

THE CAPITAL STRUCTURE OF ALGERIAN COMPANIES, AN EMPIRICAL ANALYSIS ON PANEL DATA

LA STRUCTURE DU CAPITAL DES ENTREPRISES ALGERIENNES, UNE ANALYSE EMPIRIQUE SUR DES DONNEES PANEL

***Soufiane AMARA**

*Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée,
soufiane.amara@hotmail.com*

Reçu le: 2020/01/10 **Accepté le :** 2020/09/22 **Publication en ligne le:** 2020/12/31

ABSTRACT: This article focuses on determining the main variables that affect capital structure of Algerian companies using one of the econometric methods on Panel data. Survey sample size is 102 Algerian companies in a period of four years, from 2012 to 2015, where the selected companies are active in several sectors of activity. Tobit model has identified most of the highlighted variables in the theoretical and empirical literature. The empirical results of this model clearly show that the tangibility of assets positively influences debt, which agree with the interpretations provided by the theory of information asymmetry. Hence, the Algerian banks adopt a real risk aversion policy, which manifests itself by real constraints of access to credit, a situation often criticized by national economic operators. Other variables that affect different degrees of leverage are profitability, industry, and financial risk.

Key words: Capital structure, Algerian companies, Panel data, Tobit Model

JEL Classification: D24 C23

RESUME : Cet article s'intéresse aux déterminants de la structure du capital des entreprises algériennes en utilisant une des méthodes économétriques sur des données Panel. L'échantillon de l'étude comprend 102 entreprises algériennes actives dans plusieurs secteurs d'activité et dont les données financières s'étendent sur une période de quatre ans, soit de 2012 à 2015. Le modèle de base de type Tobit, retenu dans cette étude, reprend une grande partie des déterminants identifiés dans la littérature théorique et empirique. Les résultats empiriques de ce modèle montrent clairement que la tangibilité des actifs influe positivement sur l'endettement, ce qui peut trouver explication dans les interprétations fournies par la théorie de l'asymétrie d'informations. En ce sens, les banques algériennes adoptent une véritable politique d'aversion du risque ce qui se manifeste par de réelles contraintes d'accès au crédit, une situation souvent décriée par les opérateurs économiques nationaux. D'autres variables influent, à des degrés moindres, le levier financier, à savoir la rentabilité, le secteur d'activité et enfin le risque financier.

Mots clés : Structure du capital, entreprises algériennes, données Panel, Modèle Tobit ;

1. INTRODUCTION :

Soixante ans après l'apparition du célèbre article[†] de Modigliani et Miller (MM, 1958), la question de la structure du capital des entreprises demeure un des thèmes centraux de la finance corporative. En effet, l'existence d'une combinaison optimale (dettes et fonds propres) optimisant la valeur de l'entreprise reste une préoccupation majeure pour les dirigeants et les propriétaires. Aussi, ce n'est pas anodin, si ce sujet a fait l'objet d'une pléthore d'études de théorisation et de travaux empiriques. Cependant, force est de reconnaître qu'à ce jour, la littérature financière n'a pu trancher de manière définitive sur cette question en apportant une réponse consensuelle. Sur le plan théorique, plusieurs chercheurs ont essayé d'expliquer la structure du capital en s'éloignant des hypothèses de base émises par MM à travers la théorie d'agence et la théorie du signal. Sur le plan empirique, un hiatus dans les résultats est observé. La disparité des économies, la divergence des systèmes financiers et fiscaux et les qualités des échantillons sont tant de facteurs qui rendent difficile d'avoir des résultats convergents entre toutes les études.

Jusqu'au milieu des années 90, une grande partie des études ont été menées sur les pays développées. Depuis, plusieurs chercheurs se sont attelés aux pays en développement qui représentent des caractéristiques spécifiques tels que l'absence ou la faiblesse du marché financier et un système bancaire peu dynamique. L'Algérie fait partie de ces pays où la question de la structure du capital commence à être traitée par le monde académique de manière sérieuse. Dans ce sillage, cet article constitue une étendue naturelle aux travaux antérieurs, avec deux spécifications. La première concerne l'intégration de l'aspect dynamique avec le recours aux méthodes économétriques sur des données panel. La seconde est l'intégration de nouvelles variables dans le modèle pour capter l'ensemble des effets sur la structure du capital.

2. REVUE DE LITTÉRATURE :

L'étude de Modigliani et Miller (MM) de 1958 est considérée comme le tournant de la pensée moderne dans l'étude de la structure du capital, après avoir été principalement basée sur le concept du levier financier dans l'interprétation de la structure de financement. Cette étude a permis de fournir une interprétation scientifique de la théorie de l'indépendance de la valeur marchande de la structure de financement sous un certain nombre d'hypothèses telles que l'existence d'un marché parfait et l'absence d'impôts.

Cependant, l'irrationalité de ces hypothèses et leur éloignement de la réalité économique, ont fait que les résultats de cette étude ont été rapidement rejetés par la communauté scientifique y compris par ses auteurs à savoir Modigliani et Miller. Ainsi, ces

[†] Modigliani, F. – Miller, M. (1958): The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment. *American Economic Review*, vol. 48, 1958, pp. 261–297.

derniers ont proposé en 1963, une nouvelle analyse[‡] dans laquelle l'impôt est réintégré et à travers laquelle ils montrent que la valeur marchande de l'entreprise dont la structure financière contient des dettes est égale à celle dont la structure financière ne contient pas de dettes, majorée de la valeur actualisée de l'économie d'impôt liée à l'endettement. En termes simples, ce résultat signifie que la meilleure structure de financement correspond à celle qui dispose du plus fort pourcentage de dettes. Bien évidemment, ce résultat il fallait le prendre avec beaucoup de réserve car il serait inimaginable qu'une entreprise puisse être financée à 100% par la dette.

Sur la base des travaux mentionnés ci-dessus, plusieurs études ont tenté d'expliquer la structure du capital dans son ensemble pour abandonner les hypothèses idéalistes sur lesquelles les modèles (Modigliani & Miller, 1958, 1963) ont été construits. Ces critiques dirigées contre les hypothèses retenues ont poussé l'un de ces chercheurs (Miller, 1977) à modifier le modèle de 1963 en introduisant dans l'analyse l'effet de l'impôt des particuliers sur le revenu des investisseurs. Le chercheur a conclu que cet impôt pouvait conduire à l'annulation de l'économie d'impôt générée par l'endettement.

Dans le même contexte, l'abandon à la fois de l'hypothèse d'absence de frais de faillite et de l'hypothèse d'absence de conflit d'intérêt entre les différents intervenants (dirigeants, actionnaires, banquiers) a permis l'émergence d'une nouvelle pensée dite « la théorie du Trade- Off » qui stipule que le recours massif à l'endettement permet l'émergence de nouveaux coûts appelés coûts de faillite. En termes simples, la probabilité de faillite est proportionnelle au taux d'endettement. Sur un autre volet, la dépendance de l'entreprise vis-à-vis des sources de financement externes permet l'émergence de nouveaux coûts résultant d'un conflit d'intérêt entre les administrateurs de l'entreprise, les propriétaires du capital et les bailleurs de fonds externes. Cette situation génère des coûts supplémentaires traduits dans le travail de suivi des gestionnaires, imposé par les actionnaires. Ces coûts sont connus sous le nom de coûts d'agence et les études de références dans ce domaine sont celles de Jensen et Meckling 1976, Harris et Raviv 1990 et enfin Jensen 1986. Les partisans de cette théorie supposent qu'il existe un taux d'endettement optimal dans lequel la différence entre les avantages découlant de la dette et les coûts y afférents soit une valeur positive maximale.

L'étude (Jensen et Meckling 1976) a été considérée comme la pierre angulaire, qui a fourni un climat favorable au développement d'une nouvelle approche théorique, connue sous le nom de la théorie de l'asymétrie de l'information. Cette théorie est principalement basée sur l'abandon de deux hypothèses principales du travail de Modigliani et Miller, en l'occurrence la similitude des attentes entre les administrateurs et les investisseurs concernant les bénéfices futurs, ainsi que l'hypothèse du marché parfait, qui stipule entre autre que tous les clients disposent de la même quantité d'informations.

Le développement théorique dans ce domaine a permis de produire plusieurs études qui montrent comment limiter le problème d'asymétrie d'information. A titre d'exemple, on peut citer la théorie du signal qui illustre comment les gestionnaires peuvent envoyer des signaux financiers sur l'image de leur entreprise tels que la part des gestionnaires dans le capital ou le ratio d'endettement (Leland et Pyle 1977, Ross 1977).

[‡]Corporate Income Taxes and the Cost of Capital. A Correction, (F. Modigliani; M. H. Miller, 1963)

Parallèlement, la théorie de l'asymétrie de l'information a ouvert de nouvelles perspectives et a pu apporter des explications concernant l'ordre établi dans la théorie d'hierarchisation des préférences des sources de financement qui classe au premier rang l'autofinancement suivi par la dette et enfin l'ouverture du capital. En effet, un problème d'asymétrie d'information peut être observé entre les administrateurs et les nouveaux actionnaires lors du processus d'émission de nouvelles actions, car les nouveaux actionnaires sont bien conscients que l'administration travaille pour servir les intérêts des anciens actionnaires, qui d'ailleurs peuvent refuser le processus s'ils savent que ce processus aura un impact négatif sur leurs rendements. Cela explique aisément la préférence pour le financement par endettement sur le financement par ouverture de capital (Myers et Majluf 1984).

De nouvelles tendances sont apparues récemment pour tenter d'expliquer la structure du capital au travers de l'environnement financier et juridique dans lequel évolue l'entreprise. A titre d'exemple, la proportion de la dette dans la structure financière est importante dans les pays où le système bancaire est dominant (économie basée sur la dette) comme les économies allemande ou italienne. Par contre, dans les économies dont les marchés financiers très actifs telle que les Etats unis, une grande proportion de la structure du capital émane de l'émission d'actions (R. La Porta et al 1998).

Dans le même sillage, la différence de l'environnement économique a fait émerger la théorie des coûts de transaction dans le sens où la politique financière est impactée différemment selon les spécificités de chaque pays. Ainsi, la source de financement optimale correspond à celle où le coût de transaction est le plus faible, ce dernier est principalement lié à la qualité et à la confidentialité de l'actif financé (Williamson 1988).

Enfin, nous terminons par la théorie du rationnement de crédit où la dette ne constitue pas un élément central, en particulier pour les petites et moyennes entreprises qui ont une faible capacité à attirer des prêts, principalement en raison de la faiblesse des garanties (Stiglitz et Weiss 1981, Williamson 1986). Le processus d'équilibre du marché entre les demandeurs de prêt et leurs bailleurs de fonds, fait que certaines entreprises se retrouvent exclues du processus de financement dans les conditions appliquées sur le marché. Une nouvelle tendance est également apparue, connue comme l'économie fiscale résultant du non-endettement et l'un des pionniers de cette approche (De Angelo et Masulis 1980), qui a indiqué qu'il existe des alternatives fiables à l'économie fiscale pour la dette, comme la politique d'amortissement appliquée dans l'entreprise

Sur le plan national, plusieurs académiciens se sont intéressés à la question de la structure du capital dans le contexte algérien (M. Guerrache 2015, M. Belkacemi 2019,...). Les résultats de ces études empiriques convergent sur le fait que le choix de financement des entreprises algériennes repose essentiellement sur les conclusions de la théorie de l'asymétrie d'information. En effet, les banques de la place adoptent des politiques d'aversion au risque drastique à l'égard des projets présentés par les chefs d'entreprises, l'obtention des crédits est subordonnée dans la majeure partie à la présence de garanties corporelles.

3. METHODOLOGIE

Se basant sur certains travaux empiriques (Kebewar 2012, Guerrache 2015, Belkacemi 2019), nous avons eu recours à la modélisation économétrique sur des données Panel avec le choix du Modèle Tobit. Ce dernier, est le plus adéquat pour appréhender la relation entre le taux d'endettement et les différents déterminants de la structure de capital (variables quantitatives et qualitatives).

Dans cette perspective, plusieurs hypothèses ont été émises sur la nature de la relation entre les différentes variables avec le taux d'endettement (voir tableau n°01).

Tableau n°01 : Hypothèses émises dans le cadre de notre recherche

HYPOTHESES RETENUES DANS LE CADRE DE NOTRE RECHERCHE	REVUE DE LITTÉRATURE THEORIQUE ET EMPIRIQUE	
	Relation Positive (+)	Relation négative (-)
Hypothèse 1 : il existe une relation positive (+) entre la taille et l'endettement. Les grandes entreprises peuvent bénéficier d'un accès facile aux crédits et par leur politique de diversification des actifs ont des coûts de faillite négligeables.	Haan et Hinloopen (2003).	Rajan&Zingales (1995).
Hypothèse 2 : il existe une relation positive (+) entre l'endettement et la tangibilité des actifs. Les entreprises utilisent leurs actifs comme garanties pour bénéficier des crédits ;	Pecking Order Theory (POT), Scott (1977), Harris & Raviv (1990), les Rajan & Zingales (1995),	Pour Grossman & Hart (1982), Jensen (1986), Stulz (1990),
Hypothèse 3 : il existe une relation positive (+) entre l'endettement et la rentabilité économique. Les entreprises utilisent l'effet du levier pour maximiser la rentabilité des capitaux propres.	Trade-off Theory (TOT), Rajan et Zingales (1995), Wald (1999), Ozkan (2001),	POT
Hypothèse 4 : il existe une relation négative (-) entre l'endettement et le risque financier.	/	TOT, POT
Hypothèse 5 : Il existe une relation négative (-) entre l'endettement et l'économie d'impôt non liée à l'endettement (Non-Debt Tax Shield). Les entreprises disposant plus de NDTs recourent moins à l'endettement.	/	TOT, Titman et Wessels (1998), Ozkan (2001), Deesomak et al. (2004), Chen (2004)
Hypothèse 6 : il existe une relation positive (+) entre l'endettement et la capacité d'autofinancement.	Selon Ozkan (2001),	
Hypothèse 7 : Il existe une relation positive (+) entre l'endettement et le statut juridique de l'entreprise. Une implication forte du propriétaire dans le capital de l'entreprise encourage les banques à le financer ;	Guerrache 2015, Belkacem 2019	/
Hypothèse 8 : Il existe une relation positive (+) entre l'endettement et le secteur d'activité.	S. Titman& R. Wessels 1988, C. Yang & al 2009,	

4. SOURCE DE DONNEES :

Le Centre National du Registre de Commerce a mis à notre disposition les documents comptables (bilans et comptes sociaux) de près de 200 entreprises algériennes.

Après exclusion des sociétés mobilières, financières et publiques, nous avons retenu sur un échantillon de 102 entreprises activant de plusieurs secteurs d'activités et sur une période de quatre (04) ans, allant de 2012 à 2015.

5. DESCRIPTION DES VARIABLES :

5.1 Variable endogène :

- **Taux d'endettement (DMT) :** Cette variable permet de mesurer le taux des dettes d'investissement rapporté au total du passif. (D. Margaritis & M. Pasillaki 2010, S. R. Cheng & C. Shiu 2007)

$$DMT = \frac{DMLT}{\text{Total passif}}$$

5.2 Variables exogènes :

- **Taille de l'entreprise (Size) :** Cette variable est estimée à travers le logarithme du chiffre d'affaires ou du total actif.

$$SIZE = \text{Log}(\text{Total actif})$$

- **Les Garanties (AC) :** Cette variable permet de mesurer les garanties en nature que possède l'entreprise qui peuvent servir à honorer ses engagements en cas de défaut de paiement. Cette variable correspond au rapport entre l'actif net en nature et le total des actifs (H.S.Song 2005, Imen Latrous 2007).

$$AC = \frac{\text{Total actifs nets}}{\text{Total actifs}}$$

- **La rentabilité (ROA) :** Cette variable permet de mesurer la rentabilité de l'entreprise à travers la productivité économique rapportée au total des actifs économiques. (Rajan et Zingales 1995, A. Detmar 2004).

$$ROA = \frac{\text{Résultat d'exploitation}}{\text{Total actifs}}$$

- **Economie d'impôt non lié à l'endettement (NTS) :** Cette variable permet de mesurer l'économie d'impôt non lié à l'endettement. Habituellement, elle est calculée à travers le total des amortissements rapporté au total actif (C. Chang et al 2009).

$$NTS = \frac{\text{Amortissements}}{\text{Total actifs}}$$

- **Capacité d'autofinancement (AF)** : Cette variable permet de mesurer le pourcentage d'indépendance financière de l'entreprise. Elle est calculée en divisant la capacité d'autofinancement par les fonds propres.

$$AF = \frac{\text{Capacité d'autofinancement}}{\text{Total fonds propres}}$$

- **Les secteurs d'activité (SA)** : Cette variable permet d'inclure dans le modèle une variable qualitative susceptible de capter l'impact du secteur d'activité sur la politique d'endettement. (C. Yang & al 2009). Etant la taille de l'échantillon assez réduite, la ventilation des secteurs a été établie sur deux niveaux à savoir industriel et services.

Secteur industriel	Code 1
Secteur Services et commerce	Code 2

- **Risque financier (Risfi)** : Le risque financier peut être appréhendé à travers le rapport entre les charges financières et le chiffre d'affaires

$$\text{Risfi} = \frac{\text{charges financières}}{\text{chiffre d'affaire}}$$

- **Forme juridique de l'entreprise (Entre)** : Cette variable permet d'introduire dans le modèle une seconde variable qualitative sur la nature juridique des entreprises et son impact sur le management.

Sarl : code 1
EUR : code 2

6. MODELE ECONOMETRIQUE

L'équation de la régression linéaire est donnée comme suit :

$$DMT_{it} = \alpha + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 AC_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 NTS_{it} + \beta_5 AF_{it} + \beta_6 s_{-}a_{it} + \beta_7 Risfi_{it} + \beta_8 Entre_{it}(\mu_i + v_{it})$$

Avec :

- DMT : DMLT/total passif
- i = 1 à 102 (nombres d'entreprises)
- t = 1 à 4 (nombre d'années)

7. ESTIMATION DU MODELE :

7.1 Tests d'adéquation des modèles :

Sur la base de ce qui a été mentionné ci-dessus lors de la présentation du modèle utilisé dans l'étude, il est nécessaire d'appréhender la tendance des données de l'échantillon retenu. En termes simples, il s'agit d'identifier le meilleur modèle pour le processus d'estimation à savoir si le modèle est de type données combinées ou bien à effets individuels (effets aléatoires ou fixes). Pour ce faire on recourt au test de Fisher, et selon le résultat obtenu, on saura s'il est nécessaire ou non d'utiliser le test de Hausman.

- **Test de Fisher** : Les résultats du test de Fisher sont donnés dans le tableau ci-dessous :

Tableau n°02 : Résultats du test de Fisher.

Test de Fisher			
Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	408
Group variable: entreprise	Number of groups	=	102
F test that all $u_i = 0$:	F (101, 300)	=	9,78 Prob > F = 0.0000

La probabilité d'accepter l'hypothèse nulle indiquant que les constantes sont égales ou inférieures au niveau de signification de 5%. Cette hypothèse étant rejetée, l'hypothèse alternative est retenue d'où le modèle à effets individuels (aléatoire ou fixe) est le meilleur pour le processus d'estimation.

- **Test d'Hausman**

Les résultats du test d'Hausman sont indiqués dans le tableau ci-dessous :

Tableau n°03 : Résultats du test d'Hausman.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V _{b-B})) S.E.
	(b) fixed	(B) random		
ac	.0374301	.0780982	-.0406681	.020252
size	-.0186724	-.0048995	-.0137729	.00791
roa	-.0148183	-.0353612	.0205429	.007393
nst	-.0355246	.0167882	-.0523128	.02893
af	-.018191	.0010979	-.0192889	.005454
risf	.0937196	.1124984	-.0187787	.014161

b = consistent under Ho and Ha; obtained from OLS

B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from FE

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(6) = (b-B)' [(V_b-V_B)⁻¹] (b-B)
= 36.79
Prob>chi2 = 0.0000

Nous constatons que la valeur de la probabilité de Chi2 (0,00%) est inférieure au niveau de signification d'où il est préférable d'utiliser le modèle à effets fixes. Mais il convient de noter que le test de Hausmann n'a pas pris en compte le caractère de la variable dépendante dans cette étude, soit DMT qui est limitée dans un domaine spécifique (0 et 1). En effet, le modèle utilisé dans cette étude est un modèle Tobit dont les effets aléatoires lui

correspondent le mieux. Dans ce cas de figure, il est préférable l'utilisation d'un modèle à effets aléatoires, et ce bien que le test de Hausman ne soit pas concluant.

7.2 Résultats de l'estimation du modèle :

Les résultats de la première régression sont indiqués dans le tableau suivant :

Tableau n°03 : Résultats de la première estimation du modèle

Random-effects tobit regression					
Group variable: entreprise					
Random effects u_i ~ Gaussian					
Log likelihood = -12.184259					
wald chi2(8) Prob > chi2					
dmf	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf
ac	.1202784	.0586481	2.05	0.040	.0053303
size	.0047937	.023867	0.20	0.841	-.0419848
roa	-.0976586	.0520527	-1.88	0.061	-.19968
nst	.0554009	.0935007	0.59	0.554	-.127857
af	-.0021215	.0326685	-0.06	0.948	-.0661505
risfi	.1587129	.0659215	2.41	0.016	.0295091
s_a	-.1011409	.0516457	-1.96	0.050	-.2023646
entf	-.0595963	.0526507	-1.13	0.258	-.1627899
_cons	.0247752	.214302	0.12	0.908	-.395249
/sigma_u	.2246586	.0219327	10.24	0.000	.1816712
/sigma_e	.1271187	.006898	18.43	0.000	.1135989
rho	.7574814	.0403448			.6719488
Observation summary:		176	left-censored observations		
		232	uncensored observations		
		0	right-censored observations		

Nous notons que certaines variables ne sont pas significatives telles que : la taille (size, $P=0,841$) ; l'impôt non lié à l'intérêt (NST, $P=0,554$) ; la capacité d'autofinancement (af, $P=0,948$) et enfin le statut juridique de l'entreprise (entr, $P=0,258$).

Nous procédons à une deuxième régression du modèle avec seulement les variables significatives (les garanties, la rentabilité, le risque financier et le secteur d'activité). Il y a lieu de signaler que la constante bien qu'elle ne soit pas significative dans la première régression, son maintien dans le modèle n'a pas d'influence.

Tableau n°04 : Résultats de l'estimation finale du modèle.

Random-effects tobit regression		Number of obs	=	408
Group variable: entreprise		Number of groups	=	102
Random effects u_i ~ Gaussian		Obs per group: min	=	4
		avg	=	4.0
		max	=	4
Log likelihood = -12.999758		wald chi2(4)	=	22.86
		Prob > chi2	=	0.0001

dmr	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ac	.127863	.0583121	2.19	0.028	.0135734 .2421525
roa	-.1004056	.051109	-1.96	0.049	-.2005774 -.0002338
risfi	.1709777	.0638454	2.68	0.007	.0458431 .2961124
s_a	-.0993094	.0513057	-1.94	0.053	-.1998667 .0012479
_cons	.0235668	.0439632	0.54	0.592	-.0625995 .1097332
/sigma_u	.2268258	.021775	10.42	0.000	.1841475 .269504
/sigma_e	.1270686	.0068165	18.64	0.000	.1137086 .1404286
rho	.7611347	.0387904			.6789489 .8302498

Observation summary:	176	left-censored observations
	232	uncensored observations
	0	right-censored observations

Le tableau ci-dessus constituera la base de l'analyse statistique du modèle. Aussi, on constate que le nombre d'observations utilisées dans le modèle a été estimé à 408 observations (102 * 4), et le degré de signification du modèle est acceptable. En effet, la statistique avec un degré de liberté estimé à 4 Wald chi2 (4), qui a été estimée à 22,86 avec une probabilité de (0%), ce dernier est inférieur au niveau de signification 1%, ce qui signifie que le modèle à un degré de signification élevé. Selon le coefficient "Rho", 83,02% des changements résultaient de la différence entre les unités du panel, connue sous le nom de coefficient de corrélation entre les unités "corrélation interclasse".

Par ailleurs, avant de procéder à l'interprétation économique des résultats obtenus, il est important de tester sur le plan statistique la robustesse du modèle retenu, en recourant à un certain nombre de tests statistiques appropriés aux méthodes d'analyse sur des données Panel à effets aléatoires.

7.3 Tests de robustesse du modèle :

Une batterie de tests statistiques au nombre de cinq sont effectués afin d'apprécier la robustesse du modèle économétrique retenu.

- **Test de Breusch-Pagan :** Le test du multiplicateur de Lagrange (connu sous le nom de données de panel "Breusch-pagan") est destiné à aider à vérifier empiriquement la structure des erreurs aléatoires dans le modèle. En d'autres termes, ces erreurs sont-elles cohérentes avec la spécificité du modèle de régression OLS ou la pente des effets aléatoires.

Tableau n°05 : Résultats du test de test de Breusch-Pagan

Estimated results:		
	Var	sd = sqrt(Var)
dmt	.0338143	.1838867
e	.0087579	.0935835
u	.0185994	.1363795

Test: Var(u) = 0

chi2(1) =	247.15
Prob > chi2 =	0.0000

Grâce aux résultats ci-dessus, la valeur $\chi^2(1)$ est estimée à 247,15 et la probabilité correspondante de cette valeur (valeur P) est inférieure à 5%, rejetant ainsi l'hypothèse zéro stipulant le manque de divergence entre les unités et l'absence d'effets spéciaux individuels. Ainsi, l'hypothèse alternative est acceptée selon laquelle il existe une différence fondamentale entre les unités, d'où le meilleur modèle d'estimation est le modèle à effets aléatoires et non le modèle des moindres carrés.

- **Test de racine unitaire :** Il existe un certain nombre de tests de racine unitaire selon le cas des données : Levin-lin-Chu (1993,2002), Harris-Tzavalis (1999), Im - Pesaran - Shin (2003), Breitung (2000 ; Breitung et Das 2005), Hadri LM (2000), Fisher-type (Choi (2001)). Dans notre cas, étant donné le nombre d'observations (102) est assez grand et que le nombre d'années est fixé à seulement 4 (nombre réduit), le Test Harris-Tzavalis est le plus approprié. Les résultats des tests de racine unitaire pour les variables du modèle sont comme suit :

Tableau n°06 : Résultats du test de racine unitaire.

Variables	Statistic Rho	Z	P-value
DMT	0,1590	-4,2099	0,000
Ac	-0,0904	-8,5655	0,000
Roa	-0,128	-9,0963	0,000
Risfi	-0,19	-10,31	0,000
S_a	0,000	-6,9860	0,000

Nous observons que pour chacune des variables du modèle, la probabilité (valeur P) est égale à zéro, donc l'hypothèse nulle, est rejetée et l'hypothèse alternative selon laquelle les données sont stables (absence de la racine unitaire dans les données étudiées) est acceptée.

- **Test de multicollinéarité :** Le processus d'estimation des paramètres d'un modèle linéaire est affecté par la relation linéaire entre les différentes variables indépendantes, c'est-à-dire la relation linéaire entre deux variables selon laquelle l'une d'elles n'est rien d'autre qu'une combinaison linéaire de l'autre. .

Il est possible de différencier deux types de relations linéaires multiples, la relation linéaire complète «parfaite» et la relation linéaire partielle. Dans le premier cas, une des variables indépendantes n'est qu'une combinaison linéaire complète des autres

variables indépendantes, alors que dans le second cas, il y a au moins une variable indépendante liée avec une ou plusieurs variables indépendantes. Cette relation linéaire multiple entre les variables indépendantes du modèle affecte négativement le modèle, et cela peut être résumé par les points suivants : amplifier la valeur de variance des capacités du modèle ; l'étendue de la confiance pour les caractéristiques du modèle ; le test de Student «t» devient moins significatif et la valeur du coefficient de détermination est élevée.

Deux indicateurs seront utilisés dans cette recherche pour mesurer l'étendue de la présence de multiples relations linéaires entre les variables indépendantes du modèle, le premier indicateur est le coefficient VIF (Variance Inflation Factor) et le second indicateur est le degré de tolérance. Si la valeur du coefficient de contraste VIF pour une variable indépendante est supérieure à dix (10) ou bien le degré de tolérance est inférieur à 0,1 (1/VIF), on peut conclure que cette variable n'est qu'une relation linéaire avec d'autres variables indépendantes.

Tableau n° 07 : Résultats du test de multicollinéarité

Variable	VIF	1/VIF
nst	1.64	0.609173
risfi	1.44	0.694812
s_a	1.32	0.756661
ac	1.32	0.758280
size	1.26	0.790840
roa	1.17	0.857685
af	1.12	0.896647
entf	1.06	0.947088
Mean VIF	1.29	

Nous remarquons que toutes les valeurs du coefficient de contraste «VIF» sont inférieures à 10 et en conséquence, les valeurs du degré de tolérance étaient toutes supérieures à 0,1, ce qui indique l'absence du phénomène de polymorphisme linéaire entre les variables indépendantes.

- **Test de corrélation des erreurs :** La présence du problème de corrélation linéaire dans les modèles de panel conduit à un biais de la valeur de l'écart-type et les résultats du processus d'estimation sont moins efficaces. Le comportement de la variable aléatoire dans l'équation de régression est lié à son comportement dans une autre période de temps, et l'un des tests les plus importants en ce qui concerne les données du panel est le test Wooldridge 2002, qui s'appuie sur son analyse de l'équation de régression illustrée dans la relation suivante :

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta_1 + Z_i\beta_2 + \mu_i + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots(01)$$

Nous visons à travers le test d'autocorrélation à étudier si les erreurs sont liées les unes aux autres, c'est-à-dire pour chacune. La méthode (Wooldridge 2002) repose sur le test de l'étendue des résidus pendant la première période, comme l'indique la relation suivante :

$$\begin{aligned} y_{it} - y_{it-1} &= (X_{it} - X_{it-1})\beta_1 + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \\ \Delta y_{it} &= \Delta X_{it}\beta_1 + \Delta \varepsilon_{it} \dots\dots\dots(02) \end{aligned}$$

Le test proposé par Wooldridge vise à étudier la validité de l'hypothèse nulle expliquée par le test suivant :

- H0 : Absence d'autocorrélation ;
- H1 : Existence d'une autocorrélation dans l'échantillon.

Les résultats du test sont comme suit :

```
. xtserial dmt ac size roa nst af risf s_a entf

wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
    F( 1, 101) = 50.380
    Prob > F = 0.0000
```

Nous observons que la valeur de la probabilité est inférieure à 5%, et à partir de là, nous rejetons l'hypothèse zéro et acceptons l'hypothèse alternative qui stipule qu'il y ait autocorrélation dans l'échantillon. Cette présence d'autocorrélation statistique n'affecte pas significativement l'efficacité des variables de l'étude dans la mesure où le test (Wooldridge 2002) est plus efficace dans les échantillons de Grande taille (Drukker 2003) contrairement aux données utilisées dans notre modélisation qui sont plus de type «micro panels».

- **Test d'homoscédasticité** : Le problème du manque de stabilité de la variation d'erreur est connu sous le nom «d'hétéroscédasticité» :

$$E(\varepsilon_i^2) \neq \sigma^2 \dots\dots\dots(01)$$

Il ressort du test que la valeur du coefficient LR chi2 (117) est de -4974,17 ce qui montre clairement l'absence d'une quelconque hétéroscédasticité.

En se référant aux résultats des différents tests ci-dessus, on peut dire que le modèle économétrique possède un degré de signification élevé, permet d'expliquer la variable dépendante en termes de changement de variables indépendantes et enfin ce modèle satisfait largement les hypothèses de base d'une régression sur des données du

panel en utilisant des effets aléatoires. Par conséquent, le modèle est retenu dans sa globalité.

7.4 Interprétation économique des résultats du modèle

- **Les garanties :** Plusieurs études ont montré la relation directe entre les garanties et l'effet de levier. A cet égard, on peut citer l'étude (Rajan&Zingales 1995, P. Gaud & E. Jani 2002), qui a conclu que les actifs en nature représentent de fortes garanties qui permettent à l'entreprise de renforcer sa capacité d'emprunt. Par conséquent, les entreprises disposant d'importants actifs en nature préfèrent utiliser la dette plutôt que de recourir au financement en mobilisant des capitaux, étant donné les problèmes d'asymétrie avec les informations sur ces derniers (S. Titman&Wessels 1988).Le résultat de notre étude corrobore ce constat. En effet, une forte signification statistique entre la variable des garanties et la variable de la dette à moyen et long terme (0,127), qui correspond à l'approche théorique de la recherche, car les institutions qui ont des garanties fortes ont des opportunités importantes pour attirer des ressources financières importantes du secteur bancaire, contrairement aux entreprises qui ne le font pas. Cela dépend de la structure de ses actifs sur d'énormes investissements en nature, donc les opportunités de financement sont faibles, comme la réalité des petites et moyennes entreprises, en plus de cela, les institutions qui ont des opportunités de financement bancaire évitent facilement d'éviter le labyrinthe de financement en augmentant le capital en raison de ses effets négatifs sur les intérêts des actionnaires et des gestionnaires. Les deux sont principalement dus au problème d'asymétrie des informations.
- **La rentabilité :** La rentabilité est l'une des variables qui ont connu plusieurs interprétations sur le plan théorique. Du point de vue de la théorie de l'équilibre, il existe une relation directe entre cette dernière et la variable effet de levier, étant donné que les institutions qui réalisent un taux de rentabilité élevé préfèrent financer leurs besoins par le biais de la dette, et cela est dû aux avantages fiscaux qui seront réalisés. Concernant les sources de financement, elles supposent qu'il existe une relation inverse entre cette variable et le taux d'emprunt, et cela est dû au fait que les entreprises qui atteignent un taux de rentabilité élevé préfèrent financer leurs projets par le biais de leurs activités, c'est-à-dire par autofinancement. La première est que la différence est financée par l'emprunt, car plusieurs études ont démontré la relation inverse entre la variable coût-efficacité et la variable effet de levier (Rajan&Zingales 1995, P. Gaud & E. Jani 2002, S.T.Hijazi & Y.Bentaraq 2006).

En ce qui concerne ce travail, nous avons remarqué qu'il existe une relation inverse entre la variable la dette à moyen et long terme (-0,1) et l'endettement, et la théorie du financement hiérarchisé a expliqué cette situation. En effet, les entreprises algériennes qui disposent de bons rendements préfèrent financer leurs besoins d'abord par l'autofinancement, et si ce n'est pas suffisant, elles recourent au financement par emprunt.

- **Le risque financier :** Selon la TOT et la POT, il existe une relation négative entre le risque financier et le niveau d'endettement. L'endettement augmente la volatilité du résultat net, ce qui conduit les entreprises à constituer d'une réserve d'actifs facilement

mobilisables afin de ne pas souffrir de problème de sous-investissement dans le futur. Dans notre cas de figure, nous constatons que le risque financier a un impact positif sur l'endettement ce qui peut être expliqué par le fait que l'accroissement des charges financières augmentent proportionnellement à la politique d'endettement des entreprises.

- **Le secteur d'activité :** En raison de la taille réduite de l'échantillon, la variable secteur d'activité a été scindée en seulement deux modalités : les entreprises industrielles et les entreprises de services. Bien que cette spécification est limité au regard du nombre important de secteurs existants, cette variable est significative dans notre modèle à l'instar de plusieurs études traitant cette question. Pour notre cas, les entreprises industrielles recourent plus à l'endettement pour le financement de leurs besoins d'investissement, que les entreprises de services qui se limitent souvent aux dettes à court terme (besoin en fonds de roulement).

8. CONCLUSION :

La question des déterminants de la politique d'endettement des entreprises est considérée parmi les questions les plus traitées en finance par le monde académique et durant ces soixante dernières années. Aussi, la complexité et les enjeux y afférents aux décisions prises par les dirigeants sur le choix de la structure financière alimentent les divergences théoriques. Sur le plan empirique, des désaccords sont également observés. La disparité des économies étudiées, de la qualité des échantillons d'entreprises et les périodes d'analyse sont tant de facteurs qui empêchent d'avoir des résultats harmonisés y compris pour le même pays.

Concernant notre étude, il est clair que la structure du capital des entreprises algériennes est influencée par la présence de garanties corporelles. En effet, la politique d'octroi de crédit appliquée par les banques de la place repose essentiellement sur une aversion au risque. Seules les entreprises disposant de garanties corporelles suffisantes sont susceptibles d'accéder à des prêts. Cette situation peut trouver réponse dans les explications fournies par la théorie de l'asymétrie d'information entre les banques et les dirigeants d'entreprises. Ces enseignements dégagés corroborent les résultats issus de certaines études traitant le cas algérien (M. Guerrache 2015). Toutefois, cette étude gagnerait en robustesse par le choix d'un échantillon aléatoire plus représentatif et de taille élevée.

BIBLIOGRAPHIE :

1. BAUER, P., & BUBAK, V. (2003). Informative value of firm capital structure. *Prague Economic Papers, University of Economics, Prague*, 3, 233–248.
2. DEANGELO, H., & MASULIS, R. (1980). Optimal Capital Structure under Corporate and Personal Taxation. *Journal of Financial Economics*, 8, 3–29.

3. BELKACEMI, M. (2019). *Les déterminants de la structure du capital : Etude empirique sur un échantillon d'entreprises privées algériennes de grande et moyenne taille* (Thèse de Doctorat). Ecole Supérieure de Commerce, Alger.
4. BOOTH, L., AIVAZIAN, V., DEMIRGUC-KUNT, A., & MAKSIMOVIC, V. (2001). Capital Structure in Developing Countries. *Journal of Finance*, 56, 87–130.
5. BELGHITI, H. (2006). *Les déterminants de la structure du capital : application pour les entreprises canadiennes et américaines de 1995 à 2005*. (Thèse de Magister). Université de Québec, Montréal - Canada.
6. CHAPLINSKY, S., & NIEHAUS, G. (1990). The Determinants of Inside Ownership and Leverage. *University of Michigan*
7. BRADLEY, M., JARRELL, G., & KIM, E. H. (1984). On the Existence of an Optimal Capital Structure: Theory and Evidence. *Journal of Finance*, 39, 857–878.
8. FAMA, E. F., & FRENCH, K. R. (1998). The Corporate Cost of Capital and the Return on Corporate Investment. *Center for Research in Security Prices, University of Chicago*.
9. CHAPLINSKY, S., & NIEHAUS, G. (1993). Do Inside Ownership and Leverage Share Common Determinants? *Quarterly Journal of Business and Economics*, 32, 51–65.
10. FRIEND, I., & HASBROUCK, J. (1988). Determinants of Capital Structure. *Research in Finance*, 7, 1–19
11. GUERRACHE, M. (2015). *Les déterminants de la politique financière des entreprises algériennes privées. Analyse d'un échantillon d'entreprises algériennes pour la durée 2005 à 2008*. (Thèse de Doctorat). Ecole Supérieure de Commerce, Alger.
12. DVOÁK, V. (2000). Financing of Firms in the Czech Republic: *Institute of Economic Studies, Charles University*.
13. JENSEN, M. C., & MECKLING, W. H. (1976). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, 3, 305–360.
14. JENSEN, M. C. (1986). Agency Costs of Free Cash-flow, Corporate Finance, and Takeovers. *American Economic Review*, (76), 323–329.
15. HARRIS, M., & RAVIV, A. (1991). The Theory of Capital Structure. *Journal of Finance*, 46, 297–355.
16. HUANG, S. G., & SONG, F. M. (2002). The Determinants of Capital Structure: Evidence from China. *Hong Kong Institute of Economics and Business Strategy*, (1042).
17. GONEDES, N. J., LANG, L., & CHIKAONDA, M. (1988). Empirical Results on Managerial Incentives and Capital Structure. . *The Wharton School, University of Pennsylvania*.
18. HSIA, C. C. (1981). Coherence of the Modern Theories of Finance. *Financial Review*, 27–42.
19. KEBEWAR, M. (2012). *La structure du capital et son impact sur la profitabilité et sur la demande de travail : analyses théoriques et empiriques sur données de panel françaises* (Thèse de Doctorat). Université D'Orléans, France.
20. MODIGLIANI, F., & MILLER, M. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment. *American Economic Review*, 48, 261–297.

21. MARSH, P. (1982). The Choice between Equity and Debt: An Empirical Study. *Journal of Finance*, 37, 121–144.
22. TRABELSI, A. (2006). *Les déterminants de la structure du capital et les particularités du financement dans les PME : une étude sur données françaises* (Thèse de Doctorat). Université Paris Dauphine, France.
23. SEDER, S. (2005). *Etude sur la structure du capital des PME algériennes : perspectives de la banque* (Thèse de Magister). Ecole Supérieure du Commerce, Alger.
24. LONG, M., & MALITZ, I. (1985). The Investment-financing Nexus: Some Empirical Evidence. *Midland Corporate Finance Journal*, 3, 53–59.
25. KLEIN, L. S., O'BRIEN, T. J., & PETERS, S. R. (2002). Debt vs. Equity and Asymmetric Information: A Review. *Financial Review*, 37, 317–350.
26. KIM, W. S., & SORENSEN, E. H. (1986). Evidence on the Impact of the Agency Costs of Debt in Corporate Debt Policy. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 21, 131–144.
27. KESTER, C. W. (1986). Capital and Ownership Structure: A Comparison of United States and Japanese Manufacturing Corporations. *Financial Management*, 15, 5–16.
28. MACKIE-MASON, J. K. (1990). Do Taxes Affect Corporate Financing Decisions? *Journal of Finance*, 45, 1471–1493.