

# **نموذج إحصائي للتبؤ بمخصص المطالبات تحت التسوية في شركات التأمين التعاوني**

**د/ حامد عبد القوي محمد الخواجة (\*)**

---

(\*) د/ حامد عبد القوي محمد الخواجة - مدرس بقسم الإحصاء والرياضية والتأمين بكلية التجارة - جامعة طنطا ، والأستاذ المساعد بقسم الاستثمار والتمويل كلية العلوم الإدارية والمالية - جامعة الطائف ، حصل على بكالوريوس تجارة- قسم الإحصاء التطبيقي ١٩٩٣ - دبلوم تأمين ١٩٩٦ ، وعمل معيدياً ثم مدرساً مساعداً وحالياً مدرس بقسم الإحصاء والرياضية والتأمين بكلية التجارة جامعة طنطا، وحصل على الماجستير من جامعة المنصورة ، ودرجة الدكتوراه من جامعة قناة السويس ، له اهتمامات بحثية في مجال التأمينات العامة وإدارة الأخطار والإحصاء التطبيقي .



## المقدمة

تواجه شركات التأمين بمطالبات تتحقق خلال العام ، وذلك قبل عمل الحسابات الختامية ويتم إبلاغها للشركة فعلاً، ولكن لا تتم تسويتها خلال نفس العام فقد تسوى خلال العام أو الأعوام المقبلة ، كما أن هناك مطالبات تتحقق خلال العام أيضاً قبل تاريخ إغفال الحسابات الختامية ولم يبلغ أصحابها ، لذلك تقوم شركات التأمين بإعداد مايسمي بمحضن المطالبات تحت التسوية ، وتقابل الشركة صعوبات كثيرة عند تقدير هذا المخصص ، وذلك لصعوبة تقدير رقم المطالبات المستحقة عن الحادث مقدماً، وتستخدم شركات التأمين طرقاً تقديرية عند تقدير هذا المخصص مما يظهره لدى بعض الشركات مبالغًا لقيمتها أو أقل من اللازم وما يترتب على ذلك من مشاكل وخلال في الحسابات الفنية والمالية.

ويقصد بالمطالبات تحت التسوية تلك المبالغ التي ستقوم هيئة التأمين بدفعها خلال السنة أو السنوات المالية التالية عن حوادث تحققت خلال السنة المالية التي تقوم بإعداد حساباتها الختامية ، وعند تحديد قيمة مخصوص المطالبات تحت التسوية تقوم هيئة التأمين عادة بالفصل بين المطالبات المستحقة عن حوادث وقعت وأبلغت عنها ولكنها لم تزل بعد في مرحلة استكمال الإجراءات الخاصة بتحديد التزامها تجاه المستفيد بشأنها، وحوادث أخرى وقعت ولكن لم تبلغ بها بعد<sup>(١)</sup>.

ونجد في التأمينات العامة أن الخسارة قد تكون كلية أو جزئية ، وحتى وإن كانت الخسارة كلية فليس شرطاً أن يتساوي التعويض مع مبلغ التأمين لوجود شرط النسبة في وثائق التأمين العامة فكثيراً ما يكون مبلغ التعويض أقل من مبلغ التأمين المتفق عليه في الوثيقة ، مما ينبع عن ذلك انحرافات بين التبؤ المتوقع للالتزام شركة التأمين تحت بند مخصوص المطالبات وبين الالتزام الفعلي عند التسوية النهائية للحوادث ومن هنا تبرز أهمية التبؤ الدقيق لهذا المخصص<sup>(٢)</sup>.

ولعل من الأهمية بمكان مراعاة الدقة في تقدير قيمة المطالبات التي تكونها شركات التأمين للوفاء بالتزاماتها المتوقعة تجاه حملة الوثائق ، لأنه يعد أمراً هاماً وذو تأثير ملموس على حملة الوثائق وحملة الأسهم وعلى الوضع المالي لشركات التأمين . فالخطأ في تقدير المخصصات الفنية بالزيادة أو النقصان سيؤثر بالطبع سلباً أو إيجاباً على الأطراف المختلفة ذات العلاقة بالمنشأة

(١) د/ السيد عبد المطلب عده ، التأمين: الأسس العلمية والقواعد العملية ، دار النهضة العربية ، عام ١٩٩٤ . . ص ٤٩٧ .

(٢) أ / صلاح السسطوفي ، مخصوص التعويضات تحت التسوية لتأمين الحريق وأثاره على نتائج الاكتتاب ، معهد التأمين لتدريب الإدارة الوسطى ، ١٩٩٩ ،

التأمينية (حملة الوثائق - حملة الأسهم - جهات الإشراف والرقابة - المجتمع). فقد تدفع الرغبة لدى إدارة الشركة إلى زيادة نسب توزيع الأرباح على حملة الأسهم إلى تكوين مخصصات فنية أقل من اللازم لزيادة الأرباح القابلة للتوزيع مما يعرض مصلحة المؤمن لهم للخطر نتيجة عدم قدرة المنشأة للوفاء بالتزاماتها كاملة، والعكس صحيح فقد ترغب الإدارة إلى خفض نسب توزيع الأرباح على حملة الوثائق فتقوم بتكوين مخصصات أكثر من اللازم لتخفيض الأرباح القابلة للتوزيع. لذلك فإن عدم الدقة في تقدير المخصصات يؤثر على نتائج الأعمال والفائض والملاعة المالية<sup>(٣)</sup>.

فضلاً عما سبق فإن الجانب الشخصي والخبرة للقائمين تعكس على عملية التنبؤ للمخصصات الفنية بالإضافة إلى أن خبرة ونتائج الأعمال لشركات التأمين ومدى الدقة في تقدير المخصصات للسنوات السابقة له تأثير أيضاً في تقدير المخصصات اللاحقة فضلاً عن الصعوبة في العمليات الحسابية والفنية اللازمة لتقدير المخصصات.

ولما كان حقوق حملة الوثائق تتمثل في إجمالي المخصصات الفنية ، ودرك مدى أهمية مخصص المطالبات تحت التسوية وإنه كلما زاد مخصص المطالبات تحت التسوية كلما أثر ذلك تأثيراً إيجابياً على إجمالي المخصصات الفنية أي على حقوق حملة الوثائق، وبالتالي على الملاعة المالية للشركة.

بناءً على ما سبق سيتم تقسيم البحث إلى ما يلي :

**المبحث الأول :** الإطار المنهجي للبحث

**المبحث الثاني :** طبيعة وطرق مخصص المطالبات تحت التسوية

**المبحث الثالث :** الأسلوب الإحصائي المستخدم

**المبحث الرابع :** الدراسة التطبيقية

**المبحث الخامس :** النتائج والتوصيات

(٣) د/ معرض حسن حسين ، د/ محمد غازي صابر ، " دراسة تحليلية للمخصصات الفنية وتأثيرها على الأطراف ذات العلاقة بشركات التأمين الكويتية " ، المجلة المصرية للدراسات التجارية - كلية التجارة - جامعة المنصورة ، المجلد الثالث والعشرون ، العدد الثاني ، ١٩٩٩ ، ص ٥٥٨ .

## المبحث الأول

### الإطار المنهجي للبحث

#### أولاً : مشكلة البحث

يعد تقدير مخصص المطالبات تحت التسوية واحد من أعقد المشكلات في حسابات التأمينات العامة بسبب عدم التأكيد الذي يصاحب هذا التنبؤ ، واحتياطي المطالبات Claims Reserve في لغة التأمين يسمى في لغة المحاسبة مخصص المطالبات Provision for Claims ، وعادة ما يكون هذا المخصص ضخماً بحيث أن أي تغير بسيط في نسبته يؤثر على النتائج الاكتتابية للسنة بدرجة لاتتفق مع نسبة هذا التغير ولذلك يكون لأسلوب تقديره بصورة دقيقة تأثير بالغ على نتائج شركات التأمين، وفيما يلي جدول(١) يبين مخصص مطالبات تحت التسوية وصافي المطالبات المستحقة (١) للفترة من عام ٢٠٠٦ إلى عام ٢٠١٢.

جدول(١)

#### مخصص مطالبات تحت التسوية وصافي المطالبات المستحقة

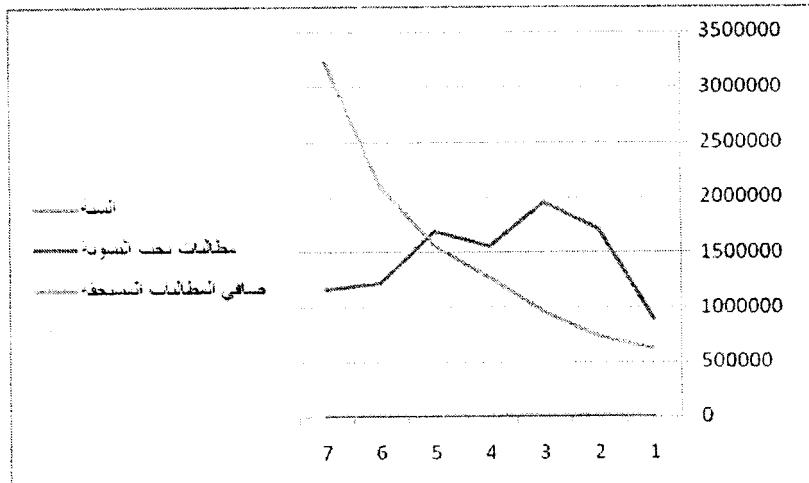
الفرق بالزيادة أو النقصان	صافي المطالبات المستحقة (المتكبدة)	مطالبات تحت التسوية	السنة
279387	613000	892387	2006
981814	726238	1708052	2007
1001537	953518	1955055	2008
284247	1271054	155301	2009
139367	1548318	1687685	2010
(866708)	2095300	1228592	2011
(2070427)	3231709	1161282	2012

المصدر : أرقام / <http://www.argaam.com> ، الشركة التعاونية للتأمين

(١) يقصد بصافي المطالبات المستحقة (المتكبدة) أي التي تخص السنة = صافي المطالبات المدفوعة ± التغيرات في المطالبات تحت التسوية سواء بالزيادة أو النقصان.

التغيرات في المطالبات تحت التسوية = رصيد المطالبات تحت التسوية آخر المدة - رصيد المطالبات تحت التسوية أول المدة

شكل رقم (١) مخصص مطالبات تحت التسوية وصافي المطالبات المستحقة



وبالنظر إلى الجدول والشكل السابق يتضح الآتي:

١- مخصص المطالبات تحت التسوية في زيادة حتى عام ٢٠١٠، وبالتالي زيادة صافي المطالبات المستحقة.

٢- وجود انحراف كبير بالزيادة بين مخصص المطالبات تحت التسوية عن صافي المطالبات المستحقة في الأعوام من ٢٠٠٦ حتى عام ٢٠١٠.

٣- وجود انحراف بالنقص بين مخصص المطالبات تحت التسوية عن صافي المطالبات المستحقة في عامي ٢٠١١، ٢٠١٢.

ومن جملة ما تقدم تلخص مشكلة البحث في وجود فروق واضحة بالزيادة أو النقصان بين أرقام مخصص المطالبات تحت التسوية المقدرة أو المتوقعة مقدماً وبين أرقام المطالبات المستحقة، حيث تبين من فحص سجلات وتقارير شركة التعاونية للتأمين يوجد انحراف كبير بين مطالبات تحت التسوية و صافي المطالبات المستحقة خلال الأعوام من عام ٢٠٠٦ إلى عام ٢٠١٢.

### ثانياً: الهدف من البحث

يهدف البحث إلى استخدام نموذج إحصائي للتتبؤ بمخصص المطالبات تحت التسوية بسوق التأمين التعاوني السعودي، وذلك لمساعدة متخذ القرار في شركات التأمين على التتبؤ السليم لمخصص المطالبات تحت التسوية، ومن ثم تخفيض الفجوة الواضحة بين قيم المطالبات الفعلية والمتوقعة.

### ثالثاً: أهمية البحث

تعد هذه الدراسة ضرورية وهامة لسوق التأمين السعودي للأسباب الآتية:-

١. إن النتائج الدقيق لمخصص المطالبات تحت التسوية يؤدي إلى بيان الصورة الحقيقة للالتزامات المالية لشركات التأمين.
٢. يعد مخصص المطالبات تحت التسوية مصدرًا لحصيلة كبيرة من الأموال يتم ضخها في قنوات الاستثمار المختلفة، وبالتالي إذا أحسن استثمارها فإن ذلك ينعكس على قوة المركز المالي والتنافسي للشركة.
٣. يؤدي تكوين مخصص جيد إلى استمرار شركات التأمين بالوفاء بالتزاماتها تجاه حملة الوثائق.
٤. إظهار النتائج الفعلية لشركة التأمين والتي تعبر بصدق عن العمليات التي تتم بها مما يساعد في تقييم إدارة الشركة.
٥. حاجة سوق التأمين السعودي لمثل هذه الدراسات والتي تعتمد على النماذج الكمية مما يساعد إدارة الشركة في سرعة اتخاذ القرار.

### **رابعاً : الدراسات السابقة**

#### **أولاً : الدراسات الأكاديمية**

- ١ - دراسة (١) "CHRISTIAN ROHOLTE LARSEN" (2007) عرضت الدراسة التقليدية والتي ينتج عنها تقدير مخصص المطالبات غير دقيق وتم الاعتماد في هذه الدراسة على بعض النماذج لتقدير مخصص المطالبات منها &Generalized Linear Models & Stochastic Claims Reserving & Markov Chain & Chain ladder & Marked Poisson process && Generalized Pareto Distribution & Logistic Regression وفي هذه النماذج تم إدخال معلومات للتغلب على بعض المؤثرات الموسمية ونم التوصل إلى نماذج أفضل من chain Ladder
- ٢ - دراسة (٢) "GARY G . VENTER" (2007)

- 
- (1) CHRISTIAN ROHOLTE LARSEN , AN INDIVIDUAL CLAIMS RESERVING MODEL , Astin Bulletin , 37 (1) , 113-132, (2007).
- (2) GARY G . VENTER , Generalized Linear Models beyond the exponential family with loss reserve applications , Astin Bulletin , 37 (2) , 345-364, (2007).

اهتمت هذه الدراسة باستخدام النماذج الخطية العامة والعائلة الأساسية ، وذلك بالتطبيق على مخصص الخسارة من خلال استخدام توزيعات الخسارة في النماذج الخطية العامة.

### ٣- دراسة (٣) "MARKUS , AND OTHERS" (٢٠٠٦)

تم في هذه الدراسة تقدير طريقة المخصصات لـ chain ladder عن طريق التنبؤ بمتوسط مربعات الأخطاء لسلسلة زمنية بصيغة MACK AND MURPHY REVISTIED تعرف بـ

### ٤- دراسة (٤) "Joseph Calandro , Jr & Thomas J. O'Brien" (٢٠٠٤)

استهدفت الدراسة عمل تقدير مستقبلي للمطالبات لمخصصات تأمين الممتلكات والمسؤوليات، وذلك عن طريق الأطراف ذات العلاقة من مديرى الخطر ومحلى الاستثمار والمديرين الماليين.

## ثانياً: الدراسات العربية

### ١- دراسة (١) "د/جيها مسعد المعداوي (٢٠١٠) قامت الباحثة بتقدير مخصص الخسارة

ومقارنة هذه الطرق من خلال مجموعة من الطرق الرياضية التي تعتمد على أسلوب (run-off triangle) من خلال مقارنة الخسائر النهائية المتوقعة من أجل التوصل إلى أفضل تقدير ، وتحديد مدى التنبؤ بالاعتماد على المصادر المتاحة ، ومقارنة المحفظة التأمينية تحت مجموعة من اعتبارات السوق ، وأوصت الدراسة بأهمية تطبيق النموذج المقترن لتقدير مخصص الخسارة .

### ٢- دراسة (٢) "د/ محمد عطا ، د/ علي يحيى (٢٠٠٧) حيث استهدفت الدراسة إلى استخدام نماذج الخطر في تقدير مخصص المطالبات تحت التسوية من خلال النموذج الأساسي ونموذج الخطر

---

(3)MARKUS BUCHWALDER , HANS BUHLMANN , MICHAEL MERZ AND MARIO V . WUTHRICH " THE MEAN SQUARE ERROR OF PREDICTION IN THE CHAIN LADDER RESERVING METHOD (MACK AND MURPHY REVISTIED " , Astin Bulletin , 36 (2) , 521 -542 , (2006).

(4) Joseph Calandro , Jr & Thomas J. O'Brien " A User – Friendly Introduction to Property – Casualty Claim Reserves " Risk Management and Insurance Review , 2004, vol . 7, NO . 2 , 177-187.

(١) د/ جيها مسعد المعداوي ، نموذج مقترن لتقدير مخصصات الخسارة في التأمينات العامة ، رسالة دكتوراه ، كلية التجارة - جامعة المنصورة ، ٢٠١٠ .

(٢) د/ محمد محمد عطا ، د/ علي السيد يحيى ، توصيف نموذج كمي لتقدير مخصص التعويضات تحت التسوية بالتطبيق على قطاع التأمينات العامة في السوق التأميني المصري ، مجلة البحوث التجارية المعاصرة ، كلية التجارة - جامعة سوهاج ، العدد الأول ، المجلد الواحد والعشرون ، يونيو ٢٠٠٧ .

الجمعي ونموذج جاما ، وأوصت الدراسة باستخدام نموذج جاما عند تقدير مخصص المطالبات تحت التسوية.

٣- دراسة (٢) د/ علي السيد الديب (٢٠٠١) هدفت الدراسة إلى تقييم طريقة التسلسل السلمي المتبعة في السوق المصري لتقدير مخصصات الخسارة ، وأوصي الباحث بأخذ معدل عائد استثمار مخصصات الخسارة عند التنبؤ في الاعتبار، وكذلك معدلات التضخم الماضية لتعديل قيم المطالبات المسددة.

٤- دراسة (٤) د/ محمد نادي عزت ، د/ طارق عزت عبد الباري (١٩٩٩) " تم استخدام نموذج لتقدير مخصص المطالبات تحت التسوية باستخدام الشبكات العصبية الاصطناعية ، وذلك لإيجاد علاقة بين مخصص المطالبات تحت التسوية وكلًا من الأقساط المكتسبة والمطالبات المسددة وتوصلنا إلى أن استخدام نماذج الشبكات العصبية الاصطناعية في تقيير مخصص المطالبات تحت التسوية قد أدى إلى نتائج أفضل مقارنة باستخدام أسلوب الانحدار المتعدد.

٥- دراسة (٥) د/ معرض حسن حسين ، د/ محمد غازى صابر (١٩٩٩) " قاما بعمل دراسة تحليلية للمخصصات الفنية وتأثيرها على الأطراف ذات العلاقة بشركات التأمين الكويتية ، ودراسة مدى الارتباط بين التغير في المخصصات الفنية ومعدلات توزيع الأرباح ومعدلات الخسائر ، وتوصلت الدراسة إلى أن سلوك المخصصات الفنية يتأثر بنتائج أعمال منشآت التأمين .

٦- دراسة (٦) د/ جلال حربى ، وآخرين (١٩٩٥) " تم تقدير مخصص المطالبات تحت التسوية باستخدام الانحدار الخطي المتعدد ، وذلك بإيجاد علاقة بين مخصص المطالبات تحت التسوية

---

(٣) د/ علي السيد الديب ، تطوير طريقة التسلسل السلمي لتقدير مخصصات الخسارة في سوق التأمين المصري ، مجلة الدراسات المالية والتجارية ، كلية التجارة بنى سويف - جامعة القاهرة ، العدد الثاني ، السنة الحادية عشر ، يونيو ٢٠٠١ .

(٤) د/ محمد نادي عزت ، د/ طارق عزت عبد الباري ، استخدام التحليل بالشبكات العصبية في تقيير مخصص التعويضات تحت التسوية لفروع التأمينات العامة ، المجلة المصرية للدراسات التجارية ، كلية التجارة - جامعة المنصورة ، المجلد الثالث والعشرون ، العدد الثاني الأول ١٩٩٩ .

(٥) د/ معرض حسن حسين ، د/ محمد غازى صابر ، " دراسة تحليلية للمخصصات الفنية وتأثيرها على الأطراف ذات العلاقة بشركات التأمين الكويتية " ، المجلة المصرية للدراسات التجارية ، كلية التجارة - جامعة المنصورة ، المجلد الثالث والعشرون ، العدد الثاني ، ١٩٩٩ ، ص ٥٥٨ .

(٦) د/ جلال عبد الحليم حربى ، وآخرين ، استخدام أسلوب الانحدار المتعدد في تقدير مخصص التعويضات تحت التسوية لتأمينات المركبات والمسؤولية ، مجلة الدراسات المالية والتجارية ، كلية التجارة بنى سويف - جامعة القاهرة ، العدد الأول - السنة الخامسة - يناير ١٩٩٥ .

والأساط المكتسبة خلال العام والمطالبات المسددة عن الحوادث التي تم تسويتها بالفعل خلال العام ، وقد توصلت الطريقة إلى امكانية تطبيق نموذج الانحدار المتعدد على بعض الفروع وعدم تطبيقها على فروع أخرى دون التعرض لذكر أسباب ذلك

٧- دراسة <sup>(٧)</sup> د/ مني عمار ، د/ مصطفى عبد الغنى (١٩٩٥)

تم عمل دراسة تحليلية لطريقة مخصص المطالبات تحت التسوية في تأمين الحريق بالتطبيق على قطاع الحديد والصلب في ج.م.ع ، وذلك لتحديد مدى ارتباط المخصص المقدر بالتعويض الفعلي المسدد ، وتم استخدام نموذج الانحدار الخطى البسيط في تقدير مخصص المطالبات تحت التسوية، وتوصلت الدراسة إلى وجود فروق كبيرة بين المخصص المقدر عن الحادث والتعويض الفعلى المسدد عن نفس الحادث.

٨- دراسة <sup>(٨)</sup> محمد محمد علي هاشم (١٩٩٤) " كان هدف البحث تقدير مخصص المطالبات تحت التسوية بمعرفة شركات التأمين عن طريق قائمة استقصاء وتوصلت الدراسة إلى وجود فروق كبيرة بين مخصص المطالبات تحت التسوية وبين المطالبات التي تتحملها شركات التأمين عن نفس الحوادث.

(٧) د/ مني عمار ، د/ مصطفى عبد الغنى ، دراسة تحليلية لطريقة مخصص التعويضات تحت التسوية في تأمين الحريق بالتطبيق على قطاع الحديد والصلب في ج.م.ع ، مجلة الدراسات المالية والتجارية ، كلية التجارة بني سويف - جمعية القاهرة ، العدد الحادى عشر - السنة الخامسة - يوليو ١٩٩٥

(٨) د/ محمد محمد علي هاشم ، مخصص التعويضات تحت التسوية بشركات التأمين ( دراسة محاسبية ميدانية ) ، مجلة آفاق جديدة ، كلية التجارة - جامعة المنوفية ، السنة السادسة ، العدد الثالث ١٩٩٤ .

## **خلاصة الدراسات السابقة**

تم القيام بدراسة تحليلية لمخصص المطالبات تحت التسوية واستخدام نموذج الانحدار الخطي البسيط لتقدير مخصص المطالبات تحت التسوية ، وتم تقدير مستقبلى للمطالبات تحت التسوية ، وعمل تقييم لطريقة التسلسل السلمي المستخدمة بسوق التأمين المصري ، وتم كذلك تقدير مخصص المطالبات تحت التسوية بالاعتماد على الشبكات العصبية والانحدار المتعدد من خلال تحديد متغيرات مستقلة لا يجاد علاقه بين مخصص المطالبات تحت التسوية وبعضاً من المتغيرات المستقلة واستخدم في الدراسة متغيرين مستقلين هما الأقساط المكتسبة والمطالبات المسددة ، وتم أيضاً عمل قائمة استقصاء لمعرفة الفروق الواضحة بين مخصص المطالبات تحت التسوية والمطالبات التي تحملها الشركة .

ولتحقيق هدف البحث وهو استخدام نموذج إحصائي للتبوء بمخصص المطالبات تحت التسوية بسوق التأمين السعودي ، وذلك للتوصيل إلى تقدير مناسب تم تحديد أربع متغيرات مستقلة والتي يراها الباحث مؤثرة على مخصص المطالبات تحت التسوية والمتغيرات المستقلة هي صافي المطالبات المدفوعة ، وصافي حصة معيدي التأمين ، ورأس المال ، وصافي الأقساط المكتتبة للشركة محل البحث .

## **خامساً: حدود البحث**

**أ- الفترة الزمنية :** من خلال البيانات المنشورة للشركة الوطنية للتأمين التعاوني بسوق التأمين السعودي لقوائم المالية لبيانات ربع سنوية خلال الفترة من ٢٠٠٦ إلى ٢٠١٢ أي سبع سنوات (ثمانية وعشرون فترة زمنية)

**ب- مجال التطبيق :** فرع التأمين العام بالشركة الوطنية للتأمين التعاوني بالمملكة العربية السعودية.

## المبحث الثاني

### طبيعة وطرق مخصص المطالبات تحت التسوية

يتم تناول هذا المبحث في النقاط التالية :-

#### أولاً : طبيعة مخصص المطالبات تحت التسوية

تعتمد بعض شركات التأمين على الطرق الاجتهادية والتنبوية في تقدير مخصص المطالبات تحت التسوية مما يظهر المخصص إما مبالغًا فيه، وإما أقل من اللازم. ويترتب على عدم الدقة في التنبؤ عدم دقة الحسابات المالية والفنية، لأنه في حالة تقدير المخصص بقيمة أقل من اللازم فإن ذلك يعني تضخم الأرباح وتكونين أرباح وهمية بلا مبرر. وفي حالة المبالغة في التنبؤ تعنى تخفيض الأرباح وتكونين مخصصات سرية وكلتا الحالتين ليستا من مصلحة الشركة في شيء، ففي الأولى تحصل الشركة على أرباح دون وجه حق وفي الحالة الثانية تحرم الشركة من الحصول على أرباح رغم أحقيتها فيها.

#### أهمية مخصص المطالبات تحت التسوية

تلغاً هيئات التأمين إلى تكوين مخصص المطالبات تحت التسوية نتيجة لوجود فاصل زمني بين تاريخ تحقق الخطر ونشوء الحق في التعويض بالالتزام من جانب هيئات التأمين وقيامها بدفع مبلغ التعويض فعلاً<sup>(١)</sup>.

هذا وتمثل أهمية مخصص المطالبات تحت التسوية فيما يلي<sup>(٢)</sup>:

١. يعد مخصص المطالبات تحت التسوية من المخصصات الفنية الهامة في التأمينات العامة.
٢. يعد مخصص المطالبات تحت التسوية عنصراً هاماً في الحسابات الختامية حيث يترتب على عدم الدقة في التنبؤ إلى إظهار نتائج الحسابات الختامية بصورة غير دقيقة<sup>(٣)</sup>.

(١) محمد محمد عطا ، علي سيد بخيت ، "توصيف نموذج كمي لتقدير مخصص التعويضات تحت التسوية بالتطبيق على قطاع التأمينات العامة في سوق التأمين المصري" ، مجلة البحوث التجارية المعاصرة ، كلية التجارة - جامعة سوهاج ، العدد الأول ، يونيو ٢٠٠٧ ، ص ١٨٢.

(٢)أمل أحمد حسن الدالي ، "مخصص التعويضات تحت التسوية فرع السيارات في جمهورية مصر لعربى دراسة تحليلية" ، رسالة الماجستير ، كلية التجارة - جامعة أسيوط ، ١٩٩٨ . ص ٣٦-٣٩.

(٤) Loomis, Carol "The Earnings Magic at American Express, Fortune, June 25, 1984, P. 58.

٣. ترجع أهمية دراسة مخصص المطالبات تحت التسوية إلى عدم وجود أساس رياضية ثابتة لتقديره وتغير الطرق المستخدمة من وقت لآخر وهذا ما سيتناوله الباحث بالتفصيل في البحث التطبيقي .

٤. ترجع أهمية مخصص المطالبات تحت التسوية إلى تأثيره على معدل الخسارة والذي يستخدم عند حساب الأقساط أو تعديلها.

٥. التأثير على الاقتصاد القومي، حيث أن القصور في مخصص المطالبات تحت التسوية يؤثر بصورة غير مباشرة على الأرباح والخسائر الصافية لشركة التأمين، وبالتالي لقطاع التأمين ككل والدور الذي يساهم به في خطة التنمية الاقتصادية والاجتماعية، الممثلة في القيمة المضافة لقطاع التأمين للناتج القومي.

## ثانياً : طرق تقدير مخصص المطالبات تحت التسوية

كما سبق وأن ذكرنا فإن مخصص المطالبات تحت التسوية يتكون من نوعين من المخصصات هما:

أ - مخصص المطالبات للحوادث التي تم الإبلاغ عنها.

ب- مخصص المطالبات للحوادث التي لم يتم الإبلاغ عنها.

ولكي يتم تناول طرق تقدير مخصص المطالبات تحت التسوية فإنه يتم تناولها بالنسبة

لكل نوع من النوعين السابقين على النحو التالي :-

أ - مخصص المطالبات للحوادث التي تم الإبلاغ عنها.

يمكن تقدير المخصص لهذا النوع من المطالبات بأحد الطرق الآتية (١):

١- الطريقة الفردية : وتقوم على أساس تقدير المطالبات لكل حالة على حدة ورغم دقة هذه الطريقة إلا أنها لا تفي في حالة المطالبات الكثيرة .

٢- طريقة المتوسطات : ويتم تقدير مخصص المطالبات على أساس متوسط المطالبات في الفترة المنتهية مضموناً في عدد المطالبات . وقد يحسب المخصص على أساس متوسط الإشعارات والمحدد على أساس خبرة شركات التأمين خلال الفترة التي سبق إعداد الميزانية

(١) إبراهيم محمد مهدي ، محمود سيد أحمد سالم ، " التأمين ورياضياته " ، كلية التجارة- جامعة قنادة السويس ، ٢٠٠٦/٢٠٠٥ ص ص ١٨٣ - ١٩٠ .

عنها مصروباً في عدد الإشعارات التي تلقتها الشركة خلال نفس الفترة ثم طرح قيمة المطالبات التي تم دفعها فعلاً.

-٢- طريقة معدل الخسارة : يقصد بمعدل الخسارة النسبة من القسط التي تستخدم لسداد المطالبات وبضرب الأقساط المكتسبة في تلك النسبة ينبع قيمة المطالبات التي تخص العام فيخصص منها المطالبات التي دفعت فعلاً عن حوادث التي وقعت خلال السنة التي يحسب عنها مخصص ومن ثم لا يؤخذ في الاعتبار قيمة المطالبات التي تسدد خلال نفس العام نتيجة حوادث تم تسويتها في العام السابق . وعموماً يحسب مخصص هذا النوع من المطالبات بالمعادلة الآتية:-

مخصص المطالبات تحت التسوية =

مخصص المطالبات أخر العام السابق + ( الأقساط المكتسبة خلال هذا العام × معدل الخسارة ) - المطالبات المدفوعة خلال العام.

-٤- طريقة الجدول : تستخدم هذه الطريقة في حالة تأمينات الحوادث الشخصية والعجز والمرض حيث يحدد في هذا الجدول المدة المتوقعة لحالات العجز والمرض المختلفة ومن ثم قيمة المطالبات المتوقع دفعها خلال تلك المدد.

## **بـ- مخصص المطالبات للحوادث التي لم يتم الإبلاغ عنها**

نتناول فيما يلي أهم الطرق المستخدمة لتقدير قيمة مخصص المطالبات تحت التسوية عن الحوادث غير المبلغ عنها حتى تاريخ اعداد الميزانية ، وذلك كما يلي (١) :-

### **١- طريقة نسبة تعويضات الحوادث غير المبلغ عنها في السنة السابقة إلى إجمالي المطالبات المحققة عن نفس السنة**

وفي هذه الطريقة يتم اتخاذ السنة السابقة كأساس لتقدير قيمة هذه الحوادث ، وذلك بايجاد نسبة تعويضات الحوادث غير المبلغ عنها في السنة السابقة إلى إجمالي المطالبات المحققة عن نفس السنة ثم تضرب هذه النسبة في قيمة المطالبات عن الحوادث المحققة خلال العام الحالي .

### **٢- طريقة تقدير عدد الحوادث المتوقعة وغير المبلغ عنها حتى اعداد الميزانية**

وفي هذه الطريقة يتم حساب متوسط المطالبات عن الحادث الواحد من واقع الخبرات السابقة ، وكذلك الحال بالنسبة لعدد المطالبات المتوقعة وذلك على النحو التالي :

$$\text{مخصص المطالبات تحت التسوية} = \text{متوسط قيمة المطالبات عن الحادث الواحد} \times \text{عدد الحوادث}$$

### **٣- طريقة التسلسل السلمي (Chain ladder method)**

ويطلق على هذه الطريقة أيضاً طريقة مثلث تطور الخسارة loss- development triangle method

وهي أكثر الطرق استخداماً على المستوى العالمي ، وان اختلفت الأسس التي تقوم عليها ومنها ما يسمى باسم سوق التأمين الذي يستخدمها (٢) London Chain ladder ، وهذه الطريقة تظل مناسبة لتقدير مخصصات الخسارة، ومع ذلك يجب ادخال تعديلات عليها وبصورة مستمرة حتى تقترب تقديراتها من القيمة الفعلية .

(١) محمد محمد عطا ، مرجع سابق ، ص ١٩٤.

(٢) على السيد عده الدبيب ، "تطوير طريقة التسلسل السلمي لتقدير مخصصات الخسارة في سوق التأمين المصري" ، مجلة الدراسات المالية والتجارية ، كلية التجارة بنى سويف- جامعة القاهرة ، العدد الثاني ، يوليو ٢٠٠١ ، صص ٨٢٠-٨١ .

(٣) Urs Winter , Late claims reserves in reinsurance , Swiss Re , Zurich , 1989, pp 5-13.

### **المبحث الثالث**

## **الأسلوب الإحصائي المستخدم**

### **مقدمة**

بعد تحليل الانحدار من الطرق شائعة الاستخدام في شرح التغيرات المستقبلية لمتغير معين والتنبؤ بها، ويعتبر إيجاد التنبؤ باستخدام تحليل السلالس الزمنية من البدائل الهامة لنماذج الانحدار ، وبصفة خاصة يعد أسلوب Box and Jenkins من أهم الأساليب المستخدمة في تحليل وبناء نماذج السلالس الزمنية، والتنبؤ بالتغييرات المستقبلية وفقاً لهذا الأسلوب يعتمد على سلوك هذا المتغير في الماضي ، حيث يأخذ في الاعتبار أنماط التغيرات في الماضي لمتغير معين وتستخدم هذه المعلومات للتنبؤ بالتغيرات المستقبلية لذلك المتغير مما يجعل نموذج السلالس الزمنية وسيلة فعالة للتقدير. يمثل المحور الرئيسي لهذا البحث في التنبؤ بمخصص المطالبات تحت التسوية لسنة قادمة لأربع فترات ربع سنوية ، ويعتمد هذا التنبؤ على تحليل طويل الأجل لخبرة شركة التأمين التعاونية محل البحث من خلال بيانات ربع سنوية ، وذلك في ضوء أربع متغيرات مفسرة . وسوف تتم عملية التنبؤ من خلال أسلوبين هما أسلوب الانحدار المتعدد وأسلوب السلالس الزمنية على النحو التالي.

### **أولاً : نموذج الانحدار الخطى المتعدد**

#### **الانحدار الخطى المتعدد      Multiple Linear Regression**

يعرف الانحدار الخطى المتعدد بأنه عملية تقدير العلاقة الخطية بين عدة متغيرات أحدهما متغير تابع والباقي متغيرات توضيحية يعتقد أنها تؤثر في المتغير التابع

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + e$$

حيث ان

٧ : المتغير التابع

X : المتغيرات المستقلة  $X_1, X_2, X_3, X_4$

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$  : تمثل معالم النموذج الخطى

e : تمثل الخطأ العشوائي

## ثانياً : نماذج السلسلات الزمنية

يعد التنبؤ بالسلوك المستقبلي للسلسلات الزمنية من المواقف المهمة في علم بحوث العمليات وعلم الإحصاء والتأمين ، وذلك للحاجة إليه في مختلف مجالات الحياة ، مثل التنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية ، وعملية التنبؤ في جميع مجالات التأمين ، وحالة السوق ، والأسعار وغيرها . كما أن سبب أهمية السلسلات الزمنية في أنها تتناول سلوك الظواهر وتفسيرها عبر فترة زمنية محددة ، ولتحقيق ذلك يتطلب الأمر دراسة تحليلية لنماذج السلسلات الزمنية بالاعتماد على الأساليب الإحصائية والرياضية ، ومن أهمها نموذج بوكس-جنكنز .

### نماذج بوكس-جنكنز Box-Jenkins Models

إن نماذج بوكس-جنكنز طورت في السبعينيات ( ١٩٧٠-١٩٧٦ ) ، وهذه الطريقة تحل السلسلة الزمنية المستقرة أو غير المستقرة سواء كانت موسمية Seasonal أم غير موسمية Non-Seasonal لذا تستخدم هذه النماذج في التحليل والتنبؤ ومنها (١) .

#### ١- نماذج الانحدار الذاتي Autoregressive Models

نماذج الانحدار الذاتي AR هي عبارة عن ارتباط المشاهدات الحالية للسلسلة الزمنية مع مشاهدات سابقة لنفس السلسلة، ونموذج الانحدار الذاتي في صيغته العامة يكون كالتالي :

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + e_t$$

(١) هزون عزام عبد المرضي ، أحمد حسين في والتر ، فدال ، ١٩٨٣ ، "السلسلات الزمنية من الوجهة التطبيقية ونماذج بوكس وجينكنز " دار المريخ للنشر ، ١٩٩٢ .

ب- أسامة ربيع ، "التنبؤ بمعدلات الخسارة في شركات تأمينات الممتلكات والمسؤوليات باستخدام نماذج الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة التكمالية " .

- Abraham ,B & Ledolter,J **Statistical Methods for forecasting**". John Wiley and sons .New York, 1983.

ويرمز إلى نموذج الانحدار الذاتي بالرمز AR(p) ، حيث (p) تمثل عدد المعلمات في النموذج أو رتبة النموذج، حيث يعبر عن القراءة الحالية دالة خطية في القراءات السابقة والخطأ العشوائي الحالي

حيث إن

X : مشاهدات السلسلة

$\Phi$  : معالم النموذج حيث

P : رتبة النموذج

## ٢ - نماذج المتوسطات المتحركة Moving Average Models

في هذا النموذج تكون القراءة الحالية دالة خطية في الأخطاء العشوائية لفترات السابقة كما أن نماذج المتوسطات المتحركة MA هي عبارة عن ارتباط مشاهدات السلسلة الزمنية الحالية مع خطأ السلسلة نفسها لمدد سابقة والصيغة العامة للنموذج هي

$$X_t = -e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q}$$

ويرمز نموذج المتوسطات المتحركة بالرمز MA(q) إذ ان (q) تمثل عدد المعلمات في

النموذج

حيث إن

X : مشاهدات السلسلة

$\theta$  : معالم النموذج

q : رتبة النموذج

## ٣ - نماذج الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة Autoregressive Moving Average Models (ARMA)

نماذج الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة ARMA هي عبارة عن ارتباط قيم السلسلة الزمنية الحالية مع قيم سابقة للسلسلة نفسها وارتباط قيم السلسلة مع خطأ السلسلة نفسها لمدد سابقة ، والصيغة العامة :

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \phi_2 X_{t-2} - \dots - \phi_p X_{t-p} = e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q}$$

ويرمز نموذج الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة بالرمز ARMA(p,q)

حيث أن ( $p,q$ ) هما عدد معلمات النموذج ، ويتمثل النموذج أعلاه الجزء غير الموسمي أو ما يسمى بالجزء المنتظم للسلسلة الزمنية .

### منهجية بوكس-جنكنز

إن منهجية بوكس-جنكنز ذات الأنشار الواسع في تحليل وبناء نماذج السلسلة الزمنية توفر نموذج تبؤ قوي يعكس سلوك السلسلة الزمنية . ولقد قدم كلا من بوكس-جنكنز طريقة عملية تتكون من أربع مراحل للحصول على نموذج جيد يمكن توضيحها كالتالي :

١- مرحلة التعرف المبئي على النموذج.

٢- مرحلة تقدير معلومات النموذج.

٣- مرحلة فحص النماذج المقدرة لتحديد أنها تمثل البيانات.

٤- وأخيراً يتم استخدام النموذج الأنسب في التنبؤ .

والآن نتناول هذه النقاط بتفصيل أكثر :

#### ١- المرحلة الأولى: التعرف على النموذج وتحديد استقرار السلسلة

لكي يتم الاعتماد على السلسلة الزمنية في التنبؤ لابد وأن تتصف بالسكون أو الاستقرار والذى يحدد بالخصائص التالية (١) :

أ- ثبات متوسط القيم عبر الزمن  $\{ \mu = E(X_t) \}$

ب- ثبات التباين عبر الزمن  $\{ \sigma^2 = VAR(X_t) \}$

ت- التغير بين أي قيمتين لنفس المتغير يعتمد على الفجوة الزمنية بين القيمتين ، وليس على القيمة الفعلية الذي يحسب عنده التغير  $\{ \mu(x_{t+k}) - \mu(x_t) \} = E(x_{t+k} - \mu) - E(x_t - \mu)$

ويمكن الحكم عملياً على توافر هذه الشروط في السلسلة الزمنية من خلال ثبات الوسط الحسابي والتباين كما نوضحه فيما يلى :

#### ١- ثبات الوسط الحسابي

يمكن الحكم على ثباته من خلال ما يلى (٢) :

(١) محمد توفيق الباقبى، نرمين سعد فهمي ، لاستخدام نماذج السلسلة الزمنية في تقدير قيمة الطلب في سوق التأمين المصرى، مجلة الدراسات المالية والتجارية، كلية التجارة - جامعة بنى سويف، العدد الثانى، ٢٠٠٨ ، ص. ٢٦٨ .

- الرسم البياني للسلسلة الزمنية صعوداً أو هبوطاً .
- معاملات الارتباط الذاتي تصل للصفر بسرعة كافية .
- قسمة السلسلة الزمنية إلى جزئين وحساب الوسط الحسابي لكل جزء فإن كانت قيمة الوسطين الحسابيين قريبتين دل ذلك على ثباته. كما أنه يثبت بأخذ الفروق.

## ٢- ثبات التباين

يمكن الحكم على ثباته من خلال الرسم البياني للسلسلة الزمنية وذلك بالنظر إلى الذبذبات في المنحنى فإن كانت ثابتة على طول المنحنى دل ذلك على ثبات التباين .

ويمكن ملاحظة استقرار السلسلة الزمنية من خلال معامل الارتباط الذاتي فإذا كانت معاملات الارتباط الذاتي تتحدر باتجاه الصفر بعد الإزاحة الثانية يقال عندئذ أن السلسلة الزمنية مستقرة ، أما عدم الاستقرارية فهي عدم تحقق أي من الشروط سالفة الذكر وأن معامل الارتباط يأخذ قيم كبيرة لعدة مدد من الزمن ، لجعل السلسلة الزمنية مستقرة حول وسط حسابي ثابت يمكن أخذ الفروق <sup>(١)</sup> Differences من خلال المعادلة التالية :

$$\nabla^d X_t = (1 - B)^d X_t$$

أما إذا كان ثبات السلسلة الزمنية غير مستقرة فيمكن أخذ اللوغاريتم أو أخذ الجذر التربيعي للسلسلة الزمنية أو أي تحويلات ثلاثة السلسلة الزمنية، ولهذا السبب استخدم بوكس وجنكز طريقة تسمى طريقة الفروق وت تكون هذه الطريقة من طرح قيم مشاهدات السلسلة من بعضها البعض في ترتيب زمني محدد فمثلاً تعرف تحويلة الفروق من الرتبة الأولى بأنها الفرق بين قيمتي مشاهدتین متتاليتين ، وت تكون فروق الرتبة الثانية بأخذ فروق سلسلة الفروق .. وهكذا ، ولقد تبين عملياً أنه يمكن الالتفاء بالتحويلة اللوغاريتمية وتحويلة الجذر التربيعي عند البحث عن تحويلة مناسبة للبيانات.

## ٢- المرحلة الثانية : تقدير معلمات النموذج Model Coefficients Estimation

لتقدير معلمات النموذج هناك عدة طرق تعتمد على معرفة التوزيع الاحتمالي للسلسلة الزمنية ، ومن هذه الطرق طريقة الأمكان الأعظم التامة وطريقة الأمكان الأعظم التقريبية ، وهناك طرق

(٢) محمد مصطفى عبد الرازق شهاب الدين ، " نموذج إحصائي للتباين بحجم الحصيلة الجمركية السنوية في مصر " كلية التجارة - جامعة المنصورة ، رسالة ماجستير ١٩٩٩ .

صفن ٤٣-٧٥ .

(١) Dickey D .and Fuller W . (1979), " Distribution of the estimators for Autoregressive time series with a unit root" , Journal of the American Statistical Association , " pp . 427-431 .

لاعتمد على معرفة التوزيع الاحتمالي للسلسلة الزمنية ، وهي طريقة المربعات الصغرى وتعتمد هذه الطريقة على ايجاد المعالم التي تجعل مجموع مربعات الأخطاء أقل ما يمكن .

**٣- المرحلة الثالثة :** مرحلة فحص النماذج المقدرة لتحديد أنسابها تمثيلاً للبيانات بعد التعرف على النموذج الملائم وتقدير معالمه تعد مرحلة فحص النماذج المقدرة أهم مراحل المنهجية وذلك لأنها توضح مستقبل النموذج المبدئي هل سيكون نموذج ملائم لتحليل السلسلة محل الاهتمام وبالتالي يتم استخدامه في التنبؤ أم سيتم تطويره بحيث يصبح أكثر ملائمة لتمثيل السلسلة محل الدراسة.

**٤- المرحلة الرابعة :** التنبؤ المستقبلي

من الأهداف المهمة في تحليل السلسلة الزمنية هو التنبؤ بقيمها المستقبلية، وعندما يصبح النموذج مقدراً وملائماً يستخدم لتوليد التنبؤ للقيم المستقبلية  $(T+t)$  إذ أن  $(t)$  تمثل الفترات المستقبلية.

## **المبحث الرابع**

### **الدراسة التطبيقية**

في هذا المبحث سيتم استخدام أسلوب الانحدار المتعدد وأسلوب السلسل الزمنية على النحو التالي :-

#### **أولاً: التحليل الإحصائي باستخدام أسلوب الانحدار المتعدد**

##### **أ- التحليل الإحصائي للبيانات الأصلية**

من خلال الاطلاع على بيانات شركة التأمين التعاونية السعودية ( محل البحث) عن الفترة الزمنية من عام ٢٠٠٦ إلى عام ٢٠١١ (بيانات ربع سنوية)، وتم إدخال تلك البيانات للكمبيوتر الآلي وجاءت النتائج باستخدام برمجية Minitab كالتالي:-.

جدول رقم (٤-١)

نتائج البيانات الأصلية لمتغيرات الدراسة<sup>(١)</sup>

**Regression Analysis: y versus x1; x2; x3; x4**

The regression equation is

$$y = 522795 + 0.935 x_1 + 0.0564 x_2 - 0.917 x_3 + 0.197 x_4$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	522795	261306	2.00	0.060
x1	0.9354	0.5155	1.81	0.085
x2	0.05638	0.07517	0.75	0.462
x3	-0.9174	0.5649	-1.62	0.121
x4	0.1971	0.1914	1.03	0.316

$$S = 119584 \quad R-Sq = 60.3\% \quad R-Sq(adj) = 51.9\%$$

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	4	4.12137E+11	1.03034E+11	7.21	0.001
Residual Error	19	2.71706E+11	14300336647		
Total	23	6.83843E+11			

(١) المصدر: تقارير شركة الوطنية للتأمين من عام ٢٠١٢/٢٠٠٦

وبالنظر إلى نتائج جدول رقم (٤-٤) نجد أن:-

- ١- من خلال جدول تحليل التباين ANOVA نجد أن قيمة الاحتمال المشاهد ( $p\text{-value}=0.001$ ) نجد أن ذلك فإن النموذج معنوي.
- ٢- أن المتغيرات المستقلة جميعها غير معنوي ، وذلك للبيانات الأصلية .
- ٣- عامل التحديد بلغ نسبة  $60.3\%$  وهذه النسبة بسيطة مما دفع الباحث إلى عمل تحويله لوغاريتمية للبيانات الأصلية.
- ٤- معادلة الانحدار الخطى المتعدد للبيانات الأصلية
$$y = 522795 + 0.935 x_1 + 0.0564 x_2 - 0.917 x_3 + 0.197 x_4$$
- ٥- من خلال معادلة الانحدار المتعدد نجد أن المتغيرات المستقلة جميعها طردية بمعنى أنه بزيادة صافي المطالبات المدفوعة ( $x_1$ ) ، وصافي حصة معيدي التأمين ( $x_2$ ) ، وصافي الأقساط المكتتبة ( $x_4$ ) يزيد صافي المطالبات تحت التسوية ، أما رأس المال ( $x_3$ ) فالعلاقة عكسية مع صافي المطالبات تحت التسوية بمعنى أنه بزيادة رأس المال تقل صافي المطالبات تحت التسوية .

### ب- التحليل الاحصائي للتحويلة اللوغاريتمية

من خلال التحليل المبدئي للمتغير التابع وجميع المتغيرات المستقلة قام الباحث بعمل تحويلة لوغاريتمية للبيانات الأصلية بسبب عدم معنوية جميع المتغيرات المستقلة ، ويمكن توضيح ذلك من خلال عرض الجدول التالي:-

#### رقم (٤-٤) نتائج التحويلة اللوغاريتمية

The regression equation is

$$\log Y = 5.84 + 0.787 \log X_1 + 0.155 \log X_2 - 1.1 \log X_3 + 0.166 \log X_4$$

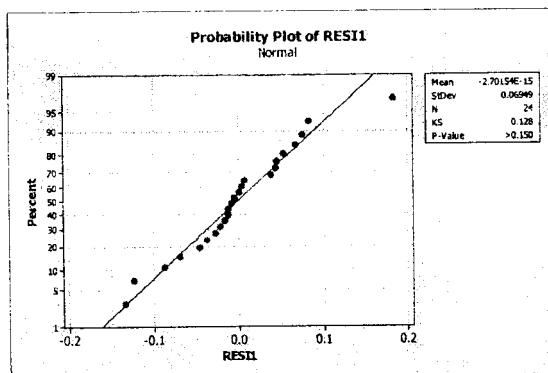
Predictor	Coef	StDev	T	P	VIF
Constant	5.840	2.285	2.56	0.019	
$\log X_1$	0.7871	0.2763	2.85	0.010	12.4
$\log X_2$	0.1551	0.1117	1.39	0.181	1.1
$\log X_3$	-1.1068	0.4458	-2.48	0.023	3.5
$\log X_4$	0.1660	0.1979	0.84	0.412	7.2
S	0.0764587	R-Sq	= 82.9%	R-Sq(adj)	= 79.3%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	4	0.53873	0.13468	23.04	0.000
Residual Error	19	0.11107	0.00585		
Total	23	0.64980			
Durbin-Watson statistic		1.68825			

- ومن خلال النظر في الجدول السابق رقم (٤-٢) نلاحظ مايلي:
- ١- من خلال جدول تحليل التباين ANOVA نجد أن قيمة الاحتمال المشاهد ( $p\text{-value}=0.000$ ) لذلك فإن النموذج معنوي.
  - ٢- معامل التحديد بلغ نسبة ٨٢,٩ % بمعنى أن ٨٢,٩ % من التغيرات في المتغير التابع (صافي المطالبات تحت التسوية) السبب فيه المتغيرات المستقلة مجتمعة والباقي ١٧ % يرجع إلى عوامل عشوائية أخرى.
  - ٣- من خلال قيمة الاحتمال المشاهد ٠,٠٠٠ ومعامل التحديد ٨٢,٩ % نصل إلى أن النموذج يناسب البيانات بمعنى أن النموذج معنوي.
  - ٤- المتغيرات المستقلة جميعها معنوية بما فيها ثابت الانحدار فيما عدا المتغير الثاني (صافي حصة معيدي التأمين ) والمتغير الرابع (صافي الأقساط المكتتبة) فهو غير معنوي.
  - ٥- معادلة الانحدار الخطى المتعدد للتحويلة اللوغاريتمية
- $$\log Y = 5.84 + 0.787 \log X_1 + 0.155 \log X_2 - 1.1 \log X_3 + 0.166 \log X_4$$
- وتحقيق من توافر شروط طريقة المربعات الصغرى لاستخدام النموذج في عملية التنبؤ يلزم تحقيق الشروط التالية :
- الشرط الأول : شرط اعتمالي التوزيع الاحتمالي للبواقي Normality Test**
- للتأكد من أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي من خلال الفروض الإحصائية التالية
- الفرض العدمي ( $H_0$ ) : البواقي تتبع التوزيع الطبيعي
- الفرض البديل ( $H_1$ ) : البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي
- شكل رقم (٤-١)

### شرط اعتمالي التوزيع الاحتمالي للبواقي Normality Test



يتضح من نتائج التحليل الاحصائي أن قيمة سميرنوف - $ks=0.128$  ، وأن قيمة الاحتمال المشاهد كلموجروف (

هي أكبر من مستوى المعنوية ٠٠٥ ، وبالتالي نقبل الفرض العددي بأن الباقي تتبع التوزيع الطبيعي  $p.value=0.150$

### الشرط الثاني : شرط الاستقلال الذاتي للباقي Autocorrelation

للتأكد من شرط الاستقلال الذاتي للباقي من خلال الفرض الإحصائي التالي

الفرض العددي : يوجد استقلال بين بواقي النموذج (أي لا يوجد ارتباط بين الباقي )

الفرض العددي : لا يوجد استقلال بين بواقي النموذج (أي يوجد ارتباط بين الباقي )

وباستخدام اختبار دابرن- واتسون Durbin-Watson Test ومن خلال الكشف بالقيم الحرجة للجدول

للحدين الأدنى والأعلى ( $k=4$  &  $n=24$ ) نجد أن  $DW=1.69$   $DL=1.013$   $Du=1.775$  ، كما أن قيمة

المحسوبة من الجدول السابق ، وهذه القيمة أقل من ٢ ، وتقع في منطقة عدم وجود ارتباط ذاتي بين حدود الأخطاء أي لا يوجد ارتباط ذاتي بين الباقي

### الشرط الثالث : شرط عدم الازدواج الخطى بين المتغيرات المستقلة ( التفسيرية )

يمكن الحكم على وجود مشكلة الازدواج الخطى من خلال نقطتين مما مصفوفة الارتباط من جدول رقم (٤-٣) الخطى ، واستخدام معامل تضخم التباين (VIF) من خلال جدول (٤-٢) السالف الذكر .

#### أ- مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المستقلة

يمكن الحكم على وجود الازدواج الخطى من خلال الجدول رقم (٤-٣) التالي ، والذي يوضح مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المستقلة

#### Correlations (Pearson)

	log X1	log X2	log X3
log X2	0.054		
log X3	0.764	-0.160	
log X4	0.901	0.124	0.544
	0.000	0.563	0.006
Cell Contents: Correlation			
P-Value			

### بالنظر إلى الجدول رقم (٤-٣)

\* معامل الارتباط بين المتغير المستقل الأول والثاني هو ٠٠٥٤ وهو ارتباط P-Value = 0.801 طردي ضعيف وأن قيم

وهي أكبر من مستوى المعنوية ٠٠٥ مما يدل على عدم معرفة علاقة الارتباط بينهما.

\* معامل الارتباط بين المتغير المستقل الثاني والثالث هو -٠١٦٠ وهو ارتباط عكسي P-Value = 0.454 ضعيف وأن قيم

وهي أكبر من مستوى المعنوية ٠٠٥ مما يدل على عدم معرفة علاقة الارتباط بينهما.

\* معامل الارتباط بين المتغير المستقل الأول والرابع هو ٠٠٩٠١ وهو ارتباط P-Value = 0.000 طردي قوي وأن قيم

وهي أقل من مستوى المعنوية ٠٠٥ مما يدل على معرفة علاقة الارتباط بينهما.

### ب- عدم وجود ازدواج خطى بين المتغيرات المستقلة باستخدام معامل تضخم التباين (VIF)

من خلال النظر إلى الجدول رقم (٤-٢) معامل تضخم التباين (VIF) هي ٧.٢ & ٣.٥ & ١.١ & ١٢.٤ نجد أن قيم

حيث أنها جميعها أقل من ١٠ مما دعا المتغير المستقل الأول فان قيمة معامل تضخم التباين ١٢.٤ وهي أكبر من ١٠ مما يدل على عدم وجود مشكلة الازدواج الخطى بين المتغيرات المستقلة .

بالإضافة إلى ما سبق من خلال دراسة شرط الازدواج الخطى من خلال مصفوفة الارتباط ومعامل تضخم التباين وعلى الرغم من أن بعضًا من معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة عالية ومحضية إلا أنه يمكن الاعتماد على نتائج الانحدار الخطى المتعدد في عملية التنبؤ ، وإن كان يفضل إعادة النظر في حذف بعض المتغيرات المستقلة ولاسيما المتغير المستقل الأول نظراً لارتفاع معامل الارتباط بين المتغير المستقل الأول والرابع كما أسلفنا آنفاً .

### د- التنبؤ لسنة قادمة من خلال التحويلة اللوغاريتمية لصافي المطالبات تحت التسوية

بعض عرض التحليل الاحصائي للانحدار الخطى المتعدد والتأكد من شرط التوزيع الاحتمالي للباقي وشرط الاستقلال الذاتي وكذلك شرط عدم وجود ازدواج خطى بين المتغيرات المستقلة يمكن أن نعتمد على الانحدار في عملية التنبؤ بنقطة لسنة قادمة وهي عام ٢٠١٢ لفترات الزمنية الأربع

الفرق بالزيادة	القيمة المقدرة	القيمة الفعالية	الفترة الزمنية
58305	644161	585856	الربع الأول
254136	753421	499315	الربع الثاني
167238	709300	542062	الربع الثالث
256968	820200	563232	الربع الرابع

بالنظر إلى الجدول السابق نلاحظ أن الفرق كبير بين القيم المقدرة باستخدام الانحدار الخطى المتعدد والقيم الفعلية لصافي المطالبات تحت التسوية حيث وجد أن الفرق بينهما كبير كما يتضح من أرقام العمود الأخير على اليسار.

## ثانياً : التحليل الإحصائي باستخدام أسلوب السلسلة الزمنية

### مقدمة :

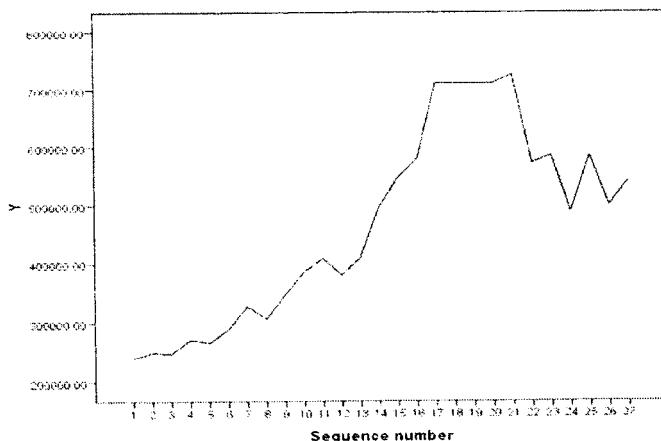
قام الباحث بعمل تقدير لمخصص المطالبات تحت التسوية باستخدام أسلوب الانحدار الخطي المتعدد ، والآن سيتم استخدام أسلوب السلسلة الزمنية لتقدير ذلك المخصص من أجل التوصل إلى النموذج الأمثل لعملية التتبؤ ، وعند القيام بدراسة أسلوب السلسلة الزمنية لابد من اتباع منهج بوكس وجنكيرز .

### أولاً : مرحلة التعرف

إن الخطوة الأولى والهامة في تحليل السلسلة الزمنية هي فحص الرسم البياني لها، حيث يتضح من خلاله تحديد ما إذا كان التباين ساكن أم لا، وأيضاً يمدنا برأي مبدئي عن مدى سكون الوسط الحسابي للسلسلة أى احتوائها على اتجاه عام. لذلك فالرسم البياني للسلسلة قد يعطينا انطباع أولى عن مدى احتواء السلسلة على سلوك موسمي من خلال الشكلين التاليين هما شكل (٤-١) وشكل (٤-٢) على النحو التالي:-

شكل (٤-١)

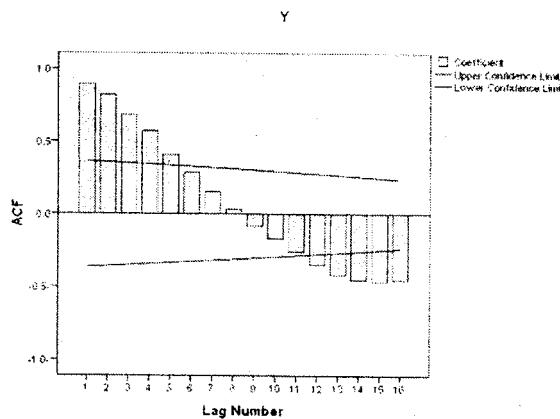
التمثيل البياني لسلسلة البيانات الرابع ربيع سنوية للمطالبات تحت التسوية خلال الفترة ٢٠١٢ - ٢٠٠٦



وبناءاً على ما سبق وبفحص التمثيل البياني لسلسلة البيانات شكل (٤-١) يتضح أنها تحتوى على اتجاه عام متزايد مع الزمن؛ لذلك فإن متوسطها قد لا يكون ساكن. أما من ناحية تباين السلسلة

فيتضح أنه غير ثابت على طول السلسلة حيث أنه توجد ذبذبات غير ثابتة على طول المنطوى، وبالتالي يلزم استخدام تحويلة من أجل تثبيت التباين.

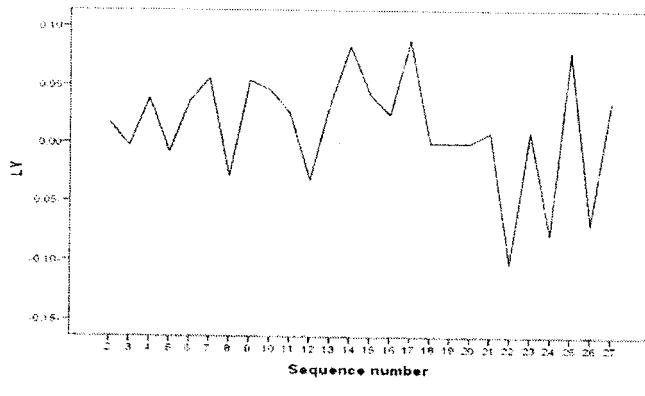
شكل (٢-٤) دالة الارتباط الذاتى لسلسلة البيانات ACF



ومن خلال فحص دالة الارتباط الذاتى المقدرة لسلسلة البيانات شكل (٢-٤) يتبيّن أن معاملات الارتباط الذاتى بها لا تصل إلى الصفر بسرعة كافية مما يدل على عدم سكون الوسط الحسابي وأن السلسلة تحتوى على اتجاه عام، مما يؤيد ما توصلنا إليه من خلال التمثيل البياني للسلسلة، مما دفع الباحث إلى عمل تحويلة لوغاريتمية وأخذ الفروق الأولى للسلسلة للتوصّل إلى سكونها على النحو التالي:-

شكل (٣-٤)

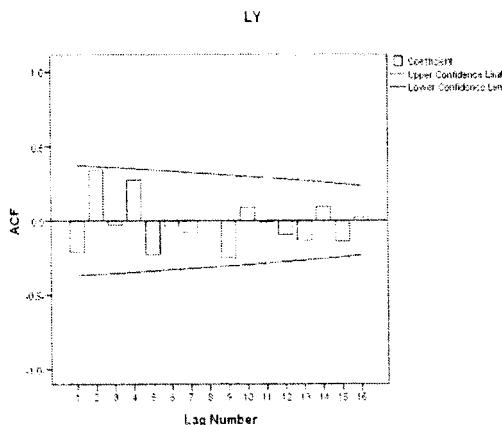
التمثيل البيانى لسلسلة الفروق الأولى للتحويلة اللوغاريتمية للبيانات الرابع سنوية للمطالبات تحت التسوية خلال الفترة ٢٠١٢-٢٠٠٦



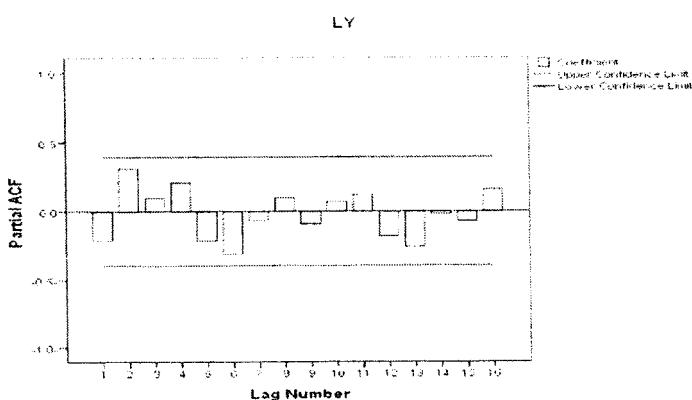
يُلاحظ من شكل (٤-٣) أن سلسلة الفروق الأولى العادبة للتحويلة اللوغاريتمية تخلصت من وجود اتجاه عام بها مما يدل على سكونها، ويؤيد ذلك دالة الارتباط الذاتي لسلسلة الفروق الأولى للتحويلة اللوغاريتمية شكل (٤-٤) حيث أن معاملات الارتباط الذاتي فيه تصل للصفر بسرعة كافية، لذلك فيمكن ترشيح نموذج ARIMA لهذه السلسلة والذي نستطيع تحديده من خلال دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي المقدرتين شكل (٤-٤)، (٤-٥) حيث:

شكل (٤-٤) دالة الارتباط الذاتي لسلسلة الفروق الأولى

للتحويلة اللوغاريتمية للبيانات الربع سنوية للمطالبات تحت التسوية ACF



شكل (٤-٥) دالة الارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة الفروق الأولى  
للتحويلة اللوغاريتمية للبيانات الربع سنوية للمطالبات تحت التسوية P ACF



يبين من الشكلين السابقين (٤-٥) أنه يوجد معامل ارتباط ذاتي معنوي عند الفجوة الزمنية الثانية، كذلك الحال في دالة الارتباط الذاتي الجزئي نجد أنه يوجد معامل ارتباط جزئي معنوي عند الفجوة الزمنية الثانية مما يفيد في ترشيح نموذج ARIMA (2,1,2) لهذه السلسلة على الصورة :

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2) \nabla \ln Y_t = \delta + a_t (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)$$

ويمكن كذلك دراسة النماذج التالية ARIMA (1,1,1) وذلك بحذف المعالم  $\phi_2, \theta_2$  من النموذج السابق وهذا تمثيا مع مبدأ أن يحتوى النموذج على أقل قدر من المعالم ، وكذلك يمكن دراسة النموذج ARIMA (1,1,2) ونموذج آخر مقتربة .

### اختبار استقرار السلسلة Stationary Test( Unit Root Test Of Stationary)

وللتتأكد على مasic يمك اجراء اختبار ديكى - فولر الموسع (ADF) حيث يعد اختبار ديكى - فولر من أشهر الاختبارات المستخدمة في تحديد درجة استقرار السلسلة الزمنية والذي يقوم على اختبار الفروض التالية:-

الفرض العدمي : السلسلة الزمنية غيرساكنة

الفرض البديل : السلسلة الزمنية ساكنة

ويتم اختبار سكون السلسلة الزمنية نقوم بحساب قيمة t-Statistic t-Statistic فإذا كانت قيمة أكبر من قيمة Test critical values الجدولية يتم رفض الفرض العدمي وبذلك تكون بيانات السلسلة الزمنية في وضعها الحالى رتبتها تساوي الصفر ولا داعي لأخذ أي فروق للبيانات. أما اذا كان قيمة t-Statistic أقل من قيمة Test critical values الجدولية يتم قبول الفرض العدمي وبذلك يكون بيانات السلسلة الزمنية في وضعها الحالى رتبتها أكبر من الصفر. وقد تم اختبار جذر الوحدة لصافي المطالبات تحت التسوية .

#### جدول (٤-٥) يوضح اختبار جذر الوحدة ديكي - فولر الموسع

نتائج اختبار جذر الوحدة (ADF) صافي المطالبات تحت التسوية			
Null Hypothesis: LY has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.558079	0.4891
Test critical values:			
1% level		-3.711457	
5% level		-2.981038	
10% level		-2.629906	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

المصدر: مخرجات برنامج EViews

وبالنظر إلى نتائج الجدول رقم (٤-٥) السابق نلاحظ أن t-Statistic أقل من قيم Test critical values

الجدولية لذا نقبل الفرض العددي أي أن السلسلة الزمنية غير مستقرة .

وللعمل على استقرار السلسلة الزمنية نقوم بأخذ الفرق الأول لجميع عناصر السلسلة الزمنية المعنى بها التحويلة اللوغاريتمية على النحو التالي :-

#### جدول (٤-٦) يوضح اختبار جذر الوحدة ديكي - فولر الموسع بعد أخذ الفروق الأولى للسلسلة الزمنية

نتائج اختبار جذر الوحدة (ADF) صافي المطالبات تحت التسوية			
Null Hypothesis: D(LY) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.917944	0.0001
Test critical values:			
1% level		-3.724070	
5% level		-2.986225	
10% level		-2.632604	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

وبالنظر إلى الجدول السابق نلاحظ t-Statistic المحسوبة أكبر من قيمة Test critical values الجدولية أن قيمة

ونذلك عند مستوى المعنوية ١٠ & ٥ & ١ ، وبالتالي نقبل الفرض البديل القائل بأن السلسلة الزمنية مستقرة وساكنة وبذلك تكون السلسلة الزمنية مستقرة من الفرق الأول وهذا يؤكّد ما توصلنا إليه سابقاً .

وبعد التعرف على نماذج ARIMA من خلال المرحلة السابقة تأتي مرحلة التنبؤ .

### المرحلة الثانية : مرحلة التنبؤ

تأتي مرحلة التنبؤ بعد القيام بالمرحلة الأولى من التأكيد من استقرار السلسلة الزمنية للمتغيرات واتضح أنها غير مستقرة في مستوياتها الأولى ، وأصبحت مستقرة بعدأخذ الفرق الأول ، وتأتي عملية التنبؤ من خلال تحديد رتب AR , MA من خلال فحص دوال الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي ف تكون النماذج المقترحة ( ARIMA(p,d,q) على النحو التالي حيث p رتبة الانحدار الذاتي ، d الفرق ، q رتبة المتوسط المتحرك لنموذج ARIMA على النحو التالي :- )

ARIMA(1,1,1) & ARIMA(2,1,3) & ARIMA(2,1,2) & ARIMA(1,1,2)

جدول (٤-٧) لنموذج ARIMA(1,1,1)

Model I: ARIMA, using observations 2006:1-2012:3 (T = 27)					
	Dependent variable: LY				
	Coefficient	Std. Error	z	p-value	
const	6.41565	1.86987	3.4311	0.00060	***
phi_1	0.981499	0.0258599	37.9545	<0.0000	***
theta_1	0.200274	0.188466	1.0627	0.28794	
Mean dependent var	5.640911		S.D. dependent var	0.161851	
Mean of innovations	0.017604		S.D. of innovations	0.041701	
Log-likelihood	45.62068		Akaike criterion	-75.24135	
Schwarz criterion	-64.87466		Hannan-Quinn	-72.15879	
	Real	Imaginary	Modulus	Frequency	
AR	Root 1 1.0188	0.0000	1.0188	0.0000	
MA	Root 1 -4.9932	0.0000	4.9932	0.5000	

المصدر : برنامج التحليل الإحصائي R

### جدول (٤-٨) لنموذج ARIMA(1,1,2)

Model 2: ARIMA, using observations 2006:02-2012:09 (T = 80)				
Dependent variable: (1-L) LY				
Standard errors based on Hessian				
	Coefficient	Std. Error	z	p-value
const	0.00428672	0.00402833	1.0641	0.28726
phi_1	0.300856	0.109132	2.7568	0.00584 ***
theta_1	1.28284	0.0544365	23.5658	<0.00001 ***
theta_2	1	0.0592179	16.8868	<0.00001 ***
Mean dependent var	0.004755			S.D. dependent var 0.020498
Mean of innovations	0.000021			S.D. of innovations 0.007784
Log-likelihood	270.5245			Akaike criterion -523.0490
Schwarz criterion	-501.6108			Hannan-Quinn -514.4538
	Real	Imaginary	Modulus	Frequency
AR				
	Root 1 3.3239	0.0000	3.3239	0.0000
MA				
	Root 1 -0.6414	-0.7672	1.0000	-0.3608
	Root 2 -0.6414	0.7672	1.0000	0.3608

المصدر : برنامج التحليل الإحصائي R

### جدول (٩-٤) لنموذج ARIMA(2,1,2)

Model 3: ARIMA, using observations 2006:02-2012:09 (T = 80)				
Dependent variable: (1-L) LY				
Standard errors based on Hessian				
	Coefficient	Std. Error	z	p-value
const	0.00500353	0.00236343	2.1171	0.03425 **
phi_1	0.880009	0.0808834	10.8800	<0.00001 ***
phi_2	-0.679724	0.0812802	-8.3627	<0.00001 ***
theta_1	0.629394	0.0503103	12.5102	<0.00001 ***
theta_2	1	0.0583752	17.1306	<0.00001 ***
Mean dependent var	0.004755			S.D. dependent var 0.020498
Mean of innovations	0.000010			S.D. of innovations 0.006411
Log-likelihood	285.2043			Akaike criterion -550.4086
Schwarz criterion	-526.5883			Hannan-Quinn -540.8584
	Real	Imaginary	Modulus	Frequency
AR				
	Root 1 0.6473	-1.0257	1.2129	-0.1604
	Root 2 0.6473	1.0257	1.2129	0.1604
MA				
	Root 1 -0.3147	-0.9492	1.0000	-0.3010
	Root 2 -0.3147	0.9492	1.0000	0.3010

**جدول (4-10) لنموذج ARIMA(2,1,3)**

Model 4: ARIMA, using observations 2006:02-2012:09 (T = 80)					
Dependent variable: (I-L) LY					
Standard errors based on Hessian					
	Coefficient	Std. Error	z	p-value	
const	0.00499223	0.00223384	2.2348	0.02543	**
phi_1	0.920821	0.0993029	9.2728	<0.00001	***
phi_2	-0.700104	0.0829351	-8.4416	<0.00001	***
theta_1	0.556128	0.124161	4.4791	<0.00001	***
theta_2	0.947993	0.0994598	9.5314	<0.00001	***
theta_3	-0.0815565	0.127064	-0.6419	0.52097	
Mean dependent var	0.004755			S.D. dependent var	0.020498
Mean of innovations	0.000012			S.D. of innovations	0.006394
Log-likelihood	285.4097			Akaike criterion	-548.8194
Schwarz criterion	-522.6171			Hannan-Quinn	-538.3142
	Real	Imaginary	Modulus	Frequency	
AR					
	Root 1 0.6576	-0.9979	1.1951	-0.1573	
	Root 2 0.6576	0.9979	1.1951	0.1573	
MA					
	Root 1 -0.3188	-0.9478	1.0000	-0.3016	
	Root 2 -0.3188	0.9478	1.0000	0.3016	
	Root 3 12.2614	0.0000	12.2614	0.0000	

المصدر : برنامج التحليل الإحصائي R

ومن خلال النظر إلى النماذج سالفة الذكر يمكن التوصل للنموذج الأفضل من الجداول (4-7) ، (4-8) ، (4-9) ، (4-10) بعمل جدول ملخص للتوصيل للنموذج الأفضل من النماذج الأربع

### جدول رقم (4-11) لاختيار النموذج الأفضل

النموذج الرابع ARIMA(2,1,3)	النموذج الثالث ARIMA(2,1,2)	النموذج الثاني ARIMA(1,1,2)	النموذج الأول ARIMA(1,1,1)	
-548.8194	-550.4086	-523.0490	-75.24135	قيمة AIC Akaike criterion
-522.6171	-526.5883	-501.6108	-64.87466	قيمة SBC Schwarz criterion
0.02543 <0.00001 0.52097	0.03425 <0.00001 <0.00001	0.28726  <0.00001 <0.00001	0.00060  <0.00001  0.28794	المعنوية p-value C AR MR
0.00020 0.02345 0.79621 0.02572	0.00012 0.02168 0.82968 0.01900	0.00055 0.00759 0.18984 0.26479	0.03719 0.39820 0.75887 0.43039	المعنوية p-value LX1 LX2 LX3 LX4

### المرحلة الثالثة : مرحلة فحص النماذج المقدرة لتحديد أنسابها تمثيلاً للبيانات

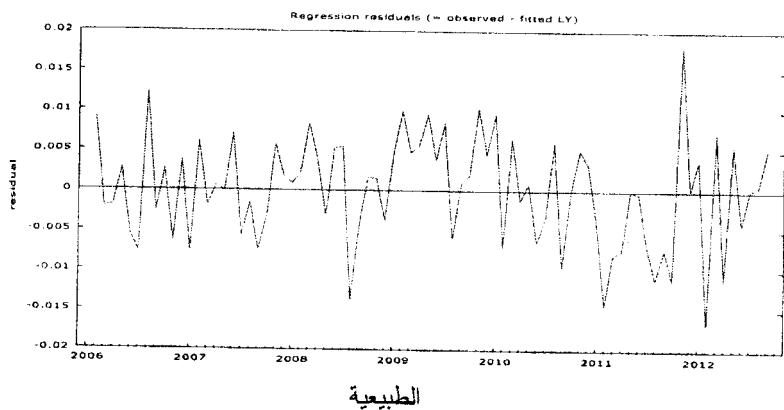
من خلال الجدول السالف رقم (4-11) يمكن اختيار النموذج الأفضل وهو النموذج الثالث ARIMA(2,1,2) بناءً على النقاط التالية

- 1- أصغر قيم لمعيار AIC هو أكبر رقم سالب ويكون -550.4086
- 2- وبنفس الأسلوب أصغر قيم لمعيار SBC هو أكبر رقم سالب ويكون -526.5883 . وهذا المعيار يؤكد نفس القرار المتخذ من المعيار السالف الذكر AIC .
- 3- أما بالنسبة لمعنى المعلمات فيلاحظ أن P.V جميعها معنوية في النموذج الثالث سواء لثابت المعادلة أو لمعامل AR & MA ويعني معنوية المعالم أن النموذج جيد لتمثيل البيانات .
- 4- هذا النموذج يتمتع بشرط السكون حيث أن  $[AR(2) = 0.880009 \& MA(2) = -0.679724 < 1]$
- 5- جميع المتغيرات المستقلة معنوية ماعدا المتغير الثالث  $X_3$  رأس المال فهو غير معنوي في النماذج الأربع المقترحة.

## المرحلة الرابعة : مرحلة التنبؤ

بعد مرحلة التأكيد من سكون السلسلة الزمنية وذلك بعدأخذ الفرق الأول و اختيار النموذج المناسب وهو النموذج الثالث ARIMA(2,1,2) وتقديره يتم استخدامه في عملية التنبؤ ، وبعد التوصل الى النموذج المناسب تم عمل تمثيل بياني للأخطاء ، وذلك بأخذ الفرق بين القيم الفعلية والقيم المقدرة من خلال برنامج التحليل الإحصائي R وظاهر الشكل التالي :-

شكل (٦-٤) يبين التمثيل البياني للأخطاء للبيانات الرابع سنوية خلال فترة الدراسة واختبار الطبيعية

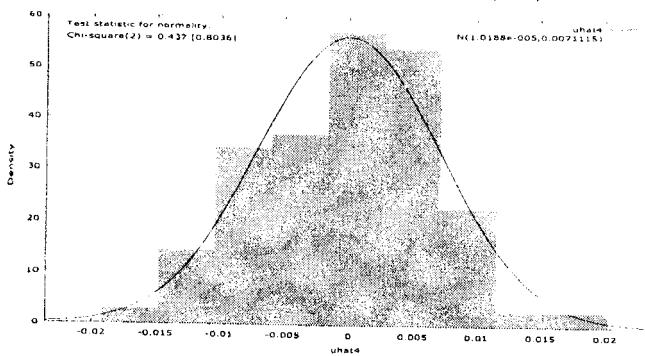


الطبيعية

المصدر : برنامج التحليل الإحصائي R

من خلال الشكل السابق رقم (٦-٤) يوضح الأخطاء الناتجة من الفرق بين البيانات الفعلية والمتواعدة ويتبين من الشكل سكون واستقرار السلسلة الزمنية للأخطاء وذلك لمخصص المطالبات تحت التسوية مما يؤكّد سلامة الخطوات المتّخذة لعملية التنبؤ وأن النموذج المناسب هو ARIMA(2,1,2) كما أسلفنا سابقاً .

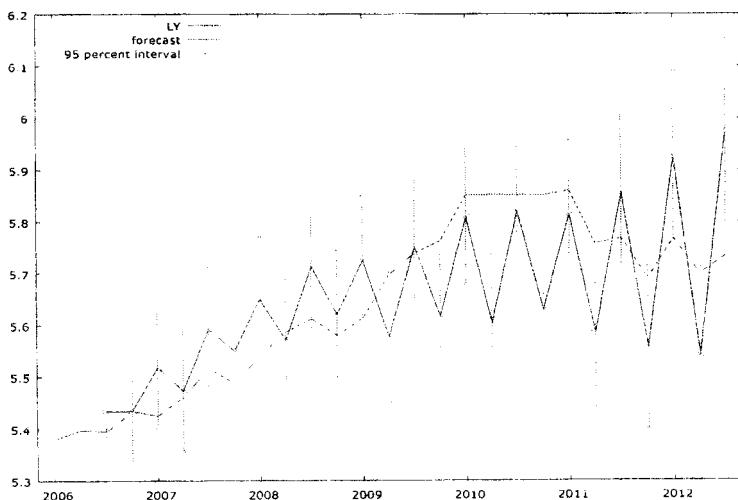
شكل (٤-٧) يبين اختبار الطبيعية للبيانات الرابع سنوية خلال فترة الدراسة



المصدر : برنامج التحليل الإحصائي R

من خلال الشكل السابق رقم (٤-٧) يتضح الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي وهذا شرط الطبيعي لتوزيع الاحتمالي للبواقي وهذا من شروط استخدام طريقة المربعات الصغرى في عملية تدبير المعامل.

شكل (٤-٨) يبين بيانات المطالبات الرابع سنوية خلال فترة الدراسة الفعلية والمتبأ بها وحدود الثقة



المصدر : برنامج التحليل الإحصائي R

من الشكل السابق رقم (٤-٤)

- ١- الخط الأول يبين الاتجاه العام لبيانات الفعلية LY
- ٢- الخط الثاني يوضح القيم المقدرة لبيانات السلسلة الفعلية
- ٣- الخط الثالث يبين حدود فترة الثقة بدرجة ثقة ٩٥%
- ٤- من خلال الشكل السابق يتضح أن الخط الثاني قريب من الخط الأول أي أن التنبؤ الناتج يعتبر قريب من البيانات الفعلية كما هو واضح في الشكل السابق.
- ٥- توجد ملاحظة أخرى جديرة بالاهتمام وهي أن الخط الأول والثاني الممثل لبيانات الفعلية والمتبأ بها تقع داخل حدود فترة الثقة مما يؤكد على جودة النموذج للقيام بعملية التنبؤ.

جدول (٤-١٢) يبين التباين لأربع فترات مقبلة

الفترة الربع سنوية	البيانات الفعلية للتحويلة اللوغارتمية LY	التباين بالتحويلة اللوغارتمية	القيم المتنبأ بها
2012:1	5.860221	5. 770580	589631
2012:2	5.757759	5. 687134	486557
2012:3	5.767700	5. 760974	576732
2012:4		5. 768777	587188
2013:1		5. 699757	500907
2013:2		5.657423	454384
2013:3		5.682027	480870

المصدر : برنامج التحليل الإحصائي R

من الجدول السابق يتضح الآتي :-

- تقارب قيم التباين الفعلية وحتى داخل فترة البيانات الفعلية ، ويلاحظ ذلك أن الفرق بين القيم الفعلية والمتنبأ بها للربع الأول لعام ٢٠١٢ حوالي .٠٠٨ فقط وكذلك الربع الثاني لعام ٢٠١٢ حوالي .٠٠١ مما يدل على أن الفروق تكاد تكون ضئيلة جداً مما يؤكد جودة النموذج
- من خلال النظر إلى العمود الأخير على اليمين والذي يوضح القيم المقدرة أو المتنبأ بها نلاحظ أن قيمة صافي المطالبات تحت التسوية في تذبذب مستمر ما بين الزيادة والنقصان لفترات الأربع القادمة .
- يمكن إجراء مقارنة بين القيم الفعلية والقيم المتنبأ بها باستخدام السلسلة الزمنية لعام ٢٠١٢ لفترات الأربعة الزمنية للبيانات الربع سنوية.

جدول (٤-١٣) القيم الفعلية والقيم المتنبأ بها لعام ٢٠١٢

الفرق بالزيادة أو بالنقصان	التنبؤ باستخدام السلالس الزمنية	القيم الفعلية	الفترة الزمنية
3775	589631	585856	الربع الأول
(12758)	486557	499315	الربع الثاني
34670	576732	542062	الربع الثالث
23956	587188	563232	الربع الرابع

نلاحظ من الجدول السابق بمقارنة القيم الفعلية والقيم المتنبأ بها باستخدام السلالس الزمنية وجود تقارب بينهما على عكس أسلوب الانحدار المتعدد السالف التحدث عنه.

### المقارنة بين القيم الفعلية والقيم المتنبأ بها باستخدام أسلوب الانحدار وأسلوب السلالس الزمنية

#### لقيم صافي المطالبات تحت التسوية

يمكن عمل مقارنة بين القيم الفعلية والمتنبأ بها باستخدام أسلوب الانحدار وأسلوب السلالس الزمنية من خلال الجدول رقم (٤-١٤) لقيم صافي المطالبات تحت التسوية

جدول (٤-١٤) مقارنة بين القيم الفعلية والقيم المتنبأ بها باستخدام أسلوب الانحدار وأسلوب السلالس  
الزمنية لعام ٢٠١٢ لقيم صافي المطالبات تحت التسوية

الفرق بين القيم الفعلية والمتوقعه باستخدام السلالس الزمنية	الفرق بين القيم الفعلية والمتوقعه باستخدام الانحدار المتعدد	التنبؤ باستخدام الانحدار المتعدد	التنبؤ باستخدام السلالس الزمنية	القيم الفعلية	الفترة الزمنية
3775	58305	644161	589631	585856	الربع الأول
(12758)	254136	753421	486557	499315	الربع الثاني
34670	167238	709300	576732	542062	الربع الثالث
23956	256968	820200	587188	563232	الربع الرابع

وباستقراء الجدول رقم (٤-٤) نلاحظ أن

- ١- تقارب الفرق بين القيم الفعلية لصافي المطالبات تحت التسوية والقيم المتوقعة باستخدام أسلوب السلالس الزمنية.
- ٢- يوجد انحراف كبير بين القيم الفعلية لصافي المطالبات تحت التسوية والقيم المتوقعة باستخدام أسلوب الانحدار المتعدد.
- ٣- من خلال عقد مقارنة بين أسلوبي الانحدار والسلالس الزمنية نجد أن التنبؤ باستخدام أسلوب السلالس الزمنية أفضل من التنبؤ باستخدام الانحدار نظراً لقرب القيم الفعلية بالقيم المتتبلاً بها .

## المبحث الخامس

### النتائج والتوصيات

من خلال الدراسة التي قام بها الباحث أمكن التوصل إلى النتائج والتوصيات الآتية:

#### أولاً : النتائج

- إن من أهم العوامل المؤثرة على صافي المطالبات تحت التسوية هو صافي المطالبات المدفوعة، وصافي حصة معيدي التأمين ، وصافي الأقساط المكتتبة بمعنى أنه بزيادة هذه المتغيرات يزيد صافي المطالبات تحت التسوية من خلال معادلة الانحدار للبيانات الأصلية ، أما رأس المال فالعلاقة عكسية مع صافي المطالبات تحت التسوية

$$y = 522795 + 0.935 x_1 + 0.0564 x_2 - 0.917 x_3 + 0.197 x_4$$

- المتغيرات المستقلة جميعها غير معنوي وذلك للبيانات الأصلية.
- بعدأخذ التحويلة اللوغارitmية بلغ معامل التحديد نسبة ٨٢,٩ % بمعنى أن حوالي ٨٣% من التغيرات في المتغير التابع (صافي المطالبات تحت التسوية) السبب فيه المتغيرات المستقلة مجتمعة والباقي ١٧% يرجع إلى عوامل عشوائية أخرى.
- من خلال قيمة الاحتمال المشاهد  $p.v=0.00000$  ومعامل التحديد ٨٢,٩ % نصل إلى أن النموذج يناسب البيانات بعد اجراء التحويلة اللوغارitmية
- معادلة الانحدار الخطي المتعدد للتحويلة اللوغارitmية

$$\log Y = 5.84 + 0.787 \log X_1 + 0.155 \log X_2 - 1.1 \log X_3 + 0.166 \log X_4$$

- من خلال معادلة الانحدار للتحويلة اللوغارitmية نجد أن المتغيرات المستقلة طردية ماعدا رأس المال فهي عكسية.
- استقرار وسكون السلسلة الزمنية بعد أخذ الفرق الأول للتحويلة اللوغارitmية.
- نماذج السلسلات الزمنية المقترحة لاختيار النموذج المناسب كانت (ARIMA(1,1,1) & ARIMA(2,1,3) & ARIMA(2,1,2)& ARIMA(1,1,2)
- النموذج المناسب لتتبؤ بالسلسلة الزمنية هو النموذج ARIMA(2,1,2).بناءً على النقاط التالية:-
  - أصغر قيم لمعيار AIC هو أكبر رقم سالب ويكون -550.4086

- وبنفس الأسلوب أصغر قيم لمعيار SBC هو أكبر رقم سالب ويكون -526.5883 وهذا المعيار يؤكد نفس القرار المتخذ من المعيار AIC.

- أما بالنسبة لمعنى المعلمات فيلاحظ أن P.V جميعها معنوية في النموذج الثالث سواء ثابت المعامل أو لمعامل AR & MA يعني معنوية المعالم أن النموذج جيد لتمثيل البيانات .

- هذا النموذج يتبع بشرط السكون حيث أن  $- = 0.880009 \text{ & } MA(2) = 0.679724 < 1$

١٠. جميع المتغيرات المستقلة معنوية ماعدا المتغير الثالث  $X_3$  رأس المال فهو غير معنوي في النماذج الأربع المقدمة.

١١. في التحويلة اللوغاريتمية وجود البيانات الفعلية والمتباينة بها داخل حدود فترة التقة يؤكد على جودة النموذج المستخدم في عملية التنبؤ.

١٢. تقارب قيم التنبؤ بقيم البيانات الفعلية وحتى داخل فترة البيانات الفعلية ، ويلاحظ ذلك أن الفرق بين القيم الفعلية والمتباينة بها للربع الأول لعام ٢٠١٢ حوالي .٠٠٨ فقط وكذلك الربع الثاني لعام ٢٠١٢ حوالي .٠٠٧ والربع الثالث حوالي .٠٠١ لعام ٢٠١٢ ولذا تعد الفروق ضئيلة جداً مما يؤكد جودة النموذج.

١٣. مقارنة بين القيم الفعلية والقيم المتباينة باستخدام أسلوب الانحدار وأسلوب السلسل الزمنية لعام ٢٠١٢ لقيم صافي المطالبات تحت التسوية

الفترة الزمنية	القيم الفعلية	التنبؤ باستخدام السلسل الزمنية	التنبؤ باستخدام الانحدار المتعدد	الفرق بين القيم الفعلية والمتوقعة باستخدام السلسل الزمنية	الفرق بين القيم الفعلية والمتوقعة باستخدام الانحدار المتعدد
الربع الأول	585856	589631	644161	58305	3775
الربع الثاني	499315	486557	753421	254136	(12758)
الربع الثالث	542062	576732	709300	167238	34670
الربع الرابع	563232	587188	820200	256968	23956

٤. تقارب الفرق بين القيم الفعلية لصافي المطالبات تحت التسوية والقيم المتوقعة باستخدام أسلوب السلسل الزمنية.

٥. يوجد انحراف كبير بين القيم الفعلية لصافي المطالبات تحت التسوية والقيم المتوقعة باستخدام أسلوب الانحدار المتعدد.

٦. من خلال المقارنة بين أسلوب الانحدار والسلسل الزمنية نجد أن التنبؤ باستخدام أسلوب السلسل الزمنية أفضل من التنبؤ باستخدام الانحدار نظراً لقرب القيم الفعلية بالقيم المتباينة بها.

٧. وجود انحراف كبير بالزيادة بين مخصص المطالبات تحت التسوية عن صافي المطالبات المستحقة في الأعوام من ٢٠٠٦ حتى عام ٢٠١٠ ، وكذلك وجود انحراف بالنقص بين مخصص المطالبات تحت التسوية عن صافي المطالبات المستحقة في عامي ٢٠١٢ & ٢٠١١.

السنة	مطالبات تحت التسوية	صافي المطالبات المستحقة	الفرق بالزيادة أو النقصان
2006	892387	613000	279387
2007	1708052	726238	981814
2008	1955055	953518	1001537
2009	155301	1271054	284247
2010	1687685	1548318	139367
2011	1228592	2095300	(866708)
2012	1161282	3231709	(2070427)

## **ثانياً : التوصيات**

من خلال النتائج التي تم التوصل إليها يوصي الباحث بما يلي:-

- ١- استخدام شركات التأمين السعودية للنموذج المقترن ، وهو نموذج تحليل السلسل الزمنية في عملية التنبؤ بمخصص المطالبات تحت التسوية ، حيث أنه يؤدي إلى نتائج دقيقة ، كما يساعدها في التنبؤ السليم لحماية حقوق والتزامات حملة الوثائق.
- ٢- ينبع على القائمين بإدارة مراقبة التأمين أن تبرز نتائج عمليات شركات التأمين في السوق السعودي ، وذلك للقيام بالدراسات الكمية التي تساعد في اتخاذ القرار السليم على أساس علمية.
- ٣- الاهتمام بالقائمين بعملية تقدير مخصص المطالبات تحت التسوية وذلك بحسن اختيارهم وتدريبهم حيث أن عملية التنبؤ تحتاج إلى خبرة و دراية وتعاون من جانب التقنيين والقانونيين.
- ٤- على إدارة الشركة التعاونية للتأمين دراسة أسباب وجود انحرافات بين مخصص المطالبات تحت التسوية وصافي المطالبات المستحقة للحد منها وبالتالي تأثيرها على الحسابات الختامية وعلى حقوق حملة الوثائق.
- ٥- لا يجب أن يقتصر دور إدارة مراقبة التأمين على التأكيد فقط من مدى كفاية هذه المخصصات ولكن يجب أن يمتد دورها للتأكد أيضاً من عدم المغالاة في تقدير قيمة هذا المخصص لحماية حقوق والتزامات حملة الوثائق.

## المراجع

### أولاً : المراجع العربية :

#### (أ) الكتب

- إبراهيم محمد مهدي ، محمود سالم ، التأمين ورياضياته ، كلية التجارة - جامعة قناء السويس ، ٢٠٠٥ / ٢٠٠٦ .
- السيد عبد العطاب عبده ، " التأمين: الأسس العلمية والقواعد العملية" ، دار النهضة العربية ، عام ١٩٩٤ .
- أسماء رباعي أمين سليمان ، دليل الباحثين في : التحليل الإحصائي للبيانات باستخدام برنامج Minitab ، كلية التجارة بالسدادات - جامعة المنوفية ، ٢٠٠٩ .
- سمير كامل عاشور ، سامية أبو الفتوح سالم ، العرض والتحليل الإحصائي باستخدام spsswin، الجزء الأول ، المدخل والأسس ، معهد الإحصاء - جامعة القاهرة ، ٢٠٠٢ .
- سمير كامل عاشور ، سامية أبو الفتوح سالم ، العرض والتحليل الإحصائي باستخدام spsswin، الجزء الثاني ، الإحصاء التطبيقي المتقدم ، معهد الإحصاء - جامعة القاهرة ، ٢٠٠٥ .
- سعد زغلول بشير ، دليلك إلى البرنامج الإحصائي spss، المعهد العربي للتدريب والبحوث الإحصائية ، بغداد - العراق ، ٢٠٠٣ .

#### (ب) الرسائل والأبحاث العلمية

- السباعي محمد الفقى " دراسة كمية الخسائر التأمينات العامة في ظل سياسات إعادة التأمين بسوق التأمين الكويتي " ، مجلة الدراسات المالية والتجارية ، كلية التجارة بنى سويف - جامعة القاهرة ، السنة التاسعة ، العدد الثاني ، أكتوبر ١٩٩٩ .
- أسماء رباعي ، " التنبؤ بمعدلات الخسارة في شركات تأمينات الممتلكات والمسؤوليات باستخدام نماذج الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة التكاملية" .

- ٣- أمل أحمد حسن الدالي ، "مخصص المطالبات تحت التسوية فرع السيارات" في جمهورية مصر لعربدة دراسة تحليلية ، رسالة الماجستير ، كلية التجارة - جامعة أسيوط ، ١٩٩٨.
- ٤- جيهان مسعد المعداوي ، نموذج مقترن لتقدير مخصصات الخسارة في التأمينات العامة ، رسالة دكتوراه ، كلية التجارة - جامعة المنصورة ، ٢٠١٠.
- ٥- سعد السعيد عبد الرازق ، مخصص تقلبات معدل الخسارة وأثره في تحديد هامش اليسر المالي ، مجلة آفاق جديدة ، كلية التجارة - جامعة المنوفية ، السنة الثامنة ، العدد الثالث والرابع ، ١٩٩١.
- ٦- سعد السعيد عبد الرازق ، المؤشرات والنمذج الإحصائية كأداة للتحليل المالي في قطاع التأمين ، مجلة آفاق جديدة ، كلية التجارة - جامعة المنوفية ، السنة الثانية ، العدد الأول ، ١٩٩٠.
- ٧- شوقي سيف النصر سيد ، نحو تقدير أمثل لمخصص التقلبات في معدلات الخسارة المتوقعة للتأمينات العامة في السوق المصري ، مجلة البحوث التجارية ، كلية التجارة - جامعة الزقازيق ، السنة الثالثة ، العدد الثالث ، ١٩٨١.
- ٨- صلاح السمسطاوي ، مخصص المطالبات تحت التسوية لتأمين الحريق وأثاره على نتائج الكتاب ، معهد التأمين لتدريب الإدارة المتوسطة ، ١٩٩٩.
- ٩- على السيد الديب ، تطوير طريقة التسلسل السلمي لتقدير مخصصات الخسارة في سوق التأمين المصري ، مجلة الدراسات المالية والتجارية ، كلية التجارة بنى سويف - جامعة القاهرة ، العدد الثاني ، السنة الحادية عشر ، يوليو ٢٠٠١.
- ١٠- محمد محمد علي هاشم ، مخصص المطالبات تحت التسوية بشركات التأمين ( دراسة محاسبية ميدانية ) ، مجلة آفاق جديدة ، كلية التجارة - جامعة المنوفية ، السنة السادسة ، العدد الثالث ١٩٩٤.
- ١١- محمد محمد محمد عطا ، علي السيد بخيت ، توصيف نموذج كمي لتقدير مخصص المطالبات تحت التسوية بالتطبيق على قطاع التأمينات العامة في السوق التأمين المصري ، مجلة البحوث التجارية المعاصرة ، كلية التجارة - جامعة سوهاج ، العدد الأول ، المجلد الواحد والعشرون ، يونيو ٢٠٠٧.
- ١٢- محمد نادي عزت ، طارق عزت عبد الباري ، استخدام التحليل بالشبكات العصبية في تقدير مخصص المطالبات تحت التسوية لفروع التأمينات العامة ، المجلة المصرية

للدراسات التجارية ، كلية التجارة - جامعة المنصورة ، المجلد الثالث والعشرون ،  
العدد الأول ، ١٩٩٩.

١٣- محمد المهدي محمد علي ، تحليل كمي لمعدلات الخسارة وهامش ربح الاكتتاب  
في تأمينات الممتلكات والمسؤولية ، مجلة أفاق جديدة ، كلية التجارة - جامعة  
المنوفية ، السنة التاسعة ، العدد الأول والثاني ، ١٩٩٧.

٤- محمد مصطفى عبد الرزاق شهاب الدين، "نموذج احصائي للتبيؤ بحجم العصيلة  
الجمركية السنوية في مصر" كلية التجارة - جامعة المنصورة ، رسالة ماجستير  
١٩٩٩.

٥- مني عمار ، مصطفى عبد الغني ، دراسة تحليلية لطريقة مخصص المطالبات تحت  
التسوية في تأمين الحريق بالتطبيق على قطاع الحديد والصلب في ج.م.ع ، مجلة  
الدراسات المالية والتجارية ، كلية التجارة بنى سويف - جامعة القاهرة ، العدد  
الحادي عشر - السنة الخامسة - يوليو ١٩٩٥.

٦- مني محمد عمار ، دراسة تحليلية مقارنة للأداء الفني لشركات التأمين المباشر في  
السوق المصري بالتطبيق على فرع تأمين الحريق ، مجلة الدراسات المالية والتجارية  
، كلية التجارة بنى سويف - جامعة القاهرة ، السنة السابعة ، العدد الثاني ، يوليو  
١٩٩٧.

٧- محمد الطير ، المخصصات الفنية وأثرها على نتائج شركات التأمين ، الاتحاد العام  
العربي للتأمين ، القاهرة- ج.م.ع ، ١٩٩٤.

٨- محمد أحمد عبد الهادي ، دراسة أسلوب تكوين المخصصات الفنية وأثرها على  
المراكز المالية لشركات التأمين ، معهد التأمين لتدريب الإدارة المتوسطة.

٩- محمد توفيق البلقيني، نرمين سعد فهمي ، "استخدام نماذج السلسل الزمنية في تقدير  
قيمة الطلب في سوق التأمين المصري" ، مجلة الدراسات المالية والتجارية، كلية  
التجارة - جامعة بنى سويف، العدد الثاني، ٢٠٠٨.

٢٠- معرض حسن حسنين ، محمد غازي صابر ، "دراسة تحليلية للمخصصات الفنية  
وتأثيرها على الأطراف ذات العلاقة بشركات التأمين الكوبية" ، المجلة المصرية  
للدراسات التجارية ، كلية التجارة - جامعة المنصورة ، المجلد الثالث والعشرون ،  
العدد الثاني ، ١٩٩٩.

٢١ - هارون عزام عبد المرضى ، أحمد حسین فى والتر، فندال، ١٩٨٣، "السلسل الزمنية من الوجهة التطبيقية ونماذج بوكس وجينكنز" ،دار المریخ للنشر، ١٩٩٢.

### (ج) أخرى

- ١ - تقرير سوق التأمين السعودي من ٢٠٠٥ إلى ٢٠١٢ ، مؤسسة النقد العربي السعودي - إدارة مراقبة التأمين
- ٢ - مؤسسة النقد العربي السعودي .
- ٣ - سجلات الشركة الوطنية للتأمين السعودية ، ونشرات الإصدار للشركة من عام ٢٠٠٥ وحتى عام ٢٠١٢ .
- ٤ - موقع أرقام [Argaam.com](http://Argaam.com)

## ثانياً : المراجع الأجنبية :

- 1- Abraham ,B & - Ledolter,J **Statistical Methods for forecasting**". John Wiley and sons .New York, 1983
- 2- CHRISTIAN ROHOLTE LARSEN , AN INDIVIDUAL CLAIMS RESERVING MODEL , Astin Bulletin , 37 (1) , 113-132, (2007).
- 3- Dickey D .and Fuller W . (1979), " Distribution of the estimators for Autoregressive time series with a unit root" , Journal of the American Statistical Association , .
- 4- GARY G . VENTER , Generalized, Linear Models beyond the exponential family with loss reserve applications , Astin Bulletin , 37 (2) , 345-364, (2007).
- 5- George E. Rejda, "Principles of risk management and insurance", Seventh Edition, Addison. Wesley, London, 2000.
- 6- Hossack, I. B. "Introductory statistics with applications in general insurance", Cambridge university press, 1999.
- 7- Joseph Calandro , Jr & Thomas J. O Brien "A User – Friendly Introduction to Property – Casualty Claim Reserves" Risk Management and Insurance Review , 2004, vol . 7, NO. , 2.
- 8- Loomis, Carol "The Earnings Magic at American Express, Fortune, June 25, 1984.
- 9- MARKUS BUCHWALDER , HANS BUHLMANN , MICHAEL MERZ AND MARIO V . WUTHRICH "THE MEAN SQUARE ERROR OF PREDICTION IN THE CHAIN LADDER RESERVING METHOD (MACK AND MURPHY REVISTIED) " , Astin Bulletin , 36 (2) , 521 -542 , (2006).
- 10- Urs Winter , Late claims reserves in reinsurance , Swiss Re , Zurich , 1989.