الفصل الخامس :

دراسة محددات الرفع المالي لعينة من المؤسسات الجزائرية الخاصة

مقدمة الفصل:

في الجانب النظري من هذه الدراسة تم مسح أهم النظريات المفسرة لهيكلة رأس المال، حيث شهد هذا الجانب من البحث تطور ملحوظ في العقود الأربع الأخيرة، واعتبرت دراسة مدقلياني وميلر نقطة التحول في هذا المجال، فظهرت نظرية المراجحة والتي مفادها المفاضلة بين الفائدة الناجمة عن الديون والتكاليف المترتبة عنها، مما يسمح للمؤسسة من تحديد النسبة المثلى لمديونية، هذه الأخيرة لها دور مهم حسب توجه نظرية الوكالة فاستخدام الديون في الهيكل المالي يسمح للمؤسسة من تخفيف عبئ تكاليف الوكالة الناجمة عن تضارب المصالح بين المساهمين والمسيرين، لكن التفريط منها يسمح بظهور نوع آخر من تكاليف الوكالة الناجم عن تضارب المصالح بين المسيرين والمقرضين.

وحسب نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل تأتي الديون في المرتبة الثانية بعد التمويل الذاتي لما يشهده التمويل عن طريق فتح رأس المال من مشاكل عدم تماثل المعلومات، وظهرت نظرية الإشارة للتخفيف من مشكل عدم تماثل المعلومات. أما نظرية القوانين والمالية فاهتمت بمتغير جد مهم ألا وهو تأثير البيئة التشريعية والقانونية على القرارات المالية للمؤسسة ، حيث لا يمكن لهذه الأخيرة أن تعيش في معزل عن محيطها، إذ يمكن أن تشهد عملية منح القروض قيود تشريعية أو قانونية تفرضها البنوك مما يقصي بعض المؤسسات من الحصول على هذا النوع من التمويل وهذا ما أشارت إليه نظرية تحديد القروض، كذلك حاولت نظرية الصفقات تفسير السلوك المالي للمؤسسات من منظور تكلفة الصفقة، هذه الأخيرة مرتبطة ارتباط كبير بنوعية الأصل الممول، إضافة إلى ذلك تم التشكيك في مدى أهمية الاقتصاد الضريبي الناجم عن الديون كون المؤسسة يمكنها استخدام بدائل لذلك مثل مخصصات الإهتلاك (DeAngelo and Masulis 1980).

مما سبق فإن هدف هذه الدراسة هو البحث في النظريات السالفة الذكر أيها الأكثر تفسيرا للواقع المالي للمؤسسات الجزائرية الخاصة؟ وما هي المتغيرات الأكثر تفسيرا لسياسة المديونية في المؤسسات الجزائرية. فحسب الدراسات السابقة لا يوجد إجماع حول المتغيرات المفسرة لهيكلة رأس المال فهي تختلف من عينة لعينة ومن اقتصاد لأخر، وهذا نظرا للثراء النظري حول الموضوع ، لهذا سنحاول من خلال هذا الفصل دراسة محددات سياسة المديونية في المؤسسات الجزائرية الخاصة على عينة من 118 مؤسسة في الفترة الممتدة مابين 2005-2008 باستخدام نموذج الانحدار الخطي للمتغيرات التابعة المحصورة والمعروف بنموذج « توبت » في ظل معطيات بانل للآثار العشوائية، و لتحقيق ذلك سنقوم في بداية الأمر بعرض بعض الدراسات الميدانية المتعلقة بالموضوع والتي ستسمح لنا من تحديد معالم الدراسة، بعد ذلك سيتم التعريف بعينة الدراسة والطريقة المتبعة للتحليل وفي الأخير سيتم عرض مختلف النتائج وتحليلها.

المبحث الأول: الدراسات السابقة حول الموضوع

يهدف هذا المبحث إلى مسح جملة من الدراسات التي حاولت تفسير السلوك المالي للمؤسسات، فبعد الدراسة التي قدمها مدكلياني و ميلر 1958 قامت عدة بحوث بمعالجة هذا الموضوع بإسقاط فرضيات المثالية التي بنيا عليها هذا النموذج، هذه الأخيرة مهدت لظهور عدة نظريات مفسرة لهيكل رأس المال و لعل من أبرزها كل من نظرية التوازن التي مفادها المفاضلة بين الفوائد و التكاليف المترتبة عن الديون (تكاليف الإفلاس، تكاليف الوكالة...إلخ) و نظرية عدم تماثل المعلومات والنظريات المنطوية تحث لوائها مثل نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل ونظرية الإشارة.

لذلك سنحاول من خلال هذا المبحث عرض مختلف الدراسات التي حاولت قياس تكاليف الإفلاس من منظور نظرية التوازن، وفي النقطة الثانية سنقوم بدراسة بعض الأعمال الميدانية المتعلقة بنظرية عدم تماثل المعلومات، وكنقطة أخيرة سيتم عرض بعض الدراسات المتعلقة بواقع المؤسسات الجزائرية، ثم محاولة تسليط الضوء على بعض الدراسات المتعلقة بالنظريات الأخرى المفسرة لهيكلة رأس المال مثل نظرية القوانين والمالية ونظرية تكاليف الصفقات.

المطلب الأول: الدراسات السابقة المتعلقة بقياس حجم تكاليف الإفلاس

سنحاول من خلال هذا المطلب تسليط الضوء على بعض الدراسات التي حاولت قياس حجم تكاليف الإفلاس، كونها المتغير الأساسي في تحديد المعدل الأمثل للمديونية حسب منظور نظرية التوازن، مع عرض بأكثر دقة النتائج المتحصل في دراسة كل من (Warner 1977) و (Altman 1984)، باعتبارهما من الدراسات الأساسية في هذا الجانب وهذا كما يلي:

1/ دراسة Baxter 1967

قام الباحث بتقدير تكاليف الإفلاس بحوالي 20% من قيمة تكاليف التصفية، لكن يعاب على هذه الدراسة أنها اقتصرت على المؤسسات الشخصية ذات الحجم الصغير التي وقعت فعلا في الإفلاس*، وأعتبر الباحث أن تكاليف الإفلاس للمؤسسات يمكن أن تكون أقل بكثير من النسبة المذكورة أعلاه، لكنها في المجمل تكون كبيرة بما فيه الكفاية لكي يمكن مقارنتها مع الفوائد الجبائية للمديونية[1]، ويمكن تفسير السبب الرئيسي لضخامة تكاليف الإفلاس المتحصل عليها من خلال هذه الدراسة إلى اعتماد الباحث على عينة من المؤسسات الشخصية ذات الحجم الصغير، حيث أظهرت عدة دراسات أتت بعد هذا العمل العلاقة الوطيدة بين حجم المؤسسة وضخامة تكاليف الإفلاس.

* data referred to personal bankruptcies and dollar amounts of individuals' assets.

[1] Voir l'article de N.D. BAXTER, Leverage, Risk of Ruin and the Cost of Capital, Journal of Finance, septembre, 1967, pp 395-404.

2/ دراسة Warner 1977

هناك عدة دراسات دعمت النتيجة المتحصل عليها من طرف (Baxter 1967) نذكر على سبيل المثال لا الحصر دراسة ** ((Stanley and Girth (1971) and Van Horne (1976))، وعكس ذلك فإن الدراسة التي قام بها (Warner 1977) على عينة من إحدى عشر (11) مؤسسة تعمل في قطاع السكك الحديدية والتي وقعت في الإفلاس مابين 1933 و1955 أظهرت ضعف هذه التكاليف، وهذا كما يوضحه الجدولين رقم 05-01 و 05-02 .

الجدول رقم: 05-01: القيمة السوقية للمؤسسات العينة حسب دراسة Warner 1977

الوحدة: 1 مليون دولار

أسماء المؤسسات	عدد الأشهر قبل وقوع الإفلاس					نسبة تغير قيمة المؤسسة خلال فترة الدراسة (%)
	0	—12	—36	—60	—84	
Chicago and Northwestern	**80,4**	155,4	88,6	377,2	370,6	-78,3
Chicago, Indianapolis and Louisville	**12,5**	8,7	43,5	50,9	49,7	-74,8
Chicago, Milwaukee, St. Paul & Pacific	75,2	140,5	78,5	357,7	737,5	-89,8
Chicago, Rock Island and Pacific	**114,7**	103	450	464	350,7	-67,3
Denver and Rio Grande Western	15,4	24,7	26,9	86	93,7	-83,6
Erie Railroad	57,2	205,9	171,4	90,3	216,3	-73,5
Minneapolis, St. Paul & SSM.	**10,4**	32,5	25,9	29,3	91,2	-88,6
Missouri Pacific	76,9	148,1	392,3	293,4	197,6	-61,0
New York, New Haven and Hartford	54,3	97,1	140,8	202	309,6	-82,5
St. Louis San Francisco Railway	39,2	23,9	277,4	378,5	264,2	-85,2
Western Pacific	14	19,1	21	54,4	83,2	-83,2
القيمة القصوى	**114,7**	**205,9**	**450**	**378,5**	**737,5**	**-89,8**
القيمة الدنيا	**10,4**	**8,7**	**21**	**29,3**	**49,7**	**-61,0**
المتوسط	**50**	**87,1**	**156**	**216,7**	**251,3**	**-78,9**

المصدر: J. B. Warner, Opcit 1977 , p342.

** وترجع هذه النتيجة المتحصل عليها إلى كون العينة المستعملة في كلتا الدراستين كانت تحتوي على مؤسسات ذات حجم صغير، عكس حجم المؤسسات المستعملة في دراسة (Warner 1977)، ولأكثر تفصيل أنظر إلى:

- James. Van Horne, Corporate Bankruptcy and Liquidity Costs, Research Paper No. 205, Stanford Graduate School of Business, 1976. et D. T. Stanley and M. Girth, Bankruptcy: Problem, Process, Reform. (Washington, D.C: The Brookings Institution, 1971).

الجدول رقم: 05-02: نسبة تكاليف الإفلاس من القيمة الاجمالية للمؤسسة وفق دراسة Warner 1977

أسماء المؤسسات	عدد الأشهر قبل وقوع الإفلاس					نسبة تكلفة الافلاس مقارنة بالقيمة السوقية للمؤسسة (%)
	0	—12	—36	—60	—84	
Chicago and Northwestern	**2,7**	1,4	2,4	0,6	0,6	0,7
Chicago, Indianapolis & Louisville	**6,6**	9,4	1,9	1,6	1,6	2,2
Chicago, Milwaukee, St. Paul & Pacific	3,8	2,1	3,7	0,8	0,4	0,4
Chicago, Rock Island and Pacific	**1,7**	1,9	0,4	0,4	0,6	0,8
Denver and Rio Grande Western	8,9	5,5	5,1	1,6	1,5	1,7
Erie Railroad	3,9	1,1	1,3	2,5	1	1,4
Minneapolis, St. Paul & SSM.	**9,1**	2,9	3,7	3,2	1	1,2
Missouri Pacific	3,3	1,7	0,6	0,8	1,3	2,1
New York, New Haven and Hartford	3,9	2,2	1,5	1,1	0,6	0,8
St. Louis San Francisco Railway	6	9,8	0,8	0,6	0,9	1
Western Pacific	8,8	6,5	5,9	2,3	1,5	1,8
High	**9,1**	**9,8**	**5,9**	**3,2**	**1,6**	**2,1**
Low	**1,7**	**1,1**	**0,4**	**0,4**	**0,6**	**0,4**
Mean	**5,3**	**4**	**2,5**	**1,4**	**1**	**1,3**

المصدر: **Idem**, p 343.

انطلاقا من المعطيات الموضحة في الجدول رقم 05-02 نلاحظ أن تكاليف الإفلاس المحسوبة في تاريخ الوقوع في الإفلاس قدرت ب 5,3% من قيمتها السوقية، أما التكاليف المحسوبة سبع سنوات قبل الوقوع في الإفلاس فقدرت ب 1% ، هذه النتيجة المتحصل عليها بعيدة كل البعد عن النتيجة المتحصل عليها من طرف الدراسات السابقة ، ويمكن تفسير ذلك كما تم ذكره سالفا أن دراسة (Baxter 1967) اعتمدت على المؤسسات الشخصية ذات الحجم الصغير أما دراسة (Warner 1977) فقد اعتمدت على عينة متفاوتة الأحجام من المؤسسات التي تعمل في قطاع السكك الحديدية وهذا ما يوضحه الجدول رقم 05-01، وأظهرت النتائج اختلاف تكاليف الإفلاس من مؤسسة لأخرى، كون المؤسسات التي لها قيمة سوقية معتبرة تتحمل تكاليف أكبر من حيث القيمة لكن أصغر من حيث النسبة مقارنة بالقيمة السوقية للمؤسسة ، إذ قدرت نسبة تكاليف الإفلاس إلى القيمة السوقية للمؤسسة في سنة الوقوع في الإفلاس بحوالي 1,7% و 2,7% لأكبر مؤسستين في العينة على التوالي كما هو موضح في الجدولين ، وقدرت بحوالي 9,1% و 6,6% لأصغر مؤسستين في العينة[1]، وهي نفس النتيجة المتحصل عليها في دراسة (Weiss 1990) لعينة من 37 مؤسسة مدرجة في بورصة نيويورك«NYSE» وبورصة أمريكة « AMEX» والتي وقعت في الإفلاس مابين نوفمبر 1979 و ديسمبر 1986، إذ قدر متوسط تكاليف الإفلاس بحوالي 3,1% من القيمة المحاسبية للديون والقيمة السوقية للأسهم[2]، وأشار الباحث كذلك إلى أهمية هذه التكاليف بالنسبة للمؤسسات ذات الحجم الصغير مقارنة بالمؤسسات ذات الحجم الكبير، وتم تفسير ذلك من جهة، على أن مسيري

[1] J. B. Warner, Opcit, 1977 , p345.
[2] L. A. Weiss, Bankruptcy Resolution Direct Costs and Violation of Priority Of Claims, Journal of Financial Economics, July 1990, p 285.

المؤسسات الكبيرة من صالحهم الحفاظ على العمليات الضخمة للمؤسسة، ومن جهة أخرى عدم فقدان إيرادات معتبرة من جراء الإفلاس[1].

تجدر الإشارة إلى أن أهمية دراسة (Warner 1977) تكمن في فترة الدراسة، إذ اعتمد الباحث على خمس فترات لدراسة محصورة مابين سبع (07) سنوات قبل حدوث الإفلاس والسنة التي وقع فيها الإفلاس (t= 0)، والهدف من تقدير تكاليف الإفلاس هو تحديد الهيكلة المثلى لرأس المال، أين تتساوى القيمة الحالية للاقتصاد الضريبي مع القيمة الحالية لتكاليف الإفلاس، وبتعبير أخر فإن تكاليف الإفلاس التي يتم تحديدها عند وقوع العجز ليست هي التكاليف التي تستخدم في إيجاد المعدل الأمثل للمديونية بل التكاليف المقدرة عند اختيار الهيكل التمويلي الأمثل، لكن يعاب على الدراسات سالفة الذكر اقتصارها على حساب التكاليف المباشرة للإفلاس وتجاهلها التكاليف غير المباشرة له رغم أهميتها، لذلك سنحاول في النقطة الموالية تسليط الضوء على أهم الدراسات التي حاولت قياس التكاليف المباشرة وغير مباشرة للإفلاس.

3/ دراسة Altman 1984

اهتم هذا البحث بتقدير تكاليف الإفلاس المباشرة وغير مباشرة لعينة من 19 مؤسسة صناعية (منها 12 مؤسسة تعمل في مجال البيع بالتجزئة) وقعت في الإفلاس بين 1970-1978، وهذا كما يلي :

3-1/ التكاليف المباشرة

من خلال هذه الدراسة تبين أن نسبة تكاليف الإفلاس بالنسبة لمؤسسات البيع بالتجزئة كانت مقاربة جدا للنتائج المتحصل عليها في دراسة (Warner 1977) ، حيث قدرت بحوالي2,8% خمس سنوات قبل حدوث الإفلاس (مقابل 1,4% فيما يخص مؤسسات السكك الحديدية لوارنر) و 4,0% في سنة حدوث الإفلاس (مقابل 5,3% في دراسة وارنر)، وقام Altman بتفسير هذا الاختلاف الطفيف في النسب مابين الدراستين إلى الارتفاع الطفيف في تقييم القيمة السوقية للمؤسسة في الدراسة التي قام بها ، إضافة إلى استخدامه للوسيط في حساب نسبة تكاليف الإفلاس عوض المتوسط. أما فيما يخص عينة المؤسسات الصناعية فلاحظ الباحث اختلاف كبير مقارنة بالنتائج المتحصل عليها في دراسة (Warner 1977) ، حيث تراوحت نسبة التكاليف المباشرة للإفلاس خلال خمس سنوات قبل حدوثه بين 6,2% و11,1% (6,2% ثلاث سنوات قبل حدوث الإفلاس، 11,1% خمس سنوات قبل حدوثه)، أما في السنة التي وقع فيها الإفلاس فقدرت هذه النسبة ب 9,8% .

[1] Idem, p 300.

3-2/ التكاليف غير المباشرة

من خلال هذا البحث لاحظ Altman أن التكاليف غير المباشرة للإفلاس كانت جد مرتفعة في عدد معين من المؤسسات وضعيفة جدا في البعض الأخر حتى يمكن إهمالها. حيث بلغت حوالي 22 مليون دولار في مؤسسة من مؤسسات البيع بالتجزئة.

ولتعزيز التحليل أكثر قام الباحث بقياس حجم إجمالي تكاليف الإفلاس (التكاليف المباشرة وغير مباشرة) مقارنة بالقيمة السوقية للمؤسسة، وتبين من خلال ذلك أن نسب تكاليف الإفلاس كانت معتبرة ولا يمكن تجاهلها، ففي بعض الحالات فاقت نسبة 20% من القيمة السوقية للمؤسسة خلال السنة التي وقع فيها الإفلاس، و قدرت في المتوسط من 12,4% ثلاث سنوات قبل حدوث الإفلاس إلى 16,7% خلال سنة الإفلاس، وهذا كما هو موضح في الجدول رقم 05-03.

الجدول رقم: 05-03: قياس حجم تكاليف الإفلاس المباشرة وغير مباشرة وفق دراسة Altman 1984

البيان	عدد السنوات قبل حدوث الإفلاس			
	3	2	1	0
التكاليف المباشرة للإفلاس/القيمة (%)	4,3	4,6	4,6	6,2
التكاليف غير مباشرة للإفلاس/القيمة (%)	8,1	7,1	6,6	10,5
التكاليف الإجمالية للإفلاس/القيمة (%)	12,4	11,7	11,2	16,7

المصدر: E. I. Altman, A Further Empirical Investigation of the Bankruptcy Cost Question, The Journal of Finance, Vol XXXIX, N° 4, September 1984, p 1078.

في هذا البحث تم استخدام طريقتين علميتين لتقدير تكاليف غير المباشرة للإفلاس، واقتصرت هاته التكاليف أساسا على الخسائر غير المتوقعة من جراء الإفلاس.

من خلال النتائج المتحصل عليها في هذا العمل لاحظنا أن هناك تناقض كبير بين النتائج المتحصل عليها ونتائج دراسة (Warner 1977) ، ويمكن تفسير ذلك إما لاختلاف عينة الدراسة وفترة الدراسة أو تغير القوانين المتعلقة بالإفلاس، ولعل أهم سبب هو عدم أخذ بعين الاعتبار التكاليف غير مباشرة للإفلاس في دراسة (Warner 1977). بعد ذلك حاول (Altman 1984) مقارنة القيمة الحالية لتكاليف الإفلاس والقيمة الحالية للاقتصاد الضريبي، وهذا كما هو موضح في النقطة الموالية.

3-3/ المفاضلة ما بين تكاليف الإفلاس والاقتصاد الضريبي

قام (Altman 1984) بمقارنة القيمة الحالية لتكاليف الإفلاس مع القيمة الحالية للاقتصاد الضريبي للمديونية، وهذا باستخدام العلاقة التالية:

$$\frac{P_{B,t}(\mathrm{BCD_t}+\mathrm{BCI_t})*\mathrm{PV_t}}{\mathrm{MV}_t} \text{ VS } \frac{T_c\,(iD)*\mathrm{PV_t}*(1-P_{B,t})}{\mathrm{MV_t}} \quad \ldots\ldots(1)$$

حيث:

$P_{B,t}$: احتمال الوقوع في الإفلاس والمقدر في الزمن t ؛

$\mathrm{BCD_t}$: قيمة تكاليف الإفلاس المباشرة المقدرة في الزمن t ؛

$\mathrm{BCI_t}$: قيمة تكاليف الإفلاس غير مباشرة المقدرة في الزمن t ؛

$\mathrm{MV_t}$: القيمة السوقية للمؤسسة في الزمن t ؛

T_c : المعدل الحدي للضريبة على أرباح الشركات t ؛

iD : الفوائد المدفوعة من الزمن t إلى ∞ (بصفة سرمدية)؛

$\mathrm{PV_t}$: مقدار تعديل القيمة الحالية إلى الفترة t ؛

حاول الباحث تقييم احتمال الإفلاس عن طريق نموذج رياضي يعرف بنموذج « Zeta »[**] ، أما فيما يخص احتمال عدم الوقوع في الإفلاس $(1 - P_{B,t})$ تم استخدامه لقياس القيمة الحالية للإقتصاد الضريبي كما هو موضح في العلاقة رقم (01)، وفسرالباحث ذلك كون المؤسسة لايمكنها تحقيق اقتصاد ضريبي إذا لم تواصل نشاطها نتيجة لوقوعها في الإفلاس، ولتبسيط الدراسة فيما يخص حساب الإقتصاد الضريبي افترض الباحث أن معدل الفائدة ، وقيمة الديون، والمعدل الحدي للضريبة على أرباح الشركات تبقى كلها ثابتة من الزمن t إلى ∞ ويتم خصمها عن طريق معدل الفائدة*.

وبإستخدام نموذج « Zeta » تم تقدير احتمال الإفلاس لفترتين من الوقت (سنتين قبل حدوث الإفلاس «t=-2 » و سنة قبل حدوث الإفلاس «t=-1 ») لكل مؤسسات العينة، كما يوضحه الجدول رقم 05-04.

[**] «The Zeta model has been utilized (first presented by (Altman , Haldeman and Narayanan, 1977) and identified by (Scott, 1981) as being both conceptually and practically sound) to measure bankruptcy probabilities».

* هذه نفس الفرضية التي بنا عليها مدكلياني و ميلر 1963 نموذجهما، كما هو موضح في الفصل الثاني من هذا البحث

الجدول رقم: 05-04: تقدير احتمال الوقوع في الإفلاس وفق دراسة Altman 1984

أسماء المؤسسات	سنوات الوقوع في الافلاس	إحتمال الوقوع في الإفلاس (%)	
قطاع الصناعي		سنة من قبل	سنتين من قبل
Bowmar Instruments	1975	99	61
Drew National	1975	79	34
Freir Industries	1976	57	27
Precision Polymers	1975	89	48
Universal Container	1976	88	72
Valley Fair	1978	97	85
Winston Mills	1978	99	97
قطاع البيع بالتجزئة			
Abercrombie & Fitch	1975	78	77
Ancorp Nat'l Services	1973	95	63
Beck Industries	1970	57	14
Fishman, M. H.	1974	65	32
Food Fair Inc.	1978	57	62
W. T. Grant	1975	97	72
Interstate Stores	1974	99	89
Kenton Corp.	1974	99	90
Mangel Stores	1974	98	27
National Bellas Hess	1974	95	63
Neisner Bros.	1977	54	33
United Merchants & Mfg.	1977	73	48

المصدر: Idem, p 1084.

بعد تقييم الباحث لاحتمال وقوع الإفلاس خلال فترتين من الزمن، نلاحظ من الجدول رقم 05-04 أن قيمة هذا الاحتمال ترتفع كلما اقتربنا من سنة وقوع الإفلاس، وهذا ما كان منتظرا كون أن المؤسسة تشهد بوادر حدوث الإفلاس كلما اقتربنا من سنة حدوث العجز، وانطلاقا من هاته النتائج قام الباحث بقياس القيمة الحالية لتكاليف الإفلاس مقارنة بالقيمة الحالية للاقتصاد الضريبي خلال الفترتين، وهذا ما يوضحه الجدولين رقم 05-05 و رقم 05-06.

الجدول رقم: 05-05: المقارنة بين القيمة الحالية لتكاليف الإفلاس و القيمة الحالية للإقتصاد الضريبي الناجم عن فوائد الديون وعقود الإيجار المرسملة في الزمن «t=-2» وفق دراسة Altman 1984

7	6	5	4	3	2	1
(3)/(5)	(3)/(4)	القيمة الحالية المتوقعة للإقتصاد الضريبي الناجم عن فوائد الديون وعقود الإيجار المرسملة ($000)	القيمة الحالية المتوقعة للإقتصاد الضريبي الناجم عن فوائد الديون ($000)	القيمة الحالية المتوقعة لتكاليف الإفلاس ($000)	احتمال الوقوع في الإفلاس في الزمن « t=-2»	أسماء المؤسسات
1,32	3,13	1 328	559	1 749	0,77	Abercrombie & Fitch
0,05	0,91	32 120	1 769	1 618	0,63	Ancorp Nat'l Services
1,52	2,42	1 073	673	1 628	0,61	Bowmar Instruments
0,54	0,54	959	959	519	0,34	Drew National
0,07	1,17	8 241	468	547	0,32	Fishman, M. H.
0,17	0,17	1 577	1 577	262	0,27	Freir Industries
1,67	6,18	11 495	3 104	19 179	0,89	Interstate Stores
4,47	4,47	1 406	1 406	6 279	0,9	Kenton Corp.
0,15	0,19	14 137	10 722	2 075	0,27	Mangel Stores
0,35	3,18	3 865	428	1 360	0,63	National Bellas Hess
0,02	0,08	30 780	7 240	609	0,33	Neisner Bros.
1,13	2,17	182	95	206	0,48	Precision Polymers
0,09	0,15	88 730	50 400	7 680	0,48	United Merchants & Mfg.
4,57	9,74	179	84	818	0,97	Winston Mills
1,15	2,46	المعدل				

المصدر: Ibid, p 1085.

الجدول رقم: 05-06: المقارنة بين القيمة الحالية لتكاليف الإفلاس و القيمة الحالية للإقتصاد الضريبي الناجم عن فوائد الديون وعقود الإيجار المرسملة في الزمن «t=-1» وفق دراسة Altman 1984

7	6	5	4	3	2	1
(3)/(5)	(3)/(4)	القيمة الحالية المتوقعة للإقتصاد الضريبي الناجم عن فوائد الديون وعقود الإيجار المرسملة ($000)	القيمة الحالية المتوقعة للإقتصاد الضريبي الناجم عن فوائد الديون ($000)	القيمة الحالية المتوقعة لتكاليف الإفلاس ($000)	احتمال الوقوع في الإفلاس في الزمن « t=-1»	أسماء المؤسسات
1,24	19,01	1 345	88	1 673	0,78	Abercrombie & Fitch
1,18	8,12	1 867	271	2 200	0,95	Ancorp Nat'l Services
28,68	37,09	97	75	2 782	0,99	Bowmar Instruments
2,53	2,53	439	439	1 111	0,79	Drew National
0,17	4,26	5 919	240	1 023	0,65	Fishman, M. H.
0,54	0,54	978	978	530	0,57	Freir Industries
21,66	52,61	889	366	19 257	0,99	Interstate Stores
52,86	52,86	140	140	7 400	0,99	Kenton Corp.
15,70	19,16	521	427	8 180	0,98	Mangel Stores
2,10	5,06	959	398	2 014	0,95	National Bellas Hess
0,05	0,26	19 720	3 888	1 029	0,54	Neisner Bros.
19,37	48,42	30	12	581	0,89	Precision Polymers
0,41	1,60	28 940	7 450	11 910	0,73	United Merchants & Mfg.
7,77	14,70	70	37	544	0,99	Winston Mills
11,02	19,02	المعدل				

المصدر: Ibid, p 1086.

بناءا على المعطيات الموضحة في الجدول رقم 05-05، نلاحظ أنه قبل سنتين من حدوث الإفلاس ثمانية مؤسسات من أصل أربعة عشر ، كانت فيها القيمة الحالية المتوقعة لتكاليف الإفلاس أكبر من القيمة الحالية

للاقتصاد الضريبي الناجم عن فوائد الديون*، ولما قام الباحث بمقارنة القيمة الحالية لتكاليف الإفلاس مع القيمة الحالية للاقتصاد الضريبي الناجم عن فوائد الديون وعقود الإيجار المرسملة لنفس الفترة، لاحظ أن 06 مؤسسات من أصل 14 كانت فيها القيمة الحالية للتكاليف أكبر، وباعتبار أن احتمال الوقوع في الإفلاس يتزايد كلما اقتربنا من سنة العجز فكان من المتوقع ارتفاع عدد المؤسسات التي تكون فيها القيمة الحالية المتوقعة لتكاليف الإفلاس أكبر من القيمة الحالية للاقتصاد الضريبي، وهذا ما يظهر جليا من خلال المعطيات الموضحة في الجدول رقم 05-06 حيث سنة قبل حدوث الإفلاس 12 مؤسسة من أصل 14، كانت فيها القيمة الحالية لتكاليف الإفلاس أكبر من القيمة الحالية للاقتصاد الضريبي باستخدام النسبة الأولى، و 10 مؤسسات من أصل 14 باستخدام النسبة الثانية**.

وخلص هذا البحث إلى أن القيمة الحالية لتكاليف الإفلاس فاقت في أغلب الحالات القيمة الحالية للاقتصاد الضريبي الناجم عن فوائد الديون ، مما يبين أن المؤسسات المتواجدة في عينة الدراسة تبنت نسب عالية من المديونية فاقت المعدل الأمثل لرفع المالي[1]، هذا ما أدى إلى ارتفاع مخاطر الإفلاس مقارنة بالفوائد الناجمة عن الديون، نتائج هاته الدراسات بينت التناقض الواضح مابين أهمية أو ضعف تكاليف الإفلاس.

تجدر الإشارة أن عدة دراسات قامت بالتفريق بين إجراءات الإفلاس وإجراءات إعادة التنظيم، حيث لوحظ في أرض الواقع أن المؤسسات التي تتعرض إلى مشاكل مالية مستعصية لا تكون عرضة إلى إجراءات الإفلاس بل يتم اتخاذ إجراءات أخرى من طرف أصحاب رؤوس الأموال الخارجية تعرف بإجراءات إعادة التنظيم، لذا سنحاول في النقاط التالية عرض بعض الدراسات التي اهتمت بهذا الجانب.

4/ دراسة Haugen and Senbet 1978,1988

اهتم هذا البحث بالتفريق بين مفهوم الإفلاس «bankruptcy» ومفهوم التصفية « liquidation»، وتم ربط ذلك بمفهوم تكاليف الوكالة باعتبار إجراءات التصفية قد تسمح من تخفيض مشاكل عدم تماثل المعلومات مابين المتعاملين في المؤسسة، كونها تمثل الإجراءات الأساسية التي تسمح بترشيد تعاملات المسيرين مما يجعلها تتماشى مع الأهداف الإستراتجية للمؤسسة، وأشار الباحثين أنه في ظل سوق مالي جيد فإن تكاليف الإفلاس لا تمثل محدد أساسي لهيكل رأس المال، حيث يمكن التفريق ما بين قرار التصفية مع المصاريف المترتبة عنه ووضعية الإفلاس، إذ يكون قرار التصفية ناجع عندما يكون في صالح كل المتعاملين مع المؤسسة (عمال، موردين، زبائن ومقرضين ...إلخ)، أما إذا كان عكس ذلك فإن إجراءات الإفلاس

* قيم أكبر من 01 في العمود رقم 6 من الجدول رقم 05-05 .

** نقصد بالنسبة الأولى القيمة الحالية لتكاليف الإفلاس على القيمة الحالية للاقتصاد الضريبي الناجم عن فوائد الديون، أما النسبة الثانية القيمة الحالية لتكاليف الإفلاس على القيمة الحالية للاقتصاد الضريبي الناجم عن فوائد الديون وعقود الإيجار المرسملة.

[1] Ibid, pp 1087-1088.

تتلخص في إجراءات إعادة التنظيم غير قانونية *« informal reorganization » لهيكلة رأس المال في حالة حدوث العجز، أما في حالة سوق مالي يتميز بالتعقد « complex environment » أين يتواجد عدد معتبر من المتعاملين مع توقعات متباينة، فإن تكاليف الإفلاس يمكن أن تكون محدد لهيكل رأس المال إلا في حالة عدم عقلانية الأطراف المتعاملة في السوق أو معوقات لمبدأ المراجحة التي لا يمكن تجنبها[1].

وختم (Haugen and Senbet 1988) بحثهم بوصف العلاقة مابين التكاليف المترتبة عن عملية التصفية « liquidation» والهيكل المالي للمؤسسة من وجهة نظر مصالح مختلف الأطراف المتعاملة مع المؤسسة (عمال، موردين، زبائن، مسيرين، أصحاب رؤوس الأموال ..إلخ)[2]، فإذا كانت عملية التصفية لا تهدف إلى تعظيم القيمة المنتظرة من طرف كل المتعاملين، فإن أصحاب رؤوس الأموال يفضلون عملية إعادة التنظيم غير قانونية التي تسمح بالمحافظة على مصالحهم وتحسين التسيير، وهذا عن طريق المراجحة مابين فوائد وتكاليف كل عملية. وفي نفس السياق، لاحظ « Nonetheless and Gilson 1989» أن 52% من مسيري المؤسسات المتعثرة ماليا يفقدون مناصب عملهم[3]،

5/ دراسة Harris and Raviv 1990

وفق هذه الدراسة حاول الباحثين تفسير المعدل الكبير لدوران المسيرين في المؤسسات من خلال نظرية الإشارة، كون أن التعثر المالي للمؤسسة يمثل إشارة سلبية لمدى كفاءة المسيرين على تسييرها، مما يعطي الحق للمساهمين من تغيير الإدارة الحالية بإدارة أخرى ذات أكبر كفاءة[4]. وبذلك يظهر جليا الدور الحساس للمساهمين في إجراءات إعادة تنظيم المؤسسة في حالة التعثر المالي بإعطاء أكثر عقلانية لمسيري المؤسسة في تسيير مصالح المؤسسة، أما إذا كان تصرف المسيرين مخالف لذلك هذا ما سيؤدي حتما إلى فقدان عملهم وانخفاض قيمتهم في سوق العمل من جراء ذلك.

* حسب الباحثين فإن إجراءات الإفلاس تتخذ نمطين إثمين ألا وهما إجراءات إعادة التنظيم القانونية « réorganisation formelle » أو إعادة التنظيم غير قانونية « réorganisation informelle » ، وتتلخص عملية إعادة التنظيم القانونية في إجراءات القانونية المفروضة من طرف الجهات القانونية المتخصصة، والتي ينجر عنها تكاليف مباشرة وأخرى غير مباشرة والمعروفة بتكاليف الإفلاس. أما فيما يخص عملية إعادة التنظيم غير قانونية تمثل في مختلف الإجراءات إعادة تنظيم المتخذة من طرف أصحاب رؤوس الأموال الخارجية « Outsiders » سواء كانوا مقرضين أو مساهمين للمؤسسة في وضعية إفلاس، هذه الأخيرة تكون أقل تكلفة من عملية إعادة التنظيم القانونية ، إذ تقتصر تكاليف هذه العملية في تكاليف المعاملات كإصدار أسهم جديدة لتسديد الديون، هذه التكاليف تمثل بديل لتكاليف الإفلاس مما يجعلها أقل بكثير من الاقتصاد الضريبي الناجم عن المديونية. لذلك فإن المتعاملين من مصلحتهم تعظيم منفعتهم سواء عن طريق عملية التصفية إذا كانت تهدف إلى تعظيم قيمة المؤسسة أو إجراءات إعادة التنظيم بوضع إدارة مسيرة ذات أكثر نجاعة.

[1] R. Haugen and L. W. Senbet, Bankruptcy and Agency Costs: Their Significance to the Theory of Optimal Capital Structure, Journal of Financial and Quantitative Analysis, Volume 23, Issue 1, Mar 1988, p 27.
Pour plus d'information Voir l'article de R.Haugen and L.W. Senbet, The Insignificance of Bankruptcy Costs to the Theory of Optimal Capital Structure,Journal of Finance, May 1978,pp 383-393.

[2] Idem, p 38.

[3] W. Ting, Top Management Turnover and Firm Default Risk: Evidence From the Chinese Securities Market, China Journal of Accounting Research, 2011, p 83.

[4] W. Novaes and L. Zingales, Bureaucracy as a Mechanism to Generate Information, the RAND Journal of Economics, Vol. 35, No. 2, Summer 2004, p 256.

6/ دراسة Bris and Welch and Zhu 2006

وعكس ما أشرنا إليه سالفا، فإن دراسة «Bris and Welch and Zhu 2006» حول عينة من المؤسسات الأمريكية مابين 1995-2001 ، خلصت إلى أن التكاليف المترتبة عن تصفية المؤسسات كانت في أغلب الحالات أقل من التكاليف المترتبة عن عملية إعادة التنظيم، وأظهرت هذه الدراسة أن تكاليف الإفلاس تختلف من مؤسسة لأخرى فبعضها ضعيف والبعض الآخر مرتفع[1].

المطلب الثاني: الدراسات السابقة المتعلقة بمشكل عدم تماثل المعلومات

سنهتم في هذا المطلب بتوضيح بعض النتائج المتحصل عليها في الدراسات التي اهتمت بأثر نظرية عدم تماثل المعلومات على الهيكلة المالية للمؤسسات، بتركيز أولا على البحوث المتعلقة بنظرية أفضلية مصادر التمويل ونظرية الإشارة، ثم في الأخير سنحاول عرض بإيجاز النظريات المتعلقة بنظرية الوكالة* وهذا كما يلي:

1/ الدراسات السابقة المتعلقة بكل من نظرية أفضلية مصادر التمويل ونظرية الإشارة

من خلال هذه النقطة سيتم عرض وتحليل بعض الدراسات التي عالجت تفسير السياسة المالية للمؤسسة بناء على نظريتي ترتيب أفضلية مصادر التمويل ونظرية الإشارة، مع التركيز أساسا على البحوث المتعلقة بالنظرية الأولى.

1-1/ دراسة Frank and Goyal 2002

اهتم هذا البحث بدراسة الهيكلة المالية لعينة من المؤسسات الأمريكية مابين 1971-1998 قدرت بحوالي 2.833 ملاحظة في سنة 1971 و 7.277 ملاحظة في سنة 1998، وأظهرت النتائج أن نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل لا تتماشى مع طابع المؤسسات الصغيرة والمتوسطة عكس المؤسسات الكبيرة[2]، حيث لوحظ أن التمويل الذاتي لا يكفي لتمويل كل احتياجات المؤسسة، لذا تلجأ إلى الاستعانة بالموارد المالية الخارجية، بالاعتماد في أغلب الحالات على الأموال الخاصة وليس على الديون وهذا ما يخالف نتائج نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل[3].

---

[1] A. Bris and I. Welch and N. Zhu, The Costs of Bankruptcy: Chapter 7 Liquidation versus Chapter 11 Reorganization, The Journal of Finance , VOL LXI, N° 3, JUNE 2006, pp 1301-1302.

* تجدر الإشارة في هذه النقطة، أنه في الجانب النظري من البحث تم تحليل مفهوم نظرية الوكالة في ظل نظرية التوازن التي مفادها المفضلة مابين الآثار الإيجابية للمديونية (الاقتصاد الضريبي) والآثار السلبية للديون (تكاليف الإفلاس وتكاليف الوكالة)، لكن نعلم جيدا أن ظهور تكاليف الوكالة ناجم أساسا عن مشكل تضارب المصالح مابين المتعاملين في المؤسسة (العلاقة بين المسير والمساهمين، العلاقة بين المسيرين وأصحاب الديون)، هذا التضارب في المصالح ناجم أساسا عن مشكل عدم تماثل المعلومات، لذلك ارتأينا عرض هذه النقطة في هذا المطلب.

[2] M. Z. Frank and V. K. Goyal, Testing the pecking order theory of capital structure , Journal of Financial Economics, 2002, p 18.

[3] Idem, pp 20-22.

لكن لا يمكن تعميم نتائج هذه الدراسة على كل الاقتصاديات، حيث لاحظنا في الجانب النظري صعوبة لجوء المؤسسات الصغيرة والمتوسطة إلى التمويل عن طريق رفع رأس المال لضعف رصيد السمعة لديها مقارنة بالمؤسسات الكبيرة، ويمكن أن تفسر النتيجة المتحصل عليها بناء على نظرية القوانين المالية « Law and finance » ، كون الاقتصاد الأمريكي يتميز بسوق مالي متطور(نسبة الرسملة في السوق المالي إلى الناتج الداخلي الخام جد مرتفعة) عكس نظامه المصرفي الذي يمول الاقتصاد بنسب ضعيفة مقارنة بالاقتصاديات المتطورة الأخرى مثل ألمانيا وفرنسا، لذا يسهل على المؤسسات الأمريكية التمويل عن طريق السوق المالي مقارنة بالمؤسسات في الاقتصاديات التي تتميز بضعف سوقها المالي.

2-1/ دراسة Jasir Ilyas

حاول الباحث في هذه الدراسة تفسير السلوك المالي لعينة من المؤسسات الباكستانية تتكون من 443 مؤسسة متوسطة الحجم في الفترة الزمنية الممتدة مابين 2000-2005، بعد الدراسة تم إقصاء 79 مؤسسة لنقص المعلومات و الإبقاء على 364 مؤسسة غير مالية، وبعد الدراسة الإحصائية لهذه العينة تبين للباحث أن المؤسسات الباكستانية تفضل في سياستها المالية استخدام الموارد المالية الذاتية عوض التمويل عن طريق الديون ، وتم تفسير ذلك كون السوق السندي « le marché obligataire » غير متطور في باكستان، إضافة إلى أن البنوك التجارية تقوم بمنح قروض قصيرة الأجل المضمونة فحسب أو تقوم بمنح قروض للمؤسسات ذات الحجم الكبير والتي تتميز بالسمعة الجيدة في السوق، لكن هذه الإستراتجية البنكية لا تتماشى مع واقع السوق الباكستاني حيث أغلب المؤسسات في هذا البلد من النوع المتوسط[1].

نتيجة لذلك فإن أغلب المؤسسات الباكستانية لا تعتمد أساسا على الديون طويلة الأجل لتمويل استثماراتها، بل تعتمد على الموارد المالية الذاتية الناجمة عن نشاطها، كذلك قام الباحث بتفسير هذه النتائج على أن أغلب المؤسسات الباكستانية تتجنب التمويل البنكي لما يعتريه من قيود تشريعية و إجراءات رقابية تؤثر سلبا على سير نشاط المؤسسة. وأشار الباحث كذلك أن عزوف المؤسسات على التمويل البنكي يمكن أن يكون أساسه السلوك الديني لمسيريها باعتبار الفائدة على القروض تمثل الربا.

وختم الباحث دراسته، بأن السلوك المالي للمؤسسات الباكستانية يتماشى مع منظور نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل POT، والذي تأكد بالعلاقة العكسية مابين متغير المردودية ومعدل الرفع المالي، حيث تفضل المؤسسات الباكستانية تمويل احتياجاتها عن طريق مواردها الذاتية عوض اللجوء إلى معدلات عالية

[1] Jasir. Ilyas, The Determinants of Capital Structure: Analysis of Non Financial Firms Listed in Karachi Stock Exchange, Journal of Managerial Sciences, Vol 2, N° 2, 2008, p 304.

من المديونية، ويرجع ذلك لتفضيل المؤسسات الباكستانية الاحتفاظ بجزء من أرباحها لتمويل مشاريعها المستقبلية[1].

3-1/ دراسة Eric Molay 2006

حاول الباحث دراسة مدى تأثير عدم تماثل المعلومات على استقطاب الموارد المالية الخارجية عن طريق متغير تقلب الأسعار في البورصة، واعتمد في ذلك على معطيات بانال ل 393 مؤسسة فرنسية مصنفة في البورصة بين 1996-2004 باستخدام طريقة الانحدار الخطي البسيط « MCO »، وتوصل الباحث إلى تأكيد أن مشكل عدم تماثل المعلومات يمثل السبب الجوهري في تفسير الترتيب الذي أتت به نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل، واعتمد في ذلك على دراسة العلاقة بين المتغير الذي يسمح بقياس قيمة التغير في المديونية ΔD_{it} وقيمة العجز في التمويل DEF_{it}، وهذا حسب العلاقة التالية:

$$\Delta D_{it} = a + b_{PO} * DEF_{it} + e_{it}$$

وبغية توضيح تأثير مشكل عدم تماثل المعلومات على القرارات التمويلية، قام بتقسيم العينة إلى مجموعتين الأولى المؤسسات التي تشهد أسعارها تقلبات كبيرة في السوق المالي، والثانية تشهد تقلبات معتدلة، وبعد الدراسة توصل إلى النتائج التالية[2]:

- **الحالة الأولى:** يكون فيها مجال تغير الأسعار في البورصة كبير $(F_i > F_M)$ ، أي أن قيمة الأسهم لها حساسية كبيرة اتجاه مشكل عدم تماثل المعلومات، في هذه الحالة لاحظ الباحث أن هناك علاقة كبيرة بين متغيري العجز المالي و تغير قيمة الديون بمعدل تحديد يقدر ب 0,77 وميل المعادلة يقدر ب 0,88.
- **الحالة الثانية:** يكون فيها مجال تغير الأسعار في البورصة معتدل $(F_i < F_M)$ ، أي أن قيمة الأسهم ليست لها حساسية كبيرة اتجاه مشكل عدم تماثل المعلومات، في هذه الحالة لاحظ الباحث أن هناك علاقة متوسطة بين متغيري العجز المالي و تغير قيمة الديون بمعدل تحديد يقدر ب 0,378 وميل المعادلة يقدر ب 0,62.

انطلاقا من النتائج المشار إليها أعلاه، فإن المؤسسات التي تشهد أسعارها تقلبات كبيرة في البورصة هي الأكثر عرضة لمخاطر عدم تماثل المعلومات وهذا ما يجعلها تفضل التمويل عن طريق المديونية نظرا للعلاقة القوية بين متغيري العجز المالي و تغير قيمة الديون، ويظهر ذلك جليا من خلال معدل التحديد (0,77 مقابل 0,378) وميل المعادلة (0,88 مقابل 0,62) ، أما المؤسسات التي تتحمل تكاليف منخفضة للمعلومات فإنها تفضل التمويل عن طريق رفع رأس المال على التمويل عن طريق المديونية.

[1] Idem, pp 304-305.
[2] E. MOLAY, Un Test de la Théorie du Financement Hiérarchisé sur Données de Panel Françaises, Université de Nice-Sophia Antipolis, France, Mai 2006, pp 20-21.

4-1/ دراسة Fakhfakh et Ben Atitallah 2006

قام الباحثين بدراسة عينة تتكون من 41 مؤسسة تونسية مصنفة في البورصة في الفترة الممتدة بين 1997- 2003 أي حوالي 246 ملاحظة إحصائية ، وتم استنتاج أن هناك علاقة عكسية بين المتغير الذي يسمح بقياس معدل الرفع المالي ومعدل المردودية ، سواء باستخدام طريقة الانحدار الخطي وطريقة الآثار الثابتة المطبقة عند استخدام الاقتصاد القياسي بانل، حيث كانت المعاملات تقدر على التوالي ب - 0,9339 و – 0,1328 [1]، لكن فيما يخص النتيجة المتحصل عليها باستخدام طريقة الآثار الثابتة لم تكن لها أي دلالة إحصائية.

5-1/ دراسة Gaud et Jani 2002

قام كل من (Gaud et Jani 2002) بدراسة محددات الهيكل المالي لعينة تتكون من 106 مؤسسة سويسرية في الفترة الممتدة بين 1991-2000، باختيار المؤسسات التي تحتوي على كل المعلومات المالية خلال 6 سنوات متتالية، وبعد التحليل الإحصائي للقوائم المالية لهذه المؤسسات خلص الباحثين إلى وجود علاقة طردية بين حجم المديونية والمتغيرات المتعلقة بحجم المؤسسة، الضمانات والخطر العملي، وهناك علاقة عكسية ذات دلالة إحصائية بين متغير الرفع المالي وكل من متغير النمو والمردودية.

إضافة إلى ذلك يتميز هذا العمل بقياس مدى تأثير المردودية السابقة على معدل المديونية، وتوصل الباحثين إلى وجود علاقة طردية بين المتغيرين، هذه النتيجة تتماشى مع منظور نظرية أفضلية مصادر التمويل[2]، وهذا كما يلي[3]:

- عند استخدام متغير المديونية عن طريق القيم السوقية المالية فإن المعامل مع المردودية السابقة قدر ب 0,331 بدرجة معنوية تقدر ب 1%.
- عند استخدام متغير المديونية عن طريق القيم المحاسبية فإن المعامل مع المردودية السابقة قدر ب 0,406 بدرجة معنوية تقدر ب 1%.

انطلاقا من المعطيات المشار إليها أعلاه نلاحظ أن البنوك تعتمد على المعطيات السابقة في عملية منح القروض، هذا ما يفسر العلاقة الطردية بين حجم الديون الحالي مع الأداء المالي السابق للمؤسسة مما يسمح لها باستقطاب الأموال المطلوبة.

---

[1] H. Fakhfakh et R. Ben Atitallah, les Déterminants de la Structure du Capital des Firmes Tunisiennes: une Etude a Travers la Théorie de Market Timing, AFFI, 2006, p15.

[2] P. Gaud et E. Jani, Déterminants et Dynamique de la Structure du Capital des Entreprises Suisses : une Etude Empirique, Université de Genève, Avril 2002, pp 30-31.

[3] Idem, p 27.

6-1/ دراسة Imen Latrous 2007

من خلال هذه الدراسة حاولت الباحثة معرفة مدى ملاءمة نظرية الإشارة مع الواقع المالي لعينة من 118 مؤسسة فرنسية مصنفة في البورصة في الفترة الممتدة بين 1998-2001، بدراسة العلاقة بين هيكلة الملكية وهيكلة رأس المال، وحسب الدراسة التي قام بها (Leland et Pyle 1977) فإن هناك علاقة وطيدة بين نسبة مشاركة المسير في المؤسسة والقيمة الاسمية للديون كما هو موضح في الفصل الثالث من هذا البحث، لكن توصلت الباحثة إلى أن العلاقة بين حصة المساهمين المراقبين (الذين يساهمون في عملية المراقبة) ونسبة المديونية غير خطية، وتم تفسير ذلك على أن نسبة الامتلاك في رأس المال للمساهمين المراقبين لا تؤثر دائما على نسبة المديونية بنفس الشكل، حيث يخشى المساهمون تعظيم قيمة الديون مما يوقعهم في مشاكل الإفلاس هذا من جهة، ومشكل تضارب المصالح من جهة أخرى.

حسب النتائج المتحصل عليها من هذه الدراسة، فإن نسبة ملكية رأس المال بالنسبة للمساهمين المراقبين تؤثر بشكل مختلف على نسبة الديون، فإذا كانت حصة المساهمين المراقبين ضعيفة فإن نسبة الديون تتزايد مع حصة المساهمين المسيطرين و هو ما يتوافق مع نتائج (Leland et Pyle 1977) ، ويرجع ذلك لسببين، من جهة التمويل عن طريق إصدار أسهم جديدة يساهم في تشتيت رأس المال، ومن جهة أخرى فإن المساهمين المراقبين لا يخشون الآثار المترتبة عن الإفلاس باعتبار الخسارة الممكن أن يتحملونها ضعيفة، لكن بعد أن تتعدى نسبة امتلاكهم حد معين، فإن المديونية تنخفض، كون المساهمين المراقبين يقررون رفع حصتهم في المؤسسة وهذا باستثمار جزء من ثروتهم في المؤسسة، بغية الحفاظ على استثماراتهم بتخفيض المديونية (هاجس الوقوع في الإفلاس)، منه فإن العلاقة بين حصة المساهمين المراقبين ونسبة المديونية حسب هذه العينة هي علاقة غير خطية[1].

2/ الدراسات السابقة المتعلقة بتأثير تكاليف الوكالة

سيتم تخصيص هذه النقطة لتوضيح بإيجاز بعض النتائج المتحصل عليها في الدراسات التي اهتمت بتأثير تكاليف الوكالة على الهيكل المالي للمؤسسة، وهذا كما يلي:

2-1/ دراسة ANG et autre 2000

هدف هذا العمل هو دراسة مدى تأثير نوعية التسيير على قيمة تكاليف الوكالة، واستخدم لذلك عينة إجمالية تقدر ب 1.708 مؤسسة منها 1.249 مؤسسة أين المسير يعتبر من الملاك (Owner Manager) أي بنسبة تقدر ب73% و 459 مؤسسة فيها المسير من خارج المؤسسة (Outsider Manager) أي بنسبة تقدر

[1] I. Latrous, Structure de Propriété et Structure du Capital :Approche Par La Méthode des Equations Simultanées, Université Paris 1 Sorbonne, 2007, pp 29-30.

ب 27%، وتبين أن تكاليف الوكالة تكون مرتفعة لما يكون المسير من خارج المؤسسة. وتم تفسير ذلك إلى مشكل تضارب المصالح بين المتعاملين والناجم أساسا عن عدم تماثل المعلومات، حيث يسعى المسير إلى استغلال عوائد المؤسسة للرفع من مصاريفه الانتهازية، وتم تدعيم هذا الاستنتاج بالعلاقة العكسية بين تكاليف الوكالة وحصة المسير في المؤسسة، وأن هذه التكاليف ترتفع مع زيادة عدد المساهمين المسيرين في المؤسسة[1].

2-2/ دراسة Imen Mejri 2006

قامت هذه الدراسة بتحليل السلوك المالي لعينة من 189 مؤسسة فرنسية باستخدام معطيات بانل في المدة بين 1999-2003 ، وبعد الدراسة تبين أن هناك علاقة طردية بين مدة استحقاق الديون ومدة حياة الأصول، حيث أن الديون طويلة الأجل تقوم بتمويل الأصول طويلة الأجل والعكس صحيح، لكن لم يتم إثبات العلاقة بين مدة استحقاق الديون وفرصة النمو، وبذلك لم تعط هذه الدراسة دعم كبير لنظرية الوكالة، فمن جهة المؤسسات الفرنسية لا تقوم باللجوء إلى القروض قصيرة الأجل لحل مشكل الخلاف بين المساهمين والدائنين، ومن جهة أخرى أثبتت العلاقة الطردية بين مدة استحقاق الديون وحجم المؤسسة[2]، أي أن المؤسسات الكبيرة لها إمكانية للحصول على قروض طويلة الأجل وهذا راجع للضمانات التي تقدمها ورصيد السمعة الذي تتمتع به وهو ما يوافق نظرية الوكالة.

المطلب الثالث: الدراسات السابقة التي حاولت تفسير السياسة المالية بمختلف النظريات

يتناول هذا المطلب بعض الدراسات التي حاولت تفسير السلوك المالي للمؤسسات بمنظور مختلف النظريات المفسرة لهيكلة رأس المال، حيث سنتطرق في النقطة الأولى إلى الدراسات التي قامت على واقع المالي للمؤسسات الجزائرية ، ثم سنحاول تسليط الضوء على أهم الدراسات في الجانب الميداني للبحث (S.Titman & R.Wessels1988 ، Rajan & Zingales1995) ، وبعد ذلك سيتم عرض بعض الأعمال المتعلقة بنظرية القوانين والمالية.

[1] J. S. Ang, R. A. Cole and J. W. Lin, Agency Costs and Ownership Structure, Journal of Finance, 2000, pp 98-104.
[2] I. Mejri, les Déterminants de la Maturité de la Dette des Entreprises Françaises, Laboratoire de recherche PRISM, Université Paris1 Panthéon Sorbonne, 2006, p26.

1/ الدراسات المتعلقة بالمؤسسات الجزائرية

يمكن تلخيص بعض الدراسات التي قامت بدراسة محددات السياسة المالية للمؤسسات الجزائرية من خلال الدراسات الآتية:

1-1/ دراسة قريشي (2005/2004)

دراسة قريشي. ي ، سياسات تمويل المؤسسات الصغيرة والمتوسطة في الجزائر: دراسة ميدانية (2005/2004)

هذه دراسة قامت على عينة مشكلة من 128 مؤسسة صغيرة ومتوسطة في الفترة بين 2001-2003، توصل الباحث أن الاختيار بين الاقتراض والأموال الخاصة يفسر أكثر عن طريق نظرية أفضلية مصادر التمويل، فعند استعمال معدل الاقتراض الإجمالي كمتغير تابع توصل أن هناك علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين المتغير التابع ومتغيرات المردودية، قطاع البناء والأشغال العمومية وقطاع النقل، وعلاقة عكسية ذات دلالة إحصائية مع متغير النمو.

وعند استعمال متغير معدل الاقتراض طويل الأجل كمتغير تابع ، توصل الباحث أن هناك علاقة عكسية ذات دلالة إحصائية بين المتغير التابع ومتغيرات حجم المؤسسة و قطاع الفندقة ، وعلاقة طردية ذات دلالة إحصائية مع متغير قطاع التجارة، وعند استعمال معدل الاقتراض قصير الأجل توصل أن هناك علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين المتغير التابع ومتغيرات مستوى الضمانات و قطاع الخدمات، وعلاقة عكسية ذات دلالة إحصائية مع متغير النمو[1].

1-2/ دراسة العايب (2011/2010)

دراسة العايب. ي ،إشكالية تمويل المؤسسات الاقتصادية : دراسة حالة المؤسسات الصغيرة والمتوسطة في الجزائر(2011/2010)

من خلال دراسة قامت على عينة مشكلة من 126 مؤسسة صغيرة ومتوسطة في الفترة بين 2006-2009، قام الباحث باختيار معدل الاستدانة الإجمالية كمتغير تابع للدراسة ، وتبين أن هناك علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين المتغير التابع ومتغير حجم المؤسسة، وعلاقة عكسية ذات دلالة إحصائية مع متغير صافي الأموال الخاصة، ولم تكن لمتغيرات النمو والمردودية وحجم الضمانات أي دلالة إحصائية، وتم تفسير ذلك بتذبذب نشاط المؤسسات الصغيرة والمتوسطة.

[1] ي. قريشي ، سياسات تمويل المؤسسات الصغيرة والمتوسطة في الجزائر: دراسة ميدانية، أطروحة دكتوراه دولة في العلوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر، 2005/2004، ص ص 269-276.

أما الشكل القانوني فلاحظ الباحث أن المؤسسات التي تستفيد أفضل من فرص التمويل هي مؤسسات التضامن، ويرجع ذلك إلى تضامن الشركاء في الالتزام بالوفاء بالدين عند تاريخ الاستحقاق[1].

2/ أهم الدراسات الميدانية المتعلقة بهيكلة رأس المال

سيتم التركيز في هذه النقطة على نتائج دراستين تعتبران من المراجع الأساسية في الجانب الميداني للموضوع وهذا كما يلي:

2-1/ دراسة Rajan & Zingales 1995:

من خلال دراسة قامت على مجموعة من العينات للمؤسسات في سبعة اقتصاديات متقدمة ألا وهي (الولايات المتحدة الأمريكية، اليابان، ألمانيا، فرنسا، إيطاليا، المملكة المتحدة، كندا)، توصل الباحثين من خلال المعطيات المحاسبية للمؤسسات، أن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية موجبة بين متغير الرفع المالي ومتغير الضمانات في كل البلدان عدا ايطاليا حيث تبين أن هذا المتغير ليس معنوي بدرجة ثقة 10% (كل المتغيرات المستقلة لم تكن معنوية في هذا البلد بدرجة ثقة 10%)، أما فيما يخص الحجم، تبين أن له علاقة موجبة مع متغير الرفع المالي لكل البلدان عدا ألمانيا فقد تبين أن هذا المتغير له علاقة ذات دلالة إحصائية سالبة مع المتغير التابع (معنوي بدرجة ثقة 1%)، وفسر الباحثين هذه النتيجة بقوانين الإفلاس الصارمة المطبقة في ألمانيا مما يدفع المؤسسات إلى تفادي الرفع من نسبة المديونية، أما فيما يخص متغير النمو ومتغير المردودية فتبين أن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية سالبة مع المتغير التابع في كل البلدان (فيما يخص متغير النمو لم يكن معنوي بدرجة ثقة 10% في اليابان، أما متغير المردودية لم يكن معنوي بدرجة ثقة 10% في كل من ألمانيا وفرنسا)[2].

تجدر الإشارة أن الباحثين استعملا لعملية التقدير طريقة الانحدار المتعدد توبت للمتغير التابع المحصور أو المحدود (Censored Tobit model)* والتي سيتم الاعتماد عليها في هذا العمل.

2-2/ دراسة S.Titman & R.Wessels1988:

من خلال دراسة قامت على حوالي 469 مؤسسة أمريكية التي توفرت فيها المعلومات حول مختلف متغيرات النموذج في الفترة بين (1974-1982)، باستعمال ثلاث نسب لقياس الرفع المالي كمتغير تابع (نسبة الديون طويلة الأجل « LT/BVE » ، نسبة الديون قصيرة الأجل« ST/BVE » ، نسبة الديون القابلة للتحويل« C/BVE » مقسومة على القيمة الدفترية للأموال الخاصة) ، تبين عند استعمال نسبة الديون طويلة الأجل كمتغير تابع أن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية موجبة مع متغير الثروة ، وذات

[1] ي. العايب، إشكالية تمويل المؤسسات الاقتصادية: دراسة حالة المؤسسات الصغيرة والمتوسطة في الجزائر، أطروحة مقدمة لنيل شهادة دكتوراه علوم في العلوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة منتوري قسنطينة، 2011/2010، ص ص 384-390.

[2] R. G. Rajan and L. Zingales, What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data, The Journal of Finance, VOL L, N°5, Décembre 1995, p 1453.

*The regression is estimated using maximum likelihood and a censored Tobit model.

دلالة إحصائية سالبة مع متغير عدم التنويع في المنتجات (Uniqueness) ومتغير الحجم ولم تكن هناك أي دلالة إحصائية للمتغيرات المستقلة الأخرى ، وعند استعمال نسبة الديون قصيرة الأجل اتضح أن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية سالبة بين المتغير التابع ومتغير عدم التنويع في المنتجات (Uniqueness) ومتغير الحجم ولم تكن هناك أي دلالة إحصائية للمتغيرات المستقلة الأخرى، وعند استعمال المتغير التابع الأخير نسبة الديون القابلة للتحويل لم تكن هناك أي دلالة إحصائية للمتغيرات المستقلة[1].

تجدر الإشارة أننا ركزنا على النتائج المتحصل عليها باستعمال المعطيات المحاسبية (القيمة الدفترية للأموال الخاصة « BVE »)، ولم يتم تحليل النتائج المتحصل عليها عن طريق القيم السوقية (القيمة السوقية للأموال الخاصة « MVE »)، كون دراستنا تعتمد على المعطيات المحاسبية للمؤسسات الجزائرية الخاصة فحسب.

3/ أهم الدراسات الميدانية التي تتوافق مع منظور نظرية القوانين والمالية

3-1/ دراسة Cheng and Shiu (2007)

اهتم الباحثين بدراسة عينة تتكون من 40.257 مؤسسة موزعة على 45 بلد في الفترة الممتدة بين 1998-2001، و تبين أن الاختلافات في البيئة القانونية ونوعية حماية المستثمر تؤثر بشكل كبير على هيكل رأس المال المؤسسة. و تم تفسير ذلك كون المؤسسات في البلدان التي تحمي أكثر الدائنين تستخدم فيها نسب عالية من الديون، في حين أن المؤسسات في البلدان التي تحمي حقوق المساهمين أكثر يتم استخدام التمويل عن طريق صناديق الاستثمار. واستنتج الباحثين كذلك أن الاختلافات في البيئات القانونية والمؤسسية لبلدان الدراسة تؤثر تأثير ملحوظ على الهيكل المالي للمؤسسات، مثل الأهمية النسبية للسوق المالي مقابل القطاع المصرفي، معدلات الضرائب والتضخم..إلخ[2].

واعتبر الباحثين أن النتائج الميدانية المتحصل عليها من خلال هذه الدراسة يمكن أن تساعد متخذي القرارات السياسية على تحسين توجهاتهم المالية. حيث لوحظ في العديد من البلدان استغلال كبير للمساهمين ذوي الحصص الصغيرة والدائنين (minority shareholders and creditors) من طرف المساهمين الذين لهم دور تسييري في المؤسسة (Insider). مما سيدفعهم حتما إلى طلب عوائد مرتفعة للتعويض عن مخاطر استثماراتهم التي تم التحكم فيها من طرف المساهمين الداخليين، هذه الظاهرة تمثل عقبة أمام تطور السوق المالي والنمو الاقتصادي في هذه البلدان.

[1] S. Titman and R. Wessels, The Determinants of Capital Structure Choice, The Journal of Finance, Vol 43, N° 1, Mar 1988, p 13.
[2] S. Cheng, C. Shiu, Opcit, 2007, p 43.

وفي الأخير خلص الباحثين أن متغير الضمانات العينية يعتبر أهم المحددات المفسرة لنسبة الديون طويلة الأجل في البلدان التي تكون فيها حماية الدائنين ضعيفة مقارنة بالبلدان التي تكون فيها الحماية قوية، حيث يطلب الدائنين الضمانات العينية كبديل لضعف القوانين التي تحمي حقوقهم، كونهم يمكنهم التنازل عن هذه الأصول في حالة عدم قدرة المؤسسة المستدينة على السداد ولا يمكنهم الاتكال على صلابة القوانين لاسترداد حقوقهم . لذلك ينبغي على هاته الدول تبني سياسة حوكمة رشيدة بإصدار وتطبيق مجموعة من الآليات القانونية لحماية المستثمرين سواء دائنين أو مساهمين. فالنوعية الجيدة للقوانين التي تسمح بحماية حقوق المستثمرين ستعزز حتما من ثقتهم في تمويل المؤسسات بالمبالغ اللازمة بعوائد معقولة، مما سيخفض من تكلفة رأس المال ويرفع من القيمة السوقية للمؤسسات[1].

ومن خلال هذا العمل تبين أن المتغير الأكثر تفسيرا للمديونية طويلة الأجل هو متغير الضمانات العينية، إذ توصلا إلى وجود علاقة طردية ذات دلالة إحصائية قوية بين متغير الضمانات ومتغير الديون طويلة الأجل الدفترية والسوقية بقيمة 0,237 و 0,213 على التوالي، و تم تفسير ذلك أن الضمانات العينية تخفض من مخاطرة المقرضين في حالة عدم قدرة المؤسسة المستدينة على السداد.

توصل الباحثين كذلك إلى نتائج توافق بعض الدراسات السابقة، كون المؤسسات الأكثر ربحية والمؤسسات المتوسطة والصغيرة تفضل استخدام نسب منخفضة من الديون. وبدورها المؤسسات التي تتميز بمعدلات نمو عالية تفضل استخدام نسب منخفضة من الديون طويلة الأجل. علاوة على ذلك، فإن المؤسسات التي يحتوي هيكل أصولها على استثمارات عينية تستخدم أكثر الديون طويلة الأجل لتمويل احتياجاتها الاستثمارية[2].

تجدر الإشارة كذلك، أن هناك بعض الدراسات أوضحت ضعف فرضية تغير معدل المديونية الأمثل في المؤسسات ، وأن الهيكل المالي للمؤسسات يتأثر بتغيرات البيئة الاقتصادية والسياسية التي تتواجد فيها وهو ما يتوافق مع نظرية القوانين والمالية ، ومن هذه الدراسات نذكر:

2-2/ دراسة kayhan and Titman (2007)

فحسب دراسة (kayhan and Titman 2007) ، فإنه يوجد خلاف كبير حول أهمية مفهوم معدل المديونية الأمثل، باعتبار تكلفة الانحراف عن هذا المعدل الأمثل تكون ضعيفة (درجة المرونة ضعيفة)، مما يقلل أهمية البحث على هذا المعدل، وفي هذه الحالة فإنه من المرجح أن تتأثر هيكلة رأس المال بمتغيرات أخرى مثل حجم تكاليف الصفقات واعتبارات السوق (transaction costs and market considerations)

[1] Idem, p43.
[2] Ibid, p 43.

التي بدورها تؤثر مؤقتا في التكاليف النسبية للديون مقابل التمويل عن طريق الأموال الخاصة[1]، وهو ما يتوافق مع نظرية تكاليف الصفقات ونظرية القوانين والمالية.

2-3/ دراسة Dangl and Zechner (2004)

في نفس السياق السابق، أشار(Dangl and Zechner 2004) بأن عدة نماذج متعلقة بدراسة مخاطر القروض (credit *risk models)* أظهرت أن نسبة الديون تبقى ثابتة في الزمن ويمكن أن تتغير بنسب محددة، وأن الهيكل المالي للمؤسسات يتأثر بتغيرات محيطها الاقتصادي هذا الأخير يؤثر بدوره على درجة مخاطرة القروض[2]. وأوضح كذلك أنه رغم توفر الميزة الجبائية للديون (قابلية اقتطاع التكاليف المالية لديون من الوعاء الضريبي) إلا أن هذه الميزة يمكن أن تتلاشى باعتبار عوائد الديون عادة ما تخضع إلى ضريبة شخصية أعلى من الضرائب على دخل أرباح رأس المال أو عوائد المساهمين[3]، وهذا ما يتوافق مع نظرية ميلر 1977.

من خلال كل الدراسات التي تم عرضها في هذا المبحث، نلاحظ أنه لا يجود إجماع علمي حول مدى تأثير المتغيرات المفسرة للهيكل المالي للمؤسسة على سياستها المالية، حيث تختلف النظريات المفسرة لهيكل رأس المال باختلاف عينات الدراسة، سواء من حيث الحجم أو المدة ، كذلك من خلال هذه الدراسات ظهر جليا تأثير البيئة القانونية والاقتصادية على السلوك المالي للمؤسسات.

تجدر الإشارة كذلك، أننا اقتصرنا على عدد معين من نتائج الدراسات السابقة المتعلقة بالموضوع (كونها عديدة وتختلف من بلد لأخر) والتي قدرنا أنها ستفيدنا في تفسير السلوك المالي للمؤسسات الجزائرية، الذي سيتم دراسته من خلال المباحث القادمة.

[1] A. Kayhan, S. Titman, Firms' Histories and Their Capital Structures, Journal of Financial Economics, 2007, p27.
[2] T. Dangl and J. Zechner, Credit Risk and Dynamic Capital Structure Choice, Journal of Financial Intermediation, 2004, p 184.
[3] Idem, p 184.

المبحث الثاني: تقديم منهج الدراسة

يهدف هذا المبحث إلى عرض عام لمعطيات الدراسة، من خلال توضيح الخصائص العامة لعينة، النموذج المستخدم، المتغيرات المستعملة، وفي الأخير تقديم دراسة إحصائية وصفية للمتغيرات المستخدمة في البحث.

المطلب الأول: معالم عينة الدراسة

سيهتم هذا المطلب بإعطاء لمحة عامة حول عينة الدراسة، من حيث الحجم والفترة المدروسة، وعرض الأسباب التي دفعت الباحث لاختيار هذه العينة من حيث الحجم والفترة المدروسة، وقبل ذلك سيتم أولا التذكير بأهداف البحث وهذا كما يلي:

1/ أهداف البحث

تهدف هذه الدراسة إلى تفسير السلوك المالي لعينة من المؤسسات الجزائرية وهذا خلال الفترة الممتدة بين 2005-2008، هذه الأخيرة تم اختيارها لعدة أسباب لعل أهمها التغيرات الجبائية التي حدثت خلال هذه الفترة، وكما تم الإشارة إليه في الجانب النظري للبحث أن السلوك المالي للمؤسسات يتأثر كثيرا بالتغيرات القانونية والتشريعية التي تحدث في المحيط الاقتصادي خاصة تلك المتعلقة بالتشريع الجبائي، وسيتم من خلال هذه الدراسة تطبيق طريقة الانحدار المتعدد توبت (Tobit) في ظل نماذج بانل للآثار العشوائية، ويتم استخدام طريقة الانحدار المتعدد توبت لما يكون المتغير التابع محدود، أي أن له مجال محدود يمكن أن يتغير فيه، وهو ما يتماشى مع هذه الدراسة كون متغير قياس الرفع المالي أو نسبة المديونية في أغلب الحالات تكون محصورة بين 0 و1 إلا في الحالات الشاذة.

وتكمن أهمية البحث في محاولة إيجاد النظرية الأكثر تفسيرا للسلوك المالي للمؤسسات الجزائرية الخاصة، وهذا لإعطاء نظرة عامة لمسيري المؤسسات حول العوامل اللازم أن تؤخذ بعين الاعتبار فيما يخص سياستهم المالية، والمشاكل الممكن أن يقعوا فيها من جراء تبني سياسة مالية غير رشيدة لا تتماشى مع الواقع المالي للمؤسسة الجزائرية الخاصة

2/ مصدر البيانات

مما يعاب على الدراسات السابقة حول هذا الموضوع في الجزائر طريقة جمع البيانات، فإشكالية عدم توفر قاعدة حول المعطيات المالية للمؤسسات الجزائرية، لا تسمح للباحث من تكوين عينة معبرة للبحث لذا لجأ عدد معتبر من الباحثين لاستخدام معلومات مالية لمؤسسات غير جزائرية، أو الاعتماد على طريقة الاستمارات لجمع البيانات عن طريق توزيعها على مختلف المكاتب المحاسبية، هذه الطريقة لا تضمن

مدى مصداقية المعلومات المقدمة هذا من جهة، ولا تعطيه الفرصة لتأكد من طريقة حساب هذه البيانات من جهة أخرى، لذلك اعتمدنا في هذا البحث على البيانات المالية الخامة المستقاة من القوائم المالية (الميزانية، جدول حسابات النتائج) لمؤسسات الدراسة، هذه الطريقة كذلك لا تضمن صحة المعلومات المصرح بها من طرف مسيري المؤسسة، وتم الاعتماد أولا على المعطيات المتوفرة لدى المركز الوطني للسجل التجاري، لكن بعد مدة تأكدنا من صعوبة استغلال هذه المعلومات لتكوين قاعدة معلومات فيها عدة دورات محاسبية، لذلك تم التوجه إلى كل من المؤسسات البنكية وإدارة الضرائب للحصول على المعلومات المالية بصفة مشفرة (عدم الإفصاح على اسم المؤسسة وأخذ المعلومات المتعلقة بقطاع النشاط لإمكانية تصنيفها في قاعدة المعلومات)، كونها المصادر الوحيدة التي تسمح من جمع المعلومات المالية للمؤسسات في مدة تتراوح على الأكثر أربع سنوات.

3/ فترة الدراسة

في هذه الدراسة تم الاعتماد على المعطيات المالية لمجموعة من المؤسسات الجزائرية الخاصة غير المالية في الفترة الممتدة بين 2005-2008، وتم اختيار هذه الفترة لسببين جوهرين، من جهة التغيرات الجبائية التي حدثت خلالها، و عدم إمكانية الحصول على معلومات مالية خاصة بمؤسسات الدراسة لفترة تفوق أربع سنوات، من جهة أخرى.

4/ النموذج المستخدم

انطلاقا من الدراسات السابقة حول هذا الموضوع، سيتم استخدام نموذج الانحدار المتعدد لتفسير تأثير المتغيرات المستقلة في هذه الدراسة على المتغير التابع، حيث يعتمد نموذج الانحدار المتعدد على جملة من المتغيرات المستقلة يتم استعمالها لتفسير التغيرات التي تطرأ على المتغير التابع، وهو ما يتماشى مع هذه الدراسة فالمتغير التابع ألا وهو معدل المديونية يتأثر بعدة عوامل في المؤسسة كما تم الإشارة إليه سالفا في الدراسات السابقة، ومنه لا يمكن استخدام نموذج الانحدار البسيط في مثل هذه الحالة، كون التغيرات في نسبة المديونية تتعلق بعدة عوامل بعضها كمي والبعض الأخر كيفي، لذلك سنقوم باستخدام أهم المتغيرات المستعملة في الدراسات السابقة لتفسير الهيكل المالي للمؤسسات الجزائرية الخاصة، مع الإبقاء في النموذج الأخير على المتغيرات التي توثر بشكل فعال على المتغير المراد دراسته، وهذا بغية تفادي التأثير السلبي للمتغيرات التي ليست لها دلالة إحصائية (أي أنها لا تؤثر على نسبة المديونية).

لكن طبيعة هذه الدراسة تتطلب منا عدم استخدام نموذج الانحدار المتعدد البسيط، بل استخدام نموذج الانحدار المتعدد توبت، بحكم أن المتغير التابع في الدراسة له مجال تغير محدد، أي بين 0 و 1 (لا نتصور تمويل يفوق 100% من الديون).

وقد ظهرت أول مرة في أدبيات الاقتصاد الكمي عن طريق (Tobin 1958) وعرفت باسم نموذج الانحدار الخطي للمتغيرات التابعة المحصورة أو المحدودة (censored regression model)، واستخدام طريقة

المربعات الصغرى العادية في هذه الحالة يعطي نتائج متحيزة. وباعتبار هذه الدراسة تأخذ في الحسبان بعدين ، واحد متعلق بالأفراد (118 مؤسسة جزائرية خاصة) والآخر متعلق بالزمن (أربع سنوات من الدراسة) فإن النموذج الأمثل لعملية التقدير هو نموذج بانل وهذا كما يلي:

1-4 مفهوم نماذج بانل

تعتمد عملية التقدير عن طريق نموذج بانل* على مجموعة من البيانات تحتوي على N وحدة مقطعية مشاهدة على فترات زمنية T، وبذلك يجمع هذا النموذج البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية في نفس الوقت[1] ويمكن توضيح ذلك من خلال النموذج المبسط التالي[2]:

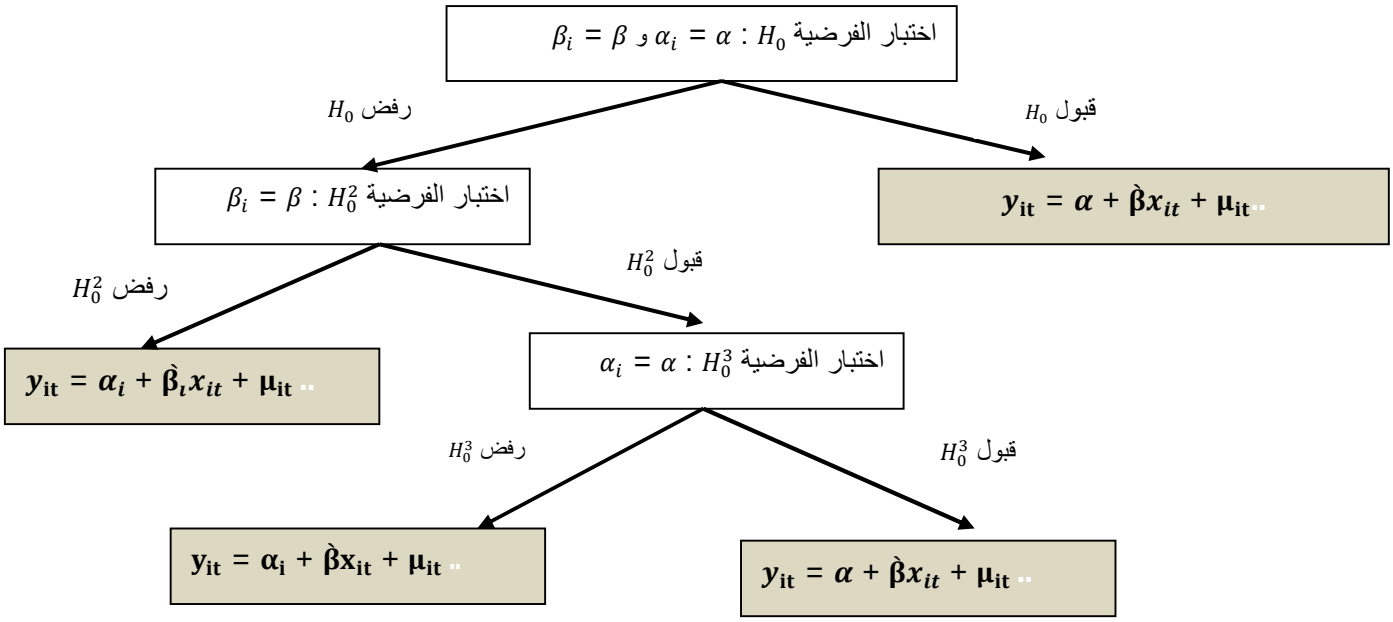
$$y_{it} = \alpha + \grave{\beta} x_{it} + \mu_{it} \ldots\ldots\ldots\ldots (01)^{**}$$

يمكن أن تأخذ العلاقة رقم 01 شكل أخر بحيث لا تكون كل معالم النموذج ثابتة إذ تتأثر بخصائص الوحدات المقطعية (الأفراد)، وتكون قيمة الثابت α تتغير بتغير الأفراد في العينة لذا نضيف إليه المؤشر« i » ويصبح النموذج على الشكل التالي[3]:

$$y_{it} = \alpha_i + \grave{\beta} x_{it} + \mu_{it} \ldots\ldots\ldots\ldots (02)$$

ويمكن تلخيص مختلف نماذج بانل الممكنة من خلال الشكل الموالي:

الشكل رقم: 05-01: يوضح مختلف نماذج بانل



المصدر: C. Hurlin, Opcit, 2012, p 11.

---

* سيتم في هذه النقطة توضيح نموذج بانل بصفة موجزة نظرا للكم الهائل من المعلومات المتعلقة بهذه النقطة.

[1] A. Thomas, L'économétrie des panels, Formation SPdS, Paris, 3 décembre 2004, p2.

[2] C. Hurlin, L'Econométrie des Données de Panel Modèles Linéaires Simples, Ecole Doctorale Edocif, Séminaire Méthodologique, 2012, p 11.

** حيث: y_{it} : المتغير التابع للفرد « i » المشاهد في الزمن « t »، x_{it} : المتغيرات المستقلة للفرد « i » المشاهدة في الزمن « t »، α و $\grave{\beta}$: معالم النموذج غير مرتبطة لا بالوحدة المقطعية ولا بالزمن، μ_{it} : حد الخطأ المرتبط بكل من الوحدة المقطعية والزمن.

[3] A. Thomas, Opcit, 2004, p 6.

هناك عدة مزايا عند استخدام نموذج بانل في عملية التقدير يمكن تلخيص أهمها في النقاط التالية[1]:

- عدد المشاهدات أكبر في حالة بيانات البانل، مما يجعل إمكانية القيام بالعديد من الاختبارات والتفسيرات؛
- في حالة بيانات البانل تقل مشكلة التعدد الخطي « multicollinearity »، لأن المتغيرات التفسيرية إذا كانت تتغير في البعدين فيقل احتمال ترابطها خطيا؛
- هذا النموذج يجعل من السهل اكتشاف وقياس الآثار غير الواضحة في البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية؛
- من الميزات الأساسية لبيانات البانل هو أنها تسمح بمراقبة عدم التجانس غير ملاحظ.

ب/ طرق التقدير في حالة معطيات بانل

يمكن استخدام واحدة من الطرق الثلاث التالية عند استخدام معطيات بانل[2]:

- نموذج الثابت المشترك ويعرف كذلك بالبيانات المدمجة Pooled OLS method؛
- نموذج الآثار الثابتة Fixed effect model؛
- نموذج الآثار العشوائية Random effect model؛

1/ نموذج البيانات المدمجة

نفترض في هذه الطريقة تجانس الأفراد في العينة، أي غياب الأثر الخاص ، لذلك يتم استخدام ثابت واحد مشترك لجميع الوحدات وهذا كما توضحه العلاقة رقم واحد، وتستخدم هذه الطريقة عندما يكون هناك تجانس تام في البيانات المستخدمة (أن تكون العينة من المؤسسات تنتمي إلى نفس قطاع النشاط، لها نفس الحجم والموقع الجغرافي)، لذلك فإن استخدام هذه الطريقة في الحياة العملية قليل، فغالبا نحاول دراسة بيانات غير متجانسة مما يستبعد فرضية وجود ثابت مشترك لكل أفراد العينة.

2/ نموذج الآثار الثابتة

في هذا النموذج نفترض أن هناك عدم تجانس في أفراد العينة المدروسة، ويمكن مراقبة هذا الاختلاف عن طريق الحد الثابت، بحيث يكون لكل فرد من الوحدات المقطعية ثابت خاص به خلال الفترة الزمنية المدروسة، ويدرس هذا النموذج الآثار الخاصة لكل أفراد العينة التي تفترض أنها لا تتغير عبر الزمن، بأخذ بالحسبان كل العوامل المتعلقة بخصوصية الوحدات المقطعية لا الفترات الزمنية.

---

[1] فيصل. شياد، قياس الكفاءة التقنية ومحدداتها باستخدام البرمجة الخطية والنماذج القياسية: دراسة حالة البنوك الإسلامية في الفترة من 2003-2009، أطروحة لنيل شهادة الدكتوراه في إدارة الأعمال، المدرسة العليا لتجارة، الجزائر، 2012-2013، ص 246.

[2] C.Araujo, Microéconométrie : Exploiter des Données à Plusieurs Dimensions Modèles Basiques de Panel, CERDI-Ecole d'Economie Uda, 2013, p 2.

ويعرف نموذج الآثار الثابتة بطريقة المربعات الصغرى للمتغيرات الصورية[1] « LSDV »، أي إدماج متغيرات صورية في النموذج تمثل كل مجموعات غير متجانسة للوحدات المقطعية.

3/ نموذج الآثار العشوائية

يعتمد نموذج الآثار العشوائية على فرضية أن الآثار الفردية الخاصة يتم مراقبتها عن طريق كل من الحد الثابت و حد الخطأ، إذ يفترض أن الآثار الفردية الخاصة غير مرتبطة بالمتغيرات التفسيرية المشاهدة[2]، ويمتاز هذا الأخير بثوابت عشوائية، أي أن التغيرات الفردية الخاصة يتم رصدها انطلاقا من علاقة حد الخطأ والتي يمكن توضيحها من خلال العلاقة التالية[3]:

$$\eta_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it} \text{.....(03)}$$

حيث: η_{it} : الحد العام للخطأ؛

α_i **:** متغير يقيس الآثار الخاصة الفردية الثابتة في الوقت؛

ويمتاز نموذج الآثار العشوائية مقارنة بنموذج الآثار الثابتة بقلة المعالم المقدرة، ففي النموذج الأخير يفترض أن كل وحدة مقطعية (مؤسسة، دولة ..) تختلف في حدها الثابت، أما نموذج الآثار العشوائية فيفترض أن كل وحدة مقطعية تختلف في حد الخطأ كما توضحه العلاقة رقم (03).

ويمكن مقارنة نقاط الاختلاف والتشابه بين نموذج الآثار الثابتة والعشوائية من خلال الجدول رقم 05-07.

[1] S. Rendon, Fixed and Random Effects in Classical and Bayesian Regression, Département d' Economie, université de Madrid, 2002, p 2.

2 http://www3.nd.edu/~rwilliam/stats3/Panel04-FixedVsRandom.pdf, date 05/11/2014, heure 10h :15.

[3] S. C. Ahn and P. Schmidt, Estimation of Linear Panel Data Models Using GMM, Michigan State University, USA, 1998, p3

الجدول رقم: 05-07: المقارنة بين نموذج الآثار الثابتة والآثار العشوائية

البيان	نموذج الآثار الثابتة	نموذج الآثار العشوائية
علاقة النموذج	$y_{it} = (\alpha + \mu_i) + \beta x_{it} + \nu_{it}$	$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + (\mu_i + \nu_{it})$
الثابت	يتغير بتغير خصوصية الوحدات المقطعية لا الفترات الزمنية	ثابت
تباين الأخطاء « Error variances »	ثابت	يتغير بتغير خصوصية الوحدات المقطعية لا الفترات الزمنية
معاملات الميل لمعادلة الانحدار « Slopes »	ثابت	ثابت
طريقة التقدير	المربعات الصغرى للمتغيرات الصورية « LSDV »	المربعات الصغرى المعممة « GLS »
الاختبار المستخدم	اختبار فيشر « F »	اختبار مضاعف لاغرانج « Breusch-Pagan LM test »

المصدر: H. M. Park, Linear Regression Models for Panel Data Using SAS, Stata, LIMDEP, and SPSS, Working Paper, The University Information Technology Services, Center for Statistical and Mathematical Computing, Indiana University, 2009, p4.

ج/ طبيعة البيانات

نظرا لأن بيانات بانل تأخذ بعدين الفردي و الزمني، فإن أول شيء ينبغي التأكد منه هل هناك أثر خاص للوحدات المقطعية في العينة المدروسة، بتعبير آخر هل يتم اختيار نموذج الآثار الخاصة (الآثار الثابتة أو العشوائية) أم نموذج الآثار المشتركة (نموذج البيانات المدمجة).

يتم ذلك عن طريق اختبار الفرضية الصفرية التي مفادها تساوي الثوابت للوحدات المقطعية في العينة وهذا كما يلي: $H_0: \alpha = \alpha_i \quad i = 1 \ldots . n$

للتأكد من صحة الفرضية الصفرية الموضحة أعلاه، يتم استخدام اختبار فيشر « F » الموضح حسب العلاقة التالية[1]:

$$F = \frac{(R^2_{FE} - R^2_{CC})/(N-1)}{(1-R^2_{FE})/(NT-N-K)} \sim F(N-1, NT-N-K)$$

[1] D. Asteriou and S. G. Hall, Applied Econometrics :A Modern Approach Using Eviews and Microfit , édition Palgrave Macmillan, March 2007,p 347.

مع: R_{FE}^2 : معامل التحديد لنموذج الآثار الثابتة؛

R_{CC}^2 **:** معامل التحديد لنموذج البيانات المدمجة؛

K **:** عدد المتغيرات التفسيرية؛

فإذا كانت قيمة « F » المقدرة أكبر من القيمة المجدولة، يتم رفض الفرضية الصفرية التي مفادها تساوي الثوابت في النموذج[1]، ويمكن كذلك رفض الفرضية الصفرية بالاعتماد على قيمة الاحتمال (P>F) عندما تكون أقل من مستوى الدلالة، في هذه الحالة، يتم قبول الفرضية البديلة التي مفادها عدم تساوي الثوابت ونموذج الآثار الخاصة (الآثار الثابتة أو العشوائية) هو الأفضل لعملية التقدير.

2-4 مفهوم نموذج التوبت

ظهر هذا النموذج في أدبيات الاقتصاد القياسي بفضل الدراسة التي قام بها (J.Tobin 1958)*، الذي قدم طريقة جديدة للتقدير بالنسبة للمتغيرات التابعة المحدودة « Variable dépendante limitée » ، من خلال محاولته تفسير العلاقة بين مداخيل الأسر والنفقات على المنتجات الدائمة، ولاحظ أن بعض الأسر لا تقوم بأي إنفاق على هاته المنتجات مما سيؤثر حتما على نتائج الدراسة، لذلك حاول حصر المتغير التابع على الأسر التي تقوم بعملية الإنفاق[2]، وعرف هذا النموذج بعد ذلك بنموذج « Tobit »، حيث يعتمد في عملية التقدير على دالة الترجيح الأعظم.

وباعتبار هذه الدراسة تهدف إلى قياس تأثير بعض المتغيرات المستقلة على معدل المديونية الذي يتراوح في أغلب الحالات بين 0 و 1 إلا فيما يخص الحالات الشاذة، فإن طريقة التقدير المثلى هي نموذج توبت المحصور من جهتين بدل استخدام طريقة المربعات الصغرى التي تعطي في هذه الحالة نتائج أقل كفاءة[3].

وبما أن هذه الدراسة تأخذ البعدين الزمني والفردي سيتم استخدام نموذج بانل الذي يتلاءم مع هذا النوع من البيانات، وباعتبار كذلك أن المتغير التابع في هذه الدراسة محصور في مجال محدد سيتم استخدام طريقة التقدير للمتغيرات المحدودة « Tobit ».

لكن تجدر الإشارة أن نموذج توبت لا يتماشى مع نموذج الآثار الثابتة باعتبارها تعتمد في عملية التقدير على طريقة المربعات الصغرى للمتغيرات الصورية، بل يتماشى مع نموذج الآثار العشوائية، لذا سيستخدم في التحليل الإحصائي لمعطيات البحث نموذج توبت في ظل معطيات بانل للآثار العشوائية.

---

[1] Idem, p 347.

[*] voir l'article : J.Tobin, Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables, Econometrica, Vol 26, N° 1, Jan 1958, pp. 24-36.

[2] Yasuhiro Omori and Koji Miyawaki, Tobit Model with Covariate Dependent Thresholds, working papers, University of Tokyo, Octobre 2008, p1.

[3] H. Harari-Kermadec, Le modèle Tobit, Université de Reims Champagne-Ardenne (URCA), 2008, pp 2-3.

5/ تحليل معطيات العينة

تم استعمال في هذه الدراسة المعطيات المحاسبية ل118 مؤسسة جزائرية خاصة غير مالية خلال الفترة الممتدة بين 2005-2008 ، أي حوالي 472 ملاحظة إحصائية ، وتم اختيار هذه العينة بناء على مجموعة من المعطيات المالية للمؤسسات الجزائرية الخاصة، والإبقاء إلا على المؤسسات التي تحتوي على كل المعلومات المحاسبية خلال كل فترة الدراسة، وهذا بغية استعمال طريقة المعطيات المتوازنة «Balanced data» واجتناب استعمال طريقة الملاحظات الناقصة والمعروفة بالمعطيات غير متوازنة «Unbalanced data» .

حاولنا من خلال هذه الدراسة أن تكون العينة تشمل مختلف المؤسسات عبر كل التراب الوطني، حيث تتوفر العينة على مجموعة من المؤسسات من شرق وغرب ووسط البلاد ، أما فيما يخص مؤسسات الجنوب فتم توزيعها على مختلف المناطق الثلاث المذكورة أعلاه، ويمكن توضيح التوزيع الجغرافي للمؤسسات المكونة لعينة الدراسة من خلال الجدول التالي:

الجدول رقم: 05-08: يوضح التوزيع الجغرافي للمؤسسات المكونة لعينة الدراسة

الوحدة: مؤسسة

البيان	عينة الدراسة	مؤسسات الشرق	مؤسسات الوسط	مؤسسات الغرب
عدد المؤسسات	118	34	41	43
عدد الملاحظات	472	136	164	172
نسبة	%100	%28,81	%34,75	%36,44

المصدر:انطلاقا من تحليل عينة الدراسة

ونلاحظ من خلال الجدول السابق أن المؤسسات الموجودة في العينة المدروسة تشمل مختلف مناطق الوطن بصفة تقريبا متوازنة وهذا راجع لطابع العشوائي للعينة، إضافة إلى ذلك فإن العينة تتوفر على مؤسسات من مختلف النشاطات التي يمكن تجميعها من خلال قطاعين أساسين ألا وهما القطاع الإنتاجي (حوالي 62 مؤسسة: أي52,54% من مجموع مؤسسات العينة) والقطاع الخدماتي والتجاري(حوالي 56 مؤسسة: أي 47,46% من مجموع مؤسسات العينة)، وهذا كما يوضحه الجدول رقم 05-09.

الجدول رقم: 05-09: يوضح التوزيع الجغرافي للمؤسسات المكونة لعينة الدراسة حسب قطاع النشاط

الوحدة: مؤسسة

البيان		عينة الدراسة	مؤسسات الشرق	مؤسسات الوسط	مؤسسات الغرب
القطاع الإنتاجي	عدد المؤسسات	62	24	15	23
	عدد المشاهدات	248	96	60	92
القطاع الخدماتي والتجاري	عدد المؤسسات	56	10	26	20
	عدد المشاهدات	224	40	104	80

المصدر:انطلاقا من تحليل عينة الدراسة

انطلاقا من المعطيات الموضحة في الجدول رقم 05-09 يظهر جليا الطابع العشوائي لاختيار مؤسسات العينة، حيث نلاحظ أن أعلى نسبة مسجلة من الملاحظات كانت بالنسبة للمؤسسات الخدماتية الموجودة في ناحية الوسط (26 مؤسسة: أي حوالي 22,03% من مجموع مؤسسات العينة) وأدنى نسبة سجلت بالنسبة للمؤسسات الخدماتية الموجودة في شرق البلاد (10 مؤسسات: أي حوالي 8,47% من مجموع مؤسسات العينة).

تجدر الإشارة كذلك أن هذه العينة تحتوي على مختلف الأشكال القانونية للشركات، وهذا حسب ما يوضحه الجدول رقم 05-10.

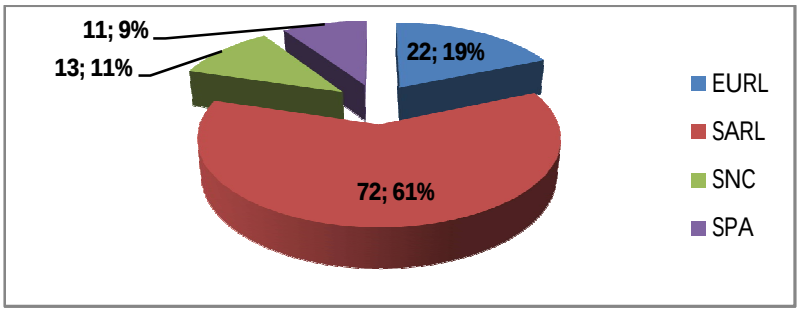
الجدول رقم: 05-10: يوضح التوزيع الجغرافي للمؤسسات المكونة لعينة الدراسة حسب الشكل القانوني

الشكل القانوني للمؤسسة	عينة الدراسة	مؤسسات الشرق	مؤسسات الوسط	مؤسسات الغرب
EURL	22	2	15	5
SARL	72	23	23	26
SNC	13	6	0	7
SPA	11	3	3	5
المجموع	118	34	41	43

المصدر:انطلاقا من تحليل عينة الدراسة

من خلال هذا الجدول نلاحظ أن توزيع المؤسسات كان متوازنا جغرافيا بالنسبة للشركات ذات المسؤولية المحدودة مقارنة بالأشكال القانونية الأخرى ، كذلك نلاحظ ضعف عدد شركات الأسهم في العينة، مما يفسر بأن المؤسسات المجودة في العينة أغلبها من الحجم المتوسط، حيث أخذت الشركات ذات المسؤولية المحدودة الحصة الأبرز بعدد يقدر ب 72 مؤسسة أي حوالي 61% من الحجم الإجمالي للعينة وهو ما يظهر جليا من خلال الشكل رقم 05-02

الشكل رقم: 05-02: يوضح نسب توزيع المؤسسات في العينة حسب الشكل القانوني



المصدر:انطلاقا من تحليل عينة الدراسة

من خلال هذا المطلب تم تقديم عينة الدراسة التي سيتم الاعتماد عليها في تفسير السلوك المالي للمؤسسات الجزائرية، لذلك فإن الخطوة المقبلة ستخصص لعرض المتغيرات التي سنعتمد عليها في بناء النموذج.

المطلب الثاني:متغيرات النموذج

انطلاقا من المعلومات المتوفرة لدينا من خلال دراسة الجداول المالية للمؤسسات العينة، وكذلك الدراسات السابقة التي تناولت هذا الموضوع، تم اختيار جملة من المتغيرات التي يمكن الاعتماد عليها لدراسة سياسة المديونية في المؤسسات الجزائرية الخاصة، ويمكن تقسيم هذه المتغيرات كما يلي:

1/المتغير التابع (نسبة المديونية)

هذا المتغير يسمح لنا بقياس نسبة المديونية في المؤسسات الجزائرية الخاصة، حيث هناك عدة دراسات استعملت نسبة إجمالي الديون إلى إجمالي الخصوم، و دراسات أخرى استعملت نسبة ديون طويلة ومتوسطة الأجل إلى إجمالي الخصوم والبعض الأخر استعمل نسبة الديون القصيرة الأجل إلى إجمالي الخصوم ،ومن هذه الدراسات نذكر دراسة(S. R.Cheng & 2007، D.Margaritis & M.Psillaki 2010 S.T.Hijazi & Y.Bentaraq 2006،C.Shiu)، وهناك بعض الدراسات استعملت في المقام الأموال الخاصة عوض إجمالي الخصوم[1].

في هذه الدراسة سيتم استعمال متغيرين لحساب نسبة المديونية وهذا كما يلي:

$$DT = \frac{\text{إجمالي الديون}}{\text{إجمالي الخصوم}}$$

$$DMT = \frac{\text{ديون طويلة ومتوسطة الأجل}}{\text{إجمالي الخصوم}}$$

ويمكن استعمال نسبة الديون القصيرة الأجل لتفسير النتائج المتحصل عليها باستعمال المتغيرين السابقين.

[1] Voir : D. Margaritis, M. Psillaki, Capital Structure, Equity Ownership And Firm Performance, Journal of Banking & Finance, 2010, pp 621-632, and Syed Tahir. Hijazi,Yasir. Bin Tariq, Determinants of Capital Structure:A Case for the Pakistani Cement Industry, The Lahore Journal of Economics, 2006 , p p 63 – 80, and S. Cheng, C. Shiu, Opcit, 2007, p 32.

2/المتغيرات المستقلة

سيتم استخدام جملة من المتغيرات المستقلة المستعملة عادة في الدراسات السابقة وهذا من خلال النقاط الآتية:

2-1/ متغير الحجم

هذا المتغير يسمح لنا بقياس حجم المؤسسة، فهناك جملة من الدراسات استعملت لتقدير هذه النسبة لوغاريتم كل من مجموع الأصول أو رقم الأعمال أو عدد العمال في المؤسسة ومن هذه الدراسات يمكن ذكر دراسة[1] (P.Ngobo & A.Capiez 2004).

وسيتم استعمال في هذه الدراسة لوغاريتم مجموع الأصول كمتغير يسمح لنا بتقدير حجم المؤسسة، وتم اختيار هذا المتغير لطبيعة المعطيات المتوفرة لدينا، وكذا بغية تجنب الارتباط المشترك القوي مع المتغيرات المستقلة الأخرى، ونرمز له ب (SIZE) .

$$\mathbf{Size} = \boldsymbol{LOG}(\text{مجموع الأصول})$$

2-2/ متغير الضمانات

هذا المتغير يسمح لنا بقياس الضمانات العينية التي تتوفر عليها المؤسسة في حالة العسر المالي ويتم استخدام متغير صافي الأصول العينية إلى إجمالي الأصول لقياس نسبة الضمانات في أغلب الدراسات نذكر منها[2] (S.Titman & R.Wessels 1988، H.S.Song 2005، Imen Latrous 2007).

وسيتم استعمال في هذه الدراسة صافي الأصول العينية إلى إجمالي الأصول كمتغير يسمح لنا بقياس الضمانات العينية التي تتوفر عليها المؤسسة ونرمز له ب(AC) .

$$\boldsymbol{AC} = \frac{\text{صافي الأصول العينية}}{\text{إجمالي الأصول}}$$

2-3/ متغير المردودية

هذا المتغير يسمح لنا بقياس مردودية المؤسسة ، إما عن طريق المردودية الاقتصادية أو المردودية المالية، ويستعمل في أغلب الدراسات النتيجة المحققة قبل الفوائد المالية والضرائب مقسومة على إجمالي

[1] P. Ngobo, Structure du Capital & Performance de l'Entreprise : Le Rôle Modérateur des Différences Culturelles Nationales, Equipe de Recherche : LARGO, Faculté de Droit, Economie et Gestion, 13e conférence de l'AIMS. Normandie. Vallée de Seine, France, 2 à 4 juin 2004 ,P 15.

[2] Voir : Han-Suck. Song, Capital Structure Determinants, (An Empirical Study of Swedish Companies), Centre of Excellence for Science and Innovation Studies, Januari 2005, pp 12-13, and I. Latrous, Opcit, 2007, p 15. and S. Titman and R. Wessels, Opcit, Mar 1988, p 3.

الأصول الاقتصادية، ويمكن كذلك استعمال المردودية المالية وهذا بقسمة النتيجة الصافية على الأموال الخاصة ، ومن الدراسات التي استعملت هذا المتغير يمكن ذكر[1]:

(S.Titman & R.Wessels 1988, Rajan & Zingales 1995, A.Dittmar 2004)

وسيتم استعمال في هذه الدراسة المردودية الاقتصادية كمتغير يسمح لنا بقياس مردودية المؤسسة ونرمز له ب(ROA) .

$$ROA = \frac{\text{نتيجة الاستغلال}}{\text{إجمالي الأصول الاقتصادية}}$$

2-4/ متغير الاقتصاد الضريبي غير متعلق بالفوائد

هذا المتغير يسمح لنا بقياس الاقتصاد الضريبي غير الناجم عن المديونية ويتم استعمال عادة الضرائب غير متعلقة بالمديونية إلى إجمالي الأصول أو قيمة الاهتلاكات إلى إجمالي الأصول ومن الدراسات التي استعملت هذا المتغير لتفسير سياسة المديونية يمكن ذكر[2]:

(S.Titman & R.Wessels 1988, C.Chang & al 2009).

وسيتم استعمال في هذه الدراسة مجموع الاهتلاكات إلى رقم الأعمال كمتغير يسمح لنا بقياس نسبة الاهتلاكات من رقم الأعمال المحقق من طرف المؤسسة باعتبار هذه الأخيرة من المتغيرات المهمة التي تسمح للمؤسسة من تحقيق الاقتصاد الضريبي، ونرمز لها(NTS) .

$$NTS = \frac{\text{مجموع أقساط الاهتلاك}}{\text{إجمالي الأصول}}$$

2-5 متغير قطاع النشاط

هذا المتغير يسمح لنا بإدخال في النموذج متغير صوري يبين تأثير القطاع على سياسة المديونية ومن الدراسات التي قامت باستعمال هذا المتغير في التحليل يمكن ذكر[3] (S.Titman& R.Wessels 1988، C.Yang&al 2009).

وسيتم استعمال رقم 1 للقطاع الإنتاجي ورقم 0 للقطاع الخدماتي أو التجاري ونرمز لهذا المتغير ب (SA).

[1] Voir : Amy. Dittmar, Capital Structure in Corporate : Spin-Offs, Journal of Business, vol 77, N°1, 2004, p 30, and S. Titman and R. Wessels, Opcit, Mar 1988, p 6, and R. G. Rajan and L. Zingales, Opcit Décembre 1995, p 1452.

[2] Voir : Chingfu. Chang, Alice. C. Lee and Cheng. F. Lee, Determinants of Capital Structure Choice:A Structural Equation Modeling Approach, The Quarterly Review of Economics and Finance, N°49, 2009, pp 202-203, and S. Titman and R. Wessels, Opcit, Mar 1988, pp 4-3.

[3] Voir : Yang. Chau-Chen, Lee. Cheng-few, Gu. Yan-Xiang, Lee. Yen-Wen, Co-Determination of Capital Structure And Stock Returns - A LISREL Approach : An Empirical Test of Taiwan Stock Markets,The Quarterly Review of Economics and Finance, N°50, 2010, p 224, and S. Titman and R. Wessels, Opcit, Mar 1988, p5.

2-6 متغير قدرة التمويل الذاتي

هذا المتغير يسمح لنا بقياس نسبة الاستقلالية المالية للمؤسسة، ويتم حسابه بقسمة قدرة التمويل الذاتي على الأموال الخاصة، وتم استخدام هذا المتغير انطلاقا من الدراسات النظرية للموضوع، فوفق نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل فمن المتوقع أن تكون هناك علاقة عكسية مع متغير الرفع المالي، أما حسب نظرية التوازن فمن المتوقع أن تكون هناك علاقة طردية كونه يعطي أكثر ضمانات للمؤسسة في استقطاب الديون.

وسيتم استعمال في هذه الدراسة قدرة التمويل الذاتي إلى الأموال الخاصة كمتغير يسمح لنا بقياس الاستقلالية المالية للمؤسسة ونرمز له ب (AF).

$$\frac{\text{قدرة التمويل الذاتي}}{\text{الأموال الخاصة}} = AF$$

2-7 متغير الضرائب

هذا المتغير يسمح لنا بإدخال في النموذج متغير صوري يوضح مدى تأثير التغيرات الضريبية التي حدثت في فترة الدراسة على السياسة المالية للمؤسسة، وكما تم ذكره عند التعريف بالعينة أن في هذه الفترة تغير فيها معدل الضريبة على أرباح الشركات.

و سيتم استعمال رقم 0 للفترة قبل حدوث التعديل الضريبي و الرقم 1 بعد حدوثه ونرمز لهذا المتغير ب (Imp).

من كل ما سبق يمكن توضيح النموذج من خلال العلاقة التالية:

$$D_{it} = \alpha + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 AC_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 NTS_{it} + \beta_5 AF_{it} + \beta_6 SA_{it} + \beta_7 Imp_{it} + (\mu_i + \nu_{it})$$

حيث:

- D_{it} : تمثل قيمة معدل الرفع المالي سوءا الإجمالية أو المتوسطة الأجل أو القصيرة الأجل
- i = 1.....118 و t = 1.....4

بعد توضيح مختلف متغيرات الدراسة سنحاول في النقطة دراسة هذه المتغيرات من منظور قواعد الإحصاء الوصفي.

المطلب الثالث: دراسة وصفية لمتغيرات النموذج

بعدما تم التطرق إلى توضيح متغيرات النموذج في النقطة السابقة، سنقوم بتحليل هذه المتغيرات من خلال حساب بعض الإحصائيات ومصفوفة الارتباطات الثنائية، لكن قبل ذلك سنحاول تحليل الموارد المالية في مؤسسات العينة وهذا حسب ما يوضحه الجدول رقم 05-11 .

1/ دراسة وصفية لهيكل التمويل

خلال هذه النقطة سنحاول معرفة الموارد المالية الأكثر استعمالا من طرف المؤسسات المدروسة، وهذا لكي تكون لدينا نظرة أولية عن سياسة التمويل المستخدمة، وهذا حسب ما يوضحه الجدول رقم 05-11.

الجدول رقم: 05-11: يوضح متوسط الموارد المالية في العينة

الوحدة: ألف دينار

الموارد المالية	الأموال الخاصة	الديون طويلة و متوسطة الأجل	الديون قصيرة الأجل	الديون الاجمالية
المتوسط	325.422	80.667	349.857	430.525
القيمة القصوى في العينة	14.316.256	1.704.106	5.177.858	5.262.858
الانحراف المعياري	1.207.759	202.802	679.916	767.273

المصدر:انطلاقا من تحليل عينة الدراسة

انطلاقا من المعطيات الموضحة في الجدول رقم 05-11، يتضح أن المؤسسات في العينة لها معدلات عالية للمديونية قصيرة الأجل مقارنة بالمديونية طويلة و متوسطة الأجل، حيث قدرت نسبة المديونية قصيرة الأجل ب 81,26% من إجمالي الديون مقابل 18,74% لديون الطويلة ومتوسطة الأجل، ونستنتج كذلك أن نسبة التمويل عن طريق الأموال الخاصة مقارنة لنسبة التمويل عن طريق الديون، حيث قدرت ب 43,05% مقابل 56,95% بالنسبة لإجمالي الديون، لكن هذا التحليل لا يمكن أن نعتمد عليه كثيرا كون المعطيات الموضحة في الجدول معبر عنها عن طريق المتوسط ، وقيم الانحراف المعياري الموضح في الجدول تظهر بقيم كبيرة مما يوضح مدى تشتت البيانات بالمقارنة مع القيمة المتوسطة.

2/تقديم بعض الإحصائيات الوصفية لمتغيرات الدراسة

تم تخصيص هذه النقطة لعرض بعض الإحصائيات الوصفية المتعلقة بمتغيرات الدراسة، لكي تكون لدينا نظرة حول توزيع هذه المتغيرات، وهذا حسب ما هو موضح في الجدول رقم 05-12.

الجدول رقم: 05-12: يبين بعض الإحصائيات المتعلقة بمتغيرات النموذج

IMP	SA	AF	NTS	ROA	AC	SIZE	DCT	DMT	DT	المتغيرات
0.500000	0.474576	2.580164	0.080196	0.113462	0.301856	8.409950	0.480785	0.116244	0.597029	متوسط (Mean)
0.500000	0.000000	0.186305	0.019468	0.054759	0.241812	8.407040	0.473737	0.004657	0.637433	وسيط (Median)
1.000000	1.000000	897.0542	1.000000	2.321420	1.638454	10.02700	1.133293	1.122457	1.406385	القيمة القصوى (Maximum)
0.000000	0.000000	-195.3491	0.000000	-0.738519	0.000000	6.178691	0.000000	0.000000	0.000000	القيمة الدنيا (Minimum)
0.500531	0.499883	43.43718	0.168695	0.242335	0.278178	0.670556	0.285680	0.195481	0.298081	الانحراف المعياري (Std. Dev)
0.000000	0.101827	18.55954	3.754198	3.424536	0.929262	-0.117201	0.027135	2.101457	-0.187995	معامل Skewness
1.000000	1.010369	384.3219	18.05760	25.32995	3.799386	2.836582	1.844526	7.525143	2.409407	معامل Kurtosis
78.66667	78.66878	2886757.	5567.775	10728.88	80.49816	1.605776	26.31529	750.1141	9.639964	معامل Jarque-Bera
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.448033	0.000002	0.000000	0.008067	إحتمال (Probability)
236.0000	224.0000	1217.837	37.85235	53.55393	142.4760	3969.497	226.9304	54.86734	281.7977	المجموع
118.0000	117.6949	888677.2	13.40378	27.66005	36.44748	211.7828	38.43967	17.99816	41.84949	Sum Sq. Dev.
472	472	472	472	472	472	472	472	472	472	عدد الملاحضات

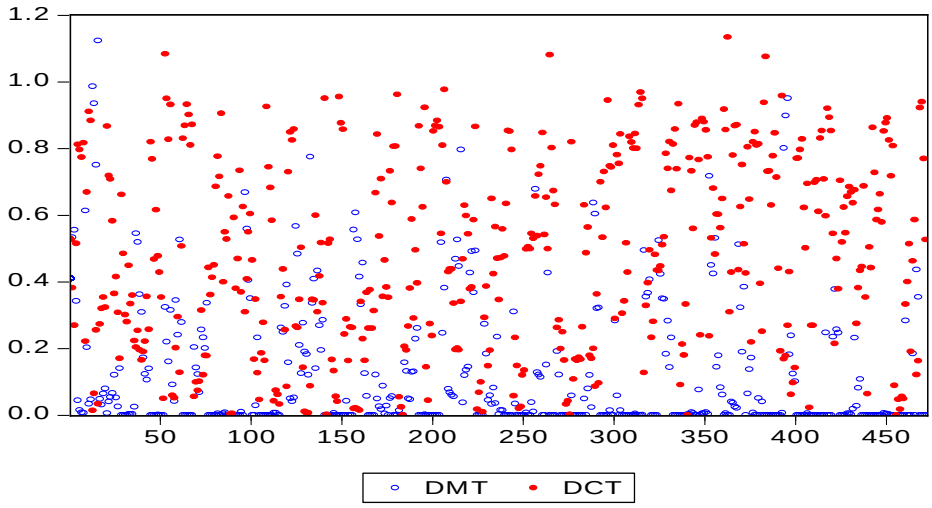
المصدر: انطلاقا من المعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Eviews 6.

كما تم توضيحه سابقا فيما يخص تحليل الموارد المالية في العينة، نلاحظ كذلك من خلال الجدول رقم 05-12 أن نسبة الاستدانة الإجمالية في العينة تقدر ب 59,70%، ولكن أغلب هذه الديون هي من النوع القصير الأجل بنسبة 48,08%، وهذا ما يفسر ضعف نسبة الاستدانة طويلة والمتوسطة الأجل التي قدرت بحوالي 11,62%، وأكدت عدة دراسات قامت سابقا على المؤسسات الجزائرية هذا الاستنتاج، بأن هذه الأخيرة تعتمد بشكل كبير على المديونية قصيرة الأجل لمجابهة احتياجاتها المالية. أما فيما يخص معامل Skewness فنلاحظ أن المتغيرات الكمية التي لها معامل ضعيف هي متغير المديونية الإجمالية ، متغير المديونية قصيرة الأجل ومتغير الحجم ، وهذا ما يفسر أن هذه المتغيرات أكثر تناظر من المتغيرات الأخرى ويمكن ملاحظة ذلك كذلك انطلاقا من الفرق مابين المتوسط والوسيط فهو ضعيف لهذه المتغيرات الثلاث عكس المتغيرات الأخرى. أما فيما يخص المتغيرات الكيفية (متغير القطاع ومتغير الضرائب) لا حظنا كذلك أن معامل Skewness ضعيف ومن ثم فإن هذه المتغيرات متناظرة كذلك.

ويمكن تفسير ضعف المديونية المتوسطة الأجل في عينة الدراسة لسببين هامين، من جهة بعض المؤسسات في العينة لا تعتمد تماما على هذا النوع من المديونية، هذا ما دفعنا إلى طرح السؤال التالي هل نحن أمام مشكل الذي أشارت إليه نظرية تحديد القروض « rationnement des crédits » ، أي أن هناك بعض المؤسسات مقصية من التمويل البنكي في السوق خاصة بالنسبة للقروض الطويلة والمتوسطة بسبب

الشروط المطبقة فيه ، ومن جهة أخرى تعتمد بعض المؤسسات على معدلات منخفضة من الديون الطويلة والمتوسطة مقارنة بالمديونية القصيرة الأجل، لذلك سنحاول القيام بالمقارنة مابين نسب المديونية الطويلة والمتوسطة والمديونية القصيرة الأجل من خلال الشكل رقم 05-03.

الشكل رقم: 05-03: يوضح توزيع كل من نسبة المديونية المتوسطة والطويلة الأجل والمديونية قصيرة الأجل في العينة المدروسة



المصدر: انطلاقا من المعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Eviews 6.

من الشكل رقم 05-03، يمكن تدعيم ما تم الإشارة إليه سالفا، بأن عدة مؤسسات في العينة المدروسة كانت مقصية من التمويل عن طريق الديون المتوسطة والطويلة الأجل، ويمكن أن يرجع ذلك إلى عدم إمكانية هذه المؤسسات من تلبية الشروط القانونية التي تتطلبها البنوك لمنح هذا النوع من القروض، أو راجع إلى سياستها المالية باعتمادها على الموارد المالية الذاتية لتمويل مشاريعها الاستثمارية. إضافة إلى ذلك فإن أغلب المؤسسات في العينة تعتمد على نسب منخفضة للديون المتوسطة والطويلة مقارنة بالديون القصيرة الأجل، ولكي تكون لدينا صورة أوضح حول العلاقة بين نسبة المديونية والمتغيرات التفسيرية في النموذج سنحاول عرض مختلف الارتباطات الثنائية لمتغيرات الدراسة.

3/ حساب الارتباطات الثنائية

يمكن توضيح العلاقة ما بين متغيرات النموذج عن طريق حساب الارتباطات الثنائية بين المتغيرات، وهذا لكي نتفادى الارتباطات القوية بين المتغيرات المستقلة التي ستؤثر حتما بالسلب على النتائج التي سيتم التحصل عليها في النموذج، وبغية تفادي دراسة الارتباطات الثنائية لكل زوج من المتغيرات، سنقوم بتلخيص ذلك من خلال مصفوفة الارتباطات الثنائية، الموضحة من خلال الجدول رقم 05-13.

الجدول رقم: 05-13: يوضح مصفوفة الارتباطات الثنائية

المتغيرات	DT	DMT	DCT	SIZE	AC	ROA	NTS	AF	SA	IMP
DT	1.000000	0.390020	0.776534	0.112698	-0.070490	-0.189225	-0.019101	0.059410	0.023074	-0.041523
DMT	0.390020	1.000000	-0.277314	0.063463	0.322674	-0.139987	0.220234	-0.026137	-0.230266	-0.062145
DCT	0.776534	-0.277314	1.000000	0.074165	-0.294344	-0.101651	-0.170629	0.079873	0.181638	-0.000802
SIZE	0.112698	0.063463	0.074165	1.000000	0.169268	-0.110010	0.215356	0.021510	-0.163471	0.125354
AC	-0.070490	0.322674	-0.294344	0.169268	1.000000	-0.069050	0.296545	-0.044833	-0.380399	0.000959
ROA	-0.189225	-0.139987	-0.101651	-0.110010	-0.069050	1.000000	-0.062298	0.034268	0.142461	0.038165
NTS	-0.019101	0.220234	-0.170629	0.215356	0.296545	-0.062298	1.000000	0.000479	-0.207498	-0.021918
AF	0.059410	-0.026137	0.079873	0.021510	-0.044833	0.034268	0.000479	1.000000	0.057555	-0.027472
SA	0.023074	-0.230266	0.181638	-0.163471	-0.380399	0.142461	-0.207498	0.057555	1.000000	0.000000
IMP	-0.041523	-0.062145	-0.000802	0.125354	0.000959	0.038165	-0.021918	-0.027472	0.000000	1.000000

المصدر: انطلاقا من المعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Eviews 6.

انطلاقا من مصفوفة الارتباطات الثنائية ، نلاحظ أن نسبة المديونية الإجمالية مرتبطة ارتباط سلبي بقيم ضعيفة مع متغيرات الضمانات والمردودية والاقتصاد الضريبي غير الناجم عن المديونية و أكبر ارتباط مع متغير المردودية، كذلك نلاحظ أن هذا المتغير مرتبط ارتباط عكسي مع متغير الضمانات وهو عكس التوقعات حيث أن العديد من الدراسات أثبتت أن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية موجبة بين متغير الرفع المالي (نسبة المديونية) ومتغير الضمانات نذكر منها (S.Titman & R.Wessels 1988) و(Rajan & Zingales 1995)، ويمكن تفسير ذلك بالنسبة العالية للمديونية قصيرة الأجل في عينة الدراسة* ، أما فيما يخص متغير المديونية طويلة والمتوسطة الأجل نلاحظ ارتباطه العالي بدلالة إحصائية موجبة(32,26%) مع متغير الضمانات عكس متغير المديونية قصيرة الأجل فهو مرتبط ارتباط عكسي مع متغير الضمانات (-29,43%)، وهو ما يفسر العلاقة العكسية بين هذا الأخير ومتغير المديونية الإجمالية . أما فيما يخص الارتباطات الثنائية بين المتغيرات المستقلة فإنها ارتباطات ضعيفة، عدا الارتباط بين متغير الضمانات (AC) ومتغير الاقتصاد الضريبي غير ناجم عن المديونية (NTS) حوالي(29,65%) ، وبين هذا الأخير ومتغير قطاع النشاط (SA) أي حوالي (- 38,03%) ، وهذا ما سيؤثر حتما على عملية التقدير.

تجدر الإشارة كذلك أن متغير قدرة التمويل الذاتي (AF) مرتبط ارتباطات ضعيفة مع كل المتغيرات، لكن نلاحظ من المعطيات الموضحة في الجدول رقم 05-13 أن هذا المتغير مرتبط ارتباط سلبي بقيم ضعيفة مع متغير المديونية الطويلة والمتوسطة الأجل وهو ما يتوافق مع منظور نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل (Myers and Majluf 1984) أي أن المؤسسات تفضل تمويل استثماراتها عن طريق مواردها المالية الذاتية، وإذا لم تكف هذه الموارد في هذه الحالة تلجأ إلى تمويل الفرق عن طريق الاستدانة، لكن في المقابل نلاحظ العلاقة الطردية بين هذا المتغير ومتغير المديونية قصيرة الأجل (7,98%)، ويمكن تفسير ذلك على أن المؤسسات تعتمد في طلب القروض القصيرة الأجل على قوة نشاطها باعتبار أن هذا

* نلاحظ من المصفوفة الارتباط القوي بين متغير المديونية الإجمالية والمديونية قصيرة الأجل وهو ما كان متوقعا، حيث قدر ب(77,57%)

النوع من القروض مكلف جدا للمؤسسة ولا يتطلب تقديم ضمانات والضامن الوحيد للبنك هو نشاط المؤسسة الذي يمكن أن يظهر من خلال قيمة قدرة التمويل الذاتي. أما فيما يخص متغير الضرائب (Imp) فلاحظنا أنه مرتبط ارتباطات ضعيفة مع كل المتغيرات التابعة عكس متغير قطاع النشاط (SA) مما يعطي انطباع أولي أن متغير قطاع النشاط له تأثير على الاختيارات التمويلية في المؤسسة عكس متغير الضرائب، أي أن التغيرات التي حدثت في هذه الفترة لم تؤثر على السياسة المالية المنتهجة من طرف المؤسسات، ويمكن تفسير ذلك بأن تأثير التغيرات الجبائية على السياسة المالية لا يكون بصفة مباشرة بل يتطلب بعض الوقت لتظهر نتائج هذا التعديل.

بالنسبة للمتغير الاقتصاد الضريبي غير ناجم عن الديون (NTS) فيلاحظ أنه مرتبط ارتباطات مختلفة الإشارة مع متغيرات الرفع المالي، وأكبر قيمة مع متغير المديونية طويلة الأجل بقيمة (22,02%)، هذه النتيجة جاءت منافية لتحليل (DeAngelo and Masulis 1980) للعلاقة العكسية بين قيمة الديون وقيمة الاقتصاد الضريبي الناجم غير الديون*.

من خلال هذا المبحث، تم تحليل عينة الدراسة بشرح الأسباب الرئيسية لاختيارها و التعريف بالنموذج الذي سيتم استخدامه في التحليل، إضافة إلى ذلك تم القيام بوصف كل المتغيرات المستخدمة في النموذج وتقديم تحليل وصفي أولي لها، وسيتم تأكيد أو تعديل نتائج التحليل الوصفي من خلال تقدير النموذج عن طريق الانحدار المتعدد توبت في ظل نموذج البانل للآثار العشوائية في المبحث الثالث من هذه الدراسة.

* ويمكن تفسير ذلك بأن أغلب المؤسسات الموجودة في العينة شهدت نتائج متذبذبة (نسبة مهمة حققت نتيجة إجمالية سالبة)، وكما تم الإشارة إليه في الجانب النظري من البحث أنه لا توجد أي فائدة ترجى من خصم الفوائد أو أقساط الاهتلاك إذا كانت المؤسسة لم تحقق أرباح فهي بهذا الشكل تكون قد ضيعت الاقتصاد الضريبي الناجم عن عملية الخصم (DeAngelo and Masulis 1980).

المبحث الثالث: تقدير وتحليل نتائج الدراسة

بعدما تم التطرق إلى الدراسة الإحصائية الوصفية، سنحاول من خلال هذا المبحث دراسة تأثير المتغيرات المستقلة على معدل الرفع المالي، باستخدام طريقة الانحدار المتعدد للمتغير التابع المحصور توبت في ظل نموذج بانل على معطيات العينة المدروسة.

المطلب الأول:عرض نتائج واختبارات الدراسة

بعد القيام بالمعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Stata 11 توصلنا إلى جملة من النتائج باستعمال نموذج الانحدار الخطي للمتغيرات التابعة المحصورة توبت ، وحاولنا بعد ذلك دراسة كفاءة النموذج المتحصل عليه عن طريق جملة من الاختبارات الإحصائية وهذا كما يلي:

1/ اختبارات ملاءمة النموذج و نتائج الدراسة

بناءا على ما تم ذكره سالفا عند عرض النموذج المستخدم في الدراسة، ينبغي القيام أولا بمعرفة مسار جمع البيانات، أو بتعبير آخر معرفة النموذج الأفضل لعملية التقدير، هل يتم استخدام نموذج البيانات المدمجة أم نموذج الآثار الخاصة (الآثار العشوائية أو الثابتة) وهذا عن طريق اختبار فيشر، وانطلاقا من النتيجة المتحصل عليها من هذا الاختبار سيتم معرفة هل من الضروري استخدام اختبار هوسمان أم لا.

1-1/ تقديم كل من اختبار فيشر و هوسمان

سيتم فيما يلي عرض الاختبارين المشهورين في ظل نماذج بانل وهذا من خلال النقاط التالية:

أ/ اختبار فيشر

بعد إدخال البيانات الإحصائية للعينة في برنامج Stata 11 فيما يخص معطيات بانل، تم التعريف كخطوة أولى بشكل البيانات (118 وحدة مقطعية خلال أربع سنوات من الدراسة)، ثم إعطاء التعليمة اللازمة فيما يخص عملية التقدير بالآثار الثابتة لمعرفة نتيجة اختبار فيشر، وقد تم الحصول على النتيجة التالية*:

Test de Ficher		
Fixed-effects (within) regression	Number of obs =	472
Group variable: entreprise	Number of groups =	118
F test that all $u_i = 0$:	**F(117, 348)** ** = **15.31**	**Prob > F = 0.0000**

* لأكثر تفصيل أنظر الملحق رقم 09

** $N = 118$ et $T = 4 \Rightarrow (N-1) = 117$ et $(N*T-N-K) = 348$

نلاحظ من خلال نتائج اختبار فيشر أن احتمال قبول الفرضية الصفرية التي تنص على تساوي الثوابت أقل من مستوى المعنوية 5%، منه يتم رفض هذه الفرضية وقبول الفرضية البديلة التي مفادها أن نموذج الآثار الفردية (العشوائية أو الثابتة) هو الأفضل لعملية التقدير[1].

ب/ اختبار هوسمان « Hausman test »

بعدما تأكدنا من الاختبار السابق أن النموذج الأفضل لعملية التقدير هو نموذج الآثار الخاصة، يسمح اختبار هوسمان من التمييز بين نموذج الآثار الثابتة « estimation Within » والآثار العشوائية « GLS »، وهذا عن طريق المقارنة بين معالم النموذجين وهذا حسب العلاقة التالية[2]:

$$H = \left(\hat{\beta}_{MEF} - \hat{\beta}_{MEA}\right)' \left[V\left(\hat{\beta}_{MEF}\right) - V\left(\hat{\beta}_{MEA}\right)\right]^{-1}\left(\hat{\beta}_{MEF} - \hat{\beta}_{MEA}\right) \rightarrow \chi^2(K) \quad \textbf{...(1)}$$

مع: $\hat{\beta}_{MEF}$: معالم نموذج الآثار الثابتة؛

$\hat{\beta}_{MEA}$: معالم نموذج الآثار العشوائية.

ويتم حساب المعامل الموضح في العلاقة رقم (01)، لتحديد قيمة التباين المشترك بين المعلمتين، وهذا بغية تحديد النموذج الملاءم، بناء على اختبار الفرضيتين التالية:

$$\begin{cases} H_0: \hat{\beta}_{MEF} - \hat{\beta}_{MEA} = 0 \\ H_1: \hat{\beta}_{MEF} - \hat{\beta}_{MEA} \neq 0 \end{cases}$$

وحسب اختبار هوسمان، فإن قبول الفرضية الصفرية يعني أن النموذج الأفضل لعملية التقدير هو نموذج الآثار العشوائية، وهذا لما يكون احتمال قبول الفرضية الصفرية أكبر من مستوى المعنوية 5%.

ويمكن الحصول على هذا الاختبار في برنامج Stata 11 عن طريق عملية التقدير باستخدام نموذج الآثار الثابتة وحفظ النتيجة، وبعدها عملية التقدير باستخدام الآثار العشوائية وحفظ النتيجة، ثم إعطاء التعليمة اللازمة لاختبار هوسمان، و تم التوصل للنتيجة التالية*:

[1] A. H. Otrou, la Convergence des Niveaux de Vie dans les Pays de L'union Economique et Monétaire Ouest Africaine, Revue du CAMES, Université de Cocody-Abidjan , COTE D'IVOIRE, Vol 007, N° 1, 2006, p 111.

[2] M. Goaied et S. Sassi, Econométrie des Données de Panel sous Stata, Institut des Hautes Etudes Commerciales de Carthage, Laboratoire d'Economie et De Finance Appliquées, Tunis, Mai 2012, p37.

* لمعرفة كل خطوات هذا الاختبار أنظر إلى الملحق رقم 10.

hausman fixed random				
	Coefficients			
	(b) fixed	(B) random	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E
ac	-0,0407056	-0,0757543	0,0350487	0,0382098
roa	-0,0958102	-0,1186805	0,0228703	0,0156415
size	0,1417359	0,092394	0,049342	0,0266876
nts	0,094662	0,0457538	0,0489084	0,0327209
af	-0,000113	-0,0000385	-0,0000746	0,0000291
imp	-0,0463089	-0,0377649	-0,008544	0,0040557

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 13.40
Prob>chi2 = 0.0371

من خلال النتيجة الموضحة أعلاه نلاحظ أن قيمة احتمال كاي تربيع والتي تساوي 3,71% قريب من مستوى المعنوية الذي يقدر ب 5%، وكون هذا الاحتمال أقل من مستوى المعنوية فيفضل استخدام نموذج الآثار الثابتة.

لكن تجدر الإشارة أن اختبار هوسمان لم يأخذ في الحسبان طابع المتغير التابع في هذه الدراسة والذي هو محدود من الطرفين ويتغير في مجال محدد (0 و1)، وكما تمت الإشارة إليه سالفا فإن النموذج الذي يسمح بدراسة هذا النوع من المتغيرات هو نموذج توبت لأن استخدام طريقة المربعات الصغرى في هذا النوع من الدراسات تعطي نتائج أقل كفاءة، ونعلم جيدا أن طريقة الآثار الثابتة تعتمد في عملية التقدير على طريقة المربعات الصغرى للمتغيرات الصورية، أما طريقة الآثار العشوائية تعتمد على طريقة المربعات الصغرى المعممة ، هذه الأخيرة هي التي تتماشى مع طابع المتغير التابع المحدود عن طريق تطبيق نموذج توبت في ظل معطيات بانل للآثار العشوائية، عكس نموذج الآثار الثابتة الذي لا يتماشى مع خصوصيات نموذج توبت، لهذه الأسباب سيتم الاعتماد في هذه الدراسة على نموذج توبت في ظل معطيات بانل باستخدام نموذج الآثار العشوائية.

1-2/ نتائج الدراسة

بعد تحديد النموذج الذي سيتم استخدامه في هذه الدراسة الميدانية، والمتمثل في نموذج الانحدار الخطي للمتغيرات التابعة المحصورة " توبت" في ظل معطيات بانل باستخدام نموذج الآثار العشوائية، تم الوصول إلى النتائج الموضحة في الجدول رقم 05-14 باستخدام مختلف نسب المديونية.

الجدول رقم: 05-14: يوضح معاملات النموذج الأولي باستخدام مختلف نسب الرفع المالي*

المتغير التابع / المتغيرات	متغير المديونية الإجمالية (DT)	متغير المديونية المتوسطة وطويلة الأجل (DMT)	متغير المديونية قصيرة الأجل (DCT)
الثابث (C)	-0,2008 (0,378)	0,2675 (0,280)	-0,4069* (0,068)
متغير الضمانات (AC)	-0,0845 (0,129)	0,1206** (0,026)	-0,1773*** (0,001)
متغير الحجم (SIZE)	0,0998*** (0,000)	-0,0242 (0,400)	0,1085*** (0,000)
متغير المردودية (ROA)	-0,1232*** (0,005)	-0,0821* (0,086)	-0,0914** (0,037)
متغير الاقتصاد الضريبي غير متعلق بالمديونية (NTS)	0,0347 (0,637)	0,0010 (0,988)	0,0018 (0,980)
متغير قدرة التمويل الذاتي (AF)	-0,00003 (0,861)	-0,0008*** (0,000)	0,0007*** (0,000)
متغير قطاع النشاط (SA)	0,0298 (0,543)	-0,1176** (0,029)	0,093** (0,038)
متغير الضرائب (IMP)	-0,042*** (0,006)	-0,0427*** (0, 003)	-0,0158 (0,312)
عدد الملاحظات المستعملة	472	472	472
عدد الوحدات المقطعية في كل سنة	118	118	118
معامل Rho	0,6987	0,8310	0,6394
معامل Wald chi2 (7) Prob> chi2	29,21 (0,0001)	65,62 (0,0000)	57,22 (0,0000)
عدد الملاحظات المحصورة داخل المجال	450	260	465

المصدر: انطلاقا من المعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Stata 11.

قبل أن نبدأ تحليل النتائج المتحصل عليها عن طريق عملية التقدير، ينبغي التنبيه بأن عملية التقدير عن طريق معامل الرفع المالي (متغير المديونية قصيرة الأجل(DCT)) تم استخدامها أساسا لتفسير العلاقات بين المتغيرات المستقلة و المتغير التابع (متغير المديونية الإجمالية (DT) أو متغير المديونية المتوسطة وطويلة الأجل (DMT))، باعتبار أن الجزء الأكبر من المديونية الإجمالية هو ديون قصيرة الأجل.

من الجدول رقم 05-14 نلاحظ أن بعض المتغيرات لم تكن لهم أي دلالة إحصائية باستخدام مختلف متغيرات الرفع المالي مثل متغير الاقتصاد الضريبي غير ناجم عن المديونية ، ويمكن تفسير ذلك بأن أغلب المؤسسات الموجودة في العينة شهدت نتائج متذبذبة (عدد معتبر من المؤسسات حققت نتيجة إجمالية سالبة)، وكما تم الإشارة إليه في الجانب النظري من البحث أنه لا توجد أي فائدة ترجى من خصم الفوائد أو أقساط الاهتلاك إذا كانت المؤسسة لم تحقق أرباح فهي بهذا الشكل تكون قد ضيعت الاقتصاد الضريبي الناجم عن عملية الخصم (DeAngelo and Masulis 1980) هذا من جهة، و من جهة أخرى تفسر هذه النتيجة

* حيث: * المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 10%، ** المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 5%، *** المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 1%

عدم اهتمام أغلب المؤسسات الجزائرية الخاصة بتغيير طريقة الاهتلاك رغم سماح المشرع بذلك، كون هذه الأخيرة لا تستفيد من المزايا الجبائية الناجمة من عملية التغيير إذا حققت نتائج سالبة، لذلك سنحاول في الخطوة التالية، حذف المتغيرات التي درجة معنويتها بعيدة عن مستوى الدلالة وهذا بغية تعديل معالم النموذج بمختلف النسب، كما هو موضح في الجدول رقم 05-15.

الجدول رقم: 05-15: يوضح معاملات النموذج النهائي باستخدام مختلف نسب الرفع المالي*

المتغير التابع / المتغيرات	متغير المديونية الإجمالية (DT)	متغير المديونية المتوسطة وطويلة الأجل (DMT)	متغير المديونية قصيرة الأجل (DCT)
الثابت (C)	-0,1706 (0,439)	0,0618 (0,139)	-0,3511 (0,103)
متغير الضمانات (AC)	-0,089* (0,096)	0,1243** (0,021)	-0,1782*** (0,001)
متغير الحجم (SIZE)	0,0984*** (0,000)	-	0,1011*** (0,000)
متغير المردودية (ROA)	-0,1237*** (0,004)	-0,081* (0,088)	-0,0939** (0,032)
متغير الاقتصاد الضريبي غير متعلق بالمديونية (NTS)	-	-	-
متغير قدرة التمويل الذاتي (AF)	-	-0,0008*** (0,000)	0,0007*** (0,000)
متغير قطاع النشاط (SA)	-	-0,1119** (0,033)	0,0914** (0,041)
متغير الضرائب (IMP)	-0,0421*** (0,006)	-0,0470*** (0,000)	-
عدد الملاحظات المستعملة	472	472	472
عدد الوحدات المقطعية في كل سنة	118	118	118
معامل Rho	0,6974	0,8248	0,6357
معامل Wald chi2 (4 ; 5 ;5) Prob> chi2	28,60 (0,0000)	64,26 (0,0000)	56,22 (0,0000)
عدد الملاحظات المحصورة داخل المجال	450	260	465

المصدر: انطلاقا من المعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Stata 11.

- التحليل الإحصائي للنتائج

سنعتمد في هذه النقطة على التحليل الإحصائي للنموذج الذي يهدف إلى تفسير التغيرات في نسبة المديونية الطويلة والمتوسطة بدلالة المتغيرات المستقلة، حيث يلاحظ أن عدد الملاحظات المستخدمة في النموذج قدرت ب 472 ملاحظة (118*4)، كذلك فإن درجة معنوية النموذج مقبولة (له دلالة إحصائية عالية) وهذا انطلاقا من إحصائية والد كاي تربيع بدرجة حرية تقدر ب5 (5) Wald chi2 والتي قدرت ب 64,26 باحتمال يقدر ب (0%)، هذا الأخير أقل من مستوى المعنوية 1% أي أن النموذج له درجة عالية من المعنوية.

* حيث: * المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 10%، ** المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 5%، *** المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 1%، ولفهم النتائج الموضحة في الجدول رقم 05-14 و05-15 أنظر إلى الملحق رقم 11.

وبناءا على معامل « Rho » فإن 82,48% من التغيرات نتجت عن الاختلاف عبر وحدات البانل، والذي يعرف بمعامل الارتباط بين الوحدات « interclass correlation ».

كما نلاحظ من خلال الجدول رقم 05-15 أن كل المتغيرات الخمسة كانت لها دلالة إحصائية، حيث أشارت قيمة الاحتمال (P>z) أن كل من متغير قدرة التمويل الذاتي ومتغير الضرائب لهما دلالة إحصائية عالية بمستوى 1%، أما كل من متغير الضمانات ومتغير قطاع النشاط كانت لهما دلالة إحصائية تقدر ب 5%، والمتغير الأقل دلالة إحصائية مقارنة بالمتغيرات المستقلة الأخرى هو متغير المردودية وهذا بمستوى دلالة يقدر ب10%، ولم تكن أي دلالة إحصائية للثابت.

ويمكن ملاحظة كذلك أن عدد الملاحظات التي كانت محصورة في المجال (0،1) قدرت ب 260 ملاحظة إحصائية ويمكن تفسير ذلك بارتفاع عدد المؤسسات في العينة التي لا تعتمد في سياستها المالية على الديون الطويلة والمتوسطة.

من خلال المعطيات الموضحة في الجدول رقم 05-15 يتضح من الوهلة الأولى ضعف رصيد الثقة بين البنوك والمؤسسات الاقتصادية، حيث من جهة تعتمد البنوك على الضمانات العينية التي تقدمها المؤسسات، ومن جهة أخرى فإن المؤسسة لا تعتمد على أدائها المالي في جلب موارد مالية إضافية إذا كانت هذه الأخيرة كافية لسياستها الاستثمارية.

ويمكن توضيح النموذج النهائي من خلال العلاقتين التاليتين:

$$\mathbf{DMT_{it} = 0,618 + 0,124 * AC_{it} - 0,081 * ROE_{it} - 0,111 * SA_{it} - 0,0008 * AF_{it} - 0,047 * imp_{it} + (\mu_i + \nu_{it})}$$

(0,0417) (0,0539) (0,0478) (0,0525) (0,0001) (0,0133)

$$\mathbf{DT_{it} = -0,170 - 0,089 * AC_{it} + 0,098 * SIZE_{it} - 0,123 * ROA_{it} - 0,042 * imp_{it} + (\mu_i + \nu_{it})}$$

(0,2206) (0,0538) (0,0262) (0,0433) (0,0154)

انطلاقا من العلاقتين الموضحتين أعلاه، نلاحظ تأثير النسبة العالية للديون القصيرة الأجل على نتائج علاقة الانحدار المتحصل عليها عند استخدام معدل المديونية الإجمالية، لذلك سنعتمد في الخطوات القادمة من التحليل على دراسة العوامل المؤثرة على سياسة المديونية في المؤسسات الجزائرية الخاصة باستخدام كمتغير تابع « نسبة المديونية المتوسطة وطويلة » باعتبارها الجزء الأهم في هيكلة رأس المال، رغم أن عدة دراسات في هذا الجانب اعتمدت على المتغيرين الآخرين (معدل المديونية الإجمالية ومعدل المديونية القصيرة الأجل) في تفسير هيكلة رأس المال المؤسسات، أما في هذا البحث سيتم استخدام هذان المتغيرين إلا في جانب التحليل الاقتصادي لنتائج الدراسة عند استخدام كل معطيات العينة وهذا من خلال المطلب الثاني.

قبل محاولة التحليل الاقتصادي للنتائج المتحصل عليها من خلال العلاقتين السابقتين DMT_{it} و DT_{it} سنحاول في النقطة الموالية دراسة مدى كفاءة النموذج المتحصل علية من الجانب الإحصائي، باستخدام جملة من الاختبارات الإحصائية المستخدمة فيما يخص طريقة الانحدار الخطي توبت في ظل معطيات بانل للآثار العشوائية.

2/ اختبارات النموذج

سنحاول في هذه النقطة دراسة جملة من الاختبارات الإحصائية التي تسمح بقياس مدى كفاءة النموذج السابق من الجانب الإحصائي كخطوة أولى، ثم تطبيق اختبار من اختبارات غير معلمية لمعرفة مدى تأثير التغيرات التي تحدث في بعض المتغيرات الكيفية (مثل قطاع النشاط) على المتغير التابع، لكي يتسنى لنا لاحقا دراسة أثر سياسة المديونية في المؤسسات الجزائرية الخاصة انطلاقا من تقسيم العينة حسب خصوصية كل قطاع.

2-1/ اختبارات كفاءة النموذج

سيتم في هذه النقطة دراسة جملة من الاختبارات الإحصائية التي تسمح لنا من دراسة مدى كفاءة النتائج المتحصل عليها أعلاه، حتى يمكننا تفسير السلوك المالي لعينة من المؤسسات الجزائرية الخاصة بطريقة مقبولة من المنظور الإحصائي.

2-1-1/ اختبار مضاعف لاغرانج (Breusch-pagan test)

يهدف اختبار مضاعف لاغرانج (المعروف فيما يخص معطيات بانل باختبار « Breusch-pagan ») إلى المساعدة على التحقق بصفة تجريبية من هيكلة الأخطاء العشوائية في النموذج[1]، وبتعبير آخر هل تتماشى هذه الأخطاء مع خصوصية نموذج انحدار المربعات الصغرى OLS regression أو انحدار الآثار العشوائية random effects regression .

تم استخدام هذا الاختبار من خلال الدراسة التي قدمها كل من (Breusch and pagan 1980)، من خلال الإحصائية الموضحة في العلاقة التالية[2]:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^{N} [\sum_{t=1}^{T} \varepsilon_{it}]^2}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \varepsilon_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad \text{.....(01)}$$

[1] M. Goaied et S. Sassi, Opcit, Mai 2012, p31.
[2] www.indabook.org/d/MODELS-FOR-PANEL-DATA-Q-NYU-Stern-NYU-Stern.pdf, Greene-2140242 book Novembre 2010, p 376,(date 07/07/2014, heur 10h30).

ويمكن صياغة العلاقة رقم (01) على الشكل التالي:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum_{i=1}^{N}(T\bar{\varepsilon}_i)^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\varepsilon_{it}{}^2} - 1\right]^2 \rightarrow \chi^2(1)$$

حيث:

N : تمثل عدد الوحدات المقطعية؛

T : الفترة الزمنية في العينة.

ε_{it} : المتغير الذي يسمح بقياس الخطأ العشوائي في طريقة المربعات الصغرى OLS Residuals

ويهدف اختبار مضاعف لاغرانج على دراسة وجود أو غياب الأثر الخاص الفردي من خلال اختبار مدى صحة الفرضية الصفرية وهذا على الشكل التالي[1]:

$$\begin{cases} H_0: \sigma_u^2 = 0 \\ H_1: \sigma_u^2 \neq 0 \end{cases}$$

فحسب الفرضية الأولى فإن التباين بين الوحدات يساوي الصفر، أي لا يوجد فرق جوهري بين الوحدات، أما الفرضية البديلة فتفترض وجود تباين بين الوحدات أي هناك فرق جوهري بين الوحدات والنموذج المناسب للتحليل هو نموذج الآثار العشوائية وليس نموذج الانحدار المجمع.

فإذا كانت قيمة LM الموضحة في العلاقة رقم (01) ذات قيمة معتبرة فهذا دليل على أن هناك تباين بين الوحدات وأن نموذج الآثار العشوائية هو الأفضل للتحليل، ويمكن استنتاج ذلك من خلال قيمة الاحتمال (P-value) الذي يكون عكسي مع قيمة LM أي كلما كان الاحتمال أقل من 5% يتم رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة[2].

من خلال معطيات هذا البحث فإن هذا الاختبار يسمح بمعرفة مدى وجود اختلاف بين المؤسسات الموجودة في العينة، فمن المتوقع أن يكون هناك اختلاف جوهري بين الوحدات باعتبار أن العينة المدروسة لم تختص بدراسة نوع محدد من المؤسسات من حيث الحجم ،الشكل القانوني، قطاع النشاط و الموقع الجغرافي، وأن يكون نموذج الآثار العشوائية أفضل من نموذج الانحدار المجمع.

بغية الحصول على الاختبار مضاعف لاغرانج ينبغي أولا القيام بإعطاء التعليمة المناسبة لحساب معالم النموذج الآثار العشوائية في برنامج « Stata 11 » ، ثم تقديم التعليمة المتعلقة بحساب معامل اختبار « Breusch-pagan » *؛ وبعد إتباع الخطوات اللازمة تم التوصل إلى النتائج التالية:

[1] M. Goaied et S. Sassi, Opcit, Mai 2012, p37.

[2] O. Torres-Reyna, Panel Data Analysis Fixed and Random Effects Using Stata (v.4.2), Princeton University, Décembre 2007,p32.

* النتائج الكلية فيما يخص الانحدار لنموذج الآثار العشوائية و اختبار Breusch-pagan موضحة بالتفصيل في الملحق رقم 12.

Breuche and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$dmt\,[entreprise, t] = Xb + u[entreprise] + e[entreprise, t]$$

Estimated results :

	Var	Sd= sqrt(Var)
dmt	0,0382126	0,1954806
e	0,0071881	0,0847825
u	0,0208964	0,1445558

Test : Var(u)=0

Chi2(1)= 352,05
Prob > Chi2= 0,0000

من خلال النتائج الموضحة أعلاه نستنتج أن قيمة LM كبيرة إذ قدرت بحوالي 352,05 والاحتمال المقابل لهذه القيمة (P-value) أقل من 5%، وبذلك يتم رفض الفرضية الصفرية H_0 والتي مفادها انعدام التباين بين الوحدات وغياب الآثار الخاصة الفردية، وقبول الفرضية البديلة التي تنص على أن هناك فرق جوهري بين الوحدات، والنموذج الأفضل للتقدير هو نموذج الآثار العشوائية وليس نموذج المربعات الصغرى باعتبار أن هناك فرق جوهري بين المؤسسات الموجودة في العينة المدروسة.

2-1-2/ اختبار جذر الوحدة

هناك جملة من اختبارات جذر الوحدة الموجودة في برنامج « Stata 11 » في حالات البيانات التي تعتمد على معطيات بانال نذكر منها[1]:

Levin-lin-Chu (1993,2002),Harris-Tzavalis (1999), Im–Pesaran–Shin (2003), Breitung (2000; Breitung and Das 2005), Hadri LM (2000), Fisher-type (Choi (2001)).

ويتم استخدام هذه الاختبارات حسب طبيعة المعطيات الموجودة في العينة المدروسة من حيث عدد المعطيات المقطعية و مدة الدراسة هذا من جهة، ومدى توفر كل المعطيات في العينة « Balanced Data» أو البعض منها ناقص « Unbalanced Data» من جهة أخرى.

[1] www.stata.com/manuals13/xtxtunitroot.pdf,(xtunitroot - Panel-data unit-root tests, pp 7-18), Date 30/06/2014, heure 09h :50.

ويمثل الاختبارين ((Levin-lin-Chu (1993) and Harris-Tzavalis (1999) من أكثر الاختبارات استعمالا لتحديد جذر الوحدة فيما يخص معطيات بانال ، إذ يعتمد اختبار LLC على معادلة انحدار دكي فولر، التي يمكن توضيحها من خلال العلاقة التالية[1]:

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{ij} \Delta y_{i,t-L} + \alpha_{mi} d_{mi} + \varepsilon_{i,t} \quad .....(01)$$

من خلال العلاقة رقم (01)، نلاحظ أن هذا الاختبار يعتمد على كل من الآثار الزمنية والمقطعية، حيث يختبر فرضية وجود جدر وحدة مشترك بين الوحدات من عدمه وهذا من خلال دراسة صحة الفرضية الصفرية الموضحة من خلال الاختبار التالي[2]:

H_0: السلاسل الزمنية تحتوي على جدر الوحدة

H_1: كل السلاسل الزمنية مستقرة

تجدر الإشارة أن اختبار LLC يعتمد على فرضية أساسية في التحليل مفادها أن حجم السنوات في العينة ينبغي أن يكون جد معتبر، وإذا كان عدد السنوات قليل في العينة المدروسة فإن هذا الاختبار لا يكون له درجة عالية من التفسير، وهذا من خلال تحقق العلاقة التالية[3]:

$$Lim_{N,T} \sqrt{N}/_{T} \to 0 \quad .....(02)$$

من خلال العلاقة رقم (02) يتضح أن هذا الاختبار يكون فعال لما تكون فترة الدراسة طويلة المدى، وتتحقق العلاقة رقم (02) رياضيا لما يكون الزمن يؤول إل ما لا نهاية ($T \to \infty$)، أما إذا كانت العينة المدروسة تتميز بعدد قليل من السنوات كما هو الحال في هذه الدراسة ($T = 4$) فإن هذا الاختبار تكون درجة معنويته ضعيفة[4]. كذلك هناك بعض الباحثين في مجال الإحصاء أشاروا إلى أن هذا الاختبار تكون له فاعلية قوية لما تكون عدد السنوات في العينة المدروسة أكبر من عدد الملاحظات في كل سنة أي: ($T > N$)[5].

أما فيما يخص اختبار ((Harris-Tzavalis (1999) ، جاء ليتماشى مع العينات التي تحتوي على عدد محدد من السنوات خاصة في الدراسات التي تعتمد على معطيات الاقتصاد الجزئي[6]، حيث يعتمد هذا الاختبار

[1] C. Nell and S. Zimmermann, Summary based on Chapter 12 of Baltagi:Panel Unit Root Tests, at the Department of Economics at University of Vienna, Vienna, June 2011, p 2.
[2] Idem, p 1.
[3] G. S. Maddala and S. Wu, a Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data and a New Simple Test, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999, pp 632-633.
[4] Nell and S. Zimmermann, Opcit, June 2011, p 2.
[5] www.stata.com/manuals13/xtxtunitroot.pdf,(xtunitroot - Panel-data unit-root tests, p9), Date 30/06/2014, heure 09h :50.
[6] Idem, p11.

على أن يكون عدد السنوات في العينة محدد[1] (For fixed T) وهذا عكس الاختبار السابق، أما فيما يخص عدد الملاحظات في كل بانل (سنة) فيستحسن أن يكون العدد كبير ($N \to \infty$)، أي أن عدد الملاحظات في كل السنة يكون كبير بما فيه الكفاية، وحسب ((Harris-Tzavalis (1999) فإن العدد ينبغي أن يكون أكبر من 25 ملاحظة في كل بانل. هذا ما يتماشى مع هذه الدراسة باعتبار أن زمن الدراسة محدود جدا ويقدر ب أربعة (04) سنوات، أما الملاحظات فهي كبيرة بما فيه الكفاية حيث تقدر ب 118 ملاحظة في كل سنة.

كذلك تجدر الإشارة أن هناك بعض الاختبارات الموجودة في برنامج « Stata 11 » و المذكورة أعلاه تستخدم لما تكون المعطيات في العينة متزنة « Balanced Data»، والبعض الآخر يستخدم عندما تكون البيانات غير متزنة « Unbalanced Data» مثل اختبار كل من:

- اختبار Im–Pesaran–Shin (2003)
- اختبار Fisher-type (Choi (2001)

ويمكن تلخيص مجال استخدام الاختبارات سالفة الذكر من خلال الجدول رقم 05-16 وهذا كما يلي:

الجدول رقم: 05-16: مجال استخدام مختلف اختبارات جذر الوحدة في برنامج « Stata 11 »

الاختبار	الفرضية	نوعية البيانات في البانل
Levin-lin-Chu	$\sqrt{N}/T \to 0$ أو $N/T \to 0$	البيانات متزنة
Harris-Tzavalis	$(N \to \infty \text{ and } T \text{ fixed})$.	البيانات متزنة
Im–Pesaran–Shin	$(N \to \infty \text{ and } T \text{ fixed})$ أو $(N \text{ and } T \text{ fixed})$	البيانات غير متزنة
Breitung	$((T, N) \to \infty)$	البيانات متزنة
Hadri	$((T, N) \to \infty)$	البيانات متزنة
Fisher-type	$\begin{pmatrix} T \to \infty \text{ and} \\ T \text{ finite or infinite} \end{pmatrix}$	البيانات غير متزنة

المصدر : www.stata.com/manuals13/xtxtunitroot.pdf, p 7, Date 30/06/2014, heure 09h :50

[1] Hlouskova and M. Wagner,The Performance of Panel Unit Root and Stationarity Tests : Results From a Large Scale Simulation Study,EUI Working Paper ECO, European University Institute Department of Economics, Italy, 2005, p 9.

تجدر الإشارة كذلك أن اختبار Hadri ينصح استخدامه لما تكون فترة الدراسة كبيرة بما فيه الكفاية وعدد الملاحظات في كل بانل يكون مقبول حتى يعطي هذا الاختبار نتائج مقبولة[1].

من كل ما سبق، ونظرا لكون هذا البحث يعتمد على معطيات مالية لعينة من المؤسسات الجزائرية الخاصة خلال فترة زمنية محدودة تقدر بأربعة (04) سنوات، وأن العينة المدروسة تتميز بكون كل البيانات خلال فترة الدراسة متوفرة (بيانات متزنة)، فإن الاختبار الذي يتماشى مع واقع هذه الدراسة هو اختبار (Harris-Tzavalis (1999)).

بعد إدخال التعليمة اللازمة لاختبار جذر الوحدة حسب (Harris-Tzavalis (1999)) في برنامج « Stata 11 » للمتغيرات الكمية* التي كانت لها دلالة إحصائية واضحة تحصلنا على النتائج الموضحة في الجدول رقم 05-17.

الجدول رقم: 05-17: نتائج اختبار جذر الوحدة لمتغيرات النموذج

المتغير	اختبار **Harris-Tzavalis** (HT(Z))		
	قيمة الإحصائية	**قيمة Z**	**احتمال (P-value)**
متغير المديونية	0,1553*	-4,6299	0,0000
متغير الضمانات	-0,0879*	-9,1660	0,0000
متغير المردودية	-0,0542*	-8,5319	0,0000
متغير التمويل الذاتي	-0,0082*	-7,6687	0,0000

المصدر: انطلاقا من المعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Stata 11.

حيث: * كل المعاملات لها دلالة إحصائية بدرجة معنوية تقدر ب 1%.

إن اختبار Harris-Tzavalis يهدف إلى دراسة مدى صحة الفرضيتين التاليتين:

Harris-Tzavalis unit-root test :

- H_0 : Panels contain unit roots ;
- H_a : Panels are stationary.

وتم الحصول على النتائج الموضحة في الجدول رقم 05-17، بعد إدخال التعليمة اللازمة في برنامج « Stata 11 » لكل متغير على حدى، وفيما يلي سنحاول عرض النتائج المتحصل عليها بالنسبة لمتغير الضمانات*.

[1] Idem, p18.

* لم يتم اختبار جذر الوحدة للمتغيرات الكيفية التي كانت لها دلالة إحصائية، باعتبار أن هذه الأخيرة تأخذ إما قيمة صفر أو واحد.

* نتائج المتغيرات الأخرى موضحة في الملحق رقم 13.

Harris-Tzavalis unit-root test for ac			
H_0 : Panels contain unit roots		Number of panels = 118	
H_a : Panels are stationary		Number of periods = 4	
AR parameter : Common		Asymptotics : N → Infinity	
Panel means : Not		T fixed	
Time trend : Not included			
	Statistic	**z**	**p-value**
rho	**-0,0879**	**-9,1660**	**0,0000**

من خلال النتائج الموضحة أعلاه، نلاحظ أن قيمة الاحتمال (P-value) تساوي الصفر، إذن يتم رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة التي مفادها أن البيانات مستقرة (غياب جذر الوحدة في البيانات المدروسة).

2-1-3/ اختبار التعدد الخطي (Test for Multicollinearity)

إن عملية تقدير معالم النموذج الخطي تتأثر بالعلاقة الخطية بين مختلف المتغيرات المستقلة، ونقصد بالعلاقة الخطية بين متغيرين اثنين أن أي متغير منهما ما هو إلا تركيبة خطية للآخر، ولما تكون هذه العلاقة لأكثر من متغيرين في هذه الحالة نقصد العلاقة الخطية المتعددة « multicolinéarité » بين المتغيرات[1].

ويمكن التفريق بين نوعين من العلاقات الخطية المتعددة، العلاقة الخطية الكاملة « parfaite » والعلاقة الخطية الجزئية« partielle » ، ففي الحالة الأولى فإن أحد المتغيرات المستقلة ما هو إلا تركيبة خطية كاملة للمتغيرات المستقلة الأخرى، أما في الحالة الثانية فيوجد على الأقل متغير مستقل مرتبط ارتباط وثيق مع متغير أو عدة متغيرات مستقلة.

هذه العلاقة الخطية المتعددة بين المتغيرات المستقلة للنموذج تؤثر سلبا على معنوية معالم النموذج، ويمكن تلخيص ذلك من خلال النقاط التالية:

- تضخيم قيمة التباين لمقدرات النموذج؛
- اتساع مجال الثقة لمعالم النموذج؛

بذلك يصبح اختبار ستودنت« t » أقل معنوية، وقيمة معامل التحديد مرتفع.

[1] C. Robert, Performances d'Estimateurs à Rétrécisseur en Situation de Multicolinéarité, Annales d'Economie et de Statistique, N° 10, 1988, p 98.

وسيتم الاعتماد في هذا البحث على مؤشرين اثنين لقياس مدى وجود العلاقة الخطية المتعددة بين المتغيرات المستقلة للنموذج ، المؤشر الأول هو معامل تضخم التباين« VIF » والمؤشر الثاني هو درجة التساهل « Tolérance » ، فإذا كانت قيمة معامل تضخم التباين لمتغير مستقل ما أكبر من عشرة (10) وفي المقابل درجة التساهل أقل من 0,1 (1/VIF)، في هذه الحالة يمكن استنتاج أن هذا المتغير ما هو إلا علاقة خطية لمتغيرات مستقلة أخرى[1].

ولحساب المؤشرين المذكرين أعلاه، ينبغي أولا تقدير معالم النموذج الخطي ثم إعطاء التعليمة المناسبة في برنامج « Stata 11 » لحساب كل من معامل تضخم التباين و مؤشر درجة التساهل* فنجد النتائج الموضحة في الجدول رقم 05-18:

الجدول رقم: 05-18: يوضح معامل تضخم التباين و مؤشر درجة التساهل لمتغيرات المستقلة لنموذج

المتغيرات	VIF	1/VIF
متغير الضمانات (AC)	1,25	0,800404
متغير الحجم (SIZE)	1,10	0,908152
متغير المردودية (ROA)	1,03	0,968347
متغير الاقتصاد الضريبي غير متعلق بالمديونية (NTS)	1,14	0,874669
متغير قدرة التمويل الذاتي (AF)	1,01	0,992746
متغير قطاع النشاط (SA)	1,21	0,825672
متغير الضرائب (IMP)	1,02	0,978124
متوسط VIF	1,11	

المصدر: انطلاقا من المعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Stata 11.

من خلال الجدول رقم 05-18 نلاحظ أن كل قيم معامل تضخم التباين« VIF » كانت أقل من 1,5 وبالمقابل قيم درجة التساهل كانت كلها أكبر من 0,8، مما يدل على غياب ظاهرة التعدد الخطي بين المتغيرات المستقلة، ويمكن تأكيد ذلك من خلال معاملات الارتباط بين متغيرات النموذج والتي كانت كلها أقل من 0,5 وهذا كما يلي:

[1] V. Linderhof et autres, Manual for the Tests of Spatial Econometric Model, Spatial Analysis of Rural Development Measures, August 2011, p 29.

* لمعرفة كل الخطوات المتبعة أنظر الملحق رقم 14

Correlation matrix of coefficients of regress model								
e(V)	ac	size	roa	nts	af	sa	imp	Cons
ac	1,0000							
size	-0,0761	1,0000						
roa	0,0009	0,0906	1,0000					
nts	-0,2238	-01676	0,0147	1,0000				
af	0,0312	-0,0384	-0,0310	-0,0127	1,0000			
sa	0,3276	0,0828	-0,1125	0,0877	-0,0449	1,0000		
imp	0,0045	-0,1384	-0,0507	0,0443	0,0331	-0,0060	1,0000	
Cons	-0,0339	-0,9838	-0,1143	0,1385	0,0336	-0,1907	0,0616	1,0000

2-1-4/ اختبار الارتباط الذاتي الخطي (Test for serial correlation)

وجود مشكل الارتباط الخطي في نماذج البانل يؤدي إلى تحيز قيمة الانحراف المعياري وتكون نتائج عملية التقدير أقل كفاءة[1]، ونقصد بالارتباط الذاتي أن حد الخطأ في فترة زمنية ما على علاقة مع حد الخطأ في فترة زمنية أخرى[2] وهو ما يتنافى مع فرضيات المبنية عليها نموذج الانحدار الخطي، أي أن سلوك المتغير العشوائي في معادلة الانحدار مرتبط بسلوكه في فترة زمنية أخرى، ومن أهم الاختبارات فيما يخص معطيات بانل هو اختبار (Wooldridge 2002) الذي اعتمد في تحليله على معادلة الانحدار الموضحة في العلاقة التالية[3]:

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

ونهدف من خلال اختبار الارتباط الذاتي إلى دراسة ما إذا كانت الأخطاء مرتبطة مع بعضها البعض أي: $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}) \neq 0$ لكل $t \neq s$.

تعتمد طريقة (Wooldridge 2002) على اختبار مدى ارتباط البواقي (residuals) خلا ل الفترة الأولى، وهذا حسب ما توضحه العلاقة التالية[4]:

$$y_{it} - y_{it-1} = (X_{it} - X_{it-1})\beta_1 + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$$
$$\Delta y_{it} = \Delta X_{it}\beta_1 + \Delta\varepsilon_{it} \quad \text{.....(02)}$$

من خلال العلاقة رقم (02) حاول الباحث تقدير معالم النموذج الذي يحاول دراسة العلاقة بين تغيرات المتغير التابع خلال فترة زمنية واحدة مع تغير المتغيرات المستقلة خلال نفس الفترة، ومن تم الحصول على قيمة البواقي $\hat{e}_{it}$.

[1] D. M. Drukker, Testing for Serial Correlation in Linear Panel-Data Models, The Stata Journal, 2003, p168.
[2] M. Chen, Panel Data Analysis, Department of Finance National Chung Hsing University, 2013, p 2.
[3] D. M. Drukker, Opcit, 2003, p 169.
[4] Idem, p 169.

تجدر الإشارة أن بعض الدراسات في هذا المجال أظهرت أن هذا الاختبار يطبق لما تكون فترة الدراسة طويلة « macro panals » (حوالي 20 إلى 30 سنة)، ولا يمثل أي مشكل بالنسبة للعينات التي تحتوي على مدة زمنية قصيرة[1]« micro panals »، مثل هذا البحث أين فترة الدراسة محدودة جدا وتقدر بأربعة سنوات.

يهدف الاختبار إلى دراسة مدى صحة الفرضية الصفرية الموضحة من خلال الاختبار التالي:

H_0: لا يوجد ارتباط ذاتي؛

H_1: يوجد ارتباط ذاتي في العينة.

وبعد إدخال التعليمة اللازمة في البرنامج تحصلنا على النتائج التالية:

Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0 : no first order autocorrelation
F(1, 117)= 31,921
Prob> F = 0,0000

من خلال النتيجة الموضحة أعلاه نلاحظ أن قيمة الاحتمال أقل من 5%، ومنه نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود ارتباط ذاتي في العينة، وانطلاقا من كل ما سبق، فإن هذه النتيجة لا تؤثر بشكل كبير على كفاءة معالم الدراسة كون هذا الاختبار له أهمية كبيرة لما تكون عينة الدراسة كبيرة « macro panals »، ولا يمثل أي إشكال بالنسبة للأعمال التي تكون فترة الدراسة محدودة مثل هذا البحث « micro panals » ، كذلك أشار (Drukker 2003) أن اختبار (Wooldridge 2002) يكون أكثر فاعلية في العينات ذات الحجم الكبير[2].

2-1-5/ اختبار تجانس تباين الأخطاء (homoscedasticity test)

ويعرف مشكل عدم ثبات تباين الخطأ بمفهوم « heteroscedasticity » أين يكون هناك اختلاف في تباين الأخطاء وهذا كما توضحه العلاقة التالية[3]:

$$E(\varepsilon_i^2) \neq \sigma^2 \quad \text{.....(01)}$$

[1] O. Torres-Reyna, Opcit, Décembre 2007,p36.
[2] D. M. Drukker, Opcit, 2003, p 168.
[3] P. G. Barnett, Econometrics Course: Cost at the Dependent Variable, Health Economics Resource Center, 2013, p8.

وبإتباع الخطوات اللازمة في برنامج « Stata 11 » * تم التوصل إلى النتائج التالية:

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: **generalized least squares**
Panels : **homoskedastic**
Correlation : **no autocorrelation**

Estimated covariances	= 1	Number of obs	= 472
Estimated autocorrelations	= 0	Number of groups	= 118
Estimated coefficients	= 6	Time periods	= 4
		Wald chi2(5)	= 71.74
Log likelihood	= 134.5953	Prob > chi2	= 0.0000

dmt	.Coef	.Std. Err	z	P > |z|	[95% Conf .	Interval]
ac	0,1918299	0,0325998	5,88	0,000	0,1279356	0,2557243
roa	-0,0829488	0,0349933	-2,37	0,018	-0,1515345	-0,0143631
af	-0,0000251	0,0001935	-0,13	0,897	-0,0004044	0,0003542
sa	-0,0435842	0,018294	-2,38	0,017	-0,0794397	-0,0077286
imp	-0,0228998	0,0167679	-1,37	0,172	-0,0557644	0,0099647
Cons	0,0999495	0,0195671	5,11	0,000	0,0615987	0,1383003

Likelihood-ratio test — **LR chi2(117) = -5413,68**
(Assumption: hetero nested in homosk) — **Prob > chi2 = 1,0000**

من النتائج الموضحة أعلاه نلاحظ أن قيمة الاحتمال أكبر من مستوى المعنوية، أي أننا نقبل الفرضية الصفرية التي مفادها أن هناك تجانس في تباين الأخطاء ورفض الفرضية البديلة « heteroscedasticity ».

ويظهر ذلك جليا من قيمة معامل LR chi2(117) التي تقدر ب - 5314,68 والتي يقابلها احتمال يساوي واحد.

من خلال جل الاختبارات الإحصائية، فإن النموذج المستخدم له درجة عالية من المعنوية ويسمح بتفسير تغيرات المتغير التابع بدلالة تغير المتغيرات المستقلة، ويلبي إلى حد كبير فرضيات انحدار التوبت في ظل معطيات بانل باستخدام الآثار العشوائية.

بغية تعزيز الدراسة أكثر سنحاول في النقطة الموالية استخدام اختبارين من اختبارات اللامعلمية التي تسمح لنا بمعرفة مدى تأثر نسبة المديونية في العينة المدروسة بتغير المتغيرات المعنوية مثل قطاع النشاط.

* لمعرفة كل الخطوات المتبعة أنظر الملحق رقم 15.

2-2/ اختبارات اللامعلمية

هناك عدة أنواع من الاختبارات اللامعلمية التي تسمح لنا بدراسة مدى تطابق العينات العشوائية نذكر من أهمها اختبار « The mann-Whiteney test » و اختبار « Kruskal-Wallis Test »، والتي سنحاول استخدامها لمعرفة هل هناك اختلاف جوهري في نسبة المديونية عند تقسيم عينة الدراسة حسب قطاع النشاط (62 مؤسسة تابعة للقطاع الإنتاجي و 56 مؤسسة من القطاع الخدماتي والتجاري).

2-2-1/ اختبار مان-ويتني The mann-Whitney test

يستخدم هذا الاختبار لمعرفة مدى تطابق مجتمعين مع افتراض أنهما مستقلين[1]، ويرجع الفضل في هذا الاختبار إلى الدراستين التي قام بهما (Wilcoxon 1945, Mann and Whitney 1947)، حيث يساعد هذا الاختبارعلى معرفة هل أحد المجتمعين يعطي قيم أكبر من المجتمع الأخر؟.

لذلك سنحاول استخدامه لمعرفة هل هناك فرق جوهري في نسب المديونية عندما يختلف قطاع النشاط وهذا عن طريق اختبار الفرضية الصفرية التالية:

- H_0 : لا يوجد اختلاف في نسب المديونية في القطاعين؛
- H_1 : يوجد اختلاف في نسب المديونية في القطاعين؛

بعد إدخال التعليمة اللازمة في البرنامج « Stata 11 » تحصلنا على النتائج التالية:

Two-sample Wilcoxon rank-sum (Mann-Whitney) test

sa	obs	rank sum	expected
0	248	66.181	58.652
1	224	45.447	52.976
combined	472	111.628	111.628

unadjusted variance	2.189.674 ,67
adjustment for ties	- 195.610,95
adjusted variance	1994063.72

Ho: dmt(sa=0) = dmt(sa=1)
z = 5,332
Prob > |z| = 0.0000

من النتائج الموضحة أعلاه نلاحظ أن قيمة الاحتمال أقل من مستوى المعنوية ، أي أننا نرفض الفرضية الصفرية ونقبل بالفرضية البديلة التي مفادها أن هناك اختلاف في نسب المديونية بين القطاعين الإنتاجي و الخدماتي.

[1] C. A. Bellera and all , Normal Approximations to the Distributions of the Wilcoxon Statistics: Accurate to What N? Graphical Insights, Journal of Statistics Education, Volume 18, Number 2010, p4.

ويمكن تدعيم النتيجة المتوصل إليها عن طريق اختبار الوسيط* « Median Test » الذي يعتمد على معامل كاي تربيع بدرجة حرية واحد، وهذا كما يلي:

Median test

Greater then the medine	SA 0	SA 1	Total
no	97	139	236
yes	151	85	236
Total	248	224	472

Pearson chi2(1) = 24,7759 Pr = 0.000
Fisher's exact = 0,000
1-sided Fisher's exact = 0,000

Continuity corrected:
Pearson chi2(1) = 23, 8668 Pr = 0,000

النتيجة المتحصل عليها تدعم نتيجة اختبار **The mann-Whiteney test** ، حيث نلاحظ أن قيمة الاحتمال أقل من مستوى المعنوية 5% وبذلك يتم رفض الفرضية الصفرية، أي وجود اختلاف في نسب المديونية في القطاعين.

2-2-2/ اختبار كروسكال واليس Kruskal-Wallis Test

يسمح هذا الاختبار بمعرفة مدى تطابق عدة مجتمعات مستقلة، فهو امتداد للاختبار السابق mann-Whitney الذي يقتصر على دراسة مدى تطابق مجموعتين فحسب. ويعتمد هذا الاختبار على بيانات لمجموعة K من العينات العشوائية حجم كل منها $n_1 \ldots\ldots n_k$.

ويهدف هذا الاختبار إلى تأكيد أو نفي الفرضية الصفرية التي تنص على تساوي متوسطات المديونية الطويلة ومتوسطة الأجل في كل من قطاع الإنتاجي و الخدماتي، وهذا كما يلي:

$$\begin{cases} H_0: \mu_{SP} = \mu_{SS} \\ H_1: \mu_{SP} \neq \mu_{SS} \end{cases}$$

و يعتمد الاختبار أعلاه على إحصائية كروسكال واليس الموضحة حسب العلاقة التالية[1]:

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^{k} \frac{R_i^2}{n_i} - 3(N+1) \quad \ldots\ldots\ldots(01)$$

* استخدم هذا الاختبار لتدعيم النتيجة المتحصل عليها عن طريق اختبار The mann-Whiteney test في دليل برنامج STATA (www.stata.com/manuals13/rranksum.pdf, p 3, date 15/10/2014 heure 07h :30)

[1] E. F. Acar and L. Sun, A Generalized Kruskal–Wallis Test Incorporatin Group Uncertainty with Application to Genetic Association Studies, STAT.ME, May 2012, p5.

حيث:N: مجموع كل الملاحظات؛

R_i: مجموع الرتب للبيانات في العينة i .

تتبع الإحصائية H توزيع كاي تربيع بدرجة حرية تقدر ب K-1 عندما تكون عدد الملاحظات في العينات (n_i) كبير، وترفض فرضية تساوي المتوسطات عندما تكون قيمة هذه الإحصائية كبيرة[1]والاحتمال المقابل لها يكون أقل من مستوى المعنوية 5%.

وبتطبيق التعليمة المتعلقة بحساب واختبار معامل كروسكال واليس في البرنامج نتحصل على ما يلي[*]:

Kruskal-Wallis equality-of-populations rank test		
sa	**Obs**	**Rank Sum**
0	**248**	**66.181**
1	**224**	**45.447**
chi-squared = 25,888 with 1 d.f. **Probability = 0,0001**		

من خلال النتائج الموضحة أعلاه يتم قبول الفرضية البديلة التي تنص على أن المتوسطات في العينات مختلفة، كون الاحتمال (P-value) أقل من مستوى المعنوية 5%.

انطلاقا من النتائج المتحصل عليها من اختبارات اللامعلمية، والتي أظهرت أن نسب المديونية الطويلة والمتوسطة الأجل تتأثر بتغير قطاع النشاط، بالإضافة إلى العلاقة العكسية الواضحة في نموذج الدراسة بين المتغيرين، هذا ما سيدفعنا إلى تحليل العوامل المؤثرة على مستوى المديونية المتوسطة والطويلة الأجل في كل قطاع على حدا من خلال المطلب الثالث.

المطلب الثاني:تحليل نتائج النموذج

بناء على النتائج الموضحة في الجدول رقم 05-15، يمكن تفسير العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع كما يلي:

- متغير الضمانات (AC):

أظهرت عدة دراسات العلاقة الطردية بين متغير الضمانات ومتغير الرفع المالي من هذه الدراسات يمكن ذكر دراسة (Rajan & Zingales 1995, P.Gaud & E.Jani 2002) ، ويرجع ذلك إلى أن الأصول العينية تمثل ضمانات قوية تسمح للمؤسسة من تعزيز قدرتها على الاستدانة ، لهذا فإن المؤسسات التي لها

[1] Idem, p 5.

[*] $H = \frac{12}{472(473)}\left(\frac{(66.181)^2}{248} + \frac{(45.447)^2}{224}\right) - 3(473) = 25,888$

أصول عينية معتبرة تفضل استخدام الديون على اللجوء إلى التمويل عن طريق الرفع من رأس المال نظرا لمشاكل عدم تماثل المعلومات المترتبة عن هذا الأخير (S.Titman & Wessels 1988) .

لكن انطلاقا من الجدول رقم 05-15 نلاحظ اختلاف تأثير متغير الضمانات على متغير الرفع المالي عند استخدام معدلات المديونية الثلاث وهذا كما يلي:

- العلاقة الطردية ذات الدلالة الإحصائية القوية بين متغير الضمانات ومتغير الاستدانة المتوسطة وطويلة الأجل (0,124)، وهو ما يتوافق مع التوجه النظري للبحث، حيث أن المؤسسات التي لها ضمانات قوية تكون لها فرص كبيرة لاستقطاب موارد مالية معتبرة من القطاع المصرفي، عكس المؤسسات التي لا تعتمد في هيكل أصولها على استثمارات عينية ضخمة، فتكون فرص تمويلها ضعيفة مثل واقع المؤسسات الصغيرة والمتوسطة، إضافة إلى ذلك فإن المؤسسات التي تحضى بفرص تمويل بنكي بسهولة تتفادى الخوض في متاهات التمويل عن طريق رفع رأس المال لما له من آثار سلبية على مصالح المساهمين والمسيرين على حد سواء والناجم أساسا عن مشكل عدم تماثل المعلومات.

- علاقة عكسية ذات دلالة إحصائية ضعيفة بين متغير الضمانات ومتغير الاستدانة الإجمالية(-0,089) وهذا ما تم الإشارة إليه سالفا في الدراسة الوصفية لبيانات العينة، ويمكن تفسير هذه النتيجة غير المتوقعة إلى ارتفاع نسبة القروض قصيرة الأجل (كون أغلب المديونية الإجمالية من النوع القصير الأجل)، ويتضح ذلك جليا من العلاقة العكسية ذات الدلالة الإحصائية القوية بين متغير الضمانات و متغير الاستدانة قصيرة الأجل والمقدرة ب(- 0,178)، مما أثر سلبا على العلاقة بين متغير الضمانات ومتغير الاستدانة الإجمالية، باعتبار أن المؤسسات لا تعتمد عند التمويل قصير الأجل على ضمانات بل الضامن الوحيد هو قوة نشاطها وتتحمل في المقابل مصاريف مالية معتبرة مثل الفوائد على السحب المكشوف.

- متغير الحجم :

أغلب الدراسات أثبتت أن هناك علاقة طردية ذات دلالة إحصائية مع المتغير التابع ، وهذا راجع إلى كون حجم المؤسسة يسمح بتخفيف عبئ تكاليف الإفلاس مما يشجع على الاستدانة، وحسب دراسة (Rajan & Zingales 1995) ، لاحظ الباحثين أن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين المتغيرين في كل البلدان السبعة المدروسة (عدا إيطاليا التي لم تكن للمتغيرات المستقلة أي دلالة إحصائية).

هذه العلاقة كانت ذات دلالة إحصائية طردية بين متغير الحجم والمتغير التابع في كل بلدان الدراسة عدا ألمانيا، وتم تفسير ذلك بأن البنوك الألمانية تستفيد من حماية التشريع الألماني في حالة الوقوع في الإفلاس مما يخفف عبئ هذه التكاليف هذا من جهة، ومن جهة أخرى سهولة حصول المؤسسات الألمانية ذات الحجم الصغير على قروض (P.Gaud & E.Jani 2002) ، كذلك يمكن تفسير العلاقة الطردية بين حجم

المؤسسة ونسبة المديونية إلى عامل السمعة ، حيث المؤسسات ذات الحجم الكبير التي لها سمعة جيدة في السوق يمكن أن تستغلها لجلب موارد مالية جديدة، هذه السمعة تسمح من تعزيز رأسمال الثقة بين البنك و المؤسسة مما يسهل عملية الحصول على ديون، و تسمح كذلك من تخفيض التكاليف المترتبة عن مشكل عدم تماثل المعلومات.

تجدر الإشارة أن هناك بعض الدراسات لم تظهر علاقة واضحة لتأثير الحجم على سياسة المديونية مثل دراسة (S.Titman & Wessels 1988).

أما فيما يخص هذا البحث لاحظنا أنه لا توجد أي علاقة ذات دلالة إحصائية بين متغير الحجم ومتغير الاستدانة المتوسطة وطويلة الأجل، وهذا ما يمكن تفسيره بأن البنوك الجزائرية تهتم أكثر "بحجم الضمانات" العينية المقدمة من طرف المؤسسة مقارنة "بحجم المؤسسة" في عملية منح القروض الطويلة والمتوسطة الأجل وهذا راجع إلى ضعف رصيد الثقة بين البنوك والمؤسسات، والضامن الوحيد هي الضمانات العينية المقدمة من طرف المؤسسة، في المقابل نلاحظ العلاقة الطردية القوية بين متغير الحجم و كل من متغير المديونية الإجمالية ومتغير المديونية قصيرة الأجل (0,101) و (0,098) على التوالي، ويمكن تفسير هاته النتيجة على أن ضعف الضمانات العينية في عملية منح القروض القصيرة الأجل، يدفع البنك إلى الاعتماد على معيار حجم المؤسسة وسمعتها في السوق كإشارة مالية حول جودة المؤسسة وقوة نشاطها باعتبار هذا الأخير هو الضامن الوحيد في هذا النوع من القروض .

- متغير المردودية :

إن متغير المردودية من المتغيرات التي عرفت عدة تفسيرات من الجانب النظري ، فمن منظور نظرية التوازن فإن هناك علاقة طردية بين هذا الأخير ومتغير الرفع المالي ، باعتبار أن المؤسسات التي تحقق معدل عالي من المردودية تفضل تمويل احتياجاتها عن طريق المديونية، وهذا راجع للفوائد الجبائية التي ستحققها من جراء هذا القرار، أما أنصار نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل فيفترضون أن هناك علاقة عكسية بين هذا المتغير ونسبة الاستدانة وهذا راجع إلى أن المؤسسات التي تحقق نسبة عالية من المردودية تفضل تمويل مشاريعها عن طريق نشاطها أي عن طريق التمويل الذاتي ثم بعد ذلك تحاول أن تمول الفرق عن طريق الاستدانة ، حيث أثبتت عدة دراسات العلاقة العكسية بين متغير المردودية ومتغير الرفع المالي منها (Rajan & Zingales 1995, P.Gaud & E.Jani 2002, S.T.Hijazi & Y.Bentaraq 2006).

فيما يخص هذا العمل لاحظنا أن هناك علاقة ذات دلالة عكسية بين متغير المردودية و كل من متغير الاستدانة الإجمالية (-0,123) أو الاستدانة المتوسطة وطويلة الأجل(-0,081) ، ومنه فإن نظرية أفضلية مصادر التمويل هي التي تفسر أكثر السلوك المالي للمؤسسات الجزائرية حيث أن المؤسسات التي لها

مردودية جيدة تفضل تمويل احتياجاتها أولا عن طريق التمويل الذاتي وإن لم يكف تلجأ بعد ذلك إلى التمويل عن طريق الاستدانة.

- متغير الاقتصاد الضريبي غير متعلق بالمديونية:

كما هو مبين في الجدول رقم 05-15، لم نجد أي دلالة إحصائية بين هذا المتغير و متغير الرفع المالي (متغير الاستدانة الإجمالية أو الاستدانة المتوسطة وطويلة الأجل)، رغم أن عدة دراسات أثبتت أن هناك علاقة عكسية بين هذين المتغيرين (S.Titman & Wessels 1988) ، ويرجع ذلك إلى إمكانية أن يمثل الاقتصاد الضريبي الناجم عن غير الديون (مثل أقساط الاهتلاك) بديل عن الاقتصاد الضريبي الناجم عن المديونية ، مما سيشجع المؤسسة من رفع أقساط الاهتلاك إذا تسنى لها ذلك، هذا ما سيسمح من تحقيق اقتصاد ضريبي الذي بدوره يؤدي إلى تعزيز القدرة التمويلية الذاتية للمؤسسة ، وحسب نظرية أفضلية مصادر التمويل فإن المؤسسات التي تحقق نسب عالية من التمويل الذاتي لا تتبنى نسب عالية من المديونية وهذا ما يفسر العلاقة العكسية بين المتغيرين.

يمكن تفسير النتيجة المتحصل عليها (عدم وجود دلالة إحصائية) عند استعمال (متغير الاستدانة الإجمالية أو الاستدانة المتوسطة وطويلة الأجل)، بإمكانية الخطأ في اختيار المتغير الذي يسمح لنا بقياس الاقتصاد الضريبي الناجم عن غير الديون ، حيث لاحظنا في الجانب الوصفي من هذه الدراسة أن هناك ارتباط قوي بين هذا المتغير وكل من متغير الضمانات (29,65%) ومتغير الحجم(21,53%).

- متغير قدرة التمويل الذاتي:

كما تم ذكره سابقا بالنسبة للعلاقة السلبية بين متغير المديونية و متغير المردودية الاقتصادية، توقعنا أن تكون لدينا نفس النتيجة فيما يخص متغير قدرة التمويل الذاتي، باعتبار أن نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل تؤكد العلاقة العكسية بين المتغيرين، فالمؤسسات التي لها قدرة تمويلية ذاتية كبيرة تفضل تمويل مشاريعها عن طريق مواردها الذاتية عوض الخوض في معدلات عالية للديون.

من خلال هذه الدراسة وجدنا تأثير مغاير لهذا المتغير على معدل الرفع المالي باختلاف طريقة حسابه:

- عند استخدام معدل المديونية المتوسطة وطويلة الأجل كمتغير تابع، لاحظنا أن هناك علاقة عكسية ذات دلالة إحصائية قوية بين المتغيرين (-0,0008)، لكن بمعدل ميل ضعيف للغاية يقدر بحوالي ثمانية من عشرة ألاف وهذا حسب ما يوضحه الجدول رقم 05-15، ويمكن تفسير هذه النتيجة بإمكانية الخطأ في اختيار المتغير الذي يسمح لنا بقياس قدرة التمويل الذاتي، وكذلك ضعف الارتباط بين هذا المتغير والمتغيرات التابعة كما تمت الإشارة إليه في الجانب الوصفي للدراسة، هذه العلاقة العكسية بين المتغيرين

تتوافق مع منظور نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل حيث تفضل المؤسسات التمويل عن طريق الموارد الذاتية على أن تأتي الديون في المرتبة الثانية.

- عند استخدام معدل المديونية قصيرة الأجل كمتغير تابع، لاحظنا أن هناك علاقة طردية ذات دلالة إحصائية قوية بين المتغيرين (0,0007)، لكن بمعدل ميل ضعيف للغاية ويقدر بحوالي سبعة من عشرة ألاف، ويمكن تفسير هذه النتيجة بأن المؤسسة تعتمد على قوة نشاطها في استقطاب الموارد المالية القصيرة الأجل وتعتبر قدرة التمويل الذاتي من أهم المؤشرات على قوة الأداء ، مما يبرر العلاقة الطردية بين المتغيرين.

- أما فيما يخص متغير المديونية الإجمالية فلم تكن هناك أي دلالة إحصائية مع متغير قدرة التمويل الذاتي.

- متغير الضرائب:

تم إدراج متغير الضرائب في هذا البحث لدراسة أثر التغيرات الضريبية التي حدثت خلال فترة الدراسة على السياسة المالية في المؤسسة، ووجدنا أن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية سالبة قوية بين متغير الضرائب وكل من متغير المديونية طويلة ومتوسطة الأجل (-0,0470) ومتغير المديونية الإجمالية (-0,0421) ، وهذا ما يتوافق مع منظور نظرية العلاقات التوازنية كون أن انخفاض معدل الضرائب على أرباح الشركات يؤذي إلى تخفيض الميزة الجبائية للديون مقارنة بالموارد المالية البديلة، لكن نلاحظ أن ميل العلاقة بين المتغيرين في الحالتين كان أقل ميل (حوالي 4%) مقارنة بالمتغيرات التفسيرية الأخرى عدا متغير قدرة التمويل الذاتي، ويمكن تفسير هاته النتيجة بأن الآثار المتعلقة بالتغيرات الجبائية لا تظهر مباشرة عند حدوث تعديل في القوانين الجبائية بل تتطلب بعض الوقت.

- متغير قطاع النشاط:

حاولت عدة بحوث دراسة مدى تأثير قطاع النشاط على السياسة المالية للمؤسسة، حيث توصلت جملة منها إلى وجود علاقة بين متغير المديونية ومتغير قطاع النشاط.

ومن خلال النتائج المتحصل عليها ، فقد لاحظنا وجود علاقة ذات دلالة إحصائية عكسية بين متغير قطاع النشاط ومتغير الديون الطويلة والمتوسطة الأجل (-0,1119) وعلاقة طردية ذات دلالة إحصائية مع متغير المديونية قصيرة الأجل (0,0914) ، ويمكن تفسير هذه النتيجة بأن لقطاع النشاط أثرا على سياسة المديونية بالنسبة للمؤسسات الجزائرية، فالمتغيرات المفسرة لسياسة المالية في المؤسسات الجزائرية بالنسبة للقطاع الإنتاجي لا تكون لها نفس التأثير بالنسبة لمؤسسات القطاع الخدماتي.

لذلك يستحسن دراسة محددات السياسة المالية لكل قطاع على حدى، وحسب ما تمت الإشارة إليه في المطلب السابق فيما يخص الاختبارات اللامعلمية، أن هناك اختلاف جوهري بين نسب المديونية متوسطة الأجل في كل من القطاع الإنتاجي و الخدماتي، وانطلاقا من الدراسة الوصفية لبيانات العينة، لاحظنا أن هذه الأخيرة تتكون من حوالي 62 مؤسسة تابعة للقطاع الإنتاجي و 56 مؤسسة من القطاع الخدماتي والتجاري، لذلك سنحاول في المطلب الأخير من هذه الدراسة عرض بإيجاز العوامل المؤثرة في السياسة المالية للمؤسسات الجزائرية الخاصة في كل من قطاع الإنتاجي و الخدماتي.

المطلب الثالث: عرض وتحليل نتائج كل من قطاع الإنتاجي و الخدماتي

سنحاول من خلال هذا المطلب الأخير دراسة السياسة المالية للمؤسسة لكل من المؤسسات التي تزاول نشاطها في القطاع الإنتاجي، وتلك التي تزاول نشاطها في القطاع الخدماتي، وهذا بعدما لاحظنا في النموذج الأول العلاقة الموجودة بين متغير الرفع المالي المحسوب على أساس نسبة المديونية الطويلة والمتوسطة الأجل، لكن مما يعاب على هذا التحليل هو من جهة، ضعف عدد عينة الدراسة، فإذا كانت العينة في النموذج الأول مقبولة عموما (118 مؤسسة، 472 ملاحظة إحصائية) ، فإن تقسيمها على عينتين(62 مؤسسة تابعة للقطاع الإنتاجي أي 248 ملاحظة إحصائية و 56 مؤسسة من القطاع الخدماتي والتجاري أي 224 ملاحظة إحصائية) سيؤثر حتما على نتائج الدراسة، ومن جهة أخرى، العدد المعتبر من المؤسسات التي لها معدلات منخفضة من المديونية المتوسطة والطويلة الأجل.

تجدر الإشارة أن المتغير التابع الذي سيتم استخدامه هو متغير المديونية الطويلة والمتوسطة الأجل، حيث لاحظنا في النموذج الأول التأثير السلبي لارتفاع نسبة المديونية القصيرة الأجل على النتائج المتحصل عليها عند استخدام المديونية الإجمالية كمتغير تابع هذا من جهة، وعدم وجود أي دلالة إحصائية بين متغير القطاع والمتغير التابع عند استخدام نسبة المديونية الإجمالية من جهة أخرى ، وستتم هاته المعالجة من خلال النقاط التالية:

1/ عينة المؤسسات الخدماتية

سنحاول من خلال هذه النقطة دراسة محددات السياسة المالية للمؤسسات التي تزاول نشاطها في القطاع الخدماتي والمقدرة ب 56 مؤسسة ، وبغية معرفة المتغيرات الأكثر تأثيرا على سياسة المديونية في هذا النوع من المؤسسات سيتم استخدام نفس المتغيرات المستقلة المستخدمة في النموذج الأول، مع حذف المتغير المتعلق بقطاع النشاط، الذي لم يعد له أي معنى كون الدراسة مقتصرة على قطاع واحد ، وقبل عرض وتحليل النتائج المتحصل عليها من خلال هذا النموذج سنقوم في بداية الأمر بتحليل الارتباطات الثنائية بين المتغيرات المستقلة.

1-1/ حساب الارتباطات الثنائية

نقوم بهذه الخطوة لنتفادى الارتباطات القوية بين المتغيرات المستقلة التي ستؤثر حتما بالسلب على نتائج النموذج ، ويمكن تلخيص هذه الارتباطات من خلال الجدول رقم 05-19.

الجدول رقم: 05-19: يوضح مصفوفة الارتباطات الثنائية لمؤسسات القطاع الخدماتي

IMP	AF	NTS	ROA	AC	SIZE	DMT	المتغيرات
-0.043982	-0.028256	0.083699	-0.099469	0.204545	0.079330	1.000000	DMT
0.164345	0.071550	0.081991	-0.145192	0.063209	1.000000	0.079330	SIZE
0.026737	-0.036363	0.211699	-0.011766	1.000000	0.063209	0.204545	AC
0.032045	0.032885	-0.107958	1.000000	-0.011766	-0.145192	-0.099469	ROA
0.013629	-0.026532	1.000000	-0.107958	0.211699	0.081991	0.083699	NTS
-0.048465	1.000000	-0.026532	0.032885	-0.036363	0.071550	-0.028256	AF
1.000000	-0.048465	0.013629	0.032045	0.026737	0.164345	-0.043982	IMP

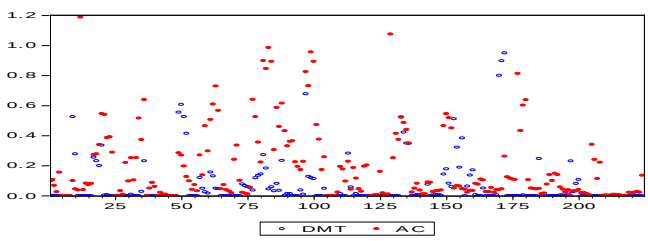
المصدر: انطلاقا من المعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Eviews 6.

انطلاقا من مصفوفة الارتباطات الثنائية ، نلاحظ أن نسبة المديونية مرتبطة ارتباط سلبي بقيم ضعيفة مع متغيرات المردودية الاقتصادية وقدرة التمويل الذاتي ومتغير الضرائب، وهو ما يتماشى مع منظور نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل، بالمقابل فإن هذا المتغير مرتبط ارتباط طردي مع كل من متغير الضمانات، حجم المؤسسة والاقتصاد الضريبي الناجم عن غير الديون، لكن المتغير الأكثر ارتباط من بين كل المتغيرات المستقلة هو متغير الضمانات ب (20,45%)

أما فيما يخص الارتباطات الثنائية بين المتغيرات المستقلة فإنها ارتباطات ضعيفة، عدا الارتباط بين متغير الضمانات (AC) ومتغير الاقتصاد الضريبي غير ناجم عن المديونية (NTS) حوالي(21,16%) ، وهذا ما سيؤثر حتما على عملية التقدير.

انطلاقا من النتائج الموضحة في مصفوفة الارتباطات، سنحاول توضيح مدى تقارب المعطيات المتعلقة بمتغير المديونية الطويلة والمتوسطة الأجل، من خلال الشكل رقم 05-04.

الشكل رقم 05-04: يوضح توزيع كل من متغير نسبة المديونية المتوسطة والطويلة الأجل متغير الضمانات بالنسبة للمؤسسات الخدماتية



المصدر: انطلاقا من المعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Eviews 6.

من الشكل رقم 05-04، نلاحظ مدى العلاقة بين متغير المديونية ومتغير الضمانات، فهناك بعض النقاط الشاذة، لكن أغلب النقاط الأخرى متقاربة مع بعضها البعض، ولتأكيد أو نفي هذه العلاقات سنحاول في النقطة الموالية توضيح العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة عن طريق نموذج توبت في ظل معطيات بانل للآثار العشوائية.

2-1 عرض و تحليل نتائج النموذج

بعد إتباع الخطوات اللازمة للمعالجة الإحصائية عن طريق برنامج « Stata 11 » توصلنا إلى النتائج الملخصة في الجدول رقم 05-20 وهذا كما يلي:

الجدول رقم: 05-20: يوضح معاملات النموذج الأولي باستخدام عينة المؤسسات الخدماتية

المتغير التابع / المتغيرات المستقلة	متغير المديونية المتوسطة وطويلة الأجل (DMT)
الثابت (C)	-0,0009 (0,998)
متغير الضمانات (AC)	0,0489 (0,545)
متغير الحجم (SIZE)	-0,0039 (0,921)
متغير المردودية (ROA)	-0,0757 (0,289)
متغير الاقتصاد الضريبي غير متعلق بالمديونية (NTS)	-0,0691 (0,572)
متغير قدرة التمويل الذاتي (AF)	-0,0008*** (0,000)
متغير الضرائب (IMP)	-0,0279 (0,185)
عدد الملاحظات المستعملة	224
عدد الوحدات المقطعية في كل سنة	56
معامل Rho	0,8352
معامل Wald chi2 (6) Prob> chi2	40,94 (0,0000)
عدد الملاحظات المحصورة داخل المجال	104

المصدر: انطلاقا من المعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Stata 11.

من خلال الجدول رقم 05-20 نلاحظ أن جل المتغيرات لم تكن لها أي دلالة إحصائية لتفسير تغيرات نسبة المديونية الطويلة والمتوسطة في القطاع الخدماتي، خاصة متغير الحجم والثابت، لذلك سنحاول في الخطوة التالية حذف المتغيرات التي كانت درجة معنويتها بعيدة عن مستوى الدلالة بالتدريج ، حتى توصلنا إلى النموذج الموضح في الجدول رقم 05-21.

الجدول رقم: 05-21: يوضح معاملات النموذج النهائي باستخدام عينة المؤسسات الخدماتية*

المتغير التابع المتغيرات	متغير المديونية المتوسطة وطويلة الأجل (DMT)
متغير قدرة التمويل الذاتي (AF)	-0,0008*** (0,000)
متغير الضرائب (IMP)	-0,0312* (0,088)
عدد الملاحظات المستعملة	224
عدد الوحدات المقطعية في كل سنة	56
معامل Rho	0,8342
معامل Wald chi2 (2) Prob> chi2	40,78 (0,0000)
عدد الملاحظات المحصورة داخل المجال	104

المصدر: انطلاقا من المعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Stata 11.

- التحليل الإحصائي للنتائج:

نلاحظ من الجدول رقم 05-21 أن عدد الملاحظات المستخدمة في النموذج قدرت ب 224 ملاحظة (56*4)، كذلك فإن درجة معنوية النموذج مقبولة (له دلالة إحصائية عالية) وهذا انطلاقا من إحصائية والد كاي تربيع بدرجة حرية تقدر ب2 (2) Wald chi2 والتي قدرت ب 40,78 باحتمال يقدر ب (0%)، هذا الأخير أقل من مستوى المعنوية 1% أي أن النموذج له درجة عالية من المعنوية.

وبناءا على معامل « Rho » فإن 83,42% من التغيرات نتجت عن الاختلاف عبر وحدات البانل.

كما نلاحظ أن متغيرين فحسب كانت لهما دلالة إحصائية، حيث أشارت قيمة الاحتمال (P>z) أن متغير قدرة التمويل الذاتي له دلالة إحصائية عالية بمستوى 1%، أما متغير الضرائب له دلالة إحصائية ضعيفة تقدر ب 10% ، وانطلاقا من المعطيات الموضحة في الجدول رقم 05-20 نلاحظ أن أغلب المتغيرات المستقلة لم تكن لها أي دلالة إحصائية خاصة متغير الحجم والثابت هذا ما دفعنا إلى حذفهم من النموذج النهائي.

ويمكن ملاحظة كذلك أن عدد الملاحظات التي كانت محصورة في المجال (0،1) قدرت ب 104 ملاحظة (أي حوالي 26 مؤسسة فحسب)، ويمكن تفسير ذلك بارتفاع عدد المؤسسات في العينة التي لا تعتمد في سياستها المالية على الديون الطويلة والمتوسطة.

* حيث: * المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 10%، ** المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 5%، *** المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 1%، ولفهم النتائج الموضحة في الجدول رقم 05-20 و05-21 أنظر إلى الملحق رقم 16.

- التحليل الاقتصادي للنتائج

يظهر من الجدول رقم 05-21 أن المتغيرات الأكثر تفسيرا للسياسة المالية للمؤسسة الجزائرية الخاصة التي تزاول نشاطها في القطاع الخدماتي هي كل من متغير قدرة التمويل الذاتي ومتغير الضرائب، ويمكن تفسير هذه النتيجة أن المؤسسات الخدماتية لا تعتمد عادة على استثمارات عينية كبيرة بل تعتمد أساسا على الاستثمارات المعنوية مثل الاستثمار في الأبحاث والبرمجيات، لذلك لا يمكن للبنوك الاعتماد على هذا النوع من الاستثمارات في عملية منح القروض الطويلة والمتوسطة.

وتظهر من خلال العلاقة العكسية بين متغير المديونية ومتغير قدرة التمويل الذاتي أن النظرية الأكثر تفسير لسلوك المالي للمؤسسات التي تعمل في القطاع الخدماتي هي نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل فضعف رصيد الثقة بين البنوك والمؤسسات، يدفع هذه الأخيرة إلى الاعتماد أولا على قدرتها التمويلية الذاتية على أن يتم الاعتماد على تمويل البنكي كحل ثاني وهذا لضعف الضمانات التي يمكن تقديمها عند عملية طلب القروض الطويلة والمتوسطة، ونلاحظ كذلك من خلال هذه الدراسة ضعف عدد المؤسسات التي تعتمد أصلا على الديون الطويلة والمتوسطة أي حوالي 26 مؤسسة من أصل 56، مما يدعم فرضية تحديد القروض حيث أن عدد معتبر من المؤسسات مقصية من التمويل البنكي الطويل والمتوسط والراجع أساسا إلى عدم استيفائها للشروط المطبقة في السوق فيما يخص هذا النوع من التمويل. ويمكن تفسير النتائج المتحصل عليها كذلك (عدد قليل جدا من المتغيرات لها دلالة إحصائية) إلى ضعف العينة المدروسة (حوالي 26 مؤسسة) مما أثر حتما على كفاءة نتائج الدراسة.

2/ عينة المؤسسات الإنتاجية

سنحاول من خلال هذه النقطة دراسة محددات السياسة المالية للمؤسسات التي تزاول نشاطها في القطاع الإنتاجي والمقدرة ب 62 مؤسسة ، وبغية معرفة المتغيرات الأكثر تأثيرا على سياسة المديونية في هذا النوع من المؤسسات سيتم استخدام نفس المتغيرات المستقلة المستخدمة في النموذج السابق، وقبل عرض وتحليل النتائج المتحصل عليها من خلال هذا النموذج سنقوم في بداية الأمر بتحليل الارتباطات الثنائية بين المتغيرات المستقلة.

2-1/ حساب الارتباطات الثنائية

نقوم بهذه الخطوة لنتفادى الارتباطات القوية بين المتغيرات المستقلة التي ستؤثر حتما بالسلب على نتائج النموذج ، ويمكن تلخيص هذه الارتباطات من خلال الجدول رقم 05-22.

الجدول رقم: 05-22: يوضح مصفوفة الارتباطات الثنائية للقطاع الإنتاجي

المتغيرات	DMT	SIZE	AC	ROA	NTS	AF	IMP
DMT	1.000000	-0.007678	0.296555	-0.134748	0.219427	0.011913	-0.078198
SIZE	-0.007678	1.000000	0.162651	-0.017171	0.255479	-0.100282	0.092602
AC	0.296555	0.162651	1.000000	-0.022338	0.261334	-0.010873	-0.019722
ROA	-0.134748	-0.017171	-0.022338	1.000000	0.015487	0.004733	0.048339
NTS	0.219427	0.255479	0.261334	0.015487	1.000000	0.120710	-0.042391
AF	0.011913	-0.100282	-0.010873	0.004733	0.120710	1.000000	0.028528
IMP	-0.078198	0.092602	-0.019722	0.048339	-0.042391	0.028528	1.000000

المصدر: انطلاقا من المعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Eviews 6.

انطلاقا من مصفوفة الارتباطات الثنائية ، نلاحظ أن نسبة المديونية مرتبطة ارتباط سلبي بقيم ضعيفة مع متغيرات الحجم و المردودية ومتغير الضرائب، هذه النتيجة مفاجئة فيما يخص متغير الحجم حيث حسب نظرية عدم تماثل المعلومات فإن حجم المؤسسة يلعب دور بارز في استقطاب الموارد المالية، لكن في الجانب التطبيقي لا يوجد إجماع علمي حول تأثير حجم المؤسسة على سياسة المديونية، بالمقابل فإن المتغير التابع مرتبط ارتباط طردي مع كل من متغير الضمانات، قدرة التمويل الذاتي والاقتصاد الضريبي الناجم عن غير الديون، لكن المتغير الأكثر ارتباط من بين كل المتغيرات المستقلة هو متغير الضمانات ب (29,65%).

أما فيما يخص الارتباطات الثنائية بين المتغيرات المستقلة فهناك بعض الارتباطات القوية الممكن أن تؤثر على نتائج الدراسة مثل متغير الضمانات مع متغير الاقتصاد الضريبي غير ناجم عن الديون (26,13%).

ولتأكيد أو نفي هذه العلاقات سنحاول في النقطة الموالية توضيح العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة عن طريق نموذج توبت في ظل معطيات بانل للآثار العشوائية.

1-2 عرض و تحليل نتائج النموذج

بعد إتباع الخطوات اللازمة للمعالجة الإحصائية عن طريق برنامج « Stata 11 » توصلنا إلى النتائج الملخصة في الجدول رقم 05-23 وهذا كما يلي:

الجدول رقم: 05-23: يوضح معاملات النموذج الأولي باستخدام عينة المؤسسات الإنتاجية

المتغير التابع / المتغيرات	متغير المديونية المتوسطة وطويلة الأجل (DMT)
الثابث (C)	0,4988 (0,167)
متغير الضمانات (AC)	0,1494** (0,044)
متغير الحجم (SIZE)	-0,0529 (0,208)
متغير المردودية (ROA)	-0,0875 (0,169)
متغير الاقتصاد الضريبي غير متعلق بالمديونية (NTS)	0,0242 (0,779)
متغير قدرة التمويل الذاتي (AF)	-0,0011* (0,071)
متغير الضرائب (IMP)	-0,0516** (0,007)
عدد الملاحظات المستعملة	248
عدد الوحدات المقطعية في كل سنة	62
معامل Rho	0,8340
معامل Wald chi2 (6) Prob> chi2	23,98 (0,0005)
عدد الملاحظات المحصورة داخل المجال	156

المصدر: انطلاقا من المعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Stata 11.

من خلال الجدول رقم 05-23 نلاحظ أن بعض المتغيرات لم تكن لها أي دلالة إحصائية لتفسير تغيرات نسبة المديونية الطويلة والمتوسطة في القطاع الإنتاجي، لذلك سنحاول في الخطوة التالية حذف المتغيرات التي كانت درجة معنويتها بعيدة عن مستوى الدلالة بالتدريج ، حتى نتوصل إلى النموذج الموضح في الجدول رقم 05-24.

الجدول رقم 05-24: يوضح معاملات النموذج النهائي باستخدام عينة المؤسسات الانتاجية*

المتغير التابع / المتغيرات	متغير المديونية المتوسطة وطويلة الأجل (DMT)
الثابت (C)	0,0403 (0,400)
متغير الضمانات (AC)	0,1668** (0,022)
متغير قدرة التمويل الذاتي (AF)	-0,0011* (0,077)
متغير الضرائب (IMP)	-0,0593** (0,001)
عدد الملاحظات المستعملة	248
عدد الوحدات المقطعية في كل سنة	62
معامل Rho	0,8274
معامل Wald chi2 (3) Prob> chi2	20,29 (0,0001)
عدد الملاحظات المحصورة داخل المجال	156

المصدر: انطلاقا من المعالجة الإحصائية عن طريق برنامج Stata 11.

- التحليل الإحصائي للنتائج

نلاحظ من الجدول رقم 05-24 أن عدد الملاحظات المستخدمة في النموذج قدرت ب 248 ملاحظة (62*4)، كذلك فإن درجة معنوية النموذج مقبولة (له دلالة إحصائية عالية) وهذا انطلاقا من إحصائية والد كاي تربيع بدرجة حرية تقدر ب3 (**Wald chi2 (3)**) والتي قدرت ب 20,29 باحتمال يقدر ب (0%)، هذا الأخير أقل من مستوى المعنوية 1% أي أن النموذج له درجة عالية من المعنوية.

وبناءا على معامل « Rho » فإن 82,74% من التغيرات نتجت عن الاختلاف عبر وحدات البانل.

كما نلاحظ أن ثلاث متغيرات كانت لهم دلالة إحصائية، حيث أشارت قيمة الاحتمال (P>z) أن متغير قدرة التمويل الذاتي له دلالة إحصائية عالية بمستوى 1%، أما كل من متغير الضمانات و الضرائب كانت لهما دلالة إحصائية مقبولة تقدر ب 5%، ، وانطلاقا من المعطيات الموضحة في الجدول رقم 05-23 نلاحظ أن بعض المتغيرات المستقلة التي لم تكن لها أي دلالة إحصائية هي متغير الحجم ، المردودية والاقتصاد الضريبي غير الناجم عن الديون، هذا ما دفعنا إلى حذفهم من النموذج النهائي.

ويمكن ملاحظة كذلك أن عدد الملاحظات التي كانت محصورة في المجال (0،1) قدرت ب 156 ملاحظة (أي حوالي 39 مؤسسة).

* حيث: * المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 10%، ** المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 5%، *** المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 1%، ولفهم النتائج الموضحة في الجدول رقم 05-24 و05-25 أنظر إلى الملحق رقم 15.

- التحليل الاقتصادي للنتائج

يظهر من الجدول رقم 05-24 أن المتغيرات الأكثر تفسيرا لسياسة المالية للمؤسسة الجزائرية الخاصة التي تزاول نشاطها في القطاع الإنتاجي هي كل من متغير الضمانات، قدرة التمويل الذاتي ومتغير الضرائب، نلاحظ من خلال هذه النتيجة أن البنوك في عملية منح القروض المتوسطة والطويلة الأجل للمؤسسات التي تنشط في هذا القطاع تعتمد أساسا على الضمانات العينية التي تقدمها هاته المؤسسات ولا تهتم كثيرا بحجم هاته المؤسسات، ويمكن تفسير هاته النتيجة إلى ضعف رصيد الثقة بين البنوك والمؤسسات، وباعتبار أن المؤسسات في القطاع الإنتاجي تتميز بهيكل أصول يحتوي على استثمارات عينية معتبرة عكس المؤسسات الخدماتية، هذا ما يمكنها من تقديم هاته الأصول كضمان لاستقطاب الموارد المالية البنكية الطويلة والمتوسطة، ويظهر ذلك جليا من خلال العلاقة القوية بين المتغيرين(0,1668).

أما فيما يخص العلاقة بين المتغير التابع وكل من متغير قدرة التمويل الذاتي و الضرائب، فلاحظنا أن هناك علاقة عكسية بتأثير أقل مقارنة بمتغير الضمانات، ويمكن تفسير هاته النتيجة بالنسبة للمتغير الأول بأن النظرية التي تسمح بتفسير الهيكلة المالية لمؤسسات القطاع الإنتاجي هي نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل، أما فيما يخص المتغير الثاني فكان من المتوقع التأثير السلبي لانخفاض معدل الضرائب على نسبة المديونية وهذا راجع إلى انخفاض الميزة الجبائية للديون، لكن لاحظنا أن تأثير هذا المتغير كان ضعيف على المتغير التابع (-0,0593)، ويمكن أن يرجع ذلك إلى كون التعديلات الجبائية تتطلب مدة معينة من الوقت لكي تظهر تأثيراتها.

تجدر الإشارة كذلك أن نتائج المتحصل عليها عن طريق عملية التقدير باستخدام عينة المؤسسات الإنتاجية تقارب كثيرا النتائج المتحصل عليها عند استخدام معطيات كل العينة، عدا فيما يخص متغير المردودية التي كانت له دلالة إحصائية عند استخدام كل بيانات العينة ولم تكن له أي دلالة إحصائية بالنسبة لمؤسسات القطاع الإنتاجي، ويمكن أن يرجع هذا التقارب من جهة، إلى حجم البيانات المدروسة فيما يخص مؤسسات القطاع الإنتاجي مقارنة بمؤسسات القطاع الخدماتي (حوالي 39 مؤسسة من أصل 64 بالنسبة للقطاع الإنتاجي مقارنة ب 26 من أصل 56 بالنسبة للمؤسسات القطاع الخدماتي) مما يقلل من عدم كفاءة المعالم المقدرة، و من جهة أخرى إلى اعتماد المؤسسات في القطاع الخدماتي في هيكل أصولها على ضمانات عينية معتبرة تسهل عليها عملية الحصول على تمويل بنكي طويل الأجل عكس المؤسسات الخدماتية، هذا ما يفسر العدد المعتبر من المؤسسات في القطاع الخدماتي التي لا تعتمد أساسا على التمويل البنكي المتوسط والطويل الأجل في تمويل احتياجاتها.

من كل ما سبق، نلاحظ أن المتغير الأكثر تأثير على سياسة المديونية في العينة المدروسة هو متغير الضمانات حيث لاحظنا في نموذجين من النماذج الثلاث (عدا مؤسسات القطاع الخدماتي) أن هذا المتغير كانت له دلالة إحصائية طردية كبيرة مع متغير المديونية ، مما يوضح أن النظرية الأكثر تفسير لسلوك المالي للمؤسسات الجزائرية الخاصة هي نظرية عدم تماثل المعلومات، حيث تعتمد البنوك الجزائرية في عملية منح القروض على الضمانات العينية لنقص رصيد الثقة اتجاه العملاء، وانطلاقا من العلاقة العكسية بين متغير المديونية وكل من متغير قدرة التمويل الذاتي والمردودية ، فيمكن كذلك تفسير سلوك المؤسسات الجزائرية الخاصة في مختلف القطاعات عن طريق نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل حيث تفضل أولا استخدام مواردها الذاتية على أن تأتي الاستدانة في المرتبة الثانية.

وفي الأخير سنحاول تلخيص مختلف النتائج المتحصل عليها من خلال هذه الدراسة مقارنة بدراسة (Rajan & Zingales 1995) ، باعتبارها من أكثر الدراسات شهرة في الجانب الميداني للموضوع ، هذا من جهة ، واعتماد الباحثين على طريقة الانحدار المتعدد للمتغيرات التابعة المحصورة توبت ، لنفس مدة الدراسة، من جهة أخرى، غير أن هذا البحث يختلف من حيث عملية التقدير ، إذ قمنا باستخدام نماذج بانل للآثار العشوائية أما دراسة (Rajan & Zingales 1995) فقامت على دراسة مقطعية باستخدام متوسط الملاحظات خلال كل السنوات، ويمكن تلخيص نتائج هاتين الدراستين من خلال الجدول رقم: 05-25.

تجدر الإشارة أنه سيتم عرض في الجدول 05-25 إلا نتائج المتغيرات التي كانت لها دلالة إحصائية فيما يخص هذه الدراسة.

الجدول رقم: 05-25: يوضح نتائج هذه الدراسة مقارنة بالنتائج المتحصل عليها في الدراسة التي قام بها (Rajan & Zingales 1995)

المتغير التابع	نتائج الدراسة التي قام بها ((Rajan & Zingales 1995 (p 1453) (المتغير التابع نسبة المديونية باستعمال المعطيات المحاسبية)							نتائج هذه الدراسة			
المتغيرات المستقلة	الولايات المتحدة الأمريكية	اليابان	ألمانيا	فرنسا	إيطاليا	المملكة المتحدة	كندا	باستخدام كل معطيات العينة		عينة المؤسسات الإنتاجية	عينة المؤسسات الخدماتية
								(DT)	(DMT)	(DMT)	(DMT)
متغير الضمانات	0,50*** (0,04)	1,41*** (0,18)	0,42** (0,19)	0,53** (0,26)	0,36 (0,23)	0,41*** (0,07)	0,26*** (0,10)	-0,089* (0,053)	0,124** (0,053)	0,166** (0,072)	-
متغير النمو	- 0,17*** (0,01)	-0,04 (0,04)	-0,20*** (0,07)	-0,17** (0,08)	-0,19 (0,14)	-0,13*** (0,03)	-0,11*** (0,04)	-	-	-	-
متغير الحجم	0,06*** (0,01)	0,11*** (0,02)	-0,07*** (0,02)	0,02 (0,02)	0,02 (0,03)	0,026*** (0,01)	0,08*** (0,01)	0,098*** (0,026)	-	-	-
متغير المردودية	-0,41*** (0,1)	-4,26*** (0,60)	0,15 (0,52)	-0,02 (0,72)	-0,16 (0,85)	-0,34 (0,30)	-0,46** (0,22)	-0,123*** (0,043)	-0,081* (0,047)	-	-
متغير قدرة التمويل الذاتي	-	-	-	-	-	-	-		-0,0008*** (0,0001)	-0,0011* (0,0006)	-0,0008*** (0,0001)
متغير القطاع	-	-	-	-	-	-	-		- 0,111** (0,052)	-	-
متغير الضرائب	-	-	-	-	-	-	-	- 0,042*** (0,015)	- 0,047*** (0,013)	- 0,059*** (0,018)	- 0,031* (0,018)
عدد الملاحظات	2079	316	175	117	96	522	264	472	472	248	226
معامل Pseudo R^2	0,21	0,29	0,12	0,12	0,05	0,18	0,19	-	-	-	-
معامل Rho	-	-	-	-	-	-	-	0,697	0,824	0,827	0,834
عدد سنوات الدراسة	تم استعمال في هذه الدراسة المعطيات المالية والمحاسبية لبانل من المؤسسات في البلدان المذكورة أعلاه خلال مدة زمنية تقدر بأربعة سنوات (1987-1990).							تم استعمال في هذه الدراسة المعطيات المحاسبية لبانل من المؤسسات الجزائرية الخاصة لمدة أربعة سنوات (2005-2008).			
طريقة التقدير المستعملة	استعمل الباحثين طريقة الانحدار المتعدد للمتغيرات التابعة المحصورة توبت (Tobit) ، أما فيما يخص المتغيرات المستقلة تم استعمال متوسط أربع سنوات الدراسة (1987-1990).							تم استعمال في هذه الدراسة طريقة الانحدار المتعدد للمتغيرات التابعة المحصورة توبت (Tobit) في ظل معطيات بانل للآثار العشوائية.			
تفسير النتائج	توصل الباحثين من خلال هذه الدراسة، أن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية موجبة بين متغير الرفع المالي ومتغير الضمانات في كل البلدان عدا ايطاليا، مما يفسر أهمية الضمانات لتقليل من تكاليف عدم تماثل المعلومات، أما فيما يخص متغير الحجم تبين أن له علاقة موجبة مع متغير الرفع المالي لكل البلدان عدا ألمانيا ،وهذا راجع لحماية التشريع الألماني للبنوك الألمانية في حالة الوقوع في الإفلاس مما يخفض من تأثير تكاليف الإفلاس، أما فيما يخص متغير النمو ومتغير المردودية فتبين أن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية سالبة مع المتغير التابع في كل البلدان وهذا ما يتوافق مع نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل.							نلاحظ أن المتغير الأكثر دلالة إحصائية وبمعدل ميل قوي هو متغير الضمانات مما يوضح ضعف رصيد الثقة بين البنوك والمؤسسات والراجع أساسا إلى مشكل عدم تماثل المعلومات، كذلك نلاحظ العلاقة بين متغير الرفع المالي وكل من متغير قدرة التمويل الذاتي ومتغير الضرائب، أي أن المؤسسات التي تتوفر على موارد مالية ذاتية تتجنب الخوض في نسب عالية من الديون، أما فيما يخص متغير الضرائب نلاحظ أن هناك تأثير للقرارات الجبائية على السياسة المالية للمؤسسة. من خلال هذه النتائج فإن نظرية عدم تماثل المعلومات هي التي تسمح بتفسير السلوك المالي للمؤسسات الجزائرية الخاصة من خلال كل من (الضمانات العينية المقدمة، نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل).			

حيث: -*** المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 1%،** المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 5%، * المتغير له دلالة إحصائية بدرجة ثقة تقدر ب 10% ،

- النتائج داخل الأقواس تمثل الانحرافات المعيارية للمعاملات.

خاتمة الفصل:

تعتبر دراسة محددات سياسة المديونية في المؤسسات من الدراسات التي أخذت قسط كبير من البحوث في جانب مالية المؤسسة، وهذا راجع أساسا إلى تشعب المتغيرات المتعلقة بها واختلاف الاقتصاديات التي قامت فيها هذه الدراسات مما أدى إلى غياب نظرة موحدة حول تأثير هذه المتغيرات على الهيكل المالي للمؤسسات.

وهدفت هذه الدراسة إلى تحديد العوامل المؤثرة على سياسة المديونية في المؤسسات الجزائرية الخاصة باستخدام معطيات لعينة من المؤسسات تقدر ب118 مؤسسة (أي 472 ملاحظة إحصائية)، باستخدام نموذج الانحدار الخطي المتعدد للمتغيرات التابعة المحصورة " توبت" في ظل معطيات بانل للآثار العشوائية، حيث تبين من نتائج العينة أن المؤسسات الجزائرية الخاصة تتبع في سلوكها المالي نظرية عدم تماثل المعلومات، فالطرف الذي له الأفضلية من حيث المعلومات (مسيري المؤسسة) يقدمون إشارات عن طريق الضمانات المقدمة للطرف الذي له معلومات أقل (أصحاب رؤوس الأموال وفي هذه الحالة البنوك) لاستقطاب قروض جديدة، كذلك فإن نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل تسمح بتفسير هيكل رأس المال في المؤسسات الجزائرية الخاصة حيث لاحظنا أن هناك علاقة عكسية ذات دلالة إحصائية بين المتغير التابع ومتغير المردودية (في العينة الإجمالية)، أي أن المؤسسات ذات المردودية العالية لا تفضل تمويل احتياجاتها عن طريق الرفع من نسبة الاستدانة بل عن طريق مواردها الذاتية.

من هذه الدراسة يتضح أن المتغير الأكثر تأثيرا على نسبة المديونية في المؤسسات الجزائرية الخاصة هو متغير الضمانات، حيث لاحظنا أن له علاقة طردية ذات دلالة إحصائية مع المتغير التابع بمعامل أكبر مقارنة بالمتغيرات الأخرى ، فمثلا لم تكن هناك أي دلالة إحصائية لمتغير الأداء المالي عند تقسيم العينة بين المؤسسات الخدماتية والإنتاجية، وكذلك لم يكن لمتغير الحجم أي دلالة إحصائية في النماذج الثلاث، هذا ما يمكن تفسيره بأن البنوك في الجزائر تعتمد أساسا في سياستها لمنح القروض المتوسطة وطويلة الأجل على الضمانات التي تقدمها المؤسسات أكثر من اعتمادها على حجم المؤسسة وسمعتها في السوق، وهو ما يفسر أن نظرية عدم تماثل المعلومات هي التي تمكننا من تفسير السلوك المالي للمؤسسات الجزائرية الخاصة. في ظل نظرية ترتيب أفضلية مصادر التمويل.