

DIGITALES ARCHIV

ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
ZBW – Leibniz Information Centre for Economics

Periodical Part

Les cahiers du CREAD ; Vol. 33, no. 119/120-122 (2017)

Provided in Cooperation with:

Research Center for Applied Economics for Development (CREAD), Bouzaréah Alger

Reference: Les cahiers du CREAD ; Vol. 33, no. 119/120-122 (2017) (2017).

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/11159/3590>

Kontakt/Contact

ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft/Leibniz Information Centre for Economics
Düsternbrooker Weg 120
24105 Kiel (Germany)
E-Mail: [rights\[at\]zbw.eu](mailto:rights[at]zbw.eu)
<https://www.zbw.eu/econis-archiv/>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Dieses Dokument darf zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen. Sofern für das Dokument eine Open-Content-Lizenz verwendet wurde, so gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

<https://zbw.eu/econis-archiv/termsfuse>

Terms of use:

This document may be saved and copied for your personal and scholarly purposes. You are not to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public. If the document is made available under a Creative Commons Licence you may exercise further usage rights as specified in the licence.

DYNAMIQUE ENTREPRENEURIALE FORCE DU SUCCES DES MECANISMES D'AIDE DES PETITES ET MOYENNES ENTREPRISES

Ammar SAMOUT*

Amine MOKHEFI**

Received : 04/03/2017/ Revised : 09/10/2018/ Accepted : 19/11/2018 /

Corresponding authors : mokhefiamine@yahoo.fr.

RÉSUMÉ

L'objet de ce papier est d'interroger les relations pouvant exister entre la dynamique entrepreneuriale et le succès des petites et moyennes entreprises.

Les résultats de cette étude montrent que l'expérience, la formation et la motivation sont positives et significatives suggérant ainsi leurs effets substantiels sur le succès des PME. Par contre, l'âge du dirigeant et niveau d'instruction paraissent négatifs et non significatifs.

MOTS CLÉS

PME, dynamique entrepreneuriale, petites entreprises, entrepreneur, capital humain

JEL CLASSIFICATION : L23, L25, L26, M54.

* Faculty of Economics and Management of Sfax. Tunisie.

** Faculty of Economics and Management of Mostaganem, Algérie.
mokhefiamine@yahoo.fr.

INTRODUCTION

Depuis les dernières décennies, l'entrepreneuriat est devenu un thème de recherche qui ne cesse de se développer. Selon Vestraete (2002), l'entrepreneuriat était, pendant longtemps, considéré comme une branche peu structurée qui relève davantage d'autres branches comme les sciences économiques et de gestion ou encore les sciences humaines et sociales. Selon «Filion, (1997) l'entrepreneuriat est le champ qui étudie la pratique de l'entrepreneur : Ses activités, ses caractéristiques, ses effets économiques et sociaux de ses comportements, ainsi que les modes de soutien qui leurs sont apportés pour l'expression d'activité entrepreneuriale ».

Cette recherche porte sur un des axes de recherche en entrepreneuriat qui est la dynamique des PME, et le comportement novateur des propriétaires-dirigeants. Selon Bruyad (1993), l'entrepreneuriat est considéré comme un champ de recherche à part entière, puisqu'il englobe plusieurs thèmes et axes de recherche (Filion, 1997; Raymond, Bergeron & Croteau, 2013). Parmi ces thèmes de recherche, on trouve les facteurs influençant le succès et la réussite des PME (Anderson et al ; 2010 ; Lee et al. 2010; Sengh et al. 2007; Covin et Miller, 2014).

La question à laquelle nous allons tenter d'apporter une réponse à la fin de cette recherche est : «Comment la dynamique entrepreneurial représenté par le capital humain du propriétaire-dirigeant influence-il le succès des petites et moyennes entreprises ».

L'objectif de cette recherche est de préciser le rôle du capital humain dans le succès des PME.

1- DU CHAMP DE L'ENTREPRENEURIAT A L'ÉTUDE DES COMPORTEMENTS DE DIRIGEANTS

Il est important de signaler que l'entrepreneuriat est considéré comme un thème d'actualité : enseignants, chercheurs, managers, dirigeants d'entreprises, consultants, hommes politiques tous s'y intéressent. Aujourd'hui, nous avons une meilleure appréhension du

ce concept. Des idées reçues ont été mises à mal comme celle qui fait de la recherche du profit et de l'enrichissement personnel du principal moteur de création. Certains changements environnementaux et leurs conséquences au niveau des sociétés, des entreprises, et des individus (...) sont de nature à donner à l'entrepreneuriat, en tant que phénomène et en tant qu'ensemble de comportements individuels et collectifs, une place plus importante (Fayolle, 2002).

Selon «Vestraete (2000) l'entrepreneuriat est un phénomène combinant un individu et une organisation. L'un se définit par rapport à l'autre et vice versa. Ainsi, le terme entrepreneuriat décrit une relation symbiotique entre un entrepreneur et une organisation. L'entrepreneur agit, structure et engage son environnement à des fins socio-économiques. Son action induit du changement et conduit à une modification partielle d'un ordre existant. L'entrepreneur construit son ordre. Celui-ci ne lui est profitable (pas seulement économiquement) que si l'ordre socio-économique dans lequel il s'insère y trouve également un intérêt et en tire de la valeur ».

Des chercheurs comme Schumpeter (1934) voient l'entrepreneuriat comme un cadre innovateur. D'autres chercheurs comme Bygrave et Hofer (1991) ou encore Bruyat (1994) le considèrent comme un moyen et une source de détection d'opportunité ou de création de valeur.

Gatner (1990) s'est beaucoup intéressé à la question de l'entrepreneuriat. Il a interrogé des experts avec la méthode Delphi en essayant de répondre à la question suivante « What are wetalking about when we talk about entrepreneurship ? ». Il a déterminé à la suite de cette étude 8 thèmes relatifs à l'entrepreneuriat.

1.1- Revue de la littérature sur le concept « entrepreneur »

Selon la littérature, l'entrepreneur est l'objet de recherche depuis les années 1960. En effet, dans la PME, le principal stakeholder est plus souvent le dirigeant-proprétaire (Jenningset, 1997).

L'importance de l'entrepreneur dans le cadre de la recherche en PME a été régulièrement relevée dans la littérature (Julien,

Marchesnay, 1992). Un travail sur les dirigeants de PME vise généralement une meilleure compréhension de la spécificité de ce type d'entreprise et un meilleur discernement de leur logique de fonctionnement et de leur mode de direction.

C'est dans cette perspective que l'entrepreneur peut donc avoir une influence décisive. Elle peut déterminer le succès ou l'échec. Cette partie comme par une identification du concept « entrepreneur ». Puis, la détermination de ses rôles. Enfin, l'identification des typologies des entrepreneurs.

Le dirigeant de PME est un acteur central dans la firme. Il est à la source des croyances dominantes de l'entreprise ce qui le distingue fondamentalement de tous les autres acteurs. On associe habituellement les attributs suivants à la personnalité du dirigeant (Mahé de Boislandelle, 1988, p.17) : état d'esprit, dynamisme, préjugés, état de santé, situation familiale, formation initiale, expérience préalable à la création ou reprise d'entreprise. La personnalité est un ensemble relativement stable de caractéristiques et de traits personnels d'un individu.

La littérature sur le management stratégique et sur la prise de décision s'accordent en général à reconnaître « l'extrême importance des valeurs personnelles des individus pour comprendre leur comportement dans l'organisation » (Castro, 2002, p.11). Les valeurs des dirigeants peuvent être considérées comme des éléments indispensables dans l'explication du comportement et dans le développement des entreprises.

Une étude menée Lévy(1988) montre que « l'entreprise est vécue par son dirigeant comme « un prolongement de lui-même, un prolongement de ses racines, la réalisation de ses ancêtres, de ses parents »... La famille, surtout lorsqu'elle a assuré la création et le développement de l'entreprise depuis plusieurs générations, est le dépositaire de toute une tradition ».

1.2- La dynamique des PME, clé pour le développement de l'économie

La recherche sur les PME comporte deux sous champs selon Sexton (1987). Le premier sous champs est représenté par le domaine de l'entrepreneuriat. Il met l'accent sur la détention d'opportunité et la création d'entreprise et sur le dirigeant à travers l'innovation et la créativité (Schane et Venkataraman; 2000; Vestraete et Fayolle, 2005). Le deuxième sous champs est réservé à la gestion des PME. Il s'intéresse principalement à saisir les dynamiques de la gestion des entreprises. En effet, selon la littérature, la PME représente une notion difficile à cerner vue qu'il n'existe pas une définition complète pour pouvoir identifier la notion de PME.

La PME représente le secteur le plus dynamique en Tunisie et dans la plupart des pays. En effet, il existe une multitude de définitions de la PME dans la littérature, mais le problème auquel tout chercheur est confronté lorsqu'il travaille sur un objet de recherche est de choisir la «bonne» définition. Par ailleurs, on trouve plusieurs critères de distinction entre petite, moyenne et grande entreprise. Les critères de taille sont de deux types, soit ceux prenant en compte les aspects qualitatifs (type de gestion, propriété, envergure géographique) et ceux qui sont quantitatifs (nombre d'employés, chiffre d'affaires, actifs) (Belley, 1999).

En Tunisie, les PME en vertu des dispositions de l'article 2 du code des incitations aux investissements : «les entreprises visées par l'article premier du présent décret dont le coût d'investissement ne dépasse pas 30.000DT, fonds de roulement compris, et qui sont promues par des personnes de nationalité tunisienne sous forme d'entreprises industrielles, des sociétés de personnes ou de coopératives».

En Tunisie et en ce moment, il n'y a pas une définition officielle des PME. Selon le décret n°2005-2397 du 31 Août 2005: «sont considérées comme petites et moyennes entreprises, conformément aux recommandations du conseil inter semestriel du lundi 13 Mars 2006, les entreprises dont les critères d'actifs immobilisés nets et d'effectifs n'atteignent pas les seuils de Quatre millions de dinars en ce

qui concerne le montant d'actifs immobilisés nets et 300 personnes en ce qui concerne l'effectif total».

Selon l'Agence de Promotion de l'Industrie (API), est considérée comme PME toute entreprise dont le nombre des employés ne dépasse pas les 200 employés.

Les PME (incluant les micro-entreprises) représentent 98,9% des entreprises du secteur privé en Tunisie. En effet, le pays dont les ressources naturelles sont de moindre importance, s'était orienté vers les PME dès le début des années 1970. On note que les PME tunisiennes ont signalé une participation de 19% dans le PIB en 2012 contre 5,5% en 2005 date de début de la réforme (INS 2012). D'où la tendance de l'industrialisation des entreprises. Cette tendance est jugée d'après les avantages fiscaux et financiers accordés aux PME qui investissent dans le domaine de l'industrie et de la technologie de pointe.

Dans un autre registre d'analyse, les PME sont le premier maillon de la chaîne du progrès économique en Tunisie. Elle représente 97% du total du tissu économique tunisien et joue le rôle d'un vecteur de création de richesse et d'emplois. En 2012 les PMI dans le secteur industriel représentent environ de 92% et dans le secteur de l'industrie manufacturière les PME emploient 20.5% de la main d'œuvre et 22% dans le secteur d'agriculture.

Les petites et moyennes entreprises en Tunisie représentent 97% du tissu économique, et sont présentées dans tous les secteurs : l'agriculture, l'industrie, l'artisanat, le BTP, les commerces et enfin les services qui incluent le tourisme, les communications, les transports et les services financiers (Adair et Hamed ,2005). De plus, elles disposent d'une grande capacité d'emploi près de 3 millions en 2006 et réalisent de grandes richesses pour l'état (la contribution au PIB en 2009 est de 74,5%). Malgré ses avantages, la PME souffre des nombreuses contraintes principalement liées à l'insuffisance des fonds propres, l'accès au financement et les conditions de financement.

Il va sans dire que la PME est devenue la forme d'organisation d'entreprise la plus dominante dans le monde avec un taux dépassant

les 90% de l'ensemble des entreprises opérant dans le monde, car cette forme d'entreprise contribue d'une manière substantielle au développement de l'emploi et à la création des richesses qui favorisent la stabilité et contribuent au bien-être social (Casanova, Messeghem K. et Sammut, 2014).

2- CADRE D'ANALYSE ET HYPOTHÈSE

Dans le but de découvrir les facteurs de réussite des PME et de comprendre les déterminants de leur succès, de nombreuses études ont tenté d'établir un lien entre le capital humain du dirigeant et le succès de son entreprise. Par exemple, les valeurs personnelles, les antécédents familiaux ou d'autres caractéristiques individuelles sont dans certains cas corrélés avec le succès des entreprises (Ben Hamadi et Chapellier, P., 2013 ; Walker et Brown, 2004).

La littérature sur le succès de PME analyse plusieurs facteurs expliquant la santé économique de pays. En effet, plusieurs recherches se sont intéressées au succès de PME (Dobbs et Hamilton, 2007 ; Julien, 1990 ; Marchesnay, 1993). Ces recherches montrent que les comportements du propriétaire-dirigeant sont considérés comme partie intégrante de la recherche des PME. Le concept de succès soulève un intérêt certain depuis sa popularisation dans les années 80 par Porter. Selon Mayaux (1990), la recherche des facteurs de succès dans une industrie et/ou pour une entreprise donnée est désormais considérée comme une étape de l'analyse stratégique. Churchill et Lewis (1983) ont identifié huit facteurs-clés de succès dans les PME. Ils ont divisé ces facteurs en deux : celles qui concernent l'entreprise (les ressources financières, les ressources humaines, les systèmes de gestion, etc.) et celles qui se rapportent aux propriétaires (objectifs, compétences, aptitudes stratégiques, etc.).

La littérature tend à démontrer que le statut, le niveau d'éducation, l'expérience et les antécédents familiaux sont les caractéristiques personnelles les plus susceptibles d'influencer le comportement des propriétaires-dirigeants dans leurs activités administratives. Bien que moins considéré que les autres variables précitées, le statut du

dirigeant, c'est-à-dire l'âge, l'état civil et son lieu de résidence reviennent suffisamment dans la littérature pour qu'il en soit fait mention (Mokyr, Joël, 2013).

À la lumière de la discussion précédente, on peut conclure que le capital humain du dirigeant qui englobe l'ensemble des capacités cognitives propres à chaque individu peut influencer le succès des PME.

Selon Hambrich et Mason (1982), une forte expérience du dirigeant dans les fonctions d'output (recherche et développement, commercial) aurait une influence positive sur le succès de l'entreprise puisqu'elle lui permet de prendre des décisions adéquates. D'autre part, Gasse (1982), confirme l'influence de l'expérience sur le succès de l'entreprise. L'expérience peut aider le dirigeant à éviter les problèmes et à trouver des solutions à ceux rencontrés par les PME.

Selon Omri, Frikha et Bouraoui, (2015), les expériences de travail contribuent au succès des entreprises au moins de deux façons : d'une part, en élargissant les capacités des propriétaires-dirigeants et des employés des firmes par l'acquisition de compétences et de connaissances, et d'autre part, à travers l'expansion des réseaux sociaux. L'expérience influence de façon positive les comportements du manager puisqu'elle enrichit son expertise et lui permet au dirigeant d'avoir un contact direct avec les autres et avec la culture des pays, ce qui facilite le développement des compétences des dirigeants.

Nous formulons l'hypothèse suivante :

H 1 : Le succès des PME est positivement influencé par l'expérience du propriétaire-dirigeant.

L'esprit d'équipe qui est reconnu aujourd'hui comme un facteur de bénéfices organisationnels, économiques et sociaux, commence déjà à mobiliser la scène médiatique de la pensée managériale (Le Roux, 2007). Les entreprises sont incitées à travailler en équipe afin de garantir leur compétitivité (Deltour et Lethiais, 2014). En effet, au vu des mutations économiques et des changements dans les méthodes de

travail, l'esprit d'équipe tend à devenir un élément stratégique pour le succès des PME. Dans l'abondante littérature sur le management de ressources, le lien entre collaboration et performance est souvent appréhendé de manière positive (Le Roy, 2006).

Notre hypothèse va donc également dans ce sens :

H 2. Le succès des PME est positivement influencé par l'esprit d'équipe

Des études récentes concernant la relation entre les motivations entrepreneuriales et les tailles des PME confirment que plus l'entrepreneur possède des objectifs entrepreneuriaux, plus les PME croissent et réalisent du succès. En effet, on peut identifier les «motivations» de l'entrepreneur comme étant «objectifs entrepreneuriaux» qu'il cherche à réaliser. Donc ces deux notions sont utilisées dans les ouvrages pour présenter le même concept (Yves Robichaud, 2008).

Selon Morris et al. (2006), la motivation des salariés est un facteur essentiel de la réussite des entreprises. Être motivé, c'est essentiellement avoir un objectif, être décidé de faire un effort pour l'atteindre, persévérer dans cet effort jusqu'à ce que le but soit atteint. Les dirigeants doivent mobiliser leur bonne volonté, leur empathie et leur créativité, ce qui n'est possible que s'ils s'investissent dans leur travail, et s'ils se sentent motivés. La motivation au travail est conçue pratiquement comme l'ensemble des aspirations, ou des attentes d'un travailleur en ce qui concerne son emploi. Elle permet de favoriser l'esprit d'innovation et contribue au succès des PME.

D'autre côté, la motivation du dirigeant doit permettre à celui-ci de mettre dans la petite entreprise une politique d'emploi qui favorise une plus grande flexibilité du marché du travail et de l'emploi, exigeant des mobilités plus fréquentes et une adaptation constante de l'individu en termes de compétences et de savoirs détenus ce qui contribue au succès des entreprises (Benoit et Rousseau, 1993).

Nous formulons l'hypothèse suivante :

H 3 : le succès du PME est positivement influencé par la motivation du propriétaire-dirigeant

Selon Omri, Frikha, et Bouraoui, (2015), l'âge influence négativement sur les comportements des dirigeants puisque les dirigeants les plus âgés sont en principe moins enclins à adopter un comportement novateur ou à adhérer à une idée nouvelle, ce qui affecte négativement le succès des entreprises. Les jeunes dirigeants sont plus créatifs et sont plus enclins à prendre des risques. La capacité physique et mentale diminue avec l'âge, les dirigeants âgés ont de grandes difficultés à accepter des nouvelles idées et de nouveaux comportements, ce qui affecte négativement la performance de l'entreprise.

D'après ce qui précède, on peut avancer l'hypothèse :

H 4 : le succès des PME est négativement influencé par l'âge du propriétaire-dirigeant

Plusieurs recherches constatent que le niveau d'études du propriétaire dirigeant a un impact positif sur leur comportement et par la suite sur la réussite de l'entreprise (Hall, 1995; Storey et al., 1989; Labelle et St-Pierre, 2015; Omri, Frikha, et Bouraoui, 2015). Le fait que le dirigeant soit détenteur d'un diplôme d'études supérieures, voire de diplômes complémentaires, semble stimuler la croissance de la firme par le rôle du dirigeant et leur comportement novateur au sein de l'entreprise. Papadaki et Chami (2002) vont aussi dans le même sens en montrant que les études supérieures permettent au dirigeant de mieux faire face aux problèmes et de saisir les occasions dont dépend la croissance de l'entreprise. Toutefois, les données empiriques concernant cet effet sur le succès des entreprises ne sont pas concluantes.

De plus, Almus et Nerlinger (1999), appuyés par St-Pierre et Mathieu (2003), observent un lien entre les facteurs croissance et innovation et le domaine de spécialisation des dirigeants. De plus, Woywode et Lessat (2001) expliquent l'influence positive de la formation universitaire sur le succès. Les auteurs pensent que plus le

niveau de formation universitaire du dirigeant est élevé, plus il est productif et donne confiance à ses partenaires. De son côté, Kolvereid (1992) montre d'ailleurs que le dirigeant ayant un niveau de formation plus élevé contribue à la croissance de leur entreprise.

Les résultats obtenus par Chabaud, Condor, (2009) démontrent également que plus le niveau formation est élevé, plus le taux de croissance de l'entreprise est élevé. De plus, ils signalent que plus l'entrepreneur a fait des études avancées, plus il est à même de résoudre les problèmes complexes du monde de affaires et plus il a des connaissances techniques ou administratives ou est à même de les acquérir facilement. La formation permet aux dirigeants de développer les attitudes et les compétences nécessaires à la création de leurs entreprises, ainsi que le développement de l'esprit d'innovation. L'investissement en formation produit plusieurs bénéfices tels que l'amélioration de la performance organisationnelle, l'amélioration de la qualité des produits et des services, la satisfaction des clients, la croissance des ventes et l'augmentation de la profitabilité.

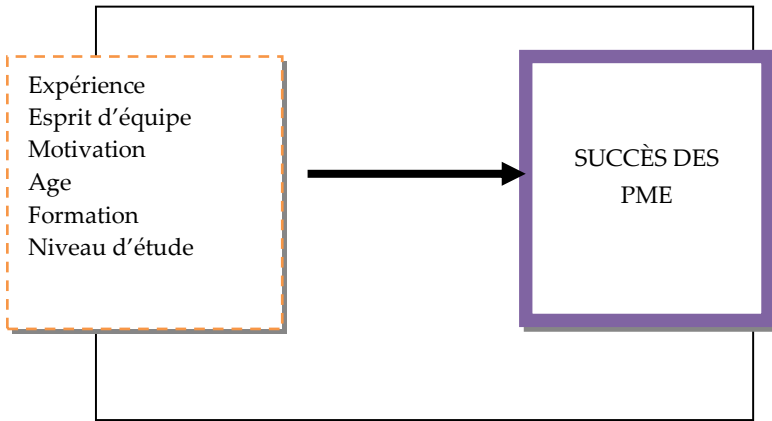
D'après ce qui précède, on peut avancer les deux hypothèses suivantes :

H5 : le succès des PME est positivement influencé par la formation du propriétaire-dirigeant.

H6 : le succès des PME est positivement influencé par le niveau d'étude du propriétaire-dirigeant.

La figure suivant résume les hypothèses émises. Le modèle établi comprend les différents déterminants affectant la dynamique entrepreneuriale. L'étude empirique permettra de tester l'ensemble de ces hypothèses, puis elle déterminera parmi les variables explicatives, celles qui sont discriminantes pour le succès des PME.

Figure 1 : **Modèle de recherche**



Source : conception personnelle

3- METHODOLOGIE DE RECHERCHE

La méthode de collecte des données choisie est le questionnaire. La collecte des données est faite à l'aide d'un questionnaire administré à un échantillon de trois cent cinquante (350) petites et moyennes entreprises (PME) à Tunis. Cette étude a été soutenue par des entretiens aux dirigeants de PME tunisiennes.

4- MODELE ET MESURE DES VARIABLES

Notre variable indépendante est constituées des facteurs affectant la dynamique entrepreneurial notre variable dépendante est le succès des PME.

L'objectif de notre investigation empirique est de mesurer l'impact du capital humain sur le succès des PME tunisiennes. Nous considérons le modèle suivant :

$$Y_i = a_0 + a_1X_{i1} + a_2X_{i2} + \dots + a_pX_{ip} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n$$

Avec : ε_i est l'erreur du modèle qui exprime, ou résume, l'information manquante dans l'explication linéaire des valeurs de Y_i

à partir de X_{i1}, \dots, X_{ip} (problème de spécifications, variables non prises en compte, etc.) a_0, a_1, \dots, a_p sont les paramètres à estimer.

Nous estimons les coefficients en utilisant le modèle suivant :

$$\text{SUCCPME} = a_0 + b_1 \text{EXPER} + b_2 \text{ESP.EQUIP} + b_3 \text{MOTIV} + b_4 \text{AGE} + b_5 \text{FORM} + b_6 \text{NIETD} + \epsilon_i$$

Avec :

SUCCPME : désigne le succès des petites et moyennes entreprises ;

EXPER : désigne l'expérience du propriétaire-dirigeant ;

ESP.EQUIP : désigne l'esprit d'équipe ;

MOTIV : désigne la motivation du propriétaire-dirigeant ;

AGE : désigne l'âge du propriétaire-dirigeant ;

FORM : désigne la formation poursuivie par le propriétaire-dirigeant ;

NIETD : désigne le niveau d'étude poursuivie par le propriétaire-dirigeant.

Dans les paragraphes suivants, nous discuterons les variables dépendantes et indépendantes.

Nous avons étudié comme variable dépendante le succès des PME. Nous avons considéré la réussite de l'entreprise sous un autre angle qui est celui de l'entrepreneur (Bruyat et Saporta, 1994). Pour mesurer cette variable, plusieurs critères se sont expliqués dans la littérature : les chiffres d'affaires, les profits et les parts de marché. Pour Edminster (1970), le bénéfice net et la croissance du chiffre d'affaires sont les critères les plus importants. Assignon (1993), arrive aux mêmes conclusions que ces auteurs, la croissance du chiffre d'affaires et le profil semblent à même de mesurer le succès. Parmi ces différents indicateurs nous avons utilisé le profit comme un critère de mesure du succès des PME.

5- RELATION ENTRE LA DYNAMIQUE ENTREPRENEURIALE ET LE SUCCÈS DES PME : ANALYSES ET ENSEIGNEMENTS

Il est question pour nous de vérifier s'il existe une relation entre la dynamique entrepreneuriale et le succès des PME. Comme nous

l'avons vu plus haut en théorie, le capital humain est considéré comme un facteur explicatif de la dynamique entrepreneuriale exerce une grande influence sur le succès des PME.

À la lecture du tableau (1), nous remarquons que la probabilité du khi-deux pour la variable expérience est de 0,000, ce qui est très significatif : elle est inférieure à 0,05. Ainsi, la valeur calculée du khi-deux est nettement supérieure à la valeur théorique. Ces résultats signifient en clair qu'il y a une dépendance entre l'expérience et le comportement novateur du propriétaire-dirigeant.

Cependant, d'après les résultats trouvés, la relation entre l'esprit d'équipe, le niveau d'instruction et le succès des PME n'est pas significative vu que la probabilité de khi-deux nettement supérieur à 5%. Selon le tableau khi-deux il est clair qu'il n'y a pas une relation entre les deux variables, c'est que la signification dépasse le seuil de 0,05 ainsi que la valeur observée est inférieure à la valeur théorique. Cela nous amène à accepter l'hypothèse nulle qui dit que le niveau d'éducation et l'esprit d'équipe n'exercent aucun effet sur le succès des PME.

Tableau 1: **Test de Khi-deux**

		Khi-deux	Significativité
Succès des pme	Expérience	73.198	0.000
	Esprit d'équipe	15.981	0.017
	Motivation	75.394	0.000
	Age	17.140	0.000
	Formation	33.107	0.000
	Niveau d'étude	40.084	0.063

Source : conception personnelle, enquête empirique

Le tableau (2) nous donne :

Nous avons constaté à travers les paramètres du modèle (les valeurs Beta) et leur degré de signification que l'expérience influence positivement le succès des PME ($B=0.288$ $P<0.05$). Conformément à l'étude d'Omri, Frikha et Bouraoui (2015) qui ont montré que l'expérience du propriétaire-dirigeant a un effet indirect sur le succès des petites et moyennes entreprises. Il en découle que la médiation

par le comportement novateur du propriétaire-dirigeant est donc partielle entre l'expérience, et le succès des PME, c'est-à-dire que le médiateur (le comportement novateur du propriétaire-dirigeant) explique la relation entre l'expérience et le succès des PME tunisiennes. On pourrait noter que l'expérience a un impact sur le succès des PME, en partie parce qu'elle agit par ses actions sur le niveau d'innovation.

Nous avons constaté que la motivation influence positivement le succès des PME ($P < 0.05$). Ce résultat va dans le même sens avec les observations de Vallerand et Thill (1993), qui ont trouvé une relation positive entre la motivation et la réussite des entreprises. Le dirigeant doit mobiliser l'ensemble de l'organisation vers les objectifs à atteindre, traduire aux acteurs de l'organisation les valeurs à atteindre. Cette caractéristique peut être reliée à la capacité à donner forme aux valeurs de l'entreprise soulignée par Ciulla (1999). Elle est proche également de la capacité du dirigeant à clarifier et expliquer les valeurs de l'entreprise.

L'esprit d'équipe n'a pas été significatif. Ce résultat n'est pas totalement en désaccord avec les résultats obtenus par Le Roy (2006) qui a montré que l'esprit d'équipe améliore la performance globale des entreprises. Les entreprises sont incitées à travailler en équipe afin de garantir leurs compétitivités (Deltour et Lethiais, 2014). L'effet de la variable «esprit d'équipe» sur le succès des petites et moyennes entreprises est non significatif lors de l'introduction de la variable comportement novateur ($B = 0.053$; $p > 0.05$). Ce résultat indique que l'esprit d'équipe n'a pas un effet indirect sur le succès des PME.

Nous avons constaté que la formation influence positivement le succès des PME. La motivation du propriétaire-dirigeant des PME a été une variable significative. Ce résultat va dans le même sens avec les travaux de Omri, Frikha et Bouraoui (2015) qui a trouvé une relation positive entre le niveau de formation et le comportement novateur du dirigeant. Le niveau de formation permet au dirigeant de réfléchir, d'imaginer, d'innover et d'inventer, de prendre des décisions et d'agir de sa propre initiative pour favoriser le succès et la

performance des entreprises. De plus, quand les employés sont formés cela augmente leur performance. L'effet de la variable « formation » sur le succès des petites et moyennes entreprises a totalement disparu lors de l'introduction de la variable comportement novateur ($B = 0.018$; $p > 0.05$). Il en découle que la médiation par le comportement novateur du propriétaire-dirigeant est donc complète entre le niveau de formation et le succès des PME.

Le niveau d'instruction du dirigeant n'est pas significatif, le niveau d'éducation n'explique pas le succès des PME avec un seuil de 5%. Ce résultat est totalement différent avec les résultats obtenus Omri, A. Frikha et Bouraoui (2015) qui montrent également que plus le niveau d'instruction du propriétaire-dirigeant est élevé, plus le taux de croissance de l'entreprise est élevé.

Nous avons constaté que l'âge du dirigeant explique bien le succès des PME dans le contexte des PME tunisiennes avec un seuil de 5%. Ce résultat va dans le même sens que l'étude d'Omri, Frikha et Bouraoui (2015), l'âge influence négativement sur les comportements des dirigeants puisque les dirigeants les plus âgés sont en principe moins enclins à adopter un comportement novateur ou à adhérer à une idée nouvelle, ce qui affecte négativement le succès des entreprises. Les jeunes dirigeants sont plus créatifs et sont plus enclins à prendre des risques. La capacité physique et mentale diminue avec l'âge, les dirigeants âgés ont de grandes difficultés à accepter des nouvelles idées et de nouveaux comportements, ce qui affecte négativement la performance de l'entreprise.

Tableau 2: **Analyse par régression**

Dynamique entrepreneuriale et succès des PME			
Il existe une relation entre le capital humain le succès des PME			
Variables	Coefficient	T (student)	Significativité (5%, 1%)
Capital humain			
*Niveau d'étude	0.326	2.209	0.056
*Esprit d'équipe	0.31	0.555	0.171
*Expérience	0.288	4.383	0.000
*Motivation	0.221	3.817	0.000
*Âge	0.123	2.123	0.000

* Formation	0.158	2.209	0.031
R	0.96		
R2	0.9216		
R2 ajusté	0.9195		
F	14.675		
Significativité	0.000		
Nombre observation	275		

Source : conception personnelle, enquête empirique

CONCLUSION

Au terme de cette recherche, force est de constater que nous avons mis tout en œuvre pour répondre à la question fondamentale à savoir «Quelles sont les variables les plus pertinentes permettant de favoriser le succès des PME tunisiennes?».

Ainsi, l'objectif principal de ce travail est de montrer qu'il était possible de mettre en évidence l'impact la dynamique entrepreneuriale et le succès des PME. Nous avons essayé d'établir le lien entre les facteurs liés au capital humain et la réussite des PME mesurée par le degré de succès. Il a été question, dans un premier temps, de présenter la littérature concernant l'analyse conceptuelle de la relation entre le capital humain et le succès des PME. Puis, dans un second temps, opérationnaliser ces concepts au travers notre base d'échantillonnage, ceci en faisant des tests statistiques de khi deux et en analysant les régressions multiples.

Les résultats obtenus permettent de valider partiellement notre objectif principal ainsi que nos hypothèses. Il ressort que l'outil statistique khi-deux ne permet pas entièrement de déterminer la relation d'indépendance entre les variables, toutefois l'analyse des régressions multiples confirme la théorie et les travaux empiriques existant dans le domaine. Les résultats des régressions (tableau 2) montrent que l'expérience, le niveau d'étude et la motivation sont positifs et significatifs suggérant ainsi leurs effets substantiels sur le succès des PME. Par contre, l'âge du dirigeant et l'esprit d'équipe paraissent négatifs et non significatifs.

Références bibliographiques

Adair P., & Hamed Y., (2006). "Marché informels et micro-entreprises au Maghreb – emploi, production et financement". In Musette M. S. et Charmes J. (eds), *Informalisation des économies maghrébines*, Editions CREAD, vol.1. 2006. Alger.

Affes H., & Chabchoub A., (2007). "Le système d'information comptable : les déterminants de ses caractéristiques et son impact sur la performance financière des PME en Tunisie". *Revue des Sciences de Gestion. Direction et Gestion*. N° 224-225.2007.

Aghion P., & Cohen E., (2004). "Éducation et Croissance". Rapport du C A E. Paris. La Documentation française. 2004.

Albert P., (2000). La création d'entreprises de haute technologie. In Verstraete, T. (ed.). *Histoire d'entreprendre- Les réalités de l'entrepreneuriat*, Paris, Éditions EMS, 2000.

Ayadi A., Arlotto J., & Jordan P., (2005). "Freins et performances de l'entrepreneuriat dans les entreprises innovantes : Une étude exploratoire". 4ème Congrès de l'Académie de l'Entrepreneuriat, 24-25 novembre, Sénat, 2005. France.

Barney J., (2001). "Is the resource-based 'view' a useful perspective for strategic management research? Yes". *Academic of Management Review*, n° 2(1), 2001.

Bayad M., Boughattas Y., & Schmitt C., (2006). "Le métier de l'entrepreneur : le processus d'acquisition de compétences". 8ème CIFEPME, Fribourg, Suisse, 2006.

Becker G.S., & Human Capital., (1964). "Chicago: University of Chicago Press: innovation and employment: complements or substitutes?". *European journal of Development Research*, n°20, 1964.

Bernasconi M., (2000). Les modèles de développement des entreprises high tech. In Bernasconi, M. et M. Monsted (ed.). *Les start-up high tech - Création et développement des entreprises technologiques*, Paris, Dunod, 2000.

Borges C., Filion L.J., & Simard G., (2006). "Le parcours des créateurs d'entreprises technologiques : de l'idée d'affaires au seuil de rentabilité". Cahier de recherche n°2006-10, 2006. HEC, Montréal.

D'amboise G., (1989). "La PME canadienne : situation et défis". Les Presses de l'Université Laval, 1989. Québec.

D'amboise G., & Bouchard S., (1990). "De l'utilisation du concept de vision dans les études des organisations". Québec : Université Laval, Faculté des sciences de l'administration, document de travail, 1990.

Danjou I., & Dubois-Grivon B., (1999). "Les jeunes entreprises innovantes ; Profil des créateurs et comportements stratégiques", Cahier de Recherche, ESC, 1999. Lille.

Delmar F., (1997). Measuring growth: methodological considerations and empirical results. In: Donckels, R., A. Miettinen, (Eds.), Entrepreneurship and SME Research: On its Way to the Next Millennium, Aldershot, 1997. UK:Ashgate.

Deltour F, & Lethiais.V, (2014). "Innovation et performance des PME: une approche par la contribution des technologies de l'information". Conférence de l'AIMS (Association Internationale de Management Stratégique), Mai, Rennes, 2014. France.

Dobbs M., & Hamilton R.T., (2007). "Small business growth: recent evidence and new directions". International Journal of Entrepreneurial Behavior and Research, n°13(05), 2007.

Edminster R.O., (1970). "Financial Ratios as discriminant predictors of small business failure". the Ohio State University Dissertation, 1970.

Fayolle A., (1999). L'ingénieur-entrepreneur français. L'harmattan, 1999.

Gasse Y., (1982). "L'entrepreneur moderne : attributs et fonctions". Revue Internationale de Gestion, n°07(4), 1982.

Gerstner C.R., & Day D.V., (1997). "Meta-Analytic Review of Leader-Member Exchange Theory: Correlates and Construct Issues". Journal of Applied Psychology, n°82(6), 1997.

Hall G., (1995). *Surviving and Prospering in the Small Business Sector.* Londres, Routledge, 1995. UK.

Hambrick D.C., & Mason P.A., (1982). "The organization as a reflection of its top managers". *Academy of Management Proceedings*, 1982.

Hambrick D.C., & Mason P., (1984). "Upper echelons: the organization as a reflection of its top managers". *Academy of Management Review*, n°09 (2), 1984.

Hills G.E., Shrader R.C, and Lumpkin G.T., (1999). "Opportunity recognition as a creative process". *Frontiers of Entrepreneurship Research*, Babson College, Wellesley, MA, 1999.

Hofstede G., (1986). "The Usefulness of the Organizational Culture Concept". *Journal of Management Studies*, n°23, 1986.

Hofstede G., (1980). "Culture's consequences: international differences in work-related values", Beverly Hills CA: Sage Publication, 1980.

Honig B., (1998). "What determines success? Examining the human, financial, and social capital of Jamaican micro entrepreneurs". *Journal of Business Venturing*, n°13, 1998.

Janssen F., (2002). *Les déterminants de la croissance des PME : analyse théorique et étude empirique auprès d'un échantillon d'entreprises belges.* Thèse de Doctorat, Université Jean-Moulin Lyon, 2002.

Julien P.A., Marchesnay M., (1988). *La petite entreprise.* Paris : Vuibert, 1988. France.

Lauffer J., (1975). "Comment on devient entrepreneur", *Revue française de gestion*, novembre.

Lee S.H., & Wong P.K., (2004). "An exploratory study of technopreneurial intentions: a career anchor perspective". *Journal of Business Venturing*, n°19, 2004.

Le Roux S., (2007). La mise en œuvre d'une approche collaborative comme facteur d'innovation dans les PME-PMI.Marché et organisations, 2007.

Le Roy C., (2006). Améliorer ses performances avec le travail collaboratif. L'Usine Nouvelle, 2006.

Morris MH., Mihasaki NN., Watters CE., & Coombes SM., (2006). "The dilemma of growth: understanding venture size choices of women entrepreneurs", Journal of Small Business Management, n°44, 2006.

Mintzberg H., (1990). "Une formation flexible nourrie de l'expérience". L'expansion Management Revue, n°117, 2005.

Mintzberg H., (1990). Le manager au quotidien : les dix rôles du cadre, éd. Organisation, Paris, 1990. France.

Omri A., & Frikha M., (2012). "How entrepreneurs identify opportunities and access to external financing in Tunisian's micro-enterprises?".African Journal of Business Management, n°06, 2012.

Omri A., & Frikha M., (2014). "How small business fail in Tunisia?", International Journal of Economic and Accounting, n°05, 2014.

Omri A., AyadiFrikha M., & Bouraoui MA., (2015). "An empirical investigation of factors affecting small business success".Journal of Management Development, n°34, 2015.

Pfeffer J., (1994). "Competitive Advantage through People".Harvard Business- School Press, Boston, 1994.

Sambo M., (1996). Profils des chefs d'entreprises et performance de leurs entreprises : essai d'une étude portant sur 200 PME camerounaises, Thèse de doctorat en sciences de gestion, Yaoundé II, 1996.

Sambo M., (1993). Profil des dirigeants et performances de leurs entreprises.thèse de Doctorat 3ème cycle en Sciences de Gestion, Université de Yaoundé II, 1993.

Sexton Upton NB., (1985). "The entrepreneur: a capable executive and more". Journal Business Venturing, 1985.

Skuras D., Mecerheri N., Moreira MB., Rosen J., & Stathopoulou S., (2005). "Entrepreneurial human capital accumulation and the growth of rural businesses, a four-country survey in mountainous and lagging areas of the European union". Journal of Rural Studies, 2005.

Tesfaye B., (1997). Patterns of Formation and Development of High-Technology Entrepreneurs. In Jones-Evans, D. et M. Klofsten (ed.). Technology, Innovation and Enterprise - The European Experience. London, Macmillan, UK.

Harrison M., and Janice Beyer M., (1984). " Studying Organizational Cultures Through Rites and Ceremonials". Academy of Management Review, 1984.

Vesper KH., (1990). New Venture Strategies (revised Ed.) Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1990.

Weinzimmer L., (1993). Organizational growth of U.S. Corporations: environmental, organizational and managerial determinants. Thèse de Doctorat, University of Wisconsin-Milwaukee, Ann Arbor, 1993. U.M.I.

L'ESTIMATION DES MODELES ARFIMA AVECERREURS GARCH DU COURS DU DOW JONES

Mohamed RETIA*

Khemissi GAIDI **

Received : 07/10/2017 / Revised : 28/11/2018/ Accepted : 02/12/2018

Corresponding authors : ratiat@gmail.com

RÉSUMÉ

Cet article a pour objet d'analyser les propriétés de mémoire longue à travers des modèles ARFIMA avec erreurs GARCH, notée Arfima-GARCH. Nous avons étudié les rendements journaliers du Dow Jones du 12/03/2007 au 10/03/2017 ($n = 2610$) et testé le type de la structure de dépendance de série. A cette fin ont été mises en œuvre des analyses R/S (Rescaled rang), et diverses techniques ARFIMA, Nous décrivons une méthode d'estimation pour les paramètres des modèles stationnaires ou non-stationnaires, La méthode fonctionne bien en échantillon fini, et donne des résultats comparables. Les résultats prédictifs montrent que les chocs ont des conséquences durables sur la volatilité et que le modèle ARFIMA-GARCH possède une supériorité évidente sur d'autres modèles pour des horizons longs et/ou courts.

MOTS-CLÉS

Modèle ARFIMA- GARCH, Exposant de Hurst, mémoire longue, prévision.

JEL CLASSIFICATION: C14, C22, G17

* Université de Médéa. E-mail : ratiat@gmail.com, Algérie

** Université de BBA. E-mail : khemissi83@yahoo.fr, Algérie

INTRODUCTION

La recherche de structures de dépendance de long terme dans les séries économiques et financières a fait l'objet de nombreuses contributions. La présence d'une longue mémoire dans les séries financières a des implications importantes particulièrement concernant la propriété d'efficience faible des marchés. L'implication immédiate d'une telle observation est que le meilleur prédicteur de ces séries correspond à une marche au hasard, soit des prévisions naïves : le marché est efficient et l'on ne peut donc prétendre, par le biais de la connaissance d'une information particulière, à la réalisation de profits anormaux. C'est à une telle constatation qu'aboutissent (Meese et Rogoff, 1983] lorsqu'ils concluent qu'à tous les horizons de prévision la marche au hasard supplante à la fois les modèles structurels les plus courants et divers types de modélisations ARMA (*Auto Regressive Moving Average*). (Lardic, Mignon, 1999).

De nombreux travaux empiriques établissent l'existence de non linéarités dans les séries financières, elles sont tout en étant approximativement non corrélées, ne sont cependant pas temporellement indépendantes ; la dépendance se produit à travers la persistance dans la variance conditionnelle et peut-être dans d'autres moments conditionnels. (Weiss, 1986) a souligné les difficultés liées à la distinction des modèles à dynamique dans la moyenne conditionnelle (modèles bilinéaires) et dans la variance conditionnelle. Ainsi, la modélisation ARCH (*the auto regressive conditional heteroskedasticity*).

Nous proposons ici une étude de la dynamique des cours du Dow Jones à travers la modélisation ARFIMA (*Auto Regressive Fractionally Integrated Moving Average*). Une telle modélisation a pour objectif de tenir compte des phénomènes de mémoire longue présents dans les séries temporelles.

Le processus ARFIMA inclut le modèle ARIMA fractionnaire (Granger et Joyeux, 1980), (Hosking 1981). Cependant, l'hypothèse de bruit blanc sur les résidus du modèle ARFIMA ignore la présence d'hétéroscédasticité conditionnelle. Or, les séries financières sont en général caractérisées par une volatilité variable qui peut être

modélisée par des modèles de type ARCH ou GARCH (Bollerslev, 1986). La modélisation SEMIFAR -GARCH proposée par (Feng, Beran et Yu 2007) correspond à une représentation spécifique de la non linéarité qui permet une modélisation simple de l'incertitude. Nous allons étendre ce modèle en utilisant la modélisation GARCH, Nous nous proposons ici de poursuivre les travaux de ([Baillie](#); Chung; Tieslau, 1996).

Notre article s'applique à l'analyse de la persistance des chocs informationnels et à la recherche d'une éventuelle mémoire longue dans le cours du Dow Jones. L'étude de la variation journalière de ce cours sur une longue période (du 12/3/2007 au 10/03/2017 soit 2610 observations). Les prévisions issues de modèle ARFIMA avec erreur GARCH sont également supérieures à celles du modèle de marche aléatoire, que ce soit à court ou long terme. En conséquence, l'hypothèse d'efficacité faible des marchés financiers semble violée pour la série des variations du Dow Jones étudiée sur une longue période. (Chikhi, Feissolle, Michel 2012).

1- PRESENTATION DU MODELE ARFIMA AVEC ERREUR GARCH

Il est à noter que Baillie, Chung et Tieslau (1996) sont les premiers qui ont appliqués la modélisation ARFIMA à erreur GARCH (ARFIMA-GARCH) aux indices de prix. Ling et Li (1997) ont établi des conditions pour la normalité asymptotique de l'estimateur du maximum de vraisemblance des paramètres d'un modèle ARFIMA-GARCH.

Les modèles ARFIMA ont été développés par (Granger et Joyeux, 1980) et Hosking (1981) et constituent une généralisation des processus ARIMA de Box et Jenkins dans lesquels l'exposant de différenciation d était un entier. Dans le cas des processus ARFIMA, d peut prendre des valeurs réelles, et non plus seulement des valeurs entières. (Lardic, Mignon, 1999).

1.1- DEFINITION

Un processus ARFIMA (p,d,q) est défini par :

$$\begin{aligned} \phi(B)(1-B)^d X_t &= \theta(B)\varepsilon_t, \dots\dots\dots(1) \\ \phi(B)(1-B)^d X_t &= u + \theta(B)\varepsilon_t, \quad \text{ou } d \in \left] -\frac{1}{2}, \frac{1}{2} \right[\end{aligned}$$

$(1-B)^d$ l'opérateur d'intégration fractionnaire. $\phi(B)$ et $\theta(B)$ sont des polynômes retard de degré p et q respectivement. et toutes leurs racines sont en dehors du cercle unité du plan complexe. B est l'opérateur de retard.

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p, \quad \theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_p B^p$$

- Les résidus du modèle ARFIMA (p,d,q) est défini par :

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t}, \quad z_t \mid \mathcal{F}_{t-1} \rightarrow N(0,1) \dots\dots\dots(2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \dots\dots\dots(3)$$

Avec $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0$ pour $i > 0$ et $\beta_j \geq 0$ pour $j > 0$: suffisantes pour garantir la positivité de h_t . (Hurlin, 2007).

Dans ce cas, la variance de ε_t dépend en plus des variances des ε précédents h_{t-j} .

Classiquement, pour les processus GARCH rencontrés dans le domaine de la finance, la variable aléatoire z_t peut suivre, au lieu d'une loi gaussienne, une loi de Student à v degrés de liberté et de variance 1 qui présente des "queues de distribution" plus importantes que la loi gaussienne ; la variable ε_t suivra une loi conditionnelle du même type, (Prenat, 2011). On a :

$$(1-B)^d = 1 - dB - d(1-d)\frac{B^2}{2} - d(1-d)(2-d)\frac{B^3}{3!} - \dots - d(1-d)(2-d)\dots(k-1-d)\frac{B^k}{k!} \dots\dots\dots(4)$$

Où :

$$(1-B)^{-d} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{d(1+d)(2+d) \dots (j-1+d) B^j}{j!}$$

$$(1-B)^{-d} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\Gamma(j+d)}{\Gamma(d)\Gamma(j+1)} B^j \dots \dots \dots (5)$$

Γ correspond à la fonction gamma, trois cas peuvent être distingués en fonction des valeurs du paramètre d :

- Si $0 < d < 1/2$, le processus ARFIMA est un processus stationnaire à mémoire longue. Les auto corrélations sont positives et diminuent hyperboliquement vers zéro lorsque le retard augmente.

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

- Si $-1/2 < d < 0$, 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).

Les processus ARFIMA-GARCH sont construits de la même façon que les processus ARFIMA, la séquence z_t étant remplacée par une séquence de type ε_t telle que décrite ci-dessus. La partie ARFIMA peut être vue comme définissant la "fonction de moyenne conditionnelle" du processus ARFIMA/GARCH

1.2 Définition : Un processus stationnaire sera dit à mémoire longue si les auto-corrélations $\rho(h)$ satisfont $\rho(h) \approx Ch^{2d-1}$ quand $h \rightarrow \infty$, où C est une constante non nulle et $d < 1/2$.

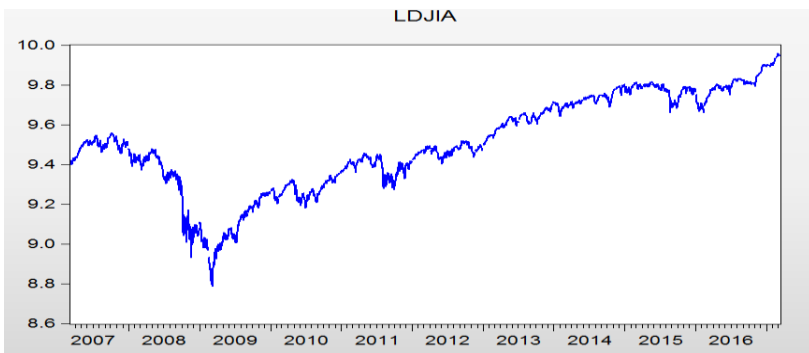
Cette condition se réécrit également : $\lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\rho(h)}{Ch^{2d-1}} = 1$

De façon heuristique, une série à mémoire longue est caractérisée par une fonction d'auto-corrélation qui décroît lentement lorsque le retard (h) augmente.

2- APPLICATION

L'étude empirique porte sur la série logarithmique journalière du Dow Jones (LDJIA) qui couvre une période historique allant du 12/03/2007 au 10/03/2017 ($n = 2610$). La mise en œuvre des divers tests nécessite que la série analysée soit stationnaire. La figure N° 1 illustre l'évolution de la série logarithmique journalière du Dow Jones

Figure n°1: **Analyse de la série logarithmique journalière du Dow Jones(LDJIA)**



Source : EVIEWS 9

La figure n°1 met en évidence une tendance à la hausse. Sur le plan économétrique, cette tendance à la hausse reflète que la série n'est pas stationnaire en espérance, et de même les fluctuations qui persistent démontrent qu'elle n'est pas stationnaire en variance. Pour vérifier cette affirmation, nous allons utiliser les tests des racines unitaires (Dickey et Fuller ,1971).

Tableau n° 1 : **Test de Dickey-Fuller Augmenté**

Test de DFA, Hypothèse H0 : LDJIA possède une racine unitaire Nombre de retards (minimum du critère de Akaike) = 2		
	T statistique	Probabilité critique
Modèle [6]	-1.93	0.63
Modèle [5]	-0.28	0.92
Modèle [4]	0.99	0.91

Source : EVIEWS 9

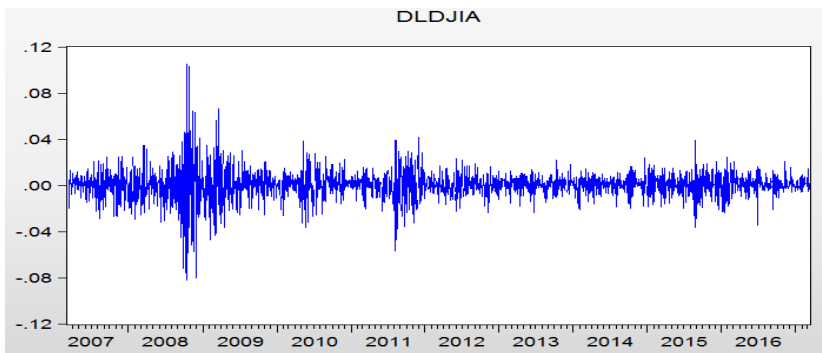
Les probabilités critiques sont toutes supérieures à 0,05, nous ne rejetons pas l’hypothèse H0. Les résultats des tests de Dickey-Fuller montrent que cette série est caractérisée par la présence d’une racine unitaire. La série est finalement différenciée pour obtenir les rentabilités. $DLDJIA_t = LDJIA_t - LDJIA_{t-1}$.

Tableau n° 2: test ADF sur la série (DLDJIA)

ADF , Hypothèse H0: DLDJIA possède une racine unitaire P=1		
	T statistique	Prob critique
Modèle [3]	-37.54	0.000
Modèle [2]	-37.52	0.000
Modèle [1]	-0.37.51	0.000

Source :EIEWS 9

Figure n° 2: Analyse de la série du Dow Jones en logarithme différenciée (la rentabilité) (DLDJIA)



Source :EIEWS 9

Une analyse rapide montre que, s’il y a des phases de fortes volatilités, les séries de rendement sont généralement stationnaires.

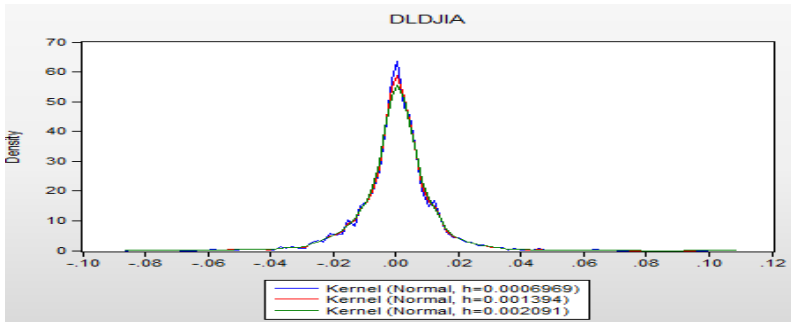
2.1- Estimation de la densité par la méthode du noyau

La Figure N° 3 affiche une estimation de la densité du noyau de la distribution d'une série unique. L'estimation de la densité du noyau d'une série X en un point x est estimée par:

$$f(x)=\frac{1}{Nh}\sum_{i=1}^N K\left(\frac{x-X_i}{h}\right).....(6)$$

Lorsque N est le nombre d'observations, h est la largeur de bande (ou le paramètre de lissage), et K est une fonction de pondération du noyau qui s'intègre à un. Où est le nombre d'observations, est la bande passante (Chikhi, Feissolle, Terraza, 2012).

Figure n° 3 : Estimation de la densité par la méthode du noyau



Source :EViews 9

2.1.1. Résultats des tests de BDS sur la série dldjia

Au regard du tableau 4, l'hypothèse de marche aléatoire est clairement rejetée. En effet, la statistique de BDS (Brock, Dechert et Scheinkman ,1987)), qui teste la présence des dépendances de type linéaire ou non linéaire, est strictement supérieure à la valeur critique au seuil de 5%. La statistique de BDS est calculée avec ε égale à 0.7

Tableau n° 3 : Résultats des tests de BDS sur la série (DLDJIA)

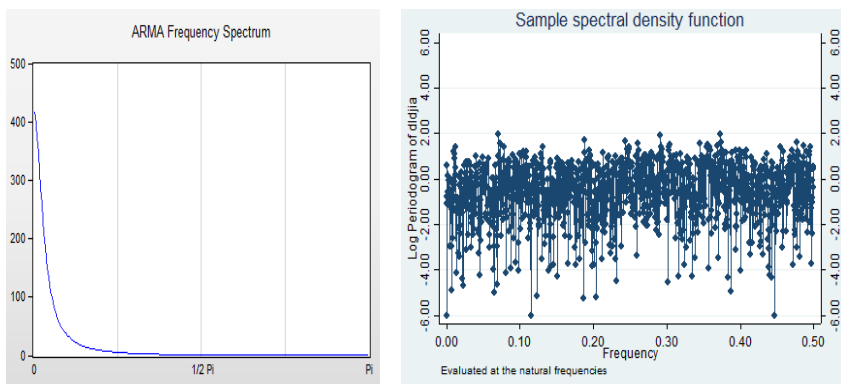
BDS Test for DLDJIA				
Date : 03/14/17 time : 23:20				
Sample : 3/12/2007 3/10/2017				
Included observations: 2610				
Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.027664	0.002056	13.45614	0.000
3	0.058101	0.003268	17.78116	0.000
4	0.082412	0.003893	21.17088	0.000
5	0.098557	0.004060	24.27700	0.000
6	0.106576	0.003918	27.20299	0.000

Source : EViews 9

2.1.2. Le périodogramme de variation logarithmique du Dow Jones

La figure 4 illustre le périodogramme et log périodogramme de la variation de la série logarithmique journalière du Dow Jones (DLDJIA), nous notons que la densité spectrale est concentrée autour des faibles fréquences lorsque la fréquence tend vers zéro.

Figure n° 4 : Le périodogramme et log périodogramme de (DLDJIA)



Source : stata14 , Eviews 9

2.2- Analyse R/S Exposant de Hurst

Historiquement, le premier processus à mémoire longue est le mouvement brownien fractionnaire, développé par (Mandelbrot et Van Ness, 1968). Ce processus est caractérisé par un paramètre appelé exposant de Hurst, noté H , permettant de classer les séries temporelles en fonction de leur structure de dépendance : mémoire courte ou nulle, mémoire longue et positive (appelée phénomène de persistance), et anti persistance.

La statistique R/S (Rescaled rang), introduite par Hurst en 1951, se définit comme l'étendue des sommes partielles des écarts d'une série temporelle à sa moyenne divisée par son écart type. Cette analyse possède, selon (Lo, 1991), un défaut majeur: elle est très sensible à la dépendance de court terme. De plus cette statistique n'est pas un test à proprement parler, puisque sa distribution théorique est inconnue.

Afin d'apporter une solution à ces deux problèmes, Lo (1991) a donc créé une statistique R/S traditionnelle uniquement par son dénominateur puisqu'il inclut non seulement l'écart type de la série mais également les auto-covariances pondérées.

Cette série est définie de la manière suivante (\bar{X}_n étant la moyenne de la série et $\hat{\sigma}_n^2$ sa variance)

$$\tilde{Q}_n = R/\hat{\sigma}_n(q) = \frac{1}{\hat{\sigma}_n(q)} \left[\max_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) - \min_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) \right] \dots (7)$$

$$\hat{\sigma}_n^2(q) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (X_j - \bar{X}_n)^2 + \frac{2}{n} \sum_{j=1}^q w_j(q) \left[\sum_{i=j+1}^n (X_i - \bar{X}_n)(X_{i-j} - \bar{X}_n) \right] \dots (8)$$

Les poids $w_j(q)$ ont été suggérés par (Newey et West, 1987).

L'intérêt des procédures R/S est qu'elles donnent lieu à un coefficient appelé exposant de Hurst, noté H, et défini comme le rapport entre le logarithme de la valeur de la statistique R/S et le logarithme du nombre d'observations. Cet exposant permet alors de déterminer la structure de dépendance de la série en fonction des valeurs de H :

- Si $H = 1/2$: il y a indépendance entre les événements passés et présents,
- Si $1/2 < H < 1$: on est en présence d'un processus à mémoire longue. Dans ce cas, la corrélation est positive et il y a persistance.
- Si $0 < H < 1/2$: la corrélation est négative. Le processus présente l'anti-persistance (des phases de hausse ont tendance à être suivies par des phases de baisse). (Lardic et Mignon, 1996a).

L'annexe n° 1 illustre la statistique R/S. On remarque que la valeur de la statistique de V associée au coefficient H est estimée par la méthode R/S est inférieure à toutes les valeurs critiques au seuil 1%, 5%, 10%. On accepte H_1 , donc le calcul de l'exposant de Hurst par la méthode R/S fait apparaître une structure de dépendance de long terme pour la série stationnaire étudiée, avec un phénomène d'anti-persistance.

2.3- Estimation du paramètre d

2.3.1. L'estimateur de Robinson

Robinson (1995) a proposé un estimateur semi paramétrique pour le paramètre d. Une propriété de cet estimateur est qu'il ne suppose pas la normalité du processus.

Parmi les méthodes d'estimation du paramètre d, nous en retiendrons la Méthode du log-autocorrélogramme.

• Méthode du log-autocorrélogramme

La méthode la plus simple pour détecter la présence de mémoire longue est l'utilisation du log-autocorrélogramme. Comme nous l'avons vu, asymptotiquement, les autocorrélations sont de la forme $\rho(h) \approx \gamma_d \cdot h^{2d-1}$. En prenant le logarithme, $\log \rho(h) \approx k_d + (2d - 1)\log(h)$, on peut noter une relation linéaire entre le logarithme des retards $\log h$ et le logarithme de l'autocorrélation $\log \rho(h)$. soit $\hat{\alpha}$ et $\hat{\beta}$ tels que

$$\log|\hat{\rho}(h)| \approx \hat{\alpha} + \hat{\beta} \log h \quad \text{alors} \quad \hat{d} = \frac{1}{2}(\hat{\beta} + 1)$$

Tableau n° 4 : Estimation de la relation linéaire entre le logarithme des retards log h et le logarithme de l'autocorrélation

Dependent variable : LR				
Method : Least Square				
Date : 03/19/17 Time : 21:45				
Sample : 1200				
Included observation : 199				
variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-3.280933	0.354095	-9.265675	0.0000
LH	-0.194955	0.080032	-2.435975	0.0157
R-squared	0.029241	Mean dependent var		-4.123286
Adjusted R-squared	0.024313	S.D. dependent var		1.088395
S.E. of regression	227.6932	Akaike info criterion		2.992672
Log likelihood	-295.7709	Schwarz criterion		3.025770
F-statistic	5.933975	Hannan-Quinn criter.		3.006068
Prob (D-statistic)	0.015741	Durbin-Watson stat		1.840924

Source :Eviews 9

$$\text{alors } \hat{d} = \frac{1}{2}(\hat{\beta} + 1) = \frac{1}{2}(-0.194955 + 1) = 0.402522$$

On remarque que $d < 1/2$, donc le processus ARFIMA est un processus stationnaire à mémoire longue. Les auto-corrélations sont positives et diminuent hyperboliquement vers zéro lorsque le retard augmente. La présence d'une mémoire longue est en accord avec les travaux de (Booth, Kaen et Koveos, 1982) détectant un tel phénomène au moyen de l'analyse R/S ou encore ceux de Cheung [1993] utilisant la procédure R/S et la méthode d'estimation des processus ARFIMA de (Geweke et Porter -Hudak, 1983).

Ces méthodes semi paramétriques ne permettent pas de déterminer les estimateurs des paramètres autorégressifs et moyennes mobiles. Ceci nous conduit à considérer un autre type de méthodes qui permettent d'estimer, en une seule étape, le paramètre de mémoire longue et les paramètres de mémoire courte. Ce sont les méthodes du maximum de vraisemblance lorsque les distributions sont connues.

2.3.2. Estimation ARFIMA par la méthode du maximum de vraisemblance exact

Parmi les méthodes en une étape, la technique du maximum de vraisemblance exact. Cette procédure, malgré ses difficultés de mise en œuvre, semble constituer actuellement la méthode d'estimation des processus ARFIMA la plus efficace. Nous ne développerons pas ici toute la procédure relative à l'estimation par le maximum de vraisemblance exact des processus ARFIMA et renvoyons le lecteur aux travaux de (Dahlhaus, 1989) et (Sowell, 1992a).

L'intérêt de la méthode du maximum de vraisemblance est qu'elle utilise toute l'information à court comme à long terme concernant le comportement des séries puisque sont estimés simultanément les paramètres auto-régressif, moyenne mobile et le paramètre de différenciation fractionnaire d .

Tableau n°5 : **Résultat de l'estimation ARFIMA par maximum de vraisemblance exact (BFGS) ***

Dependent variable : LDJIA				
Method : ARMA Maximum Likelihood (BFGS)				
Date : 03/2/17 Time : 14:43				
Sample : 3/12/2007 3/102017				
Included observation : 2610				
Failure to improve objective (non-zero gradients) after 1 iteration				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D	0.469395	9.21E-05	5097.161	0.0000
AR (1)	0.023440	9.71E-05	2414.189	0.0000
AR (2)	0.976559	0.000403	2426.010	0.0000
MA (1)	0.970119	0.000206	4715.215	0.0000
SIGMASQ	10.26969	0.004949	2075.143	0.0000

Source : Eviews 9

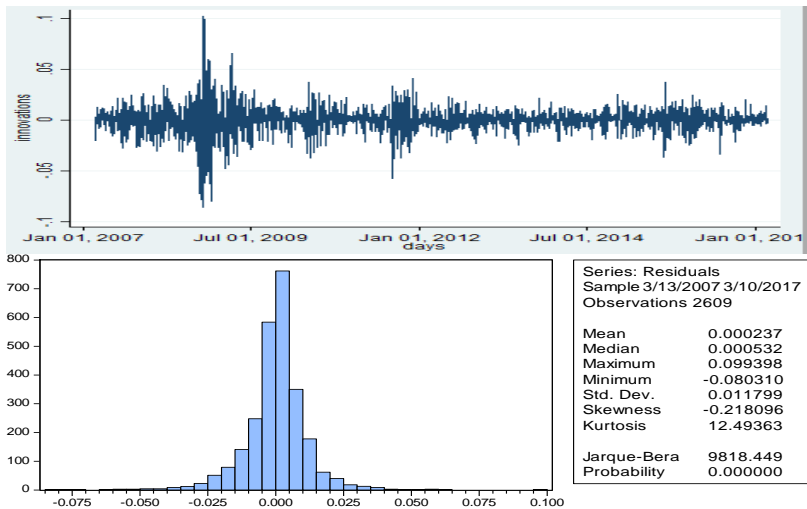
Les résultats de l'estimation du modèle ARFIMA par la méthode du maximum de vraisemblance indiquent que la série étudiée est caractérisée par une mémoire de long terme, le paramètre d'intégration fractionnaire estimé est significativement différent de zéro et positif.

- *les résidus d'estimation ARFIMA*

Nous remarquons que les résidus ne sont pas caractérisés par une distribution gaussienne. Nous notons également le caractère leptokurtique des résidus (figure6). L'asymétrie peut être le signe de la présence des non linéarités dans les résidus.

* (the Broyden, Fletcher, Goldfarb and Shanno (BFGS) algorithm). Les modèles sont estimés simultanément par la méthode de MV varie en choix de la fonction de densité des innovations. On considère une fonction de densité conditionnelle normale.

Figure n° 5: Analyse des résidus d'estimation



Source : stata 14, Eviews 9

On retrouve là aussi des périodes de forte volatilité sur le marché, il y a généralement asymétrie de la distribution.

La série présente des comportements de type hétéroscédastique, avec très souvent de la persistance. En outre, la plupart du temps, les distributions ne sont pas normales. Cependant, ces résidus peuvent être modélisés par les modèles *GARCH* car la présence d'un effet *ARCH* est confirmée par le résultat du test *ARCH LM* sur les résidus ($nR^2 = 384.7 > X_2(1)$). On rejette H_0 ; on considère que le processus est justifiable d'un modèle *ARCH(1)*.

Tableau n° 6 : test d'effet arch

Heteroskedasticity Test ARCH			
F-statistic	450.8930	Prob. F (1,2607)	0.000
Obs*R-squared	384.7027	Prob. Chi-Square (1)	0.000

Source: Eviews 9

On y dans le cas de l'existence effective de mémoire longue et de l'effet *ARCH*. Sur le plan pratique, donc on estime plusieurs formes de modèles: un *ARFIMA* (p, d, q) conjointement à un *GARCH* :

EGARCH (*exponential the generalized autoregressive conditional heteroskedastic*), PARCH (*thePower autoregressive conditional heteroskedastic*) ARCH-M (*theMean autoregressive conditional heteroskedastic*) Pour chacun de ces modèles, nous calculons les deux critères d'information d'(Akaike ,1970) et (Schwarz , 1978).

Tableau n° 7: **Estimation par la méthode du maximum de vraisemblance (ML ARCH- Normal distribution (BFGS/Marquardtsteps)**.**

	ARFIMA- GARCH	ARFIMA- EGARCH	ARFIMA- PARCH	ARFIMA- GARCH-M
d	-0.90 (-18.55)	-0.904 (-1.6E+101)	-0.96 (-34.94)	-0.79 (-8.45)
Akaike info criterion	3.92	3.91	3.85	3.93
Schwarz criterion	3.94	3.93	3.87	3.94
Arch(1)	0.034	2.75	0.036	0.019
JB	76667	71.229	83258	71172

Source :Eviews 9

Au regard du tableau n° 7, nous constatons que le paramètre d'intégration fractionnaire estimé est significativement différent de zéro, mais il est négatif.

La signification du paramètre d semble être fortement dépendante du choix de la distribution. Pour une distribution normale. Ce paramètre est rarement significatif et peut prendre un autre signe.

Il est à noter que l'hypothèse de normalité des résidus des modèles testés est clairement rejetée car les statistiques de Jarque-Bera sont strictement supérieures à la valeur critique de la loi de χ^2 au seuil de 5% à deux degrés de liberté.

** L'estimation par la méthode de maximum de vraisemblance qui suppose que les résidus du modèle GARCH suivent une loi normale en s'appuyant sur l'algorithme (BFGS)et suivant les étapes définies par Marquardt. L'algorithme de levenberge Marquardt, permet d'obtenir une solution numérique au problème de minimisation d'une fonction.

Au regard du tableau 8, la série des résidus ne présente aucune structure de dépendance où les statistiques de BDS sont strictement inférieures à la valeur critique 1.96.

Tableau n° 8: Statistiques de BDS

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.154081	0.001703	90.49473	0.000
3	0.249523	0.002700	92.41215	0.000
4	0.304483	0.003209	94.89761	0.000
5	0.333259	0.003337	99.86109	0.000
6	0.344111	0.003212	107.144	0.000

Source : Eviews 9

2.3- Prévision de processus fractionnellement Intégré avec erreur GARCH

La prise en compte du phénomène de mémoire longue dans la modélisation ARFIMA permet-elle d'obtenir des prévisions satisfaisantes à long terme ?

Afin de répondre à cette interrogation, la méthodologie adoptée pour effectuer les prévisions est présentée dans un premier temps. L'algorithme des innovations peut être appliqué à la fonction de covariance de X_t pour calculer le meilleur estimateur de X_{n+h} , notée \tilde{X}_{n+h} , en termes de X_1, \dots, X_n ; h étant l'horizon de prévision. On suppose la causalité et l'inversibilité de X_t^{***} on a :

$$X_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j} \dots \dots \dots (9)$$

$$\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \pi_j X_{t-j} \dots \dots \dots (10)$$

Où :

$$\sum_{j=0}^{\infty} \psi_j z^j = \Theta(z) \Phi^{-1}(z) (1-z)^{-d}$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \pi_j z^j = \Phi(z) \Theta^{-1}(z) (1-z)^d \quad |z| < 1$$

*** Un processus est causal si $\Phi(z) \neq 0$ pour $|z| < 1$. Un processus est inversible si $\Theta(z) \neq 0$ pour $|z| < 1$

Le théorème de (Brokwell et Davis ,1991) peut être généralisé de sorte à inclure le processus $\Phi(B)\nabla^d X_t = \Theta(B)\varepsilon_t$, donnant :

$$\tilde{X}_{n+h} = -\sum_{j=1}^{\infty} \pi_j \tilde{X}_{n+h-j} = \sum_{j=h}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{n+h-j} \dots\dots\dots(11)$$

$$\text{et : } \tilde{\sigma}_n^2(h) = E(X_{n+h} - \tilde{X}_{n+h})^2 = \sigma^2 \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j^2 \dots\dots\dots(12)$$

2.4.2. Comparaison des prévisions

Pour les séries pour lesquelles on détecte la présence d’une mémoire de long terme, on pourrait cependant s’attendre à ce que les prévisions soient améliorées avec une modélisation ARFIMA-GARCH par rapport à une modélisation de type marche aléatoire, justement parce qu’un paramètre d réel permet de mieux prendre en compte les phénomènes de mémoire. Les critères de sélection des « meilleures » prévisions retenus sont les suivants :

- La racine de l’erreur quadratique moyenne (RMSE)
- L’erreur absolue moyenne(MAE). (Lardic et Mignon, (1999)

Tableau n° 8 : **Comparaison des qualités prévisionnelles des différentes modélisations**

30 jours	RMSE	2.526	2.513	2.513	2.51	2.56
	MAE	0.674	0.671	0.671	0.671	0.68
60 jours	RMSE	2.562	2.542	2.526	2.542	2.58
	MAE	0.678	0.678	0.674	0.672	0.69
180 jours	RMSE	2.575	2.580	2.542	2.580	2.54
	MAE	0.689	0.696	0.678	0.696	0.68

Source : Eviews 9

Le tableau compare les qualités des prévisions issues des modèles ARFIMA-GARCH, des prévisions issues d’une simple marche au hasard, par le biais des critères RMSE et MAE. La différence entre la marche au hasard et la modélisation ARFIMA-GARCH n’est pas simplement une différence de valeur du paramètre d’intégration d (qui vaut 1 dans le cas de la marche aléatoire et est compris entre $-1/2$ et $1/2$. dans le cas d’un processus ARFIMA stationnaire et inversible) mais est essentiellement une différence de «conception ». On observe que, quel que soit l’horizon de prévision (1 mois, 2 mois, 3 mois et 6

mois), la modélisation ARFIMA-GARCH fournit pour notre série des prévisions meilleures que la marche aléatoire.

Dès lors, les résultats supérieurs en termes de critères RMSE et MAE des prévisions issues de la modélisation ARFIMA-GARCH sur ceux issus de marche aléatoire paraissent relativement logiques. A moyen-long terme, on note une disparité des conclusions pour la série logarithmique du Dow Jones (LDJIA). Les prévisions ARFIMA-GARCH dépassent toujours celles de marche aléatoire.

CONCLUSION

Nous avons recherché la présence de mémoire longue dans la série des rentabilités de l'indice Dow Jones et, dans cette optique, nous avons proposé un modèle à mémoire longue appelé ARFIMA avec erreur GARCH. Nous avons mis en oeuvre la méthode du maximum de vraisemblance exact pour estimer cette classe de modèles en prenant en considération le phénomène de persistance de long terme au niveau de la variance conditionnelle.

On détecte par R/S la présence d'une mémoire longue. Un tel résultat pourrait expliquer pourquoi le test BDS conduit au rejet de l'hypothèse nulle de séries indépendamment, identiquement distribuées. Et le modèle ARFIMA-GARCH montre une supériorité évidente pour des horizons longs. Plus précisément, les prévisions tirées du modèle à mémoire longue montrent une amélioration nette par rapport au modèle de marche aléatoire, et ce, à un horizon de six mois. En conséquence, l'efficiencia faible des marchés financiers semble violée pour la série des rentabilités du Dow Jones étudiée sur longue période.

Références bibliographiques

Akaike H., (1970). "Statistical Predictor Identification", *Annals of Institute of Statistical Mathematics*, 22, 203-217. Japan.

Baillie R., Chung C., and Tieslau M., (1996). "Analysing Inflation by the Fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, issue 1, pp. 23-40.

Bollerslev T., (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *J. Econometrics*, 31, pp. 307-327.

Booth, G., Kaen F., and Koveos P., (1982) «R/S Analysis of Foreign Exchange Rates under Two International Monetary Regimes», *Journal of Monetary Economics*, pp. 407-415.

Brock W., Dechert W., and Scheinkman J., (1987). "A test for independence based on the correlation dimension". Discussion Paper 8702, University of Wisconsin-Madison.

Brokwell P.J., and Davis R.A., (1991). "Time Series: Theory and Methods", SpringerVerlag.

Chikhi M., Feissolle A., & Terraza M., (2012). «Modélisation SEMIFARMA-HYGARCH de la persistance du cours du Dow Jones» document de recherche, n°2012-06, Montpellier.

Dahlhaus R., (1989). «Efficient Parameter Estimation for Self-Similar Processes», *Annals of Statistics*, 17, n° 4, pp. 1749-1766.

Dickey D., and Fuller W., (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,". *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.

Feng Y., Beran Y., and Yu K., (2007). "Modeling financial time series with SEMIFAR- GARCH model", *IMA Journal of Management Mathematic*, 18, 395-412.

Geweke J., and Porter-Hudak S., (1983). «The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models», *Journal of Time Series Analysis*, 4, n° 4, pp. 221-238.

Granger C., and Joyeux R., (1980). «An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing», *Journal of Time Series Analysis*, 1, n° 1, pp. 15-29. Oxford University.

Hosking J., (1981), "Fractional differencing". *Biometrika*, volume 68, n° 1, 165–176. Oxford University.

http://www.persee.fr/doc/reco_0035-2764_1996_num_47_3_409789.
Document généré le 29/05/2016. Paris.

Hurlin C., (2007) «Econométrie pour la Finance Modèles ARCH-GARCH, Applications à la VaR» *Documents et Supports*, Université d'Orléans, France.

Lardic S., & Mignon V., (1996), "Les tests de mémoire longue appartiennent-ils au "camp du démon", *Revue économique*, vol. 47, n°3. pp. 531-540;

Lardic S., & Mignon V., (1999). "Prévision ARFIMA des taux de change: les modélisateurs doivent-ils encore exhorter à la naïveté des prévision?" *Annales d'économie et de statistique*, No 54. Université Paris X.

Lo A.W., (1991). «Long-Term Memory in Stock Market Prices», *Econometrica*, 59, pp. 1279-1313.

Mandelbrot-B and Van Ness JW., (1968). «Fractional Brownian motions, Fractional noises and application». *SIAM rev.* 10422-437. MR0242239. New york.

Meese R., & Rogoff K., (1983). – « Empirical Exchange Rate Models of The Seventies. Do They Fit Out of Sample ? », *Journal of International Economics*, 14, pp. 3-24.

Newey W., & West K., (1987). «A Simple Positive-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix », *Econometrica*, 55 (3), p. 703-708.

Prenat M., (2011). «Séries chronologiques Volume 1: cours et exercices», Master Ingénierie Mathématiques, Université Paris Sud.

Robinson P.M., (1995), «Gaussian semiparametric estimation of long rangedependence ». *The Annals of Statistics* 23, 1630-1661. Cambridge : Cambridgz University Press.

Schwarz G., (1978). "Estimating the dimension of a Model". *The Annals of Statistics*, n° 2, 461-464. Hebrew University. Israel.

Sowell F., (1992a). «Maximum Likelihood Estimation of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series Models», *Journal of Econometrics*, 53, pp. 165-188. Mellon university, USA.

Weiss A., (1986). «ARCH and Bilinear Time Series Models: Comparison and Combination», *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, Cambridge university.

ANNEXE

Annexe 1: Exposant de Hurst sur la variation logarithmique de série Dow Jones(DLDJIA).

```
. lomodrs d.ldjia

Lo Modified R/S test for D.ldjia

Critical values for H0: D.ldjia is not long-range dependent

90%: [ 0.861, 1.747 ]
95%: [ 0.809, 1.862 ]
99%: [ 0.721, 2.098 ]

Test statistic: .0321 (0 lags via Andrews criterion)

. lomodrs d.ldjia, max(0)

Hurst-Mandelbrot Classical R/S test for D.ldjia

Critical values for H0: D.ldjia is not long-range dependent

90%: [ 0.861, 1.747 ]
95%: [ 0.809, 1.862 ]
99%: [ 0.721, 2.098 ]

Test statistic: .0321
```

Source: Stata 14

LA MES DU RISQUE COMMERCIAL DÉPLACÉ PAR LA MÉTHODE VAR, ÉTUDE THÉORIQUE ET PRATIQUE : CAS DE LA BANQUE ISLAMIQUE DU BAHREÏN

Brahim HARRACHE*
Aniss AGHA**

Received: 15/10/2017 / Revised: 11/10/2018/ Accepted: 13/12/2018
Corresponding authors : brahim.harrache@gmail.com

RÉSUMÉ

La résistance des banques islamiques face à la crise financière de 2008 a illustré la nature spécifique de leur exposition aux risques ainsi que leur mode de gestion. Du fait des contraintes éthiques qu'elles s'imposent, leur exposition aux risques traditionnels est différente de celle des banques conventionnelles. Elles demeurent, néanmoins, exposées à des risques qui leur sont propres du fait de la particularité de leurs modes de fonctionnement.

Propre aux banques islamiques, le risque commercial déplacé résulte de la gestion des comptes d'investissements participatifs. Les détenteurs de ces comptes comparent la rémunération qui leur est attribuée à celle des banques concurrentes et en cas de rémunération plus avantageuse, risquent de retirer leurs fonds provoquant ainsi un énorme manque de liquidité pour leur banque.

MOTS CLÉS :

Finance islamique, Gestion des risques, le risque commercial déplacé, Value atRisk.

CLASSIFICATION JEL : G 21

* Ecole Nationale Supérieure de la Statistique et de l'Economie Appliquée, Algérie.

** Ecole Nationale Supérieure de la Statistique et de l'Economie Appliquée,
anouss_ag@hotmail.fr, Algérie.

INTRODUCTION GÉNÉRALE

Les institutions financières islamiques (IFI) ont été créées au cours du dernier quart du vingtième siècle comme une alternative aux institutions financières conventionnelles pour offrir des opérations d'investissement, de financement ou de commerce compatibles avec la Charia¹ (Khan ;Ahmed ,2005).

Cette dernière édicte un certain nombre de prohibitions, de restrictions et de recommandations : l'interdiction de la perception d'intérêts considérée comme de l'usure (Riba), l'argent étant un simple vecteur d'échange et ne pouvant être en lui-même créateur de richesses. Parallèlement, la Charia a mis en place un système basé sur le Partage des Pertes et des Profits (appelé communément le principe des 3P ou PPP) ainsi que le principe de l'Asset backing qui exige que toute opération doit être obligatoirement adossée à un actif tangible, réel et détenu.

Ainsi, une des fonctions principales des institutions financières est de savoir gérer les risques liés aux transactions financières. Pour offrir des services financiers avec le minimum de risque possible, les IFI ont développé un ensemble de moyens afin d'atténuer ces risques.

Les banques islamiques offrent une alternative plus stable comparativement à celle du système bancaire traditionnel ²(Chapra, 2000). La nature des risques systématiques de ce nouveau système serait similaire à celle des fonds mutuels.

Par conséquent, les techniques d'identification et de gestion des risques qui sont à la disposition des banques islamiques pourraient être de deux types, le premier type comprend les techniques standards et un deuxième type se compose de techniques qui doivent être développées ou tenu adaptées en vue de la conformité de la Sharia. Le présent article s'attardera sur un risque spécifique dû à cette structure, il s'agit du risque commercial déplacé ou translaté (RCD).

La VAR est également utilisé par les banques islamiques, nous allons la proposer comme moyen de prédication contre le risque

commercial déplacé à travers un cas d'étude sur une banque islamique du Bahreïn.

Notre travail de recherche a pour but de répondre à la problématique suivante :

« En quoi consiste le risque commercial déplacé, et quelle est la meilleure méthode qui nous permet de calculer les capitaux supplémentaires nécessaires à sa couverture ?

Pour répondre à notre problématique, nous avons voulu poser les hypothèses suivantes :

- La finance islamique se propage dans l'ensemble de globe ;
- L'approche de l'IFSB proposée est plus prudentielle que celle de la VAR.

Afin de répondre à notre problématique nous avons structuré notre travail en deux (2) parties, une partie théorique comporte un aperçu sur les banques islamiques et le risque commercial déplacé, et une partie pratique, illustre la mesure de risque commercial déplacé par la méthode VAR

1- LE CONTEXTE INTERNATIONAL DE LA FINANCE ISLAMIQUE.

1.1- Les fondements de la finance islamique

L'économie islamique vise à instaurer une société dans laquelle les besoins humains fondamentaux sont satisfaits. La rentabilité n'étant pas le principal but, la priorité est donnée aussi au respect des principes de la charia : le principe de la rationalité économique humaine, le principe de la justice, le principe du respect des valeurs morales, le principe de la propriété et de la zakat³(Smith, 2009).

1.2- Sources de la finance islamique

La finance islamique comme son nom l'indique s'appuie sur l'Islam qui est une religion monothéiste. Cette religion repose essentiellement sur le droit islamique « Charia » qui signifie littéralement "le chemin". Ce terme signifie la loi islamique non codifiée qu'il est possible d'interpréter et développer. La Chari'a a deux sources principales : le

Coran (le texte sacré de l'Islam qui rend compte du message de Dieu tel que révélé au Prophète Mohammed) et les Hadith (les corps de textes regroupant la Sunna, expressions, enseignements et actions du Prophète⁴ (Hany Regraguiet AL Meriouh, 2016).

1.3- Principes de la finance islamique

Tous les chercheurs en finance islamique s'accordent sur les principes fondamentaux régissant la pratique financière en islam et qui sont au nombre de cinq, dont deux sont des principes positifs et trois sont négatifs (interdictions) ⁵(Eedle, 2009).

- Interdiction de la *riba* « Intérêt »
- Interdiction du *gharar* «l'incertitude»
- Interdiction du *maysir*« la spéculation »
- Activités illicites : La finance islamique exclu de son champs de financement certaines activités interdites par la Charia' et tout produit contraire à la morale,
- Interdiction de la thésaurisation.

Dans la finance islamique la banque n'est pas un simple pourvoyeur de fonds intéressée uniquement par les garanties offertes par l'emprunteur, mais un véritable partenaire de l'entrepreneur à travers le principe de partage des pertes et des profits ou PLS (Profit & Loss Sharing) Principe de Partage des Pertes et des Profits (le principe des 3P).

1.4- Période moderne de la finance islamique

Cette période est marquée par l'arrivée des premiers mouvements pour l'établissement de banques islamiques dans les années 40 en Malaisie et dans les années 50 en Pakistan, et ce n'est qu'au début des années 60 que commence le point de départ des premières recherches dans ce domaine. Les années 70 marquent le démarrage de la finance pratiqué selon les préceptes de la Sharia à une plus grande échelle, en 1973 la banque Islamique de Développement « BID » fut créé par l'organisation de la conférence Islamique qui a démarré son activité en octobre 1975⁶ (Saidane, 2009).

1.5- Internationalisation de la finance islamique

L'internalisation de la finance islamique suggère des marchés de crédit liquides. Cette approche permet aux investisseurs de voir l'existence d'un cadre juridique et fiscal adapté aux produits de cette finance. Encourager l'internalisation et la banalisation de la finance islamique ne pourra qu'accélérer le développement du secteur. Par ailleurs de nombreux états européens et asiatiques ont procédé à des émissions de Sukuks dès l'année 2009 et son en nette progression aujourd'hui⁷

1.6- Aperçu en termes de chiffre de la finance islamique :

La finance islamique a connu une croissance rapide au cours des dernières années, mais reste concentrée dans quelques pays. Les actifs financiers islamiques mondiaux ont atteint 1,8 billion de dollars en 2015 contre 150 milliards de dollars dépassant les 6,5 billions de dollars américains d'ici à 2020⁸ (Chati Novembre 2012 et Mai 2013).

2- LA GESTION DES RISQUES EN FINANCE ISLAMIQUE

Les institutions financières islamiques ne sont pas seulement sujettes aux mêmes catégories de risques que leurs consœurs conventionnelles, mais de surcroît, elles font face à une série de risques spécifiques à leur nature. Nous mentionnant ci-dessous quelques-uns des risques partagés par les deux types de banques, ensuite nous ferons de même pour certains risques spécifiques à elles⁹ (Hassoune, 2008).

2.1- Les Risques génériques

La majorité des risques auxquels font face les banques conventionnelles tels le risque de crédit, le risque de marché, le risque d'liquidité, le risque opérationnel, etc., concernent aussi les banques islamiques en tant qu'intermédiaires financiers. Mais la nature et le degré d'importance de certains de ces risques ainsi que les modalités de leur couverture diffèrent pour les banques islamiques en raison de l'exigence de conformité à la Charia, parmi ces risques nous distinguant :

2.2- Les risques spécifiques

Aux risques juridiques spécifiques, il faut ajouter ceux dus au mode de rémunération (risque commercial déplacé), au caractère souvent tripartite des contrats (risque dû à l'imbrication des contrats), à l'existence du comité de la Charia (risque dû au mode de gouvernance), et à la nature des banques islamiques (risque de réputation).

2.2.1. Gestion du risque lié aux comptes d'investissement participatifs

Parmi les risques supplémentaires qui sont engendrés par le principe de partage des pertes et des profits sur les comptes d'investissements participatifs « le risque commercial déplacé ». Ce dernier nécessite plusieurs techniques pour sa gestion.

2.2.2. Fonctionnement des comptes d'investissement participatif

Ce contrat spécifique met en relation un investisseur apporteur de fonds et un entrepreneur.

Les titulaires des PSIA représentent les apporteurs de fonds et la banque gestionnaire de ces fonds pour le compte des déposants.

Les profits sont partagés entre la banque et les titulaires des PSIA selon un ratio. Les pertes sont tous supportées par les titulaires des PSIA sauf le risque opérationnel qui est dû à la mauvaise gestion ou négligence de la banque.

Mais en pratique le concept du partage du profit réel avec les déposants n'est pas la pratique commune des banques islamiques car sous pression commerciale et/ou pression réglementaire ces dernières se trouvent obligées de lisser les taux de rendement et d'absorber une partie des pertes qui devraient être supportées par la banque.

2.2.3. Le risque commercial déplacé

Ce risque est très important en finance islamique, il émane des comptes d'investissement (Profit Sharing Investment Account) qui nécessite le partage des profits entre la banque et les titulaires de ces comptes, Nous allons dans un premier temps l'identifier ensuite S'intéresser aux différents mécanismes de sa gestion.

i. Identification du risque commercial déplacé

C'est le risque qu'une insuffisance de rendement des actifs de la banque islamique ne se translate pas en crise de liquidité, conséquence de l'insatisfaction des déposants¹⁰

ii. Les outils de la gestion du risque commercial déplacé

Pour se prémunir contre ce risque les banques islamiques ont développé des techniques de lissage parmi elles la rétention des réserves (PER et IRR).

La PER est retenue du revenu brut avant le partage des profits entre les titulaires des comptes d'investissement et la banque et va servir à augmenter la rémunération.

Quant à L'IRR il est retenu du profit des déposants et va servir à absorber les pertes.

Si le montant de ces réserves se trouve insuffisant la banque islamique peut renoncer à une partie ou à la totalité de sa part de profit « MudaribShare » en faveur des titulaires des PSIA.

La Banque islamique charge une commission k , sur le profit attribué aux titulaires de PSIA pour son rôle en tant que gestionnaire de ces comptes. Cette commission représente la "MudaribShare", ainsi le rendement sur le compte d'investissement net des charges avant la rétention de la réserve du risque d'investissement

3- LA METHODE DE LA VALUE AT RISK PROPOSEE POUR L'ETUDE D'UN CAS PRATIQUE SUR UNE BANQUE ISLAMIQUE DU BAHREÏN

Le modèle interne que nous avons proposé pour la quantification du risque commercial déplacé, est basé sur la mesure VaR, il repose sur les pratiques de la banque islamique en termes de rétention de réserves et de partage de profits avec les titulaires des comptes

d'investissement. Notre modèle représente une alternative à la mesure du risque commercial déplacé, à caractère arbitraire et forfaitaire proposé par L'IFSB (2005)¹¹, et il est considéré aussi comme le mieux adapté pour la quantification des paramètres de ce risque.

3.1 Application de la Value atRisk pour la mesure du RCD

3.1.1 Modèle de la Value atRisk proposée

Le risque commercial déplacé vient du fait que le taux du rendement sur les comptes d'investissement participatifs (PSIA) tombe au-dessous d'un plancher (Benchmark) (Toumi; Viviani, 2009)¹².

De l'identité du bilan, nous savons que le montant investi dans l'actif A, est la somme des fonds des actionnaires de la banque K, et les fonds des titulaires des comptes d'investissement (PSIA)^U DI:

$$A = K + DI \quad (1)$$

Réserve d'égalisation de profit PER est retenu du revenu brute, le revenu brute net de la PER est égal à : $(1 - p)R_A$

Tel que :

p : La proportion de la PER retenue dans l'année.

R_A : Le Revenu brut.

Le revenu brut net de la PER est ensuite divisé entre la part de profit attribuée aux actionnaires de la banque et la part de profit attribuée aux titulaires de PSIA en proportion de leur investissement. De l'identité du bilan (1) et la définition de la PER, on obtient :

$$(1 - p) R_A = \frac{K}{A} (1 - p) R_A + \frac{DI}{A} (1 - p) R_A = (1 - x_A) (1 - p) R_A + x_A (1 - p) \quad (2)$$

$$x_A (1 - p) (1 - k) R_A \quad (3)$$

k : Commission en % du rendement de l'actif.

La banque islamique retient l'IRR qui est une proportion i du revenu attribué aux titulaires de comptes d'investissement. Le rendement sur le compte d'investissement est :

$$R_i = x_A (1 - p) (1 - k) (1 - i) R_A \quad (4)$$

Le revenu est attribué aux titulaires des comptes d'investissement après la constitution des réserves (provisions) (PER et IRR), et la déduction de la part du revenu de la Banque "MudaribShare". La répartition du revenu est déterminée par la direction de la Banque dans la limite de participation aux bénéfices autorisés et par les termes et conditions des comptes de placement.

Le schéma suivant illustre la répartition des profits et la rétention des différentes réserves et la MudaribShare.

Avec :

R_A : Revenu brute de l'actif financé conjointement par les fonds des titulaires de PSIA et les fonds des actionnaires

p : La proportion de la PER retenue dans l'année.

x_A : Le pourcentage de la part des profits des titulaires des comptes d'investissement.

k : La proportion de Mudaribshare prise par la banque.

i : La proportion de l'IRR retenue dans l'année.

Le titulaire du compte d'investissement compare son rendement avec celui d'un indice de référence ou benchmark R_B qui n'est pas nécessairement connu à la date de l'investissement.

Nous voulons connaître la quantité de fonds propres des banques nécessaire à absorber le risque commercial déplacé. En dépit du niveau de réserve existante, la rentabilité des investissements peut être inférieure à celle du niveau du benchmark. Le niveau de fonds propres non couvert par le montant de la réserve E sera obtenu par la Value atRisk (VaR) pour un niveau de probabilité donné α , et un horizon de temps donné.

$$P(R_t + E - R_B \leq VaR_\alpha) = \alpha$$

$$P(R_t - R_B \leq VaR_\alpha - E) = \alpha \quad (5)$$

E : la partie du montant cumulé de la réserve attribuée aux titulaires des comptes d'investissement.

De l'équation (5), en soustrayant la moyenne et en divisant par l'écart-type de la différence entre le profit sur l'investissement et celui de l'indice benchmark, nous obtenons :

$$P\left(\frac{\tilde{R}_I - \tilde{R}_B - (E(\tilde{R}_I) - E(\tilde{R}_B))}{\sigma(\tilde{R}_I - \tilde{R}_B)} \leq \frac{VaR_a - E - (E(\tilde{R}_I) - E(\tilde{R}_B))}{\sigma(\tilde{R}_I - \tilde{R}_B)}\right) = \alpha$$

i. Approche paramétrique

Si les rendements de l'investissement et de l'indice benchmark suivent la loi normale, en isolant la VaR nous obtenons :

$$VaR_a = z_a \sigma (\tilde{r}_I - \tilde{r}_B) + e + (E(\tilde{r}_I) - E(\tilde{r}_B))$$

z_a . Quantile de la loi normale standard pour un niveau de confiance α .

Il est plus simple d'exprimer la VaR comme pourcentage du montant du compte d'investissement DI :

$$\frac{VaR_a}{DI} = z_a [V(\tilde{r}_I) + V(\tilde{r}_B) - 2\text{cov}(\tilde{r}_I, \tilde{r}_B)]^{1/2} + e + (E(\tilde{r}_I) - E(\tilde{r}_B))$$

De (4) on obtient :

$$\tilde{r}_I = (1-p)(1-k)(1-i)\tilde{r}_A = f\tilde{r}_A$$

\tilde{r}_I : Le rendement réel sur les comptes d'investissement participatifs.

\tilde{r}_B : Le rendement du benchmark

E : PER accumulé exprimé en % du montant du compte d'investissement. (Nous notons DI).

La banque islamique investit le montant des comptes d'investissement dans des portefeuilles bien diversifiés, le benchmark est aussi un portefeuille diversifié, leurs bêtas sont respectivement β_A, β_B avec $f\beta_A > \beta_B$.

En utilisant les équations du **MEDAF (CAPM)** on peut écrire que :

$$E(\tilde{r}_I) = fE(\tilde{r}_A) = f[r_F + \beta_A [E(\tilde{R}_M) - r_F]]$$

$$E(\tilde{r}_B) = r_F + \beta_B [E(\tilde{R}_M) - r_F]$$

Sans prendre en compte le risque spécifique, nous avons les relations suivantes :

$$V(\tilde{r}_I) = f^2 \beta_A^2 V(\tilde{R}_M)$$

$$V(\tilde{r}_B) = \beta_B^2 V(\tilde{R}_M)$$

$$\text{Cov}(\tilde{r}_I, \tilde{r}_B) = f\beta_A \beta_B V(\tilde{R}_M)$$

La VaR est :

$$\frac{VaRa}{DI} = (f\beta_A - \beta_B) [Z_{\alpha} \sigma (R_M) + (E(R_M) - r_F)] + e + (f-1) r_F (6)^*$$

Dans le cas le plus simple ou le portefeuille du benchmark est l'actif sans risque, et le portefeuille investi est égal au portefeuille de marché, la VaR devient :

$$\frac{VaRa}{DI} = [Z_{\alpha} \sigma (R_M) + (E(R_M) - r_F)] + e + (f-1) r_F$$

3.2- Cas d'application sur la banque islamique du Bahreïn

Sur la base du rapport annuel du 31-12-2012¹⁴.

La banque islamique investit dans SePBahreins Shariah index.

Le portefeuille benchmark est « Bahrein all share index »

Tableau n°1 : Les données de la banque

Le PER accumulé	2688 million BD
L'IRR accumulé	63 million BD
Dépôt des investissements de partage des profits (DI)	592037 million BD
Portefeuille de marché	Bahreïn all Share index
Portefeuille shariah-complant	S&P Bahrain Shariah index
Taux sans risque r_F ¹⁵	4,5%

Source : Elaboré par nos soins en utilisant les données du rapport annuel de l'année 2012 de la BSC.

A partir des données du bilan nous calculons les paramètres nécessaires à la formule de la VaR suivante et on obtient les résultats dans le tableau ci-dessous.

$$\frac{VaRa}{DI} = (f\beta_A - \beta_B) [Z_{\alpha} \sigma(\tilde{R}_M) + (E(\tilde{R}_M) - r_F)] + e + (f-1) r_F$$

3.2.1. Etude descriptive de la série utilisée

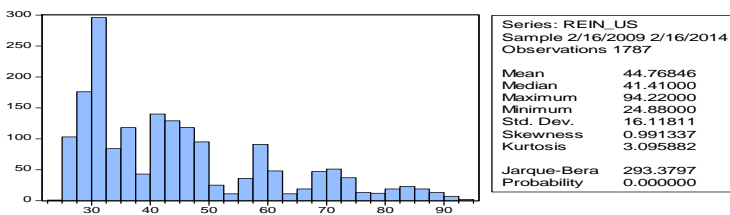
Les données sont des observations journalières de rendement sur l'indice boursier S&P Dow Jones indices. Leur nombre est de 1787 observations. La période couverte s'étant du 16 février 2009 au 16 décembre 2014.

Tableau n°2 : Paramètres du modèle

P	PER retenu en 2012/ revenu totale (revenu brute)	
K	MudaribShare/ profit attribué aux titulaires de PSIA ^U (net du PER avant mudaribshare).	
I	IRR retenu en 2012/ profit attribué aux titulaires de PSIA ^U (net du PER et mudaribshare)	
F	$(1-p)(1-k)(1-i)$	
E	$\frac{PER_{acc}}{DI}$	$\frac{PER_{acc} + IRP_{acc}}{DI}$
E(R _m)*	0,0002957	
L'écart type σ_m **	0,004160052	
Beta β_A	1,266042057	

Source: Elaboré par nos soins en utilisant le rapport annuel de l'année 2012 de la BSC.

Graphique N° 1 : Normalité des séries: Test de Jack Berra



Source: L'application sur données de S&P Bahrain Shariah index par Eviews.

*Nous avons calculés les rendements journaliers en utilisant les séries temporelles de l'indice des prix du marché pendant une période de 2 ans (30-03-2011 au 31-12-2012) pour corriger le rendement espéré journalier E(R_m).

** σ_m calculé les rendements journaliers en utilisant les séries temporelles de l'indice des prix du marché

Dans le but d'étudier notre série de Rendement et afin de tester sa normalité, nous utilisons le « **Test de Jack Berra** » la valeur de ce dernier est (293,379) supérieure à 5.99 ce qui amène à l'absence de la normalité. Ou encore la valeur de la **Kurtosis** (3,095) (supérieure à 3) assure ce résultat et montre que la distribution de cette série est

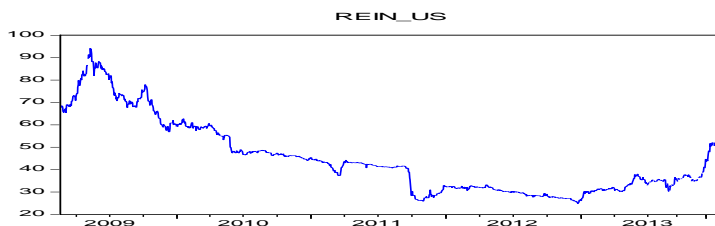
leptokurtique. En plus de celle de **la Skewness** à 0,991 qui montre que la distribution est asymétrique et a une queue allongée vers la droite.

Stationnarité des séries

En plus de la normalité nous testons la Stationnarité de la série :

Observation graphique.

Graphique n°2 : **L'observation graphique de la série brute.**



Source : L'application sur données de S&P Bahrain Shariah index par Eviews.

Tableau n°3 : **Analyse de la stationnarité de la série présenté.**

Hypothèse	Valeur calculée	Valeur tabulée	Décision
Test ADF p=0 (M3)	0,50	-3,41	H0 acceptée
Test Fisher (seuil Fuller)	2 ,31	6,25	H0 acceptée
Test ADF p=0 (M2)	-1,436942	-2,862955	H0 acceptée
Test Fisher (seuil fuller)	1,81	4,59	H0 acceptée
Test ADF p=0 (M1)	-1,15	-1,94	H0 acceptée
Conclusion	La série REIN_US est non Stationnaire de type DS.		

Source : Elaborer par nos soins

L'analyse visuelle du plot montre la présence d'une tendance globale à la baisse .Il semble donc que la série soit non stationnaire.

Test de Dickey-Fuller

Afin de tester la stationnarité des séries de rentabilités, nous allons avoir recours au test de Dickey-Fuller augmenté (ADF).

Après la différentiation ; les résultats des tests de Dickey-Fuller Augmentée sur la série différenciée sont résumés dans le tableau suivant :

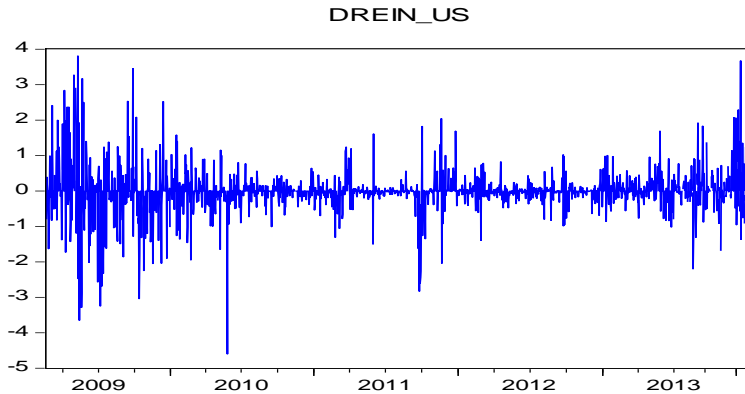
Tableau n°4 : Analyse de la stationnarité de la série

Hypothèse	Valeur Calculée	Valeur Tabulée	Décision
ADF (M3)	-42,06	-3,41	H0 rejetée
ADF (M2)	-41,97	-2,86	H0 rejetée
ADF (M1)	-41,97	-1,94	H0 rejetée

Source : Elaborer par nos soins.

D'après les résultats du tableau 02 et la stratégie de Dickey-Fuller, la série D(REIN_US) est stationnaire. Donc la série REIN_US est intégrée d'ordre (1).

Graphique n° 3 : L'observation graphique de la série stationnaire.



Source : L'application sur données de S&P BahrainShariah index par Eviews.

L'observation graphique de la chronique DREIN_US démontre une stationnarité.

Notre résultat à l'aide On peut confirmer du corrélogramme suivant :

Tableau n°5 : Corrélogramme simple et partiel des résidus de la série stationnaire

Date: 02/17/16 Time: 18:34
Sample: 2/16/2009 2/16/2014
Included observations: 1786

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	1	0.006	0.006	0.0731	0.787
2	1	0.021	0.021	0.8502	0.654
3	1	0.056	0.055	6.4036	0.094
4	1	-0.016	-0.017	6.8916	0.142
5	1	0.083	0.082	19.371	0.002
6	1	0.095	0.092	35.416	0.000
7	1	0.022	0.021	36.318	0.000
8	1	0.035	0.023	38.542	0.000
9	1	-0.033	-0.041	40.472	0.000
10	1	-0.017	-0.024	41.004	0.000
11	1	0.030	0.014	42.611	0.000
12	1	0.084	0.058	49.937	0.000
13	1	0.046	0.039	53.724	0.000
14	1	0.017	0.013	54.240	0.000
15	1	0.027	0.030	55.554	0.000
16	1	-0.060	-0.063	62.038	0.000
17	1	0.060	0.049	68.535	0.000
18	1	-0.001	-0.021	68.537	0.000
19	1	0.003	-0.006	68.552	0.000
20	1	0.038	0.021	71.198	0.000
21	1	0.021	0.032	71.963	0.000
22	1	0.052	0.059	76.810	0.000
23	1	-0.000	-0.011	76.810	0.000
24	1	0.031	0.030	78.581	0.000
25	1	0.031	0.010	80.372	0.000
26	1	-0.044	-0.056	83.843	0.000
27	1	0.043	0.026	87.240	0.000
28	1	0.006	-0.004	87.298	0.000
29	1	-0.001	-0.001	87.300	0.000
30	1	-0.009	-0.025	87.441	0.000
31	1	0.021	0.035	88.234	0.000
32	1	0.008	0.001	88.342	0.000
33	1	-0.013	-0.017	88.648	0.000
34	1	0.058	0.050	94.841	0.000
35	1	-0.002	-0.012	94.847	0.000
36	1	-0.016	-0.019	95.302	0.000

Source : L'application sur données de S&P BahrainShariah index par Eviews

Nous constatons que tous les résidus se retrouvent à l'intérieur de l'intervalle de confiance et ils se rapprochent exactement d'un bruit blanc.

Ainsi la série des rendements est stationnaire, c'est-à-dire que le passé est comparable au présent et au futur, en moyenne. Ce test nous servira pour les deux types de VaR.

3.2.1. Mesure de la VaR.

i. L'approche paramétrique de la VaR.

On appliquant la formule (6) (décrite à la page ci-dessus) pour différents taux de confiance et sur différentes périodes, on obtient le tableau suivant :

Tableau n°6 : Le quantile Var $Z\alpha$ a différents taux de confiance et a différentes périodes.

	90%	95%	99%
VaR 1 jours	-0,519%	-0,670%	-0,953%
VaR 10 jours	-0,953%	-0,953%	-3,012%
VaR 1 année	-8,234%	-10,629%	-15,122

Source : Elaboré par nos soins à l'aide

Par exemple le capital nécessaire pour couvrir le risque commercial déplacé pour une année est de 15,122% du total des comptes d'investissements, pour un degré de confiance de 99%.

Le montant du capital nécessaire pour différent degré de confiance et sur différentes périodes est de :

Tableau n°7 : Le capital nécessaire pour différents taux de confiance et différentes périodes.

	90%	95%	99%
VaR 1 jours	3070,979104	-3964,15921	5639,616545
VaR 10 jours	9711,288616	12535,77211	17834,03341
VaR 1 année	48750,28195	62929,07656	89526,13721

Source : Elaboré par nos soins à l'aide d'Excel.

Par. Exemple le montant du capital nécessaire pour couvrir le risque commercial déplacé pour une année est de 89526,13 BD, pour un degré de confiance de 99%.

ii. L'approche historique de la VaR.

L'approche historique ne suppose pas d'hypothèse particulière, elle porte sur le passé de la banque pour mesurer les cas où le rendement de l'indice shariah- compliant est inférieur à celui du marché.

Tableau n°8 : **Le quantile Var Z α à différents taux de confiance et à différentes périodes.**

	90%	95%	99%
VaR 1 jours	-0,130%	-0,154%	-0,593%
VaR 10 jours	-0,411%	-0,488%	-1,875%
VaR 1 année	-2,065%	-2,451%	-9,412%

Source : Elaboré par nos soins à l'aide d'Excel

Et pour le montant du capital nécessaire :

Tableau n°9 : **Le capital nécessaire pour différents taux de confiance et différentes périodes**

	90%	95%	99%
VaR 1 jours	-770,0819959	-913,9513659	-3510,254071
VaR 10 jours	-2435,213092	-2890,167987	-11100,39803
VaR 1 année	-12224,6727	-14508,52815	-55723,55587

Source : Elaboré par nos soins à l'aide d'Excel.

L'approche historique nécessite plus de fond pour la couverture du RCD, elle est donc plus stricte que l'approche paramétrique, qui se base sur une normalité non vérifiée.

3.2.2. Comparaison avec les directives de la banque centrale du Bahreïn (IFSB)

La banque centrale du Bahreïn a établi des règles prudentielles pour les banques islamiques afin de s'aligner avec les standards internationaux et notamment les directives de l'IFSB (2005). Ainsi la Banque centrale du Bahreïn a fixé un taux de 30% pour le RCD (c'est-à-dire un alpha de l'ordre de 30%), en d'autres termes la banque islamique du Bahreïn se doit de supporter 30% d'un risque pondéré entre le risque de marché et le risque de Crédit, pour les actifs financés par des comptes d'investissement afin d'atténuer le risque commercial déplacé. Les 70% restante doivent être à la charge des titulaires des comptes d'investissements¹⁷(Archer; Rifaat et Sandararajan,2010)

On suppose que les actifs de risques pondérés financés par les comptes d'investissements soient calculés sur la base un prorata de partage entre les actifs appropriés.

Tableau n°10 : **Les données.**

Le total des actifs pondérés de crédit	459478
Actifs du risque pondéré de marché	17063
Le total des actifs du risque pondéré (risque de crédit+risque de marché)	476541
Total du passif, fonds d'investissement et fonds propres	832804
Compte d'investissement	661260

Source : Elaboré par nos soins en utilisant les données du rapport annuel de l'année 2012 de la BSC.

On calcule les charges de capitaux nécessaires pour couvrir le risque commercial déplacé.

Tableau n°11 : **Les résultats de l'approche de L'IFSB.**

% du total des comptes d'investissement (passifs, compte d'investissement et fond propre)	79,402.0%
Le total du risque pondéré des actifs (risque de crédit+risque de marché) financé par les comptes d'investissement.	378381,3498
Alpha (α)	30%
La charge de capital requise pour le risque commercial déplacé : $RCD\alpha$	113514,4049

Source : Elaboré par nos soins en utilisant les données du rapport annuel de l'année 2012 de la BSC.

Ce montant représente 19,17% des comptes d'investissement c'est-à-dire que l'approche de l'IFSB est beaucoup plus prudentiel que l'approche de la VaR proposée.

CONCLUSION GÉNÉRALE

Le risque commercial déplacé est un nouveau risque dans la littérature des risques bancaires. Le présent article a tenté d'identifier ce risque spécifique découlant de la gestion des comptes de partage de pertes et profits. La majorité des banques islamiques absorbent une partie des pertes qui doit être normalement supporté par les détenteurs des comptes d'investissement, sous la pression commerciale qui les expose au RCD.

On a tenté de proposer deux méthodes internes basées sur la Value at Risk pour mesurer le RCD et les appliquées aux chiffres de la banque islamique du Bahreïn :

Une VaR paramétrique qui dépend des politiques de lissage du rendement de la banque islamique, ces politiques sont tributaires des différentes réserves détenues par la banque à savoir la PER et l'IRR, ainsi que les parts et ratios entre la banque et les investisseurs c'est-à-dire le ratio de partage de pertes et profits, et le ratio de la part du Mudarib détenu par la banque en tant que gestionnaire de fonds.

Et une VAR historique qui dépend des pires dépassements de l'indice de marché et les performances de la banque augmentée de ces propres réserves.

les capitaux requis par l'approche de la VAR dans les deux cas sont inférieurs aux recommandations de l'IFSB qui se base sur un ratio α du risque pondéré, ces recommandations sont sujettes à plusieurs critiques, à savoir qu'ils recommandent à toutes les banques dans une même juridiction, la même proportion α du risque pondéré des actifs financés par les comptes PSIA, sans prendre en compte les rendements propres à chaque banque ainsi que leurs politiques internes de lissage du rendement.

La méthode de la VAR pourrait être une alternative pour mesurer les capitaux supplémentaires nécessaires à la couverture du RCD, en particulier en se référant aux directives de l'IFSB qui tolèrent un modèle interne de mesure de risque.

RECOMMANDATIONS :

Offrir certains instruments de couvertures (hedging) et ouvrir un marché monétaire amélioreront d'avantage le processus de gestion des risques dans les institutions financières islamiques.

Les banques islamiques doivent développer leur propre modèle interne pour quantifier la charge de capital pour le risque commercial déplacé.

Comme nous l'avons énoncé, l'évaluation du RCD devrait être fondée sur les rendements propres de chaque banque islamique ainsi que leurs politiques internes de lissage du rendement.

Toutefois la comparaison que nous avons menée doit être traitée sur un grand panel de banques islamiques pour confirmer notre jugement.

Références Bibliographiques

Chati A., (2012,2013). «L'impact de L'application d'une Ethique Bancaire sur la Diversification des Banques Islamiques ». *Etudes en Economie Islamique*, vol.6, no. 1&2, Novembre 2012 et Mai 2013, P 8.

Chapra M., (2000). «*The Future of Economics an Islamic Perspective*», The Islamic Foundation, Leicester.

Eedle S., (2009). « *Opinion d'une Banque D'envergure Mondiale sur L'évolution de La Finance Islamique* », Euromoney, Islamic Finance Awards, 2009, 11672, P 2.

Hassoune A., (2008). *La Gestion des Risques dans Les Banques Islamiques*. Moody's Investors Service. 2008, P 14.

Hany N., Regragui Y., & AL., Meriouh Y., (2016). «Etude Comparative du Coût de Crédit entre la Finance Islamique et la Finance Conventionnelle dans le Contexte Marocain International» *Journal of Innovation and Scientific Research*, vol.20, no. Janvier, 2016, P 92.

Khan T & Ahmed H., (2005). «*La Gestion des Risques: Analyse de Certains Aspects liés à L'industrie de La Finance Islamique*». Banque Islamique de Développement et Institut Islamique de Recherche et de Formation, Djeddah, 2005, p. 21.

Smith H., (2009). « Guide de la Finance Islamique ». *Journal de la Finance Islamique*, Novembre, 2009, P 1.

Saidane D., (2009). « *Finance Islamique : à l'heure de la mondialisation* », Revue Banque, 2009, P 11.

Toumi K., & Viviani L., (2009). «Islamic Banks Exposure to Displaced Commercial Risk: Identification and Measurement», 2009, p. 14.

Toumi K., & Viviani L.,(2009).«Islamic Banks Exposure to Displaced Commercial Risk: Identification and Measurement»,2009, p. 16.

Archer S., Rifaat & Sandararajan V., (2010). «Supervisory, Regulatory, and Capital Adequacy Implications of Profit- Sharing Investment Accounts in Islamic Finance», *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, vol.11, 2010, P 31.

<https://hal-lirmm.ccsd.cnrs.fr/AO-ECONOMIE/> consulté le 17/07/2017 à 15 :15

<https://www.coursehero.com/file/p3e3soc/22-T-HE-PROPOSED-MODEL-OF-V-ALUE-AT-RISK-Displaced-commercial-risk-comes-from/>consulté le17/07/2017 à 22 :40.

<https://www.pressreader.com/france/point-banque/> consulté le 18/07/2017 à 14 :30.

http://www.bisb.com/pdf/financials/Annual_Reports_2012_en.pdf consulté le 18/07/2017 à 11:30

<http://www.bahrainstock.com/bahrainstock/index.asp> consulté le 18/07/2017 à 22:35.:35

WIND ENERGY AS SOURCE FOR RURAL ELECTRICITY TO ENHANCE AGRICULTURAL PRODUCTION AT DJELFA STATE (CENTER OF ALGERIA)

Brahim TAOUSSSI*
Naima BOUDRISSA**
Ismail BENGANA***

Received: 05/03/2017/ Revised: 22/10/2018018/ Accepted: 13/12/2018

Corresponding authors : tb.taoussibrahim@yahoo.com

ABSTRACT

In this paper we have estimated the mean wind power density at Djelfa station. This wild source could be used to electrify the rural regions in the state since most of the fertile farmlands are located in it. We found that the electricity powered by wind reaches 534.93 W/m² (February) in the monthly study, 546.23 W/m² (winter) in the seasonal study and 384.91 W/m² as annual average at 50m height. The two-parameter Weibull distribution used to represent the diurnal mean wind speed data and Bayesian Estimation method is adopted statistical method used to estimate the shape and scale parameters.

KEYWORDS:

Wind Power; Bayesian Estimation; Weibull Distribution; Rural Electrification.

JEL CLASSIFICATION : K32. N70. Q20. Q34. Q47.

* National High School of Statistics and Applied Economics, Koléa, Algeria –

** National High School of Statistics and Applied Economics, Koléa, Algeria –
boudrina2005@yahoo.com

*** OuarglaUniversity, ouergla, Algeria –benggana@gmail.com

L'ENERGIE EOLIENNE COMME SOURCE D'ELECTRICITE RURALE POUR AMELIORER LA PRODUCTION AGRICOLE DANS LA WILAYA DE DJELFA (CENTRE D'ALGERIE)

RÉSUMÉ

Dans cet article, nous avons estimé la densité moyenne de l'énergie éolienne à la station Djelfa. Cette source mondiale pourrait être utilisée pour électrifier les régions rurales de la wilaya (puisque la plupart des terres agricoles fertiles y sont situées) Nous avons constaté que l'électricité produite par le vent atteint 534,93 W/m² dans l'étude mensuelle, 546,23 W/m² (hiver) dans l'étude saisonnière et 384.91 W/m² en moyenne annuelle à 50m de hauteur La distribution Weibull à deux paramètres est la méthode statistique utilisée pour calculer les formes et les échelles et la méthode estimation Bayesian est adoptée pour calculer les données quotidiennes moyennes des vents et les données de vitesse.

MOTS CLÉS

Énergie éolienne; Estimation bayésienne; Distribution de Weibull; Electrification Rural.

JEL CLASSIFICATION: K32. N70. Q20. Q34. Q47.

طاقة الرياح كمصدر للكهرباء الريفية من أجل تعزيز الإنتاج الزراعي في محطة الجلفة (مركز الجزائر)

ملخص

في هذه المقالة قمنا بتقدير متوسط كثافة طاقة الرياح في محطة الجلفة. يمكن استخدام هذا المصدر العالمي لإمداد المناطق الريفية في الولاية بالكهرباء، حيث توجد معظم الأراضي الزراعية الخصبة).

لاحظنا أنّ الكهرباء المولّدة من الرياح تصل إلى 534.93 واط/م² مربع في الدراسة الشهرية (فبراير)، وتصل إلى 546.23 واط/م² في الدراسة الموسمية (الشتاء) و إلى 384.91 واط/م² كم متوسط سنوي على ارتفاع 50 متر.

يعتبر توزيع وايبل **Weibull** ذو المعلمة الثنائية المستخدم لتمثيل بيانات سرعة الرياح المتوسطة اليومية وطريقة تقدير بايزيان **Bayesian** هي طريقة احصائية معتمدة لحساب متوسط معلمات الشكل والحجم الرياح اليومية.

كلمات مفتاحية:

قوة الرياح؛ تقدير بايزي، توزيع وايبل كهرباء الريف.

تصنيف جال: .K32. N70. Q20. Q34. Q47.

INTRODUCTION

The drop of Algerian revenues from oil and natural gas in mid 2014 let the government to look for alternatives to provide hard currency. Enhancing agriculture sector seemed one of the obvious options. by improving this sector Algeria could guarantee its food security, increase its agricultural exports, make this sector produce his own needs from energy and reduce its food' imports bill which is very high the bill reached 9.31\$ billion in 2015, it mainly composed of 3.54\$ billion for cereals and semolina flour, 1.17\$ billion for milk and dairy products, 751.12\$ million for sugar and its derivatives and 386.23\$ million for pulses [1].

One of the important Algerian states in agricultural production is the state of Djelfa. It situated in middle of Algeria, 300km south of Algiers. The area of Djelfa is 32256 km² which is very 1.36% of the total area of Algeria. It is home for over 1475000 inhabitants, which makes it the fourth populated state in Algeria. Djelfa is generally a steppe pasture zone [2].

The agricultural sector in this state has seen a remarkable development in the last years. For the agricultural season 2014/2015, Djelfa ranked the first nationally in production of wool, red meat, sheepskins and goatskins. The state occupied the 5th place in production of onion, the 18th place in production of fodder. Djelfa is one of the top states in producing olive, olive oil and fruits especially the apricot, pomegranate and watermelon besides the dry dates. The state has also its share from the Algerian grain production especially barely and oat (tables 1, 2 and 3).

Table 1: Land distribution in the state of Djelfa.

Land distribution	Area	Percentage from the total area of the state
Total agricultural area	2 501 093 ha	77.54 %
Allocated agricultural area	378 665 ha	11.73 %
Irrigated area	34 000 ha	1.05 %
Pastureland	212 2428 ha	65.79 %
Barren land	164 804 ha	5.10 %
Forest	208 940 ha	6.47 %
Alfa steppe	350 798 ha	10.87 %

Table 2: Livestock in the state of Djelfa.

Type	Number by heads
Sheep	3 364 460
Goats	35 250
Cattle	405 400
Camels	6240

Table 3: Plant and Animal production Table in the state of Djelfa.

Product	Quantity	Product	Quantity
Wool	62 430 q	Red meat	504 990 q
White meat	61 430 q	Milk	28 591 hl
Honey	152 q	Olive oil	18 600 hl
Barely	94 960 q	Soft wheat	2590 q
Durum wheat	80 190 q	Oat	5110 q
Fodder	64 400 q	Onion	604 920 q
Potato	535 800 q	Olive	159 860 q
Apricot	147 960 q		

The state counted 3563 fertile farmlands, 71 storage and cooling facilities, 10808 wells. There are some manufacturing facilities like mills, processing and drying units, the regional slaughterhouse for red meat with daily capacity of 200 head of sheep and 80 head of cattle and the largest slaughterhouse in Africa for white meat with an hourly capacity of 6000 chicken and 2000 turkey [3].

The main issue that encounters the Algerian farmers in general and Djelfa's farmers in particular is bringing the electrical power to their

farms which is usually located in remote areas. This power will be used not only for lightning and household purposes but also to pump water from wells, spray crops, milking, hoisting grain...etc. that will facilitate the peasants life and make their crops grow.

Even though the authorities has launched many programs concern rural electrification in the state – with capacities of 996 km and 840 km in 2015 – the number of covered farms small, many farmers still waiting for electricity to increase their irrigated areas which will lead necessarily to enlarge their production [4].

Wind energy considered a strategic option to provide electricity in agriculture sector because it considered the cheapest among conventional and non-conventional power sources according to table 4. Wind farms themselves can be used to produce electricity and simultaneously to raise crops, as long there is breeze wind turbines can operate during the day or the night – which is very useful for off-grid locations – unlike solar energy. The tract of land required by solar power is relatively large in comparison with wind power. Even though the wind speed isn't very high, the wind turbine still can be used to pump water or grind grain.

Table 4: Cost of some different sources of energy by C€/kWh [5].

Source	Coal	Oil	Gas	Nuclear
Cost	20-15	3-11	1-3	0.2-0.7

Table 4: (Following the table)

Source	PV	Biomass	Hydroelectric	Wind
Cost	0.6	0.08-0.3	0.3-1	0.05-0.25

In this paper we will try to assess the wind energy that can be produced in Djelfa using Bayesian estimation method to estimate the two-parameter Weibull distribution.

In wind energy field, it is better to use the two-parameter Weibull distribution to model wind velocity data, since the wind speed is the key player who determines the wind energy output [6] – [7].

The Weibull probability distribution function (*pdf*) is

$$\begin{cases} f(V) = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{V}{\alpha}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{V}{\alpha}\right)^\beta} & (1) \\ f(V) = \frac{\beta}{\lambda} V^{\beta-1} e^{-\frac{V^\beta}{\lambda}} & (2) \end{cases}$$

Where α is the scale parameter expressed in m/s, β is the dimensionless shape parameter, V is the wind speed in m/s and λ is parameter combines both scale and shape features as $\lambda = \alpha^\beta$ [8].

1- DATA DESCRIPTION

The National Meteorological Office has provided us with windspeed data of Djelfa station from January 2006 to December 2010 at 10m height. The longitude, latitude, altitude and topographic situation for the sites are given in table (5).

Table 5: **Geographical coordinates of the meteorological station of Djelfa.**

longitude	latitude	altitude	Topographic station
3.15E	34.40N	1144m	Highlands

2- BAYESIAN ESTIMATION METHOD

A true alternative to the classical methods of estimation, this method based on consideration that the parameters of the random variable are also random variables, and then we combine the prior distribution of the parameters with the observation's distribution to get an updated posterior distribution by using Bayes theorem.

We found that The Bayes estimators of the shape and scale parameters are:

$$E(\beta/\underline{V}) = \frac{1}{\phi(\beta)} \int_0^\infty \beta^n \left(\prod_{i=1}^n V_i \right)^{\beta-1} \left(\sum_{i=1}^n V_i^\beta \right)^{-n} d\beta \quad (3)$$

$$E(\lambda/\underline{V}) = \frac{\Gamma(n-1)}{\phi(\lambda)} \int_0^\infty \beta^{n-1} \left(\prod_{i=1}^n V_i \right)^{\beta-1} e^{-\frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n V_i^\beta} d\beta \quad (4)$$

Where

$$\phi(\beta) = \int_0^{\infty} \beta^{n-1} \left(\prod_{i=1}^n v_i \right)^{\beta-1} \left(\sum_{i=1}^n v_i^{\beta} \right)^{-n} d\beta$$

$$\phi(\lambda) = \Gamma(n) \int_0^{\infty} \beta^{n-1} \left(\prod_{i=1}^n v_i \right)^{\beta-1} \left(\sum_{i=1}^n v_i^{\beta} \right)^{-n} d\beta$$

We cannot compute (3) and (4) analytically. Therefore, we suggested the Marcov Chain Monte Carlo (MCMC) approach to approximate them, we propose using Gibbs sampler [9] – [12] .

3- USEFUL EQUATIONS

$$\left\{ \begin{array}{l} P_{avail} = \frac{1}{2} \rho A V^3 \end{array} \right. \quad (5)$$

$$\bar{V} = \alpha \Gamma \left(1 + \frac{1}{\beta} \right) \quad (6)$$

$$\bar{P} = \frac{1}{2} \rho \alpha^3 \Gamma \left(1 + \frac{3}{\beta} \right) \quad (7)$$

$$\bar{E} = \frac{1}{2} \rho \alpha^3 \Gamma \left(1 + \frac{3}{\beta} \right) * T \quad (8)$$

$$\alpha_2 = \alpha_1 \left(\frac{Z_2}{Z_1} \right)^m \quad (9)$$

$$m = \frac{0.37 - 0.0881 * \ln \alpha_1}{1 - 0.0881 * \ln \left(\frac{Z_1}{10} \right)} \quad (10)$$

$$\beta_2 = \beta_1 \frac{1}{1 - 0.0881 * \ln \frac{Z_2}{Z_1}} \quad (11)$$

Equation (5) shows us that the power available from P_{avail} from the wind increases cubically with wind velocity V ,Where ρ is the air density (kg/m3) and $\Gamma(.)$ is the gamma function.

Equations (6), (7) and (8) represents the mean wind speed \bar{V} , the mean wind power density \bar{P} and the mean wind energy respectively.

The wind energy must be calculated at the hub height of wind turbine Z_2 which is usually higher than the anemometer level Z_1 . Equations (9), (10) and (11) serve this purpose, where m is power-law coefficient. [13] – [15].

4- RESULTS

4.1. Goodness of fit

Despite the widely acceptance of presenting the wind speed data by the two-parameter Weibull distribution, it is still important to check its suitability. Kolmogorov - smirnov and Anderson - darling goodness of fit tests were applied at 5% level of significance to the measured data of Djelfa[16].

The suitability of the two-parameter Weibull distribution for the 17 samples was checked using Kolmogorov - smirnov and Anderson - darling tests. As we can see from table (6) and figure (1) (in the appendix), the proposed distribution fit well the gathered data in exception of the summer data sample. But, we can re-use the two-parameter Weibull distribution too represent the summer sample through the relationship between Rayleigh and Weibull distributions, knowing that Rayleigh distribution is a special case of Weibull distribution with $\alpha = \sqrt{2}$ and $\beta = 2$ [17].

4.2- Analysis of Wiebull parameters, mean wind speed and mean power density

The results presented in table 7 are summarized as follows:

The maximum monthly wind speed equal to 5.02 is observed in May while the minimum value of 3.08m/s occurs in July. Furthermore, the shape parameter β varies between 1.39 and 2.34, while the scale parameter α lies between 3.48m/s and 5.67m/s. based on last column of table 7 the wind power has the lowest value of 31.44 W/m² in July whereas the highest value is 174.20 W/m² in February.

For the seasonal distribution, we can notice that the mean wind speed is higher during spring season with a value of 4.93 m/s and

lower during summer season with value of 3.76 m/s. the dimensionless parameter of Weibull distribution varies between 1.41 and 2.09 while the scale parameter ranges between 4.25 m/s and 5.57m/s. the minimum wind power density is 62.50 W/m² observed in summer season while the maximum value is 182.31 W/m² in winter season.

The annual wind characteristics for the site are mean wind speed of 4.40 m/s and mean wind power density is 118.19 W/m².

Table 7-Weibull parameters, mean wind speed and mean power density at 10m height.

	α (m/s)	β	V (m/s)	P (W/m ²)
Monthly study				
January	4.69	1.39	4.27	146.95
February	5.40	1.59	4.84	174.20
March	5.35	1.57	4.80	173.04
April	5.60	2.06	4.96	138.73
May	5.67	2.12	5.02	140.06
June	5.12	2.34	4.53	94.89
July	3.48	2.19	3.08	31.44
August	4.14	1.94	3.67	59.72
September	4.33	1.90	3.84	69.97
October	4.23	1.66	3.78	78.19
November	4.66	1.48	4.21	127.11
December	4.77	1.58	4.28	121.33
Seasonal study				
Winter	5.09	1.41	4.63	182.31
Spring	5.57	2.09	4.93	134.59
Summer	4.25	2.00	3.76	62.50
Autumn	4.57	1.64	4.08	100.46
Yearly study				
Year	4.90	1.72	4.40	118.19

4.3- Wind data analysis at higher elevation

As we can see from table 8 (in the appendix), the maximum monthly wind power is 534.93 W/m² reached in February while the minimum is 135.69 W/m² in July. For seasonally mean wind power

density it ranges between 236.55 W/m² (summer) and 546.23 W/m² (winter). The annual mean wind power output for Djelfa at 50m height is 384.91 W/m².

According to Pacific Northwest Laboratory (PNL) classification scheme, if a large-scale wind farm installed at Djelfa it will operate well during the whole year in exception for the period between July and October [18]-[19].

CONCLUSIONS

The dependency of Algerian agriculture on rainfall is its biggest disadvantage. That's what farmers in state like Djelfa irrigate only 340000 hectares from an available 2.5 million hectares of useful agricultural land. To increase the irrigated area, the authorities should provide the peasants with energy so they can pump water from wells since Algeria is one of the top countries in the world with huge reserves of groundwater [20].

Providing electricity to farmers is essential for upgrading agriculture, especially if we knew that more than 40% of agricultural increase in food production of the past decades due to the increase in irrigated areas [21]. Installing a large-scale wind farm in Djelfa is proposed solution to overcome the dependency on rainfall. According to the above results, the wind can produce 384.91 MW as mean annual available power. We have seen that wind turbines will not operate well during July-October period, but that isn't an issue because even though the wind velocity is weak or moderate it can still be used to pump water or grind grain.

Finally, food, paper and pulp, textile and footwear are promising industries in the state because the availability of raw materials they need like wool, sheepskins, goatskins, red meat, Alfa, olive, plum, apricot...etc. beside the huge market of 1.4 million inhabitants that the state represents.

Abbreviation

ha hectare	q quintal
hlhectoliter	PV
photovoltaic	
$\Gamma(.)$ the gamma function.	ρ the air
density.	
T time	m power-law
coefficient.	

Acknowledgments

We would like to express our sincere gratitude to all those who devoted their help to the completion of this work. We must thank M. Halimi and the workers of ONM (Office Nationale de la Meteorologie) for providing the wind speed data, and M. Terki from CDER for his continuous support.

References

Direction générales des Douanes. Statistiques du commerce extérieures de l'Algérie de l'année 2015.

Wilaya de Djelfa. Agence Nationale de Développement de l'Investissement (ANDI). 2015.

Ministry of Commerce. Chamber of Commerce and Industry Ouled Nayil.

Messaoud Ben Salem. Djelfa state is a national leader in wool, red meat, leather, onions and dried plu. production; the capitalists are invited to invest in textile and manufacturing industries. www.djelfa.info/ar/economie/9062.html. at 15:03. 21/09/2015.

Sathyajith M., (2006). *Wind Energy Fundamentals, Resource Analysis and Economics*. Springer. India.

Safari B., and Gasore J., (2010). *A statistical investigation of wind characteristics and wind energy potential based on the Weibull and Rayleigh models in Rwanda*: 2874-2880.

Morgan E C., Lackner M., Vogel R M., and Baise L G., (2010). Probability distributions for offshore wind speeds. *Energy Conversion and Management* 52: 15-26.

Hallinan A.J., (1993). A review of the Weibull distribution. *Journal of Quality Technology* 25: 85 – 93.

Kundu D., (2008). Bayesian inference and life testing plan for the Weibull distribution in presence of progressive censoring. *Technometrics* 50(2) : 144-154.

Devroye L., (1984). *A simple algorithm for generating random variates with a Log-Concave density.* *Computing* 33: 247-257.

Berger J.O., (1989). *Statistical decision theory and Bayesian analysis.* Springer. Second edition. United States.

Al Omari M A., Al-Kutubi H S., and Noor Akma I., (2010). Comparison of the Bayesian and Maximum likelihood estimation for the Weibull distribution. *Journal of Mathematics and Statistics* 6(2): 100 – 104.

Ahmed S A., (2010). Wind energy as a potential generation source at RasBenas, Egypt. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 14: 2167 – 2173.

Oyedepo S O., Adaramola M S., and Paul S S., (2012). Analysis of wind speed data and wind energy potential in three selected locations in south-east Nigeria. *International Journal of Energy and Environment* 3:7.

Justus C G., Hargraves W R., Mikhail A., and Graber, D. (1977). Methods for estimating wind speed frequency distributions. *Journal of Applied Meteorology* 17: 350 – 353.

Yilmaz V., Celik E., (2008). A statistical approach to estimate the wind speed distributions: the case of Gelibolu region. *Dogrusunivitesidergisi* 9(1): 122 – 132.

Horst R., (2009). *The Weibull distribution.* CRC Press. Germany.

Boudia S.M., Benmansour A., Ghallai N., Benmedjahed M., and TabetHellal M.A., (2012). Monthly and seasonal assessment of wind energy potential in Mechria region, Occidental Highlands of Algeria. *International Journal of Green Energy* 9(3): 243 – 255.

Moastafaeipour A., Sedaghat A., Dehgham-Niri A.A., and Kalantar V., (2011). Wind energy feasibility study for city of Shahrabak. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 15: 2545 – 2556.

MacDoland A.M., Bonsor H.C., Dochairgh B.E.O., and Taylor, R.G., (2012). Quantitative maps of groundwater resources in Africa. *Environmental Researchers Letters*.

Bardi U., El Asmar T., and Lavacchi, A. (2013). Turning electricity into food: the role of renewable energy in the future of agriculture. *Journal of Cleaner Production* 53: 224-231.

APPENDIX

Figure 1: Probability density distribution obtained from the measured data and the Weibull distribution.

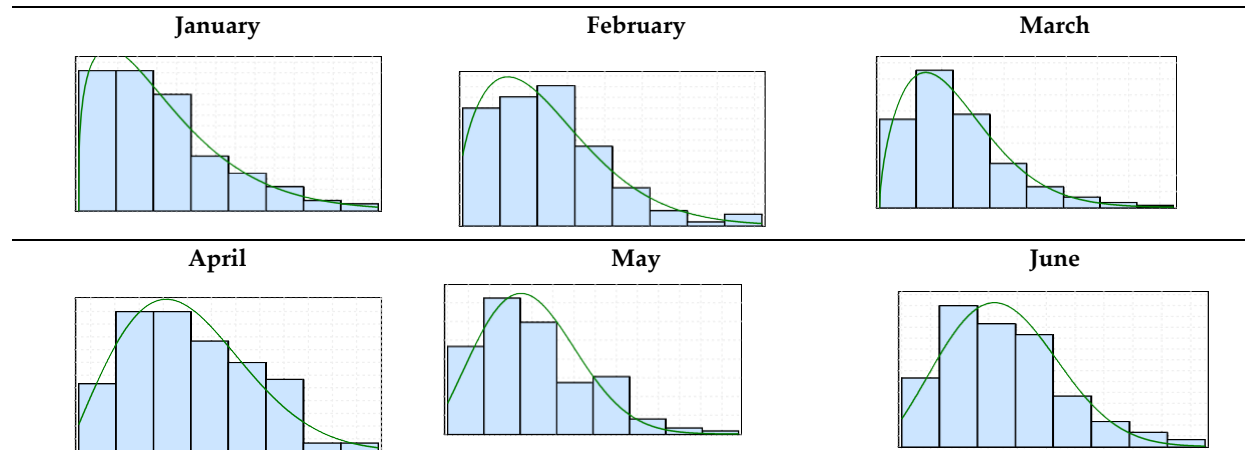
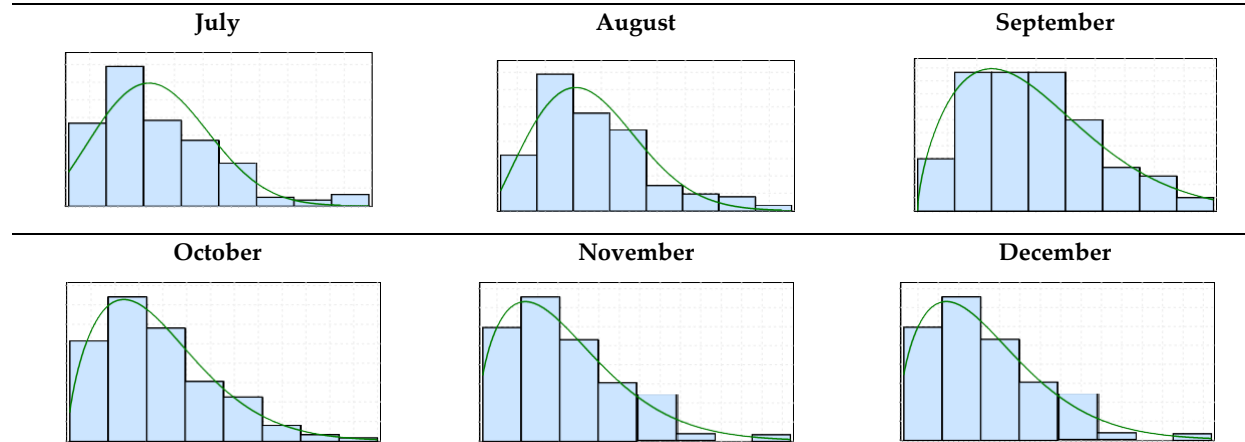


Figure 1: Probability density distribution obtained from the measured data and the Weibull distribution.



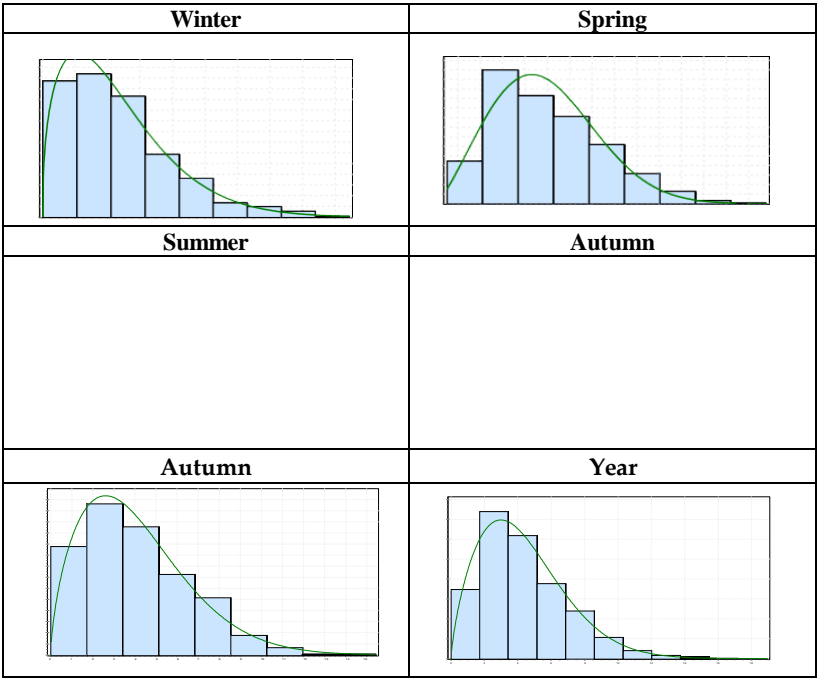


Table 6: Kolmogrov-Smirnov and Anderson –Darling calculated and tabulated statistics.

	n	D_n	P-value	D_α	A_n^2	A_α^2	Distributio n	Decisio n
Monthly study								
January	155	0.03	0.96	0.10	2.18	2.50	Weibull	Accept H_0
February	141	0.06	0.65	0.11	0.35	2.50	Weibull	Accept H_0
March	155	0.05	0.79	0.10	2.28	2.50	Weibull	Accept H_0
April	150	0.05	0.80	0.11	0.39	2.50	Weibull	Accept H_0
May	155	0.09	0.12	0.10	2.11	2.50	Weibull	Accept H_0
June	150	0.05	0.80	0.11	0.63	2.50	Weibull	Accept H_0
July	155	0.09	0.14	0.10	2.01	2.50	Weibull	Accept H_0
August	155	0.07	0.81	0.10	1.07	2.50	Weibull	Accept H_0
September	150	0.05	0.71	0.11	2.73	2.50	Weibull	Accept H_0
October	155	0.04	0.90	0.10	0.27	2.50	Weibull	Accept H_0
November	150	0.06	0.56	0.11	2.52	2.50	Weibull	Accept H_0
December	155	0.05	0.67	0.10	0.53	2.50	Weibull	Accept H_0
Seasonal study								
Winter	451	0.03	0.60	0.06	4.29	2.50	Weibull	Accept H_0
Spring	460	0.06	0.03	0.06	2.29	2.50	Weibull	Accept H_0
Summer	460	0.06	0.03	0.06	2.79	2.50	Weibull	Reject H_0
Summer	460	0.05	0.12	0.06	2.09	2.50	Rayleigh	Accept H_0
Autumn	455	0.03	0.55	0.06	4.51	2.50	Weibull	Accept H_0
Annual study								
Year	1826	0.02	0.08	0.06	9.26	2.50	Weibull	Accept H_0

Table 8: Weibull parameters, mean wind speed and mean power density at 50m height.

	α (m/s)	β	$V(m/s)$	P (W/m ²)	m	class	potential
Monthly study							
January	7.52	1.62	6.73	456.55	0.293	4	Good
February	8.44	1.85	7.50	534.93	0.278	5	Excellent
March	8.38	1.82	7.44	531.11	0.279	5	Excellent
April	8.70	2.40	7.71	456.98	0.274	4	Good
May	8.79	2.47	7.79	461.92	0.272	4	Good
June	8.08	2.72	7.19	338.47	0.284	3	Moderate
July	5.88	2.55	5.22	135.69	0.326	1	Poor
August	6.78	2.26	6.01	227.13	0.307	2	Marginal
September	7.04	2.21	6.23	258.16	0.302	2	Marginal
October	6.90	1.93	6.12	278.40	0.305	2	Marginal
November	7.48	1.72	6.66	408.87	0.294	4	Good
December	7.62	1.84	6.77	397.02	0.291	3	Moderate
Seasonal study							
Winter	8.04	1.64	7.19	546.23	0.284	5	Excellent
Spring	8.66	2.43	7.68	446.40	0.274	4	Good
Summer	6.93	2.33	6.14	236.55	0.304	2	Marginal
Autumn	7.36	1.91	6.53	341.58	0.296	3	Moderate
Annual study							
Year	7.79	2.00	6.90	384.91	0.289	3	Moderate

FEAR OF FLOATING AND EXCHANGE RATE PASS THROUGH TO INFLATION IN ALGERIA

Lynda MIZI ALLAOUA*
Mohammed ACHOUCHE**

Received : 08/11/2017 / **Revised :** 02/11/12/ **Accepted :** 02/12/2018

Corresponding authors : lynda.miziallaoua@univ-bejaia.dz

ABSTRACT

The purpose of this paper is twofold: (i) identify a "fear of floating" theory in Algeria using indicators defined in empirical studies of Calvo and Reinhart (2002) and Hausmann et al (2000) and (ii) examine empirically one of its explanations; a strength pass-through of devaluation on domestic prices. For results, US/DZ exchange rates and foreign reserves variability probabilities, on monthly data over 1990-2015 period, classify Algeria among fear of floating countries. The VAR model based on Mc Carty (2007), over quarterly data of 2000-2016 period, shows that a three stage of inflation; import, producer and consumer prices react at US/DZ and do not at EU/DZ exchange rate.

KEYWORDS:

Exchange rate regime, inflation, pass-through, monetary policy, VAR model.

JEL CLASSIFICATION: E31, F31, F33

* PhD student in Money, Finance and Globalization, Laboratoire d'Economie de Développement, faculty of Economics, Business and Management, Université de Bejaia, Algeria.

** Professor, Laboratoire d'Economie de Développement, faculty of Economics, Business and Management, Université de Bejaia, Algeria.

RÉSUMÉ

Ce papier a un double objectif : (i) identifier la théorie de la "peur du flottement" pour l'Algérie, en utilisant les indicateurs définis dans les travaux empiriques de Calvo et Reinhart (2002) et Hausmann et al (2000) et (ii) évaluer l'une des explications de cette théorie ; la forte transmission de la dévaluation à l'inflation. Pour résultats, les probabilités de variations du taux de change US/DZ et des réserves de change, sur données mensuelles de la période 1990-2015, permet de classer l'Algérie parmi les pays à peur du flottement. L'application du modèle VAR et en se basant sur Mc Carty (2007), sur données trimestrielles de la période 2000-2016, montre que les trois niveaux d'inflation; indice des prix à l'importation, à la production et à la consommation répondent au taux de change US/DZ et non à celui de EU/DZ.

MOTS CLÉS:

Régime de change, inflation, transmission, politique monétaire, modèle VAR.

JEL CLASSIFICATION: E31, F31, F33

ملخص:

تتضمن هذه المقالة على هدفين؛ يتمثل الأول في السعي إلى تحديد نظرية "الخوف من التعويم" بالنسبة للجزائر، وذلك باستخدام المؤشرات المحددة في العمل التجريبي لكالفو ورينهارت Calvo et Reinhart (2002) و هوسمان وآخرون Hausman et al. (2000) و (2000)؛ أما الهدف الثاني فيتمثل في تقييم أحد تفسيرات هذه النظرية؛ أي انتقال قوي لتخفيض قيمة التضخم. ونتيجة لذلك، فإن احتمالات تقلبات سعر صرف الدولار الأمريكي مقابل الدينار الجزائري واحتياطيات النقد الأجنبي، استناداً إلى البيانات الشهرية للفترة 1990-2015، تجعل من الممكن تصنيف الجزائر بين الدول التي تخشى التعويم.

ويوضح تطبيق نموذج VAR واستناداً إلى Mc Carty (2007)، و على البيانات الفصلية للفترة الممتدة بين 2000-2016، لمستويات التضخم الثلاثة. وتستند مؤشرات الاستيراد والإنتاج والاستهلاك إلى سعر صرف الدولار الأمريكي / مقابل الدينار وليس على سعر الصرف الأورو الأوروبي / الدينار الجزائري.

كلمات مفتاحية

نظام سعر الصرف، التضخم، النقل، السياسة النقدية، نموذج VAR.

تصنيف جال: E31, F31, F33

INTRODUCTION

Inflation targeting implementation is problematic for emerging and development economies (EDE) due to importance of exchange rate objective there. On the one hand and in the literature, flexible exchange rate is a condition to inflation targeting because it permit a monetary policy independence and facilitate its implementation. In the case of direct reaction to the exchange rate, it may have adverse affects on both real output and inflation (Taylor, 2001). On the other hand and in practice, some EDE uses a mixed targeting in their monetary policy: exchange rate and inflation. The exchange rate objective is explained in these countries by "fear of floating" in lack of central bank's credibility context and high exchange rate pass through (ERPT) to domestic prices (Calvo and Reinhart, 2002). The 1990s exchange crisis, all generations considered, have put in evidence the stylized facts of central bank behavior in exchange rate fields; exchange rate stabilization enable the central banks of these EDE to have more credibility to achieve an inflation target. Thus, fear of floating is justified by fear of inflation (Goldfajn and Olivares 2001).

In Algeria, inflation targeting is explicitly defined as the ultimate goal of monetary policy in conjunction with the stabilization of the Real Effective Exchange Rate (Money and Credit Act of 2010). Officially, Bank of Algeria adopted the managed float regime (fixed exchange with large band fluctuations) since 1996 and the exchange rate is one of the explanatory variables of its inflation forecasting model (published reports of the bank). However the behavior of exchange rates suggests a fear of floating and this is due to the fluctuation of exchange rates rather upward (devaluation) than downward and thus its falls on inflation. This is explained by the mono-export nature of the Algerian economy and its dependence on imports of production goods and consumer goods.

This work consists to determine if Algeria is among fear of floating countries and whether the strong ERPT to inflation is a plausible justification. After a review of the literature (section 1), the study of fear of floating is carried out using empirical research of Calvo and

Reinhart (2002) and Hausmann et al (2000) (section 2). Analysis of macroeconomic indicators supports our results (section 3). In the study of exchange rate impact to inflation, during the period 2000Q1-2016Q4, we evaluate the pass-through of euro and US dollar exchange rates to three stage of inflation (section 4).

1- REVIEW OF EMPIRICAL LITERATURE

Empirical research on fear of floating theory has focused on questioning the results of Fisher (2001) in his *de jure* classification of exchange rate regimes. Levy-Yeyati and Sturzenegger (2000) gave a new *de facto* classification, based on the nominal exchange rate (monthly average change), its volatility and international reserves volatility. They consider a fixed regime as the case of high reserve volatility associated with lower exchange rate volatility and conversely for a flexible regime. For results, more than 26% on average of formal fixed (float) regime country behave in a *de facto* floating (fixed) regime; "Words are not deeds" as expression of the authors. Further study of Calvo and Reinhart (2002) explains the fear of floating by the weak credibility of central banks. By comparing probabilities of small exchange rates, foreign exchange reserves and interest rates fluctuations to those refer to floating countries, they noted that floating and managed float countries have probabilities close to those of fixed regime countries. The calculated exchange rate flexibility index for each country, based on lack of credibility, strong ERPT to prices and adoption of inflation targeting, are lower than those of the benchmark countries. The Hausmann and al (2000) study, based on international reserve stock, relative volatility of exchange rates to reserves and interest rates showed that formal floating countries have a reserve / M2 ratio six times higher than that of the G3 countries. The relative volatility of depreciation ratios are significantly lower and have shown a strong link between a country's floating model and its ability into external debt in local currency (the foreign currency stock is weak in the case of floating) and a less obvious relationship between the importance of the exchange rate and the pass through. Goldfajn and Olivares (2001) have highlighted the stylized

facts in the behavior of developing countries; these last are willing to accept large fluctuations in reserves and interest rates for small ones in exchange rates. Authors explained the fear of floating by the fear of inflation due to adverse effects of depreciation induced by a high degree of pass-through.

Concerning the link between pass through and inflation, Taylor (2000) was one of the first to explicitly formulate the decline of pass through hypothesis by the switch to low inflation. Choudhri and Hakura (2001) confirm this hypothesis For 71 emerging countries over the period 1979-2000, based on an open economy model. Empirical analysis of Campa et al (2005) tested short and long term transmission of exchange rate movements to import prices, across euro area countries and product categories, for monthly data over 1989-2004 period. As results, the transmission in the short run is high, although incomplete; in the long run, it is higher and close to one. Mc Carthy (2007) examine the pass-through of exchange rate and import price fluctuations to producer and consumer inflation for industrialized economies. He uses a VAR model to track pass-through from exchange rate fluctuations to each stage of the distribution chain in a simple integrated framework. As result, exchange rate shocks have modest effects on domestic inflation in most of the countries, while import price shocks appear to have a larger effect. Pass-through is larger in countries with a higher import share of domestic demand and in countries with more persistent and less volatile GDP. Variance decompositions suggest that the role of exchange rate and import price shocks on domestic is relatively modest.

Few works are devoted to inflation and the exchange rate in Algeria. In their "natural" algorithm based on dual or parallel exchange rate, covering 153 countries, Reinhart and Rogoff (2002) uses, for Algeria, monthly data of official and parallel rates over 1946-2001 and 1955-1998 periods respectively. As findings, Algerian exchange rate regime looks like a managed float on the euro in terms of the natural classification, but in practice the currency has been

relatively more aligned with the dollar¹. Zouache and Ilmane (2009)² showed a weak independence from the Bank of Algeria: *de jure* independence but not *de facto*. Cobham (2012) focuses on Middle East and North Africa countries and classifies them into three sub-groups according to the development of the monetary architecture³. Using the results of the two studies mentioned above, the paper classifies Algeria in the intermediate category closely near the basic architecture in which the financial system is little or not developed and the role of central bank is elementary. According to the author fixing the exchange rate in these countries is not inappropriate. Si Mohamed et al (2015a) evaluates ERPT on producer and consumer price indexes (PPI and CPI), using a VAR Model, upon quarterly data, over 2002-2011 period. He uses theoretical model of Mc Carty (2007). As findings, there is an important pass-through on CPI with complete effect of Euro against the Algerian Dinar (DZ) in long run compared to the ERPT of US dollar and no one on PPI. The variance decomposition estimate increasing magnitude contribution of euro's exchange rate shocks to explain CPI (28% after 30 periods). Si Mohamed et al (2015b) evaluates the determinants of inflation using annual data over 1980-2012 period and showed that in the short term only the external factors namely the import prices, hydrocarbon prices, the Nominal Effective Exchange Rate (NEER) are influential. Empirical research of Ben Naceur (2013) on determinants of inflation uses quarterly data of CPI, NEER, broad money (without hydrocarbon company deposit), world oil price, import prices, real non-oil GDP and treasury bills yield, over the period 2003-11. Among the results,

¹ The paper underline that the older classifications of exchange rate failed in the none taking account of the fact of the exchange rates either single or multiple or parallel. For that, in the vast majority of multiple exchange rate or dual systems, the dual or parallel rate is a far better barometer of monetary policy than is the official rate and it is often the most economically meaningful rate.

² Cited in Cobbham (2012).

³ defined by a number of indicators such as the independence of the central bank, its expertise, monetary policy instruments and link between interest rates and external relations.

the Vector Error Correction Model shows that the NEER pass-through is significant but low.

2- FEAR OF FLOATING IN ALGERIA

Algeria has maintained a fixed exchange rate regime since independence and adopted a managed float with the objective of stabilizing the Real Effective Exchange Rate from 1996. Tables 1 and 2 provide some guidance on the nature of the monthly exchange rate movements of Algerian Dinar (DZ) against the US dollar, foreign reserves and interest rates over the period 1990-2015. The first table is based on the indicators defined in the Hausmann et al. (2000) and the second one evaluates the probabilities of variations within an interval such as Calvo and Reinhart (2002). The breakdown of the sub-periods is justified by the major achieved changes and policies; before and during implementation of the Structural Adjustment Program (SAP) period, after major devaluations period (after 1995) and finally period of financial ease resulting from the structural increase in hydrocarbon export earnings.

Table 1: **Absolute and relative change of selected indicators in Algeria, 1990-2015 (monthly data)**

Period	Average fluctuation and standard deviation (σ)				Exchange rate volatility / volatility of:	
	Exchange rate	Exchange reserves	3 months interest rate*	Rediscount rate	Exchange Reserves	3 months interest rate*
1990-2015	0.009 (0.038)	0.022 (0.124)	0.025 (0.360)	-0.0007 (0.049)	0.31	0.106
1990-1995	0.030 (0.07)	0.035 (0.247)	--	0.013 (0.091)	0.28	--
1996-2000	0.004 (0.011)	0.028 (0.071)	-0.016 (0.055)	-0.13 (0.039)	0.15	0.2
2001-2015	0.002 (0.018)	0.014 (0.024)	0.032 (0.385)	-0.002 (0.017)	0.7	0.046

Source: based on International Financial Statistics data and Bank of Algeria statistical bulletins.

(*) start date: december 1998.

Theoretically stability (volatility) in foreign exchange reserves should correspond to exchange rate flexibility (stability). However in Algeria, both indicators seem to be moving in the same direction; they show a volatility over the 1990-1995 period on average and standard deviation and a stability from 1996 (Table 1).

Table 2: **Volatility of selected indicators in Algeria, 1990-2015 (monthly data)**

Period	Probability that change is within +/-2.5 percent band:		Probability that change is within +/-4 percent band:		
	Exchange Rate	Exchange Reserves	3 months interest rate *	Rediscount Rate	Deposit auction rate
1990-2015	85.53	46.25	67.21	94.85	--
1990-1995	69.01	19.72	--	91.54	--
1996-2000	95	18.90	91.67	88.33	--
2001-2015	88.89	65.56	63.52	93.75	95.12

Source: based on International Financial Statistics data and Bank of Algeria statistical bulletins.

(*) start date: december 1998.

Exchange rate volatility over the first sub-period is the result of successive devaluations made after the oil counter-shock of 1986 in response to reserve stock breakdown: 0.8 months of imports in 1990 and 2.08 months in 1995 (Nashashibi et al., 1998, p.79). Internal economic and external finance difficulties showed the unsustainable of the current exchange regime obliging thus Algeria to devalue its currency and break with fixed exchange rates. Restocking exchange reserves (respectively 4.5 and 9 months of imports in 1996 and 1997) as a result of hydrocarbon price rises led to a stabilization of exchange rates over 1996-2000 period. Continued consolidation of the external finance position from 2000 to 2013 has resulted in greater both reserves and exchange rates stability; reserve values are respectively to 18 and close to 37 months of imports in 2001 and 2006. This Stability is broken from the third quarter of 2014; the drop in hydrocarbon prices and their non-recovery led to a fall in foreign exchange reserves and led to the series of devaluations over the period 2015-2017.

However, throughout the study period, volatility of exchange rates is lower than that of foreign reserves: relatively, the ratio remains less than unity (column 5 of table 1). This is consistent with the results of Hausmann et al (2000) on *de jure* floating countries but *de facto* fixed. This finding supports the idea that foreign exchange reserves are used to defund exchange rate and that Algerian economy depend on external relations; exports and imports and its exchange rate is not defined by internal inputs.

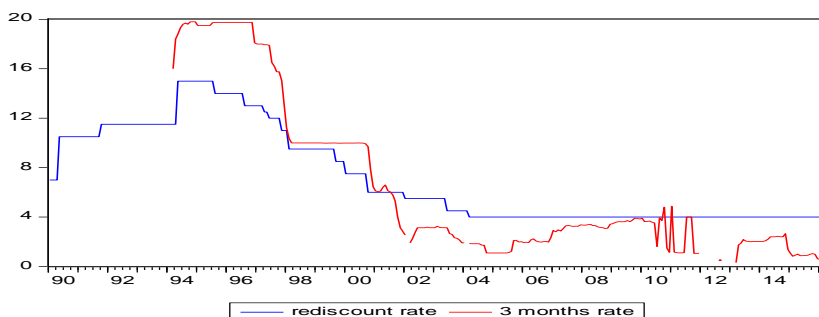
Analyze detailed in table 2 reveals three situations: two exceptional and concern the first and third sub-periods of 1990-1995 and 2001-2015; and one that can be characterized as stationary or according to theory. The exception is the situation of stability (volatility) in both exchange rates and foreign reserves which explanation has been given above (comment of table 1). This is the case in a crisis context where volatility as well as devaluation are inevitable (sub- period 1) and high stability of macroeconomic and financial situation where exchange rate stabilization is not costly (sub-period 3). The medium sub-period displays a negative relationship between the two indicator fluctuations; volatility of exchange reserves corresponds to exchange rate stability according to theory. This sub-period well reflects authorities behavior in exchange rates stabilization in rarefaction of foreign reserves sources context and commitment to repay the external debt. Apparently, this situation recurs in 2014 as a result of the shock caused by hydrocarbon price relapse; at the fall in foreign reserve stock are associated a series of devaluations from 2012 onwards.

Considering the entire period, table 2 shows a high probability of small changes in exchange rates associated with a low probability of stability of reserves which is consistent with Calvo and Reinhart's (2002) results on fear of floating countries.

Regarding the role of interest rates in exchange rate stabilization, the results are not conclusive (the same results of empirical studies in

this matter). volatility of exchange rate is lower than that of interest rates (table 1) but this does not allow us to comment on the role played by this latest in stabilization of the former; interest rates are also subject to small fluctuations and they have also experienced some liberalization. After a ceiling of 15% in 1994, rediscount rates declined continuously (chart 1). From 2001, structural excess liquidity situation of the commercial banks makes inoperative the action of central bank via rediscount rate; this rate has been zero since April 2004. Likewise, deposit auction rate (introduced since 2002) remains largely within the 4% range (Table 2). In sum, interest rates play a minor role in monetary policy.

Chart 1: Rediscount and interbank rates in Algeria, 1990:01-2016:01 (monthly changes)



3- Macroeconomic indicator analysis

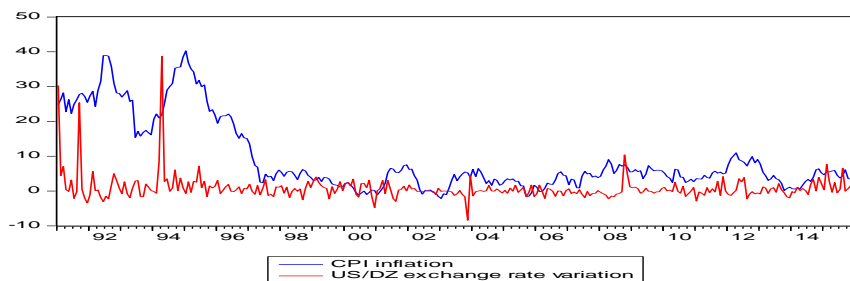
Other indicators reinforce fear of floating theory: Algerian economic characteristics and poor experience of devaluation in the 1990s.

Algerian economy depends broadly from hydrocarbon exports which constitute about 95% of total exports over the whole period of study. Foreign exchange market is characterized by concomitance of an official and a parallel market. The first one is essentially interbank, without forward compartment and where central bank remains the main supplier of foreign currency. Authorities have introduced exchange controls by limiting the Dinar convertibility and obligation to repatriate currencies related to exports, among others. Also, they

control capital flows through a number of administrative measures in external trade and foreign investment fields. Liberalization of foreign trade in 1994 is incomplete and benefits most to final consumer imports.

Poor experience with the Dinar devaluations seems to explain the behavior of authorities in maintaining exchange rate objective. One apparent reason of fear of floating is the inflationary result of depreciation. The first oil shock in 1986 puts Algerian economy in difficulty. Large dinar depreciation (60%) resulting from exchange rate adjustment associated with partial liberalization of domestic prices and interest rates has led to an inflationary surge; CPI rose from an average of 10.3% over the 1986-1990 period to 22.8 in 1991 (Nashashibi et al,1998, p.7). After 1998, inflation rates remained below 5% except in 2009 (5.7%) and 2012 (8.9%). The rise in 2009 is explained by the 2007 financial crisis consequences as Algeria is major importer of countries directly affected by the crisis. This exposure to external shock is an additional argument to want to protect from external fluctuations. Inflation increase in 2012 is a result of wages raise⁴. Increase in the exchange rate (devaluation) and the resumption of inflation are renewed at the end of 2014: the rate of inflation reaches at 6.8% and 7% in 2016 and first quarter of 2017 respectively.

Chart 2: US/DZ exchange rates and CPI inflation in Algeria, 1991:01- 2015:12 (% change)



⁴ Raising in the guaranteed minimum wage and public sector wages with a retroactive recall until 2008.

4- TRANSMISSION OF CHANGES IN THE EXCHANGE RATE TO INFLATION

4.1- Empirical model

We analyze the ERPT into inflation using a VAR model based on Mc Carthy (2007). This model examine the pass-through of exchange rate and import price fluctuations to domestic producer (PPI) and consumer (CPI) inflation, using a model of pricing along a distribution chain. Inflation at each stage—import, producer, and consumer—in period t is assumed to be comprised of (i) expected inflation at that stage based on the available information at the end of period $t-1$; (ii) and (iii) the effects of period t domestic “supply” and “demand” shocks on inflation at that stage; (iiii) the effect of exchange rate shocks on inflation at a particular stage; next are shocks at the previous stages of the chain and finally, stage’s shock.

The mathematic formulation of three inflation stage are as follow:

$$\pi_t^m = E_{t-1}(\pi_t^m) + \alpha_1 \mathcal{E}_t^s + \alpha_2 \mathcal{E}_t^d + \alpha_3 \mathcal{E}_t^e + \mathcal{E}_t^m \quad (1)$$

$$\pi_t^w = E_{t-1}(\pi_t^w) + \beta_1 \mathcal{E}_t^s + \beta_2 \mathcal{E}_t^d + \beta_3 \mathcal{E}_t^e + \beta_4 \mathcal{E}_t^m + \mathcal{E}_t^w \quad (2)$$

$$\pi_t^c = E_{t-1}(\pi_t^c) + \gamma_1 \mathcal{E}_t^s + \gamma_2 \mathcal{E}_t^d + \gamma_3 \mathcal{E}_t^e + \gamma_4 \mathcal{E}_t^m + \gamma_5 \mathcal{E}_t^w + \mathcal{E}_t^c \quad (3)$$

Where π_t^m, π_t^w and π_t^c are import price, PPI, and CPI inflation respectively; $\mathcal{E}_t^s, \mathcal{E}_t^d$ and \mathcal{E}_t^e are the supply, demand, and exchange rate shocks respectively; $\mathcal{E}_t^m, \mathcal{E}_t^w$ and \mathcal{E}_t^c are the import price, PPI, and CPI inflation shocks; and $E_{t-1}(\cdot)$ is the expectation of a variable based on the information available at the end of period $t-1$. The shocks are assumed to be not auto-correlated as well as uncorrelated with one another within a period.

We assume that supply shocks are identified from the dynamics of oil price inflation denominated in US dollars (equation 4). This assumptions can be justified by the relationship between oil prices and both public and private investments increases^{5,6}. Demand shocks

⁵ Quarterly data on public expenditure and/or investment are unavailable.

are identified from the dynamics of the output gap after taking into account the contemporaneous effect of the supply shock (equation 5). Exchange rate shocks are identified from the dynamics of exchange rate depreciation (Δe_t) after taking into account the contemporaneous effects of the two previous shocks (equation 6).

$$\pi_t^{oil} = E_{t-1}(\pi_t^{oil}) + \varepsilon_t^s \quad (4)$$

$$gap_t = E_{t-1}(gap_t) + a_1 \varepsilon_t^s + \varepsilon_t^d \quad (5)$$

$$\Delta e_t = E_{t-1}(\Delta e_t) + b_1 \varepsilon_t^s + b_2 \varepsilon_t^d + \varepsilon_t^e \quad (6)$$

The interactions between monetary policy (MP)/ money demand (MD) and other variables are identified:

$$r_t = E_{t-1}(r_t) + c_1 \varepsilon_t^s + c_2 \varepsilon_t^d + c_3 \varepsilon_t^e + c_4 \varepsilon_t^m + c_5 \varepsilon_t^w + c_6 \varepsilon_t^c + \varepsilon_t^{MP} \quad (7)$$

$$\Delta m_t = E_{t-1}(\Delta m_t) + d_1 \varepsilon_t^s + d_2 \varepsilon_t^d + d_3 \varepsilon_t^e + d_4 \varepsilon_t^m + d_5 \varepsilon_t^w + d_6 \varepsilon_t^c + d_7 \varepsilon_t^{MP} + \varepsilon_t^{MD} \quad (8)$$

Finally, it is assumed that the conditional expectations ($E_{t-1}(\bullet)$) of variables in all equations is replaced by previous values (\bullet_{t-1}).

4.2- Data and econometric methodology

In order to assess pass-through and importance of exchange rate shocks to the variability of inflation, we use a vector autoregressive (VAR) estimate, with quarterly data covering the 2002:1 to 2016:4 period. The model tests the relationship between the dependent variables, import, producer and consumer inflation (IPI, PPI and CPI) and a set of exogenous variables; oil inflation (OIL), real growth output (GDP), exchange rates of Algerian Dinar; US/DZ and EURO/DZ fluctuations (USE and EUE). This model is augmented by broad money growth ratio (M2). Interbank interest rate is not included in the model due to its steady values over the period. The data sources are Bank of Algeria statistical report for broad money and oil prices; National

⁶ It should be noted that the relationship is positive for oil-exporting countries such as Algeria unlike non exporter's and developed countries.

Statistical Office for GDP and the three price indexes; and International financial statistics of IMF for exchanges rates.

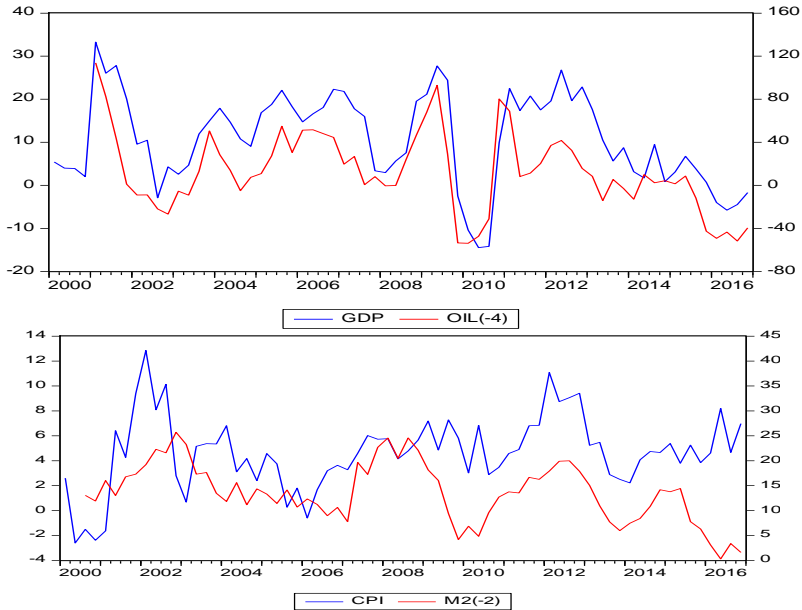
The effect of exchange rate depreciation and import price inflation are estimated by the impulse responses functions over a two-year (8-quarter) horizon. They correspond to the response to a one percent shock in the exchange rate or import price. Variance decompositions are used to measure the percentage of the forecast variance in domestic price indices that can be attributed to these factors. The error bands are estimated using the Monte Carlo method employed by E-views 9.

Impulse response analysis is a useful tool to explore the dynamic structure of the system. Matrix of impact multipliers is identified using restrictions: the structural shocks are orthogonal and the matrix is assumed to be lower triangular. This imposes a recursive form on the contemporaneous correlations in the system ; the first variable responds only to its own shock, the second variable responds to the first variable plus to a shock to the second variable, and so on. Finally, the last variable reacts without delay to all shocks. Thus, the ordering of the variables has important implications for the identification of the shocks. In this paper, the ordering was chosen on the basis of the speed of variable respond. The oil price inflation is assumed to be most exogenous, followed respectively by GDP growth, exchange rates, import inflation, producer inflation, money growth and consumer inflation.

By putting CPI in the last position, we assume that the monetary authorities (using money growth) respond to all the other variables contemporaneously except inflation. In other words, it is money growth that generate CPI inflation. These assumptions are guided by Algerian economic and monetary characteristics : economic growth rate, which is largely driven by public expenditure, is closely linked to hydrocarbon export earnings which are estimated at 94.5% of total exports. In turn, these export receipts are at the root of increase in external assets (of central and secondary banks) which dominate the broad money counterparts. As a result, monetary growth has escaped the bank of Algeria and the latter can only slow it down to avoid its

implications for consumer inflation. Following chart, that display respectively GDP with delayed oil from (t-4) period and consumer inflation with delayed money growth are additional argument.

Chart 3: Evolution of GDP with oil (left side) and CPI with money (right side), in percentage of growth.



Source: Based on Bank of Algeria statistical report and National Statistical Office.

4.3- Results

The number of lags in the VAR is set at five (a constant is the only other variable included in the regressions). Impulse responses to the exchange rate shocks are estimated over a two-year (8-quarter) horizon and variance decompositions are used to measure the percentage of the forecast variance in prices.

Impulse responses

Figure 1 displays accumulated effects of depreciation on import inflation. In short and medium-term (one- and two- to eight-quarter horizon), the responses are so high albeit statistically not significant. Response to EURO/DZ exchange rate increases gradually to 3.4% during one year and quarter and the response to US/DZ exchange rate has the wrong sign. These results are then contradictory and not conclusive. This may be explained by two important factors; the implemented exchange controls and its consequence; the development of a parallel market of currencies (underlined in sub-section 4.1). Exchange rates in black market are identified as real currency value because it is the result of supply and demand currencies. Finally, these factors reduce the impact of the depreciation.

Figure 1: import inflation response to cholesky one S.D. of depreciation

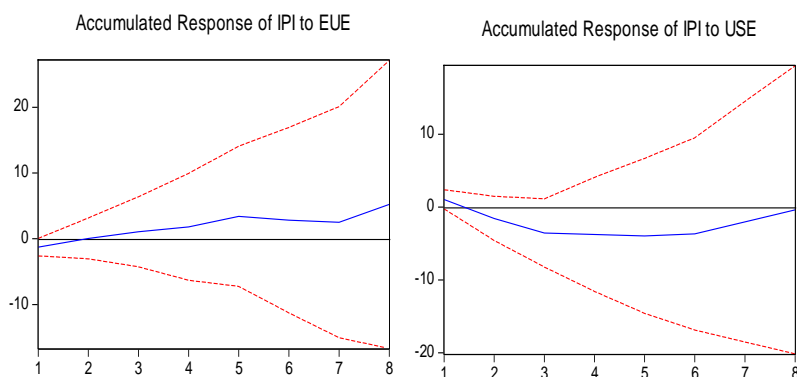
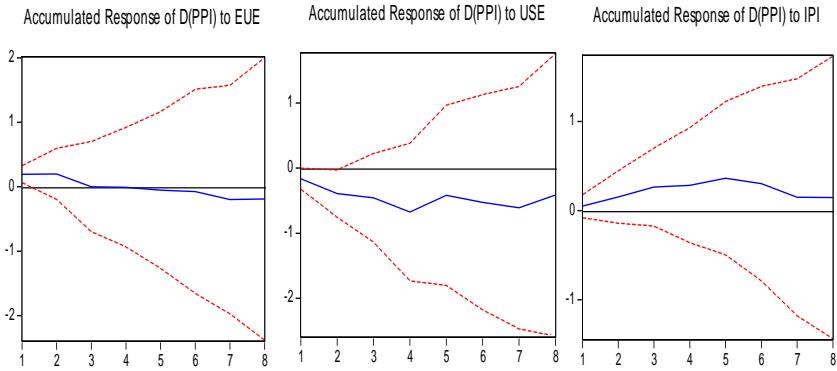


Figure 2 displays estimated pass-through of exchange rate and import inflation to producer inflation. A notable feature is that US/DZ depreciation triggers significant, immediate and persistent decrease in inflation in the first quarter but on the wrong sign. The responses to EURO/DZ exchange rate increase and import inflation are not significantly different from zero. In addition to comments cited above, the non response of producer inflation to import one may be explained by the characteristics of the both representative indexes: the first one expresses import prices of final goods mainly while the

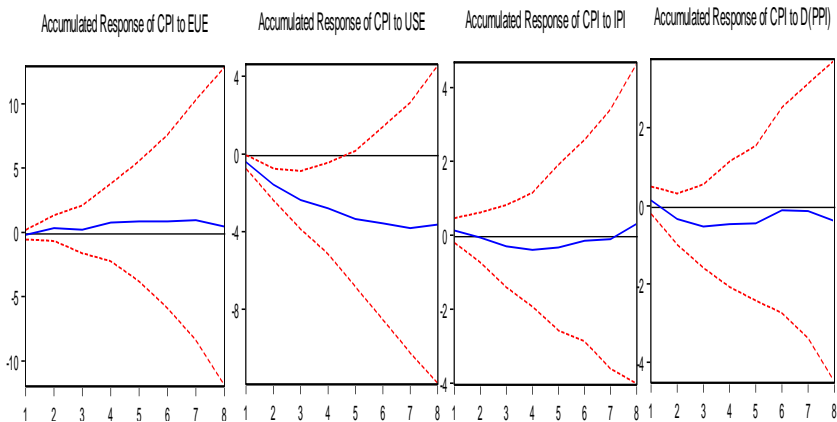
second reflect the prices of public production; the only index that is less incorrectly estimated by the National Statistical Office.

Figure 2: Producer inflation response to Cholesky one S.D. of depreciation and Import inflation



Finally, figure 3 shows the consumer inflation response to different chocks. The results are not surprisingly not different from others. The only significant response is that of US/DZ exchange rate but in the wrong sign.

Figure 3: Consumer inflation response to Cholesky one S.D. of depreciation, Import and Producer inflation



Variance decomposition

Variance decompositions (table 4) enable us to determine the importance of the different shocks for each stage inflation at various horizons.

For import prices, innovations in US/DZ exchange rate are low in explaining import price variance in the beginning, increases sharply near to 20% by a year and declines slightly to 16% at the two-year horizon. EURO/DZ exchange rate explain near to 6% of import price forecast variance initially. This percentage increases gradually as the forecast horizon expands (14% in 8 period). A direct effect of import inflation on itself is high initially (77%) but declines near to 30% in the 8th quarter. Thus, the contribution of exchange rates are not negligible and import inflation expresses some inertia.

Table 3: **Variance decomposition of Import, Producer and Consumer inflation**

Quarter	1	2	4	6	8
Variance decomposition of IPI					
EUE	5.851683	7.714804	7.937093	10.02359	14.39896
USE	3.976264	17.95748	18.96931	15.28825	16.36267
IPI	77.38200	56.74521	45.70954	37.86855	29.65192
Variance decomposition of d(PPI)					
EUE	8.224545	4.534629	7.474237	6.375792	6.703625
USE	6.010658	9.671651	12.95392	17.08941	18.27260
IPI	0.555924	1.565614	2.546745	2.921135	4.235454
D(PPI)	59.27016	33.09069	28.43343	24.99734	22.22358
Variance decomposition of CPI					
EUE	2.125896	6.326602	9.313092	8.308902	10.28605
USE	10.95577	34.02216	36.86321	37.26279	34.38144
IPI	1.105926	1.237834	1.854739	2.149614	4.119643
D(PPI)	1.274789	5.609241	4.532837	5.505649	5.700583
CPI	73.10148	27.11506	22.86757	21.04370	19.56515

For producer prices, innovations in EURO/DZ exchange rates are low and relatively stable around 7% for all horizons while US/DZ exchange rate has a gradual and high percentage (18% in last quarter). The contribution of import inflation is negligible but contribution of

producer inflation on itself is high (upper than 50% initially) and persistent although its decrease.

Finally, US/DZ exchange rate shocks explain more than one-third of the fluctuations in consumer inflation; contribution that is quite large comparing to euro innovations and other inflation innovations even consumer inflation on itself. Consumer inflation is less persistent than import and then producer inflation.

CONCLUSION

The extent of exchange rate pass-through is still an important policy question in developing economy as well as in Algeria. This extent, that can be identified by any external vulnerability, explains fear of floating behavior and is a condition to frame inflation targeting implementation.

In Algeria, exchange rates are less volatile than exchange reserves; their relative volatility remains less than unity. This finding enables to conclude that foreign exchange reserves are used to defend national parity. Furthermore, the probability that changes in exchange rate within a relatively narrow band is high while the reserve exchange one is low. These results are in accordance with results classifying fear of floating countries. In some, even Bank of Algeria announced a managed float since 1996 and underline it in its published reports, the present study on monthly data from 1990 to 2015 through three sub-periods, provides evidence that it may be reluctant to allow large depreciations of Dinar.

To support fear of floating theory in Algeria, we estimate VAR using a model of pricing along a distribution chain and examine the pass-through of exchange rates (US/DZ and EU/DZ) and import price fluctuations to producer and consumer inflation. Responses to EU/DZ exchange rate shock are not significantly different from zero, for all stages of inflation. Although not conclusive, depreciation from US dollar response are significant for producer inflation in the short term and consumer inflation during a year.

Even impulse responses doesn't indicate a precise extent of exchange rate pass-through, decomposition variance indicate how important these shocks have been in inflation. Contribution of exchange rate in explaining the three stage of inflation increases gradually as the forecast horizon expands and the part of US/DZ is higher. In long term, percentage of US/DZ innovations exchange rate are so high in explaining import price variance. More, its contribution in consumer inflation is more than one-third, the highest percentage and higher than contribution of consumer inflation on itself.

However, these results are in my opinion underestimated. They would be more precise if black market rates were taken into account.

Beyond this, the results in the paper have a number of implications for monetary policy, mainly the non negligible inertia of import and consumer inflation.

Overall, the results of this paper are close to Reinhart and Rogoff (2002) finding on what in practice, Algerian Dinar is relatively more aligned with US dollar than EURO.

Bibliography

Amato J. D., Gerlach S., (2002), "Inflation Targeting In Emerging Market And Transition Economics: Lessons After a Decade", *European Economic Review*, vol 46, pp 781-790.

Allegret, J-P. (2005), "Des avantages des changes flexibles à la « peur du flottement » (la survivance des régimes intermédiaires)", chapitre 5, *Les régimes de change dans les marchés émergents : Quelles perspectives pour le 21ème siècle ?*, Editions Vuibert, Paris, 238P.

Bénassy-Quéré A., Coeuré B., Jacquet P., & Pisani-Ferry J. (2009), "politique économique", De Boeck, 2ème édition, 728P.

Ben Naceur S., (2013), "Understanding Inflation in Algeria", *Selected Issues Paper, IMF Country Report*, 13/48, pp 22-48.

Bhattacharya R., (2013), "Inflation Dynamics and Monetary Policy Transmission in Vietnam and Emerging Asia", *IMF Working Paper*, 13/155.

Campa J. M., Goldberg L.S, González-Mínguez J. M., (2005), "Exchange Rate Pass-Through to Import Prices in the EURO Area", *National Bureau Of Economic Research, Working Paper* 11632, 37P.

Calvo G. & Reinhart C. M. (2002), "Fear of Floating". *Quarterly Journal of Economics*, 117(2), pp379-408.

Choudri E. U., Hakura & D. S., (2001), "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does Inflationary Environment Matter?", *IMF Working Paper*, 01/194, 35p.

Cobham D. (2012), "Monetary Policy Strategies, Financial Institutions and Financial Markets in the Middle East and North Africa: an Overview", *Working Paper n°07, Heriot-Watt University, UK*, 46p.

Eichengreen B., Masson P., Savastano M. and Sharma S., (1999), "Transition Strategies and Nominal Anchors on the Road to Greater Exchange Rate Flexibility," *Essays in International Finance*, no. 213, Princeton University, 50p.

Fisher S., (2001), "Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct? ", *Finance and Development*, IMF, June.

Goldfajn I., Olivares G., (2001) "Can Flexible Exchange Rates Still "Work" in Financially Open Economies?", *United Nations Conference on Trade and Development, G-24 Discussion Paper Series*, n°8, 29p.

Goujon M., (2006). "Fighting Inflation in a Dollarized Economy: The Case of Vietnam." *Journal of Comparative Economics* 34:564–581.

Hausmann R., Panizza U., & Stein E., (2000), "Why Do Countries Float the Way they Float?", *inter-american development bank, Working paper*, 418, 40p.

Ilmane M. C., (2006), "Réflexions sur la politique monétaire en Algérie : objectifs, instruments et résultats (2000-2004)", *les cahiers du CREAD*, n°75, pp. 69-107.

Kahn M.S., (2003) " Current Issues in the Design and Conduct of Monetary Policy", *IMF Working Paper* 03/56, 17p.

Levy Yeyati E. and Sturzenegger F. (2000), "Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words", *Universidad Torcuato di Tella, Buenos Aires, Argentina*.

McCarthy J., (2007), " Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies", *Eastern Economic Journal*, Vol. 33, No.4, pp. 511-537.

Nguyen H. M., Cavoli T., and Wilson J. K., (2012), "The Determinants of Inflation in Vietnam 2001–09." *ASEAN Economic Bulletin* 29(1), 14p.

Reinhart C. M., & Rogoff K. S., (2002), "The Modern History Of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation", *National Bureau Of Economic Research, Working Paper*, N° 8963, 104P.

Si Mohammed K., Bendob A., Djediden & L., Mebsout H., (2015a), "Exchange Rate Pass-Through in Algeria", *Mediterranean Journal of Social Sciences*, MCSER Publishing, Vol 6, N°2, Italy, pp196-201.

Si Mohammed K., Beyamina K., & Benhabib A., (2015b), "The Main Determinants of Inflation in Algeria: an ARDL Model", *International Journal of Management, IT and Engineering*, pp71-82.

Taylor J.B., (2000), "Low Inflation, Pass-Through, and The Pricing Power of Firms" *European Economic Review*, 44, pp.1389-1408.

Taylor J.B., (2001), "The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules", *American Economic Review*, 91(2), pp.263-67.