استخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين ونموذج بييز التجريبي فى التنبؤ بهامش الملاءة المالية لشركات تأمينات الممتلكات

د / حامد عبد القوي محمد الخواجة
أستاذ مساعد
قسم الاحصاء والرياضة والتأمين
كلية التجارة – جامعة طنطا

د/ أشرف سيد عبد الظاهر سيد
أستاذ مساعد
قسم الرياضة والتأمين
كلية التجارة – جامعة بني سويف

2019

استخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين ونموذج بييز التجريبي

فى التنبؤ بهامش الملاءة المالية لشركات تأمينات الممتلكات

The use of the two -stage least squares method and the Bayes experimental model in predicting the solvency margin of property insurers

ملخص عربي

تتأثر الملاءة المالية لشركة التأمين بالعديد من العوامل منها درجة خطورة العمليات التي يتم الاكتتاب فيها وطرق تسعيرها وحساب الاحتياطيات ، وكذلك جهود القائمين على ادارة الانتاج ، وبصفة عامة تكون الشركة في حالة عدم اعسار اذا ما زادت الاقساط المحصلة عن ما تدفعه الشركة من مطالبات ومصروفات ، وهدفت الدراسة الى تقديم أساليب كمية للحكم على الملاءة المالية لشركات التأمين ، والتي تعتمد على طريقة المربعات الصغري ذات المرحلتين وكذلك منهج بييز التجريبي والمقارنة بينهما لمعرفة النموذج الافضل فى الحكم على الملاءة المالية لشركات التأمين العاملة في مجال تأمينات الممتلكات وتتميز هذه الأساليب بالدقة والموضوعية ، وذلك للتنبؤ بنسبة صافي الأقساط المكتتبة علي حقوق المساهمين ، وتوصلت الدراسة الي تحديد قوة ومتانة الملاءة المالية للشركات محل الدراسة من خلال قياس هامش الملاءة المالية لها ، وأن نموذج بييز التجريبي أفضل من طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين ، كما توجد طاقة استيعابية كبيرة غير مستغلة فى سوق التأمين المصري من خلال التقدير البييزي التجريبي لعام 2019 لشركات التأمين الاربع محل الدراسة.

كلمات افتتاحية: الملاءة المالية & طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين & منهج بييز التجريبي & أخطار الاكتتاب.

ملخص انجليزي

The Solvency of the insurance company is affected by many factors, including the degree of seriousness of the subscribed transactions, the methods of pricing and calculating reserves, as well as the efforts of those in charge of production management. In general, the company is not insolvent if the premiums collected exceed the claims and expenses paid by the company. The study aims to provide quantitative methods to judge the solvency of insurance companies, which rely on the method of two-stage least squares as well as the Bayes experimental approach and compare them to find the best model in judging the solvency of insurance companies operating in the field. These methods are characterized by accuracy and objectivity, in order to predict the percentage of net premiums written on shareholders' equity. The study has determined the strength and durability of the solvency of the companies under study by measuring the margin of solvency. The study also concluded that , and that the Bayes experimental model is better than the two-stage square method. It also proved that there is a large untapped capacity in the Egyptian insurance market through the 2019 Bayes pilot assessment of the four insurance companies under study.

Key words: The Solvency & the method of two-stage least squares & the Bayes experimental approach& underwriting risks.

مقدمة

يعد حماية حقوق حملة وثائق التأمين أحد الاهداف الأساسية لهيئات الرقابة المالية على التأمين وذلك لعدم قدرة حاملي وثائق التأمين على تقييم متانة المركز المالي لشركات التأمين (C.Awillans,1985) ، وبناء على ذلك تقوم هيئات الرقابة المالية على التأمين باتخاذ بعض الاجراءات التي من شأنها حماية حقوق حملة الوثائق من الأخطار التي قد تنشأ من اعسار هيئات التأمين (Henery Ellis,1990)

وبصفة عامة هناك علاقة مباشرة بين حجم الاقساط المكتتبة ومستوى الملاءة المالية لشركة التأمين حيث تعتبر نسبة صافي الاقساط المكتتبة الي الفائض من أهم النسب المستخدمة فى قياس الملاءة المالية لشركات التأمين العاملة في مجال تأمينات الممتلكات حيث أنها تعتبر مؤشرا يمكن استخدامه في الحكم على مدى كفاية الفائض (حقوق حملة الاسهم) كدرع يحمى حقوق حملة الوثائق، ويعتمد قانون الرقابة المالية في مصر بصفة اساسية على تلك النسبة للتأكد من الملاءة المالية للشركات العاملة في السوق المصري.

فضلاً عما سبق تعد نتائج الاكتتاب المواتية ضرورة لنمو وحتى بقاء شركة التأمين دون افلاس حيث تساعد عمليات الاكتتاب الجيدة شركات التأمين على البقاء في سوق التأمين ، ويجب هنا تجنب الاختيار ضد صالح الهيئة التأمينية والذى يحدث نتيجة للاكتتاب في الأخطار الرديئة ، ومن هنا فأن الاختيار الجيد للأخطار وأن كان يظهر نقص في حجم الاقساط المكتتبة لكن على الجانب الاخر فإن التساهل في قبول الأخطار غير الجيدة سوف يؤدى في النهاية الي اعسار شركة التأمين وبالتالي افلاسها ، وعلى الرغم من تغطية خسائر الاكتتاب بالأرباح من الاستثمار قد يكون مفيدا في الاجل القصير ، الا أنه لا يجب الاعتماد على ذلك لتغطية خسائر الاكتتاب أو تحقيق مستوى مقبول من الملاءة المالية ذلك لأن الجزء الاكبر من هذه الملاءة سوف يكون وهميا ، ويعد خطر الاكتتاب السبب الرئيسي للعسر المالي الذى واجهته الشركات الامريكية في العقد الماضي وقد أوضحت دراسة A.M.Best أن من أهم اسباب العسر المالي للشركات كان التوسع في الاقساط مع عدم كفاية الاحتياطيات المقابلة لها وكذلك المغالاة في تقدير الاصول وقبول أخطار مركزة وقصور سياسات معيدي التأمين ، بالإضافة الى الاحتيال على شركات التأمين ، ونخلص من ذلك الي أن نتائج الاكتتاب الجيدة ضرورة لبقاء شركات التأمين دون افلاس وأن القصور فيها يؤدى الى المشاكل المالية .

مشكلة البحث

تعد عملية الاكتتاب في الأخطار جوهر عملية التأمين كما أن الطريقة التي يتم بها الاكتتاب في الأخطار ومدي كونها أخطار جيدة ام رديئة تعتبر العنصر الرئيسي الذى يمكن أن يؤثر علي متانة المركز المالي لشركة التأمين، ومن خلال تتبع نتائج ربح الاكتتاب في شركات التأمين محل الدراسة لوحظ أن هناك تناقص لفائض الاكتتاب التأميني لهذه الشركات بل تحقق عجز اكتتاب فى معظم سنوات الدراسة ويوضح الجدول التالي فائض (عجز) الاكتتاب التأميني لإجمالي فروع تأمينات الممتلكات للشركات محل الدراسة فى الفترة من (2008 -2018).

جدول رقم (1)

ناتج الاكتتاب التأميني الفترة من (2008 -2018) لشركات التأمين (القيم بالألف جنية مصري)

البيان	مصر للتأمين	قناة السويس للتأمين	المهندس للتأمين	الدلتا للتأمين
2008	(686316)	2255	667	(24550)
2009	204814	3475	(394340)	(24478)
2010	(819697)	45465	3514	65098
2011	(611947)	(14306)	14183	(26457)
2012	(329833)	7385	(4387)	9094
2013	(514682)	(12705)	(19908)	(2617)
2014	(137224)	(3939)	1783	43545
2015	(76738)	(516617)	(17161)	4828
2016	69689	(4944)	8150	7992
2017	1229078	(9310)	9982	29037
2018	(150783)	64893	(59550)	3165

المصدر : اعداد الباحثان الكتاب الاحصائي السنوي عن نشاط سوق التأمين – الهيئة المصرية للرقابة على التأمين من (2008 -2018)

وقد اعتمد الباحثان على المعادلة الآتية فى حساب ناتج الاكتتاب التأميني (Venezian, , Fields , 1989) :

ناتج الاكتتاب التأميني= [الاقساط المكتسبة + عمولة اعادة التأمين الصادر + ايرادات اخرى مباشرة]- [التعويضات التحميلية + العمولات وتكاليف الانتاج + المصروفات العمومية والادارية + التغير فى مخصص التقلبات العكسية]

ويتضح من الجدول السابق ما يلي :

1- تحقق الشركات محل الدراسة عجزا اكتتابيا في معظم سنوات الدراسة كما أن معظم شركات تأمينات الممتلكات بالسوق المصري يعاني عجز في ناتج الاكتتاب التأميني ، ويغطي هذا العجز الأرباح الاستثمارية الناتجة عن النشاط الاستثماري ، ويرجع العجز في نتائج الاكتتاب الي خلل ما ناتج اما عن عدم سلامة اجراءات الاكتتاب وقبول الأخطار ، أو عدم سلامة سياسة التسعير أو بسبب عدم ملائمة عمليات اعادة التأمين.

2- يتضح مما تقدم أن هناك قصور فى السياسات الاكتتابية لشركات التأمين محل الدراسة ، والذى قد يؤدى الى العجز المالي ونقص الملاءة المالية ، وبصفة عامة يمكن أن نقول أن هناك علاقة مباشرة بين حجم الاقساط المكتتب فيها ومستوى الملاءة المالية لشركة التأمين وتعمل شركات التأمين على تغطية عجز الاكتتاب من خلال عائد النشاط الاستثماري كما يتضح من الجدولين التاليين.

جدول رقم (2)

فائض (عجز) الاكتتاب التأميني ودور الاستثمارات في تغطية عجز الاكتتاب وتحقيق فائض عن النشاط التأمينى للشركات محل الدراسة

البيان	مصر للتأمين			قناة السويس للتامين		
	فائض (عجز) الاكتتاب التامينى	صافى الدخل من الاستثمارات المخصصة	فائض (عجز) النشاط التامينى	فائض (عجز) الاكتتاب التامينى	صافى الدخل من الاستثمارات المخصصة	فائض (عجز) النشاط التامينى
2008	(686316)	1315209	628393	2255	12545	14800
2009	204814	624127	832941	3475	19832	23307
2010	(819697)	820790	1093	45465	27321	72786
2011	(611947)	899154	287207	(14306)	30606	16300
2012	(329833)	946579	616746	7385	35037	42422
2013	(514682)	870547	355865	(12705)	42201	29496
2014	(137224)	864037	726813	(3939)	44420	40481
2015	(76738)	885610	803489	(516617)	47726	(468891)
2016	69689	885610	955299	(4944)	45268	40324
2017	1229078	1144978	2374056	(9310)	51881	42571
2018	(150783)	1295119	1144336	64893	63366	128259

جدول رقم (3)

بيان	المهندس للتأمين			الدلتا للتامين		
	فائض (عجز) الاكتتاب التامينى	صافى الدخل من الاستثمارات المخصصة	فائض (عجز) النشاط التامينى	فائض (عجز) الاكتتاب التامينى	صافى الدخل من الاستثمارات المخصصة	فائض (عجز) النشاط التامينى
2008	667	24003	24670	(24550)	11146	(13404)
2009	(394340)	14776	(379564)	(24478)	13837	(10641)
2010	3514	4323	7837	65098	16203	81301
2011	14183	19375	33558	(26457)	17393	(9064)
2012	(4387)	24023	19636	9094	18702	27796
2013	(19908)	82949	63041	(2617)	24593	21976
2014	1783	36014	37797	43545	39942	83487
2015	(17161)	34564	17403	4828	17986	22814
2016	8150	36874	45024	7992	16616	24608
2017	9982	54247	64229	29037	38114	67151
2018	(59550)	75240	15690	3165	51956	55121

المصدر : اعداد الباحثان بالاعتماد على البيانات الواردة بالكتاب الاحصائي السنوي عن نشاط سوق التأمين المصري

ويتضح من الجدولين رقم (2)، (3) ما يلي :

1- هناك عجزا مستمرا في النشاط الاكتتابي بقطاع تأمينات الممتلكات للشركات محل الدراسة ، وبالتالي فان مساهمة النشاط الاكتتابي في فائض النشاط التأميني تكاد تكون ضئيلة .

2- هناك زيادة مستمرة في النشاط الاستثماري ، وبالتالي فان فائض النشاط التأميني الموجب هو محصلة النشاط الاستثماري المتزايد .

3- هناك خللا في السياسة الاكتتابيه للشركات محل الدراسة والذى نتج عنه العجز في ناتج الاكتتاب التأمينى في معظم سنزات الدراسة .

4- يوجد تذبذب في فائض النشاط التأميني الموجب ، ويرجع ذلك لزيادة عجز النشاط الاكتتابي رغم التزايد المستمر في فائض النشاط التأميني .

5- أن تغطية عجز الاكتتاب بعوائد الاستثمار قد يكون مفيداً في الأجل القصير ، الا أنه لا يجب الاعتماد عليه لتغطية خسائر الاكتتاب أو لتحقيق مستوى مقبول من الملاءة المالية ذلك لأن الجزء الاكبر من هذه الملاءة قد يكون وهميا .

وهكذا تتضح مشكلة البحث في أن هناك مجموعه من الأخطار يمكن أن تؤدى الى عدم قدرة شركة التأمين على الوفاء بالتزاماتها ، وتعد أخطار الاكتتاب من أهم هذه الأخطار من حيث الطريقة التي يتم بها الاكتتاب في الأخطار وكونها أخطاراً رديئة أم جيدة ، وبناءاً على ذلك فإن طريقة اختيار وتقييم الأخطار المغطاة ، وكذلك عملية تسعيرها وتحديد شروط الوثائق من الامور الهامة ، حيث أن نتائج الاكتتاب المواتية تعتبر ضرورية لنمو وبقاء شركة التأمين وقدرتها علي الوفاء بالتزاماتها.

هدف البحث :

يهدف الباحثان الى الحكم على الملاءة المالية لشركات التأمين باستخدام الأساليب الكمية والتي تعتمد على طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين وكذلك منهج بييز التجريبي والمقارنة بينهما لمعرفة النموذج الافضل في الحكم على الملاءة المالية لشركات التأمين العاملة في مجال تأمينات الممتلكات حيث تتميز هذه الأساليب بالدقة والموضوعية .

حدود البحث :

يقتصر البحث على تأمينات الممتلكات والمسئوليات فقط .

- الحدود الزمنية للبحث فى الفترة من 2004 وحتى 2018
- تشمل الدراسة قطاع أعمال عام (شركة مصر للتأمين)
- قطاع خاص (شركة قناة السويس والمهندس وكذلك الدلتا للتأمين) .

سبب اختيار الشركات محل البحث:

يرجع سبب اختيار الشركات محل البحث إلي الأسباب التالية :-

1- تعد شركة مصر للتأمين هي الشركة الوحيدة التي تمثل قطاع أعمال عام بعد الاندماج مع شركة الشرق للتأمين وشركة التأمين الأهلية.
2- تعد شركات القطاع الخاص محل الدراسة من أقدم الشركات مقارنة بالشركات الأخرى.
3- تستحوذ هذه الشركات على حصة تقدر بـ 62 % من إجمالي الأقساط في سوق تأمينات الممتلكات والمسئوليات (الكتاب الاحصائي السنوي عن نشاط التأمين لعام 2018/2017).

أسلوب البحث :

يعتمد البحث على الدراسات النظرية التي تناولت موضوع الملاءة المالية لشركات التأمين والدراسة التطبيقية من خلال وجود علاقة بين كل من :

- نسبة صافي الاقساط المكتتبة الي الفائض.
- مجموعة من المتغيرات المستقلة والتي تغطى أخطار الاكتتاب والعلاقة بينها وبين نسبة الاقساط المكتتبة الى الفائض

أهمية البحث :

تستمد أهمية البحث من خلال مساعدة جهات الهيئة العامة للرقابة المالية فى الحكم على الملاءة المالية لشركات التأمين من خلال تحديد الانحراف بين نسبة الاقساط المكتتبة الي الفائض الفعلية عن تلك المقدرة وهو أسلوب موضوعي يبتعد عن التقدير الشخصي .

فرض البحث :

لا يوجد فرق معنوي لمستوى الملاءة المالية بين شركات التأمين محل الدراسة .

خطة البحث :

تحقيقا لهدف البحث تم تقسيمة الى ثلاث مباحث كما يلي :

المبحث الأول : الاطار النظري للبحث

المبحث الثاني : النماذج الكمية المستخدمة في الدراسة التطبيقية

المبحث الثالث : الدراسة التطبيقية

المبحث الأول

الإطار النظري للبحث

مقدمة:

يقصد بالملاءة المالية لشركات التأمين قوة ومتانة مركزها المالي وقدرتها على مواجهة التزاماتها تجاه حملة الوثائق وتتأثر الملاءة المالية لشركة التأمين بالعديد من العوامل منها درجة خطورة العمليات التى يتم الاكتتاب فيها وطرق تسعيرها وحساب الاحتياطيات ، وكذلك جهود القائمين على ادارة الانتاج ، وبصفة عامة تكون الشركة فى حالة عدم اعسار اذا ما زادت الاقساط المحصلة عن ما تدفعه الشركة من مطالبات ومصروفات .

فضلا عما سبق فان استمرار شركات التأمين فى تقديم خدماتها يتوقف على قوة الاداء الفني لها وانتقاء الأخطار والاكتتاب فيها ، وقد ساعد التطور فى الأساليب الاحصائية المستخدمة فى مجال التأمين فى القدرة على الحكم على الملاءة المالية لشركات التأمين ، وكذلك قدرة هذه الأساليب علي التنبؤ لأطول فترة ممكنة وبدرجة اكير من المصداقية .

بالإضافة الي ما سبق فان تعرض شركات التأمين لخطر العسر المالي يعنى أنها لن تتمكن من تقديم الأمان الذى هو جوهر عقد التأمين وبما يؤدى الى لجوء حملة الوثائق للتصفية أو امتناعهم عن اللجوء للتأمين الذي يوفر الأمان الذى ينشدونه .

وعلى الرغم من كثرة الدراسات التى تهتم بالتنبؤ بالإفلاس فى الدراسات المحاسبية ودراسات التمويل الا أن الاهتمام كان قليلا بالتنبؤ بمستوي الملاءة المالية فى مجال التأمين ، وقد اعتمدت الدراسات المبكرة لقياس ملاءة شركات التأمين على نظام الإنذار المبكر ، والذى اعتمد على التحليل أحادي المتغيرات لمعرفة مدى فشل أو نجاح الشركة ، بينما اعتمدت الدراسات الحديثة على التحليل متعدد المتغيرات ، ولا يوجد معيار وحيد لقياس الملاءة المالية لشركة التأمين حول العالم وأن وجود الكثير من المؤشرات لقياس الملاءة المالية قد ادى الى ظهور الحاجة الى دراسة أنسب المؤشرات والأساليب للوصول الي نموذج كمي لتقدير الملاءة المالية لشركات التأمين ، ويسعى الباحثان من خلال هذا البحث الي تقدير الملاءة المالية لشركات التأمين عن طريق استخدام الأساليب الاحصائية

للوقوف علي حقيقة المركز المالي لتلك الشركات وقياس قدرتها الحقيقة على الوفاء بالتزاماتها تجاه حملة الوثائق .

وقد اعتمدت هيئة الاشراف والرقابة على التأمين لمراقبة الملاءة المالية لهيئات التأمين في العديد من الدول على مجموعة من النسب المالية المستمدة من القوائم المالية لهذه الشركات وارجعت بعض القوانين ضرورة توافر حد معين من الملاءة المالية كما هو الحال فى نظام الإنذار المبكر الذى يعتمد على مجموعه من النسب المالية المعتمدة على القوائم المالية.

الأخطار المؤثرة على الملاءة المالية لشركات التأمين :

يمكن لمجموعه كبيرة من الأخطار أن تساهم فى حدوث مشاكل مالية لشركات التأمين وتجعلها غير قادرة على الوفاء بالتزاماتها ، وتعتبر أخطار الاكتتاب من أهم هذه الأخطار حيث تعتبر العامل الأول الذي يمكن أن يؤثر على الملاءة المالية لشركات التأمين ، ويعتمد هذا البحث على قياس الملاءة المالية لشركات التأمين من خلال تحديد الانحراف بين نسبة الملاءة المالية المقدرة والنسبة الفعلية حيث يتم تحديد القيمة المقدرة بأسلوبين مختلفين يعتمد الأول منها على طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين على اعتبار أن هناك علاقة بين الملاءة المالية لشركة التأمين ومجموعة متغيرات مستقلة تقيس أخطار الاكتتاب التى تتعرض لها شركة التأمين ، اما الأسلوب الاخر يعتمد على منهج بييز التجريبي في التنبؤ بهامش الملاءة المالية لهذه الشركات ، ومما تجدر الاشارة الية أن ملكية الدولة لبعض شركات التأمين ، وكذلك اختلاف طبيعة وحجم الأخطار المغطاة ، واختلاف حجم الاقساط من شركة لأخري يجعل هناك صعوبة فى الحكم على الملاءة المالية لهذه الشركات فاذا ما عرفنا أن صناعة التأمين عالمية النطاق وموحدة الاسس الفنية فإن النسب المالية يجب أن تكون موحدة ولا تختلف في مفهومها أو تفسيرها من سوق الى أخر ، ويتطلب الامر اعداد نموذج كمي يأخذ في اعتباره كلا من النسب المالية ودلالتها من ناحية ، وظروف اسواق التأمين والمتغيرات الاقتصادية التي تؤثر عليها من ناحية اخري وما يعكسه ذلك من أثار على مكونات تلك النسب وحدودها .

وتتميز النماذج الكمية المستخدمة فى هذا البحث بما يلي :

- لا تحتاج تلك النماذج الى بيانات عن شركات افلست فعلا وبالتالي يمكن تطبيقها فى السوق المصري.

- تمكن نتائج هذه النماذج هيئات الاشراف والرقابة فى تحديد الشركات التى يمكن أن تواجه مشاكل مالية عن طريق تحديد الانحراف بين النسب الفعلية والمقدرة دون الحاجة الى تقدير تحكمي وشخصي للمدى المقبول لهذه النسبة .

الحاجة الي تطوير نظام لقياس الملاءة المالية لشركات التأمين فى ظل تغير سعر الصرف:

يعد من الأهمية بمكان تطوير نظام لقياس الملاءة المالية لشركات التأمين وتطبيقه فى السوق المصري يقوم على دراسة المتغيرات التأمينية التي تعكس السياسة الاكتتابية لشركة التأمين وتأثيرها على مستوى الملاءة المالية خاصة فى ظل تغير سعر الصرف واعادة تقييم أصول الشركات والذى ستتبعه بالضرورة زيادة حجم رؤوس اموالها ، ومن المهم أن تقوم شركات التأمين بإعادة خططها المستهدفة لتوقعاتها كنتيجة لزيادة محفظة الاقساط فى الفترة القادمة والناتج من توجه الشركات والعملاء بإعادة تقييم الاصول المؤمن عليها مما يساهم فى ارتفاع مبالغ التأمين الخاصة بتلك الاصول ، ومن المتوقع زيادة محفظة اقساط شركات التأمين بالسوق بنحو 25% عقب اعادة تقييم الاصول وهو ما يعنى التأكيد على ضرورة رفع رؤوس اموال شركات التأمين لمواجهة هذا التضخم المتوقع بمحفظة الاقساط ، وأيضاً للتوافق مع المعايير العالمية والتى تؤكد على أن تتوافق محفظة اقساط شركات التأمين مع رأسمالها واجمالي حقوق المساهمين والاحتياطيات على الا تتجاوز تلك النسب 3 :1، ويتحتم زيادة رؤوس اموال الشركات خاصة فى ظل القرارات الاقتصادية التى تم اتخاذها مؤخرا للمساعدة على الوفاء بالالتزامات تجاه حملة الوثائق وقوة ملاءة الشركة المالية وكذلك رفع الطاقة الاستيعابية ومعدلات الاحتفاظ لمواجهة تضخم الاقساط ، كما أن تحديد الحد الادنى لرأس مال شركة التأمين بحوالي 60 مليون جنية مع المتغيرات الاقتصادية التى حدثت نتيجة تحرير سعر صرف الجنية وارتفاع معدلات التضخم ، ويقترح أن تتضاعف رؤوس اموال الشركات الجديدة لتصل الى 120 مليون جنية للمساعدة على الوفاء بالالتزامات ، وبالإضافة الى ذلك فأن اعادة تقييم الاصول أصبح ضرورة حتمية لتصحيح الأوضاع والا سيتم تطبيق شرط النسبية فى حالة تحقق الخطر المؤمن ضده ، غير أنه يجب الاشارة الي عدم الاعتماد على النمو الناتج عن عملية اعادة تقييم الاصول ، بل العمل على زيادة حجم الاعمال الفعلي ووضع رؤية فنية لتجنب الاثار السلبية الناتجة عن ارتفاع التعويضات المسددة والمصاريف الادارية خاصة فى فروع السيارات التكميلي والطبي كنتيجة لارتفاع اسعار قطع الغيار المستوردة كما يجب على شركات التأمين الابتعاد عن المنافسة السعرية الضارة والالتزام

بالمنافسة الجادة على اساس الخدمة المقدمة للعميل واخيرا فأن زيادة المخصصات الفنية اصبح امرا ضروريا خلال المرحلة المقبلة حيث تمثل حائط الصد لمواجهة اى تحديات مستقبلية .

ولأغراض تقدير الملاءة المالية لشركات التأمين سوف يتم الاعتماد على مجموعة من المؤشرات الفنية التى تعكس الوضع الاكتتابى والفني لهذه الشركات

وتؤثر فى تلك الملاءة وعددها 13 مؤشر وقد تم اختيار هذه المؤشرات من بين مجموعة من المؤشرات التي يعتمد عليها نظام الإنذار المبكر فى الولايات المتحدة، وكذلك مجموعة المؤشرات التي تعتمد عليها مؤسسات عالمية مثل ستاندرد أند بورز وتمثل المؤشرات الفنية المختارة والتي يعتقد الباحثان أنها تؤثر على الملاءة المالية لشركات التأمين ومدى قدرتها على سداد التزاماتها فيما يلي :

- معدل النمو فى صافى الاقساط المكتتبة
- معدل النمو فى اجمالي الاقساط المكتتبة
- معدل الاحتفاظ
- معدل إجمالي الاقساط المكتتبة إلي حقوق المساهمين
- مدينو عمليات التأمين إلي اجمالي الاصول
- مدينو عمليات التأمين إلي حقوق المساهمين
- معدل التغير فى معدل الخسارة الفنى
- معدل العمولات وتكاليف الانتاج
- معدل المصروفات العمومية والادارية
- هامش ربح أو عجز الاكتتاب التأمينى
- المخصصات الفنية + حقوق المساهمين إلي أجمالي الاقساط المكتتبة
- حقوق المساهمين إلي إجمالي الاصول
- معدل التغير فى حقوق المساهمين

وقد تم الاعتماد على تلك المؤشرات فى الحكم على الملاءة المالية لشركات التأمين محل الدراسة حيث أن تلك المؤشرات تعكس الوضع الفني لشركة التأمين ، كما يرجع السبب فى اختيار مؤشر صافى الاقساط المكتتبة إلي حقوق المساهمين كمتغير تابع معبرا عن الملاءة المالية فى أن هذا المؤشر يعتبر أساس تنظيم مستوى الأمان للعمليات

الفنية لشركة التأمين ، وقد تم الاعتماد علية فى السوق الأمريكي للتأمين وكذلك هيئة الاشراف والرقابة على التأمين فى مصر

وقد تم حساب المتغيرات المستقلة السابق الاشارة اليها لكل شركة تامين من الشركات محل الدراسة لسلسلة زمنية من (2004-2018) ، وكذلك تم حساب المتغير التابع متمثلا فى صافى الاقساط المكتتبة إلي الفائض لكل شركة من الشركات محل الدراسة ، وسوف يتم فى المبحثين التاليين استخدام النماذج الكمية فى تقدير والتنبؤ بهامش الملاءة المالية للشركات محل الدراسة .

المبحث الثاني

النماذج الكمية المستخدمة في الدراسة التطبيقية

مقدمة:

سيتم استخدام نموذجين الأول نموذج المربعات الصغرى ذات المرحلتين ، والثاني نموذج بييز التجريبي ، وذلك لتحقيق هدف الدراسة ، بالإضافة لإجراء المقارنة بينهما لتحديد النموذج الأفضل الذي يناسب طبيعة بيانات البحث ، حيث تستخدم هذه النماذج في تقدير المتغيرات المالية التي تهم هيئات الرقابة المالية وحملة الوثائق ومحللي الأوراق المالية في تأمينات الممتلكات ، وسيتم استخدام النموذجين في تقدير هامش الملاءة المالية لشركات التأمين في سوق التأمين المصري ، كما سيتم اختبار القدرة التنبؤية للنموذجين باستخدام متوسط مربعات الأخطاء(Mean Square Error(MSE.

وعند استخدام نموذج المربعات الصغرى ذات المرحلتين فأن منظومة المعادلات الأنية* تمثل وجود العلاقات السببية فى اتجاهين من المتغير المستقل الى المتغير التابع وكذلك من المتغير التابع الى المتغير المستقل، وهذا التأثير المتبادل يجعل الفرض الذي يتعلق باستقلال المتغير العشوائي عن المتغير المستقل غير صحيح ، وبالتالي فإن مقدرات المربعات الصغرى الاعتيادية تكون متحيزة وغير متسقه ، لذلك فإن وجود تأثير ذو اتجاهين في الدالة يعني بحد ذاته ضرورة وجود معادلتين أو مجموعة من المعادلات لوصف العلاقة بين متغيرين ، فالمتغير التابع في المعادلة الأولي قد يوجد ضمن مجموعة المتغيرات المستقلة في المعادلة الثانية ، وعند ذلك يؤدي دوراً مزدوجاً حيث يتأثر بالمتغيرات المستقلة في المعادلة الأولي ، والمؤثر علي المتغير التابع الأصلي (صافي الأقساط ÷ الفائض) في المعادلة الثانية ، ومن هنا تبرز أهمية البحث في تقدير وبيان العلاقة السببية بين مجموعة المتغيرات المستقلة والمتغير التابع ، ومعرفة العلاقة بينها من خلال بناء وتقدير منظومة المعادلات الأنية ، حيث تم استخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين (Two stage least square) أو باختصار (2SLS) في التقدير ، وقد تم استخدام برنامج Eviwes9 للحصول علي النتائج (عبد اللطيف وآخرون ، 2010 ، 420) .

* يمكن تعريف منظومة المعادلات الآنية بأنها " مجموعة من المعدلات التي تمثل العلاقة بين متغيرات الاستجابة والمتغيرات التوضيحية ، بحيث أن المتغيرات تؤثر وتتأثر ببعضها البعض في آن واحد " (يحيي وعبد الله ، 2009، 327).

وعلى الجانب الاخر تم تطوير منهج بييز التجريبي باستخدام معالم متعددة تساهم في حل مشاكل التنبؤ والتقدير(Morris , 1983) ، كما يفيد نموذج بييز أيضاً في التنبؤ بالمتغيرات المالية وتقييم الأداء المالي لتأمينات الممتلكات ، حيث يتم التقدير باستخدام كل المعلومات لكل المعلمات ، وقد تم تطبيق منهج بييز التجريبي سابقاً للأغراض الاكتواريه ، فقد استخدمه فان وموريس عام 1978 لتسعير التأمين ، وكذلك في نظرية المصداقية (Neahaus , 1984).

فضلاً عما سبق فإن دقة تقدير هامش الملاءة المالية يلعب دوراً أساسياً في تحديد مدي قدرة هذه الشركات علي مقابلة التزاماتها والتي يهتم بها حملة الوثائق وهيئات الاشراف والرقابة المالية ،

هذا وقد تم تجميع البيانات من الكتاب الاحصائي السنوي عن نشاط سوق التأمين في مصر بالنسبة لكلا من صافي الأقساط المكتتبة وكذلك حقوق المساهمين ، والتي يعبر عنها بالفائض لأربع شركات تعمل في مجال تأمينات الممتلكات في الفترة من عام 2004 الي عام2018 ، بالإضافة إلي بيانات عن المتغيرات المستقلة والتي تقيس أخطار الاكتتاب التي تتعرض لها هذه الشركات.

وبالتالي يمكن تناول النماذج الكمية المستخدمة في البحث بالعرض التالي :-

أولاً : طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين (2SLS) (Two stage least square)

تعد طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين من الطرق المهمة في التقدير عند حل المعادلات الأنية (Intrilligator,1996,360) ، اذ تأخذ فى الاعتبار تأثير كل المتغيرات المستقلة المحددة مسبقاً علي المتغير التابع في المنظومة ، كما أنها تعطي تقديرات متسقة وغير متحيزة ، فضلاً عن أنها طريقة بسيطة في حساباتها مما جعلها من أكثر الطرق أهمية في التقدير والتنبؤ .(Gujarati,1988,606)

وسميت هذه الطريقة بذات مرحلتين ، وذلك لأنها تمر بمرحلتين الأولي هي تحديد المتغير الداخلي (التابع) في المعادلة المطلوب تقدير معلماتها ، ثم ايجاد الصيغة المختزلة لهذا المتغير ، ومن ثم طريقة المربعات الصغرى (OLS) لإيجاد القيم التقديرية للشكل المختزل ، أما المرحلة الثانية فهي احلال القيم التقديرية محل القيم الحقيقية للمتغيرات الداخلية (المتغيرات المستقلة) في المعادلات الهيكلية لمنظومة المعادلات الأنية .

- **تقدير المعادلات الأنية باستخدام المربعات الصغرى ذات المرحلتين**

على الرغم أن هناك العديد من طرق التقدير متوفرة لتجنب التحيز الموجود في حالة تطبيق المربعات الصغرى العادية على المعادلات الأنية إلا أن اكثر طريقة مستخدمه هي طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين ، والتى تتلافى مشاكل مقدرات المربعات الصغرى العادية مثل التحيز وعدم الاتساق ولتجنب ذلك يمكن إيجاد متغير يتميز بالتالي(عبد اللطيف ، 2010 ، 717) . أولاً : يكون مساوي في القيمة للمتغير الداخلي ، وثانياً : أن لا يكون مرتبط مع الخطأ العشوائي.

إذا وجد هذا المتغير وتم استبداله للمتغير الداخلي حيث يظهر كمتغير مفسر ويكون غير مرتبط مع الخطأ العشوائي. فإن فروض المربعات الصغرى العادية تكون موجوده ، هذا المتغير يسمى المتغير الأداة Instrumental variable (الوسيط) ليحل محل المتغير الداخلي ، حيث أنه لا يوجد سببية causality بين المتغير الأداة وأي من المتغيرات الداخلية فإن استخدام المتغير الأداة يجنب النموذج مشكلة مخالفة فروض المربعات الصغرى العادية لإيجاد ذلك المتغير نسعى لاستخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين

بفرض أن النموذج يتكون من m متغير داخلي (تابع) ، وعدد k متغير خارجي (مستقل) ، ومتغيرات الحد العشوائي موزعة توزيعاً طبيعياً وكانت المعادلات كالتالي(محمد ، 2011، ص174) :-

$$b_{11}Y_{1t} + b_{12}Y_{2t} + \ldots + b_{1m}Y_{m1} + c_{11}X_{1t} + c_{12}X_{2t} + \ldots + c_{1k}X_{kt} = \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$b_{21}Y_{1t} + b_{22}Y_{2t} + \ldots + b_{2m}Y_{m1} + c_{21}X_{1t} + c_{22}X_{2t} + \ldots + c_{2k}X_{kt} = \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

.....

$$b_{m1}Y_{1t} + b_{m2}Y_{mt} + \ldots + b_{mm}Y_{m1} + c_{m1}X_{1t} + c_{m2}X_{2t} + \ldots + c_{mk}X_{kt} = \varepsilon_{mt} \quad (3)$$

ونتخلص من مخالفة فرض المربعات الصغرى العادية هذا المتغير الجديد يسمى المتغير الأداة يحل محل المتغير الداخلي فهو متغير بديل للمتغير الداخلي ومستقل عن المتغير العشوائي ، ويتم ايجاد هذا المتغير باستخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين

وتعد طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين هي الابسط والأوسع انتشارا وتتضمن الطريقة إيجاد متغيرات أداة لتحل محل المتغيرات الداخلية في النموذج والتي تظهر كمتغيرات مفسرة في المعادلات الأنيــة عن طريق أجراء انحدار على الشكل المختزل للمتغيرات الداخلية المراد

إحلالها ثم تستخدم مقدرات المتغير التابع من انحدار الشكل المختزل حيث تكون مرحلتي التقدير كما يلي.

1- المرحلة الأولى يتم اجراء انحدار لكل متغير داخلي على مجموعه المتغيرات الخارجية الموجودة في النموذج الهيكلي. أي انحدار الصورة المختزلة والذي يقود إلى قيمه مقدرة للمتغير الداخلي.

$$Y_{1t} = \alpha_{11} X_{1t} + \alpha_{12} X_{2t} + ... + \alpha_{1k} X_{k1} + u_{1t} \qquad (4)$$

$$Y_{2t} = \alpha_{21} X_{1t} + \alpha_{22} X_{2t} + ... + \alpha_{2k} X_{k1} + u_{2t} \qquad (5)$$

.....

$$Y_{mt} = \alpha_{m1} X_{1t} + \alpha_{m2} X_{2t} + ... + \alpha_{mk} X_{k1} + u_{mt} \qquad (6)$$

ثم يتم تقدير القيم المقدرة للمتغيرات التابعة (الداخلية) $\hat{Y}_{1t}, \hat{Y}_{2t}, ..., \hat{Y}_{mt}$

2- المرحلة الثانية تتضمن استخدام القيم المقدرة للمتغيرات الداخلية الموجودة على يمين المعادلة الهيكلية وذلك عوضا عن قيمها الأصلية في انحدار عادي ثان، ويعني ذلك استخدام القيم المقدرة (وتسمى متغير آداه Instrumental variable) بدلا عن القيم الحقيقية لتلك المتغيرات عند اجراء الانحدار، حيث يتم تقدير المعادلات التالية باستخدام المربعات الصغرى العادية.

$$Y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 \hat{Y}_{2t} + \beta_2 X_t + u_t \qquad (7)$$

$$Y_{2t} = \alpha_0 + \alpha_2 \hat{Y}_{1t} + \alpha_5 Z_t + u_t \qquad (8)$$

نلاحظ أن المتغير التابع مازال هو المتغير الداخلي الأصلي لكن التغيير سيحدث في المتغيرات الداخلية الموجودة في الجانب الأيمن للمعادلة الأصلية.

- كذلك يمكن الوصول الي مقدرات طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين Two –Stage Least Squares (2SLS) باستخدام طريقة المربعات الصغرى العامة (Generalized Least Squares & GLS) ، ولتوضيح هذه الطريقة بالصيغة الرياضية ، نفرض أن لدينا N من المشاهدات ، وأن المعادلة الهيكلية (i) المراد تقدير معلماتها في منظومة المعادلات الأنية هي (يحيي وعبد الله ، 2009، ص ص329-331) :

$$y_i = Y_i \ \gamma_i + X_i \beta_i + \alpha_2 X_{1t} + \varepsilon_i \qquad (9)$$

y_i هو متجه عمودي لمشاهدات المتغير التابع والذي يمثل متغير الاستجابة في المعادلة رقم (9)

Y_i هي مصفوفة ذات رتبة (N*mi) لمتغيرات الاستجابة التوضيحية ، وهي متغيرات الاستجابة التي تظهر مع المتغيرات التوضيحية في الجهة اليمني من المعادلات.

X_i هي مصفوفة ذات رتبة (N*Li) للمتغيرات التوضيحية المحددة مسبقاً .

β_i , γ_i هما متجهأن لمعلمات المتغيرات الداخلية (التابعة) والمتغيرات المحددة مسبقاً التوضيحية علي الترتيب .

ε_i هو متجه عمودي ل (N) من الأخطاء العشوائية .

كما يمكن كتابة المعادلة السابقة رقم 9 بالصيغة التالية:-

$$y_i = Z_i \ \delta_i + \varepsilon_i \qquad (10)$$

اذا أن

$$Z_i = [Y \qquad X_i]_i \quad ; \delta = \begin{bmatrix} \gamma_i \\ \beta_i \end{bmatrix}$$

وبالضرب المسبق للمعادلة رقم 10 بالمصفوفة X' نحصل علي

$$X' y_i = X' Z_i \ \delta_i + X' \varepsilon_i \qquad (11)$$

المعادلة رقم 11 هي منظومة من (M) من المعادلات متضمنة (n_i) من المعلمات (δ_i) ، وعلي افتراض أن كل المتغيرات المحددة التوضيحية مسبقاً هي متغيرات ثابتة ، فأن مصفوفة التغاير هي :-

$$V(X' y_i) = E(X' \varepsilon_i \varepsilon_i X) = \sigma_{ii} (X' X) \qquad (12)$$

σ_{ii} هو الانحراف المعياري ل (N) للمعادلة الهيكلية (i)، وبتطبيق طريقة (GLS) علي المعادلة رقم 1 نحصل علي :_

$$Z_i' X (\sigma_{ii} X' X)^{-1} X' y_i = Z_i' X (\sigma_{ii} X' X)^{-1} X' Z_i \ \delta_i \qquad (13)$$

والتي منها نشتق مقدر طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين (2SLS) كالتالي :-

$$\delta_i = \left[Z_i' X (\sigma_{ii} X' X)^{-1} X' Z_i \right]^{-1} Z_i' X (\sigma_{ii} X' X)^{-1} X' y_i \qquad (14)$$

وبذا تكون مصفوفة التغاير ل δ_i هي :-

$$V(\delta_i) = \sigma_{ii} \left[Z_i' X (X' X)^{-1} X' Z_i \right]^{-1} \qquad (15)$$

وبالتالي فأن مقدرات طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين تكون متحيزة في العينات الصغيرة ، وهذا التحيز يقل مع زيادة حجم العينة ، كما تتصف هذه الطريقة بأنها متسقة .(Intrilligator,1996,PP363-368)

ثانياً : نموذج بييز التجريبي

يتم وصف هذا النموذج باختصار كما يلي :-

بفرض أن $\mu_1, \mu_2, ..., \mu_k$ هي معالم و متوسطات لمفردات K وبفرض أن

y_{ij} , $j = 1, 2, ...n$ تمثل سلسلة زمنية لهذ المجتمع وتعرف كما يلي

$\overline{y}_i = \sum_{j=1}^{ni} \frac{y_{ij}}{ni}$ وبفرض أن

$\overline{y}_i / \mu_{i,} \square N(\mu , V_{,}) \quad for \ i = 1,.....k$ مـ سـ تـ قـ لـ ة (1)

حيث N تمثل التوزيع الطبيعي ، وكذلك المتوسط والتباين حيث أن

$\sigma_i^2 = \text{var}(y_{ij})$ حيث $V_i = \sigma_i^2 / n_i$

وتمثل المعادلة رقم (1) المعلومات المباشرة المتاحة عن المعلمة μ_i ، وأكثر من ذلك افتراض أن $\mu_i s$ لها توزيع طبيعي مستقل كما يلي(Lamm,1992) :-

$$\mu_i \square N(\mu, A) , \quad i = 1,.....k \qquad (2)$$

والمعادلة رقم (2) تمثل التوزيع القبلي للمعالم $\mu_i, \mu_2, ...\mu_K$ ، ومعالم هذا التوزيع غير معروفه ، وأن التوزيع الحدي ل $\overline{y}_i s$ يمكن أن يحدد من المعادلة 1 ، 2 كما يلي :-

$\overline{y}_i \square N(\mu, A+V_i) , \quad i = 1,.....k$ مـ سـ تـ قـ لـ ة (3)

ويكون التوزيع البعدي μ_i كما يلي :-

$$\mu_i / \overline{y}_i \ N(1-\beta)\overline{y}_i + \beta_i \mu, (1-\beta_i)V_i \quad for \ i = 1,.....k \ (4)$$

$$\beta_i = V_i / (A++V_i) \qquad (5)$$

حيث أن :

والمتوسط البعدي $E(\mu_i / \overline{y}_i)$ يساوي $E(\mu_i / \overline{y}_i) = (1-\beta_i)\overline{y}_i + \beta_i \mu_i$ ، ويسمي مقدر بييز ل μ_i ، ولكن هذا المقدر غير متاح حيث أن μ وكذلك $\beta_i s$ غير معروفين ، ويمكن

تقديرهما من خلال $\bar{y}_i s$ عن طريق التوزيع البعدي والذي تم إيضاحه في المعادلة رقم (3) ، وهذا التقدير لكل من $(\hat{\mu}, \hat{\beta}_i)$ يكون كما يلي :-

$$\hat{\mu}_{E\beta_i} = (1-\hat{\beta}_i)y_i + \hat{\beta}_i \hat{\mu} \qquad (6)$$

تعرف علي أنها تقديرات بييز التجريبية ، وفي حالة خاصة افترض أن كل $i, V_i = V, \hat{\mu}_{E\beta i}$ ، وعلي ذلك فأن المعادلة رقم (6) تصبح كما يلي :-

$$\hat{\mu}_{E\beta i} = (1-\hat{\beta})y_i + \hat{\beta}\hat{\mu} \qquad (6a)$$

حيث أن $\hat{\beta}$ هي تقدير ل $\beta = V/(A+V)$

$$\hat{\mu} = \sum \overline{y_i} / k$$

$$\hat{\beta} = \frac{k-3}{k-1}\left[V/(V+\hat{A})\right]$$

حيث أن $\hat{A} = \sum_{i=1}^{k}(\bar{y}_i - \hat{\mu})^2 / \left[(K-1)-V\right]\hat{\mu}_{E\beta i}$ والمعادلة رقم (7) تأخذ الشكل التالي:-

$$E(\hat{\mu}_{E\beta i} - \mu_i)^2 \le E(\bar{y}_i - \mu_i)^2 \qquad (7)$$

ويكون التوزيع المشترك ل $\bar{y}_i$ ، μ_i كما يلي

$$E\left[\sum_{i=1}^{K}(\hat{\mu}_{E\beta i} - \mu_i)^2\right] \le E\sum_{i=1}^{K}(\bar{y}_i - \mu_i)^2 \qquad (8)$$

أن μ_i الواردة في المعادلة رقم (1) هي عبارة عن المتوسط السنوي لنسبة الأقساط المكتتبة علي الفائض للشركات الأربعة محل الدراسة ، وأن $\bar{y}_i$ متوسط السلسلة الزمنية لهذه النسبة والمقدر $\hat{\mu}_{E\beta i}$ والموضح بالمعادلة رقم (6)هو متوسط الأوزان ل $\bar{y}_i$ وكذلك $\hat{\mu}$ ، ويعتمد الوزن علي الدقة النسبية للمعلومات المتاحة عن μ_i وكذلك μ وتقاس دقة المعلومات عن المتوسط μ_i كما يلي :- $V_i = \sigma_i^2 / n_i$ وكلما زاد التباين V_i فأنه لا يمكن الاعتماد علي المعلومات.

كما يمكن أن نقدر المتوسط والتباين للتوزيع القبلي μ, A عن طريق المعادلتين التاليتين:-

$$\hat{A} = \sum_{i=1}^{K} W_i \left[\frac{k}{k-1} (\bar{y}_i - \mu)^2 - V_i \right] / (\sum_{i=1}^{K} W_i) \qquad (9)$$

حيث $W_i = 1/(V_i + \hat{A})$

$$\hat{\mu} = \sum_{i=1}^{K} W_i \bar{y}_i \ / (\sum_{i=1}^{K} W_i) \qquad (10)$$

الافتراضات والمحددات

مع أن النظرية تفترض أن V_i تكون معروفة لكن في الواقع العملي ليست كذلك σ_i^2 يمكن تقديرها من البيانات بطريقة اعتيادية حيث أن:-

$$\hat{\sigma^2} = \sum_{j=1}^{ni} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2 / (n_i - 1) \qquad (11)$$

وعلي ذلك فإن تباين نسبة الملاءة المالية (الأقساط علي الفائض) يقدر كما يلي :-

حيث أن :- $\hat{V} = \hat{\sigma^2} / n$

$$\hat{\sigma^2} = \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{ni} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2 / (\sum_{i=1}^{k} n_i - k) \qquad (12)$$

وقد تواجهنا هنا مشكلة عدم التأكد من الافتراضات الخاصة بتساوي التباين لهذه النسبة بين كل الشركات ، بالإضافة الي مشكلة أخري وهي افتراض أن نسبة الأقساط علي الفائض تتبع التوزيع الطبيعي (Cummins , 1991).

مقارنة التنبؤات

يتم مقارنة النماذج الكمية المستخدمة في هذا البحث عن طريق متوسط مربعات الأخطاء من خلال المعادلة التالية :-

$$MSE(\hat{y}) = \sum_{i=1}^{n} (\hat{y} - y_i)^2 / n \qquad (13)$$

المبحث الثالث

الدراسة التطبيقية

مقدمة:

سيتم في هذا المبحث استخدام النماذج الكمية السالفة الذكر، والتي سبق الاشارة اليها في المبحث الثاني ، حيث تم عرض مبسط لطريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين ، ونموذج بييز التجريبي ، وذلك للتنبؤ بنسبة صافي الأقساط المكتتبة علي حقوق المساهمين ، وتهدف الدراسة في هذا المبحث الي ايجاد أفضل نموذج يناسب البيانات ، وذلك من خلال المقارنة بين النموذجين بعد تطبيق النموذجين علي البيانات محل البحث . وتم عمل التحليل الاحصائي لطريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين، بالإضافة الي نموذج بييز التجريبي، ثم المقارنة بين النموذجين باستخدام متوسط مربعات الأخطاء، وأخيرا التأكد من فرض البحث، وذلك على النحو التالي: –

أولاً: التحليل الاحصائي لطريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين

تعد طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين إحدى بدائل طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) ، مع تجنب بعض الأخطاء التي يقع فيها نموذج المربعات الصغرى في كفاءة نموذج الانحدار الخطي، والتي يترتب عليها أيضاً أخطاء في عملية التنبؤ، وأخطاء أخري في عملية التقدير، وتضخم تباين الأخطاء، مما يؤدي الي اتساع فترات الثقة، وتقلل من كفاءة نموذج التقدير وغيرها من مشاكل طريقة المربعات الصغرى العادية، بالإضافة إلي التغلب علي مشكلة الارتباط الذاتي، وتعالج مشكلة التداخل الخطي المتعدد.

فضلاً عما سبق فإن طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين تستخدم بكثرة في التحليل الاحصائي ولاسيما في الاقتصاد القياسي وفي التحليل الهيكلي الاقتصادي، كما يمكن اكمال التحليل الاحصائي لطريقة طريقة المربعات الصغرى العادية أو طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين أو طريقة المربعات الصغرى ذات الثلاث مراحل من خلال برامج الحاسب الآلي SPSS & Eviwes

ولتحقيق هدف البحث سيتم اتباع الخطوات التالية للحصول على تنبؤ بنسبة صافي الأقساط المكتتبة علي حقوق المساهمين، وذلك من خلال ادخال بيانات البحث الي برنامج احصائي Eviwes9 للشركات الأربع محل الدراسة.

ويشمل التحليل الاحصائي باستخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين لقياس الملاءة المالية لشركات تأمين الممتلكات من خلال تحليل العلاقة بين المتغير التابع (صافي الأقساط المكتتبة علي حقوق المساهمين) ، وجميع المتغيرات المستقلة بما فيها المتغير الأداة (الوسيط) ، ولاريب أن العلاقة بين المتغيرات قائمة علي أسس سببية حيث تمارس تأثير بعضها في الآخر ، وعليه فإن العلاقة السببية بين المتغيرات لها أهمية كبيرة في التوصل السليم للنموذج الاحصائي المستخدم وذلك للتنبؤ بالمتغير التابع.

ولغرض معرفة أثر المتغير الأداة لصافي الأقساط المكتتبة علي حقوق المساهمين في قياس هامش الملاءة المالية لشركات التأمين الأربع محل الدراسة ، فقد تم الاعتماد علي طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين (2SLS) ، فقد مثلت المرحلة الأولي تقدير المتغيرات التي توثر علي اجمالي الاقساط المكتتبة علي الفائض المتغير الأداة (الوسيط) ، والمتمثلة في (مدينو عمليات التأمين علي اجمالي الأصول(1) ، معدل الاحتفاظ(2) ، حقوق المساهمين علي اجمالي الأصول(3) ، معدل التغير في حقوق المساهمين(4) ، مدينو عمليات التأمين علي حقوق المساهمين(5) ، معدل النمو في اجمالي الأقساط(6) ، معدل النمو في اجمالي الأقساط(7) ، هامش ربح أو عجز الاكتتاب(8) ، معدل المصروفات العمومية(9)، معدل العمولات والتكاليف(10) ، معدل التغير في معدل الخسارة(11) ، مخصصات+ حقوق المساهمين علي اجمالي الأقساط(12)) ، أما المرحلة الثانية فقد تم تقدير أثر المتغير الأداة والذي يمثله اجمالي الاقساط المكتتبة علي الفائض في صافي الاقساط المكتتبة علي الفائض ، وحيث أن هناك اعتماداً متبادلاً أو مشتركاً بين المتغير التابع والمتغير المستقل ، لذا فإن علاقتهما لا يمكن وصفها باستخدام معادلة واحدة ، ولكن يمكن ذلك من استخدام المعادلات الأنية .

فضلاً عما سبق فإن سبب اعتماد (2SLS) هو أن المتغيرات المستقلة الاثني عشر لها تأثير علي المتغير الأداة (اجمالي الاقساط المكتتبة علي الفائض) ، والذي بدوره له تأثير علي صافي الاقساط المكتتبة الي الفائض. وتتضمن المرحلة الأولي توصيفا ، ومن ثم تقديراً للمتغيرات التي تؤثر علي المتغير الأداة (الوسيط) في شركات التأمين الأربعة محل البحث ، في حين أن المرحلة الثانية شملت توصيفاً وتقديراً واختباراً لأثر المتغير الأداة علي قياس هامش الملاءة المالية لشركات التأمين*.

* من خلال الاطلاع علي البيانات الفعلية للشركات محل الدراسة لمعظم متغيرات البحث وجد أن الارقام بها اشارات موجبة وسالبة ، لذا استخدم الباحثان التحويلة الأسية لجميع المتغيرات .

(1) شركة الدلتا للتأمين

تم التوصل الي النتائج التالية لطريقة (2SLS) من خلال ادخال البيانات للبرنامج الاحصائي Eviwes9 لشركة الدلتا للتأمين وحصلنا علي الجدول التالي: -

جدول رقم **(1)**

نتائج برنامجEviwes9 لشركة الدلتا للتأمين

Dependent Variable: Y
Method: Two-Stage Least Squares
Date: 05/15/19 Time: 07:10
Sample: 2004 2018
Included observations: 15
Instrument specification: X9 X8 X7 X6 X5 X4 X3 X2 X13 X11 X10 X1
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X12	0.243054	0.093712	2.593627	0.0223
C	1.091643	0.301403	3.621869	0.0031

R-squared	0.896376	Mean dependent var	1.844753
Adjusted R-squared	0.846097	S.D. dependent var	0.373019
S.E. of regression	0.312959	Sum squared resid	1.273265
F-statistic	6.726902	Durbin-Watson stat	0.551286
Prob(F-statistic)	0.022274	Second-Stage SSR	1.289151
J-statistic	12.95440	Instrument rank	13
Prob(J-statistic)	0.296316		

وبالنظر الي الجدول السابق نلاحظ ما يلي:-

1. أي زيادة في المتغير الأداة (اجمالي الاقساط المكتتبة علي الفائض) يؤدي الي زيادة في المتغير التابع (صافي الاقساط المكتتبة علي الفائض) ، وذلك لقياس هامش الملاءة المالية لشركة الدلتا للتأمين ، وهذا ما ثبت بالعلاقة الطردية في معادلة الانحدار بين المتغير التابع ومتغير الأداة ، وقد تم استخدام نموذج الانحدار وفق الصيغة الخطية التالية :- $\hat{Y}_1 = 1.09143 + 0.243054X_{12}$ ، بمعني أن أي زيادة في اجمالي الأقساط علي الفائض بمقدار مليون جنيه يتبعه زيادة في صافي الأقساط علي الفائض بمقدار 243 ألف جنية.
2. معنوية معاملي معادلة الانحدار عند مستوي معنوية (0.05) ، حيث بلغت قيمة الاحتمال المشاهد لثابت الانحدار ومعامل الانحدار أقل من (0.05) وكانت قيمتهما(0.0031 ، 0.0223) علي التوالي .

3. قيمة معامل التحديد (R^2=89.6%) ، وهذا يعني أن حوالي 90% من التغيرات في هامش الملاءة المالية لشركة الدلتا للتأمين (صافي الأقساط علي الفائض) تعزي الي المتغير الأداة ، والذي يتأثر بدورة من اثني عشر متغيراً مستقلاً السابق الاشارة اليهم ، والباقي يرجع الي عوامل عشوائية أخري.
4. القيمة الاحصائية المحسوبة (F-Statistic) تساوي 6.726902، وأن قيمة الاحتمال المشاهد Prob(Statistic) تساوي 0.02224 ، وهي أقل من مستوي المعنوية (0.05) ، وهذا يعني أن النموذج معنوي .
5. متوسط صافي الأقساط علي الفائض (المتغير التابع)1.85 بانحراف معياري 0.37 ، ومجموع مربعات الاخطاء 1.273 ، كما أن مجموع مربعات الانحدار لطريقة (2SLS) 1.289 ، وأن قيمة داربن واتسون 0.55 مما يدل علي عدم وجود الارتباط ذاتي بين البواقي.

وفيما يلي جدول رقم (2) يوضح البيانات الفعلية والمقدرة لصافي الأقساط علي الفائض لشركة الدلتا للتأمين خلال الفترة (2004-2018)

جدول رقم **(2)**

البيانات الفعلية والمقدرة لصافي الأقساط علي الفائض لشركة الدلتا للتأمين

السنوات	القيم الفعلية Y	القيم المقدرة FIT	الأخطاء ERR
2004	1.32313	1.51715	-0.19402
2005	1.271249	1.52143	-0.25018
2006	1.2586	1.62719	-0.36859
2007	1.462285	1.68351	-0.22123
2008	1.552707	1.97461	-0.4219
2009	1.858928	2.13823	-0.2793
2010	1.915541	2.06747	-0.15193
2011	2.075081	2.01988	0.0552
2012	2.138276	2.18094	-0.04266
2013	2.339647	1.94851	0.39113
2014	2.159766	1.96582	0.19394
2015	2.095936	1.86697	0.22896
2016	2.225541	1.6435	0.58204
2017	1.877611	1.70154	0.17607
2018	2.117	1.81455	0.30245

بإمعان النظر الي جدول رقم (2) نجد أن قيم الأخطاء في مجملها بالسالب بمعني أن القيم المقدرة أكبر من القيم الفعلية، وهذا يعزي لمتانة المركز المالي لشركة الدلتا للتأمين من خلال قياس هامش الملاءة المالية للشركة من عام 2004 حتى عام 2012. فيما عدا الفترة من عام 2013 حتى عام 2018 فأنها تعد غير جيدة ويجب على ادارة الشركة دراسة أسباب ذلك.

(2) شركة المهندس للتأمين

من خلال ادخال البيانات للبرنامج الاحصائي Eviwes9 لشركة المهندس للتأمين تم التوصل الي النتائج التالية لطريقة (2SLS) من خلال الجدول التالي :-

جدول رقم **(3)**

نتائج برنامج Eviwes9 لشركة المهندس للتأمين

Dependent Variable: Y
Method: Two-Stage Least Squares
Date: 05/15/19 Time: 06:54
Sample: 2004 2018
Included observations: 15
Instrument specification: X9 X8 X7 X6 X5 X4 X3 X2 X13 X11 X10 X1
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X12	0.292468	0.103781	2.818128	0.0145
C	0.952809	0.283317	3.363043	0.0051

R-squared	0.884932	Mean dependent var	1.735857
Adjusted R-squared	0.837619	S.D. dependent var	0.263327
S.E. of regression	0.214314	Sum squared resid	0.597094
F-statistic	7.941843	Durbin-Watson stat	0.891986
Prob(F-statistic)	0.014517	Second-Stage SSR	0.606007
J-statistic	12.77286	Instrument rank	13
Prob(J-statistic)	0.308430		

وبالنظر الي الجدول رقم (3) يتضح التالي: -

1. أي زيادة في المتغير الأداة (اجمالي الاقساط المكتتبة علي الفائض) يؤدي الي زيادة في المتغير التابع (صافي الاقساط المكتتبة علي الفائض) ، وذلك لقياس هامش الملاءة المالية لشركة المهندس للتأمين ، وهذا ما يثبت العلاقة الطردية في معادلة الانحدار بين المتغير التابع ومتغير الأداة ، وقد تم استخدام نموذج الانحدار وفق الصيغة الخطية التالية :- $\hat{Y}_2 = 0.95809 + 0.29468X_{12}$ ، بمعني أن أي زيادة في اجمالي الأقساط علي

الفائض بمقدار مليون جنيه يتبعه زيادة في صافي الأقساط علي الفائض بمقدار 294 ألف جنية ، وهو ما يعني ضمنا أن برامج اعادة التأمين تساهم أيضاً فى تدعيم الوضع التنافسي لشركات التأمين حيث تستمد شركات التأمين قدرتها على الوفاء بالتزاماتها ليس فقط على ملاءتها المالية ، ولكن أيضاً من خلال برامج اعادة تامين جيدة .

2. معنوية معاملي معادلة الانحدار عند مستوي معنوية (0.05)، حيث بلغت قيمة الاحتمال المشاهد لثابت الانحدار ومعامل الانحدار أقل من (0.05) وكانتا (0.0145 ، 0.0051) علي التوالي .
3. قيمة معامل التحديد (R^2=88.4%) ، وهذا يعني أن حوالي 88% من التغيرات في هامش الملاءة المالية لشركة المهندس للتأمين (صافي الأقساط علي الفائض) تعزي الي المتغير الأداة ، والذي يتأثر بدورة من اثني عشر متغيراً مستقلاً السابق الاشارة اليهم ، والباقي يرجع الي عوامل عشوائية أخري.
4. القيمة الاحصائية المحسوبة (F-Statistic) تساوي 7.941843، وأن قيمة الاحتمال المشاهد Prob(Statistic) تساوي 0.014517 ، وهي أقل من مستوي المعنوية (0.05) ، وهذا يعني أن النموذج معنوي .
5. متوسط صافي الأقساط علي الفائض (المتغير التابع)1.74 بانحراف معياري 0.26 ، ومجموع مربعات الاخطاء 0.597 ، كما أن مجموع مربعات الانحدار لطريقة (2SLS) هي0.606 ، وأن قيمة داربن واتسون 0.892 مما يدل علي عدم وجود الارتباط ذاتي بين البواقي.

وفيما يلي جدول رقم (4) يوضح البيانات الفعلية والمقدرة لصافي الأقساط علي الفائض لشركة المهندس للتأمين خلال الفترة (2004-2018).

جدول رقم **(4)**

البيانات الفعلية والمقدرة لصافي الأقساط علي الفائض لشركة المهندس للتأمين

السنوات	القيم الفعلية Y	القيم المقدرة FIT	الأخطاء ERR
2004	1.377128	1.54177	-0.16464
2005	1.309964	1.57196	-0.262
2006	1.363425	1.5658	-0.20238
2007	1.390968	1.67216	-0.2812
2008	1.584074	1.65792	-0.07385
2009	2.013753	1.82269	0.19106
2010	1.840431	1.80546	0.03497
2011	1.716007	1.73991	-0.0239
2012	1.768267	1.73208	0.03619
2013	1.973878	1.87648	0.0974
2014	2.013753	1.61686	0.3969
2015	1.822119	1.70905	0.11307
2016	1.934792	1.66501	0.26979
2017	2.013753	1.88576	0.12799
2018	1.915541	2.17494	-0.2594

من خلال النظر الي جدول رقم (4) السابق نجد أن قيم الأخطاء في مجملها بالسالب بمعني أن القيم المقدرة أكبر من القيم الفعلية ، وهذا يعزي لسلامة ومتانة المركز المالي لشركة المهندس للتأمين من خلال قياس هامش الملاءة المالية لها. فيما عدا الفترة من عام 2012 حتي عام 2017 فأنها تعد غير جيدة ، ويجب علي ادارة الشركة دراسة أسباب ذلك ، وقد يعزى ذلك الى الظروف الاقتصادية التى مرت بها البلاد خلال تلك الفترة .

(3) شركة قناة السويس للتأمين

من خلال ادخال البيانات للبرنامج الاحصائي Eviwes9 لشركة قناة السويس للتأمين تم التوصل الي النتائج التالية لطريقة (2SLS) من خلال الجدول التالي :-

جدول رقم **(5)**

نتائج برنامج Eviwes9 لشركة قناة السويس للتأمين

Dependent Variable: Y
Method: Two-Stage Least Squares
Date: 05/15/19 Time: 07:23
Sample: 2004 2018
Included observations: 15
Instrument specification: X9 X8 X7 X6 X5 X4 X3 X2 X13 X11 X10 X1
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X12	0.152321	0.049115	3.101314	0.0084
C	2.129164	1.449250	1.469149	0.1656

R-squared	0.940854	Mean dependent var	5.272202
Adjusted R-squared	0.894766	S.D. dependent var	4.994989
S.E. of regression	4.012299	Sum squared resid	209.2810
F-statistic	9.618151	Durbin-Watson stat	1.862782
Prob(F-statistic)	0.008425	Second-Stage SSR	194.4605
J-statistic	7.948380	Instrument rank	13
Prob(J-statistic)	0.717920		

وبالنظر الي الجدول رقم (5) يتضح التالي :-

1. أي زيادة في المتغير الأداة (اجمالي الاقساط المكتتبة علي الفائض) يؤدي الي زيادة في المتغير التابع (صافي الاقساط المكتتبة علي الفائض) ، وذلك لقياس هامش الملاءة المالية لشركة قناة السويس للتأمين ، وهذا ما يثبت العلاقة الطردية في معادلة الانحدار بين المتغير التابع ومتغير الأداة ، وقد تم استخدام نموذج الانحدار وفق الصيغة الخطية التالية :- $\hat{Y}_3 = 2.129164 + 0.152321X_{12}$ ، بمعني أن أي زيادة في اجمالي الأقساط علي الفائض بمقدار مليون جنيه يتبعه زيادة في صافي الأقساط علي الفائض بمقدار 152 ألف جنية.
2. معنوية معامل الانحدار عند مستوي معنوية (0.05) ، حيث بلغت قيمة الاحتمال المشاهد أقل من (0.05) وبلغت قيمته0.0084
3. قيمة معامل التحديد (R^2=94%) ، وهذا يعني أن حوالي 94% من التغيرات في هامش الملاءة المالية لشركة قناة السويس للتأمين (صافي الأقساط علي الفائض) تعزي الي

المتغير الأداة ، والذي يتأثر بدورة من اثني عشر متغيراً مستقلاً السابق الاشارة اليهم ، والباقي يرجع الي عوامل عشوائية أخري.

4. القيمة الاحصائية المحسوبة (F-Statistic) تساوي 9.618151، وأن قيمة الاحتمال المشاهد Prob(Statistic) تساوي 0.008425، وهي أقل من مستوي المعنوية (0.05) ، وهذا يعني أن النموذج معنوي .
5. متوسط صافي الأقساط علي الفائض (المتغير التابع)5.272 بانحراف معياري 4.99 ، ومجموع مربعات الاخطاء 209.2810 ، كما أن مجموع مربعات الانحدار لطريقة (2SLS) هي 194.46 ، وأن قيمة داربن واتسون 1.86 مما يدل علي عدم وجود الارتباط ذاتي بين البواقي.

وفيما يلي جدول رقم (6) يوضح البيانات الفعلية والمقدرة لصافي الأقساط علي الفائض لشركة قناة السويس للتأمين خلال الفترة (2004-2018).

جدول رقم **(6)**

البيانات الفعلية والمقدرة لصافي الأقساط علي الفائض لشركة قناة السويس للتأمين

السنوات	القيم الفعلية Y	القيم المقدرة FIT	الأخطاء ERR
2004	2.745601	3.10764	-0.36204
2005	2.459603	3.10764	-0.64803
2006	2.316367	3.06927	-0.7529
2007	2.43513	3.33628	-0.90115
2008	2.339647	3.34842	-1.00877
2009	2.801066	4.13937	-1.3383
2010	3.781043	5.97979	-2.19875
2011	4.0552	4.73626	-0.68106
2012	3.320117	3.67914	-0.35902
2013	2.718282	3.47665	-0.75836
2014	3.669297	3.92997	-0.26068
2015	4.953032	4.58443	0.3686
2016	20.49129	6.97557	13.51572
2017	9.974182	10.6989	-0.72472
2018	11.02318	14.91371	-3.89053

من خلال النظر الي جدول رقم (6) السابق نجد أن قيم الأخطاء جلها بالسالب بمعني أن القيم المقدرة أكبر من القيم الفعلية ، وهذا يعزي لمتانة وسلامة المركز المالي لشركة قناة السويس للتأمين من خلال قياس هامش الملاءة المالية ، ولهذا تعد شركة قناة السويس للتأمين من أفضل شركات الدراسة من حيث قوة ومتانة الملاءة المالية لها .

(4) شركة مصر للتأمين

من خلال ادخال البيانات للبرنامج الاحصائي Eviwes9 لشركة قناة السويس للتأمين تم التوصل الي النتائج التالية لطريقة (2SLS) من خلال الجدول التالي :-

جدول رقم (7)

نتائج برنامج Eviwes9 لشركة مصر للتأمين

مصر للتامين

Dependent Variable: Y
Method: Two-Stage Least Squares
Date: 05/15/19 Time: 07:33
Sample: 2004 2018
Included observations: 15
Instrument specification: X9 X8 X7 X6 X5 X4 X3 X2 X13 X11 X10 X1
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X12	-0.036157	0.069848	-0.517645	0.6134
C	1.731797	0.192090	9.015533	0.0000

R-squared	0.444165	Mean dependent var	1.636993
Adjusted R-squared	0.391669	S.D. dependent var	0.217790
S.E. of regression	0.224405	Sum squared resid	0.654649
F-statistic	0.267957	Durbin-Watson stat	1.164235
Prob(F-statistic)	0.113401	Second-Stage SSR	0.650561
J-statistic	10.86271	Instrument rank	13
Prob(J-statistic)	0.454836		

وبالنظر الي الجدول رقم (7) يتضح التالي :-

1. أي زيادة في المتغير الأداة (اجمالي الاقساط المكتتبة علي الفائض) يؤدي الي زيادة في المتغير التابع (صافي الاقساط المكتتبة علي الفائض) ، وذلك لقياس هامش الملاءة المالية لشركة مصر للتأمين ، وهذا ما يثبت العلاقة الطردية في معادلة الانحدار بين المتغير التابع ومتغير الأداة ، وقد تم استخدام نموذج الانحدار وفق الصيغة الخطية التالية :- $\hat{Y}_4 = 1.731795 - 0.036157 X_{12}$ ، بمعني أن أي زيادة في اجمالي الأقساط

علي الفائض بمقدار مليون جنيه يتبعه نقص في صافي الأقساط علي الفائض بمقدار36 ألف جنية.

2. معنوية ثابت الانحدار عند مستوي معنوية (0.05) ، حيث بلغت قيمة الاحتمال المشاهد أقل من (0.05) وبلغت قيمتها0.0000، كما أن معامل الانحدار غير معنوي حيث أن قيمة الاحتمال المشاهد 0.6134 أكبر من مستوي المعنوية 0.05
3. قيمة معامل التحديد(R^2=44%) ، وهذا يعني أن حوالي 44% من التغيرات في هامش الملاءة المالية لشركة مصر للتأمين (صافي الأقساط علي الفائض) تعزي الي المتغير الأداة ، والذي يتأثر بدورة من اثني عشر متغيراً مستقلاً السابق الاشارة اليهم ، والباقي يرجع الي عوامل عشوائية أخري.
4. القيمة الاحصائية المحسوبة (F-Statistic) تساوي 0.267957، وأن قيمة الاحتمال المشاهد Prob(Statistic) تساوي 0.113401، وهي أكبر من مستوي المعنوية (0.05) ، وهذا يعني أن النموذج غير معنوي .
5. متوسط صافي الأقساط علي الفائض (المتغير التابع)1.64 بانحراف معياري 0.22 ، ومجموع مربعات الاخطاء 0.655 ، كما أن مجموع مربعات الانحدار لطريقة (2SLS) هي 0.651 ، وأن قيمة داربن واتسون 1.16 مما يدل علي عدم وجود الارتباط ذاتي بين البواقي.

وفيما يلي جدول رقم (8) يوضح البيانات الفعلية والمقدرة لصافي الأقساط علي الفائض لشركة مصر للتأمين خلال الفترة (2004-2018) .

جدول رقم **(8)**

البيانات الفعلية والمقدرة لصافي الأقساط علي الفائض لشركة مصر للتأمين

السنوات	القيم الفعلية Y	القيم المقدرة FIT	الأخطاء ERR
2004	1.462285	1.58221	−0.11993
2005	1.552707	1.57766	−0.02495
2006	1.552707	1.62208	−0.06938
2007	1.491825	1.61987	−0.12804
2008	1.506818	1.65752	−0.1507
2009	1.521962	1.63737	−0.1154
2010	1.877611	1.62208	0.25553
2011	1.915541	1.63642	0.27912
2012	1.682028	1.62639	0.05564
2013	1.768267	1.65601	0.11225
2014	1.665291	1.6295	0.03579
2015	1.877611	1.65448	0.22313
2016	2.033991	1.682	0.35199
2017	1.32313	1.67621	−0.35308
2018	1.32313	1.67509	−0.35196

من خلال النظر الي جدول رقم (8) السابق نجد أن قيم الأخطاء معظمها بالسالب بمعني أن القيم المقدرة أكبر من القيم الفعلية ، وهذا يعزي لمتانة المركز المالي لشركة مصر للتأمين من خلال قياس هامش الملاءة المالية لها ولاسيما سنوات الدراسة من عام 2004 الي عام 2009 بالإضافة الي العامين الأخرين 2017 وعام 2018 . فيما عدا الفترة من عام 2010 حتي عام 2016 فأنها تعد غير جيدة ويجب علي ادارة الشركة دراسة أسباب ذلك.

ثانياً : نموذج بييز التجريبي

يعد استخدام نسبة الأقساط المكتتبة الي الفائض من أفضل المؤشرات للحكم علي قوة وسلامة المركز المالي لشركات التأمين ، ولأهمية التقدير والتنبؤ بالملاءة المالية لشركات التأمين للحكم علي مدي التزام شركات التأمين للحفاظ علي حقوق حملة الوثائق كان لزاما علي الباحثين الاهتمام بهذه النسبة لكي يتم الاسترشاد بها سواء من قبل هيئات الاشراف والرقابة علي التأمين أو القائمين علي هذه الشركات نفسها أو حاملي الوثائق ، ولذا كان الهدف من هذه الدراسة التنبؤ بنسبة الأقساط المكتتبة الي الفائض من خلال الأساليب الاحصائية ولاسيما نموذج بييز التجريبي، وسيتم تطبيق النموذج السابق عرضه من خلال المبحث الثاني وتطبيقه علي بيانات شركات التأمين الأربعة محل الدراسة من خلال تحديد الرموز المستخدمة في تقدير بييز التجريبي .

عدد شركات التأمين (k=4)

مدة الدراسة من 2004 عام الي عام2018 (n=15)

متوسط نسبة الأقساط المكتتبة الي الفائض لكل شركة $\overline{y}_i$

الانحراف المعياري لنسبة الأقساط المكتتبة الي الفائض لكل شركة σ

تباين نسبة الأقساط المكتتبة الي الفائض لكل شركة σ^2

متوسط المتوسطات لنسبة الأقساط المكتتبة الي الفائض $\hat{\mu}$

متوسط التباين لنسبة الأقساط المكتتبة الي الفائض $\hat{\sigma}^2$

التباين المشترك لنسبة الأقساط المكتتبة الي الفائض $\hat{V}_i = \hat{\sigma}_i^2 / n_i$

متوسط التباين المشترك لنسبة الأقساط المكتتبة الي الفائض $\hat{V}$

معالم التوزيع القبلي $\mu \& A$

معالم التوزيع البعدي أو اللاحق هي $\hat{\mu} \& \hat{A}$ والتي تعد القيم المقدرة التوزيع القبلي

متوسط الوزن الترجيحي $\hat{\beta}$ للشركات الأربع لكلاً من $\hat{\mu}$ & $\overline{y}_i$

التقدير البييزي التجريبي $\hat{\mu}_{E\beta i}$

وفيما يلي البيانات الخاصة بصافي الاقساط المكتتبة علي الفائض لشركات التأمين محل البحث (شركة الدلتا للتأمين، شركة المهندس للتأمين ، شركة قناة السويس للتأمين ، شركة مصر للتأمين) خلال فترة الدراسة من عام 2004 الي عام 2018.

جدول رقم (13)

صافي الاقساط علي الفائض (المتغير التابع)

K=4	مصر للتأمين	قناة السويس للتأمين	المهندس للتأمين	الدلتا للتأمين
2004	0.38	1.01	0.32	0.28
2005	0.44	0.9	0.27	0.24
2006	0.44	0.84	0.31	0.23
2007	0.4	0.89	0.33	0.38
2008	0.41	0.85	0.46	0.44
2009	0.42	1.03	0.7	0.62
2010	0.63	1.33	0.61	0.65
2011	0.65	1.4	0.54	0.73
2012	0.52	1.2	0.57	0.76
2013	0.57	1	0.68	0.85
2014	0.51	1.3	0.7	0.77
2015	0.63	1.6	0.6	0.74
2016	0.71	3.02	0.66	0.8
2017	0.28	2.3	0.7	0.63
2018	0.28	2.4	0.65	0.75
المتوسط $\overline{y}_i$	0.484666667	1.404666667	0.54	0.591333333
الانحراف المعياري	0.132334353	0.660312336	0.159687194	0.2173827
التباين	0.017512381	0.436012381	0.0255	0.047255238

المصدر : الكتاب الاحصائي السنوي عن نشاط سوق التأمين – الهيئة المصرية للرقابة على التأمين خلال الفترة (2004-2018)

ويمكن حساب متوسط المتوسطات لنسبة الأقساط المكتتبة الي الفائض $\hat{\mu}$ للشركات الأربع بالمعادلة التالية:

$$\hat{\mu} = \sum_{i=1} \overline{y_i} \; / \; k = (0.484667 + 1.404667 + 0.54 + 0.591333) / 4 = 0.755167$$

تم حساب التباين للشركات الأربع من خلال المعادلة رقم (11)

$$\hat{\sigma}^2 = \sum_{j=1}^{ni} (y_{ij} - \overline{y}_i)^2 \; / \; (n_i - 1) \qquad (11)$$

كما يمكن حساب متوسط التباين المشترك لنسبة الأقساط المكتتبة الي الفائض $\hat{V}$ للشركات الأربع $\hat{V} = \hat{\sigma}^2 \; / \; n$

$$\hat{V} = 0.001167 + 0.029067 + 0.006 + 0.0031503 = 0.0087713$$

ولحساب معلمة التوزيع البعدي $\hat{A}$ من خلال المعادلة التالية

$$\hat{A} = \sum_{i=1}^{k} (\overline{y}_i - \hat{\mu})^2 \; / \left[(K-1) - \hat{V} \right]$$

$$\sum_{i=1}^{k} (\overline{y}_i - \hat{\mu})^2 = 0.07317 + 0.42185 + 0.046297 + 0.026841 = 0.568159$$

بسط المعادلة

$$\hat{A} = 0.568159 / (3 - 0.0087713) = 0.189941532$$

من خلال المعادلة التالية $\hat{\beta}$ كما أن معلمة التوزيع البعدي $\hat{\beta} = \frac{k-3}{k-1} \left[\hat{V} / (\hat{V} + \hat{A}) \right]$

$$\hat{\beta} = \frac{4-3}{4-1} \left[0.0087713 / (0.0087713 + 0.189941532) \right] = 0.014713581$$

ولحساب مكمل معلمة التوزيع البعدي $1 - \hat{\beta} = 0.985286419$

للتوصل الي $\hat{\mu}_{E\beta_i}$ من خلال المعادلة رقم (6) في نموذج بييز التجريبي

$$\hat{\mu}_{E\beta_i} = (1 - \hat{\beta}_i \;) \overline{y}_i + \hat{\beta}_i \; \hat{\mu} \qquad (6)$$

$$\hat{\mu}_{E\beta_i} = \begin{bmatrix} 0.477535485 & 0.011111206 \\ 1.38399899 & 0.014068329 \\ 0.532054666 & 0.014068329 \\ 0.582632703 & 0.014068329 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.48864669 \\ 1.39806732 \\ 0.546122996 \\ 0.596701032 \end{bmatrix}$$

جدول رقم (14)

التقدير البييزي التجريبي لعام 2019 لشركات التأمين الاربع محل الدراسة

الشركة	شركة الدلتا للتأمين	شركة المهندس للتأمين	شركة قناة السويس للتأمين	شركة مصر للتأمين
صافي الاقساط المكتتبة علي الفائض	%60	%55	140%	%49

يتضح من الجدول السابق رقم (14) ان الملاءة المالية للشركات الاربعة جيدة ولاسيما شركة قناة السويس للتأمين ، حيث ان المعدل المقبول للملاءة المالية تعادل 200% مما يعنى أن هناك طاقة استيعابية كبيرة غير مستغلة فى سوق التأمين المصري .

ثالثاً: مقارنة متوسط مربعات الأخطاء (MSE) بين طريقتي المربعات الصغرى ذات المرحلتين ، ونموذج بييز التجريبي*

حيث يتم الاختيار والمفاضلة بين النموذجين من خلال متوسط مربعات الاخطاء الاقل للشركات الأربع محل الدراسة

جدول رقم (15)

المقارنة لمتوسط مربعات الاخطاء للنموذجين للشركات الاربع

النموذج	شركة الدلتا للتأمين	شركة المهندس للتأمين	شركة قناة السويس للتأمين	شركة مصر للتأمين
طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين	0.084884	0.039807	13.95206	0.043643
نموذج بييز التجريبي	0.04418	0.0239	0.406967	0.016373

من خلال النظر الي جدول رقم (15) نلاحظ أن متوسط مربعات الاخطاء للشركات الأربع محل الدراسة لنموذج بييز التجريبي أفضل من طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين ، وذلك لكل شركات التأمين الأربعة محل الدراسة ، ويتضح ذلك من صغر قيم متوسط مربعات الاخطاء لنموذج بييز مقارنة بالطريقة الأخرى ، وبالتالي يكون ترتيب الأفضلية للشركات محل البحث وفقاً لمقياس متوسط مربعات الأخطاء كما يلي شركة مصر للتأمين ، و شركة المهندس للتأمين ، و شركة الدلتا للتأمين ، و شركة قناة السويس للتأمين.

* تم الاعتماد علي المقارنة من خلال المعادلة رقم (13) في نموذج بيز التجريبي.

رابعاً : اختبار فرض البحث

للتأكد من فرض البحث حيث يتم صياغة الفرض العدمي والفرض البديل للاختبارات الاحصائية علي النحو التالي:

الفرض العدمي : لا يوجد فرق معنوي لمستوى الملاءة المالية بين شركات التأمين محل الدراسة أو لا يوجد اختلاف بين مستوى الملاءة المالية شركات التأمين محل الدراسة الأربعة أو يوجد اثنين علي الأقل من متوسط الاقساط المكتتبة علي الفائض للشركات الأربع متساوية .

الفرض البديل : يوجد فرق معنوي لمستوى الملاءة المالية بين شركات التأمين محل الدراسة أو يوجد اختلاف بين مستوى الملاءة المالية الشركات الأربع أو يوجد اثنين علي الأقل من متوسط الاقساط المكتتبة علي الفائض للشركات الأربع غير متساويين.

وبإدخال البيانات للشركات الاربع [(مصر للتأمين (1) & قناة السويس للتأمين (2) & المهندس للتأمين (3) & الدلتا للتأمين(4)] محل البحث لبرمجية (IBM spss Statistics 20) كانت النتائج كالتالي :-

جدول رقم (16)

نتائج اختبار تحليل التباين في اتجاه واحد للشركات الاربع

ANOVA

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	8.522	3	2.841	21.591	.000
Within Groups	7.368	56	.132		
Total	15.890	59			

وبالنظر الي الجدول رقم (16) السابق نلاحظ أن قيمة الاحتمال المشاهد تساوي (Sig =0.000) ، وهي أقل من مستوي المعنوية (0.05) ، وبالتالي نرفض الفرض العدمي ونقبل الفرض القائل بأنه يوجد فرق معنوي لمستوى الملاءة المالية بين شركة وأخرى أو يوجد اختلاف بين مستوى الملاءة المالية الشركات الأربع أو يوجد اثنين علي الأقل من متوسط الاقساط المكتتبة علي الفائض للشركات الأربع غير متساويين.

ولتحديد ماهي الشركات التي تختلف فيما بينها يتم استخدام أسلوب المقارنات المتعددة للشركات الاربع محل البحث لتحديد الاختلاف بينهما من خلال اختبار والمعروف باسم الاختبارات البعدية (Post Hoc) .

جدول رقم (17)

نتائج المقارنات المتعددة للشركات الاربع

Multiple Comparisons

Dependent Variable: y

LSD

(I) x	(J) x	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
1.00	2.00	-.92000*	.13245	.000	-1.1853	-.6547
	3.00	-.05533	.13245	.678	-.3207	.2100
	4.00	-.10667	.13245	.424	-.3720	.1587
2.00	1.00	.92000*	.13245	.000	.6547	1.1853
	3.00	.86467*	.13245	.000	.5993	1.1300
	4.00	.81333*	.13245	.000	.5480	1.0787
3.00	1.00	.05533	.13245	.678	-.2100	.3207
	2.00	-.86467*	.13245	.000	-1.1300	-.5993
	4.00	-.05133	.13245	.700	-.3167	.2140
4.00	1.00	.10667	.13245	.424	-.1587	.3720
	2.00	-.81333*	.13245	.000	-1.0787	-.5480
	3.00	.05133	.13245	.700	-.2140	.3167

*. The mean difference is significant at the 0.05 level.

يتضح من الجدول السابق أن :

1. قيمة الاحتمال المشاهد تساوي (Sig =0.000) ، وهي أقل من مستوي المعنوية (0.05) أي يوجد اختلاف معنوي لمستوى الملاءة المالية مابين شركة مصر للتأمين(1) وشركة قناة السويس للتأمين(2).
2. قيمة الاحتمال المشاهد تساوي (Sig =0.000) ، وهي أقل من مستوي المعنوية (0.05) أي يوجد اختلاف معنوي لمستوى الملاءة المالية مابين شركة قناة السويس للتأمين(2) وشركة المهندس للتأمين(3).

3. قيمة الاحتمال المشاهد تساوي (Sig =0.000) ، وهي أقل من مستوي المعنوية (0.05) أي يوجد اختلاف معنوي لمستوى الملاءة المالية مابين قناة السويس للتأمين(2) وشركة الدلتا للتأمين(4).
4. قيمة الاحتمال المشاهد تساوي (Sig =0.678) ، وهي أكبر من مستوي المعنوية (0.05) أي لا يوجد اختلاف معنوي لمستوى الملاءة المالية مابين شركة مصر للتأمين(1) وشركة المهندس للتأمين(3) .
5. قيمة الاحتمال المشاهد تساوي (Sig =0.424) ، وهي أكبر من مستوي المعنوية (0.05) أي لا يوجد اختلاف معنوي لمستوى الملاءة المالية مابين شركة مصر للتأمين(1) وشركة الدلتا للتأمين(4) .
6. قيمة الاحتمال المشاهد تساوي (Sig =0.700) ، وهي أكبر من مستوي المعنوية (0.05) أي لا يوجد اختلاف معنوي لمستوى الملاءة المالية مابين شركة المهندس للتأمين(3) و شركة الدلتا للتأمين (4) .

النتائج والتوصيات

تحقيقاً لهدف البحث توصل الباحثان إلي النتائج والتوصيات التالية:-

أولاً : النتائج

1. تعد شركة قناة السويس للتأمين من أفضل الشركات محل الدراسة من حيث قوة ومتانة الملاءة المالية من خلال قياس هامش الملاءة المالية مقارنة بالشركات الأخرى محل الدراسة.
2. أوضحت الدراسة متانة المركز المالي لشركة مصر للتأمين من خلال قياس هامش الملاءة المالية لها ولاسيما من عام 2004 الي عام 2009. فيما عدا الفترة من عام 2010 حتي عام 2016 فإنها تعد غير جيدة ، وقد يرجع ذلك الي اندماج الشركة مع شركات التأمين الأخرى ، كما يجب علي ادارة الشركة دراسة أسباب ذلك.
3. متوسط مربعات الاخطاء للشركات الأربع محل الدراسة لنموذج بييز التجريبي أفضل من طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين ، وذلك لكل شركات التأمين الأربعة محل الدراسة.

النموذج	الدلتا للتأمين	المهندس للتأمين	قناة السويس للتأمين	مصر للتأمين
طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين	0.084884	0.039807	13.95206	0.043643
نموذج بييز التجريبي	0.04418	0.0239	0.406967	0.016373

4. يوجد اختلاف معنوي لمستوي الملاءة المالية بين شركة مصر للتأمين وشركة قناة السويس للتأمين ، كما يوجد اختلاف معنوي لمستوي الملاءة المالية بين شركة قناة السويس للتأمين وكلا من شركة المهندس للتأمين وشركة الدلتا للتأمين.
5. لا يوجد اختلاف معنوي لمستوي الملاءة المالية بين شركة المهندس للتأمين وشركة الدلتا للتأمين ، وكذلك لا يوجد اختلاف معنوي لمستوي الملاءة المالية بين شركة مصر للتأمين وكلا من شركة المهندس للتأمين وشركة الدلتا للتأمين.

6. التقدير البييزي التجريبي لعام 2019 لشركات التأمين الاربع

الشركة	الدلتا للتأمين	المهندس للتأمين	قناة السويس للتأمين	مصر للتأمين
صافي الاقساط المكتتبة علي الفائض	%60	%55	140%	%49

7. تم استخدام طريقة المربعات الصغري ذات المرحلتين لتقدير صافي الاقساط المكتتبة علي الفائض للتأكد من مدي الملاءة المالية لشركات التأمين الأربع محل الدراسة ، وأظهرت الدراسة معنوية النموذج لكل الشركات.
8. هناك طاقة استيعابية كبيرة غير مستغلة فى سوق التأمين المصري من خلال التقدير البييزي التجريبي لعام 2019 لشركات التأمين الاربع محل الدراسة .

ثانيا : التوصيات

من خلال النتائج السالفة الذكر أمكن التوصل إلي التوصيات التالية :

1. يفضل الاعتماد علي نموذج بييز التجريبي لتقدير مستوي الملاءة المالية.
2. يمكن الاعتماد علي طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين في التقدير والتنبؤ بهامش الملاءة المالية.
3. العمل على زيادة حدود الاحتفاظ بالشركات محل الدراسة وزيادة الطاقة الاستيعابية لها مع ضرورة انتقاء الاخطار الجيدة ، وبما يؤدى الى زيادة حجم الاقساط دون ان تتعرض الشركة لمشاكل فى مركزها المالي.
4. ضرورة مراجعة الشركات محل الدراسة لسياسات الاكتتاب والعمل على تقليل معدلات الخسائر وكذلك الموائمة بين الاصول والالتزامات .
5. الا تقتصر عمليات تقييم الشركة من الناحية المالية على فحص نتائج الاعمال والمؤشرات المالية فقط وانما تمتد الي قياس جميع المخاطر المرتبطة بتعاملات الشركة مع الاطراف الخارجية كشركات اعادة التأمين والوكالات .
6. استخدام الاساليب الكمية المستخدمة في البحث لدراسات تأمينية أخري في المستقبل.

7. يجب علي ادارة شركة مصر للتأمين دراسة أسباب ارتفاع القيم الفعلية عن القيم المقدرة لصافي الاقساط المكتتبة علي الفائض لتقدير هامش الملاءة المالية ولاسيما من عام2010 حتي عام 2016.
8. التأكيد علي ضرورة رفع رؤوس أموال شركات التأمين لمواجهة إعادة تقييم الأصول الناتجة عن تغير سعر الصرف ، وبما يساهم في قوة ملاءة الشركة المالية وقدرتها علي الوفاء بالتزاماتها تجاه حملة الوثائق.

المراجع

1. ابراهيم ، رأفت أحمد & محمود ، أسامة حنفي ، (2007) ، " تقدير الملاءة المالية لشركات التأمين المصرية باستخدام التحليل البييزي بالتطبيق على تأمينات الممتلكات والمسئولية" ، مجلة المحاسبة والإدارة والتأمين، كلية التجارة– جامعة القاهرة ، مجلد 46 ، العدد 68.
2. أحمد ، محمد كامل سيد (2002)، " تقييم كمي للسياسة الاستثمارية واثرها على النشاط الاكتتابي فى سوق التأمين المصري ، دراسة تطبيقية على تأمينات الممتلكات والمسئولية " مجلة الدراسات المالية والتجارية ، كلية التجارة –جامعة القاهرة فرع بنى سويف ، العدد الاول , مارس.
3. أحمد، عبدالرحمن سيد (2012) ، " نموذج كمي للتنبؤ بفائض النشاط التأميني لقطاع تأمينات الحياة : دراسة تطبيقية " ، المجلة المصرية للدراسات التجارية ، كلية التجارة– جامعة المنصورة ، المجلد 36 ، العدد الأول.
4. حمودة، إبراهيم عبد النبي(2004) ، " تأثير نوع الملكية ونوع التأمين على هامش ربح الاكتتاب في تأمينات الممتلكات والمسئولية"، مجلة كلية التجارة للبحوث العلمية، جامعة الإسكندرية.
5. داود ، هناء سلطان & طاهر ، قتيبة محمد(2008) ، " القياس الكمي لأثر القروض الزراعية في نمو الناتج الزراعي لدول عربية مختارة باستخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين " ، مجلة زراعة الرافدين ، المجلد (36) العدد (1) ، كلية الزراعة – جامعة الموصل .
6. عبد اللطيف، هشام فرعون & عبد الكريم ، خالد طه & يوسف ، هيثم يعقوب ، (2010) ،" استخدام وتكييف نماذج احصائية قياسية علي الاقتصاد العراقي للفترة (1988–2002) " ، مجلة ديالي للعلوم البحتة ، العراق ، العدد 2، مجلد 6، ابريل 2010.
7. عبد اللطيف، هشام فرعون (2010) ،" دراسة احصائية قياسية لتقييم الدخل القومي في العراقي للفترة (1986– 2006) " ، مجلة ديالي للعلوم البحتة ، العراق .
8. عثمان ، محمد عبد المولى (1996)، " قياس كمي لقرارات الاكتتاب وعلاقتها بخصائص عملاء التأمين على الحياة، دراسة تطبيقية على إحدى شركات التأمين "، المجلة العلمية لكلية التجارة – جامعة طنطا، العدد الأول.
9. عطيه ، عبد القادر محمد ،(2004) " الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق " ، جامعة أم القري – مكة المكرمة.
10. علي ، أحمد عبد الفتاح (1996) " مراقبة السلامة المالية في شركات التأمين المصرية كمياً "، المجلة المصرية للدراسات التجارية، كلية التجارة– جامعة المنصورة، المجلد العشرون، العدد الرابع، 1996م.

11. الكتاب الاحصائي السنوي عن نشاط سوق التأمين ، الهيئة المصرية للرقابة على التأمين خلال الفترة (2004-2018).
12. محمد ، شيخي ، (2011) ، " طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات " ، جامعة ورقلة ، الجزائر .
13. واصف ، جمال عبد الباقي ، (2002)" نموذج احصائي لتقييم كفاءة الأداء المالي لشركات التأمين " ، المجلة المصرية للدراسات التجارية ، كلية التجارة- جامعة المنصورة ، المجلد 26 ، العدد الثاني.
14. يحي ، مزاحم محمد & عبد الله، محمود حمدون ، (2009) " استخدام طريقتي (2SLS) و(3SLS) في تقدير منظومة المعادلات الأنية للأسعار العالمية للحبوب للمدة (1961-2002) " ، تنمية الرافدين ، العدد 93 مجلد 31، ، كلية الادارة والاقتصاد – جامعة الموصل ، العراق .

1. A.M. Best, (2010)“ Best reports – property-causality” n .J annual.
2. C.A.Willims,Jr, Heins,(1985) "Risk management and insurance” , new jersy:Mc Graw-hill Boock co ,.
3. Cummins ,J.David , (1991),” Statistical and Financial Models of Insurance Pricing and the Insurance Firm “, Journal of Risk and Insurance , 58: 261-302
4. Gujarati,D.n. (1998) ; “ Basic Econometrics “ , McGraw-Hill Book Company ,New York.
5. Henery Ellis,(1990) "Government Regulation of insurance companies in Agued to insurance management ,London the Macmellan press LTd ,
6. Intrilligator , M.D. & Bodkin , R. G . &Hsiao , C. (1996) “ Econometrics Models , Techniques and Applications “ , Prentice Hall.
7. Lamm-Tennant , J , Starks , L. , and Stokes L .(1992),” An empirical Bayes Approach to Estimating Loss Rations” , Journal of Risk and Insurance , Vol L I X No. 3.
8. Morris , Carl and Lee Van SLYKE , (1987) ,” Empirical Bayes Methods for Pricing Insurance Claims” , proceedings of the Business and Economics Statistics Section , , (Washington) , D. C. : (American statistical Association).
9. Venezian. E, and Fields, J. A.(1989), "Interest rate and Profit Cycle, disaggregated Approach", Journal of Risk and Insurance, June 1989, vol. 56.