



Résilience du secteur boursier marocain face aux conséquences de la crise sanitaire : étude statistique dans un cadre fondamentaliste

SIFOUH Nabil¹, DALIL Yahya², MRABET Asmae³

¹Docteur en sciences économiques et de gestion, Membre associé au Laboratoire de recherche en Compétitivité Économique et Performance Managériale, (CIRPEC), Université Mohammed V de Rabat ;

nabil.sifouh1981@gmail.com

²Master Finance-banque de la Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales cadi ayyad ;

dalilyahya96@gmail.com

³Docteur en sciences économiques et de gestion, Université Mohammed V de Rabat ;

asmae.mrabet91@gmail.com

Résumé

L'objet de ce papier est d'analyser le comportement des rendements boursiers au cours de l'année 2020, qui a connu de fortes turbulences liées à la crise sanitaire, notamment pendant la phase de confinement généralisé. En exploitant des données quotidiennes des indices sectoriels et de leurs composants en titres, l'étude a été consacrée à deux tests empiriques, une première analyse selon les critères rendement-risque pour reconstruire des portefeuilles efficients dans un cadre rationaliste, et une seconde étude consistant à tester l'efficacité informationnelle dans sa forme faible par trois tests de marche aléatoire. Nos résultats sont en faveur de la résilience de certains secteurs suite à une analyse basée sur le couple rendement-risque. En termes d'efficacité informationnelle, nos conclusions vont globalement à l'encontre d'une marche aléatoire, et impliquent un rejet de la forme faible d'efficacité informationnelle.

Mots clés : Frontière efficiente ; Marche aléatoire ; Rendement ; Risque ; Covid-19.

Digital Object Identifier (DOI) : <https://doi.org/10.5281/zenodo.7126213>

1. Introduction

Dès son apparition en Chine, notamment dans la région de Wuhan, la maladie de Covid-19 s'est rapidement transformée en pandémie mondiale causant des millions de cas de contamination et des milliers de décès. Il était donc primordial dans les pays du monde d'instaurer des mesures urgentes pour contenir la maladie et lutter contre la saturation des systèmes de santé. Ces mesures, certes, avaient des effets positifs sur la vitesse de propagation du virus, cependant, elles étaient la cause directe d'une récession économique suite au ralentissement des activités économiques, voire, l'arrêt de certaines activités en raison du choc brutal provoqué par la pandémie ayant nécessité des mesures de confinement généralisé adoptées dans plusieurs régions du monde.

Il s'agit, à la fois, d'une crise de l'offre, en raison de la baisse de la production globale, et d'une crise de la demande suite aux mesures limitant la libre circulation des personnes. Ceci avait son impact négatif sur la

consommation globale en l'absence de toute perspective optimiste sur la fin de la pandémie et la reprise des activités économiques, sociales et culturelles.

En ce qui concerne les marchés financiers, l'onde de choc a atteint aussi bien l'économie réelle que la sphère des marchés des capitaux et ce, pour plusieurs raisons. D'abord, les premières annonces des cas dépistés positifs au Covid 19 ont produit un effet immédiat sur les cours boursiers, et causé la chute quasi brutale des indices mondiaux courant février 2020. Ensuite, les secteurs économiques les plus touchés ont vu une hyovalorisation de leurs valeurs du marché en raison de la baisse brutale de productivité suites aux mesures barrières instaurées. En fin, une baisse de la demande globale avait certainement impacté la dynamique des marchés boursiers pour assister à une phase de déclin généralisé durant le premier semestre de 2020.

Au Maroc, les premiers cas déclarés positifs à la maladie en mois de mars 2020, ont donné lieu à une série de mesures sanitaires suivies d'un confinement généralisé durant le dixième trimestre, illustrant ainsi, le début d'une phase de ralentissement économique, et d'une absence de perspectives positives sur la reprise des activités. Cette situation s'est rapidement transmise au marché boursier provoquant la chute des cours boursiers à des seuils alarmants.

L'histoire récurrente des crises financières a révélé l'importance de tenir compte du comportement des investisseurs pour comprendre la dynamique des prix des actifs. En effet, chaque crise a été précédée d'une période plus ou moins longue d'hypervalorisation boursière alimentant ce que nous qualifions de bulles spéculatives pendant les périodes d'euphorie des investisseurs hyper-confiants. Une confiance excessive qui se termine dramatiquement par l'éclatement de la bulle donnant naissance à une crise plus au moins prolongée.

Il semble à l'évidence, que la crise des marchés liée à la pandémie soit remarquablement différente. D'abord, il ne s'agit plus des mêmes mécanismes, largement étudiés dans la littérature, pour rendre compte de la dynamique des prix, car ce ne sont plus les mécanismes propres au marché qui sont responsables de la chute des cours boursiers, mais plutôt un ralentissement économique brutal accompagné d'une crise de confiance généralisée qu'en est la vraie cause.

La théorie financière moderne, fondée sur les hypothèses d'efficience informationnelle et de rationalité des investisseurs, stipule qu'il existe un rapprochement entre les deux sphères économique et financière lorsque toute l'information disponible est supposée être reflétée dans les prix des actifs financiers. En effet, la rationalité d'un agent économique implique qu'il est motivé, dans toute stratégie d'investissement, par une logique de calcul inspirée des hypothèses précédentes. En effet, lorsque l'information est accessible pour tous, le choix des actifs financiers, et la construction du portefeuille de l'investisseur exige un ensemble de calculs pour tirer profit des avantages de la diversification lorsque seuls deux paramètres qui entrent en jeu, l'espérance et la variance. Dans un espace rendement-risque s'opèrent, de ce fait, toutes les étapes de la construction du portefeuille selon les enseignements de la finance moderne. Partant de cette logique, pourquoi un marché doit être informationnellement efficient ?

Inspirés de la théorie moderne du portefeuille, les modèles d'évaluation et de formation des prix, en l'occurrence, le MEDAF¹(Modèle d'Evaluation Des Actifs Financiers), supposent que les marchés sont efficaces au sens informationnel de Fama. Statistiquement, ceci implique une distribution normale des prix

¹ Le MEDAF est le résultat des travaux de Sharpe(1964), Lintner(1965) et Mossin(1966)

autour de leur moyenne appelée valeur fondamentale. Si cette hypothèse est vérifiée, les calculs d'optimisation de portefeuille seront justifiés en considérant les moments d'ordre 1 et 2 (espérance et variance). Sur un marché efficient, et en vertu de la loi des grands nombres, la distribution normale d'une série des cours boursiers implique que ces derniers doivent converger vers une seule valeur (espérance), et ce qui compte ne serait que l'amplitude des variations observées qu'on représente par le risque (variance).

La théorie financière conventionnelle, axée sur les hypothèses susmentionnées, a été fortement critiquée par des adeptes de courants ou approches concurrentes, notamment, la théorie financière comportementale, ou celles considérant le marché comme lieu de raisonnement irrationnel collectif inspiré d'une approche conventionnaliste des marchés financiers².

La crise que nous traversons à l'ère de la covid-19 représente un contexte de recherche et de réflexion sur l'utilité des raisonnements et des stratégies d'investissement rationnels. En effet, les adeptes d'approches réfutant certains principes fondateurs de la théorie financière, supposent que les fortes agitations des marchés en périodes de crises, constituent des arguments forts contre la validité des modèles rationnels et des stratégies de gestion de portefeuille stipulant que les investisseurs opèrent uniquement dans un espace rendement-risque leur procurant la possibilité de choisir de manière optimale leurs portefeuilles efficacement diversifiés.

L'objet de ce papier est d'étudier le comportement des cours boursiers des secteurs cotés à la bourse des Valeurs de Casablanca (BVC) pendant l'année 2020 ayant connu de fortes perturbations liées à la pandémie. Dans un premier temps nous mènerons une étude comparative entre secteurs à travers les calculs d'optimisation, et de choix de portefeuille selon les critères rendement-risque. Dans un deuxième temps, nous réaliserons trois tests d'efficience informationnelle dans l'objectif de pouvoir tirer des conclusions, et conduire une réflexion sur la complémentarité des deux investigations empiriques pour la prise de décision pour un investisseur rationnel.

2. Méthodologie

2.1 Période et données de l'étude

La période de cette étude s'étale du 02 janvier au 31 décembre de l'année 2020 ayant connu un ralentissement des activités économiques et financières suite aux mesures barrières instaurées.

Les données extraites du site de la BVC, concernent les cours de clôture quotidiens (CCQ) de 23 indices sectoriels et les CCQ des titres composant chaque indice. Le rendement quotidien des indices et titres individuels est donnée par :

$$R_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) ; \text{ Avec } P_t \text{ et } P_{t-1} \text{ respectivement les cours observés (titre/indice) le jour } t \text{ et } t-1$$

Sur la base des rendements quotidiens, nous calculons les rendements quotidiens moyens de chaque indice et les rendements annualisés comme produit de la multiplication du rendement quotidien par le nombre de jours de cotation. De même, les variances des rendements, quotidiennes et annualisées ont été obtenues avant de procéder aux différents calculs d'optimisation que nous développerons dans la suite.

²Cette approche est conduite par certains économistes comme André Orléan, économiste atterré adoptant un cadre de pensée hétérodoxe allant à l'encontre de la pensée économique néoclassique dominante

2.2 Les portefeuilles optimaux selon les critères espérance-variance

Tout d'abord, nous introduisons un actif sans risque de rendement R_f . L'actif sans risque dans cette étude est représenté par le taux des bons de trésor à 52 semaines. Pour illustrer la méthode adoptée pour obtenir les portefeuilles efficients, nous considérons les notations suivantes :

Soit R la matrice colonne représentant un vecteur des rentabilités des titres composant le portefeuille P dont l'espérance est notée $E(R)$; X est la matrice colonne des poids des titres composant le portefeuille P ;

Et $\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \cdots & \sigma_{1N} \\ \vdots & \sigma_{ij} & \vdots \\ \sigma_{N1} & \cdots & \sigma_{NN} \end{pmatrix}$ est la matrice des variances-covariances (MVC) des rendements des N titres composant le portefeuille ;

La droite de marché ou *Capital Market Line* (CML) représentant tous les portefeuilles composés du portefeuille efficient et de l'actif sans risque, est la droite tangente à la frontière efficiente passant par le portefeuille efficient (ou portefeuille de marché). Elle est définie par :

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

R_M et R_p représentent respectivement les rendements du portefeuille tangent (efficient ou optimal) et le portefeuille contenant N actifs risqués.

L'espérance du rendement du portefeuille $E(R_p)$ est calculée par $E(R_p) = R^T X$; La variance du portefeuille est calculée comme suit : $V(R_p) = X^T \Omega X$

Nous rappelons que l'objectif étant de maximiser l'espérance du rendement pour un niveau donné de risque, ou minimiser le risque pour un niveau déterminé de rendement attendu, la procédure consiste à maximiser la pente de la droite CML. En effet,

$$\text{Max} \psi = \frac{E(R_M) - R_f}{\sigma(R_M)} \quad \text{Sous contrainte} \sum_{i=1}^N x_i = 1$$

$$\text{Sachant que } R_f = \sum_{i=1}^N x_i R_f$$

$$\text{Nous avons } \text{Max} \psi = \frac{\sum_{i=1}^N x_i (R_i - R_f)}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_i x_j \sigma_{ij}}}$$

$$\frac{d\psi}{dx} = (R - \bar{R}_f) [X^T \Omega X]^{-1/2} + [X^T R - \bar{R}_f] \left(-\frac{1}{2} \right) 2\Omega X [X^T \Omega X]^{-2/3} = 0$$

En multipliant par $[X^T \Omega X]^{1/2}$ on obtient

$$(R - \bar{R}_f) + [X^T R - \bar{R}_f] \left(-\frac{1}{2} \right) 2\Omega X [X^T \Omega X]^{-1} = 0$$

$$\text{Nous définissons } \gamma = [X^T R - \bar{R}_f] [X^T \Omega X]^{-1}$$

$$\text{Nous avons } (R - \bar{R}_f) - \gamma \Omega X = 0$$

Si nous définissons $S = \gamma X$ nous aurons $(R - \bar{R}_f) = \Omega S$. Si nous considérons la matrice S , nous aurons un système de N équations linéaires :

$$(A) \begin{cases} R_1 - R_f = S_1\sigma_{11} + S_2\sigma_{12} + \dots + S_N\sigma_{1N} \\ R_i - R_f = S_1\sigma_{i1} + S_2\sigma_{i2} + \dots + S_N\sigma_{iN} \\ R_N - R_f = S_1\sigma_{N1} + S_2\sigma_{N2} + \dots + S_N\sigma_{NN} \end{cases}$$

On sait que $\sum_{i=1}^N x_i \gamma = \sum_{i=1}^N S_i$ donc $\gamma = \sum_{i=1}^N S_i$ On déduit $x_i = \frac{S_i}{\sum_{i=1}^N S_i}$; Obtenir les poids des portefeuilles optimaux consiste donc à résoudre le système (A)

2.3 Tests d'efficience informationnelle faible

L'efficience informationnelle comme hypothèse a été définie par Fama (1970) puis Fama (1991) comme l'incapacité de battre le marché car les prix des actifs intégrant toute l'information disponible. La nature de l'information contenue dans le cours conditionne le degré d'efficience. En effet, l'efficience dans sa forme faible implique que l'historique des prix est reflété dans le prix actuel. L'efficience semi-forte quant à elle, intègre, outre l'information passée, l'information publique y compris celle reflétant la santé financière des entreprises et l'état de la conjoncture économique. S'agissant de l'efficience forte, celle-ci fait référence à l'information privilégiée détenue par les initiés, et il n'est, donc, pas possible de tirer profit des informations privées.

Pour tester l'efficience faible, nous rappelons que cette hypothèse est très étroitement liée à celle de la marche aléatoire. Le modèle de marche aléatoire est un modèle issu de la théorie des probabilités impliquant l'imprévisibilité des cours boursiers. Sur un marché financier, cette hypothèse suppose que les prix actuels sont indépendants des prix passés, et donc imprévisibles. Le modèle de marche aléatoire est le fruit des travaux du mathématicien Bachelier (1900), avant qu'il soit introduit dans le domaine des marchés financiers grâce aux travaux de Samuelson (1965). Un test d'efficience faible est intuitivement un test de marche aléatoire. Nous adoptons trois tests parmi les plus documentés à savoir :

2.3.1. Tests d'autocorrélation de Ljung et Box (1978)

Le test d'autocorrélation dans une série chronologique est fondé sur la statistique de *Ljung et Box* vérifiant si l'un des groupes d'autocorrélation pour un nombre de décalage temporel est différent de zéro. Il s'agit d'une version généralisée de la statistique de Box-Pierce. Formellement il s'appuie sur la statistique **Q** identifiée par:

$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^h \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k}$; où n est la taille de l'échantillon, ρ_k est le coefficient de corrélation pour un nombre de décalages k .

2.3.2. Tests de ratio de la variance de Lo et MacKinlay (1988, 1989)

Développé par Lo et Mackinlay, la méthode de ratio de variance repose sur le fait que si la variance des différences d'une variable est une fonction linéaire de la période de calcul de ces différences, la variable suit dans ce cas une marche au hasard.

Soit un processus de marche aléatoire sans dérive comme suit :

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \mu_t \text{ Avec } \mu_t \sim i, i, dN(0, \sigma_\mu^2)$$

Soit q le nombre de périodes pour une suite donnée, on définit deux estimateurs de la moyenne de la première différence et de la variance de la q -ième différence :

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - y_{t-1}) \quad , \quad \hat{\sigma}^2(q) = \frac{1}{Tq} \sum_{t=1}^T (y_t - y_{t-q} - q\hat{\mu})^2$$

Selon Lo et Mackinlay, la variance sur la suite de q est égale à q multiplié par la variance d'une seule période, on écrit alors :

$$V(y_t - y_{t-q}) = q \cdot V(y_t - y_{t-1})$$

Et le ratio de variance se définit donc comme :

$$VR(q) = \frac{1/q(V(y_t - y_{t-p}))}{V(y_t - y_{t-1})}$$

Lo et Mackinlay ont développé deux statistiques qui diffèrent sous les deux hypothèses d'homoscedasticité ou d'hétéroscédasticité.

Sous l'hypothèse d'homoscedasticité, la statistique du ratio de la variance s'écrit :

$$Z(q) = (V(q) - 1) \cdot (\hat{S}^2(q))^2 \sim N(0, 1) ; \text{ Avec } \hat{S}^2(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT}$$

Sous l'hypothèse d'hétéroscédasticité on définit la statistique comme suit :

$$Z^*(q) = (V(q) - 1) \cdot (\hat{S}^{2*}(q))^{-1/2}$$

$$\text{Avec } \hat{S}^{2*}(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left(\frac{2(q-j)}{q} \right)^2 \cdot \hat{\delta}_j$$

Et $\hat{\delta}_j = \frac{\sum_{t=j+1}^T (y_{t-j} - \bar{\mu})^2 (y_t - \bar{\mu})^2}{\left(\sum_{t=j+1}^T (y_{t-j} - \bar{\mu})^2 \right)^2}$ est défini comme l'estimateur de la consistance de l'hétéroscédasticité.

Une extension du test de LOMAC a été proposée par Chow et Denning (1993) qui utilisent une statistique qui considère la valeur absolue maximale d'un ensemble de ratios de variance multiples.

2.3.3. Test des runs de Wald et Wolfowitz (1943)

La particularité de ce test réside dans son aptitude à rendre compte du caractère aléatoire d'une série chronologique en dépit de la nature de sa distribution. En effet nous l'avons intégré comme test non-paramétrique qui consiste à étudier le nombre total des runs ou séquences d'observations successives ayant le même signe. Le total des runs espéré représentant la moyenne des runs, est donné par :

$$\mu = \frac{2N^+N^-}{N} + 1$$

Avec N est le nombre des observations, N^+ et N^- représentent successivement le nombre des (+) et (-) et $N = N^+ + N^-$.

La variance des runs est donnée par :

$$\sigma^2 = \frac{(\mu-1)(\mu-2)}{N-2}$$

Nous calculons ainsi la statistique du test qui suit une loi centrée réduite comme suit :

$$Z = \left| \frac{U - \mu}{\sigma} \right| \text{ Avec } U \text{ le nombre total des runs.}$$

3. Résultats

3.1 Statistiques descriptives

Le tableau 1 ci-dessous indique quelques caractéristiques des séries des rentabilités des indices retenus dans cette recherche. Des rendements quotidiens moyens négatifs ont été enregistrés par tous les secteurs durant l'année 2020 ce qui montre qu'il s'agissait d'une période difficile en raison des conséquences négatives de la crise sanitaire. Les valeurs gravitent autour de 9% comme valeur maximale (secteur Participation et Promotion Immobilière) et -11% comme valeur minimale (secteur Services aux Collectivités). Les statistiques de symétrie

et d'aplatissement des distributions ainsi la statistique de Jarque-Bera montrent que toutes des séries s'écartent de la distribution normale.

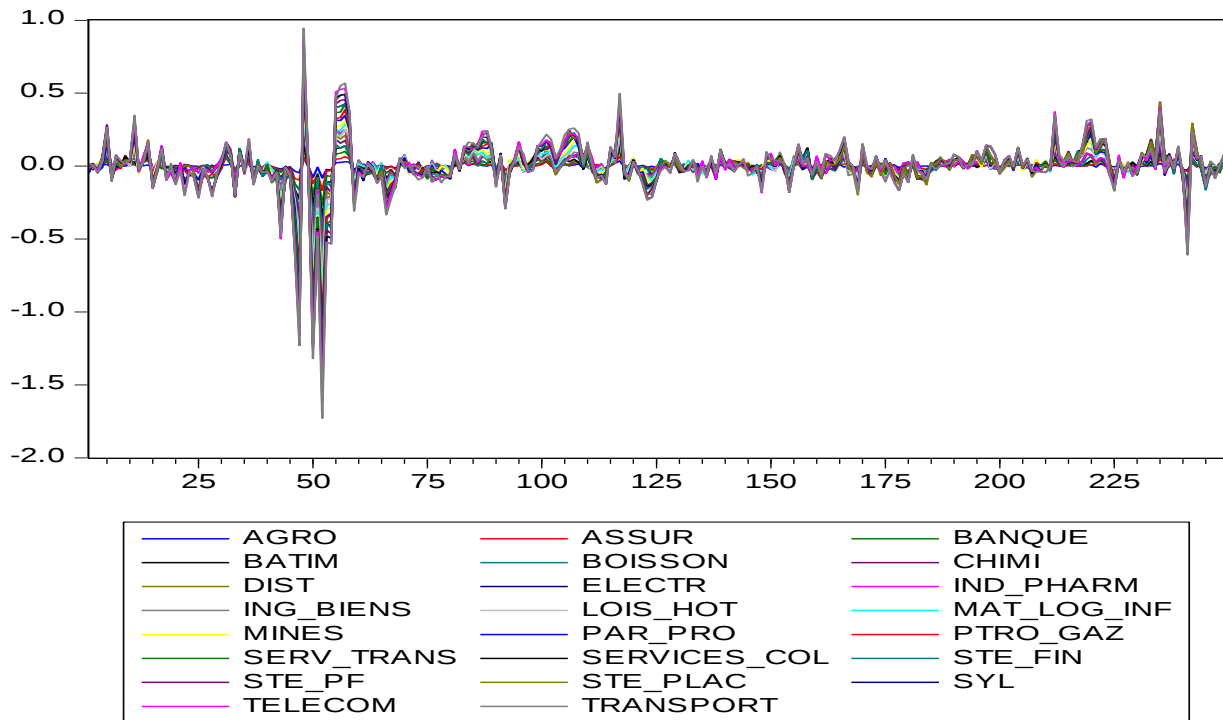
Tableau 1 : statistiques descriptives des rentabilités quotidiennes des indices sectoriels de la BVC

	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Probability
AGRO	0,01%	0,00	0,05	-0,08	0,01	-1,49	13,88	1309,21	0,0000
ASSUR	0,00%	0,000	0,05	-0,09	0,01	-1,38	11,27	783,15	0,00
BANQUE	0,06%	0,00	0,07	-0,10	0,02	-1,66	14,95	1584,66	0,00
BATIM	0,04%	0,00	0,04	-0,10	0,02	-1,26	8,62	389,98	0,00
BOISSON	0,07%	0,00	0,08	-0,09	0,02	-1,22	12,17	927,38	0,00
CHIMI	0,01%	0,00	0,08	-0,10	0,02	-0,61	4,70	44,74	0,00
DIST	0,03%	0,00	0,06	-0,06	0,01	-0,45	6,65	145,30	0,00
ELECTR	0,01%	0,00	0,05	-0,09	0,02	-0,81	8,18	302,58	0,00
IND_PHARM	0,07%	0,00	0,03	-0,04	0,01	-1,44	24,15	4688,01	0,00
ING_BIENS	0,01%	0,00	0,05	-0,08	0,02	-0,38	3,36	7,23	0,03
LOIS_HOT	0,16%	0,00	0,05	-0,10	0,02	-0,66	5,45	79,84	0,00
MAT_LOG_INF	0,17%	0,00	0,05	-0,10	0,02	-2,24	15,95	1932,93	0,00
MINES	0,06%	0,00	0,06	-0,09	0,02	-0,88	6,19	136,34	0,00
PAR_PRO	0,21%	0,00	0,09	-0,10	0,02	-0,31	5,90	90,55	0,00
PTRO_GAZ	0,02%	0,00	0,06	-0,06	0,02	-0,54	7,20	193,63	0,00
RESID	0,00%	0,00	0,06	-0,10	0,02	-0,43	5,36	65,09	0,00
SERV_TRANS	0,03%	0,00	0,06	-0,10	0,02	-1,37	14,34	1400,74	0,00
SERVICES_COL	0,07%	0,00	0,07	-0,11	0,02	-1,22	8,83	410,96	0,00
STE_FIN	0,10%	0,00	0,04	-0,06	0,01	-0,79	8,41	326,75	0,00
STE_PF	0,02%	0,00	0,06	-0,10	0,02	-0,77	5,42	84,58	0,00
STE_PLAC	0,04%	0,00	0,07	-0,10	0,02	-0,54	7,86	255,35	0,00
SYL	0,17%	0,00	0,06	-0,06	0,03	-0,29	2,59	5,12	0,08
TELECOM	0,03%	0,00	0,06	-0,10	0,02	-1,37	14,34	1400,74	0,00
TRANSPORT	0,09%	0,00	0,06	-0,10	0,02	-0,44	5,38	66,17	0,00

Source: auteurs, base de données

La figure-1 illustre l'amplitude des variations enregistrées durant l'année 2020. On remarque visiblement que la volatilité a atteint des niveaux critiques au début du deuxième trimestre suivie d'une période relativement calme avant de reprendre le rythme des fluctuations en fin du quatrième trimestre.

Figure 1 : évolution des rentabilités sectorielle de la BVC



Source : auteurs, base de données

3.2 Construction des portefeuilles efficients

Le tableau-2 indique les résultats des différents calculs d'optimisation de portefeuille, afin d'identifier les compositions des indices retenus dans cette étude qui répondent aux critères de variance minimale conformément à la méthodologie adoptée.

Tableau-2 : résultat des différents calculs d'optimisation de portefeuille

Secteur	Portfeuille effient		E(P)	V(P)	Σ	Ratio de Sharpe	CML
Mines	Managem	-5,38%	-0,0445	0,0008	0,0283	2,2968197	$E(R_p) = 0,0205 - 2,29277 * \sigma$
	MINIERE TOUSSIT	5,96%					
	REBAB COMPANY	101,43%					
	SMI	-2,01%					
P&G			-	-			
B&MC	SONASID	-26,53%	-0,1533	0,0072	0,0848	-1,807783	$E(R_p) = 0,0205 - 2,04852 * \sigma$
	COLARADO	19,10%					
	LAFARGILHOLCIM	2,33%					
	JET CONTRACTORS	7,58%					
	CIMENTS	-6,54%					
	ALUMINIUM	85,19%					
	AFRIC INDUSTRIES	18,87%					

Chemie	SNP	18,30%				-	
	MAGHREB OXYGENIE	81,69%	-0,0145	0,005	0,071	0,2042253	$E(R_p) = 0,0205-0,49230*\sigma$
Banque	BHCI	4,30%					
	ATTIJARI	23,74%					
	CIH	23,01%					
	BOA	16,89%					
	BCP	-25,02%					
	CDM	57,06%	-0,2	0,0385	0,1961	1,0198878	
							$E(R_p) = 0,0205-1,12407*\sigma$
Loisirs & hotel	RISMA	100%	-0,4012	0,1458	0,3818	1,0508119	$E(R_p) = 0,0205-1,10440*\sigma$
Electricité	TaQa Morroco	100%	-0,0152	0,0689	0,2624	0,0579268	$E(R_p) = 0,0205-0,13621*\sigma$
Distributeurs							
	AUTO HALL	1,46%					
	ENNALK	4,56%					
	FENIE BROSSETTE	14,93%					
	AUTO NEJMA	35,76%					
	STOKVIC NORD AFRIQUE	3,02%					
	LABELVIE	-2,98%					
	REALISATIONS MECANIQUES	43,24%	-0,3123	0,0062	0,0786	3,9732824	$E(R_p) = 0,0205-4,23526*\sigma$
Transport	CTM	13,89%					
	TIMAR	86,10%	-0,2553	0,0167	0,1292	1,9760061	$E(R_p) = 0,0205-2,13535*\sigma$
Logiciels services informatiques	MICRO DATA	-7,41%					
	DISWAY	52,16%					
	HPS	149,58%					
	INVOLYS	68,74%					
	IB.MAROC.COM	49,55%					
	M2M GROUP	5,57%					
	MONETIQUE	80,95%	-1,4378	0,3126	0,5591	2,5716329	$E(R_p) = 0,0205-2,60808*\sigma$
Télécommunication	IAM	100%	-0,0572	0,0581	0,241	0,2373443	$E(R_p) = 0,0205-0,32232*\sigma$
Ingénieur & biens d'équipement	STRIC INDUSTRIE	262,65%					
	DELATTRE LEVIVIER	162,65%	2,1695	1,8155	1,3474	1,610138	$E(R_p) = 0,0205+1,59495*\sigma$
Assurance	WAFASSURANCE	-4,38%					
	AFMA	50,35%					
	AGMA	66,01%					
	SAHAMASSURANCE	-29,82%					
	ATLANTASANAD	17,83%	0,1577	0,0242	0,1555	1,0141479	$E(R_p) = 0,0205+0,88225*\sigma$
Pharmaceutique	SOTHEMA	344,91%					
	PROMOPHARM	444,91%	-1,5629	0,3164	0,5625	2,7784888	$E(R_p) = 0,0205-2,81491*\sigma$
Agroalimentaire	Danone	89,82%	-0,2058	0,0049	0,0702	-	$E(R_p) = 0,0205-3,22446*\sigma$

	LESIEUR CRISTALE	5,73%				2,9316239	
	CAERTIER SAADA	2,12%					
	UNIMER	7,35%					
	DAR COUSPATE	-8,73%					
	MUTANDIS	-2,02%					
	COSUMAR	5,72%					
Portefeuille et holding	DELTA HOLDING	-6,22%				-	
	ZELLIDJA. SA	106,22%	-0,2856	0,0278	0,1667	1,7132573	$E(R_p) = 0,0205 - 1,83676 * \sigma$
Services aux collectivités	LYDEC	100%	-0,1767	0,1179	0,3433	0,5147101	$E(R_p) = 0,0205 - 0,57433 * \sigma$
Sociétés de financement & autres activités financières	EQDOM	85,21%					
	SALAFIN	261,49%					
	MAGHREBAIL	116,92%	-1,6072	0,9265	0,9625	-	$E(R_p) = 0,0205 - 1,69100 * \sigma$
	MAROC LEASING	363,63%				1,6698181	
Placement immobilier	BALIMA	111,63%					
	IMMORENTE INVEST	-11,63%	0,0711	0,0049	0,0699	1,0171673	$E(R_p) = 0,0205 + 0,72369 * \sigma$
Boissons	STE des BOISSONS du MAROC	16,28%				-	
	OULMES	83,72%	-0,089	0,0035	0,0589	1,5110356	$E(R_p) = 0,0205 - 1,86031 * \sigma$
Sylviculture&papier	MED PAPER	100%	0,432	0,1365	0,3694	1,1694639	$E(R_p) = 0,0205 + 1,11385 * \sigma$
Participation & promotion immobilière	ALLIANCES	-14%					
	ADDOHA	32%				-	$E(R_p) = 0,0205 - 1,81092 * \sigma$
	RES DAR SAADA	82%	-0,6829	0,1509	0,3884	1,7582389	
Services de transport	MARSA MAROC	100%	-0,2326	0,108	0,3286	0,7078514	$E(R_p) = 0,0205 - 0,77023 * \sigma$

Source: auteurs, calculs d'Excel

Nous constatons que l'ensemble des portefeuilles produisent des rendements négatifs, à l'exception de 4 portefeuilles : ingénieur & biens d'équipement, assurance, placement immobilier et sylviculture & papier dont l'espérance de rendement est positive enregistrant respectivement, **2,1695**, 0,1577, 0,0711, 0,432 si nous respectons les nouvelles pondérations des titres composant chaque indice. Ceci laisse à dire que les rendements négatifs des titres ont été compensés par les rendements positifs pour enregistrer une espérance de rendement positive avec la prise d'un risque minimum, et c'est d'ailleurs l'objectif des calculs d'optimisation. Autrement, parmi les combinaisons possibles dans l'espace rendement-risque, le portefeuille ainsi identifié constitue le choix optimal pour un investisseur rationnel selon l'esprit de l'analyse fondamentale.

Ensuite Comme le montre le tableau, les poids respectifs des titres composant les portefeuilles retenus dans cette analyse vont de -363.63% à 444,96%. Environ 18 poids se sont révélés négatifs. Pour un agent rationnel, la stratégie consiste à acheter les titres dont le poids est positif et vendre à découvert ceux ayant des poids négatifs. Or, une telle stratégie n'est pas accessible pour l'investissement en BVC d'où l'intérêt de prendre en considération les secteurs dont les portefeuilles sont composés uniquement d'actifs ayant les poids positifs (boissons, chimie, sylviculture & papier, électricité, transport, service de transport, loisir & hôtel, banque, service aux collectivités), et qui feront objet de discussion en matière de ratio rendement/risque, ainsi que le ratio de Sharp Développé par l'économiste William Sharp, l'idée de base, c'est que l'investisseur ne placera son

argent dans un actif sans risque (bon de trésor ou obligation étatique) si et seulement si la performance espérée de cet actif sans risque est inférieure à celle qu'elle serait dégagée en plaçant dans un actif risqué. Une analyse axée sur le ratio de Sharp est introduite dans l'objectif de prendre une décision lorsqu'il y a discordance entre risque et rentabilité selon l'analyse précédente. En effet, c'est une mesure de la rentabilité excédentaire ajustée au risque. Autrement, le ratio rend compte de l'évolution de la rentabilité pour chaque unité de risque supplémentaire.

Nous constatons que l'ensemble des portefeuilles ont enregistré un ratio négatif à l'exception des secteurs de l'ingénieur & biens d'équipement, du placement immobilier, de la sylviculture & papier, et le secteur des assurances ayant enregistré, selon la nouvelle composition (portefeuille optimale) un ratio positif surperformant le placement sans risque. La période étudiée ayant connu l'application et l'instauration de toutes les mesures barrières possibles pour contenir la maladie, a montré la faible résilience de la plupart des secteurs avec des hauts et des bas sur toute la période laissant présager qu'il s'agissait de forte volatilité, ce qui rend légitime une autre réflexion fondée sur l'efficacité informationnelle dans un contexte marqué par l'interaction entre mesures prises sur le pan sanitaire, et celles instaurées par les autorités économiques et monétaires pour atténuer les effets négatifs de la pandémie sur le bon fonctionnement des marchés et la continuité des activités économiques. .

3.3 Analyse en termes d'efficacité informationnelle

3.3.1 Test de ratio de la variance

Le test de ratio de la variance a été appliqué sur les séries des rentabilités quotidiennes de 24 indices boursiers. Le tableau-2 fournit les statistiques des deux tests, de LOMAC pour les décalages allant de 2 à 16, et de Chow et Denning qui utilisent la valeur absolue maximale de tous les ratios de variances. Pour les deux hypothèses d'hétéroscédasticité et d'homoscédasticité, et pour toutes les valeurs de q, le test de ratio de la variance rejette l'hypothèse nulle de marche aléatoire (ou martingale) au seuil de significativité statistique de 5%. Sauf lorsque l'intervalle est de 16 périodes (q=16) où l'hypothèse est acceptée au seuil de 5% pour les secteurs Banque, Boisson, Matériels et Logiciels informatiques et le secteur de Télécommunication.

Tableau 3 : résultats du test de ratio de la variance

Secteur		Z statistique	Probabilité	
Agro	2	-3.725001	0.0002	3.725001
	4	-2.775183	0.0055	
	8	-2.227536	0.0259	
	16	-1.860551	0.0628	
Assur	2	-4.443932	0.0000	4.443932
	4	-4.251689	0.0000	
	8	-3.528328	0.0004	
	16	-2.565639	0.0103	
Banque	2	-2.772184	0.0056	2.772184
	4	-2.103285	0.0354	
	8	-1.766130	0.0774	
	16	-1.487570	0.1369	
Batim	2	-4.664064	0.0000	4.664064
	4	-3.404226	0.0007	
	8	-2.705877	0.0068	
	16	-2.206954	0.0273	
Boiss	2	-3.415040	0.0006	3.415040
	4	-2.571716	0.0101	
	8	-2.032923	0.0421	

	16	-1.719277	0.0856	
Chimie	2	-5.988433	0.0000	5.988433
	4	-4.586442	0.0000	
	8	-3.672287	0.0002	
	16	-2.861971	0.0042	
Dist	2	-5.048629	0.0000	5.048629
	4	-4.049567	0.0001	
	8	-3.204406	0.0014	
	16	-2.530975	0.0114	
Elect	2	-5.307732	0.0000	5.307732
	4	-4.230040	0.0000	
	8	-3.527211	0.0004	
	16	-2.667710	0.0076	
Ind-pharm	2	-2.525478	0.0116	2.525478
	4	-2.523564	0.0116	
	8	-2.488885	0.0128	
	16	-2.273643	0.0230	
Ing-biens	2	-3.562990	0.0004	3.562990
	4	-3.002440	0.0027	
	8	-2.503998	0.0123	
	16	-2.157365	0.0310	
Lois-hotel	2	-5.968361	0.0000	5.968361
	4	-5.018022	0.0000	
	8	-3.747824	0.0002	
	16	-2.837050	0.0046	
Mat-log-info	2	-3.032198	0.0024	3.032198
	4	-2.315672	0.0206	
	8	-1.877696	0.0604	
	16	-1.622247	0.1048	
Mines	2	-2.915968	0.0035	2.915968
	4	-2.795471	0.0052	
	8	-2.481329	0.0131	
	16	-2.066725	0.0388	
Par-pro	2	-3.013160	0.0026	3.013160
	4	-2.882966	0.0039	
	8	-2.552150	0.0107	
	16	-2.108709	0.0350	
Petro-gaz	2	-3.013160	0.0026	4.166895
	4	-2.882966	0.0039	
	8	-2.552150	0.0107	
	16	-2.108709	0.0350	
Services-trans	2	-3.304388	0.0010	3.304388
	4	-2.797314	0.0052	
	8	-2.362731	0.0181	
	16	-1.893733	0.0583	
Services-col	2	-5.308530	0.0000	5.308530
	4	-4.875829	0.0000	
	8	-3.642516	0.0003	
	16	-2.904609	0.0037	
Ste-fin	2	-4.159477	0.0000	4.159477
	4	-4.006522	0.0001	
	8	-3.182809	0.0015	
	16	-2.534461	0.0113	
Ste-pf	2	-5.014347	0.0000	5.014347
	4	-4.243806	0.0000	
	8	-3.123664	0.0018	
	16	-2.317060	0.0205	

Ste-plac	2	-5.135029	0.0000	5.135029
	4	-3.955018	0.0001	
	8	-3.347649	0.0008	
	16	-2.597993	0.0094	
Syl	2	-5.579382	0.0000	5.579382
	4	-4.848407	0.0000	
	8	-4.045208	0.0001	
	16	-2.948962	0.0032	
Telecom	2	-3.304388	0.0010	3.304388
	4	-2.797314	0.0052	
	8	-2.362731	0.0181	
	16	-1.893733	0.0583	
Transport	2	-4.502568	0.0000	4.502568
	4	-4.161782	0.0000	
	8	-3.428362	0.0006	
	16	-2.646129	0.0081	

Source: auteurs, Eviews

Ces résultats corroborent ceux des chercheurs marocains (Chiny et Mir (2014), Khttab et Moudine (2015), Falloul (2020) et Dib et al (2021)) et l'efficacité informationnelle au sens faible est formellement rejetée pour la période considérée.

3.3.2 Q-statistique de Ljung Box

Au seuil de 5%, la présence d'autocorrélation sérielle dans les séries des rendements des indices est rejetée pour les secteurs de Transport, Sociétés de Placement, sociétés de financement, Sociétés de Portefeuilles, Pétrole et Gaz, Matériels et Logiciels Informatiques, chimie, Electricité et Boisson et le secteur de l'agroalimentaire quel que soit le nombre de retards, on conclut sur l'efficacité informationnelle de ces secteurs.

Tableau 4 : test d'autocorrélation par la statistique Q de Ljung Box

Secteur		Q statistique	Proba
Agro	18	10.360	0.920
	36	25.537	0.903
Assur	18	42.603	0.001
	36	59.017	0.009
Banque	18	31.121	0.028
	36	45.830	0.126
Batim	18	29.185	0.046
	36	50.702	0.053
Boisson	18	20.130	0.326
	36	49.398	0.068
Chimie	18	25.175	0.120
	36	49.993	0.061
Distri	18	31.802	0.023
	36	45.077	0.143
Elec	18	18.736	0.408
	36	36.417	0.449

	18	58.411	0.000
	36	67.593	0.001
Ind_pharm	18	211.84	0.000
Ing_biens	36	276.25	0.000
	18	63.886	0.000
Lois_hot	36	89.900	0.000
	18	24.570	0.137
Mat_log_info	36	30.378	0.733
	18	75.563	0.000
Mines	36	94.854	0.000
	18	26.576	0.087
Par_pro	36	32.589	0.632
	18	24.953	0.126
Petro_gaz	36	42.494	0.212
	18	30.147	0.036
Serv_trans	36	56.155	0.017
	18	47.499	0.000
Services_col	36	62.176	0.004
	18	15.050	0.659
Ste_fin	36	26.682	0.871
	18	22.936	0.193
Ste_pf	36	43.947	0.170
	18	24.930	0.127
Ste_plac	36	39.102	0.332
	18	43.140	0.001
Syl	36	48.697	0.077
	18	30.147	0.036
Telecom	36	56.155	0.017
	18	21.049	0.277
Transport	36	40.948	0.226

Source: auteurs, EvIEWS

Par contre la valeur de la statistique n'est pas en faveur de l'efficience informationnelle faible pour les secteurs de télécommunication, services aux collectivités, service de transport, Mines, loisir et hôtels, ingénieurs et bien d'équipements, industrie pharmaceutique, assurance et bâtiments, et de manière moins prononcée (selon le nombre de retards) pour les secteurs de Banque, distribution et sylviculture. Comparativement au test précédent, il existe des résultats assez mitigés concernant la validité de l'hypothèse de marche aléatoire, cependant, la littérature financière insiste sur le caractère hétéroscédastique des séries financières ce qui rend le test moins robuste que celui du ratio de la variance. Afin d'approfondir cette analyse nous compléterons cette investigation

par le test des runs retenu comme test non-paramétrique dans la perspective de pouvoir tirer une conclusion globale.

3.3.3 Test des runs

Le tableau-5 fournit les résultats du test des runs réalisés sur les séries des rentabilités des indices boursiers sectoriels. Nous constatons, contrairement aux analyses précédentes, qu'il existe des secteurs qui se sont révélés efficaces au sens de Fama. Il s'agit notamment des secteurs : Electricité, Sociétés de portefeuilles, Pétrole et Gaz, Sociétés de placement, Services aux collectivités, Transport, Sociétés de financement et autres activités et ce, si nous retenons de seuil de 10% comme seuil de significativité statistique. Si nous retenons le seuil de 5%, l'hypothèse de marche aléatoire est formellement rejetée pour les secteurs des Banques, Mines, Distribution, Bâtiments, Ingénieurs et Biens d'équipements, Industrie Pharmaceutique et la Sylviculture.

Tableau 5 :test des Runs

	Run(+)	Run(-)	U	N ⁻	N ⁺	Total	μ	σ^2	Σ	Z	P-value
lois&hot	48	48	96	176	73	249	104,20	42,53	6,52	-1,26	0,10
MINES	50	50	100	110	139	249	123,81	60,32	7,77	-3,07	0,00
Distr	70	71	141	118	131	249	125,16	61,66	7,85	2,02	0,02
sté de portefeuill	53	53	106	85	164	249	112,97	50,10	7,08	-0,98	0,84
parti et promo	58	58	116	132	117	249	125,05	61,55	7,85	-1,15	0,12
BATIM	55	55	110	123	126	249	125,48	61,98	7,87	-1,97	0,02
petro&gaz	56	57	113	93	156	249	117,53	54,29	7,37	-0,61	0,73
Chimi	66	67	133	110	139	249	123,81	60,32	7,77	1,18	0,12
sté de placment	61	62	123	92	157	249	117,02	53,81	7,34	0,82	0,79
ing et biens	45	45	90	110	139	249	123,81	60,32	7,77	-4,35	0,00
services aux col	51	52	103	69	180	249	100,76	39,73	6,30	0,36	0,64
indis et pharm	24	25	49	33	216	249	58,25	12,99	3,60	-2,57	0,01
Boiss	42	41	83	58	191	249	89,98	31,57	5,62	-1,24	0,11
agro et prod	68	68	136	122	127	249	125,45	61,95	7,87	1,34	0,09
Transport	53	53	106	77	172	249	107,38	45,20	6,72	-0,20	0,58
sté de fin & autre activité	60	60	120	92	157	249	117,02	53,81	7,34	0,41	0,66
Assurance	62	62	124	111	138	249	124,04	60,54	7,78	0,00	0,50
service de tronsp	56	57	113	115	134	249	124,78	61,28	7,83	-1,50	0,07
Teleco	56	57	113	115	134	249	124,78	61,28	7,83	-1,50	0,07
Electri	61	62	123	91	158	249	116,49	53,31	7,30	0,89	0,81
materiels, logice& service info	57	57	114	104	145	249	122,12	58,67	7,66	-1,06	0,14
Banque	51	52	103	117	132	249	125,05	61,55	7,85	-2,81	0,00
SYL	54	54	108	102	147	249	121,43	58,00	7,62	-1,76	0,04

Source: auteurs, calcul d'Excel

Ces résultats assez mitigés entre différents tests réalisés s'expliquent d'un point de vue statistique, par la nature des distributions des rentabilités qui s'écartent de la normalité et présentent un caractère hétéroscédastique. Ceci rend plus légitime de tenir compte des résultats du test de ratio de la variance étant robuste à l'hétéroscédasticité pour conclure sur la nature inefficace de la BVC conformément aux conclusions des chercheurs marocains. Par

ailleurs, si nous tenons compte du dernier test (test des runs), le fait d'avoir des secteurs informationnellement efficaces, ne contredit en rien cette dernière conclusion. En effet, les secteurs financiers, et particulièrement, le secteur bancaire, se sont révélés inefficaces quel que soit le test adopté. Ce constat montre l'impact et le poids du secteur bancaire représentant près de la moitié de la capitalisation boursière de la place alors que les études antérieures ont été réalisées sur le MASI dont on peut facilement démontrer que les variations dépendent fortement de celles du secteur de crédit coté à la BVC.

4. Conclusion

Dans ce papier, nous avons pris comme période d'étude du comportement des rendements boursiers, une période ayant connu une crise pandémique inédite dans une perspective comparative entre secteurs boursiers à l'égard de la théorie du portefeuille d'une part, et vis à vis de l'hypothèse d'efficacité informationnelle d'autre part. Nos résultats montrent la faible résilience face aux effets négatifs liés à la pandémie de la Covid-19 sur les différents secteurs de l'économie. Dans un premier temps, nous avons montré que même si nous adoptons une stratégie d'investissement conformément aux différents calculs d'optimisation de portefeuilles, quatre secteurs seulement auraient pu réaliser une performance positive. De ce fait, en période de crise majeure, il serait, même dans un cadre de rationalité, très difficile d'investir selon l'esprit de l'analyse fondamentale. Dans un deuxième temps, le test d'efficacité avait certes pour objet de compléter l'analyse précédente, mais également, de montrer que l'hypothèse d'efficacité reste difficile à vérifier en période de forte agitation de marché. En effet, si nous acceptons que l'efficacité informationnelle implique un rapprochement entre les deux sphères, économique réelle et financière, le marché boursier aurait peut-être tendance à suivre les fondamentaux économiques, or, nos conclusions vont à l'encontre de cette hypothèse pour montrer encore une fois, l'incapacité des marchés financiers à refléter fidèlement la réalité économique.

REFERENCES

1. BACHELIER L. (1900), « Théorie de la spéculation », Annales scientifiques de l'E.N.S 3e série, Tome 17, pp.21-86.
2. Chiny, F. et Mir, M., (2015): « Test de l'efficacité du marché financier marocain », Global Journal of Management & Business Research – C Finance, pp. 1-17.
3. Dib, Salma, Nabil Dahhou, and Omar Kharbouch. "Efficacité Informationnelle faible des Marchés Boursiers Africains." *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics* 2.2 (2021): 324-338.
4. El Khattab, Younes, and Chourouk Moudine. "Essai Sur L'efficacité Informationnelle Du Marché Boursier Marocain." *Global Journal of Management and Business Research* (2014).
5. Falloul, E. M. (2020). Test of Weak Efficiency on Casablanca Stock Market, Chaotic Dynamic and Long Memory. *Global Journal of Management And Business Research*.
6. Fama E.F. (1970), « Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work », *Journal of Finance*, vol. 25, p. 383-417.
DOI : [10.2307/2325486](https://doi.org/10.2307/2325486)
7. Fama E.F. (1991), « Efficient Capital Markets: II », *Journal of Finance*, vol. 46, p. 1575-1617.
8. K. Victor Chow and Karen C. Denning, (1993), A simple multiple variance ratio test, *Journal of Econometrics*, 58, (3), 385-401
9. Lintner, J. (1965), The valuation of risk assets on the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *Review of Economics and Statistics* 47: 13-37
10. Ljung, G. and Box, G. (1978) On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 65, 297-303.

11. Lo A.W. and MacKinlay A.C. (1988), "Stock market prices do not follow random walk: Evidence from a simple specification test", *The Review of Financial Studies*, 1, 41-66.
12. Lo A.W. and MacKinlay A.C. (1989), "The size and power of the variance ratio test in finite samples: A Monte Carlo investigation", *Journal of Econometrics*, 40, 203-238
13. Mossin, J. (1966) Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34, 768-783.
14. SAMUELSON P. (1965), « Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly », *Industrial Management Review*, vol. 6, n°2, pp. 41-49.
15. Sharpe, W.F. (1964), Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance* 19: 425-442.
16. Wald, A. and Wolfowitz, J. (1943) An Exact Test for Randomness in the Non-Parametric Case Based on Serial Correlation. *The Annals of Mathematical Statistics*, 14, 378-388.