus y_t peut être stationnarisé en retranchant à y_t la valeur estimée $\hat{\alpha} + \hat{\beta}_t$ par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO).

- Processus DS

Le processus DS présente une non-stationnarité de nature stochastique. Il est appelé aussi marche au hasard (ou marche aléatoire) avec dérive (ou sans dérive $\beta = 0$). Ce processus s'écrit sous la forme suivante :

$$y_t = y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$$

Où $\beta \in R$ et ε_t représente l'erreur du modèle.

$\{y_t, \forall t \in Z\}$ est dit d'ordre d'intégration d , si le processus filtré par $(1 - L)^d$ est stationnaire, avec L : l'opérateur retard.

III.1.2 Bruit blanc

Une variable aléatoire $\{\varepsilon_t\}$ constitue un bruit blanc faible si elle possède les propriétés suivantes :

- (i) $E(\varepsilon_t) = 0 \forall t \in Z$
- (ii) $E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2 \neq 0$ et constante
- (iii) $Cov(\varepsilon_s, \varepsilon_t) = 0$ si $t \neq s$

En d'autres termes, les variables aléatoires ε_t sont de moyenne nulle, de variance constante et non corrélées. On dit que $\{\varepsilon_t\}$ est un bruit blanc fort s'il est un bruit blanc faible et que les variables aléatoires ε_t sont i.i.d. (indépendantes et identiquement distribuées).

Notation :

- Si $\{\varepsilon_t\}$ bruit blanc faible, alors $\{\varepsilon_t\} \sim BB(0, \sigma_\varepsilon^2)$.
- Si $\{\varepsilon_t\}$ bruit blanc fort, alors $\{\varepsilon_t\} \sim i.i.D(0, \sigma_\varepsilon^2)$.
- Si $\{\varepsilon_t\}$ bruit blanc gaussien, alors $\{\varepsilon_t\} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

III.2 Modélisation statistique

III.2.1 Méthodologie de Box-Jenkins

1. Modèle ARMA(p, q)

Les modèles *ARMA* contiennent une partie autorégressive (AR) et une partie moyenne mobile (MA). Herman Wold, a montré que les processus *ARMA* pouvaient être utilisés pour modéliser n'importe quelle série stationnaire pour autant que les ordres p et q soient bien choisis. Box et Jenkins, ont travaillé pour développer une méthodologie pour l'estimation du modèle d'une série chronologique.

Un processus *ARMA*(p, q), s'il existe des suites réelles $\{\varphi_k\}$ et $\{\theta_k\}$, s'écrit de la forme suivante :

$$X_t - \sum_{k=1}^p \varphi_k X_{t-k} = \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} \text{ avec } \{\varepsilon_t\} \sim BB(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

On peut aussi utiliser les polynômes $\varphi(L)$ et $\theta(L)$ pour réécrire ce modèle sous la forme:

$$\varphi(L)X_t = \theta(L)\varepsilon_t$$

Avec

$$\varphi(L) = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \dots - \varphi_p L^p \text{ et } \theta(L) = 1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q$$

On note $\{X_t\} \sim ARMA(p, q)$.

Remarque :

On note certaines propriétés pour les modèles *ARMA*(p, q) :

- ✓ Si $p = q = 0$, on a $\{\varepsilon_t\} \sim BB(0, \sigma_\varepsilon^2)$
- ✓ Si $p = 0$ et $q \neq 0$, on a $\{X_t\} \sim MA(q)$
- ✓ Si $p \neq 0$ et $q = 0$, on a $\{X_t\} \sim AR(p)$

2. Estimation des paramètres du processus ARMA(p,q)

L'estimation des coefficients du processus *ARMA*(p, q) s'effectue principalement à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance. On suppose pour cela que $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

3. Validation du processus ARMA(p,q)

Lors de la détermination des ordres p et q du processus ARMA(p,q) à l'aide des corrélogrammes simple et partiel, on peut être amené à sélectionner plusieurs ordres possibles p et q pour le processus ARMA(p,q). Après avoir estimé les différents processus ARMA(p,q) possibles, il reste à les valider et à les départager. La validation des processus passe par un examen des coefficients estimés (ils doivent être significativement non nuls) et par un examen des résidus (les résidus estimés doivent suivre un processus bruit blanc : $e_t \sim BB(0, \sigma_e^2)$ où e_t est l'estimateur de l'erreur ε_t puisque l'on a supposé que $\varepsilon_t \sim BB(0, \sigma_\varepsilon^2)$ lors de la définition du processus ARMA(p,q).

- **Test sur les coefficients**

Parmi les processus ARMA estimés, on ne retiendra que ceux dont tous les coefficients ont un t de Student supérieur à 1,96 (pour un risque de 5% et pour une taille d'échantillon suffisamment grande : $T > 30$).

- **Tests sur les résidus**

- **Test d'autocorrélation**

Il existe un grand nombre de tests d'autocorrélation, les plus connus sont ceux de Box et Pierce (1970) et Ljung et Box (1978). Nous n'étudierons ici que le test de Box et Pierce. Le test de Ljung et Box est à appliquer lorsque l'échantillon est de petite taille.

Soit une autocorrélation des erreurs d'ordre K ($K > 1$) :

$$\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \rho_k \varepsilon_{t-k} + v_t \text{ où } v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$$

Les hypothèses du test de Box-Pierce sont les suivantes :

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_k = 0$ vs H_1 : Il existe au moins un ρ_i significativement différent de 0.

Pour effectuer ce test, on a recours à la statistique Q :

$$Q = n \sum_{k=1}^K \hat{\rho}_k^2$$

Où n est le nombre d'observations et $\hat{\rho}_k^2$ est le coefficient d'autocorrélation d'ordre k des résidus estimés e_t .

Sous l'hypothèse H_0 , Q suit la loi Khi-deux avec K degrés de liberté :

$$Q = n \sum_{k=1}^K \hat{\rho}_k^2 > \chi_K^2$$

La règle de décision est la suivante :

Si $Q > \chi_K^2$ où χ_K^2 est la valeur donnée par la table du Khi-Deux pour un risque fixé et un nombre K de degrés de liberté, on rejette H_0 et donc on accepte l'hypothèse d'autocorrélation des erreurs.

- **Test d'hétéroscédasticité**

Il existe plusieurs tests possibles : test de Goldfeld et Quandt, test de White, test de Breusch et Pagan et test ARCH de Engle. Nous étudierons ici le test ARCH car il est très fréquemment employé en économétrie des séries temporelles financières.

Le test ARCH, introduit par Engle (1982), consiste à effectuer une régression autorégressive des résidus carrés sur q retards :

$$e_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2$$

Où e_t désigne le résidu à l'instant t issu de l'estimation des paramètres du processus $ARMA(p, q)$.

Pour déterminer le nombre de retards p , on étudie le corrélogramme des résidus au carré.

Les hypothèses du test ARCH sont les suivantes :

H_0 : homoscedasticité et $\alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$

H_1 : hétéroscédasticité et il y a au moins un coefficient α_i significativement différent de 0

Pour mener le test, on utilise la statistique $LM = n \times R^2$ où n correspond au nombre d'observations de la série e_t et R^2 représente le coefficient de détermination associé à la régression :

$$e_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2$$

Sous l'hypothèse H_0 , la statistique de test $n \times R^2$ suit la loi du Khi-deux à p degrés de liberté.

La règle de décision est alors :

- Si $n \times R^2 \leq \chi_p^2$ où χ_p^2 désigne la valeur critique figurant dans la table du Khi-deux, on accepte l'hypothèse H_0 .
- Si $n \times R^2 > \chi_p^2$ où χ_p^2 désigne la valeur critique valeur figurant dans la table du Khi-deux, on rejette l'hypothèse H_0 . On admet donc qu'il existe un effet ARCH.

• **Critères de choix des modèles**

Après examen des coefficients et des résidus, certains modèles sont écartés. Pour départager les modèles restants, on fait appel aux critères d'information, à savoir :

- Le critère d'Akaike (AIC) :

$$AIC(p, q) = \log(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + 2 \frac{(p + q)}{T}$$

- Le critère d'information bayésien (BIC) :

$$BIC(p, q) = \log(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + 2 \frac{(p + q)}{T} \log(T)$$

Où p est l'ordre de la partie AR et q est l'ordre de la partie MA.

On choisit le modèle qui minimise ces critères. Le modèle sélectionné peut donc être utilisé pour les prévisions.

4. Méthodologie de Box et Jenkins

Le schéma suivant résume les différentes étapes de la méthode de Box et Jenkins :

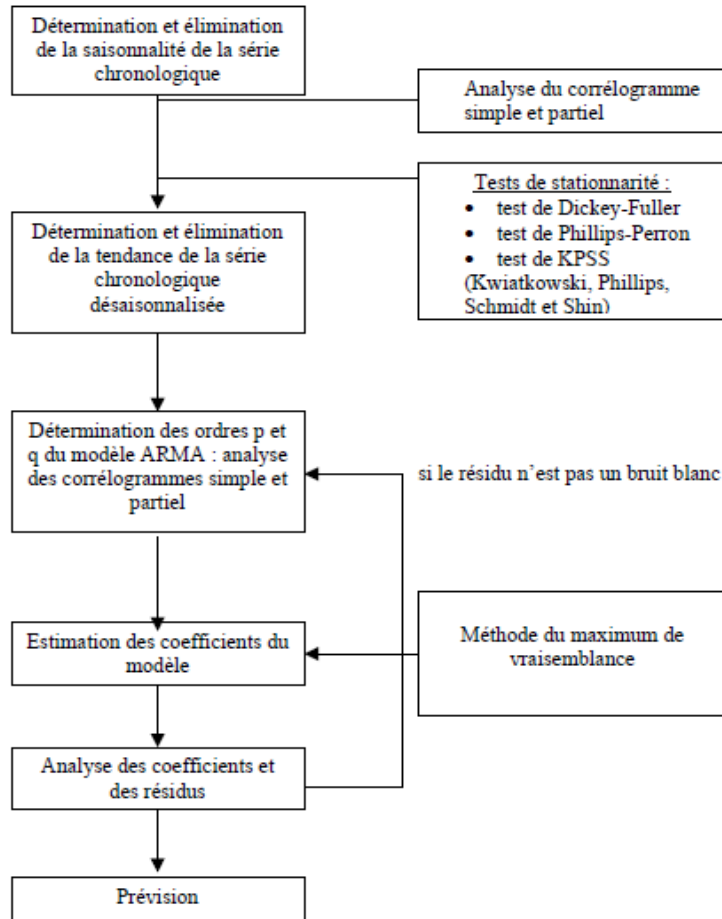


Figure 18: Méthodologie de Box et Jenkins

Dans le cas des résidus hétéroscédastiques, nous procédons aux modèles ARMA à erreurs ARCH ou GARCH.

III.2.2 Modèles ARCH et GARCH

Les modèles classiques de prévision fondés sur les modèles ARMA supposent des séries temporelles à variance constante (hypothèse d'homoscédasticité). Cette modélisation néglige éventuellement l'information contenue dans le facteur résiduel de la chronique.

Les modèles de type ARCH (AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity) permettent de modéliser des chroniques (la plupart du temps financières) qui ont une volatilité (ou variance ou variabilité) instantanée qui dépend du passé. Il est ainsi possible d'élaborer une prévision dynamique de la chronique en termes de moyenne et de variance.

Les modèles ARCH ont été introduits par Engle en 1982, puis généralisés en modèles GARCH (Generalized AutoRegressive Conditionnal Heteroscedasticity), en 1986 par Bollerslev.

1. Modèle ARCH

Les processus ARCH, introduits par Engle (1982), sont utilisés pour modéliser la volatilité d'une série.

- **Processus ARCH (1)**

Le processus X_t est un processus $ARCH(1)$ si :

$$X_t = z_t \times h_t$$

Avec $h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}^2$ la variance conditionnelle du processus X_t et z_t est un bruit blanc avec $z_t \sim N(0,1)$.

Les moments conditionnels se présente comme suit :

$$E[X_t/h_t^2] = E[z_t \times h_t/h_t^2] = h_t E[z_t/h_t^2] = 0$$

La variance conditionnelle s'exprime de la manière suivante :

$$V[X_t/h_t^2] = V[z_t \times h_t/h_t^2] = h_t^2 E[z_t^2/h_t^2] = h_t^2$$

L'espérance non conditionnelle du processus X_t est :

$$E[X_t] = E[E[X_t/h_t^2]] = E[0] = 0$$

La variance à l'instant t est donné par :

$$V[X_t] = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1}$$

Avec $\alpha_0 > 0$ et $\alpha_1 < 1$

De même la covariance de ce processus est définie par :

$$cov[X_t, X_{t+h}/X_{t-m}] = 0 \quad \forall h > 0 \quad \forall m > 0$$

- **Processus ARCH(p)**

Un processus $ARCH(p)$ est un processus défini par :

$$X_t = z_t \times h_t$$

Avec

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i}^2$$

L'espérance du processus est donnée par :

$$E[X_t] = 0$$

La variance se déduit par une formule de récurrence en passant par le calcul de la limite. A ce stade, on se contente de fournir le résultat et de supposer que si $|\sum_{i=1}^p \alpha_i| < 1$ alors la variance du processus existe et elle s'exprime par la formule suivante :

$$V[X_t] = \frac{\alpha_0}{1 - |\sum_{i=1}^p \alpha_i|}$$

- **Condition de stationnarité**

Un processus $ARCH(p)$ est dit stationnaire si :

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$$

- **Test d'un modèle ARCH**

Soit un modèle de régression $y = Xa + \varepsilon$ (ou autorégressif) avec une spécification de type ARCH pour l'erreur ε_t telle que $\varepsilon_t = z_t \times h_t$, $z_t \sim N(0,1)$ et $h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$

Soit l'hypothèse emboîtée H_0 , $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$; contre l'hypothèse alternative, $H_1 : \alpha_i$ non tous nuls. Si l'hypothèse H_0 est acceptée, la variance de l'erreur est constante $\sigma_t^2 = \alpha_i$. Dans le cas contraire les termes de l'erreur suivent un ARCH dont l'ordre p est à déterminer à partir du corrélogramme des résidus carrés.

Le test est fondé soit sur un test de Fisher classique, soit sur le test du multiplicateur de Lagrange (LM) de la régression : $e_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2$.

Pratiquement, on procède de la manière suivante :

1^{ère} étape : Calcul des e_t , les résidus du modèle ARMA.

2^{ème} étape : Calcul des e_t^2 , les résidus carrés.

3^{ème} étape : Régression autorégressive des résidus sur p retards (résidu décalé) où seuls les retards significatifs sont conservés, $e_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2$

4^{ème} étape : Calcul de la statistique du multiplicateur de Lagrange, $LM = n \times R^2$

Avec : n le nombre d'observations servant au calcul de la régression de l'étape 3, R^2 est le coefficient de détermination de l'étape 3.

Si $LM \leq \chi_{p,\alpha}^2$ à p degrés de liberté lu dans la table à un seuil α fixé (en général 0,05), on rejette H_0 de la régression e_t^2 sur e_{t-p}^2 ; on considère que le processus est justifiable d'un modèle ARCH(p).

Ce test permet de déterminer l'ordre p du processus ARCH, sachant qu'un processus ARCH d'ordre 3 semble un maximum, au-delà, le modèle sera justifiable d'un processus de type GARCH (Generalized ARCH).

2. Modèle GARCH

Pour de nombreuses applications, l'introduction d'un grand nombre de retards p dans l'équation de la variance conditionnelle du modèle ARCH (p) est nécessaire pour tenir compte de la longue mémoire de la volatilité qui caractérise certaines séries monétaires et financières. Dans cette perspective, une extension importante, le modèle GARCH, est suggéré par Bollerslev (1986). Cette approche exige moins de paramètres à estimer que la formulation ARCH(p) pour modéliser les phénomènes de persistance des chocs. La variance conditionnelle de la variable étudiée est déterminée par le carré des p termes d'erreur passés et des p variances conditionnelles retardées.

- **Processus GARCH (1,1)**

Un processus GARCH (1,1) s'écrit sous la forme :

$$X_t = z_t \times h_t$$

Avec $z_t \sim N(0,1)$ et $h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2$ représente la variance conditionnelle du processus.

Ainsi, on fournit les moments conditionnels :

$$E[X_t/F_t] = 0$$

Où F_t représente la filtration engendrée par les valeurs passées de X_t, X_t^2 et h_t^2 . De ce fait, la variance conditionnelle du modèle est :

$$V[X_t/F_t] = V[z_t \times h_t/F_t] = h_t^2 V[z_t/F_t] = h_t^2$$

Pour les moments non conditionnels, l'espérance ainsi que la variance du processus sont de la façon suivante :

$$E[X_t] = E[E[X_t/h_t^2]] = E[0] = 0$$

$$V[X_t] = \frac{\alpha_0}{1 - (\alpha_1 + \beta_1)}$$

Avec $\alpha_0 > 0$ et $(\alpha_1 + \beta_1) < 1$

- **Processus GARCH (p,q)**

Un modèle GARCH (p, q) s'écrit de la façon suivante :

$$X_t = z_t \times h_t$$

Avec

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}^2$$

L'espérance s'obtient à partir de la loi des espérances itérées :

$$E[X_t] = E[E[X_t/h_t^2]] = 0$$

Sous la condition $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{i=1}^q \beta_i < 1$, la variance non conditionnelle existe et est donnée par :

$$V[X_t] = \frac{\alpha_0}{1 - (\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{i=1}^q \beta_i)}$$

- **Conditions de stationnarité**

Un processus *GARCH* (p, q) est dit stationnaire si :

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$$

- **Spécification du modèle**

Le modèle *GARCH* est une généralisation, due à Bollerslev (1986), des modèles de type *ARCH*. La spécification est la suivante : $y = Xa + \varepsilon$ avec $\varepsilon_t = z_t \times h_t$, $z_t \sim N(0,1)$ et $h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}^2$ qui est l'écriture d'un *GARCH*(p, q).

Remarque :

- Si $q=0$ on a un *GARCH*(p, q) = *GARCH*($p, 0$) = *ARCH*(p) et si $q=0$ et $p=0$ le processus est donc une marche au hasard
- Un processus de type *GARCH*(p, q) est équivalent à un processus de type *ARCH*(∞). Cette équivalence permet de déterminer les conditions de stationnarité d'un processus de type *GARCH* : $\alpha(1) + \beta(1) < 1$.

Les processus *GARCH* sont similaires aux processus *ARMA* usuels dans le sens où le degré q apparaît comme le degré de la partie de la moyenne mobile et p comme celui de l'autorégressive ; cela permet d'introduire des effets d'innovation. La variance conditionnelle est déterminée par le carré des p erreurs précédentes et des q variances conditionnelles passées.

- **Test et estimation du modèle *GARCH*(p, q)**

- **Test du modèle *GARCH*(p, q)**

Dans le cas d'une hétéroscédasticité conditionnelle supposée, on ne peut tester une spécification de type *ARCH* que contre une spécification de type *GARCH*. Le test porte sur l'hypothèse nulle H_0 d'une erreur *ARCH*(p) contre l'hypothèse H_1 d'une erreur *GARCH*(p, q). On va donc tester l'hypothèse H_0 que les coefficients β_j sont nuls.

$H_0: \beta_j = 0, j = 1, \dots, q$; contre l'hypothèse H_1 : Il existe au moins un β_j non nul.

Le test le plus approprié est celui du multiplicateur de Lagrange :

$LM = n \times R^2 \leq \chi_{q, \alpha}^2$ (q = degré de liberté) où R^2 est le coefficient de détermination obtenu dans la régression par les MCO dans l'équation $h_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \hat{\beta}_j h_{t-j}^2$

Si $LM \leq \chi_{q, \alpha}^2$ lu dans la table à un seuil de confiance (en général 0,05) et q degrés de liberté alors on rejette l'hypothèse H_0 . Les erreurs obéissent à un processus *GARCH*(p, q).

- **Estimation d'un modèle de type *GARCH***

La procédure d'identification des ordres p et q du *GARCH* est la même que pour l'identification des ordres d'un processus *ARMA*. L'estimation des paramètres du modèle

peut se faire à l'aide de l'algorithme de Berndt, Hall ou bien celui de Hall et Hausman (1974) fondé sur la méthode de maximum de vraisemblance.

Conclusion

Si l'hypothèse d'homoscadasticité sur les résidus du modèle retenu est vérifiée, on procède à une modélisation ARMA(p,q) de Box et Jenkins. Sinon, on a recours à une paramétrisation endogène de la variance conditionnelle en utilisant les modèles ARCH et GARCH. Le modèle devient donc un modèle ARMA(p,q) à erreurs ARCH(p) ou GARCH(p,q) (noté que les ordre p et q de ARMA ne sont pas toujours les mêmes pour ARCH ou GARCH).

À l'issue de ce chapitre, nous avons présenté l'aspect théorique des différents modèles utilisés. Le chapitre suivant, se consacrera sur l'aspect pratique : les résultats de l'estimation de ces modèles.

Chapitre 4 : Aspect pratique

Dans ce chapitre, nous allons présenter et analyser les résultats de l'estimation des modèles présentés dans le chapitre précédent.

I. Modèle de marché

I.1 Présentation des données

Les données utilisées dans ce travail sont des données de fréquence quotidienne sur l'historique des valeurs liquidatives de 10 OPCVM (dont cinq sont des OPCVM « monétaire » et cinq sont des OPCVM «OCT») pour la période allant du janvier 2016 à décembre 2018.

I.2 Estimation du modèle

Le tableau 3 résume les résultats de l'estimation du modèle de marché pour chaque OPCVM :

Tableau 3: Estimation des mesures de risque des OPCVM

OPCVM "Monétaire"	α	β	R ²	Risque total	Risque spécifique
SG-CP	-0,00109	1,058744	0,740559	0,0032425	0,001653
EMERG-MONET	-0,00169	1,116908	0,768051	0,00335885	0,001619
KENZ+	-0,00272	1,150124	0,814162	0,00335937	0,001449
UPLINE-P	-0,0012	1,169722	0,629463	0,00388567	0,002367
CDG-T	-0,0079	1,383458	0,742316	0,00423195	0,00215
OPCVM "OCT"					
CDG-OCT	-0,02848	2,38087	0,643227	0,00782388	0,004676
AL AMAL	-0,02428	2,179309	0,750776	0,00662876	0,003311
UPLINE-OBLIG	0,035876	-0,33148	0,015768	0,00695721	0,006907
SG-OCT	-0,02612	2,260996	0,607421	0,00764582	0,004794
EMERG-MONET+	-0,02909	2,438516	0,593025	0,0083456	0,005328

Pour les estimations du modèle de marché, nous avons combiné les régressions apparemment indépendantes de chaque OPCVM en utilisant la méthode SUR, (Seemingly Unrelated Regression) de Zellner (1962), pour deux systèmes de régressions indépendantes : un pour les rendements des OPCVM « Monétaire » et l'autre pour les OPCVM « OCT ».

I.3 Interprétation des résultats

Les estimations du tableau 3 présentent des résultats suivants :

- Les coefficients bêtas de ces OPCVM sont supérieurs à 1, ceci implique que le rendement de l'OPCVM i est supérieur à celui du marché.
- Les modèles représentent un bon ajustement, mesuré par le coefficient R², notamment pour « KENZ+ », 81% de sa variabilité est expliqué par le marché, de même pour « EMERG-MONET+ », 59 % de sa variabilité est expliqué par celle du marché.

L'OPCVM « UPLINE-OBLIG » présente un cas particulier. Il a un coefficient bêta négatif et un R² très faible. Ceci veut dire que ce modèle n'est pas significatif. Cet OPCVM ne

suit forcément pas le marché. Son rendement peut être expliqué par d'autres facteurs spécifiques que seule sa société de gestion peut déterminer.

Les matrices de corrélation suivantes confirment les résultats de ces estimations :

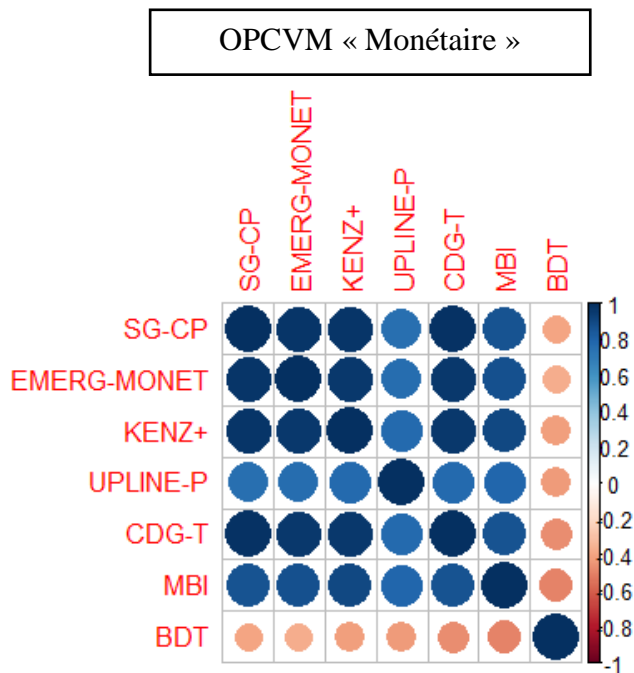


Figure 19: Matrice de corrélation des OPCVM "Monétaire"

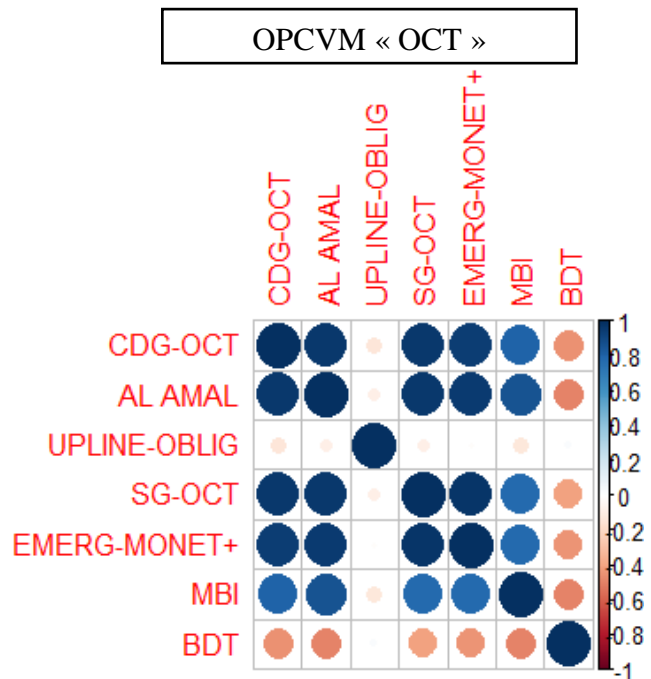


Figure 20: Matrice de corrélation des OPCVM "OCT"

Les OPCVM sont fortement corrélés par rapport au MBI (représente le marché), ils sont même corrélés entre eux. Sauf « UPLINE OBLIG », il enregistre une corrélation faible par rapport au marché et par rapport aux autres OPCVM de même catégorie.

Un autre constat que nous utiliserons plus tard dans la partie de MEDAF, est que les OPCVM étudiés ne sont pas corrélés avec le taux sans risque (représenté par le BDT : les Bons de Trésor).

Conclusion

Le modèle de marché représente un état descriptif de l'influence du marché sur les différents OPCVM. Dans le cadre d'étude du comportement des OPCVM, nous avons utilisé, pour évaluer les prix de ces OPCVM en termes de risque, le modèle d'évaluation des actifs financiers.

II. Estimation et validation du MEDAF

II.1 Présentation des hypothèses

Dans l'objectif de confirmer la validité du MEDAF, nous allons, dans un premier temps, vérifier les tests de spécification économétrique. Puis, nous allons appliquer le modèle de régression linéaire de Black, Jensen et Scholes pour estimer les bêtas et tester le MEDAF.

Rappelons que ce modèle de régression, précédemment présenté, est défini par la formule suivante : $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \xi_{it}$

II.2 Tests de spécification économétrique

Les tests utilisés pour vérifier les spécificités économétriques de la régression sont :

- Test d'hétéroscédasticité : les résidus doivent être homoscedastiques. Pour ce faire, nous allons utiliser le test de Breusch-Pagan (BP) dont l'hypothèse nulle stipule l'homoscedasticité des résidus.
- Test d'autocorrélation : les résidus doivent être non autocorrélés entre eux pour une même équation de régression. Pour ce faire, nous allons utiliser le test de Breusch-Godfrey (BG) dont l'hypothèse nulle stipule l'absence d'autocorrélation des résidus.

Concernant l'hypothèse de normalité, la vérification de celle-ci ne sera pas effectuée étant donné la taille de l'échantillon sur lequel nous allons travailler.

II.3 Test de validité de MEDAF

Dans un deuxième temps, pour tester la validité du MEDAF nous allons tester l'hypothèse de significativité du paramètre α_i (la constante de la régression de Black, Jensen et Scholes), sachant que le non-rejet de H_0 confirme la validité du modèle.

Ainsi, les coefficients α_i devraient être conjointement égaux à 0. L'hypothèse nulle du MEDAF est donc :

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N = 0 \quad \text{Et} \quad H_1 : \exists i, \alpha_i \neq 0$$

Si les équations des régressions sont indépendantes, les résidus sont indépendants les uns des autres ($cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0, i \neq j$). Il suffit de comparer les t-values obtenues pour chaque α_i avec la distribution théorique, celle de Student.

Sinon, nous effectuons des tests de significativité jointe à la suite des régressions multivariées pour tester simultanément la validité du MEDAF.

II.4 Présentation des résultats

Nous exploitons le même historique utilisé pour l'estimation du modèle de marché, mais cette fois-ci au lieu d'utiliser les rendements simples nous allons opter pour les rendements excédentaires, puisque les rendements des OPCVM ne sont pas corrélés avec le taux sans risque.

Les tableaux 4 et 5 présentent respectivement les informations sur l'estimation des coefficients bêta et alpha de chaque régression de Black, Jensen et Scholes.

Tableau 4: Statistiques relatives aux bêtas estimés par la regression de Black, Jensen et Scholes

OPCVM "Monétaire"	β	Ecart-type de β	T-value de β	Pr(> t) de β
SG-CP	1,019499	1,72E-02	59,388	< 2e-16
EMERG-MONET	1,024803	1,84E-02	55,62	<2e-16
KENZ+	1,081642	1,51E-02	71,84	<2e-16
UPLINE-P	0,799498	0,031044	25,75	<2e-16
CDG-T	1,278954	2,14E-02	59,89	<2e-16
OPCVM "OCT"				
CDG-OCT	2,043182	0,0443257	46,09	<2e-16
AL AMAL	1,820208	0,0354582	51,33	<2e-16
UPLINE-OBLIG	0,135305	0,0713541	1,896	0,0583
SG-OCT	1,912566	0,0472765	40,45	<2e-16
EMERG-MONET+	2,041292	0,0536319	38,06	<2e-16

Tableau 5: Statistiques relatives aux constantes par la régression de Black, Jensen et Scholes

OPCVM "Monétaire"	α	Ecart-type de α	T-value de α	Pr(> t) de α
SG-CP	0,000338	6,57E-05	5,155	3,25E-07
EMERG-MONET	0,001154	7,05E-05	16,37	<2e-16
KENZ+	0,000865	5,76E-05	15,02	<2e-16
UPLINE-P	0,005624	0,0001187	4,74E+01	<2e-16
CDG-T	0,001135	8,17E-05	13,9	<2e-16
OPCVM "OCT"				
CDG-OCT	0,003963	0,0001695	23,38	<2e-16
AL AMAL	0,003515	0,0001356	25,92	<2e-16
UPLINE-OBLIG	0,004455	0,0002729	16,324	<2e-16
SG-OCT	0,00356	0,0001808	19,69	<2e-16
EMERG-MONET+	0,004768	0,0002051	23,25	<2e-16

Les tableaux ci-dessus représentent les estimations que nous avons obtenues en appliquant la régression de Black, Jensen et Scholes (1972) par la méthode SUR.

Ainsi ces résultats sont obtenus après avoir régressé la prime de risque de l'OPCVM i sur la prime de risque du marché. Le tableau 4 qui concerne l'estimation des bêtas nous servira à analyser et à comparer le risque systématique de chaque OPCVM, et le tableau 5 nous fournira des informations sur la constante de la régression qui sert à tester la validité du MEDAF.

Tout d'abord, nous vérifions les spécificités économétriques de chaque régression. Le tableau 6 regroupe les p-values des tests effectués (les résultats de ces deux tests sont présentés en annexe I).

Tableau 6: P-values des tests d'autocorrélation (BG) et test d'homoscédasticité (BP)

OPCVM "Monétaire"	P-value(BG)	P-value(BP)
SG-CP	< 2,2e-16	6,45E-13
EMERG-MONET	< 2,2e-16	1,99E-11
KENZ+	< 2,2e-16	1,59E-11
UPLINE-P	< 2,2e-16	2,71E-11
CDG-T	< 2,2e-16	1,10E-10
OPCVM "OCT"		
CDG-OCT	< 2,2e-16	2,98E-12
AL AMAL	< 2,2e-16	3,58E-10
UPLINE-OBLIG	< 2,2e-16	2,04E-06
SG-OCT	< 2,2e-16	7,75E-05
EMERG-MONET+	< 2,2e-16	0,0005767

Pour le test d'hétéroscédasticité, nous rejetons l'hypothèse nulle d'homoscédasticité pour tous les OPCVM. De même pour le test d'autocorrélation, nous rejetons l'hypothèse nulle d'autocorrélation d'ordre 1 pour tous les résidus du modèle de régression.

Afin de corriger ces problèmes, nous utilisons la méthode de Newey-West. Cette méthode sert à ré-estimer la matrice de variance-covariance des coefficients pour corriger à la fois le problème d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des résidus.

Ainsi, les estimations des régressions de Black, Jensen et Scholes après la correction de Newey-West se présentent dans les tableaux 7 et 8 :

Tableau 7: Statistiques relatives aux bêtas estimés par MEDAF après correction de Newey-West

OPCVM "Monétaire"	β	Ecart-type de β	T-value de β	Pr(> t) de β
SG-CP	1,019499	0,09918225	10,279	<2e-16
EMERG-MONET	1,024803	0,09747498	10,5135	< 2,2e-16
KENZ+	1,081642	0,07672735	14,0972	< 2,2e-16
UPLINE-P	0,799498	0,1292881	6,1838	1,03E-09
CDG-T	1,278954	0,11704224	10,9273	< 2,2e-16
OPCVM "OCT"				
CDG-OCT	2,043182	0,1981887	10,3093	< 2,2e-16
AL AMAL	1,820208	0,16141265	11,2767	< 2,2e-16
UPLINE-OBLIG	0,135305	0,1899921	0,7122	0,476587
SG-OCT	1,912566	0,15796811	12,1073	< 2,2e-16
EMERG-MONET+	2,041292	0,16872085	12,0986	< 2,2e-16

Tableau 8: Statistiques relatives aux constantes de MEDAF après correction de Newey-West

OPCVM "Monétaire"	α	Ecart-type de α	T-value de α	Pr(> t) de α
SG-CP	0,000338	0,00025138	1,3462	0,1786
EMERG-MONET	0,001154	0,00025273	4,5647	5,85E-06
KENZ+	0,000865	0,0001965	4,4023	1,23E-05
UPLINE-P	0,005624	0,0006106	9,21E+00	< 2,2e-16
CDG-T	0,001135	0,00028842	3,9355	9,08E-05
OPCVM "OCT"				
CDG-OCT	0,003963	0,00075219	5,2689	1,80E-07
AL AMAL	0,003515	0,00043099	8,1553	1,47E-15
UPLINE-OBLIG	0,004455	0,0013994	3,1831	0,001518
SG-OCT	0,00356	0,00053317	6,6779	4,73E-11
EMERG-MONET+	0,004768	0,00061626	7,7376	3,29E-14

II.5 Analyse et interprétation des résultats

II.5.1 Coefficient bêta

- **Analyse**

Au niveau du tableau 7, nous observons les estimations des bêtas faites à l'aide du modèle de régression de Black, Jensen et Scholes (1972). La deuxième colonne du tableau donne des informations sur le coefficient bêta de chaque OPCVM.

L'OPCVM qui a le bêta le plus élevé, pour les OPCVM « Monétaire », est « CDG-OCT » et « CDG-T » au niveau des OPCVM « OCT ».

Celui qui a le bêta le plus faible est « UPLINE-P », pour les OPCVM « Monétaire » et « UPLINE-OBLIG », pour les OPCVM « OCT ».

Rappelons que nous avons conclu dans le modèle de marché que « UPLINE-OBLIG » ne suit pas le marché. Nous ne nous baserons pas sur ces estimations dans ce modèle.

On note également que les OPCVM « OCT » ont des bêtas plus élevés que les OPCVM « Monétaire ».

Il est important de souligner le fait que tous les OPCVM quel que soit leurs catégories, ont un bêta significativement différent de zéro. La cinquième colonne du tableau 5 donne des informations sur la p-value associée à chaque coefficient bêta (toutes les p-values sont inférieures à 5 %).

- **Interprétation**

Les OPCVM qui ont un coefficient bêta supérieur à 1 sont plus performants que le marché, en revanche, ceux qui ont un bêta inférieur à 1 sont moins performants que le marché.

On outre, les OPCVM « OCT » sont plus sensible aux variations du marché que les OPCVM « Monétaire ». C'est pour cela qu'ils ont des coefficients bêtas grands.

Néanmoins, la prime de risque du marché s'avère être significative pour la prime de risque de chaque OPCVM.

II.5.2 Coefficient alpha

Le tableau 8 nous donne des informations sur la constante de la régression de Black, Jensen et Scholes. Nous avons dans la deuxième colonne de ce tableau la constante de chacune des 10 régressions. La cinquième colonne du tableau présente la p-value de chaque constante. Ces p-values nous permettent d'affirmer que toutes les constantes sont significativement non différentes de zéro. Puisque les résidus des équations de régression ne sont pas corrélés¹⁰ les uns des autres, il suffit de comparer les t-values obtenues pour chaque α_i avec la distribution théorique pour tester la validité de MEDAF. De ce fait, le MEDAF est invalide.

Conclusion

Le modèle d'évaluation des actifs financiers dans notre cas n'est pas valide. Il ne parvient pas à expliquer correctement la prime de risque de l'OPCVM, car ce dernier ne dépend pas uniquement de la prime de risque du marché. Il faut donc chercher d'autres facteurs afin d'expliquer cette prime. Tenant compte de la non-disponibilité des données, nous allons opter pour des modèles qui se basent seulement sur les rendements des OPCVM notamment les modèles de série chronologique basés principalement sur les modèles ARMA, ARCH et GARCH qui seront présentés dans la partie suivante.

III. Modélisation en séries chronologique

Dans cette partie, nous travaillons seulement avec les données de l'année 2018 puisque les années 2016 et 2017 posent des problèmes dans le cas de la validation des modèles. Les rendements de la valeur liquidative des OPCVM utilisés dans cette étude se calculent comme suit :

$$r_t = \log(VL_t) - \log(VL_{t-1})$$

Avec :

VL_t : La valeur liquidative de l'OPCVM à la date t.

r_t : Le logarithme du rendement R_t , avec $R_t = \frac{VL_t - VL_{t-1}}{VL_{t-1}}$ donc $r_t = \log(1 + R_t)$

II.1 Test de stationnarité

Les représentations graphiques suivantes montrent que les séries des rendements pour les OPCVM « Monétaire » et les OPCVM « OCT » semblent stationnaires :

¹⁰ La matrice de covariance des résidus des régressions estimées par la méthode SUR donne des covariances très faible pour les deux systèmes d'équation utilisés. Voir annexe II.

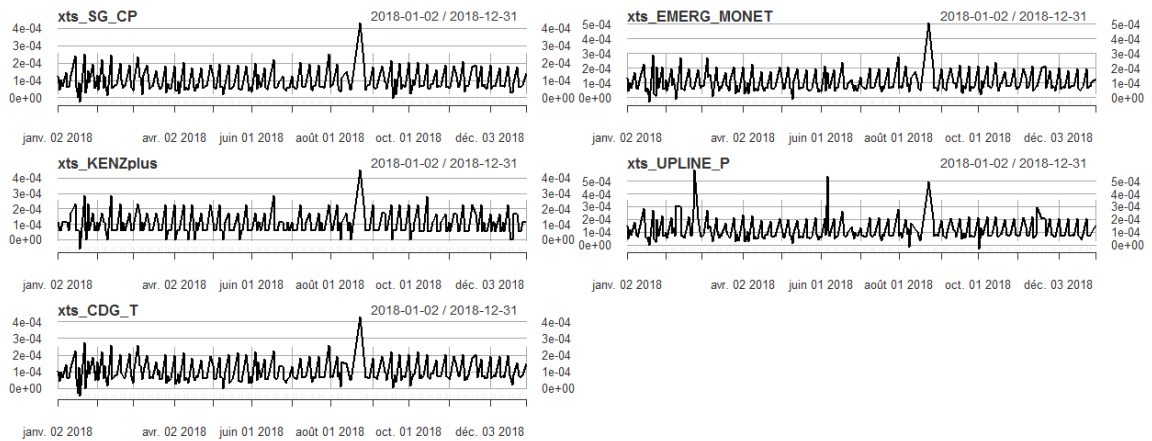


Figure 21: Représentation graphique des séries de rendement des OPCVM "Monétaire"

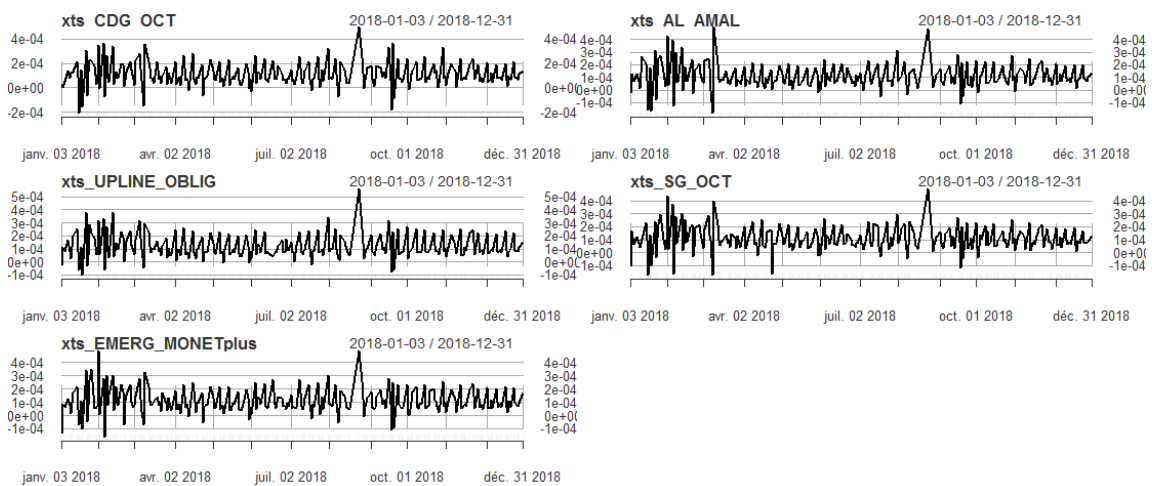


Figure 22: Représentation graphique des séries de rendement des OPCVM "OCT"

Ce constat est confirmé d'ailleurs par le test de Dickey et Fuller.

- Le test ADF

Le test de Dickey-Fuller permet d'identifier si une série est stationnaire ou non et permet aussi de déterminer la bonne manière de stationnariser la série. Le test DF standard est un test de stationnarité qui ne concerne que les processus autorégressifs d'ordre 1 (processus AR(1)). Le test de Dickey-Fuller a ensuite été prolongé par le test de Dickey-Fuller augmenté ADF (Augmented Dickey Fuller) afin de détecter la présence d'une racine unitaire pour les processus de type AR(p).

La série est stationnaire si nous amenons à rejeter l'hypothèse nulle du test ADF qui stipule la présence d'une racine unitaire, autrement dit la série n'est pas stationnaire.

Comme nos séries semblent stationnaires nous utilisons directement le test de racine unitaire sans procéder à tester les trois modèles de test ADF. Ces modèles sont utilisés au cas où la série est non stationnaire afin de déterminer la manière de la stationnariser en identifiant le type de son processus (un processus TS ou DS).

Le tableau 9 représente les résultats du test ADF pour les OPCVM « Monétaire » et les OPCVM « OCT ». Pour plus d'information voir Annexe III.

Tableau 9: Résultats du test ADF

OPCVM "Monétaire"	Statistique ADF	P-value
SG_CP	-5,8406	0,01
UPLINE_P	-5,9443	0,01
EMERG_MONET	-6,0111	0,01
KENZ_PLUS	-6,2593	0,01
CDG_T	-5,8274	0,01
OPCVM "OCT"		
SG_OCT	-5,4986	0,01
UPLINE_OBLIG	-5,7108	0,01
EMERG_MONETplus	-5,8057	0,01
AL_AMAL	-5,3461	0,01
CDG_OCT	-5,9027	0.01

Nous rejetons l'hypothèse de la non-stationnarité puisque toutes les p-values sont inférieures à 5%. Nous confirmons donc que nos séries sont effectivement stationnaires.

II.2 Estimation des modèles $ARMA(p, q)$

La détermination des ordres p et q se fait à travers l'étude des corrélogrammes simples et partiels des séries stationnaires. Les corrélogrammes des séries de rendement des différents OPCVM « Monétaire » et OPCVM « OCT » se présentent ci-dessous :

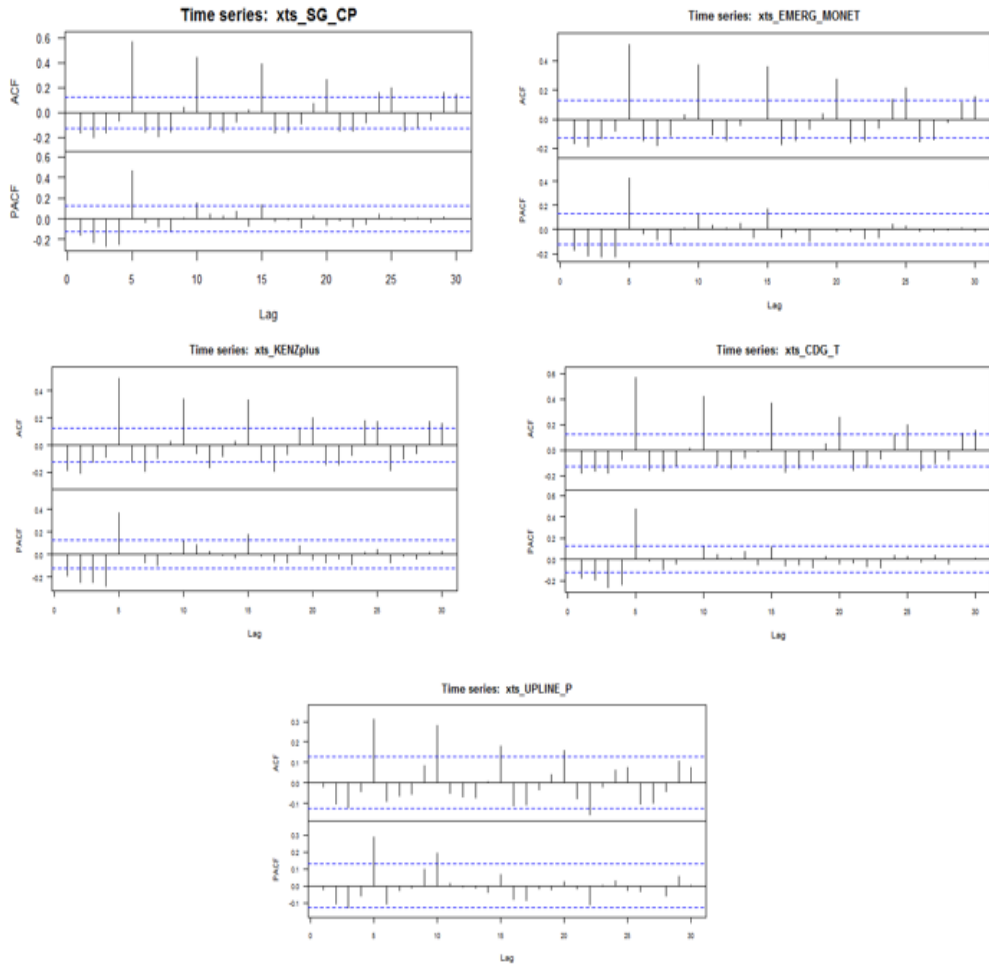


Figure 23: Corrélogrammes simple et partiel des OPCVM "Monétaire"

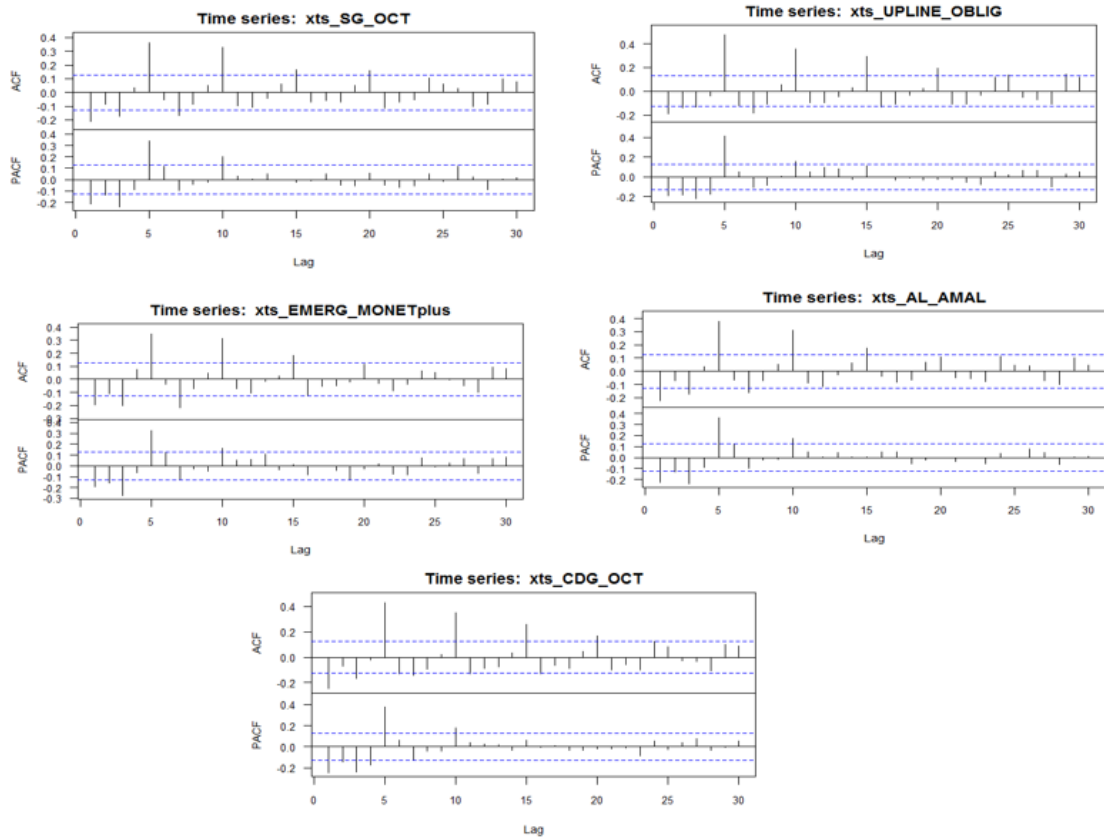


Figure 24: Corrélogrammes simple et partiel des OPCVM "OCT"

Les corrélogrammes simples et partiels des séries ne représentent pas des marches aux hasards, il existe donc une représentation dans la classe des processus ARMA puisqu'ils sont à mémoire.

Nous utilisons la fonction « auto.arima » sur le logiciel R afin de déterminer le modèle optimal qui minimise les critères AIC et BIC pour chaque OPCVM.

Le tableau 10 présente le modèle optimal de chaque série. Ces modèles ont tous des coefficients significatifs au seuil de 5%.

Tableau 10: Modèles ARMA optimaux

OPCVM "Monétaire"	ARMA(p,q)	AIC	BIC	sigma ²
SG_CP	ARMA(4,5)	-4215,46	-4176,817	2,20E-09
UPLINE_P	ARMA(5,3)	-3980,51	-3945,376	5,76E-09
EMERG_MONET	ARMA(5,5)	-4148,16	-4106	2,87E-09
KENZPLUS	ARMA(4,4)	-4131,21	-4096,07	3,24E-09
CDG_T	ARMA(4,4)	-4193,22	-4158,083	2,43E-09
OPCVM "OCT"				
SG_OCT	ARMA(5,2)	-3950,91	-3919,294	6,53E-09
UPLINE_OBLIG	ARMA(5,2)	-4001,31	-3969,68	5,50E-09
EMERG_MONETplus	ARMA(2,4)	-3960,41	-3932,303	6,34E-09
AL_AMAL	ARMA(5,2)	-3956,72	-3925,096	6,38E-09
CDG_OCT	ARMA(5,2)	-3952,9	-3921,28	6,69E-09

II.3 Analyse des résidus

Pour valider les modèles ARMA optimaux, nous devons vérifier si les résidus sont des bruits blancs. Autrement dit, si les résidus sont non autocorrélés et homoscedastiques. Pour ce faire, nous utilisons le teste de Box Pierce pour l'autocorrélation et le test ARCH pour l'homoscedasticité. Le tableau suivant regroupe les résultats de ces deux tests :

Tableau 11: Tests de Box Pierce et test ARCH

OPCVM "Monétaire"	P-value du test Box Pierce	P-value du test ARCH
SG_CP	0,936	0,6167
UPLINE_P	0,9858	0,9876
EMERG_MONET	0,9646	0,4346
KENZ_PLUS	0,9276	0,547
CDG_T	0,9343	0,14
OPCVM "OCT"		
SG_OCT	0,9512	0,0007008
UPLINE_OBLIG	0,8387	0,0183
EMERG_MONETplus	0,9667	2,47E-05
AL_AMAL	0,9967	6,27E-05
CDG_OCT	0,9989	0,0008093

Au niveau du test Box Pierce, nous acceptons l'hypothèse nulle, au seuil de 5%, de non-autocorrélation des résidus pour tous les OPCVM. Les résidus sont donc non autocorrélés entre eux pour chaque modèle ARMA retenus dans la partie précédente. Voir les corrélogrammes des résidus dans l'annexe III.

Au niveau du test ARCH, les résidus des modèles ARMA pour les OPCVM « Monétaire » sont homoscedastiques alors qu'ils sont hétéroscedastiques pour les OPCVM « OCT ». Pour ces derniers on dit qu'il existe un effet ARCH.

En résumé, l'hypothèse de bruit blanc est acceptée pour les OPCVM « Monétaire ». Nos modèles ARMA sont donc valides pour les prévisions des séries de rendement des OPCVM « Monétaire ». Concernant les modèles des OPCVM « OCT », nous procédons à la modélisation des résidus afin de capter le phénomène d'hétéroscedasticité en utilisant les modèles ARCH ou GARCH.

- Test de normalité des résidus

Pour tester la normalité des résidus, nous utilisons le test de Shapiro Wilk¹¹ qui a pour hypothèse nulle la normalité des résidus. Les résultats du test se présentent dans le tableau 12 :

¹¹ Voir annexe III pour plus de détail.

Tableau 12: Tests Shapiro Wilk

OPCVM "Monétaire"	W de Shapiro-Wilk	P-value
SG_CP	0,88512	9,22E-13
UPLINE_P	0,80391	< 2,2E-16
EMERG_MONET	0,88184	5,75E-13
KENZ_PLUS	0,90962	4,35E-11
CDG_T	0,92257	4,44E-10
OPCVM "OCT"		
SG_OCT	0,96841	2,64E-05
UPLINE_OBLIG	0,9491	1,29E-07
EMERG_MONETplus	0,95821	1,34E-06
AL_AMAL	0,9395	1,39E-08
CDG_OCT	0,96898	3,16E-05

Nous rejetons l'hypothèse de normalité, au seuil 5%. Les résidus donc ne suivent pas la loi normale.

Pour vérifier le type de la distribution, nous nous référons aux coefficients d'aplatissement « Kurtosis » et les coefficients d'asymétrie « Skewness » des résidus. En effet pour la loi normale le coefficient d'aplatissement est égal à 3 tandis que le coefficient d'asymétrie est nul.

Tableau 13: Coefficients d'aplatissement et d'asymétrie de la distribution des résidus

OPCVM "Monétaire"	Kurtosis	Skewness
SG_CP	12,9635	1,786375
UPLINE_P	14,57887	2,550683
EMERG_MONET	14,05433	1,816414
KENZ_PLUS	14,57887	1,366947
CDG_T	9,1697	1,176953
OPCVM "OCT"		
SG_OCT	4,904776	0,3218
UPLINE_OBLIG	6,313911	0,784
EMERG_MONETplus	5,358974	0,5724
AL_AMAL	6,178504	0,5208
CDG_OCT	5,05942	0,0221

Les coefficients d'aplatissement « Kurtosis » sont tous supérieures à 3. De plus, les coefficients d'asymétrie « Skewness » ne sont pas nuls. Dans ce cas, la distribution de nos séries est dite leptokurtique¹².

¹² Les queues de probabilité sont plus épaisses que celles d'une loi normale aux extrémités, les valeurs anormales sont donc plus fréquentes.

III.4 Modèles ARCH et GARCH

Cette partie concerne seulement les séries des rendements des OPCVM « OCT » puisqu'elles présentent un phénomène d'hétéroscédasticité des résidus.

Le principe des modèles ARCH et GARCH consiste à déterminer la variance conditionnelle d'un processus comme une moyenne pondérée des carrés des résidus passés de ce processus. Ces modèles fournissent une bonne représentation de l'hétéroscédasticité dépendante du temps, améliorent la qualité de l'estimation ainsi que la précision en matière de prévision.

- **Estimation des modèles ARMA à erreur ARCH ou GARCH**

Pour chaque série, nous comparons les modèles ARMA à erreur ARCH ou GARCH dont tous les paramètres sont significatifs au seuil de 5%.

Pour la série « AL AMAL », par exemple, le tableau suivant présente les modèles possibles pouvant modéliser notre série.

Tableau 14: Estimation des modèles ARMA à erreur ARCH de la série "AL AMAL"

Modèle	AIC	BIC	P-value du test Ljung-Box sur les résidus du modèle	P-value du test ARCH sur les résidus du modèle
ARMA (5,2) + ARCH (1)	-15,9175	-15,7755	0,9516	1,10E-04
ARMA (5,2) + GARCH (1,1)	-15,7519	-15,9556	0,8538	0,226
ARMA (5,2) + GARCH (1,2)	-15,7767	-15,6062	0,8655	0,713
ARMA (5,2) + GARCH (2,1)	-15,7566	-15,5861	0,8615	0,659

Le modèle optimal de la série « AL AMAL » est un ARMA(5,2) à erreur GARCH (1,1), puisqu'il minimise les critères d'information. Les résidus de ce modèle sont donc homoscedastiques (p-value du test ARCH est supérieure à 5%) et non autocorrélés (p-value du test Ljung Box¹³ est supérieur à 5%).

Nous procédons de manière similaire pour les autres séries. Celles-ci sont des modèles ARMA à erreurs GARCH(1,1) avec des résidus homoscedastiques et non autocorrélés. Le tableau 15 regroupe les p-values des tests statistiques :

Tableau 15: Tests d'autocorrélation et d'homoscédasticité

OPCVM	Ljung-Box	Test ARCH
<i>SG_OCT</i>	0,8621	0,1139
<i>UPLINE_OBLIG</i>	0,5202	0,3461
<i>EMERG_MONETplus</i>	0,0816	0,0669
<i>AL_AMAL</i>	0,8538	0,226
<i>CDG_OCT</i>	0,989	0,1306

¹³ Le test de Ljung Box a le même principe que le test de Box Pierce. Sa statistique est de la forme suivante :

$$Q = n(n + 2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k}$$

Les résidus des différents modèles sont donc des bruits blancs.

III.5 Les modèles optimaux des séries étudiées

Les tableaux 16 et 17 résument l'ensemble des modèles valides retenues pour établir les prévisions :

Tableau 16: Modèles ARMA optimaux pour les OPCVM "Monétaire"

OPCVM	ARMA(p,q)
SG_CP	$\hat{X}_t + 0.980X_{t-1} + 0.981X_{t-2} + 0.9729X_{t-3} + 0.839X_{t-4}$ $= \varepsilon_t + 0.768\varepsilon_{t-1} + 0.674\varepsilon_{t-2} + 0.624\varepsilon_{t-3}$ $+ 0.441\varepsilon_{t-4}$ $\text{avec } \{\varepsilon_t\} \sim BB(0, 2.202 \times 10^{-9})$
UPLINE_P	$\hat{X}_t + 0.327X_{t-1} + 0.474X_{t-2} + 0.613X_{t-3} - 0.179X_{t-5}$ $= \varepsilon_t + 0.298\varepsilon_{t-1} + 0.428\varepsilon_{t-2} + 0.585\varepsilon_{t-3}$ $\text{avec } \{\varepsilon_t\} \sim BB(0, 5.755 \times 10^{-9})$
EMERG_MONET	$\hat{X}_t + 1.8355X_{t-1} + 1.8311X_{t-2} + 1.8327X_{t-3} + 1.6852X_{t-4}$ $+ 0.7392X_{t-5}$ $= \varepsilon_t + 1.672\varepsilon_{t-1} + 1.420\varepsilon_{t-2} + 1.340\varepsilon_{t-3}$ $+ 1.117\varepsilon_{t-4} + 0.477\varepsilon_{t-5}$ $\text{avec } \{\varepsilon_t\} \sim BB(0, 2.867 \times 10^{-9})$
KENZPLUS	$\hat{X}_t + 0.881X_{t-1} + 0.943X_{t-2} + 0.938X_{t-3} + 0.745X_{t-4}$ $= \varepsilon_t + 0.6235\varepsilon_{t-1} + 0.6221\varepsilon_{t-2}$ $+ 0.6263\varepsilon_{t-3} + 0.3285\varepsilon_{t-4}$ $\text{avec } \{\varepsilon_t\} \sim BB(0, 3.24 \times 10^{-9})$
CDG_T	$\hat{X}_t + 0.975X_{t-1} + 0.988X_{t-2} + 0.946X_{t-3} + 0.831X_{t-4}$ $= \varepsilon_t + 0.761\varepsilon_{t-1} + 0.719\varepsilon_{t-2} + 0.563\varepsilon_{t-3}$ $+ 0.422\varepsilon_{t-4}$ $\text{avec } \{\varepsilon_t\} \sim BB(0, 2.43 \times 10^{-9})$

Tableau 17: Modèles ARMA + GARCH optimaux pour les OPCVM "OCT"

OPCVM	ARMA(p,q) +GARCH(1,1)
OCT_SG	$\hat{X}_t + 0.431X_{t-2} + 0.238X_{t-3} - 0.259X_{t-5}$ $= \varepsilon_t - 0.319\varepsilon_{t-1} + 0.459\varepsilon_{t-2} + 0.000098$ $\varepsilon_t = h_t \times z_t$ $h_t^2 = 0.9 h_{t-1}^2 + 0.05 \varepsilon_{t-1}^2$

UPLINE_OBLIG	$\hat{X}_t - 0.268X_{t-1} = \varepsilon_t - 0.563\varepsilon_{t-1} + 0.000116$ $\varepsilon_t = h_t \times z_t$ $h_t^2 = 0.9 h_{t-1}^2 + 0.05 \varepsilon_{t-1}^2$
EMERG_MONETplus	$\hat{X}_t - 0.436X_{t-1} + 0.800X_{t-2} = \varepsilon_t - 0.761\varepsilon_{t-1} +$ $0.948\varepsilon_{t-2} - 0.442\varepsilon_{t-3} + 0.227\varepsilon_{t-4} + 0.000106$ $\varepsilon_t = h_t \times z_t$ $h_t^2 = 0.9 h_{t-1}^2 + 0.05 \varepsilon_{t-1}^2$
AL_AMAL	$\hat{X}_t + 0.360X_{t-2} + 0.231X_{t-3} - 0.301X_{t-5}$ $= \varepsilon_t + 0.381\varepsilon_{t-2} + 0.000101$ $\varepsilon_t = h_t \times z_t$ $h_t^2 = 0.9 h_{t-1}^2 + 0.05 \varepsilon_{t-1}^2$
OCT_CDG	$\hat{X}_t + 0.333X_{t-2} + 0.249X_{t-3} - 0.340X_{t-5}$ $= \varepsilon_t + 0.299\varepsilon_{t-2} + 0.000103$ $\varepsilon_t = h_t \times z_t$ $h_t^2 = 0.9 h_{t-1}^2 + 0.05 \varepsilon_{t-1}^2$

III.6 Prévisions

Les prévisions sont calculées à partir des modèles retenus dans la partie précédente. Nous calculons les prévisions pour les 30 jours prochains pour les OPCVM « Monétaire » et les 15 jours prochains pour les OPCVM « OCT » (à compter du 31/12/2018), puisque nous avons remarqué que les valeurs prédictives stagnent à partir de ses périodes.

Les résultats des prévisions pour chaque série se présentent dans les graphiques suivants, elles sont présentées par des traits en bleu pour les OPCVM « Monétaire » et par des traits en jaune pour les OPCVM « OCT ».

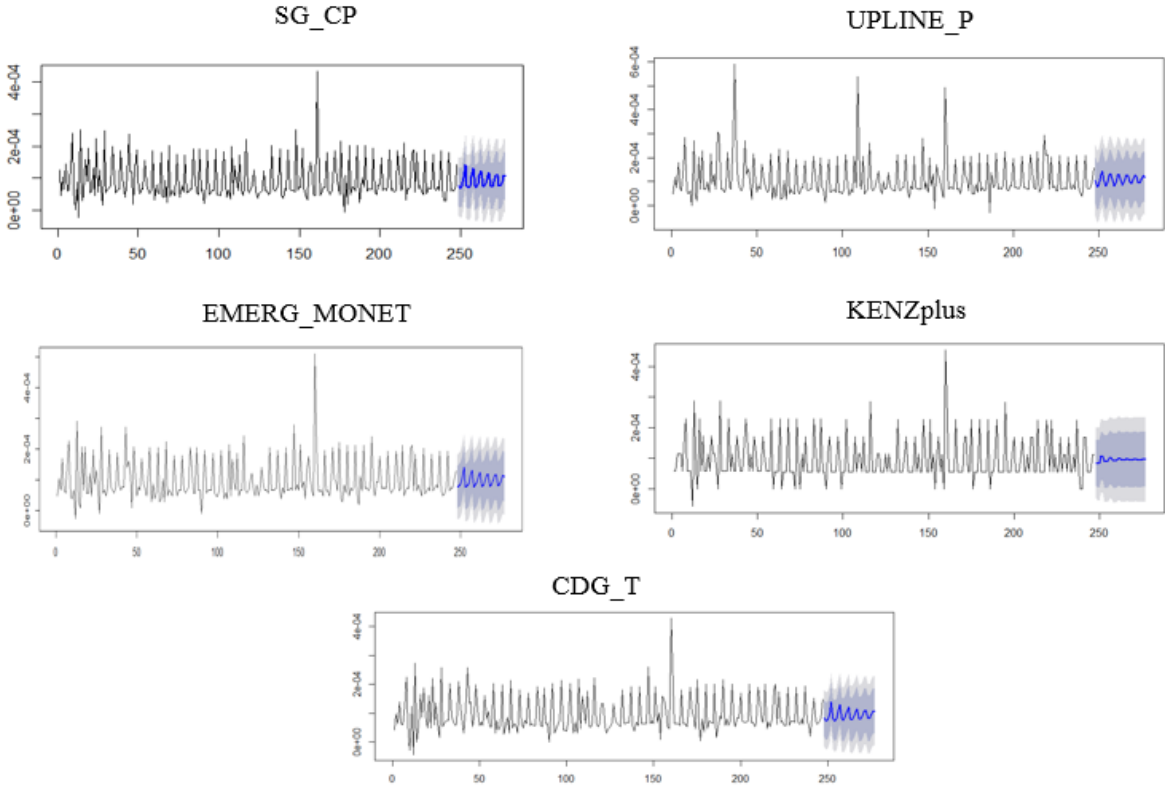


Figure 25: Prévisions pour les séries des OPCVM "Monétaire"

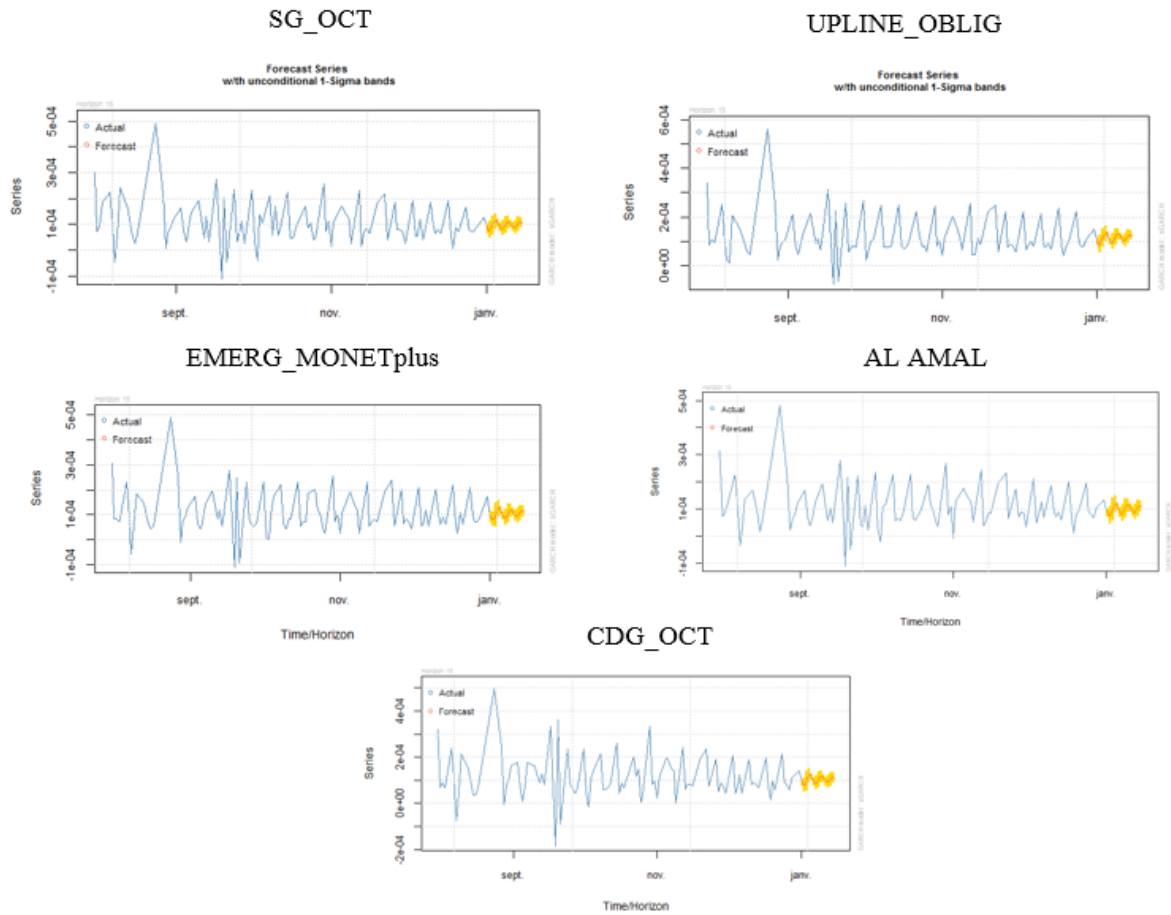


Figure 26: Prévisions pour les séries des OPCVM "OCT"

Nous constatons que l'ordre de grandeur des prévisions de toutes les séries est différent de celui des données réelles.

La comparaison entre les rendements de la série réelle et ceux estimés par les modèles retenus se présente dans les graphiques suivants (les traits en vert représentent les valeurs estimées par le modèle) :

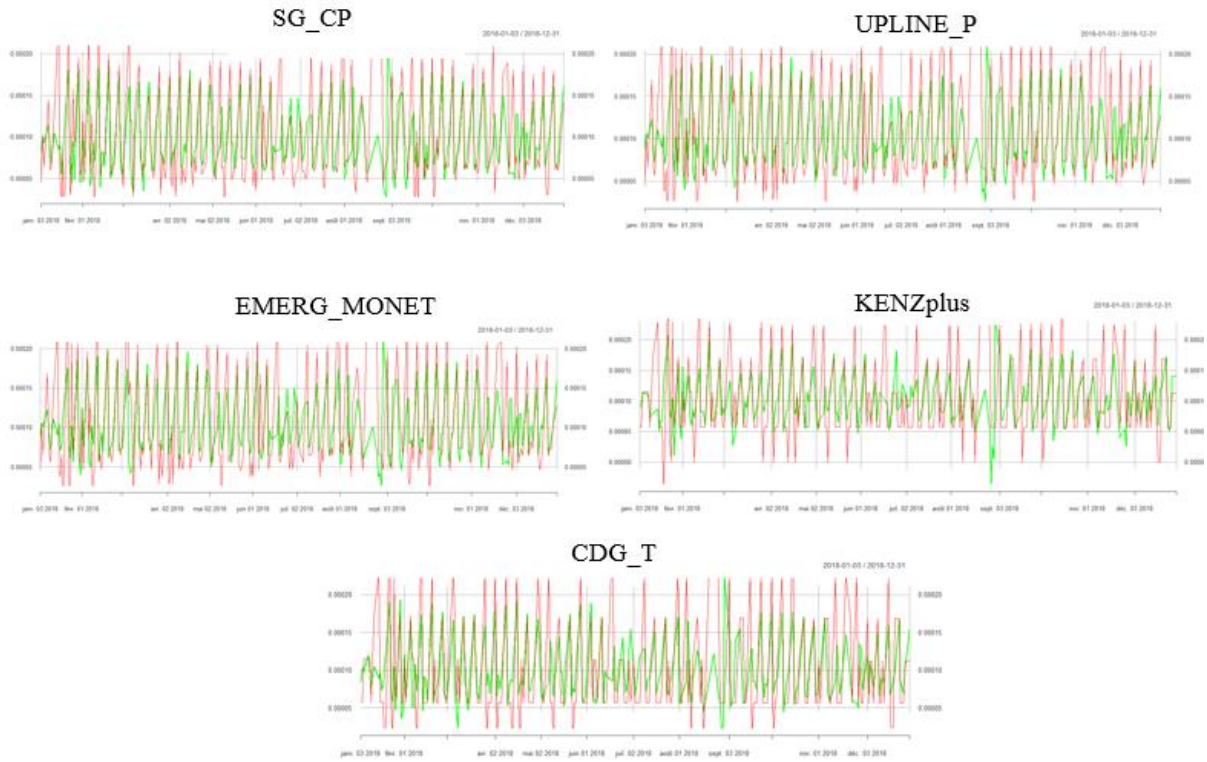


Figure 27: Comparaison entre la série réelle et les prévisions pour les OPCVM "Monétaire"

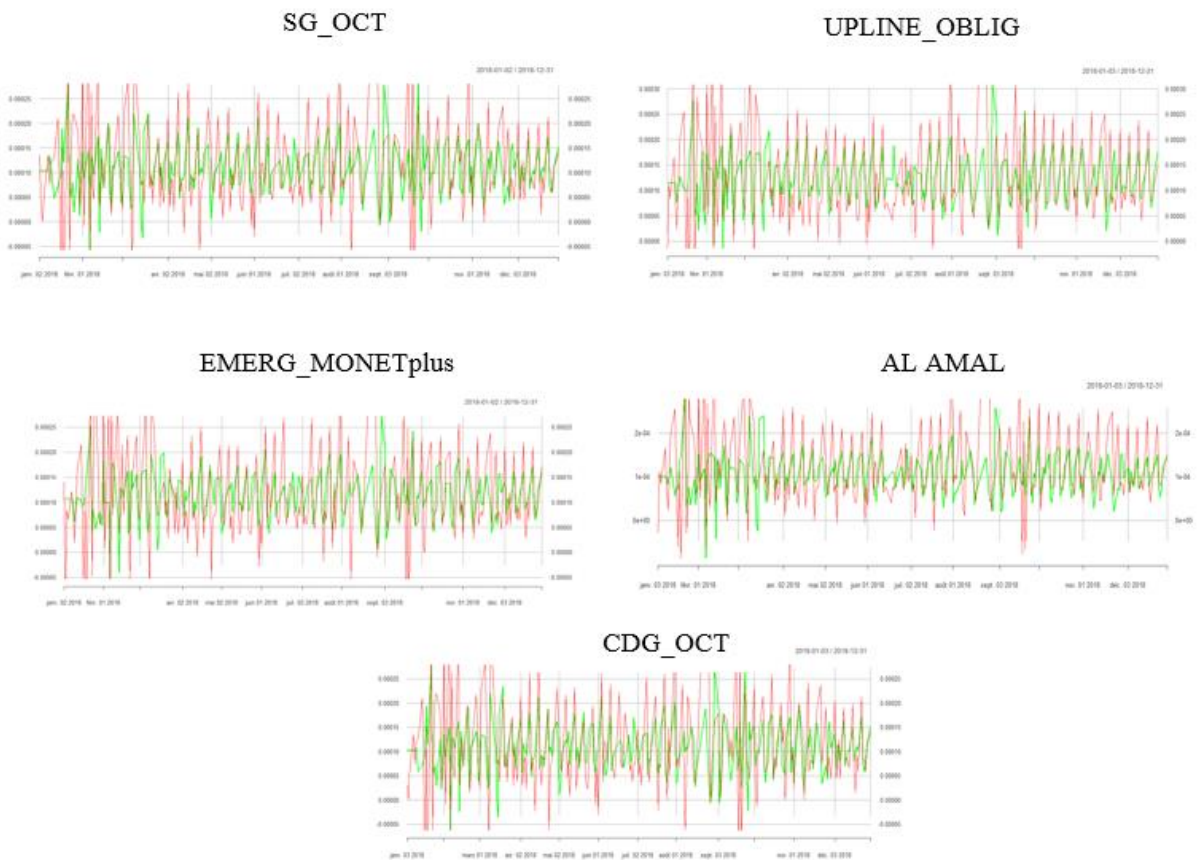


Figure 28: Comparaison avec la série réelle et les prévisions pour les OPCVM "OCT"

Les graphiques de comparaison (figure 28 et 27) montrent que les données estimées par les modèles prédictifs sont en quel que sorte proches aux données réelles. En effet, nous calculons les moyennes des résidus pour l'ensemble de ces modèles, nous constatons que ces dernières sont proches de zéro. Le tableau 18 représente la moyenne des résidus de chaque modèle :

Tableau 18: Moyenne des résidus des modèles prédictifs

OPCVM "Monétaire"	Moyenne des résidus
SG_CP	-1,19E-07
UPLINE_P	-1,67E-07
EMERG_MONET	-1,36E-07
KENZ_PLUS	-9,28E-08
CDG_T	-1,10E-07
OPCVM "OCT"	
SG_OCT	6,43E-06
UPLINE_OBLIG	-1,62E-07
EMERG_MONETplus	-3,11E-07
AL_AMAL	1,43E-06
CDG_OCT	3,10E-06

Conclusion

Même si les écarts, entre les données réelles et celles estimées, présentés par la moyenne des résidus de chaque modèle sont proches de zéro, les modèles prédictifs ne nous donnent pas de bons résultats.

Dans ce dernier chapitre, nous avons présenté les résultats des modèles définis dans le chapitre précédent. Les résultats majeurs de ce chapitre se présentent comme suit : nous avons amené à rejeter le test de validité de MEDAF. Ainsi que les résultats de prévisions des modèles prédictifs ne sont pas proches de la réalité.

CONCLUSION GENERALE

Les excédents de trésorerie à court terme, dans la plupart des entreprises, se traduisent par des placements financiers. Ces excédents doivent être placés sur un support sécurisé et liquide pour pouvoir facilement les récupérer. Les placements en OPCVM constituent donc une meilleure solution puisqu'ils assurent une rémunération régulière et « sûre ».

Dans ce contexte, nous avons été amenés à effectuer une analyse de comportement des OPCVM court terme, au niveau de la salle des marchés du Groupe OCP.

Pour ce faire, nous avons initié notre travail par un modèle décrivant l'influence du marché sur la performance des différents OPCVM étudiés. Nous avons conclu à ce niveau qu'il existe effectivement une relation de dépendance entre la performance des OPCVM et le marché. Ensuite, nous avons étudié, pour évaluer les prix des OPCVM en termes de risque, un modèle très connu dans le cadre de la gestion de portefeuille : le modèle d'évaluation des actifs financiers, MEDAF. Dans notre cas, le modèle n'est pas valide. De plus ce modèle se base sur des hypothèses restrictives, notamment la distribution normale des rendements. Cette hypothèse n'est pas toujours réalisée dans la pratique. A ce niveau, nous ne pouvons pas aller très loin dans la théorie de MEDAF.

Tenant compte de la non-disponibilité des données, nous avons opté pour une modélisation des séries de rendement afin d'établir des modèles prédictifs. Cette modélisation, basée seulement sur l'historique des valeurs liquidatives, a donné lieu à des résultats faibles en termes de prévision.

Suite aux études effectuées, les résultats s'avèrent non satisfaisantes, ce constat peut être expliqué par l'inefficience du marché marocain.

REFERENCES

- [1] AMMC, Guide-pratique-OPCVM, www.ammc.ma.
- [2] ASFIM, Comprendre les OPCVM, www.asfim.ma.
- [3] Fassal, O., Taux directeur de BAM : Une baisse à point nommé », Le 28/03/2016, www.leconomiste.com.
- [4] El Moussaoui, H., Baisse du taux directeur par la Banque centrale au Maroc : Un coup d'épée dans l'eau, 03/04/2016, www.huffpostmaghreb.com.
- [5] Benchanna, I., Baisse du taux directeur : quel impact sur vos placements, 06/04/2012., www.lavieeco.com.
- [6] El Mahmah, A., Taux directeur: Vers une deuxième baisse consécutive le 21 juin 2016, 16/06/2016, www.huffpostmaghreb.com.
- [7] BMCE Capital Gestion, Glossaire, www.bmcecapitalgestion.com.
- [8] Jacquillat, B., Solnik, B., Pérignon, C., Marché financier, Gestion de portefeuille et des risques, 6^e édition, DUNOD.
- [9] Aftalion, F., Poncet, P., Les Techniques de Mesure de Performance.
- [10] Jondeau, E., Ecole des HEC, FINANCE EMPIRIQUE, Université de Lausanne.
- [11] Ielpo, F., Économétrie de la Finance, Centre d'Économie de la Sorbonne, 2008.
- [12] Fortier S., Les modèles MA, AR et ARMA multidimensionnels : estimation et causalité. Université de Sherbrooke, 2018.
- [13] Hamisultane, H., ECONOMETRIE DES SERIES TEMPORELLES, Université Paris Nanterre, 2002.
- [14] Duchesne, P., STT-3220, Méthodes de prévision, Université de Montréal, 2018.
- [15] Lagnoux, A., Séries chronologiques, Université Toulouse, 2010-2011.
- [16] Rakotomalala, R., Tests de normalité Techniques empiriques et tests statistiques. Université Lumière Lyon 2, 2011.
- [17] Desgraupes, M., Statistique S6, Le modèle linéaire, UNIVERSITÉ PARIS OUEST NANTERRE LA DÉFENSE, Année universitaire 2016 – 2017.
- [18] El Griny, B., Kouaïba, G., Imegri, M., El Qalli, Y., Mentagui, D., LES MODELES ARCH ET GARCH, International Journal of Mathematics and Engineering, 2017, Vol. 8, Issue 3, pp 36 – 51.
- [19] Bourbonnais, R., Terraza, M., Analyse des séries temporelles, 3^e édition, DUNOD.
- [20] Bourbonnais, R., Économétrie, 9^e édition, DUNOD.

Annexe I : Modèle de Marché

Estimation du modèle de marché pour les OPCVM « Monétaire » :

	SG-CP	EMERG-MONET	KENZ+	UPLINE-P	CDG-T	MBI	BDT
SG-CP	1.0000000	0.9747763	0.9751446	0.7506147	0.9847561	0.8605572	-0.3965734
EMERG-MONET	0.9747763	1.0000000	0.9659665	0.7603584	0.9607508	0.8763854	-0.3640787
KENZ+	0.9751446	0.9659665	1.0000000	0.7789271	0.9684218	0.9023094	-0.4104257
UPLINE-P	0.7506147	0.7603584	0.7789271	1.0000000	0.7791184	0.7933872	-0.4290328
CDG-T	0.9847561	0.9607508	0.9684218	0.7791184	1.0000000	0.8615777	-0.4642822
MBI	0.8605572	0.8763854	0.9023094	0.7933872	0.8615777	1.0000000	-0.4936876
BDT	-0.3965734	-0.3640787	-0.4104257	-0.4290328	-0.4642822	-0.4936876	1.0000000

Figure 29: Matrice de corrélation, OPCVM "Monétaire"

systemfit results
method: SUR

	N	DF	SSR	detRCov	OLS-R2	McElroy-R2
system	3745	3735	0.013203	0	0.732916	0.523812

	N	DF	SSR	MSE	RMSE	R2	Adj R2
eq1	749	747	0.002040	3e-06	0.001653	0.740559	0.740211
eq2	749	747	0.001957	3e-06	0.001619	0.768051	0.767741
eq3	749	747	0.001569	2e-06	0.001449	0.814162	0.813914
eq4	749	747	0.004185	6e-06	0.002367	0.629463	0.628967
eq5	749	747	0.003452	5e-06	0.002150	0.742316	0.741971

The covariance matrix of the residuals used for estimation

	eq1	eq2	eq3	eq4	eq5
eq1	2.73136e-06	2.40575e-06	2.16680e-06	8.56128e-07	3.34332e-06
eq2	2.40575e-06	2.62032e-06	1.97949e-06	8.50071e-07	2.92750e-06
eq3	2.16680e-06	1.97949e-06	2.10005e-06	8.24072e-07	2.71919e-06
eq4	8.56128e-07	8.50071e-07	8.24072e-07	5.60202e-06	1.57338e-06
eq5	3.34332e-06	2.92750e-06	2.71919e-06	1.57338e-06	4.62114e-06

The covariance matrix of the residuals

	eq1	eq2	eq3	eq4	eq5
eq1	2.73136e-06	2.40575e-06	2.16680e-06	8.56128e-07	3.34332e-06
eq2	2.40575e-06	2.62032e-06	1.97949e-06	8.50071e-07	2.92750e-06
eq3	2.16680e-06	1.97949e-06	2.10005e-06	8.24072e-07	2.71919e-06
eq4	8.56128e-07	8.50071e-07	8.24072e-07	5.60202e-06	1.57338e-06
eq5	3.34332e-06	2.92750e-06	2.71919e-06	1.57338e-06	4.62114e-06

The correlations of the residuals

	eq1	eq2	eq3	eq4	eq5
eq1	1.000000	0.899256	0.904721	0.218865	0.941051
eq2	0.899256	1.000000	0.843841	0.221873	0.841290
eq3	0.904721	0.843841	1.000000	0.240258	0.872872
eq4	0.218865	0.221873	0.240258	1.000000	0.309235
eq5	0.941051	0.841290	0.872872	0.309235	1.000000

Figure 30: Matrices de covariance des résidus estimées par la méthode SUR, pour les OPCVM "Monétaire-Modèle de Marché"

SUR estimates for 'eq1' (equation 1)
 Model Formula: RDMJ_MONET\$`SG-CP` ~ RDMJ_MONET\$MBI

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-0.001089873	0.000562972	-1.93593	0.053254 .
RDMJ_MONET\$MBI	1.058743467	0.022928220	46.17644	< 2e-16 ***

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.001653 on 747 degrees of freedom
 Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
 SSR: 0.00204 MSE: 3e-06 Root MSE: 0.001653
 Multiple R-Squared: 0.740559 Adjusted R-Squared: 0.740211

Figure 31: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "SG-CP"

SUR estimates for 'eq2' (equation 2)
 Model Formula: RDMJ_MONET\$`EMERG-MONET` ~ RDMJ_MONET\$MBI

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-0.00168803	0.00055141	-3.06129	0.0022828 **
RDMJ_MONET\$MBI	1.11690824	0.02245732	49.73471	< 2.22e-16 ***

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.001619 on 747 degrees of freedom
 Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
 SSR: 0.001957 MSE: 3e-06 Root MSE: 0.001619
 Multiple R-Squared: 0.768051 Adjusted R-Squared: 0.767741

Figure 32: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "EMERG-MONET"

SUR estimates for 'eq3' (equation 3)
 Model Formula: RDMJ_MONET\$`KENZ+` ~ RDMJ_MONET\$MBI

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-0.002717575	0.000493642	-5.50515	5.0743e-08 ***
RDMJ_MONET\$MBI	1.150124076	0.020104614	57.20697	< 2.22e-16 ***

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.001449 on 747 degrees of freedom
 Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
 SSR: 0.001569 MSE: 2e-06 Root MSE: 0.001449
 Multiple R-Squared: 0.814162 Adjusted R-Squared: 0.813914

Figure 33: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "KENZ+"

```

SUR estimates for 'eq4' (equation 4)
Model Formula: RDMJ_MONET$`UPLINE-P` ~ RDMJ_MONET$MBI

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -0.00120035  0.00080625  -1.48881  0.13696
RDMJ_MONET$MBI  1.16972243  0.03283621  35.62295 < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.002367 on 747 degrees of freedom
Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
SSR: 0.004185 MSE: 6e-06 Root MSE: 0.002367
Multiple R-Squared: 0.629463 Adjusted R-Squared: 0.628967

```

Figure 34: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "UPLINE-P"

```

SUR estimates for 'eq5' (equation 5)
Model Formula: RDMJ_MONET$`CDG-T` ~ RDMJ_MONET$MBI

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -0.007900890  0.000732271 -10.7896 < 2.22e-16 ***
RDMJ_MONET$MBI  1.383458006  0.029823243  46.3886 < 2.22e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.00215 on 747 degrees of freedom
Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
SSR: 0.003452 MSE: 5e-06 Root MSE: 0.00215
Multiple R-Squared: 0.742316 Adjusted R-Squared: 0.741971

```

Figure 35: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "CDG-T"

✚ Estimation du modèle de marché pour les OPCVM « OCT »

	CDG-OCT	AL AMAL	UPLINE-OBLIG	SG-OCT	EMERG-MONET+	MBI	BDT
CDG-OCT	1.0000000	0.96097588	-0.13884995	0.96231186	0.94339321	0.8020143	-0.45887005
AL AMAL	0.9609759	1.00000000	-0.08404942	0.96285757	0.95359091	0.8664732	-0.49202744
UPLINE-OBLIG	-0.1388500	-0.08404942	1.00000000	-0.08427026	-0.01142399	-0.1255727	0.02096739
SG-OCT	0.9623119	0.96285757	-0.08427026	1.00000000	0.97213191	0.7793719	-0.40886191
EMERG-MONET+	0.9433932	0.95359091	-0.01142399	0.97213191	1.00000000	0.7700814	-0.44645735
MBI	0.8020143	0.86647323	-0.12557268	0.77937187	0.77008142	1.00000000	-0.49368763
BDT	-0.4588700	-0.49202744	0.02096739	-0.40886191	-0.44645735	-0.4936876	1.00000000

Figure 36: Matrice de corrélation, OPCVM "OCT"

```

systemfit results
method: SUR

              N   DF      SSR detRCov   OLS-R2 McElroy-R2
system 3745 3735 0.09853           0 0.532334   0.442306

              N   DF      SSR      MSE      RMSE      R2   Adj R2
eq1 749 747 0.016336 2.2e-05 0.004676 0.643227 0.642749
eq2 749 747 0.008191 1.1e-05 0.003311 0.750776 0.750442
eq3 749 747 0.035634 4.8e-05 0.006907 0.015768 0.014451
eq4 749 747 0.017166 2.3e-05 0.004794 0.607421 0.606895
eq5 749 747 0.021202 2.8e-05 0.005328 0.593025 0.592481

The covariance matrix of the residuals used for estimation
              eq1          eq2          eq3          eq4          eq5
eq1 2.18684e-05 1.38166e-05 -2.07877e-06 2.02010e-05 2.13001e-05
eq2 1.38166e-05 1.09657e-05 1.14322e-06 1.45933e-05 1.58616e-05
eq3 -2.07877e-06 1.14322e-06 4.77033e-05 7.24271e-07 4.95800e-06
eq4 2.02010e-05 1.45933e-05 7.24271e-07 2.29803e-05 2.37656e-05
eq5 2.13001e-05 1.58616e-05 4.95800e-06 2.37656e-05 2.83833e-05

The covariance matrix of the residuals
              eq1          eq2          eq3          eq4          eq5
eq1 2.18684e-05 1.38166e-05 -2.07877e-06 2.02010e-05 2.13001e-05
eq2 1.38166e-05 1.09657e-05 1.14322e-06 1.45933e-05 1.58616e-05
eq3 -2.07877e-06 1.14322e-06 4.77033e-05 7.24271e-07 4.95800e-06
eq4 2.02010e-05 1.45933e-05 7.24271e-07 2.29803e-05 2.37656e-05
eq5 2.13001e-05 1.58616e-05 4.95800e-06 2.37656e-05 2.83833e-05

The correlations of the residuals
              eq1          eq2          eq3          eq4          eq5
eq1 1.0000000 0.8922270 -0.0643611 0.901125 0.854950
eq2 0.8922270 1.0000000 0.0499846 0.919303 0.899078
eq3 -0.0643611 0.0499846 1.0000000 0.021875 0.134741
eq4 0.9011249 0.9193029 0.0218750 1.000000 0.930550
eq5 0.8549498 0.8990776 0.1347413 0.930550 1.000000

```

Figure 37: Matrices de covariance des résidus estimées par la méthode SUR, pour les OPCVM "OCT"- Modèle de Marché

```

SUR estimates for 'eq1' (equation 1)
Model Formula: RDMJ_OCT$`CDG-OCT` ~ RDMJ_OCT$MBI

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.02848106 0.00159296 -17.8793 < 2.22e-16 ***
RDMJ_OCT$MBI 2.38086971 0.06487678 36.6983 < 2.22e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.004676 on 747 degrees of freedom
Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
SSR: 0.016336 MSE: 2.2e-05 Root MSE: 0.004676
Multiple R-Squared: 0.643227 Adjusted R-Squared: 0.642749

```

Figure 38: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "CDG-OCT"

```

SUR estimates for 'eq2' (equation 2)
Model Formula: RDMJ_OCT$`AL AMAL` ~ RDMJ_OCT$MBI

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.02428330  0.00112802 -21.5275 < 2.22e-16 ***
RDMJ_OCT$MBI  2.17930873  0.04594078  47.4374 < 2.22e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.003311 on 747 degrees of freedom
Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
SSR: 0.008191 MSE: 1.1e-05 Root MSE: 0.003311
Multiple R-Squared: 0.750776 Adjusted R-Squared: 0.750442

```

Figure 39: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "AL AMAL"

```

SUR estimates for 'eq3' (equation 3)
Model Formula: RDMJ_OCT$`UPLINE-OBLIG` ~ RDMJ_OCT$MBI

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.03587635  0.00235273  15.24884 < 2.22e-16 ***
RDMJ_OCT$MBI -0.33148326  0.09581969  -3.45945 0.00057199 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.006907 on 747 degrees of freedom
Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
SSR: 0.035634 MSE: 4.8e-05 Root MSE: 0.006907
Multiple R-Squared: 0.015768 Adjusted R-Squared: 0.014451

```

Figure 40: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "UPLINE-OBLIG"

```

SUR estimates for 'eq4' (equation 4)
Model Formula: RDMJ_OCT$`SG-OCT` ~ RDMJ_OCT$MBI

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.02611826  0.00163296 -15.9944 < 2.22e-16 ***
RDMJ_OCT$MBI  2.26099618  0.06650566  33.9971 < 2.22e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.004794 on 747 degrees of freedom
Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
SSR: 0.017166 MSE: 2.3e-05 Root MSE: 0.004794
Multiple R-Squared: 0.607421 Adjusted R-Squared: 0.606895

```

Figure 41: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "SG-OCT"

```
SUR estimates for 'eq5' (equation 5)
Model Formula: RDMJ_OCT$`EMERG-MONET+` ~ RDMJ_OCT$MBI

      Estimate Std. Error  t value  Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0290855  0.0018148 -16.0268 < 2.22e-16 ***
RDMJ_OCT$MBI  2.4385158  0.0739116  32.9924 < 2.22e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.005328 on 747 degrees of freedom
Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
SSR: 0.021202 MSE: 2.8e-05 Root MSE: 0.005328
Multiple R-Squared: 0.593025 Adjusted R-Squared: 0.592481
```

Figure 42: Estimation de la régression du Modèle de marché pour l'OPCVM "EMERG-MONET+"

Annexe II: Résultat de la régression de Black, Jensen et Scholes

✚ Pour les OPCVM « Monétaire » :

systemfit results
method: SUR

	N	DF	SSR	detRCov	OLS-R2	McElroy-R2
system	3745	3735	0.01673	0	0.764635	0.653717

	N	DF	SSR	MSE	RMSE	R2	Adj R2
eq1	749	747	0.002162	3e-06	0.001701	0.825219	0.824985
eq2	749	747	0.002490	3e-06	0.001826	0.805524	0.805263
eq3	749	747	0.001663	2e-06	0.001492	0.873556	0.873387
eq4	749	747	0.007070	9e-06	0.003076	0.470308	0.469599
eq5	749	747	0.003345	4e-06	0.002116	0.827642	0.827411

The covariance matrix of the residuals used for estimation

	eq1	eq2	eq3	eq4	eq5
eq1	2.89410e-06	2.83206e-06	2.30765e-06	-7.01350e-08	3.42909e-06
eq2	2.83206e-06	3.33337e-06	2.41655e-06	-8.23536e-08	3.39013e-06
eq3	2.30765e-06	2.41655e-06	2.22632e-06	-3.93780e-07	2.77749e-06
eq4	-7.01350e-08	-8.23536e-08	-3.93780e-07	9.46434e-06	-6.53318e-07
eq5	3.42909e-06	3.39013e-06	2.77749e-06	-6.53318e-07	4.47832e-06

The covariance matrix of the residuals

	eq1	eq2	eq3	eq4	eq5
eq1	2.89410e-06	2.83206e-06	2.30765e-06	-7.01350e-08	3.42909e-06
eq2	2.83206e-06	3.33337e-06	2.41655e-06	-8.23536e-08	3.39013e-06
eq3	2.30765e-06	2.41655e-06	2.22632e-06	-3.93780e-07	2.77749e-06
eq4	-7.01350e-08	-8.23536e-08	-3.93780e-07	9.46434e-06	-6.53318e-07
eq5	3.42909e-06	3.39013e-06	2.77749e-06	-6.53318e-07	4.47832e-06

The correlations of the residuals

	eq1	eq2	eq3	eq4	eq5
eq1	1.0000000	0.9118092	0.9091160	-0.0134009	0.952498
eq2	0.9118092	1.0000000	0.8870734	-0.0146621	0.877438
eq3	0.9091160	0.8870734	1.0000000	-0.0857856	0.879633
eq4	-0.0134009	-0.0146621	-0.0857856	1.0000000	-0.100351
eq5	0.9524983	0.8774378	0.8796327	-0.1003511	1.000000

Figure 43: Matrices de covariance entre les résidus estimées par la méthode SUR, pour les OPCVM "Monétaire"-BJS

SUR estimates for 'eq1' (equation 1)

Model Formula: PR_MONET_J\$`SG-CP` ~ PR_MONET_J\$MBI

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	3.38422e-04	6.56526e-05	5.15474	3.2549e-07 ***
PR_MONET_J\$MBI	1.01950e+00	1.71668e-02	59.38785	< 2.22e-16 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.001701 on 747 degrees of freedom
Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
SSR: 0.002162 MSE: 3e-06 Root MSE: 0.001701
Multiple R-Squared: 0.825219 Adjusted R-Squared: 0.824985

Figure 44: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "SG-CP"-BJS

SUR estimates for 'eq2' (equation 2)
 Model Formula: PR_MONET_J\$`EMERG-MONET` ~ PR_MONET_J\$MBI

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.001153662	0.000070459	16.3735	< 2.22e-16 ***
PR_MONET_J\$MBI	1.024802683	0.018423590	55.6245	< 2.22e-16 ***

 signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.001826 on 747 degrees of freedom
 Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
 SSR: 0.00249 MSE: 3e-06 Root MSE: 0.001826
 Multiple R-Squared: 0.805524 Adjusted R-Squared: 0.805263

Figure 45: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "EMERG-MONET"-BJS

SUR estimates for 'eq3' (equation 3)
 Model Formula: PR_MONET_J\$`KENZ+` ~ PR_MONET_J\$MBI

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	8.65030e-04	5.75822e-05	15.0225	< 2.22e-16 ***
PR_MONET_J\$MBI	1.08164e+00	1.50566e-02	71.8385	< 2.22e-16 ***

 signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.001492 on 747 degrees of freedom
 Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
 SSR: 0.001663 MSE: 2e-06 Root MSE: 0.001492
 Multiple R-Squared: 0.873556 Adjusted R-Squared: 0.873387

Figure 46: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "KENZ +"-BJS

SUR estimates for 'eq4' (equation 4)
 Model Formula: PR_MONET_J\$`UPLINE-P` ~ PR_MONET_J\$MBI

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.005623647	0.000118724	47.3672	< 2.22e-16 ***
PR_MONET_J\$MBI	0.799497647	0.031043996	25.7537	< 2.22e-16 ***

 signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.003076 on 747 degrees of freedom
 Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
 SSR: 0.00707 MSE: 9e-06 Root MSE: 0.003076
 Multiple R-Squared: 0.470308 Adjusted R-Squared: 0.469599

Figure 47: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "UPLINE-P"-BJS

```

SUR estimates for 'eq5' (equation 5)
Model Formula: PR_MONET_J$`CDG-T` ~ PR_MONET_J$MBI

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  1.13505e-03 8.16681e-05 13.8983 < 2.22e-16 ***
PR_MONET_J$MBI 1.27895e+00 2.13545e-02 59.8915 < 2.22e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.002116 on 747 degrees of freedom
Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
SSR: 0.003345 MSE: 4e-06 Root MSE: 0.002116
Multiple R-Squared: 0.827642 Adjusted R-Squared: 0.827411

```

Figure 48: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "CDG-T"-BJS

➤ Pour les OPCVM « Monétaire »

```

> linearHypothesis(SUR__2,R2,vcov=Neweywest(SUR__2))
Linear hypothesis test (Theil's F test)

Hypothesis:
eq1_((Intercept) = 0
eq2_((Intercept) = 0
eq3_((Intercept) = 0
eq4_((Intercept) = 0
eq5_((Intercept) = 0

Model 1: restricted model
Model 2: SUR__2

Note: Coefficient covariance matrix supplied.

  Res.Df Df    F    Pr(>F)
1    3740
2    3735  5 20.682 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Figure 49: Test F de significativité jointe pour les OPCVM "Monétaire"

➤ Pour les OPCVM « OCT » :

```
> linearHypothesis(SUR__1,R1,vcov=Neweywest(SUR__1))
Linear hypothesis test (Theil's F test)

Hypothesis:
eq1_(Intercept) = 0
eq2_(Intercept) = 0
eq3_(Intercept) = 0
eq4_(Intercept) = 0
eq5_(Intercept) = 0

Model 1: restricted model
Model 2: SUR__1

Note: Coefficient covariance matrix supplied.

   Res.Df Df      F    Pr(>F)
1     3740
2     3735  5 29.306 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Figure 50: Test F de significativité jointe pour les OPCVM "OCT"

➤ Tests d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation

```
> bgtest(r1_MJ)

Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1

data:  r1_MJ
LM test = 295.12, df = 1, p-value < 2.2e-16

> bgtest(r2_MJ)

Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1

data:  r2_MJ
LM test = 210.35, df = 1, p-value < 2.2e-16

> bgtest(r3_MJ)

Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1

data:  r3_MJ
LM test = 194.63, df = 1, p-value < 2.2e-16

> bgtest(r4_MJ)

Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1

data:  r4_MJ
LM test = 573.36, df = 1, p-value < 2.2e-16

> bgtest(r5_MJ)

Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1

data:  r5_MJ
LM test = 316.68, df = 1, p-value < 2.2e-16
```

Figure 51: Test d'hétéroscédasticité de Breusch-Godfrey pour les OPCVM "Monétaire"-BJS

```

> bptest(r1_MJ)

        studentized Breusch-Pagan test

data:  r1_MJ
BP = 51.706, df = 1, p-value = 6.448e-13

> bptest(r2_MJ)

        studentized Breusch-Pagan test

data:  r2_MJ
BP = 44.977, df = 1, p-value = 1.994e-11

> bptest(r3_MJ)

        studentized Breusch-Pagan test

data:  r3_MJ
BP = 45.417, df = 1, p-value = 1.593e-11

> bptest(r4_MJ)

        studentized Breusch-Pagan test

data:  r4_MJ
BP = 44.376, df = 1, p-value = 2.709e-11

> bptest(r5_MJ)

        studentized Breusch-Pagan test

data:  r5_MJ
BP = 41.642, df = 1, p-value = 1.096e-10

```

Figure 52: Test d'autocorrélation de Breusch-Pagan POUR les OPCVM "Monétaire"-BJS

➤ **Estimation des écarts-types de Newey-West**

```

> coeftest(r1_MMJ, vcov. = NeweyWest(r1_MMJ))

t test of coefficients:

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.00033842 0.00025138  1.3462   0.1786
PR_MONET_J$MBI 1.01949912 0.09918225 10.2790  <2e-16 ***
---
signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Figure 53: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "SG-CP"-BJS

```
> coefptest(r2_MMJ, vcov. = Neweywest(r2_MMJ))

t test of coefficients:

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.00115366 0.00025273  4.5647 5.847e-06 ***
PR_MONET_J$MBI 1.02480268 0.09747498 10.5135 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Figure 54: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "EMERG-MONET"-BJS

```
> coefptest(r3_MMJ, vcov. = Neweywest(r3_MMJ))

t test of coefficients:

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.00086503 0.00019650  4.4023 1.227e-05 ***
PR_MONET_J$MBI 1.08164181 0.07672735 14.0972 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Figure 55: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "KENZ+"-BJS

```
> coefptest(r4_MMJ, vcov. = Neweywest(r4_MMJ))

t test of coefficients:

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.0056237  0.0006106  9.2100 < 2.2e-16 ***
PR_MONET_J$MBI 0.7994976  0.1292881  6.1838 1.029e-09 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Figure 56: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "UPLINE-P"-BJS

```
> coefptest(r5_MMJ, vcov. = Neweywest(r5_MMJ))

t test of coefficients:

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.00113505 0.00028842  3.9355 9.079e-05 ***
PR_MONET_J$MBI 1.27895430 0.11704224 10.9273 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Figure 57: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "CDG-T"-BJS

✚ Pour les OPCVM « OCT » :

```

systemfit results
method: SUR

              N   DF      SSR detRCov   OLS-R2 McElroy-R2
system 3745 3735 0.098484          0 0.604546   0.455869

              N   DF      SSR      MSE      RMSE      R2   Adj R2
eq1  749 747 0.014413 1.9e-05 0.004393 0.739878 0.739530
eq2  749 747 0.009223 1.2e-05 0.003514 0.779136 0.778840
eq3  749 747 0.037350 5.0e-05 0.007071 0.004791 0.003458
eq4  749 747 0.016396 2.2e-05 0.004685 0.686608 0.686188
eq5  749 747 0.021101 2.8e-05 0.005315 0.659782 0.659327

The covariance matrix of the residuals used for estimation
              eq1              eq2              eq3              eq4              eq5
eq1  1.92951e-05  1.34062e-05 -3.87481e-06  1.84611e-05  1.99340e-05
eq2  1.34062e-05  1.23472e-05 -2.80022e-07  1.48016e-05  1.65721e-05
eq3 -3.87481e-06 -2.80022e-07  5.00004e-05 -1.25296e-06  3.23431e-06
eq4  1.84611e-05  1.48016e-05 -1.25296e-06  2.19496e-05  2.31817e-05
eq5  1.99340e-05  1.65721e-05  3.23431e-06  2.31817e-05  2.82476e-05

The covariance matrix of the residuals
              eq1              eq2              eq3              eq4              eq5
eq1  1.92951e-05  1.34062e-05 -3.87481e-06  1.84611e-05  1.99340e-05
eq2  1.34062e-05  1.23472e-05 -2.80022e-07  1.48016e-05  1.65721e-05
eq3 -3.87481e-06 -2.80022e-07  5.00004e-05 -1.25296e-06  3.23431e-06
eq4  1.84611e-05  1.48016e-05 -1.25296e-06  2.19496e-05  2.31817e-05
eq5  1.99340e-05  1.65721e-05  3.23431e-06  2.31817e-05  2.82476e-05

The correlations of the residuals
              eq1              eq2              eq3              eq4              eq5
eq1  1.000000  0.8685586 -0.1247502  0.8970584  0.8538474
eq2  0.868559  1.0000000 -0.0112699  0.8991061  0.8873659
eq3 -0.124750 -0.0112699  1.0000000 -0.0378213  0.0860608
eq4  0.897058  0.8991061 -0.0378213  1.0000000  0.9309830
eq5  0.853847  0.8873659  0.0860608  0.9309830  1.0000000

```

Figure 58: Matrices de covariance entre les résidus estimées par la méthode SUR, pour les OPCVM "OCT"-BJS

```

SUR estimates for 'eq1' (equation 1)
Model Formula: PR_OCT_J$`CDG-OCT` ~ PR_OCT_J$MBI

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 0.003963238 0.000169519 23.3793 < 2.22e-16 ***
PR_OCT_J$MBI 2.043181984 0.044325680 46.0948 < 2.22e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.004393 on 747 degrees of freedom
Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
SSR: 0.014413 MSE: 1.9e-05 Root MSE: 0.004393
Multiple R-Squared: 0.739878 Adjusted R-Squared: 0.73953

```

Figure 59: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "CDG-OCT"-BJS

```

SUR estimates for 'eq2' (equation 2)
Model Formula: PR_OCT_J$`AL AMAL` ~ PR_OCT_J$MBI

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.003514885 0.000135606 25.9198 < 2.22e-16 ***
PR_OCT_J$MBI 1.820207596 0.035458215 51.3339 < 2.22e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.003514 on 747 degrees of freedom
Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
SSR: 0.009223 MSE: 1.2e-05 Root MSE: 0.003514
Multiple R-Squared: 0.779136 Adjusted R-Squared: 0.77884

```

Figure 60: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "AL AMAL"-BJS

```

SUR estimates for 'eq3' (equation 3)
Model Formula: PR_OCT_J$`UPLINE-OBLIG` ~ PR_OCT_J$MBI

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.004454516 0.000272886 16.32372 < 2e-16 ***
PR_OCT_J$MBI 0.135305209 0.071354099  1.89625 0.058313 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.007071 on 747 degrees of freedom
Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
SSR: 0.03735 MSE: 5e-05 Root MSE: 0.007071
Multiple R-Squared: 0.004791 Adjusted R-Squared: 0.003458

```

Figure 61: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "UPLINE-OBLIG"-BJS

```

SUR estimates for 'eq4' (equation 4)
Model Formula: PR_OCT_J$`SG-OCT` ~ PR_OCT_J$MBI

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.003560426 0.000180804 19.6922 < 2.22e-16 ***
PR_OCT_J$MBI 1.912565943 0.047276542 40.4549 < 2.22e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.004685 on 747 degrees of freedom
Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
SSR: 0.016396 MSE: 2.2e-05 Root MSE: 0.004685
Multiple R-Squared: 0.686608 Adjusted R-Squared: 0.686188

```

Figure 62: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "SG-OCT"-BJS

```
SUR estimates for 'eq5' (equation 5)
Model Formula: PR_OCT_J$`EMERG-MONET+` ~ PR_OCT_J$MBI

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.004768342 0.000205109 23.2478 < 2.22e-16 ***
PR_OCT_J$MBI 2.041292387 0.053631871 38.0612 < 2.22e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.005315 on 747 degrees of freedom
Number of observations: 749 Degrees of Freedom: 747
SSR: 0.021101 MSE: 2.8e-05 Root MSE: 0.005315
Multiple R-Squared: 0.659782 Adjusted R-Squared: 0.659327
```

Figure 63: Estimation de la régression de BJS pour l'OPCVM "EMERG-MONET+"-BJS

➤ **Tests d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation**

```
> bgtest(r1_OJ)
```

```
Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
```

```
data: r1_OJ  
LM test = 498.37, df = 1, p-value < 2.2e-16
```

```
> bgtest(r2_OJ)
```

```
Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
```

```
data: r2_OJ  
LM test = 158.3, df = 1, p-value < 2.2e-16
```

```
> bgtest(r3_OJ)
```

```
Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
```

```
data: r3_OJ  
LM test = 629.17, df = 1, p-value < 2.2e-16
```

```
> bgtest(r4_OJ)
```

```
Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
```

```
data: r4_OJ  
LM test = 282.99, df = 1, p-value < 2.2e-16
```

```
> bgtest(r5_OJ)
```

```
Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1
```

```
data: r5_OJ  
LM test = 328.13, df = 1, p-value < 2.2e-16
```

Figure 64: Test d'hétéroscédasticité de Breusch-Godfrey pour les OPCVM "OCT"-BJS

```

> bptest(r1_OJ)

        studentized Breusch-Pagan test

data:  r1_OJ
BP = 48.699, df = 1, p-value = 2.984e-12

> bptest(r2_OJ)

        studentized Breusch-Pagan test

data:  r2_OJ
BP = 39.331, df = 1, p-value = 3.577e-10

> bptest(r3_OJ)

        studentized Breusch-Pagan test

data:  r3_OJ
BP = 22.558, df = 1, p-value = 2.039e-06

> bptest(r4_OJ)

        studentized Breusch-Pagan test

data:  r4_OJ
BP = 15.619, df = 1, p-value = 7.749e-05

> bptest(r5_OJ)

        studentized Breusch-Pagan test

data:  r5_OJ
BP = 11.85, df = 1, p-value = 0.0005767

```

Figure 65: Test d'autocorrélation de Breusch-Pagan POUR les OPCVM "OCT"-BJS

➤ Estimation des écarts-types de Newey-West

```

> coeftest(r1_00J, vcov. = Neweywest(r1_00J))

t test of coefficients:

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.00396324 0.00075219  5.2689 1.797e-07 ***
PR_OCT_J$MBI 2.04318198 0.19818870 10.3093 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Figure 66: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "CDG-OCT"-BJS

```

> coeftest(r2_00J, vcov. = Neweywest(r2_00J))

t test of coefficients:

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.00351489 0.00043099  8.1553 1.47e-15 ***
PR_OCT_J$MBI 1.82020760 0.16141265 11.2767 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Figure 67: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "AL AMAL"-BJS

```
> coeftest(r3_00J, vcov. = NeweyWest(r3_00J))

t test of coefficients:

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.0044545  0.0013994   3.1831 0.001518 **
PR_OCT_J$MBI 0.1353052  0.1899921   0.7122 0.476587
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Figure 68: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "UPLINE-OBLIG"-BJS

```
> coeftest(r4_00J, vcov. = NeweyWest(r4_00J))

t test of coefficients:

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.00356043 0.00053317  6.6779 4.732e-11 ***
PR_OCT_J$MBI 1.91256594 0.15796811 12.1073 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Figure 69: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "SG-OCT"-BJS

```
> coeftest(r5_00J, vcov. = NeweyWest(r5_00J))

t test of coefficients:

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.00476834 0.00061626  7.7376 3.289e-14 ***
PR_OCT_J$MBI 2.04129239 0.16872085 12.0986 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Figure 70: Estimation des écarts-type de Newey-West pour l'OPCVM "EMERG-MONET+"-BJS

Annexe III: Modélisation en série chronologique

➤ Tests ADF de stationnarité

```
> adf.test(xts_SG_CP)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: xts_SG_CP
Dickey-Fuller = -5.8406, Lag order = 6, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary

warning message:
In adf.test(xts_SG_CP) : p-value smaller than printed p-value
> adf.test(xts_UPLINE_P)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: xts_UPLINE_P
Dickey-Fuller = -5.9443, Lag order = 6, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary

warning message:
In adf.test(xts_UPLINE_P) : p-value smaller than printed p-value
> adf.test(xts_EMERG_MONET)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: xts_EMERG_MONET
Dickey-Fuller = -6.0111, Lag order = 6, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary

warning message:
In adf.test(xts_EMERG_MONET) : p-value smaller than printed p-value
> adf.test(xts_KENZplus)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: xts_KENZplus
Dickey-Fuller = -6.2593, Lag order = 6, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary

warning message:
In adf.test(xts_KENZplus) : p-value smaller than printed p-value
> adf.test(xts_CDG_T)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: xts_CDG_T
Dickey-Fuller = -5.8274, Lag order = 6, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary

warning message:
In adf.test(xts_CDG_T) : p-value smaller than printed p-value
```

Figure 71: Tests ADF pour les OPCVM "Monétaire"

```
> adf.test(xts_SG_OCT)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: xts_SG_OCT
Dickey-Fuller = -5.4987, Lag order = 6, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary

Warning message:
In adf.test(xts_SG_OCT) : p-value smaller than printed p-value
> adf.test(xts_UPLINE_OBLIG)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: xts_UPLINE_OBLIG
Dickey-Fuller = -5.6155, Lag order = 6, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary

Warning message:
In adf.test(xts_UPLINE_OBLIG) : p-value smaller than printed p-value
> adf.test(xts_EMERG_MONETplus)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: xts_EMERG_MONETplus
Dickey-Fuller = -5.6132, Lag order = 6, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary

Warning message:
In adf.test(xts_EMERG_MONETplus) : p-value smaller than printed p-value
> adf.test(xts_KENZplus)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: xts_KENZplus
Dickey-Fuller = -6.2593, Lag order = 6, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary

Warning message:
In adf.test(xts_KENZplus) : p-value smaller than printed p-value
> adf.test(xts_CDG_T)

Augmented Dickey-Fuller Test

data: xts_CDG_T
Dickey-Fuller = -5.8274, Lag order = 6, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary

Warning message:
In adf.test(xts_CDG_T) : p-value smaller than printed p-value
```

Figure 72: Tests ADF pour les OPCVM "OCT"

➤ **Tests de Box Pierce**

```
> Box.test(res_UPLINE_P,lag=50, type = "Box-Pierce")
Box-Pierce test
data: res_UPLINE_P
X-squared = 30.659, df = 50, p-value = 0.9858
> Box.test(res_SG_CP,lag=50,type = "Box-Pierce")
Box-Pierce test
data: res_SG_CP
X-squared = 35.737, df = 50, p-value = 0.936
> Box.test(res_EMERG_MONET,lag=50,type = "Box-Pierce")
Box-Pierce test
data: res_EMERG_MONET
X-squared = 33.517, df = 50, p-value = 0.9646
> Box.test(res_KENZplus,lag=50, type = "Box-Pierce")
Box-Pierce test
data: res_KENZplus
X-squared = 36.245, df = 50, p-value = 0.9276
> Box.test(res_CDG_T,lag=50, type = "Box-Pierce")
Box-Pierce test
data: res_CDG_T
X-squared = 35.839, df = 50, p-value = 0.9343
```

Figure 73: Tests de Box Pierce pour les OPCVM "Monétaire"

```
> Box.test(res_UPLINE_OBLIG,lag=50, type = "Box-Pierce")
Box-Pierce test
data: res_UPLINE_OBLIG
X-squared = 37.912, df = 50, p-value = 0.8952
> Box.test(res_SG_OCT,lag=50,type = "Box-Pierce")
Box-Pierce test
data: res_SG_OCT
X-squared = 35.255, df = 50, p-value = 0.9432
> Box.test(res_EMERG_MONETplus,lag=50,type = "Box-Pierce")
Box-Pierce test
data: res_EMERG_MONETplus
X-squared = 33.886, df = 50, p-value = 0.9606
> Box.test(res_AL_AMAL,lag=50, type = "Box-Pierce")
Box-Pierce test
data: res_AL_AMAL
X-squared = 27, df = 50, p-value = 0.9968
> Box.test(res_CDG_OCT,lag=50, type = "Box-Pierce")
Box-Pierce test
data: res_CDG_OCT
X-squared = 23.93, df = 50, p-value = 0.9993
```

Figure 74: Tests de Box Pierce pour les OPCVM "OCT"

➤ **Tests ARCH**

```
> ArchTest(res_CDG_T)
      ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects
data:  res_CDG_T
Chi-squared = 17.202, df = 12, p-value = 0.1422
> ArchTest(res_KENZplus)
      ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects
data:  res_KENZplus
Chi-squared = 10.79, df = 12, p-value = 0.547
> ArchTest(res_UPLINE_P)
      ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects
data:  res_UPLINE_P
Chi-squared = 3.7478, df = 12, p-value = 0.9876
> ArchTest(res_SG_CP)
      ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects
data:  res_SG_CP
Chi-squared = 9.9917, df = 12, p-value = 0.6167
> ArchTest(res_EMERG_MONET)
      ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects
data:  res_EMERG_MONET
Chi-squared = 12.139, df = 12, p-value = 0.4346
```

Figure 75: Tests ARCH pour les OPCVM "Monétaire"

```
> ArchTest(res_CDG_OCT)
      ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects
data:  res_CDG_OCT
Chi-squared = 23.609, df = 12, p-value = 0.02298

> ArchTest(res_AL_AMAL)
      ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects
data:  res_AL_AMAL
Chi-squared = 37.744, df = 12, p-value = 0.0001691

> ArchTest(res_UPLINE_OBLIG)
      ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects
data:  res_UPLINE_OBLIG
Chi-squared = 25.514, df = 12, p-value = 0.01257

> ArchTest(res_SG_OCT)
      ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects
data:  res_SG_OCT
Chi-squared = 30.766, df = 12, p-value = 0.002139

> ArchTest(res_EMERG_MONETplus)
      ARCH LM-test; Null hypothesis: no ARCH effects
data:  res_EMERG_MONETplus
Chi-squared = 45.093, df = 12, p-value = 9.933e-06
```

Figure 76: Tests ARCH pour les OPCVM "OCT"

➤ **Corrélogrammes des résidus**

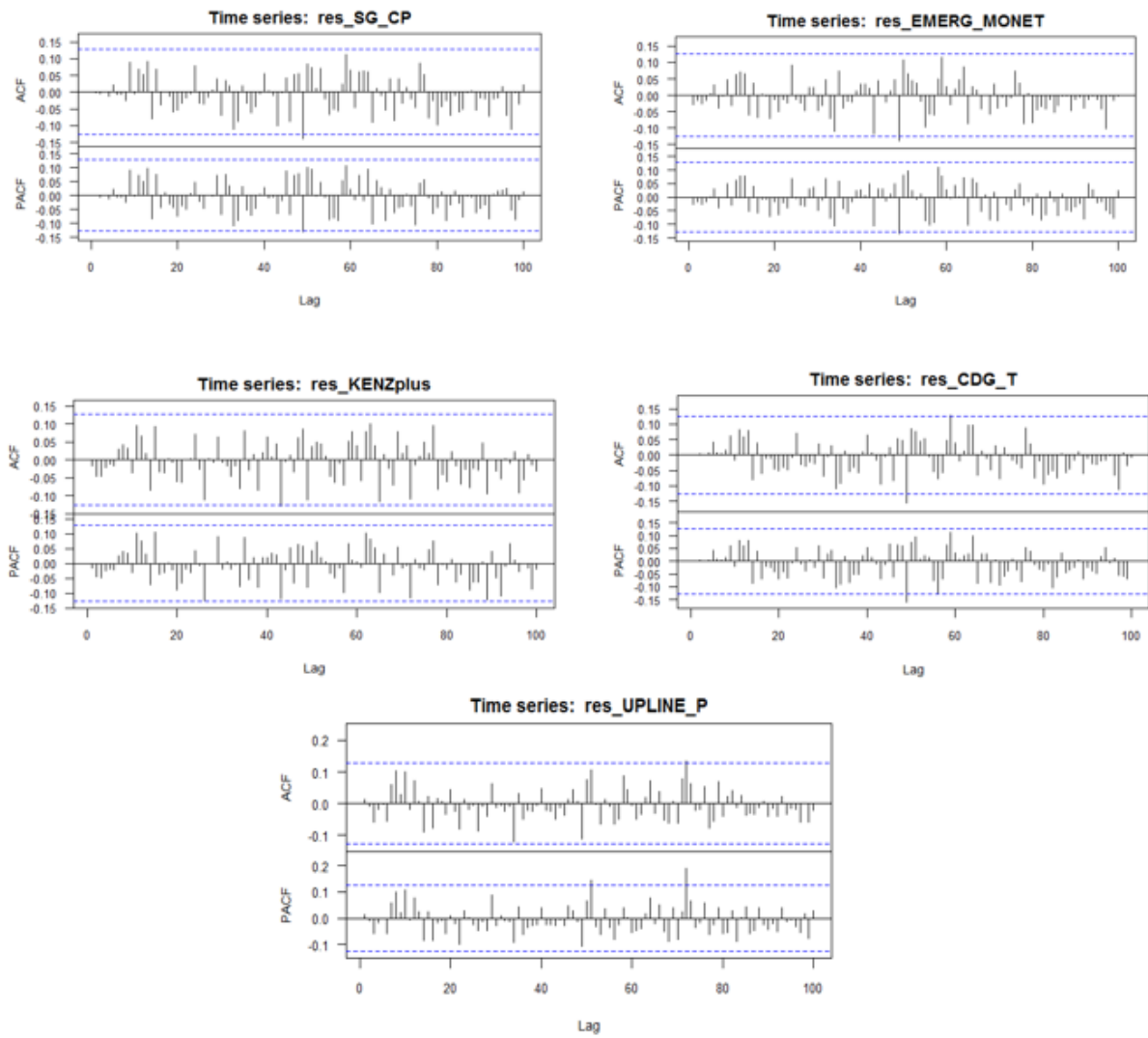


Figure 77: Corrélogrammes des résidus pour les OPCVM "Monétaire"

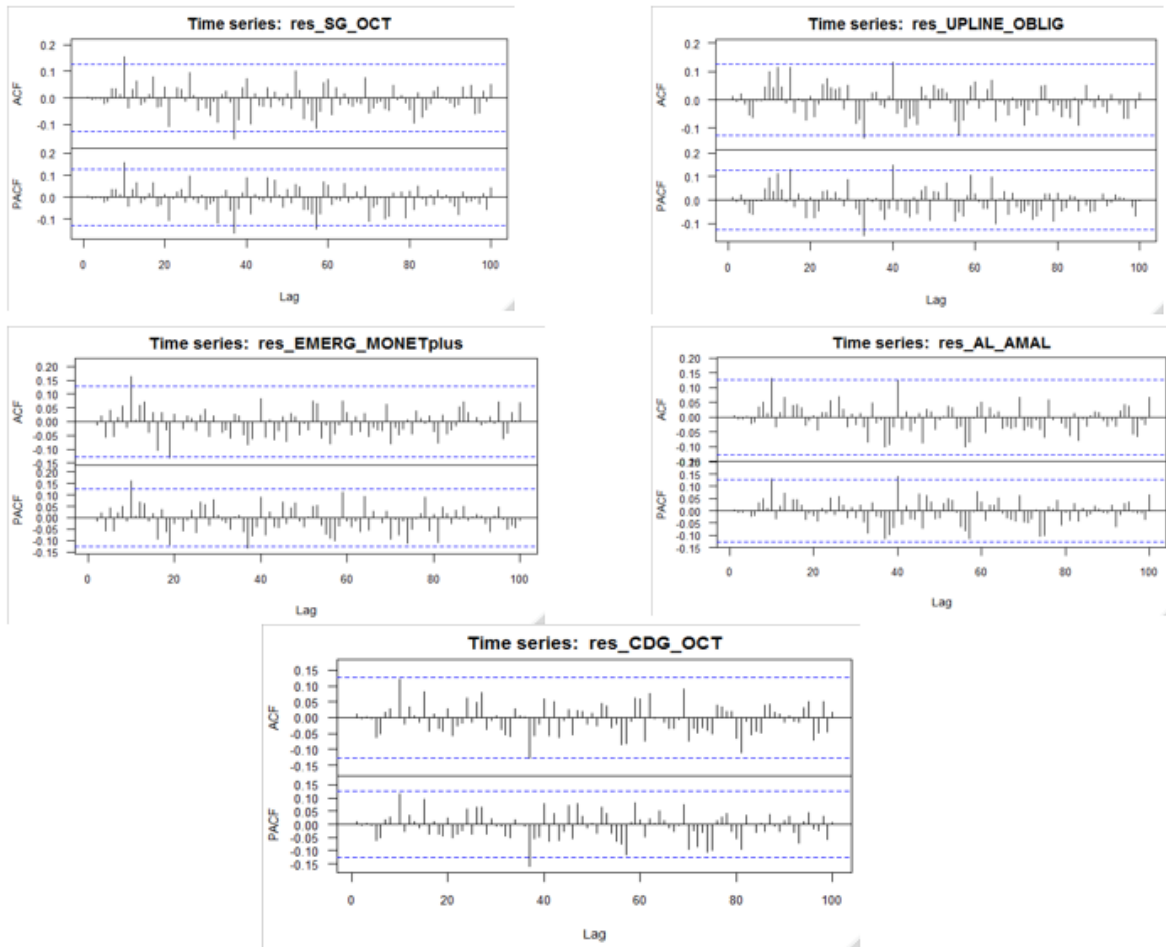


Figure 78: Corrélogrammes des résidus pour les OPCVM "OCT"

➤ **Test de normalité de Shapiro Wilk**

La statistique du test s'écrit :

$$W = \frac{\left[\sum_{i=1}^{\left[\frac{n}{2} \right]} a_i (x_{(n-i+1)} - x_{(i)}) \right]^2}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

Où

- $x_{(i)}$ Correspond à la série des données triées.
- $\left[\frac{n}{2} \right]$ Est la partie entière du rapport $\frac{n}{2}$.
- Les a_i sont des constantes générées à partir de la moyenne et de la matrice de variance covariance des quantiles d'un échantillon de taille n suivant la loi normale. Ces constantes sont fournies dans des tables spécifiques.

La statistique W peut donc être interprétée comme le coefficient de détermination (le carré du coefficient de corrélation) entre la série des quantiles générés à partir de la loi normale et les quantiles empiriques obtenus à partir des données. Plus W est élevé, plus la compatibilité avec la loi normale est crédible. La région critique, rejet de la normalité, s'écrit :

$$R.C.: W < W_{crit}$$

Les valeurs seuils W_{crit} sont lues dans la table de Shapiro-Wilk.

```
> shapiro.test(res_CDG_T)
      shapiro-wilk normality test
data:  res_CDG_T
w = 0.92257, p-value = 4.442e-10
> shapiro.test(res_KENZplus)
      shapiro-wilk normality test
data:  res_KENZplus
w = 0.90962, p-value = 4.353e-11
> shapiro.test(res_UPLINE_P)
      shapiro-wilk normality test
data:  res_UPLINE_P
w = 0.80391, p-value < 2.2e-16
> shapiro.test(res_SG_CP)
      shapiro-wilk normality test
data:  res_SG_CP
w = 0.88512, p-value = 9.224e-13
> shapiro.test(res_EMERG_MONET)
      shapiro-wilk normality test
data:  res_EMERG_MONET
w = 0.88184, p-value = 5.749e-13
```

Figure 80: Tests de Shapiro Wilk pour les OPCVM "Monétaire"

```
> shapiro.test(res_CDG_OCT)
      shapiro-wilk normality test
data:  res_CDG_OCT
w = 0.96761, p-value = 2.134e-05
> shapiro.test(res_AL_AMAL)
      shapiro-wilk normality test
data:  res_AL_AMAL
w = 0.94038, p-value = 1.783e-08
> shapiro.test(res_UPLINE_OBLIG)
      shapiro-wilk normality test
data:  res_UPLINE_OBLIG
w = 0.94828, p-value = 1.107e-07
> shapiro.test(res_SG_OCT)
      shapiro-wilk normality test
data:  res_SG_OCT
w = 0.96837, p-value = 2.705e-05
> shapiro.test(res_EMERG_MONETplus)
      shapiro-wilk normality test
data:  res_EMERG_MONETplus
w = 0.95783, p-value = 1.265e-06
```

Figure 79: Test Shapiro Wilk pour les OPCVM "OCT"

