منهجية تحليل الانحدار اللوجستي ثنائي الاستجابة في تصنيف المؤسسات

"دراسة ميدانية على عينة من أصحاب المؤسسات الصغيرة والمتوسطة "

A Methodology of Logistic Regression Analysis of binary response in the Classification of Enterprises "Field study on a sample of small and medium enterprises owners "

د.مصطفى طويطي[1]
جامعة غرداية– الجزائر
kaizen1982@ gmail.com

د.عبد الرحيم شنيني
جامعة غرداية– الجزائر
abd83.chenini@yahoo.fr

د.أحمد علماوي
جامعة غرداية– الجزائر
ahmedalmaoui@yahoo.fr

تاريخ الاستلام: 10 /2018/09
تاريخ النشر: 2019/09/12

Abstract:

The study presents the methodology of one of the most important techniques of regression analysis, namely the binary logistic regression as the most suitable models for describing the data in which the response is binary and where the explanatory variables are of multiple levels. In order for the content not to remain theoretical, the steps of the regression analysis were applied to a random sample Of the 217 SMEs.

A statistical model has been developed which has the capacity to classify institutions according to their current status to sound and unsound institutions, based on seven determinants represented in the nature of the financial structure, administrative aspects, technical aspects, human resources, marketing policies, support and accompaniment, and the external factors as well. According tostatisticsof Nagelkerke R2 show that the estimated model has a high predictive power of 82%.

Key words : Logistic Regression, Institutional Classification, Binary Dependent Variable.

مقدمة:

هناك العديد من الدراسات التي تهتم بتحليل الظواهر الاقتصادية والاجتماعية بالاعتماد على مجموعة من العوامل التي تؤثر فيها وترتبط بها من أجل التنبؤ بحدوثها في ظل توافر بيانات عن تلك العوامل والمحددات، وفي مثل هذه الحالات يكون المتغير الذي يمثل الظاهرة (المتغير التابع) ثنائيا، إما أن يأخذ القيمة واحد كتعبير عن وقوع الحدث المرغوب فيه، أو القيمة صفر لعدم وقوع الحدث المرغوب، وبغرض التعبير الكمي لهذه الظواهر، فقد وجدت أساليب ونماذج إحصائية عديد لتقويم العلاقة بين مجموعة المتغيرات المفسرة للوصول إلى صيغة تصف هذه العلاقة والتي من أكثرها شيوعا أسلوب الانحدار الخطي المتعدد ، إلا أن هذا الأسلوب تواجهه مجموعة من المشكلات عند دراسة ظاهرة تعتمد على متغير تنائي الاستجابة أهمها عدم إمكانية تفسير القيم المتنبأ بها بوصفها احتمالات، حيث لا يمكن حصر هذه القيم بين الواحد و الصفر، مما يعنى أنه عندما يكون المتغير التابع ثنائي فإنه يمكن أن يأخذ قيمتين فقط الواحد أو الصفر لكنها ليست القيم الحقيقة للمتغير التابع و إنما تشير إلى احتمال أن يأخذ قيمة الواحد للتعبير عن تحقق الحدث المرغوب أو احتمال أن يأخذ قيمة الصفر للإشارة عن عدم تحقق الحدث المرغوب، وبالتالي فالمتغير التابع لا يعبر عن قيم الظاهرة بشكل مباشر و إنما يشير إلى احتمال أن تكون قيمة المتغير التابع تأخذ الواحد بشرط التوافق مع المتغيرات التوضيحية و كان التركيز على تحقق الحدث ، أما إذا تم التركيز على عدم

1 -**المؤلف المرسل**: مصطفى طويطي، الإيميل: kaizen1982@ gmail.com

تحقق الحدث فإنه يدل على احتمال أن تكون قيمة المتغير التابع تأخذ الصفر بشرط التوافق مع المتغيرات التوضيحية ، لذا يمكن الاستعانة بأساليب النماذج الثنائية و التي من أبرزها الانحدار اللوجستي.

1- إشكالية البحث : تتمثل إشكالية البحث في التساؤل الرئيسي الأتي؛

إلى أي مدى يمكن الاعتماد على نموذج الانحدار اللوجستي في تصنيف المؤسسات الصغيرة والمتوسطة إلى مؤسسات فاشلة وأخرى سليمة ؟ وبناءا عليه فإنه يتفرع عن هذه الإشكالية مجموعة من الأسئلة الفرعية المتمثلة في الأتي؛

- متى يتم اللجوء إلى نموذج الانحدار اللوجستي في عملية التصنيف ؟
- فيما تتمثل الإجراءات العملية لتقدير نموذج الانحدار اللوجستي يمكن من التصنيف ؟
- ما هي أهم الاختبارات الإحصائية التي يعتمد عليها في التأكد من صلاحية النموذج المقدر ؟
- كيف يتم تحديد القدرة التنبؤية لنموذج الانحدار اللوجستي المقدر ؟

2- **أهداف البحث** : يهدف هذا البحث إلى التعريف بأحد أهم الأساليب الإحصائية التي تلاءم البيانات التي تكون الاستجابة فيها ثنائية وتكون فيها المتغيرات التوضيحي ذات مستويات متعددة أو ثنائية والذي يتمثل في تحليل الانحدار اللوجستي ذلك أن متغير الاستجابة يأخذ إحدى النتيجتين إما الصفر أو الواحد و يسمى ثنائي الاستجابة، ويكون احتمال ظهور الحدث بـ P واحتمال عدم الظهور 1- P =q .

3- **فرضيات البحث** : يعتمد البحث على اختبار صحة مجموعة من الفرضيات الأساسية المصاغة على النحو الآتية :

- يعتبر نموذج الانحدار اللوجستي أكثر النماذج ثنائية الاستجابة ملائمة لتصنيف المؤسسات الصغيرة والمتوسطة؛
- يمكن لتقنية الانحدار اللوجستي ثنائي الاستجابة تصنيف المؤسسات الصغيرة والمتوسطة إلى مؤسسات فاشلة وأخرى سليمة؛
- يعتمد تصنيف المؤسسات على مجموعة من المحددات طبيعة الهيكلة المالية، الجوانب الإدارية، الجوانب الفنية، الموارد البشرية، السياسات التسويقية، الدعم والمرافقة وكذلك العوامل الخارجية؛

4- منهجية البحث : للتحقق من فرضيات البحث، ومن تم بلوغ أهدافه بالإجابة على الأسئلة المنبثقة عنها، فقد اعتمدنا على عينة عشوائية من المؤسسات الصغيرة والمتوسطة بلغت 217 مؤسسة، وقد تم جمع البيانات من خلالها حول العوامل الأساسية لتصنيف المؤسسات الصغيرة والمتوسطة، إلى جانب أنها متغيرات مفسرة للمتغير التابع الذي يعبر عن حالة المؤسسة (فاشلة أو سليمة)، وذلك من أجل صياغة نموذج إحصائي بالاعتماد على أسلوب الانحدار اللوجستي ثنائي الاستجابة.

المحور الأول: الإطار النظري للبحث

يعد تحليل الانحدار اللوجستي أكثر النماذج ملائمة لوصف البيانات التي تكون الاستجابة فيها ثنائية ويكون فيها المتغيرات التوضيحي ذات مستويات متعددة إلا أن التقدير باستخدام طريقة المربعات الصغرى لمعلمات هذه النموذج يصطدم بمشكلتين أساسيتين تتمثلان في لا خطية هذه المعلمات وعدم تجانس تباين الاستجابات المشاهدة مما يؤدي في حالة عدم تجاوزهما إلى الحصول على تقديرات متحيزة ولا تتوزع توزيعا طبيعيا وليس لها أقل تباين ممكن ، إلا أنه يمكن التقليل من حدة هذا التأثير بالاعتماد على التحويل الخطي للدالة اللوجستي و من تما تحقيق التجانس في تباين الاستجابات المشاهدة.

إن الغرض من تحليل الانحدار هو تفسير العلاقة بين مجموعة من المتغيرات متمثلة في متغير الاستجابة (المتغير المعتمد) و الذي يتم توضيحه من خلال متغير توضيحي واحد أو أكثر (متغيرات مستقلة) و قد يأخذ متغير الاستجابة إحدى النتيجتين إما الصفر أو الواحد و يسمى ثنائي الاستجابة (Binary response) ويكون احتمال ظهور الحدث بـ P و احتمال عدم الظهور q= 1- P ، وقد لوحظ

من خلال البحوث السابقة أن النموذج اللوجستي يكون أكثر تمثيلا للبيانات عندما يكون عدد المشاهدات كبيرا وكذلك عندما يكون عدد المتغيرات المفسرة أكثر من ثلاثة مستويات ، على عكس النماذج الخطية التي تقل كفاءتها كلما زاد عدد مستويات المتغيرات التوضيحي.

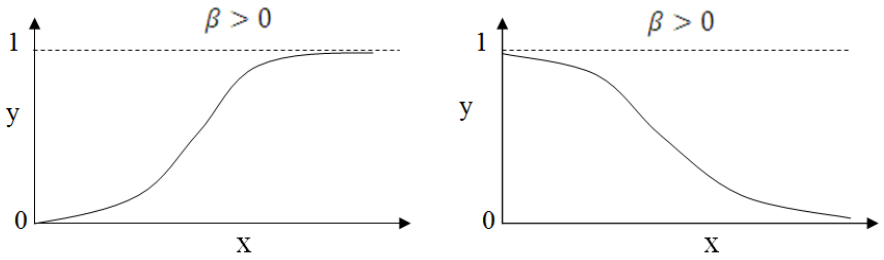
أولا : تقديم نموذج تحليل الانحدار اللوجستي

يعود الفضل في تطوير هذا النموذج إلى الباحث Verhulst باعتباره أول من استخدام الدالة اللوجستية (Logistic function) لوصف نمو المجتمع و أسماها بدالة النمو (Growth Function) ، ثم في عام 1920 قام الباحثان Peal and Reed باستخدام الدالة لحساب نمو السكان ليطلقا عليها اسم الدالة اللوجستية بدلا من دالة النمو[1] ، حيث عرفها Harver بأنها الطريقة الإحصائية لنمذجة البيانات الثنائية ، لهذا يعتبر من أهم النماذج التي تعتمد على المتغيرات النوعية في تفسير الظواهر ، فالعديد منها يتطلب البحث عن الأمثلية ويكون فيها المتغير التابع (y) محل الدراسة ثنائي القيمة حيث يأخذ القيمتين (0) أو (1) بحيث يأخذ القيمة (1) في حالة حدوث الحدث المرغوب أما عندما يأخذ القيمة (0) في حالة حدوث الحدث غير المرغوب ، كما أن ما يميز هذا الترميز هو أن متوسط المتغير التابع ثنائي القيمة سوف يمثل قيمة تعادل احتمال أن يتحقق الحدث المرغوب ، وبالتالي يتم تمثيل العلاقة بين المتغير المفسر و المتغير المفسر وفق الصيغة التالية[2] :

$$y_i = \frac{\exp^{(\alpha+\beta.x_i)}}{1+\exp^{(\alpha+\beta.x_i)}} \qquad \begin{matrix} -\infty < x_i < \infty \\ -\infty < \alpha < \infty \\ \beta > 0 \end{matrix}$$

ويتم التعبير عن هذه الصيغة كدالة مستمرة منحناها يأخذ شكل حرف S الذي يمثل الاحتمال المقابل لكل صنف معين من المتغير التابع و التي يمكن أن يسبب زيادة أو نقصان بمنحني الدالة وذلك كالآتي :

شكل رقم (01) : شكلي دالة الانحدار اللوجستي



Source : Alan Agresti "OP-Cit" P71.

وفي الحالة التي تتعدد فيها مستويات المتغيرات المستقلة $(x_{i1},x_{i2},\ldots,x_{ik})$ المفسرة للمتغير التابع Y_i يتم صياغة العلاقة على الشكل التالي :

$$y_i = \frac{\exp(\sum_{j=0}^{k} \beta_j . X_{ij})}{1+\exp(\sum_{j=0}^{k} \beta_j . X_{ij})} + u_i$$

حيث :

$$i = 1,2,\ldots..,n$$
$$j = 0,1,2,\ldots..,k$$

علما أن :

y_i : المشاهدة i للمتغير التابع ثنائي الاستجابة

X_{ij} : المشاهدة i للمتغير التفسيري j حيث $X_{i0}=1$

β_j : معلمات النموذج

u_i : حد الخطأ العشوائي غير المشاهد

وبافتراض أن الحد الخطأ العشوائي (u_i) يتبع التوزيع اللوجستي الذي يكون متماثلا حول الصفر و تباينه يساوي $\pi^2/3$ ، فإن دالة الكثافة الاحتمالية تأخذ الصيغة التالية[3] :

$$f(\varepsilon)=\frac{\exp(u_i)}{[1+\exp(u_i)]^2}$$

ويكون دالة التوزيع التراكمية على الصورة التالية[4] :

$$F(\varepsilon)=\frac{\exp(u_i)}{1+\exp(u_i)}$$

أما بالنسبة لتوقع الأخطاء العشوائية غير المشاهدة و تباينها تأخذ الصورة الآتية :

$$\begin{cases}E(u_i)=0\\VAR(u_i)=\theta_i(1-\theta_i)\end{cases}$$

ويتبع المتغير التابع ثنائي الاستجابة توزيع برنولي حيث يأخذ القيمة واحد باحتمال (θ_i) و القيمة صفر باحتمال $(1-\theta_i)$ ، وعليه تأخذ دالة الاستجابة (احتمال الحدث المرغوب) الصيغة التالية :

$$P(Y_i=1/x_{i1},x_{i2},....,x_{ik})=\theta_i=\frac{\exp(\sum_{j=0}^{k}\beta_j.X_{ij})}{1+\exp(\sum_{j=0}^{k}\beta_j.X_{ij})}$$

كما يمكن تبسيط دالة الاستجابة لتؤول عند اختزال المقدار $(\exp(\sum_{j=0}^{k}\beta_j.X_{ij}))$ إلى الصيغة التالية :

$$\theta_i=\frac{1}{1+\exp\left[-(\sum_{j=0}^{k}\beta_j.X_{ij})\right]}$$

بينما دالة عدم الاستجابة للحدث فتأخذ الشكل التالي :

$$P(Y_i=0/x_{i1},x_{i2},....,x_{ik})=1-\theta_i=1-\left[\frac{\exp(\sum_{j=0}^{k}\beta_j.X_{ij})}{1+\exp(\sum_{j=0}^{k}\beta_j.X_{ij})}\right]$$

ومنه يمكن كتابة العلاقة السابقة وفق الصورة التالية :

$$(1-\theta_i)=\frac{1}{1+\exp(\sum_{j=0}^{k}\beta_j.X_{ij})}$$

و باستخدام العلاقة $\left[\eta_i=(\sum_{j=0}^{k}\beta_j.X_{ij})\right]$ ، يمكن إعادة صياغة نموذج الانحدار اللوجستي على الشكل التالي :

$$y_i = \frac{\exp(\eta_i)}{1+\exp(\eta_i)} + u_i = \theta_i + u_i$$

وهو ما يشير إلى أن التغير في (η_i) داخل المجال $]-\infty \; +\infty[$ يترتب عليه تغير (θ_i) داخل المجال $[0 \; 1]$ بمعني أن العلاقة بين (θ_i, η_i) تكون علاقة غير خطية ، وأن التغير (θ_i) داخل المجال $[0 \; 1]$ يحقق الشرطين المطلوب تحقيقهما في نماذج الانحدار ثنائية الإستجابة5 .

ثانيا : التحويل الخطي لنموذج اللوجستي

يصنف النموذج اللوجستي ضمن النماذج اللاخطية التي يمكن تحويلها إلى نماذج خطية وتسمى هذه النماذج بالنماذج الخطية ضمنيا ، حيث يميل الإحصائيين عادة إلى التحويل الخطي لهذه النماذج لإزالة انحناءات معلماتها وذلك لتأثير هذه الانحناءات السلبي في حالة وجودها على خصائص مقدرات دالة الإمكان الأعظم ومن ثم قيم الاستجابة التي يتم التنبؤ بها ، حيث تكون هذه المقدرات في الغالب متحيزة ولا تتوزع توزيعا طبيعيا وتبايناتها لا تكون أصغر ما يمكن مما يجعل نتائج الاختبارات مضللة ، وفي هذا الصدد وضع Berkson في عام 1944 بتحويل علاقة الانحدار اللاخطية بين المتغيرات المفسرة X_j ومتغير نسبة الاستجابة θ_i في النموذج اللوجستي إلى علاقة انحدار خطية ، للحصول [6] على التحويلة الخطية لنموذج الانحدار اللوجستي والذي يطلق عليه تحويلة اللوجيت يمكن استخدام معامل الترجيح Odds الذي يمثل نسبة احتمال تحقق الحدث المرغوب $(Y_i = 1)$ إلى احتمال عدم تحقق الحدث المرغوب $(Y_i = 0)$ على الصورة التالية :

$$Odds = \Omega_i = \frac{P(Y_i = 1/x_{i1}, x_{i2}, ..., x_{ik})}{P(Y_i = 0/x_{i1}, x_{i2}, ..., x_{ik})} = \frac{\theta_i}{1-\theta_i}$$

$$\Omega_i = \frac{\exp(\eta_i) \Big/ [1+\exp(\eta_i)]}{1 \Big/ 1+\exp(\eta_i)} = \exp(\eta_i)$$

ويتبين من العلاقة الأخيرة أن معامل الترجيح (Ω_i) ينتمي إلى المجال $[0 \; +\infty[$ ، وهذا ما يعني تجاوز مشكلة الحدود العليا للاحتمال بحيث لما $(\theta_i = 0)$ فهذا يعني أن معامل الأرجحية يساوي الصفر $(\Omega_i = 0)$ ، أما إذا كانت $(\theta_i = 1)$ فإن $\Omega_i \to \infty$.

وبأخذ لوغاريتم معامل الترجيح (Ω_i) يتم الحصول على تحويلة اللوجيت وفق الصورة :

$$Ln(Odds) = Ln(\Omega_i) = Ln[\exp(\eta_i)] = \eta_i$$

$$\eta_i = \sum_{j=0}^{k} \beta_j . X_{ij} = \beta_0 + \beta_1 . X_{i1} + ... + \beta_k . X_{ik} = Logit$$

إن الهدف من اللجوء إلى لدالة اللوجيت هو إمكانية تطبيق الانحدار الخطي البسيط أو المتعدد عند تحليل العلاقات للبيانات ذات المتغير التابع الثنائي ، حيث أن مدى اللوجيت يتراوح بين $(-\infty \; , \; +\infty)$ عندما يتراوح مدى θ_i بين الصفر و الواحد ، كما أن أي تغير في $Ln(\Omega_i)$ بوحدة واحدة يترتب عليه تغير كبير في θ_i ، ويمكن إيجاد دالة الاستجابة لنموذج اللوجستي باستخدام معامل الترجيح على النحو التالي :

$$\theta_i = \frac{\exp(\eta_i)}{1+\exp(\eta_i)} = \frac{\Omega_i}{1+\Omega_i} = \frac{odds}{1+odds}$$

أما بالنسبة لدالة الاستجابة لنموذج اللوجستي باستخدام لوغاريتم معامل الترجيح على النحو التالي :

$$\theta_i = \frac{\exp(\ln\Omega_i)}{1+\exp(\ln\Omega_i)} = \frac{\exp(\log it)}{1+\exp(\log it)}$$

وبالتالي عملية تحويل النموذج من علاقة متغير تابع ونسبة الاستجابة إلى خط مستقيم يمكن من استخدام أساليب الانحدار الخطي البسيط و المتعدد لتقدير معلمات النموذج هذا من ناحية التحليل الإحصائي والرياضي ، أما من الناحية الواقعية فمعلوم أهمية هذه الصفة للابتعاد عن النتائج العشوائية ، حيث يرى كل من Chen and Pounds إنه في حالات كون البيانات لا تتوزع طبيعيا والنموذج الملائم لهذه البيانات غير خطي فهنا علينا إما أن يتم توفيق نموذجا بديلا أو استخدام تحويلا ملائما ويجب أن يستعمل لإعادة تحليل البيانات[7] .

ثالثا :مؤشرات تقييم صلاحية النماذج

هناك مجموعة من المعايير والاختبارات الإحصائية التي يستدل بها الباحثين للتحقق من مدى ملائمة النموذج في حالة التعامل مع البيانات ثنائية الاستجابة بالنسبة للمتغير التابع ، حيث تصنف هذه المعايير المساعدة على تقويم النموذج النهائي الذي تم توفيقه للبيانات إلى اختبارات التحقق من ملائمة النموذج المقدر بشكل عام وأخرى لاختبار الدلالة الإحصائية لكل متغير تفسيري بصفة مستقلة ، كما يضاف إلى ذلك بعض اختبارات المقارنة عندما يرغم الباحث في المفاضلة بين أكثر من نموذج مقدر باستخدام نفس البيانات و الظروف .

1- اختبارات الإحكام العام للنموذج : يمكننا تحديد كيفية تحكيم النموذج للمعطيات (La qualité de l'ajustement) بعدة معايير ترتكز أهمها في اختبار المعقولية العظمى ، اختبار Hosmer and Lemeshow بالإضافة إلى إحصائية Pseudo R^2.

1-1. إحصائية نسبة الإمكان الأعظم (اختبار المعقولية العظمى): يعد أهم اختبارات كفاية النموذج بالكامل وجودته (Goodness of fit) حيث كان يعتمد لتحقيق هذا الهدف في الانحدار الخطي على اختبار فيشر F بينما يتم استخدام نسبة الإمكان الأعظم (log likelihood ratio) الذي يتبع توزيع Ch-2 ، والذي يستخدم لتحديد معنوية النموذج إحصائيا بالنسبة لأي متغير مستقل ، وذلك من خلال اختبار $LR(k)$ للنموذج الذي يحتوى ذلك المتغير مقارنة مع النموذج الذي لا يحتوى ذلك المتغير المستقل ، وعليه فالإحصائية تقوم على اختبار الفرضية التالية:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 = \beta_2 = ... = \beta_k = 0 \\ H_1 : \exists \beta_j \neq 0 \end{cases}$$

فإذا كانت $LR(k)$ معنوية ($sig \leq \alpha$) فإنه يتم رفض فرضية العدم ، وبالتالي فإنه يوجد على الأقل متغير مستقل واحد غير مساوي للصفر ، وأن بهذه المتغيرات لها القدرة على التنبؤ بالمتغير التابع أفضل من الصدفة ، أما بالنسبة للصيغة الرياضية لتقدير هذه الإحصائية فتكتب على النحو التالي :-

$$LR(k) = -2\log\left[L(\beta_0) - L(\beta_0, \beta_j)\right]$$

حيث أن :-

$L(\beta_0)$: يمثل قيمة دالة الإمكان (دالة الترجيح) لنموذج المختزل الذي يحتوي على معلمة التقاطع فقط

$L(\beta_0, \beta_j)$: يمثل قيمة دالة الإمكان الأعظم للنموذج ككل ؛

$LR(k)$: إحصائية نسبة الإمكان الأعظم تتوزع χ^2 بدرجة حرية مساوية لـ k و التي تمثل عدد المتغيرات التفسيرية لنموذج .

1-2. إحصائية Pseudo R^2 : تشير قيمة Pseudo R^2 إلى قوة العلاقة بين المتغيرات النوعية المستخدمة في النموذج ،ويطلق عليه أيضا إحصائية R^2 McFadden و يتم حسابه وفق العلاقة التالية :-

$$R^2 = 1 - \left[\frac{-2\log L(\beta_0, \beta_j)}{-2\log L(\beta_0)}\right] \quad or \quad R^2 = \frac{LR(k)}{-2\log L(\beta_0)}$$

علما أن $-2\log L(\beta_0)$ تعبر عن أقصى قيمة يأخذها سالب ضعف دالة لوغاريتم المعقولية في الحالة التي تكون فيها كل معاملات النموذج β_j معدومة باستثناء الثابت (constant) ، أما $-2\log L(\beta_0,\beta_j)$ والتي تشير إلى أعظم قيمة يأخذها سالب ضعف دالة لوغاريتم المعقولية في الحالة التي يتضمن النموذج جميع معاملات النموذج β_j بما فيها الثابت β_0 .

وبالنظر إلى خصوصية نموذج الانحدار اللوجستي في تقدير المعلمات يتم الإستعاض عن معامل التحديد R^2 الذي يستخدم لمعرفة مدى ملائمة الانحدار المقترحة لبيانات الدراسة بإحصائيتي التوافق Nagelkerke R^2 و Cox & Snell R^2 اللتين لهما نفس الهدف الإحصائي من خلال تحديد نسبة التباين المفسر في النموذج المقدر ، وعليه يتم تقديرهما وفق الصورة التالية[8] :

$$\left.\begin{array}{l} R_C^2 = 1-\left[\dfrac{L(\beta_0)}{L(\beta_0,\beta_j)}\right]^{(2/n)} \\ R_Z^2 = 1-\left(L(\beta_0)\right)^{(2/n)} \end{array}\right\} \alpha \quad R_N^2 = \frac{R_C^2}{R_Z^2} \Leftrightarrow R_N^2 = \frac{R_C^2}{1-\left(L(\beta_0)\right)^{(2/n)}}$$

حيث أن:

R_C^2 : تمثل إحصائية التوفيق Cox & Snell R^2 ؛

R_Z^2 : تمثل القيمة العظمى الممكنة لإحصائية R_C^2 ؛

R_N^2 : تمثل إحصائية التوفيق Nagelkerke R^2 ؛

n : حجم العينة .

3-1. اختبار H&L : تم اقتراح هذا الاختبار من طرف Hosmer and Lemeshow قصد استخدامه للتأكد فيما إذا كان النموذج يمثل البيانات بشكل جيد أم لا ، وذلك عن طريق استخدام اختبار Ch-2 لحسن المطابقة لتقييم الفرق بين القيم المشاهدة (Observed) التي لا تستند إلى نموذج نظري و القيم المتوقعة (Expected) التي تم احتسابها من تقديرات النموذج المقدر، ويتم حساب إحصائية χ^2 لجودة التوافق من تقاطع مجاميع المتغير التابع الثنائي (y) مع مجاميع الاحتمالات التقديرية [9] ، وذلك عندما يكون أسلوب التجزئة محددا بنقاط ثابتة ضمن المدى $[0-1]$ حيث يمكن اختبار أي عدد من نقاط التجزئة وغالبا تكون نقاط التجزئة m=10 في هذه الحالة تكون المجموعة المتضمنة أدلة الأزواج $\left[Y_i;\hat{P}(X_i)\right]$ ضمن المجموعة k وفق الأتي[10] :

$$JK=\left[i:(k-1)/m \le k \le k/m\right]$$

وتحسب التكرارات المشاهدة و المتوقعة وبالتالي تحسب إحصائية الاختبار $H\ \&\ L$ وفق العلاقة التالية :

$$H\ \&\ L = \sum_{s=1}^{2}\sum_{j=1}^{m}\left(h_{sj}-\hat{h}_{sj}\right)^2/\hat{h}_{sj}$$

وتتوزع إحصائية H&L توزيع Ch-2 بدرجات حرية df = m-2 ، بينما حساب التكرارات المشاهدة والمتوقعة كالآتي :

$$\hat{h}_{1k}=\sum_{i=jk} Y_i \qquad \hat{h}_{1k}=\sum_{i=jk}\hat{P}(X_i)$$

$$\hat{h}_{2k}=\sum_{i=jk}(1-Y_i) \qquad \hat{h}_{2k}=\sum_{i=jk}\left[1-\hat{P}(X_i)\right]$$

و بناءا عليه يتم صياغة الفروض الإحصائية وفق الشكل التالي :

– الفرضية العدمية (H_0): تشير إلى تساوي الحالات المشاهدة مع الحالات المتوقعة (المتنبأ بها)، مما يعني أن النموذج يمثل البيانات بشكل جيد ، ومن ثم يتم كتابتها بالشكل الآتي :

$H_0 : h_{1k} = \hat{h}_{1k}$

$h_{2k} = \hat{h}_{2k}$

– الفرضية البديلة (H_1): تشير إلى عدم تساوي الحالات المشاهدة مع الحالات المتنبأ بها، بمعني أن النموذج لا يمثل البيانات بشكل جيد.

أما بالنسبة للقرار : فيتم قبول الفرضية العدمية إذا كانت القيمة الاحتمالية لإحصائية χ^2 أكبر من مستوى المعنوية المحدد من قبل الباحث

4-1. جدول تصنيف النموذج : يجمع الباحثين على قدرة جدول التصنيف Classification Tables كمؤشر إحصائي في التحقق من مدى ملائمة النموذج بشكل كامل و من تم مطابقته للبيانات ، حيث يعتمد في تصنيف الظواهر ثنائية الحدث أو الخاصية عن طريق استخدام مصفوفة الخلط (التشويش) التي تبين الانتماء الفعلي مقابل الانتماء المتنبأ به بالنسبة لكل مجموعة ، كما تتطلب الطريقة الحصول على متغير تابع مشتق من النموذج من خلال تحديد نقطة قطع (C) ليتم مقارنة الاحتمالات المتوقعة على أساسها[11]، فإذا افترضنا أن الظاهرة الحالية تتكون من المجموعة A_1 التي تعبر عن الخاصية الأولى و المجموعة A_2 التي تمثل الخاصية الثانية ،و الشكل الموالي يعبر عن الوضعية العامة لجدول التصنيف[12]:

جدول رقم 01: مصفوفة التشويش (Confusion matrix)

	Y	Predicted Group Membership		Total
		A_1	A_2	
Original	A_1	n_{1p}	$n_{1q}= n_1- n_{1p}$	n_1
	A_2	$n_{2q}= n_2- n_{2p}$	n_{2p}	n_2
	Total	$n_{1p}+ n_{2q}$	$n_{1q}+ n_{2p}$	N

Source : M.Blum " OP-cité " P22.

حيث أن :

n_1 : عدد وحدات عينة المجتمع A_1

n_2 : عدد وحدات عينة المجتمع A_2

n_{1p} : عدد الوحدات من عينة المجتمع A_1 التي صنفت على أنها تنتمي فعلا إلى عينة المجتمع A_1

n_{1q} : عدد الوحدات من عينة المجتمع A_1 التي صنفت خطأ على أنها تنتمي إلى عينة المجتمع A_2

n_{2q} : عدد الوحدات من عينة المجتمع A_2 التي صنفت خطأ على أنها تنتمي إلى عينة المجتمع A_1

n_{2p} : عدد الوحدات من عينة المجتمع A_2 التي صنفت على أنها تنتمي فعلا إلى عينة المجتمع A_2

يعتمد تحليل جداول التصنيف على التحقق من مدى قدرة النموذج المقدر في تصنيفه لعدد الوحدات التي تنتمي إلى المجموعة المعنية بالتصنيف فعلا من تلك التي لا تنتمي إلى المجموعة المعنية بالتصنيف ، وذلك بالاعتماد على المؤشرات التالية [13]:–

- **حساسية النموذج** : تعرف بأنها قيمة الاحتمال بأن يكون التصنيف المتوقع لعدد الوحدات من عينة المجتمع A_1 تكون فعلا تنتمي إلى هذا المجتمع وبشكل صحيح ، وتحسب هذه الإحصائية وفق المعادلة التالية :–

$$\text{Sensitivity} = \frac{n_{1q}}{n_1 + n_2}$$

- **دقة النموذج** : تعرف بأنها قيمة الاحتمال بأن يكون التصنيف المتوقع لعدد الوحدات من عينة المجتمع A_2 تكون فعلا تنتمي إلى هذا المجتمع و بشكل صحيح ، وتعطى هذه الإحصائية وفق المعادلة التالية :–

$$Specifity = \frac{n_{2q}}{n_1 + n_2}$$

- **التصنيف الصحيح** : تعرف بأنها نسبة الكفاءة[13] ، أما بالنسبة لصيغة حساب إحصائية احتمال التصنيف الصحيح للظاهرة (APR)، و التي يتم تقديرها وفق العلاقة الآتية [14] :

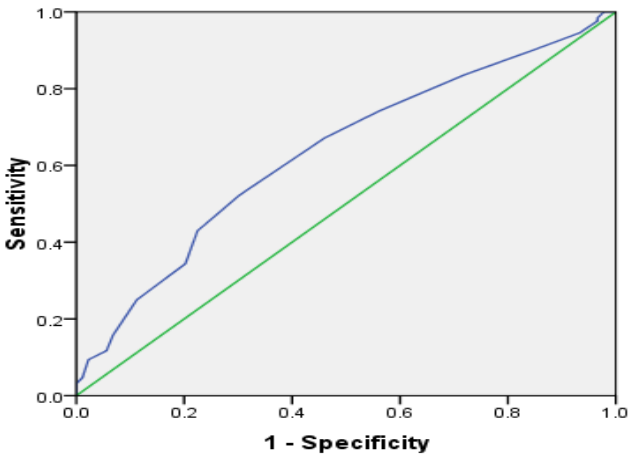
$$APR = \frac{n_{1q} + n_{2q}}{n_1 + n_2} = \frac{n_{1q} + n_{2q}}{N}$$

حيث يشير المعدل إلى نسبة مشاهدات العينة التدريجية التي صنفت خطأ ،كما أن الصيغة تكون متحيزة في حالة العينات الصغيرة و تجدر الإشارة هنا إلى استخدام طريقة الاستبعاد للاشنبرش "Lanchenbruchs holdout procedure " إذ يتم استبعاد قيمه من المجموعة الأولى (A_1) ويتم إيجاد الدالة من المشاهدات المتبقية وعددها $(n_1 - 1) + n_2$ ويكرر هذا الإجراء بالاستبعاد والتصنيف حتى يتم تصنيف جميع مشاهدات المجموعة الأولى ،وبافتراض أن $n_{A_1}^k$ تشير إلى عدد المشاهدات المستبعدة (k) من المجموعة الأولى (A_1) بتكرار العملية على المجموعة الثانية (A_2) حتى يمكن الحصول على $n_{A_2}^k$ التي تمثل عدد المشاهدات المصنفة خطأ من المجموعة الثانية وبتحديد الاحتمال الشرطي للتصنيفين من خلال العلاقة التالية[15] :

$$APR' = \frac{n_{A_1}^k + n_{A_2}^k}{n_1 + n_2}$$

1-5. تحليل منحنى ROC® : يعتمد هذا التحليل على دراسة العلاقة بين الحساسية و الصدفة (1-الدقة) ، من خلال تمثيل الحساسية على محور و في مقابل (1-الدقة) لجميع نقاط القطع على محور ، و بالتالي يشير منحنى خاصية تشغيل المستقبل و الذي يعرف باختصار منحنى (ROC) ، حيث تعطي المساحة تحث هذا المنحنى و التي تتراوح ما بين الصفر و الواحد الصحيح مقياسا لمدى قدرة النموذج للتمييز بين الحالات التي تملك الخاصية أو الحدث موضع الفحص و الحالات التي لا تملك تلك الخاصية ، وتكون المساحة فوق قطر الصدفة تساوي 0.5 وكلما زادت القدرة التمييزية للنموذج كلما أبتعد المنحنى عن قطر الصدفة باتجاه الركن الأيسر العلوي زادت المساحة تحت منحى ROC حتى تصل إلى القيمة واحد صحيح و التي تعني التمييز التام للحالات التي نهتم بدراستها في النموذج المقدر، وفي مثل هذه الحالات يأخذ منحنى ROC شكل يشبه إلى حد معين التمثيل التالي :

شكل رقم 02 : التمثيل النموذجي لمنحنى ROC



المصدر : من إعداد الباحثين

يركز تحليل المنحنى ROC على ثلاثة وضعيات، حيث يبدأ المنحنى بالإحداثية (0،0) المقابل لنقطة القطع للعتبة المتحفظة جدا والتي تشير إلى أن كل الحالات سالبة ، أما الطرف الأخر من المنحنى فإن الإحداثية (1 ، 1) يقابل نقطة القطع للقرار بأن جميع الحالات موجبة ، أما الخط الذي يصل بين الإحداثيتين يسمى بقطر الصدفة ويأخذ القيمة 0.5 وعندها منحنى ROC لاختبار التصنيف ليس له قدرة على التمييز بين الحالات الموجبة للتصنيف أو السالبة ، ولكن عندما يكون المنحنى واقعا أعلى من قطر الصدفة فإن هذا يعني أن النموذج له قدرة تصنيفية وتمييزية للحالات بحيث كلما كان المنحنى أبعد من قطر الصدفة و باتجاه الزاوية الشمالية الغربية وبمحادث المحورين كان النموذج له قدرة تمييزية عالية ، بينما إذا ظهرت مساحة تحت منحنى ROC بمعنى أنها أقل من القيمة 0.5 فهذا يعني أن القدرة التنبؤية للنموذج أسوء من الصدفة[16] .

2- اختبار معاملات النموذج المقدر(Wald Test) : ليتم التأكد من الدلالة الإحصائية لمعاملات النموذج المقدر مما يعني أن المتغيرات المستقلة المكونة له قادرة على التنبؤ بالمتغير التابع ثنائي الاستجابة بشكل جيد ، من خلال الاعتماد على ما يعرف باختبار Waldالذي يقوم باختبار الفرضية العدمية القائلة بعدم وجود تأثير لمعامل المتغير المستقل X_j على التنبؤ بقيمة المتغير التابع y ، بينما الفرضية البديلة تقر غير ذلك وفق التعبير الآتي:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_j = 0 \\ H_1 : \beta_j \neq 0 \end{cases}$$

يعد اختبار Wald من الاختبارات المهمة التي تستخدم لاختبار معنوية تأثير المتغير المستقل على المتغير المعتمد في النماذج غير الخطية ، والذي يقابل هذا الاختبار اختبار(t) في النماذج الخطية وأن صيغة الاختبار تأخذ الصورة :

$$Wald_j = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{S.E_{\hat{\beta}_j}} \right)^2$$

حيث أن $\hat{\beta}_j$ تمثل معلمة المتغير المستقل رقم j ، أما $S.E_{\hat{\beta}_j}$ تعني قيمة الخطأ المعياري لمعلمة المتغير المستقل X_j .

ويتم مقارنة قيمة اختبار Wald مع توزيع χ^2 بدرجة حرية واحدة ، أو من خلال المقارنة بين القيمة الاحتمالية لإحصائية Wald مع مستوى المعنوية المحدد لمعرفة فيما إذا كان المتغير المعني معنوي أم لا ، إذ يتم قبول الفرضية العدمية في الحالة التي يكون فيها قيمة إحصائية W_j المحسوبة أقل من قيمة $\chi^2_\alpha(1)$ أو إذا كانت القيمة الاحتمالية لإحصائية Wald أكبر من مستوى المعنوية وبالتالي فإن المتغير المستقل ليس له تأثير على القيمة التنبؤية للمتغير التابع مما يشير إلى إمكانية حذفه نهائيا من النموذج ، و ترفض الفرضية العدمية و بالتالي قبول الفرضية البديلة في الحالة العكسية ، والتي تعني أن المتغير المستقل له تأثير على القيمة التنبؤية للمتغير التابع .

لكن قيمة اختبار W_j المحسوبة تكون مشكوك في دقتها في العينات الصغيرة لان الخطأ المعياري قد يكون كبير ، وقد أشار الباحث Menard بأنه إذا كانت القيمة معامل الانحدار كبيرة سيعظم من قيمة الخطأ المعياري والتي ينتج عنها قيمة صغيرة للإحصائية [17].

المحور الثاني: الإطار العملي للبحث

يتميز النموذج اللوجستي في كونه أكثر مرونة من نماذج الانحدار التقليدية المقصورة على النماذج التقليدية ، إذ بالإمكان افتراض علاقة تربط بين المتغير التابع و المتغيرات التفسيرية (التوضيحية) ، ومن خلاله نستطيع مباشرة تقدير احتمال حدوث حدث ما ، فضلا عن

سهولة تحويله إلى الشكل الخطي باستخدام ما يعرف بتحويل اللوجت Logit ، وعليه فإننا اقترحنا متغيرات الدراسة على النحو الذي تبينه المعادلة الآتية :-

$$L = \log\left(\frac{\hat{P}}{1-\hat{P}}\right) = \alpha_0 \pm \alpha_1 x_1 \pm \alpha_2 x_2 \pm \alpha_3 x_3 \pm \alpha_4 x_4 \pm \alpha_5 x_5 \pm \alpha_6 x_6 \pm \alpha_7 x_7 + \varepsilon_i$$

إذن المتغيرات التي تم صياغة المعادلة السابقة من خلالها تعبر عن مجموعة من المؤشرات التي نعرفها وفق المداليل التالي :-

L : تمثل اللوغاريتم الطبيعي لنسبة الأرجحية التي يعبر عنها بـ $\left(\frac{\hat{P}}{1-\hat{P}}\right)$ وهي نسبة احتمال حدوث الحدث إلى عدم حدوث ذلك الحدث ؛

Y : متغير نوعي ثنائي الاستجابة ، يأخذ قيمتين فقط (1) إذا كانت المؤسسة فاشلة أو (0) إذا كانت المؤسسة سليمة ؛

أما المتغيرات التوضيحية فتتمثل في الآتي :-

X_1 : المتغير التوضيحي الأول الذي يشير إلى الهيكلة المالية ؛

X_2 : المتغير التوضيحي الثاني الذي يعبر عن الجوانب الإدارية ؛

X_3 : المتغير التوضيحي الثالث الذي يعبر عن الجوانب الفنية ؛

X_4 : المتغير التوضيحي الرابع الذي يعبر عن الموارد البشرية ؛

X_5 : المتغير التوضيحي الخامس الذي يعبر عن السياسات التسويقية ؛

X_6 : المتغير التوضيحي السادس الذي يعبر عن المرافقة و الدعم ؛

X_7 : المتغير التوضيحي السابع الذي يعبر عن المؤثرات الخارجية ؛

ε_i : متغير عشوائي يعبر عن أثر المتغيرات الأخرى التي لم تدخل في النموذج و الأخطاء الخاصة بالقياس و كذا جمع المعلومات .

وقبل البدء بعملية تحليل وتقويم النموذج اللوجستي لظاهرة فشل المؤسسات الصغيرة والمتوسطة الجزائرية نقوم بعرض الإحصاءات الوصفية كالنسب المئوية، والمتوسطات الحسابية والإنحراف المعياري لمتغيرات الدراسة التوضيحية وكذا متغير الاستجابة ، حيث يبين الجدول الموالي المؤشرات الوصفية لمتغير الاستجابة كالآتي :-

جدول رقم 02: تكرار متغير الاستجابة للعينة

نوع الاستجابة	الترميز	عدد الحالات	النسبة
فاشلة	1	89	%41,02
السليمة	0	128	%58,98
المجموع	-	217	%100

المصدر : من إعداد الباحثين

تشير بيانات الجدول إلى أنه تعتبر المؤسسة فاشلة إذا أخذ المتغير التابع قيمة الواحد الصحيح ، بينما تعتبر سليمة إذا كانت قيمة المتغير التابع هي الصفر مع الأخذ بتأثيرات المتغيرات التوضيحية سواء الكمية منها أو الوهمية ، كما أن حجم المؤسسات الفاشلة التي تمثل عينة الدراسة بلغت 41% بينما النسبة المتبقية فتشير إلى فئة المؤسسات السليمة في عينة الدراسة المتكونة من 217 مؤسسة تباينة بين ثلاثة أصناف (مصغرة ، صغيرة ومتوسطة) .

أولا: صياغة نموذج الانحدار اللوجستي لتصنيف المؤسسات

تتطلب عملية صياغة نموذج إحصائي يمكن من التنبؤ بفشل المؤسسة المرور بمجموعة من الخطوات الإحصائية قصد الحصول على تقدير قادر على الكشف المبكر للمخاطر الكامنة في المؤسسة قبل حدوثها وذلك لاتخاذ الإجراءات الضرورية للتخفيف من حدتها في حالة ما كان تجنبها غير ممكن .

1- فحص مشكلة تعدد العلاقات بين المتغيرات التوضيحية : بالنظر إلى طبيعة الظاهرة المدروسة وكذا المتغيرات المتعامل معها، فمن الممكن أن نقع في مشكلة التعدد الخطي بين متغيرين أو أكثر من المتغيرات التوضيحية، فوجود علاقة خطية بين متغيرين أو أكثر سيؤدي إلى ظهور مشكلة تعدد العلاقات (Multicollinearity) مما يترتب عليه العديد من المشكلات عند تحليل الانحدار اللوجستي من حيث انخفاض دقة التقديرات ، لأن زيادة درجة الإرتباط الخطي بين المتغيرات التوضيحية يؤدي إلى زيادة تباين التقديرات و من ثم ارتفاع في قيمة الخطأ المعياري لهذه المعاملات مما سيؤدي إلى تخفيض معنويتها، ولتفادي ذلك فقد تم فحص تعدد العلاقات الخطية بين المتغيرات التوضيحية بالاعتماد على إحصائية معامل القدرة على الاحتمال للمتغير المستقل (Tolerance) أو من خلال إحصائية معامل تضخم التباين (VIF^{-1}) وذلك على النحو المبين في الجدول التالي :-

جدول رقم (03) : مؤشرات فحص تعدد العلاقات بين المتغيرات التوضيحية

الترميز الجبري	المتغيرات	Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF
X6	الدعم و المرافقة	.898	1.114
X3	الجوانب الفنية	.947	1.056
X7	المؤثرات الخارجية	.958	1.044
X4	الموارد البشرية	.913	1.095
X5	السياسات التسويقية	.941	1.063
X2	الجوانب الإدارية	.966	1.035
X1	الهيكلة المالية	.978	1.023

المصدر : من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج SPSS 22.0

نلاحظ من الجدول أن قيم إحصائية Tolerance[a] لجميع المتغيرات التوضيحية المعتمدة في النموذج الذي سيتم تقديره قد تجاوزت الحد الأعلى للإقرار بأن هناك ارتباط بين متغيرين ، حيث أن أقل قيمة لهذا الاختبار كانت بالنسبة لمحدد الدعم و المرافقة و البالغ 0.898 ، إلا أن الإحصائيين يتفقون على أن الحد الأعلى يتمثل في 0.2 ، و عليه فإنه لا وجود لتعدد العلاقة بين أي من المتغيرات المختبرة ، كما أن إحصائية معامل تضخم التباين (VIF) و الذي يساوي معكوس إحصائية Tolerance تؤكد النتيجة ذاتها حيث أن أعلى قيمة لهذه الإحصائية بلغت 1.114 و المتعلقة بنفس المحدد المشار إليه باختبار Tolerance ، إلى أنه أقل من القيمة المعيارية لهذا المؤشر والتي تزد عن 5 للحكم على أن المتغير المستقل يتأثر بمشكلة التعدد الخطي، وبهذا فإن متغيرات الدعم و المرافقة ، الجوانب الفنية ، المؤثرات الخارجية ، الموارد البشرية ،السياسات التسويقية ، الجوانب الإدارية ، الهيكلة المالية صالحة لأن تكون ممثلة لمحددات فشل المؤسسة إحصائيا وبالتالي يمكن اعتمادها في النموذج .

2-2. تقدير معلمات النموذج اللوجستي

للتعرف على مدى إمكانية أن تكون القيم المشاهدة لمتغير الاستجابة من أن توقعها أو التنبؤ بها يتم من خلال المتغيرات التوضيحية بشكل أكثر فعالية ، لهذا سيتم الاعتماد على دالة الإمكان الأعظم (Maximum likelihood estimation) لتقدير معلمات النموذج وذلك باستخدام الطريقة التدريجية الأمامي المشروطة باختبار والد (Forward Stepwise_Wald) للتأكد من معنوية المتغيرات التوضيحية بصفة مستقلة ، حيث تدخل المتغيرات التوضيحية في النموذج حسب قدرتها على التمييز بين قيمتي متغير الاستجابة (y=1 أو y=0) ، بمعنى التمييز بين المؤسسة الفاشلة و المؤسسة السليمة وذلك بتحديد مستوى معنوية 5% كمعيار للتحقق من الدلالة الإحصائية لكل معاملات الانحدار اللوجستي .

في البداية يتم تضمين الثابت فقط في النموذج ثم بعدها تضاف جميع المتغيرات التوضيحية للاستدلال على أثرها مجتمعة في متغير الاستجابة لتحديد كفاءة النموذج ككل ، والجدول رقم (04) يبين النتائج الخاصة بالنموذج المبدئي الذي يحتوى على الثابت فقط ؛

جدول رقم (04) : تكرارات تقدير الثابت فقط النموذج اللوجستي

Iteration History[a,b,c]

Iteration		-2 Log likelihood	Coefficients
			Constant
Step 0	1	293.779	-.359-
	2	293.778	-.363-
	3	293.778	-.363-

a. Constant is included in the model.
b. Initial -2 Log Likelihood: 293.778
c. Estimation terminated at iteration number 3 because parameter estimates changed by less than .001.

المصدر : نتائج مخرجات برنامج التحليل الإحصائي SPSS 22.0

يظهر الجدول أن عدد الدورات التكرارية لمشتقات دالة الإمكان الأعظم الحصول على أقل قيمة لسالب ضعف لوغاريتم دالة الإمكان الأعظم تتوقف عند المحاولة الثالثة ، حيث جاء تقدير إحصائية الإمكان الأعظم $-2\text{Log L} = 293.778$ ، وهي نفس القيمة للمحاولة السابقة إلا أن هذا لا يعني أنها متماثلة ، أما قيمة الثابت $\hat{\beta}_0 = -0.363$ ، وبالنسبة للتحقق من الدلالة الإحصائية للثابت تثبتها قيمة Wald و التي بلغت 6.933 بمستوى معنوية متعلقة بهذه الإحصائية $sig = 0.008$ وهي أقل من مستوى المعنوية ($\alpha = 0.05$) لذلك نرفض الفرضية الصفرية و بالتالي قبول الفرضية البديلة التي تقر بمعنوية الثابت .

بعد التحقق من معنوية الثابت من خلال النموذج المبدئي ، تأتي مرحلة إدراج المتغيرات التوضيحية الواحدة تلوى الأخرى وذلك بالاعتماد على اختبار قوة العلاقة بين المتغير التابع وكل متغير مستقل على حدة ، حيث ندخل المتغيرات قوية التأثير و تحذف المتغيرات ضعيفة التأثير ، مع الإشارة إلى أنه عندما يتم إدخال المتغير الثاني يتم حذف تأثير المتغير الذي سبق إدخاله في النموذج ، ثم بعد إدخال المتغيرات التي لها علاقة دالية بالمتغير التابع يتم إعادة فحص المتغيرات الموجودة بالنموذج و التأكد من أنها مازالت مؤثرة على المتغير التابع بصورة معنوية وإن لم يتحقق هذا الشرط يتم حذفها ، وعليه فقد جاءت النتائج كما يوضحها الجدول التالي :-

جدول رقم (05) : تكرارات تقدير معلمات النموذج اللوجستي المتضمن المتغيرات التوضيحية وفق دالة الإمكان الأعظم باستخدام الطريقة التدريجية المشروطة باختبار والد

	التكرارات		1	2	3	4	5	6	7	8
الخطوة 07	-2 Log likelihood		151.298	113.144	96.792	91.462	90.632	90.605	90.605	90.605
	الثابت		18.603	33.213	49.522	64.870	73.854	75.858	75.934	75.934
	الدعم و المرافقة		-1.056-	-1.992-	-3.080-	-4.114-	-4.722-	-4.858-	-4.863-	-4.863-
	الموارد البشرية		-1.036-	-1.986-	-3.049-	-4.015-	-4.557-	-4.674-	-4.679-	-4.679-
	الجوانب الفنية		-1.541-	-2.807-	-4.172-	-5.413-	-6.122-	-6.278-	-6.284-	-6.284-
	المؤثرات الخارجية		-1.275-	-2.187-	-3.244-	-4.268-	-4.869-	-5.002-	-5.008-	-5.008-
	السياسات التسويقية		-1.161-	-2.007-	-2.935-	-3.796-	-4.300-	-4.413-	-4.417-	-4.417-
	الجوانب الإدارية		-1.002-	-1.654-	-2.405-	-3.164-	-3.629-	-3.735-	-3.739-	-3.739-
	الهيكلة المالية		-1.032-	-1.844-	-2.689-	-3.464-	-3.931-	-4.039-	-4.043-	-4.043-
	Cox & Snell R^2		–	–	–	–	–	–	–	0.608
	Nagelkerke R^2		–	–	–	–	–	–	–	0.820
	Hosmer and Lemeshow	χ^2	–	–	–	–	–	–	–	3.061
		Sig	–	–	–	–	–	–	–	0.930

المصدر : من إعداد الباحثين بالاعتماد على الملحق رقم (02) .

تبين نتائج الجدول أعلاه عدد الدورات التكرارية لمشتقات دالة الإمكان الأعظم اللازمة للوصول إلى أقل قيمة لسالب ضعف لوغاريتم دالة الإمكان الأعظم و التي تمكن من الحصول على التقدير الأمثل لمعالم النموذج ، فبالاعتماد على طريقة التدريج الأمامي المشروطة باختبار Wald نلاحظ أن النموذج يتطلب ثمانية محاولات حتى يصل إلى أقل قيمة لسالب ضعف دالة الترجيح و المقدرة بـ $-2\text{Log L} = 90.605$ ، وهنا نشير إلى أنه على الرغم من تساوي هذه القيمة في الظاهر مع المحاولتين السابقتين (F_7 , F_6) إلا أن هناك فارق ضئيل جدا بينهما ، كما يمكن أن نستنتج من الجدول مجموعة من النقاط أهمها :-

- يتم تقويم أهمية و دلالة المتغيرات التوضيحية التي تم إدخالها في النموذج تعتمد على مدى قدرة تلك المتغيرات التوضيحية على تخفيض قيمة سالب ضعف لوغاريتم دالة الإمكان الأعظم ، حيث نلاحظ تناقص هذا المعيار من خطوة إلى أخرى ، فبعد أن كان في الخطوة الأولى $(-2\text{LL} = 256.226)$ أنخفض في الخطوة الثانية إلى 222.464 ونفس العملية فيما يتعلق بالخطوات المتبقية إلى أن نحصل على أقل قيمة له $(-2\text{LL} = 90.605)$ و التي تعني رفض النموذج لإدخال أي متغير توضيحي إضافي ؛
- تحتاج طريقة التدريج الأمامي المعتمدة على اختبار والد للوصول لأمثل تشكيلة من المتغيرات التوضيحية إلى سبعة خطوات ، حيث تم في كل خطوة إدخال أفضل متغير توضيحي بعد عدد محدد من المحاولات ، ففي الخطوة الأولى تبين أن المتغير المعبر عن مسائل الدعم و المرافقة هو الأمثل من حيث التأثير على متغير الاستجابة وتم ذلك بعد أربعة محاولات لتخفيض قيمة (-2LL) ، أما في الخطوة الثانية و الثالثة فيتم تضمين المتغيرين الموارد البشرية و الجوانب الفنية على التوالي بعد خمس و ستة محاولات لكل منها ، وفي الخطوات الثلاثة الموالية يتم إدراج متغير المؤثرات الخارجية ثم متغير السياسات التسويقية فمتغير الجوانب الإدارية ، ويتوقف النموذج في تضمين المتغيرات عند الخطوة

السابعة بضم متغير الهيكلة المالية إلى بقيمة المتغيرات التوضيحية ، وبناء عليه نجد أن جميع المتغيرات التوضيحية جاءت معنوية ، لهذا فالنموذج اللوجستي لم يستثني أي متغير من المتغيرات المقترحة ؛

- المتغير التوضيحي الذي يتم إدخاله في كل خطوة يؤدي إلى تحسين قيمة مؤشرات جودة التوفيق للنموذج، فنجد في الخطوة الأولى أن قيمة إحصاءات التوافق $(R_C^2 = 0.159)$ و $(R_N^2 = 0.214)$، أما مقدار (χ^2) لاختبار جودة المطابقة بين القيم المشاهدة و القيم المتوقعة فقد بلغت 9.391 عند مستوى دلالة يساوي $sig = 0.310$ مما يعني عدم معنوية الاختبار ، وبالتالي فإن البيانات المتوقعة بالنموذج الذي يحتوى الثابت و متغير الدعم و المرافقة تطابق البيانات المشاهدة ، بينما قيمة نفس المؤشرات تتحسن في الخطوة الموالية لذلك إلى غاية آخر خطوة ، و التي تستقر عندها النتائج فبالنسبة لإحصائيتي Cox & Snell R^2 و Nagelkerke R^2 إرتفعتا إلى 0.608 ، 0.820 على التوالي ، أما قيمة اختبار جودة المطابقة فقد بلغت $\chi^2 = 3.061$ وذلك عند مستوى دلالة تعادل $sig = 0.93$ ؛
- نلاحظ أن إشارة الثابت جاءت موجبة $(\hat{\beta}_0)$ بالنسبة لكل النماذج التي تم تقديرها عند كل خطوة ، وهذا ما يدل على أنه عندما تكون قيم المتغيرات التوضيحية مساوية للصفر ، فإن القيمة الاحتمالية لوضعية المؤسسة تكون دائما موجبة .

2-3. تقويم ملائمة النموذج اللوجستي : لتقويم مدى ملائمة نموذج الانحدار اللوجستي المقدر في الخطوة الأخيرة (النهائي) في تمثيله لعلاقة محددات فشل المؤسسات الصغيرة و المتوسطة التي تم إقتراحها لتحديد وضعية المؤسسة فيما لو كانت المؤسسة فاشلة أو سليمة ، حيث خلصنا إلى أن نموذج الانحدار اللوجستي الأمثل و الذي يعبر عن هذه الظاهرة يتضمن سبعة متغيرات توضيحية تتمثل في متغير الدعم و المرافقة ، الجوانب الفنية ، المؤثرات الخارجية ، الموارد البشرية ، السياسات التسويقية ، الجوانب الإدارية ، الهيكلة المالية ، و لتأكيد على أحقية هذه المتغيرات في تمثيل الظاهرة .

2-3-1. اختبارات الدلالة الإحصائية للنموذج النهائي

للتحقق من مدى ملائمة النموذج بشكل كلي من خلال اختبار الدلالة الإحصائية للنموذج النهائي الذي تم تقديره في الخطوة التي استقرت عندها النتائج ، ولتبسيط التحقق من مدى ملائمة النموذج المحصل عليه نقوم باختبار الفرضية العدمية التي تنص على أنه لا توجد فروق جوهرية بين النموذج الانحدار اللوجستي المتضمن الثابت فقط و بين احتوائه المتغيرات التوضيحية المقترحة ، و لإثبات صحة هذه الفرضية من عدمها عند مستوى معنوية α=0,05 ، يتم إجراء اختبار كاي مربع (χ^2) على بيانات عينة الدراسة ، فكانت نتائج هذا الاختبار كما يوضحها الجدول الآتي : -

جدول رقم (06) : اختبار الدلالة الإحصائية للنموذج اللوجستي

		Chi-square	df	Sig.
Step 7	Model	203.174	7	.000

المصدر : مخرجات برنامج التحليل الإحصائي SPSS 22.0

تظهر النتائج المبينة في الجدول رقم (06) بأن قيمة إحصائية χ^2 قد بلغت 203.174 ، وهي أعلى من القيمة الجدولية عند درجة حرية ($df = 7$) ، كما أن مستوى دلالة الاختبار الإحصائي تساوي 0.000 أقل من مستوى المعنوي المعتمد ، مما يعني رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة القائلة بأن هناك فروق جوهرية بين النموذج غير المتضمن المتغيرات التوضيحية و عندما يحتوي عليها ، وبذلك نثبت أن هناك معامل واحد على الأقل من معاملات محددات الفشل المتضمنة في النموذج غير معدومة ، وبالتالي فالنموذج الذي يتضمن

كل المتغيرات التوضيحية يفسر بشكل جيد تصنيف المؤسسات إلى فاشلة أو سليمة ، لهذا يمكن القول أن محددات الفشل المقترحة لها أهمية و تأثيرات ذات دلالة إحصائية في تصنيف المؤسسات .

كما تجدر الإشارة إلى أن اختبار الفرضية السابقة أعتمد في الحقيقة على المقارنة بين قيمتي أقل سالب لمضاعف لوغاريتم الإمكان التي تم الحصول عليها في النموذجين ، حيث كانت قيمة هذا المعيار في حالة ما أحتوى النموذج على الثابت فقط $\left(-2\text{Log}\, L(\beta_0) = 293.779\right)$ ، أما بالنسبة لقيمة المعيار في حالة تضمين النموذج لجميع المتغيرات التوضيحية فقد بلغت $\left(-2\text{Log}\, L(\beta_0, \beta_j) = 90.605\right)$ ، وبذلك نلاحظ انخفاض في قيمة سالب ضعف لوغاريتم الإمكان ، كما أن مقدار هذا الإنخفاض يمثل قيمة إحصائية $LR(k) = 203.174$ ، وهذا يشير إلى أن هذه الإحصائية تتبع توزيع $\left(\chi^2\right)$ عند درجة حرية تساوي عدد المتغيرات التوضيحية التي أدخلت في النموذج ، وهي نفس النتائج التي يتضمنها الجدول رقم (06) .

إذا كان نموذج الانحدار اللوجستي المقدر قد تم إثبات معنويته في مدى مساهمة المتغيرات التوضيحية في تفسيرها لوضعية المؤسسة و تصنيفها لمؤسسة فاشلة أم لا ، لكن لم يتم التعرف على مقدار نسبة التباين التي تفسرها هذه المتغيرات ومدى قوتها في التنبؤ بفشل المؤسسات الصغيرة و المتوسطة خارج عينة الدراسة ، و الجدول الموالي يبين قيمة إحصائيتي Cox & Snell R^2 و Nagelkerke R^2 على النحو الأتي :-

جدول رقم (07) : تفسير المتغيرات التوضيحية

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
7	90.605[e]	.608	.820

e. Estimation terminated at iteration number 8 because parameter estimates changed by less than .001.

المصدر : مخرجات برنامج التحليل الإحصائي SPSS 22.0

تظهر نتائج الجدول أن نموذج الانحدار اللوجستي المتضمن جميع المتغيرات التي تعبر عن محددات فشل المؤسسة التي تنتمي إلى قطاع المؤسسات الصغيرة و المتوسطة ، حيث بلغت قيمة إحصائية نسبة التباين المفسرة في نموذج الانحدار اللوجستي من خلال المتغيرات التوضيحية Cox & Snell $R^2 = 0.608$ ، إذ تشير إلى المشاركة القوية للمتغيرات التوضيحية في التنبؤ بالمتغير التابع الذي يمثل وضعية المؤسسة ، بينما قيمة إحصائية Nagelkerke R^2 فقد بلغت 0.82 والتي تدل على أن النموذج المقدر له قوة تنبؤية عالية ، بمعنى أن متغير الاستجابة تم تفسيره بالمتغيرات التوضيحية في النموذج الانحدار اللوجستي بـ 82 %.

2-3-2. فحص الدلالة الإحصائية لمعامل المتغير التوضيح

يتم فحص تأثير محددات الفشل بشكل منفصل بالاعتماد على اختبار Wald القائم على اختبار الفرضية العدمية لكل منها و القائلة بأن معامل الانحدار اللوجستي المرتبط بالمتغير التوضيحي معدوم ($b_i=0$) بما في ذلك ثابت النموذج ، وعليه فالجدول رقم (08) يبين أهم المؤشرات الإحصائية لفحص دلالة المتغيرات التوضيحية للنموذج الانحدار اللوجستي وفق طريقة Forward Stepwise (Wald) .

جدول رقم (08) : مؤشرات الدلالة الإحصائية لمعالم نموذج الانحدار اللوجستي

المتغيرات التوضيحية		القيم التقديرية B لـ	إحصائية (Wald)	df	Sig	فترة الثقة 95%	
						الحد الأدنى	الحد الأعلى
الخطوة 07	X1	4.043-	16.998	1	0.000	0.003	0.120
	X2	3.739-	16.882	1	0.000	0.004	0.142
	X3	6.284-	26.103	1	0.000	0.000	0.021
	X4	4.679-	23.648	1	0.000	0.001	0.061
	X5	4.417-	22.654	1	0.000	0.002	0.074
	X6	4.863-	24.825	1	0.000	0.001	0.052
	X7	5.008-	23.746	1	0.000	0.001	0.050
	Constant	75.934	34.592	1	0.000	-	-

المصدر : من إعداد الباحثين بالاعتماد على الملحق رقم (03) ؛

يبين الجدول النتائج المتعلقة باختبار الدلالة الإحصائية لكل متغير من المتغيرات التوضيحية بصفة مستقلة وذلك بالاعتماد على اختبار Wald Statistic ، حيث تظهر قيمة هذه الإحصائية ومستوى دلالتها الاختيارية بالنسبة لكل متغير بأنها ذات دلالة إحصائية بما في ذلك قيمة الثابت ، و عليه فقد جاءت النتائج على النحو الآتي:-

- بلغت قيمة اختبار والد لمتغير الهيكلة المالية عند درجة حرية واحدة (16.998) وبمستوى دلالة إحصائية تساوي (0.000) وهي أقل من مستوى المعنوية المعتمد في قبول الفرضية العدمية و بناءا عليه نرفض هذه الأخيرة ، مما يعني أن معامل الانحدار اللوجستي المتعلق بمتغير الهيكلة المالية تختلف جوهريا عن الصفر $\left(\hat{\beta}_1 \neq 0\right)$ ، كما تشير إلى نفس النتيجة قيمتا حدود الثقة عند مستوى ثقة 95% ، حيث بلغ الحد الأعلى لمعامل المتغير الأول (0.120) في حين بلغ الحد الأدنى لنفس المعامل (0.003) ، وهاتين القيمتين تدلان على وجود دلالة إحصائية لمعامل الهيكلة المالية ومنه فهو ذو قدرة تنبؤية عالية لتصنيف المؤسسات الفاشلة ؛
- بتقدير قيمة معامل المتغير الثاني $\left(\hat{\beta}_2 = -3.739\right)$ ، كانت قيمة إحصائية والد المقابلة لها عند درجة حرية واحد (16.882) و بمستوى دلالة إحصائية تساوي (0.000) وهي أقل من مستوى المعنوية المعتمدة $\alpha = 0.05$ ، وهذا يعني رفض الفرضية العدمية القائلة بأن معامل الانحدار اللوجستي لمتغير الجوانب الإدارية لا تختلف عن الصفر ، حيث ظهر من التحليل وجود فرق ذو دلالة إحصائية لمعامل متغير الجوانب الإدارية عن الصفر ، كما أن النتيجة ذاتها عند الإستدلال بقيمتي حدود الثقة 95% ، حيث بلغ الحد الأعلى لهذا المعامل (0.142) في حين بلغ الحد الأدنى لنفس المعامل (0.004) ، وعليه فإن قيمتي الحدين الأعلى و الأدنى لفترة الثقة عند مستوى 95% تشير إلى وجود دلالة إحصائية لمعامل الجوانب الإدارية كونها لم تتضمن في مجالها الواحد ؛
- إن قيمة إحصائية والد لمتغير الجوانب الفنية عند درجة حرية واحد قدرت بـ (26.103) و بمستوى دلالة إحصائية تعادل (0.000) وهي أقل من مستوى المعنوية المختبر ، وبالتالي فإنه يتم إقرار الفرضية البديلة القائلة بأن معامل الانحدار اللوجستي المتعلق بمتغير الجوانب الفنية تختلف جوهريا عن الصفر $\left(\hat{\beta}_3 \neq 0\right)$ ، كما أن النتيجة ذاتها عند قراءة قيمتي حدود الثقة للاختبار عند مستوى ثقة 95% ، حيث بلغ الحد الأعلى لمعامل المتغير الثالث (0.021) في حين بلغ الحد الأدنى لنفس

المعامل (0.000) ، مما يؤكد على وجود دلالة إحصائية لمعامل الجوانب الفنية وبالتالي فهو ذو قدرة تنبؤية عالية في تصنيف المؤسسات الفاشلة ؛

- إذا كانت قيمة معامل المتغير الرابع $\left(\hat{\beta}_4 = -4.679\right)$، فإن قيمة اختبار والد لمتغير الموارد البشرية عند درجة حرية واحد (23.648) وبمستوى دلالة إحصائية تساوي (0.000) و التي جاءت أقل من مستوى المعنوية المعتمد ، إلى جانب دلالات مجال الثقة عند المستوى 95% حيث تراوح بين القيمتين (0.061) و (0.001) و الذي لم يتضمن قيمة الواحد الصحيح ، وبناء على هذين المؤشرين فإنه يتم رفض الفرضية العديمة ، وقبول الفرضية البديلة التي تؤكد على وجود دلالة إحصائية لمعامل الموارد البشرية $\left(\hat{\beta}_4 \neq 0\right)$، مما يعني أن المتغير له قدرة تنبؤية عالية في تصنيف المؤسسات الفاشلة ؛
- بالنسبة لمتغير السياسات التسويقية فقد بلغت قيمته الإحصائية لاختبار والد عند درجة حرية واحد (22.654) وبمستوى دلالة إحصائية تساوي (0.000) وهي أقل من مستوى المعنوية المعتمد ، مما يعني أن معامل الانحدار اللوجستي لمتغير السياسات التسويقية تختلف عن الصفر ، حيث ظهر من التحليل وجود فرق ذو دلالة إحصائية لمعامل متغير السياسات التسويقية عن الصفر $\left(\hat{\beta}_5 \neq 0\right)$، كما أن النتيجة ذاتها عند الاستدلال بقيمتي فترة الثقة 95% ، حيث بلغ الحد الأعلى لهذا لمعامل المتغير(0.074) في حين بلغ الحد الأدنى لنفس المعامل (0.002) ، وبالتالي فإن قيمتي الحدين الأعلى و الأدنى لفترة الثقة عند مستوى 95% تشير إلى وجود دلالة إحصائية لمعامل السياسات التسويقية لأنها لم تتضمن بين قيمتيها الواحد ، أي أن المتغير له قدرة تنبؤية عالية في تصنيف المؤسسات الفاشلة ؛
- أما اختبار الدلالة الإحصائية لمتغير المرافقة و الدعم ، فقد بلغت إحصائية والد لهذا المتغير عند درجة حرية واحد (24.825) و بمستوى دلالة إحصائية تساوي (0.000) أقل من مستوى المعنوية المعتمد وعليه فإنه يتم إقرار الفرضية البديلة القائلة بأن معامل الانحدار اللوجستي المتعلق بمتغير المرافقة و الدعم تختلف جوهريا عن الصفر $\left(\hat{\beta}_6 \neq 0\right)$ ، كما تشير إلى نفس النتيجة قيمتا حدود الثقة عند مستوى ثقة 95% ، حيث بلغ الحد الأعلى لمعامل المتغير الأول (0.052) في حين بلغ الحد الأدنى لنفس المعامل (0.001) ، وهاتين القيمتين تدلان على وجود دلالة إحصائية لمعامل المرافقة و الدعم ، ومنه فالمتغير ذو قدرة تنبؤية عالية لتصنيف المؤسسات الفاشلة ؛
- جاءت إحصائية والد لمتغير المؤثرات الخارجية عند درجة حرية واحد (23.746) و بمستوى دلالة إحصائية تساوي (0.000) أقل من مستوى المعنوية مما يعني رفض فرضية العدم ، كما أن دلالات فترة الثقة عند المستوى 95% ، حيث تراوحت بين القيمتين (0.050) و (0.001) و بما أنه لم يتضمن الصفر في حدود الثقة ، فإن ذلك يشير إلى أن معامل الانحدار اللوجستي المتعلق بمتغير المؤثرات الخارجية تختلف جوهريا عن الصفر $\left(\hat{\beta}_7 \neq 0\right)$ ، وبناء عليه فإن متغير المؤثرات الخارجية له تأثير قوي و ذو قدرة تنبؤية عالية لتصنيف المؤسسات الفاشلة ،

بناءا على التحليل السابق ، فإن ذلك يعنى القدرة التنبؤية لكل محدد من محددات الفشل (الهيكلة المالية ، الجوانب الإدارية ، الجوانب الفنية ، الموارد البشرية ، السياسات التسويقية ، الدعم و المرافقة، المؤثرات الخارجية) في التمييز بين المؤسسات الفاشلة والمؤسسات السليمة .

2-3-3. اختبار جودة المطابقة بين القيم المشاهدة و المتنبأ بها

بعد الاستدلال على أن المحددات الرئيسة للفشل تساهم بقوة في تحديد وضعية المؤسسة إلى جانب أنها تفسر ذلك بنسبة عالية ، فهذا يعني أن نموذج الانحدار اللوجستي المقدر ملائم ، لكن يبقى أمر أخر يتطلب التحقق و الذي يتمثل في عدم وجود اختلافات ذات دلالة إحصائية بين القيم المشاهدة و القيم المحصل عليها من خلال النموذج اللوجستي الذي تم تقديره ، و للتأكد من جودة المطابقة بين القيم المشاهدة و المتوقعة يتم القيام باختبار Hosmer and Lemeshow ، حيث يبين نتيجة هذا الاختبار الجدول الموالي كالآتي :-

جدول رقم (09) : اختبار H&L لجودة المطابقة

Step	Chi-square	df	Sig.
7	3.061	8	.930

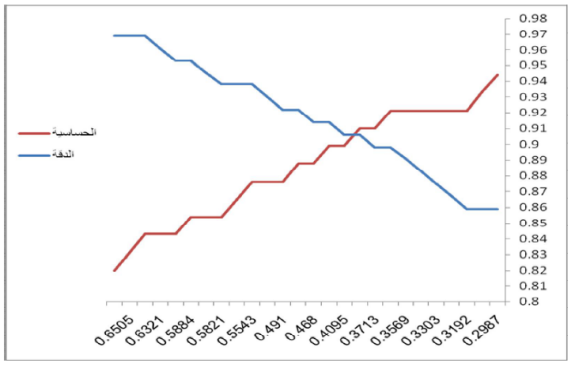
المصدر : مخرجات برنامج التحليل الإحصائي SPSS 22.0

بتقسيم مفردات عينة الدراسة إلى عشيرات وفق الاحتمالات المتوقعة ، و من ثم تقدير قيمة إحصائية كاي مربع لـ Hosmer and Lemeshow بين التكرارات المشاهدة و المتنبأ بها ، حيث بلغت $\chi^2 = 3.061$ عند درجة حرية 8 ، وبمستوى دلالة الاختبار الإحصائي Sig.=0.930 وهي أكبر من مستوى المعنوية المعتمد (α=0.05)، مما يعني إقرار الفرضية العدمية التي تشير إلى تساوي الحالات المشاهدة مع الحالات المتنبأ بها، وبالتالي النموذج الذي تم تقديره يمثل البيانات بشكل جيد وهذا ما يؤكد جودة التوفيق للنموذج بالكامل .

3-4- اختبار قوة التصنيف للنموذج اللوجستي

لفحص مقدرة النموذج على تصنيف حالة المؤسسة بشكل جيد إلى فاشلة أو سليمة، فقد تم إجراء اختبار كفاءة تصنيف النموذج باستخدام مصفوفة الخلط التي تعتمد على إنشاء جدول يوضح عدد المؤسسات الفاشلة وعدد المؤسسات السليمة والتي تم تصنيفها بطريقة صحيحة أو بطريقة خاطئة، وبما أن جودة التصنيف تعتمد تحديد نقطة قطع (C) ليتم مقارنة الاحتمالات المتوقعة على أساسها، فإن الشكل الموالي يظهر جزء من النتائج المتعلقة بتحديد نقطة القطع وذلك كالآتي :-

شكل رقم (03) : تمثيل العلاقة بين الحساسية والدقة حسب نقاط القطع المختلفة



المصدر : من إعداد الباحثين.

يظهر الشكل أعلاه، أن العلاقة بين حساسية النموذج ودقته على أنها علاقة عكسية، وعلى هذا الأساس لم يتم عرض كل النتائج المتعلقة بتحديد نقطة القطع وإنما الإكتفاء بالجزء الذي تنعكس عنده هيمنة بيانات الخاصيتين، لذلك تم عرض البيانات المتعلقة بالمدى [0.650 0.298]، ولتحديد أفضل درجة قطع يمكن استخدامها لأغراض التصنيف تقع ضمن هذا المجال، فقد تم إبراز العلاقة أن نقطة

القطع التي يتقاطع عندها منحنى الحساسية مع منحنى الدقة تقع في المدى [0.371 0.409] ،وعليه فيمكن القول أن نقطة القطع الأكثر ملائمة تتمثل في C=0.4 ، وبذلك فهي الأنسب لإعطاء أفضل قيم توفيقية لحساسية و دقة جدول التصنيف .

و بالاعتماد على نقطة القطع التي تم تحديدها ، فقد تم تحليل جدول التصنيف على أساسها فكانت النتائج كما يظهرها الجدول التالي:-

جدول رقم (10) : كفاءة التصنيف لنموذج الانحدار اللوجستي عند نقطة القطع (0.4)

Classification Table[a]

Observed			Predicted		
			وضعية المؤسسة		Percentage Correct
			سليمة	فاشلة	
Step 7	وضعية المؤسسة	سليمة	116	12	90.6
		فاشلة	8	81	91.0
	Overall Percentage				90.8

a. The cut value is .400

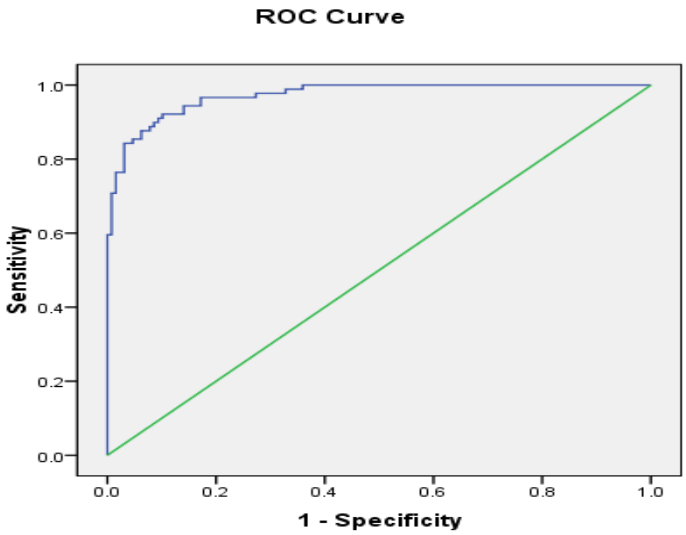
المصدر : مخرجات برنامج التحليل الإحصائي SPSS 22.0

يبين جدول التصنيف لنموذج الانحدار اللوجستي المقدر عند نقطة القطع (0.4) النسب المئوية للتصنيف الصحيح بالنسبة لثلاثة مؤشرات تتمثل الأولى في حساسية النموذج و التي تعبر عن نسبة التنبؤ الصحيحة لوضعية المؤسسات الصغيرة و المتوسطة على أنها مؤسسة فاشلة المقدرة بنسبة 91.0% ، بينما المؤشر الثاني يمثل دقة النموذج في التنبؤ بوضعية المؤسسة السليمة تعادل 90.6%، أما المؤشر الثالث فهو الشكل العام و الذي يشير إلى نسبة التصنيف الكلية للنموذج في التمييز بين وضعية المؤسسة الفاشلة والمؤسسة السليمة بالنسبة لعينة الدراسة حيث وصلت إلى 90.8% ، و هي تشير إلى قوة عالية لنموذج الانحدار اللوجستي المقدر في التنبؤ بوضعية المؤسسة لحالات أخرى جديدة خارج عينة الدراسة .

كما تظهر بيانات الجدول من أن نتائج المؤشرات السابقة تتضاءل كلما تم حذف تأثير محدد من محددات الفشل، فعند إلغاء تأثير متغير الهيكلة المالية تنخفض نسبة التصنيف الكلية للنموذج إلى 88.0% ، و بإضافة حذف تأثير متغير الجوانب الإدارية تنخفض نسبة التصنيف الكلي للنموذج لتصبح 86.2% ، وإذا تم الاعتماد على متغير الدعم و المرافقة فإن نسبة التصنيف الكلية للنموذج تقدر بـ 66.4% وتتحسن هذه النسبة بإضافة تأثير متغيرات الموارد البشرية ، الجوانب الفنية ، المؤثرات الخارجية ، السياسات التسويقية ، الجوانب الإدارية و الهيكلة المالية على التوالي .

كتأكيد لاختبار تصنيف النموذج اللوجستي لوضعية المؤسسة ، ومن أن النتائج التي سيتم الحصول عليها من خلال تقدير محددات الفشل ومدى تصنيفها للمؤسسات بالنموذج لا تعود إلى الصدفة بـ50% ، لهذا تم تمثيل العلاقة بين الحساسية و الصدفة وفق الشكل الأتي :-

شكل رقم (04) : منحنى ROC المقدر لمحددات الفشل المصنفة للمؤسسات



المصدر : مخرجات برنامج التحليل الإحصائي SPSS 22.0

نلاحظ من خلال الشكل الذي يوضح منحنى ROC ، أن النموذج يعمل على تصنيف حالات البيانات المشاهدة أفضل مما يعمل عامل الصدفة ، حيث نلاحظ أن المنحنى ينجذب نحو الزاوية العلوية مما يشير إلى وقوعه أعلى من قطر الصدفة (Chance Diagonal) ، وبالتالي فالنموذج له قدرة تصنيفية و تمييزية لوضعية المؤسسة عالية ، كما تعطى المساحة تحت منحنى ROC كمؤشرا لمدى قدرة النموذج للتمييز بين حالات الفشل ، وبناءا عليه فالجدول الموالي يوضح قيمة المساحة تحث منحنى ROC للنموذج الذي تم تقديره كمايلي:-

جدول رقم (11) : المساحة تحت منحنى ROC للنموذج اللوجستي

المساحة	الخطأ المعياري	مستوى الدلالة	فترة الثقة 95%	
			الحد الأدنى	الحد الأعلى
0.972	0.009	0.000	0.954	0.990

المصدر : من إعداد الباحثين بالاعتماد مخرجات برنامج التحليل الإحصائي SPSS 22.0.

يبين الجدول أعلاه ، أن قيمة المساحة تحت المنحنى تساوي 0.972 عند مستوى دلالة أقل من 1% ، كما أن فترة ثقة الاختبار تتراوح ما بين (0.954) و (0.990) و التي لا تحتوي على الصفر عند درجة الثقة 95% ، وهذا ما يعني أن المساحة تحث منحنى ROC الناتجة من تقدير البيانات وفق نموذج الانحدار اللوجستي موضع التحليل تختلف بشكل ذو دلالة إحصائية عن الصدفة ، أي أن نسبة الحالات التي تكون فيها الاحتمالات المتوقعة تكون Y=1 أعلى من الاحتمالات المتوقعة عندما تكون Y=0 ، وبذلك فإن النموذج يساعد على التنبؤ بتصنيف حالتي المتغير التابع أكثر مما تفعله الصدفة .

وبالاعتماد على التعبير الرياضي في تلخيص البيانات التي يتضمنها الجدول رقم (08)، فإنه يتم صياغة نموذج الانحدار اللوجستي المرفق بوحدات نسبة الأرجحية (Log Odds) ، والتي تأخذ الصورة الآتية :-

$$\log\left(\frac{\hat{P}}{1-\hat{P}}\right) = 75.934 - 4.043x_1 - 3.739x_2 - 6.284x_3 - 4.679x_4 - 4.417x_5 - 4.863x_6 - 5.008x_7$$

$$Wald \quad (34.59) \quad (17.00) \quad (16.88) \quad (26.10) \quad (23.65) \quad (22.65) \quad (24.83) \quad (23.75)$$

$$Cox \,\&\, Snell\ R^2 \quad = 0.608$$

$$\text{Nagelkerke}\ R^2 \quad = 0.820$$

إن تفسير معاملات الانحدار اللوجستي بدلالة التغير في اللوجيت (لوغاريتم معامل الترجيح) يتم من خلال توضيح مقدار التغير في نسبة الأرجحية عندما يتغير المتغير التوضيحي ذي العلاقة بمقدار درجة واحدة زيادة أو نقصان مع افتراض ثبات تأثير المتغيرات التوضيحية الأخرى ، هذا و يمكن الاعتماد على معامل الترجيح في تفسير معاملات نموذج الانحدار اللوجستي ، فإذا كان معامل اللوجيت لمتغير الهيكلة المالية قد بلغ (-4.043) فإن معامل معامل الترجيح يقدر بـ (0.018) كما يبين ذلك الجدول رقم (08) ، وبالتالي لتحويل معامل اللوجيت إلى معامل معامل الترجيح فإنه يتم بأخذ معكوس اللوغاريتم (الدالة الآسية) لمعامل اللوجيت ، و عليه فإن معامل معامل الترجيح يقدر بـ ($e^{\hat{\beta}_i}$) ، وبالأخذ بفكرة التحويل فإنه يتم الحصول على نموذج الانحدار اللوجستي مكتوب بدلالة معامل الترجيح لتصنيف المؤسسة على الصورة الآتية:-

$$\Omega = \frac{\hat{P}}{1-\hat{P}} = e^{75.934-4.043x_1-3.739x_2-6.284x_3-4.679x_4-4.417x_5-4.863x_6-5.008x_7}$$

لتفسير دلالة المعادلة أعلاه® $(\log\Omega)$ ، ننوه إلى أن قيمة المعاملات لا تفسر على أنها مقدار التغير في قيمة متغير الاستجابة الذي يتمثل في معامل الترجيح لكل وحدة تغير في المتغير التوضيحي ، وإنما تفسر على أنها قيمة معامل الضرب الذي سيؤدي إلى التغير في قيمة متغير الاستجابة لكل وحدة تغير في المتغير التوضيحي ، وبناء عليه فإن معامل معامل الترجيح ($e^{\hat{\beta}_i}$) لمتغير الهيكلة المالية قد قدر بـ (0.018) ، وهذا يعني أن التغير بوحدة واحدة في متغير الهيكلة المالية سيؤدي إلى التغير في معامل الترجيح لتصنيف المؤسسة الفاشلة بمقدار حاصل ضرب معامل الترجيح قبل التغير الحاصل ، فمتغير الهيكلة المالية في القيمة (0.018) ، أي أن مقدار التغير في معامل الترجيح يقدر بـ (-98.2%) من معامل ترجيح تصنيف المؤسسة لكل وحدة من وحدات محدد الهيكلة المالية ، أما بالنسبة لتفسير دلالة متغير الجوانب الإدارية فإن معامل معامل الترجيح و الذي بلغ (0.024) ، مما يعني أن التغير في محدد الجوانب الإدارية بوحدة واحدة سيؤدي إلى التغير في معامل الترجيح لتصنيف المؤسسة بمقدار (-97.6%) ، وبنفس العملية عند تفسير معاملات محددات الفشل ، حيث أن التغير في معامل معامل الترجيح لكل منها و التي قدرت بـ $e^{\hat{\beta}_3} = 0.002$ ، $e^{\hat{\beta}_4} = 0.009$ ، $e^{\hat{\beta}_5} = 0.012$ ، $e^{\hat{\beta}_6} = 0.008$ و $e^{\hat{\beta}_7} = 0.007$ على التوالي بالنسبة لكل محدد من محددات الفشل الباقية ، وبالتالي عندما تتغير إحدى هذه المحددات بدرجة واحدة فإن ذلك سيؤدي إلى التغير في معامل الترجيح لتصنيف المؤسسة بمقدار (-99.8%) إذا كان التغير ناتج عن متغير الجوانب الفنية ، وبمقدار (-99.1%) إذا كان التغير بفعل متغير الموارد البشرية ، وبمقدار (-98.8%) إذا كان التغير ناجم على التغير في متغير السياسات التسويقية ، و بنسبة مئوية قدرها (-99.2%) إذا كان التغير ناتج عن تأثير متغير المرافقة و الدعم ، و بنسبة مئوية قدرها (-99.3%) عندما يتغير متغير المؤثرات الخارجية بدرجة واحدة ، وهذا بافتراض ثبات تأثير باقي المتغيرات التوضيحية عند تغير المتغير المعني بالتفسير .

خاتمة:

كان الهدف من هذا البحث التحقق من إمكانية تقدير نماذج للتنبؤ بفشل المؤسسات الصغيرة و المتوسطة الجزائرية باستخدام تحليل الانحدار اللوجستي ، ليس من خلال البيانات التي تتضمنها السجلات والوثائق المحاسبية و إنما بواسطة البيانات المقطعية الأحادية من

خلال الاستعانة بأحد أدوات جمع البيانات من مصادرها الأولية ، حيث تم الاعتماد على أداة الإستبانة كونها أكثر موائمة للحصول على البيانات المطلوبة من عينة شملت 217 مؤسسة مصغرة ، صغيرة ومتوسطة، فبعد القيام بعملية المعالجة والتحليل تم تسجيل النتائج التالية :

- تم الكشف عن وجود تأثيرات ذات أهمية نسبية عالية لعوامل الفشل (الهيكلة المالية ،الجوانب الإدارية ، الجوانب الفنية ، الموارد البشرية ، السياسات التسويقية ، الدعم و المرافقة ، المؤثرات الخارجية) بصفة مستقلة وكلا على حدا ، وبالتالي تم اعتبارها كمؤشرات تساعد على التنبؤ بفشل المؤسسة ذات الظروف المماثلة للعينة المختبرة ؛
- فيما يخص التأثيرات المتفاعلة لعوامل الفشل فقد بينت النتائج إلى أن هناك دلالة إحصائية للمحددات مجتمعة ، ولا يمكن الإستغناء عن أي منها ، وفي ذات السياق لاحظنا تباين في درجة أهمية هذه المحددات، وذلك بالاعتماد على معيار المتوسط الحسابي لكل منها ، حيث أن المحدد الأكثر أهمية كان فيما يتعلق بالجوانب الإدارية ثم تلا ذلك محدد الموارد البشرية وذلك بقيمة المتوسط لكل منهما على التوالي (2,52) و (2,48) ، بينما المراتب الثلاثة الموالية فقد كانت من نصيب المؤثرات الخارجية بمتوسط حسابي (2,36) ، محدد السياسات التسويقية بـ (2,35) ثم محدد المرافقة و الدعم بـ (2,33) ، أما بالنسبة للمحددين اللذين جاءا في أخر إهتمام أفراد العينة من حيث التأثير على فشل المؤسسات كانت للهيكلة المالية ثم يليه المسائل المتعلقة بالجوانب الفنية ؛
- تم التوصل من تحليل البيانات إلى صياغة نموذج يمكن من التنبؤ بفشل المؤسسة الإقتصادية التي لها ذات الخصوصية التي تتميز بها المؤسسات الصغيرة و المتوسطة ، وذلك وفق الصيغة التالية :-

$$\log\left(\frac{\hat{P}}{1-\hat{P}}\right) = 75.93 - 4.04x_1 - 3.74x_2 - 6.28x_3 - 4.68x_4 - 4.42x_5 - 4.86x_6 - 5.01x_7$$

حيث أن نسبة التنبؤ الصحيحة لوضعية المؤسسة على أنها فاشلة بلغت 91.0% ، بينما نسبة التنبؤ بوضعية المؤسسة السليمة تعادل 90.6%، أما نسبة التصنيف الكلية للنموذج في التمييز بين وضعية المؤسسة الفاشلة و المؤسسة السليمة بالنسبة لعينة الدراسة فقد بلغت 90.8% ، و هي تشير إلى قوة عالية لنموذج الانحدار اللوجستي المقدر في التنبؤ بوضعية المؤسسة لحالات أخرى جديدة خارج عينة الدراسة ؛

- تؤكد النتائج المتوصل إليها ما أدلى به Poston بأنه لا يمكن للباحث أن يقرر مقدار الخطأ المقبول ومقدار الخطأ غير المقبول خاصة في حالة الأحداث النادرة ، وعليه فإنه يري أن الباحثين المهتمين باختبار النظريات عليهم الاعتماد أكثر على إحصاءات جودة المطابقة و التي سبق عرضها ، أما الباحثون المهتمون بمدى دقة النموذج الإحصائي وقدرته على التنبؤ بالمتغير التابع ، فإن جداول التصنيف تقدم لهم فحوصات جيدة يمكن الاعتماد عليها.

الهوامش والإحالات المرجعية:

[1] R. Pearl , L. J. Reed "On The rate of Growth of the population of the United states since 1790 and Mathematical Representation " National Academy of Sciences,NO 6, P 275.

[2] A.Agresti " An Introduction to Categorical Data Analysis" wiley series in probability and ststistics ,2nd édition john wiley sons, INC publication ,1996 ,P 70 .

[3] A.A.Rodriguez "Logistic regression and world income distribution" IAER ,MAY 2001,VOL 7 , NO 2,P236

[4] Ibidem .

[5] مصطفى الخواجة "*مقدر Stien اللوجستي (دراسة محاكاة)*" مجلة كلية التجارة للبحوث العلمية ، جامعة الإسكندرية – مصر ، المجلد 47 العدد رقم 01 ، يناير 2010 .

[6] نفس المرجع .

[7] مصطفى الخواجة ، *مرجع سابق* .

[8] بهاء عبد الرزاق قاسم "*تحليل أثر بعض المتغيرات في الإصابة بمرض اللثة باستخدام نموذج الانحدار اللوجستي*" مجلة العلوم الإقتصادية، جامعة البصرة ، العراق ، المجلد 07 العدد 27 ، 2011 ، ص 144 .

[9] عدنان غانم ، فريد خليل الجاعوني " *استخدام تقنية الانحدار اللوجستي ثنائي الاستجابة في دراسة أهم المحددات الإقتصادية والإجتماعية لكفاية دخل الأسرة* " مجلة جامعة دمشق للعلوم الإقتصادية و القانونية ، الأردن ، المجلد 27 العدد الأول ، 2011 ، ص 124 .

[10] عدنان غانم ، فريد خليل الجاعوني "*مرجع سابق* " ص 125 .

[11] عادل بن أحمد بن حسن بابطين "الانحدار اللوجستي و كيفية استخدامه في بناء نموذج التنبؤ للبيانات ذات المتغيرات التابعة ثنائية القيمة" ، رسالة مقدمة لنيل شهادة الدكتوراه في الإحصاء و البحوث ، جامعة أم القرى – المملكة العربية السعودية،1430/1429هـ ، عمل غير منشور ، ص 106.

[12] M.Blum " Failing Company Discriminate Analysis" Journal of Accounting Research , 1974 , P22.

[13] عادل بن أحمد بن حسن بابطين ، مرجع سبق ذكره ، ص 108 .

* الكفاءة Efficincy : مجموع الحالات التي صنفت بشكل صحيح حسب كل مجموعة ، أي أنه يعادل $E= n_{1P} + n_{2P}$

* Accuracy Probability Ratio

[14] M.Blum , OP-cit , p23 .

[15] M.Blum , OP-cit , p23 .

® Receiver Operation Characteristic

[16] T.Fawcett "An introduction to ROC Analysis" Pattern Recognition , Letters 27 ,USA , 2006 , P862.

[17] بهاء عبد الرزاق قاسم "*مرجع سبق ذكره* " ص 145 .

* Variance Inflation Factor

* $T=1-R^2_i$ ، حيث أن R^2_i يمثل مربع معامل الإرتباط المتعدد بين المتغير المستقل i و بقية المتغيرات المستقلة الأخرى .

® $(\log \Omega)$: يمثل لوغاريتم معامل الترجيح (Ω) ، كما يمكن التعبير عنها بـ Odds ، ونذكر أيضا من أن قيمة معامل الترجيح يمكن أن يأخذ أي القيم من سالب ما لانهاية إلى موجب ما لا نهاية.