

ACADEMIE HASSAN II
DES SCIENCES ET TECHNIQUES

Collège Etudes stratégiques et développement économique

Ecole académique

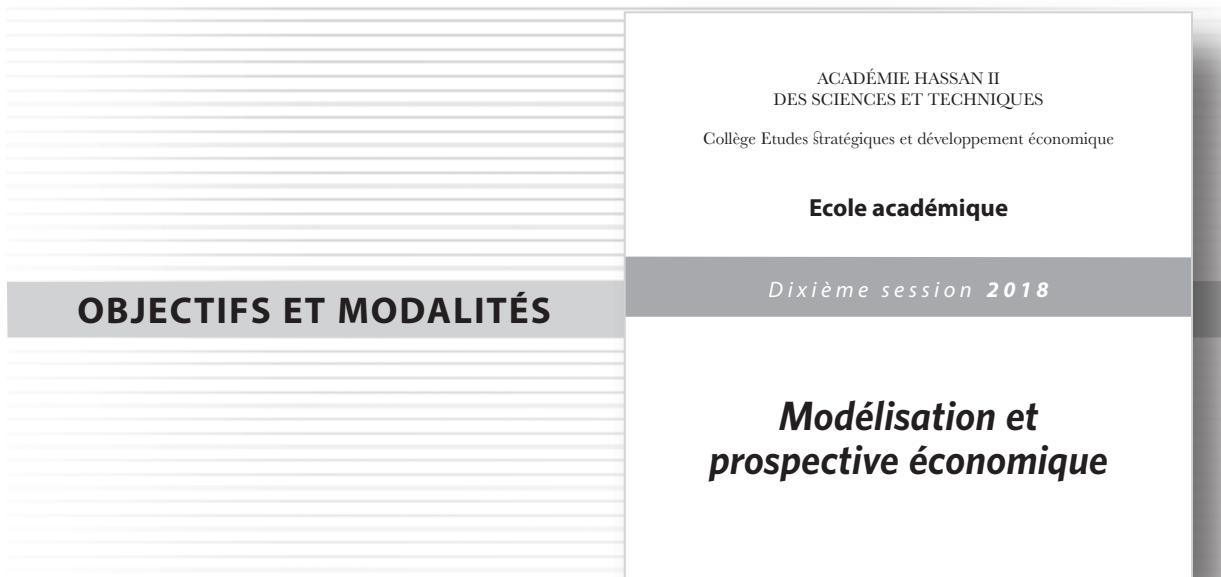
Dixième session 2018

Modélisation et prospective économique

Option Atelier doctoral

Samedi 28 avril 2018

RABAT



Ecole thématique spécialisée en économie mathématique, en modélisation, en économétrique, en économie expérimentale et en prospective.

Objectifs

- Promouvoir les travaux économétriques, de modélisation et d'analyse prospective.
- Contribuer à l'élaboration de programmes de recherche ayant pour but de produire des modélisations théoriques et empiriques de l'économie nationale et des études prospectives et stratégiques.
- Aider les doctorants à mieux maîtriser le processus de recherche en faisant le point sur l'état d'avancement de leurs travaux de thèse.
- Apporter un appui aux doctorants dans le domaine de la rédaction scientifique et de la publication.
- Développer une expertise nationale dans les domaines de l'analyse macro et micro-économique et de l'évaluation des politiques économiques.

Options

Deux options :

- Option *Atelier doctoral* (coordinateur : Saïd Hanchane) ; septième session le samedi 28 mars 2015.
- Option *Rédaction scientifique* (coordinateur : Khalid Sekkat) ; modalités à définir et date de la première session à préciser).

Modalités

Option Atelier doctoral

Organisation d'un atelier doctoral annuel (en mars de chaque année) :

- sur des sujets d'ordre théorique et empirique présentant un intérêt stratégique pour le Maroc et mobilisant les avancées les plus récentes de la discipline;
- se déroulant en deux séquences complémentaires : une séquence « conférences » et une séquence présentation et discussion de travaux de thèse.

Première session (30 et 31 mars 2009)

Deuxième session (29 et 30 mars 2010)

Troisième session (25 et 26 mars 2011)

Quatrième session (30 et 31 mars 2012)

Cinquième session (30 mars 2013)

Sixième session (29 mars 2014)

Septième session (28 mars 2015)

Huitième session (26 mars 2016)

Neuvième session (25 mars 2017)

Dixième session (28 avril 2018)

Option Rédaction scientifique

Équipe de pilotage

Directeur

- Noureddine EL AOUFI (Université Mohammed V de Rabat, membre de l'Académie Hassan II des Sciences et Techniques, Rabat)

Comité scientifique

- Noureddine EL AOUFI (Université Mohammed V de Rabat, membre de l'Académie Hassan II des Sciences et Techniques, Rabat)
- Saïd HANCHANE (Ecole d'économie et de gouvernance, Rabat)
- Nicolas MOUMNI (Faculté d'économie et de gestion, Université d'Amiens, France)
- Lahcen OULHAJ (Université Mohammed V de Rabat)
- Khalid SEKKAT (Université libre de Bruxelles, membre de l'Académie Hassan II des Sciences et Techniques, Rabat)
- Rédouane TAOUIL (Université Pierre-Mendès-France, Grenoble)

Coordinateur Option Atelier doctoral

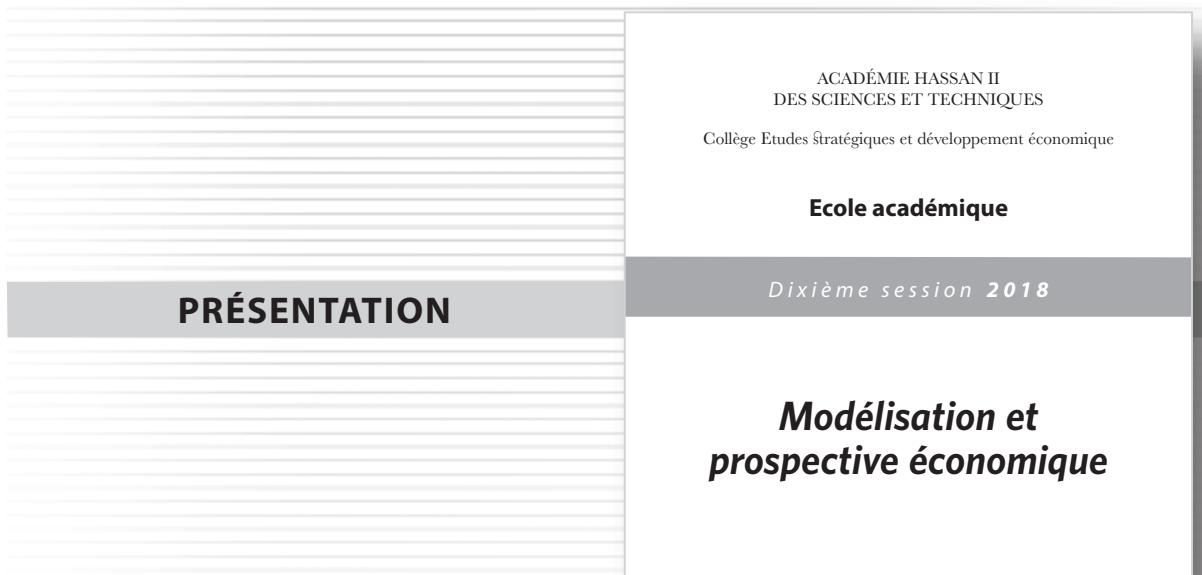
- Saïd HANCHANE (Ecole d'économie et de gouvernance, Rabat)

Coordinateur Option Rédaction scientifique

- Khalid SEKKAT (Université libre de Bruxelles, membre de l'Académie Hassan II des Sciences et Techniques, Rabat)

Coordinateur Publication

- Rédouane TAOUIL (Université Pierre-Mendès-France, Grenoble)



Aujourd’hui, sous l’impulsion d’une production théorique et empirique de plus en plus sophistiquée, autant au niveau macro-économique qu’au micro-économique, la recherche en sciences économiques s’est largement diversifiée en explorant de nouveaux domaines et en reconstruisant les hypothèses théoriques «faiblement» validées dans le passé.

Cette dynamique a concerné plusieurs champs de la discipline: économie de la croissance, économie du travail, économie de l’éducation, économie du bien-être, économie industrielle, économie géographique, macro-économie monétaire et financière, etc.

La problématique du développement, qui constitue pour l’école académique une thématique fédératrice, n’échappe guère à la règle. En effet, la «nouvelle économie du développement» se constitue, aujourd’hui, sur la base d’un usage intensif de données individuelles et temporelles, avec pour finalité une meilleure capture des contraintes structurelles pesant sur les processus d’émergence des pays en voie de développement et des rationalités des acteurs qui caractérisent ces derniers.

Ces efforts et «humilités» analytiques ont contribué à remettre en cause une série de mécanismes, supposés universels, sous-jacents à certaines théories: croissance, commerce international, éducation, inégalités, pauvreté, industrialisation, marché du travail, salaires, monnaie, finance, etc.

S’inscrire dans cette nouvelle perspective de recherche implique une connaissance approfondie des évolutions récentes de la théorie économique, en général, et de l’économétrie, en particulier, ainsi qu’une bonne maîtrise des modes de construction des indicateurs en relation étroite avec l’élaboration des hypothèses et des problématiques de recherche.

Trois aspects méthodologiques méritent d’être soulignés.

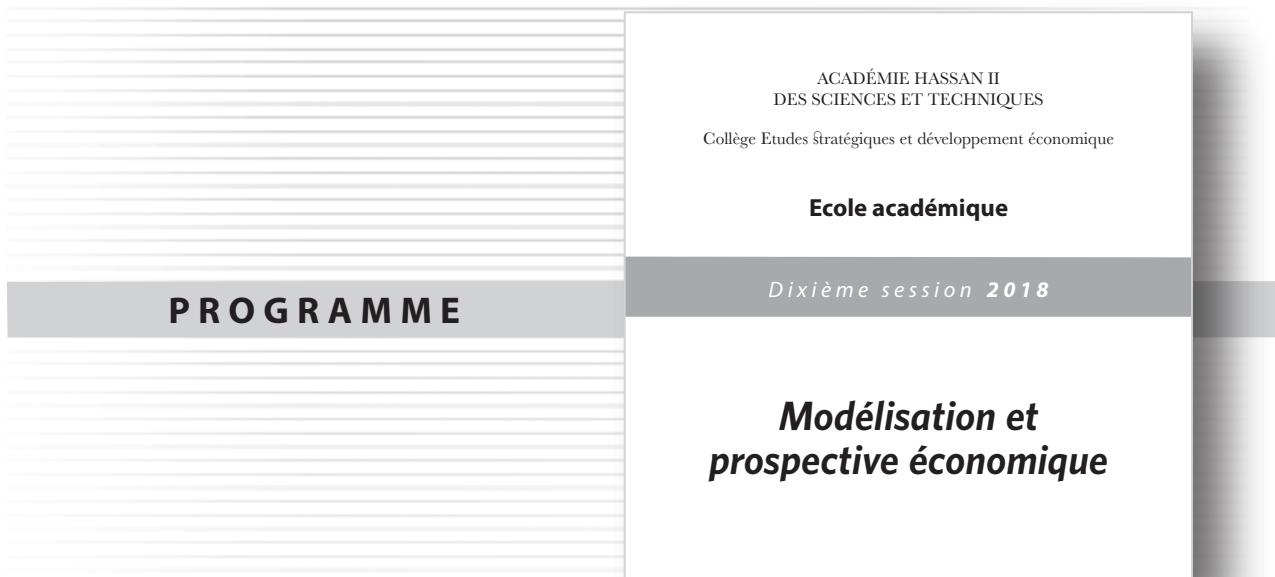
1. D’une part, les limites liées aux données longitudinales, qui sont abondamment produites et utilisées, doivent être explicitées afin de mieux appréhender les problématiques complexes telles que la convergence à partir du modèle de croissance, l’impact des inégalités sur la pauvreté et le développement, l’attractivité des IDE et leurs effets indirects sur les apprentissages, la stabilité financière, etc.

2. D'autre part, les problématiques macro ne peuvent ignorer les développements récents de la nouvelle macro-économie autour des DSGE et MEGC. Ces derniers supposent, en effet, une prise en compte à la fois des fondements micro de la macro et de l'ensemble des questions liées à la spécification, à l'estimation et aux tests.
3. Enfin, il n'est pas moins vrai que l'économétrie n'est pas un «outil» neutre, comme peuvent en témoigner le débat contradictoire et la controverse historique entre monétaristes et postkeynésiens : les premiers privilégiant, via une approche néo-positiviste «à la Friedman», les modélisations sous des formes réduites; les seconds préférant les modèles structurels et octroyant, de fait, une priorité à la théorie pour les restrictions de sur-identification. Si l'on ajoute à cela la controverse entre économètres classiques, bayésiens et, plus récemment, «expérimentaux», on peut comprendre l'enjeu que représentent pour la recherche les méthodes économétriques.

L'Atelier doctoral se déroule selon l'organisation suivante:

- *conférences thématiques*
- *travaux de thèse* (appel à communications)

- Envoi du résumé, mots-clés et classification JEL (environ 5 pages) : **avant le 14 avril 2018 (date de rigueur)**
- Présentation : **samedi 28 avril 2018**
- Envoi de la version finale pour publication dans les Actes de l'Ecole académique: **avant le 31 mai 2018**



Samedi 28 avril 2018

Première séance : 9h30-12h30

Modérateur	Noureddine EL AOUFI (Université Mohammed V de Rabat)
9h30-9h50	Réduoane TAOUIL (Université Grenoble Alpes), <i>L'économie du développement et le référentiel de l'équilibre des marchés : les termes d'une réduction</i>
9h50-10h10	Mohamed SOUAL (Groupe OCP et Centre d'études et de recherche de Grenoble), <i>Inférence causale, contre factualité et expérimentations aléatoires</i>
10h10-10h30	Mohamed DOUKKALI (Centre inter-universitaire de recherche en économie quantitative (CIREQ), Montréal, Canada), <i>Efficient Estimation Using Regularized IV Estimator</i>
10h30-10h50	Discussion
10h50-11h10	Pause-café
11h10-11h30	Hamid BOUGUENDOU (Université Mohammed V de Rabat), <i>Impact des chocs de croissance sur la dette publique au Maroc</i>
11h30-12h00	Ouiem OUAHHABI (Université Mohammed V de Rabat), <i>Analyse de la soutenabilité de la dette publique au Maroc</i>
12h00-12h20	Discussion
13h00-14h00	Déjeuner

Deuxième séance : 14h30-18h00

Modérateur	Nicolas MOUMNI (Université d'Amiens)
14h30-14h50	Omar CHAFIK (Université Mohammed V de Rabat), <i>Estimation de la croissance potentielle de l'économie marocaine</i>
14H50-15H10	Moulay-Driss SAIKAK (Université Mohammed V de Rabat), <i>La Banque centrale marocaine : de quel degré d'indépendance parle-t-on ?</i>
15H10 - 15H30	Marwane EL ALAOUI (Université Mohammed V de Rabat), <i>Price-Volume Multifractal Analysis of the Moroccan Stock Market</i>
15h30-16h00	Discussion
16h00-16h20	Pause-café
16h20-16h40	Réda EL AFI (Université Mohammed V de Rabat), <i>Le processus de défaillance des PME au Maroc</i>
16h40-17h00	Hajar DAHANE (Université Mohammed V de Rabat), <i>L'applicabilité d'un revenu de base inconditionnel au Maroc : essai de modélisation</i>
17h00-17h20	Younes ENNACIRI (Université Mohammed V de Rabat), <i>Finance islamique et système de pension de retraite au Maroc</i>
17h20-17h50	Discussion
17h50-18h00	Evaluation de la session

Discutants

- Mohamed AKAABOUNE (Université Mohammed V de Rabat)
- Noureddine EL AOUFI (Académie Hassan II des Sciences et Techniques)
- Nicolas MOUMNI (Université d'Amiens)
- Radouane RAOUF (Université Mohammed V de Rabat)
- Abdessamad SAIDI (Bank Al-Maghrib)
- Mohamed SOUAL (Groupe OCP et CERG)
- Redouane TAOUIL (Université Grenoble Alpes)

RÉSUMÉS / ABSTRACTS / TEXTES

ACADEMIE HASSAN II
DES SCIENCES ET TECHNIQUES

Collège Etudes Stratégiques et développement économique

Ecole académique

Dixième session 2018

Modélisation et prospective économique

Réouane TAOUIL (Université Grenoble Alpes), *L'économie du développement et le référentiel de l'équilibre des marchés : les termes d'une réduction*

Dans l'adaptation au théâtre de l'un des récits des *Lettres de mon moulin*, Alphonse Daudet met en scène l'amour d'un jeune homme qui, bien que fort aimé par sa fiancée, ne songe qu'à conquérir le cœur d'une femme d'Arles. L'Arlésienne est sans cesse évoquée sans jamais apparaître. On ne manque pas de songer à ce personnage en s'interrogeant sur le statut de la catégorie de développement. A se pencher, en effet, sur le consensus de Washington, qui incarne la tradition de recherche (L. Laudan) dominante en économie de développement, on s'aperçoit que cette catégorie n'est plus représentative de l'objet et de l'identité d'une discipline à part. La contre-révolution inaugurée, à l'orée des années quatre-vingt par la critique des stratégies de développement et leur soubassements (J. Baghawati, A. Krueger, D. Lall, M. Little) conduit à la consécration de l'approche de l'équilibre comme référentiel de base dont les coordonnées cardinales sont définies par :

- (i) une proposition positive : les économies du Sud se spéfient par équilibres sous-optimaux ;
- (ii) une proposition normative : le développement requiert la mise en place de conditions aptes à générer des gains d'efficience et accroître le potentiel de croissance ;
- (iii) une métaproposition : les questions du développement ne requièrent pas une théorie spécifique : elles relèvent du droit des concepts et de la méthode du *mainstream* de l'analyse économique.

A y regarder de plus près, cette restructuration se prête à l'analyse dans les termes de la réduction inter-théorique dont Ernest Nagel est un représentant emblématique en philosophie des sciences. Le consensus de Washington résulte en effet d'un englobement de l'économie des « pionniers du développement » dans le lot d'objets, le langage et le champ d'explication de la lignée walrasienne.

Dans cette disposition, l'économie du développement n'est plus une discipline dotée d'un objet propre, mais un terrain d'exploration des problématiques et modèles de l'économie de la croissance endogène, de la macro-économie de l'équilibre, de la micro-économie de la concurrence imparfaite, de l'économie institutionnelle.

Mohamed SOUAL (Groupe OCP et Centre d'études et de recherche de Grenoble), *Inférence causale, contre factualité et expérimentations aléatoires*

Mohamed DOUKKALI (Centre inter-universitaire de recherche en économie quantitative (CIREQ), Montréal, Canada), *Efficient Estimation Using Regularized IV Estimator*

Nous étudions l'estimation efficace d'un paramètre de dimension finie dans un modèle linéaire où le nombre d'instruments peut être très grand. Cependant, en échantillons finis, l'utilisation d'un grand nombre de conditions de moments accroît le biais des estimateurs VI. Cette situation pourrait s'aggraver en présence d'instruments faibles. Nous proposons une version régularisée de l'estimateur Jackknife (RJIVE) basée sur trois méthodes de régularisation différentes, Tikhonov, Landweber Fridman et composantes principales, qui réduisent le biais.

Par ailleurs, on propose une application permettant d'évaluer l'impact de l'éducation, mesurée par le nombre des années de scolarité, sur les salaires aux Etats-Unis en se basant sur un échantillon de 325 509 individus. Les résultats montrent qu'une année supplémentaire de scolarité augmente le salaire des individus de 10%.

Mots-clés: modèles de grande dimension, Jackknife, régularisation, variable instrumentale faible.

Classification JEL: C13, C26, C52.

Hamid BOUGUENDOU (Université Mohammed V de Rabat), *Impact des chocs de croissance sur la dette publique au Maroc*

Après la crise de 2007 et la hausse des déficits et de la dette publique dans plusieurs pays, de nombreuses études empiriques se sont attelées à montrer la relation entre la dette et la croissance économique. Reinhart et Rogoff (2009), sur la base des données portant sur le ratio de la dette couvrant plusieurs pays sur une longue période, concluent à l'existence d'un seuil d'endettement au-delà duquel la dette réduit le taux de croissance. Ce qui implique que les gouvernements devraient chercher à rester en dessous de ce seuil afin d'assurer une croissance économique soutenue. Ces travaux n'ont pas clos le débat sur cette question, mais l'ont ravivé. D'autres études ont essayé de reproduire les résultats de Reinhart et Rogoff (2009), en utilisant des méthodes économétriques plus élaborées ou bien en étudiant la question pour différents panels de pays.

Le débat actuel met l'accent sur l'impact de la dette publique sur la croissance économique, bien que cette causalité ne soit pas démontrée. Cette étude entend, par contre, explorer l'évolution de la dette publique au Maroc en réaction à un choc de croissance. Pour ce faire, l'étude utilisera un ensemble de tests économétriques et un modèle VAR structurel (SVAR).

Mots-clés: croissance économique, dette publique, économie marocaine, SVAR.

Classification JEL: H63, F43, C51.

Ouiem OUAHHABI (Université Mohammed V de Rabat), *Analyse de la soutenabilité de la dette publique au Maroc*

Ce travail de thèse a pour objectif de revisiter la question de la soutenabilité de la dette publique au Maroc. C'est un sujet d'actualité qui a toujours enflammé le débat des académiciens et des chercheurs en politiques économiques dans plusieurs pays. En effet, la courbe d'endettement du gouvernement s'est inscrite dans une tendance haussière à partir de 2009, en raison de la conjonction des circonstances délicates à la fois internes et externes. Au niveau national, l'augmentation de la dette publique découle de l'accroissement des déficits budgétaires causés par la politique volontariste du gouvernement qui vise à soutenir l'investissement public et la croissance économique. Sur le plan international, les effets de la crise financière internationale (2008) et la crise de la dette souveraine (2010) ont produit une incertitude et une volatilité extrêmes. Selon les statistiques du ministère de l'Économie et des Finances du Royaume, le taux d'endettement est passé de 47,1% du PIB en 2009 à 81,6% du PIB en 2017. C'est dans cette perspective que l'on a choisi d'approfondir cette problématique.

La finalité de cette thèse est d'évaluer empiriquement la soutenabilité de la dette publique au Maroc d'un point de vue rétrospectif et prospectif. Les approches rétrospectives permettent de vérifier si les mesures mises en œuvre ont permis d'assurer la soutenabilité de la dette. Pour leurs parts, les approches prospectives permettent d'identifier, d'anticiper les difficultés et donnent une indication sur le degré des ajustements nécessaires dans un environnement macro-économique incertain. Pour étayer la problématique, on expose la démarche de la thèse qui s'articule en cinq chapitres.

Dans le premier chapitre, il est question de présenter et d'analyser les faits stylisés qui retracent l'évolution de la dette publique au Maroc depuis les années 70 jusqu'au temps actuel. Ensuite, un survol de la structure de la dette publique (par instrument, par maturité initiale, par terme résiduel, par taux d'intérêt, par devises) est aussi intéressant pour comprendre son profil.

Dans le deuxième chapitre, il s'agit d'examiner les effets non linéaires de la dette publique sur la croissance économique en vue de déterminer le seuil d'endettement à partir duquel la dette publique exerce un effet négatif sur la croissance économique. La technique économétrique utilisée est une modélisation en panel à effet de seuil à l'aide d'un modèle à transition lisse, proposée par Gonzales *et al.* (2006)⁽¹⁾. La détermination du seuil de soutenabilité ouvre une piste de réflexion sur la nécessité de mettre en place une règle budgétaire flexible compatible avec le contexte économique et social de l'économie marocaine. C'est l'objet du chapitre suivant.

Dans le troisième chapitre, on analyse la soutenabilité de la dette à partir de l'estimation d'une fonction de réaction budgétaire avec cible de dette et limite du déficit structurel primaire.

Le quatrième chapitre est une évaluation prospective probabiliste de la soutenabilité de la dette à moyen terme par l'approche de Celsum *et al.* (2006). Cette dernière permet de prendre en compte des risques liés à la dynamique de la dette à travers des simulations stochastiques relatives à de nombreux chocs économiques. La soutenabilité de la dette est évaluée par un Fan chart.

Le dernier chapitre intègre les résultats des parties précédentes. Il s'agit de concevoir un modèle DSGE permettant d'ausculter la soutenabilité de la dette publique au Maroc.

Mots-clés: soutenabilité de la dette publique, croissance économique, déficit budgétaire, règle budgétaire, fonction de réaction budgétaire, données de panel, effets de seuil, modèle DSGE.

Classification JEL: H63, 040, H62, H60, C23, F41.

⁽¹⁾ La méthode de Gonazales *et al.* (2006) suppose que la transition entre les régimes soit lisse, c'est-à-dire que le passage d'un régime à un autre se fasse progressivement. Alors que la modélisation de Hansen (1999) considère que la transition entre les régimes est brutale.

Omar CHAFIK (Université Mohammed V de Rabat), *Estimation de la croissance potentielle de l'économie marocaine*

Ce travail a pour objectif d'estimer la croissance potentielle de l'économie marocaine sur la période 1991-2016. Pour ce faire, trois méthodes ont été adoptées : le lissage statistique par le filtre HP, une approche structurelle basée sur la fonction de production et une méthode hybride exploitant les propriétés des filtres statistiques et les postulats de la théorie économique dans le cadre d'un modèle semi-structurel. Les résultats des estimations s'accordent sur une baisse de la croissance potentielle au Maroc au lendemain de la crise financière internationale et l'atonie de l'activité en Europe, renversant ainsi la tendance haussière enregistrée dès le début des années 90. La distinction entre les secteurs agricole et non agricole dévoile une baisse généralisée du potentiel de croissance au cours des dernières années malgré une divergence par rapport aux amplitudes et aux facteurs à l'origine de ce constat. D'un côté, le ralentissement constaté dans le secteur agricole est imputable en grande partie à la contraction de la contribution du facteur travail dans la croissance potentielle. De l'autre, la baisse enregistrée dans le secteur non agricole tiendrait davantage à l'atonie de la productivité et au fléchissement de l'investissement.

Mots-clés : croissance potentielle, filtre HP, fonction de production, modèle semi-structurel.

Classification JEL : C51, O47.

Abstract

This work aims to estimate the potential growth of the Moroccan economy over the period 1991-2016. To this end, three methods have been used: a statistical smoothing by the HP filter, a structural approach based on the production function and a semi-structural model exploiting the properties of statistical filters and the postulates of economic theory. The estimation results agree on a decline in potential growth in Morocco in the aftermath of the global financial crisis and the activity slowdown in Europe, reversing the upward trend recorded in the early 1990s. The distinction between the agricultural and non-agricultural sectors reveals a general decline in potential Growth in recent years despite a divergence on the magnitudes and explanatory factors. On one hand, the slowdown in the agricultural sector is due in large part to the contraction of the contribution of labor inputs in potential growth. On the other hand, the decline in the non-agricultural sector is explained by a sluggish productivity and a drop of investment.

Keywords: Potential growth, HP filter, Production function, semi-structural model.

JEL-classification: C51, O47.

Moulay-Driss SAIKAK (Université Mohammed V de Rabat), *La Banque centrale marocaine : de quel degré d'indépendance parle-t-on ?*

L'indépendance de la Banque centrale est devenue une condition nécessaire pour la conduite de la politique monétaire. Cette tendance vise deux dimensions : une dimension politique qui empêche toute interférence entre les décisions de l'autorité monétaire et le gouvernement, c'est-à-dire que ce dernier n'a pas désormais d'instruction à donner afin d'influencer les décisions des décideurs monétaires; et une autre dimension qualifiée d'économique. En effet, à travers l'indépendance, la technique de seigneurage appliquée afin de financer le déficit budgétaire par la création monétaire est supprimée. De ce fait, on peut mesurer le degré d'indépendance dans l'objectif de pouvoir apprécier la performance relative des différentes banques centrales dans la conduite de la politique monétaire. Certains économistes ont essayé de mesurer cette indépendance en la segmentant en deux grands volets: une indépendance

légale de la Banque centrale à travers deux indices : l'indice GMT (Grilli, Masciandaro et Tabellini, 1991), mesurant l'indépendance d'une manière binaire, et l'indice Cukierman, plus pertinent. Le deuxième volet est l'indépendance réelle de la Banque centrale qui tente d'évaluer l'indépendance effective à l'aide d'indicateurs comme la faible fréquence de changement des gouverneurs des banques centrales. L'objectif de ce papier est d'essayer de mesurer le degré de l'indépendance de la Banque centrale marocaine (Bank Al-Maghrib) à travers l'indice de Cukierman.

Mots-clés: indépendance de la banque centrale, politique monétaire.

Classification JEL: E52, E58.

Marwane EL ALAOUI (Université Mohammed V de Rabat), *Price-Volume Multifractal Analysis of the Moroccan Stock Market*

Abstract

In this paper, we analyzed price-volume multifractal cross-correlations of Moroccan Stock Exchange. We chose the period from January 1st 2000 to January 20th 2017 to investigate the multifractal behavior of price change and volume change series. Then, we used multifractal detrended cross-correlations analysis method (MF-DCCA) and multifractal detrended fluctuation analysis (MF-DFA) to analyze the series. We computed bivariate generalized Hurst exponent, Rényi exponent and spectrum of singularity for each pair of indices to measure quantitatively cross-correlations. Furthermore, we used detrended cross-correlations coefficient (DCCA) and cross-correlation test ($Q(m)$) to analyze cross-correlation quantitatively and qualitatively. By analyzing results, we found existence of price-volume multifractal cross-correlations. The spectrum width has a strong multifractal cross-correlation. We remarked that volume change series is anti-persistent when we analyzed the generalized Hurst exponent for all moments q . The cross-correlation test showed the presence of a significant cross-correlation. However, DCCA coefficient had a small positive value, which means that the level of correlation is not very significant. Finally, we analyzed sources of multifractality and their degree of contribution in the series.

Keywords: Price-volume analysis, Cross-correlation, Multifractality, MF-DFA, MF-DCCA, DCCA, cross-correlation test.

JEL codes: G14, G15.

1. Introduction

Recently, the study of correlations of financial series become more and more important. It allows a better understanding of markets and their relation with other series. Besides, markets show complex and dynamic fluctuations making the prediction of prices impossible. These features are the result of many complex factors as nonlinear interactions among heterogeneous agents with different time horizons, and complex events occurring in external environment. The properties observed in financial markets are assimilated to dynamics and turbulent features existing in physical mechanics [1] [2]. Then, when studying financial series of markets, we see that they contain multiscaling properties and multifractal behavior.

Multifractality is one of important concepts introduced in dynamical complex system of many fields as fluid, earthquakes, biology and finance. It is generally admitted that there are two principal sources of multifractality for time series. One source is long-range temporal correlations [3] [4] [5] [6] and the other one is fat-tail distribution [7]. Another element that is important in multifractality is to convert the clock time to the trading time by exploring different moment of q . As Mandelbrot said: "Time does not run in

a straight line, like the markings on a wooden ruler. It stretches and shrinks, as if the ruler were made of balloon rubber. This is true in daily life: We perk up during high drama, nod off when bored. Markets do the same.” [8]. So, multifractality is the combination of three elements: memory effect, discontinuity effect and the concept of trading time.

It has been proven for many markets that are multifractals [9] [10] [11] [12] [13] [14] [15] [16] [17] [18] [19] [20] [21] [22] [23] [24] [25] [26] [27] [28], we already confirmed that Moroccan stock market is multifractal [15], which means that the market is neither efficient nor fractal, by using statistical physics methods.

The analysis could be extended to study cross-correlations among markets and financial series. Cross-correlation seems to be ubiquitously present in many systems as physiology, genomics [29] and in meteorological data [30]. Long-range cross-correlations also were studied to see degree of cross-correlation and its dependence on the scaling exponents [31]. For this reason, many researches aroused to explore correlation features. Then, the study of multifractal cross-correlation has a crucial importance since we could explore and understand relation among markets and between price and volume as it is suggested in many works. As it is said, “it takes volume to make move stock prices”, and then volume has a direct influence on prices because when investors buy a high volume of transactions, prices are driven to increase leading to a bullish behavior. Inversely, when they sell a high volume of transactions, they could lead to a bearish behavior of market. In some countries, it has been proven that volume could be influenced to manipulate prices (volume-induced manipulation) where the manipulator buys the stock to drive up the price artificially, and then sells it at the higher price, leaving the uninformed traders with an overvalued stock and inversely to buy the undervalued stock [60] [61] [62].

One recent method used to study cross-correlation is multifractal detrended cross-correlations (MF-DCCA) [32]. There is a class of MF-DCCA algorithms that has been developed [33], [34]. We choose in this paper MF-X-DFA that is based on DFA method. It is a combination of MF-DFA [35] and DCCA [36]. MF-DCCA has been used in several papers, and many authors used this method to study the cross correlation between price change and volume change. Podobnik & al.[38] analyzed cross-correlation between volume change and price change of several worldwide financial indices. They investigated the temporal correlations of trading volumes based on the DFA. Yuan & al. [28] investigated multifractal features and multifractal cross-correlation in the Chinese market using statistical tools. Wang *et al.* [39] investigated cross-correlation between price returns and trading volumes for the CSI 300 futures. He & Chen [41] studied nonlinear dependency of price-volume relationships in agricultural commodity futures markets in China and the US, they found a power-law cross-correlation. Mu & al. [42] investigated temporal correlations and multifractal nature of trading volume of 22 liquid stocks traded on the Shenzhen Stock Exchange. Fan & Li [53] investigated the multiscale cross-correlations between electricity price and trading volume in Czech market. Stošić & al. [54] studied auto-correlations and cross-correlations of daily price changes and daily volume changes of thirteen global stock market indices, using multifractal detrended fluctuation analysis (MF-DFA) and multifractal detrended cross-correlation analysis (MF-DXA). Other authors used the method to study the cross-correlations among markets. Ma & al. [37] used it to investigate cross correlations among the stock markets of China, Japan, South Korea and Hong Kong and Cao & al. [40] studied cross-correlations between the Chinese exchange and stock market. We also (El Alaoui & al.) [52] used the method to study the cross-correlations among stock markets of Morocco, Tunisia, Egypt and Jordan. Shadkhoor & Jafari [43] used MF-DCCA to investigate cross-correlation of the inter-events of spatial and temporal seismic data series, which point out the possible use of the method to other areas like geophysics, physiology and genomics series.

In this paper, we studied, for the first time, the cross-correlation quantitatively and qualitatively between volume change and price change of the Moroccan stock exchange.

This paper is organized as follows. In Section 2, we give a brief description of the data investigated in the current study. Section 3 introduces in detail the MF-DCCA method. In section 4, we use cross-correlations test and MF-DCCA to analyze qualitatively and quantitatively the price-volume multifractal cross-correlations of Moroccan stock market, we also computed DCCA coefficient to measure the level of

cross-correlation. Finally, we use shuffling and surrogate techniques to analyze sources of multifractality. In section 5, we conclude.

2. Data

We designate by p_t the closing price of the index on day t . In the present paper, the method applied to the natural logarithmic returns of the index is defined by:

$$r_t = \ln\left(\frac{p_{t+1}}{p_t}\right) \quad (1)$$

We have then 4247 logarithmic daily returns and daily volume change of MASI series from January, 1st 2000 to January, 20th 2017. MASI is a stock index that tracks the performance of all companies listed in the Casablanca Stock Exchange. The data are taken from official website of Casablanca Stock Exchange⁽²⁾.

Figure 1
Price and price change of MASI from January 1st 2000 to January 20th 2017

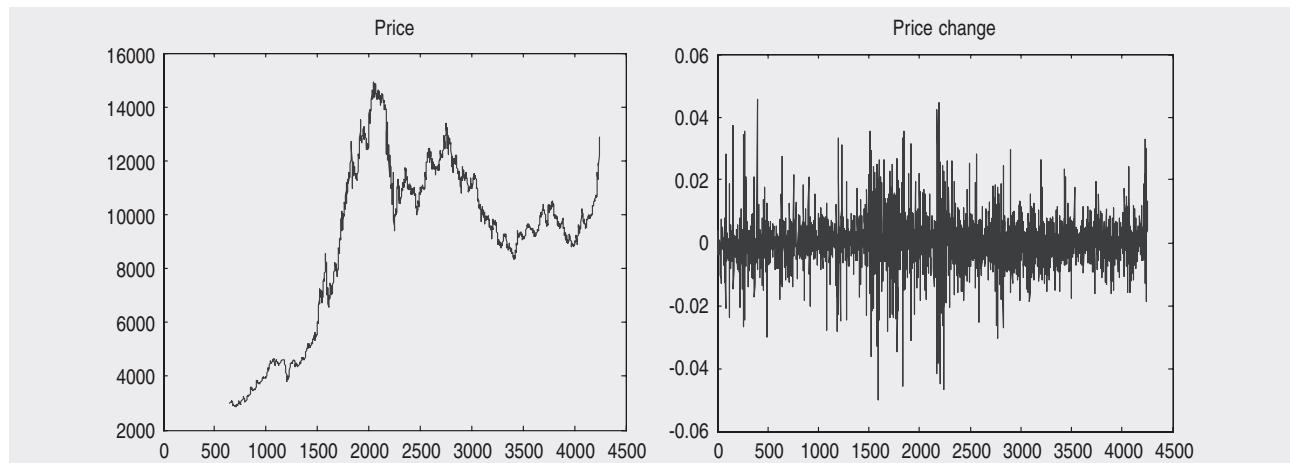
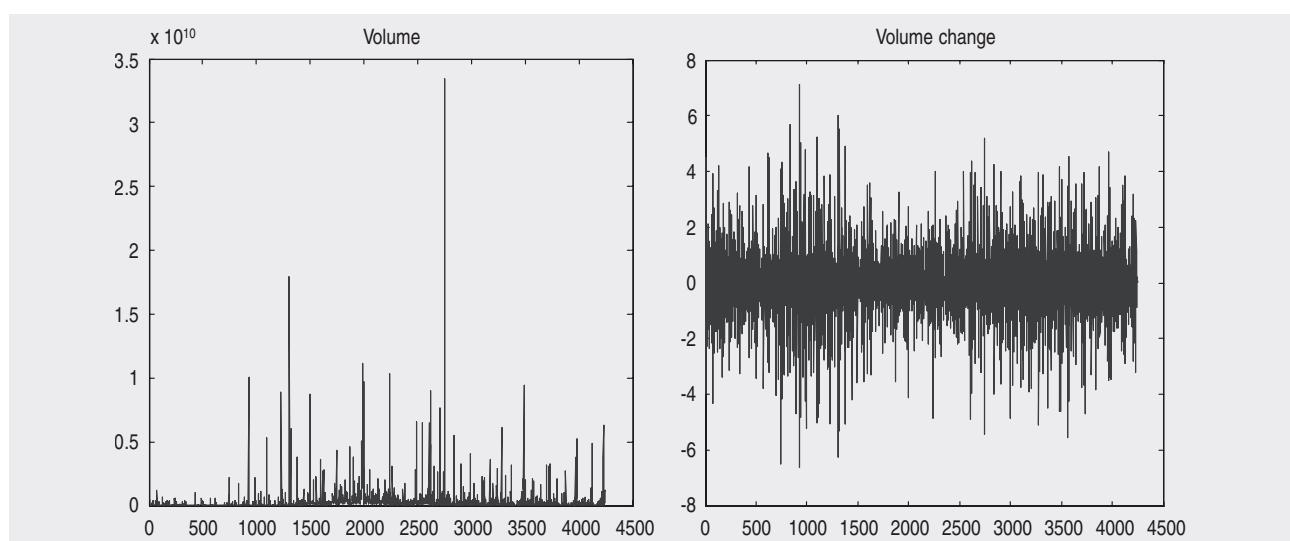


Figure 2
Price and price change of MASI from January 1st 2000 to January 20th 2017



(2) <http://www.casablanca-bourse.com/>

Figure 3
Descriptive statistics and test of Jarque-Bera of MASI price change

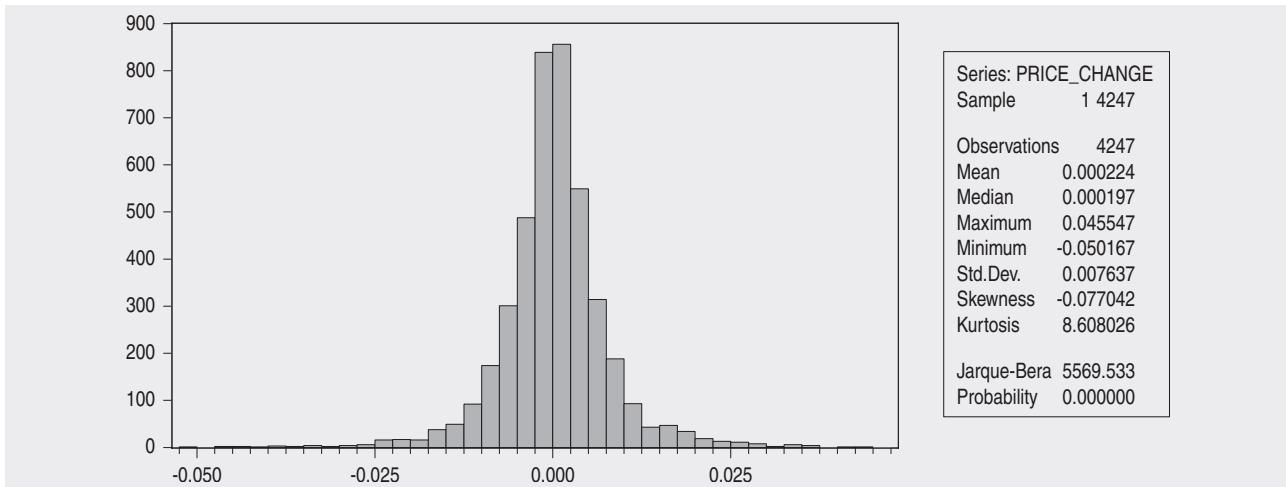
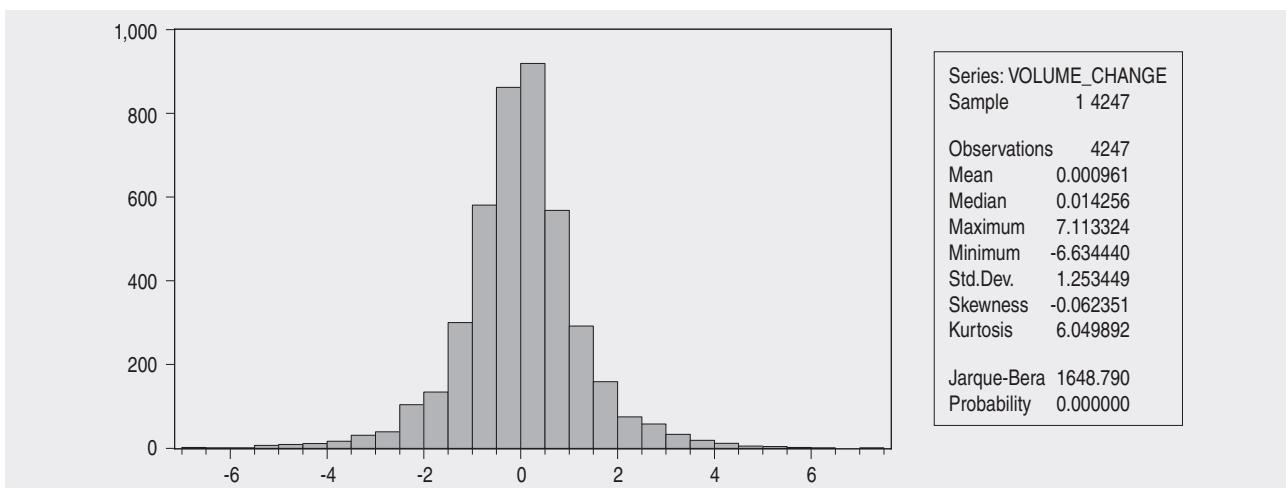


Figure 3 presents the statistics of MASI price change, it shows a mean that is near to zero and a standard deviation that equals 0.7%. The series has a negative Skewness and Kurtosis that exceeds 8, the probability shows that the series is not Gaussian.

Figure 4
Descriptive statistics and test of Jarque-Bera of MASI volume change



In Figure 4, the MASI volume change also shows a negative Skewness and a Kurtosis that exceeds three. The series is not Gaussian either.

3. Theoretical background

Multifractal Detrended Cross-Correlation Analysis (MF-DCCA) method was proposed by Zhou [32]. Next, we present MF-X-DFA algorithm that is an MF-DCCA method based on DFA. There is a class of MF-DCCA algorithms that has been developed such as MF-X-DMA [33] and MF-HXA [34].

The MF-X-DFA algorithm consists of many steps. Let $x(k)$ and $y(k)$ be time series of length N representing logarithmic returns. We suppose that these time series are of compact support, i.e. $(k) = 0, y(k) = 0$ for an insignificant fraction of values only. When $x(k) = y(k)$, MF-X-DFA reduces to MF-DFA algorithm.

Step 1: we determine the accumulated profile $X(i)$ and $Y(i)$ of the time series $x(k)$ and $y(k)$ for $i = 1, \dots, N$

$$X(i) = \sum_{k=1}^i [x(k) - \bar{x}], \quad Y(i) = \sum_{k=1}^i [y(k) - \bar{y}] \quad (2)$$

where \bar{x} and \bar{y} denote respectively the mean of the time series $x(k)$ and $y(k)$. We can easily verify that $X(N) = 0$ and $Y(N) = 0$.

When

Step 2: For a given time scale s , we divide the profiles $X(i)$ and $Y(i)$ into $N_s = \text{int}(N/s)$ non-overlapping segments of equal length s , where $\text{int}()$ denotes the function which gives the integer part of a real number. Since in general N is not often a multiple of s , a short part of the end of the profile may be disregarded. In order to incorporate this ignored part of the series, we repeat the same procedure starting from the end of the profile. We obtain thus $2N_s$ segments.

Step 3: The aim of this step is first to estimate for each of the $2N_s$ segments a local trend by fitting a polynomial to the data. We then calculate the variances by two formulas depending on the segment v :

– for each segment $v = 1, \dots, N_s$:

$$F^2(v, s) = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^s |X((v-1)s + i) - p_v^n(i)| \cdot |Y((v-1)s + i) - p_v^n(i)| \quad (3)$$

– for each segment $v = N_s + 1, \dots, 2N_s$:

$$F^2(v, s) = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^s |X(N - (v - N_s)s + i) - p_v^n(i)| \cdot |Y(N - (v - N_s)s + i) - p_v^n(i)| \quad (4)$$

where $p_v^n(i)$ is the n -th order fitting polynomial in the segment v . We can use linear DCCA1, quadratic DCCA2, cubic DCCA3 or higher order polynomials DCCAn for $n > 3$.

When the local detrending function is the moving averages [47] [48], the algorithm returns to MF-X-DMA [34].

Step 4: By averaging the variances over all segments we obtain the q -th order fluctuation function:

– for $q \neq 0$:

$$F_q(s) = \left[\frac{1}{2N_s} \sum_{v=1}^{2N_s} [F^2(v, s)]^{q/2} \right]^{1/q} \quad (5)$$

– for $q = 0$:

$$F_0(s) = \exp \left[\frac{1}{4N_s} \sum_{v=1}^{2N_s} \ln[F^2(v, s)] \right] \quad (6)$$

The aim of the MF-DCCA procedure is principally to determine the behavior of the q -dependent fluctuation functions $F_q(s)$ with regard to the time scale s , for various values of q . When $q = 2$, it corresponds to the standard DCCA procedure. Hence, steps 2 till 4 must be repeated for different values of time scales s leading us to a final step.

Step 5: we analyze the multi-scaling behavior of the fluctuation functions $F_q(s)$ by estimating the slope of log-log plots of $F_q(s)$ vs. s for different values of q . If the analyzed times series $X(i)$ and $Y(i)$ present

a long-range power law correlation as fractal proprieties, the fluctuation function $F_q(s)$ will behave, for large sufficiently values of s , as the following power-law scaling

$$F_q(s) \sim s^{H_{XY}(q)} \quad (7)$$

In order to estimate the values of $H_{XY}(q)$ for various values of q (we chose 54 value⁽³⁾ of q from -30 to 30), we regress the time series $H_{XY}(q)$ on the time series $F_q(s)$.

Generally the exponent $H_{XY}(q)$ is a function depending on the variable q . If we are in presence of stationary time series we obtain only the exponent $H_{XY}(2)$ which is identically equal to the standard Hurst exponent H . When the bivariate scaling exponent $H_{XY}(2) > 0.5$, we say that cross-correlations between X and Y are long-range persistent. If $H_{XY}(2) < 0.5$, then we say that cross-correlations between X and Y are anti-persistent. If $H_{XY}(2) = 0.5$, we say that there is no cross-correlations between the two times series.

Therefore, the exponent $H_{XY}(q)$ generalize the Hurst exponent H and is commonly called the generalized Hurst exponent. To distinguish between monofractal and multifractal time series, we can say that if $H_{XY}(q) = H$ (constant) for all values of q then the time series under study is monofractal, otherwise $H_{XY}(q)$ is a monotonously decreasing function of q and the corresponding time series is multifractal. From equations (4) and (5) we can infer that for positive values of q the averaging fluctuation function $F_q(s)$ is dominated by the segments v holding large variances $F^2(v,s)$. Thus, for positive values of q , the generalized Hurst exponents $H_{XY}(q)$ describe the scaling properties of large fluctuations. On the contrary, for negative values of q , exponents $H_{XY}(q)$ describe the scaling properties of small fluctuations.

It is well known that the generalized Hurst exponent $H_{XY}(q)$ defined by the MF-X-DFA method is directly related to the multifractal scaling exponent $\tau_{XY}(q)$ commonly known as the Rényi exponent,

$$\tau_{XY}(q) = qH_{XY}(q) - 1 \quad (8)$$

In the standard multifractal formalism, multifractal scaling exponent $\tau_{XY}(q)$ is usually defined through the partition function. Using the standard box counting formalism, Kantelhardt and al. [35] give a proof of equation (8).

It is clear that the monofractal time series are characterized by a linear form for the Rényi exponent:

$$\tau_{XY}(q) = q \times H_{XY} - 1 \quad (9)$$

where H_{XY} is the Hurst exponent.

Another interesting way to characterize the multifractality of time series is to use the so called Hölder spectrum or singularity spectrum $f_{XY}(\alpha)$ of the Hölder exponent α_{XY} . It is well-known that the singularity spectrum $f_{XY}(\alpha)$ is related to the Rényi exponent $\tau_{XY}(q)$ by the Legendre transform:

$$\alpha_{XY} = \tau'_{XY}(q) \text{ and } f_{XY}(\alpha) = q\alpha_{XY} - \tau_{XY}(q) \quad (10)$$

The Hölder exponent α_{XY} characterizes the strength of the singularity and the singularity spectrum $f_{XY}(\alpha)$ represents the Hausdorff dimension of the fractal subset with the exponent α_{XY} . The richness of multifractality can be determined by the spectrum width $\Delta\alpha_{XY} = \alpha_{XY_{max}} - \alpha_{XY_{min}}$. Thus, the wider is the spectrum, the richer is the multifractality behavior of the analyzed time series.

We can easily deduce from equation (8) the relation between the generalized Hurst exponent $H_{XY}(q)$ and the singularity spectrum $f_{XY}(\alpha)$:

$$\alpha_{XY} = H_{XY}(q) + qH_{XY}'(q) \text{ and } f_{XY}(\alpha) = q[\alpha_{XY} - H_{XY}(q)] + 1 \quad (11)$$

(3) $q = [-30:5:-1, -2.1:0.1:-0.1, 0.1:0.1:2.1, 5:5:30]$

4. Empirical Results

4.1. Cross-correlation test

One new test can be used to quantify qualitatively the cross-correlation between price change and volume change of MASI by calculating the cross-correlations test proposed by Podobnik *et al.* [49]. The cross-correlation function is defined as,

$$C_i = \frac{\sum_{k=i+1}^N x_k y_{k-i}}{\sqrt{\sum_{k=1}^N x_k^2} \sqrt{\sum_{k=1}^N y_k^2}} \quad (12)$$

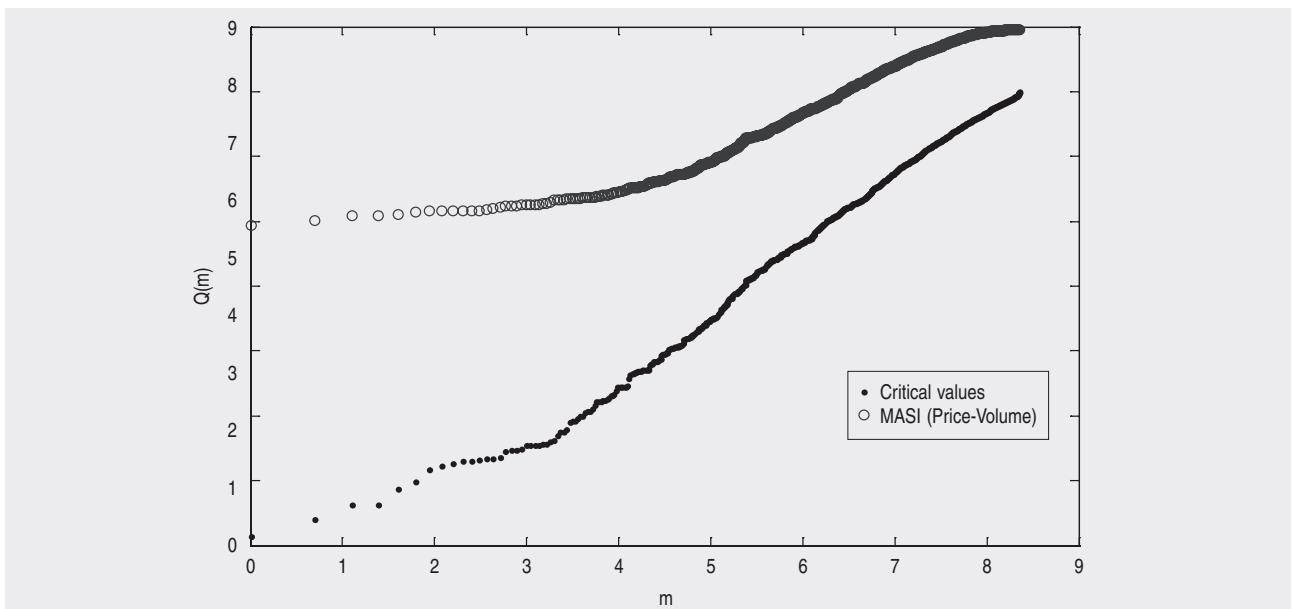
x_t and y_t are two time series with the same length N .

Then, the cross-correlations statistic is presented as follows,

$$Q_{cc}(m) \equiv N^2 \sum_{i=1}^m \frac{C_i^2}{N-i} \quad (13)$$

which is approximately $\chi^2(m)$ distributed with m degrees of freedom. There is no cross-correlation when the cross-correlations test agrees well with $\chi^2(m)$ distribution. And when the test exceeds the critical values, it means that there is a significant cross-correlation according to a specific significance level. We plot in Fig. 5 cross-correlations test values of price change and volume change of MASI, and critical value of $\chi^2(m)$ distribution at the 5% level of significance for the degrees of freedom varying from 1 to $N - 1$.

Figure 5
Cross-correlation statistic for price change and volume change of MASI



The Q-statistic $Q_{cc}(m)$ shows values that are large to critical values of $\chi^2(m)$ which suggests the presence of significant long-range cross-correlations. To analyze this result, we use next MF-DCCA to measure this cross-correlation quantitatively.

4.2. MF-DCCA

In order to measure cross-correlations quantitatively, we use MF-X-DFA algorithm, which is an MF-DCCA method, to analyze cross-correlations of price change and volume change of MASI.

Figure 6
Cross-correlations fluctuation functions of price change and volume change of MASI

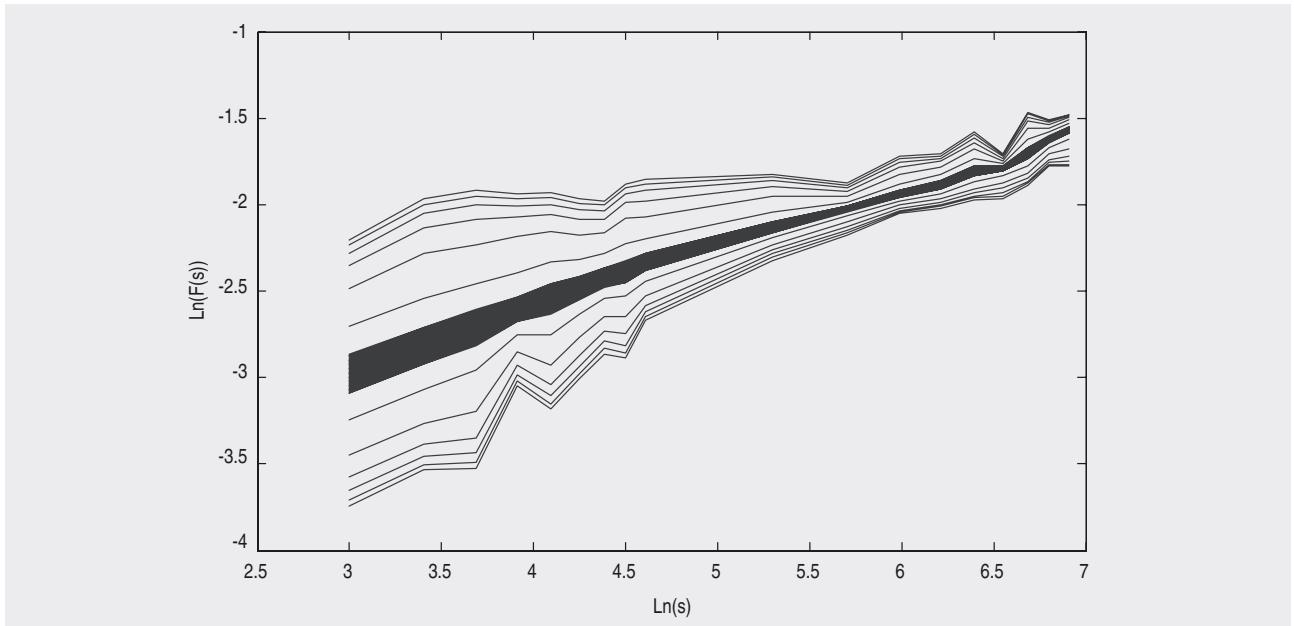


Fig. 6 shows a long-range power law correlated of price-volume multifractal cross-correlation of MASI. $F_q(s)$ increases for large values of s , as a power law.

Using MF-X-DFA and MF-DFA algorithms, we calculate the generalized Hurst exponent, then we deduce the Rényi exponent and singularity spectrum. We present in Fig. 7 the plotting of $H_{XY}(q)$ of price change and volume change.

Table 1
**Some values of Generalized Hurst Exponents of price-volume cross-correlation,
price change and volume change of MASI**

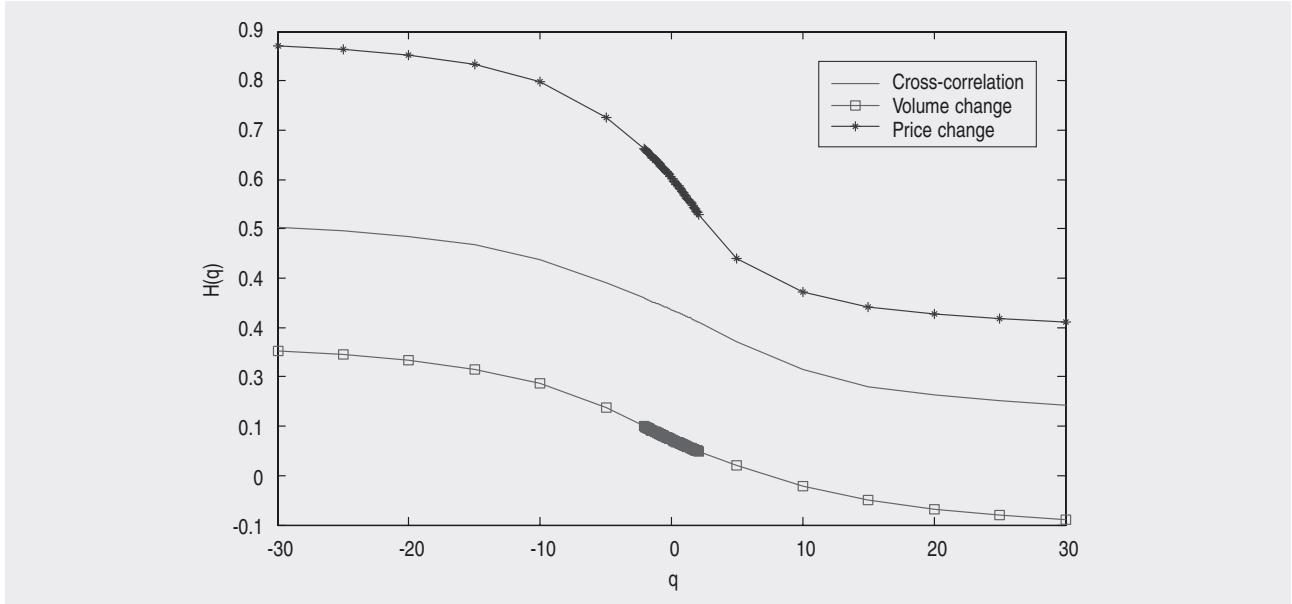
q	$H_{XY}(q)$ of price-volume	$H(q)$ of price change	$H(q)$ of volume change
-30	0,50385224	0,870770258	0,251597311
-10	0,437366307	0,797518697	0,186476645
-5	0,390673705	0,726240318	0,136829861
-2	0,358405719	0,660136249	0,098384836
-1	0,347321279	0,633701848	0,085468158
0	0,335929697	0,603703286	0,072995841
1	0,324099549	0,569602875	0,061133709
2	0,311732788	0,532918983	0,049931712
5	0,272002876	0,440836924	0,019823669
10	0,214220409	0,370894844	-0,021068583
30	0,143354874	0,310615265	-0,088481585

In table 1, we observe that price-volume cross-correlations for large negative fluctuations is not long-range and there is a short-range cross-correlations for positive and negative fluctuations. Moreover, $H(q)$ of MASI volume change series shows a short range cross-correlations for both large positive and large negative values, then it is clear that the series is anti-persistent. However, $H(q)$ MASI price change presents a long-range memory for large negative values and a short-range memory for large positive values.

For the case of $H_{XY}(2)$, it shows values that are close to 0.3, which means that there is an anti-persistent cross-correlation. $H(2)$ of MASI price change is close to 0.53 and $H(2)$ of volume change is about 0.05, which is near to 0. These results show that anti-persistence is very strong in the MASI volume change series.

Figure 7

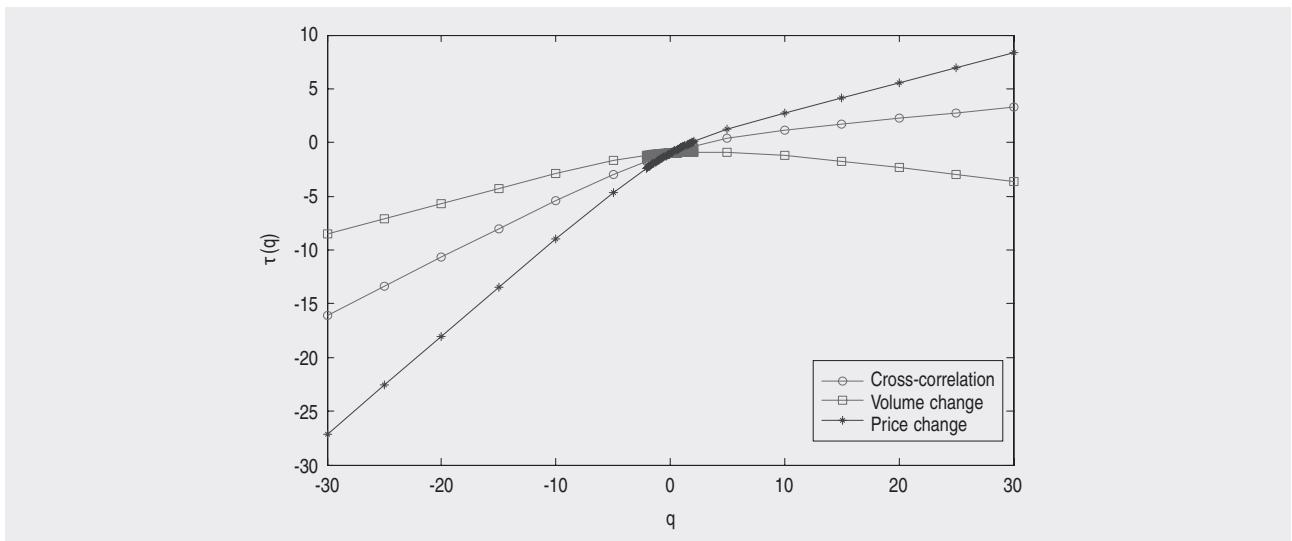
Generalized Hurst Exponent for different values of q for price-volume cross-correlations (MF-DCCA), price change (MF-DFA) and volume change (MF-DFA)



In Fig. 8, Rényi exponent presents a nonlinear curve, which confirms the existence of multifractal cross-correlations between price and volume. Using MF-DFA, we find that both volume change series and price change series have a nonlinear curve.

Figure 8

Rényi exponent for different values of q for price-volume cross-correlations (MF-DCCA), price change (MF-DFA) and volume change (MF-DFA)



To explore more the multifractal cross-correlations features, we present in Fig. 9 spectrum of singularity to deduce easily price-volume multifractal cross-correlations.

Figure 9
**Spectrum singularity for price-volume cross-correlations (MF-DCCA),
 price change (MF-DFA) and volume change (MF-DFA)**

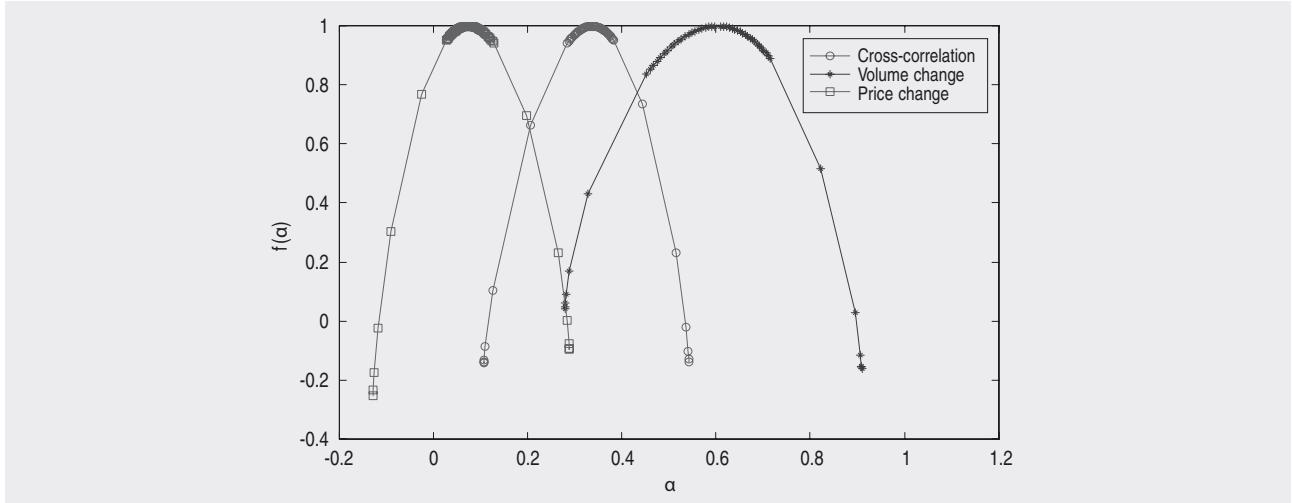


Table 2
Values α_{max} , α_{min} and $\Delta\alpha$

	α_{max}	α_{min}	$\Delta\alpha = \alpha_{max} - \alpha_{min}$
Price change	0.9095	0.2786	0.6308
Volume change	0.2881	-0.1303	0.4184
Cross-correlation	0.5419	0.1053	0.4366

As we see in Table 2, values of spectrum width $\Delta\alpha$ are close to 0.4 for volume change series and price-volume cross-correlations series, which means that multifractal cross-correlations is important in these markets. We also see that spectrum width of price change series is more important ($= 0.63$) and has a richer multifractality than that of volume change series.

4.3. Cross-correlations coefficient

4.3.1. Pearson's correlation coefficient

We compute linear correlation coefficient between each pair of series since these series. This measure captures only linear dependence. It is defined as,

$$\rho = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \cdot \text{Var}(Y)}} \quad (14)$$

Table 3
**Pearson's correlation coefficient and P-value of MASI price change
 and MASI volume change**

	ρ (Price change, Volume change)	P-value (Price change, Volume change)
Values	0.0122	0.4270

Table 3 shows that correlation between MASI price change and MASI volume change is weak and close to zero.

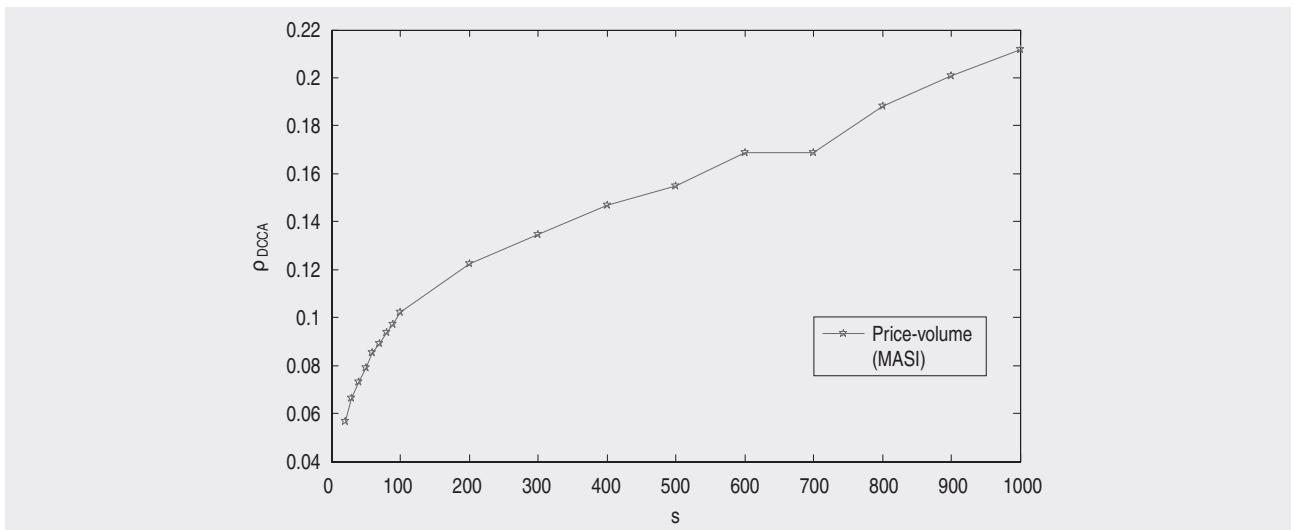
4.3.2. DCCA cross-correlations coefficient

In this section, we experiment DCCA cross-correlations coefficient to quantify level of cross-correlations. It is defined as the ratio between the detrended covariance and two detrended F_{DCCA}^2 of Eq. (5) and the detrended variance function F_{DFA} [50] [51].

$$\rho_{DCCA} \equiv \frac{F_{DCCA}^2}{F_{DFA}\{x(k)\}} F_{DFA}\{y(k)\} \quad (15)$$

We note that ρ_{DCCA} ranges between $-1 \leq \rho_{DCCA} \leq 1$. When $\rho_{DCCA} = 0$, it means that there is no cross-correlation, when $\rho_{DCCA} = 1$, we say that there is a perfect cross-correlation and when $\rho_{DCCA} = -1$, that means the existence of perfect anti cross-correlation. So, DCCA cross-correlation coefficient gives us a quantification of level of cross-correlation.

Figure 10
DCCA cross-correlation coefficient between price change and volume change of MASI



We observe that DCCA cross-correlations coefficient (Fig. 10) is positive but is not strong. It exceeds 0.16 when $s > 600$ and achieves 0.2 when $s = 1000$.

4.4. Sources of multifractality

It is generally admitted that there are two principal sources of multifractality of time series. Therefore, we investigate these sources for MASI price change and MASI volume change series. The sources of multifractality generally known are long-range temporal correlations and fat-tail distribution [7]. In order to detect the contribution of each source to multifractality, we perform two procedures: shuffling and phase-randomization techniques.

The aim of shuffling technique is to destroy temporal correlations from original series by performing the following steps:

- (i) Generate pairs (p, q) of random integer numbers (*with* $p, q \leq N$) where N is the total length of the time series under study.
- (ii) Interchange entries p and q .
- (iii) Repeat two above steps for $20N$ times.

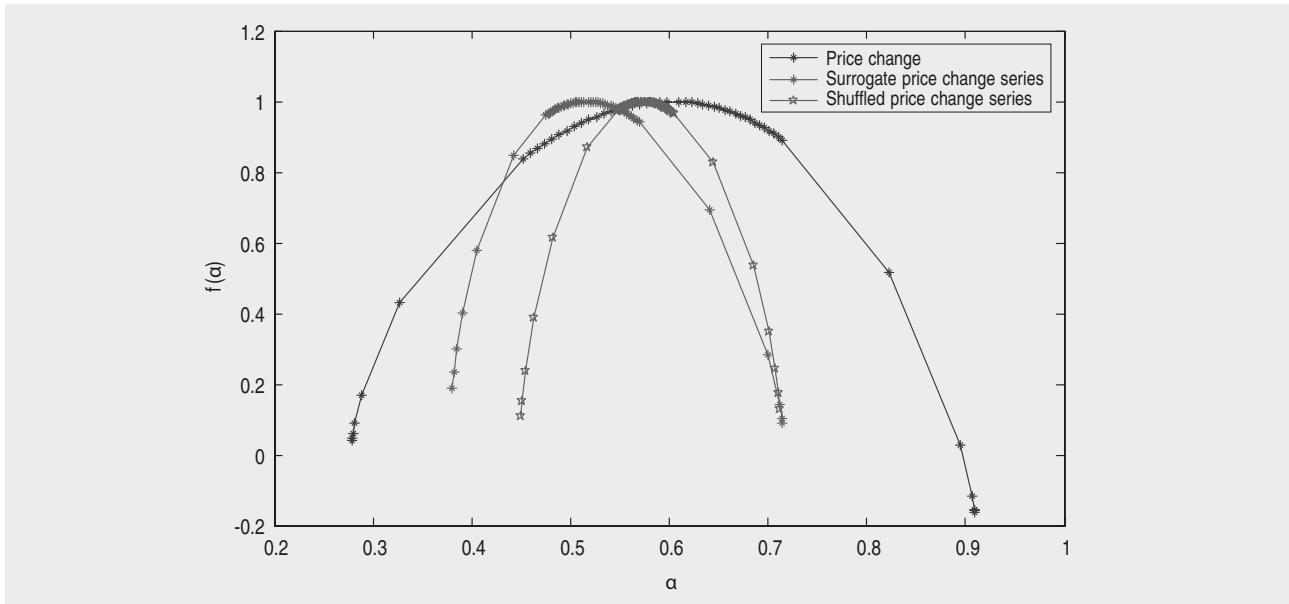
Phase-randomization [5] consists on the randomization of the Fourier phases of original time series in order to destroy the nonlinearities stored in the phases. The time series generated by this procedure is generally called surrogate data. In the literature, there are various techniques of phase-randomization:

- Fourier transform (FT) algorithm [55],
- Amplitude Adjusted Fourier Transform (AAFT) [55],
- Iterated AAFT (iAAFT) algorithm [56],
- Statically Transformed Autoregressive Process (STAP) [57].

One can find a comparison of the three algorithms AAFT, iAAFT and STAP in [58,59]. In this paper, we choose STAP method as it seems to be more appropriate and doesn't suffer from the bias in autocorrelation with regard to AAFT and iAAFT methods.

After computing these two procedures, we get shuffled and surrogate series. Then, we use MF-DFA and MF-X-DFA algorithms to plot singularity spectrum of these series in comparison to those of the original series.

Figure 11
Spectrum singularity for price change series, surrogate price change series and shuffled price change series (using MF-DFA)



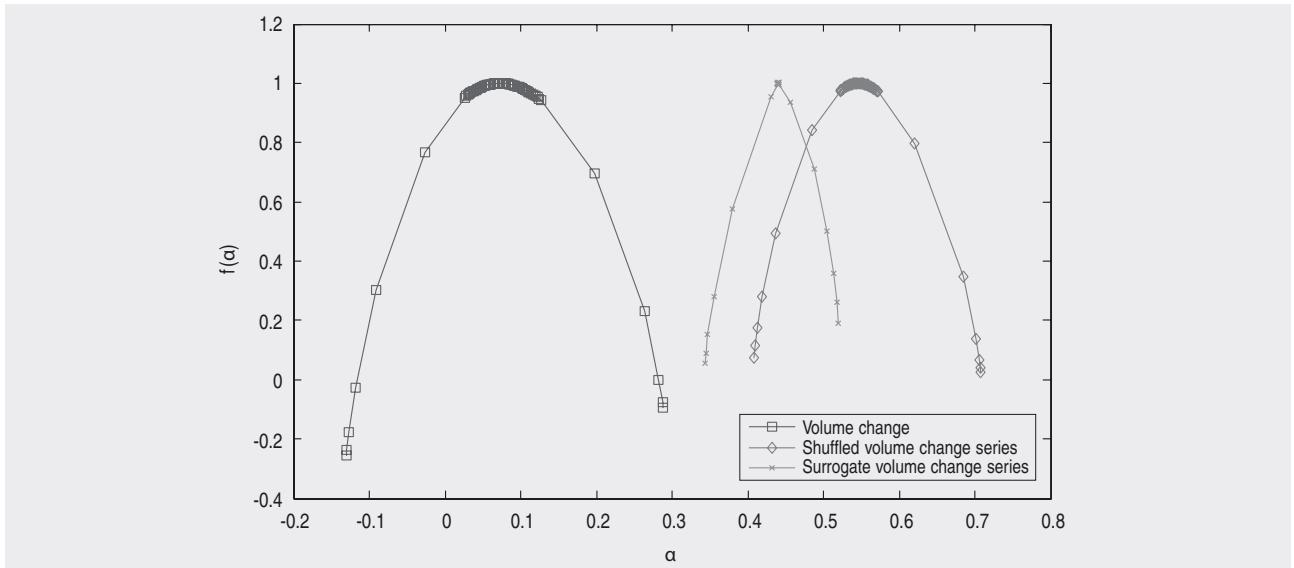
We see in Fig.11 that multifractality of original time series has the greatest spectrum width $\Delta\alpha = 0.6308$, while shuffled and surrogate time series have a smaller width (respectively $\Delta\alpha = 0.2628$ and $\Delta\alpha = 0.3347$ (see Table 4).

Table 4
Values α_{max} , α_{min} and $\Delta\alpha$

	α_{max}	α_{min}	$\Delta\alpha = \alpha_{max} - \alpha_{min}$
Price change	0.9095	0.2786	0.6308
Shuffled price change	0.7119	0.4491	0.2628
Surrogate price change	0.7148	0.3801	0.3347

Then, shuffling and phase-randomization techniques reduce multifractality strength of original time series, which means that both long-range correlation and fat-tail distribution contribute strongly in multifractality of MASI returns series.

Figure 12
Spectrum singularity for volume change series, surrogate volume change series and shuffled volume change series (using MF-DFA)



In Fig.12, we observe that surrogate and shuffled procedures weakened the multifractality of the original volume change series. We also see that nonlinearity effect contributes more ($\Delta\alpha = 0.1767$) in multifractality than memory effect does ($\Delta\alpha = 0.2993$).

Table 5
Values α_{max} , α_{min} and $\Delta\alpha$

	α_{max}	α_{min}	$\Delta\alpha = \alpha_{max} - \alpha_{min}$
Volume change	0.2881	-0.1303	0.4184
Shuffled volume change	0.7078	0.4085	0.2993
Surrogate volume change	0.5199	0.3432	0.1767

Figure 13
Spectrum singularity for price-volume change series, surrogate price-volume change series and shuffled price-volume change series (using MF-X-DFA)

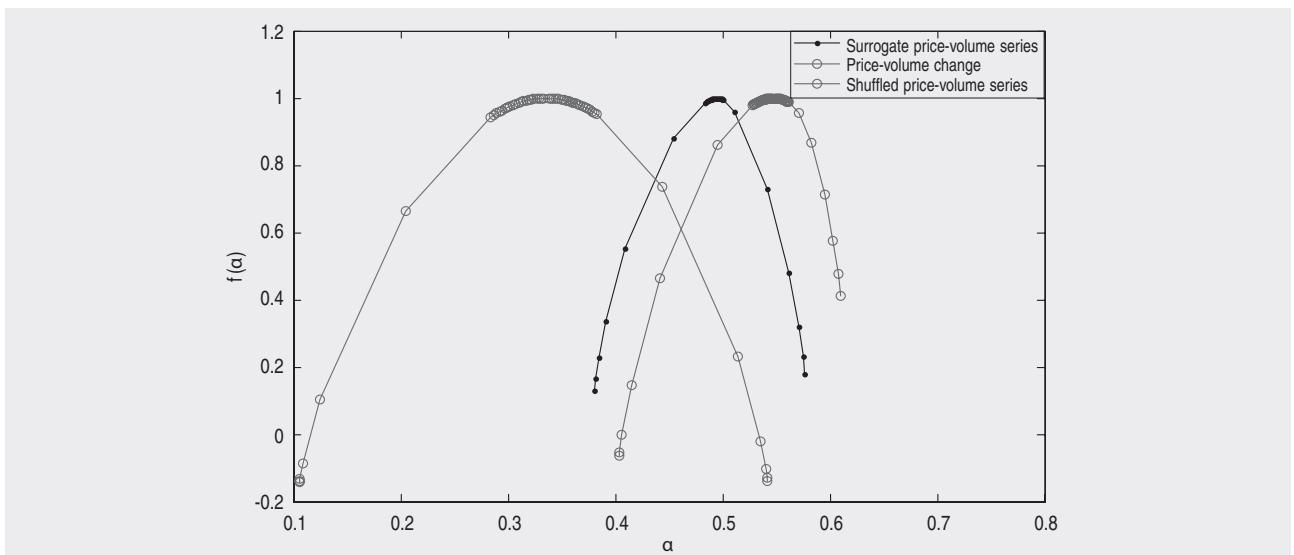


Fig. 13 also shows that both memory and nonlinearity effects are present in the price-volume change series with a slight more contribution of the nonlinearity effect.

Table 6
Values α_{max} , α_{min} and $\Delta\alpha$

	α_{max}	α_{min}	$\Delta\alpha = \alpha_{max} - \alpha_{min}$
Price-volume change	0.5419	0.1053	0.4366
Shuffled P-V change	0.6099	0.4034	0.2064
Surrogate P-V change	0.5767	0.3807	0.196

We see in table 6 spectrum width of price-volume change series is $\Delta\alpha = 0.4366$ and it becomes $\Delta\alpha = 0.2064$ for the shuffled series and $\Delta\alpha = 0.196$ for the surrogate series.

5. Conclusion

By investigating multifractal price-volume cross-correlations of the Moroccan stock market, we found the existence of multifractal price-volume cross-correlations. Level of correlations is not so important, volume change series has an anti-persistence feature for both positive and negative values of moments "q". The level of cross-correlation would be more important if these markets were developed enough, as having derivatives market or authorizing short selling. Moreover, foreign access to the market was liberalized only in the last decade.

These results confirm that the market is cross-correlated, inefficient and exhibit a complex features. We also confirmed the presence of memory and nonlinearity effects in this market. The presence of multifractal cross-correlations justifies the use of dynamical methods to manage international portfolios in order to have a better understanding of risks.

Roughly speaking, Moroccan stock market has dynamical and turbulent features and Efficiency Market Hypothesis is not adapted to analyze this market. We expect in further studies to analyze other micro-structure factors in markets that could explain this dynamical fluctuations between price and volume in order to contribute in a development of trading decision making.

Acknowledgements

The author gratefully acknowledge helpful comments and suggestions from editor and referees.

6. References

- [1] Mantegna, R. and Stanley, H. *An introduction to econophysics: correlations and complexity in finance*. Cambridge: Cambridge University Press. (2000)
- [2] Kwapień, J., Drożdż, S. Physical approach to complex systems. *Physics Reports* 515 (2012) 115-226.
- [3] Kantelhardt, J., Eva K.-B., Rego, H., Havlin, S. and Bunde, A. Detecting Long-range Correlations with Detrended Fluctuation Analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 295 (2001) 441-454.
- [4] Buldyrev, S. V., Goldberger, A. L., Havlin, S., Mantegna, R. N., Matsa, M. E., Peng, C.-K. et al. Long-Range Correlation Properties of Coding and Noncoding DNA Sequences: GenBank Analysis. *Phys. Rev. E* 51 (1995), 5084-5091.
- [5] Ashkenazy, Y., Ivanov, P. C., Havlin, S., Peng, C.-K., Goldberger, A. L. and Stanley, H. E. Magnitude and Sign Correlations in Heartbeat Fluctuations. *Phys. Rev. Lett.* 86 (2001) 1900-1903.
- [6] Matos, A., Gama, S., Ruskin, H., Sharkasi, A. and Crane, M. Time and scale Hurst exponent analysis for financial markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 387 (2008) 3910-3915.
- [7] Matia, K., Ashkenazy, Y. and Stanley, H. E. Multifractal Properties of Price Fluctuations of Stocks and Commodities. *Europhys. Lett.*, 61 (2003) 422-428.
- [8] Mandelbrot, B. B. and Hudson, R. L. *The (Mis)Behaviour of Markets*. Basic Books (2006).

- [9] Los, C. A. and Yalamova, R. Multifractal Spectral Analysis of the 1987 Stock Market Crash. *International Research Journal of Finance and Economics*, (2006) 105-132.
- [10] Yalamova, R., Wavelet test of multifractality of Asia-pacific index prices series. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 2 (2006) 63-83.
- [11] Oświęcimka, P., Kwapień, J., Drożdż, S. and Rak, R. Investigating multifractality of Stock market fluctuations using wavelet and detrending fluctuation methods. *Acta Physica Polonica B*, 36 (2005) 2447-2457.
- [12] Drożdż, S., Kwapień, J., Oświecimka, P. and Rak, R. Quantitative features of multifractal subtleties in time series. *Europhysics Letters*, 88 (6). (2009) 60003
- [13] Stavroyiannis, S., Makris, I. and Nikolaidis, V., Non-extensive properties, multifractality, and inefficiency degree of the Athens Stock Exchange General Index. *International Review of Financial Analysis*, 19 (2010) 19-24.
- [14] Oswiecimka, P., Kwapien, J. and Drozdz, S. Multifractality in the stock market: price increments versus waiting times. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 347 (2005) 626-638.
- [15] El Alaoui, M. & Benbachir, S. Comparing Multifractality Among Czech, Hungarian and Russian Stock Exchanges. *International Journal of Applied Decision Sciences* (2013) In Press.
- [16] Benbachir, S. & El Alaoui, M. A Multifractal Detrended Fluctuation Analysis of the Moroccan Stock Exchange. *International Research Journal of Finance and Economics* (78) (2011) 6-17.
- [17] Gyuchang, L., Kim, S., Lee, H., Kim, K. and Lee, D. Multifractal detrended fluctuation analysis of derivative and spot markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 386 (2007) 259-266.
- [18] Norouzzadeh, P. and Rahmani, B. A multifractal detrended fluctuation description of Iranian rial-US dollar exchange rate. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 367 (2006) 328-336.
- [19] Zhou, W. The components of empirical multifractality in financial returns. *Europhysics Letters*, 88 (2) (2009) 28004.
- [20] Yuan, Y., Zhuang, X. and Jin, X. Measuring multifractality of stock price fluctuation using multifractal detrended fluctuation analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 388 (11), (2009) 2189-2197.
- [21] Oswiecimka, P., Kwapien, J. and Drozdz, S. Wavelet versus Detrended Fluctuation Analysis of multifractal structures. *Phys. Rev. E*, 74 (2006) 016103
- [22] Gu, G., Chen, W. and Zhou, W., Quantifying bid-ask spreads in the Chinese stock market using limit-order book data. *Eur. Phys. J. B*, 57 (2007) 81-87.
- [23] Wang, Y., Liu, L. and Gu, R. Analysis of efficiency for Shenzhen stock market based on multifractal detrended fluctuation analysis. *International Review of Financial Analysis*, 18 (2009) 271-276.
- [24] Oswiecimka, P., Kwapien, J., Drozdz, S., Gorski, A. and Rak, R. Different fractal properties of positive and negative returns. *Acta Physica Polonica A*, 114 (2008) 547 .
- [25] Su, Z., Wang, Y. and Huang, H. A Multifractal Detrended Fluctuation Analysis of Taiwan's Stock Exchange. *Journal of the Korean Physical Society*, 54 (2009) 1395-1402.
- [26] Norouzzadeh, P. and Jafari, G. R. Application of multifractal measures to Tehran price index. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 356 (2005) 609-627.
- [27] Yalamova, R. Empirical Testing of Multifractality of Financial Time Series Based on WTMM. *Fractals*, 17 (3), (2009) 323-332.
- [28] Yuan, Y., Zhuang, X.-T. and Liu, Z.-Y. Price-volume multifractal analysis and its application in Chinese stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 391, (2012) 3484-3495.
- [29] Podobnik, B., Wang, D., Horvatic, D., Grosse, I. and Stanley, H. E. Time-lag cross-correlations in collective phenomena. *Europhysics Letters (EPL)* 90 (2010) 68001.
- [30] Horvatic, D., Stanley, H. E. and Podobnik, B., *Europhys. Lett. (EPL)* 94 (2011) 18007
- [31] Podobnik, B., Horvatic, D., Ng, A. L., Stanley, H. E. and Ch. Ivanov, P. Modeling long-range cross-correlations in two-component ARFIMA and FIARCH processes, *Physica A* 387 (2008) 3954-3959.
- [32] Zhou, W.-X. Multifractal detrended cross-correlation analysis for two nonstationary signals. *Physical Review E*, 77 (6), (2008) 066211.
- [33] Jiang, Z.-Q. and Zhou, W.-X. Multifractal detrending moving average cross-correlation analysis, *Phys. Rev. E* 84 (2011) 016106
- [34] Kristoufek, L., Multifractal height cross-correlation analysis: A new method for analyzing long-range cross-correlations. *EPL*, 95 (2011) 68001
- [35] Kantelhardt, J., Zschegner, S., Koscielny-Bunde, E., Havlin, S., Bunde, A. and Stanley, H. Multifractal detrended fluctuation analysis of nonstationary time series. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 316 (2002) 87-114.

- [36] Podobnik, B. and Stanley, H. Detrended Cross-Correlation Analysis: A New Method for Analyzing Two Nonstationary Time Series. *Physical Review Letters*, 100, (2008) 084102.
- [37] Ma, F., Wei, Y. and Huang, D. Multifractal detrended cross-correlation analysis between the Chinese stock market and surrounding stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 392 (2013) 1659-1670.
- [38] Podobnik, B., Horvatic, D., Petersen, A. M. and Stanley, H. E. Cross-Correlations between Volume Change and Price Change. *Proc. Natl. Acad. Sci. USA* 106 (2009) 22079-22084.
- [39] Wang, D.-H., Suo, Y.-Y., Yu, X.-W. and Lei, M. Price-volume cross-correlation analysis of CSI300 index futures. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 392 (2013) 1172-1179.
- [40] Cao, G., Longbing, X. and Cao, J. Multifractal detrended cross-correlations between the Chinese exchange and stock market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 391 (2012) 4855-4866.
- [41] He, L.-Y. and Chen, S.-P. Nonlinear bivariate dependency of price-volume relationships in agricultural commodity futures markets: A perspective from Multifractal Detrended Cross-Correlation Analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 390 (2011) 297-308.
- [42] Mu, G.-H., Zhou, W.-X., Chen, W. and Kertész, J. Long-term correlations and multifractality in trading volumes for Chinese stocks. *Physica Procedia*, 3 (2010) 1631-1640.
- [43] Shadkho, S. and Jafari, G. R. Multifractal detrended cross-correlation analysis of temporal and spatial seismic data, *Eur. Phys. J. B* 72 (2009) 679.
- [44] El Alaoui, M. and Benbachir, S. Spillover Effect in the MENA Area: Case of Four Financial Markets. *International Research Journal of Finance and Economics* (103), (2013) 162-177.
- [45] Drożdż, S., Grümmer, F., Ruf, F., Speth, J. Towards identifying the world stock market cross-correlations: DAX versus Dow Jones. *Physica A* 294 (2001) 226.
- [46] Dickey, D.A. and Fuller, W.A., Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74 (1979) 427-431.
- [47] Vandewalle, N. and Ausloos, M. *Phys. Rev. E* 58 (1998) 6832.
- [48] Alessio, E., Carbone, A., Castelli, G. and Frappietro, V. *Eur. Phys. J. B* 27 (2002) 197s.
- [49] Podobnik, B., Grosse, I., Horvatic, D., Ilic, S., Ivanov, P. and Stanley, H. Quantifying cross-correlations using local and global detrending approaches. *The European Physical Journal B*, 71 (2009) 243-250.
- [50] Zebende, G. F. DCCA cross-correlation coefficient: Quantifying level of cross-correlation. *Physica A* 390 (2011) 614.
- [51] Podobnik, B., Jiang, Z.-Q., Zhou, W.-X. and Stanley, H. E. Statistical tests for power-law cross-correlated processes. *Phys. Rev. E* 84 (2011) 066118.
- [52] El Alaoui, M., Benbachir, S. Multifractal detrended cross-correlation analysis in the MENA area. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 392(2013), 5985-5993.
- [53] Fan Q., Li D. Multifractal cross-correlation analysis in electricity spot market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 429(2015), 17-27.
- [54] Stošić, D., Stošić D., Stošić, T., Stanley, H. E. Multifractal properties of price change and volume change of stock market indices. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 428 (2015) 46-51.
- [55] Theiler, J., Eubank, S., Longtin, A., Galdrikian, B. and Farmer, J. D. Testing for nonlinearity in time series: The method of surrogate data. *Physica D*, 58, 77 (1992).
- [56] Schreiber, T. and Schmitz, A. Improved Surrogate Data for Nonlinearity Tests, Volume 77, Number 4, *Physical Review Letters*, 22 JULY 1996.
- [57] Kugiumtzis, D. Statically transformed autoregressive process and surrogate data test for nonlinearity. *Physical Review E*, 2002 Aug 23.
- [58] Kugiumtzis, D. Evaluation of Surrogate and Bootstrap Tests for Nonlinearity in Time Series, Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, Volume 12, Issue 1, 2008, Article 4, *Nonlinear dynamical methods And time series analysis*.
- [59] Kugiumtzis, D. and Tsimpiris, A. Measures of Analysis of Time Series (MATS): A MATLAB Toolkit for Computation of Multiple Measures on Time Series Data Bases. *Journal of Statistical Software*, February 2010, Volume 33, Issue 5.
- [60] Azad, A.S.M. S., Azmat, S., Fang, V., Edirisuriya, P. Unchecked manipulations, price-volume relationship and market efficiency: Evidence from emerging markets, *Research in International Business and Finance* 30 (2014) 51-71.
- [61] Allen, F., Gale, D. Stock-Price Manipulation. *The Review of Financial Studies*, Volume 5, Issue 3 (1992), 503-529.
- [62] Khwaja, A. I., Mian, A. Unchecked intermediaries: Price manipulation in an emerging stock market. *Journal of Financial Economics* 78 (2005) 203-241.

Réda EL AFI (Université Mohammed V de Rabat), *Le processus de défaillance des PME au Maroc*

Hajar DAHANE (Université Mohammed V de Rabat), *L'applicabilité d'un revenu de base inconditionnel au Maroc: essai de modélisation*

Malgré les efforts déployés par les pouvoirs publics marocains, la pauvreté ainsi que l'exclusion constituent toujours un défi freinant la cohésion, le développement et la paix sociale. L'INDH en tant qu'expérience a montré ses limites. La bureaucratie, la politisation des projets ainsi que l'inaccessibilité du citoyen ordinaire à ce genre de projet réduisent l'efficacité de cette politique publique.

Le processus de décompensation qui a été initié par le gouvernement marocain n'a fait que compliquer la situation des citoyens les plus pauvres. Les mesures de ciblage à l'égard de certains territoires ou catégories sociales ne peuvent en aucun cas répondre aux attentes de ces derniers. Ces mesures ne font que renforcer les écarts et ancrer les sentiments de marginalisation, de discrimination et de frustration.

L'idée d'un revenu de base inconditionnel paraît séduisante. Des arguments théoriques relatifs aux questions de redistribution et de justice sociale plaident en faveur de ce dispositif. Plusieurs régions dans le monde adoptent ou expérimentent le revenu de base comme moyen de lutte contre la pauvreté. Néanmoins, la question du financement de cette politique reste posée et fait débat entre économistes.

L'objectif de ce travail est de discuter de la possibilité d'appliquer un revenu de base au Maroc et de simuler les différents scénarios de financement à travers un modèle d'équilibre général. Il s'agit aussi d'étudier l'impact de sa mise en place sur l'économie dans son ensemble (croissance, bien-être, emploi).

Mots-clés: pauvreté, revenu de base, justice sociale, MEGC.

Classification JEL: I38, J33, C68.

Younes ENNACIRI (Université Mohammed V de Rabat), *Finance islamique et système de pension de retraite au Maroc*

Les systèmes des retraites, par répartition ou par capitalisation, sont aujourd'hui devenus une préoccupation majeure dans de nombreux pays développés, mais aussi de plus en plus dans les pays en développement comme le Maroc. Si les grandes évolutions de la population constituent une donnée commune, le problème des retraites, en revanche, revêt dans chaque pays une dimension particulière qui tient à deux facteurs: le degré d'intensité des transformations démographiques et les systèmes des retraites en place.

La finance islamique a connu une rapide progression à travers le monde. Mais il y a beaucoup à faire pour l'adapter au système actuel. Le marché financier peut être divisé en trois branches: le secteur bancaire, le secteur des assurances et le secteur boursier. Sous ces trois catégories peuvent être développés d'autres marchés tel, par exemple, celui des produits dérivés.

La pension de retraite est une extension de l'assurance-vie dont l'origine remonte à 1889 en Allemagne. C'est un domaine vierge dans la finance islamique. Or, nous avons une population vieillissante dans le monde. Les Nations Unies ont produit une riche documentation sur ce sujet, car un système de pensions inadapté peut causer un risque systémique dans le monde financier de nature à déstabiliser le marché mondial.

Ce problème nécessite une réflexion à partir de la finance islamique également. En effet, environ 24% de la population mondiale est composé de musulmans. Les projections statistiques pour le monde musulman indiquent que ce sera catastrophique après 2030 si les gouvernements ne prennent pas soin de la population vieillissante. Une des solutions retenues par diverses institutions internationales est la pension.

Cette communication a pour objet l'analyse de la pension de retraite en se référant à la documentation relative au système anglais qui est bien développé et réglementé. La finance islamique doit tenir compte du vieillissement de la population et développer un système de pension de retraite islamique. Anticiper et prendre les précautions nécessaires, en développant des produits islamiques, permettrait d'éviter le choc auquel le Maroc est en train de faire face.

Mots-clés: protection sociale, retraite, comportement démographique, finance islamique.

Classification JEL: H55, J11, J14, G23, G29.



ACADEMIE HASSAN II DES SCIENCES ET TECHNIQUES

Km 11, avenue Mohammed VI, Rabat

Tél.: (212) 537 75 01 79/75 81 71/63 53 76/63 53 77 • Fax: 05 37 75 81 71

e-mail: acascitech@menara.ma • site: www.academie.hassan2.sciences.ma