

Impact de l'environnement Macroéconomique sur le coût du capital des entreprises marocaines cotées en bourse

Impact of the Macroeconomic Environment on the Cost of Capital of Moroccan Companies Listed on the Stock Exchange

Sana LAMGHARI

Enseignante Chercheure

FSJES EL KELAA DES SRAGHNA

Université CADI AYYAD - MAROC

Laboratoire Interdisciplinaire de Recherches et d'Etudes en Management des Organisations et Droit de l'Entreprise LIRE-MD

sana.lamghari@gmail.com

Date de soumission : 29/10/2023

Date d'acceptation : 14/12/2023

Pour citer cet article :

LAMGHARI.S. (2023) «Impact de l'environnement Macroéconomique sur le coût du capital des entreprises marocaines cotées en bourse», Revue Française d'Economie et de Gestion «Volume 4 : Numéro 12 » pp : 583 – 601.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

L'entreprise est une unité appartenant à son système financier et macroéconomique. Par conséquent, elle ne peut pas être évaluée indépendamment de son environnement. La problématique du coût du capital est liée à la fois à l'environnement interne et externe de l'entreprise. En d'autres termes, le coût du capital d'une entreprise ne peut pas être estimé uniquement sur la base de ses indicateurs financiers, il dépend également des risques encourus sur le plan macroéconomique. Le coût du capital influence la nature et le niveau des investissements réalisés par l'entreprise puisque l'évaluation de ces projets nécessite une connaissance préalable du coût du capital afin de mesurer la valeur créée et le taux de rentabilité actuariel d'investissement. L'objectif de ce travail est la recherche des déterminants macroéconomiques du coût du capital des entreprises marocaines cotées en bourse de Casablanca. Les travaux empiriques qui ont constitué une base de ce travail de recherche, sont principalement les fondements empiriques de l'Arbitrage Pricing Theory « APT » en tant que modèle d'évaluation des actifs financiers basé sur des facteurs macroéconomiques influençant la rentabilité des actifs financiers.

Mots clés : Coût du capital ; modèle multifactoriel ; risques ; déterminants macroéconomiques ; marché financier.

Abstract

The company is a unit belonging to its financial and macroeconomic system. Therefore, it cannot be evaluated independently of its environment. The issue of the cost of capital is linked to both the internal and external environment of the company. In other words, the cost of capital of a company cannot be estimated solely on the basis of its financial indicators, it also depends on the risks incurred on the macroeconomic level. The cost of capital influences the nature and level of investments made by the company since the evaluation of these projects requires prior knowledge of the cost of capital in order to measure the value created and the actuarial investment rate of return. The objective of this work is the research of the macroeconomic determinants of the cost of capital of Moroccan companies listed on the Casablanca stock exchange. The empirical work, which formed a basis for this study, is mainly the empirical foundations of the Arbitrage Pricing Theory "APT" as a model for evaluating financial assets based on macroeconomic factors influencing the profitability of financial assets.

Key words: Cost of capital; multifactor model; risks; macroeconomic determinants; financial market.

Introduction

En 1976, Ross a développé l'Arbitrage Pricing Theory (« APT ») en tant que modèle d'évaluation des actifs financiers. Ce modèle statistique dit « factoriel » se base sur l'existence de plusieurs facteurs influençant l'ensemble des rentabilités des actifs financiers. Ces facteurs ne sont spécifiés ni par leur nature ni par leur nombre, ils sont considérés comme « *la réalisation d'un événement macroéconomique ayant de larges répercussions sur les marchés financiers ou tous évènements ayant un impact sur un nombre important de sociétés* » (Rosenberg et Marathe, 1976).

« *La théorie est silencieuse non seulement sur l'identité des facteurs mais aussi sur leur nombre. [...] [Aussi] tout test de l'APT est un test joint sur la relation de valorisation et sur le caractère approprié des facteurs.* » (Huberman, 1987). Par conséquent, l'APT est considéré comme un modèle « ouvert » permettant le développement de plusieurs recherches académiques. L'APT repose, en sus des hypothèses classiques sur le marché financier, sur trois grandes hypothèses. Premièrement, les rendements des titres sont exprimés en fonctions linéaires d'un ensemble de facteurs. Cela signifie qu'il existe une relation linéaire entre les rentabilités espérées des actifs et les coefficients de sensibilité (bêta) aux facteurs communs qui influencent l'ensemble des titres. Deuxièmement, il existe un grand nombre d'actifs financiers. Par conséquent, une bonne diversification du portefeuille permettra aux investisseurs d'éliminer le risque spécifique. Troisièmement, en absence d'opportunités d'arbitrage entre des portefeuilles diversifiés, la relation entre l'espérance de rentabilité et les facteurs de risques mesurés par les sensibilités (bêtas) est linéaire.

Le modèle APT, permettant d'exprimer la rentabilité d'un échantillon d'actifs sans toutefois chercher à analyser la rentabilité de l'ensemble des actifs sur le marché, constitue un outil favorable à notre étude sur les entreprises cotées en bourse abstraction faite du secteur bancaire. Le choix de ce modèle s'appuie également sur sa négligence de l'hypothèse d'efficience du marché et des anticipations homogènes des investisseurs. Soit R_i la rentabilité espérée d'un actif financier i ($i=1, \dots, n$).

L'objectif de notre recherche est de contribuer à l'identification des déterminants du coût du capital des entreprises marocaines cotées en bourse. Cette connaissance permettra de favoriser une meilleure compréhension du coût du capital des sociétés cotées, également d'apporter un éclaircissement sur les éventuels déterminants de ce coût pour les entreprises qui envisagent

s'introduire en bourse. L'intérêt pratique de cette connaissance s'inscrit dans une dimension de « gestion d'actifs » et « d'évaluation » des entreprises marocaines cotées en bourse ainsi que dans une perspective d'adaptation à des normes comptables internationales.

Dans ce travail, nous essaierons de répondre à la question principale suivante : Quel est l'impact de l'environnement macroéconomique sur le coût du capital des entreprises marocaines cotées en bourse ?

De cette question découlent les questions secondaires suivantes :

- Quels sont les déterminants macroéconomiques du coût du capital ?
- Quel est le modèle multifactoriel des déterminants du coût du capital le plus adapté aux entreprises marocaines cotées en bourse de Casablanca ?
- Quels sont les déterminants macroéconomiques qui impactent le coût du capital de ces entreprises ?

D'une manière générale, le modèle multifactoriel d'évaluation des risques se présente comme suit :

$$R_i = \alpha_i + \beta_{i1} F_1 + \beta_{i2} F_2 + \dots + \beta_{ik} F_k + \varepsilon_i$$

Avec :

α_i : Rentabilité de l'actif financier i lorsque tous les facteurs sont égaux à zéro.

F_j : Valeur de j facteurs ($j=1 \dots k$) influençant la rentabilité du titre i .

Avec $E(F_j)=0$ et $Cov(F_j, F_{j'})=0$ pour $j \neq j'$.

K : Nombre de facteurs pertinents $K \ll n$.

β_{ij} : Sensibilité du rendement du titre i aux variations imprévues du $J^{\text{ième}}$ facteur (F_j).

ε_i : Valeur résiduelle aléatoire spécifique à la firme à espérance nulle. Avec : $cov(\varepsilon_i, \varepsilon_{i'})=0$ pour $i \neq i'$, $E(\varepsilon_i)=0$.

La théorie n'a pas identifié le nombre et la nature des facteurs, elle n'a pas également spécifié les coefficients de sensibilité des actifs financiers aux facteurs. Et ce, jusqu'aux années 80 où on a montré qu'« *il n'y a que quelques composants de risques systématiques dans la nature. Aussi beaucoup de portefeuilles sont-ils substituables et ont donc la même valeur* » (Roll et Ross 1980).

Dans ce travail, nous présenterons dans un premier temps une revue de littérature sur les modèles d'estimation des déterminants systématiques du coût du capital, ensuite nous présenterons la méthodologie de recherche avant d'exposer les résultats de notre étude et leur discussion.

1. Revue de littérature sur les déterminants systématiques du coût du capital

L'estimation des déterminants systématiques du coût du capital peut être réalisée par plusieurs modèles multifactoriels complémentaires. Le modèle des facteurs prédéfinies de Chen, Roll et Ross (1986) avec ses facteurs de substitution et complété par le modèle de Chan, Chen et Hsieh (1985) qui aborde l'anomalie de taille. Des techniques d'estimation différentes sont également proposées par Mc Eloy et Burmeister (1988) ainsi qu'un modèle d'analyse du pouvoir explicatif et de comparaison des profils d'exposition aux risques.

Les modèles à facteurs macroéconomiques reposent sur l'identification préalable des sources de risques qui influent sur les rentabilités des actifs financiers. Ayant un caractère systématique non diversifiable, les facteurs de risque sont purement des variables macroéconomiques (indice du marché, taux d'intérêt, production industrielle, Etc). La pertinence de ces facteurs est liée aux résultats de plusieurs études empiriques réalisées dans ce sens, d'où leur appellation comme facteurs « pré-spécifiés ».

1.1. Modèle multifactoriel des déterminants systématiques du coût du capital de Chen, Roll et Ross (1986)

Etant les premiers à suggérer l'approche à variables macroéconomiques, Chen, Roll et Ross (1986) partaient d'un modèle d'évaluation qui estime le coût d'une action à travers la somme anticipés des cash-flows nets actualisés. Dans cette étude, les auteurs ont déduit que les facteurs systématiques agissant sur les rentabilités affectent le taux d'actualisation et les cash-flows nets anticipés. L'étude de Chen, Roll et Ross est réalisée sur le marché américain entre janvier 1958 et décembre 1984. Ils ont proposé un ensemble de facteurs macroéconomiques du modèle d'arbitrage. Ces facteurs sont :

- Le taux de croissance de la production industrielle américaine mensuelle (MP) ou annuelle (YP) ;
- Le changement de l'inflation anticipée (« US Consumer Price Index ») (DEI) ;
- La prime de risque (estimée par l'écart de rendement entre les titres ayant une notation faible Baa (et en-dessous) et les obligations à long terme de l'Etat). Ce facteur reflète le niveau d'aversion au risque des agents économiques à l'instant t (UPR) ;
- L'inflation non anticipée (UI) ;
- La structure des taux d'intérêts (UTS) estimé par la différence de rendement entre les taux longs (obligations de l'Etat) et les taux courts (bons du trésor Tbills à 1 mois) ;

- L'indice de marché utilisé est le NYSE pondéré par la valeur ou équipondéré.

Le modèle factoriel obtenu est le suivant :

$$R_i = R_0 + \beta_{i MP} MP + \beta_{i DEI} DEI + \beta_{i UI} UI + \beta_{i UPR} UPR + \beta_{i UTS} UTS + \varepsilon_i$$

Avec :

R_i : Rentabilité du titre i

ε_i : Terme d'erreur à espérance nulle.

Une régression en séries chronologiques de soixante mois est réalisée afin d'estimer les β des actifs par rapport aux facteurs prédéfinis. A partir de ces estimations des coefficients de sensibilité factoriels, les régressions transversales des rendements sur les β (variables indépendantes) sont utilisées afin d'obtenir des estimations des rendements des portefeuilles dupliquant les facteurs. Afin de réduire les erreurs d'estimation et de prendre en considération les mouvements communs des actifs financiers, la deuxième étape de la méthode d'estimation (régression en coupe) est réalisée sur des portefeuilles plutôt que sur des actifs individuels (Fama et MacBeth, 1973).

Chen, Roll et Ross (1986) ont formé vingt portefeuilles de titres équipondérés en fonction de la taille de l'entreprise (capitalisation boursière). Les primes de risque moyennes sont estimées pour toute la période allant de janvier 1958 à décembre 1984, ainsi que sur trois sous-périodes comme le montre le tableau (1) ci-dessous :

Tableau 1 : Primes de risque des cinq facteurs macroéconomiques

Années	MP	DEI	UI	UPR	UTS	Constante
1958-84	13.589 (3.561)	-.125 (-1.640)	-.629 (-1.979)	7.205 (2.590)	-5.211 (-1.690)	4.124 (1.361)
1958-67	13.155 (1.879)	.006 (.092)	-.191 (-.382)	5.560 (1.935)	-.008 (-.004)	4.989 (1.271)
1968-77	16.966 (2.638)	-.245 (-3.215)	-1.353 (-3.320)	12.717 (2.852)	-13.142 (-2.554)	-1.889 (-.334)
1978-84	9.383 (1.588)	-.140 (-.552)	-.221 (-.274)	1.679 (.221)	-1.312 (-.149)	11.477 (1.747)

Source : Chen, Roll et Ross (1986)

Sur toute la période de l'étude de Chen, Roll et Ross (1986), les résultats obtenus prouvent que les facteurs production industrielle mensuelle, l'inflation non anticipée et prime de risque des titres de faible notation par rapport aux obligations de l'Etat) sont statistiquement significatifs.

Cependant, les facteurs d'inflation anticipée et non anticipée sont particulièrement significatifs sur la deuxième sous période. Quant à la structure des taux d'intérêt, celle-ci est marginalement significative.

Le signe positif de la prime du risque du facteur MP signifie la protection des investisseurs contre le risque systématique réel de production. Egalement, le signe positif de la prime de risque du facteur UPR signifie une couverture contre l'augmentation non anticipée de la prime de risque agrégée déclenchée par une augmentation de l'incertitude.

Le signe négatif des deux variables UI et DEI signifie que les placements financiers sont considérés comme une couverture contre l'influence défavorable de l'inflation sur d'autres actifs. Quant au signe négatif de la prime du risque du facteur UTS, il signifie que les actions dont les rendements varient inversement avec l'augmentation des taux à long terme par rapport aux taux à court terme, sont plus coûteuses.

Ils concluent alors, à partir des évaluations du modèle par des régressions, que les cinq facteurs prédéfinis fournissent une estimation valable des sources de risque systématique. Ainsi, ils considèrent que les sources de risques liées au portefeuille du marché et à la consommation ne sont pas significatives en association avec les autres facteurs prédéfinis.

1.2. Modèle multifactoriel de Chan, Chen et Hsieh (1985) : Anomalie du facteur « Taille »

Chan, Chen et Hsieh (1985) ont basé leur étude sur les facteurs prédéfinis de Chen, Roll et Ross (1986) dans l'objectif d'expliquer l'anomalie de la taille de l'entreprise et de tester sa significativité par le modèle d'arbitrage. Entre 1958 et 1977, la période d'estimation est pour chaque année (à partir de 1958) l'intervalle des cinq années précédentes¹.

La taille, mesurée par la capitalisation boursière de l'entreprise, constitue un critère de classement et d'affectation de chaque entreprise à l'un des vingt portefeuilles. Dans un premier temps, ils ont procédé par l'estimation des coefficients de sensibilités des vingt tailles de portefeuilles par rapports aux facteurs macroéconomiques prédéfinis et au portefeuille NYSE équipondéré au cours de la période d'estimation. Afin d'estimer les primes de risques, ils ont réalisé pour chaque mois une régression en coupe transversale des rendements sur les coefficients de sensibilités estimés. Ensuite, ils ont réalisé pour chaque année une série

¹ Pour l'année 1958, la période d'estimation est l'intervalle 1953-1957. Pour 1959, la période d'estimation est comprise entre 1954-1958, etc.

chronologique mensuelle des rendements sur les portefeuilles représentant les facteurs de janvier 1958 à décembre 1977.

Dans les résultats de leur étude, Chan, Chen et Hsieh (1985) constatent que le facteur de production industrielle, le facteur d'inflation imprévue et le facteur de prime de risque sont les plus significatifs sur l'intégralité de la période. Ils relèvent ainsi que la prime de risque du portefeuille de marché équi pondéré est bien que positive pour chaque sous-période, n'est pas statistiquement significative. Ils montrent également qu'il n'y a pas de différence significative des valeurs résiduelles moyennes entre les portefeuilles des entreprises de petite taille et celles de grande taille.

La différence des rendements mensuels moyens entre les portefeuilles des grandes et des petites capitalisations sur l'intégralité de la période (1958-77) est de 0.956%. Le T-test apparié et le test T^2 de Hotelling sont utilisés dans l'objectif de savoir si les résidus ont la même signification pour les portefeuilles de différentes tailles. Les résultats obtenus fournissent une décomposition de la différence entre les deux rendements et montrent que 0, 453% est une contribution de la prime de risque prédéfinie, 0,352% de la prime de risque du marché NYSE, 0,204% de la prime de risque de production industrielle et 1,120% est un résidu inexpliqué.

Chan, Chen et Hsieh ajoutent à la matrice des coefficients (β) un coefficient de sensibilité δ au logarithme de la taille de l'entreprise. Le coefficient δ n'est statistiquement significatif que lorsque la matrice β inclut les coefficients des facteurs prédéfinis et du portefeuille NYSE équi pondéré. Néanmoins, en absence du β du portefeuille NYSE dans la matrice, le coefficient δ devient non significatif. Conclusion faite, le modèle multifactoriel explique l'anomalie de taille.

1.3. Analyse BIRR et pouvoir explicatif des Facteurs macroéconomiques prédéfinis de McElroy et Burmeister

McElroy et Burmeister (1988) estiment les paramètres du modèle multifactoriel en utilisant la régression non linéaire des séries chronologiques.

Ils basent leur étude sur les rendements mensuels de 70 actifs financiers entre janvier 1972 et décembre 1982 et sur cinq facteurs prédéfinis semblables à ceux des études précédentes, dont quatre facteurs observables et un dernier inobservable, à savoir :

- Risque de confiance (CR ou *Confidence Risk*) : mesuré par l'écart de rendement des obligations à long terme à échéance de 20 ans entre les entreprises relativement risquées et l'Etat, majoré d'une valeur constante (50 points de base) ;
- Risque d'horizon temporel (THR ou *Time Horizon Risk*) La différence de rendement entre les obligations d'Etat à long terme (20 ans) et les bons de trésor à court terme (30 jours);
- Inflation non anticipée (IR ou *Inflation Risk*) c'est la différence entre l'inflation anticipée au début du mois et l'inflation observée au cours du mois précédant.
- Risque du cycle économique (BCR ou *Business Cycle Risk*) ;
- Risque de marché (MTR ou *market-timing risk*) : mesuré par l'indice de rendement du marché (le portefeuille S&P 500) et considéré comme un « facteur de marché résiduel » égal aux résidus d'une régression de l'indice de marché sur les quatre facteurs ci-dessus.

Si les coefficients de sensibilité aux quatre premiers facteurs macroéconomiques sont nuls ($\beta_{i1} = \beta_{i2} = \beta_{i3} = \beta_{i4} = 0$) l'indice de marché serait proportionnel au rendement du portefeuille S&P 500. Afin de calculer les coefficients de sensibilité, les primes de risque et la contribution de chacun des facteurs à l'explication du rendement espéré. L'étude de McElroy et Burmeister (1988) se base sur le modèle suivant :

$$E(R_i) - TB = \beta_{i\ CR} CR + \beta_{i\ THR} THR + \beta_{i\ IR} IR + \beta_{i\ BCR} BCR + \beta_{i\ MTR} MTR + \varepsilon_i$$

Avec, TB : taux des bons de trésor à 30 jours (Treasury bill)

Ils utilisent les données publiées en avril 1992, basées sur des réalisations mensuelles jusqu'à la fin du mois de mars 1992 afin de trouver les résultats présentés dans le tableau (2) ci-dessous :

Tableau 2 : rendement excédentaire du portefeuille S&P 500

	Coefficients de sensibilité	Primes de risque (en pourcentage par année)	Contribution des facteurs de risque à l'estimation du rendement espéré (en pourcentage par année)
Risque de confiance	0.27	2.59%	0.70 %
Risque d'horizon temporel	0.56	-0.66	-0.37
Inflation non anticipée	-0.37	-4.32	1.60
Risque du cycle économique	1.71	1.49	2.55
Risque de marché	1	3.61	3.61
Rendement excédentaire espéré			8.09 %

Source : McElroy et Burmeister (1988)

Le modèle d'APT obtenu est le suivant :

$$E(R_i) - TB = \beta_{iCR} (2.59) + \beta_{iTHR} (-0.66) + \beta_{iIR} (-4.32) + \beta_{iBCR} (1.49) + \beta_{iMTR} (3.61) + \varepsilon_i$$

Le prix d'un facteur de risque indique la variation du rendement espéré suite à une augmentation ou diminution du coefficient de sensibilité du portefeuille à ce facteur. Le risque d'horizon temporel et le risque d'inflation non anticipée sont négatifs.

Puisque les rendements des actions diminuent avec l'augmentation non anticipée de l'inflation, la majorité des actions a une exposition négative à ce risque. Le prix du risque négatif pour ce facteur lui permet, par conséquent d'avoir une contribution positive au rendement espéré (on a $\beta_{iIR} < 0$ et $IR < 0$ donc $\beta_{iIR} * IR > 0$).

Plusieurs actions ont un β_{THR} (exposition au risque temporel) positif. Or, le prix de ce facteur de risque est négatif, d'où une contribution négative du risque d'horizon temporel au rendement espéré du portefeuille. Cependant, pour certaines actions l'exposition à ce risque peut être négative. McElroy et Burmeister (1988) concluent que le modèle factoriel proposé constitue un « cadre empirique » efficace pour lier les facteurs macroéconomiques prédéfinis aux rendements des portefeuilles. Les facteurs macroéconomiques se basent sur une logique économique robuste et une stabilité dans le temps.

2. Méthodologie de recherche et résultats de l'étude empirique sur le coût du capital et ses déterminants macroéconomiques

En se basant sur l'Arbitrage Pricing Theory (« APT ») en tant que modèle d'évaluation des actifs financiers, l'étude empirique portera sur un modèle multifactoriel des déterminants

macroéconomiques du coût du capital. Il s'agit d'un modèle à effets fixes des variables évaluées par des outils d'économétrie de panel.

2.1. Méthodologie de recherche

L'étude quantitative de ce travail de recherche est réalisée sur une période de dix ans. Quant à l'échantillon retenu, il est composé de 45 entreprises non financières cotées à la bourse de Casablanca. Nous allons à présent nous limiter à des modèles de panel hétérogènes, où la seule source d'hétérogénéité provient des constantes individuelles.

On suppose ainsi que les coefficients des différentes variables stochastiques explicatives sont identiques pour tous les individus du panel ($\beta_i = \beta$). On suppose en outre que ces coefficients sont des constantes déterministes. Les constantes individuelles (α_i), quant à elles, diffèrent selon les entreprises. Sous cette hypothèse, le modèle s'écrit sous la forme suivante :

$$Y_{ij} = \alpha_i + \beta X_{it} + e_{it}$$

α_i : Constante de l'entreprise i .

β : sont les effets des variables explicatives. Ces effets sont identiques pour toutes les entreprises.

e_{ij} : Terme d'erreur de la modélisation sur l'entreprise it . Il est de moyenne nulle et de variance δ_{it} . Les termes d'erreurs ne sont pas corrélés ni dans la dimension individuelle (entre entreprises) ni dans la dimension temporelle (d'une année à l'autre).

Dès lors, dans ce contexte, on doit distinguer deux cas : le cas où les paramètres α_i sont des constantes déterministes (modèle à effets fixes) et le cas où les paramètres α_i sont des réalisations d'une variable aléatoire d'espérance et de variance définies (modèle à effets aléatoires) (Ibourk, A., Taha, S. E. , 2018-2019). Le modèle à effets fixes s'écrira sous la forme et les conditions suivantes :

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + e_{it} \quad \forall i \in [1, N], \forall t \in [1, T]$$

Avec,

$$\alpha_i \in \mathbb{R} \text{ et } \beta = (\beta_1, \beta_2 \dots \beta_K) \in \mathbb{R}^K$$

Dans ce modèle à effets fixes, tous les paramètres du modèle sont des constantes et l'on suppose qu'il n'existe pas d'effet temporel.

On peut définir le vecteur e_{it} tel que :

$$e_{it} = (e_{i1} \ e_{i2} \ \dots \ e_{iT})'$$

Egalement,

$$\forall i \in [1, N], \forall t \in [1, T] :$$

- ✓ $E(e_{it}) = 0$
- ✓ $E(e_{it}, e_{is}) = \begin{cases} \delta_{it} & \text{si } t = s \\ 0 & \forall t \neq s \end{cases}$
- ✓ $E(e_{it}, e_{js}) = 0 \ \forall j \neq i, \forall (t, s)$

La première condition impose tout simplement que l'espérance des résidus du modèle soit nulle. La seconde condition, standard en économétrie des séries temporelles, impose que le processus e_{it} soit un processus « sans mémoire », et ce, dans la dimension temporelle. Pour chaque individu, il n'existe ainsi aucune corrélation entre le niveau présent du processus e_{it} et les réalisations passées. Seule la variance du processus e_{it} est non nulle (Ibourk, A.Taha, S. 2021). Le tableau ci-dessous récapitule l'ensemble des variables retenues dans le modèle économétrique d'estimation du coût du capital.

Tableau 3 : Variables mobilisées dans la modélisation économétrique

Variabiles	Mesures	Codes
Cout du capital	$REN = \frac{P_{t,i} - P_{t-1,i} + Div_{i[t,t-1]}}{P_{t-1,i}}$ <p>Avec, $REN_{t,i}$: Coût du capital implicite (Rendement) de l'actif i en t. $P_{t,i}$: Cours de l'actif i en t.</p>	REN
Prime de marché	Rendements moyen général annuel de tous les titres - Taux des bons de trésor (13 semaines)	PM
Risque du marché (résiduel)	Indice de rendement du marché (MASI)	RM
Taux d'intérêt à long terme	Taux des obligations d'Etat à long terme	TILM
Risque de confiance	Rendement des obligations des entreprises à long terme (10 ans) - Taux obligations Etat (10 ans)	RISC
Risque d'horizon temporel	Taux obligations Etat 20 ans - Taux du marché monétaire interbancaire	RHT
Variation non anticipée de la croissance de la production industrielle	Log N - Log N-1 de la PI en DH	VPI
Variation non anticipée d'offre de la monnaie	Log N - Log N-1 de la masse monétaire M3 en DH	VOM

Source : Par l'auteur

Dans ce travail nous adopterons un modèle multifactoriel à effets fixes afin d'évaluer le pouvoir explicatif des variables systématiques du coût du capital et de déterminer le poids de chacune de ces variables dans le modèle.

2.2. Résultats d'analyse économétrique des facteurs systématiques du coût du capital

Après la spécification du modèle et la définition des variables avec leurs méthodes de mesure et leurs codes, nous présenterons dans ce point les résultats de notre étude et leur discussion. Nous proposons le modèle d'estimation suivant par la méthode à effets fixes :

$$REN_{it} = \alpha_i + \beta_1 RM_{it} + \beta_2 PM_{it} + \beta_3 TILM_{it} + \beta_4 RISC_{it} + \beta_5 RHT_{it} + \beta_6 VPI_{it} + \beta_7 VOM_{it} + e_{it}$$

Le tableau ci-dessous présente les résultats d'estimation du modèle :

Tableau 4 : Seuils de significativité des déterminants systématiques du coût du capital (modèle à effets fixes)

VARIABLES	REN (Coût du capital)
RM	0.00008*** (0.00003)
PM	-29.09231** (11.85049)
TILM	-38.06813*** (14.29616)
RISC	4.98945 (3.27449)
RHT	41.44201*** (15.93533)
VPI	-2.22818*** (0.60737)
VOM	-14.32774*** (3.82649)
Constant	0.97557 (0.79275)
Observations	450
Number of id	45
R-squared	0.20152

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Par l'auteur (Output du logiciel STATA)

Nous pouvons ainsi tirer les conclusions suivantes :

Les résultats empiriques montrent l'existence de cinq variables significatives au seuil de 1%, à savoir : Risque du marché, Taux d'intérêt à long terme, Risque d'horizon temporel, Variation non anticipée de la croissance de la production industrielle et Variation non anticipée d'offre de la monnaie. Les résultats montrent aussi que la variable Prime de marché est significative à 5%. Par contre, la variable Risque de confiance n'est pas du tout significative.

La relation entre la prime de marché et le coût du capital (significative à 5%) est négative avec un coefficient de sensibilité de -29.09231. Cela signifie qu'une augmentation au niveau de la prime de marché réduira sensiblement le coût du capital. Toutefois, dans la théorie, l'étude de Chan, Chen et Hsieh (1985) et l'étude de Chen, Roll et Ross (1984) montrent que la prime de risque du marché n'est pas significative dans un modèle multifactoriel.

Chen, Roll et Ross (1984) ont montré que la prime de risque du marché mesurée par l'indice du marché NYSE pondéré par la valeur et équipondéré n'est significative sur aucune sous période. D'ailleurs, ils ont intégré au début le portefeuille du marché équipondéré ensuite ils l'ont remplacé par l'indice du marché pondéré par la valeur, cependant les tests statistiques ont montré qu'aucune des deux primes n'est significative.

Concernant la relation positive entre le risque du marché (mesuré par le rendement de l'indice du marché MASI) et le coût du capital, elle est significative à 1% avec un coefficient de sensibilité de 0.00008. Dans le modèle Multifactoriel de McElroy et Burmeister (1988) le risque du marché contribue à hauteur 34% dans l'estimation le rendement des actions de l'indice Reebok et il représente le deuxième facteur de plus significatif du modèle.

Quant à la relation entre le taux d'intérêt à long terme et le coût du capital, elle est significative à 1% avec un coefficient de sensibilité négatif de -38.06813. Selon les études empiriques réalisées par Maysami et Koh (2000), Mishra (2004), Chen, Roll et Ross (1986) le taux d'intérêt influence le coût du capital. Cependant, selon la théorie du compromis, le taux d'intérêt a une relation positive avec le coût du capital. L'accroissement des charges financières liés à la dette de l'entreprise augmentent le risque de faillite et conduisent à la hausse du coût du capital. Cette différence entre le résultat empirique et le fondement théorique est peut être due à l'horizon des taux d'intérêts pris en considération.

Dans les résultats empiriques, la relation entre le risque de confiance et le coût du capital n'est pas significative. Ce risque est mesuré par la différence entre de rendement des obligations des

entreprises à long terme (10 ans) et le taux des obligations d'Etat (10 ans). En outre, McElroy et Burmeister (1988) montrent que le coefficient de sensibilité du rendement au risque de confiance est positif (+0.27). Ils affirment que les actions exposées positivement au risque de confiance, leurs cours augmenteront.

La relation entre le risque de d'horizon temporel et le coût du capital est positive et significative à 1% avec un coefficient de sensibilité de +41.44201. En effet, le risque d'horizon temporel correspond aux changements inattendus dans le délai espéré par les investisseurs dans la réalisation des gains McElroy et Burmeister (1988). L'impact de ce risque est estimé sur la base de l'écart entre les taux des obligations d'Etat à 20 ans et les taux du marché monétaire interbancaire. D'ailleurs, McElroy et Burmeister (1988) affirment que les actions (de croissance) exposées positivement au risque d'horizon temporel auront une augmentation de cours ce qui entraînera une diminution de leurs rendements.

L'étude de la structure des taux d'intérêt (risque d'horizon temporel dans notre étude) par Chen, Roll et Ross (1984) a confirmé son impact non significatif sur le rendement au cours de la période globale de l'étude (1958-1984). Le signe de variation qu'ils ont estimé, étant négatif, a été expliqué par le fait que les actions dont les rendements varient inversement avec l'augmentation des taux à long terme par rapport aux taux à court terme, sont plus coûteuses.

Dans les résultats de notre étude, la relation entre la variation non anticipée de la croissance de la production industrielle et le coût du capital est négative et significative à 1% avec un coefficient de sensibilité de -2.22818. Cependant, dans l'étude de Chen, Roll et Ross (1984) sur le marché américain, la production annuelle (telle que calculée dans notre étude) n'a pas apporté des différences significatives au modèle d'estimation. Shanken et Weinstein (1990) ont prouvé que la production industrielle n'est significative que dans la première sous période de l'étude. Toutefois, dans l'économie chinoise, Zhao (1999) a montré que la production industrielle a un impact significatif et négatif sur les cours des actions boursière.

La relation entre le l'offre de la monnaie et le coût du capital est également négative et significative à 1% avec un coefficient de sensibilité de -14.32774. La liquidité de l'économie, étant un indicateur de conjoncture économique, peut également avoir un impact sur le coût du capital dans entreprises. D'ailleurs, la diminution de la liquidité augmente le coût du capital des entreprises (Maysami et Koh, 2000).

Selon McElroy et Burmeister (1988) le modèle factoriel des déterminants systématiques constitue un « cadre empirique » efficace pour lier les facteurs macroéconomiques prédéfinis aux rendements des portefeuilles. Egalement, les facteurs macroéconomiques se basent sur une logique économique robuste et une stabilité dans le temps.

Conclusion

Etant au cœur des modèles de mesure de la création de valeur, le coût du capital est considéré comme une notion fondamentale de la politique financière de l'entreprise. Le rôle important de ce coût dans la sélection des projets d'investissement, des modalités de financements ainsi que dans l'évaluation des firmes, le rend une clé de succès des entreprises.

L'intérêt que porte le coût du capital des entreprises cotées, ne concerne pas uniquement ces entreprises, mais également les autres parties prenantes, comme par exemple les sociétés de gestion des portefeuilles, les banques d'affaires et les divers investisseurs, etc.

Les entreprises cotées sont amenées à fournir régulièrement, aux actionnaires et aux créanciers, des informations basées sur la valeur de l'entreprise, ainsi que sur le niveau d'opportunité des projets d'investissement. Pour cela, ces entreprises doivent justifier une estimation exacte du coût de capital qui constitue un élément clé dans les études financières opérationnelles et stratégiques. D'ailleurs, le coût du capital est un outil d'aide à la décision dans toutes les étapes de vie d'une entreprise : projet d'investissement, extension et croissance, ouverture du capital, désinvestissement, fusions, etc.

Les travaux empiriques qui ont constitué une base solide de ce travail de recherche, sont principalement les fondements empiriques de l'Arbitrage Pricing Theory « APT » en tant que modèle d'évaluation des actifs financiers basé sur plusieurs facteurs influençant la rentabilité des actifs financiers.

Les études empiriques sur les déterminants macroéconomiques du coût du capital de Chen, Roll et Ross (1986), Chan, Chen et Hsieh (1985), Shanken et Weinstein (1990) et de Mc Eloy et Burmeister (1988), considère que les variables macroéconomiques préalablement identifiés permettent d'expliquer le coût des fonds propres de l'entreprise. D'ailleurs, les modèles macroéconomiques se basent sur l'anticipation des risques systématiques non diversifiables. Il s'agit par exemple d'une augmentation du nombre des actions ayant une exposition positive au risque du cycle économique lorsque l'investisseur anticipe une croissance économique (après une récession).

Dans notre étude, nous avons mesuré les seuils de significativité de sept déterminants systématiques du coût du capital. Au niveau des résultats, six variables ont un impact significatif sur le coût des fonds propres selon le modèle à effets fixes. En effet, le modèle d'estimation retenu sur la base des déterminants systématiques impactant le coût du capital est le suivant :

$$REN_{it} = \alpha_i + \beta_1 RM_{it} + \beta_2 PM_{it} + \beta_3 TILM_{it} + \beta_5 RHT_{it} + \beta_6 VPI_{it} + \beta_7 VOM_{it} + e_{it}$$

Avec,

REN : Rendement du capital investi, il s'agit d'un proxy du coût du capital.

RM : Risque du marché (résiduel)

PM : Prime de marché

TILM : Taux d'intérêt à long terme

RHT : Risque d'horizon temporel

VPI : Variation non anticipée de la croissance de la production industrielle

VOM : Variation non anticipée d'offre de la monnaie

Ce modèle a un pouvoir explicatif de 20.152%. Il est donc nécessaire d'ajouter un ensemble d'autres variables explicatives, notamment les variables microéconomiques (risques fondamentaux). D'ailleurs, les modèles fondamentaux se basent sur des facteurs qui représentent un ensemble de traits qui permettent de saisir les caractéristiques des actifs financiers. Fama et Macbeth (1973) sont parmi les premiers à montrer la pertinence des caractéristiques spécifiques des actions en tant que variables explicatives des rendements boursiers.

Le prolongement de ce travail de recherche se basera sur la complémentarité entre deux modèles multifactoriels (microéconomique et macroéconomique), ce qui permettra une estimation du coût du capital sur la base des facteurs systématiques observables et prédéfinis à l'avance ainsi que sur la base des facteurs fondamentaux spécifiques à l'entreprise.

BIBLIOGRAPHIE

Chan, K. C., Chen, N. F., & Hsieh, D. A. (1985). An exploratory investigation of the firm size effect. *Journal of Financial Economics*, 14(3), 451-471.

Chen, N. F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of business*, 383-403.

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of political economy*, 81(3), 607-636.

- Huberman, G. (1987). A review of the APT. *The New Palmarave: A dictionary of economics (MacMillan Press Limited, London)* '1066110.
- Ibourk, A., & Taha, S. E. (2018). Key Factors of Cognitive Performance in Moroccan Preschool: Evidence from Random Slope Model. *International Business Research*, 11(11), 92-108.
- Ibourk, A., & Taha, S. E. (2021). De la différenciation des contextes à la création des écoles fragiles: sources des inégalités d'apprentissage de la petite enfance marocaine. *Spécificités*, 15(1), 98-129.
- Maysami, R. C., & Koh, T. S. (2000). A vector error correction model of the Singapore stock market. *International Review of Economics & Finance*, 9(1), 79-96.
- McElroy, M. B., & Burmeister, E. (1988). Arbitrage Pricing Theory as a Restricted Nonlinear Multivariate Regression Model Iterated Nonlinear Seemingly Unrelated Regression Estimates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 6(1), 29-42.
- Mishra, A. K. (2004). Stock market and foreign exchange market in India: are they related?. *South Asia Economic Journal*, 5(2), 209-232.
- Roll, R., & Ross, S. A. (1980). An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. *The Journal of Finance*, 35(5), 1073-1103.
- Rosenberg, B., & McKibben, W. (1973). The prediction of systematic and specific risk in common stocks. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 8(2), 317-333.
- Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of asset pricing. *Journal of economic theory*, 13, 341-360.
- Shanken, J., & Weinstein, M. I. (1990). *Macroeconomic variables and asset pricing: Further results*. William E. Simon Graduate School of Business Administration, University of Rochester.
- Zhao, X. Q. (1999). Stock prices, inflation and output : evidence from China. *Applied Economics Letters*, 6(8), 509-511.