

Les facteurs déterminants la performance des actifs financiers marocains et tunisiens

Factors determining the performance of Moroccan and Tunisian financial assets

CHNIGUIR Mounira

Docteur, membre de l'UR.RED-ISGG
Université de Gabès (Tunisie)
chniguir_m@yahoo.fr

HENCHIRI Jamel Eddine

Professeur, chef de l'UR.RED-ISGG
Université de Gabès (Tunisie)
<https://orcid.org/0000-0001-7675-056X>

Date de soumission : 21/04/2021

Date d'acceptation : 07/07/2021

Pour citer cet article :

CHNIGUIR M. & HENCHIRI J. (2021) «Les facteurs déterminants la performance des actifs financiers marocains et tunisiens », Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit « Volume 5 : numéro 2 » pp : 263-281.

Résumé

Cet article se propose d'appliquer les variantes des modèles classiques de gestion de portefeuille sur un échantillon d'entreprises cotées sur les places de Casablanca et de Tunis, dans un cadre hypothétique d'efficience des marchés financiers. Le modèle d'équilibre des actifs financiers (MEDAF) est ainsi connu pour être le modèle ayant eu plus grand nombre d'évolutions en Finance. Nous appliquons les différentes versions du modèle sur un échantillon d'actions issues des places financières marocaine et tunisienne sur la période 2006-2015, qui tourne autour des événements du printemps arabe.

Nous avons trouvé que, selon notre période d'étude, et contrairement à l'évolution de la théorie dans ce domaine, ce sont plutôt les modèles à trois facteurs de Fama French (1993) et celui de Carhart (1997) qui permettent d'améliorer sensiblement le pouvoir explicatif et peuvent donc mieux servir en gestion de portefeuille.

Tout en restant dans le paradigme rationnel et sans aller à la finance comportementale, l'apport de cette recherche pour les gestionnaires de portefeuille demeure dans le constat que les modèles les plus récents n'apportent pas plus de pouvoir explicatif.

Mots-clés : MEDAF ; gestion de portefeuille ; Tunindex ; MASI

JEL : G11, N27, D5.

Abstract

We propose to apply the variants of classic portfolio management models to a sample of companies listed on the Casablanca and Tunis stock exchanges, in a hypothetical framework of the efficiency of financial markets. The CAPM model is thus known to be the model that has had the greatest number of developments in Finance. We apply the different versions of the model to a sample of shares from Moroccan and Tunisian financial places over the period 2006-2015, which revolves around the events of the Arab Spring.

We have found that, depending on our period of study, and contrary to the evolution of theory in this field, it is rather the three-factor models of Fama French (1993) and that of Carhart (1997) that allow us to significantly improve explanatory power and can therefore be used better in portfolio management.

While remaining within the rational paradigm and without going into behavioral finance, the contribution of this research to portfolio managers remains in the observation that the most recent models do not provide more explanatory power.

Keywords: CAPM ; portfolio management; Tunindex ; MASI

JEL : G11, N27, D5.

Introduction

La théorie moderne de gestion de portefeuille, développée en 1952 par H. Markowitz, expose, selon des hypothèses données, comment des investisseurs rationnels utilisent la diversification afin d'optimiser leur portefeuille, et quel devrait être le prix d'un actif étant donné son risque par rapport au risque moyen du marché.

Tout investisseur qui cherche à construire un portefeuille d'actifs financiers doit faire face à un problème fondamental d'incertitude concernant la rentabilité future de ses placements. Il peut alors estimer l'espérance de rentabilité des différents titres et choisir d'investir dans celui dont la rentabilité anticipée est la plus élevée.

Le critère proposé aux investisseurs avertis à l'égard du risque est de construire leurs portefeuilles d'actifs financiers de telle sorte que la rentabilité espérée soit maximale pour un niveau donné de risque. Ceci est équivalent à minimiser le risque pour une espérance de rentabilité fixée.

Ainsi, l'investisseur se trouve face à deux objectifs contradictoires. L'approche de Markowitz se propose de réconcilier ces deux objectifs antinomiques. Markowitz montre en particulier que, face à ces deux objectifs opposés, un investisseur se doit de diversifier son portefeuille et ne peut pas investir uniquement dans un seul des titres disponibles.

Pour Jacquillat B. et B. Solnik (2007), le principe de la diversification se traduit par la sélection d'actifs qui ne soient pas, ou peu positivement corrélés, cela permet de garder une espérance de rendement identique tout en diminuant la volatilité de notre portefeuille. Il est intéressant d'étudier de manière linéaire, les différents modèles de sélection de portefeuille telle que proposé par la littérature et selon une évolution chronologique de la recherche scientifique dans ce domaine afin d'apprécier l'apport de chacune d'entre elles sur une population originale qui représente deux marchés émergents proches. Nous répondrons à la question de savoir quel a été l'apport des différentes variantes des modèles d'équilibres des actifs financiers à l'explication des mouvements des prix des titres. Nous nous proposons d'étudier systématiquement les modèles classiques de portefeuille sur un échantillon de titres de capital cotés sur les Bourses maghrébines de Casa et de Tunis, représenté par leurs indices et ce dans un cadre théorique de rationalité et d'efficience des marchés.

Après cette introduction de notre problématique, notre étude débute par la présentation des données utilisés, puis par les statistiques descriptives avant de tester nos modèles, pas à pas en débutant par le modèle marché, le MEDAF classique, le modèle de Fama et French (1993),

celui de Carhart (1997) et enfin Fama et French (2015). Nous interpréterons les résultats obtenus puis nous concluons.

1 Présentation des données et construction des variables

Notre échantillon utilisé pour réaliser cette analyse se compose des cours de clôture quotidiens des actions cotées en Bourse de valeurs mobilières de Tunis et la Bourse de valeurs mobilières de Casablanca pour la période allant de 1er janvier 2006 jusqu'à 31 décembre 2015.

Notre choix de ce deux pays revient à mettre en opposition un pays ayant connu le printemps arabe en 2011 qui a fortement impacté son activité économique et une nation ayant choisi d'adopter des changements en douceur et donc de préserver ses fondements économiques. En plus il existe des points communs entre ce deux pays qui sont le partage de leur affiliation (nord-africaine), leur statut historique et culturel, et leur forte dépendance envers l'Europe.

Les données ont été collectées auprès de site web de la Bourse de valeurs mobilières de Tunis et de Casablanca.

Dans le cadre de notre étude, nous prenons l'hypothèse que les dividendes sont immédiatement réinvestis. Etant donné le non disponibilité de tous les dividendes, les taux de rendements des titres sont calculés par la formule suivante :

$$R_{i,t} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}}$$

Avec :

$P_{i,t}$: le cours de clôture du titre i au jour t .

$P_{i,t-1}$: le cours de clôture du titre i au jour $t-1$

Ensuite, le calcul du rendement journalier moyen de tous les titres R_t comme suit :

$$R_t = \sum R_{i,t} / N$$

Avec :

N = le nombre de titres en bourse au jour t .

La rentabilité des portefeuilles est donnée par :

$$R_{pt} = \frac{1}{n} \sum_i^n R_{it}$$

Avec :

R_{it} : rentabilité de titre i à l'instant t .

P_{it} : cours boursier de titre i à l'instant t .

R_{pt} : rendement de portefeuille p à l'instant t .

n : nombre des titres figurant dans le portefeuille p.

En effet, pour le marché Tunisien, nous utilisons le taux du bon du trésor à trois mois comme proxy du taux sans risque R_f et le rendement mensuel de l'indice TUNINDEX pour représenter le rendement du portefeuille de marché qui est mesuré comme suit :

$$R_m = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}}$$

Tandis que, pour le marché marocain, nous utilisons le taux directeur de 2.25% qui est fixé par la banque centrale marocaine comme proxy du taux sans risque R_f et le rendement mensuel de l'indice MASI pour représenter le rendement du portefeuille de marché qui est mesuré comme dans le contexte Tunisien.

2. Statistiques descriptives et test de stationnarité :

2.1. Statistiques descriptives :

Les tableaux ci-dessous reportent les statistiques descriptives de base relatives aux rendements journaliers des actifs et le rendement de marché pour les deux pays étudiés ainsi que les facteurs de base de modèle à étudiés.

Tableau 1 : statistiques descriptives des variables des différents modèles : Marché Tunisien

	CMA1	HML1	R1	RM1	RMRF1	RMW1	RTRF1	WML1	SMB1
Mean	-0.586058	- 0.00023 8	-0.050660	0.000919	0.01469 4	0.006006	- 0.32184 7	- 0.09186 6	2.20458 4
Median	-0.624591	-3.07E- 05	-0.055248	0.000000	0.02996 3	0.006912	0.000000 0	0.000000 0	1.00445 4
Maximum	0.160516	2.23419 1	6.291889	12.26190	1.44715 8	446.0145	1.43970 9	2.64934 9	91.6503 0
Minimum	-1.694576	- 2.19620	-0.798114	-11.33333	- 0.80618	-441.6576	- 2.45484	- 4.59963	0.01160 9

		4			0		5	5	
Std. Dev.	0.582448	0.11930 6	0.169324	0.868932	0.15367 1	15.75680	0.46385 8	0.55497 4	5.28879 3
Skewness	-0.232764	0.76653 2	28.25898	0.282263	0.03455 8	0.216776	- 4	- 6	9.68052 9
Kurtosis	1.440662	210.503 4	943.3112	57.55374	10.2080 2	497.4904	4.66692 6	8.77196 7	127.610 0
Jarque-Bera	286.7836	4663040 .	96095794	322322.5	5626.86 6	26479579	1062.52 4	3845.59 2	1722107 .
Probabilité	0.000000	0.00000 0	0.000000	0.000000	0.00000 0	0.000000	0.00000 0	0.00000 0	0.00000 0
Sum	-1523.165	- 0.61961 2	-131.6642	2.387371	38.1909 1	15.60917	- 836.480 0	- 238.759 9	5729.71 5
Sum Sq. Dev.	881.3618	36.9799 9	74.48628	1961.602	61.3508 2	645022.9	558.997 0	800.174 2	72669.5 3
Observations	2599	2599	2599	2599	2599	2599	2599	2599	2599

Source : les auteurs

Tableau 2 : statistiques descriptives des variables des différents modèles : Marché Marocain

	CMA2	HML2	R2	RM2	RMRF2	RMW2	RTRF2	SMB2	WML2
Mean	0.000484	0.00215	0.00443	-	0.03274	0.02269	6.81E-06	-0.000304	0.00169

		4	2	0.62651	8	3			9
				0					
Median	0.029963	- 0.02014 9	0.00000 0	- 0.10386 3	0.00229 5	0.00217 8	9.34E-06	-0.013475	0.01579 4
Maximum	1.096910	91.4158 7	2.21335 4	2.16731 7	147.000 0	1.96213 4	6.296100	2652.071	91.4223 5
Minimum	-1.230449	- 90.8162 1	- 0.62838 9	- 4.73773 2	- 2.41894 6	- 1.93520 9	-6.304111	-5173.895	- 83.4321 6
Std. Dev.	0.177615	7.27219 1	0.08522 3	0.91560 7	2.92133 9	0.48012 4	0.235677	220.4758	7.07089 4
Skewness	-0.322091	0.10538 6	15.1552 7	- 1.65276 2	48.9221 6	0.21576 1	-0.069117	-8.980582	0.44238 2
Kurtosis	9.562518	72.7949 2	382.865 5	5.36478 9	2461.77 3	4.52189 5	491.1971	314.5187	73.1497 4
Jarque-Bera	4717.755	528544. 2	1575599 4	1792.28 1	6.57E+0 8	271.507 9	25859507	10564265	534011. 9
Probability	0.000000	0.00000 0	0.00000 0	0.00000 0	0.00000 0	0.00000 0	0.000000	0.000000	0.00000 0
Sum	1.260798	5.60989 1	11.5396 8	- 1631.43 2	85.2747 3	59.0915 4	0.017746	-0.791704	4.42376 5
Sum Sq. Dev.	82.11674	137659. 0	18.9054 5	2182.18 9	22214.5 8	600.042 3	144.5799	1.27E+08	130143. 6

Observations	2604	2604	2604	2604	2604	2604	2604	2604	2604
--------------	------	------	------	------	------	------	------	------	------

Source : les auteurs

Les statistiques montrent pour les deux marchés financiers qu'il n'y a pas un grand écart entre les valeurs maximales et minimales ce qui signifie que les valeurs ne sont pas volatiles au cours du temps.

Nous remarquons généralement que les séries des variables ont une valeur de skewness tend vers 0, ceci montre que les séries sont symétriques. La valeur de kurtosis est largement supérieur à 0 (par exemple 57.39 pour le variable prime de marché dans le cas du marché Marocain) ce qui prouve que les séries de variable sont aplaties.

Les coefficients de skewness et kurtosis génèrent un coefficient JB trop élevé ; donc les séries ne suivent pas la loi normale.

2.2. Test de stationnarité (ou test de racine unitaire) :

Avant de procéder à la régression de modèle à tester il est indispensable de vérifier la stationnarité des séries étudiées pour éviter des régressions fallacieuses entre les différents variables. Les tests de racine unitaire sont basés sur les tests de Dickey-Fuller (1979) (ADF).

La procédure du test consiste à tester les hypothèses suivantes :

H0 : la série est non stationnaire.

H1 : la série est stationnaire.

La règle de décision est définie comme suit :

- Si t-statistique est supérieure à la valeur critique \Rightarrow On accepte l'hypothèse H0 de non stationnarité et on rejette H1.
- Si t-statistique est inférieure à la valeur critique \Rightarrow On accepte l'hypothèse H1 de stationnarité et on rejette H0.

En effet, le résultat de test de stationnarité appliqué sur les séries étudiées se résume dans le tableau récapitulatif suivant :

Tableau 3 : Test de stationnarité

	Cas du marché Tunisien			Cas du marché Marocain		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
R _i	-13.93	-30.74	-31.26	-20.74	-20.74	-20.73
R _m	-22.29	-22.31	-25.23	-22.859	-22.855	-22.851
R _M -R _f	-21.47	-21.46	-21.46	-22.42	-22.416	-22.412
HML	-25.31	-25.31	-25.30	-21.84	-21.842	-21.83
SMB	-21.50	-21.49	-21.49	-20.45	-20.447	-20.442

Source : les auteurs

(1) : 1 modèle sans constante ni tendance,

(2) : le modèle avec constante,

(3) : le modèle avec constante et tendance,

Le tableau ci-dessus fait ressortir que les statistiques ADF sont tous significatifs au seuil de 1%, 5% et 10%, cela signifie que l'hypothèse nulle selon laquelle les séries possèdent une racine unitaire est rejetée. Ainsi, les deux séries sont stationnaires et par conséquent, utiles pour l'analyse statistique plus poussée. La présente étude porte sur la relation entre le rendement d'un portefeuille d'actions et le rendement de marché pour le marché Tunisien et le marché Marocain.

3. Modèle de Sharpe (modèle de marché) :

Le modèle de marché peut servir comme étant une meilleure compréhension de phénomène de la diversification et une justification inspirée de la relation de MEDAF. Ce modèle établit la relation linéaire entre le rendement d'une action et le rendement de marché. L'équation de régression de ce modèle est défini par la relation suivante :

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_M + \varepsilon_i \quad \text{modèle(1)}$$

Nous présenterons dans le tableau ci-dessous les résultats de régression de ce modèle pour les deux marchés étudiés.

Tableau 4 : Estimation de modèle de marché 1

	Marché Tunisien		Marché Marocain	
	A	β	A	B
Coefficient	5.145***	-0.0008	0.0782***	0.0003

t-Student	6.649	-0.0061	21.142	0.093
R ²	0.0166		0.1463	

*Significatif pour un seuil de 10% ** Significatif pour un seuil de 5% *** Significatif pour un seuil de 1%

Source : les auteurs

La lecture du tableau indique que le coefficient de prime de marché est positif pour le marché marocain et il est négatif pour le marché Tunisien. Les résultats de cette estimation montrent l'absence de significativité de coefficient de bêta comme facteur explicatif du rendement excédentaire des titres pour les deux marchés.

Néanmoins, la constante est significative pour les deux échantillons ce qui signifie qu'il existe d'autres facteurs à part le risque de marché qui affectent le rendement excédentaire des actions. Ce point de vue est confirmé par la faiblesse de coefficient de détermination R² ce qui confirme la faible performance de ce modèle dans l'explication du rendement excédentaire des titres (1.66% pour le marché Tunisien et 14.63% pour le marché Marocain).

Donc, la prime de risque apparaît insuffisante pour expliquer les rendements des titres et par conséquent, il existe assurément d'autres facteurs qui expliquent le rendement.

4. Le modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF standard) :

Le modèle d'évaluation des actifs financiers est le modèle théorique ayant suscité le plus grand nombre de développement vu son rôle central dans la finance moderne. Il présente l'avantage d'être simple d'utilisation et qu'il offre une méthode générale qui permet de décrire, de façon simple, la relation liant la rentabilité des actifs financiers et leurs risques.

Par ailleurs, la question de la maîtrise de la relation liant ces deux concepts, à savoir la rentabilité et le risque, demeure l'une des préoccupations majeures de plusieurs chercheurs. En conséquence, il se pose le problème de la validité du MEDAF standard.

Le MEDAF standard se présente comme suit :

$$E(R_{i,t}) - R_{f,t} = \beta_I [E(R_{m,t}) - R_{f,t}] + \varepsilon_{i,t}$$

En fait, dans cette partie nous allons utiliser notre série des rendements pour mettre en œuvre la version standard du MEDAF.

Pour ce faire, nous effectuons une régression MCO donnée par ce modèle pour le marché Tunisien et le marché Marocain.

Les estimations du MEDAF standard pour les deux marchés étudiés sont reportées dans le tableau 5 ci-dessous :

Tableau 5 : validation empirique de MEDAF standard

	Marché Tunisien		Marché Marocain	
	α_i	β_i	α_i	β_i
Coefficient	-0.321***	-0.153**	0.032	0.008**
t- Student	-34.924	-2.566	0.570	2.253
R ²	0.002		0.001	

*Significatif pour un seuil de 10% ** Significatif pour un seuil de 5% *** Significatif pour un seuil de 1%

Source : les auteurs

L'examen des résultats du tableau, indique que le coefficient β_i est négatif pour le marché Tunisien et positif pour le marché Marocain et il est statistiquement significatif au seuil de 5% pour les deux marchés financiers étudiés. Ceci corrobore avec les attentes du MEDAF standard qui implique que le risque systématique joue un rôle prépondérant dans la rentabilité des actifs.

Néanmoins, la constante est significative seulement pour le marché Tunisien au seuil de 1%.

Ceci s'oppose avec l'hypothèse du MEDAF standard, et par conséquent le coefficient α intervient dans l'explication de l'excès des rendements des titres côtés sur le marché financier.

De plus, nous pouvons remarquer que le coefficient d'ajustement R² est faible pour les deux marchés. Ce qui prouve que le MEDAF ne permet pas d'expliquer la totalité de la variabilité des rendements observés sur les marchés financiers. C'est pour cela, qu'il est nécessaire d'apporter quelques améliorations à ce modèle en introduisant la capitalisation boursière et le

ratio VC/VM comme deux facteurs qui expliquent plus le rendement, afin d'améliorer R^2 pour tenter d'obtenir des relations d'équilibre plus proches de la réalité.

5. Le modèle à trois facteurs de Fama et French(1993) :

Certaines recherches se focalisent sur les caractéristiques des titres pour mettre en évidence certaines anomalies par rapport aux prédictions du MEDAF. La plus documentée concerne « l'effet taille » mis en évidence par Banz (1981) : les titres de petite capitalisation boursière enregistrent une rentabilité en excès du taux sans risque supérieure à celle prédite par le MEDAF.

D'autres chercheurs testent une relation hypothétique entre certains ratios comptables et financiers et la rentabilité espérée. Pour Basu (1983), la rentabilité des titres est liée à la valeur de marché et au ratio bénéfices/cours tandis que Rosenberg, Reid et Lanstein (1985) concluent à une relation positive entre la rentabilité des titres et le ratio de leur valeur comptable sur leur valeur de marché (VC/VM) (ratio book to market).

L'observation de ces anomalies de rentabilité en contradiction avec les prédictions issues du MEDAF classique a conduit la recherche scientifique à construire des modèles d'explication des rentabilités des actifs financiers ne reposant pas sur le seul facteur de marché. Dans un article controversé paru en 1992, Fama et French montrent, à partir d'une analyse transversale, que le coefficient bêta (mesure de sensibilité de titre au rendement de marché) est peu lié à la rentabilité moyenne des titres. Au contraire, deux variables fondamentales, la capitalisation boursière et le ratio valeur comptable/valeur de marché décrivent mieux la rentabilité des titres.

Cependant, le modèle d'évaluation de Fama et French (1993) met en relation le rendement excédentaire d'un titre risqué à trois facteurs de risque différents, soit ceux liés au risque du marché (le bêta), le risque lié à la taille (SMB) et à un effet de la valeur comptable relativement à la valeur de marché (HML). Fama et French (1993) ont confirmé que les portefeuilles construits dans le but de répliquer le facteur de risque relié à la taille et celui relié au facteur HML augmentent fortement la variation des rendements boursiers des titres, et par conséquent ces deux facteurs semblent être déterminants dans l'explication des rendements anormaux.

La relation de ce modèle est présentée comme suit :

$$R_t - R_{ft} = \alpha + \beta (R_{mt} - R_{ft}) + S_t SMB_t + h_t HML_t + \varepsilon_t \quad \text{modèle (2)}$$

Avec :

$R_t - R_{ft}$: c'est la variable dépendante correspond au rendement excédentaire du portefeuille observées à la date t où R_{ft} désigne le taux sans risque.

$R_{mt} - R_{ft}$: correspond à la prime requise par l'ensemble du marché.

Le facteur SMB correspond donc à la différence entre la rentabilité mensuelle moyenne des trois portefeuilles de petite taille (RS/L + RS/M + RS/H) et la rentabilité moyenne des trois portefeuilles de grande taille (RB/L + RB/M + RB/H).

Formellement ;

$$SMB = 1/3 (RS/L + RS/M + RS/H) - 1/3 (RB/L + RB/M + RB/H)$$

Le facteur HML correspond à la différence entre la rentabilité mensuelle moyenne des deux portefeuilles contenant les entreprises de ratio VC/VM élevée et de ratio VC/VM faible.

Formellement :

$$HML = 1/2 (RH/S + RH/B) - 1/2 (RL/S + RL/B)$$

En fait, avant d'élaborer la régression de ce modèle il est intéressant de faire ressortir la matrice de corrélation entre les facteurs du modèle de Fama et French pour bien comprendre l'interaction entre eux. Les résultats de corrélation entre ces variables sont disponibles chez les auteurs.

Pour le marché Tunisien, le bêta est positivement corrélé avec le facteur SMB et est négativement corrélé avec le facteur HML. La relation négative implique que le mouvement de l'une de ces deux variables entraînera pour l'autre variable une variation dans le sens contraire.

De même pour le marché Marocain, le tableau de corrélation montre que le rendement anormal est positivement corrélé avec le facteur de SMB et est négativement corrélé avec le facteur HML.

Les résultats de la régression du modèle à trois facteurs de Fama et French pour le marché Tunisien et Marocain se résument dans le tableau ci-dessous.

Tableau 6 : Estimation de modèle Fama et French (1993)

	Marché Tunisien				Marché Marocain			
	α	β	S_t	h_t	α	B	S_t	h_t
coefficient	0.010	0.2387**	-	-	-	0.229**	-	0.046**
t	3	*	0.2609**	0.004	0.00	*	0.25**	*
			*	9	2		*	

t-Student	1.227	73.630	-64.059	-1.407	0.99	60.774	-55.445	10.977
					5			
R ²	0.675				0.689			

*Significatif pour un seuil de 10% ** Significatif pour un seuil de 5% *** Significatif pour un seuil de 1%

Source : les auteurs

Selon le tableau de résultat de régression, on remarque que le coefficient associé au risque de marché est positif et statistiquement significatif au seuil de 1% pour les deux marchés. Donc le coefficient bêta garde son pouvoir explicatif lorsqu'il est associé à la capitalisation boursière ou au ratio VC/VM et ces deux facteurs améliorent sa capacité descriptive à expliquer le rendement excédentaire des titres. D'où alors ce coefficient explique une partie de variation de rendement excédentaire des titres même s'il présente des valeurs qui ne sont pas assez élevées pour les deux marchés.

Par ailleurs, le coefficient de risque du facteur taille est négatif et statistiquement significatif pour les deux marchés au seuil de 1%. Ce coefficient porte des valeurs importantes en comparaison avec le facteur bêta (au tour de 0.25) ce qui indique que le facteur taille capte une partie de variabilité de rendement excédentaire des titres ce qui justifie l'incorporation de facteur SMB dans le modèle de Fama et French.

Concernant le coefficient de HML, nous constatons qu'il est négatif et non pas significatif pour le marché Tunisien, mais il est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1% pour le marché Marocain. Les valeurs de ce coefficient sont assez faibles pour les marchés étudiés.

En résumé, le facteur HML ne présente pas un facteur significatif dans l'explication de rendement excédentaire des titres Tunisiens. Ce facteur est significatif seulement pour le marché Marocain, on peut conclure donc que la prime de HML a un impact significatif sur la variation des rendements excédentaires des titres Marocains.

Enfin, le coefficient de détermination R² du modèle à trois facteurs de Fama et French a amélioré par rapport à celui au niveau de MEDAF standard qui atteint 67.5% pour le marché Tunisien et 68.9% pour le marché Marocain. Ceci prouve la meilleure performance de ce modèle dans l'explication de rendement des titres. Et par conséquent, le modèle à trois facteurs explique mieux la variabilité de rendement excédentaire que le modèle d'évaluation des actifs standard.

6. Le modèle à 4 facteurs de Carhart (1997) :

Carhart (1997) a développé un nouveau modèle dans le quel a prouvé que le rendement excédentaire des actions dépend non seulement de trois facteurs de Fama et French (1993) mais aussi d'un quatrième facteur lié à l'effet Momentum et qui prend en compte la tendance historique des titres.

Ce modèle examine, d'un point de vue empirique, l'effet momentum sur les marchés financiers Tunisien et Marocain. Il devrait, estimons-nous, permettre d'améliorer la compréhension des marchés financiers et fournir des indications utiles aux investisseurs de ces marchés. Il ne vise pas à vérifier la rentabilité de ces marchés ou une stratégie momentum donnée. Autrement ce modèle n'est qu'une extension du modèle de Fama et French (1993).

Le modèle de Carhart (1997) se présente comme suit :

$$R_t - R_{ft} = \alpha + \beta (R_{mt} - R_{ft}) + s_t SMB_t + h_t HML_t + w_t WML_t + \varepsilon_t \quad \text{modèle (3)}$$

Où *WML* désigne représente la différence entre les rendements des portefeuilles des actions avec un rendement historique élevé et ceux avec un rendement historique faible.

La présente étude examine empiriquement la relation de ce modèle pour le marché Tunisien et Marocain.

En fait, les résultats de régression se résument dans le tableau suivant :

Tableau 7 : Estimation de modèle Carhart (1997)

	Marché Tunisien					Marché Marocain				
	α	β	S_t	h_t	w_t	α	B	S_t	h_t	w_t
coefficient	-0.250	0.500*	0.896*	-	0.02	-	-	0.29	0.95**	0.36
		**	**	1.96**	6	1.86	1.03**		*	**
				*		*				
t-Student	-0.518	48.916	62.557	-24.30	0.06	-	-3.80	0.24	38.45	2.05
					1	12.0				
						4				
R ²	0.712					0.451				

*Significatif pour un seuil de 10% ** Significatif pour un seuil de 5% *** Significatif pour un seuil de 1%

Source : les auteurs

On remarque tout d'abord que le modèle de Carhart (1997) présente de résultats qui s'approchent à celle de Fama et French(1993). De ce point de vue, ce modèle présente un pouvoir explicatif similaire à celui de modèle à trois facteurs, puisque ses coefficients de détermination sont presque approches à ceux calculés par le modèle de Fama et French. (71.2% pour le marché Tunisien et 45.1% pour le marché Marocain).

Nous constatons que le coefficient obtenu associé au facteur momentum est positif et statistiquement significatif à un seuil de 5% seulement pour le marché marocain. Tandis que ce coefficient perd sa significativité pour le marché Tunisien mais il porte un coefficient positif. En outre, les valeurs de ce facteur est faible par rapport aux autres facteurs pour les deux marchés étudiés, cela signifie que la contribution du facteur WML est limitée dans l'explication de rendement excédentaire des titres.

D'ailleurs, nous constatons que le facteur lié au risque de marché présente les valeurs les plus importantes ce qui signifie que le prime de risque de marché dans le modèle de Carhart (1997) explique la portion la plus importantes de la variabilité de rendement des titres par rapport aux autres facteurs du modèle.

7. Le modèle à cinq facteurs de Fama et French (2015) :

Afin de bien analyser les facteurs explicatifs de rendements des actifs financiers, Fama et French proposent de rajouter deux nouvelles variables à leur modèle initial, soit le facteur de profitabilité *RMW* et le facteur d'investissement *CMA*. Ceci nous indique que ce modèle est plus performant que leur modèle à trois facteurs.

L'équation de modèle à cinq facteurs se présente comme suit :

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_p R_{m,t} - R_{f,t} + s_t SMB_t + h_t HML_t + r_t RMW_t + c_t CMA_t + \varepsilon_{pt}$$

modèle (4)

Le facteur *RMW* (Robust Minus Weak) correspond à la différence entre les rendements des portefeuilles diversifiés y compris des titres à forte profitabilité et celles à faible profitabilité. Alors que et le facteur *CMA* (Conservative Minus Agressive) représente l'écart entre la rentabilité moyenne des portefeuilles des firmes possédant des titres à haut niveau et à faible niveau d'investissement.

Notre étude porte sur les marchés Tunisien et Marocain.

Les tableaux ci-dessous décrivent les résultats de l'estimation du modèle prédéterminé.

Tableau 8 : estimation de modèle Fama et French (2015) : Marché Tunisien

Marché Tunisien						
	α	β	S_t	h_t	c_t	r_t
coefficient	-0.003985	-0.113***	0.047	0.0611	0.072***	-0.005***
t-Student	-0.518	-13.43	5.57	32.82	1.46	-4.22
R^2	0.397					

*Significatif pour un seuil de 10% ** Significatif pour un seuil de 5% *** Significatif pour un seuil de 1%

Source : les auteurs

Nous observons, d'après la lecture du tableau qui décrit le résultat de régression du modèle à cinq facteurs pour le marché Tunisien que le facteur SMB, le facteur HML et le facteur RMW sont tous positifs mais seulement le facteur RMW qui est significatif dans l'explication du rendement excédentaire alors que les facteurs de prime de risque de marché et CMA affichent une relation négative et significative au seuil de 1%.

Tableau 9 : estimation de modèle Fama et French (2015) : Marché Marocain

Marché Marocain						
	α	β	S_t	h_t	c_t	r_t
coefficient	-1.164	-2.086***	0.129***	0.245	0.539	0.893***
t-Student	-1.147	-5.885	0.413	1.346	4.006	44.895
R^2	0.452					

*Significatif pour un seuil de 10% ** Significatif pour un seuil de 5% *** Significatif pour un seuil de 1%

Source : les auteurs

Tandis que, pour le marché Marocain, le facteur SMB, le facteur HML, le facteur RMW et le facteur CMA possèdent des coefficients positifs et seulement les facteurs SMB et CMA qui sont statistiquement significatifs au seuil de 1%. Alors que la prime de risque de marché a un coefficient négatif et significatif au seuil de 1% dans l'explication de rendement excédentaire des titres.

A l'instar de ces résultats, le facteur lié au risque de marché garde son pouvoir explicatif et elle constitue la variable la plus importante d'expliquer le rendement excédentaire des titres puisqu'elle possède le coefficient le plus importante. Aussi, le facteur CMA est significatif pour les deux marchés donc il contribue à expliquer une partie de variabilité de rendement excédentaire des titres.

De même, le coefficient de détermination R^2 possède des valeurs relativement élevées (39.7% pour le marché Tunisien et 45.2% pour le marché Marocain), d'où alors le modèle à cinq facteurs sert donc à expliquer une partie de rendement excédentaire par le facteur CMA et RMW mais avec les anciens facteurs du modèle de Fama et French (1993) le pouvoir explicatif était meilleur. Ce résultat renforce la pertinence d'utiliser ce modèle pour prévoir le rendement excédentaires des titres.

Conclusion

Nous avons proposé d'appliquer les différentes versions du modèle d'équilibre des actifs financiers sur un échantillon d'actions issues des places financières marocaine et tunisienne. Nous avons trouvé que selon notre période d'étude, qui tourne autour des événements du printemps arabe, le modèle à 3 facteurs de Fama French (1993) et celui de Carhart (1997) expliquent le mieux les variations de rendements de ces titres. Les modèles antérieurs sont moins efficaces alors que ceux qui y sont postérieurs n'apportent que peu d'améliorations.

L'apport de cette recherche pour les gestionnaires de portefeuille, qui tentent de raisonner dans un paradigme rationnel et sans aller à la finance comportementale, demeure dans le constat que les modèles les plus récents n'apportent pas plus de pouvoir explicatif par rapport aux modèles moins complexes. C'est aussi la principale limite de cette étude qui n'introduit pas les variables psychologiques telles que le sentiment de l'investisseur, et ce afin de ne pas changer de paradigme.

Ce qui nous interroge sur la qualité du fonctionnement de ces places notamment en termes de liquidité et de là sur l'efficience de ces marchés.

BIBLIOGRAPHIE

Banz W. (1981), « The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, » *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.

Basu S. (1977), « Investment performance of common stocks in relation to their price earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis », *Journal of Finance* XXXII (1977), no. 3, 663–82.

Basu S. (1983), “The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence”, *Journal of Financial Economics*, 1983, vol. 12, issue 1, 129-156

Carhart, M. M. (1997), « On Persistence in Mutual Fund Performance ». *Journal of Finance*. 52: 57–82

Dickey-Fuller (1979) Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root” June 1979, *Journal of the American Statistical Association* 74(366)

Fama, E. F. et French, K. R. (1992), « The Cross-Section of Expected Stock Returns ». *Journal of Finance*. 47 (2): 427–465

Fama, E.F. et French K. R. (1993), « Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds », *Journal of Financial Economics*, 33, p. 3-56.

Fama, E. F. et French, K. R. (1995), « Size and book to market factors in earning and returns ». *Journal of Finance*, 50, 1995

Fama, E.F. et French K. R. (2015), «A Five-Factor Asset Pricing Model », Fama-Miller Working Paper.

Jacquillat B. et B. Solnik(2007), « Marchés financiers – Gestion de portefeuille et des risques », 5ème édition, Dunod.

Markowitz H (1952), « Portfolio selection », *Journal of Finance*, 1952, 7.

Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). « Persuasive evidence of market inefficiency ». *The Journal of Portfolio Management*, 11(3), 9-16.

Sharpe W. (1964) « Capital asset pricing : a theory of market equilibrium under conditions of risk » *Journal of Finance*, 19, 1964