

Capital Structure of Moroccan Non-Financial Listed Companies: Dynamic Analysis on Panel Data

Mounir El Mrabit¹, Essaid Tarbalouti², Cheklekbire Malainine³,

¹(Doctorant, Laboratoire de Recherche en Economie de l'Energie et des Ressources, Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales. Université Cadi Ayyad, Maroc)

²(Professeur, chercheur associé Laboratoire de Recherche en Economie de l'Energie et des Ressources, Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales. Université Cadi Ayyad, Maroc)

³(Professeur, chercheur associé au Laboratoire des Etudes et des Recherches en sciences Economiques et Gestion, Université Sultan Moulay Slimane, Faculté Polydisciplinaire Béni Mellal, Maroc)

Corresponding author : Mounir El Mrabit

Abstract: *The question of choice of capital structure is one of the fundamental questions in the field of financial management. The purpose of this article is to study the factors determining the capital structure of Moroccan non-financial companies listed on the Casablanca Stock Exchange during the period 2003-2015. The sample includes 45 randomly selected companies. Based on previous empirical research, three blocks of exogenous variables were selected, business-related variables, macroeconomic variables, and those related to sectoral membership. The tests deployed concern stationarity, cointegration and dynamic estimation (DOLS) tests, taking into account two horizons (short term and long term). Our results are statistically significant in short term, and in long term. In addition, they support the theory of ordered preferences which states that firms prefer to be self-financing in the short term and not in the long term.*

Keywords - *Capital structure, Cointegration, DOLS, Panel, Unit root test.*

Date of Submission: 24-07-2018

Date of acceptance: 08-08-2018

I. Introduction

L'objectif de cet article est d'étudier la structure du capital des entreprises marocaines non financières cotées à la bourse des valeurs de Casablanca durant la période 2003-2015. Notre motivation principale réside sur une description rapprochée des entreprises non financières cotées marocaines en utilisant de nouvelles techniques économétriques basées sur une analyse à court terme et à long terme dans une logique de données de panel.

D'ailleurs, il est admis que cette question a été mise à l'épreuve par plusieurs chercheurs. Ces recherches ont porté principalement sur des données des pays développés et les pays en voie de développement. Les résultats de ces recherches ont soulevé principalement l'importance majeure d'identifier ces facteurs pour promouvoir une croissance durable au sein de ces pays. Car la contribution de ces firmes au PIB mondial devrait atteindre environ 34% d'ici 2020 selon les prévisions de la (Banque mondiale, 2013).

Plus précisément, ce travail analyse les déterminants qui influencent la structure du capital. Ces derniers sont ensuite comparés pour tracer l'existence d'une différence d'un compartiment de cotation à un autre. L'objectif premier est donc de dresser une liste de facteurs les plus influents sur la décision de financement des entreprises non financières cotées en utilisant de modèles économétriques afin d'évaluer l'impact des facteurs retenus sur la variable d'intérêt.

L'échantillon comprend 45 entreprises cotées choisies de manière aléatoire. Sur la base des recherches empiriques antérieures principalement celle de (Rajan et Zingales, 1995), trois blocs de variables exogènes ont été sélectionnés, les variables liées à l'entreprise, macroéconomiques, et celles liées à l'appartenance sectorielle. Les tests déployés concernent les tests de stationnarité, de cointégration et une estimation dynamique (DOLS) en prenant en compte deux horizons (CT et LT).

Cet article est organisé de la façon suivante : le cadrage théorique de la structure de capital est discuté dans un premier point. Le deuxième point traite la méthodologie choisie, la définition des variables du modèle théorique, et une description de la méthode d'échantillonnage utilisée. Le point suivant regroupe les modèles utilisés, les résultats des estimations et une discussion des principaux enseignements à tirer de la modélisation économétrique. La conclusion de ce travail est présentée en dernier point.

II. Cadre Théorique De La Structure Du Capital

Ce travail a examiné et a présenté toutes les théories les plus influentes de la structure du capital. Les théories fournissent chacune d'autres points de vue et explications sur les raisons pour lesquelles les entreprises choisissent leurs structures de capital comme elles le font. (Modigliani et Miller, 1958) ont été les pionniers de la recherche sur la structure du capital¹ et sa relation avec la valeur de l'entreprise. Sur la base des conditions strictes d'un capital de marché compétitif, sans frictions et parfait, la valeur de marché de l'entreprise est indépendante de ses choix de structure de capital alors que le coût du capital de l'entreprise dépend entièrement des risques de l'entreprise. Ensuite, ils ont révisé davantage la théorie de l'absence de pertinence en incorporant l'avantage fiscal² dans la structure de capital de leur entreprise et la valeur de l'entreprise. Ainsi, dans cet argument théorique, la dette totale par rapport au financement par capitaux propres est un choix privilégié pour une structure de capital optimale qui maximise la valeur de l'entreprise.

Cependant, à mesure que les entreprises augmentent leur endettement, elles ont tendance à ne pas rembourser leurs intérêts, ce qui entraîne des coûts de faillite ou de détresse financière. (Baxter, 1967) et (Kraus et Litzenberger, 1973) exposent la théorie du compromis sur la structure du capital en prévoyant que les entreprises choisissent leur structure de capital cible en équilibrant les avantages de la dette d'épargne et le coût d'emprunt de la faillite.

De sa part, (Myers, 1984) a sévèrement critiqué le fait que la théorie du compromis exclut une structure de capital conservatrice de la part des entreprises qui paient des impôts. (Graham, 2000) a soutenu que les avantages fiscaux semblent être substantiels et que le coût de faillite minimal semble faible, alors que (Frank et Goyal, 2003) remettent souvent en question la pertinence empirique de la théorie du compromis. La théorie du compromis dynamique (Kane et al., 1984) porte sur le comportement d'ajustement de la structure du capital selon lequel la révision intervient lorsque le coût des écarts par rapport à la structure du capital cible dépasse le coût de l'ajustement par rapport à cette cible.

(Frank et Goyal, 2003) ont indiqué que la théorie des préférences ordonnées est plus pertinente pour les grandes entreprises parce que les petites entreprises éprouvent des problèmes asymétriques d'information qui diffèrent de (Byoun et Rhim, 2005) qui affirment que la théorie des ordres hiérarchiques est pertinente pour les petites et les non-dividendes. (Fama et French, 2005) ont souligné que les chercheurs ont longuement testé la théorie du compromis et le picage.

La théorie de cycle de vie suggère que les deux théories de la structure du capital traitées « comme des partenaires stables, chacun ayant des éléments de la vérité qui aident à expliquer certains aspects des décisions de financement ». (Cotei et Farhat, 2009) soulignent que ces théories ne peuvent décrire discrètement certains faits essentiels sur la structure du capital.

III. Méthodologie, Variables Et Données

La méthodologie proposée dans cet article offre les principales lignes directrices pour infirmer ou confirmer les impacts des facteurs utiles qui déterminent la structure du capital des entreprises cotées non financières marocaines. Cette section propose une présentation de la méthodologie adaptée et les données utilisées.

1.1. Méthodologie

La théorie économétrique propose une approche particulière pour estimer la relation de long terme et de court terme avec les tests de cointégration sur des données de panel. A cet effet, il est nécessaire de :

- Tester la non-stationnarité des séries de panels utilisées.
- Chercher l'existence éventuelle d'une ou plusieurs relations de cointégration (tests de Pedroni) entre les variables intégrées du même ordre ;
- Estimation de la relation de cointégration de long terme et de court terme, en recourant notamment à l'estimateur FMOLS/DOLS et à la méthode GMM.

Le test classique de racine unitaire est souvent appelé Dickey et Fuller augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP). Plusieurs extensions de ce test ont été proposées afin de le rendre utilisable et efficace sur données de panel. En effet, Levin et Lin (1992, 1993) (article publié en 2002) sont les premiers à offrir un test de racine unitaire sur des données de panel. Pour un souci d'examiner la stationnarité des séries en différence première, il est nécessaire de présenter succinctement quelques tests de racine unitaire avant de les appliquer à notre étude économétrique.

Le test de Levin et Lin (2002) propose la statistique suivante :

¹ Schwartz E. et R. Aronson. «Some Surrogate Evidence in Support of the Concept of Optimal Financial Structure». *Journal of Finance*, Vol. 22, (March), 1967, p. 10-18.

² Modigliani F. et M. H. Miller. «Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction». *American Economic Review*, Vol. 53, No. 3, (June), 1963, p. 433-443.

$$t_p = \frac{\sqrt{N}(t_{N,T} - E(t_{N,T}))}{\text{Var}(t_{N,T})} \quad (\text{Équation 1})$$

Où $t_{N,T} = \frac{1}{N} \sum t_{i,T}$ est une moyenne des t-stats individuels obtenus lors de la mise en œuvre d'un test ADF usuel sur séries temporelles, et où $E(t_{N,T})$ et $\text{Var}(t_{N,T})$ désignent respectivement la moyenne et la variance des $t_{i,T}$ sous l'hypothèse nulle d'intégration d'ordre 1 des séries, avec N tend vers l'infini.

Le test de Im, Pesaran et Shin (2003) propose la statistique suivante :

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\rho_i) \quad (\text{Équation 2})$$

Alors que le test de Maddala et Wu (1999) utilise la même statistique du test précédent, en combinant les p-valeurs de Fisher des différents tests individuels au lieu des statistiques ADF réciproques.

Pedroni (1995, 1997, 1999, 2004) propose des tests³ résiduels d'hypothèse nulle d'absence de cointégration en panel. Il propose de tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration inter-individuelle entre les séries constituant le panel. Pedroni, prend en considération la variation du vecteur des coefficients β_{ik} selon les individus i dans l'équation de la relation de long terme. Ce qui permet aux vecteurs de cointégration de prendre en compte l'hétérogénéité. On retrouve alors la relation suivante :

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1,it} + \beta_{2i} x_{2,it} + \dots + \beta_{Mi} x_{M,it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{Équation 3})$$

Où $i = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, T$ et $m = 1, \dots, M$ et y et x sont considérés comme vecteurs intégrés d'ordre un. Les paramètres α_i et δ_i représentent respectivement l'effet individuel et l'effet de tendance.

Les tests de Pedroni permettent de conformer l'existence d'une relation de cointégration entre les séries temporelles. Une relation de long terme est éminente à l'aide de l'estimateur DOLS /FMOLS, et une relation de court terme avec un système VECM estimé avec la méthode GMM est ensuite distinguée.

La méthode des moindres carrés dynamiques en panel, initié par Saikkonen (1991), a été prolongée par Kao et Chiang (1998) en se basant sur les travaux de Stock et Watson (1993) relatif à l'estimateur en séries temporelles. En repartant de l'équation de base suivante :

$$y_{i,t} = \alpha_i + x'_{i,t} \beta + u_{i,t} \quad (\text{Équation 4})$$

Où $i = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, T$. On montre que la variable endogène suit le processus à effets fixes suivant :

$$y_{i,t} = \alpha_i + x'_{i,t} \beta + u_{i,t} \quad (\text{Équation 5})$$

Où $i = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, T$. Avec $(y_{i,t})$ une matrice de dimension $(1,1)$ et (x_{it}) composé de k vecteurs, α_i sont les effets fixes, $u_{i,t}$ est un terme stationnaire. $x_{i,t} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ où x est un processus intégré d'ordre 1.

En reprenant la logique de Saikkonen (1991), Le processus $(u_{i,t})$ peut être représenté par :

$$u_{i,t} = \sum_{j=-\infty}^{\infty} c_{ij} \varepsilon_{i,t+j} + v_{i,t} \quad \text{pour tout } i \quad (\text{Équation 6})$$

On en déduit que : $\sum_{j=-\infty}^{\infty} \|c_{ij}\| < \infty$. $(v_{i,t})$ un processus stationnaire de moyenne nulle. Il n'y a pas de corrélations avec les valeurs avancées et retardées et entre $(\varepsilon_{i,t})$ et $(v_{i,t})$. En substituant (6) dans (5), on obtient :

$$y_{i,t} = \alpha_i + x'_{i,t} \beta + \sum_{j=-\infty}^{\infty} c_{ij} \varepsilon_{i,t+j} + v_{i,t} \quad (\text{Équation 7})$$

La méthode DOLS consiste alors à inclure dans la relation de cointégration des valeurs avancées et retardées de Δx_{it} afin d'éliminer la corrélation entre les variables explicatives et le terme d'erreur. On peut alors en déduire l'équation de référence⁴ :

$$y_{i,t} = \alpha_i + x'_{i,t} \beta + \sum_{j=-\infty}^{\infty} c_{ij} \Delta x_{i,t+j} + v_{i,t} \quad (\text{Équation 8})$$

Sevestre (2002) montre que le terme α_i permet de prendre en compte l'hétérogénéité des données de panel. En effet, lorsque α_i est constante, on se situe dans le cadre où on est en présence d'un modèle à effets fixes, et lorsque ce terme est aléatoire, on est en présence d'un modèle à erreurs composées simples ou un modèle à effets aléatoires.

1.2. Variables

La variable endogène (EDT) est mesurée à partir des mesures du levier prises directement aux livres comptables des entreprises non financières cotées à la bourse des valeurs de Casablanca. En effet, les ratios de dette financière sur les fonds propres (actifs au marché et aux livres) et le ratio de la dette à long terme sur la dette financière seront rapportés.

³ D'autres tests de cointégration en panel sont proposés, tel que celui de Bai et Ng (2001) ou de Kao (1999). D'autres tests basés sur le test du rapport de vraisemblance (fondé sur la statistique de la trace) dans un modèle autorégressif vectoriel VAR s'inspire des recherches de Johansen (1991,1995), où le nombre de relations de cointégration est inconnu. On peut citer notamment Larsson, Lyhagen et Löthgren (1998, 2001) ou Groen et Kleibergen (2003).

⁴ En pratique, les lags et les leads peuvent être tronqués. Dans ce cas, on remplace les «∞» par «q».

Le premier facteur pris en considération est celui des opportunités de croissance (OC). C'est une variable calculée en divisant la valeur de marché des actifs par la valeur aux livres des actifs.

Dans cette étude la vérification si la firme détient des actifs risqués, nous utilisons d'un côté le ratio des actifs intangibles sur les actifs totaux, noté (SA). Et de l'autre côté, la spécificité de l'actif mesurée par le ratio des actifs tangibles sur les actifs totaux, noté (TA) est utilisé.

Une autre variable est aussi importante. Il s'agit de la taille de l'entreprise (TAI) mesurée par le logarithme naturel des actifs ou le logarithme naturel des ventes est souvent utilisé comme meilleure mesure de cette variable se rapprochant des coûts de faillite.

La rentabilité est une variable très importante dans ce genre d'étude. Nous utilisons deux mesures appropriées. La profitabilité notée (PROF) et le profit (PROFIT). La première variable est le ratio de l'excédent brut d'exploitation (EBE) sur les actifs totaux. Le ratio des résultats nets rapportés aux actifs est une mesure choisie pour le deuxième facteur.

La volatilité des revenus est également une variable étudiée, nous utilisons les intérêts des emprunts additionnés à la dette en rapport avec le ratio de l'excédent brut d'exploitation (EBE).

Nous allons rapporter les dotations aux amortissements additionnées aux provisions courantes par les actifs totaux, comme mesure des avantages non liés à la dette (ANLD).

En plus, le ratio des stocks sur les actifs totaux nommé retour sur investissement (RSI) est pris en considération afin de contrôler les garanties.

A part ces variables liées à l'entreprise mentionnées ci haut, des variables macroéconomiques sont pris dans notre modèle économétrique. Il s'agit de deux variables : la première mesure les fluctuations et cycle économique (FCE) mesurée par le logarithme naturel du chiffre d'affaires. La deuxième est des conditions du marché boursier est nommée (CMB) calculée à partir du ratio rapportant l'indice sectoriel courant par rapport à celui de la période précédente.

Une dernière variable catégorielle qui spécifie l'appartenance de chaque entreprise en relation avec les trois compartiments de la bourse des valeurs de Casablanca : principal, de développement et de croissance.

1.3. Données

Les données initiales ont été directement collectées à partir de la base de données relative aux exercices comptables des entreprises cotées (bilans et états des résultats). Elle est composée de séries temporelles annuelles des indicateurs pour des entreprises. Sur la base des entreprises non financières cotées, la première extraction est un échantillon aléatoire de 48 entreprises cotées réparties entre compartiment a été tiré au hasard⁵. La deuxième extraction tient en compte les données manquantes, ce postulat nous a permis de réduire le nombre des entreprises à 45. Ce nombre final se reparti ainsi : 28 pour le marché principal (62%), 11 pour le marché développement (25%) et 6 pour le marché croissance (13%). Cette réduction nous amène à considérer un nombre d'observations qui s'élève à 585 observations.

IV. Modèles Et Résultats

1.1. Spécification économétrique

Pour tester la validité des hypothèses formulées, nous estimons un modèle économétrique qui comprend 11 variables explicatives :

$$EDT_{it} = \alpha_0 + \beta_1 TAI_{it} + \beta_2 TA_{it} + \beta_3 PROF_{it} + \beta_4 PROFIT_{it} + \beta_5 RSI_{it} + \beta_6 FCE_{it} + \beta_7 OC_{it} + \beta_8 ANLD_{it} + \beta_9 RF_{it} + \beta_{10} CMB_{it} + \beta_{11} SA_{it} + \varepsilon_{it}, (\text{Équation } 9)$$

Avec : $i=1, \dots, 45$ (entreprises) et $t=2003, \dots, 2015$ (année).

Les données disponibles sur les entreprises de l'échantillon se combinent en coupe et en série. Il s'agit des données de panel qui sont caractérisés par leur double dimension individuelle et temporelle. Pour tenir compte de l'hétérogénéité des comportements, nous estimons des modèles à effets fixes et à effets aléatoires.

1.2. Estimation

1.2.1. Contrôle de l'hétérogénéité des entreprises non financières

Nous allons effectuer une régression des différentes variables déjà définies : la tangibilité de l'actif, la profitabilité, le profit, le retour sur investissement, les fluctuations et cycles économiques, les opportunités de croissance, les avantages liées à la dette, le risque de faillite, les conditions du marché boursiers, le structure de l'actif et la taille de l'entreprise.

⁵ Etant donné que ce nombre est exprimé en termes de flux. Nous avons adopté la moyenne du nombre de sociétés cotée en 2003 (52) et en 2015 (75).

Tableau 1: Tests de spécification du modèle de panel

Variable dépendante	Hypothèses	Statistique du Test	p-value
Le ratio de l'endettement (EDT)	$H_0^1: \beta_i = \beta \quad \alpha_i = \alpha$	F1=17,56	0,0000
	$H_0^2: \beta_i = \beta$	F2= 3,072	0,0000
	$H_0^3: \alpha_i = \alpha$	F3= 6,415	0,0000
Test de Hausman	H_0 : Effets aléatoires Vs Effets Fixes	Chi deux = 30,98	0,001***

Le rejet de l'égalité des coefficients β_i associés aux variables explicatives signifie qu'on obtient un panel d'entreprises complètement hétérogène. Cette hétérogénéité s'explique par la prédominance des disparités inter-individuelles dans la variance totale. Deux facteurs majeurs peuvent être avancés pour expliquer la nature hétérogène du panel.

1.2.2. Stationnarité des séries et tests de racine unitaire en panel

Nous allons appliquer les tests de racine unité sur données de panel pour déterminer l'ordre d'intégration des séries et l'existence éventuelle d'une racine unitaire pour les séries considérées. Les tests de Levin, Lin et Chu (LLC), Breitung, Im, Pesaran et Shin (IPS) et Maddala et Wu (ADF Fisher) vont être menés sur les séries EDT, PROF, OC, PROFIT, RSI, RF, SA, TA, TAI, FCE, CMB, ANLD avec 585 observations pour les 45 titres non financiers placés au marché financier marocain. Le nombre de décalages est déterminé en fonction du critère de Schwarz dans le cadre d'une estimation retenant une constante (effet individuels). On retient la procédure de Newey-West avec une estimation spectrale quadratique.

Tableau 2: Résultats des tests de racine unitaire sur données de panel

	LLC t*		PP-Fischer		IPSW-Stat		ADF-Fisher	
	En niveau	En diff. Premières	En niveau	En diff. Premières	En niveau	En diff. Premières	En niveau	En diff. Premières
EDT	-9.17***	-7.60***	161.48***	448.68***	-3.95***	-6.49***	149.69***	190.9***
PROF	-6.98***	-12.9***	221.2***	552.6***	-4.35***	-9.99***	161.8***	266.5***
OC	-6.14***	-13.5***	327.3***	755.9***	-5.53***	-11.9***	175.7***	300.7***
PROFIT	-249.2***	-103.9***	154.0***	567.9***	-33.4***	-21.3***	128.6***	264.7***
RSI	-294.2***	-121.0***	130.2***	530.9***	-38.7***	-22.8***	126.9***	249.3***
RF	-351.6***	-157.6***	301.0***	605.0***	-49.1***	-27.3***	184.9***	257.7***
SA	-6.79***	-10.5***	137.5***	297.6***	-2.9***	-6.02***	139.1***	183.0***
TA	-9.6***	-18.4***	210.1***	382.0***	-4.82***	-9.31***	174.0***	248.2***
TAI	-10.59***	-8.25***	171.5***	263.40***	-3.56***	-4.07***	152.3***	148.7***
FCE	-9.43***	-9.84***	54.75	480.9***	0.047	-8.92***	102.02	243.3***
CMB	-9.23***	-19.70***	308.8***	775.4***	-5.78***	-13.8***	172.2***	344.21***

Notes : *, ** et *** représentent la significativité à hauteur de 10%, 5% et 1%.

Ces résultats confirment en unanimité que toutes les variables sont stationnaires en niveau sauf la variable FCE qui apparait intégrée d'ordre un. L'hypothèse nulle de non-stationnarité des séries est non rejetée pour les quatre tests avec un seuil de significativité de 1%. On peut alors en déduire qu'en niveau, les tests concluent à l'absence d'une racine unité dans les séries considérées en panel. En définitive ces tests suggèrent de l'existence d'une relation cointégration entre les séries

1.2.3. Estimation de la relation de causalité et de cointégration

Nous allons appliquer ce test pour l'ensemble du panel pour savoir s'il existe une relation de cointégration entre les variables retenues. Ce test est très sensible au nombre de variables retenues et par conséquent au nombre de relations de cointégration. Ce test est réalisé avec une constante pour prendre en compte l'effet fixe individuel pour les douze séries de données entre 2003 et 2015. Globalement, les résultats permettent d'admettre l'existence d'une relation de cointégration puisque quatre statistiques rejettent l'hypothèse nulle de cointégration. Les tests de cointégration sur données de panel de Pedroni viennent renforcer les conclusions tirées de l'analyse précédente (de corrélation, et le test de Hausman), à savoir l'existence d'une relation de long terme entre les séries considérées.

Tableau 3: Résultats des tests de cointégration sur Panel (Tests de Pedroni⁶)

	Statistique	Prob	Weighted Statistique	Prob
v-Statistique Panel	-2.947	0.0984	-4.593***	0.00
rho-Statistique Panel	6.650***	0.00	6.910***	0.00
PP-Statistique Panel	-15.39***	0.00	-12.51***	0.00
ADF-Statistique Panel	-8.209***	0.00	-6.463***	0.00
rho-Statistique Groupe	9.456***	0.00	-	-
PP-Statistique Groupe	-25.35***	0.00	-	-
ADF-Statistique Groupe	-8.586***	0.00	-	-

Notes : *, ** et *** représentent la significativité à hauteur de 10%, 5% et 1%.

En référence aux résultats ci-dessus, il semblerait que l'on puisse admettre la présence d'une relation de cointégration. Les quatre premiers tests du tableau renvoient à la dimension intra individuelle et les trois derniers tests concernent la dimension inter-individuelle. Pour un seuil de 5%, les valeurs critiques de loi normale centrée réduite sont -1,645 et 1,645. Si la v-Statistique Panel est supérieure à 1,645, on rejette l'hypothèse nulle de non cointégration. Pour les autres tests, l'hypothèse nulle est rejetée lorsque la statistique est inférieure à -1,645 ($Z < -1,645$).

Dès lors, on accepte l'hypothèse alternative de cointégration pour six tests : rho-Statistique Panel, PP-Statistique Panel, ADF-Statistique Panel, rho- Statistique Groupe, PP- Statistique Groupe et ADF- Statistique Groupe. Sans exception pour les six tests, l'hypothèse nulle est rejetée avec un seuil de significativité statistique de 1%. On remarque d'ailleurs que les tests « inter-dimensions », qui prennent en compte l'hétérogénéité entre les individus, sont statistiquement très significatifs.

1.2.4. Estimation de la relation à LT et à CT

La confirmation de l'existence d'une relation de cointégration entre les séries par les tests de Pedroni, déjà mise en exergue par les tests de cointégration en séries temporelles, permet d'envisager l'estimation de la relation de long terme entre 2003 et 2015 avec l'estimateur DOLS et la relation de court terme avec un système VECM estimé avec la méthode GMM.

En ce qui concerne la relation de long terme du modèle des moyennes carrées dynamiques (DOLS) reliant le commerce et la croissance économique, on estime l'équation suivante :

$$EDT_{i,t} = \alpha_i + \beta^{OC} (OC)_{i,t} + \beta^{TA} (TA)_{i,t} + \beta^{SA} (SA)_{i,t} + \beta^{TAI} (TAI)_{i,t} + \beta^{PROF} (PROF)_{i,t} + \beta^{PROFIT} (PROFIT)_{i,t} + \beta^{RF} (RF)_{i,t} + \beta^{ANLD} (ANLD)_{i,t} + \beta^{RSI} (RSI)_{i,t} + \beta^{FCE} (FCE)_{i,t} + \beta^{CMB} (CMB)_{i,t} + \sum_{k=-q}^q v_k^{OC} (OC)_{i,t+k} + \sum_{k=-q}^q v_k^{TA} (TA)_{i,t+k} + \sum_{k=-q}^q v_k^{SA} (SA)_{i,t+k} + \sum_{k=-q}^q v_k^{TAI} (TAI)_{i,t+k} + \sum_{k=-q}^q v_k^{PROF} (PROF)_{i,t+k} + \sum_{k=-q}^q v_k^{RF} (RF)_{i,t+k} + \sum_{k=-q}^q v_k^{ANLD} (ANLD)_{i,t+k} + \sum_{k=-q}^q v_k^{RSI} (RSI)_{i,t+k} + \sum_{k=-q}^q v_k^{FCE} (FCE)_{i,t+k} + \varepsilon_{it}$$

(Équation 10)

Où $i = 1, \dots, 45$ en fonction de l'entreprise considérée, Et $t = 2003, \dots, 2015$.

L'estimation par la méthode DOLS a été produite pour l'ensemble du panel avec 585 observations. Les résultats sont donnés par le tableau suivant :

Tableau 4: Estimations DOLS de la relation de cointégration à CT et à LT

Estimation LT			Estimation CT		
Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.
OC	-0,003***	0,013	OC(-1)	0,062***	0,000
TA	0,219***	0,000	TA(-1)	0,200***	0,001
SA	0,055***	0,000	SA(-1)	-0,117***	0,000
TAI	0,041***	0,000	TAI(-1)	0,070***	0,000
PROF	-0,014	0,891	PROF(-1)	0,090***	0,000
PROFIT	0,007***	0,000	PROFIT(-1)	-0,011	0,911
RF	-0,002***	0,000	RF(-1)	0,007	0,185
ANLD	0,006***	0,000	ANLD(-1)	0,011	0,370
RSI	0,002***	0,002	RSI(-1)	-0,011	0,913
DFCE	-0,020***	0,000	DFCE(-1)	0,007	0,185
CMB	-0,004***	0,000	CMB(-1)	0,002***	0,000
M_DEV	0,008***	0,000			
M_CROI	0,002***	0,003			
R²	0,73				
F-Statistique	12,00***				

⁶ Pour plus de détail, l'auteur vous revoit aux les outputs de EVIEWS en annexe

Notes : *, ** et *** représentent la significativité à hauteur de 10%, 5% et 1%.

Les estimations montrent qu'il existe une relation de long terme significative entre la structure financière des entreprises non financières cotées les principales variables exogènes retenues entre 2003 et 2015. Le test F de nullité des paramètres estimés aboutit à rejeter l'hypothèse nulle et à l'acceptation de l'hypothèse alternative que ces paramètres sont conjointement différents de zéro. Au vu du R^2 , les modèles ont une capacité explicative moyenne. Ces résultats confirment majoritairement les recommandations et les enseignements tirés de la littérature théorique et empirique de cette relation entre les variables liées à l'entreprise et les la structure financière pour les entreprises non financières. Les indicateurs macroéconomiques (l'accès au marché et les conditions du marché boursier) quant à eux enregistrent tous les deux une relation inverse avec le niveau de l'endettement. Les résultats confirment aussi que les indicateurs sectoriels impact positivement le ratio de l'endettement.

La relation de cointégration à court terme montre que la structure financière est clairement conditionnée par la situation propre des entreprises non financières cotées. Cette relation est significative pour les quatre indicateurs notamment les paramètres de la structure de la dette (TA et SA), le coefficient du niveau de l'entreprise (Taille) et l'indicateur de la profitabilité (PROF). Pour le reste, au regard du coefficient associé aux variations des fluctuations des cycles économiques, il n'est pas significatif et semble donc de n'avoir aucun impact sur le levier financier.

1.3. Discussions et enseignements

La première variable est OC. Elle représente les opportunités de croissance. Pour l'échantillon global, celui de toutes les entreprises, le signe est négatif. Plus une entreprise a d'opportunités de croissance, moins elle risque de contracter de dette, principalement pour ne pas s'imposer un fardeau financier trop lourd. De plus, les entreprises non financières ce sont souvent les entreprises plus risquées et donc avec un coût de capital plus élevé. Le signe est donc celui attendu. A court terme les variations de l'opportunité de croissance semblent avoir un impact positif sur le ratio de l'endettement. L'explication de ce signe est dû principalement à la nature prédictive des actionnaires. En effet, la firme manifeste un besoin de financement élevé dans des conditions favorables au marché ce qui nécessite le recours immédiat aux fonds extérieurs. Dans le court terme l'entreprise privilégie l'endettement qui est de nature moins couteux de le recourt au marché financier. Les opportunités de croissance sont donc un bon estimateur pour le levier financier.

Dans cette étude, la structure de la dette est mesurée par deux indicateurs : la tangibilité des actifs et la spécificité des actifs. A long terme, les actifs fixes servent généralement de garanties pour diminuer les couts d'emprunt. Dans le même sens que celui de la première variable, les coefficients de ces indicateurs sont positifs et significatifs pour toutes les entreprises. Donc plus une firme détient d'actifs fixes, plus elle risque de contracter de dette. A court terme, l'effet de levier est assez similaire pour la tangibilité des actifs. Nous obtenons le signe attendu et des résultats similaires à la littérature empirique. Toutefois, pour les immobilisations incorporelles comme mesure des actifs fixes est rejetée par le modèle. Il paraît ainsi d'une entreprise qui a moins d'actifs tangibles et qui œuvre dans un domaine plus risqué aura moins de dette.

L'analyse de la taille de l'entreprise mesurée par le logarithme naturel des actifs, soit la variable LTAI. A long terme, le signe du coefficient est positif est significatif pour toutes les entreprises prises dans le panel. Plus une firme est grande, plus elle contracte de dette. La vision est semblable dans le court terme, seulement il faut signaler l'effet est plus important dans le court terme que dans le long terme (les valeurs des coefficients sont respectivement 0,04 et 0,07). Cette variable est donc essentielle pour comprendre le financement des entreprises non financières marocaines.

Une autre variable déjà incluse dans le modèle de Rajan et Zingales est la rentabilité de l'entreprise. Dans notre modèle, nous avons utilisé deux indicateurs différents mais complémentaires. Il s'agit la variable profitabilité nommée PROF et la variable profit nommée PROFIT. Ces deux variables nous servent comme estimateurs de la rentabilité financière des entreprises non financières. Encore une fois, les résultats ne laissent aucun doute ; à long terme, toutes les entreprises pour les deux indicateurs, ont des coefficients dont les valeurs sont mitigées. En effet, en adéquation avec les recommandations théoriques, les résultats semblent ambigus, ce qui nous amène à dire que les firmes qui sont rentable ont moins souvent besoin de dette. A court terme, le modèle maintient comme meilleur indicateur de la rentabilité financière, la profitabilité. Dans cet horizon, la relation négative entre cette variable et le levier financier indique que les entreprises non financières réalisent des profits faibles à court terme mais elles ont souvent un ratio d'endettement élevé. Par ailleurs, il est normal de croire qu'une firme qui génère beaucoup de profit peut s'autofinancer, ce qui lui est bien économique. Nos résultats supportent donc la théorie des préférences ordonnées qui stipule que les firmes préfèrent s'autofinancer à court terme et non pas à long terme. Ceci peut être expliqué par le fait que dans ces entreprise, les actionnaires sont mieux protégés et peuvent exiger plus de dividendes. Ces dividendes réduisent à court terme la marge de

manœuvre des dirigeants qui se retrouvent avec moins de liquidité disponible. La rentabilité semble donc une variable très pertinente pour expliquer le levier financier.

Entamons maintenant un ensemble de variables spécifiques à l'entreprise mais qui reste additionnelle (ces variables n'ont pas été introduites par Rajan Zingales). La première est la variable liée à la volatilité des revenus. Nous avons utilisé dans ce contexte la variable risque de faillite nommée RF. De façon globale, l'augmentation de la volatilité des revenus faut augmenter la dette de la firme. Elle peut sembler plus risquée avec une plus grande volatilité. Cependant, en référence à la théorie d'agence, cette instabilité de la variance réduit le problème du sous-investissement. Le besoin de se financer est alors moins important. Nos résultats ne corroborent pas cette affirmation. En effet, à long terme, les firmes non financières cotées moins importantes et les entreprises non financières risquées n'ont pas souvent des revenus plus volatiles. Pour les firmes de notre échantillon, il est facile d'émettre des actions pour se financer. Les résultats économétriques montrent en plus que le coefficient attribué à cette variable à long terme est négatif. En effet, conformément à la théorie des préférences ordonnées, l'existence de signe négatif dans la relation suppose que les entreprises non financières marocaines s'endettent peu car leurs dirigeants sont averses au risque. A court terme, cette relation n'est pas prise en considération par nos estimations. Cette variable est donc une bonne mesure déterminante du levier du marché dans un horizon très large.

Le traitement du sujet des avantages non liées à la dette est aussi important. Pour capter l'effet de cette variable, nous avons utilisé les dotations aux amortissements et provisions notée ANLD. Théoriquement, l'effet des économies d'impôt non liées à la dette a un impact positif. En considérons le panel des entreprises non financières, nous obtenons à long terme un effet positif et significatif alors qu'à long terme, le coefficient n'est pas significatif mais positif. Cela suppose que pour les firmes non financières, la relation sur les effets de l'impôt supporte la théorie voulant que les déductions d'impôts sur les intérêts influencent la firme à contracter de la dette. Dans le court terme, cette relation n'est pas significative. Ce qui suggère que l'inclusion des autres variables retardées fait baisser sa significativité. Pour le reste, nous devons conclure que l'impôt ne joue pas nécessairement un rôle de premier plan dans le choix de financement à court terme.

Un autre estimateur pour les garanties. C'est le ratio du résultat net sur le total des actifs nommé retour sur investissement RSI. Les résultats pour cette variable sont partagés. A long terme, nous maintenons les mêmes arguments devraient tenir que ceux pour la tangibilité des actifs. L'augmentation des garanties fait généralement augmenter le levier financier des firmes. Sous la théorie des préférences ordonnées, un signe négatif était donc prévisible.

Attardons maintenant à la lecture des résultats de la troisième catégorie de variables. Elle concerne les variables macroéconomiques retenues. Notre variable fluctuation des cycles économiques nommée FCE. Le chiffre d'affaire de chaque entreprise nous fournit un bon indicateur de santé d'une économie. En prenant notre régression, nous obtenons un signe positif et significatif. Cela veut dire que dans une situation d'expansion pour une économie, les entreprises non financières contractent plus de dette. Cette optique n'est valide que dans le long terme. A court terme ce coefficient est positif mais non significatif. Par extrapolation, nous pouvons affirmer qu'en accord avec la théorie des préférences ordonnées : lors d'une dépression, les bénéfices sont bas et les firmes doivent se financer à l'externe. Il semble donc qu'il est important d'inclure cette variable pour comprendre la structure de capital.

Après avoir analysé l'impact de la croissance de l'entreprise, il est intéressant de considérer les conditions du marché boursier. Cette variable se nomme CMB. L'effet ne semble pas mitigé à court terme et à long terme. En effet, les coefficients sont tous les deux significatifs et égaux (0,002). Cette variable mesure le développement du marché boursier. Cette variable ne donne pas de restrictions quant à la nature des entreprises (financières et non financière). Le signe positif signifie qu'un marché financier bien développé est associé à un niveau de dette plus élevé des entreprises non financières. Nous obtenons donc une preuve de l'importance du développement du marché boursier marocain que ce soit à long terme ou à court terme. Car c'est un facteur important à la contraction de dette de la part des firmes non financières.

V. Conclusion

Les estimations ont été réalisées selon deux dimensions différentes. Une estimation à long terme, et une autre à court terme. Cette distinction nous semble pertinente puisque la structure de capital des entreprises évolue avec le temps. Les résultats sont d'abord encourageants. Il est à noter que dans ce modèle (à la différence des autres essais empiriques), nous avons introduit deux variables instrumentales. Il s'agit des variables associées aux différents compartiments (compartiment de croissance, de développement et le compartiment principal) dont chaque entreprise s'inscrit à la bourse de Casablanca. Ainsi, la variable compartiment principal est considéré comme une variable de référence, et les autres variables se sont introduits comme des variables manifestes dans le modèle de départ. L'objectif est, il faut le rappeler, de tenir en compte l'origine de chaque titre pour réduire ainsi l'hétérogénéité issue de cette source.

Nos résultats supportent donc la théorie des préférences ordonnées qui stipule que les firmes préfèrent s'autofinancer à court terme et non pas à long terme. Ceci peut être expliqué par le fait que dans ces entreprises, les actionnaires sont mieux protégés et peuvent exiger plus de dividendes. Ces dividendes réduisent à court terme la marge de manœuvre des dirigeants qui se retrouvent avec moins de liquidité disponible.

References

Articles:

- [1]. A. Kraus, Alan & R. Litzenberger, A State-Preference Model of Optimal Financial Leverage, *Journal of Finance*, American Finance Association, vol. 28(4), 1973, 911-922.
- [2]. A.Kane, A.J. Marcus, & R.L. McDonald, How Big is the Tax Advantage to Debt?, *Journal of Finance*, 39, 1984, 841-853.
- [3]. E.F. Fama, & K.R. French, Financing Decisions: Who Issues Stock, *Journal of Financial Economics*, Forthcoming 2004
- [4]. F. Modigliani, & M.H. Miller, The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3), 1958, 261-297.
- [5]. M Ozaki, Y. Adachi, Y. Iwahori, and N. Ishii, Application of fuzzy theory to writer recognition of Chinese characters, *International Journal of Modelling and Simulation*, 18(2), 1998, 112-116.
- [6]. M. Z. Frank, & V. K. Goyal, Trade-off and pecking order theories of debt. *Handbook of empirical corporate finance*, 2, 2005, 135-202.
- [7]. Modigliani F. et M. H. Miller. «Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction». *American Economic Review*, Vol. 53, No. 3, (June), 1963, 433-443.
- [8]. N. D. Baxter, leverage, risk of ruin and the cost of capital, *the journal of Finance*, Volume22, Issue3, September 1967, 395-403.
- [9]. P. Pedroni, Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests With An Application To The Ppp Hypothesis, *Econometric Theory*, 20, 2004, 597-625.
- [10]. R.G Rajan, & L. Zingales, What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *The Journal of Finance*, 50(5), 1995, 1421-1460
- [11]. S. C Myers & N. Majluf, Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have, *Journal of Financial Economics*, 13, 1984, 187-224
- [12]. Schwartz E. et R. Aronson. «Some Surrogate Evidence in Support of the Concept of Optimal Financial Structure». *Journal of Finance*, Vol. 22, (March), 1967, 10-18.

Mounir El Mrabit "Capital Structure of Moroccan Non-Financial Listed Companies: Dynamic Analysis on Panel Data" *IOSR Journal of Economics and Finance (IOSR-JEF)* , vol. 9, no. 4, 2018, pp. 03-11.