



République algérienne démocratique et populaire
Ministère de l'enseignement supérieur et de la recherche scientifique
Université Abou Bakr BELKAID –TLEMCEM-
Faculté Des Sciences Economiques, De Gestion & Sciences Commerciales



THESE

Pour l'obtention du grade de
Docteur en Sciences Economiques
Ecole Doctorale : Management International des Entreprises
Option: Finance Internationale

Présentée et Soutenue
Par :

Mme. AOUAD Hadjar Soumia

Epouse. BENZAI

Sous la direction du

Professeur. BENBOUZIANE Mohamed

GESTION DES TAUX DE CHANGE DANS LA REGION MENA

-Examen de l'Efficiency du Marché des
Changes-

JURY

Mr. DERBAL Abdelkader
Mr. SOUAR Youcef
Mr. MALIKI Samir Baha-Eddine
Mr. BENBOUZIANE Mohamed

Professeur, Université d'Oran
Professeur, Université de Saida
Professeur, Université de Tlemcen
Professeur, Université de Tlemcen

Président
Examineur
Examineur
Directeur

REMERCIEMENTS

Mes remerciements s'adressent en tout premier lieu à Monsieur le professeur Benbouziane Mohamed qui a accepté de diriger ma thèse et qui m'a encouragé tout au long de mon Doctorat. Je lui suis reconnaissante de m'avoir laissé la liberté d'orienter les recherches selon mes convictions et d'avoir accueilli avec bienveillance mes idées et ma méthodologie de travail. Son soutien, ses encouragements constants et la confiance qu'il m'a accordée sont autant d'éléments qui m'ont permis de progresser.

Je remercie Messieurs les membres du jury d'avoir consacré de leur temps pour étudier ce travail. Mes remerciements vont aussi à tous les enseignants qui ont contribué à ma formation.

Il me tient également à cœur de remercier Monsieur Abd-Rezzak Malache de m'avoir été d'une précieuse aide tout au long de ma formation.

DEDICACE

À la mémoire de mon père, A ma mère

A mon époux et mon fils,

A mes frères et sœurs,

A ma belle famille et mes amies, ainsi qu'à toutes les personnes qui ont
participé de près ou de loin à la réalisation de ce travail,
ma plus profonde reconnaissance pour votre soutien et vos encouragements

AVANT-PROPOS

Initiée par Messe et Roggof en 1983. La problématique de la prévisibilité des taux de change ne cesse de gagner du terrain et d'animer les débats entre les théoriciens de change et entre théoriciens et professionnels de change. Remettant en cause l'hypothèse de l'efficience du marché des changes. Une hypothèse traditionnellement investie en régressant les taux de change à terme et au comptant. Néanmoins, cette problématique demeure rarement abordée pour le contexte des PVD, caractérisés par un sous développement, voire par une absence d'un marché à terme pour les taux de change. Appuyée par une étude approfondie des travaux et des écrits scientifiques ainsi que par des investigations empiriques, la contribution de la présente recherche vient soutenir les connaissances scientifiques afin de mettre en lumière cette thématique peu exploitée dans la littérature pour les PVD. Notre méthodologie consiste à spécifier des modèles de change basés sur la dépendance de long terme et la volatilité pour les rentabilités de change de la région MENA (classée comme PVD par le FMI). Une modélisation que nous considérons comme un proxy afin de pouvoir tester l'hypothèse d'efficience des marchés de change pour cette région. Et dans le sillage d'un grand nombre de théoriciens de change, nous avons adopté le fait de battre la marche aléatoire comme condition suffisante pour rejeter l'hypothèse d'efficience des marchés de change.

Nous évoquons la difficulté de la tâche relative à la collecte des données concernant les interventions des banques centrales des pays de la région, ces données communément appelées *News* par la communauté scientifique représentent les informations publiques. Par conséquent, nous nous sommes restreints à tester la forme faible de l'efficience des marchés où l'ensemble de l'information disponible concerne uniquement les taux de change historiques que nous avons collectés sur Thomson-Reuters.

Enfin, je désire remercier mon époux, M.Yassine Benzai d'avoir effectué une seconde lecture, en ce qui concerne la qualité du Français écrit pour cette thèse.

TABLE DES MATIERES

REMERCIEMENTS		
DEDICACE		
AVANT PROPOS		
LISTE DES FIGURES		
LISTE DES TABLEAUX		
LISTE DES ABREVIATIONS		
RESUME		
INTRODUCTION GENERALE	I-IX
PREMIERE PARTIE	CHOIX DU RÉGIME DE CHANGE ET ÉFFICIENCE DES MARCHÉS DES CHANGE : THÉORIE ET REVUE DE LITTÉRATURE	
CHAPITRE I	EXAMEN THEORIQUE ET ANALYTIQUE DES REGIMES ET DU MARCHE DE CHANGE DANS LA REGION MENA.....	28
Introduction	28
Section 1	Généralités sur le taux de change et le marché des changes.....	29
1.1.	..Les différentes mesures des cours de change.....	29
1.2.	Définition et caractéristiques du marché des changes...	31
1.2.1.	Caractéristiques du marché des changes.....	31
1.2.2.	Caractéristiques du marché des changes dans les PVD..	32
Section 2	Système monétaire international et régimes de change..	33
2.1.	Survol sur le système monétaire international.....	33
2.1.1.	Définition du système monétaire international.....	33
2.1.2.	L'évolution du système monétaire international.....	33
2.2.	Définition et classification des régimes de change.....	40
2.2.1.	Définition du régime de change.....	40
2.2.2.	Classification des régimes de change.....	40
2.3.	Typologie des régimes de change.....	45
2.3.1.	Les régimes de change fixe.....	45
2.3.2.	Les régimes de change flexible.....	48
2.3.3.	Les régimes intermédiaires.....	49

2.3.4.	Instabilité des régimes intermédiaires et peur du flottement dans les pays en voie de développement.....	52
Section 3	Choix de régime de change et choix de la région MENA.....	54
3.1.	Régimes de change et stabilité macroéconomique.....	54
3.2.	Déterminants du choix d'un régime de change.....	55
3.3.	Choix de régime de change dans la région MENA.....	58
3.3.1.	Pays de l'Afrique du Nord.....	59
3.3.2.	Les pays du Conseil de coopération du Golfe (CCG).....	61
3.3.3.	Autres pays de la région MENA	63
Conclusion du chapitre	66
CHAPITRE II	EFFICIENCE, MEMOIRE LONGUE ET VOLATILITE DANS LES MARCHÉS DES CHANGES: ÉVIDENCES EMPIRIQUES.....	67
Introduction	67
Section 1	Efficienc e des marchés de change et prévisibilité des taux de change.....	69
1.1.	Efficienc e du marché des changes.....	69
1.2.	Réflexion sur la prévisibilité des taux de change.....	72
Section 2	L'énigme de la déconnexion du taux de change et l'analyse chartiste dans les marchés de change.....	75
2.1.	L'énigme de la déconnexion des taux de change.....	75
2.2.	Survol sur L'analyse chartiste dans le marché des changes.....	79
Section 3	Modèles de Mémoire Longue et de Regroupement de Volatilité.....	81
3.1.	Modèles de mémoire longue et initiation au modèle ARFIMA.....	82
3.1.1.	Présentation du modèle ARFIMA.....	83
3.1.2.	Les méthodes de détection des processus de mémoire longue.....	84
3.1.3	Les méthodes de l'estimation du paramètre de différenciation fractionnaire.....	86
3.1.4.	Revue de littérature sur la mémoire longue dans les rentabilités de change.....	89
3.2.	Modèles de volatilité et d'hétéroscédasticité conditionnelle.....	99

3.2.1.	Présentation du modèle ARCH	101
3.2.2.	Présentation du modèle GARCH.....	103
3.3.	Modèle mixte ARFIMA-GARCH et ARFIMA- FIGARCH.....	106
Conclusion du chapitre	109
DEUXIEME PARTIE	EXAMEN DE L'HYPOTHESE DE L'EFFICIENCE DU MARCHE DES CHANGES DANS LA REGION MENA	
CHAPITRE III	MEMOIRE LONGUE ET VOLATILITE DANS LES TAUX DE CHANGE DE LA REGION MENA : INVESTIGATION EMPIRIQUE.....	112
Introduction	112
Section 1	Examen préliminaire sur les séries des taux de change.....	113
1.1.	Données et Méthodologie.....	113
1.2.	Examen préliminaire sur les séries des taux de change..	114
1.2.1.	Statistiques descriptives et représentation graphique des taux de change.....	114
1.2.2.	Tests de regroupement de volatilité et de mémoire longue sur les taux de change.....	118
Section 2	Examen préliminaire sur les séries des rentabilités de change.....	121
2.1.	Statistiques descriptives et représentation graphique des rentabilités de change.....	121
2.2.	Tests de regroupement de volatilité et de mémoire longue sur les rentabilités des taux de change.....	127
Section 3	Spécification des modèles de dépendance de long-terme et de volatilité pour les rentabilités de change de la région MENA.....	133
3.1.	Pays de l'Afrique du Nord.....	133
3.1.1.	Rentabilités de change du Dinar Algérien (RDZDUSD)	133
3.1.2.	Rentabilités de change de la Livre égyptienne (REGPUSD).....	138
3.1.3.	Rentabilités de change du Dirham Marocain (RMADUSD).....	141
3.1.4.	Rentabilités de change du Dinar Tunisien (RTNDUSD).....	143
3.2.	Les pays du Conseil de Coopération du Golf.....	148

3.2.1.	Rentabilités de change du Rial Omanais (ROMRUSD).	148
3.2.2.	Rentabilités de change du Riyal Qatarien (RQARUSD)	151
3.2.3.	Rentabilités de change du Riyal Saoudien (RSARUSD)	155
3.2.4.	Rentabilités de change du Dinar Bahreïni (RBHDUSD)	159
3.2.5.	Rentabilités de change du Dirham des Émirats arabes unis (RAEDUSD).....	162
3.2.6.	Rentabilités de change du Dinar Koweïtien (RKWDUSD).....	167
3.3.	Autres pays de la région MENA.....	170
3.3.1.	Rentabilités de change du Dinar Jordanien (RJODUSD).....	170
3.3.2.	Rentabilités de change du Dinar Irakien (RIQDUSD)...	175
3.3.3.	Rentabilités de change de la Livre Libanaise (RLBPUSD).....	178
3.3.4.	Rentabilités de change De la Livre syrienne (RSYPUSD).....	183
3.3.5.	Rentabilités de change du Riyal Yéménite (RYERUSD).....	187
	Conclusion du chapitre	191
CHAPITRE IV	PEUT-ON BATTRE LA MARCHE ALEATOIRE DANS LES MARCHES DES CHANGES DE LA REGION MENA : INVESTIGATION EMPIRIQUE...	193
	Introduction	193
	Section 1 Bref survol sur la marche aléatoire et Méthodologie.....	194
1.1.	Bref survol sur la marche aléatoire.....	194
1.2.	Méthodologie.....	194
	Section 2 Comparaisons des qualités prévisionnelles des modèles des rentabilités de change avec les prévisions naïves....	197
2.1.	Cas des pays de l’Afrique du Nord.....	197
2.1.1.	Prévisions des rentabilités de change du Dinar Algérien (RDZDUSD).....	197
2.1.2.	Prévisions des rentabilités de change de la Livre Egyptienne (REGPUSD).....	199
2.1.3.	Prévisions des rentabilités de change du Dirham Marocain (RMADUSD).....	200
2.1.4.	Prévisions des rentabilités de change du dinar Tunisien (RTNDUSD).....	201

2.2.	Cas des pays du CCG.....	203
2.2.1.	Prévisions des rentabilités de change du rial Omanais (ROMRUSD).....	203
2.2.2.	Prévisions des rentabilités de change du Riyal Qatariens (RQARUSD).....	205
2.2.3.	Prévisions des rentabilités de change du Riyal Saoudien (RSARUSD).....	207
2.2.4.	Prévisions des rentabilités de change du Dinar Bahreïni (RBHDUSD).....	209
2.2.5.	Prévisions des rentabilités de change du Dirham des Émirats Arabes Unis (RAEDUSD).....	211
2.2.6.	Prévisions des rentabilités de change du Dinar Koweïtien(RKWDUSD).....	213
2.3.	Cas des autres pays de la région MENA.....	215
2.3.1.	Prévisions des rentabilités de change du Dinar Jordanien (RJODUSD).....	215
2.3.2.	Prévisions des rentabilités de change du Dinar Irakien (RIQDUSD).....	217
2.3.3.	Prévisions des rentabilités de change de la livre Libanaise (RLBPUSD).....	219
2.3.4.	Prévisions des rentabilités de change de la Livre Syrienne (RSYPUSD).....	221
2.3.5.	Prévisions des rentabilités de change du Riyal Yéménite (RYERUSD).....	223
	Conclusion du chapitre	226
	CONCLUSION GENERALE	227
	ANNEXE 1	
	ANNEXE 2	
	ANNEXE 3	
	ANNEXE 4	
	BIBLIOGRAPHIE	

LISTE DES FIGURES

Figure		Page
1.1	Classification des régimes de change des différentes méthodologies.....	44
1.2	Le triangle de Mundell.....	53
3.1	Evolution des taux change dans la région MENA, 1999-2014...	115-118
3.2	Evolution des rentabilités des taux de change dans la région MENA, 1999-2014.....	124-126
4.1	Prévisions du modèle ARFIMA(2,0.11,3) pour RDZDUSD en moyenne.....	198
4.1'	Prévisions du modèle GARCH(1,2) pour la variance des innovations de RDZDUSD avec une distribution STS.....	198
4.2	Prévisions du modèle ARFIMA(1,0.11,2) pour REGPUSD.....	200
4.3	Prévisions du modèle GARCH(1,1) pour la variance de RMADUSD avec une distribution GED.....	201
4.4	Prévisions du modèle ARMA(1,0) pour RTNDUSD en moyenne.....	202
4.4'	Prévisions du modèle FIGARCH(1,0.40,1) pour la variance des innovations de RTNDUSD avec une distribution GED.....	203
4.5	Prévisions du modèle ARFIMA(2,-0.65,2) pour ROMRUSD en moyenne.....	204
4.5'	Prévisions du modèle ARCH(1) pour la variance des innovations de ROMRUSD avec une distribution GED.....	205
4.6	Prévisions du modèle ARFIMA(1,-0.48,1) pour RQARUSD en moyenne.....	206
4.6'	Prévisions du modèle ARCH(1) pour la variance des innovations de RQARUSD avec une distribution.....	207
4.7	Prévisions du modèle ARFIMA(3,-0.34,2) pour RSARUSD en moyenne.....	208
4.7'	Prévisions du modèle ARCH(2) pour la variance des innovations de RSARUSD avec une distribution Student	209
4.8	Prévisions du modèle ARFIMA(3,-0.59,2) pour RBHDUSD en moyenne.....	210
4.8'	Prévisions du modèle ARCH(1) pour la variance des innovations de RBHDUSD avec une distribution normale.....	211

4.9	Prévisions du modèle ARFIMA(1,-0.80,1) pour RAEDUSD en moyenne.....	212
4.9'	Prévisions du modèle FIGARCH(0,0.77,1) pour la variance des innovations de RAEDUSD avec une distribution Asymetrique-Student.....	213
4.10	Prévisions du modèle ARFIMA(1,0.18,2) pour RKWDUSD en moyenne.....	214
4.10'	Prévisions du modèle ARCH(2) pour la variance des innovations de RKWDUSD avec une distribution GED.....	215
4.11	Prévisions du modèle ARFIMA(3,-0.42,2) pour RJODUSD en moyenne.....	216
4.11'	Prévisions du modèle FIGARCH(0,0.40,1) pour la variance des innovations de RJODUSD avec une distribution normale.....	217
4.12	Prévisions du modèle ARMA(3,3) pour RIQDUSD en moyenne	218
4.12'	Prévisions du modèle ARCH(1) pour la variance des innovations de RIQDUSD avec une distribution GED.....	219
4.13	Prévisions du modèle ARFIMA(1,-0.15,1) pour RLBPUUSD en moyenne.....	220
4.13'	Prévisions du modèle FIGARCH(0,0.32,1) pour la variance des innovations de RLBPUUSD avec une distribution normale.....	221
4.14	Prévisions du modèle ARFIMA(2,0.22,3) pour RSYPUUSD en moyenne.....	222
4.14'	Prévisions du modèle GARCH(0,2) pour la variance des innovations de RSYPUUSD avec une distribution GED.....	223
4.15	Prévisions du modèle ARFIMA(3,-0.22,3) pour RYERUSD en moyenne.....	224
4.15'	Prévisions du modèle ARCH(1) pour la variance des innovations de RYERUSD avec une distribution GED.....	225

LISTE DES TABLEAUX

Tableau et Encadré		Page
1.1	Régimes de change de jure, 2008-2014.....	41
Encadré 1	Evolution des catégories de régimes de change selon le rapport annuel sur les arrangements et restrictions de change du FMI.....	42
1.2	Monnaie, régime de change de facto, de jure et structure de régime de change dans les pays de l’Afrique du Nord, 1999- 2014.....	59-60
1.3	Monnaie, régime de change de facto, de jure et structure de régime de change dans les pays du CCG, 1999-2014.....	61-63
1.4	Monnaie, régime de change de facto, de jure et structure de régime de change dans les autres pays de la région MENA, 1999-2014.....	63-64
2.1	Propriété du processus à mémoire longue dans le domaine fréquentiel.....	84
2.2	Quelques travaux sur la mémoire longue dans les séries des cours de change.....	94-98
3.1	Statistiques sommaires sur les taux de change de la région MENA.....	114-115
3.2	Tests d’autocorrélation, d’homoscédasticité et de dépendance de long-terme sur les séries des taux de change des pays de la région MENA.....	118-119
3.3	Statistiques sommaires sur les rentabilités de change de la région MENA.....	121
3.4	Tests d’auto-corrélation, d’homoscédasticité et de dépendance de long-terme sur les rentabilités des taux de change des pays de la région MENA.....	127-128
3.5	Spécification du modèle ARFIMA(2,d,3) pour les rentabilités de change du Dinar Algérien en moyenne.....	133-134
3.6	Comparaison des modèles FIGARCH(1,ξ,1) et GARCH(1,2) pour la volatilité de la série RDZDUSD.....	135-136
3.7	Spécification du modèle GARCH(1,2) pour la variance de RDZDUSD.....	136-138
3.8	Spécification du modèle ARFIMA(1,d,2) pour les rentabilités de change de la Livre Egyptienne.....	139-140
3.9	Spécification du modèle GARCH(1,1) pour la variance de	

	RMADUSD.....	141-143
3.10	Spécification du modèle $AR(1)$ pour les rentabilités de change du Dinar Tunisien en moyenne.....	144-145
3.11	Spécification du modèle $FIGARCH(1, \xi, 1)$ pour la variance de RTNDUSD.....	146-147
3.12	Spécification du modèle $ARFIMA(2, d, 2)$ pour les rentabilités de change du Rial Omanais en moyenne.....	148-149
3.13	Spécification du modèle $ARCH(1)$ pour la variance de ROMRUSD.....	150-151
3.14	Spécification du modèle $ARFIMA(1, d, 1)$ pour les rentabilités de change du Riyal Qatarien en moyenne.....	152-153
3.15	Spécification du modèle $ARCH(1)$ pour la variance de RQARUSD.....	153-154
3.16	Spécification du modèle $ARFIMA(3, d, 2)$ pour les rentabilités de change du Riyal Saoudien en moyenne.....	155-156
3.17	Spécification du modèle $ARCH(2)$ pour la variance de RSARUSD.....	157-158
3.18	Spécification du modèle $ARFIMA(3, d, 2)$ pour les rentabilités de change du Dinar Bahreïni en moyenne.....	159-160
3.19	Spécification du modèle $ARCH(1)$ pour la variance de RBHDUSD.....	161-162
3.20	Spécification du modèle $ARFIMA(1, d, 1)$ pour les rentabilités de change du Dirham des Émirats arabes unis en moyenne.....	163-164
3.21	Spécification du modèle $FIGARCH(0, \xi, 1)$ pour la variance de RAEDUSD.....	164-166
3.22	Spécification du modèle $ARFIMA(1, d, 2)$ pour les rentabilités de change du Dinar Koweïtien en moyenne.....	167-168
3.23	Spécification du modèle $ARCH(2)$ pour la volatilité de RKWDUSD.....	169-170
3.24	Spécification du modèle $ARFIMA(3, d, 2)$ pour les rentabilités de change du Dinar Jordanien en moyenne.....	171-172
3.25	Spécification du modèle $FIGARCH(0, \xi, 1)$ pour la variance de RJODUSD.....	172-174
3.26	Spécification du modèle $ARFIMA(3, d, 3)$ pour les rentabilités de change du Dinar Irakien en moyenne.....	175-176
3.27	Spécification du modèle $ARCH(1)$ pour la variance de RIQDUSD.....	177-178
3.28	Spécification du modèle $ARFIMA(1, d, 1)$ pour les rentabilités	

	de change de la Livre Libanais en moyenne.....	179-180
3.29	Spécification du modèle FIGARCH($0, \xi, 1$) pour la variance de RLBPUUSD.....	180-182
3.30	Spécification du modèle ARFIMA($2, d, 3$) pour les rentabilités de change de la Livre Syrienne en moyenne.....	183-184
3.31	Spécification du modèle GARCH($0, 2$) pour la variance de RSYPUUSD.....	185-186
3.32	Spécification du modèle ARFIMA($3, d, 3$) pour les rentabilités de change du Riyal Yéménite en moyenne.....	187-188
3.33	Spécification du modèle ARCH(1) pour la variance de RYERUSD.....	189-190
4.1	Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA($2, 0.11, 3$) et des prévisions naïves pour RDZDUSD en moyenne.....	197
4.2	Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA($1, 0.11, 2$) et des prévisions naïves pour le REGPUUSD en moyenne.....	199
4.3	Critères de précision des prévisions du modèle ARMA($1, 0$) et des prévisions naïves pour la série RTNDUSD en moyenne..	202
4.4	Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA($2, -0.65, 2$) et des prévisions naïves pour ROMRUUSD en moyenne.....	204
4.5	Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA($1, -0.48, 1$) et des prévisions naïves pour RQARUSD en moyenne.....	206
4.6	Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA($3, -0.34, 2$) et des prévisions naïves pour RSARUSD en moyenne.....	208
4.7	Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA($3, -0.59, 2$) et des prévisions naïves pour RBHDUSD en moyenne.....	210
4.8	Prévisions du modèle ARFIMA($1, -0.80, 1$) et prévisions naïves pour RAEDUSD en moyenne.....	212
4.9	Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA($1, 0.18, 2$) et des prévisions naïves pour RKWDUSD en moyenne.....	213-214
4.10	Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA($3, -0.42, 2$) et des prévisions naïves pour RJODUSD en moyenne.....	216
4.11	Critères de précision des prévisions du modèle ARMA($3, 3$) et des prévisions naïves pour RIQDUSD en moyenne.....	217-118

4.12	Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA(1,-0.15,1) et des prévisions naïves pour RLBPUSD en moyenne...	220
4.13	Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA(2,0.22,3) et des prévisions naïves pour RSYUSD en moyenne.....	221-222
4.14	Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA(3,-0.22,3) et des prévisions naïves pour la série RYERUSD en moyenne.....	223-224

LISTE DES ABREVIATIONS

MENA	Middle East North Africa
TCN	Taux de Change Nominal
TCR	Taux de Change Réel
IPC	Indice des Prix à la Consommation
FOREX	Foreign Exchange Market
BRI	Banque des Règlements Internationaux
B.W	Bretton Woods
FMI	Fond Monétaire International
SMI	Système Monétaire International
DTS	Droits de Tirage Spéciaux
AREAER	Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions
PVD	Pays en Voie de Développement
CCG	Conseil de Coopération du Golf
SK	Skewness : Coefficient d'asymétrie
E.KU	Excès de Kurtosis
R/S	Rescaled Range
LV	Log Vraisemblance
ARCH	AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
GARCH	Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
GPH	Geweke-Porter-Hudak
ADF	Augmented Dickey Fuller
KPSS	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
ARCH LM	AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity Lagrange Multiplier
FAC	Fonction d'Auto-Corrélation
FACP	Fonction d'Auto-Corrélation Partielle
ARMA	AutoRegressive Moving-Average
ARFIMA	AutoRegressive Fractionally Integrated Moving Average
FIGARCH	Fractionally Integrated Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

RESUME

L'objectif principal de cette thèse est de vérifier empiriquement l'hypothèse d'efficience des marchés de change, un sujet peu exploité dans la littérature dans le contexte des pays en voie de développement. Notre démarche a consisté d'abord à spécifier des modèles économétriques afin de représenter le comportement des taux de change des dix-sept (17) pays de la région du Moyen Orient et de l'Afrique du Nord. Nous avons opté pour une modélisation dans une optique chartiste basée sur des modèles de mémoire longue et de volatilité. Ensuite nous avons généré des prévisions hors échantillon, dont nous avons comparé les qualités prévisionnelles avec celles des prévisions naïves, Le résultat essentiel est que l'hypothèse de l'efficience du marché de change dans sa forme faible est systématiquement vérifiée sur le long terme. Cependant, Nous convenons de certaines limites de notre recherche en ce qui concerne la taille de notre échantillon ainsi que le choix d'une seule devise de référence (Dollar US) qui ne nous permettent pas de généraliser notre résultat pour les pays en voie de développement. Ainsi, l'élargissement de l'échantillon et la prise en compte des autres devises internationales dans des recherches ultérieures pourraient nous réconforter concernant le rejet de la forme faible de l'hypothèse d'efficience des marchés de change dans les pays en voie de développement.

Mots clés :

Efficience du marché de change, La marche aléatoire, Mémoire longue, Regroupement de Volatilité, MENA, PVD.

ABSTRACT

The main purpose of this thesis is to empirically assess the efficiency hypothesis of exchange markets EMH, a poorly investigated subject in the literature related to the developing countries context. First, we specify econometric models to represent the exchange rate behavior of the seventeen (17) Middle East and North Africa countries and we have opted for a chartist modeling approach based on long memory and volatility models. Then we generated out-of-sample forecasts which the forecasting performances are compared with those of naive forecasts. The key result suggests that the weak form of the EMH is systematically verified over the long term. However, we agree with some limitations of our research regarding the size of our sample as well as the choice of a single reference currency (US Dollar) which do not allow us to generalize our result for the developing countries. Thus, expanding the sample and including other international currencies in further research would make us more comfortable with regard to the rejection of the weak form of the EMH in developing countries.

Keywords:

Efficiency Market Hypothesis (EMH), Random Walk Hypothesis(RWH), Long Memory, Volatility Clustering, MENA, Developing countries.

المخلص

تهدف هذه الأطروحة إلى تقييم فرضية كفاءة أسواق الصرف في اقتصاديات الدول النامية حسب المنهج القياسي، و من أجل ذلك قمنا في بادئ الأمر بتمثيل سلوك أسعار الصرف لسبعة عشر (17) دولة منتمية إلى منطقة الشرق الأوسط و شمال إفريقيا باستخدام نماذج قياسية، مبنية على مفهومي الذاكرة طويلة-الأجل و التطاير خارج نطاق محددات الاقتصاد الكلي. ثم قمنا بمقارنة مدى دقة التنبؤات خارج العينة لهذه النماذج مع تنبؤات نموذج المشي العشوائي. و تشير النتيجة الرئيسية إلى رفض فرضية الكفاءة الضعيفة لأسواق الصرف في هذه الدول على المدى الطويل. تجدر الإشارة إلى أنه لا يمكننا تعميم هذه النتيجة بالنسبة لجميع الدول النامية، و هذا يعود إلى حجم العينة و إلى اختيار عملة مرجعية وحيدة (الدولار الأمريكي). و بالتالي فإن استخدام عينة ذات حجم أكبر و كذا اعتماد عملات دولية أخرى كمرجع لأسعار الصرف في دراسات مستقبلية قد يمكننا من رفض فرضية الكفاءة الضعيفة لأسواق الصرف بالنسبة للدول النامية.

الكلمات المفتاحية.

فرضية كفاءة أسواق الصرف، نموذج المشي العشوائي، الذاكرة طويلة الأجل، التطاير، منطقة الشرق الأوسط و شمال إفريقيا، الدول النامية

INTRODUCTION GENERALE

La monnaie est très complexe, d'abord dans sa définition, vu son caractère infiniment évolutif, mais ce qui est encore plus délicat, c'est la détermination de la valeur de ce bien particulier qui sert d'étalon de valeur et de numéraire pour les autres biens de l'économie, le prix de tous les prix. Dans un monde plus connecté que jamais, le taux de change exprimé comme la quantité de monnaie nécessaire pour acquérir une unité d'une monnaie différente est considéré comme la pierre angulaire dans les relations économiques et financières internationales. Il est désormais bien reconnu qu'il représente un lien décisif entre l'économie interne d'un pays et l'économie internationale. Des interrogations fondamentales relatives aux modes de détermination de la valeur externe de la monnaie et de leurs fondements théoriques reviennent de façon récurrente. En fait, la première difficulté qui surgit lors du traitement des problèmes liés aux taux de change est la grande variété que renferme la notion de taux de change elle-même, il existe en effet une très grande variété de types de taux de change, qui vont du simple taux de change nominal bilatéral entre les monnaies aux taux de change construits spécialement pour des fins de recherche.

Le taux de change nominal qui sert d'indice d'analyse de la valeur externe de la monnaie, représente à la fois une variable macro-économique qui équilibre les marchés internationaux et un actif financier. Il est d'une importance capitale dans la détermination de la stabilité macroéconomique et l'incitation à s'engager dans le commerce. Tenant compte du fait que l'objectif économique ultime des pays est de parvenir à une croissance régulière et soutenue, sachant qu'il existe des contraintes de différentes natures budgétaire, monétaire et financière, internationale,...etc pour y parvenir ; Un régime de change est défini comme l'ensemble des principes et des règles qui organisent le cadre dans lequel le taux de change nominal est déterminé. Le plus souhaitable par les pays est celui à même de rendre ce taux de change plus prévisible, en conséquent il sera plus favorable : à l'investissement national, aux investissements directs étrangers, et au commerce extérieur, puisqu'il réduit le risque de change auquel les investisseurs sont averses.

Le marché de change défini comme étant -l'endroit- où les monnaies sont échangées les unes contre les autres, est le plus grand marché financier du monde en termes de taille,

le rôle du marché des changes dans le développement économique reste toujours discutable et controversé. Mais, son importance est en augmentation continue en raison des réformes financières et de la libéralisation des échanges.

Outre une flexibilité limitée des taux de change, les marchés des changes dans les pays en voie de développement sont principalement des marchés au comptant, caractérisés par une concentration sur le Dollar Américain (l'Euro dans une moindre mesure). Cette prédominance contribue au rôle de ces devises en tant que monnaie véhicule dans les transactions croisées de change. Les marchés de change des pays en développement sont également caractérisés par des transactions souvent concentrées au niveau des clients des banques et où la plupart des activités se déroulent au niveau domestique *Inshore*, reflétant en partie les réglementations en matière de change et de monnaie. Toutefois, il y a des marchés de change parallèles pour s'échapper à ces contrôles. Il en demeure aussi que des changes multiples officiels avec des taux de change différents subsistent dans ces marchés, et ce lorsque les autorités du pays essaient d'influencer les sources et les usages des devises étrangères par la réglementation de change.

La connaissance de la dynamique des marchés des changes est importante et préoccupante pour les décideurs et les gestionnaires macroéconomiques des secteurs public et bancaire, mais aussi pour les hommes d'affaires, les entreprises et les ménages. Des fluctuations importantes des taux de change constituent une incertitude qui peut accroître le coût de l'attente et donc diminuer les investissements et la création d'emploi. Par ailleurs, une moindre fluctuation des taux de change est censée avoir un impact positif sur la demande du marché du travail et par conséquent rendre les industries nationales relativement plus compétitives. L'histoire du système financier international a mis en évidence à plusieurs reprises la nécessité de la détermination du taux de change approprié, et du choix du régime pour les pays en voie de développement.

Ces taux de change requièrent donc une attention particulière de la part des autorités monétaires des Etats, dans ce que l'on peut appeler : « gestion des taux de change », où l'un des aspects importants est de savoir si on peut ou non influencer leurs trajectoires, notamment sous des régimes de change flottant, une influence qui peut être exercée si ces taux de change sont prévisibles, un fait en contradiction avec l'hypothèse de l'efficacité du marché des changes.

Par conséquent, la question de l'efficience ou l'inefficience du marché des changes est très importante pour les décideurs de n'importe quel pays. Le concept de l'efficience est très investi dans le domaine de la finance internationale. En effet, l'hypothèse de l'efficience du marché est largement testée dans la littérature. La théorie la plus primordiale qui tente d'expliquer le processus de la formation des prix des actifs financiers a été développée par Fama (1965). Cette hypothèse soutient qu'une nouvelle information reçue sur le marché atteint tous les investisseurs simultanément et que par conséquent les prix des actifs ne peuvent pas être estimés en fonction des prix historiques. En accord avec cette forme faible de l'efficience informationnelle qui ne tient compte que de l'information passée (c'est-à-dire des prix historiques), les prix observés sur un marché suivent une marche aléatoire, dans laquelle les incréments de prix successifs ne sont pas corrélés, en d'autres termes les variations de prix, nommés les rentabilités sont imprévisibles au sens où il est impossible de prévoir les rentabilités futures à partir des rentabilités passées. Puisque dans un modèle de marche aléatoire la direction et la taille des changements sont choisies de manière indépendante et aléatoire à partir de la distribution normale. Par conséquent, la meilleure prévision est le non changement, encore appelé: prévision naïve, et il n'est donc pas possible d'obtenir des bénéfices supérieurs à la moyenne en utilisant ces informations. En revanche, si les taux de change ne suivent pas une marche aléatoire, il existerait des opportunités de gain assez suffisant pour compenser les *traders* pour les coûts de la collecte des informations. Toutefois, dans la pratique, il est très difficile de prévoir le comportement futur des taux de change ou de leurs rentabilités. En fait, à tout moment donné, il existe un grand nombre de *traders* qui tentent de maximiser leur profit en essayant d'accéder au moindre avantage informatif. Ce faisant, ils incorporent leurs informations dans la valeur de marché de la monnaie, le rendant très imprévisible

Cette question relative à l'efficience ou l'inefficience du marché des changes a d'énormes implications économiques. En effet, si un marché de change est inefficent, on peut développer un modèle qui peut prévoir les fluctuations futures des taux de change, ainsi les autorités publiques peuvent déterminer la meilleure façon d'influencer les taux de change, de réduire leurs volatilités et d'évaluer les conséquences de différentes politiques économiques. Alternativement, un marché de change efficient où toute opportunité de gain anormale est exclue ne nécessite qu'une intervention gouvernementale minimale.

Les travaux précurseurs de [Meese et Rogoff \(1983\)](#) sur la prévisibilité des taux de change attribuent à la marche aléatoire le rôle de *benchmark* pour les prévisions hors-échantillon des taux de change. En effet, le fait de battre la marche aléatoire dans les prévisions constitue un critère majeur d'acceptation pour les modèles de taux de change.

La littérature économique relative au taux de change se subdivise en deux grands courants, le premier se base sur les fondamentaux qui relèvent de la théorie du taux de change, et le second, de type empirique se focalise sur les modèles des séries chronologiques, il s'inscrit dans ce qui est appelée analyse chartiste ou technique. Rappelons que les modèles des séries chronologiques sont une classe de spécification où on tente de modéliser et prévoir les variables en utilisant seulement les informations contenues dans leur passé. La frontière entre les deux courants est loin d'être clairement établie. Il faut remarquer que c'est le foisonnement entre les deux qui fait la richesse des travaux concernant le taux de change. De ce fait, l'objectif d'exploiter les modèles économiques fondamentalistes et non-fondamentalistes de la détermination du taux de change pour battre les prévisions naïves de la marche aléatoire, et ainsi clarifier d'avantage la controverse sur l'efficacité des marchés des changes, demeure aussi insaisissable que jamais, notamment pour les pays en voie de développement.

Vu les échecs récurrents des modèles structurelles fondamentalistes de la détermination des taux de change à battre les prévisions naïves pour les taux de change et leurs rentabilités ([voir Meese et Rogoff, 1983](#); [Somanath, 1986](#); [Isard, 1987](#); [Gandolfo, Padoan & Paladino, 1990](#); [Lardic & Mignon, 1999...etc](#)) et avec l'évolution progressive des modèles de l'économétrie, l'intérêt général s'est déplacé vers les modèles non-fondamentalistes de la détermination des taux de change.

Il est largement admis que les indices financiers tels que les taux de change contiennent une racine unitaire. Cependant, certaines séries montrent des signes de dépendance de court ou de long terme, ces séries possèdent donc une mémoire courte ou longue. La mémoire longue dans les séries peut être définie comme des auto-corrélations avec de longs retards. Et sous ce phénomène, les processus sont caractérisés par leur capacité à se rappeler des événements éloignés dans le temps (sous cette hypothèse, ce qui se passe aujourd'hui affecte l'avenir). L'absence ou la présence de dépendance de long terme dans la moyenne des rentabilités des taux de change peut être utilisée comme proxy pour tester la théorie de l'efficacité des marchés financiers et de change. Sachant que la

littérature relative à l'efficacité du marché des changes utilise habituellement une forme d'analyse fondée sur la régression des cours de change au comptant et à terme. Et compte tenu que les marchés de change à terme dans les pays en voie de développement ne sont pas développés, cette méthode ne peut pas être adoptée.

En effet, l'efficacité des marchés financiers (dont les marchés de change) est liée à une dépendance de long terme des rentabilités des prix (Baillie et al, 2007), une dépendance de long terme indique : (i) une mémoire longue qui implique qu'il existe une dépendance non négligeable entre le présent et tous les points du passé, sachant que la présence d'une racine unitaire indique que l'effet d'un choc est permanent, tandis qu'une présence de mémoire longue équivaut à un effet de long terme mais non permanent. Dans le premier cas on ne peut pas observer un phénomène de retour à la moyenne, mais dans le deuxième on s'attend qu'un retour à la moyenne soit possible mais après un certain temps pour les rentabilités de change, (ii) une auto-corrélation positive entre les rentabilités des taux de change, ce qui signifie une structure prévisible, impliquant ainsi le rejet de l'hypothèse de l'efficacité du marché de change.

Au niveau empirique, la modélisation par des processus ARFIMA introduit par l'économiste Granger en 1980 qui a été suivie par Granger et Joyeux en 1980 et par l'hydrologue Hosking en 1981, fournit un cadre direct et pratique pour étudier le comportement de la mémoire à la fois de court et de long terme. Le modèle ARFIMA suggère aussi une alternative intéressante de mémoire longue que celle de l'hypothèse des racines unitaires, il permet de générer des prévisions de long terme de l'évolution des rentabilités des taux de change, ce qui autorise la construction de stratégies d'arbitrage permettant de générer des profits. Un autre aspect potentiellement important des processus fractionnaires intégrés est qu'ils donnent plus de clairvoyance aux macro-économistes sur la persistance des chocs.

Un fait stylisé caractérisant les séries financières, notamment les séries de rentabilités de change concerne la variabilité dans le temps de la variance, et par conséquent la présence possible d'un effet ARCH ou regroupement de volatilité, où des périodes de faible et de forte volatilité s'alternent. La modélisation ARCH introduite par Engle (1982), puis une version généralisée, le modèle GARCH introduit par Bollerslev en 1986, a ouvert la voie à la modélisation et à la prévision de la volatilité des rentabilités de change. Une autre propriété de double mémoire longue dans les rendements des taux

de change dans la moyenne et la variance est constatée dans les séries de rentabilités de change.

Afin de prendre en considération les différentes caractéristiques des rentabilités des taux de change, celle de la double mémoire longue et de la volatilité, de nombreuses études se sont intéressées à la validation de l'hypothèse de l'efficacité du marché des changes par le biais d'un modèle combiné ARFIMA-FIGARCH pour les pays développés et émergents (voir Beine et Laurent, 2003; Turkyilmaz & Balibey, 2014 ; Kumar, 2014) est utilisé. Cependant, les études pour les pays en voie de développement demeurent très rares.

En ce sens, la présente étude fournit une contribution dans la littérature financière appliquée en ce qui concerne l'efficacité des marchés de changes dans les pays en voie de développement, à savoir les dix-sept pays de la zone du Moyen Orient et Nord Afrique (*MENA* en anglais*) : l'Algérie, le Bahreïn, l'Égypte, l'Iraq, l'Iran, la Jordanie, le Koweït, le Liban, la Lybie, le Maroc, Oman, le Qatar, l'Arabie Saoudite, la Syrie, la Tunisie, l'Émirats arabes unis et le Yémen sur la période 1999 à 2014 où l'étude du comportement des taux de change vis-à-vis du Dollar Américain de cette région est d'une importance cruciale pour la stabilité économique.

Le centre d'intérêt du travail et par conséquent sa question principale, qui pourrait être formulée de la façon suivante :

Les marchés de change dans la région MENA sont ils efficaces ?

Et nous posons subséquemment les questionnements suivants :

- Peut-on construire un modèle économétrique qui explique le comportement des taux de change nominaux bilatéraux vis-à-vis du Dollar US des monnaies de la région MENA en dehors des fondamentaux ?
- Les rentabilités de change de la région MENA sont-elles auto-corrélées et comportent-elles une mémoire longue.
- Quel est le degré de persistance des chocs sur les rentabilités de change de la région MENA

* Voir le classement des pays sur World economic outlook (International Monetary Fund), Avril 2015, 150-153

- Sous quel régime les rentabilités de change des monnaies de la région MENA sont-elles plus volatiles

Les hypothèses principales guidant notre travail sont posées comme suit:

- Le contrôle de change exercé par la plupart des pays de la région, ainsi que les différentes interventions souvent directes des banques centrales produisent des mouvements assez brusques dans les séries des taux de change, ce qui causerait une volatilité élevée dans les rentabilités de change.
- Les différentes crises économiques et politiques que la région MENA a subi au cours de la période de l'étude couplées avec des dévaluations répétitives sont susceptibles de causer des chocs sur les séries des taux de change.
- Le sous développement de la microstructure du marché des changes dans la région MENA favoriserait une dépendance de long terme dans les séries des rentabilités, du fait de l'incapacité du marché à s'équilibrer instantanément.
- Les pays du CCG devraient enregistrer une moindre volatilité vu la stabilité économique et politique enregistré dans ces pays sur la période de l'étude, et leur choix commun du Dollar Américain comme point d'ancrage nominale qui est censé conférer une stabilité au taux de change de cette région.

L'objectif de cette thèse consiste à mener une analyse sur les rentabilités quotidiennes des taux de change de la région MENA vis-à-vis du Dollar Américain sur la période 01-01-1999 au 16-04-2014. Ce thème représente un double intérêt, d'une part, la validation ou non de l'hypothèse de l'efficience du marché de change dans la région, en comparant les qualités prévisionnelles des modèles élaborés avec ceux de la marche aléatoire. Et d'autre part, l'examen la persistance des chocs économiques et politiques que cette région a subis et ainsi juger si un retour à la moyenne peut être enregistré, ce qui explique le choix de la période de l'étude.

Cette étude, particulièrement le choix de l'échantillon, est principalement motivé par la nécessité d'enrichir une littérature assez pauvre sur l'efficience des marchés des changes dans les pays en voie de développement, notamment les pays de la région MENA. Une autre motivation qui soutient la rédaction de cette thèse est de juger la prévisibilité des rentabilités des taux de change de la région, sachant que ce qui est d'intérêt dans la prévision des taux de change est la prévision des volatilités. La raison

en est que, généralement, les agents opérant sur le marché des changes peuvent facilement couvrir leurs positions de trésorerie. Toutefois, en raison des positions de couverture, ils peuvent entraîner des pertes importantes si la volatilité demeure plate.

Nous allons structurer notre travail selon le plan suivant. D'abord, on a commencé par une lecture théorique du concept du taux de change et de l'efficacité du marché de change, une lecture qui est axée sur un examen de la littérature théorique fondamentale essentiellement complétée par un survol de quelques travaux empiriques. Dans un second temps nous abordons les questions empiriques concernant le cas des pays de la région MENA.

Sur le plan rédactionnel, on a divisé le travail en deux parties que nous avons scindées en deux chapitres. La première partie traite les différents aspects théoriques où nous évoquons le fait d'avoir fait recours à une littérature variée par rapport aux prises en considération de différents courants doctrinaux, et pertinente en termes d'originalité et d'actualité. Et la seconde partie sous forme d'une investigation empirique sur les rentabilités des taux de change de la région MENA.

La première partie intitulée « Choix du régime de change et efficacité des marchés des changes : Théorie et revue de littérature » est composée de deux chapitres, dont le premier a pour objet d'introduire les notions des taux et marché des changes, de comprendre leurs principales caractéristiques, et aussi de nous permettre de comprendre l'évolution du système monétaire international, les régimes de change, leur fonctionnement, notamment dans le contexte des pays du Nord Afrique et du Moyen Orient et les facteurs du choix du meilleur régime. Le second chapitre nous permettra d'appréhender l'hypothèse d'efficacité du marché des changes et les différentes énigmes connexes à cette hypothèse, il nous offrira aussi une large revue de littérature relative à la mémoire longue et à la volatilité dans les taux de change.

La deuxième partie dont le titre est « Examen de l'hypothèse de l'efficacité du marché des changes dans la région MENA » consiste à conduire une investigation empirique portant sur l'efficacité des marchés de change de la région du Nord Afrique et du Moyen Orient, en la divisant en trois sous régions : Afrique du Nord, pays du CCG et Autres pays de la région, où nous avons dans un premier chapitre mené une batterie de tests et d'examen sur les séries des taux de change et des rentabilités de change, afin de pouvoir ensuite spécifier les modèles de mémoire longue et de volatilité adéquats pour

chaque série de rentabilités de change. Dans le second chapitre nous avons tenté de confirmer ou de rejeter l'hypothèse de l'efficience du marché de change de chaque pays en comparant les qualités prévisionnelles des modèles issus du chapitre précédent avec ceux de la marche aléatoire. où a l'instar de [Meese et Rogoff \(1983\)](#), [Sarno et Taylor \(2002\)](#), [Nelson, Kenneth et West \(2007\)](#), [Mignon et Sardin \(1999\)](#) et bien d'autres, on considère le fait de battre la marche aléatoire dans les prévisions hors-échantillon sur différents horizons pour les rentabilités des taux de change comme critère majeur d'acceptation d'un modèle de taux de change, et de validation de l'inefficience du marché des changes de la région MENA .

PREMIERE PARTIE

CHOIX DU RÉGIME DE CHANGE ET ÉFFICIENCE DES MARCHÉS DES CHANGE : THÉORIE ET REVUE DE LITTÉRATURE

Cette première partie est composée de deux chapitres, dont le premier a pour objet d'introduire les notions de taux et de marché des changes, de comprendre leurs principales caractéristiques, et aussi de nous permettre de comprendre l'évolution du système monétaire international (SMI), les régimes de change, leur fonctionnement, notamment dans le contexte des pays du Nord Afrique et du Moyen Orient (MENA en anglais) et les facteurs du choix du meilleur régime. Le second chapitre nous permettra d'appréhender l'hypothèse d'efficacité du marché des changes et les différentes énigmes connexes à cette hypothèse, il nous offrira aussi une large revue de littérature relative à la mémoire longue et à la volatilité dans les taux de change.

CHAPITRE I

EXAMEN THEORIQUE ET ANALYTIQUE DES REGIMES ET DU MARCHE DE CHANGE DANS LA REGION MENA

Introduction

Le taux de change, variable macroéconomique fondamentale, est au centre des relations économiques entre les pays, à travers son influence sur les différentes variables, il requiert une grande importance dans le cadre de l'élaboration des politiques économiques, moyen d'action sur les équilibres internes et externes. Dans cet esprit, le présent chapitre est entamé par une première section préliminaire mais indispensable, ayant pour objectif de définir les différentes notions de taux de change et de s'introduire au marché des changes, comprendre ces caractéristiques ainsi que les caractéristiques spécifiques des marchés des changes dans les pays en voie de développement.

Ensuite, on est passé dans une seconde section à l'étude du cadre institutionnel du taux de change, en abordant dans un premier temps une perspective historique concernant l'évolution des régimes de change à travers l'histoire du système monétaire international depuis son instauration à nos jours, puis on a présenté les différentes classifications et typologies des régimes régissant les taux de change. L'objectif est de montrer que le taux de change fait l'objet d'une discipline systématique dans le cadre de ce qui est appelé politique de change.

Dans un esprit de continuité, la troisième section ambitionne d'examiner le choix des régimes de change dans les pays de la région du Moyen Orient et de l'Afrique du Nord (MENA en anglais), ceci en soulignant d'abord la relation théorique entre le régime de change et la stabilité macroéconomique, et en exposant ensuite les différents déterminants théoriques du choix de régime de change. L'objectif de cette section est de présenter les divers taux de change de la région qui représentent le support d'étude de ce travail de recherche, ainsi que les différentes configurations des régimes de change adoptées par les pays de l'échantillon de l'étude afin de pouvoir mettre en relation le choix du régime de change et l'efficacité du marché des changes.

Section 1 : Généralités sur le taux de change et le marché des changes

Le change, indique l'opération qui consiste à acquérir une monnaie en échange d'une autre. Le taux de change entre deux devises représente le prix relatif de ces deux devises, il désigne la quantité de monnaie nécessaire pour obtenir une unité d'une monnaie différente. Et le cours de change renvoie à l'aspect institutionnel et temporel du taux de change, selon le régime de change, il est déterminé par le marché (mécanisme d'offre et de demande) et/ou par la banque centrale du pays. L'objectif de cette section est de présenter le taux de change selon différents aspects conceptuels, et d'exposer le jargon du marché des changes, nécessaires au bon suivi de la thèse.

1.1. Les différentes mesures des cours de change

La notion de taux de change renferme en réalité une grande variété de types de taux de change, qui va du simple taux de change nominal entre les monnaies, au taux de change construits exclusivement pour des raisons de recherche. En effet, plusieurs catégories de cotations des taux de change existent (Dohni & Hainaut, 2004):

- ❖ La cotation acheteur *Bid*, qui représente le prix auquel l'acheteur accepte d'acheter une monnaie et la cotation vendeur *Ask*, qui représente le prix auquel le vendeur accepte de la vendre, la différence entre les deux, éventuellement la seconde étant supérieur à la première, constitue la rémunération du courtier *the Spread*.
- ❖ La cotation au certain "à l'américaine", où le taux de change est exprimé en nombres d'unités de monnaie nationale (domestique) par unité étrangère et la cotation à l'incertain "à l'européenne", où il est exprimé en nombre d'unités étrangère par unité de monnaie domestique.
- ❖ La cotation directe et croisée*, en effet, sur le marché des changes toutes les monnaies sont cotées contre le Dollar Américain, ceci permet, en présence de N

*Les parties voulant échanger deux monnaies autres que le Dollar US devraient calculer le taux croisé, par exemple : la cotation du Dinar Algérien DZD contre le Dinar Tunisien TND se déduit des cotations des Dinar Algérien et Tunisien contre le Dollar US. $DZD/TND = DZD/USD \times USD/TND$.

monnaies, de limiter à $N-1$ les cotations, au lieu de $N \times (N-1)/2$ si toutes les monnaies étaient cotées les unes contre les autres

- ❖ Le cours bilatéral, qui représente le taux de change entre deux monnaies et le cours effectif, qui est une moyenne géométrique des taux de change bilatéraux de cette monnaie pondérée par le poids relatif de chaque pays étranger dans le commerce extérieur du pays considéré, il reflète mieux l'évolution de la valeur internationale d'une monnaie.
- ❖ Le cours de change *Spot* qui est le prix auquel les contreparties s'accordent pour l'échange instantané des devises, et le cours de change à terme *Forward*, où le taux de change est fixé à une date et où l'échange des devises est remis à une date ultérieure d'échéance du contrat.
- ❖ Le cours de change nominal et réel : alors que le cours de change nominal TCN mesure le prix relatif de deux monnaies, le taux de change réel TCR, mesure le taux de change nominal entre deux monnaies déflaté des prix. Plusieurs calculs du TCR sont possibles (Delgay-Troise, 2002) :

✓ Calcul du TCR sur la base des prix relatifs à la consommation : c'est la définition la plus utilisée en pratique, l'indice général des prix, inclut à la fois les prix des biens échangés (exportables et importables) et les prix des biens non échangés*. Il se calcule de la manière suivante :

$$r = E \times \frac{P^*}{P}$$

Avec P^* : l'indice des prix étrangers en monnaie étrangère, P : celui des prix locaux, E : Le taux de change nominal et r : le taux de change réel.

✓ Calcul du TCR à partir des termes de l'échange internes : Il est le meilleur indicateur de l'allocation des ressources nationales entre secteurs exposés à la concurrence étrangère et secteurs protégés, il se calcule selon ce principe comme suit:

$$r = E \times \frac{P_E^*}{P_{NE}}$$

*Les biens non échangés sont des biens et services qui ne font pas l'objet de transactions internationales en raison de : l'impossibilité physique, les réglementations nationales ou les coûts de transport.

Avec P^*E : l'indice des prix des biens échangés en monnaie étrangère, PNE : Celui des biens non échangés.

✓ Calcul du TCR à partir des termes de l'échange internationaux : ce TCR est l'expression inverse des termes de l'échange internationaux, il se révèle plus volatil que les termes de l'échange internes et reflète d'avantage les variations du taux nominal à cours termes.

$$r = E \times \frac{P_M^*}{P_X}$$

Avec P^*M : l'indice des prix des importations en monnaie étrangère, PX : celui des biens exportable.

1.2. Définition et caractéristiques du marché des changes

1.2.1. Caractéristiques du marché des changes

Le marché des changes, appelé également FOREX (*foreign exchange* FX), est un marché financier de type particulier consacré aux différentes devises, c'est le –lieu- où ces dernières sont échangées les unes contre les autres. Il est le marché financier le plus grand du monde, le volume des transactions quotidiennes sur ce marché s'élève à 5088 milliards de Dollar Américain (5345 en 2013 et 3971 en 2010) soit une diminution de 4% par rapport à 2013^u(Banque des Règlements Internationaux [BRI], 2016). Le marché des changes est le plus important des marchés, il apparaît comme le plus parfait des marchés, sur lequel l'information circule vite et où les opérations sont effectuées sans obstacles (Plihon, 2001). Il est caractérisé par l'hégémonie de quelques devises, principalement le Dollar Américain qui intervient dans 88%[♦] des cas des transactions de change, le rôle de l'Euro sur les marchés des changes a continué de baisser depuis le début de la crise des dettes souveraines dans la zone Euro en 2010, pour atteindre 31% en 2016 (BRI, 2016). Le marché des changes est aussi dominé par quelques places financières : Londres 37%, New York+Chicago 19%, la zone Euro 8%, les centres financiers asiatiques combinés (Tokyo, Hong Kong et Singapour) 21% (BRI, 2016).

^uL'enquête de la banque des règlements internationaux se tient au mois d'Avril, un Mois qui avait connu une activité accrue en Yen Japonais en conséquence de la politique monétaire expansionniste qu'a conduite la banque du Japon en Avril 2013.

[♦]Une transaction =2 devises, les pourcentages exprimés correspondent donc à un total de 200%.

1.2.2. Caractéristiques du marché des changes dans les PVD

Les marchés des changes dans les pays en voie de développement (PVD) sont principalement des marchés au comptant, les opérations de change impliquent habituellement l'échange de monnaies nationales pour des devises. Et, outre une flexibilité limitée des taux de change, l'absence de développement des marchés à terme peut refléter de nombreux facteurs : (i) la présence d'une assurance de taux de change fournie par la banque centrale, (ii) l'absence d'une courbe de rendement sur laquelle indexer les prix à terme ou des marchés monétaires peu profonds dans lesquels les banques puissent couvrir les risques de maturité implicites dans les positions à terme. D'ailleurs, des marchés monétaires peu profonds peuvent refléter des restrictions sur la mobilité à court terme du capital. Ces marchés reflètent également le fait que les contrats à terme ont besoin de réglementation dans certains pays.

La plupart des activités de change légalement autorisées dans les pays en voie de développement se déroulent au niveau domestique *Inshore*, reflétant en partie les réglementations en matière de change et de monnaie. Dans ces pays, les réglementations n'autorisent généralement pas l'échange à l'étranger de la monnaie nationale et limitent souvent les exportations et les importations. Néanmoins, la monnaie nationale peut être négociée indirectement avec des contreparties *offshores* par l'intermédiaire des succursales et des filiales des banques étrangères. Le Dollar Américain est la monnaie étrangère la plus échangée dans les économies en développement (dans une moindre mesure l'Euro), cette prédominance contribue au rôle de ces devises en tant que monnaie véhicule dans les transactions croisées de change. Le degré de concentration sur le marché des changes est important malgré un nombre important d'intermédiaires dans certains pays en développement et certains pays dont le marché interbancaire des changes est relativement faible. La plupart des pays en voie de développement disposent légalement d'une structure de marché unifiée, en particulier, un seul marché des changes pour la négociation de toutes les opérations de change légalement permises subsiste. Cependant, des marchés des changes parallèles existent pour s'échapper aux contrôles de change et des capitaux, où des transactions de change illégales mais tolérées ont lieu. Les marchés des changes multiples et officiels avec des taux de change différent peuvent exister quand les autorités du pays essayent d'influencer les sources et les usages des devises étrangères par la réglementation de change (Canales-Kriljenko, 2004).

Section 2 : Système monétaire international et régimes de change

2.1. Survol sur le système monétaire international

2.1.1. Définition du système monétaire international

Un système monétaire international se définit comme un ensemble de règles pour la détermination des taux de change, et d'institutions à vocation internationale gérant des mécanismes qui permettent le règlement des transactions entre pays. L'importance du système monétaire international est bien décrite par l'économiste Robert Solomon ([Cité par Uddin, 2011, p.19-20](#)).

Like the traffic light in a city, the international monetary system is taken for granted until it begins to malfunction and disrupt peoples' life. ... A well functioned monetary system will facilitate international trade and investment and smooth adaptation to change. A monetary system that functions poorly may not only discourage the development of trade and investment among nations but subject their economies to disruptive shocks when necessary adjustment to change are prevented or delayed.

2.1.2. L'évolution du système monétaire international

Pendant des siècles, les échanges commerciaux intérieurs et internationaux se sont réglés en métaux précieux. Jusqu'à la fin des années 1870, l'or et l'argent ont coexisté comme instruments monétaires. Le système monétaire international qui représente le ciment qui lie les économies nationales a comme rôle de prêter de l'ordre et de la stabilité au marché des changes, à encourager l'élimination des problèmes de la balance des paiements, et à fournir un accès aux crédits internationaux en cas de chocs perturbateurs. Il est passé par différentes phases ([Eichengreen, 2008](#)).

A- 1870-1914 Le temps de L'étalon-or

Mise en place de fait en 1694 avec la fondation de la banque d'Angleterre afin d'uniformiser le système monétaire internationale, la première conférence de monnaie internationale du monde a eu lieu à Paris en 1867 à l'initiative de la France, où a été adopté le système d'étalon or, que [Bhatt \(1970, p. 297\)](#) qualifie de : « Propositions des

plus audacieuses jamais faites pour une union dans le monde entier. [Traduction libre] ». Toutefois, lors des conférences internationales de 1878, 1881 et 1892 qui ont suivi, les pressions exercées par les Etats-Unis ont détourné les discussions et les propositions pour le bimétallisme et ont ainsi tué l'idée originale.

Au temps de l'étalon-or classique, de 1870 à 1914, le système monétaire international était essentiellement décentralisé et fondé sur le marché. La structure du système était minimale, mise à part la détermination conjointe des grandes économies à maintenir le prix de leurs monnaies en or. Caractérisé par un système de change fixe où les taux de change variaient très peu autour de la parité (Carney, 2010).

L'étalon-or ne s'en est pas sorti indemne de la première guerre mondiale. L'inflation généralisée causée par des dépenses de guerre financée par la création de la monnaie, ainsi que les profondes mutations sur l'échiquier économique mondial, avaient miné les parités or d'avant la guerre. Mais surtout, aucun mécanisme n'avait été prévu pour faciliter un retour ordonné aux taux de change corrigés en fonction de l'inflation.

B- 1914- 1945 L'instabilité monétaire

Marquant la période de l'entre deux guerres, où la première guerre mondiale marqua la fin du système de l'étalon-or sous sa forme originelle, avec la suspension de la convertibilité or par tous les belligérants. L'inflation consécutive à la guerre fut si forte que le retour à l'étalon-or fut lent de 7 à 10 ans, partiel et provisoire, il sera définitivement abandonné dans les années 1930. Les pays européens considérablement touchés par la guerre mondiale ont voulu réinstaurer un climat stable pour les paiements internationaux, la conférence de Gènes en 1922 décide la création d'un système monétaire calqué sur celui de l'étalon-or en limitant la convertibilité en or et en reconnaissant officiellement les devises comme moyens de réserves, ce nouveau système est le *Gold Exchange Standard*. En effet, il était plus avantageux pour les banques centrales de détenir des devises qu'elles pouvaient placer, que de l'or qui était stérile, ainsi la conférence conseillait aux différents pays de conserver dans leur réserves de l'or et des devises convertibles en or, les années qui suivirent ont connu divers bouleversement, la spéculation, la crise économique, les dévaluations sauvages et le protectionnisme qui débouchèrent sur la seconde guerre mondiale. Tout ceci a redonné

à l'or le rôle central, et à la fin de la guerre, les quatre cinquièmes des réserves d'or se trouvaient aux Etats-Unis (Simon & Lautier, 2005).

En 1932, Gustav Cassel a fait remarquer qu'il fallait admettre la faillite du système de l'étalon d'or et remettre en cause le rôle de numéraire de l'or, et il a ajouté que le taux du Dollar Américain est basé sur une parité de pouvoir d'achat qui est entièrement dépendante de la politique financière américaine, contraignant ainsi l'or de se conformer à la valeur du Dollar US (cité par ERÖS, 1981).

C - 1945-1971 Le temps des parités fixes

Le temps des parités fixes débute au lendemain de la seconde guerre mondiale avec la signature des accords de Bretton-Woods (B.W) en juillet 1944, le système alors mis en place est un étalon de change or dans lequel le Dollar US joue le rôle de devise clé, L'objectif étant de restaurer la liberté du commerce international, assurer la stabilité des monnaies et l'équilibre des balances des paiements, et promouvoir la croissance et l'emploi. Le Fond Monétaire International FMI dont les statuts sont fixés par les accords de Bretton-Woods est l'organe essentiel du nouveau système (Cesarano, 2006).

De 1945-1960 : le SMI demeure stable à cause de la rareté relative de sa monnaie clé, lui provident ainsi sa force, puis il se dégrade progressivement, la spéculation prend de l'ampleur avec le développement des marchés internationaux, ce qui fait diminuer les réserves en or des Etats Unis de moitié entre 1955-1970, ébranlant ainsi la confiance dans le Dollar US.

Luther (1968) qualifie l'utilisation de certaines monnaies clés comme un complément à l'or dans les réserves monétaires internationales de « talon d'Achille du système », car selon lui, elle lie la viabilité du système à l'acceptation par les autres participants des orientations politiques et économiques des pays émetteurs de ces devises clés.

Le premier défi majeur pour le système de B.W est né en fin des années soixante où la nécessité de renforcer la liquidité internationale pour faire face à l'expansion du commerce mondial est apparue. L'épreuve a été abordée en habilitant le FMI en 1969 à créer un nouvel actif appelé : droits de tirages spéciaux (DTS), que les membres pourraient ajouter à leurs avoirs en monnaies étrangères et à les utiliser pour répondre à

leurs besoins de paiement. L'allocation des DTS est censée permettre : de compléter les réserves, d'atteindre de meilleurs équilibres des balances de paiements, et d'améliorer le processus d'ajustement.

D- Depuis 1971 Le système actuel

La création des DTS a permis de pallier le problème de liquidité, mais n'a pas réussi à sauvegarder le système de B.W, en raison de plusieurs facteurs. En effet, au début des années soixante-dix, le déficit extérieur des États-Unis a fortement augmenté et ses réserves d'or se sont avérées insuffisantes pour tenir ses engagements de convertir les Dollars US présentés par les autres pays en or. Ces pays qui considéraient l'or à 35 USD l'once comme une véritable aubaine.

Depuis l'effondrement du système des taux de change fixes de B.W dans les années 70, la question de la stabilité des taux de change a reçu une attention considérable. A plusieurs reprises, les États ont tenté en intervenant individuellement et collectivement sur le marché des changes de limiter les effets dommageables des fortes variations et des désalignements extrêmes des parités de change.

Août 1971 : le président Nixon suspend la convertibilité en or du Dollar US, les pays de la Communauté Economique Européenne (CEE) décident de garder des marges de fluctuations étroites entre leurs monnaies qui restent accrochées au Dollar Américain (le serpent dans le tunnel). Plus tard, en 1973, le Dollar US a été dévalué de 10 %, une mesure visant à améliorer la balance des paiements américaine. Alors, le principal pilier du système de B.W, à savoir la valeur nominale de base de la convertibilité du Dollar-or ainsi effondré, laissant place à un large choix pour chaque membre de déterminer la valeur de change de sa monnaie. En Mars 1973, les pays du CEE décident de laisser flotter leurs monnaies contre le Dollar US. Le système monétaire mis en vigueur depuis 1973 pourrait aussi bien être décrit comme un « non système » ([Lindert & Pugel, 1997](#)).

La dépréciation du Dollar US pendant la majeure partie des années 1970 fut suivie d'une hausse spectaculaire de celui-ci au début des années 1980. Les différences des politiques monétaire et budgétaire entre l'Europe et les États-Unis furent la cause fondamentale de la progression du Dollar.

Janvier 1976 : les Accords de la Jamaïque légalisent le système des taux de change flottants et mettent fin au régime des parités fixes mais ajustables au niveau international. L'or n'a plus aucun statut officiel au sein du FMI et dans les relations entre ses membres, et ainsi, ce fut la consécration de l'effondrement du système de B.W.

Les autorités publiques ont fini par reconnaître, quoique vingt ans après l'abandon du système de B.W, qu'un régime de changes flottants ne peut donner de bons résultats que si les banques centrales ont pour mandat d'assurer la stabilité des prix, et que les autorités budgétaires accordent à ces dernières l'indépendance d'action nécessaire pour poursuivre cet objectif. Depuis, on observe dans les économies occidentales une atténuation, par rapport aux années 1970 et 1980 de l'instabilité des taux de change et des désalignements entre les monnaies (Sentor & Schembri, 2011).

Depuis 1985 : la coopération monétaire internationale se développe pour atténuer les mouvements désordonnés de change. En effet, l'expérience des taux de change flottants plus ou moins administrés suggère que la stabilisation des taux de change restera l'un des objectifs de l'action collective des gouvernements, dans les années quatre-vingt, la façon la moins contraignante de mettre en œuvre une telle coopération semblait être la coordination des politiques économiques au sein des pays du G5, puis du G7 (Jacquet, 1994).

Septembre 1985 : pour Aglietta, Bofinger, De Boissieu, Landau, Moutot, Obolensky, Papadia & Ferry (1994) le besoin de la coordination internationale est bien reconnu puisque selon eux, il existe un consensus international sur le fait que, de très grandes variations des taux de change réels provoquent des distorsions micro-économiques dans l'allocation des ressources, et entraînent des obstacles macro-économiques à l'action des politiques gouvernementales.

Les accords de Plaza de 1985 signés entre les Etats Unis, le Japon, l'Allemagne, la France et le Royaume Uni (le G5) pour une gestion concertée des taux de change, présente une différence de nature par rapport à celle de 1978, où la coopération avait été conçue sur un mode budgétaire et visait à une relance concertée au niveau international qu'Aglietta et al. (1994) qualifient de figure de la locomotive et du convoi, tandis que celle de 1985 ne concerne que les problèmes monétaires, en raison de la libéralisation des capitaux, ainsi la coopération ne cherche plus à atteindre des objectifs réels mais

nominaux, ce qui explique le recentrage de la coopération monétaire sur la gestion des taux de change.

Mai 1986 : sommet de Tokyo, les pays les plus industrialisés font référence à une meilleure coordination des politiques économiques afin de promouvoir une croissance globale plus équilibrée.

Février 1987 : sommet du Louvre, le G5 convient de coopérer pour stabiliser les cours de change à l'intérieur de zone cibles.

Les deux dispositifs les plus élaborés mis en place par les grands pays industrialisés dans le but de stabiliser leurs taux de change, -l'accord du Plaza en 1985 et l'accord du Louvre en 1987- ont cependant obtenu des résultats inégaux, et de nombreux observateurs en sont venus à penser que les états ne devraient pas gaspiller leurs ressources limitées à intervenir sur le marché des changes (Coeuré & Ferry, 1999).

En 1999 : la naissance de l'Euro et pour la première fois depuis près d'un siècle, un rival capable de supplanter le Dollar US. Et la décision de verrouiller irrévocablement les taux de change de 11 pays de l'Europe (actuellement 19) et d'attribuer la responsabilité de leurs politiques monétaires communes à la Banque Centrale Européenne (BCE) nouvellement créée, qui a été l'autre événement mémorable de cette période.

Les crises monétaires à répétition depuis l'instauration des changes flottants (en 74, 80, 92, 98, 2000) et surtout la crise financière de 2008 remettent à l'ordre du jour la création d'un système monétaire international plus stable et plus régulé. En effet, le système monétaire international est aujourd'hui un régime hybride avec une forte asymétrie entre, d'une part, les économies en régime de change flottant, et d'autre part, celles en régime de change fixe principalement par rapport au Dollar Américain. Ce régime est qualifié de multipolaire ou d'unipolaire. Pour Rose (2006) le système qui a émergé des cendres de B.W n'est organisé ni autour de l'or, ni autour d'une monnaie clé, ni autour du FMI, un grand nombre d'économies avancées et émergentes ont choisi d'adopter une cible d'inflation, avec un flottement libre de leurs monnaies. Au contraire, Padoa Schioppa en 2010, ou, implicitement, Zhou Xiaochuan en 2009 considèrent que le régime monétaire international laisse une place centrale aux Etats-Unis et lui accorde certains privilèges en tant qu'émetteur de la principale monnaie internationale. D'autres (dont Dooley, Folkerts Landau et Garber, 2005, qui parlent d'un régime Bretton Woods

Il pour les pays émergents et en développement) considèrent que le monde peut être séparé en deux, avec d'un côté ceux qui ont choisi d'adopter le régime de change flottant décrit par Rose, et de l'autre, ceux qui ont choisi un régime « à la Bretton Woods », centré sur le Dollar (cité par Bénéassy-Quéré & Pisani-Ferry, 2011). De son côté Aglietta (2010) qualifie ce régime hybride de : « *Semi-Dollar Standard* ».

La réunion qui s'est tenue à Washington en 2008 dans le cadre du G20 n'a pas pris de mesures concrètes, mais a pu fixer un calendrier de réunions et à préconiser des modifications de règles concernant la comptabilité, les agences de notations, les bonus bancaires, certains produits financiers complexes et la régulation des *hedge-funds* travaillant à partir des paradis fiscaux.

Pour D'Arista (2009) la plupart des critiques faites au système monétaire international actuel ont souligné la nécessité de créer un instrument de réserve qui ne repose pas sur une monnaie nationale. Beaucoup font remarquer les inégalités du système, tandis que d'autres soutiennent qu'il est intrinsèquement non durable. La croissance extraordinaire dans les avoirs de réserves de Dollar au cours de la dernière décennie a reflété les déséquilibres croissants dans l'économie mondiale, ce qui suggère que si ces déséquilibres diminuent suite à une crise, ils pourraient conduire à une réduction des réserves mondiales, comme celle qui a eu lieu entre 1928 et 1932, et ainsi augmenter les pressions à la baisse de l'économie mondiale. Dans ce contexte, D'Arista (2009) propose trois réformes pour le système monétaire international, à savoir : (i) la création d'un fonds d'investissement international public pour les économies émergentes, (ii) La réforme du système de paiement international en s'inspirant d'une des propositions de Keynes lors de la conférence de B.W, celle de créer une chambre de compensation internationale pour servir de plate-forme institutionnelle pour le paiement mondial, qui favoriserait les interactions égalitaires et des résultats équilibrés, et (iii) une nouvelle structure pour relancer l'émission des DTS.

Cependant selon Frankel(1987) une réforme du système monétaire international doit être considérée comme un changement constitutionnel, qui ne devrait pas être prise à la légère. Et que son succès dépendrait de l'adoption d'un ensemble cohérent d'outils de politique, et d'une compréhension raisonnable des implications de chaque plan d'action.

2.2. Définition et classification des régimes de change

2.2.1. Définition du régime de change

Un régime de change est l'ensemble des règles qui déterminent l'intervention des autorités monétaires sur le marché des changes, et donc le comportement des taux de change, elles régissent le niveau, le moment et la manière de ces interventions. Il existe une très grande variété de régimes de change, qui se distribuent entre deux extrêmes (Lahrèche-Révil, 1999).

Le système de change désigne l'ensemble des principes et des règles qui organisent le cadre dans lequel la valeur nominale de la monnaie domestique est déterminée. Cette valeur appelée taux de change nominal, peut être déterminée par rapport à une ou plusieurs monnaies étrangères, ou par rapport à une marchandise comme l'or ou l'argent. Par conséquent, le système de change guide les interventions des autorités monétaires sur le marché des changes, et éventuellement l'usage de la politique monétaire pour défendre ou influencer l'évolution des taux de change.

Le régime de change spécifie, d'un côté la réglementation qui gouverne le fonctionnement du marché, et d'un autre côté, les aspects selon lesquels les autorités agissent ou n'agissent pas pour influencer les cours de change.

2.2.2. Classification des régimes de change

Il est assez difficile actuellement de catégoriser les régimes de change, notamment dans le cadre d'un système monétaire international assez flou, mais toujours est-il qu'il existe au moins deux façons de classer les pays selon leur régime de change. Dans la littérature dédiée au régime de change on retrouve d'une part la classification dite de jure, instaurée par le système monétaire international de B.W, qui est fondée sur les déclarations officielles des pays. En effet, l'une des premières conditions d'adhésion au FMI pour les pays est de déclarer leurs régimes de change, elle est dite de jure, car elle repose tout simplement sur une déclaration officielle de la part des états. D'autre part, la pratique a montré que de fait, la plupart des pays appliquent des régimes de change différents de ceux qu'ils déclarent officiellement, d'où l'appellation classification de

facto, qui est produite par des analyses empiriques, en se basant sur les actions des Etats. Nous avons exposé ci-après les deux classifications.

A- Classification de jure

Pendant longtemps, le rapport : *Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* publié annuellement par le FMI depuis 1950, a été la source essentielle d'informations sur les régimes de change. Le rapport recense les déclarations de politique de change et de paiements internationaux des pays membres. La classification du FMI est connue sous le nom de classification officielle ou classification de jure où le FMI demandait aux pays de notifier les régimes de change qu'ils mettent en œuvre comme appartenant à l'une des catégories préalablement définies. Jusqu'à la fin des années 90, la classification officielle du FMI ne distinguait que quatre catégories : rattachement, flexibilité limitée, flottement géré et flottement pur, puis en 1997 le FMI a modifié sa classification des régimes de change, une première fois en adoptant huit régimes. Puis, à partir de Février 2009, le FMI a reclassé ces derniers en dix catégories, que nous avons exposées infra dans le paragraphe dédié aux définitions et typologies des régimes de change.

Tableau [1.1] : Régimes de change de jure, 2008-2014

Exchange Rate Arrangement	2008 ²	2009 ³	2010 ⁴	2011 ⁵	2012 ⁵	2013	2014
Hard peg	12.2	12.2	13.2	13.2	13.2	13.1	13.1
No separate legal tender	5.3	5.3	6.3	6.8	6.8	6.8	6.8
Currency board	6.9	6.9	6.9	6.3	6.3	6.3	6.3
Soft peg	39.9	34.6	39.7	43.2	39.5	42.9	43.5
Conventional peg	22.3	22.3	23.3	22.6	22.6	23.6	23.0
Stabilized arrangement	12.8	6.9	12.7	12.1	8.4	9.9	11.0
Crawling peg	2.7	2.7	1.6	1.6	1.6	1.0	1.0
Crawl-like arrangement	1.1	0.5	1.1	6.3	6.3	7.9	7.9
Pegged exchange rate within horizontal bands	1.1	2.1	1.1	0.5	0.5	0.5	0.5
Floating	39.9	42.0	36.0	34.7	34.7	34.0	34.0
Floating	20.2	24.5	20.1	18.9	18.4	18.3	18.8
Free floating	19.7	17.6	15.9	15.8	16.3	15.7	15.2
Residual							
Other managed arrangement	8.0	11.2	11.1	8.9	12.6	9.9	9.4

Tableau extrait de ([Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions \[AREAER\], 2014, p.8](#)).

Encadré 1 : Evolution des catégories de régimes de change selon le rapport annuel sur les arrangements et restrictions de change du FMI.

Volumes 1950-1973

1. Par value or central rate exists--Par value of central rate applied
2. Effective rate other than par value or central rate applicable to all or most transactions: fixed rate or fluctuating rate

Volume 1974, (no mention of par values)

1. Exchange rate maintained within relatively narrow margins in terms of: US Dollar, Sterling, French Franc, group of currencies, and average of exchange rates of main trading partners.
2. Exchange rate not maintained within relatively narrow margins

Volumes 1975-1978

1. Exchange rate maintained within relatively narrow margins in terms of: US Dollar, Sterling, French Franc, South African Rand or Spanish Peseta, group of currencies (under mutual intervention arrangements), and composite of currencies.
2. Exchange rate not maintained within narrow margins

Volumes 1979-1982

1. Exchange rate maintained within relatively narrow margins in terms of US Dollar, Sterling, French Franc, Australian Dollar, Portuguese Escudo, South African Rand or Spanish peseta, a group of currencies (under mutual intervention arrangements), a composite of currencies, and a set of indicators.
2. Exchange rate not maintained within relatively narrow margins

Volumes 1983-1996 Exchange rate determined on the basis of :

1. A peg to: the US Dollar, Sterling, the French Franc, other currencies, and composite of currencies
2. Limited flexibility with respect to: a single currency, cooperative arrangement
3. More flexible arrangements: adjusted according to a set of indicators, other managed floating, and
4. Independently floating.

Volumes 1997-1998

1. Pegged to: single currency, composite of currencies
2. Flexibility limited
3. Managed floating
4. Independent floating

Volumes 1999-2001

1. Exchange arrangement with no separate legal tender
2. Currency board arrangement
3. Conventional pegged arrangement
4. Pegged exchange rate within horizontal bands
5. Crawling peg
6. Crawling band
7. Managed floating with no pre-announced path for the exchange rate
8. Independently floating

Sources: International Monetary Fund, Annual Report on Exchange Restrictions, 1950-1978 and Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions, 1970-2001.

Source : [Reinhart & Rogoff \(2002, p. 9\)](#).

B- Classification de facto

Dès le début des années 2000, un large débat entre les régimes de jure et les pratiques réelles des banques centrales a émergé, donnant lieu à de nombreux travaux pour identifier les régimes de change de facto. Il en existe en réalité, plusieurs classifications de facto, car cette dernière dépend des critères et des techniques retenus par chaque auteur proposant une classification. En effet, les classifications de facto sont obtenues en utilisant soit la méthode statistique, soit la méthode analytique ou descriptive des politiques économiques, soit la méthode combinant les deux. Soulignons qu'il est très difficile d'opérer une classification de facto*. En fait, les difficultés se manifestent le plus souvent, au moment du choix des indicateurs quantitatifs, qualitatifs et de la technique utilisée pour classer les pays selon les différentes catégories de régimes de change.

Les classifications les plus retenues dans la littérature consacrée aux régimes de change et leurs relations avec l'économie sont celles de : [Levy-Yeyati & Sturzenegger \(2005\)](#), qui a été mise à jour en 2007 et en 2016, celle de [Reinhart & Rogoff \(2004\)](#) mis à jour en 2010, et celle de Shambaugh en 2004 qui se situe entre les deux premières.

Contrairement à la plupart des classifications, la classification de [Levy-Yeyati & Sturzenegger \(2005\)](#) est une méthodologie purement statistique. Les auteurs ont utilisé trois indicateurs, qui sont entre autres la volatilité du TCN officiel, la volatilité de sa variation et la volatilité des réserves de change. Le régime de change fixe (flexible) est associé à une plus faible (grande) volatilité du TCN et à une plus grande (faible) volatilité des réserves de change.

La classification de [Reinhart & Rogoff \(2004\)](#) dite : la classification naturelle, qui est basée sur une méthodologie qui se focalise essentiellement sur le comportement statistique du TCN parallèle. Ils trouvent que le taux de change parallèle ou de marché dans un système de change multiple est plus pertinent, en particulier quand sa couverture est large. Selon eux, ce taux constitue un bon indicateur de la politique monétaire et de change, car il se déprécie lorsque la politique monétaire est incompatible avec la fixité du taux de change, la méthodologie repose sur une analyse

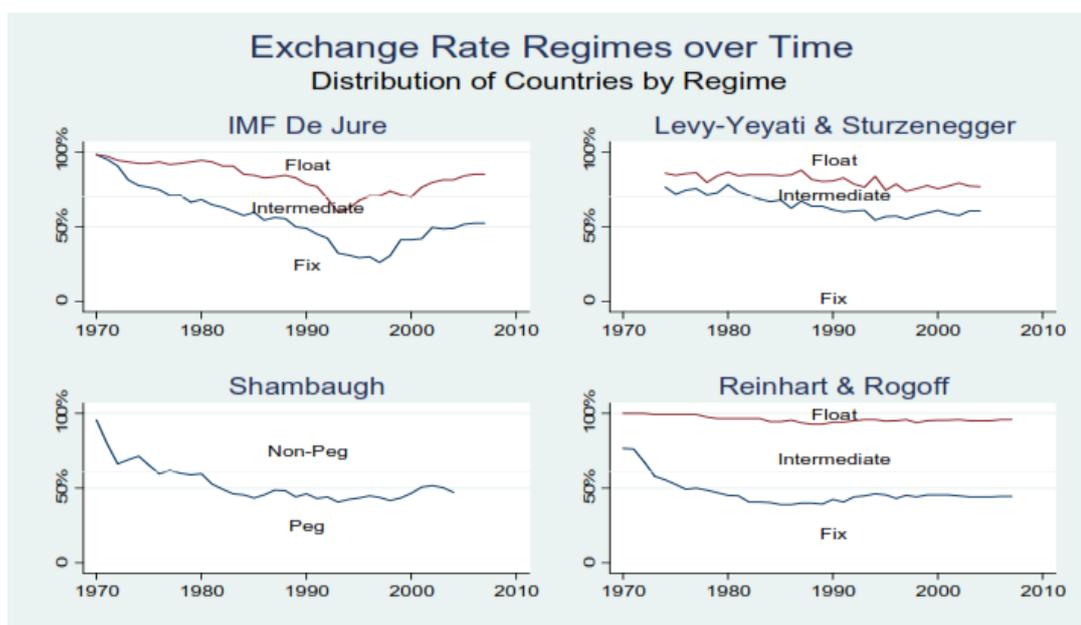
*Pour plus de détails sur les catégories de classification des régimes de facto, l'article de Barajas, Erickson, & Steiner (2008) est une référence. En effet, cet article aborde les différentes classifications empiriques et les méthodes appliquées pour leur réalisation.

descriptive très documentée qui combine le taux de change du marché, le taux de change parallèle et une chronologie détaillée de l'histoire de change de chaque pays.

Contrairement aux deux premières, celle de Shambaugh se limite à différencier uniquement le régime de change fixe des autres régimes. En définissant un pays comme ayant un régime de change fixe si celui-ci n'a connu qu'une dévaluation au plus au bout d'une période considérée (Camara, 2014).

Il est à noter que le FMI aussi procède au classement de facto des régimes des Etats membres depuis 1998, en prenant en compte la politique monétaire et les modes d'opération des autorités monétaires des pays. De ce fait, la difficulté qui surgit lorsqu'on veut analyser le choix des systèmes de change ou leurs relations avec l'économie, est celle du choix entre une classification de jure ou une classification de facto, ou bien faut-il se servir des deux? Dans le cas où l'on décide de travailler avec une classification de facto, laquelle choisir? Les réponses à ces questions dépendent en général des objectifs de chaque étude mais font aussi appel au jugement de l'analyste (Youbaré, 2009).

Figure [1.1] : Classification des régimes de change des différentes méthodologies



Source : extrait de (Rose, sd).

2.3. Typologie des régimes de change

Lorsqu'on fait allusion aux régimes de change, on parle souvent de régime fixe et régime flexible, en réalité il en existe trois grands types, où chacun regroupe plusieurs configurations. Pour Frankel (1999, p.02): «*Fixed versus floating is oversimplified dichotomy there is in fact a continuum of flexibility along which is possible*».

On retrouve aux deux extrémités les deux grands régimes fixe et flexible, entre ces deux se placent les régimes intermédiaires qui se caractérisent par une flexibilité graduellement croissante ou une fixité décroissante. Mais, en réalité la séparation entre ces trois groupes n'est pas toujours évidente dans la mesure où, par exemple, un même régime intermédiaire peut être considéré suffisamment flexible pour être classé dans les régimes flexibles ou assez rigide pour être classé comme fixe (Frankel, 2003). Les définitions que nous donnons ici sont celles employées par le FMI.

2.3.1. Les régimes de change fixe

Lorsque les autorités monétaires d'un pays décident de fixer le taux de change (nominal) par la définition d'une parité de référence entre la monnaie domestique et une devise (ou panier de devises) le régime est dit " de change fixe". La Banque Centrale peut intervenir sur le marché des changes, lorsqu'il est libéralisé, en achetant ou en vendant de la monnaie nationale, afin de rétablir la parité de sa monnaie, assurant en principe une stabilité nominale du taux de change, appelé aussi ancrage dur *hard peg*. Il existe notamment, trois catégories de régimes fixes, que la classification de facto regroupe en deux appellations, les régimes des pays n'ayant pas de monnaie distincte *Exchange arrangement with no separate legal tender*, et les caisses d'émission *currency board*.

A- les Régime des pays n'ayant pas de monnaie distincte

A-I- L'union monétaire

Une union monétaire est le cas où un ensemble de pays (au moins deux) utilisent la même monnaie. Ils peuvent garder leurs monnaies nationales en fixant irrévocablement

leurs taux de change, comme ils peuvent abandonner leurs monnaies nationales pour l'usage d'une monnaie commune (cas de l'Euro), l'union monétaire est le régime fixe le plus strict. L'idée des unions monétaires est inspirée des zones monétaires optimales dû aux travaux de Robert Mundell en 1961, où il a défini une zone monétaire comme :

Une région pour laquelle il est optimal d'avoir sa propre monnaie et sa propre politique monétaire, une région qui n'est ni si petite et si ouverte* qu'il serait préférable pour elle d'ancrer sa monnaie sur celle du voisin, ni si grande qu'il serait préférable de la diviser en sous-régions disposant de monnaies différentes "[traduction libre] (cité par Caves, Frankel et Jones, 2003, p.645)

Il est possible de distinguer deux grands courants de littérature concernant les zones monétaires optimales, le premier flux tente de trouver les caractéristiques économiques cruciales pour déterminer où les frontières (illusoires) des taux de change devraient être établies (1960- 1970). Le second courant (des années 1970-jusqu'à présent) suppose que n'importe quel pays remplit complètement les exigences pour en faire un membre optimale d'une union monétaire. En conséquence, la deuxième approche ne continue pas dans la recherche des caractéristiques considérées importantes pour le choix des pays participant à une zone monétaire optimale (Horvath & Komarek, 2002).

A-2- La dollarisation

La dollarisation, autre forme de change fixe, signifie au lato sensu : l'adoption d'une monnaie forte, stricto sensu c'est le remplacement (total ou partiel) d'une monnaie domestique par le Dollar Américain, ce terme est aussi utilisé dans le cas où une autre monnaie que le Dollar est utilisé pour remplacer une monnaie nationale. Elle peut être:

- Officielle : si elle émane d'une décision politique explicite, dans ce cas-là, on distingue aussi deux types de dollarisation (i) la dollarisation unilatérale : sans engagement explicite des autorités du pays tuteur (cas des très petites économies), (ii) la dollarisation bilatérale : implique les deux pas , qui s'engagent de part et d'autre pour négocier la dollarisation.

- Non officielle : c'est le cas où une part importante des richesses des résidents d'un pays et des transactions sont libellée en Dollar Américain.

B- La caisse d'émission (Currency board)

Selon [Plihon \(2001\)](#) les caisses d'émission constituent une solution radicale. Leur principe est le même que celui qui gouvernait l'étalon-or jusqu'à la première guerre mondiale, à ceci près, qu'une devise forte généralement le Dollar US, est substituée à l'or dans le rôle d'étalon. Ce régime représente un engagement législatif explicite consistant à échanger la monnaie nationale contre une devise étrangère spécifiée à un taux de change fixe, il définit alors la règle d'émission de la monnaie centrale par les autorités monétaires (la banque centrale ici en tant que l'institution monétaire représentant la caisse d'émission et liée au fonctionnement de ce régime). Ainsi, la création monétaire dépend strictement des réserves de change de la monnaie de rattachement. En effet, l'offre de la monnaie centrale ne peut s'accroître que si au préalable les réserves de la (les) devise(s) de rattachement ont été accrues.

Une caisse d'émission offre en principe des gains en crédibilité plus élevés que les autres régimes de change pour deux raisons principales : (i) l'ancrage étant plus stricte que dans les régimes de change intermédiaires, la capacité des autorités à mener des politiques économiques discrétionnaires est limitée, (ii) l'abandon de la caisse d'émission est politiquement plus coûteux en raison de son caractère institutionnalisé ([Allegret, 2007](#)).

Selon [Dornbush \(2001\)](#) plusieurs arguments peuvent être avancés contre la caisse d'émission : perte de la souveraineté ; perte du seigneurage ; perte de l'autonomie de la politique monétaire (laissant peu de marge pour une politique monétaire discrétionnaire) ; Et perte du statut du prêteur en dernier ressort. Cependant, une certaine souplesse peut être accordée en fonction de la rigueur des règles bancaires de la caisse d'émission.

[Rogoff \(1998\)](#) défend le fait que le maintien d'un taux de change fixe sur une période limitée de moins de deux ans soit un exploit que quelques pays ont pu accomplir au cours de l'ère flottante. Cependant, maintenir un taux de change fixe sur une période dépassant cinq ans s'est révélé être remarquablement difficile.

2.3.2. Les régimes de change flexible

L'un des arguments les plus cohérents en faveur des régimes flexible est avancé par [Eichengreen \(2008, p.232\)](#) « *Floating will be the remaining alternative. A floating exchange rate is not the best of all worlds. But it is at least a feasible one* ».

Dans les régimes de change flexible, les autorités monétaires représentées par la banque centrale du pays, laissent les mécanismes du marché déterminer le taux de change. On distingue deux types ; le flottement administré et le flottement libre (indépendant).

A- Le flottement administré ou impur (Managed floating)

C'est un régime où les autorités monétaires influent sur les mouvements du taux de change, à travers une intervention active sans spécifier, ou pré- annoncer une trajectoire pour le taux de change. De nombreuses banques centrales choisissent de ne pas annoncer, ni le taux de change cible, ni leurs règles d'interventions et continuent de gérer leurs taux de change de manière discrétionnaire. Les interventions de l'état ne visant pas à défendre une parité, elles consistent à acheter des devises lorsqu'il y a appréciation de la monnaie domestique, et à les vendre pour racheter sa propre monnaie lorsqu'il y a dépréciation. Pour [Reinhart\(2003\)](#) le flottement impur est la preuve de la réticence des gouvernements à faire confiance au marché de change soit pour laisser flotter librement ou fixer leurs taux de change.

B. Le flottement pur (Free floating)

Le taux de change est déterminé par le marché, et théoriquement les autorités monétaires dans ce cas-là ne s'occupent que de la conduite d'une politique monétaire. Leurs éventuelles interventions exceptionnelles (au plus trois cas dans les six mois, ne dépassant pas trois jours ouvrables) visent à remédier aux conditions désordonnées du marché et à empêcher les fluctuations non justifiées du taux de change.

[Stockman\(2000\)](#) souligne le fait que si les taux de change flexibles varient quotidiennement selon un système à taux flottant, elles sont souvent accusées de créer de la variabilité, de l'incertitude et du risque. Mais les marchés financiers internationaux

ont mis au point des moyens pour permettre aux entreprises la possibilité de couvrir les risques associés à ces changements.

2.3.3. Les régimes intermédiaires

Appelés aussi régimes d'ancrage souple ou révisable, les régimes de change intermédiaires se basent aussi sur une parité fixe. Selon Frankel (2001) la différence avec les régimes de change fixe, est que la parité n'est pas aussi rigide, et que la politique de fixation du taux de change ne présente pas un engagement institutionnel comme c'est le cas dans les régimes qualifiés de fixes. La classification du FMI regroupe les régimes intermédiaires qualifiés de *soft peg*- en cinq catégories (Habermeier, Kokenyne, Veyrune, & Anderson, 2009).

A- Autres régimes conventionnels de parité fixe (Conventional pegged arrangement)

Le principe de base de ce régime est d'indexer la monnaie à un taux fixe sur une autre monnaie ou sur un panier de monnaies, où le panier est formé, par exemple, des monnaies des principaux partenaires financiers et où les pondérations reflètent la répartition géographique du commerce des services ou des flux de capitaux. Les poids de la monnaie d'ancrage ou du panier sont publics ou notifiés au FMI. Les autorités nationales sont prêtes à maintenir la parité fixe par une intervention directe (c'est-à-dire par la vente ou l'achat de devises sur le marché) ou indirecte (L'utilisation de la politique des taux d'intérêt liée au taux de change, l'imposition de règles de change, l'exercice de la persuasion morale qui entrave l'activité de change ou l'intervention des autres institutions publiques). Il n'y a pas d'engagement à conserver irrévocablement la parité, mais le régime formel doit être confirmé empiriquement, le taux de change peut fluctuer dans des marges étroites inférieures à $\pm 1\%$ autour d'un taux central, où la valeur maximale et minimale du taux de change du marché au comptant doit demeurer dans une marge étroite de 2% pendant au moins six mois. Toutefois, lier sa monnaie domestique à une monnaie dominante, revient à accroître sa variabilité vis-à-vis des autres monnaies aussi dominantes, puisque ces principales monnaies flottent les unes par rapport aux autres. Ceci dit, c'est plus le cas des pays ouverts sur un commerce international avec une structure géographique diversifiée, et qui échange avec différents

partenaires. La solution alternative est de rattacher sa monnaie à un panier de devises étrangères. La stabilité du taux de change effectif constitue l'argument de base de ce régime (Ogawa & Shimizu, 2006).

B- Système de change stabilisé (Stabilized arrangement)

La classification comme régime stabilisé implique un taux de change au comptant qui reste à l'intérieur d'une marge de 2% pendant six mois ou plus (à l'exception d'un certain nombre de valeurs aberrantes –*outliers*- ou d'ajustements échelonnés) et qu'il ne soit pas flottant. La marge de stabilité requise peut être satisfaite, soit par rapport à une monnaie unique, soit à un panier de monnaies. Le régime des pays est classé par les services du FMI comme *stabilized arrangement* lorsque la monnaie d'ancrage ou le panier est vérifié ou confirmé par des techniques statistiques.

C- Ancre glissante (Crawling peg)

Le régime de parités glissantes est souvent utilisé par les pays à fort taux d'inflation. Il est souhaitable dans la mesure où les autorités monétaires semblent défendre en continu des parités nominales. Il se base sur une parité fixe du taux de change, mais avec possibilité de redéfinir les parités. Le principe est de compenser l'inflation afin d'éviter une surévaluation en termes réels. Le taux de change subit de faibles ajustement à un taux fixe ou en réponse à des changements d'indicateurs quantitatifs sélectionnés, tels que les écarts d'inflation antérieurs par rapport aux principaux partenaires commerciaux ou les écarts entre l'inflation cible et l'inflation prévu par ces principaux partenaires. Les ajustements peuvent être fixés à un taux permettant de tenir compte de l'inflation constatée ou de d'autres indicateurs quantitatifs (ajustement rétrospectifs), ou bien ils sont fixés à un taux fixe (annoncé préalablement) qui est inférieur à l'écart d'inflation prévu (ajustement prévisionnel). Pour maintenir une parité ajustable crédible, on se soumet à des contraintes analogues à celles d'un régime de parité fixe.

D- Système de bandes de fluctuation mobiles (Pegged exchange rate within horizontal bands)

Dans ce régime, la banque centrale, représentant les autorités monétaires, annonce une parité centrale et des marges *bands* de fluctuation de part et d'autre. Le taux de change est maintenu à l'intérieur de certaines marges de fluctuations d'au moins 1% autour d'un taux central fixe, et la marge entre les valeurs de change maximales et minimales du taux de change dépasse 2%, et elle s'engage à intervenir pour défendre cette parité, si le taux de change courant du marché s'approche des limites de la bande de fluctuation autorisée. C'est un régime de change dans lequel le taux central et les marges sont ajustés périodiquement, soit par rapport à un taux fixe, soit en fonction des variations de certains indicateurs quantitatifs.

Une zone-cible avec une bande étroite revient quasiment au taux fixe, et une large bande rapproche ce régime du flottement. Une zone cible est différente d'un régime de change fixe, en permettant une assez large bande de variation du taux de change autour du taux de référence. Le taux central et la largeur de la bande sont publics ou notifiés au FMI, Cependant, l'engagement de maintenir le taux de change à l'intérieur de la bande fait peser des contraintes sur la politique monétaire, dont le degré d'indépendance est fonction de la largeur de la bande. En effet, ce régime exige qu'on détienne un minimum de réserves de change pour pouvoir maintenir le taux dans la bande.

Williamson en 1985 a appelé à une bande de 10 % de part et d'autre du taux central. L'appel à cette idée, par opposition à un rattachement plus stricte, est que la zone cible ne requiert pas une surveillance en continu. Une certaine flexibilité du taux de change est autorisée, et ainsi la défense du taux de change demeure seulement occasionnelle plutôt qu'une préoccupation en continu (cité par Krugman, 1991). Il existe deux principes de ce concept : la parité centrale qui s'ajuste en fonction de l'inflation et de d'autres fondamentaux économiques, et la parité centrale qui est fixée afin de conserver un ancrage nominale (Caves et al, 2003).

E- Système de change rampant (Crawl-like arrangement)

Le taux de change doit rester dans une marge étroite de 2% par rapport à une tendance statistiquement identifiée pour six mois ou plus (à l'exception d'un certain nombre de

valeurs aberrantes), et le régime de taux de change ne peut pas être considéré comme flottant. Toutefois, un arrangement sera considéré comme rampant avec un taux de variation annualisé d'au moins 1%, à condition que le taux de change se soit apprécié ou déprécié d'une manière suffisamment monotone et continue.

F- Autres régimes administrés (Other managed arrangement)

Une catégorie résiduelle est classée par le FMI comme *other managed arrangement* lorsque le régime de taux de change ne correspond à aucune des autres catégories, des dispositions caractérisées par des changements fréquents de politiques peuvent appartenir à cette catégorie. En plus, dans le passé, certains pays ont mis en œuvre un système de change multiple dans lequel plusieurs taux de change fixes coexistent, mais sont appliqués à des transactions différentes. Les systèmes de change multiples peuvent aussi combiner un ou plusieurs taux de change fixes avec un taux de change libre de marché, ce dernier étant généralement destiné aux opérations du compte de capital.

2.3.4. Instabilité des régimes intermédiaires et peur du flottement dans les pays en voie de développement

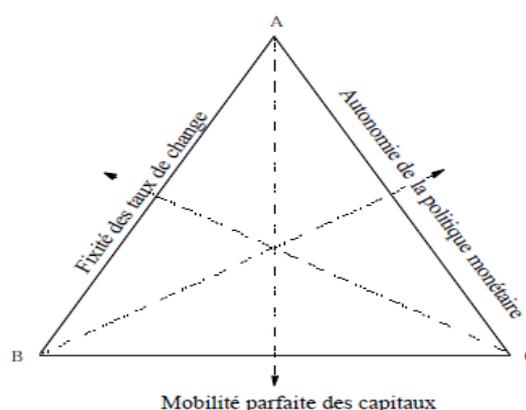
A- La peur du flottement (Fear of floating)

L'une des causes majeures de la réticence des pays en voie de développement à laisser flotter librement leurs taux de change est qu'en cas de circonstances favorables, (entrée de capitaux, résultat positif des termes de l'échange...) l'appréciation du taux de change nominal et réel pourrait provoquer des problèmes du type syndrome hollandais (perte de compétitivité, les revers que peut causer la diversification des exportations,...). Et, en cas de circonstances défavorables, le fait de permettre de forte dévaluation est encore plus indésirable. En effet, dans les pays en voie de développement, la majorité des dettes qu'elles soient du gouvernement ou du secteur privé est libellées en une devise forte. Pour cette raison et d'autres, la dévaluation dans ces pays est historiquement liée à une récession, et les conséquences inflationnistes et les problèmes de crédibilité peuvent être occasionnés par une forte dévaluation. Alors, la seule façon d'éviter simultanément les problèmes de crédibilité et de flottement, est la dollarisation intégrale « *A corner solution, indeed!* ». (Reinhart, 2000 ; Edwards, 2001).

B- Instabilité des régimes de change intermédiaires

Selon la théorie *du milieu instable*, conséquence du principe de *la trinité impossible* (triangle de Mundell), selon lequel les trois objectifs : stabilité des taux de change, intégration aux marchés des capitaux, et indépendance de la politique monétaire ne peuvent pas être atteints simultanément. La théorie stipule que, du fait que les marchés financiers sont de plus en plus intégrés, les autorités monétaires devraient choisir entre la stabilité du taux de change ou l'indépendance monétaire, d'où l'idée que les régimes de change auront une structure bipolaire dans laquelle, le centre disparaîtrait aux profits des pôles extrêmes, et la naissance de l'hypothèse des extrêmes (*corners hypothesis*) ou encore appelé *hollowing out* (Gharbi, 2005).

Figure [1.2] : Le triangle de Mundell



- A. Autarcie financière : il est possible de concilier change fixe et objectifs économiques interne, si les réserves de change sont suffisantes.
- B. Union monétaire : une mobilité parfaite des capitaux et changes fixes interdisent toute autonomie à la politique monétaire.
- C. Changes flottants : la mobilité parfaite des capitaux et la flexibilité des taux de changes permettent l'indépendance de la politique économique.

Schéma extrait de [Lahréche-Revil \(1999,p. VI\)](#).

Les partisans de la vision bipolaire affirment qu'un régime intermédiaire sera évidé *hollowed out* au fil du temps en raison de transitions involontaires, une crise en particulier. Cette vision été rapidement adoptée par les établissements financiers comme la «*New conventional wisdom* » après la crise asiatique en 1997-1998, en vue de

réformer l'architecture financière de manière à minimiser la fréquence et la gravité des crises à l'avenir (Frankel, 2003).

Fisher (2001, p.21) un des défenseurs du bipolarisme déclare :

La tendance à renoncer aux régimes de taux de change à arrimage souple pour des taux flottants ou arrimage ferme semble bien établie tant dans les pays intégrés aux marchés financiers internationaux que dans les autres, ce n'est pas une mauvaise chose et cette tendance semble devoir se poursuivre.

Section 3 : Choix de régime de change et choix de la région MENA

3.1. Régimes de change et stabilité macroéconomique

Le régime de change joue un rôle essentiel dans la gestion de la politique économique sur le plan interne et externe. Ceci par le biais du taux de change qui représente un des canaux de transmission de la politique monétaire, sachant que la politique monétaire s'appuie sur le choix du régime de change. Et comme on l'a expliqué dans la section précédente, un régime de change flottant suppose que l'évolution du taux de change soit dictée par le marché des changes, de ce fait la politique monétaire est indépendante. Alors qu'elle ne l'est pas dans un régime de change fixe qui suppose que la parité doit être défendue par les autorités.

Les variations des taux de change influent sur le comportement de plusieurs variables macroéconomiques sur des horizons temporels variables. Différentes approches (élasticité, absorption, monétaire) tentent d'expliquer ces différents effets.

Wickham (1985) met l'accent sur l'importance de la dimension temporelle de l'analyse, les effets à court terme des variations des taux de change reflèteront la présence d'une rigidité et d'une différence dans les vitesses de réponse de certaines variables. Alors que le moyen terme permet de rattraper ces retards. L'appréciation ou la dépréciation de la monnaie peut conduire à des effets de court-terme sur les termes de l'échange et sur la balance commerciale pour la période précédant le début des effets de volume. Ces effets peuvent être qualitativement et quantitativement très différents de ceux qui pourraient être obtenus à moyen terme. Par conséquent, il est important de considérer la dimension

temporelle lors de l'étude de l'impact de la variation des taux de change sur la stabilité des variables macroéconomiques.

Quel que soit le régime choisi, la dynamique du taux de change influe directement sur le rythme de l'inflation, ce qui aide à faciliter l'ajustement macroéconomique afin de rétablir la stabilité économique. Sur un plan conceptuel, le cadre macroéconomique peut être qualifié de stable lorsque : l'inflation est faible et prévisible, les taux d'intérêt réels sont appropriés, la politique budgétaire est stable et durable, le taux de change réel est compétitif et prévisible, et la situation de la balance des paiements est perçue comme viable (Fisher, 1992). D'une manière plus générale, la stabilité macroéconomique s'interprète différemment selon les écoles de pensées économiques. Pour les économistes monétaristes, la stabilité macroéconomique est synonyme de la stabilité des prix à moyen et à long termes. Or, pour les économistes du courant keynésien, la stabilité macroéconomique est synonyme d'absence notable de sous-emploi, ce qui signifie que la stabilité macroéconomique est conditionnée, à la fois, par des variables monétaires et réelles. Le régime de change affecte directement la compétitivité et la stabilité des prix par l'intermédiaire des dynamiques du taux de change. Donc, le choix d'un régime de change est conditionné par les objectifs économiques du pays et les contraintes qui s'y rapportent. Ces objectifs sont soit internes, soit externes. Les objectifs internes peuvent être définis par rapport au déficit public, à l'inflation, au taux de croissance, au taux de chômage...etc. Quant aux objectifs externes, ils peuvent être définis par rapport à l'équilibre de la balance des paiements et à l'évolution de la compétitivité (Camara, 2014).

3.2. Déterminants du choix d'un régime de change

La théorie est à la fois vaste, variée et controversée en ce qui concerne le choix du régime de change. Les adeptes de chaque type de régime défendent au mieux leurs arguments. En effet, tous semble possible, chaque régime est applicable dans un contexte bien précis, le choix du régime de change résulte à la fois des objectifs économiques du pays et des contraintes qu'il doit supporter et la plupart du temps, ces objectifs sont liés à des déséquilibres internes et externes. Par conséquent, il existe une corrélation entre le choix du régime de change et des variables tels que la production réelle, les prix, et l'équilibre de la balance des paiements. Pour Heller(1978) cinq

facteurs sont identifiés comme étant particulièrement utiles pour le choix d'un régime de taux de change: la taille d'une économie, son degré d'ouverture, le degré d'intégration financière internationale, l'inflation, et le modèle de commerce extérieur.

D'une façon générale, les différentes approches qui traitent la question du choix de régime de change peuvent être regroupées en six catégories: critères de zone monétaire optimale, modèle de la trinité impossible, modèles des crises, effets de bilan, modèle de Mundell-Fleming-Dornbusch et l'approche des caractéristiques géopolitiques (Ghosh, 2014).

- ❖ La théorie de la zone monétaire optimale est née à une époque où les mouvements de capitaux internationaux étaient relativement limités. Les travaux de Kenen en 1969, McKinnon en 1963 et Mundell en 1961 sont des ouvrages capitaux dans lesquels la question des déterminants du choix de régime de change fut abordée. Selon eux les pays avec plus d'ouverture commerciale et une plus grande concentration d'exportation sont plus susceptibles de choisir un régime fixe. D'autre part, une plus grande taille économique et un développement économique élevé favorisent le choix d'un régime flexible, et plus le différentiel d'inflation d'un pays avec son ancrage potentiel est élevé plus il est probable que le pays choisisse un régime flexible (Ishiyama, 1975). A présent, les flux de capitaux internationaux représentent un élément clé dans l'économie de la plupart des pays, notamment les pays émergents.
- ❖ D'après le modèle de la trinité impossible, les pays qui exercent un contrôle de capitaux sont plus susceptibles de choisir un régime fixe, car cela permet de préserver l'autonomie de la politique monétaire. Un argument connexe, est que les pays avec un développement financier fort ont plus tendance à adopter un régime flexible que les pays dont les marchés financiers sont moins développés ou immatures, et qui manquent d'instruments financiers à court terme pour couvrir les opérations d'*open market*.
- ❖ L'importance des effets du bilan et de la structure de la dette dans le choix du régime de change est soulignée par la littérature récente (Alesina & Wagner, 2006; Bleaney & Francisco, 2008; Bleaney & Ozkan, 2011). En effet, les pays qui ont une part plus importante de passifs libellés en devises sont plus enclins à un problème de bilan avec des régimes flexibles, car les fortes dépréciations aggravent leurs bilans en

augmentant les coûts liés au service de la dette et en resserrant les contraintes de crédit pour les agents nationaux, ces pays choisiront donc un régime fixe.

- ❖ En ce qui concerne les crises monétaires, les pays disposant de réserves internationales élevées sont plus en mesure de maintenir un ancrage et donc plus susceptibles de choisir un régime fixe (Krugman, 1979).
- ❖ Selon le modèle Mundell-Fleming-Dornbush, la nature des chocs joue un rôle majeur dans le choix du régime de change approprié. Pour les pays où les chocs réels sont plus dominants, le taux de change doit être utilisé comme amortisseur ou absorbeur de chocs, et il serait donc plus avisé de le laisser flotter. À contrario, pour ceux où les chocs nominaux sont plus dominants, un régime fixe est plus favorable étant donné qu'il permet de réduire ou même d'effacer leurs effets sur la production intérieure en induisant une variation correspondante de la masse monétaire intérieure (Bordo, 2003).
- ❖ Enfin, plus la taille de la population et de la superficie d'un pays est grande moins est l'importance du commerce international par rapport au commerce intérieur, minimisant ainsi la nécessité d'une stabilité monétaire. Ainsi, ils sont tous deux associés négativement à la tendance d'adopter un régime fixe. De plus, les pays dotés d'institutions de meilleure qualité sont plus enclins à choisir des régimes flexibles, puisque les taux de change fixes limitent les possibilités d'influencer l'économie (Alesina & Wagner (2006). Aussi, les incitations des politiciens jouent un rôle important dans le choix du taux de change (Bernhard & Leblang, 1999). Edwards (1999) fait valoir le fait que les pays notamment ceux en voie de développement et ceux à revenu moyen, ayant un régime politique instable auront tendance à choisir un régime de change flexible.

En général, caractériser le meilleur régime de change est un problème extrêmement difficile parce que le meilleur régime peut avoir un nombre infini de caractéristiques arbitraires. La difficulté est accrue par le fait que le régime de change influe sur le comportement stratégique des spéculateurs vis-à-vis des décideurs et sur leurs comportements entre eux (Cukierman, Spiegel & Goldstein, 2004).

Le travail de Ghosh (2014) couvre d'une façon assez exhaustive la problématique du choix du régime de change, où il a comparé le choix de régime de change entre pays

émergents, pays développés et pays à revenu faible sur un échantillon de 130 pays sur une période récente 1999-2011. Il a constaté que l'ouverture commerciale, le développement économique, les engagements en devises étrangères et les réserves de changes augmentent la probabilité de choisir un régime de type fixe dans les pays émergents alors que la taille économique, les ratios de concentration des exportations et le développement financier la réduisent. Les contrôles de capitaux, le différentiel d'inflation avec un pays d'ancrage et la taille du pays influent sensiblement sur le choix du régime dans les pays développés et les pays à revenu faible, mais sont largement négligeables dans les pays émergents.

3.3. Choix de régime de change dans la région MENA

Ce paragraphe met en évidence l'évolution des choix de régimes de change de 17 pays en zone MENA, que nous avons subdivisé en trois sous-régions : les pays de l'Afrique du Nord (Algérie, Egypte, Libye, Maroc et Tunisie), les pays du Conseil de Coopération du Golfe CCG (Arabie Saoudite, Émirats Arabes Unies, Bahreïn, Koweït, Oman et Qatar) et le reste des pays de la région (Jordanie, Iraq, Iran, Liban, Syrie, et Yémen), et ce depuis 1999 à 2014. La région MENA est caractérisée par une croissance instable du fait de la concentration de l'économie de ses pays sur quelques secteurs essentiellement, le pétrole, ce qui la rend extrêmement vulnérable aux chocs extérieurs ([Banque mondiale, 2014](#)).

Le choix de la période de l'étude est motivé par notre aspiration à présenter, en plus du choix officiel de ces pays, les classifications de facto fournies par les services du FMI depuis 1999 (dont la méthodologie de classification a sensiblement évolué depuis) et celui de la classification dite naturelle de Reinhart et Rogoff. Les régimes de change présentés dans les tableaux suivants correspondent aux définitions que nous avons présentées dans la section précédente. Nous avons choisi de présenter ce paragraphe sous forme de tableau où la deuxième colonne indique le nom de la monnaie du pays, l'année de sa création et son sigle ISO correspondant. Dans la troisième colonne est présentée la classification des régimes de facto selon la méthodologie de [Reinhart, Rogoff & Ilzetki \[RRI\], \(2011\)](#) disponible sur le site officiel de l'auteur Carmen Reinhart, qui fournit une classification détaillée de tous les pays du monde selon la disponibilité des données jusqu'en 2010. Dans la quatrième colonne nous avons exposé

la classification de facto des services du FMI. La classification officielle des régimes de taux de change est présentée dans la cinquième colonne. Les classifications de jure et de facto du FMI sont tirées des rapports annuels AREAER disponible sur (International Financial Statistics, IFS), les sixièmes et septièmes colonnes présentent respectivement la structure du régime adopté par le pays entre un taux de change unitaire, double ou multiple dans lequel plusieurs taux de change coexistent mais sont appliqués à des transactions différentes. Dans la dernière colonne le choix de la monnaie d'ancrage selon les rapports AREAER du FMI -cas échéant- est présenté.

3.3.1. Pays de l'Afrique du Nord

Tableau [1.2] : Monnaie, régime de change de facto, de jure et structure du régime de change dans les pays de l'Afrique du Nord, 1999-2014

Pays	Monnaie, sigle ISO et date de création	Classification de facto dans RRI 1999-2010	Classification de facto des services du FMI 1999-2014	Classification de jure du FMI 1999-2014	Structure du régime 1999-2014	Monnaie d'ancrage (selon AREAER) 1999-2014
Algérie	Le Dinar Algérien DZD 1963	1999-Jan2004 : De facto bandes glissantes autour de l'Euro avec +2% autour de la bande. Fev2004-2010 : De facto bandes glissantes autour du Dollar US avec -+2% autour de la bande.	1999-2007 : Ancre glissante <hr/> 2008 : Flottement <hr/> 2009-2014 : Autres régimes administrés	Flottement administré	Unitaire	Panier de devises dont le poids et la composition ne sont pas connus
Égypte	La livre Egyptienne EGP 1834	1999-2010 : De facto ancrage ajustable sur le Dollar US	1999-2007 : Ancre glissante <hr/> 2008-2009 : Autres régimes Administrés	1999-2002 : Ancre glissante <hr/> 2003-2014 : Flottement libre	1999-2000 : Multiple <hr/> 2001-2014 : Unitaire	De facto le Dollar US

			2010 et 2012 : Système de change rampant			
			<u>2011 et 2013 et 2014:</u> Régime stabilisé			
Libye	Le Dinar Libyen LYD 1971	1999-2010 : Marché parallèle légalisé	1999-2007 : Ancre glissante <u>2008-2014 :</u> Régime conventionne l de parité fixe	Régime conventionne l de parité fixe	1999- 2001 : <u>Double</u> 2002- 2014 : Unitaire	Les DTS, mais le Dollar US représente la monnaie d'interventio n des autorités monétaires.
Maroc	Le Dirham Marocain MAD 1958	1999- Oct2000 : Bandes mobiles autour de l'Euro <u>Nov2000- 2010 :</u> De facto ancre glissante sur l'Euro	1999-2007 : Ancre glissante <u>2008-2014 :</u> Régime conventionne l de parité fixe	Régime conventionne l de parité fixe	Unitaire	Un panier de devises : 80% Euro et 20% Dollar US
Tunisie	Le Dinar Tunisien TND 1958	De facto bandes glissante autour de l'Euro avec - +2% de la bande.	1999-2007 : Ancre glissante <u>2008 :</u> Flottement <u>2009-2010 :</u> Régime stabilisé <u>2011-2014 :</u> Système de change rampant	Flottement administré	Unitaire	-

Source : établi par l'auteur.

Le régime de change de jure en Algérie et en Tunisie est le flottement administré. Cependant, la classification de facto de RRI classe les régimes de change des deux pays comme étant, un régime de bandes glissantes autour de l'Euro (du Dollar Américain pour l'Algérie depuis 2004) avec +/- 2% autour de la bande, et la classification de facto du FMI considère les régimes des deux pays selon différentes configurations. Le Maroc

et la Lybie ont officiellement adopté un régime conventionnel de parité fixe. La classification RRI souligne le fait que le régime de change de la Lybie est principalement un marché parallèle légalisé (rappelons le fait que, la dite classification est basée sur un examen du taux de change parallèle) et elle classe le régime de change du Maroc comme bandes mobiles puis comme ancre glissante sur l’Euro. La classification de facto du FMI approuve les déclarations officielles des deux pays sur la période 2008-2014, (c.-à-d. après la révision de sa méthodologie de classification). L’Egypte a officiellement adopté le flottement en 2003, cependant, la classification de facto du RRI classe le régime de change égyptien comme un ancrage ajustable sur le Dollar Américain et celle du FMI le classe sous différentes configurations. Le constat principal est que les pays du Maghreb (Algérie, Tunisie et Maroc) ont choisi d’attacher leurs monnaies à l’Euro, la monnaie de leur partenaire historique (l’Union Européenne).

3.3.2. Les pays du Conseil de coopération du Golfe (CCG)

Le conseil économique suprême du CCG* a adopté le Dollar US comme point d’ancrage nominal le 31 décembre 2001, avec une date d’entrée en vigueur pour le 1er Janvier 2003, et qui est toujours d’actualité ([AREAER, 1999-2014](#)).

Tableau [1.3] : Monnaie, régime de change de facto, de jure et structure de régime de change dans les pays du CCG, 1999-2014.

Pays	Monnaie, sigle ISO et date de création	Classification de facto on RRI 1999-2010	Classification de facto IMF 1999-2014	Classification de jure IMF 1999-2014	Structure du régime 1999-2014	Monnaie d’ancrage (selon AREAER) 1999-2014
Oman	Le Rial Omanais OMR	Données non disponibles avant 2002	1999-2007 : Ancre glissante	Régime conventionnel de parité fixe	Unitaire	Le Dollar US

*Le Conseil de Coopération du Golfe persique crée le 25-mai-1981, dans le but d’assurer une stabilité politique et économique (unification du système économique et financier des États membres et la création de fait du marché commun du Golf le 1-janvier-2008. Cette union visait dans un premier temps à renforcer leur pouvoir de négociation au niveau international, de par une part de marché plus importante avant la difficile mise en place d’une monnaie unique prévue en 2010, mais qui n’est toujours pas achevé pour cause de malentendus entre les États membres). Il est composé de six États : l’Arabie Saoudite, Bahreïn, les Emirats Arabes Unis, le Koweït, Oman et le Qatar ([Wikipedia, 2016](#)).

	1970		2008-2014 :			
			2002-2010: Rattachement officiel au Dollar US	Régime conventionnel de parité fixe		
Qatar	Le Riyal Qatarien QAR 1973	Rattachement au Dollar US	1999-2007 : Ancre <u>glissante</u> 2008-2014 : Régime conventionnel de parité fixe	Régime conventionnel de parité fixe	Unitaire	1999- 2001 : Mai Les DTS Jun2001- 2014 : Le Dollar US
Arabie saoudite	Le Riyal Saoudien SAR 1952	De facto rattachement au Dollar US	1999-2007 : Ancre <u>glissante</u> 2008-2014 : Régime conventionnel de parité fixe.	Régime conventionnel de parité fixe	Unitaire	Le Dollar US
Bahreïn	Le Dinar Bahreïni BHD 1965	Données non disponibles avant 2002 2002-2010: Rattachement au Dollar US	1999-2007 : Ancre <u>glissante</u> 2008-2014 : Régime conventionnel de parité fixe	Régime conventionnel de parité fixe	Unitaire	Le Dollar US
Emirats Arabes Unies	Le Dirham Emirien AED 1973	Rattachement au Dollar US	1999-2007 : Ancre <u>glissante</u> 2008-2014 : Régime conventionnel de change fixe.	Régime conventionnel de change fixe	Unitaire	Le Dollar US
Koweït	Le Dinar Koweïtien KWD 1960	1999- Jan2003 : De facto ancrage ajustable indexé sur le Dollar US Jan2003- Mai2007 : rattachement officiel au Dollar US	1999-2007 : Ancre <u>glissante</u> 2008 : Autres régimes administrés 2009-2014 : Régime conventionnel de parité fixe	Régime conventionnel de parité fixe	Unitaire	1999-Jan 2003 : Le Dollar US Jan2003- 2014 : Panier de devises non divulgué

Mai2007- 2010 de facto rattachement au Dollar US
--

Source : établi par l'auteur.

Les six Etats membres du CCG déclarent officiellement adopter un régime conventionnel de parité fixe ancré sur le Dollar Américain depuis 2001. La classification RRI et la classification de facto des services du FMI, depuis la révision de leur méthodologie de classification confirment ces déclarations. Cependant, les services du FMI affirment que le Kuwait rattache sa monnaie de facto à un composite de devises non divulgué. La structure de change est unitaire pour tous les pays sur la période de l'étude.

3.3.3. Autres pays de la région MENA

Tableau [1.4] : Monnaie, régime de change de facto, de jure et structure de régime de change dans les autres pays de la région MENA, 1999-2014

Pays	Monnaie, sigle ISO et date de création	Classification de facto dans RRI 1999-2010	Classification de facto des services du FMI 1999-2014	Classification de jure du FMI 1999-2014	Structure du régime 1999-2014	Monnaie d'ancrage (selon AREAR) 1999-2014
Jordanie	Le Dinar Jordanien JOD 1950	De facto rattachement au Dollar US	1999-2007 : Ancre glissante 2008-2014 : Régime conventionnel de parité fixe	Régime conventionnel de parité fixe	Unitaire	Officiellement Les DTS, Mais en pratique le Dollar US depuis 1995
Irak	Le Dinar Irakien IQD 1931, le nouveau Dinar Irakien depuis 2003	Non disponible entre Dec1998 et Avr2008 Avr2008-2010 : Ancre glissante indexé sur le Dollar US	1999-2008 : Ancre glissante 2009-2014 : Régime stabilisé	1999-2008 : Ancre glissante 2009-2014 : Flottement	Unitaire	Le Dollar US

Iran	Le Rial Iranien IRR 1798	1999-2001 : Flottement administré et double marché <u>2002-2010 : De facto ancre glissante indexé sur le Dollar US</u>	1999-2007 : Ancre <u>glissante</u> 2008 et 2011-2014 : Autres régimes administrés <u>2009-2010 : Régime stabilisé</u>	Flottement administré	1999-2001 : Double 2002-Aou2012 : Unitaire <u>Sep2012-Déc2012 : Multiple</u> 2013-2014 : Double	Un panier de devises non divulgué
Liban	La Livre Libanaise LBP 1924-1925	Rattaché au Dollar US	1999-2007 : Ancre <u>glissante</u> 2008-2014 : Régime stabilisé	Flottement	Unitaire	Le Dollar US
Syrie	La Livre Syrienne SYP 1919	1999-2004 : De facto bandes glissantes autour du Dollar US avec un marché parallèle et taux de change multiple Données non disponibles au delà de Dec2004	1999-2007 : Ancre <u>glissante</u> 2008 : Système de bandes de fluctuations mobiles <u>2009-2010 : Régime stabilisé</u> 2011-2014 : Autres régimes administrés	Système de bandes de fluctuations mobiles Le cours officiel est indexé sur les DTS avec +-9% de la bande.	1999-2005 : Multiple (4 cours officiels et 2 non-officiels) <u>2006-2014 : Double</u>	Les DTS
Yémen	Le Riyal Yéménite YER 1996	Non-disponible	1999-2007 : Ancre <u>glissante</u> 2008 : Régime stabilisé <u>2009-2011: Autres régimes administrés</u> 2012-2014 : Régime stabilisé	Flottement pur	Unitaire	Le Dollar US

Source : établi par l'auteur.

L'Iran, le Liban et le Yémen déclarent officiellement laisser flotter leurs monnaies sur toute la période 1999-2014. Toutefois, la classification RRI classe les régimes de change de l'Iran et du Liban, comme ancre glissante (à partir de 2001) et comme rattachement au Dollar Américain respectivement, et elle est non disponible pour le Yémen. En ce qui concerne la classification de facto du FMI, elle classe ces régimes selon différentes configurations, mais, essentiellement comme un régime stabilisé ancré sur le Dollar Américain pour le Liban et le Yémen et sur un panier de devises non divulgué pour l'Iran.

Les régimes de change de jure de la Jordanie, de l'Irak et de la Syrie sont respectivement : un régime conventionnel de parité fixe, une ancre glissante puis un flottement et un système de bandes de fluctuations mobiles indexé sur les DTS avec -+9% de la bande. La classification RRI et la classification de facto du FMI (depuis la révision de sa méthodologie) confirment les déclarations de la Jordanie. Pour l'Irak, la classification RRI contredit les déclarations officielles, en classant le régime de change Irakien comme ancre glissante indexé sur le Dollar Américain sur la période 2008-2010 (les données sont non-disponibles pour toute la période) et la classification de facto du FMI le classe comme régime stabilisé ancré sur le Dollar Américain sur la période où les déclarations officielles affirment adopter un régime de flottement.

Pour la Syrie, la classification RRI classe le régime de change syrien comme bandes glissantes autour du Dollar US et non sur les DTS avec un marché parallèle et un taux de change multiple jusqu'en 2004 (données non-disponible au-delà de 2004). Cependant, la classification de facto du FMI classe le régime de change en Syrie selon divers configurations sur la période 1999-2014. La Jordanie, l'Irak, le Liban et le Yémen ont adopté une structure de change unitaire sur toute la période de l'étude. La Syrie et l'Iran ont adopté plusieurs configurations essentiellement des taux de change double.

Conclusion

Le facteur dominant de ce chapitre, c'est qu'il existe un nombre de concepts concernant le taux de change et les régimes de change qu'il est nécessaire de maîtriser pour assurer le bon suivi de ce qui reste de notre travail. Dans une première section, on a présenté le marché des changes, ces différentes caractéristiques ainsi que les particularités du marché des changes dans les pays en voie de développement, dont fait partie notre échantillon d'étude à savoir les pays de la région MENA (selon le classement du FMI). Puis, afin de distinguer les particularités de la notion centrale de ce travail, on a passé en relief les multiples types de taux de change, sachant que c'est au taux de change nominal que nous nous sommes intéressés par la suite, en adoptant la cotation dite à l'incertain.

Dans cette logique, la seconde section dresse brièvement une revue sur le système monétaire international dans une perspective historique, non pas dans le but de présenter une rétrospective détaillée du SMI, mais plutôt, pour mettre en lumière les régimes de change qui rentrent dans son fonctionnement et qui régissent la manière dont les taux de change sont déterminés institutionnellement. La section s'est recentrée ensuite sur les différentes classifications des régimes de change : la classification de jure et les diverses classifications de facto qui sont produites par des analyses empiriques en se basant sur les actions des Etats.

Pour clore ce chapitre, on a d'abord mis l'accent sur la relation entre le choix du régime de change et la stabilité macroéconomique, à laquelle tous les pays aspirent. Ensuite, on a exposé les différents déterminants théoriques du choix du régime de change, une théorie à la fois vaste, variée et controversée, où les adeptes de chaque type de régime défendent au mieux leurs arguments. Et où le choix du régime de change résulte à la fois des objectifs économiques du pays et des contraintes qu'il doit supporter. Par extension à la deuxième section, la troisième section est clôturée par un examen du choix des régimes de change dans les pays de la région MENA et de leur évolution, une région que nous avons regroupé en trois sous-régions, à savoir : l'Afrique du nord, les pays du CCG et les autres pays de la région, où nous avons présenté la classification issue des déclarations officielles des pays et deux classifications de facto (RRI et de facto du FMI), ainsi que la structure des régimes de change dans ces pays.

CHAPITRE II

EFFICIENCE, MEMOIRE LONGUE ET VOLATILITE DANS LES MARCHÉS DES CHANGES: ÉVIDENCES EMPIRIQUES

Introduction

Lieu de rencontre entre l'offre et la demande des devises, le marché des changes qui se caractérise par l'absence de frontières géographiques et temporelles, est le marché financier le plus grand du monde en termes de taille, ce qui lui confère un degré de liquidité supérieur aux autres marchés financiers. Il devrait donc être le plus efficient de tous. Différents acteurs interviennent sur ce marché : les entreprises financières et non financières multinationales, les banques centrales et les particuliers. Ces acteurs ont différents objectifs qui vont du simple échange de monnaies pour des opérations commerciales ou financières aux buts spéculatifs. Le présent chapitre représente une jonction entre un panorama de concepts théoriques évoqués dans ce travail et son apport principal concernant l'examen de l'efficience du marché des changes de la région MENA.

Le chapitre est entamé par une première section où nous avons exposé une réflexion sur l'hypothèse (la théorie) de l'efficience des marchés financiers, dont le marché des changes, et par extension, une autre réflexion sur la prévisibilité des taux de change, un sujet de controverse dans le monde professionnel et académique du FOREX.

La deuxième section s'intéresse à une des plus grandes énigmes en finance internationale, l'énigme de la déconnexion des taux de change, dont la littérature économique se subdivise en deux grands courants, celui des auteurs qui l'acceptent et celui qui représentent ceux qui affirment le contraire. Un engouement qui a donné un regain d'intérêt à l'analyse technique dans les marchés des changes, que nous avons survolé dans le dernier paragraphe de cette section.

Dans la troisième section, on a proposé une initiation aux modèles de la mémoire longue et de la volatilité dans les séries financières, une classe de modèles qui permet de modéliser le comportement de court et de long terme des phénomènes, ainsi que leur volatilité. Complété par une revue de littérature approfondie sur la présence de mémoire longue et de volatilité dans les séries des taux de change, où nous avons veillé à établir continuellement le lien entre les concepts théorique et les évidences empiriques.

Section 1 : Efficience des marchés de change et prévisibilité des taux de change

La notion d'efficience des marchés est une notion clé de la finance et peut être même de l'économie en générale, puisqu'elle établit la question de la constitution des prix. Dans ce contexte [Jensen \(1978, p 96-97\)](#) a dit:

I believe there is no other proposition in economics which has more solid empirical evidence supporting it than the Efficient Market Hypothesis... Indeed, the Efficient Market Hypothesis progressed from the state of a curiosity taken seriously by only a few scientists in the economics and finance communities, to that of a dominant paradigm in finance and the basis of an emerging revolution in macroeconomics.

1.1. L'efficience du marché des changes

Le concept et l'expression de l'efficience du marché financier est attribué aux travaux d'[Eugène Fama \(1965 ; 1970\)](#) publiés dans "the Journal of Business" et "the Journal of Finance", intitulés respectivement : « *The behavior of stock market prices* » et « *Efficient capital markets : A review of theoretical and empirical works* », qui lui ont valu le prix Nobel de l'économie en 2013. Fama fait remonter ce qu'il appelle la -théorie- ou l'hypothèse de l'efficience des marchés financiers à Louis Bachelier en 1900. En réalité, l'origine de cette idée remonte au 16ème siècle et elle est énoncée par le mathématicien Girolamo Cardano dans un livre intitulé « *Liber de Ludo Aleae (The Book of Games of Chance)* » ([cité par Sewell, 2001](#)). La formulation confuse que [Fama \(1965\)](#) a donné à cette -théorie- ("un marché dans lequel les prix reflètent pleinement et toujours l'information disponible est appelé efficient") a eu pour résultat de donner lieu à deux interprétations différentes. D'une part, un marché serait "efficient" si le prix des titres suit une marche aléatoire, rendant son évolution imprévisible, et d'autre part, un marché serait "efficient" si le prix des titres correspond à leur valeur "fondamentale" ou "intrinsèque".

En retenant la seconde interprétation, un marché est considéré comme informationnellement efficient dans l'esprit de Fama, si le prix d'un actif coté sur ce marché reflète sa valeur fondamentale ; c'est-à-dire si ce prix intègre l'ensemble de

l'information disponible (passée, présente et future). [Jensen \(1978\)](#) complètera cette définition originelle en ajoutant qu'un marché est efficient par rapport à un ensemble d'informations données, s'il est impossible de réaliser des profits en spéculant sur la base de cet ensemble.

Plusieurs conditions sont nécessaires à la vérification de l'hypothèse d'efficience des marchés. Tout d'abord, l'hypothèse d'efficience repose sur l'axiome selon lequel, les investisseurs sont capables de former des anticipations rationnelles, et l'hypothèse d'anticipations rationnelles suppose intrinsèquement que les agents connaissent le bon modèle de détermination du taux de change et qu'ils savent l'appliquer pour déterminer la valeur fondamentale du taux de change. Cependant, aucune définition explicite de ce modèle fondamental n'est avancée par Fama lui-même. D'autres conditions sont nécessaires à la validation de l'hypothèse d'efficience des marchés : (i) une liquidité parfaite du marché assurée tant par l'atomicité des agents que par l'absence des coûts de transaction, (ii) une information parfaite qui suppose que les agents disposent d'un accès libre et sans coût à toute l'information disponible ([Bouvret & Di Filippo, 2009](#)). On en conclut que d'après l'hypothèse d'efficience du marché, il devrait être impossible pour un opérateur d'obtenir un rendement supérieur à la spéculation.

L'hypothèse classique de l'efficience des marchés financiers est en contradiction directe avec la croyance keynésienne, selon laquelle un système de marché libre et flexible peut générer des croyances psychologiques, créant une volatilité dans le marché des actifs financiers qui peut enfoncer violemment l'économie réelle. L'analyse classique permet d'éviter cette possibilité, en prévoyant que toutes les informations pertinentes sur les fondamentaux économiques concernant la demande et l'offre future existent déjà, et qu'elles sont disponibles pour tous les participants du marché. Cette information est inscrite dans les données historiques du marché et dans les signaux actuels des prix du marché, et tout agent rationnel prendra des décisions basées sur ces informations ([Davidson, 2002](#)).

Deux résultats de controverse théorique ont remis en cause la cohérence interne de l'hypothèse d'efficience des marchés de Fama, le premier est la théorie des bulles rationnelles de Blanchard et Watson en 1984 qui montre que des bulles peuvent se développer même si les agents sont rationnels. Et le second tient au paradoxe mis en

évidence par Grossman et Stiglitz en 1980 qui affirme que, si les marchés sont efficaces et que l'information est coûteuse, les agents n'ont aucun intérêt à payer pour acquérir de l'information alors les investisseurs ne vont plus échanger les informations concernant cet actif, et alors le prix de cet actif n'intégrera plus toute l'information disponible, donc le marché ne pourra pas être considéré comme efficace au sens de Fama (cité par Bouvret & Di Filippo).

Fama (1970) propose trois formes d'efficacité en s'appuyant sur les flux d'informations auxquels les investisseurs ont recours pour asseoir leurs décisions, qui sont :

- L'efficacité au sens faible : où l'ensemble d'informations disponible comprend uniquement l'historique des prix. La majorité des tests empiriques qui visent à vérifier cette forme sont concentrés sur la marche aléatoire, et ils ont pour objet de déterminer s'il est possible de prévoir les prix (rentabilités des prix) futurs à partir des prix (rentabilités des prix) passés.
- L'efficacité au sens semi-fort : qui comprend en plus de l'historique des prix, toute l'information publique, souvent appelées *news*. La plupart des vérifications empiriques de l'efficacité semi-forte ont étudié la variation des prix en réaction à un événement économique ou financier.
- L'efficacité au sens fort : c'est la forme la plus restrictive puisque l'ensemble de l'information comprend, en plus de l'historique des prix et de l'information publique, toute information privée. Cette forme d'efficacité considère qu'aucune information, qu'elle soit publique ou privée, ne permet aux investisseurs de réaliser durablement des profits anormaux.

En accord avec la forme faible de l'efficacité informationnelle, les prix observés sur un marché suivent une marche aléatoire. En d'autres termes, les variations de prix, ce que l'on nomme les rentabilités sont imprévisibles, au sens où il est impossible de prévoir les rentabilités à partir des rentabilités passées. Un moyen simple de tester la théorie de l'efficacité faible des marchés consiste alors à estimer une relation du type $R_t = \alpha + \beta R_{t-1}$ et à tester si le coefficient affecté à la rentabilité passée R_{t-1} est nul ou non.

S'il est nul l'hypothèse d'efficience n'est pas remise en cause dans la mesure où la valeur passée des rentabilités n'apporte aucune information pour expliquer l'évolution courante des rentabilités (Mignon, 2008). Cela implique que les prix suivent une marche aléatoire dans laquelle les incréments de prix successifs ont une corrélation nulle. La littérature relative à l'efficience du marché des changes utilise habituellement une forme d'analyse fondée sur la régression des cours de change au comptant et à terme.

L'hypothèse d'efficience du marché peut être considérée comme une double hypothèse du point de vue des rendements d'équilibre et de l'affirmation selon laquelle les agents sont dotés d'anticipations rationnelles, et afin d'éviter *le paradoxe de Siegel** les agents sont supposés former des anticipations du logarithme du taux de change (Macdonald & Taylor, 1992).

Aussi sur le plan empirique, les tests usuels de l'efficience du marché des changes s'appuient sur une formulation particulière de la définition originelle de l'efficience. Il s'ensuit que les tests empiriques des modèles reposant sur l'hypothèse de Fama testent non pas l'hypothèse d'efficience du marché en elle-même, mais plusieurs hypothèses jointes : hypothèse d'anticipations rationnelles, hypothèse de fixité des paramètres du modèle et des déterminants du taux de change (Bouvret & Di Filippo, 2009).

Bien entendu, dans la pratique, il est très difficile de prévoir le comportement futur des taux de change car à un moment donné, un grand nombre de traders qui veulent maximiser leurs profits essaient d'acquérir le moindre avantage informatif. Ce faisant, ils incorporent leurs informations dans la valeur de marché de la monnaie, sous ce scénario, le marché est très imprévisible. (Rashid, 2006).

1.2. Réflexion sur la prévisibilité des taux de change

Après plusieurs années de recherche depuis les travaux pionniers de Meese et Rogoff (1983) sur la prévisibilité des taux de change, l'objectif d'exploiter les modèles économiques de la détermination du taux de change pour battre les prévisions naïves de

*Le paradoxe de Siegel est l'impossibilité mathématique d'avoir une égalité entre le taux d'appréciation de la monnaie A par rapport à la monnaie B, et le taux de dépréciation de la monnaie B par rapport à la monnaie A. (De la Bruslerie & Mathis, 1997).

la marche aléatoire reste aussi inachevé que jamais. Une explication possible, est simplement que les modèles économiques standards de détermination du taux de change sont inadéquats. En effet, cela semble être l'avis de nombreux spécialistes et professionnels des taux de change, bien que cette interprétation semble aller à l'encontre des croyances profondément ancrées parmi de nombreux économistes.

L'étude de [Meese et Rogoff \(1983\)](#) porté sur les taux de change du Dollar Américain vis-à-vis des autres monnaies pendant la période de Mars 1973 à Juin 1981. Les tests ont été effectués avec une régression sur un échantillon mobile *rolling regression* avec trois modèles de détermination de taux de change : (i) le modèle monétaire avec flexible des prix de Frankel-Bilson (ii) le modèle monétaire avec rigidité des prix de Dornbusch-Frankel, (iii) un modèle hybride qui introduit la balance commerciale au modèle monétaire avec rigidité des prix de Hooper-Morton. Le résultat est que les modèles structurels de détermination du taux de change ainsi que divers types de modélisations ARMA (Auto Regressive Moving Average) n'ont pas pu battre un processus de marche aléatoire sur des prévisions hors-échantillon des taux de change. Un résultat plus ou moins surprenant sachant que la marche aléatoire n'utilise aucune information sur les fondamentaux pour la prévision des taux de change et que les prévisions des modèles structurels étaient fondées sur des valeurs réelles des variables fondamentales explicatives de l'évolution des taux de change.

Ces études ont donné lieu à un nouveau courant de littérature qui étend la comparaison des prévisions à des modèles structurels plus sophistiqués, et affine la performance relative des modèles structurels et ceux de la marche aléatoire. Dans ce contexte [Isard \(1987, p 22\)](#) a dit:

Although existing empirical models of systematic exchange rate behavior appear to perform little or no better than random-walk models in out-of-sample forecasting tests ... there is scope for some optimism that the empirical modeling of exchange rates will someday lead to significantly better-than-random.

L'étude de [Somanath \(1986\)](#) indique que l'introduction d'un ajustement retardé de la variable dépendante parmi les variables explicatives des modèles de détermination des taux de change a contribué à améliorer la performance prévisionnelle des modèles

structurels et à supplanter la marche aléatoire. Cependant, le résultat de [Gandolfo, Padoan et Paladino\(1990\)](#) qui ont comparé les performances prévisionnelles de quatre modèles structurels (les mêmes que ceux utilisés par Meese et Rogoff, plus celui de Hooper-Morton avec un risk) avec les résultats d'un modèle de marche aléatoire pour des prévisions hors-échantillon du taux de change Lira Italienne / Dollar Américain, confirment l'échec des modèles structurels, qui sont constamment battus par la marche aléatoire, même en prenant en considération les variables retardées et le modèle avec correction d'erreurs.

[Raymond \(1995\)](#) attribua l'échec relatif des modèles monétaires par rapport à la marche aléatoire à la non prise en compte de plusieurs facteurs : l'influence du taux de change sur ses déterminants, l'instabilité de la fonction de la demande de monnaie, la non normalité des résidus, et surtout à l'indétermination introduite par le rôle des anticipations dans la formation des taux de change. De son côté, [Rossi \(1995\)](#) alloua la supériorité de la marche aléatoire pour les prévisions hors-échantillon par rapport aux modèles économiques à la haute persistance qui caractérise les taux de change et les fondamentaux économiques qui fait que les prévisions à long terme des modèles économiques soient biaisées par l'erreur d'estimation.

[Evans et Lyons \(2005\)](#) ont comparé la performance de la prévision en-échantillon d'un modèle micro-structurel de détermination de taux de change avec à la fois, un modèle macroéconomique standard et une marche aléatoire, sur un horizon d'un jour à un mois pour un échantillon de trois ans (contrairement à la littérature qui considère le long terme pour les prévisions). Ils ont constaté que le modèle micro-structurel supplantait de façon constante la marche aléatoire et le modèle macroéconomique. De son côté [Rossi \(2013\)](#) a répondu à la question : les taux de change sont-ils prévisibles ? par cela dépend du choix : de l'indicateur, de l'horizon de prévision, de la période d'échantillonnage, du modèle et de la méthode d'évaluation des prévisions.

Selon [Rossi \(2013\)](#), la prévisibilité des taux de change serait plus vraisemblable si l'un ou plusieurs des principes suivants sont retenues: (i) La règle de Taylor et les fondamentaux nets des actifs étrangers ont plus de contenu prédictif hors échantillon que les fondamentaux traditionnels, (ii) un modèle linéaire et un petit nombre de paramètres à estimer, (iii) les transformations des séries de taux de change

(différenciation, dessaisonalisation,...), le choix du pays et la fréquence des données pourraient expliquer les divergences des résultats dans la littérature, (iv) le choix du benchmark de la prévision où la marche aléatoire se révèle très dure à battre.

Les échecs récurrents des modèles structurels de la détermination des taux de change dont la véritable tâche est : (i) d'expliquer le comportement observé dans le monde réel, (ii) d'avoir une meilleure compréhension des mécanismes économiques qui régissent ce comportement et (iii) de mettre la lumière sur les relations entre le taux de change et d'autres variables économiques, à battre la marche aléatoire dans les prévisions hors échantillon. Et étant donné que le succès de la théorie doit être jugé par sa capacité à affronter les tests empiriques, non par sa consistance logique ou sa rigueur intellectuelle, ce qui a donné naissance à une des énigmes, les plus testées en finance internationale, la déconnexion du taux de change.

Section 2 : L'énigme de la déconnexion du taux de change et l'analyse chartiste dans les marchés de change

2.1. L'énigme de la déconnexion des taux de change

La littérature économique relative à l'évaluation de la relation entre la volatilité du taux de change et celle des autres variables macroéconomiques peut être subdivisée en deux grands courants, le premier est celui des auteurs, pour qui il n'y a aucun lien entre la volatilité du taux de change et la volatilité des variables macroéconomiques et le second qui représentent ceux qui affirment le contraire.

Selon le premier groupe, la volatilité des taux de change n'a pas d'effet sur les variables macroéconomiques, étant donné que les données empiriques dévoilent une augmentation substantielle au cours des régimes flottants de la volatilité du taux de change sans qu'il y ait une augmentation similaire des volatilités des variables macroéconomiques.

Le deuxième groupe établit cette relation en se focalisant sur différentes variables, principalement : les effets de la volatilité des taux de change sur le commerce et les

prix. Les diverses analyses sont effectuées dans différents cadres, on présentera ci-après les travaux des plus éminents en la matière pour les deux courants :

[Krugman \(1988\)](#) justifie la déconnexion entre les fluctuations des taux de change et les fluctuations réelles par une logique circulaire: puisque le taux de change est volatile, il se déconnecte des fondamentaux et, en étant déconnecté, le taux de change peut être plus volatile. La première est causée par le manque de réactions des entreprises à une volatilité accrue en la considérant comme temporaire et par la tarification au prix du marché qui empêche les entreprises de modifier leurs prix dans les pays où ils exportent. D'autre part, en étant déconnecté, les taux de change peuvent être plus volatiles parce que, si les fluctuations des taux de change ont été immédiatement suivies par des changements dans la répartition des produits, des changements dans la balance commerciale seraient telles qu'elles conduisent à la dévaluation du taux de change. Si cette dévaluation est immédiatement répercutée sur les prix, les écarts élevés d'inflation résultants (et, par conséquent, les écarts de taux d'intérêt réels) ramènerons le taux de change à des niveaux qui sont « plus proche de la réalité» et, par conséquent, la volatilité serait réduite.

L'étude de [Baxter et Stockman\(1988\)](#) s'est conduite sur un échantillon de 49 pays pour la période de l'après-guerre (1960 à 1985) sous différents régimes de taux de change, et elle conclut que certaines séries de taux de change réel, de commerce et de production industrielle sont plus volatiles après la période de Bretton Woods. Toutefois, l'origine ne serait pas attribuer aux changements des régimes de taux de change, mais plutôt au taux de change eux-mêmes.

Pour [Flood et Rose \(1995\)](#), qui ont effectué une étude sur des séries mensuelles de taux de change de neuf pays industrialisés de 1960 à 1991, les variables macro-économiques clés tels que la monnaie et la production sont plus volatiles sous les régimes de change flexibles qu'elles ne le sont sous les régimes de changes fixes, et ils suggèrent qu'il n'y a pas de relation établie entre la volatilité réduite du taux de change et la stabilité des variables macroéconomiques. [Flood et Rose \(1995\)](#) déclarent que le taux de change semble avoir sa propre vie « *have a life of its own* ». Ils attribuent cela à l'absence d'un compromis clair entre la réduction de la volatilité des taux de change et la stabilité

macroéconomique. En ce qui concerne l'inflation, les auteurs ne se trouvent pas d'accord entre les niveaux de volatilités des inflations et des taux de change.

Dans leur article publié dans « *The Handbook of International Economics* » [Frankel et Rose \(1995, p253\)](#) ont dit:

To repeat a central fact of life, there is remarkably little evidence that macroeconomic variables have consistent strong effect on floating exchange rates, except during extraordinary circumstances such as hyperinflations. Such negative findings have led the profession to a certain degree of pessimism vis-à-vis exchange rate research

[Obstfeld et Rogoff \(2000\)](#) attribuent l'énigme de la déconnexion des taux de change (forte volatilité des taux de change déconnecté, apparemment, des fondamentaux) aux coûts commerciaux, au monopole et à la tarification au prix du marché sur le marché intérieur. En effet, les marchés des produits échangeables sont très segmentés et ils exercent des effets sur le taux de change d'une manière telle qu'ils contrôlent sa variation. Avec la tarification au prix du marché au détail, les consommateurs seront épargnés des effets de taux de change, jusqu'à ce que ceux-ci soient intégrés par les prix de gros à l'importation et, seulement ensuite, transmis aux consommateurs sur une période plus longue que celle suggérée par la demi-vie *half life*[♦] de la PPA. La rigidité des prix contribue également à cette déconnexion: avec des prix et des variables macroéconomiques rigides (par exemple, la consommation) séparés des taux de change à court terme, l'ajustement du taux de change a un effet minime et, par conséquent, il doit être élevé pour permettre la compensation dans les marchés financiers. Les effets réels seraient donc trop décalés pour être capturés par des tests économétriques. Cette transmission incomplète à court terme est également soulignée par [Devereux et Engel \(2002\)](#), pour qui la volatilité des taux de change est beaucoup plus élevée que celle résultant des chocs sur les autres variables.

♦Une *half-life* (demi-vie) représente la durée de temps qui s'écoule avant qu'une divergence entre le taux de change PPA et le taux de change de marché soit la moitié de sa –taille- (durée) actuelle. Ainsi, si le taux de change s'établissait à un dollar au-dessus de la valeur PPA, et si sa demi vie était de trois mois, puis après un trimestre l'écart serait de 50 %, après un an, il serait un peu plus de 6 %, et ainsi de suite. Le Calcul de la demi-vie équivaut à répondre à la question: Quelle proportion de l'écart sera laissée après un an? Dans cet exemple, seulement 6 % de l'écart restera au bout d'un an, le taux de change s'est ajusté de 94 % vers son niveau PPA. En outre, si le taux de change PPA ne tenait même pas dans l'extrême long terme, alors il n'y aurait pas d'ajustement après un an. La *half life* serait infinie ([Aouad, 2011](#)).

Rogoff (2001) souligne un point de vue selon lequel, dans le chaos macroéconomique des années 1970, une accalmie dans les marchés des changes résulterait de la stabilisation de l'inflation, puisque même dans la version faible de la PPA, l'instabilité des prix est incompatible avec la stabilité des taux de change. Ce point de vue a renforcé le modèle de sur-réaction de Dornbusch, où le taux de change a un ajustement disproportionné par rapport aux chocs monétaires sur le court terme. Par conséquent, l'instabilité monétaire conduirait à une instabilité plus élevée des taux de change. Cette volatilité a en plus des coûts de couverture, des coûts sur les exportations et les importations. Cependant, il ne faut pas analyser les effets de la volatilité suivant les régimes de taux de change - puisque la volatilité est toujours plus élevée sous les taux de change flottants - mais plutôt se demander si cette volatilité rend le produit, l'investissement et la consommation plus volatile. L'auteur souligne que la question empirique n'est pas résolue, et que les différences dans les effets peuvent être dues à la distorsion microéconomique des modèles. Bien que la volatilité des taux de change soit une perturbation, l'auteur ne la juge pas assez forte pour être une cible de la politique économique.

Engel et West (2005) démontrent empiriquement que dans un modèle avec des anticipations rationnelles de la valeur actuelle, un prix d'actifs manifeste le comportement d'une marche quasi-aléatoire si les fondamentaux sont intégrés d'ordre 1 et que les facteurs d'actualisation des fondamentaux anticipés sont dans le cercle de 1. Et ils soutiennent que ce résultat permet d'expliquer l'énigme, bien connu que les variables fondamentales telles que la masse monétaire relative, la production, l'inflation et les taux d'intérêt n'aident guère à prévoir l'évolution des taux de change flottant.

Dans la même ligné Bacchetta et Wincoop (2009) expliquent l'instabilité de la relation entre le taux de change et les variables macroéconomiques fondamentales par les changements fréquents et importants dans les paramètres structurels, du fait que les paramètres structurels sont difficiles à observer et à estimer et que de nombreux changements dans la structure de l'économie sont progressifs en raison de l'innovation technologique et financière et des changements institutionnels. Ils affirment que la relation entre le taux de change comme *forward-looking* variable et les fondamentaux

macroéconomiques n'est pas déterminée par les paramètres structurels eux-mêmes mais plutôt par les anticipations de ces paramètres.

L'analyse fondamentale de la détermination des taux de change est essentiellement l'étude des raisons pour lesquelles les marchés bougent, ou plus spécifiquement qu'es ce qui pourrait les inciter à bouger? Les principaux facteurs dans le marché des changes à l'instar des autres marchés financiers, sont les concepts économiques fondamentaux de l'offre et de la demande.

L'analyse des influences des non-fondamentaux des marchés financiers est de plus en plus investie dans la littérature économique. Le mouvement s'est déplacé d'un scepticisme académique généralisé des non-fondamentaux à une recherche active des nombreux phénomènes non appréhendés par les modèles économiques traditionnels. Bien que les études des marchés boursiers aient récemment commencé à analyser l'influence des facteurs non-fondamentaux d'une façon générale, les recherches concernent plus spécifiquement le rôle du chartisme dans le marché des changes. En ce sens, [Samuelson \(1965, p 44\)](#) affirme :« *There is no way of making an expected profit by extrapolating past changes in the future price, by chart or any other esoteric devices of magic or mathematics*» .

2.2. Survol sur L'analyse chartiste dans le marché des changes

Bien que l'analyse fondamentaliste concerne la question de : pourquoi les parités varient ? , c'est l'analyse chartiste qui se porte attentivement sur l'analyse de comment ces parités varient, et quelles sont les influences sur les mouvements futures de ces parités ?

L'analyse chartiste aussi appelée analyse graphique ou technique représente la discipline la plus populaire de l'analyse financière dans le marché des changes. Autrement dit, elle est souvent définie comme l'étude systématique de l'action des prix, qui se dérive des effets de comportements observés sur les marchés des changes. Une enquête menée par le groupe des trente en 1985 a rapporté que 97% des banques estiment que l'analyse chartiste a un impact signifiant sur le marché des changes ([Taylor & Sarno, 2002](#)). Elle

est basée sur l'étude approfondie des graphiques d'un titre comme les graphiques à barres *bar charts* et les graphiques en chandeliers *candlestick charts* qui sont de loin, les types les plus répandus de graphes avec des fréquences d'observations différentes, ces graphiques peuvent représenter les cours, les volumes ou tout autre indicateur technique.

L'essentiel de l'analyse chartiste se trouve, en partie dans le double phénomène de support et de résistance où le prix (cours de change) semble être attiré et/ou repoussé par des niveaux souvent revisités. Ces niveaux sont généralement représentés par des lignes horizontales sur les graphiques qui représentent les tendances. Ces lignes de tendance sont des lignes de pente qui mettent en évidence le soutien dynamique et la résistance par rapport à une tendance directionnelle. Les moyennes mobiles aussi excellentes dans la description de la tendance générale (Chen, 2009), les motifs sont très fréquents sur les graphes de change. Il en existe en effet plusieurs types. Tous ces modèles dressent un portrait révélateur de l'analyse chartiste expérimentée.

Les graphiques indicateurs révèlent également des informations aux opérateurs techniques, ces informations sont principalement sous la forme de lectures dynamiques des niveaux de sur-achat / survente, principalement utilisé pour confirmer les signaux des opérations à partir d'autres outils d'analyse technique. Les indicateurs et les oscillations sont généralement soit directement superposés au-dessus des prix barres/chandeliers ou séparés dans une zone à la verticale au-dessus ou en dessous des prix.

D'autres méthodes spécialisées de l'analyse technique ont également gagné de nombreux adeptes dans le monde du *trading*. Il s'agit notamment de points de pivot, de courbes de Fibonacci*, et des courbes d'Elliott*, et il est dans l'intérêt de chaque

* Les travaux de numérologie de Léonardo Fibonacci, un moine italien du XIIe et XIIIe siècles, il s'est intéressé au nombre d'or selon lui. C'est ce rapport numérique idéale égale à 1.618 qui expliquerait la beauté de certains statuts grecques ou de la grande pyramide de Giseh., il est l'auteur de la série de Fibonacci ou chaque terme est égal à la somme des deux précédents (1,1,2,3,5,8,13,21,34,55,89,...) (Wikipédia, 2016).

* La méthode est proposée par Ralph Elliott en 1938 inspirée de l'analyse psychologique de Charles Dow et par les travaux de Fibonacci. Le point de départ de cette théorie est que l'évolution des marchés se fait par une série de vagues successives, et ce, quelle que soit l'échelle d'observation de ce marché (de la minute au très long terme). On parle alors de processus fractal (Wikipédia, 2016).

cambiste d'avoir plus ou moins une connaissance rudimentaire de ces méthodes d'analyse.

L'élément de base de l'analyse chartiste dans le marché des changes est que le taux de change futur est basé sur le taux de change courant, les mouvements de taux de change peuvent être divisés en trois périodes : le mouvement quotidien qui paraît être stochastique, le mouvement de court terme allant de quelques jours à quelques mois, et le mouvement de long terme caractérisé par des tendances baissière et haussière (Eiteman, Stonehill & Moffett, 2004).

Weithers (2006) conteste la définition de l'analyse technique (chartiste) comme étant la simple analyse des mouvements purs des prix du marché entant que séries chronologiques. Et il affirme que si l'on inclut tous les outils et théories techniques –des plus scientifiques au plus ésotériques–, le sujet peut devenir controversé et prêter à confusion. Selon cet auteur, le flot des instruments techniques a fait de l'analyse technique un *melting pot*, résultant en un scepticisme parmi la communauté académique.

Section 3 : Modèles de Mémoire Longue et de Regroupement de Volatilité

Dans de nombreux domaines, il existe de fortes preuves qu'un phénomène appelé «mémoire longue» joue un rôle important, avec des impacts sur les compétences en prévision, les variations de basse fréquence et les tendances. Dans une série chronologique stationnaire, le terme «mémoire longue», parfois «dépendance de long-terme» ou «persistance de long terme» suppose qu'il existe une dépendance non négligeable entre le présent et tous les points du passé, en d'autres termes un processus de mémoire longue signifie que les observations éloignées dans le passé sont très corrélées avec les observations distinctes dans le futur. La découverte de la notion de mémoire longue fut en domaine de l'hydrologie par le physicien anglais Hurst en 1951 dans une étude qui portait sur l'analyse de la dépendance de long terme sur la série des niveaux des eaux du Nil, Elle a été transposée et approfondie par Mandelbrot sur le domaine financier en 1972. La vulgarisation du concept de mémoire longue est attribuée

indépendamment à l'économiste Granger en 1980 qui a été suivie par Granger et Joyeux en 1980 et par l'hydrologue Hosking en 1981, à eux trois ils ont posé les bases d'une classe de modèle de mémoire longue appelé ARFIMA, cette classe représente les modèles de mémoire longue les plus couramment utilisés de nos jours (cité par Graves, Gramacy, Watkins, & Franzke, 2016).

3.1. Modèles de mémoire longue et initiation au modèle ARFIMA

L'étude statistique des séries chronologiques s'est souvent dirigée vers la détection de racines unitaires afin de permettre de juger la stationnarité de la série en question. De façon générale, ces séries peuvent être modélisées par des processus du type *Auto-Regressif-Moving Averages* $ARMA(p,q)$ ou de type *Auto-Regressif-Integrated-Moving Averages* $ARIMA(p,d,q)$.

En présence d'un processus de type ARMA, le paramètre de différenciation (d) est nul et la Fonction d'Auto Corrélation (FAC) décroît linéairement dévoilant ainsi un processus à mémoire courte, alors qu'il prend la valeur de 1 pour les séries initialement non stationnaires où la FAC décroît exponentiellement et dans ce cas il s'agit d'un processus à mémoire infinie. Lorsque le (d) prend des valeurs réelles, cas des modèles *Auto-Regressif-Fractionally Integrated-Moving Averages* $ARFIMA(p,d,q)$ on parle alors de mémoire longue. La présence de mémoire longue dans une série temporelle renvoie à des conséquences durables mais non permanentes d'un choc contrairement aux modèles à mémoire infinie tels que les modèles ARIMA où le choc est susceptible de modifier la trajectoire de la série considérée.

Les modèles ARFIMA suscitent un grand intérêt pour les applications vu leurs capacités à modéliser les comportements de court et de long terme des séries temporelles, ils permettent de cerner d'une manière satisfaisante la dynamique de long terme, en effet les séries issues d'un processus fortement dépendant contiennent des informations pertinentes permettant de prévoir l'évolution des observations futures (Liu & Lux, 2005). Dans le domaine temporel les processus à mémoire longue sont caractérisés par une FAC décroissant très lentement à un taux hyperbolique, et étant donné que la majeure partie des séries chronologiques économiques et financières

exhibent des autocorrélations décroissant très lentement, l'utilisation des modèles ARFIMA avec des autocorrélations qui diminuent hyperboliquement revêt un potentiel intéressant (Bhardwaj & Swanson, 2003). Dans le domaine des fréquences, les processus à mémoire longue sont caractérisés par une densité spectrale s'accroissant sans limite quand la fréquence tend vers zéro.

3.1.1. Présentation du modèle ARFIMA

Un modèle typique du processus *ARFIMA* (p,d,q) tel que présenté dans (Tsay, 2010) est :

$$\Phi(L)(1-L)^d y_t = \Theta(L)\varepsilon_t, \text{ ou} \quad [2.1]$$

$$\Phi(L)(1-L)^d y_t = u + \Theta(L)\varepsilon_t \quad (\text{Avec moyenne}) \quad [2.1]'$$

Où d : le paramètre de différenciation fractionnaire $d \in R$, $\Phi(L)$ et $\Theta(L)$ sont respectivement les polynômes d'opérateurs en L des parties AR (p) et MA (q) du processus et $\Phi(L) = 1 - \Phi_1 L - \dots - \Phi_p L^p$, $\Theta(L) = 1 + \Theta_1 L + \dots + \Theta_q L^q$, u la moyenne de la série y_t , $(1-L)^d$ est un opérateur de différences fractionnaires, et $\{y_t\}_{t=1}^T$ est un ensemble d'observations du processus étudié (dans notre cas les rentabilités des taux de change).

Et ε_t : est un bruit blanc ε_t est indépendantes et identiquement distribuées $i.i.d(0, \sigma_\varepsilon^2)$,

Les processus ARFIMA sont des processus à mémoire longue si : $d \in \left] -\frac{1}{2}, \frac{1}{2} \right[$

Trois cas peuvent être distingués en fonction des valeurs du paramètre d (Mignon & Lardic, 1999):

- Si $0 < d < \frac{1}{2}$ le processus ARFIMA est un processus stationnaire à mémoire longue où les autocorrélations sont positives et diminuent hyperboliquement vers zéro lorsque le retard augmente.

- Si $d = 0$ le processus ARFIMA se réduit au processus ARMA.

-Si $-\frac{1}{2} < d < 0$ le processus est anti-persistant: les auto-corrélations diminuent hyperboliquement vers zéro et la densité spectrale est dominée par les composantes de hautes fréquences (elle tend vers zéro lorsque la fréquence tend vers zéro).

Le cas de l'anti-persistante est appelé par Mandelbrot « Effet Joseph », il correspond à des alternances de hausse et de baisse dans le processus. Le tableau suivant synthétise les propriétés du processus à mémoire longue dans le domaine fréquentiel.

Tableau [2.1] : Propriété du processus à mémoire longue dans le domaine fréquentiel

d	La stationnarité	L'inversibilité	Les propriétés
$d = -0.5$	oui	non	$s(\omega) \sim 0$ si $\omega \rightarrow 0$
$-0.5 < d < 0$	oui	oui	Mémoire courte avec des corrélations négatives et une haute densité spectrale à haute fréquence, $s(\omega) \sim 0$ si $\omega \sim 0$
$d = 0$	oui	oui	Un bruit blanc avec des corrélations nulles et une densité spectrale constante, $s(\omega) = \sigma^2 / 2\pi$
$0 < d < 0.5$	oui	oui	Mémoire longue avec des corrélations positives et une haute densité spectrale à basse fréquence
$d = 0.5$	non	oui	$s(\omega) \sim \infty$ si $\omega \rightarrow 0$

Note : $s(\omega)$ représente la fonction de densité spectrale du processus de mémoire longue en temps discret

Source : Tableau extrait de (Hwang & Satchell, 2007).

3.1.2. Les méthodes de détection des processus de mémoire longue

A- La statistique R/S

L'approche classique pour détecter la présence de mémoire longue dans une série temporelle est la méthode dite : *rescaled range approach* proposée initialement par Hurst et reprise pour l'économie par Mandelbrot, la statistique R/S de Hurst-Mandelbrot se définit comme l'étendue R des sommes partielles des écarts d'une série temporelle à sa moyenne divisée par son écart type S (cité par Peters, 1994).

Pour un processus aléatoire, une relation d'échelle existe entre la série rééchantillonnée *rescaled range* et le nombre d'observations T de la forme suivante:

$$R/S(T) \sim T^H \text{ Où } H \text{ est connu comme l'exposant de Hurst}^*$$

Pour un processus de bruit blanc $H = 0,5$, alors que $H > 0$ pour un processus de mémoire longue. La différence $d = (H-0.5)$ représente le degré d'intégration fractionnaire dans le processus.

Pour [Lo \(1991\)](#) l'inconvénient majeur de la statistique R/S , est sa sensibilité à la dépendance de court-terme. En effet, tout écart par rapport au comportement prévu par la statistique R/S sous l'hypothèse nulle, ne doit pas être attribuée de façon irrévocable à la dépendance de long terme, il peut être simplement issue de la mémoire de court terme. Et en plus, cette statistique ne peut être considérée comme un test puisque sa distribution théorique est inconnue (distribution limitée selon Lo).

B- La statistique de Lo

[Lo \(1991\)](#)* a introduit une modification à la statistique R/S dans laquelle la dépendance de court terme est intégrée dans le dénominateur, qui devient alors (la racine carré) un estimateur convergent de la variance de la somme partielle. Cette statistique diffère de celle de Hurst par son dénominateur qui prend en compte les variances des termes individuels et les auto-covariances pondérées en fonction du retard q , le choix de q suit :

$$\text{la règle suivante : } q = [k_T] = \text{partie entière de } k_T \text{ avec } k_T = \left[\left(\frac{3T}{2} \right)^{1/3} \left(\frac{2\hat{p}}{1-\hat{p}} \right)^{2/3} \right]$$

Avec \hat{p} : l'estimateur du coefficient d'autocorrélation d'ordre 1.

*Dans son étude du niveau du Nil Hurst a trouvé $H = 0,91$! Ce qui signifie que la Rescaled-range a augmenté à un rythme plus rapide que la racine carrée du temps ([cité par Lo, 1991](#)).

* Les origines de ce travail remontent à 1988 dans un article de Lo sur la mémoire longue dans les prix d'actifs ([voir Lo, 1989](#)).

En introduisant le test R /S modifié, Lo a pu conclure que les rendements boursiers quotidiens américains ne présentaient pas de propriétés de mémoire longue, et il attribua ceci à la fréquence avec laquelle les marchés des actifs financiers sont compensés. Cette statistique a été à son tour critiquée par [Willinger, Taqqu et Teverovsky \(1999\)](#), ces auteurs ont montré avec des simulations numériques que le test R/S modifié conduit au rejet de l'hypothèse nulle de mémoire courte lorsqu'elle est appliquée à des séries temporelles synthétiques à faible degré de mémoire longue. Et comme les données financières présentent typiquement un faible degré de mémoire longue, [Willinger et al \(1999\)](#) affirment que le résultat de Lo n'est pas concluant.

3.1.3. Les méthodes de l'estimation du paramètre de différenciation fractionnaire

L'estimation d'un modèle ARFIMA peut être effectuée selon deux familles de méthodes, les méthodes dites en deux étapes et celles du maximum de vraisemblance (Nous nous sommes restreints à présenter les modèles qui s'inscrivent dans le domaine temporel, pour les estimateurs en domaine fréquentiel voir par exemple [Parzen, 1986](#)).

A- Les méthodes en deux étapes (semi-paramétriques)

Les méthodes semi-paramétriques procèdent à la spécification et à l'estimation du paramètre d'intégration fractionnaire comme première étape, puis à l'estimation des coefficients de la partie ARMA sur la série fractionnairement différenciée. Ce qui signifie que la valeur retenue du paramètre d peut affecter sérieusement l'inférence statistique des coefficients estimés p et q , et en conséquence la validité du processus. On présentera ci-après le modèle le plus utilisé pour ce type d'estimateur, qui est l'estimateur GPH.

L'estimateur de Geweke, Porter et Hudak (GPH) développé en 1983, commence par l'estimation du paramètre d , basé sur la régression par la méthode des moindres carrés ordinaires du log- périodogram suivant [\(Bourbonnais & Terraza, 2004\)](#) :

$$\ln [I(w_j)] = \beta_0 + \beta_1 \ln \left[4 \sin^2 \left(\frac{w_j}{2} \right) \right] + v_j$$

Avec $w_j = \frac{2\pi j}{T}$, $j = 1, 2, \dots, m$ où m est une fonction du nombre d'observations T , telle que :

$\lim_{T \rightarrow \infty} m(T) = 0$, en général $m = T^\alpha$ avec $0 < \alpha < 1$

L'estimation de d , dite \hat{d}_{GPH} est $-\hat{\beta}_1$ et $I(w_j) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T y_t e^{-w_j t} \right|^2$

La deuxième étape consiste à adapter un modèle ARMA sur les données filtrées, en tenant compte de l'estimation du paramètre de différenciation fractionnaire.

Nonobstant, la simplicité de cet estimateur et qu'il soit relativement facile à calculer, il a quelques problèmes éventuels, qui nécessiteraient d'être pris en considération. Le premier est le choix de α , généralement il est considéré comme une simple fonction de la taille de l'échantillon T , le choix le plus communément utilisé dans les recherches dans le domaine de l'économie et de la finance est $\alpha = T^{0.5}$, ce choix peut ne pas être le meilleur dans chaque situation, et peut conduire à des résultats biaisés (Tolvi, 2003). L'autre problème réside dans l'hypothèse essentielle de l'estimateur GPH selon laquelle le spectre du processus ARFIMA(p, d, q) est le même que celui du processus ARFIMA($0, d, 0$) qualifié de bruit blanc fractionné. Cependant, ceci constitue des biais d'échantillon substantiel et fini, et l'estimateur est inefficace lorsque le terme d'erreur est un processus AR ou MA (Davidson & Sibbertsen, 2006), dans de nombreuses situations cet estimateur à présenter de faibles propriétés d'échantillon et l'intérêt s'est déplacé vers l'estimateur du maximum de vraisemblance.

B- Méthode du maximum de vraisemblance

Les méthodes du maximum de vraisemblance sont des méthodes dites en une étape, où sont estimés simultanément le paramètre d'intégration fractionnaire d et les paramètres de la partie ARMA du modèle ARFIMA. Le maximum de vraisemblance requiert l'évaluation de la fonction de vraisemblance pour un ensemble donné de paramètres. Il faut donc écrire la matrice de covariance, ou la fonction d'auto-covariance en fonction

des paramètres du modèle. Etant donné que, l'estimateur est basé sur les autocorrélations. Il est nécessaire que le processus soit stationnaire, ou qu'il soit transformé en processus stationnaire (Markellos & Mills, 2008) . On citera :

- La méthode du maximum de vraisemblance exact (*Exact Maximum Likelihood, EML*).
- La méthode du maximum de vraisemblance approximatif (*Quasi Maximum Likelihood, QML*).

B-1- La méthode du maximum de vraisemblance exacte

Proposé par Sowell (1992) qui a affirmé que la forme générale de la fonction d'auto-covariance d'une série chronologique stationnaire générée par un processus ARFIMA pouvait s'exprimer au moyen de fonctions hypergéométriques. L'apport d'une telle formulation réside dans le fait que les fonctions hypergéométriques peuvent être calculées de façon rapide et précise.

B-2- La méthode du maximum de vraisemblance approximatif

Beran en 1995 développe un estimateur du maximum de vraisemblance approximatif basé sur la minimisation de la somme des carrés des résidus naïfs, qui est également applicable pour les processus ARFIMA non stationnaires avec $d > 0$ (Doornik & Ooms, 2004).

L'intérêt des méthodes du maximum de vraisemblance est qu'elle utilise toute l'information à court et à long terme sur les comportements des séries, puisque sont estimés simultanément le paramètre de différenciation fractionnaire, et les paramètres autorégressifs et ceux des moyennes mobiles.

C- Autres méthodes d'estimation

L'estimation des modèles à mémoire longue peut aussi se faire par une approximation autorégressive comme : l'estimateur des moindres carrés ordinaires, estimateur de Yule-walker, et l'estimateur spectral (voir Galbraith & Zinde-Walch, 2001), ou par une méthode pseudo-linéaire qui se fait exclusivement en domaine temporel basée sur une décomposition du problème de régression de forme spéciale dans un scalaire non-linéaire et une régression linéaire multiple (Tsay, 2010).

3.1.4. Revue de littérature sur la mémoire longue dans les rentabilités de change

L'absence ou la présence de dépendance de long terme dans la moyenne des rendements des actifs financiers tel que les taux de change est utilisé comme proxy pour tester la théorie de l'efficience du marché de ces actifs. La présence d'une mémoire longue dans ces séries soulève une énigme concernant l'hypothèse de l'efficience du marché, étant donné qu'elle contredit la forme faible de cette hypothèse, qui stipule qu'on se basant sur les rentabilités historiques, les rentabilités futurs des actifs devraient être imprévisibles. Toutes choses égales par ailleurs, un tel comportement de dépendance de long terme impliquerait une forte prévisibilité de ces rentabilités, facilement exploitable pour engendrer des profits substantiels, ce qui est en total contradiction avec l'hypothèse de base de l'efficience du marché dans le sens de Jensen (1978).

En effet, la forme faible de l'hypothèse de l'efficience du marché exclue la possibilité de bénéfices systématiques exceptionnel au-delà des coûts de transaction et des primes de risque, car les prix devraient refléter pleinement les informations disponibles, la conséquence est que les cours des actifs financiers devraient suivre un processus de marche aléatoire, ce qui implique des rentabilités imprévisibles. Un grand nombre d'études ont été réalisés pour déterminer si (les logarithmiques) des prix sont en effet $I(1)$ et, par conséquent, leurs rentabilités $I(0)$, bien que les variations du cycle économique et les dépendances de court terme pourrait aussi conduire à un rejet de la mémoire longue dans les actifs financiers (Lo, 1991).

La littérature empirique qui analyse les propriétés statistiques des taux de change est vaste. La plupart des études se concentrent sur le comportement des taux de change réels afin d'établir s'il est compatible avec la théorie de la parité du pouvoir d'achat (PPA), qui est l'un des principes centraux de la théorie de la détermination du taux de change. En particulier, ces études testent l'hypothèse nulle que le taux de change réel suit une marche aléatoire, l'alternative étant que la PPA ne tienne que dans le long terme. Ainsi, la plupart de ces études se base sur le test des racines unitaires. Néanmoins, les tests de racines unitaires sont maintenant bien connus pour avoir une très faible puissance (Parikh & Wakerly, 2000), et d'être incapable de distinguer entre le comportement de marche aléatoire et un très lent comportement de retour à la moyenne du niveau PPA-cohérent du taux de change réel, à moins que de très longues durées de données soient utilisées (Lothian & Taylor, 1998 ; Lee & Chou, 2013).

Suite à la prise de conscience croissante des limites des tests de racine unitaire standard ainsi que des frictions possibles sur le marché des changes, d'autres méthodes prenant en compte la mémoire longue et l'intégration fractionnaire ont été utilisées tels que l'étude de Booth, Kaen et Koveos (1982) qui ont appliqué la techniques R /S sur des cours journaliers contre le Dollar Américain pour la Livre Sterling, le Franc Français et le Mark Allemand, et ils ont pu trouver une mémoire longue positive au cours de la période de taux de change flexible (1973-1979), et une mémoire longue négative (anti-persistance) pendant la période des taux de change fixes (1965-1971)* .Toutefois, les résultats obtenus par Baum, Barkoulas et Caglayan (1999) d'une estimation d'un modèle ARFIMA pour les taux de change réels dans l'ère du post-Bretton.Woods ne parviennent pas à vérifier la PPA à long terme.

Cheung (1993) a examiné les propriétés des séries chronologiques de cinq séries de taux de change nominaux (des Etats Unies, de la Grande Bretagne, de l'Allemagne de l'ouest, de la Suisse et du Japon) avec le modèle ARFIMA sur la période Janvier 1974 à Décembre 1987, sur des données hebdomadaires. Il a trouvé des preuves de présence de mémoire longue dans les séries des rentabilités de change. Et le résultat du test est asymptotiquement robuste à la fois pour la distribution du terme d'innovation et pour la dynamique à court terme dans les séries. Ce qui implique que les preuves empiriques de

* Ils ont exclue de l'analyse la période 1971-1973 parce qu'elle représente une période de transition et pourrait fausser les différences possibles entre les deux régimes de taux de change.

présence de racines unitaires dans les données de taux de change ne sont pas robustes face à l'alternative mémoire longue. Après l'application du modèle ARFIMA aux séries, le constat est que la dynamique des taux de change est plus complexe que celle impliquée par une marche aléatoire. Néanmoins, l'analyse de la fonction de la réponse impulsionnelle indique que la persistance dans les séries des rentabilités de taux de change peut être difficile à détecter. En outre, le modèle ARFIMA ne surpassent pas la marche aléatoire dans les prévisions hors -échantillon, ce qui constitue une validation de l'hypothèse de l'efficience du marché des changes dans ces pays. Hors, l'étude de [Lardic et Mignon \(1999\)](#) qui ont mené des prévisions au moyen d'un processus ARFIMA sur les séries de trois devises contre le Dollar Américain, à savoir : le Dollar Canadien, le Franc Français et la Lire Italienne, suggèrent que dans de nombreux cas, les prévisions ARFIMA ont supplanté les prévisions naïves issues d'un processus de marche aléatoire, rejetant ainsi l'hypothèse de l'efficience du marché des changes.

[Baillie et Kapetanios \(2007\)](#) constatent que l'utilisation d'un modèle linéaire pour estimer le paramètre de mémoire longue avant d'appliquer les tests de linéarité entraîne une importante perte de puissance. Les auteurs suggèrent une procédure qui estime le paramètre de mémoire longue dans un modèle comprenant un modèle de réseau de neurones approximatif qui est capable de capturer des formes arbitraires de la non-linéarité. La procédure est appliquée pour différents estimateurs du paramètre de mémoire longue (ARFIMA et FIGARCH indépendamment). Leurs résultats indiquent une présence généralisée des composantes non linéaires et/ou de mémoire longue dans les séries de taux d'inflation mensuels (l'indice des prix de consommation) pour plusieurs pays et sur différentes définitions de taux de change réel, ainsi que sur les rentabilités quotidiennes des taux de change de la Belgique, du Canada, de la France, de l'Allemagne, de l'Italie, du Japon, et du Royaume uni vis-à-vis du Dollar Américain sur la période Mars 1980 à Juin 1998, et quatre de ces séries exhibent des preuves de non linéarité et de mémoire longue.

Pour [Ohanissian, Russell et Tsay \(2008\)](#), les caractéristiques de la mémoire longue observées dans les données peuvent être générées par une rupture structurelle non stationnaire ou des modèles à changement de régime lent. Ils ont proposé un test statistique basé sur l'estimateur GPH (Geweke-Porter-Hudak) pour distinguer entre –la

vrai mémoire longue- et la mémoire longue parasite basée sur l'invariance du paramètre de la mémoire longue pour les agrégats temporels. Le test est appliqué sur des observations intra-journalières des logs des rendements de change au carré (calculés comme le changement de 5 minutes de la moyenne entre le prix de l'achat et de vente des cours de change, extraits par interpolation linéaire des logarithmes des prix à l'achat et ceux de la vente) des taux de change Mark Allemand/Dollar US et Yen Japonais/Dollar US. Sur une période allant de 1986 à 1996. Et ils ont conclu que la propriété de la mémoire longue dans la volatilité des taux de change est générée par un vrai processus de mémoire longue.

[Floros \(2008\)](#) a testé la présence de l'intégration fractionnaire, ou mémoire longue, dans les rentabilités quotidiennes des taux de change de 34 monnaies par rapport au Dollar US en utilisant un modèle ARFIMA (p, d, q) pour la période Avril 1991 à Avril 2006. Les résultats suggèrent que 17 séries de taux de change exhibent des preuves solides de mémoire longue. Cela indique que les chocs sur les taux de change persistent pendant une longue période mais qu'un retour à la moyenne va être observé, ce qui signifie en finance que le cours d'un titre (taux de change) aura tendance à progresser vers le prix moyen au fil du temps. Il a aussi trouvé que le choc persiste d'avantage dans les économies émergentes. La présence de mémoire longue indique également que ces économies ne sont pas stables.

Pour [Caporale et Gil-Alana \(2010\)](#), les études qui portent sur le comportement des taux de change nominaux ont pour principale motivation, la construction d'un modèle avec de meilleures propriétés de prévision, notamment la prévision de la volatilité des taux de change, plutôt que de tester les théories de la détermination des taux de change. L'étude de [Caporale et Gil-Alana \(2010\)](#) concerne des séries journalières de taux de change nominaux du Dollar US contre l'Euro et le Yen Japonais sur la période 4 Janvier 1999 -2 Octobre 2009, en utilisant un modèle général d'intégration fractionnaire par la fonction de whittle dans le domaine des fréquences sur des séries des valeurs absolues des rentabilités de change ainsi que des séries de rentabilités de change au carré. Les résultats ont dévoilé un comportement de retour à la moyenne qui diminue hyperboliquement pour les deux séries en réponse à des chocs exogènes sur les processus de la volatilité. L'analyse des prévisions en-échantillon indique que le modèle

fractionnaire cyclique surpasse les autres modèles dans le cas de la série des rentabilités du Dollar US/ Euro, alors que le modèle standard $I(d)$ surpasse les autres modèles de mémoire longue dans des rentabilités du taux Dollar US/ Yen.

[Aloy, Boutahar, Gente, et Peguin-Feissolle \(2011\)](#) testent les propriétés de mémoire longue et de la non-linéarité sur des séries de données mensuelles de 78 taux de change réel bilatéral calculé à base de l'indice des prix de la consommation (IPC) des économies industrialisées et en développement, sur la période 1970-2006. (vis-à-vis) du Dollar Américain, de la Livre Sterling et du Mark Allemand. Les principaux résultats sont que la plupart des séries ne présentent pas de signes de retour à la moyenne et que peu de séries de taux de change réel bilatéral présentent des propriétés de mémoire longue dans leur processus de retour à la moyenne.

Dans le but d'étudier la relation entre l'intégration fractionnaire et les données de haute fréquence. [Caporale et Gil-Alana \(2013\)](#) analysent les propriétés de la mémoire longue du taux de change nominal au comptant du Dollar Américain vis-à-vis de la Livre Sterling sur des données intra-journalières d'une fréquence de 1, 2, 3, 5, et 10 minutes pour une durée de un jour et demi sur cinq périodes différentes au cours des années 2010, 2011 et 2012 par un modèle ARFIMA, ils trouvent des preuves qu'un faible degré d'intégration est associé à des fréquences de données plus faibles, en particulier, lorsque les données sont collectées toutes les 10 minutes, les valeurs de d sont strictement inférieures à 1, ce qui implique un comportement de retour à la moyenne pour ces séries.

[Barkoulas, Barilla et Wells \(2016\)](#) examinent la dynamique de long terme de 8 grands cours de change : l'Euro, la Livre Sterling, le Franc Suisse, le Yen Japonais, le Dollar Canadien, le Dollar Australien, la Couronne Suédoise et la Couronne Danoise face au Dollar US sur une fréquence quotidienne pour la période 04/01/1999– 09/05/2014 ainsi que pour la période pré-Euro, en utilisant les méthodes de cointégration entière et fractionnaire, les résultats obtenus révèlent des preuves solides d'une relation de cointégration linéaire pour l'ère de Euro contrairement aux preuves fragiles de l'époque pré-Euro. Les déviations par rapport à la relation de cointégration fractionnaire sont non stationnaires, et présentent un comportement de mémoire longue (anti-persistance) et cette dynamique de mémoire longue est stable dans le temps pour l'ère-Euro. Par

conséquent, les chocs sur les cours de change étudiés persistent mais ne sont pas durables, ainsi un comportement de retour à la moyenne sera observé. Enfin, la dynamique du système de change semble être caractérisée par moins de persistance (composant fractionnaire plus petit) dans l'ère de l'Euro (par rapport aux périodes pré-Euro), ce qui pourrait indiquer une coordination accrue des politiques par les banques centrales dans la période récente.

Tableau [2.2] : Quelques travaux sur la mémoire longue dans les séries des cours de change

Titres de l'Article	Méthode utilisée	Echantillon et Période de l'étude	Résultats
Long memory in foreign exchange rates revisited (Tschernig, 1994)	ARFIMA vs GARCH	L'auteur a testé la présence de la mémoire longue dans les séries de taux de change du Dollar.US vis-à-vis du Mark Allemand et du Franc Suisse sur deux sous-période, la première période de Janvier 1973 à Décembre 1979, et la deuxième de Janvier 1980 à Avril 1990, en raison des changements dans la politique monétaire américaine et du début du système monétaire européen.	Les résultats empiriques montrent que les séries mensuelles, trimestrielles, hebdomadaires et journalières du taux de change Mark Allemand/Dollar US et Franc Suisse/Dollar US présentent une faible et positive mémoire longue, tandis que les séries annuelles des deux taux de change présentent qu'une mémoire courte, et il atteste que la présence de mémoire longue est due au comportement du Dollar Américain.
The long memory of the forward premium (Baillie & Bollerslev, 1994)	ARFIMA	Les auteurs ont testé la présence d'une mémoire longue sur des séries de taux de change de fréquence mensuelles du Dollar Canadien, du Marks Allemands et de la Livre Sterling contre le Dollar US pour une période allant de Janvier 1974 à Décembre 1991.	Le résultat révèle que la prime à terme des monnaies du Canada, de l'Allemagne et de la Grande Bretagne vis-à-vis du Dollar Américain est mieux décrite par un processus d'intégration fractionnaire.
Non-monotonic long		Les auteurs ont testé la présence de mémoire	Les résultats montrent que le taux de change

<p>memory dynamics in black-market exchange rates (Dueker & Asea, 1995)</p>	<p>ARFIMA</p>	<p>longue sur un ensemble d'observations mensuelles du taux de change parallèle du Florin Hongrois/Dollar US sur la période allant de Mai 1984 à Décembre 1990.</p>	<p>parallèle dépasse son niveau d'équilibre de long terme en réponse à une dévaluation du taux de change officiel.</p>
<p>Les tests de mémoire longue appartiennent-ils au camp du démon ? (Lardic & mignon, 1996)</p>	<p>ARFIMA</p>	<p>Les auteurs ont proposé de tester le type de la structure de dépendance des séries sur un groupe d'indices boursiers et de taux de changes vis-à-vis du Dollar US de six monnaies d'une fréquence quotidienne et mensuelle sur la période allant de Janvier 1974 à Novembre 1994 par la statistique R/S de Lo.</p>	<p>Le résultat est la présence d'une mémoire courte non-linéaire sauf pour un indice boursier et deux séries de taux de change où une mémoire longue a pu être décelée sans pouvoir en désigner le degré d'intégration fractionnaire (d très instable).</p>
<p>Fractional differencing modeling and forecasting of Eurocurrency deposit rates. (Barkoulas & Baum, 1996)</p>	<p>ARFIMA</p>	<p>Les auteurs ont testé la présence d'une mémoire de long terme stochastique sur un ensemble de données qui comprend des taux quotidiens pour les dépôts en eurodevises libellés en Dollars US, Dollars Canadiens, Marks Allemands, Livres Sterling, Franc Français, Franc suisse, Lire Italienne et Yen Japonais pour des échéances à terme de trois et six mois sur la période allant du 2 Janvier 1985 au 8 Février 1994 par la régression spectrale.</p>	<p>Les auteurs ont trouvés une preuve significative de la mémoire stochastique à long terme dans les séries des rendements (variations de rendement) de trois et six mois libellés en Marks Allemands, en Francs Suisses, et en Yen Japonais, ainsi que des eurodevises de trois mois en Dollars Canadiens.</p>
<p>Integer and fractional cointegration of exchange rates – the Portuguese case (Gabriely, 1999)</p>	<p>ARFIMA – Cointégration fractionnaire-</p>	<p>L'auteur a étudié les taux de change bilatéraux entre le Portugal et les Etats Unis et la Grande Bretagne dans le but de vérifier la PPA, il a utilisé un test de changements structurels en plus du processus fractionnaire vue que la période de l'étude est très longue "un siècle de données".</p>	<p>Le résultat fondamental est que, via la simulation de Monté Carlo, les tests de racines unitaires se révèlent d'une moindre performance que l'alternatif test de mémoire long, le second résultat est la vérification de la PPA pour les deux taux de change comme phénomène de long</p>

			terme.
Persistent dependence in foreign exchange rates ?a reexamination (Barkoulas & al, 2000)	Estimateur semi-paramétrique gaussien de Robinson	les auteurs ont testé le comportement stochastique de long terme dans les séries des rentabilités des taux de change nominaux pour dix-huit pays industrialisés, l'ensemble des données comprend des taux de change nominaux du Dollar US d'une fréquence hebdomadaire et mensuelle, en utilisant une méthode d'estimation semi-paramétrique fractionnée sur la période du post Bretton woods au début du flottement de 1973.	Le résultat est qu'il n'y a pas de preuves convaincantes qui soutiennent la dynamique de mémoire longue dans les séries. Une analyse de sensibilité montre que, lorsqu'une preuve de la mémoire longue est obtenue, elle est sporadique et généralement instable dans le temps, et que l'hypothèse de racines unitaires est plus robuste que celle de la mémoire longue.
Structural change and long memory in volatility ; new evidence from daily exchange rate (Beine & Laurent, 2000)	FIGARCH	Les auteurs ont essayé de trouver des preuves d'une forte interaction entre la mémoire longue et les changements structurels dans la volatilité de la parité Mark Allemand/Dollar US sur une période allant du 1 ^{er} janvier 1980 au 31 décembre 1998.	Le résultat est que la mémoire longue est drastiquement réduite lorsque la série des rentabilités de change comprend des changements structurels
An examination of the long memory in the Canadian/US Dollar exchange rate returns and volatility (Assaf, 2002)	ARFIMA	L'auteur a testé le comportement du taux de change Dollar Canadien /Dollar US, en utilisant des données quotidiennes allant du 4 Janvier 1973 au 30 Novembre 2001 pour détecter la présence de mémoire longue dans les séries de rendements, rendements absolus et rendements au carrés en utilisant les estimateurs GPH, R/S, et V/S	Les résultats sont : en utilisant la statistique R/S la mémoire longue est détectée dans les trois séries « rendements, rendements absolus et au carrés », tandis que par la statistique V/S la mémoire longue n'est détectée que dans la volatilité et non dans les séries des rendements, enfin pour le test GPH la dépendance n'est constatée que dans la série des rendements absolus et au carrés
		Les auteurs ont examiné la présence d'une	Le résultat est que quatorze des dix-neuf

<p>A reexamination of fractional integrating dynamics in foreign currency markets (Jin, Koo & Elder, 2004)</p>	<p>Wavelet OLS estimator,</p>	<p>dynamique de long terme dans les marchés de devises étrangères en utilisant un estimateur semi-paramétrique basée sur les Wavelet, sur un échantillon de taux de change nominal du Dollar US d'une fréquence mensuel de Janvier 1974 à Décembre 2002 pour 19 pays.</p>	<p>taux de changes de l'échantillon présentent des preuves convaincantes de mémoire longue.</p>
<p>Structural change and long-range dependence in volatility of exchange rates: either, neither or both? (Beltratti, 2004)</p>	<p>ARFIMA</p>	<p>L'auteur a examiné la présence de mémoire longue et de ruptures structurelles dans le processus de variance réalisé pour les taux de change Mark Allemand/Dollar US et Yen Japonais/Dollar US, les données utilisés dans l'étude sont d'une fréquence de 5 minutes pour la période allant du 1^{er} décembre 1986 au 1^{er} décembre 1996, en utilisant différents test semi-paramétriques</p>	<p>Le résultat majeur est que la preuve d'une présence de mémoire longue est plus faible une fois que les ruptures structurelles aient été représentées.</p>
<p>Une semaine sur le "Reuters" : Essai de modélisation de la dynamique de change intra-quotidienne de très haute fréquence (parité TND/USD) (Mehdi, 2004)</p>	<p>ARFIMA</p>	<p>L'auteur a testé la présence de mémoire longue dans le taux de change Dinar Tunisien /Dollar US, l'étude a été menée sur des données «tick by tick », soit d'une fréquence d'une minute durant une semaine(17/09/2001 au 21/09/2001) par l'estimateur R/S.</p>	<p>Le résultat est la présence d'un phénomène de dépendance de long terme positive dans les séries de rentabilités de change pour la majorité des sous périodes.</p>
<p>Thershold ARFIMA-GARCH model and the real exchange rate forecasting ,a bayesian analysis (Ho & Liu, 2005)</p>	<p>Thershold-ARFIMA-GARCH</p>	<p>Les auteurs ont proposé un modèle qui prend en compte les trois particularités des taux de change déjà observés empiriquement, à savoir la volatilité , la persistance et la non-linéarité sur un échantillon de huit taux de change vis-à-vis du</p>	<p>Leur résultat majeur est que toutes les séries comprennent un processus de mémoire longue significatif</p>

		Dollar Américain sur une période allant du premier trimestre 1980 au dernier trimestre 2001.	
Dependence of – and long memory in –exchange rate returns: statistics, robustness, time aggregation (Jeleskovic, 2007)	ARFIMA vs FIGARCH	L’auteur a tenté de mesurer la dépendance de long terme dans les taux de change, du Mark Allemand, de la Livre Sterling, du Franc Français, du Franc Suisse et du Yen Japonais par rapport au Dollar US, L’échantillon comprend 8088 observations sur la période allant du 1 ^{er} Janvier 1974 au 4 Janvier 2005, l’estimation du paramètre fractionnaire s’est faite par différents estimateurs et les auteurs proposent plusieurs modèles de mémoire longue dont ARFIMA et FIGARCH et ils ont procédé à une comparaison.	Les résultats sont la présence (entre autres) de la dépendance à long terme dans les quatre taux de change de l’échantillon sous un modèle ARFIMA(1,d,1).
Measuring forecast performance of ARMA and ARFIMA models: An application to US Dollar/UK Pound foreign exchange rate (Shittu & Yaya, 2009)	ARFIMA	Les auteurs ont testé la présence de mémoire longue dans les données mensuelles désaisonnalisés du taux de change Livre Sterling /Dollar Américain, couvrant la période Janvier 1971- Décembre 2008.	Le résultat principal de cette étude est que même si certaines séries semblent stationnaires en utilisant le test ADF, il peut y avoir un processus de mémoire longue.

Tableau extrait de [Aouad, Taouli et Benbouziane \(2012, p123-125\)](#).

[Cheung\(1993\)](#) explique la présence d’une mémoire longue dans les séries des rentabilités de change par les propriétés dynamiques des autres variables économiques, principalement l’inflation. Ainsi, conformément à la théorie de la parité du pouvoir d’achat PPA qui suggère que les fluctuations des taux de change sont liées aux mouvements des prix nationaux relatifs. Il a en effet testé la présence de mémoire longue dans les premières différences des séries des IPC, les résultats du test de GPH

confirment que la présence d'une mémoire longue dans les rentabilités de change d'une monnaie s'explique par la présence d'une mémoire longue dans les variations logarithmiques de l'indice des prix du pays en question. Les autres fondamentaux aussi peuvent soutenir la présence de la mémoire longue dans les rentabilités de change, [Cheung \(1993\)](#) a retenu trois variables, à savoir les variations de la masse monétaire, le produit national et le taux d'intérêt. Cependant, seules les séries des variations de la masse monétaire confortent le constat de la présence d'une mémoire longue dans les rentabilités de change.

3.2. Modèles de volatilité et d'hétéroscédasticité conditionnelle

La volatilité n'est pas la même chose que le risque, lorsqu'elle est interprétée comme une incertitude, elle devient un élément clé pour de nombreuses décisions d'investissement et de création de portefeuilles. Les investisseurs et les gestionnaires de portefeuille ont certains niveaux de risque qu'ils peuvent supporter. Une bonne prévision de la volatilité des prix des actifs sur la période d'investissement est un bon point de départ pour évaluer le risque d'investissement.

La volatilité est souvent considérée comme l'écart type de l'échantillon calculé de la sorte

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{i=1}^T (R_i - \bar{R})^2} \text{ où } \bar{R} \text{ est le rendement moyen d'un actif financier.}$$

En prenant en considération les caractéristiques statistiques de la moyenne (conséquence des valeurs extrêmes) qui en font un estimateur infidèle de la véritable moyenne. Aussi l'écart-type ne fournit que des informations concernant un moment donné, il se limite alors à une analyse descriptive. Tandis que l'écart-type ne peut être considéré comme une mesure du risque, que si ce dernier est rattaché à une distribution, usuellement les rendements d'un prix d'actif sont associés à une distribution normale, et dans ce cas l'écart-type est une mesure correcte de la dispersion. Néanmoins, la distribution normale n'est pas toujours adéquate pour les séries financières, d'autres mesures sont considérées dans ce cas, par exemple le rendement absolu moyen. D'un

autre côté, les mesures de dispersion telles que l'écart type ne font pas de différence entre la volatilité et le risque, bien qu'en réalité le risque ne corresponde qu'aux rendements négatifs et petits (Poon & Granger, 2003).

Par ailleurs, l'estimation de la volatilité est très complexe, et c'est la raison pour laquelle on la représente souvent par l'écart-type ou par un écart tout court, Mais la modélisation ARCH introduite par Engle (1982), puis une version généralisée, le modèle GARCH uni-varié introduit par Bollerslev en 1986, ont ouvert la voie à la modélisation et à la prévision de la volatilité. Il existe de nos jours une immense variété de modèles ARCH et GARCH uni et multi-variés♦.

Les modèles autorégressifs avec une hétéroscédasticité conditionnelle, (l'hétéroscédasticité qui désigne le fait que la variance des erreurs d'un modèle ne soit pas la même pour toutes les observations*), tels que le modèle ARCH développé par Engle (1982) et le modèle ARCH généralisé (GARCH) développé par Bollerslev en 1986 ont suscité un intérêt majeur pour une application généralisée depuis leur introduction. Ces modèles ont été conçus pour capturer le regroupement de la volatilité *volatility clustering* qui représente des périodes d'alternance entre des moments de forte et de faible volatilité dans les séries, et qui peut être observé dans des séries macroéconomiques telles que l'inflation (voir Engle, 1982) ou les séries chronologiques financières telles que les rentabilités des taux de change et les actifs boursiers.

♦ Voir Bollerslev (2008) pour une panoplie d'extensions des modèles ARCH et GARCH.

*Le modèle le plus basique en économétrie est celui des moindres carrés ordinaires (MCO) qui s'appuie en effet sur une hypothèse d'homoscédasticité, selon laquelle la variance des erreurs est la même quelque soit l'observation considérée. L'hétéroscédasticité remet en cause cette hypothèse, et justifiera l'emploi d'autres méthodes que les moindres carrés ordinaires (Mignon, 2009).

3.2.1. Présentation du modèle ARCH

Le terme ε_t dans les équations [2.1] et [2.1]' représente l'innovation[♦] du processus. Engle (1982) a défini comme processus autorégressif avec une hétéroscédasticité conditionnelle ARCH, tout ε_t divisé en une partie stochastique z_t et un écart σ_t dépendant du temps, qu'on écrit sous la forme suivante :

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t \quad [2.2]$$

Avec z_t un bruit blanc (i.i.d), avec $E(z_t) = 0$ et $Var(z_t) = 1$

Partant de l'axiome que ε_t sont non-autocorrélés avec une moyenne égale à zéro, mais dont la variance conditionnelle est égale à σ_t^2 ce qui fait qu'elle change avec le temps, contrairement à ce qui est supposé dans le modèle de régression standard, la variance conditionnelle est donc formulée comme suit :

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_Q \varepsilon_{t-Q}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^Q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad [2.3]$$

On utilisant l'opérateur de retards L , on a : $\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L) \varepsilon_t^2$

Avec $\alpha(L) = \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_Q L^Q$

Bien évidemment σ_t^2 doit être positif pour tout t . des conditions suffisantes pour s'assurer que la variance conditionnelle dans l'équation [2.3] soit positive sont données par $\omega > 0$, $\alpha_i \geq 0$.

Ce modèle est appelé ARCH d'ordre Q ou ARCH(Q)^{*}, Un modèle ARCH(Q) peut être estimé à l'aide des moindres carrés ordinaires.

[♦]Généralement dans les séries chronologiques le terme d'erreur ε_t est appelé *innovation*, cette dénomination provient du fait qu'il s'agit de la seule information nouvelle qui intervient dans le processus à la date t .

^{*} Dans le papier original l'ordre du modèle ARCH est écrit q (en minuscule), nous avons choisi de retenir Q (en majuscule) afin d'harmoniser les notations de notre travail, étant donné que nous avons utilisé le q comme l'ordre de la partie MA du modèle ARFIMA

Posons l'hypothèse nulle H_0 comme l'absence de l'effet ARCH, donc : $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_Q = 0$, contre l'hypothèse alternative qu'il existe au moins un i tel que $\alpha_i \neq 0$.

La procédure pour tester cette absence d'effet ARCH est fondée soit sur un test de Fisher, soit sur un test LM du multiplicateur de Lagrange, d'où la notation ARCH LM. Engle (1982) a proposé une méthodologie pour tester l'ordre de ARCH dans le terme d'erreur en utilisant le test de multiplicateur de Lagrange. Cette procédure est la suivante :

- ❖ Générer la série des résidus/erreurs du modèle de régression notée $\hat{\varepsilon}_t$, le modèle retenu par Engle(1982) est un simple $\varepsilon_t = y_t - x_t\beta$, où la moyenne de y_t est donnée comme : $x_t\beta$.
- ❖ Calculer la série des carrés des erreurs, et les régresser linéairement sur une constante et Q valeurs retardées $\hat{\varepsilon}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^Q \hat{\alpha}_i \hat{\varepsilon}_{t-i}^2$ où Q est l'ordre de retard du modèle ARCH.
- ❖ Calculer la statistique LM pour un échantillon de T résidus, $LM = T'R^2$ où $T'=T-Q$, et R^2 le coefficient de la régression. la statistique du test LM suit la distribution χ^2 avec Q degrés de liberté. Si $LM > \chi^2(Q)$ on rejette H_0 : l'erreur est alors modélisée par un processus ARCH(Q).

Il est intéressant de noter que pour des échantillons de faible taille, les estimateurs $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_Q$ sont biaisés vers le bas, comme c'est le cas pour les estimateurs des paramètres dans un modèle autorégressif en moyenne (Bollerslev, Chou, Jayaraman, & Kroner, 1991). Pour Engle (1982) bien que la méthode des moindres carrés ordinaires soit le meilleur estimateur linéaire non biaisée pour le modèle [2.3], ce qui signifie que l'estimation de la variance est non-biaisée et cohérente, elle n'atteint pas la limite de Cramer-Rao, ce qui fait du maximum de vraisemblance un estimateur asymptotiquement supérieur, donc plus efficace que la méthode des moindres carrés ordinaires. Les modèles de type ARCH peuvent également être estimés, outre le maximum de vraisemblance et le quasi-maximum de vraisemblance, par la méthode des moments généralisés.

La variance conditionnelle de ε_t est en effet une fonction croissante du carré du choc qui s'est produit dans $t-1$. Par conséquent, si ε_{t-1} était grand en valeur absolue, σ_t^2 et donc ε_t devraient être grands (en valeur absolue) aussi. Notons que même si la variance conditionnelle d'un modèle ARCH est variable dans le temps, la variance inconditionnelle de ε_t est constante. De ce fait la distribution inconditionnelle des rentabilités présente des queues épaisses quand $\alpha_1 > 0$ (Bollerslav & al., 1991 ; Tsay, 2010). Dans la plupart des applications, l'excès de la kurtosis impliqué par le modèle ARCH (couplé à une densité normale) ne suffit pas à imiter ce qui est observé sur les données réelles. D'autres distributions sont possibles par exemple, on pourrait supposer que z_t suit une distribution Student, GED ou asymétrique-student (Bollerslav & al, 1991; Beine & Laurent, 2003; Tsay, 2010).

3.2.2. Présentation du modèle GARCH

Le modèle ARCH linéaire de Engle a été généralisé par Bollerslev d'une manière analogue à l'extension des modèles AR au modèles ARMA dans les séries temporelles traditionnelles en permettant aux variances conditionnelles passées d'apparaître dans l'équation conditionnelle de la variance actuelle. Le modèle résultant est appelé ARCH généralisé, ou GARCH. Ces modèles ont été largement appliqués dans la littérature (Engle & Kroner, 1995).

En permettant aux variances conditionnelles passées d'apparaître dans l'équation conditionnelle de la variance actuelle, la variance conditionnelle devient :

$$\begin{aligned}\sigma_t^2 &= \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_Q \varepsilon_{t-Q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_P \sigma_{t-P}^2 \\ &= \omega + \sum_{i=1}^Q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^P \beta_j \sigma_{t-j}^2\end{aligned}\quad [2.4]$$

En utilisant les opérateurs de retards L , on a : $\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2$

Avec $\alpha(L) = \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_Q L^Q$ et $\beta(L) = \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_P L^P$

Ce modèle est appelé ARCH généralisé d'ordre (P, Q) ou $GARCH(P, Q)$ *, où P représente l'ordre de la partie GARCH c-à-d : σ^2 et Q représente l'ordre de la partie ARCH c-à-d : ε^2 .

Comme dans le cas du modèle ARCH, certaines restrictions sont nécessaires pour s'assurer que σ_t^2 soit positif pour tout t . L'auteur suggère que l'application de $\omega > 0$, $\alpha_i > 0$ (pour $i = 1, \dots, q$) et $\beta_j \geq 0$ (pour $j = 1, \dots, p$) suffit pour que la variance conditionnelle soit positive. Nelson et Cao (1992) démontrent que ces contraintes de non-négativité pour tous les coefficients sont trop restrictives, ils ne doivent donc pas être imposés lors de l'estimation, et que certains de ces coefficients se révèlent négatifs en pratique alors que la variance conditionnelle reste positive. Et ils ont fourni un ensemble de conditions nécessaires et suffisantes pour la propriété de la non-négativité pour un modèle $GARCH(P, Q)$ avec $P \leq 2$, et ils ont dérivé une condition pour le cas général de $GARCH(P, Q)$ avec $P \geq 3$. Tsai et Chan (2008) montrent que la condition de Nelson et Cao (1992) est en fait également une contrainte, et ils soulignent le lien entre la monotonie absolue de la fonction génératrice de GARCH et la non-négativité du noyau GARCH, et ils l'utilisent pour fournir des exemples de conditions suffisantes pour que cette propriété de non-négativité tienne.

Les modèles GARCH sont aussi utilisés pour leurs capacités à saisir une partie de la leptokurtosis (des queues épaisses) qui caractérise notamment les séries de taux de change. Cependant, les modèles GARCH avec des erreurs normales ne permettent généralement pas de saisir suffisamment la leptokurtosis, ce qui a conduit à l'adoption généralisée dans les tests empiriques, des distributions conditionnelles non normales des erreurs. Le plus souvent, la distribution t-Student qui ne permet pas pour autant d'intégrer l'asymétrie observée dans ces séries (Wang, Fawson, Barrett & McDonald, 2001).

Les théories économiques de la détermination du taux de change offrent deux explications à la caractéristique empirique des queues épaisses des rendements des taux de change. Le premier est le phénomène d'*overshooting* sur-ajustement des taux de

* Dans le papier original les ordres du modèle GARCH s'écrivent p et q (en minuscule), nous avons choisi de retenir Q et P (en majuscule) afin d'harmoniser les notations de notre travail, étant donné que nous avons utilisé le q et p pour les ordres des parties AR et MA du modèle ARFIMA.

change nominaux flottants associés à des chocs monétaires ou budgétaires en présence de prix rigides (voir Dornbusch, 1976). L'autre concerne les attaques spéculatives contre les taux de change fixes (voir Krugman, 1979). Les deux modèles impliquent des mouvements peu fréquents et extraordinairement brusques des taux de change qui risquent d'apparaître comme de longues queues dans une répartition des taux de change différenciés. En outre, les prix rigides dans les régimes à taux flottant, et en particulier les taux de change fixes, génèrent également des variations de taux de change quotidiennes modales près de zéro. L'implication est que les variations des taux de change sont concentrées près de la moyenne (pic élevé), mais sont susceptibles d'avoir de longues queues. En tant que tel, le choix d'une distribution conditionnelle doit tenir compte à la fois des longues queues et du pic élevé dans la série de taux de change. Les distributions leptokurtiques couramment utilisées, telles que Student-t, ne sont pas suffisamment souples pour capturer à la fois le pic élevé et les propriétés à queue épaisse des rendements de taux de change. (Wang & al, 2001; Kilian & Taylor, 2001 ;Rashid, 2006 ;).

Un autre facteur est avancé par Beine et Laurent (2003) pour expliquer le rejet de l'hypothèse d'une distribution normale pour les erreurs des rentabilités des taux de change qui est, les valeurs aberrantes *outliers* qui sont liées aux interventions directes de la banque centrale sur les marchés des changes.

L'article de Bollerslev et al (1991) présente un panorama des développements concernant la formulation du modèle ARCH et de ses extensions et une excellente revue de la littérature empirique des applications aux séries financières. Et il affirme que le modèle GARCH (1,1) fournit une bonne description des dynamiques du second ordre pour la plupart des séries des taux de change postérieures au flottement. Cependant, l'hypothèse de la normalité conditionnelle ne permet pas d'expliquer complètement l'excès de la kurtosis observé sur les données des rentabilités de change quotidiennes.

Les chercheurs supposent souvent explicitement ou implicitement qu'un processus GARCH stable régit la volatilité conditionnelle des rentabilités des taux de change, de sorte que la variance inconditionnelle de ces rentabilités soit constante. Toutefois, les marchés financiers internationaux sont périodiquement soumis à des chocs soudains. Ces types de chocs peuvent provoquer des ruptures abruptes dans la variance

inconditionnelle des rentabilités des taux de change et sont équivalents à des ruptures structurelles dans les paramètres des processus GARCH régissant la volatilité conditionnelle de ces rentabilités. Ceci est une préoccupation pertinente, car les modèles GARCH (1,1) estimés pour la volatilité des rentabilités des taux de change dans la littérature existante sont généralement très persistants. Plus généralement, le fait de ne pas tenir compte des ruptures structurelles peut évidemment conduire à de mauvaises estimations de la volatilité inconditionnelle des rentabilités de change des processus GARCH. (Rapach & Strauss, 2008).

3.3. Modèle mixte ARFIMA-GARCH et ARFIMA-FIGARCH

Stimulée par les travaux précurseurs d'Engle et de Bollerslev, une littérature étendue évalue la volatilité des rentabilités d'actifs financiers en utilisant des processus autorégressifs avec une hétéroscédasticité conditionnelle généralisée (GARCH). Un certain nombre d'études utilisent les modèles GARCH - en particulier un modèle GARCH (1,1) - pour caractériser et prévoir la volatilité des rentabilités des taux de change. La modélisation et la prévision exacte de la volatilité variable dans le temps des rentabilités des taux de change ont des implications importantes pour la prise de décision financière, y compris la tarification des produits dérivés et la gestion du risque de portefeuille dans un contexte international (Morana & Beltratti, 2004). Il est largement accepté, tout en étant contesté que la volatilité des prix peut être représentée par un processus à mémoire longue. Ces constatations ont conduit à l'élaboration de modèles alternatifs de volatilité, tels que le modèle FIGARCH de Baillie, Bollerslev et Mikkelsen (1996) qui l'appliquent aux taux de change, et le modèles FIEGARCH de Bollerslev et Mikkelsen (1996) qui l'appliquent aux cours des actions (cité par Lillo & Farmer, 2004).

Étant donné que la littérature fait ressortir que les rentabilités des actifs financiers (tels que les taux de change) exhibent à la fois les caractéristiques de la mémoire longue et de la variance conditionnelle variable dans le temps pour les innovations (voir Tsherning, (1994) pour les taux de change du mark allemand et du franc suisse sur la période du flottement ; Ling, (2003) pour les IPC américains ;Ishida et Watanabe (2008)

pour la volatilité quotidienne des volatilités réalisées (RV) définit comme la somme des rentabilités intra-journalières au carré de l'indice Nikkei 225), un modèle combiné ARFIMA(p,d,q)-GARCH(P,Q) est supposé approprié pour saisir ces deux caractéristiques. Introduit par [Baillie et al. \(1992\)](#) pour tester les dépendances de long-terme et la volatilité des rentabilités de l'inflation de 10 pays industrialisés pour la période post deuxième guerre mondiale, le modèle ARFIMA-GARCH est défini comme suit:

En combinant [2.1]' et [2.4] on obtient :

$$\Phi(L)(1-L)^d(y_t - \mu - b'x_{1t} - \delta\sigma_t) = \Theta(L)\varepsilon_t$$

$$\beta(L)\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \gamma'x_{2t} \quad [2.5]$$

ε_t est *i.i.d*($0, \sigma_\varepsilon^2$), x_1 et x_2 sont des vecteurs prédéterminés variables, et toutes les racines de $\Phi(L)$, $\Theta(L)$, $\beta(L)$ et $\alpha(L)$ se situent en dehors du cercle nul, avec $\delta \neq 0$.

Le modèle permet d'intégrer la volatilité afin d'influencer la moyenne de la série.

Les méthodes d'estimations existantes telles que la méthode du quasi-maximum de vraisemblance pour les modèles ARIMA et ARFIMA-GARCH sont sensibles aux valeurs aberrantes *outliers*, et Afin d'obtenir un bon estimateur, les valeurs aberrantes sont généralement supprimées avant l'estimation. Cependant, il est bien connu que ces *outliers* peuvent représentés des informations utiles ([Li & Li, 2008](#))

D'autre part les rendements des actifs financiers dont les taux de change exhibent des propriétés assez intéressantes d'une persistance à la fois dans leurs premiers et seconds moments conditionnels. C'est-à-dire une double mémoire longue dans la moyenne et la variance du processus des séries de rentabilités des taux de change, le modèle retenu dans la littérature pour saisir ces deux caractéristiques est un ARFIMA(p,d,q)-FIGARCH(P, ξ, Q), [Beine et Laurent \(2003\)](#) pour les rentabilités quotidiennes des taux de change vis-à-vis du Dollar US du Mark Allemand, Franc Français, Yen Japonais et la Livre Sterling sur la période 1980-1996 ; [Mensi, Hammoudeh et Yoon \(2014\)](#) qui ont analysé les propriétés de la double mémoire longue du Rial Saoudien vis-à-vis des quatre devises Dollar Américain, Euro, Livre Sterling et le Yen. Les résultats des deux

travaux dévoilent peu de preuves de mémoire longue dans la moyenne conditionnelle, mais fournissent un fort soutien pour une mémoire longue dans la variance)

Partant du concept que l'effet des chocs sur la volatilité des rentabilités de change n'est pas infini. ce fut [Baillie, Bollerslev et Mikkelson \(1996\)](#) qui ont introduit un nouveau modèle qui permet à la variance conditionnelle dans les innovations quadratiques du processus issue d'une version améliorée du modèle ARFIMA d'avoir un taux de décroissance hyperbolique lent (une mémoire longue). Un modèle autorégressif fractionnairement intégré avec une hétéroscédasticité conditionnelle FIGARCH est proposé pour une série de taux de change au quotidien du Mark Allemand-Dollar Américain, et est formulé comme suit :

$$\sigma_t^2(\omega, \beta, \Phi, \xi) = \omega + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1}\Phi(L)(1 - L)^\xi\}\varepsilon_t^2 \quad [2.6]$$

Avec ξ : le degré d'intégration fractionnaire de l'innovation quadratique

Un modèle combiné ARFIMA-FIGARCH s'écrit alors en intégrant [2.6] dans [2.5] sous la forme suivante :

$$\Phi(L)(1 - L)^d(y_t - \mu - b'x_{1t} - \delta\sigma_t) = \Theta(L)\varepsilon_t \quad [2.7]$$

$$\sigma_t^2(\omega, \beta, \Phi, \xi) = \omega + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1}\Phi(L)(1 - L)^\xi\}\varepsilon_t^2$$

Conclusion

Les théoriciens du change à l'instar des autres économistes de diverses branches sont souvent attachés à leur appartenance doctrinale, ils mettent en avant les postulats et les paradigmes de leurs écoles de pensée en les considérant comme point de départ de leurs réflexions. Dans ce contexte, plusieurs énigmes ont émergé, notamment celle de la déconnexion du taux de change qui évalue la relation entre la volatilité du taux de change et celle des autres variables macroéconomiques où la littérature s'est divisée en deux grands courants, le premier est celui des auteurs, pour qui il n'y a aucun lien entre la volatilité du taux de change et la volatilité des variables macroéconomiques, et le second qui représentent ceux qui affirment le contraire.

De ce fait, l'analyse de l'influence des *non-fondamentaux* des marchés financiers est de plus en plus investie dans la littérature économique. Le mouvement s'est déplacé d'un scepticisme académique généralisé des non-fondamentaux à une recherche active des nombreux phénomènes non appréhendés par les modèles économiques traditionnels. Donnant un regain d'intérêt à l'analyse chartiste qui est appuyée par le développement des autres disciplines statistiques et des sciences informatiques, et dans la quelle l'on tente d'expliquer l'évolution des prix en utilisant uniquement les observations historiques de celui-ci.

Ce travail de recherche s'inscrit dans ce créneau, le présent chapitre a abordé dans une première section, l'hypothèse de l'efficience du marché des changes, une efficience principalement informationnelle, où un marché est considéré comme efficient si le prix d'un actif intègre l'ensemble de l'information disponible (passée, présente et future), et ou il est impossible de réaliser des profits en spéculant sur la base de cet ensemble, nous avons aussi exposé les principaux problèmes de cohérence interne de cette hypothèse. Par extension on a abordé une autre énigme qui concerne la prévisibilité des taux de change et la capacité des modèles macroéconomiques et non-économique à battre les prévisions naïves issues d'un processus de marché aléatoire. Dans une seconde section nous avons exposé les travaux pionniers des deux courants doctrinaux relatifs à l'énigme de la déconnexion des taux de change, complété par un survol sur l'analyse technique dans le marché des changes.

Pour clore ce chapitre, on a présenté les principales notions évoquées dans ce travail, qui sont la dépendance de long terme (mémoire longue) et la notion de la volatilité dans les taux de change, ainsi qu'une revue de littérature assez exhaustive sur l'utilisation de ces deux notions pour représenter le comportement des taux de change.

DEUXIEME PARTIE

EXAMEN DE L'HYPOTHESE DE L'EFFICIENCE DU MARCHE DES CHANGES DANS LA REGION MENA

Dans la première partie, nous avons présenté les principaux concepts, courants théoriques et modèles empiriques relatifs à l'efficacité du marché des changes. Cette deuxième partie a consisté à conduire une investigation empirique portant sur l'efficacité des marchés de change de la région du Moyen Orient et de l'Afrique du Nord, en la divisant en trois sous régions : Afrique du Nord, pays du CCG et Autres pays de la région, où nous avons dans un premier chapitre mené une batterie de tests et d'examen sur les séries des taux de change et des rentabilités de change, afin de pouvoir ensuite spécifier les modèles de mémoire longue et de volatilité adéquats pour chaque série de rentabilités de change. Dans le second chapitre nous avons tenté de confirmer ou de rejeter l'hypothèse de l'efficacité du marché de change de chaque pays en comparant les qualités prévisionnelles des modèles issus du chapitre précédent avec les prévisions naïves de la marche aléatoire.

CHAPITRE III

MEMOIRE LONGUE ET VOLATILITE DANS LES TAUX DE CHANGE DE LA
REGION MENA : INVESTIGATION EMPIRIQUE**Introduction**

La question inlassablement renouvelée, relative à la détermination des taux de change, ne cesse d'animer les débats et les esprits des théoriciens de change, le fait de cerner le comportement du taux de change constitue une ambition de poids, notamment pour pouvoir prévoir l'évolution de cette variable si primordiale dans les relations économiques mondiales. Cet engouement a donné naissance à l'énigme de la prévisibilité des taux de change, encore appelé : « *The Meese-Rogoff puzzle* » et à un regain d'intérêt pour l'hypothèse de l'efficacité des marchés des changes. Dans ce sens, le présent chapitre constitue un premier pas vers l'essence de ce travail de recherche, à savoir, sa question principale relative à l'efficacité des marchés de change des pays de la région MENA. Notre démarche pour ce chapitre a consisté à spécifier des modèles de taux de change pour ces pays afin de pouvoir générer des prévisions qui nous permettront de juger si ces marchés de change sont efficaces ou pas.

Dans la première et la deuxième section, on s'est intéressé aux examens préliminaires sur les séries des taux de change et des rentabilités de change qui constituent le support de l'étude, en consignant d'abord leurs statistiques descriptives, suivi d'une illustration graphique. Ensuite, nous avons appliqué les tests de : stationnarité, mémoire longue, autocorrélation et regroupement de volatilité sur ces séries. La troisième section représente un premier aboutissement qui est d'avoir spécifié les modèles de mémoire longue et de volatilité pour les rentabilités des taux de change pour les pays des trois sous-régions : Afrique du Nord, pays du CCG, et les autres pays de la région MENA sur la période 1999 à 2014.

Section1 : Examen préliminaire sur les séries des taux de change

1.1. Données et Méthodologie

Afin de pouvoir répondre à la question centrale, autour de laquelle nous avons axé notre travail : les marchés des changes dans la région MENA sont-ils efficaces ? nous avons mené une analyse sur les taux de change nominaux bilatéraux quotidiens vis-à-vis du Dollar Américain pour les dix-sept pays de la zone du Moyen Orient et de l'Afrique du Nord (MENA^a en anglais) à savoir : l'Algérie, le Bahreïn, l'Egypte, l'Iraq, l'Iran, la Jordanie, le Kuwait, le Liban, la Lybie, le Maroc, Oman, le Qatar, l'Arabie Saoudite, la Syrie, la Tunisie, Emirats Arabes Unis et le Yémen sur la période 1999 à 2014.

La littérature relative à la problématique de l'efficacité du marché des changes utilise habituellement une forme d'analyse fondée sur la régression des cours de change au comptant et à terme. Et, compte tenu du fait que les marchés des changes à terme ne soient pas développés dans la région choisie, nous avons considéré l'existence d'une d' "une autocorrélation et donc d'une dépendance entre les observations présentes et historiques dans les séries des rentabilités de change, qui constitue une plateforme prévisible pour les rentabilités de change futures, comme un premier critère d'un éventuel rejet de l'hypothèse de l'efficacité des marché de change. L'étude de la dépendance de long ou de court terme dans les taux (rentabilités) de change revêt en réalité un double intérêt, d'une part, la validation ou non de l'hypothèse de l'efficacité du marché des changes dans la région. Et d'autre part, l'examen de la persistance des différents chocs (économiques ou politiques) que cette région a subit, et ainsi juger si un retour à la moyenne peut être observé.

Les données sur les taux de change ont été collectées sur Thomson-Reuters via la base de données Datastream. La période de l'étude s'étale du 01/01/1999 au 16/04/2014 (du 21-01-1999 pour l'Iran et la Syrie, du 13-01-2004 pour le Yémen selon la disponibilité des données, et du 06-01-2004 pour l'Iraq, date à laquelle le nouveau Dinar Irakien a été introduit) sur une semaine de cinq jours hors *week-end*, couvrant une période assez récente, caractérisée d'un côté, par une série de réformes et de redressements économiques, ainsi que par des changements de régime de change pour la plupart des

^a Classées par le FMI comme des pays en voie de développement (Voir le classement des pays sur World Economic Outlook ([International Monetary Fund, Avril 2015, 150-153](#)))

pays de la région. Et d'un autre côté, par des crises financières (notamment la crise financière de 2008) et par des crises politiques qui ont touché quelques pays de cette région. Le choix de l'échantillon de l'étude est motivé par la rareté des études relatives à l'examen de l'hypothèse de l'efficacité du marché des changes dans les PVD. Et le choix concernant la période de l'étude est motivé par notre volonté de mesurer la persistance de ces différents chocs par le biais de l'utilisation des modèles avec une mémoire longue et ainsi, de vérifier si un retour à la moyenne pourrait être observé pour ces séries de taux (rentabilités) de change ou si au contraire, le choc est permanent.

1.2. Examen préliminaire sur les séries des taux de change

1.2.1. Statistiques descriptives et représentation graphique des taux de change

Le tableau et la figure [3.1] consignent les statistiques descriptives concernant : les moyennes et les écart- types des séries des taux de change de la région MENA et les coefficients relatifs à leurs distributions inconditionnelles, ainsi que l'évolution historique des séries de ces taux de change quotidiens sur la période 1999-2014.

Tableau [3.1] : Statistiques sommaires sur les taux de change de la région MENA

	Moyenne	Ecart-type	Coefficients d'asymétrie (SK)	L'excès du coefficient d'aplatissement (E.KU)
DZDUSD	73.572	4.6039	-0.49	0.0334
BHDUSD	0.37698	0.00019692	1.55	205.12
EGPUSD	5.3922	0.99084	-0.76	-0.339
IQDUSD^b	1261.0	130.74	0.83	-1.13
IRRUSD	8461.6	5248.4	1.04	2.52
JODUSD	0.70894	0.0011719	0.044	2.172
KWDUSD	0.29086	0.01133	-0.17	-0.78
LBPUSD	1507.5	4.2076	0.12	-0.99
LYDUSD	1.1167	0.30136	-1.47	0.35
MADUSD	9.0784	1.1236	0.82	-0.25
OMRUSD	0.38499	0.00011087	-1.00	161.36

^b La période retenue pour le Dinar Irakien est de 06-01-2004 au 16-04-2014, du fait de l'introduction du nouveau Dinar Irakien le 15-11-2003 qui est échangé pendant une phase de transition jusqu'au 15 Janvier 2004.

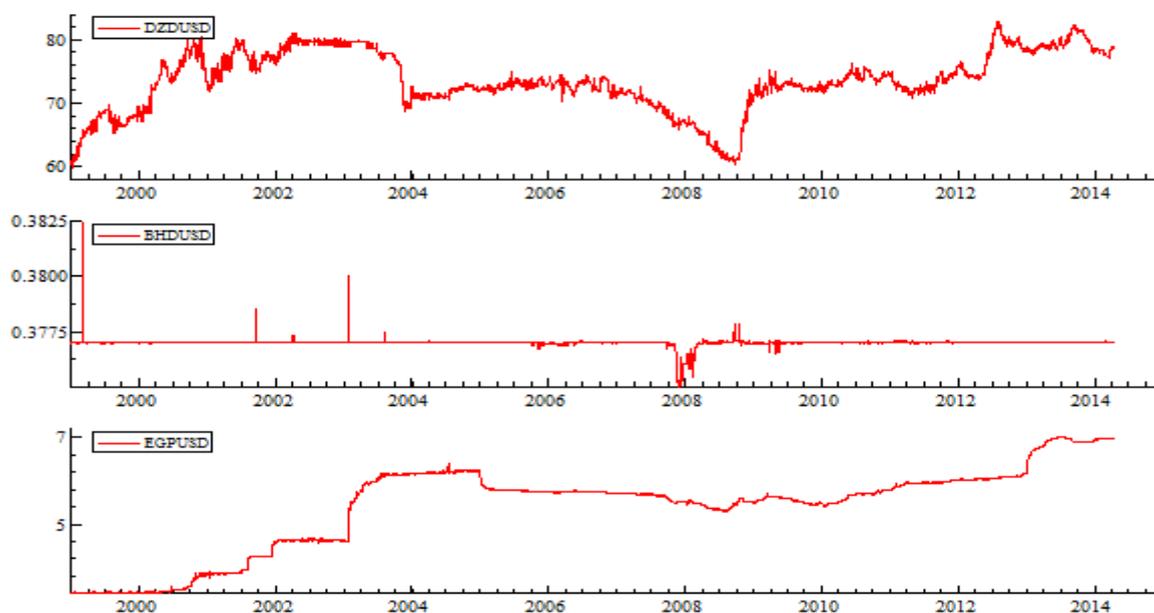
QARUSD	3.6405	0.0011429	-2.84	106.23
SARUSD	3.7502	0.0023703	-9.99	155.53
SYPUUSD	56.704	19.966	3.38	10.89
TNDUSD	1.3685	0.12853	0.49	-0.39
AEDUSD	3.6729	0.0008928	17.58	789.61
YERUSD	204.34	11.509	0.04	-0.74

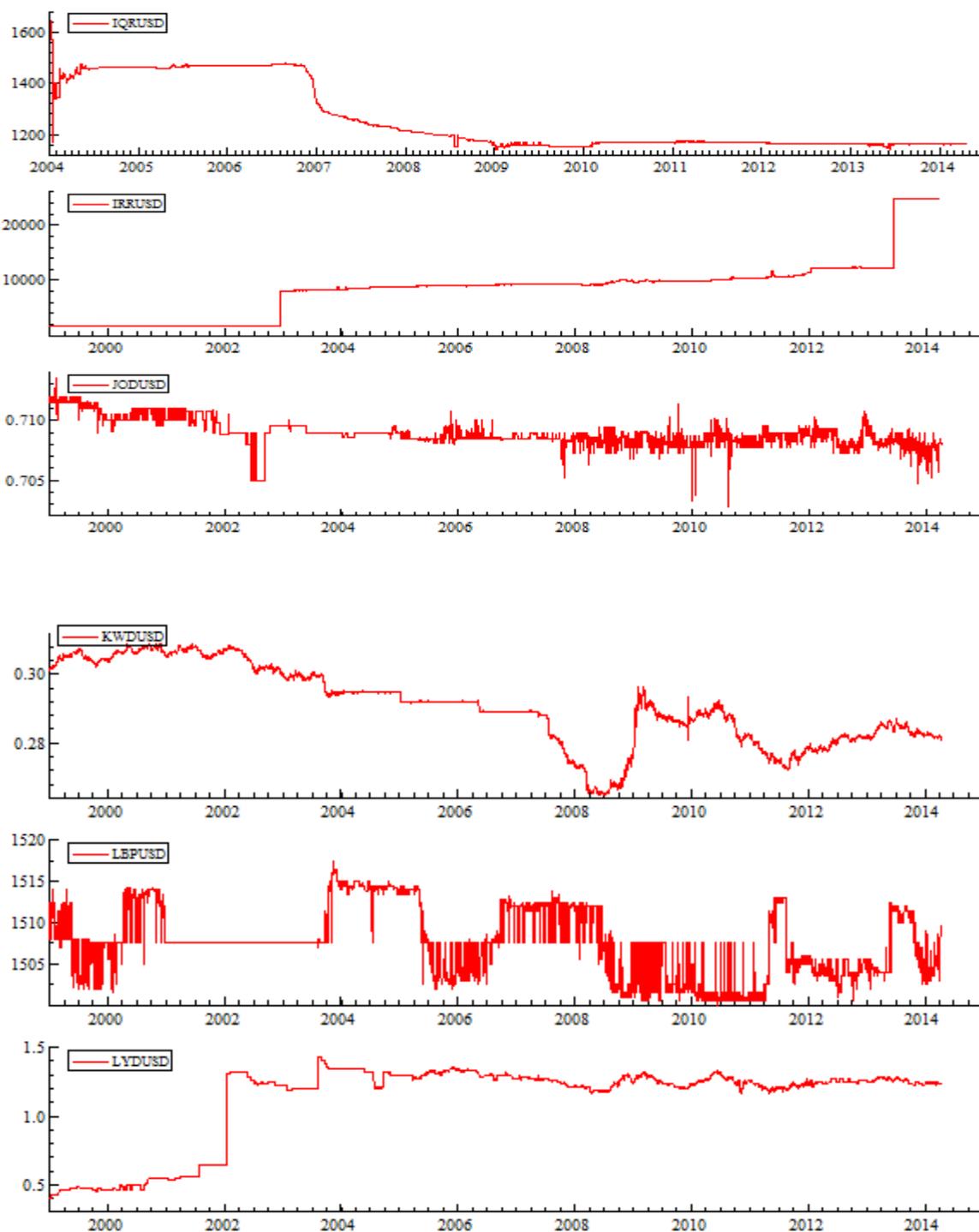
Note : rappelons que le coefficient d'asymétrie (SK) est égal à 0 pour une distribution symétrique, alors que le coefficient de la kurtosis (KU) est égal à 3 pour la distribution normale, l'excès de la kurtosis est calculé comme suit : $KU-3$.

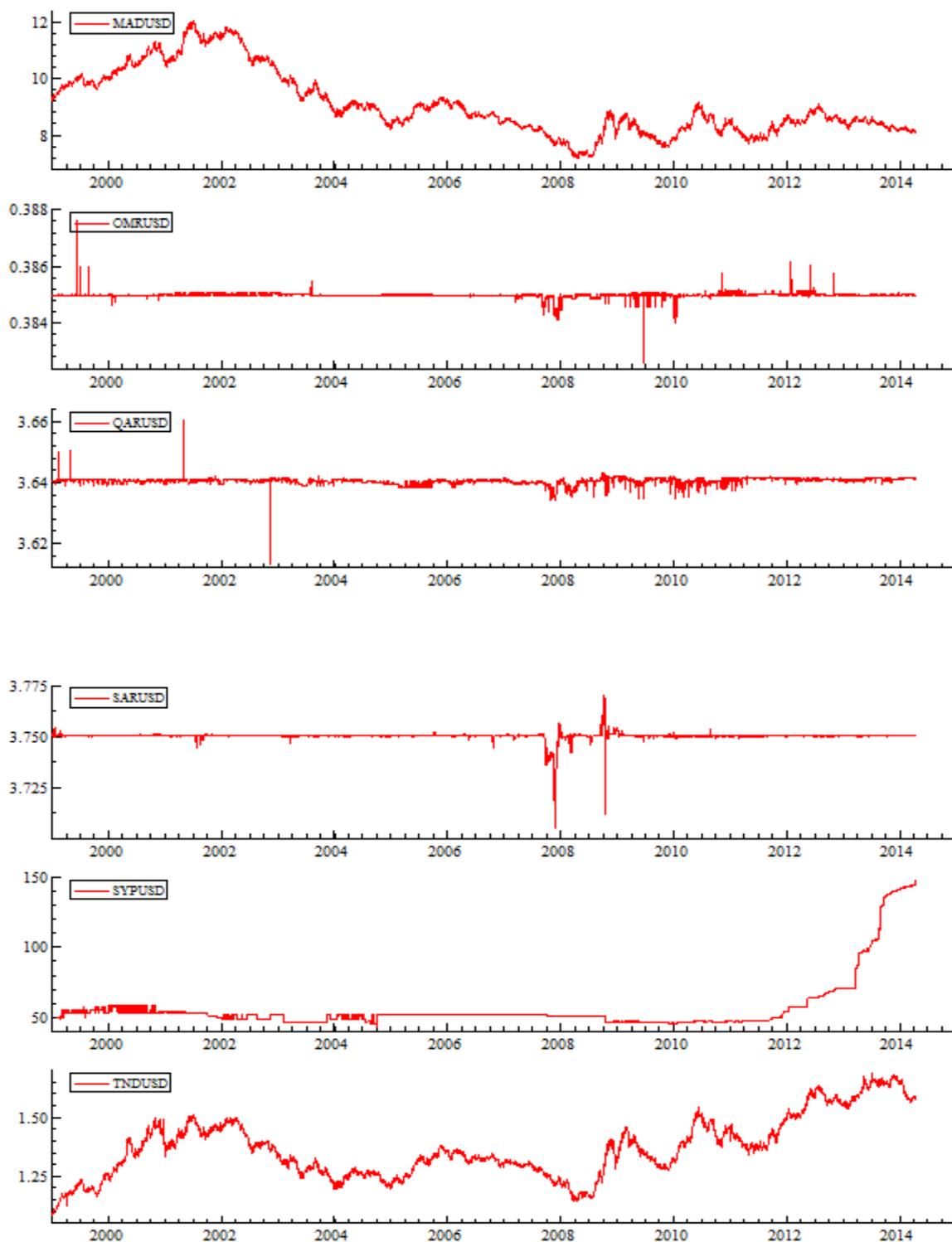
Fournis par Eviews 8.0.

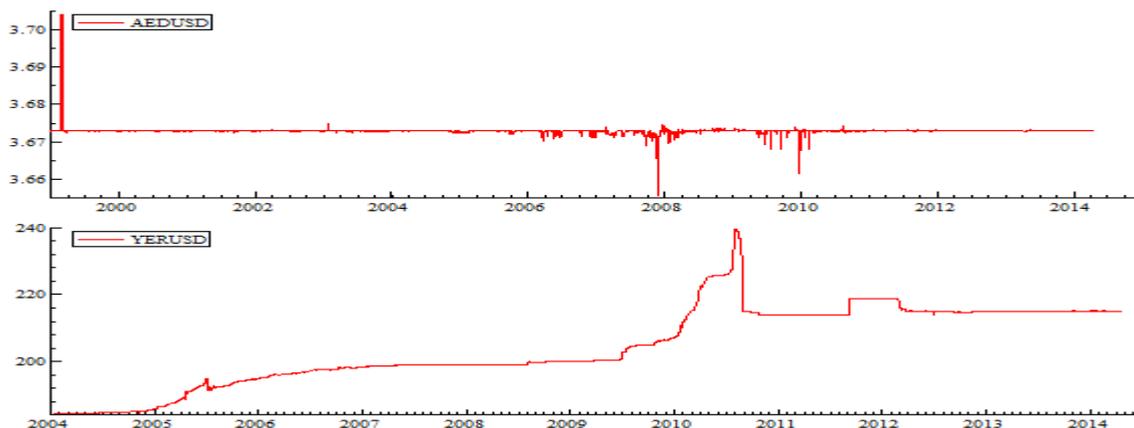
Au vu des coefficients d'asymétrie SK et de l'excès du coefficient de l'aplatissement E.KU, les distributions des différentes séries des taux de change ne correspondent pas à la distribution normale, ce qui est en accord avec la littérature économique et financière en la matière.

Figure [3.1] : Evolution des taux change dans la région MENA, 1999-2014









Fournis par OX-metrics 6.0.

1.2.2. Tests de regroupement de volatilité et de mémoire longue sur les taux de change

Le tableau [3.2] comporte les résultats des tests de mémoire longue, d'autocorrélation et de regroupement de volatilité traditionnellement utilisés dans la littérature, à savoir : le test ARCH-LM et le test de Ljung-Box (Q^2 -statistiques) sur les séries et les séries au carré des taux de change pour le regroupement de volatilité, le test de Q -statistiques sur les séries pour l'autocorrélation et la Rescaled Range (R/S) de Hurst-Mandelbrot, et celle de Lo, ainsi que le test de GPH pour détecter la mémoire longue. Nous avons aussi appliqué le test ADF pour l'examen de la stationnarité des séries.

Tableau [3.2] : Tests d'autocorrélation, d'homoscédasticité et de dépendance de long-terme sur les séries des taux de change des pays de la région MENA

	ARCH- LM 1-10	Q(50)	Q ² (50)	R/S de Hurst- Mandelbro t	R/S de Lo	d(GPH)	Test ADF
DZDUSD	37747 [0.00]	170677 [0.00]	171257 [0.00]	16.4804**	11.673**	0.98 [0.00]**	I(1)
BHDUSD	601.62 [0.00]	40454 [0.00]	40128.3 [0.00]	6.96956**	5.3581**	0.97 [0.00]**	I(1)
EGPUSD	1.0e+06 [0.00]	190211 [0.00]	189522 [0.00]	24.9589**	17.653**	0.99 [0.00]**	I(1)
IQDUSD	3.5e+05 [0.00]	12914 [0.00]	128610 [0.00]	23.1206**	16.362**	0.97 [0.00]**	I(1)

IRRUSD	1.1e+05 [0.00]	176942 [0.00]	163533 [0.00]	21.128**	14.948**	1.00 [0.00]**	I(1)
JODUSD	1959.9 [0.00]	104718 [0.00]	104864 [0.00]	18.1541**	13.216**	0.98 [0.00]**	I(1)
KWDUSD	2.4e+05 [0.00]	19169 [0.00]	191901 [0.00]	25.898**	18.317**	0.98 [0.00]**	I(1)
LBPUSD	2723.9 [0.00]	12559 [0.00]	125637 [0.00]	18.1224**	13.098**	0.99 [0.00]**	I(1)
LYDUSD	1.6e+05 [0.00]	185863 [0.00]	184152. [0.00]	24.7905**	17.536**	0.98 [0.00]**	I(1)
MADUSD	2.3e+05 [0.00]	191078 [0.00]	191462. [0.00]	25.4895**	18.028**	1.00 [0.00]**	I(1)
OMRUSD	164.44 [0.00]	8180.1 [0.00]	8169.04 [0.00]	7.30875**	6.0182**	0.97 [0.00]**	I(1)
QARUSD	272.40 [0.00]	20609 [0.00]	20632.3 [0.00]	10.9523**	8.8156**	1.00 [0.00]**	I(1)
SADUSD	1019.8 [0.00]	24467 [0.00]	24522.4 [0.00]	5.61182**	4.1419**	1.00 [0.00]**	I(1)
SYDUSD	3.9e+05 [0.00]	170456 [0.00]	166132 [0.00]	17.0308**	12.054**	0.99 [0.00]**	I(1)
TNDUSD	1.2e+05 [0.00]	178814 [0.00]	179805 [0.00]	20.0581**	14.192**	0.98 [0.00]**	I(1)
AEDUSD	133.70 [0.00]	1948.1 [0.00]	1938.27 [0.00]	4.45102**	3.6638**	0.99 [0.00]**	I(1)
YERUSD	4.3e+05 [0.00]	124238 [0.00]	123409 [0.00]	22.6809**	16.042**	1.00 [0.00]**	I(1)

Note: les symboles (*) et (**) correspondent :

A la significativité des paramètres au seuil de 1% et 5% respectivement si (p-value<0.01 ; 0.05). Et au non rejet des H0 pour les tests.

H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 : Lo = pas de dépendance de long-terme, les valeurs critiques des tests de Lo et de Hurst-Mandelbrot sont :

90% ;[0.861, 1.747]

95%: [0.809, 1.862]

99%: [0.721, 2.098]

Nous ne pouvons pas rejeter les hypothèses nulles si la valeur calculée est comprise dans les intervalles.

Les hypothèses nulles, H0 des Q-statistiques pour les séries et les séries au carré sont l'absence des corrélations sérielles, et on accepte H0 si les p-values représentés entre crochets sont supérieures à 0.05 (au niveau de confiance 95%). et à 0.01 (au seuil de confiance 99%).

L'hypothèse nulle du test ARCH LM est l'homoscédasticité de la série, et on ne peut pas rejeter l'hypothèse H0 si les p-values représentées entre crochets sont supérieures à 0.01 et 0.05 pour les deux niveaux de confiance.

Les valeurs entre crochets du test GPH représentent les p-values concernant la significativité statistique du paramètre de différenciation d (p-value <0.05, le paramètre est significatifs).

H0 pour ADF : la série XXXUSD est I(0), et comporte une racine unitaire et on accepte H0 si la valeur calculée est supérieure à la valeur critique de Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993).

Fournis par G@rch de Ox-metrics 6.0.

L'illustration graphique est censée fournir une première lecture concernant les caractéristiques des séries (stationnarité, *volatility clustering*,...). En effet, les graphiques supra révèlent une non stationnarité des séries, qui est confirmé par le test ADF

(Augmented Dickey Fuller) dont l'hypothèse nulle est la présence de racine unitaire (donc la non-stationnarité de la série), ainsi que par le paramètre d du test GPH qui est statistiquement significatif et qui est égale à 1 pour toutes les séries. Les tests ARCH LM et Ljung-Box (Q et Q²-statistiques) sur les séries des taux de change montrent que toutes les séries sont auto-corrélées et qu'elles sont hétéroscédastiques, comportant ainsi un effet ARCH.

Toutefois, afin de pouvoir appliquer les méthodes économétriques pour examiner l'hypothèse de l'efficacité du marché des changes dans la région MENA, notamment les modèles avec des estimateurs de maximum de vraisemblance (exact et approximatif), il est nécessaire que les séries des taux de change étudiées soient stationnaires en moyenne et en variance (stationnarité dite de second ordre). Or, toutes les séries des taux de change sont non-stationnaires.

En pratique lorsqu'on veut -stationnariser- une série à la fois en moyenne et en variance, il faut d'abord procéder à la transformation logarithmique (log) afin d'assurer l'homoscédasticité de la variance et ensuite la -stationnariser- en moyenne par le biais de la différenciation, où cette différence logarithmique revêt une interprétation économique^c. En effet, la différence logarithmique s'interprète comme un taux de croissance, appelée dans la littérature : les rentabilités du prix (taux de change). Dans ce qui suit, nous avons adopté la forme suivante pour les rentabilités des taux de change :

$$RXXXUSD = 100[\log(XXXUSD_t - \log(XXXUSD)_{t-1})] + 1.00^{E-07} \quad [3.1]$$

Avec R : rentabilités de change, XXX : le sigle ISO des taux de change des pays de la région MENA (tel qu'indiqué dans les tableaux [1,1], [1.2], [1.3] du chapitre 1). Nous avons rajouté le terme 1.00^{E-07} parce que de nombreuses rentabilités de change comportent des valeurs nulles successives qui sont susceptibles de biaiser les calculs.

^c $Y_t = \Delta \log X_t = \log X_t - \log X_{t-1} = \log \frac{X_t}{X_{t-1}} = \log \left(1 + \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}} \right) \cong \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}}$

Avec $\log(1 + X) \cong X$ pour X petit devant 1. Avec X_t le cours de change et Y_t la rentabilité des taux de change.

Désormais, les séries des rentabilités des taux de change des monnaies de la région MENA par rapport au Dollar Américain USD représentent notre support d'étude, pour juger l'efficacité ou l'inefficacité des marchés des changes dans la région.

Section 2 : Examen préliminaire sur les séries des rentabilités de change

2.1. Statistiques descriptives et représentation graphique des rentabilités de change

Quelques observations relatives aux statistiques descriptives (moyenne, médiane^d et écart-type) et sur les distributions inconditionnelles des séries des rentabilités des taux de change de la région MENA sont reportés dans le tableau [3.3].

Tableau [3.3] : Statistiques sommaires sur les rentabilités de change de la région MENA

	Moyenne	Ecart-type	Coefficients d'asymétrie (SK)	L'excès du Coefficient d'aplatissement (E.KU)	Médiane
RDZDUSD	0.006478	0.689196	0.178	11.446	1.00 ^E -07
RBHDUSD	-5.65 ^E -07	0.040799	-0.076	865.59	1.00 ^E -07
REGPUSD	0.017980	0.411548	15.383	543.76	1.00 ^E -07
RIQDUSD	-0.012896	0.55256	-6.14	498.82	1.00 ^E -07
RIRRUSD	0.066776	2.675728	51.310	2709.50	1.00 ^E -07
RJODUSD	0.003755	0.649786	0.027	4.362	0.010907
RKWDUSD	-0.001751	0.168710	0.610	68.052	1.00 ^E -07
RLBPUSD	-6.42 ^E -05	0.115640	0.022	10.225	1.00 ^E -07
RLYDUSD	0.028228	1.325519	39.981	2112.033	1.00 ^E -07
RMADUSD	-0.003291	0.516853	0.271	6.835	-0.008936
ROMRUSD	-1.20 ^E -06	0.029507	1.484	221.997	1.00 ^E -07
RQARUSD	4.58 ^E -06	0.030028	-0.140	272.432	1.00 ^E -07
RSARUSD	-4.25 ^E -06	0.036371	5.799	609.022	1.00 ^E -07
RSYPUSD	0.027349	1.734793	0.607	32.075	1.00 ^E -07
RTNDUSD	0.009370	0.534509	-0.085	10.315	0.010333
RAEDUSD	7.83 ^E -07	0.024850	0.431	706.693	1.00 ^E -07
RYERUSD	0.005732	0.132706	-5.556	235.673	1.00 ^E -07

Note : rappelons que le coefficient d'asymétrie (SK) est égal à 0 pour une distribution symétrique, alors que le coefficient de la kurtosis (KU) est égal à 3 pour la distribution normale. E.KU=KU+3.

Fournis par Eviews 8.0.

^d Nous avons calculé la médiane parce qu'elle est plus robuste que la moyenne en présence de valeurs extrêmes- *Outliers*-.

Les coefficients d'asymétrie indiquent que les différentes séries des rentabilités des taux de change sont déviées de part et d'autre. En effet, les ($SK \neq 0$) pour toutes les séries, avec des valeurs extrêmement élevées pour l'Iran^e, l'Égypte^f et la Lybie^g, cette asymétrie dans les séries des rentabilités des taux de change pourrait être expliquée par des épisodes de forte dépréciation-dévaluation (appréciation-réévaluation) qui ne sont pas compensés par une forte appréciation-réévaluation (dépréciation-déévaluation). D'un autre côté l'excès de la kurtosis est très élevé pour la majorité des séries, et les pays dont les rentabilités de change sont les plus leptokurtiques^h (et qui devraient présenter des queues de distribution plus épaisses que celles de la distribution normale) sont en premiers lieu : l'Iran et la Lybie, et en un second lieu l'Égypte, le Yémen, l'Irak et les pays du CCG excepté le Koweïtⁱ. Ces séries présentent aussi des pics élevés, ce qui signifie que les rentabilités des taux de change de ces pays sont concentrées près de la moyenne (voir annexe 1).

En outre, la médiane pour la quasi-totalité des rentabilités de change des pays de la région MENA est de 1.00^{E-07} , ce qui correspond au terme que nous avons ajouté dans la formule [3.1] pour ne pas biaiser nos calculs. En réalité, la médiane pour ces séries est

^e La monnaie iranienne a subi une première dévaluation, enregistrant un premier *jump* du cours de change IRRUSD entre le 10-01-2003 et le 13-01-2003, il est en effet passé de 1752 à 7977 et un second *jump* entre le 05-07-2013 et le 08-07-2013 lorsque les autorités monétaires iraniennes ont dévalué la monnaie de moitié où le taux de change est passé de 12278.50 à 24777.0

^f Le 28 janvier 2003, la banque centrale égyptienne a annoncé l'adoption du flottement libre, ce qui a causé une première dévaluation de la livre égyptienne, où elle est passée de 4.59 à 5.36 pour le 29-01-2003. Une seconde dévaluation est enregistrée en 2013 où la livre Égyptienne a perdu environ 9 % de sa valeur tout au long de cette même année, et où le taux de change a atteint 6,9386 contre le dollar pour la fin de l'année, arrivant au taux le plus bas de la livre Égyptienne par rapport au dollar depuis 2003, la livre a atteint le 7,0408 les 3 et 4 juillet 2013 à cause de la crise politique.

^g La monnaie libyenne a subi une dévaluation de près de 50%, en fait le cours est passé de 0.64 à 1.3057 entre le 09-01-2001 et le 10-01-2002.

^h Rappelons que, les théories économiques de la détermination du taux de change offrent deux explications à la caractéristique empirique des queues de distribution épaisses pour les rentabilités des taux de change. La première explication est le phénomène dit d'*overshooting* sur-ajustement des taux de change nominaux flottants suite à des chocs monétaires ou budgétaires en présence de rigidité des prix (voir Dornbusch, 1976). Et, la seconde explication est relative aux attaques spéculatives contre les taux de change fixes (voir Krugman, 1979). Les deux explications impliquent des mouvements peu fréquents et extraordinairement brusques des taux de change qui risquent d'apparaître comme de longues queues dans la distribution des rentabilités des taux de change (cité par Kilian & Taylor, 2001 ; Rashid, 2006).

ⁱ Rappelons que les pays du CCG adoptent tous un régime de change conventionnel de parité fixe, ancré sur le dollar US, excepté le Koweït qui rattache sa monnaie à un panier de devises non divulgué sur la période de l'étude, ce qui pourrait expliquer une kurtosis moins élevée que celle des autres pays membres du CCG.

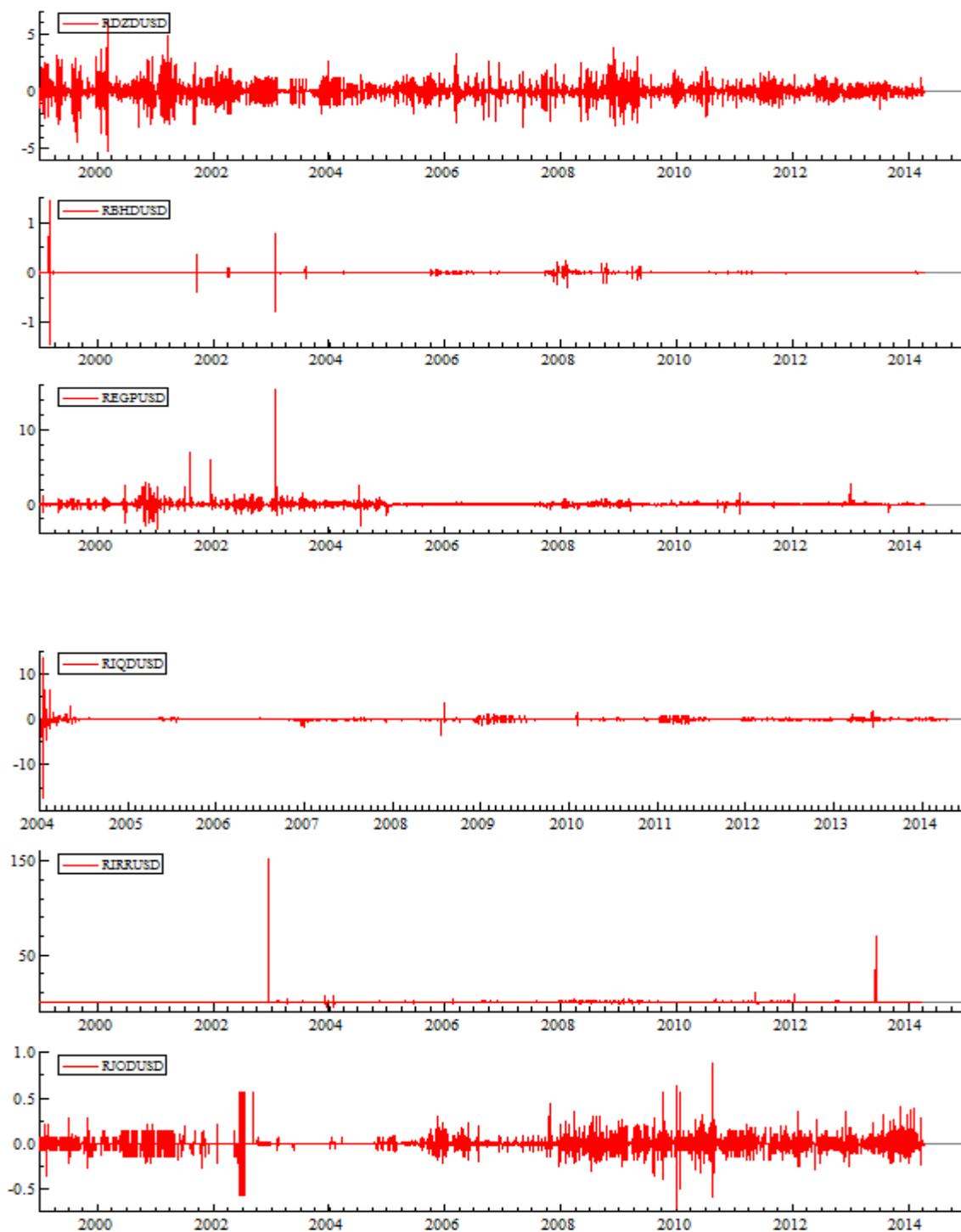
nulle, Wang et al (2001) expliquent cette nullité des rentabilités de change par la rigidité des prix sous un régime de change flottant et plus particulièrement sous un régime fixe.

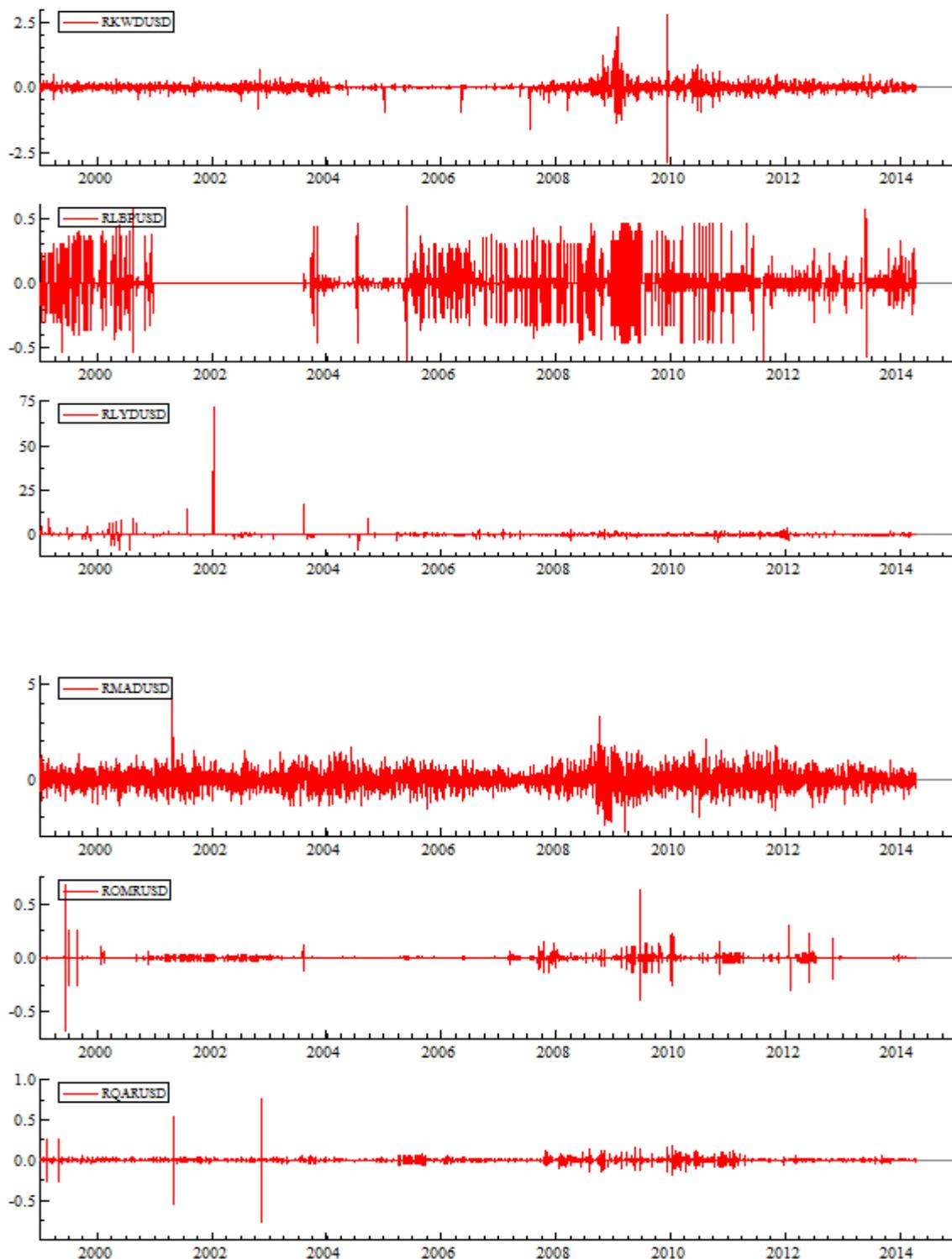
L'analyse des écarts-types des séries des rentabilités de change révèle que, l'Iran, la Lybie et la Syrie^j devraient avoir les rentabilités de change les plus volatils (peut-être à cause de l'instabilité politique dans ces pays et des dévaluations conséquentes). Enfin, comme il est largement admis dans la littérature financière, aucune des séries des rentabilités de change ne paraît suivre une distribution normale.

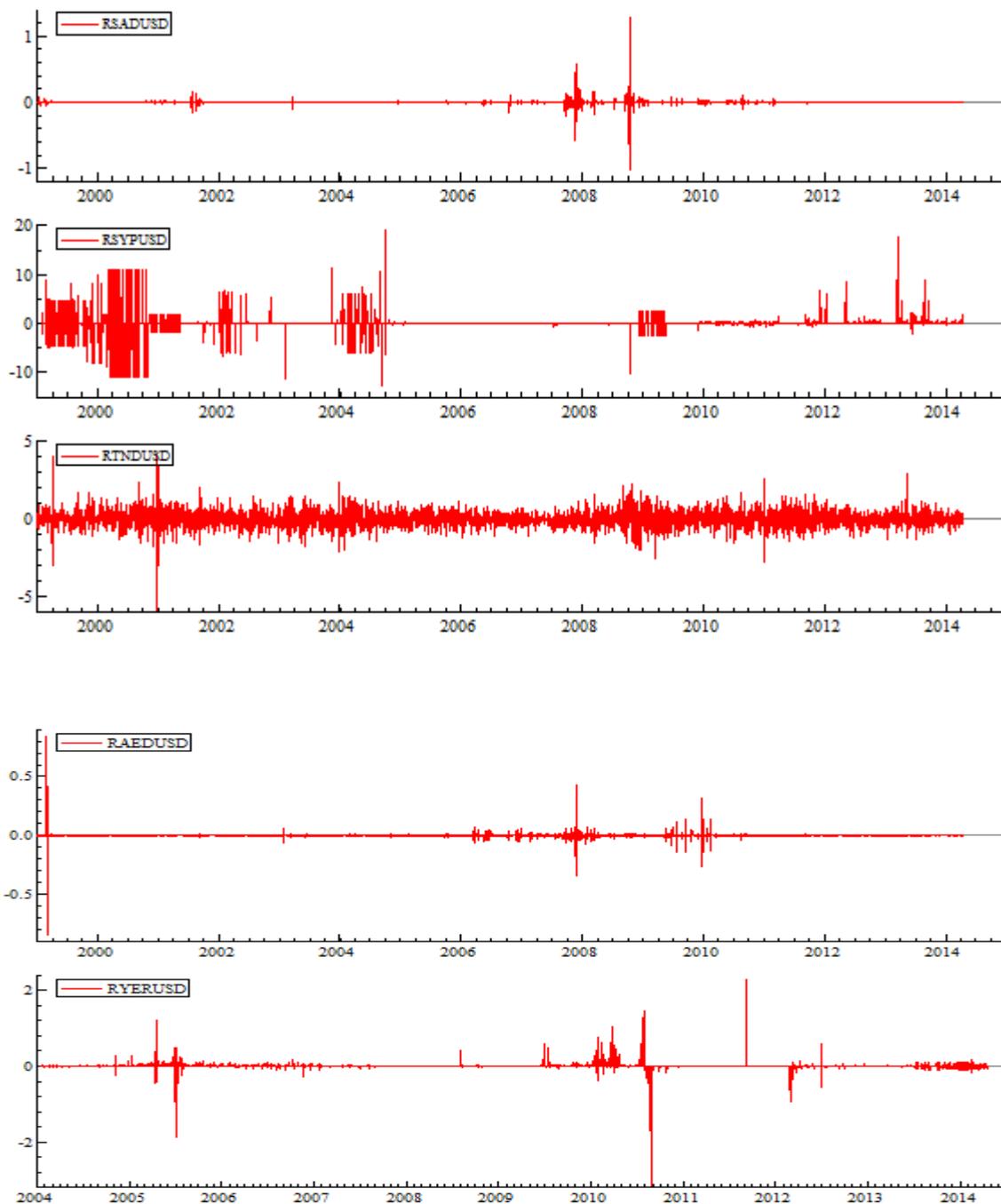
La visualisation des graphiques infra révèlent à priori une stationnarité dans les séries des rentabilités de change. Et afin de confirmer ou contester cela, il convient d'appliquer un test de stationnarité. La pratique standard est d'effectuer des tests dont les hypothèses nulles sont $I(1)$ et $I(0)$ et en procédant de cette façon, si on constate que les deux hypothèses nulles sont rejetées simultanément, ceci suggère que les séries ne sont pas bien représentées, ni comme $I(1)$, ni comme $I(0)$. Nous avons retenu pour cette étude, les tests d'ADF et celui de KPSS (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin). Dans le test ADF, l'hypothèse nulle est la présence de racine unitaire, la série est donc $I(1)$, et dans celui de KPSS, l'hypothèse nulle est la stationnarité de la série, elle est donc $I(0)$, l'utilisation combinée des deux tests met en lumière les caractéristiques dynamiques des processus générateurs des séries des rentabilités des taux de change. Cependant, il est largement admis que les tests standards de racines unitaires sont très faiblement significatifs si le processus générateur est fractionnairement intégré.

^jDepuis le début du conflit syrien, la monnaie syrienne a perdu 92% de sa valeur par rapport au Dollar Américain, elle s'échangeait en 2010 à 46 en moyenne pour atteindre 148 pour le dernier jour de notre période d'étude, le 16-04-2014.

Figure [3.2] : Evolution des rentabilités des taux de change de la région MENA, 1999-2014







Fournis par OX-metrics 6.0.

La visualisation de ces graphiques indique également que les rentabilités des taux de change de l'Algérie, de la Jordanie, du Kuwait, du Liban, du Maroc, de la Syrie et de la Tunisie présentent un signe clair de regroupement de volatilité (*volatility clustering*) car des périodes de faible et de forte volatilité s'alternent. D'autres rentabilités de change comme celles du Bahreïn, de l'Egypte, de l'Irak, de la Lybie, d'Oman, du Qatar, de

l'Arabie saoudite, de l'Emirats Arabes Unis et du Yémen présentent des regroupements de volatilité d'une plus faible amplitude. Tandis que, les rentabilités de l'Iran représentées par une figure assez lisse, ne présentent aucun signe de volatilité, contrairement à la première impression qui était fournie par un écart-type assez élevé pour cette série.

Lorsque les erreurs (innovations) du processus sont fortement dépendantes du temps, les autocorrélations de la série au carré tendent à être assez importantes même pour un large retard. Les graphique des auto-correlogrammes (avec 100 retards) des rentabilités de change au carré^k, notés RXXXUSD_sq appuient le constat préliminaire, concernant le regroupement de volatilité *volatility clusering* et la présence ou non d'un effet ARCH (voir annexe 2).

2.2. Tests de regroupement de volatilité et de mémoire longue sur les rentabilités des taux de change

Le tableau [3.4] comprend les résultats des mêmes tests de mémoire longue, d'autocorrélation et de regroupement de volatilité, que nous avons appliqué pour les séries des taux de change. Ainsi que, le résultat des tests ADF et KPSS pour l'examen de la stationnarité des rentabilités de change.

Tableau [3.4] : Tests d'autocorrélation, d'homoscédasticité et de dépendance de long-terme sur les rentabilités des taux de change des pays de la région MENA

	ARCH- LM 1-10	Q(50)	Q ² (50)	R/S de Hurst- Mandel brot	R/S de Lo	d(GPH)	ADF	KP SS
RDZDUSD	78.00 [0.00]	562.644 [0.00]	1898.6 [0.00]	0.9690	1.1822	-0.277 [0.00]**	I(0)	I(0)
RBHDUSD	324.77 [0.00]	899.984 [0.00]	993.56 [0.00]	0.766*	1.055	-0.624 [0.00]**	I(0)	I(0)
REGPUSD	0.353 [0.96]**	257.713 [0.00]	4.6786 [1.00]**	1.732	1.9054*	-0.084 [0.00]**	I(0)	I(1)
RIQDUSD	71.495	492.003	988.71	1.1900	1.2822	-0.0406	I(0)	I(0)

^kLes rentabilités de change au carré sont retenus afin d'éviter la nullité entre les valeurs positives et négatives dans les données, une autre alternative serait d'adopter la série avec des valeurs absolues.

	[0.00]	[0.00]	[0.00]			[0.02]**		
RIRRUSD	0.00053 [1.00]**	0.16205 [1.00]**	0.0273 [1.00]**	0.898	0.899	0.0008 [0.95]	I(0)	I(0)
RJODUSD	84.01 [0.00]	810.856 [0.00]	1340.5 [0.00]	0.247**	0.316**	-0.511 [0.00]**	I(0)	I(0)
RKWDUSD	138.26 [0.00]	571.073 [0.00]	1664.1 [0.00]	1.1568	1.340	-0.162 [0.00]**	I(0)	I(0)
RLBPUSD	68.384 [0.00]	776.865 [0.00]	4014.8 [0.00]	0.153**	0.194**	-0.504 [0.00]**	I(0)	I(0)
RLYDUSD	0.00078 [1.00]**	8.44401 [1.00]**	0.0337 [1.00]**	1.1518	1.1577	0.0014 [0.92]	I(0)	I(0)
RMADUSD	16.612 [0.00]	55.5403 [0.27]**	957.51 [0.00]	1.397	1.432	-0.013 [0.37]	I(0)	I(0)
ROMRUSD	83.355 [0.00]	855.074 [0.000]	768.54 [0.00]	0.696**	0.8879	-0.680 [0.00]**	I(0)	I(1)
RQARUSD	258.72 [0.00]	859.293 [0.00]	972.51 [0.00]	0.678**	0.9110	-0.69 [0.00]**	I(0)	I(0)
RSADUSD	170.29 [0.00]	567.022 [0.00]	957.29 [0.00]	0.7587*	0.8734	-0.323 [0.00]**	I(0)	I(0)
RSYPUSD	47.590 [0.00]	551.025 [0.00]	4397.1 [0.00]	0.9608	1.1246	-0.321 [0.00]**	I(0)	I(1)
RTNDUSD	82.620 [0.00]	147.145 [0.00]	992.33 [0.00]	1.3329	1.4469	-0.082 [0.00]**	I(0)	I(0)
RAEDUSD	224.23 [0.00]	511.706 [0.00]	937.24 [0.00]	0.8374	0.9480	-0.638 [0.00]**	I(0)	I(0)
RYERUSD	41.176 [0.00]	848.425 [0.00]	589.86 [0.00]	2.555**	2.300**	0.326 [0.00]**	I(0)	I(0)

Note: les symboles (*) et (**) correspondent :

A la significativité statistique des paramètres au seuil de 1% et 5% respectivement si (p-value<0.01 ; 0.05).Et au non rejet des H0 pour les tests.

H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 : Lo = pas de dépendance de long-terme, les valeurs critiques des tests de Lo et de Hurst-Mandelbrot sont :

90% ;[0.861, 1.747]

95%: [0.809, 1.862]

99%: [0.721, 2.098]

Nous ne pouvons pas rejeter les hypothèses nulles si la valeur calculée est comprise dans les intervalles.

Les hypothèses nulles, H0 des Q-statistiques pour les rentabilités et les rentabilités au carré sont l'absence des corrélations sérielles, et on les accepte si les p-values représentés entre crochets sont supérieures à 0.05 (au niveau de confiance 95%). et à 0.01 (au seuil de confiance 99%).

L'hypothèse nulle du test ARCH LM est l'homoscédasticité de la série, et on ne peut pas rejeter l'hypothèse si les p-values représentés entre crochets sont supérieurs à 0.05.

Les valeurs entre crochets du test GPH représentent les p-values concernant la significativité du paramètre de différenciation d (p-value <0.05, le paramètre est significatifs).

H0 ADF : la série XXXUSD est I(1), on accepte H0 si la valeur calculée est supérieur à la valeur critique de Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993).

H0 KPSS : la série XXXUSD est I(0), on accepte H0 si la valeur calculée est inférieure à la valeur critique de Kwiatkowski et al. (1992).

Fournis par G@rch de Ox-metrics 6.0.

Les résultats des tests de stationnarité indiquent le rejet du comportement I(1) pour le test ADF et le non rejet de celui de I(0) pour le test KPSS pour la majorité des rentabilités des taux de change, ce qui signifie que ces séries sont stationnaires, et

qu'elles sont bien représentées par un processus $I(0)$, et que le paramètre de différenciation d doit être dans le cercle nulle. Cependant, pour les rentabilités de change de l'Egypte, d'Oman et de la Syrie, on a constaté un résultat conflictuel qui est le rejet des deux hypothèses nulles, donc le comportement est à la fois $I(0)$ et $I(1)$. Ce double rejet suggère que ces trois séries ne peuvent être représentées ni par un $I(0)$ ni par un $I(1)$ et donc, c'est un modèle fractionnairement intégré qui devrait correspondre pour représenter le comportement de ces trois séries des rentabilités de taux de change.

Notons aussi que, les séries des rentabilités de change de la région MENA semblent présenter un profil de persistance et être sur-différenciées, au vu de la décroissance lente des coefficients des autocorrélations des séries en logarithmes des taux de change notées : LXXXUSD et des valeurs négatives et significativement différentes de zéro des coefficients du premier retard des séries des rentabilités de change, excepté pour les séries de rentabilités de change du Maroc, de l'Iran et de la Lybie (voir annexe 3).

Afin de confirmer ou d'infirmer la présence d'une mémoire longue dans les séries des rentabilités de change, on a utilisé le test R/S de Hurst-Mandelbrot dont l'hypothèse nulle est l'absence de corrélation sérielle, et celui de Lo dont l'hypothèse nulle est l'absence d'une dépendance de long-terme. Selon le test de Hurst-Mandelbrot seules les séries des rentabilités de change du Bahreïn, de la Jordanie, du Liban, d'Oman, du Qatar, de l'Arabie saoudite et du Yémen présentent des corrélations sérielles de long-terme. Pour le test R/S de Lo, les rentabilités de change de la Jordanie, du Liban et du Yémen sont censées comporter une mémoire longue. Et comme inspiré par les coefficients des autocorrélations des séries des taux de change en logarithmes, le test de GPH révèle que seuls les paramètres de différenciation fractionnaire des rentabilités de change de l'Iran, de la Lybie et du Maroc sont statistiquement non significatifs et que les paramètres d du test des rentabilités de change de l'Egypte, de l'Irak et de la Tunisie sont non significativement différents de zéro. Les autres séries des rentabilités de change exhibent clairement une sur-différenciation où le paramètre d de GPH est compris dans un intervalle $[-0.69, +0.32]$, et donc $0 < d < 1$ confirmant ainsi, la faiblesse des tests traditionnels de stationnarité à différencier entre un processus non-stationnaire et un processus fractionnairement intégré.

Les rentabilités de change du Yémen sont les seules à comporter une mémoire longue, selon le test GPH ($d \in [0, 0.5]$), rappelons qu'un paramètre $d \in [-0.5, 0]$ convient à un

cas d'anti-persistante qui est appelé par Mandelbrot « Effet Joseph », et qui correspond à des alternances de hausse et de baisse dans le processus générateur de la série.

Les résultats du test ARCH-LM et de celui de Ljung-Box (Q^2 -statistiques) sur les séries des rentabilités de change au carré de l'Égypte, de l'Iran, et de la Lybie révèlent que ces séries ne présentent pas d'effet ARCH. Et, ces mêmes tests confirment la première impression visuelle de la présence d'un effet ARCH dans les rentabilités de change de l'Algérie, du Bahreïn, de l'Irak, de la Jordanie, du Koweït, du Liban, du Maroc, d'Oman, du Qatar, de l'Arabie saoudite, de la Syrie, de la Tunisie, de l'Émirats Arabes Unis et du Yémen.

En examinant les Q-Statistiques sur les séries des rentabilités de change, on conclut qu'un modèle autorégressif semble être justifié pour représenter le comportement des rentabilités de change de l'Algérie, du Bahreïn, de l'Égypte, de la Jordanie, de l'Irak, du Koweït, du Liban, d'Oman, du Qatar, de l'Arabie saoudite, de la Syrie, de la Tunisie, de l'Émirats Arabes Unis et du Yémen. Tandis que, le comportement des rentabilités de change de l'Iran, de la Lybie et du Maroc ne peut pas être représenté par un modèle autorégressif. (Voir annexe 4 pour les correlogrammes FAC et FACP des séries avec 20 retards).

À la lumière de ce qu'on vient de présenter, on conclut qu'un processus autorégressif fractionnellement intégré avec des erreurs (innovations) dépendantes du temps semble être approprié pour représenter les séries des rentabilités de change de la région MENA, puisqu'il fournit un moyen utile pour analyser les relations entre la moyenne et la variance conditionnelle d'un processus présentant une mémoire longue et une décroissance lente de son niveau, mais avec une volatilité variable dans le temps de sa variance.

Nous pouvons alors affirmer qu'un modèle combiné ARFIMA(p, d, q)/ARMA(p, q)-FIGARCH(P, ξ, Q)/GARCH(P, Q) est adéquat pour cerner le comportement et la dynamique des rentabilités de change des pays de la région MENA, excepté pour l'Égypte où nous avons clairement éliminé la présence d'un regroupement de volatilité et avons confirmé la présence d'une autocorrélation dans ses rentabilités de change. Ainsi que, pour les rentabilités de change du Maroc qui ne sont pas auto-corrélés mais qui exhibent un regroupement de volatilité. Et, en ce qui concerne les rentabilités de change de l'Iran et de la Lybie nous avons nettement éliminé la présence

d'autocorrélation et de regroupement de volatilité. On conclut à priori qu'ils puissent répondre à une logique de marche aléatoire, ce qui constituerait une validation de l'hypothèse de l'efficacité du marché des changes dans ces deux pays.

Dans ce qui suit, nous avons procédé comme suit : dans un premier temps, la phase de l'estimation des modèles ARFIMA/ARMA pour les rentabilités de change de la région MENA en moyenne (sauf l'Iran, la Lybie et le Maroc) sur la période 04-01-1999 (du 01-02-1999 pour la Syrie, du 13-01-2004 pour le Yémen et du 06-01-2004 pour l'Irak) au 11-12-2013 (nous avons réservé les observations des rentabilités de change sur la période 12-12-2013 au 16-04-2014 pour les prévisions hors-échantillon), nous avons estimé 16 modèles avec différentes combinaisons des ordres de retard pour les parties AR et MA qui varient entre 0 et 3 ($p \leq 3$ et $q \leq 3$)¹. L'estimateur employé est le maximum de vraisemblance exact, et on a estimé les modèles avec une constante. Le choix du meilleur modèle s'est fait en se basant sur la minimisation du critère d'information Akaike (AIC).

Dans un second temps, après avoir généré les séries des résidus, nous les avons soumis aux tests de dépendance de long terme (test R/S de Lo et de Hurst-Mandelbrot, et la statistique GPH) et aux tests d'homoscédasticité (ARCH LM et celui de Ljung-Box sur les résidus et les résidus au carré). Et selon les résultats des tests, et afin de pouvoir capturer la volatilité ou juger d'une absence de volatilité dans la variance des rentabilités de change, nous avons adopté différents modèles et configurations des modèles ARCH(Q)^m, GARCH(P, Q) et FIGARCH(P, ξ, Q) que nous avons estimé avec le quasi-maximum de vraisemblance et avec une constante dans la variance.

Selon la significativité statistique des paramètres et les tests pour s'assurer de la bonne spécification du modèle, à savoir : les Q-statistiques du test Ljung-Box sur les résidus standardisés et les résidus standardisés au carré ; le test ARCH LM et le test Residual-Based Diagnostic (RBD) pour l'hétéroscédasticité conditionnelle avec différentes valeurs de retard (2,5,10) ainsi que le test de la qualité de l'ajustement –*Goodness of fit*– de Chi² de Pearson qui compare la distribution empirique des innovations avec la

¹ Notons qu'un processus à mémoire longue peut aussi être approximé par un processus ARMA (p, q), mais les ordres de p et q nécessaires pour obtenir une approximation relativement bonne peuvent être trop grands et rendre l'estimation précise des paramètres très difficile, l'adoption d'un ordre maximal de 3 est justifié par un souci de parcimonie, et pour ne pas trop perdre en degrés de liberté.

^m La littérature économique stipule que lorsque le paramètre du modèle ARCH dépasse trois (3), il est préférable d'adopter le modèle GARCH afin de ne pas perdre en degrés de liberté.

distribution théorique pour différents nombres de cellules (40, 50, 60). Ceci en utilisant les packs PC-give et G@rch de OX-metrics 6.0 développé par J.A. Doornik, 1994-2009 et S. Laurent, 2000-2009 respectivement, ainsi que le logiciel Eviews 8.0.

Après l'étape de la validation des modèles, plusieurs configurations des modèles ARFIMA/ARMA-ARCH/GARCH/FIGARCH peuvent ressortir pour chaque série de rentabilités de change. Pour le choix du meilleur modèle, nous avons opté entre autre pour le test des critères d'information, ce sont des critères basés sur la théorie de l'information. L'objectif étant de choisir le modèle qui minimise la mesure de l'écart entre la vraie loi inconnue et le modèle estimé, donc de trouver les ordres q de la partie MA et p de la partie AR, ainsi que, les ordres P et Q du modèle ARCH/GARCH/FIGARCH qui minimisent les estimateurs de cette quantité d'informations. Il en existe plusieurs, nous avons retenu ceux d'Akaike (AIC), Schwarz (SIC), Shibata (S) et Hannan-Quinn (H-Q).

Et compte tenu, des queues de distribution épaisses des rentabilités de change remarqué lors du calcul des coefficients d'asymétrie (SK) et de l'excès de la kurtosis (E.KU), nous avons adopté alternativement quatre distributions différentes pour les résidus standardisés lors de la modélisation de la volatilité : la distribution normale (N), la distribution de Student (ST), la distribution Asymétrique de Student (STS) et la distribution *Generalized Error* (GED). Et le choix du meilleur modèle qui correspond à la bonne distribution s'est fait en se basant sur différents critères classé par ordre de priorité¹¹: (i) la satisfaction des tests suivant: Ljung-Box (Q et Q²-statistiques), ARCH LM et RBD (Residual-Based Diagnostic for Conditional Heteroskedasticity de Tse), (ii) La significativité statistique du test de Pearson Chi² de la *Goodness-of-fit*. (iii) Dans le cas où, les quatre distributions ayant satisfaits tous les tests, rejettent le test de Pearson, deux alternatives peuvent être adoptées successivement: la minimisation des coefficients de la distribution SK et E.KU. Et dans le cas où les coefficients de distribution aient été similaires, nous avons choisi le modèle qui a minimisé les critères d'informations.

¹¹ Le critère choisit pour la sélection du meilleur modèle est mis en évidence dans les tableaux en appliquant une couleur grise aux cellules correspondantes.

Section 3 : Spécification des modèles de dépendance de long-terme et de volatilité pour les rentabilités de change de la région MENA

3.1. Pays de l'Afrique du Nord

3.1.1. Rentabilités de change du Dinar Algérien (RDZDUSD)

Rappelons que la série des rentabilités de change du Dinar Algérien est de type $I(0)$ selon ADF et KPSS, et que les tests de Hurst-Mandelbrot et de Lo rejettent l'hypothèse nulle de corrélation sérielle de long terme. Le paramètre de différenciation stationnaire généré par l'estimateur GPH est statistiquement significatif, et est différent de zéro. En ce qui concerne le regroupement de volatilité, les résultats du test ARCH LM et de Ljung-Box sur les rentabilités au carré indiquent que la série RDZDUSD présente un effet ARCH dans sa variance. Le modèle ARFIMA semble alors être justifié pour représenter le comportement de la moyenne du processus générateur des rentabilités de change du Dinar Algérien. Nous en avons estimé plusieurs configurations et l'examen de la significativité statistique des paramètres et de la minimisation du critère d'information AIC a fait ressortir le modèle ARFIMA(2,d,3).

Tableau [3.5] : Spécification du modèle ARFIMA(2,d,3) pour les rentabilités de change du Dinar Algérien en moyenne

	Coefficient	[p-value] (écart-type)
Moyenne (μ)	0.006560	(0.64372)
Constante	0.007864	[0.47] (0.01106)
<i>d</i> -ARFIMA	0.11412	[0.01]** (0.04731)
AR(1)	-1.18233	[0.00]** (0.2268)
AR(2)	-0.38279	[0.06]*** (0.2065)
MA(1)	0.66421	[0.00]** (0.2303)
MA(2)	-0.28551	[0.01]** (0.1192)
MA(3)	-0.27875	[0.01]** (0.1076)
LV	-3814.1633	

Tests sur les résidus		
SK	0.16	[0.00]**
E.KU	6.08	[0.00]**
Jarque-Bera	6022.9	[0.00]**
ARCH(1-2)	220.24	[0.00]
ARCH(1-5)	118.50	[0.00]
ARCH(1-10)	63.605	[0.00]
Q(5)	1.02087	[0.96]**
Q(10)	12.7180	[0.23]**
Q(20)	25.9975	[0.16]**
Q(50)	76.9651	[0.00]
Q²(5)	808.825	[0.00]
Q²(10)	1114.63	[0.00]
Q²(20)	1463.72	[0.00]
Q²(50)	1978.57	[0.00]
Hurst-Mandelbrot	1.33851	
R/S test		
Lo R/S test	1.33726	
d(GPH)	0.0056	[0.72]
<p>Les symboles (***), (**) et (*) correspondent :</p> <p>A la significativité des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1%, si (p-value < 0.10 ; 0.05 ; 0.01). Et au non rejet des H0 pour les tests.</p> <p>H0 pour les Q et Q² statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle, et on accepte les H0 si (p-value > 0.10 ; 0.05 ; 0.01) au trois seuils.</p> <p>H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 de Lo = pas de dépendance de long-terme. Et on accepte H0 si R/S ∈ à</p> <p>[0.861, 1.747] à 90%</p> <p>[0.809, 1.862] à 95%</p> <p>[0.721, 2.098] à 99%</p> <p>LV : Log maximum de Vraisemblance</p>		

Fournis par Pc-give de Ox-metrics 6.0.

En ce qui concerne la variance de la série DZDUSD, les résultats des tests sur les résidus (innovations) montrent qu'ils ne sont pas autocorrélés sauf pour le retard 50, ce qui peut être interprété comme une corrélation de long terme (mémoire longue). Ceci dit, les tests de Hurst-Mandelbrot, et celui de Lo révèlent que la série ne contient pas de mémoire longue. Concernant le regroupement de volatilité, les Q²-statistiques et le test ARCH LM confirment la présence de l'effet ARCH dans les résidus. Ainsi, dans ce qui suit nous avons estimé plusieurs configurations du modèle ARCH(Q) ou GARCH(P,Q) et nous avons retenu celui qui a été parvenu à satisfaire les tests sur les résidus standardisés, et le modèle qui a pu saisir la dynamique de la série est un GARCH(1,2). Nous avons aussi estimé plusieurs configurations du modèle FIGARCH (P, ξ, Q) et nous

avons retenu le modèle qui a pu satisfaire les tests et capturer la volatilité de la série, à savoir: le modèle FIGARCH($1, \xi, 1$). Notre choix entre les deux modèles s'est fait en se basant sur la minimisation des critères d'information.

Tableau [3.6] : Comparaison des modèles FIGARCH($1, \xi, 1$) et GARCH($1, 2$) pour la variance de la série RDZDUSD

	FIGARCH($1, \xi, 1$) Coefficient [p-value] (écart-type)	GARCH($1, 2$) Coefficient [p-value] (écart-type)
Variance constante	1.03351 [0.06]*** (0.56663)	0.00546 [0.00]** (0.001929)
ξ-FIGARCH	0.49435 [0.00]** (0.06746)	
ARCH(ϕ_1)	0.35548 [0.00]** (0.08461)	
ARCH(α_1)		0.23235 [0.00]** (0.02816)
ARCH(α_2)		-0.15157 [0.00]** (0.03238)
GARCH(β_1)	0.62666 [0.00]** (0.09321)	0.90770 [0.00]** (0.01828)
LV	-3140.771	-3135.834
Tests sur les résidus standardisés		
Akaike AIC	1.613530	1.610997
Schwarz SIC	1.619963	1.617430
Shibata	1.613528	1.610995
Hannan-Quinn	1.615813	1.613280
Q(20)	24.7400 [0.21]**	23.1374 [0.28]**
Q(50)	65.3294 [0.07]**	64.3478 [0.08]**
Q²(20)	31.5947 [0.02]*	30.5929 [0.02]*
Q²(50)	127.088 [0.00]	97.9825 [0.00]
ARCH 1-10	0.62505 [0.79]**	0.82872 [0.60]**
RBD(10)	6.70315 [0.75]**	9.23488 [0.50]**
Les symboles (***), (**) et (*) correspondent à :		

la significativité des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1%, si (p-value<0.10 ; 0.05 et 0.01). Et au non rejet des H0 pour les tests.

H0 pour les Q et Q² statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH et RBD: absence d'hétéroscédasticité conditionnelle, et on accepte les H0 si (p-value>0.01 ;0.05 ;0.10) au seuil de 1%, 5% et 10%.

LV : Log Maximum de Vraisemblance.

Fournis par G@rch de Ox-metrics 6.0.

Au vu des résultats des tests sur les résidus standardisés, on confirme que les deux modèles capturent bien la dynamique de la variance de la série RDZDUSD (sauf pour le Q²(50), nous avons retenu un ordre supérieur pour Q mais les coefficients α se sont révélés non statistiquement significatifs et le test Q² demeure non rejeté), et selon les valeurs des critères d'information pour les deux modèles, on a retenu le modèle GARCH(1,2) que nous avons ré-estimé avec les quatre distributions N,ST,STS et GED, et nous avons retenu la distribution qui ne rejette pas le test de la bonne spécification de Pearson chi².Cependant, on ne peut pas rejeter l'hypothèse d'une dépendance de long terme dans la volatilité de cette série étant donné que le coefficient de la mémoire longue ξ est statistiquement significatif et $\in[0.5,+0.5]$.

Tableau [3.7] : Spécification du modèle GARCH(1,2) pour la variance de RDZDUSD

	GARCH(1,2)			
	Coefficient			
	[p-value]			
	(écart-type)			
	Distribution N	Distribution ST	Distribution STS	Distribution GED
Variance constante	0.00546 [0.00]** (0.001929)	0.01501 [0.07]*** (0.008425)	0.015718 [0.06]*** (0.008645)	0.006583 [0.14] (0.0044703)
ARCH(α_1)	0.23235 [0.00]** (0.02816)	1.00600 [0.00]** (0.19173)	1.017408 [0.00]** (0.19590)	0.489174 [0.00]** (0.046994)
ARCH(α_2)	-0.15157 [0.00]** (0.03238)	-0.52446 [0.00]** (0.15899)	-0.526358 [0.00]** 0.16016	-0.335266 [0.00]** (0.085616)
GARCH(β_1)	0.90770 [0.00]** (0.01828)	0.76067 [0.00]** (0.06648)	0.758086 [0.00]** (0.066185)	0.857345 [0.00]** (0.058676)
Student(DF)/		2.58222		0.936661
GED(DF)		[0.00]** (0.1332)		[0.00]** (0.027286)

Asymétrie	Tail (queue)	0.037165 [0.01]** 0.014427	2.57274 [0.00]** (0.13211)	
LV	-3135.834	-2739.487	-2736.333	-2757.740
Critères d'information				
Akaike (AIC)	1.610997	1.408151	1.407046	1.417517
Schwarz (SIC)	1.617430	1.416191	1.416695	1.425557
Shibata (S)	1.610995	1.408148	1.407041	1.417513
Hannan-Quinn (H-Q)	1.613280	1.411005	1.410471	1.420370
Tests sur les résidus standardisés				
SK	0.15 [0.00]**	0.28 [0.00]**	0.28 [0.00]**	0.18 [0.00]**
E.KU	4.13 [0.00]**	10.34 [0.00]**	10.23 [0.00]**	6.59 [0.00]**
Jarque-Bera	2786.7 [0.00]**	17429 [0.00]**	17075 [0.00]**	7095.9 [0.00]**
Q(5)	13.4393 [0.01]*	12.1657 [0.03]*	12.1332 [0.03]*	13.0473 [0.02]*
Q(10)	15.9783 [0.10]**	14.6441 [0.14]**	14.6342 [0.14]**	15.4128 [0.11]**
Q(20)	23.1374 [0.28]**	22.4900 [0.31]**	22.4660 [0.31]**	22.2414 [0.32]**
Q(50)	64.3478 [0.08]**	63.9915 [0.08]**	63.9516 [0.08]**	64.1552 [0.08]**
Q²(5)	2.53668 [0.28]**	9.54007 [0.00]	9.67161 [0.00]	7.54636 [0.02]*
Q²(10)	8.23086 [0.31]**	15.1877 [0.03]*	15.2991 [0.03]*	14.5423 [0.04]*
Q²(20)	30.5929 [0.02]*	69.2016 [0.00]	69.1779 [0.00]	56.7478 [0.00]
Q²(50)	97.9825 [0.00]	341.823 [0.00]	338.561 [0.00]	195.129 [0.00]
ARCH 1-2	0.54708 [0.57]**	2.9625 [0.05]**	3.0136 [0.04]*	2.7178 [0.06]**
ARCH 1-5	0.51065 [0.76]**	2.0739 [0.06]**	2.1046 [0.06]**	1.5827 [0.16]**
ARCH 1-10	0.82872 [0.60]**	1.7636 [0.06]**	1.7773 [0.05]**	1.5634 [0.11]**
P(40)	475.2991 [0.00]	59.5577 [0.01]*	48.2699 [0.14]**	75.2376 [0.00]
P(50)	507.3617 [0.00]	55.4890 [0.24]**	55.9251 [0.23]**	77.6285 [0.00]
P(60)	517.6491 [0.00]	84.1344 [0.01]*	57.5670 [0.52]**	95.9559 [0.00]
RBD(2)	1.24562 [0.53]**	58.3461 [0.00]	66.0165 [0.00]	3.35068 [0.18]**
RBD(5)	2.77125 [0.73]**	-107.676 [1.00]**	-100.971 [1.00]**	4.32178 [0.50]**
RBD(10)	9.23488 [0.50]**	-56.1012 [1.00]**	-54.9392 [1.00]**	7.69355 [0.65]**
Les symboles (***), (**) et (*) correspondent: A la significativité des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1% respectivement si (p-value<0.10 ; 0.05 ;				

0.01), et au non rejet des H_0 pour les tests.

H_0 pour les Q et Q^2 -statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H_0 pour ARCH LM et RBD(n) : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. En ce qui concerne le test de Pearson χ^2 *Goodness-of-fit* P(n), l'hypothèse nulle est : la bonne spécification de la distribution. Et on accepte les H_0 si (p-value > 0.05 à l'intervalle de confiance 95%), et si p-value > 0.01 à l'intervalle de confiance 99%).

LV : Log maximum de Vraisemblance

Fournis par G@RCH de Ox.Metrics 6.0.

Selon les résultats du tableau [3.7] l'unique distribution à même de représenter la variance des rentabilités de change du Dinar Algérien est : la distribution Asymétrique de Student STS. En effet, le test de Pearson χ^2 de la *Goodness-of-fit* n'est pas rejeté. Ceci est confirmé par la significativité statistique des paramètres de queue et d'asymétrie. Et les quatre critères d'informations révèlent que les meilleurs modèles sont ceux qui correspondent à une distribution de Student (SIC et H-Q) ou Asymétrique Student (AIC et S). Toutefois, la distribution qui minimise les critères SK et E.KU est la distribution normale. Nous avons retenu le modèle qui correspond à la distribution STS.

D'après les résultats du modèle ARFIMA(2,0.11,3)-GARCH(1,2) reportés dans les tableaux [3.5] et [3.7], et compte tenu de la significativité statistique du modèle FIGARCH(1,0.49,1), on affirme que les rentabilités de change du Dinar Algérien sont caractérisées par une double mémoire longue dans la moyenne et dans la variance. Ce qui signifie que les conséquences d'un choc sur cette série sont longues mais pas permanentes, et qu'un retour à la moyenne est envisageable. L'autre implication est que les rentabilités de change du Dinar Algérien sont prévisibles, ce qui correspond au rejet de l'hypothèse de l'efficacité faible du marché de change en Algérie.

3.1.2. Rentabilités de change de la Livre égyptienne (REGPUSD)

Rappelons que la série des rentabilités de change de la Livre égyptienne est de type I(0) selon ADF et I(1) selon KPSS, ce qui représente selon la littérature un premier signe de la présence d'une mémoire longue, cette impression est confirmée par le test de Lo, bien que, le paramètre de différenciation stationnaire généré par l'estimateur GPH soit statistiquement significatif, et est non différent de zéro. En ce qui concerne le regroupement de volatilité, les résultats du test ARCH LM et celui de Ljung-Box sur les rentabilités au carré indiquent que la série REGPUSD ne présente pas d'effet ARCH. le

modèle ARFIMA semble alors être justifié pour représenter le comportement des rentabilités de change de la Livre Egyptienne en moyenne. Nous en avons estimé plusieurs configurations avec des ordres de p et q variant de 0 à 3, et en se référant à la significativité statistique des paramètres et à la minimisation du critère d'information AIC, on a retenu le modèle ARFIMA($1,d,2$). Concernant la distribution des termes d'erreurs, nous n'avons pas pu observer une convergence pour les trois distributions : GED, Student et Asymétrique Student. Le tableau [3.8] reporte donc les spécifications du modèle retenu avec une distribution normale.

Tableau [3.8] : Spécification du modèle ARFIMA($1,d,2$) pour les rentabilités de change de la Livre Egyptienne

	Coefficient	[p-value] (écart-type)
Moyenne (μ)	0.01803	(0.4160)
Constante	0.01816	[0.11] (0.01137)
d-ARFIMA	0.1158	[0.05]** (0.05924)
AR(1)	-0.80164	[0.00]** (0.07249)
MA(1)	0.50630	[0.00]** (0.10095)
MA(2)	-0.29371	[0.00]** (0.08766)
Variance constante	0.16597	[0.00]** (0.06363)
LV	-2030.833	
Critères d'information		
Akaike	1.045066	
Schwarz	1.054714	
Shibata	1.045061	
Hannan-Quinn	1.048490	
Tests sur les résidus standardisés		
SK	16.30	[0.00]**
E.KU	571.15	[0.00]**
Jarque-Bera	5.3155e+007	[0.00]**
Q(5)	3.21109	[0.20]**
Q(10)	11.5455	[0.11]**
Q(20)	20.3375	[0.25]**
Q(50)	86.6199	[0.00]
Q²(5)	6.57402	[0.25]**
Q²(10)	6.84439	[0.74]**
Q²(20)	7.01662	[0.99]**

Q²(50)	7.40545	[1.00]**
ARCH 1-2	2.4049	[0.09]**
ARCH 1-5	1.2855	[0.26]**
ARCH 1-10	0.65907	[0.76]**
P(40)	9228.15	[0.00]
P(50)	9191.40	[0.00]
P(60)	9294.36	[0.00]
RBD(2)	-2.15373	[1.00]**
RBD(5)	-1.24758	[1.00]**
RBD(10)	-0.926706	[1.00]**
Hurst-Mandelbrot	1.39423	
R/S test		
Lo R/S test	1.39541	
d(GPH)	0.0073	[0.64]
Le symbole (**) correspond :		
A la significativité statistique des paramètres au seuil de 5% si (p-value<0.05). Et au non rejet des H0 pour les tests.		
H0 pour les Q et Q ² statistiques : absence de corrélation sérielle,		
Et H0 pour ARCH : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle,		
et on accepte les H0 si (p-value>0.05) au seuil de 5%.		
H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme		
et H0 de Lo = pas de dépendance de long-terme. Et on accepte H0		
si R/S ∈ [0.809, 1.862] à 95%.		

Fournis par Pc-give et G@rch de Ox.Metrics 6.0.

Selon les résultats du tableau [3.8], et au vu des coefficients SK et E.KU élevés de la série, la distribution normale n'est pas appropriée pour représenter les rentabilités de change de la Livre Egyptienne. En effet, le rejet du test de Pearson Chi² de la *Goodness-of-fit* confirme cela. En ce qui concerne la variance, le test de Ljung-Box (Q-statistiques) sur les résidus confirment qu'ils ne sont pas autocorrélés et les Q²-statistiques sur les résidus au carré, ainsi que le test ARCH LM confirment que la série REGPUSD ne contient pas de regroupement de volatilité, les résidus sont donc identiquement et indépendamment distribués mais ils ne correspondent pas à la distribution normale. On affirme alors que le modèle ARFIMA(1,0.11,2) représente bien le comportement des rentabilités de change de la Livre Egyptienne.

Selon les résultats reportés supra, nous pouvons confirmer que le comportement de la série des rentabilités de change de la Livre Egyptienne est caractérisés par une persistance de long terme (le coefficient de différenciation fractionnaire $d=0.11$, et est compris dans l'intervalle [0,0.5]), le processus comporte donc une mémoire longue. Ce qui signifie qu'un choc sur les rentabilités de change de la Livre Egyptienne aura des conséquences sur un long terme mais qui ne sont pas permanentes, et qu'un retour à la

moyenne va être observé. L'autre implication de la dépendance de long terme est que les rentabilités de change de la Livre Egyptienne sont prévisibles, ce qui correspond au rejet de l'hypothèse de l'efficience faible du marché de change en Egypte.

3.1.3. Rentabilités de change du Dirham Marocain (RMADUSD)

Rappelons que les rentabilités de change du Dirham Marocain ne présentent pas de mémoire longue selon les tests (Hurst-Mandelbrot, Lo), et que le test Ljung-Box et l'estimateur de GPH sur les rentabilités sont statistiquement non significatifs, ceci signifie que les rentabilités du Dirham ne sont pas auto-corrélés. Tandis que, les résultats des tests Q²-statistiques et ARCH LM révèlent que la série contient un regroupement de volatilité, alors un modèle ARCH(Q)/GARCH(P,Q) semble être approprié pour représenter la dynamique de la série RMADUSD. Dans ce qui suit nous avons conduit plusieurs configurations du modèle ARCH(Q). Cependant, un ordre de Q=4 n'a pas pu capturer la dynamique de la série, nous avons alors retenu le modèle GARCH(1,1) qui a pu satisfaire tous les tests de validation, à l'exception de celui de Pearson Chi² concernant la bonne spécification. En ce sens, nous avons estimé le modèle (sans variance inconditionnelle, n'ayant pas pu observer de convergence pour le modèle avec constante) avec les quatre distributions : Normale, Student, Asymétrique Student et GED.

Tableau [3.9] : Spécification du modèle GARCH(1,1) pour la variance de RMADUSD

	GARCH(1,1)			
	Coefficient			
	[p-value]			
	(écart-type)			
	Distribution N	Distribution ST	Distribution STS	Distribution GED
Moyenne (μ de RMADUSD)	-0.00323 (0.5206)	-0.00323 (0.5206)	-0.00323 (0.5206)	-0.00323 (0.5206)
Variance constante	Pas de convergence	Pas de convergence	Pas de convergence	Pas de convergence
ARCH(α_1)	0.03331 [0.00]** (0.004525)	0.03440 [0.00]** (0.004989)	0.034244 [0.00]** (0.0049746)	0.033801 [0.00]** (0.0047645)

GARCH(βI)	0.968068 [0.00]** (0.0041119)	0.966682 [0.00]** (0.004554)	0.966846 [0.00]** (0.0045483)	0.967501 [0.00]** (0.0043168)
Student(DF)/ GED(DF)		11.6887 [0.00]** (2.6756)		1.537504 [0.00]** (0.097881)
Asymétrie Tail (queue)			0.01287 [0.53] (0.0207)	11.7098 [0.00]** (2.6803)
LV	-2778.507	-2730.414	-2730.241	-2739.797
Critères d'information				
Akaike	1.426632	1.402470	1.402894	1.407284
Schwarz	1.429849	1.407294	1.409327	1.412108
Shibata	1.426632	1.402469	1.402892	1.407283
Hannan-Quinn	1.427774	1.404182	1.405178	1.408997
Tests sur les résidus standardisés				
SK	0.28 [0.00]**	0.28 [0.00]**	0.28 [0.00]**	0.28 [0.00]**
E.KU	3.03 [0.00]**	3.03 [0.00]**	3.03 [0.00]**	3.03 [0.00]**
Jarque-Bera	1546.0 [0.00]**	1553.1 [0.00]**	1552.3 [0.00]**	1548.7 [0.00]**
Q(5)	15.0938 [0.009]	14.9443 [0.01]*	14.9614 [0.01]*	15.0329 [0.01]*
Q(10)	18.3807 [0.04]*	18.2475 [0.05]**	18.2626 [0.05]**	18.3267 [0.04]*
Q(20)	28.1453 [0.10]**	28.0311 [0.10]**	28.0438 [0.10]**	28.0993 [0.10]**
Q(50)	45.0191 [0.67]**	44.9771 [0.67]**	44.9813 [0.67]**	45.0025 [0.67]**
Q²(5)	1.90579 [0.59]**	1.89486 [0.59]**	1.89460 [0.59]**	1.89719 [0.59]**
Q²(10)	3.90971 [0.86]**	4.01761 [0.85]**	4.00296 [0.85]**	3.94948 [0.86]**
Q²(20)	6.38545 [0.99]**	6.47936 [0.99]**	6.46551 [0.99]**	6.41735 [0.99]**
Q²(50)	25.1236 [0.99]**	25.2773 [0.99]**	25.2554 [0.99]**	25.1784 [0.99]**
ARCH 1-2	0.74888 [0.47]**	0.73080 [0.48]**	0.73236 [0.48]**	0.73992 [0.47]**
ARCH 1-5	0.37819 [0.86]**	0.37885 [0.86]**	0.37845 [0.86]**	0.37769 [0.86]**
ARCH 1-10	0.39042 [0.95]**	0.40468 [0.94]**	0.40278 [0.94]**	0.39584 [0.94]**
P(40)	58.2648 [0.02]*	57.2386 [0.02]*	48.8240 [0.13]**	46.2586 [0.19]**
P(50)	80.2196 [0.00]	72.4207 [0.01]*	70.9841 [0.02]*	63.5700 [0.07]**
P(60)	99.6501 [0.00]	82.0718 [0.02]*	75.0221 [0.07]**	63.1698 [0.33]**
RBD(2)	1.50648 [0.47]**	1.45138 [0.48]**	1.45954 [0.48]**	1.48037 [0.47]**

RBD(5)	1.89286 [0.86]**	1.75250 [0.88]**	1.76113 [0.88]**	1.83081 [0.87]**
RBD(10)	3.79421 [0.95]**	3.24169 [0.97]**	3.25532 [0.97]**	3.53264 [0.96]**
Les symboles (***), (**) et (*) correspondent: A la significativité statistique des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1% respectivement si (p-value<0.10 ; 0.05 ;0.01), et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q etQ ² -statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH LM et RBD(n) : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. En ce qui concerne le test de Pearson Chi ² <i>Goodness-of-fit</i> P(n), l'hypothèse nulle est : la bonne spécification de la distribution. Et on accepte les H0 si (p-value>0.05) au seuil de 5%.				

Fournis par G@RCH de Ox.Metrics 6.0.

Selon les résultats du tableau [3.9], toutes les distributions proposent des coefficients de distribution SK et E.KU similaires. Cependant, le test de Pearson Chi² de la *Goodness-of-fit* montre que seules les deux distributions GED et STS sont appropriés pour représenter la variance des rentabilités de change du Dirham Marocain. Néanmoins, le paramètre d'asymétrie relatif à la distribution STS n'est pas statistiquement significatif, pour cela nous avons retenu le modèle correspondant à la distribution GED. Et le résultat des tests sur les résidus standardisés confirment que le modèle GARCH(1,1) est suffisant pour capturer la dynamique de la série RMADUSD.

D'autre part, les rentabilités de change du Dirham Marocain ne sont pas autocorrélées et par conséquent non-prévisibles, ce qui constitue un critère d'acceptation de l'hypothèse de l'efficacité faible du marché de change Marocain. Toutefois, notons que ce qui est d'intérêt dans la prévision des taux de change est plus la prévision des volatilités. La raison en est que, généralement, les agents opérant sur le marché des changes peuvent facilement couvrir leurs positions de trésorerie. Mais, en raison des positions de couverture, ils peuvent entraîner des pertes importantes si la volatilité demeure plate.

3.1.4. Rentabilités de change du Dinar Tunisien (RTNDUSD)

Rappelons que, la série des rentabilités de change du Dinar Tunisien est de type I(0) selon ADF et KPSS, et que les tests de Hurst-Mandelbrot et celui de Lo rejettent l'hypothèse nulle de corrélation sérielle de long terme. Le paramètre de différenciation stationnaire généré par l'estimateur GPH est statistiquement et significativement non-différent de zéro. On en conclut alors que la série ne peut pas être représentée par un

modèle ARFIMA en moyenne, un constat confirmé par la non significativité statistique des paramètres pour tous les modèles estimés avec des ordres de p et q qui varient de 0 à 3, nous avons alors adopté un modèle ARMA pour la représenter et la visualisation de la FAC et de la FACP (voir annexe 4) fait ressortir l'ordre de 1 pour les deux parties AR et MA. Le modèle ARMA(1,1) n'est pas statistiquement significatif et le choix du meilleur modèle entre AR(1) et MA(1) est basé sur la minimisation du critère d'information AIC, qui fait ressortir le modèle AR(1). En ce qui concerne le regroupement de volatilité, les résultats du test ARCH LM et celui de Ljung-Box sur les rentabilités au carré indiquent que la série RTNDUSD présente un effet ARCH dans sa variance.

Tableau [3.10] : Spécification du modèle AR(1) pour les rentabilités de change du Dinar Tunisien en moyenne

	Coefficient	[p-value] (écart-type)
Moyenne (μ)	0.0108368	(0.532146)
Constante	0.010852	[0.14] (0.007396)
AR(1)	-0.15223	[0.00]** (0.01583)
LV	-3072.02851	
Tests sur les résidus		
SK	-0.068	[0.07]***
E.KU	5.7848	[0.00]**
Jarque-Bera	5438.2	[0.00]**
ARCH(1-2)	304.32	[0.00]
ARCH(1-5)	128.15	[0.00]
ARCH(1-10)	81.461	[0.00]
Q(5)	3.51083	[0.62]**
Q(10)	7.59130	[0.66]**
Q(20)	23.4933	[0.26]**
Q(50)	48.8718	[0.00]**
Q²(5)	519.916	[0.00]
Q²(10)	758.700	[0.00]
Q²(20)	885.463	[0.00]
Q²(50)	1013.50	[0.00]
Hurst-Mandelbrot test	1.65544	R/S
Lo R/S test	1.65546	

d(GPH)	0.0102	[0.52]
<p>Les symboles (***) , (**) et (*) correspondent à : la significativité statistique des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1%, si (p-value<0.10 ;0.05 ;0.01).Et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q² statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle, et on accepte les H0 si (p-value>0.10 ; 0.05 ;0.01) aux trois seuils. H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 de Lo = pas de dépendance de long-terme. Et on accepte H0 si R/S ∈] à [0.861, 1.747] à 90% [0.809, 1.862] à 95% [0.721, 2.098] à 99% LV : Log maximum de Vraisemblance.</p>		

Fournis par Pc-give et G@rch de Ox.Metrics 6.0.

En ce qui concerne la variance de la série, les résultats des Q-statistiques sur les résidus montrent qu'ils ne sont pas autocorrélés et les statistiques R/S de Hurst-Mandelbrot et de Lo confirment que la série ne contient pas une dépendance de long terme. Cependant, le regroupement de volatilité est confirmé par le test ARCH LM et les Q²-statistiques sur les résidus. Ce constat témoigne qu'un modèle ARCH/GARCH est adéquat pour représenter la variance des rentabilités de change du Dinar Tunisien. Toutefois, nous avons estimé plusieurs configurations du modèle GARCH(P, Q) pour des ordres de Q assez élevés, mais aucun modèle (même un GARCH(2,5)) n'a pu satisfaire le test ARCH LM. L'alternative pour ne pas avoir à calculer un nombre trop élevé de paramètres, et ainsi perdre en précision et en degrés de liberté, est d'adopter un modèle fractionnairement intégré avec une mémoire longue, le modèle FIGARCH, ceci même si les tests de mémoire longue ne sont pas significatifs. Dans ce qui suit, nous avons estimé plusieurs configurations du modèle FIGARCH, et le modèle retenu ayant satisfait les tests, est un modèle FIGARCH($1, \xi, 1$). Notons aussi que la distribution normale est inappropriée au vu des coefficients SK et E.KU. Par conséquent, nous avons estimé le modèle retenu avec les quatre distributions : Normale, Student, Asymétrique-Student et GED.

Tableau [3.11] : Spécification du modèle FIGARCH(I, ξ, I) pour la variance de RTNDUSD

FIGARCH(I, ξ, I)				
Coefficient				
[p-value]				
(écart-type)				
	Distribution N	Distribution ST	Distribution STS	Distribution GED
Variance constante	0.407053 [0.21] (0.33146)	0.229988 [0.00]** (0.066454)	0.229944 [0.00]** (0.066432)	0.265895 [0.00]** (0.096873)
ξ-FIGARCH	0.487320 [0.00]** (0.15865)	0.392497 [0.00]** (0.061972)	0.392456 [0.00]** (0.061919)	0.407702 [0.00]** (0.079479)
ARCH(ϕI)	0.458093 [0.00]** (0.11161)	0.476451 [0.00]** (0.052470)	0.476469 [0.00]** (0.052440)	0.489334 [0.00]** (0.062566)
GARCH(βI)	0.834861 [0.00]** (0.054835)	0.778140 [0.00]** (0.039903)	0.778140 [0.00]** (0.039889)	0.795427 [0.00]** (0.041604)
Student(DF)/ GED(DF)		6.889389 [0.00]** (0.76477)		1.362129 [0.00]** (0.054659)
Asymétrie			0.000749 [0.96] (0.019824)	6.890049 [0.00]** (0.76530)
Tail (queue)				
LV	-2831.445	-2736.657	-2736.656	-2746.279
Critères d'information				
Akaike	1.454821	1.406699	1.407212	1.411636
Schwarz	1.461253	1.414740	1.416860	1.419676
Shibata	1.454818	1.406696	1.407207	1.411633
Hannan-Quinn	1.457104	1.409553	1.410637	1.414490
Tests sur les résidus standardisés				
SK	0.072 [0.06]***	0.049 [0.20]	0.049 [0.20]	0.060 [0.12]
E.KU	2.572 [0.00]**	2.808 [0.00]**	2.808 [0.00]**	2.727 [0.00]**
Jarque-Bera	1077.8 [0.00]**	1282.5 [0.00]**	1282.6 [0.00]**	1210.4 [0.00]**
Q(5)	4.74036 [0.44]**	4.80482 [0.44]**	4.80459 [0.44]**	4.78918 [0.44]**
Q(10)	6.94491 [0.73]**	7.17351 [0.70]**	7.17317 [0.70]**	7.09429 [0.71]**
Q(20)	22.4290 [0.31]**	22.8954 [0.29]**	22.8949 [0.29]**	22.8274 [0.29]**
Q(50)	43.1464 [0.74]**	43.7270 [0.72]**	43.7265 [0.72]**	43.5460 [0.72]**
Q²(5)	8.37372 [0.03]*	15.0884 [0.00]	15.1011 [0.00]	10.8069 [0.01]*
Q²(10)	14.3205	21.0135	21.0256	16.6776

	[0.07]**	[0.00]	[0.00]	[0.03]*
Q²(20)	16.1637 [0.58]**	22.8434 [0.19]**	22.8554 [0.19]**	18.4218 [0.42]**
Q²(50)	38.4945 [0.83]**	45.3232 [0.58]**	45.3348 [0.58]**	40.8066 [0.75]**
ARCH 1-2	2.5961 [0.07]**	6.0475 [0.00]	6.0536 [0.00]	4.0170 [0.01]*
ARCH 1-5	1.7023 [0.13]**	3.0305 [0.00]	3.0330 [0.00]	2.1883 [0.05]**
ARCH 1-10	1.4376 [0.15]**	2.0846 [0.02]*	2.0858 [0.02]*	1.6687 [0.08]**
P(40)	120.7378 [0.00]	42.8517 [0.30]**	42.0513 [0.34]**	40.0400 [0.42]**
P(50)	122.6260 [0.00]	59.3371 [0.14]**	60.8250 [0.11]**	47.7671 [0.52]**
P(60)	134.0062 [0.00]	61.2612 [0.39]**	58.2134 [0.50]**	63.8163 [0.31]**
RBD(2)	-1.31045 [1.00]**	-17.5360 [1.00]**	-17.3463 [1.00]**	-9.18753 [1.00]**
RBD(5)	1.86767 [0.86]**	-14.5338 [1.00]**	-14.4141 [1.00]**	-8.19571 [1.00]**
RBD(10)	15.8280 [0.10]**	-9.10577 [1.00]**	-9.00547 [1.00]**	-3.53771 [1.00]**
Les symboles (***) , (**) et (*) correspondent à : la significativité statistique des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1% respectivement si (p-value<0.10 ;0.05 ;0.01), et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q ² -statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH LM et RBD(n) : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. En ce qui concerne le test de Pearson Chi ² Goodness-of-fit P(n), l'hypothèse nulle est : la bonne spécification de la distribution. Et on accepte les H0 si (p-value>0.05) au seuil de 5%.				

Fournis par G@RCH de Ox.Metrics 6.0.

Selon les résultats du tableau [3.11] la distribution du processus est symétrique, les coefficients SK pour toutes les distributions sont statistiquement non différents de zéro, pour cela on rejette la distribution STS. Le test de Pearson de la bonne spécification rejette la distribution normale, et la distribution de Student ne satisfait pas le test des Q²-statistiques et le test ARCH LM. En conséquence, on a retenu le modèle correspondant à la distribution GED, qui a bien capturé la dynamique de la série RTNDUSD.

D'autre part, les résultats du modèle AR(1)-FIGARCH(1,0.40,1) reportés dans les tableaux [3.10] et [3.11] montrent que les rentabilités de change du Dinar Tunisien contiennent une mémoire courte dans la moyenne du processus et une mémoire longue dans sa variance, ce qui signifie que les conséquences d'un choc sur la série ne sont pas permanentes et qu'un retour à la moyenne sera observé. L'autre implication est que les

rentabilités de change du Dinar Tunisien sont prévisibles, ce qui représente un rejet de l'hypothèse de l'efficacité faible du marché de change Tunisien.

3.2. Les pays du Conseil de Coopération du Golf

3.2.1. Rentabilités de change du Rial Omanais (ROMRUSD)

Rappelons que, la série des rentabilités de change du Rial Omanais est de type $I(0)$ selon ADF et $I(1)$ selon KPSS, ce qui représente selon la littérature un premier signe de la présence d'une mémoire longue, et que le test de Hurst-Mandelbrot ne rejette pas l'hypothèse nulle de corrélation sérielle de long terme dans la série, le paramètre de différenciation stationnaire généré par l'estimateur GPH est statistiquement significatif et est différent de zéro. Et, concernant le regroupement de volatilité, les résultats du test ARCH LM et de celui de Ljung-Box sur les rentabilités au carré indiquent que la série ROMRUSD présente un effet ARCH dans sa variance.

Dès lors, le modèle ARFIMA semble être justifié pour représenter le comportement de la moyenne de la série des rentabilités de change du Rial Omanais. Et l'examen de la significativité statistique des paramètres et de la minimisation du critère d'information AIC font ressortir le modèle ARFIMA(2, d ,2).

Tableau [3.12] : Spécification du modèle ARFIMA(2, d ,2) pour les rentabilités de change du Rial Omanais en moyenne

	Coefficient	[p-value] (écart-type)
Moyenne (μ)	1e-007	(0.0243918)
Constante	3.75125e-007	[0.90] (3.254e-006)
d-ARFIMA	-0.658489	[0.00]** (0.01339)
AR(1)	0.680862	[0.00]** (0.03100)
AR(2)	-0.929404	[0.00]** (0.02799)
MA(1)	-0.706270	[0.00]** (0.03220)

MA(2)	0.915982	[0.00]** (0.03259)
LV	8942.2906	
Tests sur les résidus		
SK	2.74	[0.00]**
E.KU	237.16	[0.00]**
Jarque-Bera	9.1399e+006	[0.00]**
ARCH(1-2)	112.44	[0.00]
ARCH(1-5)	45.355	[0.00]
ARCH(1-10)	22.641	[0.00]
Q(5)	2.66694	[0.75]**
Q(10)	14.1084	[0.16]**
Q(20)	61.6113	[0.00]
Q(50)	118.305	[0.00]
Q²(5)	225.444	[0.00]
Q²(10)	225.847	[0.00]
Q²(20)	252.242	[0.00]
Q²(50)	258.147	[0.00]
Hurst- Mandelbrot R/S test	1.81311	
Lo R/S test	1.81206	
d(GPH)	0.0031	[0.84]
<p>Les symboles (***) , (**) et (*) correspondent à : la significativité des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1%, si (p-value<0.10 ;0.05 ;0.01).Et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q² statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle, et on accepte les H0 si (p-value>0.10 ; 0.05 ;0.01) au trois seuils. H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 de Lo = pas de dépendance de long-terme. Et on accepte H0 si R/S ∈] à [0.861, 1.747] à 90% [0.809, 1.862] à 95% [0.721, 2.098] à 99% LV : Log maximum de Vraisemblance.</p>		

Fournis par Pc-give et G@rch de Ox.Metrics 6.0.

Pour la variance de la série, les résultats des Q-statistiques sur les résidus montrent qu'ils sont autocorrélés sur le long terme, mais les tests de mémoire longue prouvent qu'ils ne contiennent pas une dépendance de long terme. Le regroupement de volatilité est confirmé par les Q²-statistiques et le test ARCH LM, ce qui signifie que le modèle ARCH(Q) ou GARCH(P,Q) est approprié pour saisir la dynamique de la variance des rentabilités de change du Rial Omanais. Nous avons estimé plusieurs configurations du modèle ARCH, et suivant les tests de validation, nous avons retenu le modèle ARCH(1) qui semble suffisant pour capturer la dynamique de la série, confirmant ainsi l'impression fournie par la visualisation du corrélogramme de la série au carré. On note

aussi que la distribution normale ne semble pas être appropriée au vu des coefficients SK et E.KU, ce qui nous a conduit à estimer le modèle ARCH(1) avec les trois distributions N, ST et GED.

Tableau [3.13] : Spécification du modèle ARCH(1) pour la variance de ROMRUSD

ARCH(1)			
	Coefficient		
	[p-value]		
	(écart-type)		
	Distribution N	Distribution ST	Distribution GED
Variance constante	-0.000559 [0.00]** (0.000158)	-0.000351 [0.00]** (3.52 ^E -05)	-0.000582 [0.00]** (1.24 ^E -05)
ω	0.000289 [0.00]** (3.64 ^E -07)	0.007451 [0.99] (1.18418)	1.32 ^E -05 [0.00]** (8.12 ^E -07)
ARCH(α1)	1.280987 [0.00]** (0.023851)	3012.24 [0.99] (452143.3)	3.836217 [0.00]** (0.283247)
Student(DF)/ GED(DF)		2.00039 [0.00]** (0.058941)	0.567025 [0.00]** (0.006262)
LV	9813.26	14797.23	14354.87
Critère d'information			
Akaike	-5.033489	-7.590164	-7.363197
Schwarz	-5.028664	-7.583731	-7.356764
Hannan-Quinn	-5.031776	-7.587881	-7.360913
Tests sur les résidus standardisés			
SK	17.64 [0.00]**	37.43 [0.00]**	36.66 [0.00]**
E.KU	697.28 [0.00]**	1763.34 [0.00]**	1727.44 [0.00]**
Jarque-Bera	78492360 [0.00]**	5.04 ^E +08 [0.00]**	4.84 ^E +08 [0.00]**
Q(5)	1.8977 [0.86]**	0.0545 [1.00]**	0.0787 [1.00]**
Q(10)	12.738 [0.23]**	0.8401 [1.00]**	1.1106 [1.00]**
Q(20)	57.474 [0.00]	5.5583 [0.99]**	6.8248 [0.99]**
Q(50)	72.836 [0.01]*	7.6574 [1.00]**	9.2677 [1.00]**
Q²(5)	0.0447 [1.00]**	0.0059 [1.00]**	0.0061 [1.00]**
Q²(10)	0.0618 [1.00]**	0.0110 [1.00]**	0.0111 [1.00]**
Q²(20)	8.4810	0.0205	0.0223

	[0.98]**	[1.00]**	[1.00]**
Q²(50)	8.6864 [1.00]**	0.0530 [1.00]**	0.0552 [1.00]**
ARCH 1-2	0.003509 [0.99]**	0.001198 [0.99]**	0.001242 [0.99]**
ARCH 1-5	0.008893 [1.00]**	0.001189 [1.00]**	0.001219 [1.00]**
ARCH 1-10	0.06120 [1.00]**	0.001096 [1.00]**	0.00111 [1.00]**
Les symboles (**) et (*) correspondent :			
A la significativité statistique des paramètres au seuil de 5% et 1% respectivement si (p-value<0.05 ;0.01), et au non rejet des H0 pour les tests.			
H0 pour les Q etQ ² -statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH LM: absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. On accepte les H0 si (p-value>0.05 ;0.01) aux seuils de 95% et 99%.			

Fournis par Eviews 8.0^o

Les résultats des tests indiquent que la dynamique de la variance de la série ROMRUSD est bien capturée par le modèle ARCH(1), et en ce qui concerne la distribution, nous avons rejeté celle de Student puisqu'on n'a pas pu observer une significativité statistique pour les paramètres d'asymétrie, et nous avons retenu celle de GED sous laquelle on a pu accepter l'hypothèse H0 du test Q-statistiques sur les résidus standardisés, qui est rejeté sous la distribution normale. Les critères d'information confirment la supériorité de la distribution GED.

Les résultats de la modélisation ARFIMA(2,-0.65,2)-ARCH(1) indiquent que les rentabilités de change du Rial Omanais (contrairement au constat préliminaire d'une mémoire longue), sont caractérisées par une mémoire courte dans leur moyenne et dans leur variance, ce qui signifie qu'un retour à la moyenne sera observé en cas de choc sur la série ($d < 1$), l'implication est que les rentabilités de change du Rial Omanais sont prévisibles, ce qui correspond au rejet de l'hypothèse de l'efficacité faible du marché de change au Oman.

3.2.2. Rentabilités de change du Riyal Qatarien (RQARUSD)

On rappelle que la série des rentabilités de change du Riyal Qatarien est de type I(0) selon ADF et KPSS, et que le test de Hurst-Mandelbrot ne rejette pas l'hypothèse nulle

^o Nous n'avons pas pu mener cette estimation sous Ox-metrics, le programme ne fournit pas de détail pour des valeurs de alpha>1.

de corrélation sérielle de long terme. Le paramètre de différenciation stationnaire généré par l'estimateur GPH est statistiquement significatif et est différent du zéro. En ce qui concerne le regroupement de volatilité, les résultats du test ARCH LM et de celui de Ljung-Box sur les rentabilités au carré indiquent que la série RQARUSD présente un effet ARCH dans sa variance.

Le modèle ARFIMA semble alors être justifié pour représenter le comportement de la moyenne des rentabilités de change du Riyal Qatarien. Nous en avons estimé plusieurs configurations avec des ordres de p et q variant de 0 à 3, l'examen de la significativité statistique des paramètres et le critère AIC a fait ressortir le modèle ARFIMA($1, d, 1$).

Tableau [3.14] : Spécification du modèle ARFIMA($1, d, 1$) pour les rentabilités de change du Riyal Qatarien en moyenne

	Coefficient	[p-value] (écart-type)
Moyenne (μ)	5.73728e-006	(0.0243675)
Constante	2.22699e-006	[0.76] (7.335e-006)
d-ARFIMA	-0.48455	[0.00]** (0.03941)
AR(1)	0.249774	[0.00]** (0.05544)
MA(1)	-0.504581	[0.00]** (0.07198)
LV	8946.8318	
Tests sur les résidus		
SK	-4.9869	[0.00]**
E.KU	312.99	[0.00]**
Jarque-Bera	1.5927e+007	[0.00]**
ARCH(1-2)	11.389	[0.00]
ARCH(1-5)	4.6106	[0.00]
ARCH(1-10)	2.2996	[0.01]*
Q(5)	0.902318	[0.97]**
Q(10)	1.34850	[0.99]**
Q(20)	8.17980	[0.99]**
Q(50)	51.9580	[0.39]**
Q²(5)	24.0410	[0.00]
Q²(10)	24.0475	[0.00]
Q²(20)	24.0737	[0.23]**
Q²(50)	24.1623	[0.99]**
Hurst-	1.56529	

Mandelbrot R/S test		
Lo R/S test	1.56576	
d(GPH)	-0.01987	[0.21]**
Les symboles (***) , (**) et (*) correspondent à : la significativité statistique des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1%, si (p-value<0.10 ;0.05 ;0.01).Et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q ² statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle, et on accepte les H0 si (p-value>0.10 ; 0.05 ;0.01) au trois seuils. H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 de Lo = pas de dépendance de long-terme. Et on accepte H0 si R/S ∈ à [0.861, 1.747] à 90% [0.809, 1.862] à 95% [0.721, 2.098] à 99% LV : Log maximum de Vraisemblance.		

Fournis par Pc-give et G@rch de Ox.Metrics 6.0.

En ce qui concerne la variance de la série, les résultats des Q-statistiques sur les résidus montrent qu'ils ne sont pas auto-corrélés pour tous les retards. Et pour le regroupement de volatilité, il est confirmé par le test ARCH LM et rejeté par les Q²-statistiques sur les ordres de retards 20 et 50. Ce constat témoigne qu'un modèle ARCH(1) serait suffisant pour saisir la dynamique des rentabilités de change du Riyal Qatarien, un choix à confirmer par les tests sur les résidus standardisés. Nous avons subséquentement estimé le modèle ARCH(1) avec les trois distributions N,ST et GED, puisque la distribution normale semble être inappropriée au vu des coefficients SK et E.KU.

Tableau [3.15] : Spécification du modèle ARCH(1) pour la variance de RQARUSD

ARCH(1)			
	Coefficient		
	[p-value]		
	(écart-type)		
	Distribution N	Distribution ST	Distribution GED
Variance constante	-0.000558 [0.00]** (2.93 ^E -05)	0.001309 [0.00]** (9.47 ^E -05)	0.001353 [0.00]** (7.00 ^E -05)
ω	0.000266 [0.00]** (1.56 ^E -06)	0.000149 [0.02]** (6.43 ^E -05)	6.88 ^E -05 [0.00]** (3.28 ^E -06)
ARCH(α1)	2.272172 [0.00]** (0.019498)	7.417128 [0.02]** (3.308394)	1.948131 [0.00]** (0.130624)
Student(DF)/		2.163824	0.733483

GED(DF)		[0.00]** (0.082139)	[0.00]** (0.008979)
LV	9249.98	11943.81	11643.59
Critère d'information			
Akaike	-4.744478	-6.126119	-5.972084
Schwarz	-4.739653	-6.119687	-5.965652
Hannan-Quinn	-4.742765	-6.123836	-5.969801
Tests sur les résidus standardisés			
SK	-0.27 [0.00]**	1.87 [0.00]**	0.11 [0.00]**
E.KU	390.48 [0.00]**	257.62 [0.00]**	293.58 [0.00]**
Jarque-Bera	24385516 [0.00]**	10531997 [0.00]**	13714352 [0.00]**
Q(5)	10.898 [0.05]**	8.1345 [0.14]**	8.4177 [0.13]**
Q(10)	12.264 [0.26]**	9.8506 [0.45]**	9.9536 [0.44]**
Q(20)	18.767 [0.53]**	21.745 [0.35]**	20.088 [0.45]**
Q(50)	44.244 [0.70]**	51.006 [0.43]**	48.449 [0.53]**
Q²(5)	0.0267 [1.00]**	0.0837 [1.00]**	0.0601 [1.00]**
Q²(10)	0.0464 [1.00]**	0.2214 [1.00]**	0.1297 [1.00]**
Q²(20)	0.0996 [1.00]**	0.3482 [1.00]**	0.2212 [1.00]**
Q²(50)	0.2210 [1.00]**	0.6557 [1.00]**	0.4380 [1.00]**
ARCH 1-2	0.008388 [0.99]**	0.024057 [0.97]**	0.17585 [0.98]**
ARCH 1-5	0.005351 [1.00]**	0.016800 [0.99]**	0.12060 [1.00]**
ARCH 1-10	0.004655 [1.00]**	0.021971 [1.00]**	0.12925 [1.00]**

Les symboles (**) et (*) correspondent à :
la significativité statistique des paramètres au seuil de 5% et 1% respectivement si (p-value<0.05 ;0.01),
et au non rejet des H₀ pour les tests.
H₀ pour les Q et Q²-statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H₀ pour ARCH LM: absence
d'hétéroscédasticité conditionnelle. On accepte les H₀ si (p-value>0.05 ;0.01) aux seuils de 95% et 99%.

Fournis par Eviews 8.0^p

Les tests révèlent que la dynamique de la variance de la série RQARUSD est bien capturée par le modèle ARCH(1), et en ce qui concerne la distribution, nous avons retenu celle de GED qui minimise les coefficients de la distribution SK et E.KU.

^p Nous n'avons pas pu mener cette estimation sous Ox-metrics, le programme ne fournit pas de détail pour des valeurs de alpha>1.

Les résultats de la modélisation ARFIMA(1,-0.48,1)-ARCH(1) indiquent que les rentabilités de change du Riyal Qatarien sont caractérisées par une anti-persistance (mémoire courte) dans la moyenne et dans la variance de la série ce qui implique qu'un retour à la moyenne sera observé en cas de choc. Ce résultat témoigne que les rentabilités de change du Riyal Qatarien sont prévisibles, ce qui correspond au rejet de l'hypothèse de l'efficiences faible du marché de change au Qatar.

3.2.3. Rentabilités de change du Riyal Saoudien (RSARUSD)

Rappelons que la série des rentabilités de change du Riyal Saoudien est de type I(0) selon ADF et KPSS, et que le test de Hurst-Mandelbrot ne rejette pas l'hypothèse nulle de corrélation sérielle de long terme (au seuil de 1%). Le paramètre de différenciation stationnaire généré par l'estimateur GPH est statistiquement significatif et est différent du zéro. En ce qui concerne le regroupement de volatilité, les résultats du test ARCH LM et celui de Ljung-Box sur les rentabilités au carré indiquent que la série RSARUSD présente un effet ARCH dans sa variance.

Le modèle ARFIMA semble alors être justifié pour représenter le comportement de la moyenne des rentabilités de change du Riyal Saoudien. Nous en avons estimé plusieurs configurations avec des ordres de p et q variant de 0 à 3. L'examen de la significativité statistique des paramètres et de la minimisation du critère AIC a fait ressortir le modèle ARFIMA(3, d ,2).

Tableau [3.16] : Spécification du modèle ARFIMA(3, d ,2) pour les rentabilités de change du Riyal Saoudien en moyenne

	Coefficient	[p-value] (écart-type)
Moyenne (μ)	2.63586e-006	(0.0342065)
Constante	-2.18710e-006	[0.95] (4.050e-005)
d-ARFIMA	-0.345194	[0.00]** (0.02685)
AR(1)	0.371824	[0.00]** (0.05038)
AR(2)	-0.692134	[0.00]**

		(0.07525)
AR(3)	-0.087767	[0.00]** (0.03140)
MA(1)	-0.35856	[0.00]** (0.05092)
MA(2)	0.725119	[0.00]** (0.07193)
LV	7625.44362	
Tests sur les résidus		
SK	-4.23	
E.KU	443.74	
Jarque-Bera	3.1992e+007	
ARCH(1-2)	680.17	[0.00]
ARCH(1-5)	291.25	[0.00]
ARCH(1-10)	148.09	[0.00]
Q(5)	8.32426	[0.13]**
Q(10)	33.7366	[0.00]
Q(20)	134.502	[0.00]
Q(50)	182.450	[0.00]
Q²(5)	1009.74	[0.00]
Q²(10)	1050.68	[0.00]
Q²(20)	1066.76	[0.00]
Q²(50)	1067.53	[0.00]
Hurst- Mandelbrot R/S test	1.72754	
Lo R/S test	1.72575	
d(GPH)	0.01924	[0.22]
<p>Les symboles (***) , (**) et (*) correspondent à : la significativité statistique des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1%, si (p-value<0.10 ;0.05 ;0.01).Et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q² statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle, et on accepte les H0 si (p-value>0.10 ; 0.05 ;0.01) au trois seuils. H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 de Lo = pas de dépendance de long-terme. Et on accepte H0 si R/S ∈] à [0.861, 1.747] à 90% [0.809, 1.862] à 95% [0.721, 2.098] à 99% LV : Log maximum de Vraisemblance.</p>		

Fournis par Pc-give et G@rch de Ox.Metrics 6.0.

Concernant la variance de la série, les résultats des Q-statistiques sur les résidus montrent qu'ils sont auto-corrélés pour les retards de long terme. Toutefois, les tests de mémoire longue rejettent la dépendance de long terme. Le regroupement de volatilité est confirmé par le test Q²-statistiques et le test ARCH LM. on en déduit qu'un modèle ARCH(Q) ou GARCH(P,Q) est approprié afin de saisir la dynamique de la variance des

rentabilités de change du Riyal Saoudien. Dans ce qui suit nous avons estimé plusieurs configurations du modèle ARCH, et suivant les tests de validation, nous avons retenu le modèle ARCH(2) qui semble suffisant pour capturer la dynamique de la série. On note aussi que la distribution normale ne semble pas appropriée au vu des coefficients SK et E.KU. Ainsi, nous avons estimé le modèle ARCH(2) avec les trois distributions N, ST et GED.

Tableau [3.17] : Spécification du modèle ARCH(2) pour la variance de RSARUSD

	ARCH(2)		
	Coefficient		
	[p-value]		
	(écart-type)		
	Distribution N	Distribution ST	Distribution GED
Variance constante	-0.000475 [0.00]** (4.32 ^E -05)	1.73 ^E -05 [0.66] (3.94 ^E -05)	4.78 ^E -05 [0.02]** (2.17 ^E -05)
ω	3.47 ^E -05 [0.00]** (1.83 ^E -07)	2.71 ^E -05 [0.01]** (1.15 ^E -05)	9.56 ^E -06 [0.00]** (6.07 ^E -07)
ARCH(α1)	0.844659 [0.00]** (0.020063)	2.768879 [0.01]** (1.186777)	0.985147 [0.00]** (0.105219)
ARCH(α2)	0.692081 [0.00]** (0.016312)	1.448415 [0.01]** (0.616628)	0.590246 [0.00]** (0.067261)
Student(DF)/ GED(DF)		2.174741 [0.00]** (0.083579)	0.672412 [0.00]** (0.008918)
LV	13049.00	15667.72	15519.80
Critère d'information			
Akaike	-6.693176	-8.035771	-7.960392
Schwarz	-6.686744	-8.027731	-7.952351
Hannan-Quinn	-6.690893	-8.032917	-7.957538
Tests sur les résidus standardisés			
SK	-7.76 [0.00]**	-10.60 [0.00]**	-10.74 [0.00]**
E.KU	188.3 [0.00]**	277.06 [0.00]**	283.28 [0.00]**
Jarque-Bera	5619844 [0.00]**	12272100 [0.00]**	12834318 [0.00]**
Q(5)	16.058 [0.00]	12.541 [0.02]*	11.983 [0.03]*
Q(10)	27.522 [0.00]	19.208 [0.03]*	18.411 [0.04]*
Q(20)	47.637	31.940	30.412

	[0.00]	[0.04]*	[0.06]**
Q(50)	77.882 [0.00]	61.054 [0.13]**	59.629 [0.16]**
Q²(5)	0.2668 [0.99]**	0.0654 [1.00]**	0.0640 [1.00]**
Q²(10)	0.7232 [1.00]**	0.1390 [1.00]**	0.1240 [1.00]**
Q²(20)	6.6738 [0.99]**	1.8874 [1.00]**	1.5685 [1.00]**
Q²(50)	26.131 [0.99]**	31.327 [0.98]**	30.500 [0.98]**
ARCH 1-2	0.035047 [0.96]**	0.023279 [0.97]**	0.022842 [0.97]**
ARCH 1-5	0.053522 [0.99]**	0.013073 [0.99]**	0.012805 [0.99]**
ARCH 1-10	0.071665 [1.00]**	0.013719 [1.00]**	0.012251 [1.00]**
Les symboles (**) et (*) correspondent à : la significativité statistique des paramètres au seuil de 5% et 1% respectivement si (p-value<0.05 ;0.01), et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q ² -statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH LM: absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. On accepte les H0 si (p-value>0.05 ;0.01) aux seuils de 95% et 99%.			

Fournis par Eviews 8.0⁹

Le résultat des tests indique que la dynamique de la série RSARUSD dans sa variance est bien capturée par le modèle ARCH(2), et en ce qui concerne la distribution, nous avons rejeté la distribution normale qui nous a pas permit d'accepter le test de Ljung-Box sur les résidus standardisés, et nous avons retenu la distribution de Student qui minimise les critères d'information et les coefficients SK et E.KU.

Les résultats de la modélisation ARFIMA(3,-0.34,2)-ARCH(2) indiquent que les rentabilités de change du Riyal Saoudien sont caractérisées par un effet d'anti-persistance (mémoire courte) dans la moyenne et la variance de la série ce qui signifie qu'un retour à la moyenne sera observé en cas de choc. Cela implique que les rentabilités de change du Riyal Saoudien sont prévisibles, ce qui correspond au rejet de l'hypothèse de l'efficience faible du marché de change en Arabie Saoudite.

⁹ Nous n'avons pas pu mener cette estimation sous Ox-metrics, le programme ne fournit pas de détail pour des valeurs de alpha>1.

3.2.4. Rentabilités de change du Dinar Bahreïni (RBHDUSD)

Rappelons que la série des rentabilités de change du Dinar Bahreïni RBHDUSD est de type $I(0)$ selon ADF et KPSS, et que le test de Hurst-Mandelbrot ne rejette pas l'hypothèse nulle de corrélation sérielle de long terme (au seuil de 1%). Le paramètre de différenciation stationnaire généré par l'estimateur GPH est statistiquement et significativement différent de zéro. En ce qui concerne le regroupement de volatilité, les résultats du test ARCH LM et celui de Ljung-Box sur les rentabilités au carré indiquent que la série RBHDUSD présente un effet ARCH dans sa variance.

Le modèle ARFIMA semble alors être justifié pour représenter le comportement de la moyenne des rentabilités de change du Dinar Bahreïni. Nous avons estimé plusieurs configurations du modèle ARFIMA avec des ordres de p et q variant de 0 à 3, l'examen de la significativité statistique des paramètres et de la minimisation du critères AIC a fait ressortir le modèle ARFIMA(3,d,2).

Tableau [3.18] : Spécification du modèle ARFIMA(3,d,2) pour les rentabilités de change du Dinar Bahreïni en moyenne

	Coefficient	[p-value] (écart-type)
Moyenne (μ)	-5.80473e-007	(0.0330353)
Constante	-1.41020e-006	[0.90] (1.163e-005)
d-ARFIMA	-0.5969	[0.00]** (0.08554)
AR(1)	1.63636	[0.00]** (0.06804)
AR(2)	-0.55849	[0.00]** (0.08036)
AR(3)	-0.102816	[0.02]** (0.04405)
MA(1)	-1.78566	[0.00]** (0.07532)
MA(2)	0.828261	[0.00]** (0.07344)
LV	7760.451	
Tests sur les résidus		
SK	24.32	[0.00]**

E.KU	1027.0	[0.00]**
Jarque-Bera	1.7169e+008	[0.00]**
ARCH(1-2)	11.592	[0.00]
ARCH(1-5)	4.7344	[0.00]
ARCH(1-10)	2.3702	[0.00]
Q(5)	1.65551	[0.89]**
Q(10)	2.44850	[0.99]**
Q(20)	8.20470	[0.99]**
Q(50)	26.1796	[0.99]**
Q²(5)	25.5241	[0.00]
Q²(10)	25.7059	[0.00]
Q²(20)	25.7099	[0.17]**
Q²(50)	25.7419	[0.99]**
Hurst-Mandelbrot	1.92259*	
R/S test		
Lo R/S test	1.92395*	
d(GPH)	0.004	[0.76]
<p>Les symboles (***), (**) et (*) correspondent à : la significativité des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1%, si (p-value < 0.10 ; 0.05 ; 0.01). Et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q² statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle, et on accepte les H0 si (p-value > 0.10 ; 0.05 ; 0.01) au trois seuils. H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 de Lo = pas de dépendance de long-terme. Et on accepte H0 si R/S ∈ à [0.861, 1.747] à 90% [0.809, 1.862] à 95% [0.721, 2.098] à 99% LV : Log maximum de Vraisemblance</p>		

Fournis par Pc-give et G@rch de Ox.Metrics 6.0.

Pour la variance, les résultats des tests de la mémoire longue suggèrent que la série des résidus ne contient pas de mémoire longue (au seuil de 1%), et celui du test ARCH LM confirme que la série exhibe un regroupement de volatilité. Cependant, les Q²-statistiques et la visualisation de leur correlogramme inspire qu'un modèle ARCH(1) serait largement suffisant pour capturer la dynamique de la variance de la série RBHDUSD. Nous avons aussi estimé un modèle FIGARCH(0, ξ , 1) mais nous n'avons pas observé de convergence sous les trois distributions, On note aussi que la distribution normale ne semble pas appropriée au vu des coefficients SK et E.KU. En ce sens, nous avons estimé le modèle ARCH(1) avec les trois distributions N, ST et GED.

Tableau [3.19] : Spécification du modèle ARCH(1) pour la variance de RBHDUSD

ARCH(1)			
	Coefficient		
	[p-value]		
	(écart-type)		
	Distribution N	Distribution ST	Distribution GED
Variance Constante	-0.001174 [0.00]** (0.000248)	0.000117 [0.00]** (3.69 ^{E-05})	-2.85 ^{E-05} [0.14]
ω	0.000786 [0.00]** (1.56 ^{E-06})	9.86 ^{E-06} [0.00]** (1.07 ^{E-06})	1.05 ^{E-05} [0.00]** (6.24 ^{E-07})
ARCH(α1)	1.3982 [0.00]** (0.0553)	2.1945 [0.00]** (0.2521)	2.3055 [0.00]** (0.1773)
Student(DF)/ GED(DF)		2.5726 [0.00]** (0.08414)	0.63982 [0.00]** (0.00390)
LV	8161.25	15923.89	15464.32
Critère d'information			
Akaike	-4.185867	-8.168234	-7.932439
Schwarz	-4.181043	-8.161801	-7.926007
Hannan-Quinn	-4.184155	-8.165950	-7.930156
Tests sur les résidus standardisés			
SK	40.04 [0.00]**	45.47 [0.00]**	44.77 [0.00]**
E.KU	1909.65 [0.00]**	2205.45 [0.00]**	2128.23 [0.00]**
Jarque-Bera	5.90 ^{E+08} [0.00]**	7.87 ^{E+08} [0.00]**	7.33 ^{E+08} [0.00]**
Q(5)	2.5316 [0.77]**	0.0714 [1.00]**	0.0789 [1.00]**
Q(10)	7.9071 [0.63]**	0.1013 [1.00]**	0.1166 [1.00]**
Q(20)	11.707 [0.92]**	0.4560 [1.00]**	0.4835 [1.00]**
Q(50)	13.509 [1.00]**	1.0981 [1.00]**	1.1485 [1.00]**
Q²(5)	0.0024 [1.00]**	0.0039 [1.00]**	0.0042 [1.00]**
Q²(10)	0.0038 [1.00]**	0.0078 [1.00]**	0.0084 [1.00]**
Q²(20)	0.0098 [1.00]**	0.0155 [1.00]**	0.0166 [1.00]**
Q²(50)	0.0278 [1.00]**	0.0321 [1.00]**	0.0345 [1.00]**
ARCH 1-2	0.00085 [0.97]**	0.00079 [0.99]**	0.000851 [0.99]**
ARCH 1-5	0.00048 [1.00]**	0.00077 [1.00]**	0.000835 [1.00]**

ARCH 1-10	0.00038 [1.00]**	0.00078 [1.00]**	0.000837 [1.00]**
Les symboles (**) et (*) correspondent à : la significativité statistique des paramètres au seuil de 5% et 1% respectivement si (p-value<0.05 ;0.01), et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q ² -statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH LM: absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. On accepte les H0 si (p-value>0.05 ;0.01) aux seuils de 95% et 99%.			

Fournis par Eviews 8.0^f

Nous avons adopté comme critère de choix de la distribution appropriée, la minimisation des coefficients SK et E.KU. En effet, nous avons retenu le modèle correspondant à la distribution normale. Ceci, bien que la supériorité de la distribution ST soit confirmée par les trois critères d'information et que le coefficient d'asymétrie soit statistiquement significatif.

Les résultats des tests sur les résidus standardisés confirment que le modèle ARCH(1) est parvenu à capturer la dynamique de la variance de la série RBHDUSD. Et les résultats de la modélisation ARFIMA(3,-0.59,2)-ARCH(1) indiquent que les rentabilités de change du Dinar Bahreïni sont caractérisées par une mémoire courte (le coefficient de différenciation fractionnaire n'est pas compris dans l'intervalle [-0.5,0.5]) dans la moyenne et la variance. Cependant un retour à la moyenne sera observé en cas de choc sur la série puisque ($d < 1$), l'implication est que les rentabilités de change du Dinar Bahreïni sont prévisibles, ce qui correspond au rejet de l'hypothèse de l'efficience faible du marché de change Bahreïni.

3.2.5. Rentabilités de change du Dirham des Émirats arabes unis (RAEDUSD)

Rappelons que la série des rentabilités de change du Dirham des Émirats arabes unis est de type I(0) selon ADF et KPSS, et que les tests de Hurst-Mandelbrot et de Lo rejettent l'hypothèse nulle de corrélation sérielle de long terme, le paramètre de différenciation stationnaire généré par l'estimateur GPH est statistiquement significatif et est différent de zéro. Concernant le regroupement de volatilité, les résultats du test ARCH LM et celui de Ljung-Box sur les rentabilités au carré indiquent que la série RAEDUSD présente un effet ARCH dans sa variance.

^f Nous n'avons pas pu mener cette estimation sous Ox-metrics, le programme ne fournit pas de détail pour des valeurs de $\alpha > 1$.

Le modèle ARFIMA semble alors être justifié pour représenter le comportement de la moyenne des rentabilités de change du Dirham des Émirats arabes unis. Nous avons estimé plusieurs configurations du modèle ARFIMA avec des ordres de p et q variant de 0 à 3, l'examen de la significativité statistique des paramètres et de la minimisation des critères d'information a fait ressortir le modèle ARFIMA(1,d,1).

Tableau [3.20] : Spécification du modèle ARFIMA(1,d,1) pour les rentabilités de change du Dirham des Émirats arabes unis en moyenne

	Coefficient	[p-value] (écart-type)
Moyenne (μ)	7.98463e-007	(0.0212698)
Constante	-7.90761e-007	[0.56] (1.384e-006)
d-ARFIMA	-0.8027	[0.00]** (0.01991)
AR(1)	-0.21023	[0.00]** (0.06888)
MA(1)	0.509404	[0.00]** (0.05301)
LV	9475.490	
Tests sur les résidus		
SK	12.97	[0.00]**
E.KU	722.10	[0.00]**
Jarque-Bera	8.4798e+007	[0.00]**
ARCH(1-2)	153.49	[0.00]
ARCH(1-5)	63.422	[0.00]
ARCH(1-10)	31.642	[0.00]
Q(5)	12.971	[0.02]*
Q(10)	25.349	[0.00]
Q(20)	32.869	[0.03]*
Q(50)	61.706	[0.12]**
Q²(5)	347.07	[0.00]
Q²(10)	347.35	[0.00]
Q²(20)	347.44	[0.00]
Q²(50)	347.55	[0.00]
Hurst-Mandelbrot R/S test	2.87782**	
Lo R/S test	2.87546**	
d(GPH)	0.0058	[0.71]
Les symboles (**), (*) et (**) correspondent à: la significativité des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1%, si (p-value<0.10 ;0.05 ;0.01).Et au non rejet des H0 pour les tests.		

H0 pour les Q et Q² statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle, et on accepte les H0 si (p-value>0.10 ; 0.05 ;0.01) au trois seuils.
H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 de Lo = pas de dépendance de long-terme. Et on accepte H0 si R/S ∈] à
[0.861, 1.747] à 90%
[0.809, 1.862] à 95%
[0.721, 2.098] à 99%
LV : Log maximum de Vraisemblance.

Fournis par Pc-give et G@rch de Ox.Metrics 6.0.

En ce qui concerne la variance, les résultats des Q-statistiques sur les résidus montrent qu'ils ne sont pas auto-corrélés sur le long terme. En revanche, les statistiques R/S de Hurst-Mandelbrot et Lo révèlent que la série comprend une mémoire longue. Et s'agissant du regroupement de volatilité, ce dernier est confirmé par le test ARCH LM et les Q²-statistiques sur les résidus. Ce constat témoigne qu'un modèle FIGARCH est justifié pour saisir la dynamique de la variance des rentabilités de change du Dirham des Emirats Arabes Unis. Nous avons ensuite estimé plusieurs configurations du modèle FIGARCH, et on a retenu le modèle FIGARCH(0, ξ , 1) qui a satisfait les tests de validation, et que nous avons estimés avec les quatre distributions N, ST, STS et GED, puisque la distribution normale ne semble pas être appropriée au vu des coefficients SK et E.KU.

Tableau [3.21] : Spécification du modèle FIGARCH(0, ξ , 1) pour la variance de RAEDUSD

FIGARCH(0, ξ, 1)				
Coefficient				
[p-value]				
(écart-type)				
	Distribution N	Distribution ST	Distribution STS	Distribution GED
Variance constante	574.6483 [0.00]** (148.09)	8.78425 [0.42] (11.111)	8.651311 [0.28] (8.1402)	24.87649 [0.18] (18.597)
ξ-FIGARCH	0.8631 [0.00]** (0.04768)	0.80692 [0.00]** (0.02548)	0.779072 [0.00]** (0.023314)	0.803366 [0.00]** (0.024379)
ARCH(ϕ)	-0.68725 [0.00]** (0.09029)	-0.46505 [0.00]** (0.03536)	-0.426743 [0.00]** (0.038158)	-0.509934 [0.00]** (0.04007)
Student(DF)/		3.41363		0.771735

GED(DF)		[0.00]** (0.16945)		[0.00]** (0.055691)
Asymétrie Tail (queue)			-0.238975 [0.00]** (0.024131)	3.299602 [0.00]** (0.16191)
LV	13219.145	16387.951	16463.504	16089.158
Critères d'information				
Akaike	-6.780988	-8.406337	-8.444589	-8.253032
Schwarz	-6.776163	-8.399905	-8.436549	-8.246599
Shibata	-6.780989	-8.406339	-8.444592	-8.253034
Hannan-Quinn	-6.779275	-8.404054	-8.441735	8.250748
Tests sur les résidus standardisés				
SK	1.83 [0.00]**	45.50 [0.00]**	45.36 [0.00]**	34.74 [0.00]**
E.KU	310.15 [0.00]**	2590.6 [0.00]**	2580.0 [0.00]**	1864.0 [0.00]**
Jarque-Bera	1.562e+07 [0.00]**	1.091e+09 [0.00]**	1.082e+09 [0.00]**	5.6510e+008 [0.00]**
Q(5)	52.7658 [0.00]	4.35184 [0.49]**	4.58986 [0.46]**	11.8872 [0.03]*
Q(10)	101.893 [0.00]	7.22728 [0.70]**	7.64196 [0.66]**	21.5071 [0.01]*
Q(20)	153.953 [0.00]	12.0951 [0.91]**	12.5238 [0.89]**	34.4595 [0.02]*
Q(50)	307.884 [0.00]	21.7638 [0.99]**	22.4324 [0.99]**	64.6640 [0.07]**
Q²(5)	0.337821 [0.98]**	0.002588 [0.99]**	0.002596 [0.99]**	0.00441 [0.99]**
Q²(10)	0.458771 [0.99]**	0.005221 [1.00]**	0.005232 [1.00]**	0.00876 [1.00]**
Q²(20)	0.549770 [1.00]**	0.010443 [1.00]**	0.010492 [1.00]**	0.01737 [1.00]**
Q²(50)	29.8066 [0.98]**	0.020685 [1.00]**	0.020779 [1.00]**	0.03860 [1.00]**
ARCH 1-2	0.15112 [0.85]**	0.000465 [0.99]**	0.000464 [0.99]**	0.000715 [0.99]**
ARCH 1-5	0.067284 [0.99]**	0.000516 [1.00]**	0.000518 [1.00]**	0.000881 [1.00]**
ARCH 1-10	0.045566 [1.00]**	0.000521 [1.00]**	0.000522 [1.00]**	0.000875 [1.00]**
P(40)	3162.9338 [0.00]	450.8969 [0.00]	231.8923 [0.00]	774.5911 [0.00]
P(50)	3145.8173 [0.00]	451.4869 [0.00]	278.3725 [0.00]	850.5121 [0.00]
P(60)	3169.6552 [0.00]	481.1380 [0.00]	288.9472 [0.00]	840.4300 [0.00]
RBD(2)	0.361659 [0.83]**	1.079e-07 [0.99]**	1.542e-08 [1.00]**	1.401e-05 [0.99]**
RBD(5)	0.378148 [0.99]**	8.189e-06 [1.00]**	1.103e-05 [1.00]**	7.0004e-05 [1.00]**
RBD(10)	0.513333	1.641e-05	2.255e-05	0.0001412

[0.99]**	[1.00]**	[1.00]**	[1.00]**
Les symboles (***) , (**) et (*) correspondent à : la significativité statistique des paramètres au seuil de 10% , 5% et 1% respectivement si (p-value<0.10 ;0.05 ;0.01), et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q etQ ² -statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH LM ET RBD(n) : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. En ce qui concerne le test de Pearson Chi ² Goodness-of-fit P(n), l'hypothèse nulle est : la bonne spécification de la distribution. Et on accepte les H0 si (p-value>0.05) au seuil de 5%.			

Fournis par G@RCH de Ox.Metrics 6.0.

Selon les résultats du tableau [3.21] aucune distribution n'est à même de représenter la variance des rentabilités de change du Dirham des Emirats Arabes Unis. En effet, le test de Pearson Chi² de la *Goodness-of-fit* est rejeté pour les quatre distributions. Nous rejetons les distributions normale et GED étant donné que ces deux distributions rejettent l'hypothèse nulle du test de Q-statistiques sur les résidus standardisés et nous avons adopté comme critère de choix de distribution : la minimisation des coefficients SK et E.KU. Ce qui nous a amené à retenir le modèle correspondant à la distribution asymétrique de Student STS. Ce choix est appuyé par la significativité statistique des paramètres de queue et d'asymétrie, et par la minimisation des quatre critères d'information. Les résultats des tests sur les résidus standardisés confirment que le modèle FIGARCH(0, ξ , 1) est parvenu à capturer la dynamique de la série RAEDUSD.

D'autre part, les résultats du modèle ARFIMA(1, -0.80, 1)-FIGARCH(0, 0.77, 1) reportés dans les tableaux [3.20] et [3.21] montrent que les rentabilités de change du Dirham des Emirats Arabes Unis ne sont caractérisées ni par une mémoire longue ni par un effet d'anti-persistence dans leur moyenne et variance. En effet, les deux paramètres d et ξ ne sont pas compris dans l'intervalle [-0.5, 0.5]. Toutefois, comme ces deux paramètres sont inférieurs à 1, un retour à la moyenne sera observé pour la moyenne et la variance, ce qui signifie que les conséquences d'un choc sur cette série ne sont pas permanentes. L'autre implication est que les rentabilités de change du Dirham des Emirats Arabes Unis sont prévisibles, ce qui correspond au rejet de l'hypothèse de l'efficience faible du marché de change dans ce pays.

3.2.6. Rentabilités de change du Dinar Koweïtien (RKWDUSD)

On rappelle que les rentabilités de change du Dinar Koweïtien est de type $I(0)$ selon ADF et KPSS, et que le test de Hurst-Mandelbrot et le test de Lo rejettent l'hypothèse nulle de corrélation sérielle de long terme. Le paramètre de différenciation stationnaire généré par l'estimateur GPH est statistiquement significatif et est différent du zéro. En ce qui concerne le regroupement de volatilité, les résultats du test ARCH LM et celui de Ljung-Box sur les rentabilités au carré indiquent que la série RKWDUSD présente un effet ARCH dans sa variance.

Le modèle ARFIMA semble alors justifié pour représenter le comportement de la moyenne des rentabilités de change du Dinar Koweïtien. Nous avons estimé plusieurs configurations du modèle ARFIMA avec des ordres de p et q variant de 0 à 3. L'examen de la significativité statistique des paramètres et de la minimisation du critère AIC a fait ressortir le modèle $ARFIMA(1,d,2)$.

Tableau [3.22] : Spécification du modèle $ARFIMA(1,d,2)$ pour les rentabilités de change du Dinar Koweïtien en moyenne

	Coefficient	[p-value] (écart-type)
Moyenne (μ)	-0.0016782	(0.162303)
Constante	-0.001242	[0.82] (0.00575)
d-ARFIMA	0.18332	[0.00]** (0.03816)
AR(1)	-0.851478	[0.00]** (0.05189)
MA(1)	0.381119	[0.00]** (0.06271)
MA(2)	-0.466679	[0.00]** (0.04155)
LV	1556.45197	
Tests sur les résidus		
SK	1.53	[0.00]**
E.KU	57.31	[0.00]**
Jarque-Bera	5.3514e+005	[0.00]**
ARCH(1-2)	322.41	[0.00]
ARCH(1-5)	131.92	[0.00]
ARCH(1-10)	69.466	[0.00]
Q(5)	8.82878	[0.11]**

Q(10)	33.4246	[0.00]
Q(20)	100.523	[0.00]
Q(50)	195.166	[0.00]
Q²(5)	779.908	[0.00]
Q²(10)	896.281	[0.00]
Q²(20)	1009.74	[0.00]
Q²(50)	1113.00	[0.00]
Hurst-Mandelbrot R/S test	1.37149	
Lo R/S test	1.37236	
d(GPH)	0.00846	[0.59]
<p>Les symboles (***) , (**) et (*) correspondent à : la significativité statistique des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1%, si (p-value<0.10 ;0.05 ;0.01).Et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q² statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle, et on accepte les H0 si (p-value>0.10 ; 0.05 ;0.01) au trois seuils. H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 de Lo = pas de dépendance de long-terme. Et on accepte H0 si R/S ∈ à [0.861, 1.747] à 90% [0.809, 1.862] à 95% [0.721, 2.098] à 99% LV : Log maximum de Vraisemblance.</p>		

Fournis par Pc-give et G@rch de Ox.Metrics 6.0.

Concernant la variance de la série, les résultats du test Q-statistiques sur les résidus montrent qu'ils sont auto-corrélés, mais les tests de mémoire longue prouvent qu'ils ne contiennent pas une dépendance de long terme. Le regroupement de volatilité est confirmé par le test Q²-statistiques et le test ARCH LM. On en déduit qu'un modèle ARCH(Q) ou GARCH(P,Q) est approprié afin de saisir la dynamique de la variance des rentabilités de change du Dinar Koweïtien. Dans ce qui suit nous avons estimé plusieurs configurations du modèle ARCH(Q) et suivant les tests de validation, nous avons retenu le modèle ARCH(2) qui semble suffisant pour capturer la dynamique de la série. On note aussi que la distribution normale ne semble pas appropriée au vu des coefficients SK et E.KU. En ce sens, un modèle ARCH(2) avec les trois distributions N, ST et GED est estimé.

Tableau [3.23] : Spécification du modèle ARCH(2) pour la variance de RKWDUSD

ARCH(2)			
	Coefficient		
	[p-value]		
	(écart-type)		
	Distribution N	Distribution ST	Distribution GED
Variance constante	-0.001424 [0.34] (0.001497)	0.002295 [0.00]** (0.000240)	0.002288 [0.00]** (0.000109)
ω	0.010735 [0.00]** (7.45 ^E -05)	0.063332 [0.99] (9.98657)	0.000383 [0.00]** (3.89 ^E -05)
ARCH(α_1)	0.436474 [0.00]** (0.016257)	2266.03 [0.99] (357422)	2.857659 [0.00]** (0.236926)
ARCH(α_2)	0.142611 [0.00]** (0.014336)	1726.23 [0.99] (272282.4)	2.061747 [0.00]** (0.189767)
Student(DF)/ GED(DF)		2.0004 [0.00]** (0.06435)	0.565699 [0.00]** (0.009874)
LV	2458.22	3837.95	3718.39
Critère d'information			
Akaike	-1.259221	-1.966628	-1.905283
Schwarz	-1.252789	-1.958588	-1.897243
Hannan-Quinn	-1.256938	-1.963575	-1.902430
Tests sur les résidus standardisés			
SK	-2.03 [0.00]**	-10.77 [0.00]**	-9.59 [0.00]**
E.KU	34.25 [0.00]**	263.7 [0.00]**	211.82 [0.00]**
Jarque-Bera	161345.7 [0.00]**	11114644 [0.00]**	7142489 [0.00]**
Q(5)	32.25 [0.00]	15.325 [0.00]	14.663 [0.01]*
Q(10)	34.20 [0.00]	17.448 [0.06]**	17.542 [0.06]**
Q(20)	66.43 [0.00]	20.789 [0.41]**	22.157 [0.33]**
Q(50)	109.97 [0.00]	66.251 [0.06]**	58.267 [0.19]**
Q²(5)	2.9667 [0.70]**	0.2630 [0.99]**	0.2582 [0.99]**
Q²(10)	12.178 [0.27]**	1.6785 [0.99]**	5.0155 [0.89]**
Q²(20)	20.051 [0.45]**	1.9337 [1.00]**	5.3360 [1.00]**
Q²(50)	59.293 [0.17]**	21.713 [1.00]**	21.157 [1.00]**
ARCH 1-2	0.1896	0.04729	0.06914

	[0.82]**	[0.82]**	[0.93]**
ARCH 1-5	0.5893 [0.70]**	0.05246 [0.99]**	0.05186 [0.99]**
ARCH 1-10	1.18162 [0.29]**	0.166166 [0.99]**	0.496553 [0.89]**
Les symboles (**) et (*) correspondent : A la significativité statistique des paramètres au seuil de 5% et 1% respectivement si (p-value<0.05 ;0.01), et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q etQ ² -statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH LM: absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. On accepte les H0 si (p-value>0.05 ;0.01) aux seuils de 95% et 99%.			

Fournis par Eviews 8.0^s

Les tests révèlent que la dynamique de la variance de la série RKWDUSD est bien capturée par le modèle ARCH(2), et en ce qui concerne la distribution, nous avons rejeté celle de ST puisqu'on n'a pas pu observer une significativité statistique pour les paramètres, et nous avons retenu celle de GED sous laquelle on a pu accepter l'hypothèse H0 du test Q-statistiques sur les résidus standardisés, qui est rejeté sous la distribution normale. Les critères d'information confirment la supériorité de la distribution GED.

Les résultats de la modélisation ARFIMA(1,0.18,2)-ARCH(2) indiquent que les rentabilités de change du Dinar Koweïtien sont caractérisées par une mémoire longue dans leur moyenne et courte dans la variance, ce qui témoigne qu'un retour à la moyenne sur le long terme sera observé en cas de choc. Cela implique aussi que ces rentabilités sont prévisibles, ce qui correspond au rejet de l'hypothèse de l'efficience faible du marché de change au Koweït.

3.3. Autres pays de la région MENA

3.3.1. Rentabilités de change du Dinar Jordanien (RJODUSD)

Rappelons que la série des rentabilités de change du Dinar Jordanien est de type I(0) selon ADF et KPSS, et que les tests de Hurst-Mandelbrot et celui de Lo ne rejettent pas l'hypothèse nulle de corrélation sérielle de long terme dans la série. Le paramètre de différenciation stationnaire généré par l'estimateur GPH est statistiquement significatif

^s Nous n'avons pas pu mener cette estimation sous Ox-metrics, le programme ne fournit pas de détail pour des valeurs de alpha>1.

et est différent de zéro. En ce qui concerne le regroupement de volatilité, les résultats du test ARCH LM et celui de Ljung-Box sur les rentabilités au carré indiquent que la série RJODUSD présente un effet ARCH dans sa variance.

Le modèle ARFIMA semble alors être justifié pour représenter le comportement de la moyenne des rentabilités de change du Dinar Jordanien. Nous avons estimé plusieurs configurations du modèle ARFIMA avec des ordres de p et q variant de 0 à 3. L'examen de la significativité statistique des paramètres et de la minimisation des critères d'information a fait ressortir le modèle ARFIMA(3,d,2).

Tableau [3.24] : Spécification du modèle ARFIMA(3,d,2) pour les rentabilités de change du Dinar Jordanien en moyenne

	Coefficient	[p-value] (écart-type)
Moyenne (μ)	-0.000137	(0.06685)
Constante	-0.000111	[0.00]** (3.983e-005)
d-ARFIMA	-0.422698	[0.00]** (0.01748)
AR(1)	0.440202	[0.00]** (0.03538)
AR(2)	-0.863455	[0.00]** (0.02649)
AR(3)	-0.148702	[0.00]** (0.02244)
MA(1)	-0.602785	[0.00]** (0.02492)
MA(2)	0.934161	[0.00]** (0.02852)
LV	5012.824	
Tests sur les résidus		
SK	-0.321	[0.00]**
E.KU	14.10	[0.00]**
Jarque-Bera	32391	[0.00]**
ARCH(1-2)	241.23	[0.00]
ARCH(1-5)	110.96	[0.00]
ARCH(1-10)	57.898	[0.00]
Q(5)	3.60611	[0.60]**
Q(10)	21.5416	[0.01]*
Q(20)	56.3935	[0.00]
Q(50)	105.380	[0.00]
Q²(5)	748.856	[0.00]

Q²(10)	968.781	[0.00]
Q²(20)	1289.66	[0.00]
Q²(50)	1433.18	[0.00]
Hurst-Mandelbrot	2.04573**	
R/S test		
Lo R/S test	2.04859**	
d(GPH)	0.0061	[0.70]
<p>Les symboles (***) , (**) et (*) correspondent à : la significativité des paramètres au seuil de 10% , 5% et 1% , si (p-value < 0.10 ; 0.05 ; 0.01). Et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q² statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle, et on accepte les H0 si (p-value > 0.10 ; 0.05 ; 0.01) au trois seuils. H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 de Lo = pas de dépendance de long-terme. Et on accepte les H0 si R/S ∈ à [0.861, 1.747] à 90% [0.809, 1.862] à 95% [0.721, 2.098] à 99% LV : Log maximum de Vraisemblance.</p>		

Fournis par Pc-give et G@rch de Ox.Metrics 6.0.

En ce qui concerne la variance de la série, les résultats des tests sur les résidus (innovations) montrent qu'ils sont auto-corrélés et qu'ils comprennent une mémoire longue ainsi qu'un regroupement de volatilité. Un modèle FIGARCH semble alors être justifié pour saisir la dynamique des rentabilités de change du Dinar Jordanien. Dans ce qui suit nous avons conduit plusieurs configurations du modèle FIGARCH et après les tests de validation nous avons retenu celui qui a minimisé les critères d'information, à savoir : un modèle FIGARCH $(0, \xi, 1)$. On note aussi que la distribution normale ne semble pas être appropriée au vu des coefficients SK et E.KU, en ce sens nous avons estimé le modèle FIGARCH retenu avec les quatre distributions N, ST, STS et GED.

Tableau [3.25] : Spécification du modèle FIGARCH $(0, \xi, 1)$ pour la variance de RJODUSD

	FIGARCH $(0, \xi, 1)$			
	Coefficient			
	[p-value]			
	(écart-type)			
	Distribution N	Distribution ST	Distribution STS	Distribution GED
Variance constante	20.768 [0.17]	3.321 [0.46]	2.94407 [0.46]	5.570 [0.22]

	(15.30)	(4.558)	(4.0237)	(4.603)
ξ -FIGARCH	0.403 [0.00]** (0.037)	0.7801 [0.00]** (0.0157)	0.78954 [0.00]** (0.01538)	0.649230 [0.00]** 0.02273
ARCH(ϕ)	-0.142 [0.04]** (0.0721)	-0.3378 [0.00]** (0.0225)	-0.33895 [0.00]** (0.02225)	-0.284298 [0.00]** 0.02960
Student(DF)/ GED(DF)		3.5451 [0.00]** (0.0681)		0.885260 [0.00]** 0.02204
Asymétrie Tail (queue)			-0.13393 [0.00]** (0.02406)	3.5403 [0.00]** (0.0674)
LV	6100.87	7280.426	7304.90	7045.051
Critères d'information				
Akaike	-3.128721	-3.733415	-3.745462	-3.612648
Schwarz	-3.123897	-3.726983	-3.737422	-3.606216
Shibata	-3.128722	-3.733417	-3.745465	-3.612650
Hannan-Quinn	-3.127008	-3.731132	-3.742608	-3.610365
Tests sur les résidus standardisés				
SK	-0.964 [0.00]**	-1.00 [0.00]**	-1.00 [0.00]**	-0.95 [0.00]**
E.KU	19.72 [0.00]**	29.97 [0.00]**	30.53 [0.00]**	24.81 [0.00]**
Jarque-Bera	63766 [0.00]**	1.4661e+005 [0.00]**	1.5206e+005 [0.00]**	1.0064e+005 [0.00]**
Q(5)	2.96330 [0.70]**	0.684746 [0.98]**	0.667250 [0.98]**	1.03232 [0.95]**
Q(10)	8.80654 [0.55]**	7.75769 [0.65]**	7.75560 [0.65]**	7.60462 [0.66]**
Q(20)	32.4162 [0.03]*	34.4926 [0.02]*	34.3910 [0.02]*	34.0380 [0.02]*
Q(50)	71.3461 [0.02]*	80.7594 [0.00]	80.8612 [0.00]	76.9626 [0.00]
Q ² (5)	1.50086 [0.82]**	5.71323 [0.22]**	5.70115 [0.22]**	4.93796 [0.29]**
Q ² (10)	2.88599 [0.96]**	7.51263 [0.58]**	7.54371 [0.58]**	6.05584 [0.73]**
Q ² (20)	30.9513 [0.04]*	53.5573 [0.00]	50.7270 [0.00]	69.9897 [0.00]
Q ² (50)	40.2720 [0.80]**	65.4087 [0.05]**	62.6781 [0.09]**	80.6992 [0.00]
ARCH 1-2	0.40425 [0.66]**	1.6289 [0.19]**	1.6283 [0.19]**	1.3748 [0.25]**
ARCH 1-5	0.30270 [0.91]**	1.2218 [0.29]**	1.2189 [0.29]**	1.0464 [0.38]**
ARCH 1-10	0.28793 [0.98]**	0.82986 [0.59]**	0.83301 [0.59]**	0.65520 [0.76]**
P(40)	771.5741 [0.00]	580.9328 [0.00]	587.685 [0.00]	557.9056 [0.00]
P(50)	863.8266 [0.00]	641.1226 [0.00]	658.028 [0.00]	608.7214 [0.00]

P(60)	936.8179 [0.00]	728.4033 [0.00]	700.912 [0.00]	640.7583 [0.00]
RBD(2)	0.403993 [0.81]**	0.0449510 [0.97]**	0.0393309 [0.98]**	0.144531 [0.93]**
RBD(5)	0.635552 [0.98]**	0.602669 [0.98]**	0.603951 [0.98]**	0.543100 [0.99]**
RBD(10)	3.62902 [0.96]**	4.68075 [0.91]**	4.73652 [0.90]**	3.84482 [0.95]**
Les symboles (**) et (*) correspondent : A la significativité statistique des paramètres au seuil de 5% et 1% respectivement si (p-value<0.05 ; 0.01), et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q ² -statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH LM ET RBD(n) : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. En ce qui concerne le test de Pearson Chi ² Goodness-of-fit P(n), l'hypothèse nulle est : la bonne spécification de la distribution. Et on accepte les H0 si (p-value>0.05 ;0.01).				

Fournis par G@RCH de Ox.Metrics 6.0.

Selon les résultats du tableau [3.25] aucune distribution n'est à même de représenter la variance des rentabilités de change du Dinar Jordanien. En effet, le test de Pearson Chi² de la *Goodness-of-fit* est rejeté pour les quatre distributions. Néanmoins, nous avons adopté comme critère de choix de distribution, la satisfaction des tests de validation et la minimisation des coefficients SK et E.KU, de ce fait nous avons retenu le modèle correspondant à la distribution normale. Ceci, bien que les paramètres de queue et d'asymétrie soient statistiquement significatifs, ce qui veut dire que d'autres distributions (en particulier la distribution STS) offrent de meilleurs résultats que la distribution normale, et cette supériorité de la distribution STS est confirmée par les quatre critères d'information. Le résultat des tests sur les résidus standardisés confirme que le modèle FIGARCH(0, ξ , 1) est parvenu à capturer la dynamique de la variance de la série RJODUSD.

D'après les résultats du modèle ARFIMA-FIGARCH reportés dans les tableaux [3.24] et [3.25], les rentabilités de change du Dinar Jordanien sont caractérisées par un effet d'anti-persistance dans la moyenne, et par une mémoire longue dans leur volatilité, ce qui signifie que les conséquences d'un choc sur cette série sont longues mais pas permanentes, et qu'un retour à la moyenne est envisageable. L'autre implication est que les rentabilités de change du Dinar Jordanien sont prévisibles, ce qui correspond au rejet de l'hypothèse de l'efficacité faible du marché de change Jordanien.

3.3.2. Rentabilités de change du Dinar Irakien (RIQDUSD)

Rappelons que la série des rentabilités de change du Dinar Irakien est de type $I(0)$ selon ADF et KPSS, et que le test de Hurst-Mandelbrot et celui de Lo rejettent l'hypothèse nulle de corrélation sérielle de long terme, le paramètre de différenciation stationnaire généré par l'estimateur GPH qui est statistiquement significatif et est non-différent de zéro, confirme que la série RIQDUSD ne contient pas de mémoire longue, un modèle ARFIMA ne semble pas être approprié pour cerner le comportement de la moyenne de cette série. Néanmoins, le test de Ljung-Box confirme que les rentabilités de change du Dinar Irakien sont auto-corrélées, un modèle ARMA s'avère donc justifié pour représenter la série en moyenne, la visualisation de la FAC et de la FACP (voir annexe 4) fait ressortir l'ordre de 20 pour les parties AR et MA. Sachant que, le calcul d'un tel nombre de paramètres fait perdre beaucoup en degrés de liberté et donc en précision, et bien que le modèle ARFIMA ait été rejeté, il représente en effet, une alternative au modèle ARMA dans le cas où un nombre élevé de paramètres doit être estimé. Au final, c'est un modèle ARFIMA(3,0.04,3) qui est adopté pour représenter le comportement de la série RIQDUSD. En ce qui concerne le regroupement de volatilité, les résultats du test ARCH LM et celui de Ljung-Box sur les rentabilités au carré indiquent que la série présente un effet ARCH dans sa variance.

Tableau [3.26] : Spécification du modèle ARFIMA(3, d ,3) pour les rentabilités de change du Dinar Irakien en moyenne

	Coefficient	[p-value] (écart-type)
Moyenne (μ)	-0.0133067	(0.542304)
Constante	-0.011145	[0.11] (0.006991)
d-ARFIMA	0.048013	[0.40] (0.05752)
AR(1)	-1.05995	[0.00]** (0.05910)
AR(2)	0.535768	[0.00]** (0.1020)
AR(3)	0.748534	[0.00]** (0.05390)
MA(1)	0.913976	[0.00]** (0.03436)
MA(2)	-0.710572	[0.00]**

		(0.05248)
MA(3)	-0.848634	[0.00]** (0.03059)
LV	-2089.77537	
Tests sur les résidus		
SK	-11.787	[0.00]**
E.KU	487.17	[0.00]**
Jarque-Bera	2.5692e+07	[0.00]**
ARCH(1-2)	398.78	[0.00]
ARCH(1-5)	163.41	[0.00]
ARCH(1-10)	58.491	[0.00]
Q(5)	17.9109	[0.00]
Q(10)	113.469	[0.00]
Q(20)	257.777	[0.00]
Q(50)	309.784	[0.00]
Q²(5)	646.404	[0.00]
Q²(10)	659.091	[0.00]
Q²(20)	700.857	[0.00]
Q²(50)	702.752	[0.00]
Hurst- Mandelbrot test	1.29008	
Lo R/S test	1.	
d(GPH)	0.050	[0.00]**
<p>Les symboles (***) , (**) et (*) correspondent à : la significativité statistique des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1% , si (p-value<0.10 ;0.05 ;0.01).Et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q² statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle, et on accepte les H0 si (p-value>0.10 ; 0.05 ;0.01) au trois seuils. H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 de Lo = pas de dépendance de long-terme. Et on accepte H0 si R/S ∈] à [0.861, 1.747] à 90% [0.809, 1.862] à 95% [0.721, 2.098] à 99% LV : Log maximum de Vraisemblance.</p>		

Fournis par Pc-give et G@rch de Ox.Metrics 6.0.

En ce qui concerne la variance, les résultats des Q-statistiques sur les résidus montrent qu'ils sont auto-corrélés. Cependant, les statistiques R/S de Hurst-Mandelbrot et de Lo indiquent que la série ne contient pas une dépendance de long terme, le test GPH est statistiquement significatif et il indique que le paramètre de différenciation fractionnaire n'est pas significativement différent de zéro. Le regroupement de volatilité est confirmé par le test ARCH LM et les Q²-statistiques sur les résidus. Ce constat témoigne qu'un modèle ARCH/GARCH est adéquat pour saisir la dynamique de la variance des rentabilités de change du Dinar Irakien et les résultats des tests de validation indiquent

qu'un modèle ARCH(1) est suffisant pour capturer la dynamique de la série. Dans ce qui suit nous avons estimé le modèle ARCH(1) avec les distributions : normale, Student et GED, puisque la distribution normale ne semble pas convenable au vu des coefficients SK et E.KU.

Tableau [3.27] : Spécification du modèle ARCH(1) pour la variance de RIQDUSD

ARCH(1)			
	Coefficient		
	[p-value]		
	(écart-type)		
	Distribution N	Distribution ST	Distribution GED
Variance constante	0.016046 [0.00]** (0.001049)	0.018912 [0.00]** (9.52 ^e -02)	0.018450 [0.00]** (1.10 ^e -05)
ω	0.018420 [0.00]** (8.70 ^e -05)	0.005414 [0.97] (0.210785)	0.000313 [0.00]** (3.23 ^e -05)
ARCH(α1)	2.970365 [0.00]** (0.039457)	2059.009 [0.97] (80198.59)	17.47221 [0.00]** (1.441566)
Student(DF)/ GED(DF)		2.001308 [0.00]** (0.051003)	0.409846 [0.00]** (0.008728)
LV	426.4951	2966.572	2860.227
Critère d'information			
Akaike	-0.326771	-2.285935	-2.203879
Schwarz	-0.319988	-2.276892	-2.194835
Hannan-Quinn	-0.324313	-2.282658	-2.200601
Tests sur les résidus standardisés			
SK	-5.895 [0.00]**	11.212 [0.00]**	4.247 [0.00]**
E.KU	212.53 [0.00]**	549.74 [0.00]**	359.77 [0.00]**
Jarque-Bera	4756536 [0.00]**	32338485 [0.00]**	13754643 [0.00]**
Q(5)	54.858 [0.00]	3.3521 [0.64]**	8.9678 [0.11]**
Q(10)	84.177 [0.00]	7.0850 [0.71]**	16.384 [0.08]**
Q(20)	127.82 [0.00]	13.016 [0.87]**	25.843 [0.17]**
Q(50)	218.46 [0.00]	25.449 [0.99]**	45.559 [0.65]**
Q²(5)	1.0788 [0.95]**	0.0370 [1.00]**	0.0598 [1.00]**
Q²(10)	1.2375	0.0704	0.1103

	[1.00]**	[1.00]**	[1.00]**
Q²(20)	37.746 [0.01]***	0.1229 [1.00]**	0.1981 [1.00]**
Q²(50)	38.093 [0.89]**	0.3182 [1.00]**	0.6190 [1.00]**
ARCH 1-2	0.013219 [0.98]**	0.008118 [0.99]**	0.017556 [0.98]**
ARCH 1-5	0.173925 [0.97]**	0.007280 [1.00]**	0.011445 [1.00]**
ARCH 1-10	0.102548 [0.99]**	0.006948 [1.00]**	0.010514 [1.00]**
Les symboles (**) et (*) correspondent :			
A la significativité statistique des paramètres au seuil de 5% et 1% respectivement si (p-value<0.05 ;0.01), et au non rejet des H0 pour les tests.			
H0 pour les Q etQ ² -statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH LM: absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. On accepte les H0 si (p-value>0.05 ;0.01) aux seuils de 95% et 99%.			

Fournis par Eviews 8.0^t

Le résultat des tests indique que la dynamique de la série RIQDUSD est bien capturée par le modèle ARCH(1), et en ce qui concerne la distribution, nous avons rejeté la distribution de Student dont les coefficients ne sont pas statistiquement significatif, ainsi que la distribution normale puisqu'on n'a pas pu accepter le test de Ljung-Box sur les résidus standardisés. Nous avons retenu le modèle qui correspond à la distribution GED, les critères d'information confirment la supériorité cette distribution.

Les résultats de la modélisation ARFIMA(3,0.04,3)-ARCH(1) ou ARMA(3,3)-ARCH(1) étant donné que $d \approx 0$, indique que les rentabilités de change du Dinar Irakien sont caractérisées par une mémoire courte dans la moyenne et la variance de la série ce qui signifie qu'un retour à la moyenne sera observé en cas de choc, l'implication est que les rentabilités de change du Dinar Irakien sont prévisibles, ce qui correspond au rejet de l'hypothèse de l'efficience faible du marché de change en Irak.

3.3.3. Rentabilités de change de la Livre Libanaise (RLBPUSD)

Rappelons que la série des rentabilités de change de la Livre Libanaise est de type I(0) selon ADF et KPSS, et que le test de Hurst-Mandelbrot et le test de Lo ne rejettent pas l'hypothèse nulle de corrélation sérielle de long terme. Le paramètre de différenciation

^t Nous n'avons pas pu mener cette estimation sous Ox-metrics, le programme ne fournit pas de détail pour des valeurs de alpha>1.

stationnaire généré par l'estimateur GPH est statistiquement significatif et est différent de zéro. En ce qui concerne le regroupement de volatilité, les résultats du test ARCH LM et celui de Ljung-Box sur les rentabilités au carré indiquent que la série RLBPUSD présente un effet ARCH dans sa variance.

Le modèle ARFIMA semble alors être justifié pour représenter le comportement de la moyenne de la Livre Libanaise. Nous avons estimé plusieurs configurations. L'examen de la significativité statistique des paramètres et de la minimisation des critères d'information a fait ressortir le modèle ARFIMA(1,d,1).

Tableau [3.28] : Spécification du modèle ARFIMA(1,d,1) pour les rentabilités de change de la Livre Libanaise en moyenne

	Coefficient	[p-value] (écart-type)
Moyenne (μ)	-0.000135	(0.09994)
Constante	-6.84722e-005	[0.74] (0.00021)
d-ARFIMA	-0.1507	[0.00]** (0.05565)
AR(1)	0.25774	[0.00]** (0.03250)
MA(1)	-0.68818	[0.00]** (0.05070)
LV	3446.1589	
Tests sur les résidus		
SK	-0.17	[0.00]**
E.KU	5.40	[0.00]**
Jarque-Bera	4757.6	[0.00]**
ARCH(1-2)	271.07	[0.00]
ARCH(1-5)	133.74	[0.00]
ARCH(1-10)	70.037	[0.00]
Q(5)	7.87993	[0.16]**
Q(10)	19.7337	[0.03]*
Q(20)	29.7077	[0.07]**
Q(50)	115.682	[0.00]
Q²(5)	1082.68	[0.00]
Q²(10)	1474.38	[0.00]
Q²(20)	2143.49	[0.00]
Q²(50)	3536.98	[0.00]
Hurst-Mandelbrot R/S test	0.75620**	
Lo R/S test	0.75617**	

d(GPH)	-0.0026	[0.87]
Les symboles (***) , (**) et (*) correspondent à : la significativité des paramètres au seuil de 10% , 5% et 1% , si (p-value < 0.10 ; 0.05 ; 0.01). Et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q ² statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle, et on accepte les H0 si (p-value > 0.10 ; 0.05 ; 0.01) au trois seuils. H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 de Lo = pas de dépendance de long-terme. Et on accepte H0 si R/S ∈ à [0.861, 1.747] à 90% [0.809, 1.862] à 95% [0.721, 2.098] à 99% LV : Log maximum de Vraisemblance.		

Fournis par Pc-give et G@rch de Ox.Metrics 6.0.

En ce qui concerne la variance, les résultats des tests Q-statistiques sur les résidus montrent qu'ils ne sont pas auto-corrélés sauf pour le retard 50, ce qui peut être interprété comme une dépendance de long terme. Une éventuelle présence de la mémoire longue est appuyée par les statistiques R/S. Le regroupement de volatilité est confirmé par les Q²-statistiques et le test ARCH LM. Un modèle FIGARCH semble alors être justifié pour saisir la dynamique de la volatilité des rentabilités de change de la Livre Libanaise. Dans ce qui suit nous avons estimé plusieurs configurations du modèle FIGARCH et suivant les tests de validation nous avons retenu celui qui a minimisé les critères d'information, à savoir un modèle FIGARCH(0, ξ , 1) qui est suffisant pour saisir la dynamique de la série. On note aussi que la distribution normale ne semble pas être adéquate au vu des coefficients SK et E.KU, en ce sens on a estimé le modèle FIGARCH(0, ξ , 1) avec les quatre distributions N, ST, STS et GED.

Tableau [3.29] Spécification du modèle FIGARCH(0, ξ , 1) pour la variance de RLBPUSD

	FIGARCH(0, ξ, 1)			
	Coefficient			
	[p-value]			
	(écart-type)			
	Distribution N	Distribution ST	Distribution STS	Distribution GED
Variance constante	6.44324 [0.09]*** (3.8551)	Pas de convergence pour le modèle avec constante	Pas de convergence pour le modèle avec constante	2.47542 [0.17] (1.8390)

ξ -FIGARCH	0.325177 [0.00]** (0.05094)	0.9968 [0.00]** (0.00127)	0.99688 [0.00]**	0.85846 [0.00] (0.01864)
ARCH(ϕ)	-0.182868 [0.00]** (0.04252)	-0.49554 [0.00]** (0.01807)	-0.486756 [0.00]** (0.018246)	-0.43838 [0.00]** (0.02163)
Student(DF)/ GED(DF)		3.18850 [0.00]** (0.075435)		0.58429 [0.00]** (0.01640)
Asymétrie Tail (queue)			- 0.246848 [0.00]** 0.029902	3.221826 [0.00]** (0.07097)
LV	4656.668	7991.475	8076.130	7392.026
Critères d'information				
Akaike	-2.387721	-4.098756	-4.141678	-3.790675
Schwarz	-2.382897	-4.093932	-4.135245	-3.784243
Shibata	-2.387722	-4.098757	-4.141680	-3.790677
Hannan-Quinn	-2.386009	-4.097044	-4.139395	-3.788392
Tests sur les résidus standardisés				
SK	-0.36 [0.00]**	-62.41 [0.00]**	-62.41 [0.00]**	6.83 [0.00]**
E.KU	37.88 [0.00]**	3893.0 [0.00]**	3893.0 [0.00]**	223.65 [0.00]**
Jarque-Bera	2.3315e+005 [0.00]**	2.4640e+009 [0.00]**	2.4640e+009 [0.00]**	8.1540e+006 [0.00]**
Q(5)	4.65148 [0.45]**	9.302e-010 [1.00]**	9.3018e-010 [1.00]**	0.461643 [0.99]**
Q(10)	5.59680 [0.84]**	6.520e-009 [1.00]**	6.5206e-009 [1.00]**	3.19583 [0.97]**
Q(20)	15.8958 [0.72]**	4.867e-008 [1.00]**	4.8679e-008 [1.00]**	7.13489 [0.99]**
Q(50)	69.4302 [0.03]*	7.327e-007 [1.00]**	7.3272e-007 [1.00]**	73.2477 [0.01]*
Q ² (5)	0.876918 [0.92]**	9.305e-010 [1.00]**	9.3054e-010 [1.00]**	0.283435 [0.99]**
Q ² (10)	6.03333 [0.73]**	6.520e-009 [1.00]**	6.5201e-009 [1.00]**	0.952350 [0.99]**
Q ² (20)	6.68475 [0.99]**	4.8698e-008 [1.00]**	4.8698e-008 [1.00]**	1.22124 [1.00]**
Q ² (50)	20.1558 [0.99]**	7.3261e-007 [1.00]**	7.3261e-007 [1.00]**	12.3854 [1.00]**
ARCH 1-2	0.30994 [0.73]**	/	/	0.060382 [0.94]**
ARCH 1-5	0.18637 [0.96]**	/	/	0.057245 [0.99]**
ARCH 1-10	0.61697 [0.80]**	/	/	0.094639 [0.99]**
P(40)	3989.757 [0.00]	2241.271 [0.00]	1885.3761 [0.00]	694.714 [0.00]
P(50)	4398.536 [0.00]	2581.758 [0.00]	2094.9451 [0.00]	729.757 [0.00]
P(60)	4868.095	2727.059	2161.7229	773.380

	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
RBD(2)	0.929395 [0.62]**	3.5608e-032 [1.00]**	3.5523e-032 [1.00]**	0.000276 [0.99]**
RBD(5)	0.986695 [0.96]**	7.6400e-033 [1.00]**	7.6715e-033 [1.00]**	0.00177 [1.00]**
RBD(10)	6.99270 [0.72]**	1.6771e-028 [1.00]**	1.7040e-028 [1.00]**	0.993234 [0.99]**

Les symboles (**), (*) et (*) correspondent:
A la significativité statistique des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1% respectivement si (p-value<0.10 ;0.05 ;0.01), et au non rejet des H0 pour les tests.
H0 pour les Q etQ²-statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH LM ET RBD(n) : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. En ce qui concerne le test de Pearson Chi² Goodness-of-fit P(n), l'hypothèse nulle est : la bonne spécification de la distribution. Et on accepte les H0 si (p-value>0.05) au seuil de 5%.

Fournis par G@RCH de Ox.Metrics 6.0.

Selon les résultats du tableau [3.29] aucune distribution n'est à même de représenter la volatilité des rentabilités de change de la Livre Libanaise. En effet, le test de Pearson Chi² de la *Goodness-of-fit* est rejeté pour les quatre distributions, Néanmoins, nous avons adopté comme critère de choix de distribution : la minimisation des coefficients SK et E.KU, de ce fait nous avons retenu le modèle correspondant à la distribution normale. Ceci, bien que les paramètres de queue et d'asymétrie soient statistiquement significatifs, ce qui veut dire que d'autres distributions (en particulier la distribution STS) donnent de meilleurs résultats que la distribution normale, et que la supériorité de la distribution STS soit confirmé par les quatre critères d'information. Et le résultat des tests sur les résidus standardisés confirment que le modèle FIGARCH(0,ξ,1) est parvenu à capturer la dynamique de la série RLBPUSD.

D'autre part, les résultats du modèle ARFIMA-FIGARCH reportés dans les tableaux [3.28] et [3.29] montrent que les rentabilités de change de la Livre Libanaise sont caractérisées par un effet d'anti-persistence (une mémoire courte) dans la moyenne, et par une mémoire longue dans leur volatilité, ce qui signifie que les conséquences d'un choc sur cette série ne sont pas permanentes, et qu'un retour à la moyenne est envisageable. L'autre implication est que les rentabilités de change de la Livre Libanaise sont prévisibles, ce qui correspond au rejet de l'hypothèse de l'efficience faible du marché de change au Liban.

3.3.4. Rentabilités de change De la Livre syrienne (RSYPUSD)

Rappelons que la série des rentabilités de change de la Livre Syrienne est de type $I(0)$ selon ADF et $I(1)$ selon KPSS, ce qui représente selon la littérature un premier signe de la présence d'une mémoire longue. En revanche, les tests de Hurst-Mandelbrot et de Lo rejettent l'hypothèse nulle de corrélation sérielle de long terme. Le paramètre de différenciation stationnaire généré par l'estimateur GPH est statistiquement significatif et est différent de zéro. En ce qui concerne le regroupement de volatilité, les résultats du test ARCH LM et celui de Ljung-Box sur les rentabilités au carré indiquent que la série RSYPUSD présente un effet ARCH dans sa variance.

Le modèle ARFIMA semble alors être justifié pour représenter le comportement de la moyenne de la Livre Syrienne. Nous avons estimé plusieurs configurations du modèle ARFIMA avec des ordres de p et q variant de 0 à 3. L'examen de la significativité statistique des paramètres et de la minimisation des critères d'information a fait ressortir le modèle ARFIMA(2, d ,3).

Tableau [3.30] : Spécification du modèle ARFIMA(2, d ,3) pour les rentabilités de change de la Livre Syrienne en moyenne

	Coefficient	[p-value] (écart-type)
Moyenne (μ)	0.0266606	(1.63877)
Constante	0.0370951	[0.24] (0.03159)
d-ARFIMA	0.223216	[0.00]** (0.07857)
AR(1)	-0.334394	[0.00]** (0.07123)
AR(2)	0.534904	[0.00]** (0.05426)
MA(1)	-0.238716	[0.02]** (0.1045)
MA(2)	-0.853867	[0.00]** (0.03585)
MA(3)	0.243918	[0.00]** (0.06807)
LV	-7418.49657	
Tests sur les résidus		
SK	0.89	[0.00]**
E.KU	23.85	[0.00]**

Jarque-Bera	92449.	[0.00]**
ARCH(1-2)	128.28	[0.00]
ARCH(1-5)	78.352	[0.00]
ARCH(1-10)	47.092	[0.00]
Q(5)	4.26082	[0.51]**
Q(10)	32.7064	[0.00]
Q(20)	69.8693	[0.00]
Q(50)	219.149	[0.00]
Q²(5)	605.799	[0.00]
Q²(10)	1019.46	[0.00]
Q²(20)	2008.61	[0.00]
Q²(50)	4183.44	[0.00]
Hurst-Mandelbrot R/S test	1.48074	
Lo R/S test	1.48191	
d(GPH)	-0.0041	[0.79]
<p><i>Les symboles (***) , (**) et (*) correspondent à : la significativité statistique des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1%, si (p-value < 0.10 ; 0.05 ; 0.01). Et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q² statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle, et on accepte les H0 si (p-value > 0.10 ; 0.05 ; 0.01) au trois seuils. H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 de Lo = pas de dépendance de long-terme. Et on accepte H0 si R/S ∈] à [0.861, 1.747] à 90% [0.809, 1.862] à 95% [0.721, 2.098] à 99% LV : Log maximum de Vraisemblance.</i></p>		

Fournis par Pc-give et G@rch de Ox.Metrics 6.0.

En ce qui concerne la variance, les résultats des Q-statistiques sur les résidus montrent qu'ils sont auto-corrélés notamment pour le long terme. Cependant, les statistiques R/S de Hurst-Mandelbrot et de Lo indiquent que la série ne contient pas une dépendance de long terme. Le regroupement de volatilité est confirmé par le test ARCH LM et les Q²-statistiques sur les résidus. Ce constat témoigne qu'un modèle ARCH/GARCH est adéquat pour saisir la dynamique de la variance des rentabilités de change de la Livre Syrienne, et c'est un modèle GARCH(0,2) qui a pu satisfaire les tests de validation et capturer la dynamique de la série. Dans ce qui suit nous avons estimé le modèle GARCH(0,2) avec les distributions : normale et GED (nous n'avons pas pu observer de convergence pour les distributions Student et asymétrique Student). La distribution normale ne semble pas être appropriée au vu des coefficients SK et E.KU.

Tableau [3.31] Spécification du modèle GARCH(0,2) pour la variance de RSYUSD

GARCH(0,2)		
	Coefficient	Distribution
	[p-value]	GED
	(écart-type)	
	Distribution N	Distribution
		GED
Variance constante	0.737324 [0.00]** (0.27432)	0.002423 [0.07]*** (0.0013513)
ARCH(α_1)	0.488164 [0.09]*** (0.29586)	2.690905 [0.00]** (0.68769)
ARCH(α_2)	3.268558 [0.13] (2.2002)	5.125951 [0.00]** (0.79010)
Student(DF)/ GED(DF)		0.49318 [0.00]** (0.024159)
LV	-6371.469	-411.933
Critères d'information		
Akaike	3.287503	0.214509
Schwarz	3.292348	0.220969
Shibata	3.287502	0.214507
Hannan-Quinn	3.289223	0.216803
Tests sur les résidus standardisés		
SK	3.04 [0.00]**	17.88 [0.00]**
E.KU	105.27 [0.00]**	696.87 [0.00]**
Jarque-Bera	1.796e+06 [0.00]**	7.867e+07 [0.00]**
Q(5)	0.916917 [0.96]**	0.336135 [0.99]**
Q(10)	9.75126 [0.46]**	0.622827 [0.99]**
Q(20)	69.6567 [0.00]	1.92434 [0.99]**
Q(50)	142.217 [0.00]	8.00550 [1.00]**
Q²(5)	0.897783 [0.82]**	0.0341459 [0.99]**
Q²(10)	1.22918 [0.99]**	0.0716033 [0.99]**
Q²(20)	38.5182 [0.00]	0.133280 [1.00]**
Q²(50)	62.2211 [0.08]**	0.424328 [1.00]**
ARCH 1-2	0.17079 [0.84]**	0.0075255 [0.99]**
ARCH 1-5	0.17851	0.0074164

	[0.97]**	[1.00]**
ARCH 1-10	0.12111	0.0073668
	[0.99]**	[1.00]**
P(40)	21821.14[0.00]	9793.7896 [0.00]
P(50)	23840.64[0.00]	9265.6565 [0.00]
P(60)	23967.75[0.00]	10068.5498 [0.00]
RBD(2)	0.339938	1.20578e-05
	[0.84]**	[0.99]**
RBD(5)	0.920367	2.53630e-05
	[0.96]**	[1.00]**
RBD(10)	1.25552	3.80192e-05
	[0.99]**	[1.00]**
<p>Les symboles(***), (**) et (*) correspondent à : la significativité statistique des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1% respectivement si (p-value<0.10 ;0.05 ;0.01), et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q²-statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH LM et RBD(n) : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. En ce qui concerne le test de Pearson Chi² <i>Goodness-of-fit</i> P(n), l'hypothèse nulle est : la bonne spécification de la distribution. Et on accepte les H0 si (p- value>0.05) au seuil de 5%.</p>		

Fournis par G@RCH de Ox.Metrics 6.0.

Selon les résultats du tableau [3.31], aucune des deux distributions n'est à même de représenter la variance des rentabilités de change de la Livre Syrienne. En effet, le test de Pearson Chi² de la *Goodness-of-fit* est rejeté pour les deux distributions. Néanmoins, on a refusé la distribution normale étant donné qu'elle ne satisfait pas le test de Q-statistiques sur les résidus standardisés et nous avons adopté le modèle qui correspond à la distribution GED.

D'autre part, les résultats du modèle ARFIMA(2,0.22,3)-GARCH(0,2) reportés dans les tableaux [3.30] et [3.31] montrent que les rentabilités de change de la Livre Syrienne contiennent une mémoire longue dans la moyenne et la variance, conformément à la première impression dévoilée par les tests de stationnarité, ce qui signifie qu'un choc sur la série aura des conséquences longues mais pas permanentes, et qu'un retour à la moyenne sera observé. L'autre implication est que les rentabilités de change de la Livre Syrienne sont prévisibles, ce qui correspond au rejet de l'hypothèse de l'efficacité faible du marché de change en Syrie.

3.3.5. Rentabilités de change du Riyal Yéménite (RYERUSD)

Rappelons que la série des rentabilités de change du Riyal Yéménite est de type $I(0)$ selon ADF et KPSS, et que les tests de Hurst-Mandelbrot et de Lo ne rejettent pas l'hypothèse nulle de corrélation sérielle de long terme. Le paramètre de différenciation stationnaire généré par l'estimateur GPH est statistiquement significatif et est différent du zéro. En ce qui concerne le regroupement de volatilité, les résultats du test ARCH LM et celui de Ljung-Box sur les rentabilités au carré indiquent que la série RYERUSD présente un effet ARCH dans sa variance. Le modèle ARFIMA semble alors être justifié pour représenter le comportement de la moyenne des rentabilités de change du Riyal Yéménite. Nous avons estimé plusieurs configurations du modèle ARFIMA avec des ordres de p et q variant de 0 à 3. L'examen de la significativité statistique des paramètres et de la minimisation des critères d'information a fait ressortir le modèle ARFIMA(3,d,3).

Tableau [3.32] : Spécification du modèle ARFIMA(3,d,3) pour les rentabilités de change du Riyal Yéménite en moyenne

	Coefficient	[P-value] (écart-type)
Moyenne (μ)	0.0059587	(0.124722)
Constante	0.0062461	[0.00]** (0.002149)
d-ARFIMA	-0.224087	[0.01]** (0.09174)
AR(1)	-0.409663	[0.00]** (0.04020)
AR(2)	0.203745	[0.00]** (0.04707)
AR(3)	0.797752	[0.00]** (0.04296)
MA(1)	0.798752	[0.00]** (0.07161)
MA(2)	0.356793	[0.00]** (0.08260)
MA(3)	-0.368407	[0.00]** (0.05888)
LV	1714.16711	
Tests sur les résidus		
SK	-1.25	[0.00]**
E.KU	157.87	[0.00]**

Jarque-Bera	2.6871e+06	[0.00]**
ARCH(1-2)	184.01	[0.00]
ARCH(1-5)	76.622	[0.00]
ARCH(1-10)	38.489	[0.00]
Q(5)	1.36004	[0.92]**
Q(10)	5.46261	[0.85]**
Q(20)	41.2350	[0.00]
Q(50)	75.6348	[0.01]*
Q²(5)	420.033	[0.00]
Q²(10)	424.322	[0.00]
Q²(20)	455.639	[0.00]
Q²(50)	513.310	[0.00]
Hurst-Mandelbrot R/S test	1.85575***	
Lo R/S test	1.86091***	
d(GPH)	0.058	[0.00]**
<p>Les symboles (***), (**) et (*) correspondent à : la significativité statistique des paramètres au seuil de 10%, 5% et 1%, si (p-value<0.10 ;0.05 ;0.01).Et au non rejet des H0 pour les tests. H0 pour les Q et Q² statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH : absence d'hétéroscédasticité conditionnelle, et on accepte les H0 si (p-value>0.10 ; 0.05 ;0.01) au trois seuils. H0: Hurst-Mandelbrot = pas de corrélation sérielle de long-terme et H0 de Lo = pas de dépendance de long-terme. Et on accepte H0 si R/S ∈ à [0.861, 1.747] à 90% [0.809, 1.862] à 95% [0.721, 2.098] à 99% LV : Log maximum de Vraisemblance.</p>		

Fournis par Pc-give et G@rch de Ox.Metrics 6.0.

Marquons, que le test GPH dans la phase de l'examen des séries des rentabilités a révélé que le paramètre d est égale à 0.36, ce qui correspond à une mémoire longue dans la série, Toutefois on a choisi comme estimateur le maximum de vraisemblance, qui est un estimateur en une étape où sont estimés simultanément les paramètres p , q et d .

Concernant la variance de la série, les résultats des Q-statistiques sur les résidus montrent qu'ils sont auto-corrélés pour le long terme. Ce constat est soutenu par les statistiques R/S de Hurst-Mandelbrot et de Lo, qui indiquent que la série contient bien une dépendance de long terme (au seuil de 10%), le test GPH est statistiquement significatif et il indique que le paramètre de différenciation fractionnaire n'est pas significativement différent de zéro. Le regroupement de volatilité est confirmé par le test ARCH LM et les Q²-statistiques sur les résidus. Ces résultats témoignent qu'un modèle ARCH/GARCH est adéquat pour saisir la dynamique de la variance des

rentabilités de change du Riyal Yéménite, les tests de validation affirment qu'un modèle ARCH(1) est suffisant pour capturer la dynamique de la série. Dans ce qui suit nous avons estimé le modèle ARCH(1) avec les distributions : normale, Student et GED, puisque la distribution normale ne semble pas être approprié au vu des coefficients SK et E.KU.

Tableau [3.33] : Spécification du modèle ARCH(1) pour la variance de RYERUSD

ARCH(1)			
Coefficient			
[p-value]			
(écart-type)			
	Distribution N	Distribution ST	Distribution GED
Variance constante	0.005714 [0.00]** (0.000271)	-0.004961 [0.00]** (3.51 ^e -05)	-0.005207 [0.00]** (2.18 ^E -07)
ω	0.004591 [0.00]** (2.67 ^e -05)	0.000904 [0.97] (0.027949)	6.23 ^E -05 [0.00]** (6.51 ^E -06)
ARCH(α1)	4.807692 [0.00]** (0.063924)	1519.145 [0.97] (46944.3)	34.20999 [0.00]** (3.819844)
Student(DF)/ GED(DF)		2.001418 [0.00]** (0.043791)	0.315781 [0.00]** (0.006299)
LV	2638.776	7196.817	7325.395
Critère d'information			
Akaike	-2.037708	-5.560740	-5.660143
Schwarz	-2.030915	-5.551682	-5.651085
Hannan-Quinn	-2.035246	-5.557457	-5.656861
Tests sur les résidus standardisés			
SK	12.81 [0.00]**	44.77 [0.00]**	42.08 [0.00]**
E.KU	478.59 [0.00]**	2173.78 [0.00]**	2011.77 [0.00]**
Jarque-Bera	24145171 [0.00]**	5.09 ^E +08 [0.00]**	4.34 ^E +08 [0.00]**
Q(5)	2.1636 [0.82]**	0.0753 [1.00]**	0.1393 [1.00]**
Q(10)	10.125 [0.43]**	0.0837 [1.00]**	0.1725 [1.00]**
Q(20)	36.192 [0.01]*	0.6236 [1.00]**	1.0869 [1.00]**
Q(50)	80.599 [0.00]	1.1235 [1.00]**	1.8413 [1.00]**
Q²(5)	0.2304	0.0027	0.0031

	[0.99]**	[1.00]**	[1.00]**
Q²(10)	0.3082 [1.00]**	0.0055 [1.00]**	0.0063 [1.00]**
Q²(20)	0.3646 [1.00]**	0.0106 [1.00]**	0.0122 [1.00]**
Q²(50)	1.5341 [1.00]**	0.0272 [1.00]**	0.0314 [1.00]**
ARCH 1-2	0.005665 [0.99]**	0.000547 [0.99]**	0.000641 [0.99]**
ARCH 1-5	0.045705 [0.99]**	0.000540 [1.00]**	0.000618 [1.00]**
ARCH 1-10	0.030296 [1.00]**	0.000544 [1.00]**	0.000627 [1.00]**
Les symboles (**) et (*) correspondent :			
A la significativité statistique des paramètres au seuil de 5% et 1% respectivement si (p-value<0.05 ;0.01), et au non rejet des H0 pour les tests.			
H0 pour les Q et Q ² -statistiques : absence de corrélation sérielle, Et H0 pour ARCH LM: absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. On accepte les H0 si (p-value>0.05 ;0.01) aux seuils de 95% et 99%.			

Fournis par Eviews 8.0^u

Le résultat des tests indique que la dynamique de la série RYERUSD est bien capturée par le modèle ARCH(1), et en ce qui concerne la distribution, nous avons rejeté la distribution de Student dont les coefficients ne sont pas statistiquement significatifs, ainsi que la distribution normale puisqu'on n'a pas pu accepter le test de Ljung-Box sur les résidus standardisés. Et nous avons retenu le modèle qui correspond à la distribution GED, les critères d'information confirment la supériorité cette distribution.

Les résultats de la modélisation ARFIMA(3,-0.22,3)-ARCH(1) indiquent que les rentabilités de change du Riyal Yéménite sont caractérisées par un effet d'anti-persistance (mémoire courte) dans la moyenne et la variance de la série ce qui signifie qu'un retour à la moyenne sera observé en cas de choc. L'implication est que les rentabilités de change du Riyal Yéménite sont prévisibles, ce qui correspond au rejet de l'hypothèse de l'efficience faible du marché de change au Yémen.

^u Nous n'avons pas pu mener cette estimation sous Ox-metrics, le programme ne fournit pas de détail pour des valeurs de alpha>1.

Conclusion

L'apport principal de ce chapitre consiste à l'élaboration des modèles économétriques qui expliquent le comportement des taux de change nominaux bilatéraux vis-à-vis du Dollar US des monnaies de la région MENA, et ce dans une logique chartiste.

Nous avons structuré ce chapitre, en effectuant dans une première et seconde section en premier lieu une représentation graphique qui fournit une lecture préliminaire des caractéristiques statistiques des séries, suivie d'une batterie d'examen sur les séries des taux de change et des rentabilités de change afin de nous guider pour le choix des modèles économétriques appropriés. Ces tests sont: (i) le test ADF et KPSS pour l'examen de la stationnarité des séries des taux et des rentabilités de change, (ii) celui de ARCH-LM et le test de Ljung-Box (Q^2 -statistiques) sur les séries et les séries au carré pour le regroupement de la volatilité, (iii) le test de Ljung-Box (Q -statistiques) sur les séries pour l'auto-corrélation, (iv) les statistiques R/S de Hurst-Mandelbrot, et de Lo, ainsi que le test de GPH pour la détection de la mémoire longue.

Et à la lumière des résultats de ces tests, dans la troisième section nous avons spécifié des modèles de change de type ARFIMA/ARMA pour les moyennes des processus générateurs des rentabilités des taux de change de la région MENA sur la période 04-01-1999 au 11-12-2013. Ces modèles ARFIMA sont une classe de modèles qui permettent de modéliser le comportement de court et de long terme dans les séries temporelles, ceci en utilisant l'estimateur du maximum de vraisemblance exact qui présente la particularité de modéliser à la fois le paramètre d'intégration fractionnaire et les paramètres autorégressives et moyennes mobiles du processus. Et le choix du meilleur modèle est basé sur la minimisation du critère AIC. Ensuite, après avoir généré les séries des résidus, nous avons appliqué dessus les tests d'auto-corrélation, de dépendance de long terme, et les tests d'homoscédasticité, et selon les résultats des tests nous avons estimé différents modèles et configurations des modèles ARCH(Q), GARCH(P, Q) et FIGARCH(P, ξ, Q) par l'estimateur du quasi-maximum de vraisemblance, avec quatre distributions différentes (N, ST, STS, et GED), vu que la distribution normale ne semble pas être justifiée pour la quasi-totalité des séries, ce qui rejoint la littérature en la matière, ou juger d'une absence de volatilité dans les séries de rentabilités de change. Et le choix du meilleur modèle qui correspond à la bonne distribution, s'est fait en se basant sur différents critères classés par ordre de priorité qui

sont : la satisfaction des tests sur les résidus standardisés, la satisfaction du test de Pearson χ^2 *goodness-of-fit*, la minimisation des coefficients de distribution, et la minimisation des critères d'information. Ceci en utilisant les packs PC-give et G@rch de OX-metrics 6.0 développés par J.A. Doornik, 1994-2009 et S. Laurent, 2000-2009 respectivement, ainsi que le logiciel Eviews 8.0.

Le constat principal de ce chapitre est que les rentabilités de change des pays qui adoptent un régime de change fixe sont moins volatiles que ceux correspondant au régime de flottement, et ceci représente en réalité un fait stylisé en macroéconomie internationale. Les autres faits stylisés confirmés dans cette recherche sont relatifs à la non normalité des distributions inconditionnelles des séries de taux de change et au faible pouvoir explicatif des tests traditionnels de stationnarité.

CHAPITRE IV

PEUT-ON BATTRE LA MARCHE ALEATOIRE DANS LES MARCHES DES CHANGES DE LA REGION MENA : INVESTIGATION EMPIRIQUE

Introduction

De nombreux théoriciens de change considèrent le fait de battre la marche aléatoire dans les prévisions hors échantillon comme une condition satisfaisante pour accepter un modèle de taux de change, et ces modèles de change qui portent sur l'étude du comportement des taux de change nominaux ont pour principale motivation, la construction d'un modèle avec de meilleures propriétés de prévision. Les échecs récurrents des modèles macroéconomiques à battre les prévisions naïves, combinés au développement des méthodes économétriques, ont déplacé l'intérêt vers l'analyse chartiste dans le marché des changes, une analyse qui utilise uniquement les informations comprises dans les observations historiques des taux de change pour prévoir leurs valeurs futures, ce qui est en totale contradiction avec l'hypothèse de l'efficacité du marché de change. Dans ce contexte le présent chapitre représente l'aboutissement final de ce travail de recherche, en effet il nous permet de juger l'efficacité des marchés de change de la région MENA.

Le chapitre est commencé par un bref survol sur la marche aléatoire ainsi que de la méthodologie adoptée. Dans la seconde section, après avoir généré les prévisions naïves issues de la marche aléatoire pour les rentabilités de change des pays de la région MENA, nous avons comparé leurs qualités prévisionnelles avec ceux des modèles retenus dans le chapitre précédent sur différents horizons, par le biais de deux critères de mesure de performance prévisionnelle. Et le marché de change est considéré comme informationnellement efficace, si l'on ne peut pas battre la marche aléatoire pour les prévisions hors échantillon.

Section 1 : Bref survol sur la marche aléatoire et Méthodologie

1.1. Bref survol sur la marche aléatoire

La question qu'on se pose dans ce chapitre est relative à la pertinence de la prévisibilité des rentabilités de change, où à l'instar de [Meese et Rogoff \(1983\)](#) ; [Sarno et Taylor \(2000\)](#) ; [Nelson, Keneneth et West \(2007\)](#) ; [Lardic et Mignon \(1999\)](#) et bien d'autres, nous avons considéré, le fait de battre la marche aléatoire dans une prévision hors-échantillon comme un critère majeur d'acceptation du modèle retenu dans le chapitre précédent pour les rentabilités de change des pays de la région MENA. Ce qui nous permet donc de valider l'hypothèse de l'efficience du marché des changes.

Dans la littérature économique la marche aléatoire (*Random Walk Hypothesis, RWH*) est liée à celle de l'hypothèse d'efficience des marchés (*Efficiency Market Hypothesis, EMH*). La prémisse est que les investisseurs réagissent instantanément à tous les avantages informationnels qu'ils ont, éliminant ainsi les opportunités de profit. Ainsi, les prix reflètent toujours pleinement les informations disponibles et aucun profit ne peut être généré en spéculant sur la base de ces informations. Une marche aléatoire est définie par le fait que les changements de prix sont indépendants les uns des autres ([Rashid, 2006](#)). Par conséquent, sous l'hypothèse de la marche aléatoire, les rentabilités de change sont imprévisibles à partir des observations passées. De ce fait, les rentabilités passées ne sont pas pertinentes si nous essayons de prévoir les rentabilités futures en utilisant des prédicateurs linéaires. Puisque dans un modèle de marche aléatoire la direction et la taille des changements sont choisies de manière indépendante et aléatoire à partir de la distribution normale, la meilleure prévision est donc le non changement, encore appelé: prévision naïve. Rappelons aussi que ce qui est d'intérêt dans la prévision des taux de change, n'est pas tant la capacité de prévoir les fluctuations du niveau des taux de change, mais plutôt leurs volatilités.

1.2. Méthodologie

Nous avons ultérieurement calculé les indicateurs de précision basés sur la mesure des écarts entre les observations réelles et les valeurs estimées (erreurs de prévision) pour une prévision hors-échantillon sur la période 12-12-2013 au 16-04-2014 (les données

sont sur une semaine de 5 jours ouvrables) pour la moyenne du processus des modèles ARFIMA/ARMA-ARCH/GARCH/FIGARCH sur différents horizons : très court, court, moyen et long terme où nous avons retenu les prévisions à 1 jour comme étant le très court terme, les prévisions sur 5 jours comme le court terme, les prévisions sur 30 jours comme le moyen terme et les prévisions sur 90 jours pour le long terme. Les deux statistiques couramment utilisées pour évaluer et comparer la précision prévisionnelle sont : l'erreur quadratique moyenne (RMSE) et l'erreur absolue moyenne (MAE). L'erreur quadratique moyenne est le critère principal pour comparer l'exactitude des prévisions, mais l'utilisation du MAE est plus appropriée lorsque les taux de change suivent un processus stable non normal avec une variance infinie ou lorsque la distribution du taux de change comporte des queues épaisses à variance finie (Gondolfo & al.1990). Cas des rentabilités de change de la région MENA comme souligné dans le chapitre précédent.

RMSE : *Root Mean Square Error* ou racine de l'erreur quadratique moyenne, est la racine carrée de la moyenne arithmétique des carrés des écarts entre les prévisions et les observations pour la prévision hors-échantillon. La méthode est fondée sur la nullité de la moyenne des résidus. Mais la moyenne de leurs carrés n'est généralement pas nulle. La formule du RMSE pour le modèle retenu pour la moyenne, la partie ARFIMA/ARMA et la marche aléatoire est :

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (\widehat{RXXXUSD}_t - RXXXUSD_t)^2}{T}} \quad [4.1]$$

Avec T : le nombre de prévisions ; $\widehat{RXXXUSD}_t$: la rentabilité de change estimé par les modèles à l'instant t

$RXXXUSD_t$: l'observation réelle de la rentabilité de change à l'instant t.

MAE : *Mean Absolute Error* ou erreur absolue moyenne, est la moyenne arithmétique des valeurs absolues des écarts entre les prévisions et les observations pour la prévision hors-échantillon. La formule du MAE pour le modèle retenu pour la moyenne, la partie ARFIMA/ARMA et la marche aléatoire est :

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |\widehat{RXXXUSD}_t - RXXXUSD_t| \quad [4.2]$$

Avec T : le nombre de prévisions ; $\widehat{RXXXUSD}_t$: la rentabilité de change estimé par les modèles à l'instant t

$RXXXUSD_t$: l'observation réelle de la rentabilité de change à l'instant t .

Nous avons aussi généré les erreurs des prévisions hors-échantillon, dites naïves issues de la marche aléatoire, sous laquelle les rentabilités de change sont censés être aléatoires et totalement dé-corrélées les unes des autres. Ce qui signifie qu'à chaque instant, le futur du processus dépend de son état présent, mais pas de son passé, même le plus proche. Autrement dit, le système perd la mémoire à mesure qu'il évolue dans le temps. Elle signifie également que le meilleur prédicteur de la rentabilité de change est la rentabilité du jour précédent.

Le modèle pour les prévisions naïves est le suivant :

$$RXXXUSD_t = \eta \cdot RXXXUSD_{t-1} + \varepsilon_t \quad [4.3]$$

Avec η statistiquement non significatif,

ε_t : le terme d'erreur du processus, si l'erreur est un bruit blanc, l'hypothèse de marche aléatoire est vérifiée.

Pour conclure, nous avons comparé les qualités prévisionnelles en moyenne du modèle retenu avec les prévisions naïves, en se basant sur la minimisation des RMSE et MAE, et nous avons jugé que le marché de change est inefficent lorsque les prévisions issues du modèle économétrique battent ceux de la marche aléatoire, et qu'il est efficient dans le cas où la marche aléatoire ait battu le modèle retenu dans les prévisions hors-échantillon, en prenant en compte les différents horizons. Nous avons aussi fourni des graphiques de la prévision hors échantillon sur la période 11-09-2013 au 16-04-2014, pour la moyenne des rentabilités de change et la variance des innovations des processus.

Section 2 : Comparaisons des qualités prévisionnelles des modèles des rentabilités de change avec les prévisions naïves

2.1. Cas des pays de l'Afrique du Nord

2.1.1. Prévisions des rentabilités de change du Dinar Algérien (RDZDUSD)

Le modèle $ARFIMA(2,0.11,3)$ - $GARCH(1,2)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change du Dinar Algérien, atteste que les rentabilités sont auto-corrélés, ce qui suggère que le marché de change en Algérie est inefficent et afin de confirmer ce constat nous avons comparé les RMSE et les MAE de la partie ARFIMA du modèle avec ceux des prévisions naïves (où le terme d'erreur n'est pas *iid*).

$$RDZDUSD_t = -\eta RDZDUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\eta = 2.01e^{-05}$, $sd(\eta) = 0.018178$, $p - value(\eta) = 0.99$

ε_t : n'est pas un bruit blanc.

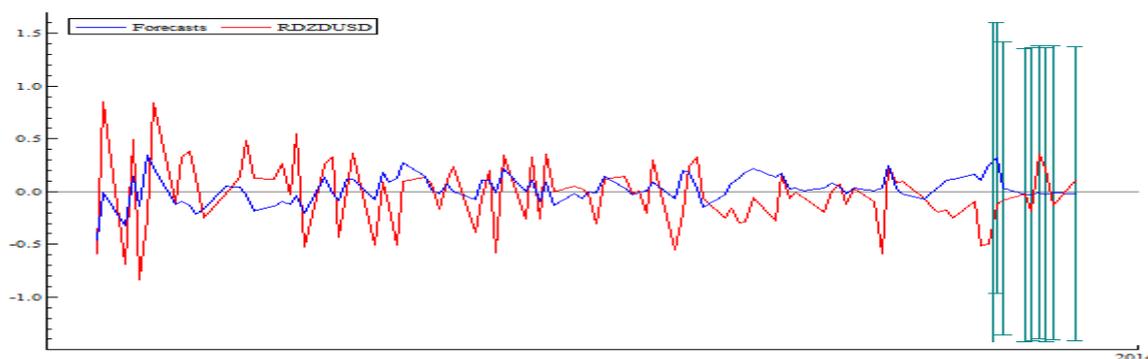
Tableau [4.1] : Critères de précision des prévisions du modèle $ARFIMA(2,0.11,3)$ et des prévisions naïves pour RDZDUSD en moyenne

	ARFIMA(2,0.11,3) pour la moyenne		Marché aléatoire $RDZDUSD_t = RDZDUSD_{t-1} + \varepsilon_t$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
1 jour	0.44066	0.44066	0.372651	0.372651
5 jour	0.27065	0.218340	0.304162	0.235873
30 jour	0.24892	0.20052	0.367192	0.299516
90 jour	0.26042	0.183503	0.386188	0.294272
Note: le logiciel Pc-give de Ox-metrics 6.0. est utilisé pour les prévisions ARFIMA, et les prévisions naïves sont fournis par Eviews 8.0				

Les résultats de la prévision naïve basée sur la marché aléatoire battent les prévisions issues d'un modèle ARFIMA avec une mémoire longue uniquement sur le très court terme (horizon :1 jour) et ceci selon les deux critères RMSE et MAE, ce qui signifie que le meilleur prédicateur d'une rentabilité de change est la rentabilité du jour précédent.

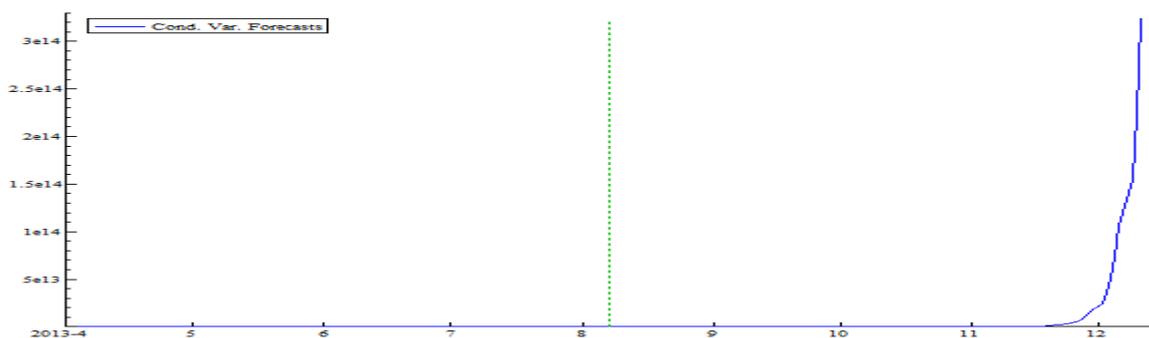
Cependant, le modèle ARFIMA(2,0.11,3) bat systématiquement les prévisions naïves sur le court, moyen et le long-terme (5, 30 et 90 jours). Notons parallèlement qu'il n'y a pas de résultat conflictuel entre les deux critères. Désormais, on peut confirmer que le marché des changes en Algérie est inefficent, notamment sur le long terme, et que des gains exceptionnels peuvent être générés en opérant sur ce marché.

Figure [4.1] : Prévisions du modèle ARFIMA(2,0.11,3) pour RDZDUSD en moyenne



Fourni par Pc.give de Ox-metrics 6.0.

Figure [4.1]' : Prévisions du modèle GARCH(1,2) pour la variance des innovations de RDZDUSD avec une distribution STS



Fourni par G@rch de Ox-metrics 6.0.

2.1.2. Prévisions des rentabilités de change de la Livre Egyptienne (REGPUSD)

Le modèle $ARFIMA(1,0.11,2)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change de la Livre Egyptienne, témoigne que ces rentabilités sont auto-corrélés, ce qui suggère que le marché de change en Egypte est inefficent et afin de confirmer ce fait, nous avons comparé les RMSE et les MAE du modèle ARFIMA avec ceux des prévisions naïves (où le terme d'erreur n'est pas *iid*).

$$REGPUSD_t = -\eta REGPUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\eta = 9.11e^{-06}$, $sd(\eta) = 0.010215$, $p - value(\eta) = 0.99$

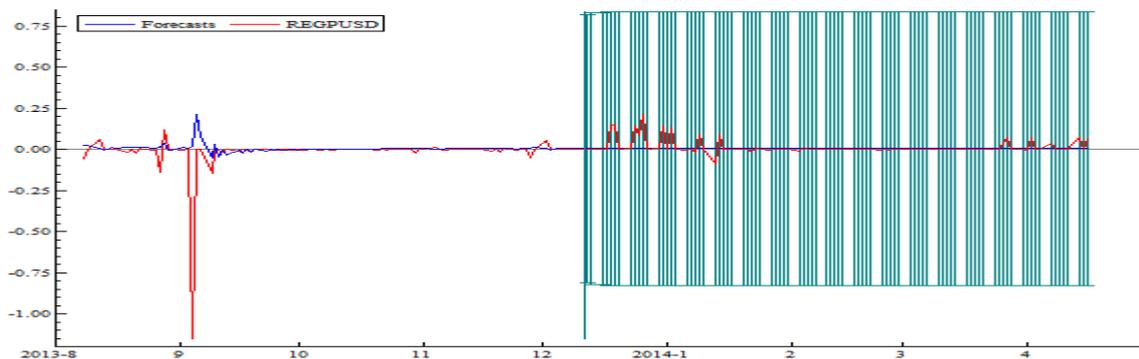
ε_t : n'est pas un bruit blanc.

Tableau [4.2] : Critères de précision des prévisions du modèle $ARFIMA(1,0.11,2)$ et des prévisions naïves pour REGPUSD

	ARFIMA(1,0.11,2) pour la moyenne		Marche aléatoire $REGPUSD_t = REGPUSD_{t-1} + \varepsilon_t$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
1 jour	0.016341	-0.016341	9.13e-06	9.13e-06
5 jour	0.061893	0.0379736	0.066194	0.030470
30 jour	0.072223	0.0495943	0.094783	0.066374
90 jour	0.045322	0.0293896	0.058555	0.030280
Note: le logiciel Pc-give de Ox-metrics est utilisé pour les prévisions ARFIMA, et les prévisions naïves sont fournis par Eviews 8.0				

Les résultats de la prévision naïve basée sur la marche aléatoire battent les prévisions issues du modèle ARFIMA avec mémoire longue sur le très court terme (horizon 1 jour) et ceci selon les deux critères RMSE et MAE, ce qui signifie que le meilleur prédicateur des rentabilités de change de la Livre Egyptienne est la rentabilité du jour précédent. Cependant, le modèle $ARFIMA(1,0.11,2)$ bat les prévisions naïves sur le court, moyen et le long-terme (5, 30 et 90 jours). Notons qu'il existe un résultat conflictuel entre les deux critères concernant l'horizon de 5 jours. Néanmoins, on peut confirmer que le marché des changes en Egypte est inefficent, notamment pour le long terme, et que des gains exceptionnels peuvent être générés en opérant sur ce marché.

Figure [4.2] : Prévisions du modèle ARFIMA(1,0.11,2) pour REGPUSD en moyenne



Fourni par Pc-give de Ox-metrics 6.0.

2.1.3. Prévisions des rentabilités de change du Dirham Marocain (RMADUSD)

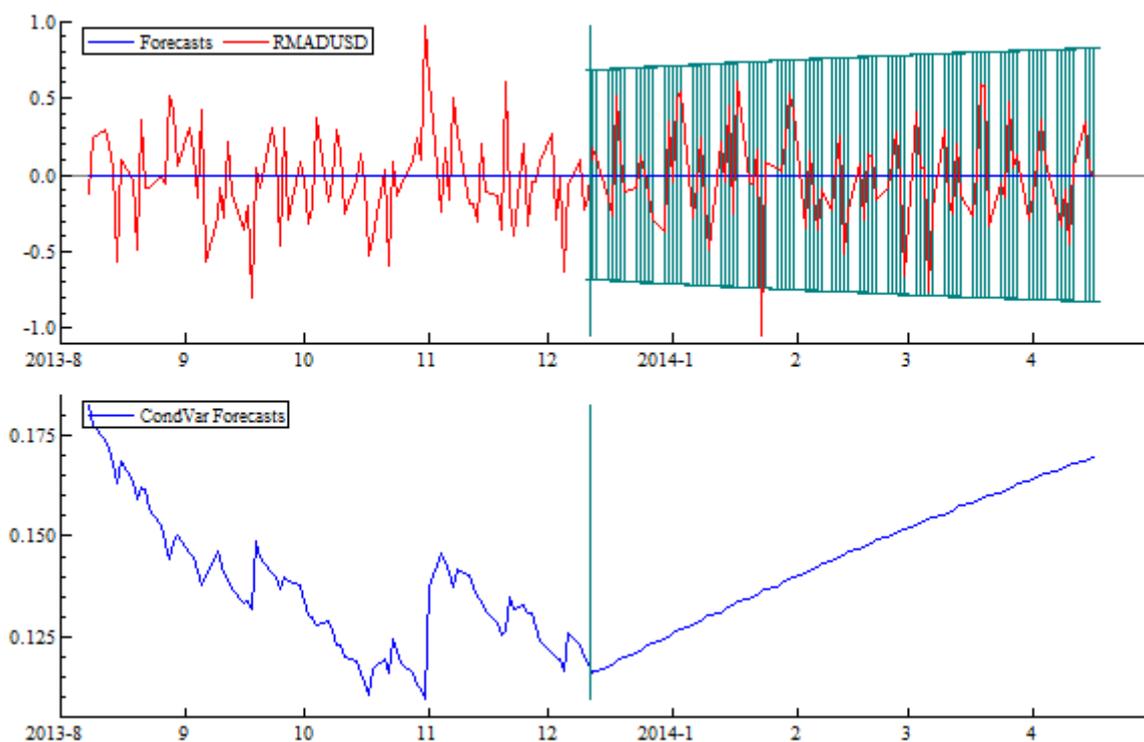
Le modèle $ARMA(0,0)-GARCH(1,1)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change du Dirham Marocain, atteste que les rentabilités sont non auto-corrélées, ce qui signifie à priori que le marché de change Marocain est efficient. On n'a pas pu confirmer ce constat par le modèle retenu, étant donné que les prévisions pour la moyenne sont nulles. Néanmoins, Les termes d'erreurs pour le modèle de marche aléatoire ne sont pas *iid*, ce qui signifie que les rentabilités de change du Dirham Marocain ne sont pas des martingales, de ce fait nous avons rejeté l'hypothèse de l'efficience de ce marché.

$$RMADUSD_t = -\eta RMADUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\eta = 0.000128$, $sd(\eta) = 0.012086$ $p - value(\eta) = 0.99$

ε_t : n'est pas un bruit blanc.

Figure [4.3] : Prévisions du modèle GARCH(1,1) pour la moyenne du processus et la variance des innovations de RMADUSD avec une distribution GED



Fourni par G@rch de Ox-metrics 6.0.

2.1.4. Prévisions des rentabilités de change du Dinar Tunisien (RTNDUSD)

Le modèle $ARMA(1,0)-FIGARCH(1,0.40,1)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change du Dinar Tunisien, témoigne que les rentabilités sont auto-corrélées, ce qui suggère que le marché de change en Tunisie est inefficent et afin de confirmer ce constat nous avons comparé les RMSE et les MAE de la partie ARMA du modèle avec ceux des prévisions naïves (où le terme d'erreur n'est pas *iid*).

$$RTNDUSD_t = -\eta RTNDUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\eta = 0.000163$, $sd(\eta) = 0.013096$, $p - value(\eta) = 0.99$

ε_t : n'est pas un bruit blanc

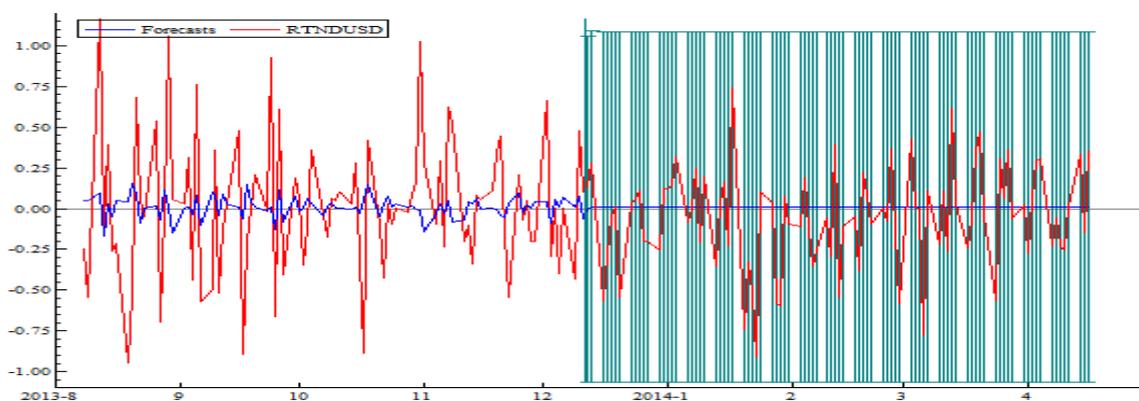
Tableau [4.3] : Critères de précision des prévisions du modèle ARMA(1,0) et des prévisions naïves pour RTNDUSD en moyenne

	ARMA(1,0) pour la moyenne		Marche aléatoire $RTNDUSD_t = RTNDUSD_{t-1} + \varepsilon_t$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
1 jour	0.14085	0.14085	0.035670	0.035670
5 jour	0.31834	0.265788	0.416719	0.307453
30 jour	0.31482	0.242000	0.459686	0.327813
90 jour	0.31741	0.242382	0.455706	0.355174

Note: le logiciel Pc-give de Ox-metrics est utilisé pour les prévisions ARFIMA, et les prévisions naïves sont fournis par Eviews 8.0

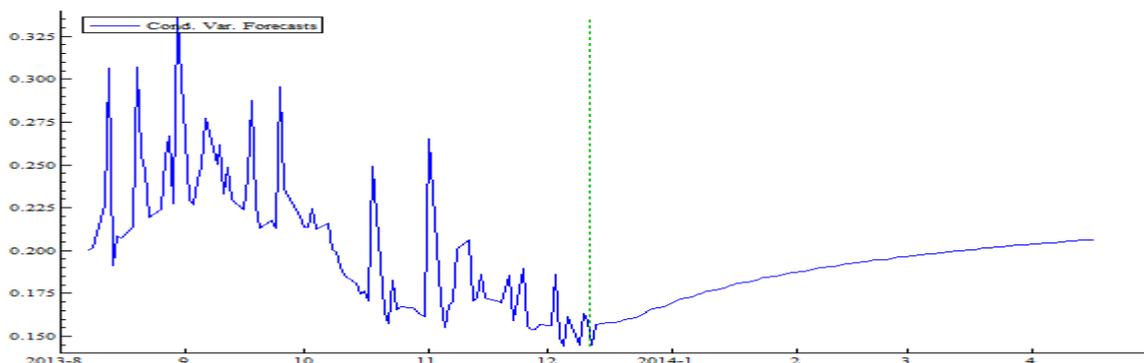
Les résultats des indicateurs RMSE et MAE de la prévision naïve basée sur la marche aléatoire battent les prévisions issues du modèle ARMA avec mémoire courte sur le très court terme selon les deux critères RMSE et MAE, ce qui indique que le meilleur prédicateur d'une rentabilité de change du Dinar Tunisien est la rentabilité du jour précédent. Pour le court, moyen et le long terme, les prévisions du modèle battent ceux de la marche aléatoire selon les deux critères, on peut alors conclure que le marché du change en Tunisie est inefficent, et que des gains exceptionnels peuvent être générés en opérant sur ce marché.

Figure [4.4] : Prévisions du modèle ARMA(1,0) pour RTNDUSD en moyenne



Fourni par Pc.give de Ox-metrics 6.0.

Figure [4.4]' : Prévisions du modèle FIGARCH(1,0.40,1) pour la variance des innovations de la série RTNDUSD avec une distribution GED



Fourni par G@rch de Ox-metrics 6.0.

2.2. Cas des pays du CCG

2.2.1. Prévisions des rentabilités de change du Rial Omanais (ROMRUSD)

Le modèle $ARFIMA(2,-0.67,2)-ARCH(1)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change du Rial Omanais, atteste que les rentabilités sont auto-corrélées, ce qui signifie que le marché de change à Oman est inefficent et afin de confirmer ce constat nous avons comparé les RMSE et les MAE de la partie ARFIMA du modèle avec ceux des prévisions naïves (où le terme d'erreur n'est pas *iid*).

$$ROMRUSD_t = -\eta ROMRUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\eta = 6.67e^{-07}$, $sd(\eta) = 0.000795$, $p - value(\eta) = 0.99$

ε_t : n'est pas un bruit blanc.

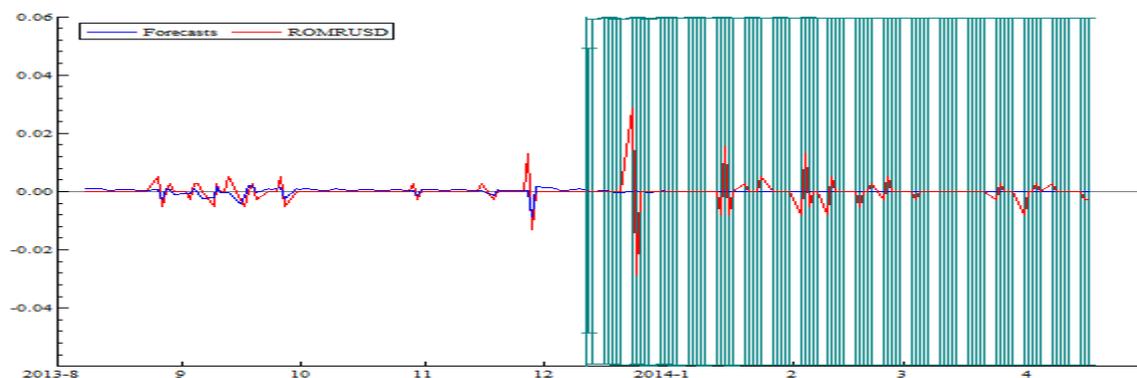
Tableau [4.4] : Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA(2,-0.65,2) et des prévisions naïves pour ROMRUSD en moyenne

	ARFIMA(2,-0.65,2) pour la moyenne		Marché aléatoire $ROMRUSD_t = ROMRUSD_{t-1} + \varepsilon_t$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
1 jour	-0.00030480	-0.00030480	6.67e-07	6.67e-07
5 jour	0.00024394	0.0002143	6.67e-07	6.67e-07
30 jour	0.0081898	0.00291299	0.014288	0.006061
90 jour	0.0053309	0.00193562	0.009231	0.003839

Note: le logiciel Pc-give de Ox-metrics est utilisé pour les prévisions ARFIMA, et les prévisions naïves sont fournis par Eviews 8.0

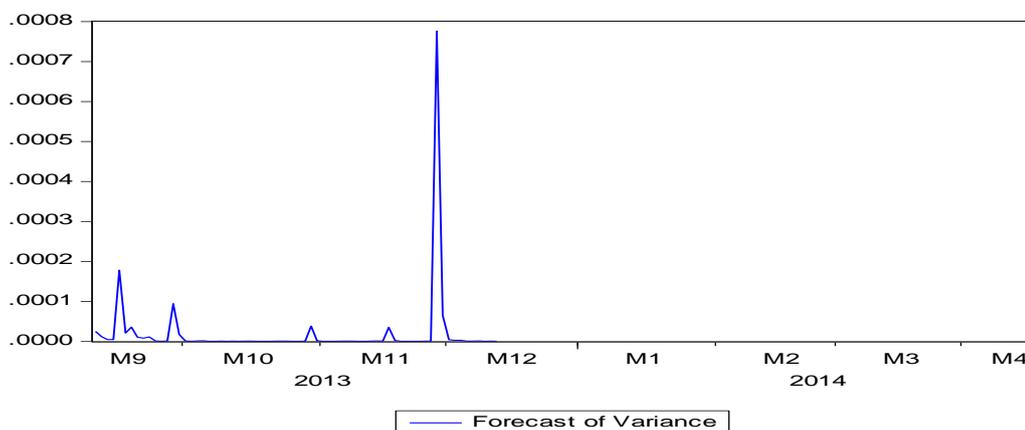
En examinant les résultats reportés dans le tableau supra, les résultats d'une prévision naïve basé sur la marche aléatoire battent les prévisions issues du modèle ARFIMA avec mémoire courte sur les courts termes selon les deux critères RMSE et MAE, ce qui suppose que le meilleur prédicateur d'une rentabilité de change de Rial Omanais est la rentabilité du jour précédent. Cependant, notons que la série ROMRUSD comporte plusieurs valeurs nulles (1.00^e-07), ce qui peut expliquer la supériorité de la marche aléatoire sur le court terme. Concernant le moyen et le long terme, les prévisions du modèle battent ceux de la marche aléatoire selon les deux critères, on peut alors conclure que le marché du change d'Oman est inefficent sur le long terme, et que des gains exceptionnels peuvent être générés en opérant sur ce marché pour le long terme.

Figure [4.5] : Prévisions du modèle ARFIMA(2,-0.65,2) pour la série ROMRUSD en moyenne



Fourni par Pc.give de Ox-metrics 6.0.

Figure [4.5] : Prévisions du modèle ARCH(1) pour la variance des innovations de la série ROMRUSD avec une distribution GED



Fourni par Eviews 8.0.

2.2.2. Prévisions des rentabilités de change du Riyal Qatariens (RQARUSD)

Le modèle $ARFIMA(1,-0.48,1)-ARCH(1)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change du Riyal Qatarien, témoigne que les rentabilités sont auto-corrélées, ce qui suggère que le marché de change au Qatar est inefficent. Et afin de confirmer ce constat nous avons comparé les RMSE et les MAE de la partie ARFIMA du modèle avec ceux des prévisions naïves (où le terme d'erreur n'est pas *iid*).

$$RQARUSD_t = -\eta RQARUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\eta = -3.52e^{-06}$, $sd(\eta) = 0.000827$, $p - value(\eta) = 0.99$

ε_t : n'est pas un bruit blanc

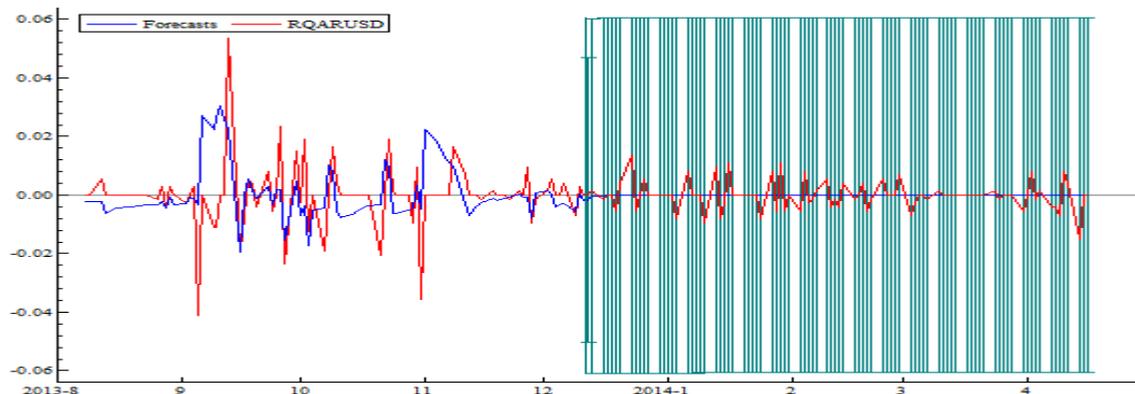
Tableau [4.5] : Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA(1,-0.48,1) et des prévisions naïves pour RQARUSD en moyenne

	ARFIMA(1,-0.48,1) pour la moyenne		Marché aléatoire $RQARUSD_t = RQARUSD_{t-1} + \varepsilon_t$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
1 jour	0.0017107	0.0017107	3.52e-06	3.52e-06
5 jour	0.0012022	0.0009782	0.001504	0.001101
30 jour	0.0052339	0.0032477	0.008590	0.005860
90 jour	0.0047340	0.0030368	0.007805	0.005372

Note: le logiciel Pc-give de Ox-metrics est utilisé pour les prévisions ARFIMA, et les prévisions naïves sont fournis par Eviews 8.0

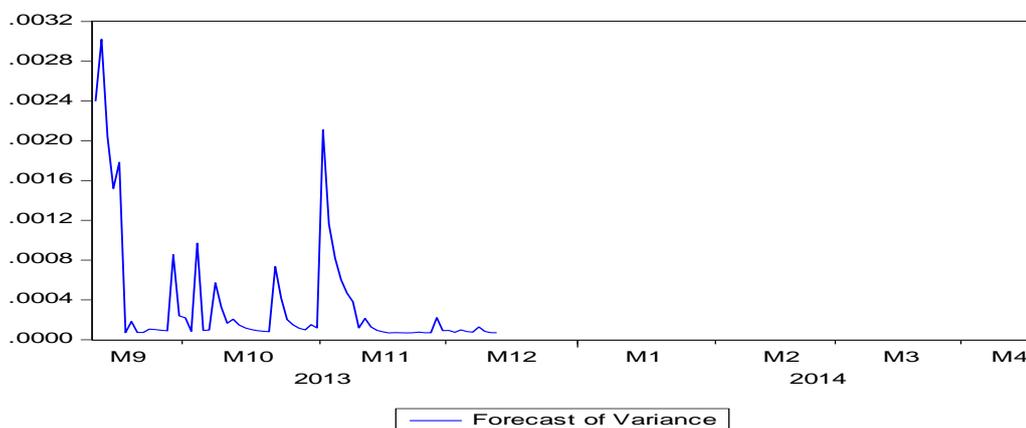
En examinant les résultats reportés dans le tableau supra, les résultats d'une prévision naïve basé sur la marche aléatoire battent les prévisions issues du modèle ARFIMA avec mémoire courte sur le très court terme et ceci selon les deux critères RMSE et MAE, ce qui signifie que le meilleur prédicateur d'une rentabilité de change du riyal Qatarien est la rentabilité du jour précédent. Cependant, notons que la série RQARUSD comporte plusieurs valeurs nulles (1.00^e-07), ce qui peut expliquer la supériorité de la marche aléatoire sur le court terme. Pour le court, moyen et le long terme, les prévisions du modèle battent ceux de la marche aléatoire selon les deux critères. On peut alors conclure que le marché du change au Qatar est inefficent, et que des gains exceptionnels peuvent être générés en opérant sur ce marché.

Figure [4.6] : Prévisions du modèle ARFIMA(1,-0.48,1) pour la série RQARUSD en moyenne



Fourni par Pc.give de Ox-metrics 6.0.

Figure [4.6] : Prévisions du modèle ARCH(1) pour la variance des innovations de la série RQARUSD avec une distribution



Fourni par Eviews 8.0.

2.2.3. Prévisions des rentabilités de change du Riyal Saoudien (RSARUSD)

Le modèle $ARFIMA(3,-0.34,2)-ARCH(2)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change du Riyal Saoudien, atteste que les rentabilités sont auto-corrélées, ce qui signifie que le marché de change en Arabie Saoudite est inefficent et afin de confirmer ce constat nous avons comparé les RMSE et les MAE de la partie ARFIMA du modèle avec ceux des prévisions naïves (où le terme d'erreur n'est pas *iid*).

$$RSARUSD_t = -\eta RSARUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Avec } \eta = 2.05e^{-06}, sd(\eta) = 0.000930, p - value(\eta) = 0.99$$

ε_t : n'est pas un bruit blanc

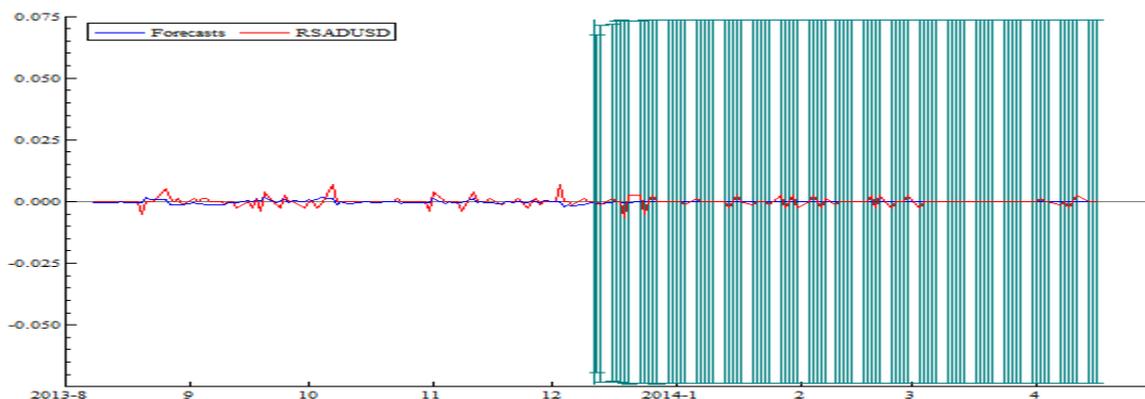
Tableau [4.6] : Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA(3,-0.34,2) et des prévisions naïves pour RSARUSD en moyenne

	ARFIMA(3,-0.34,2) pour la moyenne		Marché aléatoire $RSARUSD_t = RSARUSD_{t-1} + \varepsilon_t$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
1 jour	0.00070796	0.00070796	2.05e-06	2.05e-06
5 jour	0.00089471	0.00061620	0.001460	0.001068
30 jour	0.0019912	0.00112926	0.003117	0.001956
90 jour	0.0015893	0.00090265	0.002606	0.001630

Note: le logiciel Pc-give de Ox-metrics est utilisé pour les prévisions ARFIMA, et les prévisions naïves sont fournis par Eviews 8.0

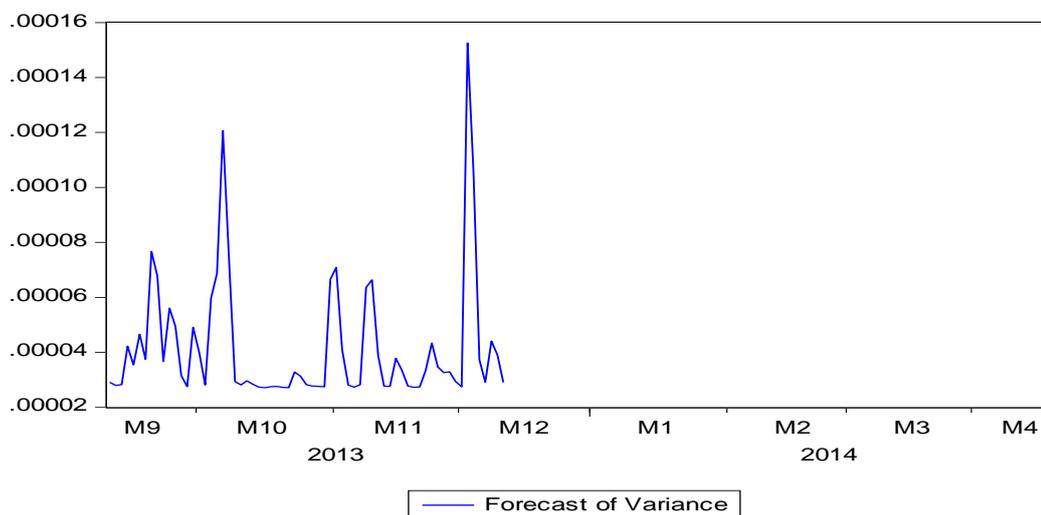
Les résultats des indicateurs RMSE et MAE de la prévision naïve basée sur la marche aléatoire battent les prévisions issues du modèle ARFIMA avec mémoire courte sur le très court terme et ceci selon les deux critères RMSE et MAE, ce qui signifie que le meilleur prédicteur d'une rentabilité de change du riyal Saoudien est la rentabilité du jour précédent. Néanmoins, notons que la série RSARUSD comporte plusieurs valeurs nulles (1.00^e-07) ce qui peut expliquer la supériorité de la marche aléatoire sur le très court terme. S'agissant du court, moyen et le long terme, les prévisions du modèle battent ceux de la marche aléatoire selon les deux critères, on peut alors conclure que le marché du change en Arabie Saoudite est inefficent, et que des gains exceptionnels peuvent être générés en opérant sur ce marché.

Figure [4.7] : Prévisions du modèle ARFIMA(3,-0.34,2) pour la série RSARUSD en moyenne



Fourni par Pc.give de Ox-metrics 6.0.

Figure [4.7]' : Prévisions du modèle ARCH(2) pour la variance des innovations de la série RSARUSD avec une distribution Student



Fourni par Eviews 8.0.

2.2.4. Prévisions des rentabilités de change du Dinar Bahreïni (RBHDUSD)

Le modèle $ARFIMA(3,-0.59,2)-ARCH(1)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change du dinar Bahreïni, témoigne que les rentabilités sont auto-corrélées, ce qui suggère que le marché de change au Bahreïn est inefficent et afin de confirmer ce constat nous avons comparé les RMSE et les MAE de la partie ARFIMA avec ceux des prévisions naïves (où le terme d'erreur n'est pas *iid*).

$$RBHDUSD_t = -\eta RBHDUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\eta = 7.49e^{-06}$, $sd(\eta) = 0.001134$, $p - value(\eta) = 0.99$

ε_t : n'est pas un bruit blanc

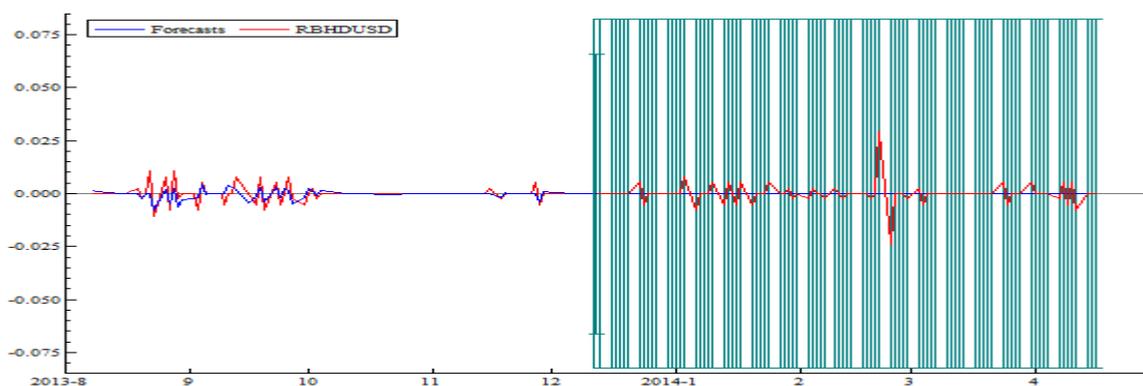
Tableau [4.7] : Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA(3,-0.59,2) et des prévisions naïves pour RBHDUSD en moyenne

	ARFIMA(3,-0.59,2) pour la moyenne		Marché aléatoire $RBHDUSD_t$ $= RBHDUSD_{t-1} + \varepsilon_t$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
1 jour	6.36e-05	6.36e-05	7.49e-06	7.49e-06
5 jour	5.81e-05	5.80e-05	7.49e-06	7.49e-06
30 jour	0.0034249	0.0019730	0.006087	0.003894
90 jour	0.0048747	0.0021375	0.008461	0.004247

Note: le logiciel Pc-give de Ox-metrics est utilisé pour les prévisions ARFIMA, et les prévisions naïves sont fournis par Eviews 8.0

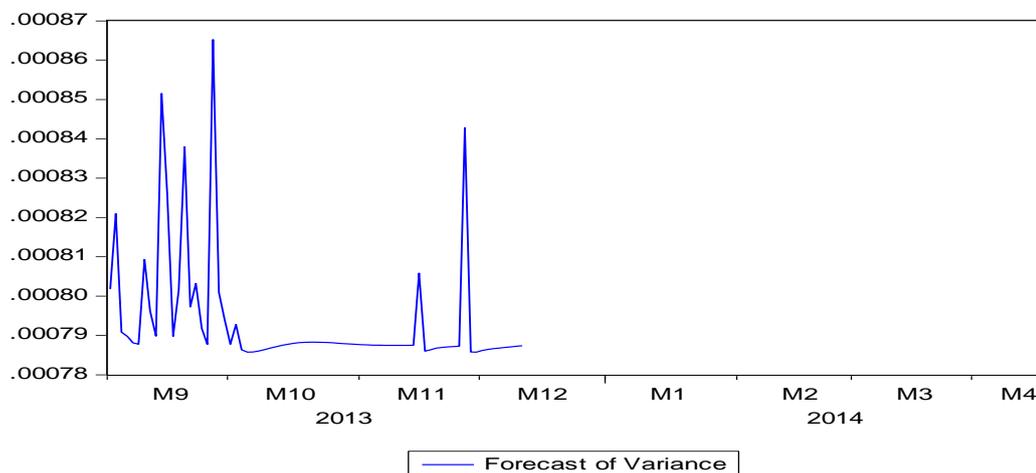
L'examen des reportés dans le tableau supra, nous livre la présence d'une prévision naïve basée sur la marche aléatoire qui bat les prévisions issues du modèle ARFIMA avec mémoire courte sur le très court et le cours terme (horizon 1 et 5 jours), et ceci selon les deux critères RMSE et MAE. Cependant, le modèle ARFIMA(3,-0.59,2) bat les prévisions naïves sur le moyen et le long-terme (30 et 90 jours). Notons aussi qu'il n'y a pas de résultat conflictuel entre les deux critères et que la série BHDUSD comporte des valeurs nulles (1.00^E-07), ce qui peut expliquer la supériorité de la marche aléatoire pour les courts termes. Désormais, on confirme que le marché des changes au Bahreïn est inefficent sur le long terme, et que des gains exceptionnels peuvent être générés en opérant sur ce marché.

Figure [4.8] : Prévisions du modèle ARFIMA(3,-0.59,2) pour la série RBHDUSD en moyenne



Fourni par Pc.give de Ox-metrics 6.0.

Figure [4.8] : Prévisions du modèle ARCH(1) pour la variance des innovations de la RBHDUSD avec une distribution normale.



Fourni par Eviews 8.0.

2.2.5. Prévisions des rentabilités de change du Dirham des Émirats Arabes Unis (RAEDUSD)

Le modèle $ARFIMA(1, -0.80, 1)$ - $FIGARCH(0, 1)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change du Dirham des Émirats Arabes Unis, atteste que les rentabilités sont auto-corrélées, ce qui signifie que le marché de change en Émirats Arabes Unis est inefficent et afin de confirmer ce constat nous avons comparé les RMSE et les MAE de la partie ARFIMA du modèle avec ceux des prévisions naïves (où le terme d'erreur n'est pas *iid*).

$$RAEDUSD_t = -\eta RAEDUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\eta = 6.99e^{-07}$, $sd(\eta) = 0.000629$, $p - value(\eta) = 0.99$

ε_t : n'est pas un bruit blanc

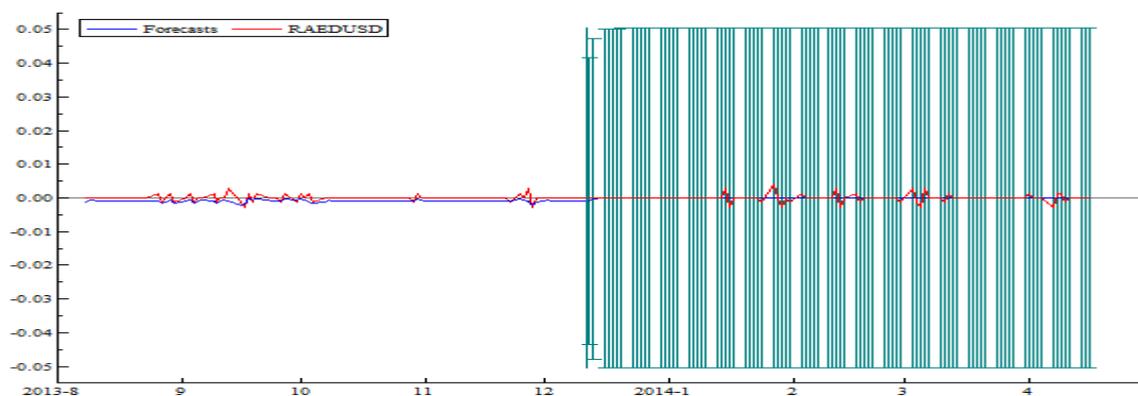
Tableau [4.8] : Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA(1,-0.80,1) et des prévisions naïves pour RAEDUSD en moyenne

	ARFIMA(1,-0.80,1) pour la moyenne		Marché aléatoire $RAEDUSD_t = RAEDUSD_{t-1} + \varepsilon_t$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
1 jour	0.00090241	0.00090241	6.99e-07	6.99e-07
5 jour	0.00045781	0.00033019	6.99e-07	6.99e-07
30 jour	0.00072809	0.00026054	0.001218	0.000364
90 jour	0.0010983	0.00046056	0.001815	0.000968

Note: le logiciel Pc-give de Ox-metrics est utilisé pour les prévisions ARFIMA, et les prévisions naïves sont fournis par Eviews 8.0

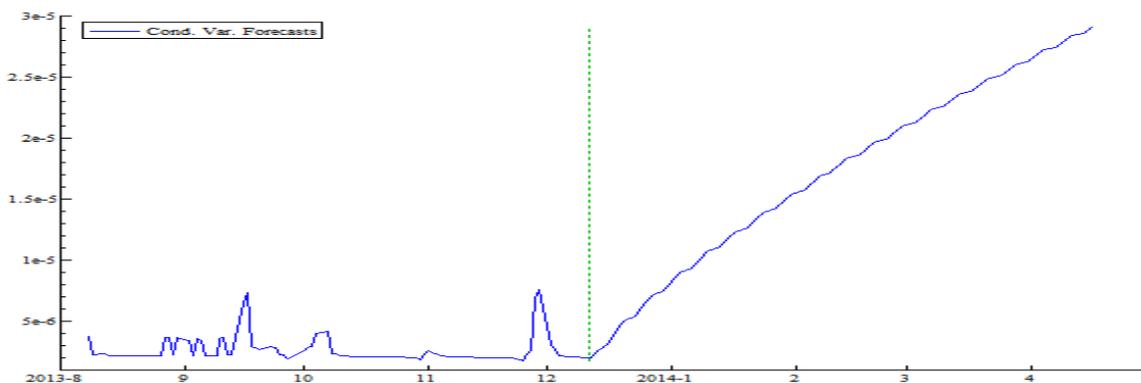
Les résultats des indicateurs RMSE et MAE de la prévision naïve basée sur la marche aléatoire battent les prévisions issues du modèle ARFIMA avec mémoire courte sur les courts termes, notons que la série RAEDUSD comporte plusieurs valeurs nulles (1.00×10^{-07}), ce qui peut expliquer la supériorité de la marche aléatoire sur le court terme. Par ailleurs, pour le moyen et le long terme les indicateurs de la précision des prévisions du modèle ARFIMA supplantent ceux de la marche aléatoire. On peut alors conclure que le marché du change en Emirats Arabes Unis est inefficent sur le long terme, et qu'un gain exceptionnel peut être généré en opérant sur ce marché pour le long terme.

Figure [4.9] : Prévisions du modèle ARFIMA(1,-0.80,1) pour la série RAEDUSD en moyenne



Fourni par Pc.give de Ox-metrics 6.0.

Figure [4.9] : Prévisions du modèle FIGARCH(0,0.77,1) pour la variance des innovations de la série RAEDUSD avec une distribution Asymétrique-Student



Fourni par G@rch de Ox-metrics 6.0.

2.2.6. Prévisions des rentabilités de change du Dinar Koweïtien(RKWDUSD)

Le modèle $ARFIMA(1,0.18,2)-ARCH(2)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change du Dinar Koweïtien, atteste qu’elles sont auto-corrélées, ce qui suggère que le marché de change au Koweït est inefficent et afin de confirmer ce constat nous avons comparé les RMSE et les MAE de la partie ARFIMA du modèle avec ceux des prévisions naïves (où le terme d’erreur n’est pas *iid*).

$$RKWDUSD_t = -\eta RKWDUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\eta = 4.26e^{-05}$, $sd(\eta) = 0.004321$, $p - value(\eta) = 0.99$

ε_t : n’est pas un bruit blanc.

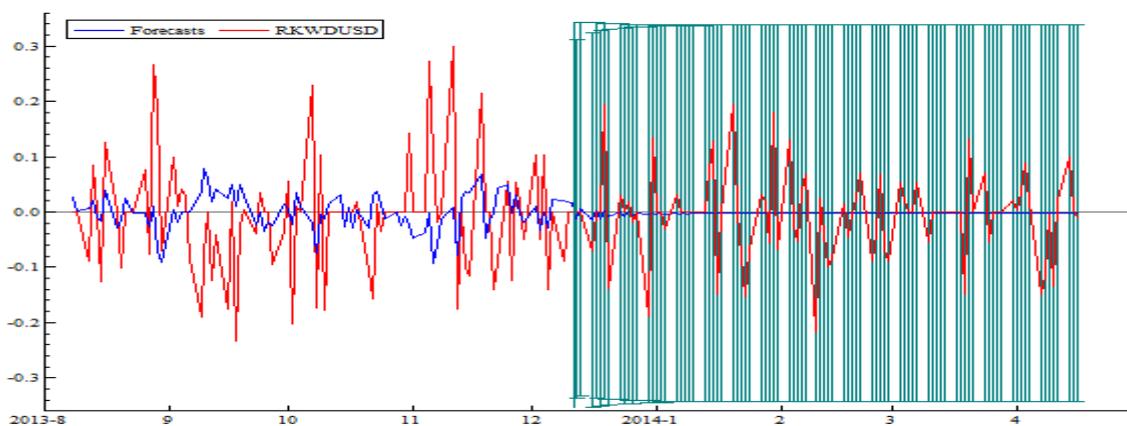
Tableau [4.9] : Critères de précision des prévisions du modèle $ARFIMA(1,0.18,2)$ et des prévisions naïves pour RKWDUSD en moyenne

	ARFIMA(1,0.18,2) pour la moyenne		Marché aléatoire $RKWDUSD_t = RKWDUSD_{t-1} + \varepsilon_t$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
1 jour	0.012427	0.012427	4.26e-05	4.26e-05

5 jour	0.026373	0.017675	0.044791	0.28354
30 jour	0.082057	0.050493	0.134467	0.091197
90 jour	0.076470	0.050682	0.118883	0.085328
Note: le logiciel Pc-give de Ox-metrics est utilisé pour les prévisions ARFIMA, et les prévisions naïves sont fournis par Eviews 8.0				

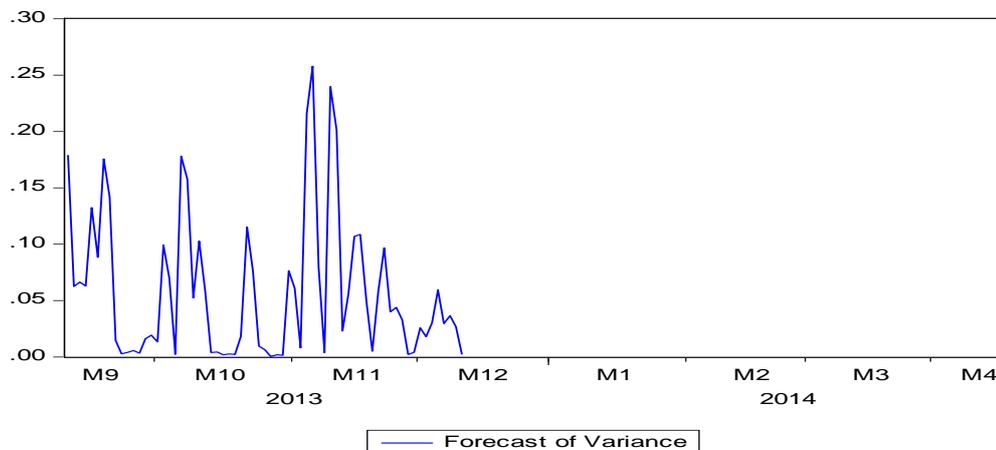
Les résultats des indicateurs RMSE et MAE du modèle retenu avec une mémoire longue supplantent les prévisions naïves sur les horizons court, moyen et long terme. Cependant, sur le très court terme, le meilleur prédicteur de la rentabilité de change du Dinar Koweïtien est la rentabilité du jour précédent. Notons aussi qu'il n'y a pas de résultat conflictuel entre les deux critères RMSE et MAE. Désormais, on confirme que le marché des changes au Koweït est inefficent, et que des gains exceptionnels peuvent être générés en opérant sur ce marché.

Figure [4.10] : Prévisions du modèle ARFIMA(1,0.18,2) pour la série RKWDUSD en moyenne



Fourni par Pc.give de Ox-metrics 6.0.

Figure [4.10]’ : Prévisions du modèle ARCH(2) pour la variance des innovations e la série RKWDUSD avec une distribution GED



Fourni par Eviews 8.0.

2.3. Cas des autres pays de la région MENA

2.3.1. Prévisions des rentabilités de change du Dinar Jordanien (RJODUSD)

Le modèle $ARFIMA(3,-0.42,2)-FIGARCH(0,0.17,1)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change du Dinar Jordanien, atteste que les rentabilités sont auto-corrélées, ce qui suggère que le marché de change Jordanien est inefficent et afin de confirmer ce constat nous avons comparé les RMSE et les MAE de la partie ARFIMA du modèle avec ceux des prévisions naïves (où le terme d'erreur n'est pas *iid*).

$$RJODUSD_t = -\eta RJODUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\eta = 1.63e^{-05}$, $sd(\eta) = 0.002088$, $p - value(\eta) = 0.99$

ε_t : n'est pas un bruit blanc

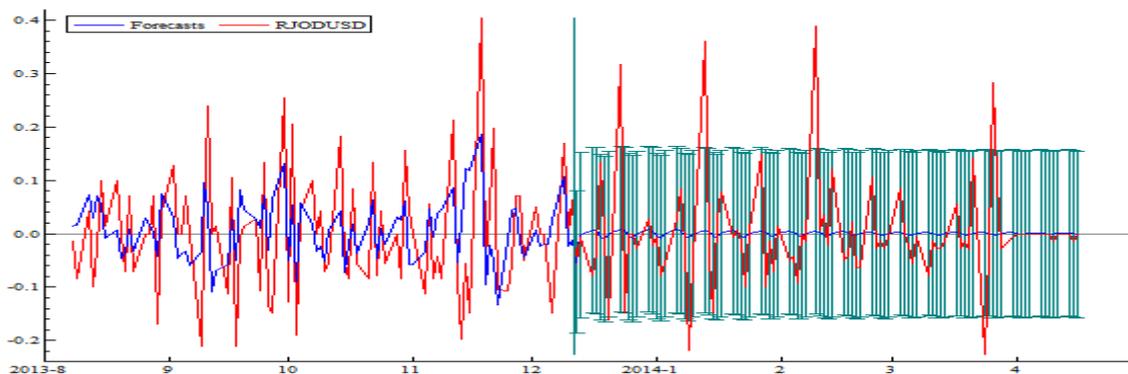
Tableau [4.10] : Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA(3,-0.42,2) et des prévisions naïves pour RJODUSD en moyenne

	ARFIMA(3,-0.42,2) pour la moyenne		Marché aléatoire $RJODUSD_t$ $= RJODUSD_{t-1} + \varepsilon_t$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
1 jour	0.0031718	0.0031718	0.120075	0.120075
5 jour	0.075866	0.0549009	0.102398	0.090437
30 jour	0.11465	0.0730056	0.187296	0.132175
90 jour	0.096002	0.0569788	0.149017	0.097325

Note: le logiciel Pc-give de Ox-metrics est utilisé pour les prévisions ARFIMA, et les prévisions naïves sont fournis par Eviews 8.0

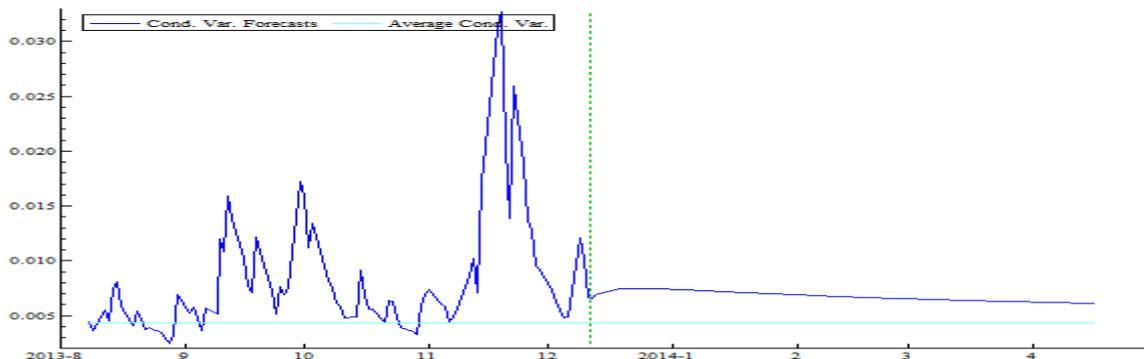
En examinant les résultats reportés dans le tableau supra, les résultats du modèle retenu avec une mémoire courte supplantent les prévisions naïves sur tous les horizons, et ceci selon les deux critères RMSE et MAE. Notons aussi qu'il n'y a pas de résultat conflictuel entre les deux critères. Désormais, on confirme que le marché des changes en Jordanie est inefficent, et que des gains exceptionnels peuvent être générés en opérant sur ce marché.

Figure [4.11] : Prévisions du modèle ARFIMA(3,-0.42,2) pour la série RJODUSD en moyenne



Fourni par Pc.give de Ox-metrics 6.0.

Figure [4.11]' : Prévisions du modèle FIGARCH(0,0.40,1) pour la variance des innovations de la série RJODUSD avec une distribution normale



Fourni par G@rch de Ox-metrics 6.0.

2.3.2. Prévisions des rentabilités de change du Dinar Irakien (RIQDUSD)

Le modèle $ARMA(3,3)-ARCH(1)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change du dinar Irakien, atteste que les rentabilités sont auto-corrélées, ce qui signifie que le marché de change en Irak est inefficent, et afin de confirmer ce constat nous avons comparé les RMSE et les MAE de la partie ARMA du modèle avec ceux des prévisions naïves (où le terme d'erreur n'est pas *iid*).

$$RIQDUSD_t = -\eta RIQDUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Avec } \eta = 7.05e^{-05}, sd(\eta) = 0.016650, p - value(\eta) = 0.99$$

ε_t : n'est pas un bruit blanc

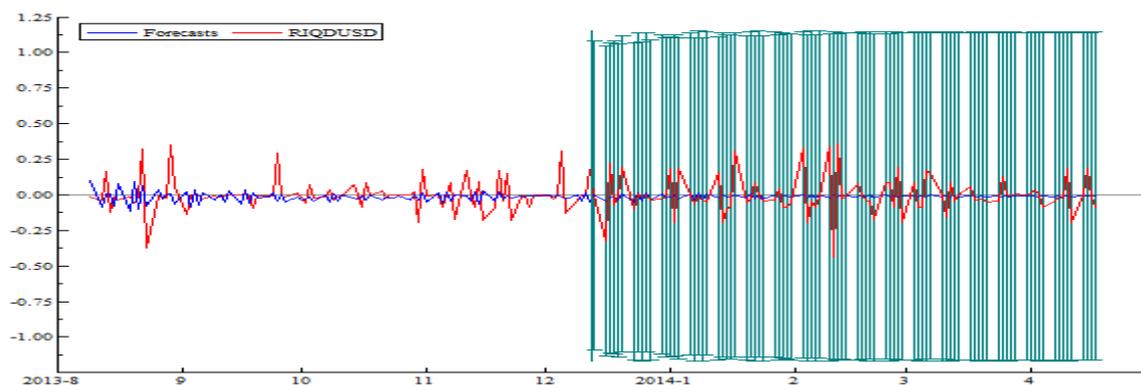
Tableau [4.11] : Critères de précision des prévisions du modèle ARMA(3,3) et des prévisions naïves pour RIQDUSD en moyenne

	ARMA(3,3) pour la moyenne		Marché aléatoire $RIQDUSD_t = RIQDUSD_{t-1} + \varepsilon_t$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
1 jour	0.0052464	0.0052464	0.180475	0.180475
5 jour	0.16873	0.12146	0.323765	0.278979

30 jour	0.12979	0.09080	0.225560	0.169778
90 jour	0.13088	0.089043	0.224971	0.152855
Note: le logiciel Pc-give de Ox-metrics est utilisé pour les prévisions ARFIMA, et les prévisions naïves sont fournis par Eviews 8.0				

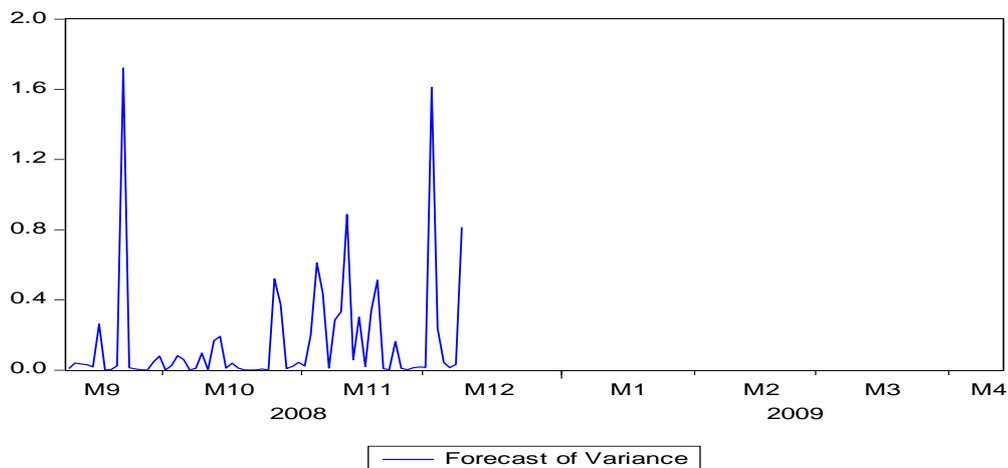
Les résultats des indicateurs RMSE et MAE de la prévision naïve basée sur la marche aléatoire battent les prévisions issues du modèle ARMA avec une mémoire courte sur tous les termes et ceci selon les deux critères RMSE et MAE, ceci bien que, la série RIQDUSD comporte plusieurs valeurs nulles (1.00×10^{-7}), on peut alors conclure que le marché du change en Irak est inefficent, et que des gains exceptionnels peuvent être générés en opérant sur ce marché.

Figure [4.12] : Prévisions du modèle ARMA(3,3) pour la série RIQDUSD en moyenne



Fourni par Pc.give de Ox-metrics 6.0.

Figure [4.12]' : Prévisions du modèle ARCH(1) pour la variance des innovations de la série RIQDUSD avec une distribution GED



Fourni par Eviews 8.0.

2.3.3. Prévisions des rentabilités de change de la Livre Libanaise (RLBPUSD)

Le modèle $ARFIMA(1, -0.15, 1)$ - $FIGARCH(0, 0.32, 1)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change de la livre Libanaise, atteste que les rentabilités sont auto-corrélés, ce qui suggère que le marché de change au Liban est inefficent et afin de confirmer ce constat nous avons comparé les RMSE et les MAE de la partie ARFIMA du modèle avec ceux des prévisions naïves (où le terme d'erreur ε_t n'est pas *iid*).

$$RLBPUSD_t = -\eta RLBPUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\eta = 2.54e^{-05}$, $sd(\eta) = 0.003092$, $p - value(\eta) = 0.99$

ε_t : n'est pas un bruit blanc.

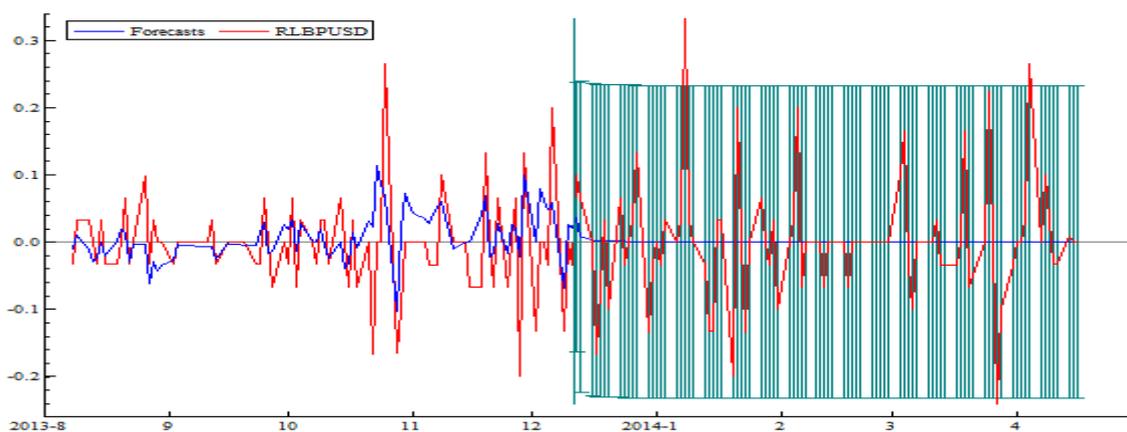
Tableau [4.12] : Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA(1,-0.15,1) et des prévisions naïves pour RLBPUUSD en moyenne

	ARFIMA(1,-0.15,1) pour la moyenne		Marché aléatoire $RLBPUUSD_t$ $= RLBPUUSD_{t-1} + \varepsilon_t$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
1 jour	0.062560	0.062560	0.132854	0.132854
5 jour	0.089627	0.071965	0.110133	0.099625
30 jour	0.10439	0.060228	0.152629	0.116305
90 jour	0.088611	0.050989	0.124124	0.087657

Note: le logiciel Pc-give de Ox-metrics est utilisé pour les prévisions ARFIMA, et les prévisions naïves sont fournis par Eviews 8.0

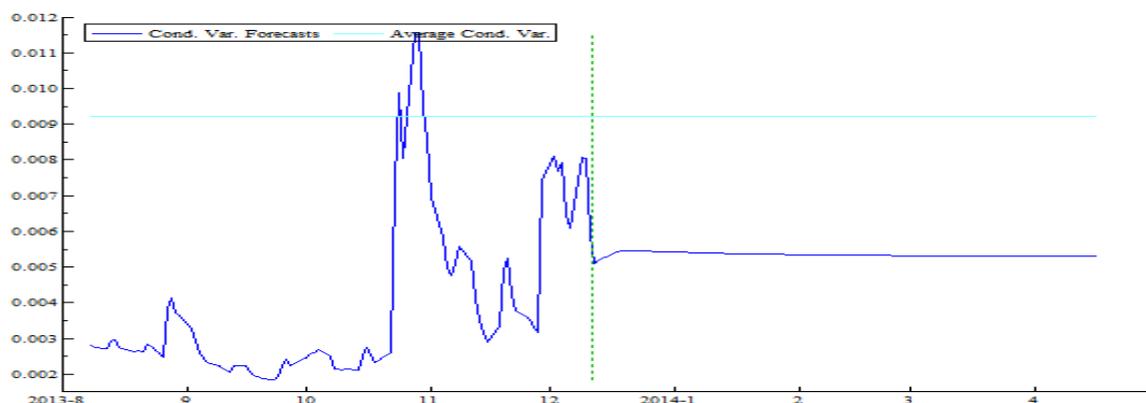
En examinant les résultats reportés dans le tableau ci dessus, les résultats du modèle retenu avec une mémoire courte supplantent les prévisions naïves sur tous les horizons. Notons aussi qu'il n'y a pas de résultat conflictuel entre les deux critères RMSE et MAE. Désormais, on confirme que le marché des changes au Liban est inefficent, et que des gains exceptionnels peuvent être générés en opérant sur ce marché.

Figure [4.13] : Prévisions du modèle ARFIMA(1,-0.15,1) pour la série RLBPUUSD en moyenne



Fourni par Pc.give de Ox-metrics 6.0.

Figure [4.13]' : Prévisions du modèle FIGARCH(0,0.32,1) pour la variance des innovations de la série RLBPUUSD avec une distribution normale



Fourni par G@rch de Ox.metrics 6.0.

2.3.4. Prévisions des rentabilités de change de la Livre Syrienne (RSYPUSD)

Le modèle $ARFIMA(2,0.22,3)$ - $GARCH(0.2)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change de la Livre Syrienne, atteste que les rentabilités sont auto-corrélées, ce qui signifie que le marché de change en Syrie est inefficace, et afin de confirmer ce constat nous avons comparé les RMSE et les MAE de la partie ARFIMA du modèle avec ceux des prévisions naïves (où le terme d'erreur n'est pas *iid*).

$$RSYPUSD_t = -\eta RSYPUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\eta = 0.000567$, $sd(\eta) = 0.044908$, $p - value(\eta) = 0.98$

ε_t : n'est pas un bruit blanc

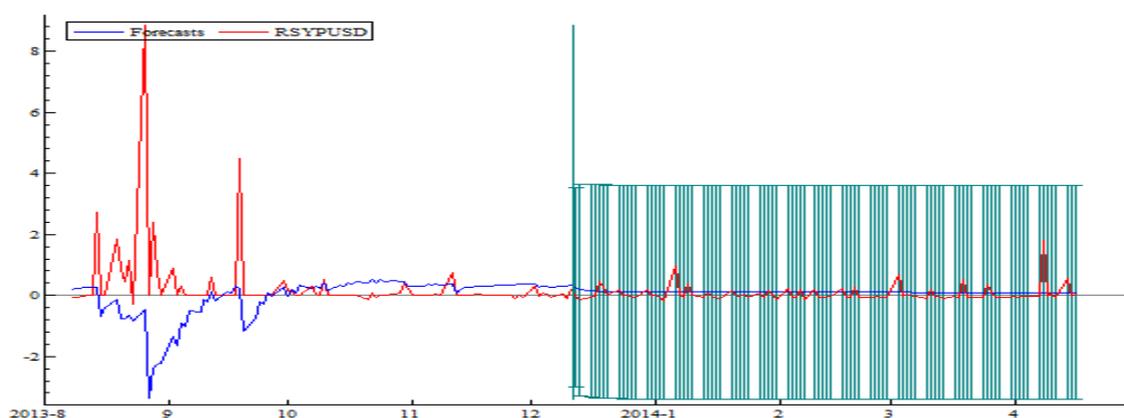
Tableau [4.13] : Critères de précision des prévisions du modèle $ARFIMA(2,0.22,3)$ et des prévisions naïves pour RSYPUSD

	ARFIMA(2,0.22,3) pour la moyenne		Marché aléatoire $RSYPUSD_t = RSYPUSD_{t-1} + \varepsilon_t$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
1 jour	0.26161	0.26161	0.178535	0.178535

5 jour	0.27282	0.26666	0.247375	0.184897
30 jour	0.23549	0.18858	0.333270	0.215000
90 jour	0.27015	0.186526	0.397100	0.227582
Note: le logiciel Pc-give de Ox-metrics est utilisé pour les prévisions ARFIMA, et les prévisions naïves sont fournis par Eviews 8.0				

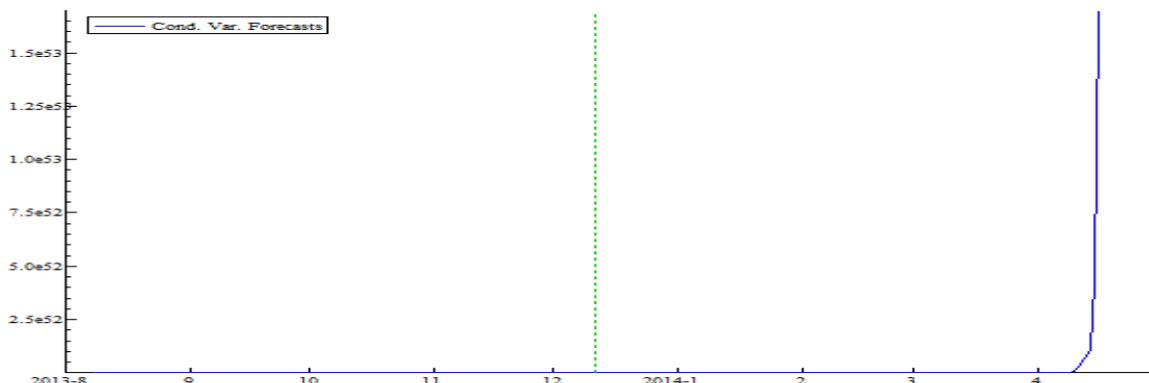
Les résultats des indicateurs RMSE et MAE de la prévision naïve basée sur la marche aléatoire battent les prévisions issues du modèle ARFIMA avec mémoire courte sur le très court et le court terme et ceci selon les deux critères RMSE et MAE, ce qui signifie que le meilleur prédicteur de la rentabilité de change de la Livre Syrienne est la rentabilité du jour précédent. Cependant, rappelons que la série RSYUSD comporte plusieurs valeurs nulles (1.00×10^{-7}), ce qui peut expliquer la supériorité de la marche aléatoire sur le court terme. Pour le moyen et le long terme, les prévisions du modèle battent ceux de la marche aléatoire selon les deux critères. On peut alors conclure que le marché du change en Syrie est inefficent, et que des gains exceptionnels peuvent être générés en opérant sur ce marché.

Figure [4.14] : Prévisions du modèle ARFIMA(2,0.22,3) pour la série RSYUSD en moyenne



Fourni par Pc.give de Ox-metrics 6.0.

Figure [4.14]’ : Prévisions du modèle GARCH(0,2) pour la variance des innovations de la série RSYUSD avec une distribution GED



Fourni par G@rch de Ox-metrics 6.0.

2.3.5. Prévisions des rentabilités de change du Riyal Yéménite (RYERUSD)

Le modèle $ARFIMA(3,-0.22,3)-ARCH(1)$ retenu pour modéliser le comportement des rentabilités de change du Riyal Yéménite, atteste que les rentabilités sont auto-corrélées, ce qui signifie que le marché de change au Yémen est inefficent, et afin de confirmer ce constat nous avons comparé les RMSE et les MAE de la partie ARFIMA du modèle avec ceux des prévisions naïves (où le terme d’erreur n’est pas *iid*).

$$RYERUSD_t = -\eta RYERUSD_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\eta = 4.50e^{-06}$, $sd(\eta) = 0.003259$, $p - value(\eta) = 0.99$

ε_t : n’est pas un bruit blanc

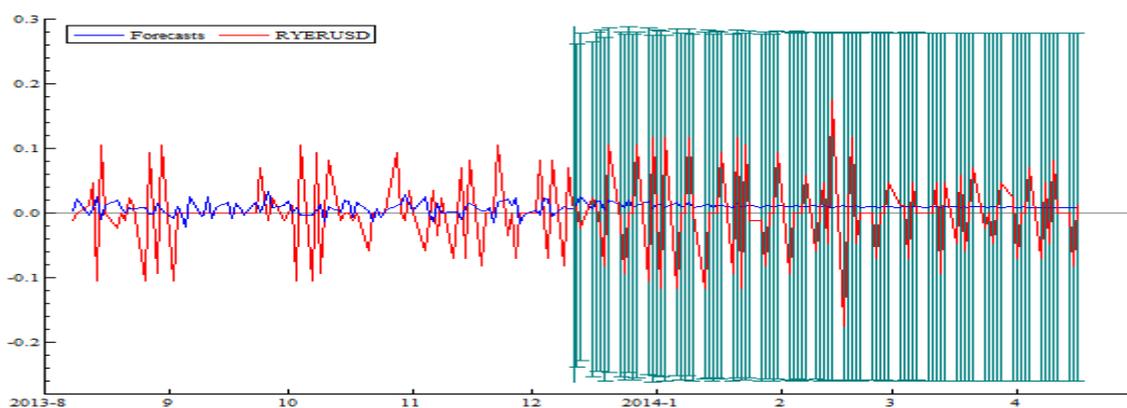
Tableau [4.14] : Critères de précision des prévisions du modèle ARFIMA(3,-0.22,3) et des prévisions naïves pour la série RYERUSD

	ARFIMA(3,-0.22,3) pour la moyenne		Marché aléatoire $RYERUSD_t = RYERUSD_{t-1} + \varepsilon_t$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
1 jour	0.00020426	0.00020426	5.85e-06	5.85e-06

5 jour	0.029648	0.022667	0.030754	0.025575
30 jour	0.078150	0.061861	0.131527	0.106582
90 jour	0.065930	0.049548	0.113100	0.088628
Note: le logiciel Pc-give de Ox-metrics est utilisé pour les prévisions ARFIMA, et les prévisions naïves sont fournis par Eviews 8.0				

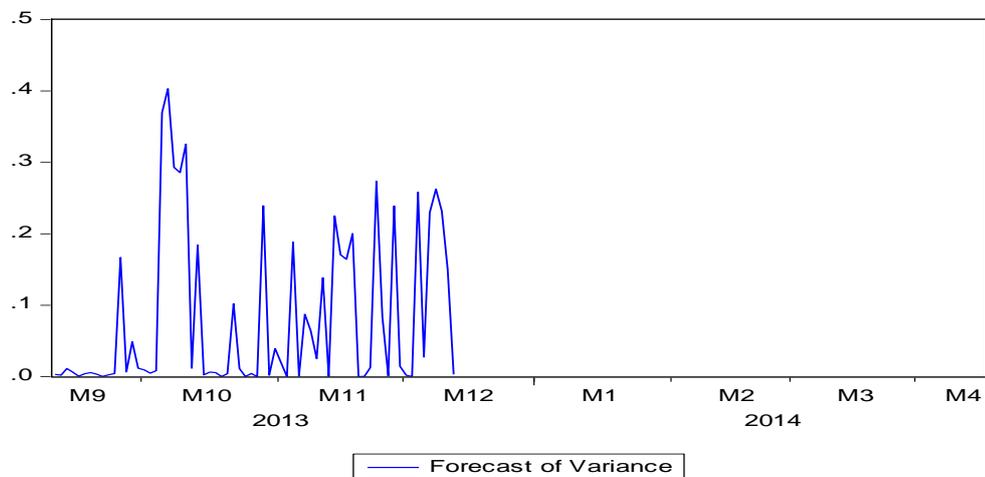
Les résultats des indicateurs RMSE et MAE de la prévision naïve basée sur la marche aléatoire battent les prévisions issues du modèle ARFIMA avec mémoire courte sur le très court terme et ceci selon les deux critères RMSE et MAE, ce qui signifie que le meilleur prédicteur de la rentabilité de change du Riyal Yéménite est la rentabilité du jour précédent. Cependant, rappelons que la série RYERUSD comporte plusieurs valeurs nulles (1.00^e-07), ce qui peut expliquer la supériorité de la marche aléatoire sur le court terme. Pour le court, moyen et le long terme, les prévisions du modèle battent ceux de la marche aléatoire selon les deux critères, on peut alors conclure que le marché du change au Yémen est inefficent, et que des gains exceptionnels peuvent être générés en opérant sur ce marché.

Figure [4.15] : Prévisions du modèle ARFIMA(3,-0.22,3) pour la série RYERUSD en moyenne



Fourni par Pc.give de Ox-metrics 6.0.

Figure [4.15]' : Prévisions du modèle ARCH(1) pour la variance des innovations de la série RYERUSD avec une distribution GED



Fourni par Eviews 8.0.

Conclusion

Le courant chartiste dans les marchés financiers, en particulier le marché de change, selon lequel les taux de change sont suffisants pour révéler tout ce qu'il y a à savoir sur leur comportement et ainsi pouvoir prévoir leur évolution future, représente une alternative de poids pour les théoriciens comme les professionnels de change, compte tenu des insuccès empiriques des divers modèles macroéconomiques à expliquer le comportement réellement observé des taux de change, ceci en adoptant la marche aléatoire comme benchmark à battre dans les prévisions hors-échantillon des taux de change. En effet dans la littérature économique l'hypothèse de l'efficience des marchés de change est souvent jointe à la marche aléatoire selon laquelle, on ne peut pas prévoir les taux de change futurs sur la base des taux passés.

Sur la base de ces énoncés, le présent chapitre est considéré comme le dénouement de cette étude, la démarche suivie a consisté dans une première section à exposer une brève définition et revue de littérature relative à l'acceptation du fait de supplanter les prévisions naïves pour les modèles de change comme un rejet de l'hypothèse d'efficience du marché de change et comme critère d'acceptation du modèle de change. Dans la seconde section nous avons généré les prévisions naïves du modèle de base de la marche aléatoire où les termes d'erreurs ne sont pas identiquement et indépendamment distribués, ce qui reflète le fait que les rentabilités de change ne sont pas des martingales, et ceci constitue en soit un rejet de l'efficience du marché de change. Nous avons aussi généré les prévisions sur la base des modèles économétriques pour la partie moyenne. Pour finir nous avons calculé et comparé les RMSE et MAE des deux prévisions sur différents horizons du très court au long terme, et le résultat majeur consiste à rejeter l'hypothèse de l'efficience des marchés de change des pays de la région MENA, notamment pour le long terme, ceci quelques soit le modèle (mémoire courte ou longue) ou le régime de change adopté par le pays.

CONCLUSION GENERALE

Dans la présente recherche, nous nous sommes penchés sur des études qui ont abordé des thèmes apparentés à l'efficacité des marchés de change. En fait, cette étude revêt un double intérêt. Elle s'est attardée d'une part à tester l'hypothèse de la forme de l'efficacité des marchés de change dans les PVD, plus explicitement, l'efficacité faible des marchés de change dans la région MENA, dont l'importance est en augmentation continue en raison des réformes financières et de la libéralisation des échanges dans cette région. Et par voie de conséquence, à vérifier la persistance des différents chocs politiques et économiques que la région a subis sur les taux de change. À la lumière de la littérature qui porte sur notre sujet de recherche, une étude économétrique s'est imposée afin d'élaborer des modèles de change et de juger l'efficacité des marchés de change de la région choisie. Cette question relative à l'efficacité ou l'inefficacité du marché des changes a d'énormes implications économiques, puisque dans un marché de change inefficace, on peut développer un modèle qui peut prévoir les fluctuations futures des taux de change, ainsi les autorités publiques peuvent déterminer la meilleure façon d'influencer les taux de change, de réduire leurs volatilités et d'évaluer les conséquences de différentes politiques économiques. Et dans un marché de change efficace où toute opportunité de gain anormale est exclue, une intervention gouvernementale minimale est requise.

Caractérisé par leur concentration sur le Dollar US et par le sous développement des marchés de change à terme, la méthode traditionnellement retenue dans la littérature pour tester l'hypothèse d'efficacité des marchés de change relative à la régression des taux de change au comptant et à terme n'a pas pu être utilisée, l'alternative largement admise par les théoriciens de change pour tester l'hypothèse d'efficacité du marché de change est de pouvoir supplanter les prévisions naïves de la marche aléatoire dans les prévisions hors échantillon des taux de change. En effet les études qui portent sur le comportement des taux de change nominaux ont pour principale motivation, la construction d'un modèle avec de meilleures propriétés de prévision. Cependant, après plusieurs années de recherche depuis les travaux pionniers de [Meese et Rogoff \(1983\)](#) sur la prévisibilité des taux de change, l'objectif d'exploiter les modèles macroéconomiques de la détermination du taux de change pour battre les prévisions

naïves de la marche aléatoires reste aussi discutable que jamais. Ceci a redonné à l'analyse chartiste plus d'intérêt en vue de pouvoir expliquer les comportements des taux de change et de pouvoir tester l'hypothèse de l'efficacité du marché de change.

L'objectif initial visé était de construire un modèle économétrique pour expliquer le comportement des taux de change nominaux bilatéraux vis-à-vis du Dollar US des monnaies de la région MENA en dehors des fondamentaux afin de nous permettre par la suite de générer des prévisions hors échantillon pour pouvoir comparer leur performance prévisionnelle avec celle des prévisions naïves. Cet objectif désormais atteint nous a permis d'appréhender la problématique centrale de l'étude et ainsi juger l'hypothèse de l'efficacité des marchés de change. Nous avons effectivement spécifié des modèles de change de type ARFIMA/ARMA-ARCH/GARCH/FIGARCH pour la moyenne et la variance des rentabilités des taux de change de la région MENA que nous avons subdivisé en trois sous-régions (Afrique du Nord, pays du CCG et autre pays de la région MENA) sur la période 04-01-1999 au 11-12-2013. Ces modèles ARFIMA permettent de modéliser le comportement de court et de long terme dans les séries temporelles, ceci en utilisant l'estimateur du maximum de vraisemblance exact qui présente la particularité de modéliser à la fois le paramètre d'intégration fractionnaire et les paramètres autorégressives et moyennes mobiles pour la moyenne du processus, et par l'estimateur du quasi-maximum de vraisemblance avec quatre distributions différentes (N,ST,STS, et GED) pour la variance. Le résultat est que le modèle ARFIMA correspond à 12 des 15 séries des rentabilités de change modélisées (les rentabilités de change du Lybie et de l'Iran ne sont pas autocorrélées et ne comportent pas de regroupement de volatilité), quatre séries des rentabilités de change renferment une mémoire longue dans leur moyenne, et trois séries sont caractérisées par une mémoire longue dans leur variance, néanmoins aucune série ne présente la particularité de la double mémoire longue dans la moyenne et la variance. Notons aussi que le paramètre de différenciation fractionnaire est inférieur à 1, ce qui signifie que les effets d'un choc sur ces séries ne sont pas permanents et qu'un retour à la moyenne va être observé

Nous avons achevé notre étude empirique par la comparaison des deux critères de mesure de la qualité de la prévision retenus dans les tests empiriques qui sont : le RMSE et le MAE sur divers horizons, qui vont du très court terme (1 jour) au long terme (3mois) entre la marche aléatoire et les modèles construits dans la première phase de

l'étude. Le résultat correspond au rejet de l'hypothèse de l'efficacité des marchés de change, notamment pour le long terme, ceci indépendamment du modèle de change (court ou long terme) et du régime de change adopté par le pays en question.

Cette recherche comporte ses forces. D'abord, elle offre une revue de littérature variée concernant des énigmes des taux de change : prévisibilité des taux de change, énigme de la déconnexion des taux de change, et sur la mémoire longue et la volatilité dans les taux de change. Elle s'ajoute au petit nombre d'études qui se sont intéressées à l'efficacité des marchés des changes des pays en voie de développement et à la persistance des chocs sur les taux de change de ces pays.

Elle comporte aussi quelques tableaux synthèses qui facilitent la consultation de la masse d'information présente. Dans le premier chapitre nous avons présenté un tableau qui recense les différentes classifications de régime de change des pays de la région MENA, où nous avons relevé un résultat conflictuel entre les classifications de jure et de facto, et entre les différentes classifications de facto sur la période 1999-2014, et un autre résultat concerne l'adoption par les pays de l'Afrique du Nord (Algérie, Maroc, Tunisie) de l'Euro comme point d'ancrage pour leurs monnaies, contrairement aux autres pays de la région qui choisissent de facto le Dollar US.

Ensuite, elle contribue à la confirmation de certains faits stylisés concernant les taux de change, des faits qui sont généralisés et non propres au PVD, et elle a également relevé quelques questionnements concernant les méthodes utilisées dans l'estimation:

- L'écart-type n'est pas une bonne mesure de la variance des rentabilités de change, en effet il ne fournit que des informations concernant un moment donné, il se limite alors à une analyse descriptive. L'étude des statistiques descriptives des rentabilités de change a révélé que les pays qui présentent les plus forts écarts-type sont : l'Iran, la Syrie et la Lybie, tandis que la modélisation de ces rentabilités a dévoilé que les séries de rentabilités de change de la Lybie et de l'Iran sont dépourvues de volatilité et qu'un petit ordre de $Q(2)$ est requis pour représenter la variance des rentabilités de change de la Livre Syrienne. Un second fait lié à l'écart type fait référence à la quasi-nullité de celui-ci pour les taux et les rentabilités des change des pays du CCG, qui adoptent de jure et de facto un régime de change fixe ancré sur le Dollar US (excepté le Koweït qui rattache sa monnaie de fait à un panier de devises), témoignant ainsi d'une forte stabilité monétaire dans les pays du CCG pour la

période 1999-2014. Le troisième fait relié à l'écart-type est la valeur élevée de ce dernier pour les pays qui ont subis des chocs politiques sur la période de l'étude : Iran, Lybie et la Syrie (pour l'Iraq nous avons retenu la période du 06-01-2004 au 11-12-2014), ce fait certifie que les différentes crises économiques et politiques que la région MENA a subie au cours de la période de l'étude, et par voie de conséquence les dévaluations répétitives ont causé des chocs sur les séries des taux de change des pays concernés.

- Les résultats conflictuels entre les tests classiques de stationnarité (ADF et KPSS) affirment qu'ils ont un pouvoir explicatif faible, lorsque le processus générateurs des séries est régi par un processus fractionnairement intégré.
- Les pays du CCG enregistrent une moindre volatilité (des ordres de ARCH 1 à 2) vu la stabilité économique et politique enregistré dans ces pays sur la période de l'étude, et leur choix commun d'un régime fixe et du Dollar Américain comme point d'ancrage nominale, qui leur confère une stabilité des taux de change. Cependant, on ne peut pas généraliser ce résultat pour les pays avec un régime fixe, puisque le Maroc et la Jordanie qui adoptent également de jure et de facto un régime conventionnel de parité fixe affichent des ordres de volatilité supérieurs dans la variance de leurs rentabilités de change (un modèle GARCH(1,1) pour le Maroc et FIGARCH(0,0.40,1) pour la Jordanie). Toutefois, notons que la monnaie d'ancrage pour ces deux pays n'est pas le Dollar US (l'Euro pour le Maroc et les DTS pour la Jordanie), ceci peut être interprété comme la capacité du Dollar Américain comme point d'ancrage nominal à conférer plus de stabilité pour les taux de change.
- L'inadéquation de la distribution normale à représenter les taux de change et leurs rentabilités a été constatée. En effet, nous avons enregistré des SK non-nulle et des E.KU très élevés pour la quasi-totalité des séries qui sont toutes leptokurtiques et qui présentent des queues de distribution plus épaisses que celles de la distribution normale, ces coefficients sont extrêmement élevés pour les pays qui ont subi des dévaluations sévères (Lybie et Syrie) ou des changements officiels de régime de change (passage au flottement pour l'Egypte) au cours de la période de l'étude. Ce constat est confirmé par le test de Pearson χ^2 de la *Goodness-of-fit* où la distribution qui s'est avérée plus adéquate est la distribution GED.
- Nous avons noté un résultat conflictuel entre l'estimateur paramétrique (maximum du vraisemblance) où sont estimés simultanément les trois coefficients p, d, q et

l'estimateur semi-paramétrique GPH où le paramètre de différenciation fractionnaire est d'abord estimé avant de la spécification des coefficients d'autocorrélation et moyennes mobiles. Ceci peut expliquer la divergence des résultats empiriques entre les différentes études.

La recherche a aussi relevé quelques caractéristiques qui sont propres aux PVD :

- La médiane des rentabilités de change pour la quasi-totalité des séries est nulle, et les distributions inconditionnelles des séries sont caractérisées par des pics élevés, ce qui signifie que les valeurs sont concentrées près de la moyenne. et ceci est expliqué par la littérature par la rigidité des prix sous un régime de change flottant et plus particulièrement sous un régime fixe ainsi que par le contrôle de change exercé par la plupart des pays de la région.

Notre recherche comporte toutefois ses limites :

- Le nombre de pays faisant partie de notre échantillon, 17, limite notre analyse et ses conclusions. et ne nous permet pas de généraliser nos résultats pour les PVD.
- Peu de recherches ont traité spécifiquement l'efficacité des marchés de change des pays de la région MENA, ce qui ne nous a pas permis d'appuyer nos résultats.
- Le choix d'une seule devise de référence (Dollar US), bien que nous ayons souligné le fait que quelques pays (Afrique du Nord) choisissent d'autres monnaies comme point d'ancrage nominal (Euro).
- Nous nous sommes restreints à tester la forme faible de l'efficacité des marchés où l'ensemble de l'information disponible concerne uniquement les taux de change historiques, ceci ne nous permet pas d'affirmer le rejet de l'hypothèse de l'efficacité du marché de change, mais plutôt l'hypothèse de l'efficacité faible du marché de change.
- Le choix de la période et de l'échantillon ne nous permet pas d'établir un lien spécifique entre le choix du régime de change et l'hypothèse de l'efficacité du marché des changes.

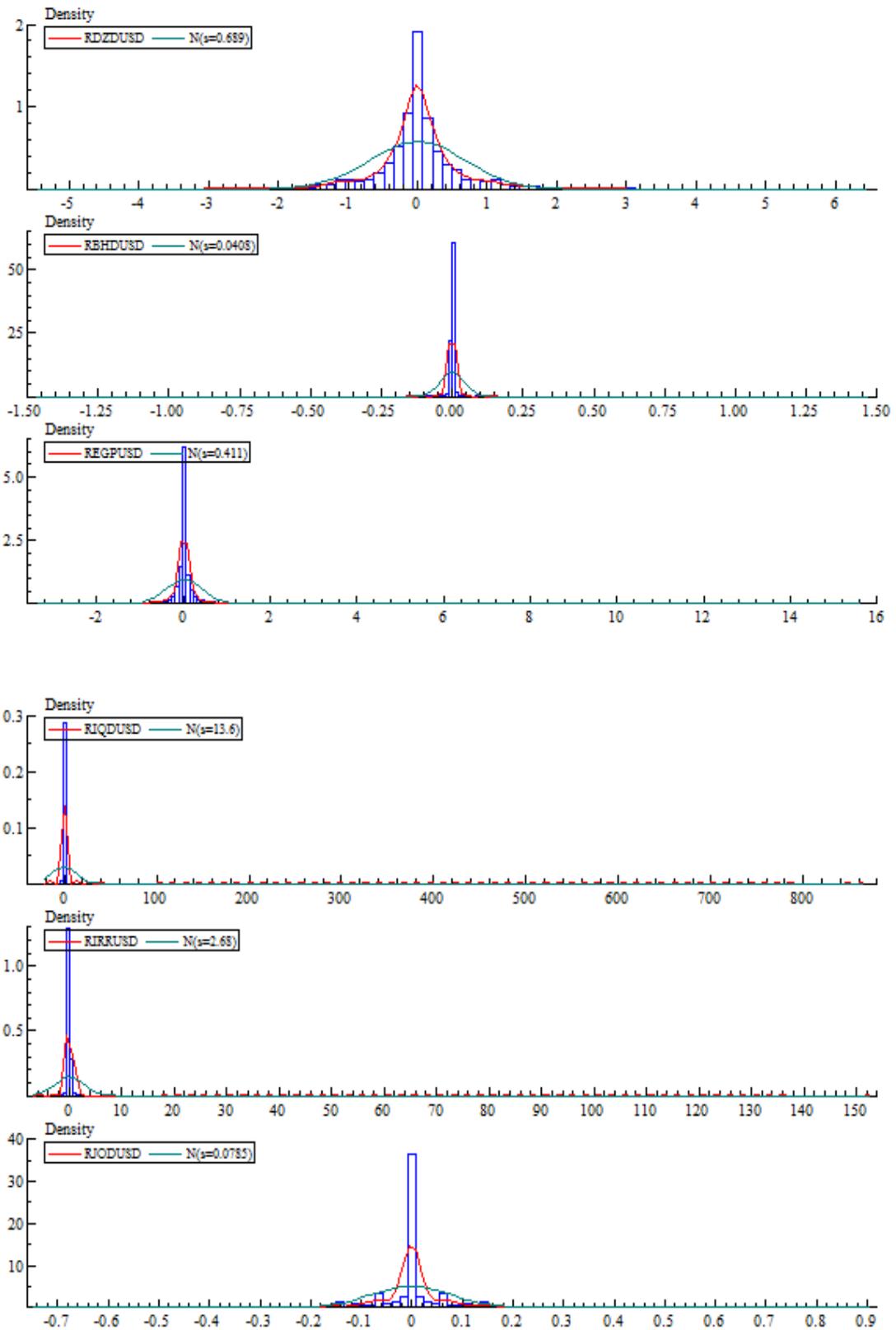
À la lumière de ces limites et contributions, nous recommandons les pistes de recherches suivantes pour des projets de recherche ultérieurs:

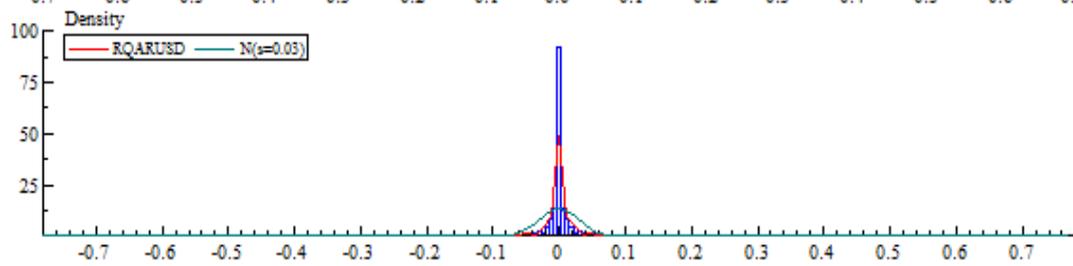
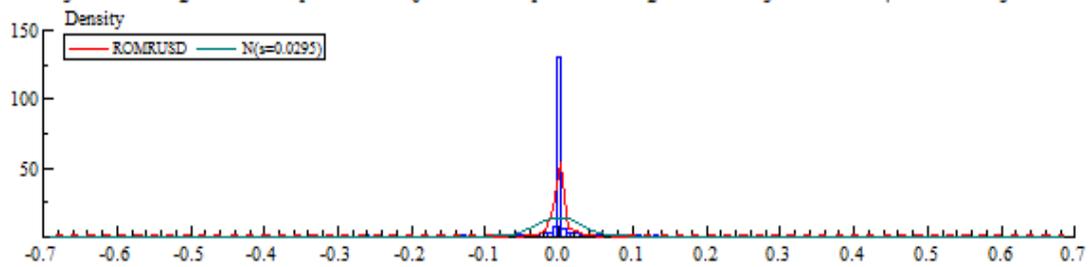
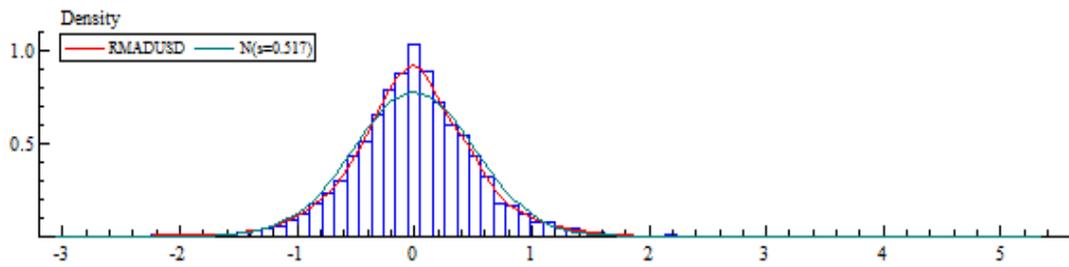
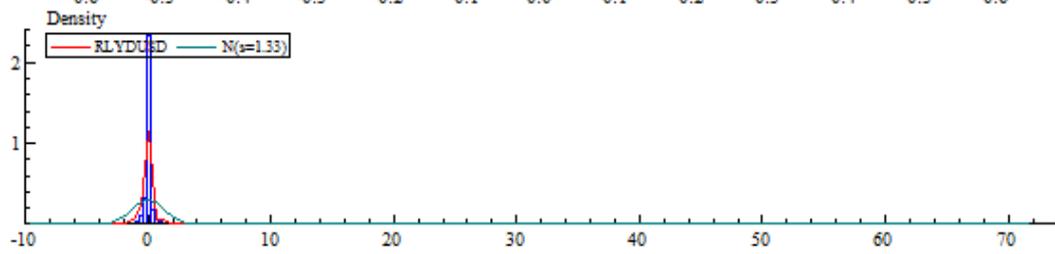
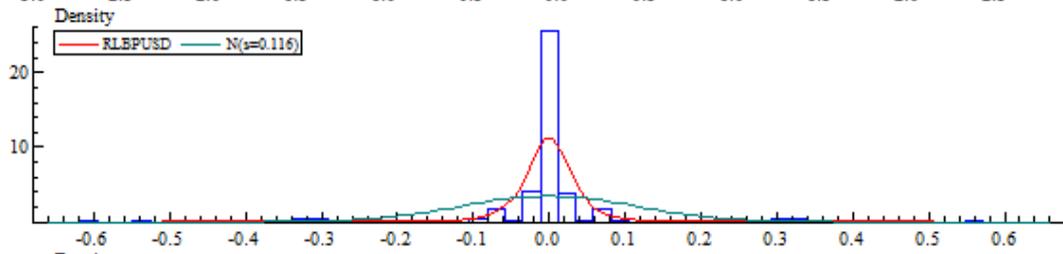
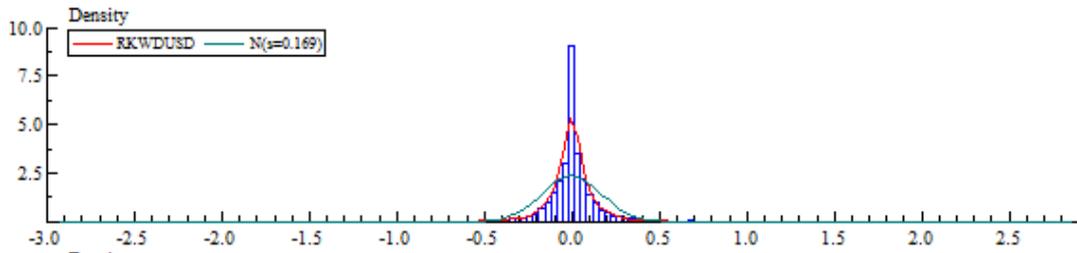
- Un plus grand échantillon de PVD afin de pouvoir généraliser le rejet de l'hypothèse de l'efficience du marché des changes pour cette catégorie de pays.
- La considération de la problématique de l'efficience du marché des changes pour les taux de change vis-à-vis de l'Euro, notamment pour les pays qui l'ont choisi comme monnaie d'ancrage.
- Tester la forme semi-forte de l'hypothèse pour ces pays, en prenant en considération les déclarations et les moments d'interventions des banques centrales comme informations publiques.
- Comparer les qualités d'estimations entre les méthodes paramétriques et semi-paramétriques pour l'estimation de la mémoire longue dans les séries des taux de change.
- Prendre en considération les modèles de ruptures structurelles dans la mesure de la persistance des chocs sur les taux de change.
- Considérer la problématique de l'efficience du marché des changes en subdivisant la période de l'étude entre période d'avant et d'après le flottement, ou entre deux groupes de pays reflétant les régimes de change fixe et flottant afin de mettre en exergue la relation entre l'hypothèse de l'efficience du marché de change et le choix du régime de change.

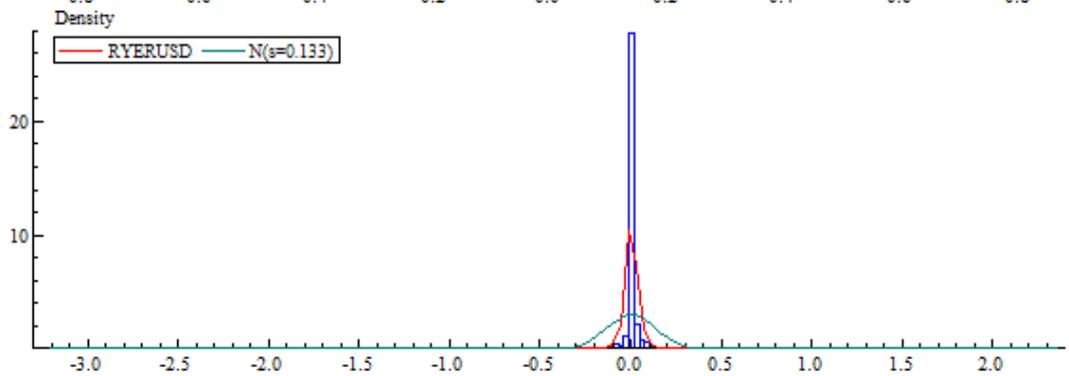
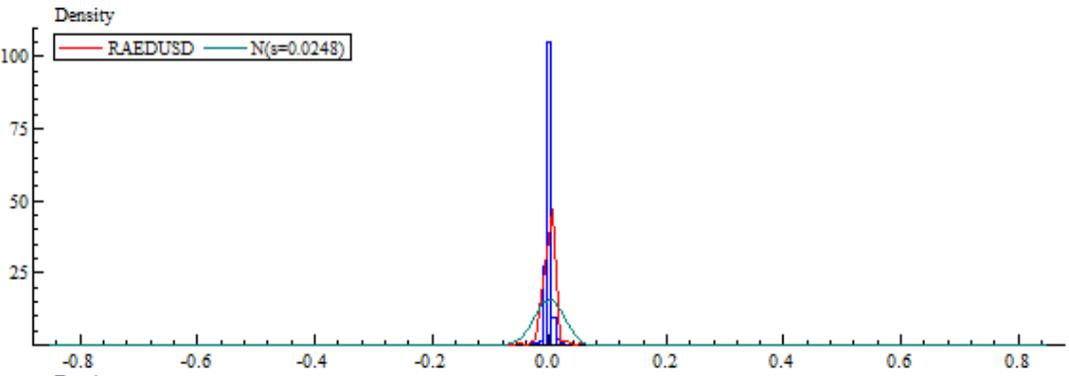
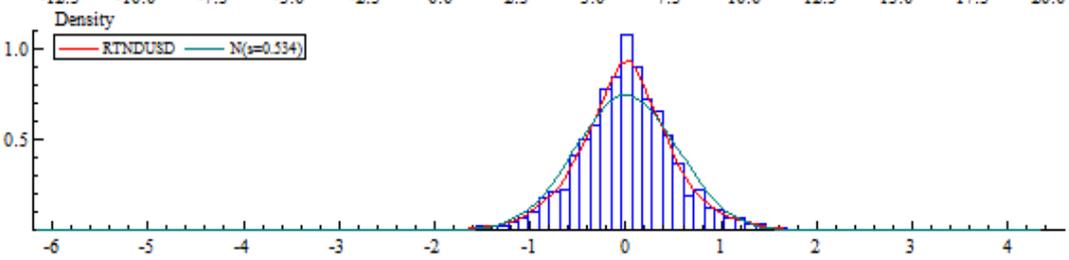
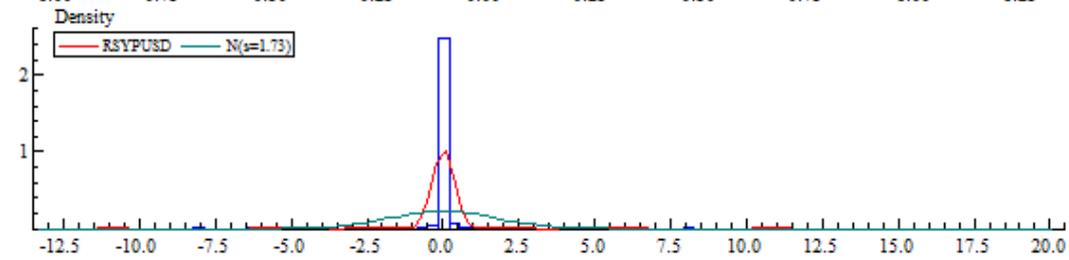
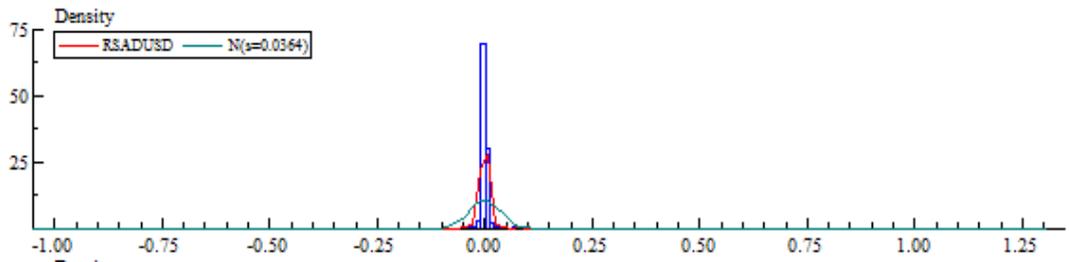
En définitive, cette recherche s'ajoute aux écrits de la littérature propres à la gestion des taux de change dans les PVD, à travers l'examen de l'hypothèse de l'efficience du marché des change, la constatation des persistance des chocs sur les séries des taux de change, ainsi que de la présence des phénomènes de mémoire longue et de volatilité dans les taux de change. Elle nous permet de constater que l'étude de la relation entre le choix du régime de change et l'efficience des marchés des changes est intéressante vu les implications économiques majeures de l'efficience ou l'inefficience du marchés de change.

ANNEXE 1 :

Densité des rentabilités de change dans la région MENA

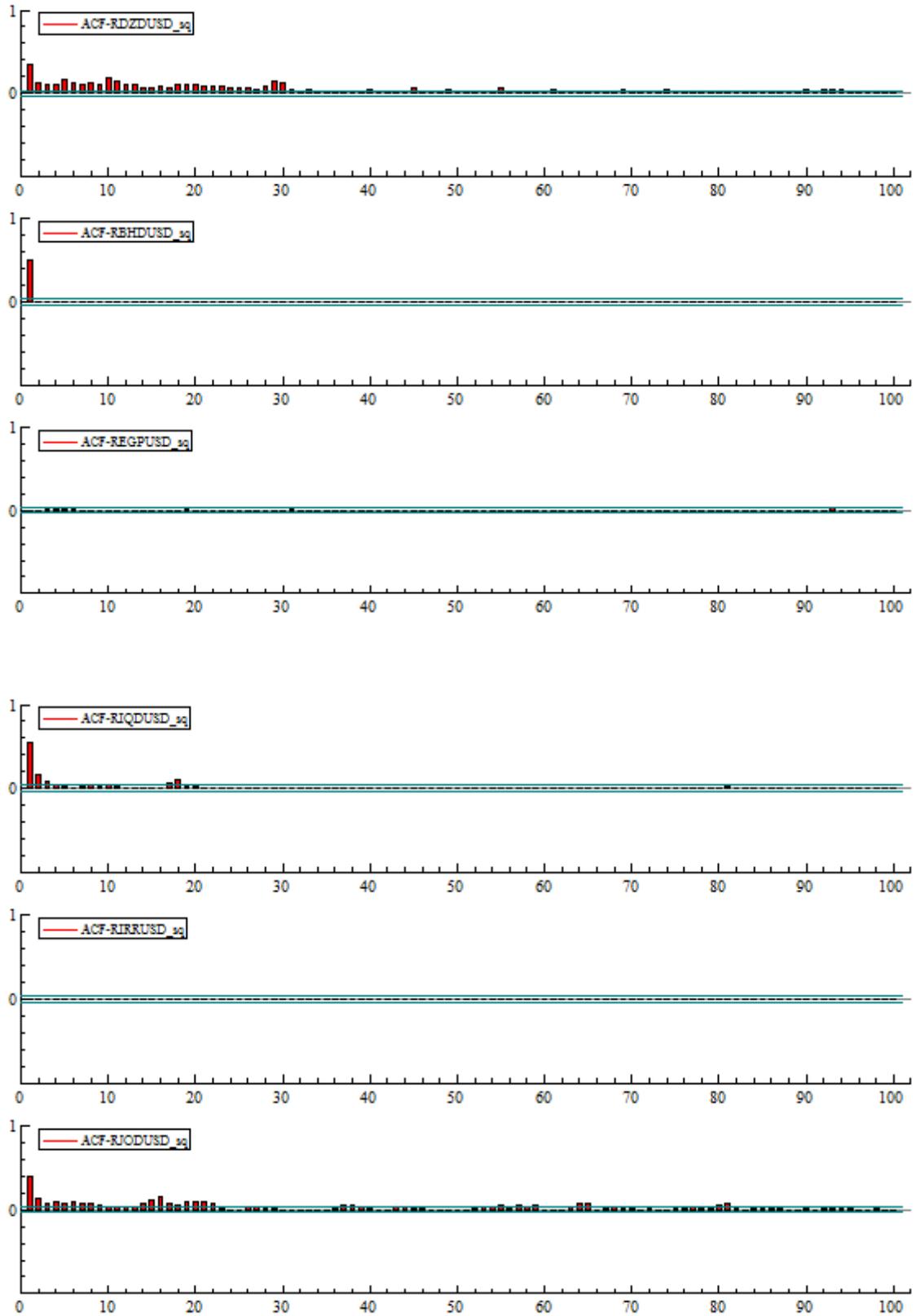


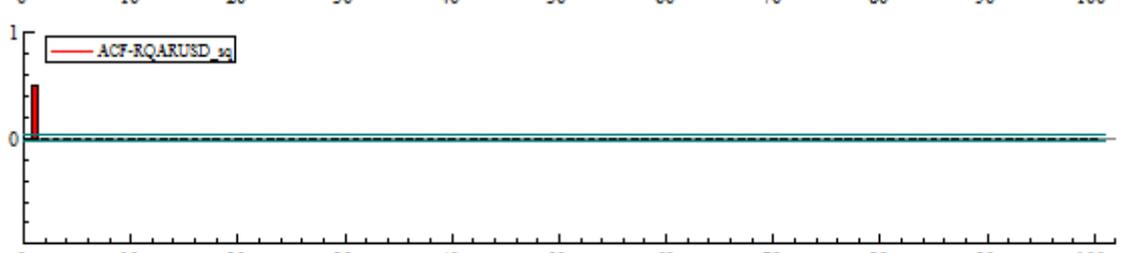
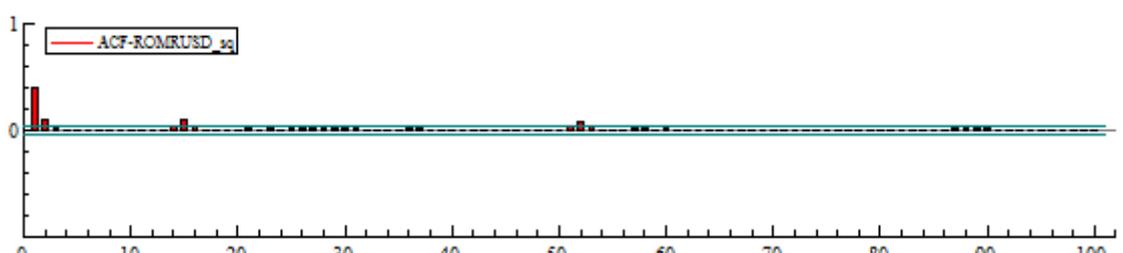
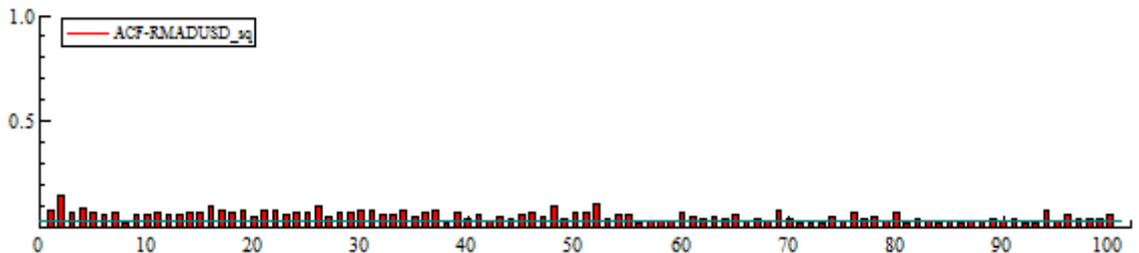
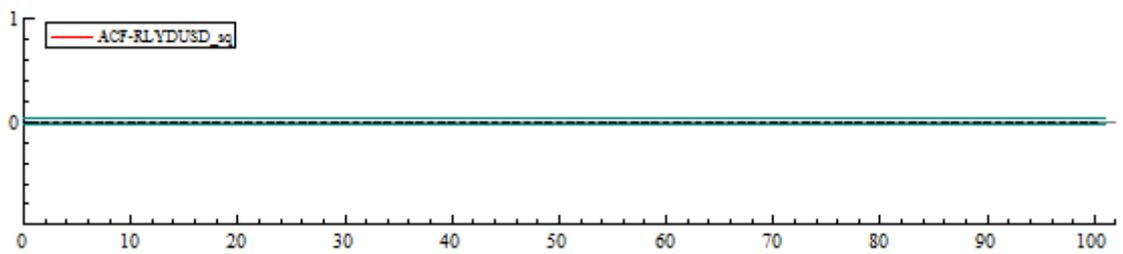
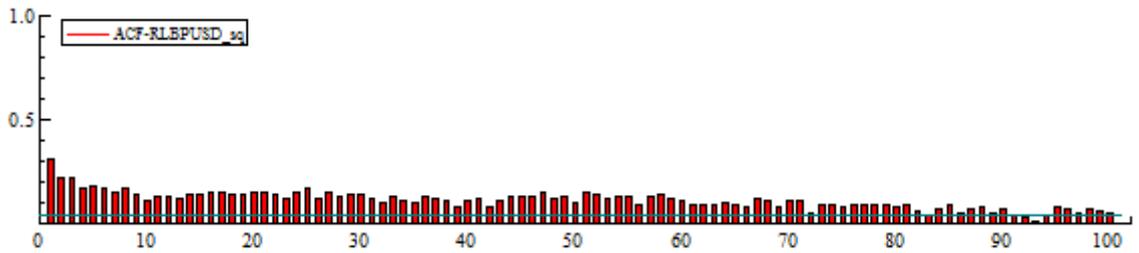
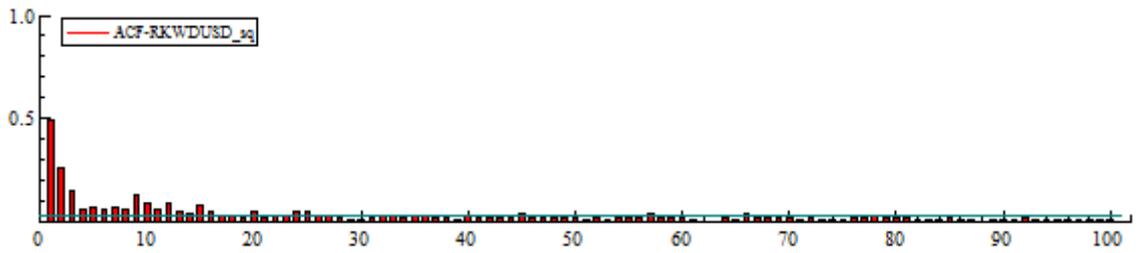


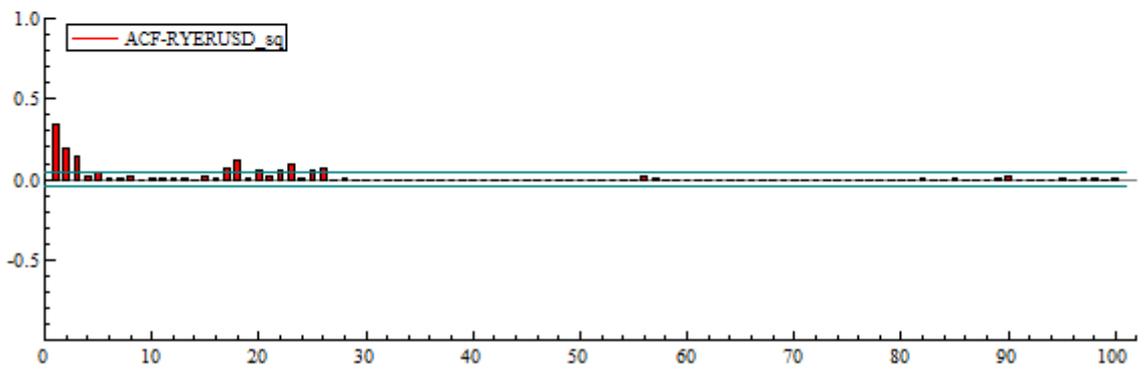
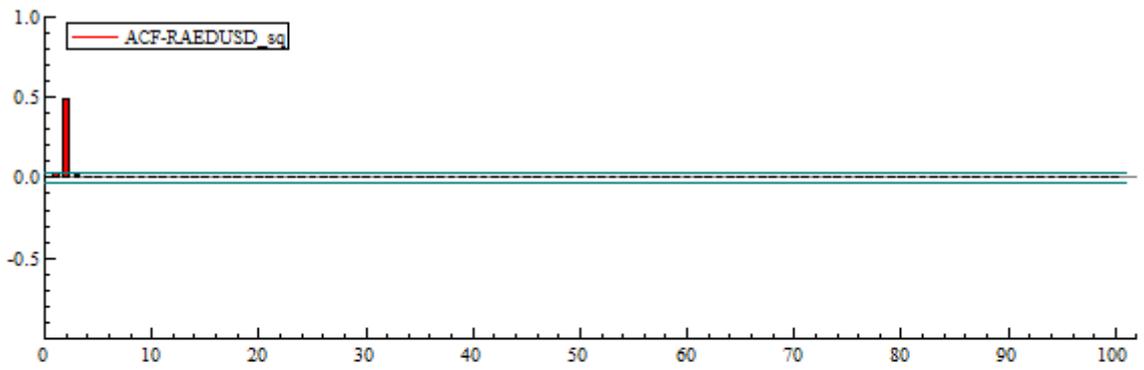
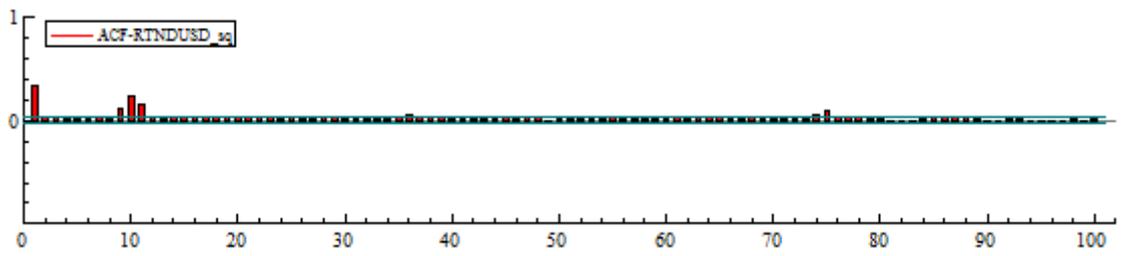
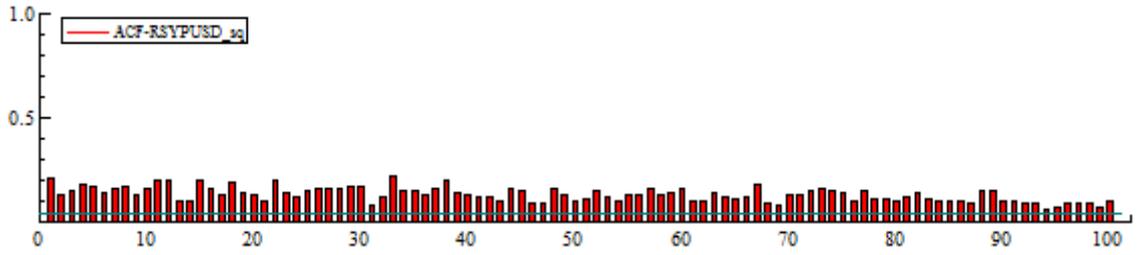
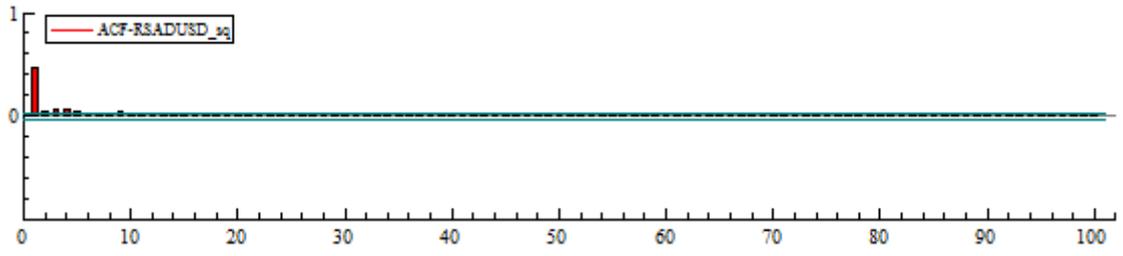


ANNEXE 2

Auto-correlogramme des rentabilités au carré des cours de change de la région MENA.







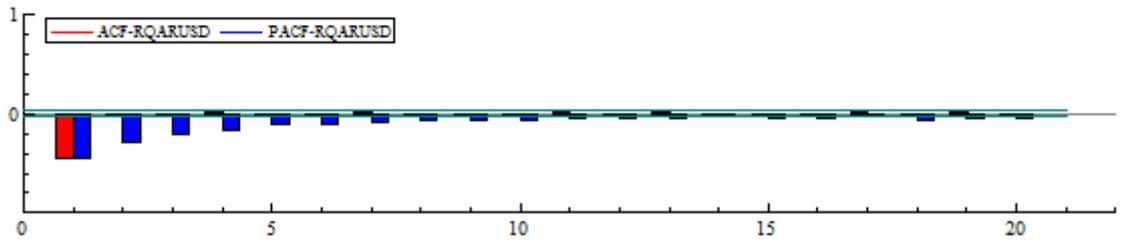
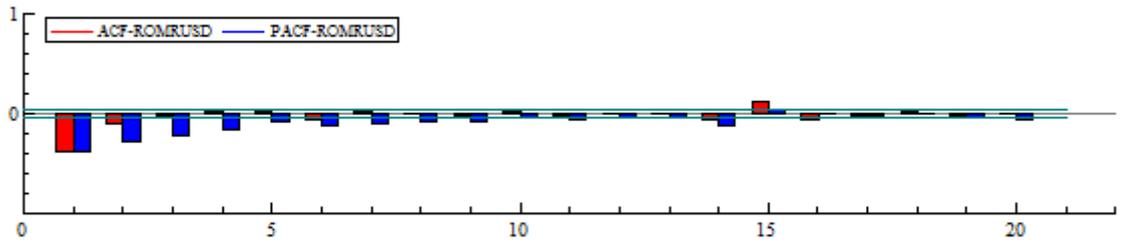
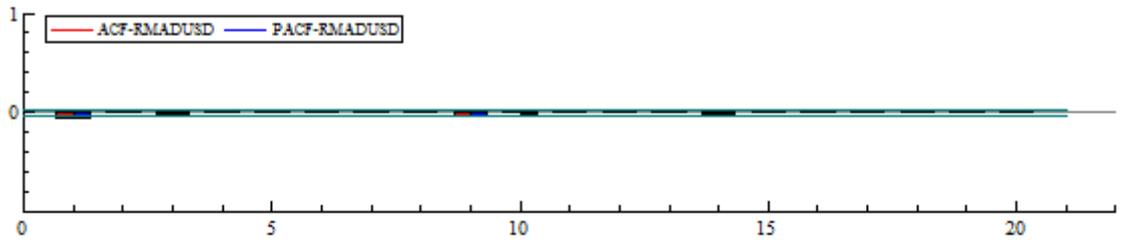
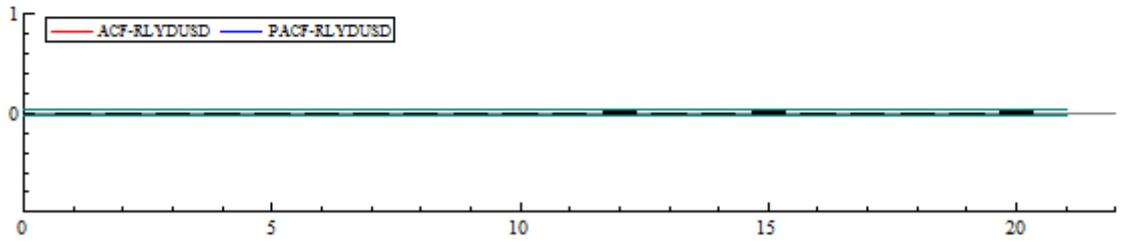
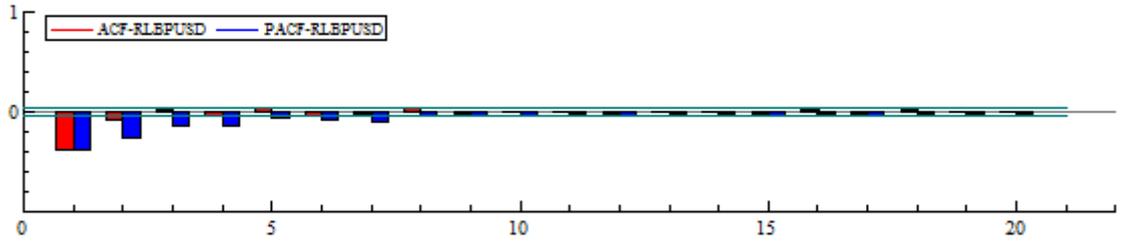
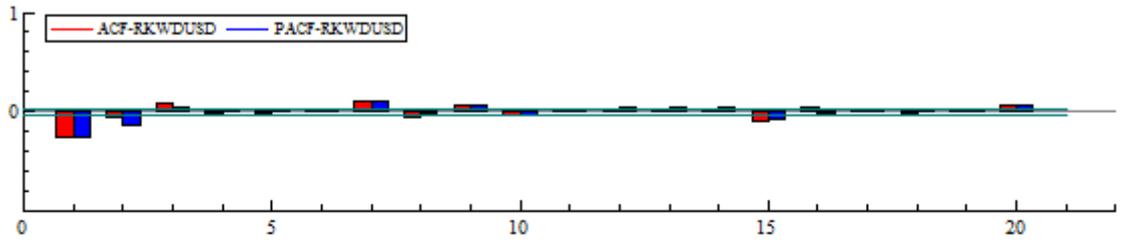
ANNEXE 3

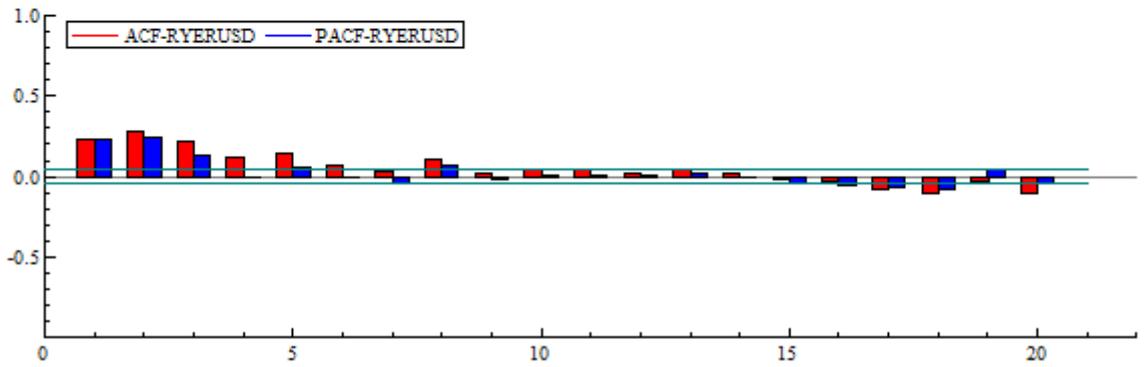
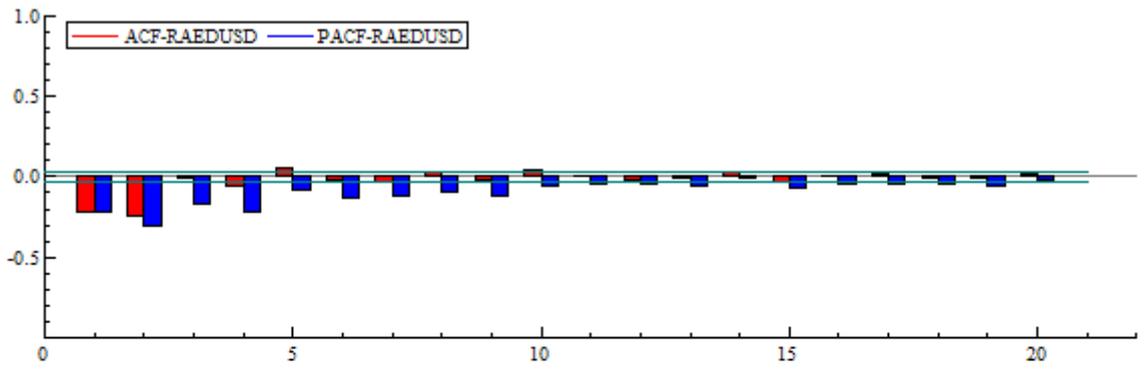
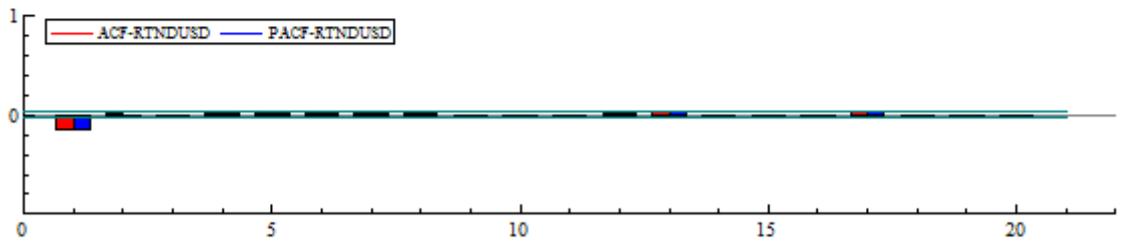
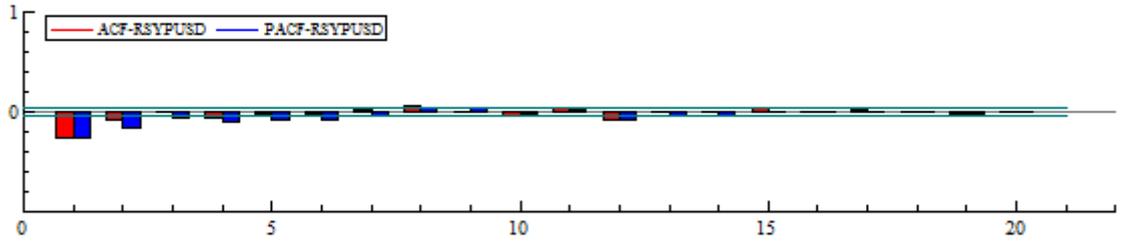
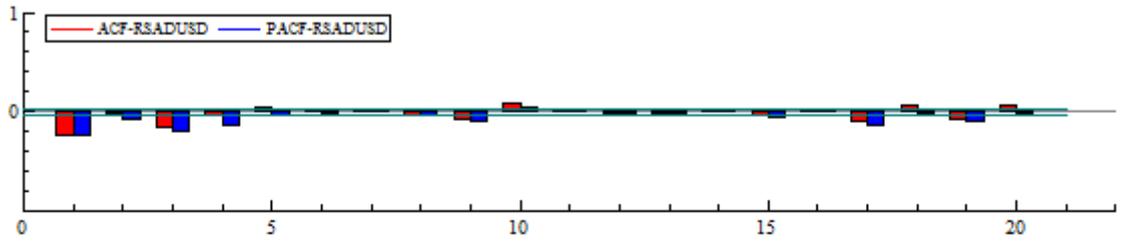
Coefficients des auto-corrélations des logarithmes des cours de change LXXXUSD de la région MENA

	LDZD USD	LBHD USD	LEGP USD	LIQD USD	LIRRU SD	LJOD USD	LKWD USD	LLBP USD	LLYD USD	LMAD USD	LOMR USD	LQAR USD	LSAR USD	LTUD USD	LAED USD	LYER USD	LSYP USD
1	0.993	0.695	0.999	0.999	0.999	0.886	0.999	0.914	0.998	0.999	0.475	0.543	0.836	0.997	0.476	0.999	0.995
2	0.990	0.678	0.998	0.998	0.998	0.860	0.998	0.892	0.997	0.998	0.355	0.494	0.752	0.995	0.182	0.998	0.992
3	0.987	0.662	0.997	0.997	0.996	0.844	0.998	0.886	0.995	0.997	0.332	0.467	0.671	0.993	0.146	0.996	0.989
4	0.984	0.652	0.996	0.996	0.995	0.834	0.997	0.875	0.994	0.996	0.336	0.458	0.643	0.991	0.116	0.995	0.986
5	0.981	0.639	0.995	0.995	0.994	0.825	0.996	0.872	0.992	0.995	0.313	0.443	0.624	0.988	0.142	0.993	0.984
6	0.978	0.627	0.994	0.994	0.993	0.805	0.996	0.861	0.991	0.994	0.263	0.423	0.594	0.986	0.105	0.992	0.981
7	0.975	0.615	0.993	0.994	0.992	0.803	0.995	0.856	0.989	0.993	0.270	0.413	0.557	0.984	0.093	0.990	0.979
8	0.973	0.608	0.992	0.993	0.990	0.796	0.994	0.857	0.988	0.992	0.267	0.398	0.514	0.981	0.110	0.989	0.977
9	0.970	0.599	0.991	0.992	0.989	0.797	0.993	0.850	0.986	0.991	0.256	0.389	0.481	0.979	0.101	0.987	0.974
10	0.967	0.586	0.990	0.991	0.988	0.795	0.992	0.846	0.985	0.990	0.256	0.382	0.471	0.976	0.119	0.985	0.971
11	0.964	0.571	0.989	0.990	0.987	0.785	0.992	0.842	0.983	0.989	0.235	0.382	0.436	0.974	0.099	0.983	0.969
12	0.961	0.559	0.988	0.989	0.985	0.782	0.991	0.837	0.982	0.988	0.233	0.365	0.395	0.972	0.069	0.982	0.966
13	0.958	0.545	0.987	0.988	0.984	0.778	0.990	0.834	0.981	0.987	0.226	0.361	0.358	0.969	0.059	0.980	0.964
14	0.955	0.532	0.986	0.987	0.983	0.775	0.989	0.830	0.979	0.986	0.220	0.351	0.326	0.967	0.059	0.978	0.961
15	0.952	0.520	0.985	0.986	0.982	0.776	0.988	0.827	0.978	0.985	0.271	0.344	0.294	0.964	0.034	0.976	0.959
16	0.949	0.516	0.984	0.986	0.981	0.766	0.987	0.827	0.976	0.984	0.195	0.347	0.276	0.962	0.046	0.974	0.957
17	0.946	0.500	0.983	0.985	0.979	0.760	0.986	0.822	0.975	0.983	0.178	0.348	0.249	0.960	0.054	0.973	0.954
18	0.942	0.481	0.982	0.984	0.978	0.754	0.985	0.821	0.973	0.982	0.178	0.335	0.257	0.957	0.049	0.971	0.952
19	0.940	0.466	0.981	0.983	0.977	0.753	0.984	0.817	0.972	0.981	0.162	0.348	0.243	0.955	0.048	0.969	0.949
20	0.936	0.452	0.980	0.982	0.976	0.753	0.983	0.814	0.971	0.980	0.177	0.343	0.256	0.952	0.053	0.967	0.947

Coefficients des auto-corrélations des rentabilités de change RXXXUSD de la région MENA

	RDZD USD	RBHD USD	REGP USD	RIQD USD	RIRR USD	RJOD USD	RKW DUSD	RLBP USD	RLYD USD	RMAD USD	ROM RUSD	RSAR USD	RTUD USD	RAED USD	RYER USD	RSYP USD	RQAR USD
1	- 0.328	- 0.472	- 0.173	- 0.000	- 0.002	- 0.389	- 0.255	- 0.375	- 0.010	- 0.050	- 0.385	- 0.245	- 0.151	- 0.220	- 0.235	- 0.270	- 0.446
2	- 0.035	- 0.002	- 0.022	- 0.001	- 0.002	- 0.040	- 0.056	- 0.090	- 0.004	- 0.011	- 0.093	- 0.009	- 0.023	- 0.246	- 0.283	- 0.080	- 0.025
3	- 0.029	- 0.009	- 0.071	- 0.005	- 0.001	- 0.030	- 0.081	- 0.028	- 0.004	- 0.016	- 0.026	- 0.159	- 0.018	- 0.006	- 0.221	- 0.007	- 0.020
4	- 0.038	- 0.005	- 0.040	- 0.000	- 0.000	- 0.007	- 0.007	- 0.041	- 0.007	- 0.002	- 0.026	- 0.029	- 0.023	- 0.053	- 0.115	- 0.066	- 0.007
5	- 0.016	- 0.003	- 0.032	- 0.006	- 0.001	- 0.054	- 0.010	- 0.038	- 0.002	- 0.014	- 0.025	- 0.034	- 0.010	- 0.060	- 0.148	- 0.014	- 0.005
6	- 0.034	- 0.000	- 0.027	- 0.009	- 0.001	- 0.082	- 0.018	- 0.034	- 0.005	- 0.006	- 0.054	- 0.020	- 0.013	- 0.024	- 0.073	- 0.022	- 0.011
7	- 0.055	- 0.008	- 0.038	- 0.020	- 0.001	- 0.025	- 0.095	- 0.028	- 0.002	- 0.016	- 0.010	- 0.022	- 0.012	- 0.028	- 0.028	- 0.018	- 0.006
8	- 0.036	- 0.004	- 0.025	- 0.016	- 0.001	- 0.039	- 0.066	- 0.039	- 0.005	- 0.015	- 0.008	- 0.033	- 0.014	- 0.024	- 0.103	- 0.054	- 0.007
9	- 0.033	- 0.007	- 0.015	- 0.000	- 0.001	- 0.013	- 0.067	- 0.011	- 0.005	- 0.032	- 0.011	- 0.071	- 0.001	- 0.026	- 0.017	- 0.009	- 0.002
10	- 0.022	- 0.002	- 0.007	- 0.004	- 0.000	- 0.036	- 0.042	- 0.005	- 0.001	- 0.005	- 0.020	- 0.079	- 0.015	- 0.037	- 0.049	- 0.044	- 0.008
11	- 0.006	- 0.004	- 0.025	- 0.002	- 0.002	- 0.028	- 0.031	- 0.007	- 0.016	- 0.005	- 0.018	- 0.016	- 0.008	- 0.009	- 0.039	- 0.034	- 0.018
12	- 0.002	- 0.004	- 0.013	- 0.001	- 0.001	- 0.004	- 0.031	- 0.013	- 0.012	- 0.017	- 0.005	- 0.011	- 0.010	- 0.019	- 0.020	- 0.085	- 0.014
13	- 0.010	- 0.003	- 0.036	- 0.001	- 0.000	- 0.006	- 0.028	- 0.005	- 0.001	- 0.030	- 0.001	- 0.014	- 0.040	- 0.010	- 0.046	- 0.008	- 0.007
14	- 0.018	- 0.001	- 0.012	- 0.000	- 0.001	- 0.017	- 0.016	- 0.003	- 0.010	- 0.019	- 0.054	- 0.001	- 0.010	- 0.023	- 0.019	- 0.010	- 0.004
15	- 0.023	- 0.011	- 0.004	- 0.005	- 0.000	- 0.048	- 0.091	- 0.018	- 0.007	- 0.014	- 0.122	- 0.041	- 0.004	- 0.035	- 0.013	- 0.036	- 0.009
16	- 0.029	- 0.017	- 0.008	- 0.001	- 0.001	- 0.019	- 0.036	- 0.029	- 0.013	- 0.001	- 0.057	- 0.025	- 0.019	- 0.005	- 0.036	- 0.004	- 0.001
17	- 0.038	- 0.008	- 0.020	- 0.002	- 0.002	- 0.003	- 0.022	- 0.026	- 0.001	- 0.012	- 0.016	- 0.104	- 0.044	- 0.011	- 0.075	- 0.010	- 0.015
18	- 0.042	- 0.009	- 0.010	- 0.004	- 0.000	- 0.018	- 0.013	- 0.019	- 0.005	- 0.019	- 0.015	- 0.063	- 0.012	- 0.003	- 0.109	- 0.006	- 0.027
19	- 0.036	- 0.000	- 0.021	- 0.000	- 0.000	- 0.004	- 0.011	- 0.007	- 0.004	- 0.013	- 0.029	- 0.079	- 0.003	- 0.006	- 0.029	- 0.027	- 0.019
20	- 0.007	- 0.001	- 0.005	- 0.000	- 0.000	- 0.071	- 0.060	- 0.008	- 0.007	- 0.000	- 0.008	- 0.067	- 0.005	- 0.013	- 0.107	- 0.010	- 0.005





BIBLIOGRAPHIE

- Aglietta, M., Bofinger, P., De Boissieu, C., Landau, J.P., Moutot, P., Obolensky, A., Papadia, F., Ferry, J.P. (1994). La coordination depuis l'accord du Plaza, Table ronde. *International economics : The Quartely Journal in International Economics Q3(59)*, 221-240.
- Aglietta, M. (2010). Le dollar, le Yuan et le système international. *L'Économie Politique*, 45(2010), 6-24.
- Alesina, A., Wagner, A.F. (2006). Choosing (and renegeing on) exchange rate regimes. *Journal of the European Economic Association*, 4(4). 770- 799.
- Allegret, J.P. (2007). Quels régimes de change pour les marchés émergents ? Les solutions de coins en questions. *Panoeconomicus*, 54 (4), pp. 397-427.
- Aloy, M., Boutahar, M., Gente, K., Peguin-Feissolle, A. (2011). Purshasing power parity and the long memory properties of real exchange rates: Does one size fit all!. *Economic Modelling*, 28(3).1279-1290.
- Aouad, H.S. (2011). Essai de modélisation du comportement du taux de change du Dinar Algérien 1999-2007 par la méthode. Mémoire de magistère en sciences économiques, Université Abou Bakr Belkaid, Tlemcen.
- Aouad, H.S., Taouli, M.K., Benbouziane, M. (2012). Modélisation du comportement du taux de change du dinar algérien : Une investigation empirique par la méthode ARFIMA. *International Research Journal of Finance and Economics*, 87, 177-133.
- Assaf, A. (2002). An examination of the long memory in the Canadian/US Dollar exchange rate returns and volatility. *Working paper of the Odette School of Business Windsor university*.
- Bacchetta, P., Van Wincoop, E. (2009). On the unstable relationship between exchange rates and macroeconomic fundamentals. *NBER Working Paper 15008*.
- Baillie, R.T., Bollerslev, T. (1994). The long memory of the forward premium. *Journal of International Money and Finance* 13 (5), 565-571.
- Baillie, R.T., Bollerslev, T., Mikkelson, H.O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74(1), 3-30.
- Baillie, R.T., Kapetanios, G. (2007). Testing for neglected nonlinearity in long-memory models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(4), 447-461.
- Bank of International Settlement, *Triennial Central Bank Survey of foreign exchange and OTC derivatives markets (April 2010-2013-2016)*.
- Barkoulas, J.T., Baum, C.F. (1996). Fractional differencing modeling and forecasting of Eurocurrency deposit rates. *Boston college working papers in economics* 317.
- Barkoulas, J.T., Baum, C.F., Caglayan, M., Chakraborty, A. (2000). Persistent dependence in foreign exchange rates: A reexamination. *Boston College Working*

- Barkoulas, J.T., Barilla, A.G., Wells, W. (2016). Long-memory exchange rate dynamics in the Euro era. *Chaos, Solitons and Fractals*, 86 (2016) 92–100.
- Baxter, M., Stockman, A.C. (1988). The exchange rate system: Some international evidence. *NBER Working Paper No. 2689*.
- Beine, M., Laurent, S. (2000). Structural change and long memory in volatility; New evidence from daily exchange rate. *Liege University working paper*.
- Beine, M., Laurent, S. (2003). Central bank interventions and jump in double long memory models of daily exchange rate. *Journal of Empirical Finance*, 10(2003), 641-660.
- Bénassy-Quéré, A., Pisani-Ferry, M.J (2011). Quel système monétaire international pour une économie mondiale en mutation rapide ?. *Document de travail CEPII, DT 2011(04a)*. En ligne <http://www.cepii.fr/CEPII/fr/publications/wp/abstract.asp?NoDoc=3264>.
- Bernhard, W., Leblang, D. (1999). Democratic Institutions and Exchange-Rate Commitments. *International Organization*, 53(1). 71-97.
- Bhardwaj, G., Swanson, N.R. (2003). An empirical investigation of the usefulness of ARFIMA models for predicting macroeconomic and financial time series, *Working paper of Rutgers University*.
- Bhatt, V.V. (1970). Evolving international monetary system: An appraisal. *Economic and Political Weekly*, 5(6), 295+297+299-300.
- Bleaney, M., Francisco, M. (2008). Balance sheet effects and the choice of exchange rate regime in developing countries. *The journal of international trade & economic development*, 17(2). 297-310.
- Bleaney, M., Ozkan, F.G. (2011). The structure of public debt and the choice of exchange rate regime. *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economie*, 44(1), 325-339.
- Bollerslev, T., Chou, R.Y., Jayaraman, N., Kroner, K.F. (1991). Les modèles ARCH en finance: Un point sur la théorie et les résultats empiriques. *Annales d'Économie et de Statistique*, 24, 1-59.
- Bollerslev, T. (2008). Glossary to ARCH (GARCH). *CREATES Research Paper 2008-49*.
- Booth, G.G., Kaen, F.R., Koveos, P.E. (1982). R/S analysis of foreign exchange rates under two international monetary regimes. *Journal of Monetary Economics*, 10(1982), 407-415.
- Bordo, M.D. (2003). Exchange rate regime choice in historical perspective, *NBER Working Paper 9654*. doi:10.3386/w9654
- Bourbonnais, R., Terraza, M. (2004). *Analyse des séries temporelles, Applications à l'économie et à la gestion* (1^e ed). Paris : Dunod.
- Bouvret, A., Di Filippo, G. (2009). Les marchés financiers sont-ils efficaces ? L'exemple du marché des changes. *Presses de Sciences Po | Revue de l'OFCE*, 2009/3 - N° 110.
- Camara, Y.S. (2014). Régimes de change et performances économiques en

Afrique Subsaharienne. Thèse de doctorat en sciences économiques, Université Nice Sophia Antipolis (NNT : 2014NICE0031), Nice.

Canales-Kriljenko, J.V. (2004). Foreign exchange market organization in selected developing and transition economies: Evidence from a survey. *IMF Working Paper WP/04/4*.

Caporale, G.M., Gil-Alana, L.A. (2010). Long memory and volatility dynamics in the US Dollar Exchange Rate. *Brunel university Economics and Finance Working Paper No. 10-03*.

Caporale, G.M., Gil-Alana, L.A. (2013). Long memory and fractional integration in high frequency data on the US Dollar/British Pound spot exchange rate. *DIW Berlin Discussion Paper N°1294*.

Carney, M. (2010). Restoring faith in the international monetary system. *BIS Review 116/2010*. En ligne <http://www.bis.org/review/r100916a>.

Caves, R.E., Frankel, J.A., Jones, R.W. (2003). *Commerce Et Paiements Internationaux* (9^e ed) (M. Chiroleu- Assouline, Trad.). Paris : De Boeck. (œuvre originale publiée en 2002).

Cesarano, F. (2006). *Monetary theory and Bretton Woods, The construction of an International monetary order*. Cambridge: Cambridge University Press.

Chen, J. (2009). *Essentials of foreign exchange trading* (1e.ed). Hoboken: John Wiley & Sons, Inc.

Cheung, Y.W. (1993). Long memory in foreign exchange rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 11(1), 93-101.

Coeuré, M.B., Pisani-Ferry, M.J. (1999). Stabilité des changes : Contre le laisser-faire. *Finances & Développement*. En ligne <https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/fre/1999/09/pdf/coeure.pdf>.

Cukierman, A., Spiegel, Y., Goldstein, I. (2004). *The choice of exchange-rate regime and speculative attacks*. *Journal of the European Economic Association*, 2(6), 1206-1241.

D'Arista, J (2009). The evolving international monetary system. *Cambridge Journal of Economics*, 33(4), Special Issue: The Global Financial Crisis (July 2009), 633-652.

Davidson, P. (2002). *Financial markets, money and the real world*. Cheltenham UK: Edward Elgar.

Davidson, J., Sibbertsen, P. (2006). Tests of bias in log-periodogram regression. *Working paper of Hannover university, Germany*.

Delgay-Troise, D. (2002). *Le taux de change réel : définitions et interprétations*. En ligne sur le site de l'université de Rennes <http://perso.univ-rennes1.fr/denis.delgay-troise/RMI/Cours/RMI221.pdf>

Devereux, M.B., Engel, C. (2002). Exchange rate pass-through, exchange rate volatility, and exchange rate disconnect. *Journal of Monetary Economics*, 49(5), 913-940.

Dohni, L., Hainaut, C. (2004). *Les taux de change: Déterminants, opportunités et risque* (1e ed). Bruxelles : De Boeck & Larcier.

- Doornik, J.A., Ooms, M. (2004). Inference and Forecasting for ARFIMA Models With an Application to US and UK Inflation. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 8 (2).
- Dornbush, R. (2001). Fewer monies, better monies. *NBER working paper*, 8324.
- Dueker, M., Asea, P.K. (1995). Non-monotonic long memory dynamics in black-market exchange rates. *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 1995-003A*.
- Edwards, S. (1999). The choice of exchange rate regime in developing and middle income countries. In T. Ito & A. Kruger (Eds.), *Changes in Exchange Rates in Rapidly Development Countries: Theory, Practice, and Policy Issues* (pp. 9-28). Chicago: University of Chicago Press.
- Edwards, S. (2001). Exchange rate regimes, Capital flows, and crisis prevention. *NBER working paper 8529*.
- Eichengreen, B. (2008). *Globalizing capital, A history of the international monetary system* (2e ed). Princeton, NJ: Princeton University Press 2008.
- Eiteman, D.K., Stonehill, A.I., Moffett, M. (2004). *Multinational business finance* (3e ed). New York: Pearson Education.
- Engel, C., West, K.D. (2005). Exchange rates and fundamentals. *Journal of Political Economy*, 113(3), 485-517.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Engle, R.F., Kroner, K.F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11(1), 122-150.
- ERŐS, G.Y. (1981). Some problems of the international monetary system, *Acta Oeconomica*, 26(1/2), 107-122.
- Evans, M.D.D., Lyons, R.K. (2005). Meese-Rogoff redux: Micro-based exchange-rate forecasting. *The American Economic Review*, Vol. 95, No. 2, Papers and Proceedings of the One Hundred Seventeenth Annual Meeting of the American Economic Association, Philadelphia, PA, January 7-9, 2005 (May, 2005), pp. 405-414.
- Fama, E. (1965). The behavior of stock market prices. *Journal of Business*, 30(1), 34-105.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *The Journal of Finance* 25(2), 383-417.
- Fischer, S. (1992). Macroeconomic stability and growth. *Cuadernos de Economía, Año 29(87)*, 171-186.
- Fischer, S. (2001). Régimes de taux de change, le bipolarisme est il justifié ?. *Finance et Développement juin 2001*.
- Flood, R.P., Rose, A.K. (1995). Fixing exchange rates, A virtual quest for fundamentals. *Journal of Monetary Economics*, 36 (1), 3-37.
- Floros, C. (2008). Long memory in exchange rates: International evidence. *The International Journal of Business and Finance Research*, 2 (1), 31-39.

- Frenkel, J.A. (1987). The international monetary system: Should it be reformed?'' *NBER Working Paper N° 2163*.
- Frankel, J.A., Rose, A.K. (1995). A panel project on purchasing power parity: Mean reversion within and between countries. *NBER Working Papers 5006*.
- Frankel, J.A. (1999). No single currency regime is right for all countries or at all times. *Princeton Essays in International Finance, Princeton university, 215*. En ligne https://www.princeton.edu/~ies/IES_Essays/E215.pdf.
- Frankel, J.A. (2001). Assessing the efficiency gains from further liberalization. *Working paper series rwp01-030, Harvard University*.
- Frankel, J.A. (2003). Experience of and lessons from exchange rate regime in emerging economies. *NBER Working Paper 10032*.
- Galbraith, J.W., Zinde-Walsh, V. (2001). Autoregression-based estimators for ARFIMA models. *CIRANO Scientific Series, 2001, 04-14*.
- Gandolfo, G., Padoan, P.C., Paladino, G. (1990). Structural models vs random walk: The Case of the Lira/\$ Exchange Rate. *Eastern Economic Journal, 16(2), 101-113*.
- Gharbi, H. (2005). La gestion des taux de change dans les pays émergents ; La leçon des expériences récentes. *Document de travail de l'OFCE 2005 (06)*.
- Ghosh, A. (2014). A comparison of exchange rate regime choice in emerging markets with advanced and low income nations for 1999–2011. *International Review of Economics and Finance 33(2014), 358-370*.
- Graves, T., Gramacy, R.B., Watkins, N.W., Franzke, C.L.E. (2016). A brief history of long memory: Hurst, Mandelbrot and the road to ARFIMA, *Cornell university library [arXiv:1406.6018v3](https://arxiv.org/abs/1406.6018v3) [stat.OT]*
- Habermeier, K., Kokenyne, A., Veyrune, R., Anderson, H. (2009). Revised system for the classification of exchange rate arrangements. *IMF Working Paper, WP/09/211*.
- Heller, R. (1978). Determinants of exchange rate practices. *Journal of Money, Credit and Banking, 10(3), 308-321*.
- Ho, T.W., Liu, S.I. (2005). Thershold ARFIMA-GARCH Model and the real exchange rate forecasting , A bayesian analysis. *Working paper of Shih Hsin university , Taiwan*.
- Horvath, R., Komarek, L. (2002). Optimum currency area theory: An approach for thinking about monetary integration. *Warwick economic research papers, 647*.
- Hwang, S., Satchell, S.E. (2007). *Implied volatility forecasting: A comparison of different procedures including fractionally integrated models with applications to UK equity options*. in *Forecasting Volatility in the Financial Markets (3e ed)*. New York: John Knight.
- Ilzetzki, E., Reinhart, C., Rogoff, K.S.(2010). Exchange rate arrangements entering the 21st century: Which Anchor Will Hold?. En ligne <http://personal.lse.ac.uk/ilzetzki/IRRBack.htm>.
- International Monetary Fund, *Annual Report on Exchange Arrangements and*

Exchange Restrictions (Washington, October 1999-2014).

Isard, P. (1987). Lessons from empirical models of exchange rates (Enseignements tires des modeles empiriques de comportement des taux de change) (Enseñanzas que nos brindan los modelos empiricos de tipos de cambio) . IMF Econ Rev, 34(1), 1-28.

Ishida, I., Watanabe, T. (2009). Modeling and forecasting the volatility of the Nikkei 225 realized volatility using the ARFIMA. *Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series*, 32.

Ishiyama, Y. (1975). The theory of optimum currency areas: A survey (La théorie des zones monétaires optimales: étude) (La teoría de las zonas monetarias óptimas: Un examen). IMF Econ Rev, 22(2), 344-388.

Jacquet, P. (1994). *Le système monétaire international en devenir. International economics : The Quartely Journal In International Economics Q3(59)*, 195

Jensen, M.C. (1978). Some anomalous evidence regarding market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 6(2/3), 95-101.

Jin, H.J., Elder, J., Koo, W.W. (2004). A reexamination of fractional integrating dynamics in foreign currency markets. *Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Denver, Colorado, August 1*

Kenneth, R. (1998). The risks of unilateral exchange rate pegs. *Conference proceedings on the implications of globalization of world financial markets*, 153-170. Seoul: Bank of Korea. En ligne <http://scholar.harvard.edu/files/rogoff/files/bokpaper.pdf>.

Kilian, L., Taylor, M.P. (2001). Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rates?. *European Central Bank Working Paper Serie*, 88, 1-51.

Kumar, A.S. (2014). Testing for long memory in volatility in the Indian forex market. *Economic Annals*, LIX(203), 75-90.

Krugman, P.R. (1979). A model of balance of payments crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, 11(3). 311-325.

Krugman, P.R. (1988). Target zones and exchange rate dynamics. *NBER Working Paper No. 2481*.

Krugman, P.R. (1991). Target zones and exchange rate dynamics. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(3), 669-682.

De La Bruslerie, H., Mathis, J. (1997). Analyse de la relation entre primes de terme et prime de change dans un cadre d'équilibre international. *Annales d'Economie et de Statistique -n° 46-1997*, 85-113

Lahrèche -Revil, A. (1999). *Les régimes de change*. Paris : éditions La Découverte, collection Repères.

Lardic, S., Mignon, V. (1996). *Les tests de mémoire longue appartiennent-ils au camp du démon ?* '' *Revue Economique*, 47(3), 531-540.

Lardic, S., Mignon, V. (1999). Prédiction ARFIMA des taux de change : Les modélisateurs doivent-ils encore s'exhorter à la naïveté des prévisions !. *Annales*

d'Economie et de Statistiques, 54(1999), 47-68.

Lee, C.H., Chou, P.I. (2013). Real exchange rate behavior: Nonlinearity and breaks. *International Review of Economics & Finance*, 27, 125-133.

Levy-Yeyati, E., Sturzenegger, F. (2005). Classifying exchange rate regimes: Deeds vs. words. *European Economic Review*, 49(6), 1603-1635.

Li, G., Li, W.K. (2008). Least absolute deviation estimation for fractionally integrated autoregressive moving average time series models with conditional heteroscedasticity. *Biometrika*, 95(2), 399

Lindert, P.H., Pugel, T.A. (1997). *Economie Internationale* (10e éd). Paris : Economica.

Ling, S. (2003). Adaptive estimators and tests of stationary and non stationary short- and long-memory ARFIMA-GARCH. *Journal of the American Statistical Association*, 98(464), 955-967.

Lillo, F., Farmer, J.D. (2004). The long memory of the efficient market. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 8(3), 1-33.

Liu, R., Lux, T. (2005). Long memory in financial time series: Estimation of the bivariate multi-fractal model and its application for Value-at-Risk. *Working paper of University of Kiel*.

Lo, A.W. (1989). Long-term memory in stock market prices. *Working Paper No. 3014-89-EFA*, May 1989.

Lo, A.W. (1991). Long term memory in stock market prices, *Econometrica*, 59(5), 1279-1313.

Lothian, R.J., Taylor, M.P. (1998). Real exchange rate behavior. *Journal of International Money and Finance*, 16(6), 945-954.

Luther, E.W. (1968). Toward a new international monetary system. *Financial Analysts Journal*, 24(5), 73-76.

Macdonald, R., Taylor, M.P. (1992). Exchange rate economics A survey. *IMF Econ Rev* 39(1).

Mahjoub, M. (2004). Une semaine sur le "Reuters" : Essai de modélisation de la dynamique de change intra-quotidienne de très haute fréquence (parité TND/USD), mémoire de fin d'études approfondies en finance, université de Tunis.

Markellos, R.N., Mills, T.C. (2008). *The Econometric Modelling of Financial Time Series* (3e ed). Cambridge: Cambridge university press.

Martins, L., Gabriely, V.J. (1999). Integer and fractional cointegration of exchange rates – The Portuguese case. *Minho University working paper*.

Meese, R.A., Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies, Do they fit out of sample. *Journal of International Economics*, 14(1983), 3-24.

Mensi, W., Hammoudeh, S., Yonn, S.M. (2014). Structural breaks and long memory in modeling and forecasting volatility of foreign exchange markets of oil exporters: The importance of scheduled and unscheduled news announcements. *International Review of Economics & Finance*, 30(C), 101-119.

- Mignon, V. (2008). *Econométrie : Théorie et applications*. Paris : Economica.
- Morana, C., Beltratti, A. (2004). Structural change and long-range dependence in volatility of exchange rates: either, neither or both?. *Journal of Empirical Finance*, 11 (2004), 629–658.
- Nelson, D.B., Cao, C.Q. (1992). Inequality constraints in the univariate GARCH model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(2), 229-235.
- Obstfeld, M., Kenneth, R. (2001). The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause? *NBER working paper n° 11059*, 339-412. In B.S. Bernanke & K. Rogoff. *NBER Macroeconomics Annual 2000*, 15, MIT press.
- Ohanissian, A., Russell, J.R., Tsay, R.S. (2008). True or spurious long memory? A new test. *Journal of Business & Economic Statistics*, 26(2). 161-175.
- Ogawa, E., Shimizu, J. (2006). Stabilization of effective exchange rate under common currency basket systems. *NBER Working Paper*, 12198.
- Parikh, A., Wakerly, E. (2000). Real exchange rates and unit root tests. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 136, H. 3 (2000), 478-490.
- Parzen, E. (1986). Quantile spectral analysis and long-memory time series. *Journal of Applied Probability*, 23. *Essays in Time Series and Allied Processes* (1986), 41-54.
- Peters, E.E. (1994). *Fractal market analysis, Applying Chaos Theory to Investment and Economics*. John Wiley & Sons.
- Plihon, P. (2001). *Les taux de change* (3e ed). Paris : La découverte & Syros.
- Poon, S.H., Granger, C.W.J. (2003). Forecasting volatility in financial markets: A review. *Journal of Economic Literature*, 41(2), 478-539.
- Rapach, D.E., Strauss, J.K. (2008). Structural breaks and GARCH models of exchange rate volatility. *Journal of Applied Econometrics*, 23(1), 65-90.
- Rashid, A. (2006). Do exchange rates follow random walks? An application of variance-ratio Test. *Pakistan Economic and Social Review*, 44(1), 57-79.
- Raymond, H. (1995). Une réévaluation sur données récentes des performances prédictives des modèles monétaires de taux de change relativement à la marche aléatoire. *Louvain Economic Review*, 61(1), 69-97.
- Reinhart, C.M. (2000). The mirage of floating exchange rates. *The American Economic Review*, 90 (2), 65–70.
- Reinhart, C.M., Rogoff, K.S. (2002). The modern history of exchange rate arrangements: A reinterpretation. *NBER Working Paper No. 8963*.
- Reinhart, C.M., Reinhart, V.R. (2003). Twin fallacies about exchange rate policy in emerging markets. *NBER working Paper*, 9670.
- Reinhart, C.M., Rogoff, K. (2004). The modern history of exchange rate arrangements: A reinterpretation, *Quarterly Journal of Economics*, 119 (1), 1-48.
- Rogoff, K. (2001). Why not a global currency. *American Economic Review*, 91(2), 243-247.
- Rose, A.K. (2006). A stable international monetary system emerges: Bretton

Woods, reversed. *CEPR discussion paper 5854*.

Rose, A.K. (s.d). *Exchange rate regimes*. En ligne
<http://faculty.haas.berkeley.edu/aroze/FFFOver.pdf>

Rossi, B. (2005). Testing long-horizon predictive ability with high persistence, and the Meese-Rogoff Puzzle. *International Economic Review*, 46(1), 61-92.

Rossi, B. (2013). Exchange rate predictability. *Journal of Economic Literature*, 51(4), 1063-1119.

Samuelson, P.A. (1965). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Industrial Management Review*, 6(2), 41-49.

Santor, E., Schembri, L. (2011). Le système monétaire international : évaluation et pistes de réforme, *Revue De La Banque Du Canada Automne 2011*. En ligne
<http://www.banqueducanada.ca/wp-content/uploads/2011/11/santor-f.pdf>.

Sewell, M. (2011). History of the efficient market hypothesis. *Research Note RN/11/04, UCL department of computer science*.

Shittu, O.I., Yaya, O.S. (2009). Measuring Forecast Performance of ARMA and ARFIMA Models: An Application to US Dollar/UK Pound Foreign Exchange Rate. *European Journal of Scientific Research*, 32(2), 167-176.

Simon.Y.,Lautier, D. (2005). *Finance Internationale* (9 e ed). Paris: Economica.

Somanath, V.S. (1986). Efficient exchange rate forecasts: lagged models better than the random walk. *Journal of International Money and Finance*, 5(1986) 195-220.

Sowell, F. (1992). Maximum likelihood estimation of stationary univariate fractionally integrated time series models. *Journal of Econometrics*, 53 (1992) 165-188.

Stockman, A.C. (2000). Exchange rate system in perspective. *Cato Journal*, 20(1), 115-122. En ligne
<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.134.1594&rep=rep1&type=pdf>.

Tolvi, J. (2003). Long memory in a small stock market. *Economics Bulletin*, 7(3), 1-13.

Tsai, H., Chan, K.S. (2008). A note on inequality constraints in the GARCH. *Econometric Theory*, 24(3), 823-828.

Tsay, R. (2010). *Analysis of Financial Time Series* (3e ed). New York: John Wiley & Sons2010.

Tschernig, R. (1994). Long memory in foreign exchange rates revisited. *Institute of statistics and econometrics, university of Berlan*.

Turkyilmaz, S.,Balibey, M. (2014). Long memory behavior in the returns of Pakistan stock market: ARFIMA-FIGARCH models. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(2), 400-410.

Uddin, F. (2011). Reforming the International Monetary System. *Policy Perspectives*, 8(2), 19-32.

Wang, K.L., Fawson, C., Barrett, C.B., McDonald, J.B. (2001). A flexible

parametric GARCH model with an application to exchange rates. *Journal of Applied Econometrics*, 16 (4), 521-536.

Weithers, T. (2006). *Foreign exchange, A practical guide to the FX markets*. Hoboken: John Wiley & Sons.

Wickham, P. (1985). The Choice of Exchange Rate Regime in Developing Countries: A Survey of the Literature (Le choix d'un régime de change par les pays en développement: Aperçu général des études consacrées à ce sujet) (Selección del régimen de tipo de cambio en los países en desarrollo: Examen de la literatura existente). *IMF Econ Rev*, 32(2), 248-288.

Willinger, W., Taqqu, M.S., Teverovsky, V. (1999). Stock market prices and long-range dependence. *Finance and Stochastics* 3, 1-13.

Winker, P., Jeleskovic, V. (2007). Dependence of – and long memory in – exchange rate returns: Statistics, Robustness, Time Aggregation. *Working Paper Series, WP011-07 of the Centre for Computational Finance and Economic, university of Essex*

Yougbaré, L. (2009). Effets macroéconomiques des régimes de change : Essais sur la volatilité, la croissance économique et les déséquilibres du taux de change réel. Thèse de doctorat en sciences économiques, Université d'Auvergne, Clermont-Ferrand 1.