Business School

WORKING PAPER SERIES

Working Paper

2014-098

Capital structure's explanatory factors : The Maghreb case

Soumaya Hergli
Frederic Teulon

http://www.ipag.fr/fr/accueil/la-recherche/publications-WP.html

IPAG Business School
184, Boulevard Saint-Germain
75006 Paris
France

IPAG working papers are circulated for discussion and comments only. They have not been peer-reviewed and may not be reproduced without permission of the authors.

Capital structure's explanatory factors : The Maghreb case

Soumaya HERGLI

CEREGE EA1722 - Université de Poitiers

herglisoumaya@hotmail.com

Frederic TEULON

IPAG LAB, Ipag Business School, Paris

f.teulon@ipag.fr

Abstract

This article analyzes the determinants of capital structure of Tunisian companies in the light of various financial theories. We test empirically with a panel data approach, the three main theoretical frameworks addressing the capital structure of company; the Trade-off Theory, the Pecking Order Theory and the Market Timing Theory. Our results show the limits of each model to explain the behavior of debt Tunisian companies. We show that the combination of these three theoretical frameworks provides better results and attempts to promote a theoretical framework in relation to the other seem inconclusive with respect to their combination. In particular, the performance of the Tunisian stock market does not affect the behavior of debt Tunisian companies, while the other "classic" variables such as "Size", "Profitability" and "Guarantees" positively influence the level of debt of Tunisian firms.

Keywords: Capital structure, Trade-off Theory, Pecking Order Theory, Market Timing, MTB ratio.

1. *Introduction*

La diversification des moyens de financement offerts à l'entreprise, l'intervention de plus en plus large du système bancaire tunisien dans le financement des entreprises, les avantages fiscaux liés au financement par dette, font de l'endettement une source importante au niveau des entreprises tunisiennes, qui semblent en profiter pleinement. Néanmoins un endettement exagéré peut amener la firme à supporter des coûts élevés dans la mesure où les fonds sont mal gérés.
Toutefois, un niveau optimal d'endettement résulte de la mise en concurrence des coûts marginaux avec les gains fiscaux liés au financement par dette. Il s'agit d'un niveau d'endettement que les dirigeants considèrent comme idéal permettant le choix de la bonne décision de financement. C'est ainsi que depuis la publication de l'article de Modigliani & Miller (1958) qui conclut à la neutralité de la structure de financement sur la valeur de la firme, une littérature financière abondante a traité ce sujet. La littérature traditionnelle offre deux théories rivales à savoir : la théorie du compromis (Trade-Off Theory) et la théorie hiérarchique (Pecking Order Theory). Depuis peu, on assiste à l'émergence d'un autre cadre théorique suite aux travaux de Baker & Wurgler (2002), c'est la théorie de « *Market Timing* » (Molay, 2005).
Dans cet article, nous allons tester ces trois théoriques principaux afin de mieux comprendre le comportement d'endettement des firmes tunisiennes, et de vérifier le pourvoir explicatif de chacune de ces théories dans ce contexte particulier. Après avoir présenté nos hypothèses de recherche sur les déterminants de la structure financière du capital des firmes à partir de ces trois cadres théoriques, nous procéderons aux différents tests empiriques, analyserons leurs résultats et les discuterons par rapport à la littérature.

2. *Méthodologie de recherche*

2.1. *Hypothèses*

La théorie du compromis ou *Trade-off Theory* (TOT) stipule que les grandes entreprises peuvent d'une part, bénéficier d'un accès facile aux marchés des capitaux, et d'autre part, réduire leurs risques en se diversifiant et par conséquent avoir des coûts de faillite négligeables. Ainsi, l'hypothèse suivante a été testée :
Hypothèse 1a : On suppose une relation positive entre la taille et l'endettement.
Dans un contexte d'asymétrie informationnelle, on peut aboutir à des conclusions contradictoires. D'une part, comme Haan & Hinloopen (2003) et Autore Kovars (2005), les grandes entreprises sont plus connues par les agents financiers, ceci réduit l'asymétrie d'information entre les « *insiders* » et les « *outsiders* » et par conséquent elles auront un accès plus facile à la dette. D'autre part, Rajan & Zingales (1995), ont montré une relation positive entre la taille et l'asymétrie informationnelle, ce qui induit une relation négative entre la taille et l'endettement, et une hypothèse contradictoire à été testée.
Hypothèse 1b : La taille des firmes serait négativement corrélée à leur niveau d'endettement.
La *Trade-off Theory* soutient par ailleurs qu'il existe une relation positive entre l'endettement et la rentabilité économique de l'entreprise pour deux raisons. D'une part, les entreprises les plus rentables devraient être les plus endettées (car les intérêts sont déductibles de leurs résultats fiscaux). D'autre part, si la rentabilité passée est une bonne approximation de la rentabilité future, une entreprise très rentable aura une probabilité plus forte de rembourser ses dettes. Ces prédictions ont été confirmées par Rajan et Zingales (1995), Wald (1999), Ozkan (2001), Fama et

French (2002 et 2005), Chen (2004), Delcoure (2006), Tang et Jang (2007). Ainsi, l'hypothèse suivante a été développée :

Hypothèse 2a : Selon la TOT, on suppose une relation positive entre l'endettement et la rentabilité économique.

En revanche, la théorie du financement hiérarchique ou la *Pecking Order Theory* (POT) a montré une relation négative entre l'endettement et la rentabilité économique, expliquée par le fait que les entreprises utilisent d'abord l'autofinancement, puis la dette et en dernier ressort l'émission d'action pour financier leurs investissements. Par conséquent, toutes choses égales par ailleurs, lorsque le taux de profit est élevé, la proportion d'autofinancement des projets augmente et celle du financement externe diminue, d'où une relation négative entre la rentabilité économique et le niveau d'endettement.

Hypothèse 2b : Selon la POT, l'endettement et la rentabilité économique seriaent inversement corrélés.

La *Trade-off theory* considère que les firmes ayant des opportunités de croissance élevées ont moins recours à la dette que celles ayant une masse importante d'actifs car ces opportunités ne peuvent pas servir des garanties aux créanciers.

Hypothèse 3a : Selon la TOT, il existerait une relation négative entre les opportunités de croissance et l'endettement.

Dans le courant de la POT (Myers; 1984, Myers & Majluf; 1984), les entreprises ayant des fortes options de croissance et un besoin de financement important feront prioritairement appel à l'endettement. Les sources de financement externes les moins sujettes aux asymétries d'informations comme par exemple l'endettement à court terme, seront privilégiées.

Hypothèse 3b : Selon la POT, les opportunités de croissance et l'endettement seraient corrélés positivement.

Il est généralement admis que les actifs corporels forment pour les créanciers une garantie en cas de faillite. En effet, ces actifs sont moins sujets aux asymétries informationnelles et en cas de liquidation, ils gardent plus de valeur que les actifs incorporels.

Scott (1977), stipule que l'entreprise peut augmenter la valeur de ses actions en émettant de la dette avec des garanties, en expropriant de la richesse aux autres créditeurs non garantis. Ainsi, les firmes ont une incitation à émettre de la dette garantie et on s'attend à une corrélation positive entre les garanties et le niveau de l'endettement. Dans la même lignée, Harris & Raviv (1990) utilisent le défaut de paiement comme outil de résolution du conflit d'agence entre actionnaires et dirigeants. Leur modèle suppose alors, que les firmes avec le plus d'actifs corporels prendront plus de dettes, car ces dernières permettent d'augmenter la probabilité de faillite. Toutefois, en cas de faillite, la valeur résiduelle de l'entreprise reste importante, d'où une relation positive entre les garanties et l'endettement.

Hypothèse 4a : Selon la TOT, il existerait une relation positive entre les garanties et l'endettement.

En revanche, Grossman & Hart (1982), Jensen (1986), Stulz (1990), qui utilisent, comme rôle disciplinaire de la dette, la réduction des flux de trésorerie disponibles, avancent l'argument que lorsqu'une entreprise a peu d'actifs corporels, elle doit au contraire s'endetter puisqu'il est plus délicat pour les actionnaires de contrôler les dépenses excessives des managers.

Dans le cadre de la POT, les firmes avec peu d'actifs corporels sont les plus sensibles aux asymétries d'informations. Elles ont davantage recours à la dette qui est un moyen de financement externe moins sensible aux asymétries d'informations que les actions (Harris & Raviv (1991)). Ils en déduisent une relation positive entre les garanties et le niveau

d'endettement. Cette relation est confirmée ensuite par Rajan & Zingales (1995), Kremp & Al (1999) et par Hovakimian & Al (2001).

Hypothèse 4b : Selon la POT, la relation entre les garanties et l'endettement serait négative.

Par ailleurs, l'endettement augmente la volatilité du résultat net. Par conséquent, la volatilité des résultats peut conduire les entreprises à la formation d'une réserve d'actifs facilement mobilisable, afin de ne pas souffrir de problème de sous-investissement dans le futur. Ainsi, la volatilité du résultat devrait être négativement corrélée à l'endettement. Notons que le risque total résulte de l'interaction entre les risques financiers et opérationnels. Ainsi, pour un risque total donné, le risque financier est d'autant plus faible que le risque d'opération est élevé. C'est pourquoi on se limite à étudier l'effet du risque opérationnel sur le niveau d'endettement.

Hypothèse 5 : Selon la TOT et la POT, on suppose une relation négative entre le risque opérationnel et le niveau d'endettement.

Dans le cadre de la TOT et indépendamment des économies d'impôt générées par l'endettement, et conformément à plusieurs études empiriques élaborées essentiellement par Titman et Wessels (1998), Ozkan (2001), Deesomak et al. (2004), Chen (2004) et Delcoure (2006), une part importante des économies d'impôt générée par l'investissement est considérée comme une autre source de financement. Ainsi, une relation négative lierait cette variable au niveau de l'endettement.

Hypothèse 6 : Selon la TOT, il existerait une relation négative entre les économies d'impôt non liées à la dette et le niveau d'endettement.

Selon Ozkan (2001), les firmes ayant un ratio de liquidité élevé bénéficient d'une capacité importante pour honorer leurs engagements à court terme, et augmenter ainsi le niveau de l'endettement, ce qui explique une relation positive entre cette variable et le niveau de l'endettement.

Hypothèse 7a : Selon la TOT, la liquidité et le niveau d'endettement des firmes seraient positivement liés.

D'autre part, ces firmes peuvent se servir de l'importance des actifs courants afin d'augmenter leur niveau d'endettement, ce qui induit une relation négative entre cette variable et le niveau d'endettement.

Hypothèse 7b : Selon la POT, on suppose une relation négative entre la liquidité et l'endettement.

La POT se base sur un ordre hiérarchique, adapté aux besoins de financement de l'entreprise. En effet, le ratio de l'endettement n'apparaît plus comme un ratio cible optimal mais comme la conséquence des décisions de financement hiérarchisées passées. **S**elon Shyam-Sunder & Myers (1999) et Frank & Goyal (2003), le comportement d'endettement des entreprises est expliqué par le déficit financier.

Hypothèse 8: Selon la POT, il existerait une relation positive entre le déficit financier et le niveau d'endettement.

Baker et Wurgler (2002), ont développé la *Market Timing Theory* en se basant sur une nouvelle variable : la moyenne pondérée des ratios MTB (Market to Book) passés appelée EFWMB. Elle représente la meilleure approximation pour tester la persistance de l'effet « *Timing* » sur les structures des capitaux des entreprises (le choix d'une structure de financement résulte alors d'une opportunité de marché à un instant donné), car elle tient compte des évaluations historiques du ratio MTB. La théorie du Market Timing stipule une relation négative entre le ratio EFWMB et le niveau de l'endettement, confirmant que les entreprises financent leurs déficits de financement par l'émission des actions pendant les périodes propices caractérisées par un ratio historique MTB élevé.

<u>Hypothèse 9 :</u> La théorie « Market Timing » suppose une relation négative entre le ratio EFWMB et le niveau de l'endettement.

2.2 Sélection de l'échantillon et de la période d'étude

Lors de la construction de notre échantillon, on a exclu les entreprises appartenant au secteur financier, immobilier et celles qui sont réglementées par l'Etat. En effet, La structure financière des banques, des compagnies d'assurance, des sociétés de leasing, des sociétés immobilières et de participations est spécifique et répond à des exigences spéciales, différentes à celles ayant un aspect commercial, industriel ou de service.

En outre, Les entreprises réglementées par l'Etat peuvent procéder à des moyens de financement en tenant compte des considérations politiques qui ne correspondent pas aux critères du marché.

Compte tenu que notre modèle dynamique nécessite l'utilisation des variables retardées et des variables instrumentales, il a été nécessaire de retenir cinq années consécutives de données pour chaque entreprise. La base de données se compose de 27 entreprises tunisiennes cotées à la bourse BVMT (*Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis*), appartenant notamment au secteur industriel, commercial et de service. Les estimations portent sur des données annuelles. La concentration du nombre des observations, et la disponibilité des données requises nous ont mené à déterminer notre période d'étude de 1996 jusqu'à 2008. Les estimations portent sur des données annuelles.

2.3 Modèles économétriques

2.3.1 Le modèle statique de la TOT

Le modèle statique teste l'hypothèse de Modigliani & Miller selon laquelle le niveau de l'endettement est une variable aléatoire. Il se présente sous la forme suivante :

$$y_{it} = \beta X_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \ ;$$

Avec :

y_{it} : L'endettement retenu pour l'entreprise i et l'année t (variable endogène) mesuré par le rapport entre le total des dettes financières et le total des actifs.

X : Le vecteur des variables explicatives retenues :

- Taille : le rapport entre le logarithme népérien du chiffre d'affaires et le total des actifs
- Rentabilité : le rapport entre le bénéfice avant intérêts et impôts (BAII) et le total des actifs
- Opportunités de croissance : le ratio entre la valeur de marché et la valeur comptable des fonds propres
- Garantie : le rapport entre la somme des actifs corporels nets et le stock au total actifs
- Risque opérationnel : l'écart au carré entre la rentabilité de l'entreprise et la rentabilité moyenne annuelle de l'échantillon
- Economies d'impôts non liées à la dette : le rapport entre les dotations aux amortissements et aux provisions et le total des actifs
- Liquidité : le rapport entre l'actif courant et le passif courant

γ_i : Variable indicatrice de la firme i

λ_t : Variable indicatrice de l'année t

ε_{it} : Terme d'erreur résiduel

L'estimation par les Moindres Carrés Ordinaires « *MCO* » présuppose l'homogénéité des entreprises. Or, plusieurs raisons argumentent en faveur de leur hétérogénéité. Par conséquent, l'estimation par les MCO peut nous conduire à des estimations biaisées. De ce fait, nous avons choisi d'utiliser l'économétrie de panel qui permet de prendre en considération l'hétérogénéité des entreprises dans leurs dimensions individuelles, soit par la prise en compte d'un effet spécifique supposé fixe (*Fixed Effects*), soit par la prise en compte d'un effet spécifique non observable (*Random Effects*). Afin de valider l'exogénéité de l'effet spécifique par rapport aux variables explicatives, on aura recours au test de Hausman (1978) permettant de choisir entre « le modèle à effets fixes » et « le modèle à effets aléatoires ».

2.3.2 Le modèle dynamique de la TOT

La fonction d'endettement de l'entreprise est dynamique par nature et faire l'hypothèse qu'il n'existe pas de coûts d'ajustement ne semble pas réaliste. Si les coûts d'ajustement sont intégrés, le modèle prend alors la forme suivante :

$Y^*_{it} = \beta X_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \xi_{it}$

$Y_{it} - Y_{it-1} = \alpha (Y^*_{it} - Y_{it-1})$; avec $0 < \alpha < 1$.

Avec:

Y^*_{it}: mesure le niveau d'endettement cible pour l'entreprise i et l'année t.

X_{it} : Le vecteur des variables explicatives retenues :

- α : mesure les coûts d'ajustement : si ces coûts sont nuls, l'ajustement est immédiat.
- β : vecteur du coefficient de régression.
- γ_i : variable indicatrice de l'entreprise i.
- λ_t : variable indicatrice de l'année t.
- ξ_{it} : terme d'erreur résiduel.

Le modèle économétrique à estimer est alors un modèle linéaire à plusieurs variables. Il traduit les relations éventuelles qui peuvent exister entre les variables endogènes et exogènes.

Le ratio d'endettement représente la variable dépendante, qui est expliquée par ses divers déterminants. La forme générale peut s'écrire alors de la manière suivante :

$Y_{it} = (1- \alpha) Y_{it-1} + \alpha \beta X_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \xi_{it}$.

si $\alpha = 0$, alors $Y^*_{it} = Y_{it-1}$., L'ajustement est immédiat, c'est-à-dire, lorsque les coûts d'ajustement sont nuls, l'entreprise n'hésite pas à s'ajuster vers le niveau d'endettement cible. Donc, la vitesse d'ajustement est très rapide.

si $\alpha = 1$, alors $Y^*_{it} = Y_{it}$., il n'y a pas as d'ajustement, c'est-à-dire, lorsque la valeur des coûts d'ajustement est maximale, l'entreprise refuse de s'ajuster vers le niveau cible d'endettement. Ainsi, la vitesse d'ajustement est très lente.

Lorsque $0<\alpha<1$, "α" sera estimée en se basant sur la méthode des M*oments Généralisés* (*MMG*).

Arellano et Bond (1991) notent que leur estimateur réalisé en deux étapes peut comporter des biais lorsque les échantillons sont de petites tailles. Ils recommandent ainsi d'utiliser un estimateur à une étape, puisque les écarts types sont potentiellement plus fiables pour réaliser des inférences.

2.3.3 Le modèle économétrique de la POT

Selon Shyam-Sunder & Myers (1999) et Frank & Goyal (2003), le test de la théorie du financement hiérarchique se base sur la régression suivante :

$\Delta D_{it} = a + b_{p0} DEF_{it} + e_{it}$ (1)

$Y_{it} = \Delta \frac{\text{Dettes financières à long terme}}{\text{Total actif}}$

La forme forte de la théorie de financement hiérarchisé implique que les valeurs attendues dans l'équation (1) sont « 0 » pour « a » et « 1 » pour « bp0 ». Une forme semi-forte de cette théorie peut conduire à une valeur de bp0 inférieure mais proche de 1.

Afin d'affiner les observations, une deuxième relation sera estimée en reliant directement la variation de l'endettement « ΔD_{it} » aux différentes variables explicatives composant la variable initiale « DEF », à savoir :

$\Delta Dit = a + b_{pd} Div_{it} + b_{pi} I_{it} + b_{pw} \Delta W_{it} - b_{pc} CAF_{it} + e_{it}$ (2)

Avec :

(DIV_t), les dividendes calculés sur le résultat t-1, et versées en t,

(I_t), investissement net en t (somme des investissements incorporels, corporels et financiers diminuée des prix des cessions d'investissements intervenus en t),

(ΔWt), variation du besoin en fonds de roulement global de t-1 à t (somme des variations des besoins en fonds de roulement d'exploitation, hors d'exploitation et de la trésorerie active (Faute de détails dans la base de données sur la trésorerie passive, celle-ci est intégrée dans l'endettement net),

(CAFt), capacité d'autofinancement générée au cours de l'exercice t (Résultat net + dotations nettes de reprises aux amortissements et aux provisions + valeur nette comptable des éléments d'actifs cédés - prix de cession des éléments d'actifs – quote part de subvention virée au résultat), ainsi, le déficit financier est exprimé comme suit :

$DEF_{it} = DIV_{it} + I_{it} + \Delta W_{it} + CAF_{it}$

2.3.4 Le modèle économétrique de la Market Timing Theory

Ce modèle se présente comme suit :

$(D/A)_t = a + bEFWMB_{t-1} + c(M/B)_{t-1} + d(GART)_{t-1} + e(RENT)_{t-1} + f(TAILLE)_{t-1} + g(IBVT)_{t-1} + \varepsilon_{it}$

Avec :

$(D/A)_t$: Le ratio entre l'endettement total et l'endettement à long terme

M/B : Le ratio MTB (défini par les opportunités de croissance pour TOT et POT)

GART : La structure de l'actif de la firme

RENT : La rentabilité de l'entreprise

TAILLE : La taille de l'entreprise

IBVMT : L'indice de la performance boursière de la BVMT.

EFWMB : La moyenne pondérée des ratios MTB passés

La mesure retenue pour la variable EFWMB est la moyenne pondérée des ratios MTB passés, commençant par la première observation disponible dans l'échantillon, jusqu'au ratio MTB(t-1). La pondération pour tous les ans est le déficit de financement de l'année (1) jusqu'à (t-1). Cette mesure est présentée comme suit :

$$(M/B)_{EFWA,t-1} = \sum_{s=1}^{t-1} \frac{e_s + d_s}{\sum_{r=1}^{t-1} e_r + d_r} * M/B_s$$

Avec :
$(M/B)_{EFWA,t-1}$: La moyenne pondérée du ratio MTB à t-1;
e_s : Les émissions nettes d'actions de la période s;
d_s : Les émissions nettes des dettes de la période s;
$(M/B)_s$: Le ratio MTB relatif à l'année s.

2.3.5 Le modèle économétrique pour confronter les cadres théoriques

Afin de tester la confrontation des différents cadres théoriques, cette étude empirique va se baser sur deux hypothèses :
H1 : Dans le cadre de la « *TOT* », cette étude suppose que les entreprises tunisiennes définissent effectivement un ratio cible et que ce ratio a un impact sur les choix de financement de ces entreprises.
H2 : En se basant sur les résultats des estimations des autres cadres théoriques, les variations de l'endettement devraient être expliquées également par d'autres variables.
La variable expliquée se présente par la variation du niveau d'endettement des entreprises mesurée comme suit : $\Delta D_{it} = D_{it}/A_{it} - D_{it-1}/A_{it-1,}$
Avec ΔDit : L'endettement net en t, soit la somme des variations des emprunts obligataires, des emprunts et dettes auprès des établissements de crédits et des emprunts et dettes diverses.

En se basant sur la première hypothèse signalée ci-dessus, les entreprises tunisiennes définissent effectivement un ratio « cible » et que ce ratio ayant un impact sur les choix de financement de ces entreprises, cette étude va tester en premier lieu la validation empirique de l'écart entre le ratio d'endettement « cible » et le ratio observé en début de période. Le ratio « cible » a été mesuré de différentes manières. Cette étude retiendra celle de Shyam-Sunder et Myers (1999) qui ont estimé le ratio cible pour chaque entreprise par sa moyenne chronologique sur la période d'étude.
En se basant sur la deuxième hypothèse signalée ci-dessus, les variations de l'endettement des entreprises tunisiennes devraient être expliquées également par d'autres variables, notamment : la taille, la rentabilité, les garanties, le ratio MTB. Deux régressions seront retenues. La première intègre la variable «*ECART*», se présente comme suit : $\Delta D_{it} = a + b\,ECART_{it} + e_{it}$
La variable expliquée est la variation ($Dit - D_{it-1}$) avec D_{it} le ratio de dette.
La variable explicative «ECART» mesure la divergence du ratio d'endettement observé en début de période D_{it-1} au ratio «cible» $D^*_{it.}$
La deuxième régression intègre la variable «*ECART*» avec d'autres variables explicatives, et se présente comme suit : $\Delta D_{it} = a + b_1\,ECART_{it} + b_2 TAILLE_{it} + b_3 RENT_{it} + b_4\,GART_{it} + b_5 MTB_{it} + e_{it}$

2.3.6 Le modèle synthétique

Le modèle de la combinaison de l'ensemble des variables explicatives se présente comme suit :

$$(D/A)_{it} = a + b_1\,TAILLE_{it} + b_2\,RENT_{it} + b_3\,GART_{it} + b_4\,CROISS + b_5\,RD + b_6\,LIQ + b_7\,EINLD + b_8\,DEF_{it} + b_9\,MTB_{it} + b_{10}\,MTB_{efwab,it} + b_{11}\,IBVMT_{it} + e_{it}$$

3. Résultats

3.1 Analyse statique en données de panel du modèle TOT

Nous vérifions tout d'abord que les corrélations entre les variables sont faibles, ainsi il n'y a pas de problème de colinéarité. **L**e tableau suivant récapitule les résultats de l'estimation du modèle statique.

Tableau n°1 : Estimation du ratio d'endettement total

	Modèle MCO	**Modèle à effets fixes**		**Modèle à effets aléatoires**	
		Sans variables muettes	**Avec variables Muettes**	**Sans variables muettes**	**Avec variables muettes**
Garantie	-.0083024	.1211443	.1275874	.1127119	.135322
	(-0.14)	(2.23)***	(2.18)***	(2.14)**	(2.44)***
Taille	.090078	.17992	.1818181	.1504992	.138012
	(7,69)***	(7.86)***	(5.45)***	(7.88)***	(5.72)***
Croissance	.4559818	.1775872	.1765497	.170949	.1765084
	(2,63)***	(1.37)	(1.32)	(1.34)	(1.35)
Rentabilité	-1.207694	-.5922484	-.564677	-.6830543	-.670309
	(-7,09)***	(-4.05)***	(-3.56)***	(-4.80)***	(-4.47)***
Risque	.0070399	.0036546	.0030267	.0043498	.0032077
	(-0,94)	(0.88)	(0.71)	(1.04)	(0.75)
Liquidité	-.0011654	-.0002659	-.0003129	-.0003065	-.0003334
	(-2,38)***	(-0.97)	(-1.11)	(-1.11)	(-1.18)
Eco impôt	-.135011	1.229061	1.241391	1.020756	1.000902
	(-0,42)	(4.39)***	(4.13)***	(3.80)***	(3.61)***
Constante	-1.008974	-2.813365	-2.860123	-2.269553	-2.081463
	(-4,76)***	(-6.78)***	(-4.88)***	(-6.55)***	(-4.89)***
R2	0.4214				
R2 Ajustée	0.4035				
R2 Within		0.4103	0.4253	0.4063	0.4200
R2 Between		0.3256	0.3267	0.3450	0.3551
Hausman		chi2 (7)=46.38			
		Prb>chi2= 0.00			

End Tot, Endt LT, mesurent respectivement l'endettement total, et l'endettement à long terme, de l'entreprise i à l'année t, mesurés par le rapport du total des dettes financières ou le total des dettes à long terme et le total actifs. Croissance (Croiss) représente les opportunités de croissance mesurées par le rapport entre la valeur du marché et la valeur comptable des fonds propres. Rentabilité (Rent) représente la rentabilité de l'entreprise mesurée par le rapport entre le bénéfice avant intérêts et impôts (BAII) et le total actifs. Taille (taille) représente la taille de l'entreprise mesurée par le rapport entre le logarithme népérien du chiffre d'affaire et le total actifs. Garantie (Gart) mesure la garantie de l'entreprise par le rapport entre la somme des actifs corporels nets et le stock au total actifs. Eco impôt représente les économies d'impôts non liées à la dette mesurées par le rapport entre les dotations aux amortissements et aux provisions au total actifs. Liquidité (Liq) mesure la liquidité de l'entreprise par le rapport entre l'actif courant et le passif courant. Risque (Risq) mesure le risque opérationnel par l'écart au carré entre la rentabilité de l'entreprise et la rentabilité moyenne annuelle de l'échantillon. Les estimations sont effectuées selon les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) en tenant compte des effets fixes (Modèles à effets fixes) ou aléatoires (Modèle à effets aléatoires). Le test d'Hausman permet de choisir entre ces deux modèles. R^2, représente le coefficient de corrélation respectivement ajusté, intra-groupe (Winthin), inter groupe (Between). *, **, *** signifie que le test est significatif avec un risque respectivement de 10%, 5% et 1%.

Les tests confirment la significativité conjointe des variables explicatives et des effets fixes et aléatoires introduits. Dans l'ensemble, les variables retenues expliquent une part importante du niveau de l'endettement des entreprises de notre échantillon, et que l'introduction des variables indicatrices du temps améliore le pouvoir explicatif du modèle. En effet, suite à l'introduction des variables indicatrices du temps, le R_2 Within qui évalue l'effet de la variabilité intra individuelle de la variable dépendante expliquée par celles des variables explicatives de l'analyse par la méthode des MCO à effets fixes spécifiques, passe de 41.03% à 42.53% lors de l'estimation du ratio d'endettement total. De même, le R_2 Between qui évalue l'effet de la variabilité inter individuelle de la variable dépendante expliquée par celles des variables explicatives de l'analyse des effets aléatoires spécifiques est passé de 34.50% à 35.51%.

Selon ces estimations, il est donc nécessaire de prendre en considération ces variables muettes, car elles montrent que notre période d'analyse est marquée par des évènements particuliers qui ont conditionné la politique d'endettement des entreprises tunisiennes. Le test de spécification de Hausman conduit à choisir le modèle des effets fixes spécifiques pour l'estimation du ratio d'endettement total. La variable « *Taille* » joue un rôle positif et significatif à un seuil de 1%. Cette relation peut expliquer les facilités accordées par les banques aux entreprises tunisiennes de grande taille, malgré leur niveau d'endettement. Cette relation entre la taille et le niveau de l'endettement des entreprises est confirmée par plusieurs auteurs (Booth et al.; 2001, Fama et French ; 2002, Zou et Xiao; 2006, Delcoure; 2006). En fait, les banques tunisiennes sont beaucoup plus exigeantes avec les entreprises de petites tailles, et ne leur accordent pas les mêmes facilités des entreprises de grandes tailles, car généralement et comme Warner (1977) le confirme, les coûts de faillite sont plus élevés pour les entreprises de petites tailles. Par conséquent, l'accès à la dette leur sera plus strict. On remarque que cette variable a un impact important sur le niveau d'endettement total des entreprises tunisiennes (0.179).

La variable « *rentabilité »* a un impact négatif et significatif au seuil de 1% sur le niveau de l'endettement. Cela signifie que les entreprises les plus profitables ont tendance à diminuer leurs recours à l'endettement, et cela pour deux raisons. Comme le confirme la *Trade-off Theory*, une entreprise très rentable a une probabilité plus forte de rembourser ses dettes. De même, pour la *Pecking Order Theory*, lorsque le taux de profit est élevé, la proportion d'autofinancement des projets augmente et celle du financement externe diminue, d'où une relation négative entre la rentabilité et le niveau d'endettement. Cette variable a un impact remarquable pour l'estimation du ratio d'endettement (-5922484).

La variable « *Garantie* » est significative et influe positivement, la décision d'endettement des entreprises tunisiennes. Ce résultat confirme l'hypothèse selon laquelle une proportion importante des actifs immobilisés constitue une garantie pour les créanciers qui peuvent garantir leur remboursement en cas de liquidation de l'entreprise (Kremp et al., 1999). Cela explique que les banques en Tunisie n'accordent des crédits que si les garanties apportées par les entreprises sont suffisantes. Cette variable a un impact de 0.121 pour l'estimation du ratio de l'endettement total.

La variable « *Economies d'impôts non liées à la dette* » est significative au seuil de 1%, mais ne confirme pas la relation négative prédite par plusieurs études empiriques élaborées essentiellement par Titman et Wessels (1998), Ozkan (2001), Deesomak et al. (2004), Chen (2004) et Delcoure (2006). Cela signifie que les économies d'impôt générées par l'investissement, ne peuvent pas être considérées comme une autre source de financement pour les entreprises tunisiennes.

Cette analyse du modèle statique montre qu'il est opportun de tenir compte des effets fixes et aléatoires spécifiques à chaque entreprise tunisienne, mais également d'estimer les régressions correspondantes avec ou sans l'introduction des variables muettes. Ainsi, cette analyse a testé

n'intègre pas le dynamisme des variables, c'est-à-dire l'effet retardé des variables endogènes et exogènes, qui est présenté dans la section suivante.

3.2 Analyse dynamique en données de panel du modèle TOT

L'approche dynamique permet de prendre en compte l'effet retardé des variables endogènes et exogènes et de décrire l'endettement des entreprises en tenant compte de sa persistance. En effet, l'analyse du modèle statique, paraît incomplète, car elle ne tient pas en compte la procédure dynamique des variables endogènes et exogènes. En revanche, notre approche dynamique va tenir compte du dynamisme de ces variables afin d'évaluer les coûts d'ajustement des entreprises tunisiennes à leur ratio cible de financement.

Tableau n°2 : Test du modèle de la TOT en données de panel

Estimateur Arellano & Bond	**Une étape**	**Deux étapes**
$EndetTot_{it-1}$	.5922247 (3.30)***	.6307827 (6.95)***
Garantie	-.0328331 (-0.48)	-.0723958 (-1.51)
Taille	1304718 (3.03)***	.2008496 (6.22)***
Croissance	-2.596292 (-3.90)***	-2.536047 (-6.79)***
Rentabilité	-.5624044 (-3.13)***	-.5349858 (-7.41)***
Liquidité	-.026357 (-3.77)***	-.0126916 (-2.00)**
Economie impôt non liée dette	-.4784819 (-1.35)	-.3858315 (-3.13)***
Risque	.0019408 (0.52)	.0015568 (2.61)***
Constante	-.0099016 (-2.05)**	-.0136795 (-7.18)***
Sargan	chi2 (14) (27.13)***	chi2 (14) (13.19)
M2	(-2.03)**	(-1.27)

Les coefficients de la variable expliquée retardée se présentent toujours positifs et significatifs à un seuil de 1% pour les deux étapes de l'estimateur de Arellano et Bond (1991). Les coefficients d'ajustement, varient entre 0.59 et 0.63, ce qui confirme l'existence de coûts d'ajustement relativement importants sur le marché tunisien, et par conséquent l'ajustement vers le ratio cible d'endettement est relativement lent.

Les coûts d'ajustement sont relativement inférieurs à ceux du marché français (estimés à 0.72 selon Kremp et al.; 1999) et du marché suisse (évalués à 0.75 selon Gaud et Jani ; 2002), et élevés par rapport au marché américain (estimés à 0.41 selon Shyam-Sender et Myers ; 1999), au marché anglais (estimés à 0.45 selon Kremp et al. ; 1999, et Ozgan; 2001) ainsi qu'au marché allemand (estimés à 0.47 selon Ozkan; 2001) et espagnol (Miguel et Pindado ; 2001). Selon Ozkan (2001), le processus d'ajustement est considéré comme étant le résultat d'un arbitrage entre les coûts de transactions engendrés par le mouvement vers le niveau d'endettement cible et les coûts de déséquilibre. Si ces derniers sont beaucoup plus élevés que les coûts d'ajustement, le coefficient d'ajustement au ratio cible étant α = (1-c) devrait être proche de zéro. De Miguel et Pindado (2001) expliquent les faibles coefficients observés sur leur échantillon par l'importance

du financement bancaire en Espagne. Ils associent au financement bancaire des coûts de transaction faibles et une réduction des conflits d'agence entre actionnaires et créanciers.
Les coûts élevés sur le marché tunisien proviennent principalement, tout comme en Suisse (Gaud et Jani ; 2002), du faible développement de son marché obligataire. Le marché de la dette est principalement bancaire. Le financement indirect est expliqué d'une part, par la faiblesse des émissions et des transactions sur le marché obligataire au sein de la bourse des valeurs mobilières de Tunis, et d'autre part par la faiblesse des emprunts obligataires dans la structure financière des entreprises. A noter que vraisemblablement, les établissements de crédits en Tunisie ont augmenté ces dernières années l'accès au crédit bancaire du fait de l'insuffisance des procédures de contrôle. En effet, l'octroi des crédits en Tunisie, est basé principalement sur des relations personnelles au lieu d'être mené par des procédures objectives et pertinentes. De plus, la lourdeur des procédures, la négligence de l'assistance, du conseil, etc. dans les activités de crédit par la plupart des banques peuvent expliquer l'inefficacité de ces établissements.
Comparés aux résultats de l'analyse statique, les estimations par l'analyse dynamique permettent de conclure à l'existence d'un processus lent d'ajustement.

3.3 Analyse empirique du modèle de la POT

Les résultats (voir tableau n03) ne permettent pas d'affirmer que la POT est validée dans le contexte tunisien. En effet, l'hypothèse stricte qui stipule que le coefficient associé à la variable déficit doit être proche de l'unité semble contraignante et difficile à atteindre. De plus, le coefficient de détermination est assez faible ce qui suggère que la variation de l'endettement est peu expliquée par le déficit financier dans le contexte Tunisien. Cela corrobore l'observation selon laquelle les entreprises tunisiennes s'endettent même lorsqu'elles disposent de fonds internes qui répondent à leurs besoins. Etant donné que notre échantillon est constitué d'entreprises dont la majorité sont de petites et moyennes tailles (relativement à la taille des firmes cotées sur les autres marchés boursiers), ces résultats confirment les prédictions de Shyam-Sunder & Myers (1999) ainsi que Frank & Goyal (2003) qui montrent que l'hypothèse d'une hiérarchie de financement est validée uniquement pour les grandes entreprises car elles sont censés être moins exposées aux problèmes de sélection adverse du fait d'une meilleure couverture par les analystes.

Tableau n°3 : Estimation du modèle de la POT *(régression agrégée de l'endettement total)*

	a	**bp0**	**R2**
ΔDTit = a + bp0 DEFit + eit			
MCO	.0228138	-2.92e-10	-0.0010
	(2.74)***	(-0.87)	
Fixed effects	.0247208	-5.19e-10	0.0027
	(2.56)***	(-0.77)	
Random effects	.0230855	-2.97e-10	0.0157
	(2.72)***	(-0.87)	

***Significatif au seuil de 1% **Significatif au seuil de 5% *Significatif au seuil de 10%
ΔDT_{it} représente la variation de l'endettement total en t ; DEF_{it} est le déficit de financement en t ; les écarts types de l'estimation entre parenthèse ; R_2 est le coefficient de corrélation.

Afin de vérifier la robustesse de nos résultats, on va ré-estimer la relation du modèle (1) (ΔDTit = a + bp0 DEFit + eit), et relier la variation de l'endettement « ΔDit » aux différentes variables explicatives composant la variable initiale « DEF » à savoir :

$\Delta Dit = a + b_{pd} Div_{it} + b_{pi} I_{it} + b_{pw} \Delta W_{it} - b_{pc} CAF_{it} + e_{it}$

Dans le tableau n°4, la non-significativité du coefficient associé à la variable dividende (DIV_{it}) dans l'explication de la variation de l'endettement montre qu'il n'y a pas de relation entre la distribution de dividendes et l'endettement au sein des entreprises tunisiennes. Ainsi, ces dernières ne s'endettent pas pour financer leurs dividendes. De même, la non-significativité du coefficient associé à la variable capacité d'autofinancement (CAF_{it}) dans l'explication de la variation de l'endettement, signifie que les entreprises tunisiennes ne s'endettent pas pour faire face à une baisse des ressources internes. La variable investissement (I_{it}) apparaît non significative et contredit l'hypothèse de la POT, laquelle prédit que si les cash flows internes sont épuisés, le fond de roulement et les investissements en actifs immobilisés doivent être couverts « dollar par dollar » par l'émission de dette. La variable variation du besoin en fond de roulement (ΔW_{it}) est aussi non significative affirmant de même que les entreprises tunisiennes ne s'endettent pas pour financer leurs activités d'exploitation. Dans ce cas également, les résultats des estimations (en particulier le R^2 faible) ne permettent pas de valider, dans le contexte tunisien, la POT.

Tableau n°4 : Estimation du modèle de la POT *(régression désagrégée de l'endettement total)*

Variables	**MCO**	**Fixed effects**	**Random effects**
$\Delta Dit = a + b_{pd} Div_{it} + b_{pi} I_{it} + b_{pw} \Delta W_{it} - b_{pc} CAF_{it} + e_{it}$			
Dividende	-7.44e-10	1.07e-09	-7.44e-10
	(-0.28)	(0.31)	(-0.28)
Investissement	-3.67e-09	-1.94e-09	-3.67e-09
	(-0.28)	(-0.13)	(-0.28)
Variation BFR	1.27e-11	-9.24e-12	1.27e-11
	(0.04)	(-0.03)	(0.04)
CAF	-6.23e-10	-9.70e-10	-6.23e-10
	(-0.66)	(-0.78)	(-0.66)
Constante	.0253501	.0234425	.0253501
	(2.79)***	(2.00)**	(2.79)***
R2	-0.0093	0.0033	0.0634

***Significatif au seuil de 1% **Significaif au seuil de 5% *Significatif au seuil de 10%

ΔDit représente la variation de l'endettement net en t; (Divit) les dividendes versés, (Iit) le montant de l'investissement net, (ΔWit) la variation du besoin en fonds de roulement et (Cit) la capacité d'autofinancement; les écarts types de l'estimation entre parenthèse ; R^2 est le coefficient de corrélation.

3.4 Test empirique de la Market Timing Theory

L'analyse des corrélations entre les variables indique qu'il n'y a pas de problème de colinéarité entre les variables. Par contre le coefficient de corrélation entre la variable MTB et EFWMB, est moyennement élevé par rapport aux autres variables. Mais puisqu'on ne peut pas confirmer le problème de colinéarité entre ces deux variables, qui représentent la base de la théorie de

« Market Timing », on va pouvoir les estimer avec les autres variables et appliquer les tests correspondants à la validation empirique de cette théorie.
Dans le tableau n°4, le test de *Fisher* confirme la significativité conjointe des variables explicatives et des effets fixes introduits. Le test de *Breusch and Pagan* met en évidence par ailleurs la significativité conjointe des effets aléatoires introduits. Les écarts types sont reportés entre parenthèses et corrigés de l'hétéroscédasticité avec la méthode de White 1980.
Les résultats montrent que dans l'ensemble, les variables retenues expliquent une part importante du niveau de l'endettement des entreprises tunisiennes de notre échantillon. En effet, le R_2 varie entre 0.37 et 0.41 pour l'estimation du ratio d'endettement total. Le test de spécification de *Hausman* conduit à opter pour le modèle avec des effets aléatoires spécifiques. Les variables issues de la TOT aboutissent globalement aux mêmes résultats.
L'examen des coefficients des variables « *EFWMB* » et « *IBVMT* », expose des résultats peu concluants quant à la pertinence des variables issues de la théorie du *Market Timing*. La variable « *EFWMB* » mesurant la moyenne pondérée des ratios « MTB » passés, n'est pas significative et ne présente pas le signe attendu.
Ces résultats confirment les résultats de Leary & Roberts (2005) qui ont montré que les entreprises américaines ont tendance à réajuster leurs structures des capitaux vers un niveau cible d'endettement durant une période allant de trois à cinq années après l'émission de nouvelles actions. Ces résultats sont aussi supportés par Flannery & Rangan (2006), Alti (2006), Hovakimian (2006), et Kayhan & Titman (2007 qui ont démontré la non-persistance de l'effet de « Timing » à long terme.
Les résultats de l'estimation de la variable « *IBVMT* » contredisent les prédictions de la théorie du *Market Timing*. Ainsi, les performances du marché boursier tunisien n'affectent pas le comportement d'endettement des entreprises tunisiennes. A l'inverse, le ratio *MTB* est significatif et négatif au seuil de 1%, ce qui valide les prédictions de cette théorie. En effet, une bonne valorisation sur le marché est interprétée par un endettement faible, car les entreprises cherchent à tirer profit de la hausse des cours boursiers afin d'émettre de nouvelles actions. Le ratio MTB présente alors un coefficient faible, et par conséquent a un effet limité sur les niveaux d'endettement des entreprises tunisiennes. En somme, la validation empirique de la théorie du *Market Timing*, dans le contexte tunisien aboutit des résultats peu concluants.

Tableau n°5 : Estimation du ratio de l'endettement total (MTT)

	Modèle MCO	**Modèle à effets fixes**	**Modèle à effets aléatoires**
Garantie	.0542696	.1434826	.1370797
	(0.94)	(2.60)***	(2.60)***
Rentabilité	-1.16099	-.6240516	-.6730279
	(-6.88)***	(-4.35)***	(-4.92)***
Taille	.0873012	.127347	.1169547
	(7.36)***	(5.54)***	(6.11)***
MTB	-7.07e-06	-3.28e-06	-3.49e-06
	(-3.82)***	(-3.12)***	(-3.33)***
EFWMB	.0000146	7.06e-06	7.70e-06
	(0.82)	(0.77)	(0.84)
IBVMT	.0000436	.0000275	.0000312
	(1.28)	(1.40)	(1.64)
Constante	-1.06365	-1.857593	-1.666131
	(-4.94)***	(-4.66)***	(-5.00)***
R2	0.4115		
R2 Ajustée	0.3966		
R2 Within		0.3857	
R2 Between			0.3752
Hausman			chi2 (7)= 2.57
			Prb>chi2= .4635

3.5 Confrontation des trois différents cadres théoriques

En se basant sur les résultats des validations empiriques testant la *Trade-Off Theory* dans ses deux versions statique et dynamique, la *Pecking Order Theory* et la *Market Timing Theory*, l'objectif de cette section est d'essayer de synthétiser un modèle expliquant pertinemment les variations des structures des capitaux des entreprises tunisiennes.

Nous définissons tout d'abord une variable «Ecart Tot », qui mesure les écarts du ratio d'endettement par rapport à sa valeur cible, et estimons le ratio de l'endettement en fonction de cette seule variable explicative. Conformément aux résultats de Molay (2004), la déviation par rapport au ratio cible ne donne que peu d'informations, et la variable « Ecart » retenue n'arrive pas à elle seule à expliquer le comportement d'endettement des entreprises tunisiennes de notre échantillon. Puis dans un deuxième modèle, nous mixons cette variable «*Ecart Tot*» avec d'autres variables explicatives de la manière suivante :

$\Delta D_{it} = a + b_1 ECART_{it} + b_2 TAILL_{it} + b_3 RENT_{it} + b_4 GAR_{it} + b_5 MTB_{it} + e_{it}$

Tableau n°6 : Estimation du ratio de l'endettement total

	Modèle MCO	**Modèle à effets fixes**	**Modèle à effets aléatoires**
Ecart Tot	0.2356932	0.0928913	0.2356932
	(2.03)**	(0.54)	(2.03)**
Taille	-0.012261	-0.0942022	-0.012261
	(-1.49)*	(-3.25)***	(-1.49)*
Rentabilité	-0.22163	-.6471056	-0.22163
	(-1.86)**	(-3.36)***	(-1.86)**
Garantie	-0.0077395	0.0669744	-0.0077395
	(-0.19)	(0.91)	(-0.19)
MTB	-1.179^{e}-07	2.16^{e}-07	-1.79^{e}-07
	(-0.17)	(0.18)	(-0.17)
Constante	0.2485219	1.693167	0.2485219
	(1.67)*	(3.25)***	(1.67)*
R2	0.0436		
R2 Ajustée	0.0234		
R2 Within		0.0770	0.0324
R2 Between		0.0078	0.2349
Hausman		Chi2=12.66	
		Prob>Chi2=0.013	

Globalement, les statistiques de *Fisher*, ainsi que les tests de *Breusch & Pagan* ne confirment pas la significativité conjointe des effets fixes et aléatoires introduits. Les trois modèles ont un faible pouvoir explicatif global ainsi que les différentes variables retenues.

3.6 Test d'un modèle synthétique

Plusieurs travaux et recherches ont supposé que la combinaison des différents cadres théoriques pourrait apporter une meilleure compréhension des variations des structures des capitaux des entreprises. Récemment, Kayhan et Titman (2007) ont testé l'ensemble des théories traitant la structure du capital des firmes, et en particulier la TOT, la POT, et la *Market Timing Theory*. Ils ont démontré que le comportement d'endettement des entreprises est expliqué par les modèles d'ajustement partiel, et que les évaluations boursières, les cash flows et les besoins d'investissement sont la source de la déviation par rapport au ratio cible d'endettement. Ainsi, et conformément aux résultats des études de Fama et French (2002) et Titman & Tsyplakov (2005), la vitesse d'ajustement au ratio cible est relativement faible, et les niveaux élevés des déficits de financement sont toujours associés à des niveaux plus élevés de l'endettement. Ces auteurs ont largement critiqué la Market Timing Theory, et le choix de sa variable de base (la moyenne pondérée du ratio MTB), et ont prouvé que l'effet de « timing » est limité à court terme et ne persiste pas dans le temps. Ainsi, ces études parviennent à la conclusion que seule une combinaison de ces trois différents cadres théoriques parvient à appréhender le comportement d'endettement des entreprises.

Tableau n°7 : Approche synthétique

	ModèleMCO	Modèle à effets fixes	Modèle à effets aléatoires
Taille	0.1313836	0.1717075	0.1511334
	(9.69)***	(6.99)***	(7.81)***
Rentab	-1.232785	-.5828619	-0.6649442
	(-7.92)***	(-4.09)***	(-4.94)***
Garant	-0.0931194	0.0649699	0.0542623
	(-1.59)*	(1.18)	(1.03)
Croiss	0.4146263	0.2891249	0.2957897
	(2.62)***	(2.28)***	(2.41)***
Liqt	-0.0010193	-0.0002982	-0.0003422
	(-2.27)***	(-1.15)	(-1.33)
Einld	0.1330986	1.09175	0.9320766
	(0.45)	(3.97)	(3.66)***
Risq	0.0091721	0.0064108	0.0070621
	(1.33)	(1.62)*	(1.79)**
Déficit	-2.85^{e}-09	-1.79^{e}-09	-2.03^{e}-09
	(-5.20)***	(-3.86)***	(-4.60)***
Mtb	-6.81^{e}-06	-3.98^{e}-06	-4.28^{e}-06
	(-4.08)***	(-3.87)***	(-4.19)***
Efwmb	0.0000155	9.89^{e}-06	0.0000109
	(0.97)	(1.14)	(1.25)
Ibvmt	0.0000502	0.0000172	0.0000278
	(1.62)*	(0.87)	(1.49)
Constante	-1.726421	-2.631281	-2.256622
	(-7.41)***	(-6.06)***	(-6.61)
R2	0.5291		
R2 Ajustée	0.5058		
R2 Within		0.4884	0.4853
R2 Between		0.4330	0.4545
Hausman			Chi2=5.42
			Prob>Chi2=0.49

Les tests confirment la significativité conjointe des variables explicatives et des effets fixes et aléatoires introduits. Le test de spécification de « *Hausman* » conduit à choisir le modèle des effets aléatoires spécifiques. D'après le tableau présenté ci-dessus, on remarque que la combinaison des différents cadres théoriques a permis d'améliorer le pouvoir explicatif du comportement d'endettement des entreprises tunisiennes. De même, on note que la variable « *Déficit de financement* » étant non significative lors du test empirique de la *Pecking Order Theory* devient significative à un seuil de 1%. L'impact de cette variable reste limité sur le comportement d'endettement des entreprises tunisiennes et le signe négatif contredit les prédictions de Shyam-Sunder & Myers (1999) qui stipulent que le déficit de financement doit être compensé dollar par dollar par émission de dettes.

La « *Taille* », la « *rentabilité »* et la « *Garantie* » présentent globalement les mêmes résultats. La variable « *Economies d'impôts non liées à la dette* » reste significative au seuil de 1%, mais elle a changé de signe, la variable «*Opportunités de croissance*» est positive et significative, le «*Risque de défaut* » apparait positif et significatif à un seuil de 5%. La variable « *EFWMB* » mesurant la

moyenne pondérée des ratios « MTB » passés, présente des résultats peu concluants. En revanche, le ratio « *MTB* » reste significatif au seuil de 1% pour les régressions de l'endettement total, et au seuil de 5% pour les régressions de l'endettement à long terme, en présentant un signe négatif pour les deux mesures de l'endettement. Enfin, la variable « *IBVMT* » représentant l'Indice de la Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis, et mesurant la performance du marché boursier tunisien, présente des résultats peu concluants.
En résumé, la combinaison des différents cadres théoriques présente de meilleurs résultats et améliore ainsi le pouvoir explicatif du comportement d'endettement des entreprises tunisiennes cotées en bourse.

4. Conclusion

Le test empirique de la *Trade-Off Theory* a montré que, globalement, les variables retenues expliquent une part importante du niveau de l'endettement des entreprises tunisiennes, et l'introduction des variables muettes a amélioré le pouvoir explicatif de ce modèle. De même, les entreprises tunisiennes ajustent lentement leur niveau d'endettement vers des ratios cibles, du fait des coûts d'ajustement importants. Cet ajustement au ratio cible d'endettement semble dû à l'importance des coûts de crédits, et la non-pertinence des procédures de contrôle internes et externes des institutions de crédits.
L'analyse empirique de la *Pecking Order Theory* aboutit au résultat que l'estimation de la variation de l'endettement en fonction du déficit financier n'est pas applicable dans le contexte tunisien. En effet, il semble que l'hypothèse d'une hiérarchie de financement est validée uniquement pour les grandes entreprises sensées être moins exposées aux problèmes de sélection adverse du fait d'une meilleure couverture par les analystes. Une voie de recherche consisterait à intégrer des éléments spécifiques aux PME afin de mieux appréhender leur comportement d'endettement.
Le test empirique de la théorie du *Market Timing* dans le contexte tunisien montre que, contrairement aux prédictions de Baker Wurgler (2002), la variable « *EFWMB* » mesurant la moyenne pondérée des ratios « MTB » passés, n'est pas significative et ne présente même pas le signe attendu (négatif). En revanche, ce résultat est conforme à ceux de Flannery & Rangan (2006), Alti (2006), Hovakimian (2006), et Kayhan & Titman (2007), qui ont prouvé que cet effet est limité à court terme. Ainsi, les performances du marché boursier tunisien n'affectent pas le comportement d'endettement des entreprises tunisiennes. Les variables issues des autres théories traditionnelles TOT et POT, à savoir les variables « *Taille* », « *Rentabilité* » et « *Garantie* » présentent toujours des coefficients significatifs avec les mêmes signes de relation.
En somme, ces résultats de la théorie du *Market Timing* dans le contexte tunisien confortent plusieurs autres analyses empiriques, notamment de Flannery & Ranjan (2006) et Kayhan & Titman (2007), concernant l'impact négatif et significatif des évaluations boursières à court terme et la-non persistance de cet effet à long terme.
Enfin, la combinaison des trois différents cadres théoriques traitant la structure du capital de l'entreprise apporte une amélioration du pouvoir explicatif du comportement d'endettement des entreprises. Cela permet de conclure que les confrontations et les tentatives de favoriser un cadre théorique par rapport à l'autre aboutissent à des résultats peu concluants par rapport à l'estimation simultanée de l'ensemble des variables et la combinaison de l'ensemble des théories traitant de la structure du capital des firmes. L'examen des facteurs spécifiques à l'entreprise sur son comportement d'endettement permet de conclure que, bien que limités par des difficultés

méthodologiques et statistiques, notamment du fait de la taille limitée de notre échantillon, nos résultats confirment en grande partie les études empiriques antérieures. Finalement, puisque nous avons limité ce travail à l'étude des variables spécifiques à l'entreprise, l'ajout de variables macroéconomiques, permettant une meilleure classification de l'échantillon et l'utilisation d'autres estimateurs de coûts d'ajustement, pourrait offrir des perspectives intéressantes pour prolonger cette recherche.

Bibliographie

ADEDJI, A, 1998, "Does the pecking order hypothesis explain the dividend payout ratios of firms in the UK?", Journal of Business and Accounting, vol 25, issue 9-10, pp 1127- 1155.

AKERLOF G, 1970, "The market for lemons: Quality uncertainly and the market mechanism", Quartley Journal of Economics, vol 84, n°3, pp 488-500.

ALTI, A, 2006, "How persistent is the impact of market timing on capital structure?", Journal of Finance , vol 61, issue 4, pp 1681-1710.

ALTMAN, E, 1984, "A further empirical investigation of the bankruptcy cost question", Journal of Finance, vol 39, issue 4, pp 1067-1089.

ARELLANO, M, BOND, S, 1991, "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", Review of Economic Studies, vol 58, n°2, pp 277-297.

BAKER, M., WURGLER, J., 2002, "Market timing and capital structure", Journal of Finance. Vol 57, n°1, Feb 2002.

BOOTH, L, AIVAZIAN, V, DEMIRGUC-KUNT, A, MAKSIMOVIC, V, 2001, "Capital structure in developing countries", Journal of Finance, vol 56, n°1, pp. 87-130.

CARPENTIER, C, 1998, « Choix de financement et ratio - cible : le cas français actualité économique», Septembre 2000, vol 76, n°3, pp.1-28, 1999.

CASTANIAS, R., 1983, "Bankruptcy risk and optimal capital structure", The Journal of Finance, vol 38, issue 5, pp 1617-1635.

CHEN, J.J, 2004, "Determinants of capital structure of Chinese listed companies". Journal of Business Research, vol 57, n°12, pp 1341-1351.

CHIRINKO, R.S, SINGHA, A.R, 2000, "Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure, a critical comment", Journal of Financial Economics, vol 58, n°3, pp 417-425.

DE ANGELO, H, MASULIS, R, 1980, "Optimal capital structure under corporate and personal taxation", Journal of Financial Economics, vol 8, March, pp 3-29.

DE MIGUEl, A, PINDADO, J, 2001, "Determinants of capital structure: new evidence from Spanish panel data", Journal of Corporate Finance, vol 7, n°1, pp. 77-99.

DEESOMSAK, R., PAUDYAL, K, PESCETTO, G, 2004, "The Determinants of Capital Structure: Evidence from the Asia Pacific Region", Journal of Multinational Financial Management, vol 14, issue 4-5, pp. 387-405.

DELCOURE, N, 2007, "The Determinants of Capital Structure In Transitional Economies", International Review of Economics and Finance, vol 16, n°3, pp 400-415.

FAMA, E.F, FRENCH, K.R, 1997, "Industry cost of equity", Journal of Financial Economics, vol 43, n°2, pp 153-193.

FAMA, E.F, FRENCH, K.R, 2002, "Testing trade off and pecking order predictions about dividends and debt", Review of Financial Studies, vol 15, n°1, pp 1-33.

FISCHER, E.O, HEINKEL, R, ZECHNER, J, 1989, “Dynamic capital structure choice: Theory and tests” Journal of Finance, vol 44, pp 19-40.
GRAHAM, J.R, 1996 a, “Debt and the marginal tax rate”, Journal of Financial Economics, vol 41, pp 41-73.
GRAHAM, J.R, 1996b, “Proxies for the corporate marginal tax rate” Journal of Financial Economics, vol 42, pp 187-221.
HARRIS, M, RAVIV, A, 1990, “Capital structure and the informational role of debt”, Journal of Finance, vol 45, n°2, 1990, PP 349-632.
HARRIS, M, RAVIV, A, 1991, “The theory of capital structure”, Journal of Finance, vol 46, n°1, pp 297-355.
HELWEGE, J, LIANG, N, 1996, “Is there a pecking order? Evidence from a panel of IPO firms”, Journal of Financial Economics, vol 40, n°3, pp 429-458.
HOVAKIMIAN, A, OPLER, T, TITMAN, S, 2001, “The debt equity choice”, Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol 36, pp 1-24.
HOVAKIMIAN, A, 2004, “The role of target leverage in security issues and repurchases”, Journal of Business, vol 77, pp 1-31.
JENSEN, M, 1986, “Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers”, American Economic Review, vol 76, pp 323-339.
JENSEN, M, MECKLING, N, 1976, “The theory of the firm: managerial behaviour agency costs and ownership structure” Journal of Financial Economics, vol 3, n°4, pp 305-360.
LUCAS, D.J, MC DONALD, R.L, 1990, “Equity issues and stock price dynamics”, Journal of Finance, vol 45, pp 1019-1043;
MODIGLINI, F, MILLER, M.H, 1958, “The cost of capital. Corporate finance and the theory of investment”, American Economic Review, vol 48, pp 261-297.
MODIGLIANI, F, MILLER, 1963, “Corporate income taxes and the cost of capital”, American Economic Review, June 1963, pp 433-443.
MYERS, S.C, 1977, “Determinants of corporate borrowing”, Journal of Financial Economics, vol 5, pp 147-175.
MYERS, S.C, 1984, “The capital structure puzzle”, Journal of Finance, vol 39, n°3, pp575-592.
MYERS, S.C, 2001, “Capital structure”, Journal of Economic Perspectives, vol 15, pp 81-102.
MYERS, S.C, MAJLUF, N.S, 1984, “Corporate financing and investment decision when firms have information that investors do not have”, Journal of Financial Economics, vol 13, pp 187-221.
OZKAN, A, 2001, “Determinants of capital structure and adjustment to long run target evidence from UK company panel data”, Journal of Business Finance and Accounting 28, pp 175-199.
RAJAN, R, ZINGALES, L, 1995, “What do we know about capital structure? Some evidence from international data”, Journal of Finance, vol 50, pp 1421-1460.
RAJAN, R, ZINGALES, L, 1998, “Debt folklore, and cross country differences in financial structure”, Journal of Applied Corporate Finance, vol 10, pp 102-107.
SHAYAM-SUNDER, L, MYERS, S.C, 1999, “Testing trade off against pecking order models of capital structure”, Journal of financial Economics, vol 51.
STIGLITZ, A , 1969, “A Re-examination of the Modigliani and Miller theorem”, American Economic Review, vol 59, pp 784-793.
STULZ, R, 1990, “Management discretion and optimal financing policy”, Journal of Financial Economics, vol 26, pp 3-27.

TANG, C.H, JANG, S.S, 2007, “Revisit to the determinants of capital structure: a comparison between lodging firms and software firms”, International Journal of Hospitality Management, vol 26, n°1, pp. 175-187.
TITMAN, S, 1984, “The effect of capital structure on the firm’s liquidation decision”, Journal of Financial Economics, vol 13, pp 137-152.
TITMAN, S, WESSELS, R, 1988, “The determinants of capital choice”, Journal of Finance, vol 43, pp 1-19.
ZIANE, Y, 2004, “La structure d'endettement des petites et moyennes entreprises françaises: une étude sur données de panel”, Revue internationale PME, vol 17,n° 1, pp 123-128.