

# La Structure Financière des Entreprises Tunisiennes : Impact du Market Timing

Houda Baccari et Anis Jarboui

LARTIGE, FSEG Sfax, ISAAS Sfax  
ISET Sidi bouzid BP 377. Tunisie  
ISAAS BP 1013 Sfax, 3018. Tunisie  
baccari\_houda@yahoo.com  
anisjarboui@yahoo.fr

**Abstract**— Les déterminants de la structure du capital restent une question importante dans la littérature empirique. Cette étude examine les choix de structure du capital des entreprises tunisiennes en mettant l'accent sur l'impact de Market timing.

La théorie du Market timing mis en place par Baker et Wurgler (2002) a reçu une attention considérable ces dernières années. Baker et Wurgler (2002) arguent que l'historique du timer le marché a un impact à long terme sur la structure du capital et donc, la structure du capital est la résultante de la volonté successive de « timer » le marché. Cette étude examine les constatations de Baker et Wurgler (2002) dans un contexte tunisien.

Les tests empiriques effectués sur un échantillon de 28 entreprises cotées sur la période 2006-2014 montrent que les résultats trouvés sont relativement contradictoires avec les résultats récents qui affirment que les choix de financement des entreprises sont guidés par des considérations de Timing.

Nous utilisons dans notre étude la méthode généralisée des moments (GMM)

**Keywords**— Structure de capital, Market Timing, MTB, les données de panel, GMM.

## I. INTRODUCTION

Depuis la publication de la théorie de Modigliani et Miller (1958) sur La structure du capital, la théorie de la structure du capital des entreprises devient un centre d'intérêt pour les financiers et les économistes.

Ainsi, la réflexion académique relative au choix et aux déterminants de la structure financière d'une entreprise

connaît historiquement plusieurs approches. Au fil du temps, trois grandes théories de la structure du capital ont été émergées. D'ailleurs, la littérature financière offre deux modèles primordiaux qui semblent particulièrement en concurrence dans la prise des décisions de financement à savoir la théorie du ratio optimal d'endettement (trade-off theory) et la théorie du financement hiérarchisé (pecking order Theory). Ces théories financières dites de compromis sont développées suite au relâchement des hypothèses simplificatrices de Modigliani et Miller.

Récemment, Baker et Wurgler (2002) ont proposé une nouvelle théorie de la structure du capital: la «Théorie de market timing de la structure du capital». Cette théorie affirme que la structure financière d'une entreprise résulte, non d'un choix conscient d'un ratio cible, mais de l'accumulation des décisions prises dans le passé en fonction du contexte boursier. L'organisation du marché implique que les entreprises émettent de nouvelles actions quand ils perçoivent qu'ils sont surévalués et les rachètent quand ils considèrent qu'il s'agit d'être sous-évalué. Donc, Baker et Wurgler montrent que l'influence de market timing sur la structure du capital est fortement persistante.

En restant dans le cadre des travaux portant sur la théorie de Market Timing, le présent papier se focalise sur la validation des prédictions de cette théorie dans le contexte tunisien. A l'instar de Baker et Wurgler (2002) et Hovakimian (2005), nous chercherons à tester la pertinence des facteurs issus de la théorie de Market Timing comme déterminants de la structure de capital des firmes tunisiennes.

Ce travail de recherche se compose de deux grandes parties. La première de nature théorique rappelle les deux théories alternatives explicatives de la structure financière et cherche à éclaircir davantage la notion du market timing. La deuxième partie confronte les théories aux pratiques afin d'aboutir à une compréhension plus complète et profonde des forces fondamentales qui guident les décisions de choix d'une structure financière dans un contexte de market timing.

## I. REVUE DE LA LITTÉRATURE

### A. *Les théories de la structure du capital*

La notion de structure financière de l'entreprise s'intéresse à la répartition des ressources de financement mises à disposition de l'entreprise selon leur nature. Au sens strict, la notion se réfère à l'ensemble des ressources inscrites au passif du Bilan.

1. *La Théorie de Trade-Off* : La notion d'arbitrage est une notion de base dans cette théorie qui prend en compte différents coûts tels que les coûts de faillite Myers (1984) et les coûts d'agence Jensen et Meckling (1976)<sup>1</sup> ; Jensen (1986)<sup>2</sup>. Donc, un ratio d'endettement optimal doit résulter d'un arbitrage entre les gains potentiels liés à l'endettement d'une part, et les risques et les coûts engendrer par ce même endettement d'autre part.

L'objectif principal de la théorie de trade-off est d'expliquer comment atteindre une structure optimale du capital qui maximise la valeur de l'entreprise. Cette théorie affirme qu'on peut atteindre le niveau optimal d'endettement ou ratio optimale de la dette (Target ratio) lorsque l'économie marginale d'impôt attribuable à l'endettement se trouve annulé par l'accroissement correspondant des coûts potentiels d'agence et de faillite. Ainsi, ce point d'équilibre est atteint lorsque le gain marginal d'une unité supplémentaire de dette

---

<sup>1</sup> **Jensen M. et Meckling N.** (1976), « *The theory of the firm: managerial behavior agency costs and ownership structure* » *Journal of Financial Economics*.

<sup>2</sup> **Jensen M.C.** (1986), « *Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers* », *American Economic Review*, vol. 76, p.323-339.

est égal à son coût marginal.

2. *La Théorie de Pecking Order* : Le deuxième cadre théorique qui a participé à expliquer le comportement financier des firmes se manifeste dans la théorie du financement hiérarchique ou « Pecking-Order-Theory » (POT). La théorie de pecking order est issue des travaux de Myers S., (1984) et de Myers S., Majluf N., (1984). En effet, dans un contexte d'asymétrie d'information, Myers et Majluf (1984)<sup>3</sup> montrent que les problèmes d'asymétrie d'information entre les actionnaires actuels et les actionnaires potentiels peuvent provoquer une priorité au niveau du schéma de financement et développent une théorie connue sous l'acronyme de « Pecking Order Theory ».

Ce modèle établit une hiérarchie décroissante de financement par : autofinancement, dettes et émissions des actions nouvelles. En effet, les entreprises ont des priorités dans le choix des sources de financement. Pour les modèles de « hiérarchie » l'hypothèse de l'existence d'un ratio de dette sur fonds propres optimal est rejetée, car ce modèle aboutit à la conclusion selon laquelle le taux d'endettement cible n'est pas important. En effet, l'existence des asymétries d'information entre les agents à l'intérieur et à l'extérieur de l'entreprise oblige cette dernière à suivre une hiérarchie des financements précise, dictée par la nécessité de fonds externes, et non par une tentative de trouver la structure de capital optimal.

### B. *La théorie du Market timing*

Si les modèles théoriques de la structure du capital sont articulés autour de la notion de niveau optimal d'endettement, une littérature financière abondante a porté sur les déterminants de la structure du capital. Et récemment, on assiste à l'émergence d'un nouveau cadre théorique connue sous le nom de la théorie de Market timing.

---

<sup>3</sup> **Myers S.C. et Majluf N.** (1984), « *Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors Do Not Have* », *Journal of Financial Economics*, vol. 13, p. 187-221.

Dans le modèle original de Myers & Majluf (1984)<sup>4</sup> les entreprises n'augmentent pas leur capital, mais dans la version dynamique de l'hypothèse de l'ordre hiérarchique, les dirigeants émettent des actions à la suite de périodes de forte performance du marché financier (Lucas & McDonald, 1990). Cette approche est dite Market Timing.

Huang et Ritter (2005)<sup>5</sup> affirment que le cadre théorique du Market Timing comble les insuffisances des deux cadres de référence à savoir la théorie de Trade-off et la théorie de Pecking order, qui restent très peu explicite sur la relation entre les coûts de financement des fonds propres et la structure de capital. L'entreprise qui procède à une augmentation de capital devrait dans la foulée s'endetter pour faire de nouveau converger sa structure financière vers ce ratio cible. Or ce n'est pas ce qui est observé. En revanche, de 1968 à 1998, M. Becker et J. Wurgler montrent que les entreprises peu endettées ont été celles qui ont procédé à des augmentations de capital quand leur valorisation relative (mesurée par le rapport valeur des capitaux propres / montant comptable des capitaux propres) était généreuse et vice versa.

En s'appuyant notamment sur les résultats de Graham et Harvey (2001) concernant l'existence de fenêtres d'opportunité pour l'émission de titres, Baker et Wurgler (2002) montrent que la structure financière d'une entreprise ne résulte pas du choix d'un ratio-cible : les entreprises avec un faible (fort) ratio d'endettement ont procédé dans le passé à des augmentations de capital lorsque la valorisation relative de leurs titres sur le marché mesurée par le ratio *book-to-market* était élevée (faible). Donc selon ces observations la structure du capital résulte d'un comportement opportuniste des dirigeants, qui émettent des actions quand les cours sont hauts, et s'endettent ou rachètent des actions quand les cours sont bas.

---

<sup>4</sup> Myers S.C., et N.S. Majluf. (1984), « Corporate Financing and investment decisions when firms have information that investors do not have », *Journal of Financial Economics*, vol. 13, pp 187-221.

<sup>5</sup> Huang et Ritter. (2005), *Testing the Market Timing Theory of Capital Structure. Working paper*.

Frank et Goyal (2003) arguent que la théorie de Market Timing ne prédit aucune relation significative entre les déterminants spécifiques à la firme qui sont « traditionnellement » définis par la théorie de Trade-off et de Pecking Order.

Becker et Wurgler (2002) concluent que la structure du capital est la résultante mécanique de la volonté successive de « timer » le marché. Les mêmes conclusions sont trouvées par Graham et Harvey (2001) et ont affirmé que la décision d'émission d'actions est guidée par la recherche de la flexibilité financière<sup>6</sup>. Cette dernière permet de disposer d'une capacité d'endettement qui pourra être exploitée en cas de mauvaise conjoncture boursière. Egalement, Hovakimian, Opler et Titman (2001) sont parvenus à montrer que les firmes émettent des actions après l'augmentation de leurs cours et concluent en faveur de la théorie de Market Timing.

Huang et Ritter (2005)<sup>7</sup> examinent des modèles de séries temporelles pour tester les déterminants de financement durant la période 1964-2001. Conformément aux prédictions de la théorie de Market Timing, ils concluent que les firmes américaines financent une part importante de leur déficit de financement par des capitaux propres externes quand le coût de capitaux propres est faible.

Baker et Wurgler (2002) posent le problème de persistance dans le temps du comportement du Timing. Ils concluent que l'influence du Timing du marché sur la structure de capital est significativement persistante, dans la mesure où la volonté successive de « timer » le marché tiendra jusqu'à dix ans.

## II. DEVELOPPEMENT DES HYPOTHESES

Cette section fournit une justification théorique et développe des propositions vérifiables pour chaque variable

---

<sup>6</sup> Graham J.R. et Harvey C.R. (2001), « The Theory and Practises of Corporate Finance: Evidence from the Field », *Journal of Financial Economics*, vol. 60, p. 187-243.

<sup>7</sup> Huang et Ritter (2005), *Testing the Market Timing Theory of Capital Structure. Working paper*.

incluse dans le modèle de travail dans le cadre de l'analyse de l'impact du market timing sur la structure financière des entreprises tunisiennes.

-Myers (1977) a montré que les sociétés fortement endettées sont celles qui ont le plus tendance à ne pas réaliser des projets d'investissement rentables. Aussi les firmes qui ont le plus d'opportunités de croissance devraient-elles privilégier l'émission d'actions. Or, selon Myers (1977), un fort Market to book est considéré comme un indicateur des opportunités de croissance; il sera donc associé à un moindre endettement. Titman et Wessels (1988), Rajin et Zingales (1995), Graham (2000) et Booth et al (2001) adopte cette hypothèse.

**H1 : Les firmes ayant des ratios MTB élevés tendent à diminuer leur niveau d'endettement.**

-La variable EFWMB capte l'interaction entre le ratio MTB et le déficit de financement. Selon Baker et Wurgler le déficit de financement sera comblé par émission d'actions lorsque les firmes réalisent des ratios MTB élevés. Hennessy et Whited (2004) suggèrent que les firmes financent leurs opportunités de croissance par des capitaux propres lorsque les ratios de MTB sont élevés, et ce afin d'éviter le risque de détresse financière.

**H2 : Les firmes comblent leur déficit de financement par émission d'actions ou par des capitaux propres au dépend de l'endettement. L'EFWMB est corrélé négativement avec l'endettement.**

- l'appétence des investisseurs suggèrent que ces derniers émettent des actions quand les cours sont hauts, s'endetter et racheter des actions quand les cours sont bas.

**H3 : Le PRICE est corrélé négativement avec l'endettement**

- La prédiction de la théorie de Market Timing selon Frank et Goyal (2003 et 2005) suggère un rapport négatif entre la performance du marché boursier et le ratio d'endettement.

**H4 : L'IBVMT est corrélé négativement avec le ratio d'endettement.**

-Lorsque le TMM diminue les entreprises s'endettent et au contraire lorsque le TMM augmente, les entreprises favorisent l'émission des actions. Les travaux de référence sont Frank et Goyal (2003, 2005), d'où la dernière hypothèse.

**H5 : le TMM est corrélé négativement avec le ratio d'endettement.**

### III. Méthodologie de recherche

#### A. L'échantillon

Cette étude empirique, constituée par un échantillon de 28 entreprises tunisiennes cotées à la Bourse des valeurs mobilières de Tunis, vise à analyser l'impact du Market timing sur la structure financière des entreprises. Ces entreprises appartiennent notamment aux secteurs industriels, commercial et service. Et à cause de la différence des politiques de financement par rapport aux entreprises non financières, les institutions financières ont été exclues.

Les données ont été collectées à partir des états financiers (regroupant principalement les bilans et les comptes de résultat) publiés par les entreprises et les informations boursières fournies par le Conseil du marché financier sur une période de quatre ans, de 2006 à 2014.

#### B. Présentation et mesure des variables

1. *Variables dépendantes* : Dans la plupart des études, la structure financière est mesurée par le levier financier de la firme (ratio dettes/fonds propres) ou le niveau d'endettement de l'entreprise. A l'instar de Fakhfakh Hamadi et Ben Atitallah Rihab (2006), on va utiliser dans notre recherche deux mesures différentes de l'endettement : en valeur comptable et en valeur de marché.

- En valeur comptable :  $DFTC = (DLT + \text{Concours bancaires}) / \text{Total Actif}$ .

Cette mesure est retenue par Flannery et Rangan (2004).

- En valeur de marché :  $DFTM = (DLT + \text{Concours bancaires}) / (\text{valeur comptable de la dette financière totale} + \text{capitalisation boursière})$ .

Cette mesure est retenue par Grullon et Kanatas (2001).

2. *Variables explicatives* : les variables explicatives sont les suivantes :

-**Le ratio MTB** : Les travaux de référence sont : Titman et Wessels (1988), Rajin et Zingales (1995), Graham (2000) et Booth et al (2001).

Frank et Goyal (2004) montrent que des ratios MTB élevés ont une incidence négative et à court terme sur l'endettement c'est à dire les firmes ayant des ratios MTB élevés tendent à diminuer leur niveau d'endettement.

Le ratio MTB est mesuré par le rapport (capitalisation boursière + dettes) / Actif total ;

- **Price** : C'est un taux qui mesure la hausse des cours d'action. Le travail de référence est Welch (2004).

-**EFWMB** : La moyenne pondérée de l'historique du ratio MTB.

Selon Fama et French (2002) c'est la variable qui permet de mesurer le comportement du Timing. De même Baker et Wurgler (2002) retiennent comme mesure du comportement de Timing une variable qui capte l'interaction entre le ratio MTB et le déficit de financement (External Finance Weighted MTB *EFWMTB*).

Pour la mesurer on peut dire que c'est la moyenne pondérée des ratios MTB passés, commençant par la première observation disponible dans notre échantillon, jusqu'à le ratio MTB à (T-1). La pondération pour tous les ans est le déficit de financement de l'année (1) jusqu'à (T-1)<sup>2</sup>.

$$EFWAMB_t = \frac{\sum_{s=1}^{t-1} \frac{e_s + d_s}{\sum_{r=1}^{t-1} e_r + d_r}}{\sum_{r=1}^{t-1} e_r + d_r} \times MB_s$$

-**IBVMT** : L'indice de la performance de la BVMT (bourse des valeurs mobilières de Tunis) pour l'année t ;

-**TMM** : le taux du marché monétaire (car le taux d'emprunt sur le marché est généralement indexé sur le TMM) ;

3. *spécification du modèle* : Notre modèle vise à tester l'impact des facteurs issus de la théorie de Market Timing sur la structure de capital des firmes

tunisiennes c'es-à-dire on va expliquer le niveau d'endettement par ces facteurs. Le niveau d'endettement se présente comme suit :

$$DFT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MTB_{it} + \alpha_2 EFWMB_{it} + \alpha_3 PRICE_{it} + \alpha_4 IBVMT_{it} + \alpha_5 TMM_{it} + \zeta_t$$

Avec

- **DFT**: Ratio de dettes financières totales mesuré en valeur comptable (**DFTC**) et en valeur marchande (**DFTM**) ;

-**MTB** : le ratio Market To Book mesuré par : (capitalisation boursière + dettes) / Actif total.

-**EFWMB** : la moyenne pondérée des ratios MTB passés, commençant par la première observation disponible dans notre échantillon, jusqu'à le ratio MTB à (T-1). La pondération pour tous les ans est le déficit de financement de l'année (1) jusqu'à (T-1) ;

-**Price** : le taux de variation des cours de l'action de la firme ;

-**IBVMT** : l'indice de la performance de la bourse des valeurs mobilières de Tunis pour l'année t ;

-**TMM** : le taux du marché monétaire (puisque le taux d'emprunt sur le marché est généralement indexé sur le TMM) ;

- $\zeta_t$  : un terme d'erreur

#### IV. ANALYSE DES RESULTATS

La méthode statistique choisie est l'estimation des données de panel. L'application du logiciel E-VIEWS puis du GMM (méthode des moments généralisés) à notre matrice de donnée nous fournit les tableaux qui suivent qu'on va les interpréter un par un dans cette section afin d'aboutir à une explication claire et convaincante pour notre problématique de recherche.

##### A. La statistique descriptive

TABLEAU I: STATISTIQUES DESCRIPTIVES

	<b>DFLT</b>	<b>DFTM</b>	<b>MTB</b>	<b>EFWMB</b>	<b>PRICE</b>	<b>IBVMT</b>	<b>TMM</b>
<b>Mean</b>	0.242367	0.166918	1.604304	1.738991	0.237505	7.536052	0.044482
<b>Median</b>	0.244383	0.142910	1.613690	1.237180	0.097667	7.538213	0.047500
<b>Maximum</b>	0.927717	0.783304	6.527662	5.567512	2.768630	7.677111	0.050843
<b>Minimum</b>	0.000138	0.000101	0.213195	0.135855	-0.516920	7.377034	0.031300
<b>Std. Dev.</b>	0.144061	0.121249	0.738000	1.530739	0.585850	0.080459	0.006309
<b>Skewness</b>	0.583670	1.683188	1.818484	1.129928	2.366643	-0.307351	-0.700452
<b>Kurtosis</b>	4.503220	8.074452	10.88291	3.275508	8.964663	2.772510	2.131999
<b>Jarque-Bera</b>	38.03473	389.3668	791.3624	54.41993	608.8026	4.510895	28.51754
<b>Probability</b>	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.104827	0.000001
<b>Coeff de var</b>	0.59	0.726	0.46	0.88	2.46	0.01	0.14
<b>Sum Sq. Dev.</b>	5.209116	3.690052	136.7057	588.1337	86.14833	1.624874	0.009992
<b>Observations</b>	252	252	252	252	252	252	252

*B. Matrice de corrélation*

TABLEAU II : LA MATRICE DE CORRELATION

	<b>DFTC</b>	<b>DFTM</b>	<b>PRICE</b>	<b>MTB</b>	<b>EFWMB</b>	<b>TMM</b>	<b>IBVMT</b>
<b>DFTC</b>	1.00						
<b>DFTM</b>	0.35	1.00					
<b>PRICE</b>	-0.06	-0.10	1.00				
<b>MTB</b>	-0.01	0.17	0.51	1.00			
<b>EFWMB</b>	0.04	-0.02	-0.03	0.005	1.00		
<b>TMM</b>	0.07	0.009	-0.13	-0.07	0.01	1.00	
<b>IBVMT</b>	-0.16	-0.012	-0.04	-0.16	0.02	0.16	1.00

Le tableau ci-dessus nous permet d'avoir une idée sur les relations entre les différentes variables. On remarque que la corrélation entre les différentes variables est généralement faible. Il y a une faible corrélation négative entre l'endettement (DFTC) et le ratio market to book (MTB).

Frank et Goyal (2004) montrent que des ratios MTB élevés ont une incidence négative et à court terme sur

Le test de normalité réalisé par la statistique de Jarque-Bera nous informe que toutes les séries ne peuvent pas être considérées comme ayant une distribution normale car toutes les probabilités associées sont pratiquement nulles à l'exception de la variable IBVMT qui a une distribution normale au seuil de 5%, car la probabilité de Jarque-Bera est égale à 0.104827.

Le coefficient de variation (CV) est le rapport de l'écart-type à la moyenne. Plus la valeur du coefficient de variation est élevée, plus la dispersion autour de la moyenne est grande. Il est généralement exprimé en pourcentage. Donc, on peut dire qu'il y a une certaine hétérogénéité pour le variable « Price » qui mesure le taux de variation des cours, autrement dit, le rendement des actions émises.

l'endettement. La relation négative entre le ratio market to book et l'endettement est prédite par la théorie de market timing. De meme, pour les deux variable IBVMT et endettement, il ya une corrélation négative entre les deux et ceci dans les deux régressions.

C. Les résultats de l'estimation

On a les deux régressions suivantes :

$$DFTC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MTB_{it} + \alpha_2 EFWMB_{it} + \alpha_3 PRICE_{it} + \alpha_4 IBVMT_{it} + \alpha_5 TMM_{it} + \zeta_{it}$$

$$DFTM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MTB_{it} + \alpha_2 EFWMB_{it} + \alpha_3 PRICE_{it} + \alpha_4 IBVMT_{it} + \alpha_5 TMM_{it} + \zeta_{it}$$

D'abord, on va tester l'hypothèse de l'existence d'un effet individuel. Le test nous donne le résultat suivant:

TABLEAU III: TEST DE SPECIFICATION OU TEST D'HOMOGENEITE

Effects Test	DFTC			DFTM		
	Statistic	d.f.	Prob.	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	4.981	(27,219)	0.000	3.568	(27,219)	0.000
Cross-section Chi-square	120.663	27	0.000	91.874	27	0.000

La règle de décision du test de Fisher est que si la valeur calculée ( $F_c$ ) est supérieure à la valeur tabulée ( $F_{TAB}$ ), ou encore si la probabilité associée à la valeur calculée est inférieure à 5% (seuil de signification), dans ce cas on rejette l'hypothèse nulle d'homogénéité ou d'absence d'effet individuel. Il n'y a pas de constante commune dans le modèle.

En résumé :

Si  $F_c < F_t$  ou prob > 5%, on accepte  $H_0$  → absence d'effet individuel. (Groupe homogène)

Si  $F_c > F_t$  ou prob < 5%, on rejette  $H_0$  → présence d'effet individuel. (Groupe hétérogène)

Or, pour notre cas, on a une valeur nulle pour les probabilités associées aux deux statistiques de Fisher et de

Khi-deux. On rejette alors l'hypothèse  $H_0$ . Par conséquent, on confirme qu'il y a un effet individuel dans notre modèle. C'est-à-dire il y'a un effet spécifique pour chaque entreprise. D'où, le processus générateur des données est hétérogène.

En présence d'un modèle à effets individuels, la question qui se pose immédiatement est de savoir comment ces effets individuels doivent être spécifiés : doit-on adopter l'hypothèse d'effets fixes (ou déterministes) ou au contraire l'hypothèse d'effets aléatoires ?

Pour répondre à cette question et choisir la nature de l'effet spécifique, on va appliquer le test de spécification d'Hausman

1. *Test de Hausman* : L'hypothèse testée concerne la corrélation des effets individuels et des variables explicatives.

Le test est le suivant :

$H_0$ : Il s'agit d'un effet aléatoire

$H_1$ : Il s'agit d'un effet fixe

Le résultat de l'application du test de Hausman est donné dans le tableau suivant :

TABLEAU IV: TEST D'HAUSMAN POUR LES DEUX VARIABLES DFTC ET DFTM

Dependent Variable	DFTC			DFTM		
	Statistic	d.f.	Prob.	Statistic	d.f.	Prob.
Effects Test						
Chi-square	5.404	5	0.368	14.444	5	0.013
Conclusion	L'effet est aléatoire			L'effet est fixe		

Notre modèle comporte 5 variables explicatives (avec la constante, on a cinq coefficients,  $k=5$ ), cette statistique suit alors un chi-2 à 5 degrés de liberté.

Pour la première régression, la probabilité de chi-2 est supérieure à 5% ( $0.368 > 5\%$ ). Donc, on va accepter l'hypothèse nulle d'absence de corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives. Ainsi, on doit privilégier l'adoption d'un modèle à effets aléatoire et retenir l'estimateur des moindres carrés généralisé: MCG (estimateur BLUE).

Le modèle DFTM comporte 5 variables explicatives

(K=5), cette statistique suit de même un chi-2 à 5 degrés de liberté. On a  $0,013 < 5\%$  donc on a un effet fixe.

1. *Le résultat d'estimation par MCO* : La méthode MCO (méthode de moindres carrés ordinaire) d'estimation est la méthode la plus classique. Elle présente quelques problèmes qui peuvent mettre en cause son résultat. Ces problèmes se manifestent dans le non respect des hypothèses sur les propriétés des résidus. Ces résidus doivent vérifier l'absence d'autocorrélation et l'homoscédasticité. Ces résidus doivent vérifier aussi qu'ils ne sont pas en relation avec aucune des variables explicatives. Ces dernières doivent s'échapper du problème de multicollinéarité. Nous pouvons utiliser cette méthode au commencement de notre tournage empirique du modèle en question. Malgré ces anomalies, on peut l'utiliser comme départ, en traitant les résultats avec prudence.

L'estimation de l'équation (1) et de l'équation (2) nous a permis de trouver le résultat présenté dans le tableau suivant :

TABLEAU V : RESULTATS DES REGRESSIONS EFFECTUEES AVEC MCO.

	DFTC		DFTM	
	Coefficient	T-statistique	Coefficient	T-statistique
MTB	-0.009	-0.736934	-0.039***	-3.464376
EFWMB	-0.008	1.196735	0.011*	1.906243
PRICE	0.013	0.903620	0.009952	0.709460
IBVMT	0.179*	1.886302	-0.017491	-0.210188
TMM	-4.786***	3.903717	-0.201062	-0.187571
C	-0.874	1.222417	0.348548	0.558029
<b>R<sup>2</sup></b>	0.076		0.364	
<b>F-statistique</b>	4.057***		3.928***	
*** Significatif au seuil de 1%, **Significatif au seuil de 5% et * Significatif au seuil de 10%				

A partir des résultats obtenus, le pouvoir explicatif ( $R^2$ ) du modèle testé varie entre **0.076** et **0.364** pour le modèle 1 et le modèle 2 respectivement.

Donc les variables expliquent une partie moyenne du niveau d'endettement de notre échantillon. En comparaison avec d'autres travaux on trouve que pour FAKHFAKH Hamadi et BEN ATITALLAH Rihab (2006) ( $R^2$  varie entre

0.26 et 0.82), Hovakimian (2005) ( $R^2= 0.176$ ) et Baker et Wurgler (2002) ( $R^2= 0.20$ ), le résultat de notre estimation est relativement acceptable.

La statistique de Fischer nous informe sur la significativité globale des deux modèles. Elle est de valeur de 4.057 pour le modèle 1 et de 3.928 pour le modèle 2.

-Le ratio Market-To-Book (MTB) à un coefficient négatif avec le ratio d'endettement, ce coefficient est significatif dans le deuxième modèle. Ce résultat confirme la prédiction théorique et pratique de la théorie du market timing.

-Les régressions effectuées montrent que les coefficients entre le ratio EFWMB et le niveau d'endettement présentent le signe attendu (négatif) dans la régression comptable et le signe positif dans la régression du marché.

- Le coefficient de la variable (Price), qui mesure la hausse des cours d'action, n'est pas significatif avec un signe positif dans les deux régressions portant sur l'endettement marchand.

-Le coefficient de la variable (IBVMT) qui mesure la performance du marché boursier est non significatif dans les deux régressions portant sur l'endettement comptable et de marché. Il porte un signe négatif seulement dans la deuxième régression. Il y'a donc contradiction avec la prédiction de la théorie de Market Timing qui suggère un rapport négatif entre la performance du marché boursier et le ratio d'endettement.

- Le coefficient du variable TMM porte un signe négatif. C'est le signe attendu.

2. *Résultats d'estimation par la méthode GMM* : La méthode des moments généralisés est un « principe d'estimation général », en ce sens que plusieurs estimateurs classiques peuvent être décrits comme un cas particulier de l'estimateur GMM. De ce fait, cette méthode offre un cadre unificateur de comparaison. Ce qui justifie son usage intensif dans les études empiriques dans plusieurs domaines de recherches (la macroéconomie, la finance, ...).

L'estimateur GMM en différences premières d'Arellano et Bond (1991), qui va être utilisé pour notre cas, consiste à

prendre pour chaque période la première différence de l'équation à estimer pour éliminer les effets spécifiques individuels.

Il s'agit ensuite d'instrumenter la variable endogène retardée par ses valeurs passées de 2 périodes et plus. Cependant, cette méthode ne permet pas d'identifier l'effet des facteurs invariants dans le temps. De plus, Blundel et Bond (1998) ont montré à l'aide des simulations de Monte Carlo que l'estimateur GMM en système est plus performant que celui en différences premières, ce dernier donne des résultats biaisés dans des échantillons finis lorsque les instruments sont faibles.

Les principaux tests en panels dynamiques, reposent sur les hypothèses suivantes, à accepter.

- Test de Sargan : Les instruments sont valides.
- Absence de corrélation sérielle des résidus.
- Corrélation négative d'ordre 1 des résidus.
- Absence de corrélation d'ordre 2 des résidus.

Dans ce qui suit on va présenter l'estimation du modèle en utilisant une méthode alternative de GMM pour pouvoir contourner les problèmes précités liés à l'utilisation de la méthode MCO.

TABLEAU VI : LE TEST ARELLANO-BOND DE CORRELATION

Test order	m-Statistic	rho	SE(rho)	Prob.
AR(1)	-2.575286	-0.959675	0.372648	0.0100
AR(2)	-4.890756	-0.548306	0.112111	0.0000

Pour le cas du modèle de marché on a trouvé, d'après le test d'autocorrélation d'Arellano-Bond, que l'autocorrélation est significative pour AR(2). Donc, on va examiner une autre régression dynamique (déviation orthogonale).

TABLEAU VI : RESULTATS DES REGRESSIONS EFFECTUEES AVEC GMM.

	DFTC		Déviation orthogonale DFTM	
	Coefficient	T-statistique	Coefficient	T-statistique
<b>MTB</b>	0.027*	1.87	-0.116***	3.199
<b>EFWM B</b>	0.004	0.92	-0.046*	-1.9040
<b>PRICE</b>	0.019***	3.122	0.066***	2.860
<b>IBVMT</b>	-0.058	-1.08	-0.68**	-2.46
<b>TMM</b>	-5.95***	-10.16	9.60	1.629
<b>MTB(-1)</b>	-0.066***	-6.868	0.123**	2.106
<b>EFWMB(-1)</b>	-0.010**	-2.47	0.041**	2.078
<b>PRICE(-1)</b>	-0.06***	-6.69	-0.024	-1.25
<b>IBVMT(-1)</b>	-0.93***	-9.53	0.736	1.22
<b>TMM(-1)</b>	3.715***	6.60	7.786***	3.32
<b>J-stat</b>	25,33(prob=0.08)		22.115(prob=0.57)	
<b>Arellano-Bond test (M-stat)</b>	AR(1)=-2.48***			
	AR(2)= -0,38			

\*\*\* Significatif au seuil de 1%, \*\*Significatif au seuil de 5% et \* Significatif au seuil de 10%

L'estimateur des GMM a deux tests : le test de suridentification de Sargan/Hansen, qui nous permet de tester la validité des variables retardées comme instruments, et le test d'autocorrélation d'Arellano et Bond où l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation de premier ordre des erreurs de l'équation en niveau.

Pour le test de Hansen, la statistique J-stat est interprétée comme un indicateur de spécification. Pour les 2 modèles estimés la probabilité associée est supérieur à 5% donc on accepte l'hypothèse H0 de validité du modèle estimé du point de vue identification.

Nous allons passer à interpréter les coefficients statistiques et leur significativité.

- **La première régression DFTC**

Les variables qui ont les effets positifs d'une manière instantanée sont MTB, EFWMB et PRICE. Pourtant, les variables qui ont des effets instantanés inverses sont IBVMT et TMM. Pour les effets avec décalage d'une période, nous remarquons des effets négatifs et significatifs pour toutes les variables à l'exception du TMM qui a un effet positif et significatifs.

- **La deuxième régression DFTM**

Pour les variables instantanées, les variables MTB, EFWMB et IBVMT représentent des signes négatifs et significatifs alors que le PRICE et le TMM représentent des signes positifs. Pour les effets avec décalage d'une période, toutes les variables utilisées ont toutes des signes positifs qui ne corroborent pas avec la littérature théorique et elles sont en général significatives, à l'exception du variable PRICE qui a le signe attendu.

**De façon générale, on peut dire que :**

- Le ratio Market-To-Book (MTB) décalé a un coefficient négatif avec le ratio d'endettement comptable. Ce résultat est contradictoire avec la prédiction théorique et pratique de la théorie du market timing. En revanche La prédiction théorique et pratique de la théorie du market timing donne des explications selon les différentes théories. Selon la théorie de Pecking Order, les firmes les plus profitables emploient moins de dette. Selon la théorie de Market Timing, une bonne valorisation sur le marché est interprétée par un endettement faible. Dans la régression où l'endettement est mesuré en valeur comptable, le résultat trouvé confirme l'évidence théorique et empirique. Alors que pour l'autre régression le coefficient est positif

- Le régression comptable montrent que les coefficients entre le ratio EFWMB différencié et le niveau d'endettement

présentent le signe attendue (négatif). Par comparaison avec les travaux de Baker et Wurgler (2002), ils ont trouvé un coefficient négatif et significatif au seuil de 5%.

Donc, le déficit de financement des entreprises sera comblé par émission d'actions lorsque les firmes réalisent des ratios MTB élevés. Et Les firmes financent leurs opportunités de croissance par des capitaux propres lorsque les ratios de MTB sont élevés.

- Le coefficient de la variable (Price), qui mesure la hausse des cours d'action, est significatif avec un signe négatif dans les deux régressions portant sur l'endettement marchand et comptable.

Frank et Goyal (2004) trouvent que l'endettement est négativement lié à la variation des cours d'actions. Ces deux auteurs voient que cette variable n'est qu'une simple mesure de risque.

La théorie de Trade-off donne une signification à cette relation : les firmes réduisent leur endettement pour minimiser leur niveau de risque.

- Le coefficient de la variable différencié (IBVMT) qui mesure la performance du marché boursier est significatif dans la régression portant sur l'endettement comptable. Il porte un signe négatif. Il y'a donc adéquation avec la prédiction de la théorie de Market Timing qui suggère un rapport négatif entre la performance du marché boursier et le ratio d'endettement.

-Le coefficient du variable TMM porte un signe positif dans les deux regressions. Ce qui contredit la prédiction de la théorie du market timing.

## VII. CONCLUSION

L'analyse conduite dans cette recherche a permis de mettre en évidence les problèmes de la structure financière qui n'a pas cessé de susciter l'intérêt des chercheurs en finance.

Dans l'étude empirique on a essayé de tester l'impact de certains facteurs issus de la théorie de Market timing

comme déterminants de la politique de financement des entreprises tunisiennes.

Notre recherche est basée sur les outils de l'économétrie des données de panel. Cette statistique permet de contrôler l'hétérogénéité des observations dans leurs dimensions individuelles, soit par la prise en compte d'un effet spécifique supposé certain ( Fixed Effect), soit par la prise en compte d'un effet spécifique non observable( Random Effect). On a estimé les régressions avec MCO dans un premier temps et puis avec le GMM (méthode des moments généralisés).

Les résultats empiriques trouvés sont peu concluants concernant la pertinence de certaines variables issues du cadre théorique du Market Timing. D'un point de vue globale, la structure financière n'est la résultante que d'une accumulation de choix opportunistes, c'est le fait de mettre en considération le timing du marché des actions.

Malgré que les variables, issues de la théorie du market timing, étudiées n'ont pas un impact claire et nette sur la structure du capital des firmes, on peut dire que cette théorie comble les insuffisances des deux théories trade off et pecking order.

L'objectif de cette recherche donc est de confronter les résultats théoriques et empiriques de la littérature sur les déterminants de la structure du capital au marché tunisien.

Ce travail élargit le champ de la connaissance empirique sur la structure du capital. Quelque soient les rapports de ce travail, il comporte néanmoins quelques limites qui ont pour finalité d'ouvrir des voies future de recherche.

1

## RÉFÉRENCE

- [1] Altı. A. (2005), « How Persistent Is The Impact of Market Timing on Capital Structure? Working [paper.aydogan.alti@mcombs.utexas.edu](mailto:paper.aydogan.alti@mcombs.utexas.edu)
- [2] Baker M. et Wurgler J. (2002), « Market Timing and Capital Structure », *Journal of Finance*, vol. 57,
- [3] Chirinko R.S. et Singha A.R. (2000), « Testing Static Trade-Off against Pecking Order Models of Capital Structure: A Critical Comment », *Journal of Financial Economics*, vol. 58, p. 417-425.
- [4] Éric MOLAY (2004), « La structure financière du capital : tests empiriques sur le marché français », *Université de Nice-Sophia Antipolis mars 2004*
- [5] Fakhfakh Hamadi et Ben Atitallah Rihab. (2006), « Les déterminants de la structure du capital des firmes tunisiennes : une étude à travers la théorie de Market Timing », AFFI.
- [6] Frank, M. and Goyal, V. (2002), « Testing the pecking order theory of capital structure. Forthcoming ». *Journal of Financial Economics*
- [7] Frank M.Z. et Goyal V.K. (2003a), « Testing the Pecking Order Theory of Capital Structure », *Journal of Financial Economics*, vol. 67, p. 217-248.
- [8] Fatimata ly-baro. (2002), « structure financière de l'entreprise », *économica*, février 2002
- [9] Fama, E.F. and K.R. French. (2002), « Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt », *Review of Financial Studies* 15. pp1-33.
- [10] Graham J.R. et Harvey C.R. (2001), « The Theory and Practises of Corporate Finance: Evidence from the Field », *Journal of Financial Economics*, vol. 60, p. 187-243.
- [11] Harris. M. et A. Raviv. (1991), « the theory of Capital Structure », *The Journal of Finance*, vol.46, 1, March 1991, 297-355.
- [12] Hausman J.A. (1978), « Specification Tests in Econometrics », *Econometrica*, 46, 1251-1271
- [13] Halil D. Kaya ( 2013), "Historical interest rates and debt market timing: evidence from the private placement market", *Investment Management and Financial Innovations*, Volume 10, Issue 2,
- [13] Jensen M.C. (1986), « Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers », *American Economic Review*, vol .76, p.323-339.

- [14] Jensen M. et Meckling N. (1976), « The theory of the firm: managerial behavior agency costs and ownership structure » *Journal of Financial Economics*.
- [15] Long M.S. et Malitz E.B. (1985), « Investment Patterns and FinancialLeverage », in B.M. Friedman (Ed.), *Corporate Capital Structures in the United States*, University of Chicago Press.
- [16] Lemmon M.L. et Zender J.F. (2002), « Debt Capacity and Tests of Capital Structure Theories », Working Paper non publié, University of Utah et University of Arizona.
- [17] Modigliani F. Miller M. (1963), « Corporate Income Taxes and the Cost of Capital », *American Economic review*, June 1963.
- [18] Myers S.C. et Majluf N. (1984), « Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors Do Not Have », *Journal of Financial Economics*, vol. 13, p. 187-221.
- [19] Modigliani. F Miller. M (1958): « The Cost of Capital, corporation finance, and the theory of Investment », *American Economic review*, June 1958, 261-297.
- [20] Myers S. C. (1984), « The Capital Structure Puzzle », *The Journal of Finance*, vol. 39, n°3.
- [21] Schwartz E. et Aronson R. (1967), « Some Surrogate Evidence in Support of the Concept of Optimal Financial Structure », *Journal of Finance*, vol. 22, p. 10-18.
- [22] Rajan, G.R. et L. Zingales. (1995), « What do we Know About Capital Structure? Some Evidence From International Data », *The Journal of Finance*, December 1995, 1421-1460.
- [23] Shyam-Sunder L. et Myers S.C. (1999), « Testing Static Trade-Off against Pecking Order Models of Capital Structure », *Journal of Financial Economics*, vol. 51, p. 219-244.
- [24] Myers S.C., et N.S. Majluf. (1984), « Corporate Financing and investment decisions when firms have information that investors do not have », *Journal of Financial Economics*, vol. 13, pp 187-221.
- [25] Huang et Ritter (2005), «Testing the Market Timing Theory of Capital Structure », Working paper
- [26] Hennessy A., et M. Whited.( 2004), « Debt dynamics », *Journal of Finance*, forth-coming.
- [27] Hovakimian, A. (2005), « Are Observed Capital Structures Determined by Equity Market Timing? » Document de travail, armen\_hovakimian@baruch.cuny.edu
- [28] Hovakimian, A., Opler, T. and Titman, S. (2001), « The debt-equity choice ». *Journal of Financial and quantitative Analysis* 36, pp.1-24
- [29] Sevester , P . (2002), « Econométrie des données de panel », Dunod, Paris  
<http://geronim.free.fr/compta/analysefin/partie44.htm>
- [30] Ziemowit Bednarek, Paulo Issler et Pratish Patel.( 2014), “ Why Do Firms Market Time Debt Maturity | ATrade-Off Theory Based Explanation”, California Polytechnic State University