تحليل علاقة السببية بين نشاط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية والنمو الاقتصادي في مصر باستخدام اختبار سببية جرانجر

Causality Analysis Between Property and Liability Insurance Sector and Economic Growth In Egypt Using Granger Causality Test

أسامة ربيع أمين سليمان[1،*]

[1] قسم الإحصاء والرياضيات والتأمين –كلية التجارة – جامعة مدينة السادات (جمهورية مصر العربية)

تاريخ الاستلام : 2018/11/21 ؛ **تاريخ المراجعة** : 2018/11/25 ؛ **تاريخ القبول** : 2018/11/30

ملخص : تهدف هذه الدراسة إلى دراسة مدى وجود علاقة سببية بين معدل النمو الاقتصادي وحجم نشاط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر خلال الفترة من 19982-1983 حتى 2016-2017، وذلك بالاعتماد على أسلوب Granger Causality Test في ضوء مدى وجود علاقة تكامل مشترك Cointegration بين السلسلتين الزمنيتين. وقد توصلت الدراسة الى وجود علاقة سببية في الاتجاهين في حالة نموذج ECM Granger Causality مع فترة إبطاء واحدة، وعلاقة سببية في اتجاه واحد من معدل النمو الاقتصادي الى معدل نمو أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية في حالة فترتي إبطاء. وهو ما يعكس العلاقة التبادلية والتأثير المتبادل من الحالة العامة للإقتصاد القومي ونشاط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر.

الكلمات المفتاح : علاقة سببية ؛ اختبار سببية جرانجر ؛ معدل النمو الاقتصادي ؛ تأمينات الممتلكات والمسؤولية ؛ تكامل مشترك.

تصنيف JEL : G22 ؛ A10 ؛ C01 ؛ C32

Abstract: The main objective of this study is to study the causality relationship between the GDP and growth of property and liability insurance premiums in Egypt through 1982-1983 to 2016-2017 using Granger Causality Test and the Cointegration between the two time series. The main conclusion of this paper that there is bilateral causality relationship between the GDP and growth of property and liability insurance premiums in one time lag ECM Granger Causality and unidirectional causality from GDP to growth of property and liability insurance premiums in two time lag ECM Granger Causality.

Keywords: causality relationship ; Granger Causality Test ; GDP ; property and liability insurance ; Cointegration.

Jel Classification Codes : G22 ; A10 ; C01 ; C32

* Corresponding author, e-mail : oras1992@yahoo.com

I- تمهيد :

مما لاشك فيه أن لقطاع التأمين دورا هاما في مجال التنمية الاقتصادية والاجتماعية في جميع الدول على مختلف توجهاتها الاقتصادية والسياسية والأيدلوجية، يتمثل أهم ملامح هذا الدور في: توفير الضمان والاستقرار المالي للأفراد والمؤسسات من خلال تعويض الخسائر التي تلحق بهم [1]، الأمر الذي يعني حماية المجتمع من العديد من الآثار السلبية والأضرار التي قد تلحق بالاقتصاد القومي متمثلة في فقد تلك المؤسسات التي تعرضت للخسارة مساهمتها في الناتج القومي بسبب التوقف، وفقد العاملين في هذه المؤسسات لوظائفهم وبالتالي تفاقم مشكلة البطالة في المجتمع، هذا بالإضافة الى الارتفاع المحتمل للأسعار وزيادة حدة التضخم بسبب نقص المعروض من السلع والخدمات [2]، ليس هذا فحسب بل يشمل أيضا فقد الحكومات للإيرادات التي كانت تحصل عليها من فرض الضرائب على إيرادات تلك المؤسسات وعلى دخول الأفراد، مما ينعكس بالسلب في النهاية على تحقيق التنمية الاقتصادية [3]، أضف الى ذلك ما يقوم به قطاع التأمين عموما، وقطاع التأمين التجاري على وجه الخصوص، من دورا مهما في إعادة توزيع الثروات، إذ أن الأعباء المالية المترتبة على تحقق الأخطار المختلفة في حالة عدم وجود تأمين إما أن تتحملها الحكومة مما قد يؤثر على تنفيذ خطط التنمية الاقتصادية وتحقيق الأهداف المنشودة، أو أن يتحملها الأفراد والمؤسسات وهذا من شأنه يستلزم حجز أموال كبيرة في صندوق الطوارئ لحمايتهم من الخسائر المترتبة على تحقق الأخطار[4]. كما أن قطاع التأمين له دورا آخر في مجال المساهمة في التنمية الاقتصادية من خلال الاستثمارات الضخمة التي يقوم بها في الاقتصاد القومي، سواء في أسواق الأسهم والسندات أو في شراء السندات الحكومية وغيرها من أوجه الاستثمارات [5]. وأخيرا يعتبر التأمين أحد أهم أدوات الاقتصادية تعبئة المدخرات القومية وتشجيع الادخار على حساب الاستهلاك[6].

وهنا يرى كل من (Chi-Wei and et al, 2008) [7] أنه بالنظر إلى التأثيرات المحتملة لصناعة التأمين، وما يتبعه من ضرورة قيام الحكومات بتنفيذ الخطط والسياسات التي من شأنها تحفيز شركات التأمين على المشاركة بشكل أكبر في توفير المزيد من المنتجات التأمينية من أجل زيادة مساهمة قطاع التأمين في النمو الاقتصادي، فإنه يتعين أن يكون هناك تقييم للتأثير المتبادل بين قطاع التأمين والتنمية الاقتصادية في المجتمع للتأكد من كفاءة وفاعلية هذا القطاع في الاقتصاد القومي.

وفيما يتعلق بطبيعة وشكل العلاقة بين التأمين والنمو الاقتصادي واتجاه التأثير المحتمل بينهما، هناك ثلاث مدارس فكرية تحاول شرح أو تفسير هذه العلاقة؛ تفترض المدرسة الأولى أن التأمين يؤدي إلى النمو الاقتصادي، بينما في المقابل ترى المدرسة الثانية أن النمو الاقتصادي يؤدي إلى تطوير قطاع التأمين (Patrick, 1996) [8]، في حين ترى المدرسة الفكرية الثالثة أن العلاقة بين تطوير التأمين والأداء الاقتصادي ليست علاقة أحادية التأثير بل هي علاقة ثنائية الاتجاه فالتأمين يساعد على زيادة النمو الاقتصادي وتحقيق التنمية الاقتصادية وفي نفس الوقت يؤثر النمو الاقتصادي على حجم النشاط في قطاع التأمين (Haiss and Sumegi، 2008)[9]. ووفقا لنتائج الدراسات التجريبية التي تناولت هذه العلاقة بالدراسة والتحليل نجد أن علاقة سببية بين التأمين والنمو الاقتصادي تختلف اختلافًا كبيرًا بين البلدان، وذلك بسبب تأثير عدد من العوامل الخاصة بكل بلد The Influence Of Number Of Country Specific Factors، مثل البيئة الثقافية والتنظيمية والقانونية ومدى التحسن والتطور في التشريعات الخاصة بالوساطة المالية عموما والمتعلقة بالتأمين على وجه الخصوص[10].

I.1- أهداف البحث:

يتمثل الهدف الأساسي في هذا البحث في محاولة الوصول إلى حكم بشأن مدى وجود علاقة سببية بين قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤوليات والنمو الاقتصادي في مصر، واتجاه هذه العلاقة ؛ هل هي في إتجاه واحد ؟ وفي أي مسار ؟ ، أم هي في إتجاهين ؟.

I.2- أهمية البحث :

تساهم هذه الدراسة في إثراء الدراسات التجريبية في مجال دراسة علاقة السببية Causality Test بين قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية والنمو الاقتصادي في إحدى الدول النامية، حيث تعد هذه الدراسة هي الدراسة الأولى – على حد علم الباحث كما سبق الإشارة اليه– التي تناولت دراسة العلاقة السببية بين النمو الاقتصادي وتأمينات الممتلكات في مصر.

I.3- الدراسات السابقة :

- **دراسة** (Ward and Zurbruegg, 2000) [11]:

قامت هذه الدراسة بدراسة العلاقة السببية Causal Relationship المحتملة بين النمو الاقتصادي ونشاط سوق التأمين في تسع دول من دول منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي خلال الفترة 1961-1996، باستخدام الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي السنوي كمقياس للنشاط الاقتصادي ومجموع الأقساط المكتتبة السنوية الفعلية كمقياس نشاط للتأمين. اعتمدت هذه الدراسة على اختبار جوهانسن للتكامل

المشترك Johansen Cointegration Test ونماذج متجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model (VECM) ، توصلت الدراسة إلى أن العلاقات السببية بين النمو الاقتصادي ونمو سوق التأمين قد تختلف من بلد لآخر، وليس هناك نمط محدد لهذه العلاقة من الناحية التجريبية، وأن علاقات السببية بين تطوير التأمين والنمو الاقتصادي لا تزال غير واضحة ، ولا يمكن حصرها في شكل أو نمط محدد.

- **دراسة** (Peter and Kjell, 2006) [12] :

قامت هذه الدراسة بفحص العلاقة بين نشاط التأمين والنمو الاقتصادي في 29 دولة أوروبية من الناحية التجريبية بالاعتماد على بيانات سنوية لأقساط التأمين من خلال تحليل Panel Data Analysis خلال الفترة من 1992 إلى 2004 ، وقد توصلت الدراسة إلى وجود دليل ضعيف لدور التأمين على الحياة في دعم النمو، وقد أرجع الباحثان السبب في ذلك أوجه الشبه بين نشاط التأمين والخدمات المقدمة من قطاع البنوك والبورصة.

- **دراسة** (Chi-Wei and *et al*, 2008)[13] :

اعتمدت هذه الدراسة على أسلوب Granger لاختبار علاقة السببية بين نمو التأمين والنمو الاقتصادي في 7 دول في الشرق الأوسط: المملكة العربية السعودية والإمارات العربية المتحدة وإيران والكويت وعمان والأردن وإسرائيل. وقد توصلت الدراسة بالاعتماد على أسلوب Bootstrap Panel Granger Causality إلى أن العلاقة بين نمو التأمين على الحياة والنمو الاقتصادي تأثرت بشكل كبير بالعوامل الخاصة بكل بلد؛ وأن العلاقة بين التأمين على الحياة وأداء الاقتصاد الكلي كانت علاقة سببية ثنائية الاتجاه bi-directional Granger causal relationship في البلدان ذات الدخل المرتفع مثل الإمارات العربية المتحدة والكويت وإسرائيل، في حين أن تأمينات غير الحياة كان لها تأثير أكبر وأفضل في تعزيز النمو الاقتصادي في بلدان الشرق الأوسط ذات الدخل المنخفض، مثل عمان والأردن.

- **دراسة** (Haiss and Sümegi, 2008) [14] :

بالاعتماد على تقدير المربعات الصغرى العادية (OLS) والتأثيرات الثابتة Time-Fixed Effects في تحليل Panel Data Analysis لـ 29 دولة أوروبية في الفترة من 1992 إلى 2005 لدراسة العلاقة بين نشاط شركات التأمين والنمو الاقتصادي في أوروبا، توصلت الدراسة إلى أن هناك تأثير موجب للتأمين على الحياة على نمو الناتج المحلي الإجمالي في دول الاتحاد الأوروبي الخمسة عشر، في حين أن الدول الأعضاء الجدد في الاتحاد الأوروبي من وسط وشرق أوروبا كان هناك تأثيرًا أكبر لتأمين المسؤولية.

- **دراسة** (Marco Arena, 2008) [15] :

اعتمدت هذه الدراسة على الطريقة المعممة للعزوم (GMM) للنماذج الديناميكية لبيانات Panel Data في 56 دولة (شملت الدول المتقدمة والدول النامية أيضا) خلال الفترة 1976 – 2004 لاختبار ما إذا كانت هناك علاقة سببية بين نشاط سوق التأمين والتنمية الاقتصادية. وقد توصلت الدراسة إلى أن كل من التأمين على الحياة وتأمينات غير الحياة كان لهما تأثير سببي موجب وهام على النمو الاقتصادي في معظم الدول التي شملتها الدراسة.

- **دراسة** (Wadlamannati, 2008) [16]:

هدفت هذه الدراسة إلى دراسة تأثير نمو التأمين والإصلاحات الهيكلية لقطاع التأمين على التنمية الاقتصادية في الهند في الفترة من 1980 إلى 2006. وباستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)، وتحليل التكامل المشترك ونماذج تصحيح الأخطاء (ECM) وجدت أن الإصلاحات التي تمت في قطاع التأمين في الهند لم يكن لها تأثير معنوي على الأنشطة الاقتصادية؛ لكن نموها له تأثير إيجابي على النمو الاقتصادي.

- **دراسة** (Marijuana and et al, 2009) [17] :

من خلال الدراسة التجريبية للعلاقة بين تطور قطاع التأمين والنمو الاقتصادي في 10 دول من الدول الأعضاء في الاتحاد الأوروبي التي تمر بمرحلة انتقالية خلال الفترة 1992 – 2007. وتوصلت الدراسة إلى أن تطور قطاع التأمين – سواء على مستوى قطاع التأمين ككل أو على مستوى تأمينات الحياة وغير الحياة– كان له تأثير إيجابي وكبير على النمو الاقتصادي.

- **دراسة** (Ching and et al, 2011) [18] :

حاولت هذه الدراسة تحليل مدى وجود علاقة سببية بين إجمالي أصول قطاع التأمينات العامة والناتج المحلي الإجمالي في ماليزيا. وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طويلة المدى بين المتغيرين، ولم يكن هناك دليل على وجود علاقة سببية على المدى القصير بين المتغيرين.

- **دراسة** (Chang, 2012) [19] :

استخدمت هذه الدراسة اختبار Bootstrap Panel Granger Causality Test لاختبار مدى وجود علاقة السببية بين نشاط التأمين والناتج القومي الإجمالي في 12 دولة من دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية بين عامي 1979 و 2008. وتشير النتائج التجريبية لهذه الدراسة إلى وجود علاقة سببية في تجاه واحد بين نمو التأمين والنمو الاقتصادي في عدد قليل من الدول. وأشارت الدراسة أيضا إلى أن العلاقة بين المتغيرين بصفة عامة لم تكن معنوية بشكل عام.

- **دراسة** (Michael Ojo, 2012) [20] :

قامت هذه الدراسة بفحص العلاقات القصيرة والطويلة المدى بين الناتج المحلي الإجمالي ونمو قطاع التأمين في نيجيريا. وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طويلة المدى بين نمو التأمين والناتج المحلي الإجمالي،وأن نمو قطاع التأمين يؤثر إيجابيا وبشكل كبير على الناتج المحلي الإجمالي.

- **دراسة** (Ming and et al, 2012) [21] :

قامت هذه الدراسة بفحص العلاقة الديناميكية بين حجم الطلب على التأمين والتنمية المالية والنمو الاقتصادي في تايوان خلال الفترة 1961 - 2006. وبالاعتماد على نموذج متجه الانحدار الذاتي ثلاثي المتغيرات A Three-Variable Vector Autoregressive (VAR) Model ، تم التوصل إلى وجود علاقة توازن على المدى الطويل بين الطلب على التأمين والتنمية المالية والنمو الاقتصادي. وفي المدى القصير، وفقا لسببية Granger، يتسبب النمو الاقتصادي في الطلب على التأمين ، بينما التنمية المالية تتسبب في النمو الاقتصادي. وبعبارة أخرى ، فإن التنمية المالية تعزز نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ، ويؤدي التغيير في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي إلى التغير في الطلب الحقيقي على التأمين في تايوان.

- **دراسة** (Anju Verma and Renu Bala, 2013)[22] :

تبحث هذه الدراسة العلاقة بين التأمين على الحياة والنمو الاقتصادي في الهند. وفي هذه الدراسة تم الاعتماد على إجمالي أقساط التأمين على الحياة (TLIP) وإجمالي استثمارات التأمين على الحياة (TLII) كمقياس لنشاط التأمين على الحياة، في مقابل تم استخدام الناتج المحلي الإجمالي (GDP) كمقياس للنمو الاقتصادي، وذلك خلال الفترة 1990 - 2011. وباستخدام نموذج انحدار المربعات الصغرى العادية The Ordinary Least Square Regression Model ثم من خلال الاعتماد على عدد من الاختبارات للتحقق من دقة النتائج، تبين أن التأمين على الحياة يؤثر بشكل كبير على النمو الاقتصادي في الهند.

- **دراسة** (Richard – Victor, 2013) [23] :

هدفت هذه الدراسة إلى دراسة تأثير نشاط التأمين على نمو الاقتصاد النيجيري، وقد استخدمت أقساط التأمين وإجمالي إستثمارات قطاع التأمين كعوامل محددة لممارسة التأمين. ثم من خلال الاعتماد على اختبار جوهانسن للتكامل المشترك ونماذج تصحيح الخطأ في تحليل البيانات ولتحديد التأثير في المدى القصير والطويل لهذا النموذج. وقد توصلت الدراسة إلى أن أقساط التأمين لها تأثير معنوي على النمو الاقتصادي، كما أن حجم الاستثمارات الكلية لقطاع التأمين كان له تأثير بشكل كبير على النمو الاقتصادي، وأن هناك علاقة سببية بين نمو قطاع التأمين والنمو الاقتصادي في نيجيريا.

- **دراسة** (Taiwo Akinlo, 2013) [24] :

بحثت هذه الدراسة العلاقة السببية بين التأمين والنمو الاقتصادي في نيجيريا خلال الفترة 1986-2010، بالاعتماد على نموذج Vector Error Correction (VECM). وقد اظهر اختبار التكامل المشترك أن الناتج المحلي الإجمالي ، علاوة على التضخم ، ومعدل الفائدة يترابط عندما يكون الناتج المحلي الإجمالي متغيرا تابعا Edogeneous Variable. وطبقا لاختبار جرانجر للسببية Granger Causality Test توصلت الدراسة إلى أنه لا توجد علاقة سببية بين النمو الاقتصادي وأقساط التأمين على المدى القصير، في حين أنه في الأجل الطويل وجد أن الأقساط والتضخم وسعر الفائدة كان لهم تأثير في تحقيق الناتج المحلي الإجمالي، مما يعني وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه تبدأ من الأقساط والتضخم وسعر الفائدة إلى الناتج المحلي الإجمالي. وهذا يعني أن التأمين يساهم في النمو الاقتصادي في نيجيريا حيث أنها توفر الأموال اللازمة على المدى الطويل للاستثمار ومواجهة المخاطر.

- **دراسة** (Mabutho and Holden, (2014)[25] :

هدفت هذه الدراسة إلى تحديد تأثير صناعة التأمين على المدى القصير على التنمية المالية والاقتصادية في جنوب أفريقيا. ثم بالاعتماد على بيانات ربع سنوية من 1994 إلى 2009 لعمل اختبارات التكامل المشترك جوهانسن Johansen Co-Integration Tests ومن ثم اختبارات سببية جرانجر Granger Causality Tests لتحديد العلاقة بين صناعة التأمين والنمو الاقتصادي على المدى القصير. وقد أظهرت النتائج أن صناعة التأمين لديها علاقة طردية مع التنمية الاقتصادية. يعتمد تطوير صناعة التأمين القصير بشكل كبير على النمو

الاقتصادي. هذا يشير إلى أن صياغة السياسات التي تعزز النمو الاقتصادي يؤدي بشكل مباشر إلى تطوير صناعة التأمين على المدى القصير في جنوب أفريقيا.

يلاحظ مما سبق، أن الدراسات التجريبية السابقة تؤكد أنه ليس هناك نمط محدد لعلاقة السببية بين التأمين والنمو الاقتصادي سواء في اتجاه واحد أو في اتجاهين، ولكنها تختلف من بلد لأخر وفقا للظروف والعوامل الخاصة بكل بلد.

I.4– مشكلة البحث:

في ضوء ما تم تناوله من الدراسات السابقة، نلاحظ أن دراسة علاقة السببية بين نشاط التأمين وأداء الاقتصاد القومي من الموضوعات التي نالت اهتماما كبيرا من الباحثين في مختلف دول العالم سواء المتقدمة أو النامية، في حين أنه في مصر وفي المنطقة العربية لم يحظى هذا الموضوع بالقدر الكافي من الاهتمام، فلا توجد – على حد علم الباحث – سوى دراسة واحدة وكانت بالتطبيق على عدد من دول الشرق الأوسط من بينها بعض الدول العربية، على الرغم من الأهمية الكبيرة لهذا الموضوع ما يتبعه من توضيح لمدى الحاجة لسن القوانين والتشريعات ورسم السياسات التي تدعم الدور الذي يقوم قطاع التأمين في الاقتصاد القومي من خلال ضمان تحقيق خطط التنمية الاقتصادية ودعم النمو الاقتصادي. وبالتالي فإن هناك فجوة بحثية كبيرة فيما يخص الدراسات التجريبية المتعلقة بدراسة علاقة السببية بين التأمين عموما وتأمينات الممتلكات والمسؤولية على وجه الخصوص وبين معدل النمو الاقتصادي في مصر.

I.5– منهجية البحث :

سوف تعتمد الدراسة على اختبار سببية جرانجر Granger Causality Test في دراسة علاقة السببية بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية كمقياس لنشاط القطاع في مصر. وبصفة عامة، يعتمد هذا الاختبار على تطبيق تحليل متجه الانحدار الذاتي Vector Autoregressive (VAR) ، بحيث لو ان هناك متغيرين (X) و (Y) ونريد دراسة علاقة السببية بينهما طبقا لاختبار Granger، فإنه لابد من التفرقة بين حالتين [26]:

الحالة الأولى : في حالة عدم وجود تكامل مشترك Cointegration بين المتغيرين، في هذه الحالة يتم تقدير متحه الانحدار الذاتي التالي:

$$Y_t = \sum_{j=1}^{n} b_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{n} C_j Y_{t-j} + U_{t-1}$$

$$X_t = \sum_{j=1} b_j^* Y_{t-j} + \sum_{j=1} C_j^* X_{t-j} + U *_{t-1}$$

الحالة الثانية : في حالة وجود تكامل مشترك Cointegration بين المتغيرين، في هذه الحالة يتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Models (ECM) التالي :

$$Y_t = \sum_{j=1}^{n} b_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{n} C_j Y_{t-j} + \varphi\, e_{t-1} + w_t$$

$$X_t = \sum_{j=1} b_j^* Y_{t-j} + \sum_{j=1} C_j^* X_{t-j} + \varphi\, e_{t-1} + w_t$$

ويعتمد اختبار Granger Causality Test على اختبار نوعين الفروض التالية:

الفرض الأول: الفرض العدمي بأن (X) لا تسبب (Y) بمعنى (All bj=0) ، في مقابل الفرض البديل (X) تسبب (Y) بمعنى على الأقل واحدة من المعاملات (bj) لا تساوي الصفر و (All bj*=0).

الفرض الثاني: الفرض العدمي بأن (Y) لا تسبب (X) بمعنى (All bj*=0) ، في مقابل الفرض البديل (Y) تسبب (X) بمعنى على الأقل واحدة من المعاملات (*bj) لا تساوي الصفر و (All bj=0).

وفي ضوء نتيجة اختبار الفرضين السابقين طبيعة علاقة السببية بين المتغيرين محل الدراسة، كما يلي:

(أ) في حالة رفض الفرض العدمي الأول وعدم رفض الثاني، فهذا دليل على وجود علاقة سببية في اتجاه واحد وهي أن (X) تسبب (Y).

(ب) في حالة عد رفض الفرض العدمي الأول، ورفض الثاني، فهذا دليل على وجود علاقة سببية في اتجاه واحد وهي (Y) تسبب (X).

(ج) في حالة رفض الفرض العدمي الأول والثاني، في هذه الحالة يقال أن هناك علاقة سببية تبادلية، أي (X) تسبب (Y) و (Y) تسبب (X).

(د) في حالة عدم رفض الفرض العدمي الأول والثاني، في هذه الحالة يقال أنه ليس هناك علاقة سببية بين المتغيرات.

II – الطريقة والأدوات :

II – 1 البيانات، ومصادر الحصول عليها: تتمثل البيانات المستخدمة في البحث في بيانات سنوية خلال الفترة من 1983/1982 حتى 2917/2016 لكل من: (أ) إجمالي الأقساط السنوية لقطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية، من خلال البيانات المنشورة في الكتاب الإحصائي السنوي للهيئة المصرية للإشراف والرقابة على التأمين. (ب) تجميع بيانات ثانوية سنوية عن معدل النمو الاقتصادي في مصر إحصاءات البنك المركزي، و وزارة المالية المصرية. والشكل (1) بالملاحق يوضح تطور معدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر خلال الفترة من 1983/1982 حتى 2017/2016.

II – 2 دراسة التكامل المشترك Cointegration بين معدل نمو أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية ومعدل النمو الاقتصادي في مصر :

كما سبق الإشارة اليه، أن أسلوب Granger Causality Test يعتمد على تحديد مدى وجود تكامل مشترك بين السلسلتين الزمنتين محل الدراسة في تحديد النموذج المستخدم في الحكم على علاقة السببية بينهما. وبصفة عامة، لكي يتم الحكم بوجود تكامل مشترك بين سلسلتين زمنيتين لابد من توافر شرطين:

الشرط الأول: أن تكون السلسلتين لهما نفس رتبة التكامل، بشرط أن تكون الرتبة أكبر من الصفر: أي بشرط $I(d>0)$)، لأنه في حالة أن تكون رتبة التكامل للسلسلتين من الرتبة صفر ($I(d=0)$) أي أنهما ساكنتين في بياناتهما الأصلية، فإن علاقة التكامل بين هذين المتغيرين ستكون علاقة في الأجل القصير، ولا تعبر عن أي حالة للتوازن في الأجل الطويل. وغني عن البيان، أن المقصود بتحديد رتبة التكامل هو حساب درجة الفروق التي تصبح عندها السلسلة الزمنية ساكنة. وبالتالي يمكن الحكم بعد وجود تكامل مشترك بين سلسلتين في حالتين[27] :

الحالة الأولى : عندما تكون احدى السلسلتين ساكنة والأخرى غير ساكنة في بياناتها الأصلية، حيث أن المتغير الساكن لا يمكن أن يكون له علاقة طويلة الأجل مع متغير آخر غير ساكن، ولو أنه تم عمل انحدار بين متغير ساكن ومتغير آخر غير ساكن، في هذه الحالة معامل الانحدار سيكون مساويا للصفر [28] . الحالة الثانية : عندما يكون هناك اختلاف في رتبة التكامل، كأن تكون احدى السلسلتين ساكنة عند الفرق الأول، والأخرى ساكنة عند الفرق الثالث. وفي هاتين الحالتين لا يمكننا ايجاد علاقة تكامل مشترك، وأي علاقة إنحدار بين المتغيرات الممثلة لتلك السلاسل الزمنية – للبيانات الأصلية – ستكون زائفة ومضللة، ويعرف بالانحدار الزائف Spurious Regression [29].

أما الشرط الثاني، فهو أن تكون البواقي (الأخطاء) في نموذج التكامل المشترك ساكنة: ويتم فحص شرط السكون من خلال اختبار جذر الوحدة Unit Root Test، لاختبار الفرض العدمي بأن السلسلة الزمنية غير ساكنة (يوجد جذر الوحدة لبيانات السلسلة الزمنية)، مقابل الفرض البديل بأن السلسلة ساكنة (لا يوجد جذر الوحدة لبيانات السلسلة الزمنية). وفي الدراسة الحالية، سوف يعتمد الباحث على إختبار ديكي – فوللر المعدل ADF بإعتباره أفضل الإختبارات وأكثرها إستخداما في هذا الشأن [30] . ويعتمد إختبار ديكي –فوللر المعدل ADF على نموذج الانحدار الذاتي Autoregressive Model التالية [31] :

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-i} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + ... + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

حيث:

α : ثابت الانحدار.

β : معامل الانحدار على الزمن.

P : رتبة الفجوة الزمنية لعملية الانحدار الذاتي.

γ : معامل الانحدار الذاتي مع المتغير الأصلي بفجوة زمنية واحد.

δ : معامل الانحدار الذاتي مع فروق المتغير الأصلي بفجوة زمنية واحد

ε_t : الخطأ العشوائي لمعادلة الانحدار الذاتي المقدرة.

للنموذج السابق، ثلاثة أشكال أساسية:

(1) نموذج الانحدار الذاتي بدون ثابت :

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-i} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + ... + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

(2) نموذج الانحدار الذاتي غير الإتجاهي، مع وجود ثابت :

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-i} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + ... + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

(3) نموذج الانحدار الذاتي الإتجاهي، مع وجود ثابت :

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-i} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + ... + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

II – 3 اختبار شروط التكامل المشترك بين كل من معدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الممتلكات بالتطبيق على مصر:

أولا: تحديد رتبة التكامل المشترك لكل سلسلة زمنية:

(1) بالنسبة لمعدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية: توضح النتائج الخاصة اختبار Augmented Dickey-Fuller المبينة بالجدول (1) بالملاحق أنه:

(أ) في حالة نموذج الانحدار الذاتي مع وجود ثابت: نجد أن قيمة (Tau=-4.488789) وهي أقل من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية (5%) بإحتمال 0.0011، وبالتالي فإنه يمكننا رفض الفرض العدمي بأن معدل نمو إجمالي أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر يوجد بها جذر الوحدة، وبناء عليه تكون السلسلة الزمنية لها ساكنة في بياناتها الأصلية، مما يعني أن رتبة التكامل المشترك تساوي $I(0)$.

(ب) في حالة نموذج الانحدار الذاتي الإتجاهي مع وجود ثابت: نجد أن قيمة (Tau=-4.281676) وهي أقل من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية (5%) بإحتمال 0.0093، وبالتالي فإنه يمكننا رفض الفرض العدمي بأن معدل نمو إجمالي أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر يوجد بها جذر الوحدة، وبناء عليه تكون السلسلة الزمنية ساكنة في بياناتها الأصلية، مما يعني أن رتبة التكامل المشترك تساوي $I(0)$.

(ج) حالة نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام: نجد أنه قيمة (Tau=-1.853279) وهي أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية (5%) بإحتمال 0.00615، وبالتالي فإنه لا يمكننا رفض الفرض العدمي بأن معدل نمو إجمالي أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر يوجد بها جذر الوحدة، وبناء عليه تكون السلسلة الزمنية غير ساكنة في بياناتها الأصلية. وبإعادة الاختبار مرة أخرى بعد أخذ الفروق الأولى للسلسلة الزمنية لاختبار الفرض العدمي بأن الفروق الأولى لمعدل نمو إجمالي أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر يوجد بها جذر الوحدة (سلسلة غير ساكنة)، توضح النتائج المبينة بالجدول (2) بالملاحق أن قيمة (Tau=-6.445503) وهي أقل من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية (5%) بإحتمال أقل من 9 في الألف، وبالتالي فإنه يمكننا رفض الفرض العدمي بأن الفروق الأولى لهذه السلسلة يوجد بها جذر الوحدة، وبناء عليه تكون السلسلة الزمنية ساكنة في عند الفروق الأولى، مما يعني أن رتبة التكامل المشترك $I(1)$.

(2) بالنسبة لمعدل النمو الاقتصادي : توضح النتائج الخاصة اختبار Augmented Dickey-Fuller المبينة بالجدول (3) بالملاحق أنه:

(أ) في حالة نموذج الانحدار الذاتي مع وجود ثابت : نجد أن قيمة (Tau=-3.287033) وهي أقل من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية (5%) بإحتمال 0.0243، وبالتالي فإنه يمكننا رفض الفرض العدمي بأن معدل النمو الاقتصادي في مصر يوجد بها جذر الوحدة، وبناء عليه تكون السلسلة الزمنية لها ساكنة في بياناتها الأصلية، مما يعني أن رتبة التكامل المشترك تساوي $I(0)$.

(ب) في حالة نموذج الانحدار الذاتي الإتجاهي، مع وجود ثابت : نجد أن قيمة (Tau=--3.280550) وهي أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية (5%) بإحتمال 0.0882، وبالتالي فإنه لا يمكننا رفض الفرض العدمي بأن معدل النمو الاقتصادي في مصر يوجد بها جذر الوحدة، وبناء عليه تكون السلسلة الزمنية غير ساكنة في بياناتها الأصلية.

(ج) في حالة نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام : نجد أن قيمة (Tau=-0.903046) وهي أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية (5%) بإحتمال 0.3163، وبالتالي فإنه لا يمكننا رفض الفرض العدمي بأن معدل النمو الاقتصادي في مصر يوجد بها جذر الوحدة، وبناء عليه تكون السلسلة الزمنية غير ساكنة في بياناتها الأصلية.

وبإعادة الاختبار مرة أخرى بعد أخذ الفروق الأولى للسلسلة الزمنية في الحالتين الثانية والثالثة لاختبار الفرض العدمي بأن الفروق الأولى لمعدل النمو الاقتصادي في مصر يوجد بها جذر الوحدة (سلسلة غير ساكنة)، توضح النتائج المبينة بالجدول (4) بالملاحق أنه في حالة نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام أن قيمة (Tau=-4.325163) وهي أقل من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية (5%) بإحتمال أقل من 0.0011، وبالتالي فإنه يمكننا رفض الفرض العدمي بأن الفروق الأولى لهذه السلسلة يوجد بها جذر الوحدة، وبناء عليه تكون السلسلة الزمنية ساكنة في عند الفروق الأولى، مما يعني أن رتبة التكامل المشترك $I(1)$. أما بالنسبة لنموذج الانحدار الذاتي الإتجاهي مع وجود

ثابت نجد أن قيمة (Tau=-4.212909) وهي أصغر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية (5%) بإحتمال 0.0129، وبالتالي فإنه يمكننا رفض الفرض العدمي بأن معدل النمو الاقتصادي في مصر يوجد بها جذر الوحدة، وبناء عليه تكون السلسلة الزمنية ساكنة عند الفروق الأولى.

ويمكن تلخيص نتائج رتبة التكامل المشترك للعلاقة بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية، كما هو موضح بالجدول (5) بالملاحق، أن رتبة التكامل المشترك للسلاسل الزمنية لكل من معدل النمو في إجمالي أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية ومعدل النمو الاقتصادي في مصر في حالة نموذج الانحدار الذاتي مع وجود ثابت كانت من الرتبة صفر، حيث أنها سلاسل ساكنة في الأصل، وبالتالي أي علاقة انحدارية بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الممتلكات المسؤولية – في حالة وجود ثابت – ستكون علاقة في الأجل القصير فقط، كما سبق الإشارة اليه.

أما في حالة في وجود ثابت واتجاه عام، نجد أن رتبة التكامل المشترك لمعدل النمو الاقتصادي كانت من الرتبة الأولى بينما رتبة التكامل المشترك ومعدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الممتلكات المسؤولية كانت من الرتبة صفر، وبالتالي ستكون علاقة الانحدار بين معدل النمو الاقتصادي وأي من المتغيرات الثلاثة في حالة الأخذ في الاعتبار الاتجاه العام ووجود ثابت سوف تمثل انحدار زائف، لأنه كما سبق الإشارة اليه لا يمكن أن يكون هناك علاقة طويلة الأجل بين متغير ساكن وآخر غير ساكن.

في حين أن رتبة التكامل في حالة النموذج الانحدار الذاتي بدون ثابت أو اتجاه عام كانت من الرتبة الأولى للسلسلتين، وبالتالي يتوافر في هذا النموذج الشرط الأول وهو توافق الرتبة، لذا سنقوم باختبار مدى توافر الشرط الثاني والمتعلق بسكون البواقي لنموذج انحدار التكامل المشترك في حالة عدم وجود ثابت أو اتجاه عام لمعدل النمو الاقتصادي و ومعدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الممتلكات المسؤولية.

ثانيا: مدى سكون بواقي علاقة انحدار التكامل المشترك بين معدل نمو الاقتصادي ومعدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الممتلكات المسؤولية في مصر:

يوضح الجدول (6) بالملاحق، نتائج اختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF) لاختبار الفرض العدمي بأن بواقي نموذج الانحدار المقدر بين معدل نمو الاقتصادي ومعدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الممتلكات المسؤولية في مصر يوجد بها جذر الوحدة (البواقي غير ساكنة)، ويلاحظ أن قيمة (Tau=-4.52076) وهي أقل من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية (5%) بإحتمال أقل من 0.0010، وبالتالي فإنه يمكننا رفض الفرض العدمي بأن البواقي يوجد بها جذر الوحدة، وبناء عليه تكون السلسلة الزمنية ساكنة. وبالتالي فإن الشرط الثاني من شروط التكامل المشترك بين السلسلة الزمنية لمعدل النمو الاقتصادي معدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر متوافرة، وهو ما يعني أن هناك علاقة توازن معدل النمو الاقتصادي وحجم النشاط في قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر في الأجل الطويل.

II- النتائج ومناقشتها :

في ضوء ما أسفر عنه فحص العلاقة بين معدل النمو الاقتصادي وحجم النشاط في قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر بأن هناك علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين، فإنه سوف يتم الاعتماد تقدير نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Models (ECM) التالي :

$$GDP_t = \sum_{j=1}^{n} b_j\, PL_{t-j} + \sum_{j=1}^{n} C_j\, GDP_{t-j} + \varphi\, e_{t-1} + w_t$$

$$PL_t = \sum_{j=1}^{n} b_j^*\, GDP_{t-j} + \sum_{j=1}^{n} C_j^*\, PL_{t-j} + \varphi\, e_{t-1} + w_t$$

حيث:

GDP_t : معدل النمو الاقتصادي.

PL_t : معدل نمو أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية.

e_{t-1} : البواقي الخاصة بعلاقة إنحدار معدل نمو أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية ومعدل النمو الاقتصادي بفترة إبطاء واحدة.

w_t : البواقي نموذج انحدار التكامل المشترك.

b_j ، C_j ، φ ، b_j^* ، C_j^* : معاملات انحدار النموذجين.

وقد كانت نتائج تطبيق هذا النموذج على الشكل التالي:

الحالة الأولى: علاقة السببية في حالة فترة إبطاء واحدة:

تبين النتائج الخاصة بنموذج تصحيح الخطأ من اختبار التكامل المتساوى في حالة فترة إبطاء واحدة، من خلال انحدار معدل النمو الاقتصادي (المتغير التابع) على كل من معدل نمو أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية بفترة لإبطاء واحدة، ومعدل النمو الاقتصادي بفترة إبطاءواحدة، والأخطاء بفترة إبطاء واحدة كمتغيرات مستقلة – كما هو موضح بالجدول (7)- أن قيمة (F) تساوي 112.76 بإحتمال أقل من 0.001 وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي للمعنوية الكلية للنموذج بأن النموذج المقدر غير معنوي عند مستوى معنوية 5%، كما بلغت قيمة معامل التحديد المعدل 91% والتي تعكس القدرة التفسيرية الكبيرة للنموذج. أما بالنسبة للمعنوية الجزئية الخاصة بمعاملات الانحدار في النموذج فقد كانت جميع معاملات نموذج الانحدار معنوية حيث كانت قيمة P.Value أقل من مستوى المعنوية 5%.

توضح النتائج الخاصة بنموذج تصحيح الخطأ من اختبار التكامل المتساوى في حالة فترة إبطاء واحدة أيضا، ولكن من خلال انحدار معدل نمو أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية (المتغير التابع) على نفس المتغيرات السابقة (معدل نمو أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية ومعدل النمو الاقتصادي والأخطاء كلا بفترة إبطاء واحدة كمتغيرات مستقلة) – كما هو موضح بالجدول (8) بالملاحق – أن قيمة (F) تساوي 59.327 بإحتمال أقل من أقل من 0.00101 وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي للمعنوية الكلية للنموذج بأن النموذج المقدر غير معنوي عند مستوى معنوية 5%، وبلغت قيمة معامل التحديد المعدل 84.1% . وبالنسبة للمعنوية الجزئية الخاصة بمعاملات الانحدار في النموذج فقد جاءت أيضا جميعها معنوية حيث كانت قيمة P.Value أقل من مستوى المعنوية 5%.

الحالة الثانية: علاقة السببية في حالة فترتي إبطاء:

توضح النتائج الخاصة بنموذج تصحيح الخطأ من اختبار التكامل المتساوى في حالة فترتي إبطاء، من خلال انحدار معدل نمو أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية (المتغير التابع) على كل من معدل نمو أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية ومعدل النمو الاقتصادي والأخطاء بفترة إبطاء واحدة ، ومعدل نمو أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية ومعدل النمو الاقتصادي والأخطاء بفترتي إبطاء كمتغيرات مستقلة- كما هو موضح بالجدول (9) بالملاحق – أن قيمة (F) تساوي 36.885 بإحتمال أقل من 0.001 وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي للمعنوية الكلية للنموذج بأن النموذج المقدر غير معنوي عند مستوى معنوية 5%، وبلغت قيمة معامل التحديد المعدل 84.5%. وبالنسبة للمعنوية الجزئية الخاصة بمعاملات الانحدار في النموذج، يلاحظ أن المعاملات الخاصة بمتغيرات معدل نمو أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية بفترة إبطاء واحدة أو بفترتي إبطاء ومعدل النمو الاقتصادي بفترتي إبطاء كانت غير معنوية حيث كانت قيمة P.Value لهذه المتغيرات أكبر من مستوى المعنوية 5%، في حين أن معاملات الانحدار الخاصة بمتغيرات معدل النمو الاقتصادي بفترة إبطاء واحدة كانت معنوية حيث كانت قيمة P.Value أقل من مستوى المعنوية 5% .

كما توضح النتائج الخاصة بالنموذج الأول (نموذج تصحيح الخطأ من اختبار التكامل المتساوى في حالة فترتي إبطاء) من خلال انحدار معدل النمو الاقتصادي (المتغير التابع) على كل من معدل نمو أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية ومعدل النمو الاقتصادي والأخطاء بفترة إبطاء واحدة ، ومعدل نمو أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية ومعدل النمو الاقتصادي والأخطاء بفترتي إبطاء كمتغيرات مستقلة – كما هو موضح بالجدول (10) بالملاحق- أن قيمة (F) تساوي 5.667 بإحتمال أقل من 0.001 وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي للمعنوية الكلية للنموذج بأن النموذج المقدر غير معنوي عند مستوى معنوية 5%، وبلغت قيمة معامل التحديد المعدل 91.2% . وبالنسبة للمعنوية الجزئية الخاصة بمعاملات الانحدار في النموذج، يلاحظ أن المعاملات الخاصة بمتغيرات معدل نمو أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية بفترة واحدة ومعدل النمو الاقتصادي بفترة إبطاء واحدة والبواقي بفترة إبطاء واحدة كانت معنوية كانت قيمة P.Value لهذه المتغيرات أقل من مستوى المعنوية 5%، في حين أن معاملات الانحدار الخاصة بمتغيرات معدل نمو أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية بفترتي إبطاء واحدة ومعدل النموالاقتصادي بفترتي إبطاء كانت غير معنوية حيث كانت قيمة P.Value لهذه المتغيرات أكبر من مستوى المعنوية 5% .

يلاحظ أن جميع قيم (b_j) تختلف عن الصفر، وبالتالي فإنه يمكننا رفض الفرض العدمي القائل بأن (GDP) لا تسبب (PL) أو بأن معدلات النمو الاقتصادي لا تسبب معدلات النمو في أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر. كما يلاحظ أن جميع قيم (b_j^*) تختلف عن الصفر، وبالتالي فإنه يمكننا رفض الفرض العدمي القائل بأن (PL) لا تسبب (GDP) أو بأن معدلات النمو في أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية لا تسبب معدلات النمو الاقتصادي في مصر. وبالتالي يمكن الحكم بوجود علاقة سببية في الاتجاهين بين معدلات النمو الاقتصادي ومعدلات النمو في أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر، وذلك بالنسبة لنموذج انحدار التكامل المشترك عند فجوة زمنية (فترة إبطاء) واحدة.

كما يلاحظ أن هناك (b_j) تختلف عن الصفر (الخاصة بـ GDP_Lag_1) تختلف عن الصفر، وبالتالي فإنه يمكننا رفض الفرض العدمي القائل بأن (GDP) لا تسبب (PL) أو بأن معدلات النمو الاقتصادي لا تسبب معدلات النمو في أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر. كما يلاحظ أن جميع قيم (b_j^*) لا تختلف عن الصفر، وبالتالي فإنه لا يمكننا رفض الفرض العدمي القائل بأن (PL) لا تسبب (GDP) أو بأن معدلات النمو في أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية لا تسبب معدلات النمو الاقتصادي في مصر. وبالتالي يمكن الحكم بوجود علاقة سببية في اتجاه واحد وهو أن معدلات النمو الاقتصادي تسبب معدلات النمو في أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر، وذلك بالنسبة لنموذج انحدار التكامل المشترك عند فجوتين زمنيتين (فترتي إبطاء).

IV- الخلاصة :

يعتبر دراسة علاقة السببية بين نشاط التأمين وأداء الاقتصاد القومي من الموضوعات التي نالت اهتماما كبيرا من الباحثين في مختلف دول العالم سواء المتقدمة أو النامية، ولكن في مصر والمنطقة العربية لم يحظى هذا الموضوع بالقدر الكافي من الاهتمام، فلا توجد على حسب علم الباحث الا دراسة واحدة والتي تناولت هذا الموضوع وكانت بالتطبيق على عدد من دول الشرق الأوسط ومنها بعض الدول العربية. وبدراسة علاقة السببية بين قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية ومعدل النمو الاقتصادي في مصر باستخدام اختبار Granger Causality Test، توصلت الدراسة إلى وجود علاقة التكامل المشترك بين هذين المتغيرين، كما توصلت الدراسة الى أن هناك علاقة سببية في الاتجاهين بين معدلات النمو الاقتصادي ومعدلات النمو في أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر، وذلك بالنسبة لنموذج انحدار التكامل المشترك عند فجوة زمنية (فترة إبطاء) واحدة. كما أنه توجد علاقة سببية في اتجاه واحد وهو أن معدلات النمو الاقتصادي تسبب معدلات النمو في أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر، وذلك بالنسبة لنموذج انحدار التكامل المشترك عند فجوتين زمنيتين (فترتي إبطاء). وبالتالي فإن قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية سوف يسهم في نمو الاقتصاد المصري في الأجل الطويل، وهذا يستلزم العمل على زيادة الجهود من خلال سن التشريعات الملائمة وصياغة السياسات المناسبة لدعم وتطوير هذا القطاع حتى يتسنى له القيام بالدور المأمول منه والمنوط به.

- ملاحق :

الجدول (1) : نتائج إختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF) لجذر الوحدة
لإجمالي أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر

شكل النموذج الانحدار الذاتي لإختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF)	إحصائي الإختبار Tau	الإحتمال P.Value	سكون السلسلة الزمنية	رتبة التكامل $I(d)$ للبيانات الأصلية
نموذج الانحدار الذاتي مع وجود ثابت	-4.488789	0.0011	ساكنة	$I(0)$
نموذج الانحدار الذاتي الإتجاهي، مع وجود ثابت	-4.281676	0.0093	ساكنة	$I(0)$
نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام	-1.853279	0.0615	غير ساكنة	-

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج حزم البرامج الإحصائية Eviews

الجدول (2) : نتائج إختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF) لجذر الوحدة
للفروق الأولى لإجمالي أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر

شكل النموذج الانحدار الذاتي لإختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF)	إحصائي الإختبار Tau	الإحتمال P.Value	سكون السلسلة الزمنية	رتبة التكامل $I(d)$ للبيانات الأصلية
نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام	-6.445503	أقل من 00.001	ساكنة	$I(1)$

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج حزم البرامج الإحصائية Eviews

الجدول (3) : نتائج إختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF) لجذر الوحدة
لمعدل النمو الاقتصادي في مصر

شكل النموذج الانحدار الذاتي لإختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF)	إحصائي الإختبار Tau	الإحتمال P.Value	سكون السلسلة الزمنية	رتبة التكامل $I(d)$ للبيانات الأصلية
نموذج الانحدار الذاتي مع وجود ثابت	-3.287033	0.0243	ساكنة	I(0)
نموذج الانحدار الذاتي الإتجاهي، مع وجود ثابت	-3.280550	0.0882	غير ساكنة	-
نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام	-0.903046	0.3163	غير ساكنة	-

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج حزم البرامج الإحصائية Eviews

الجدول (4) : نتائج إختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF) لجذر الوحدة
للفروق الأولى لمعدل النمو الاقتصادي في مصر

شكل النموذج الانحدار الذاتي لإختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF)	إحصائي الإختبار Tau	الإحتمال P.Value	سكون السلسلة الزمنية	رتبة التكامل $I(d)$ للبيانات الأصلية
نموذج الانحدار الذاتي الإتجاهي، مع وجود ثابت	-4.212909	0.0129	ساكنة	I(1)
نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام	-4.325163	أقل من 10.001	ساكنة	I(1)

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج حزم البرامج الإحصائية Eviews

الجدول (5) : ملخص نتائج فحص رتبة التكامل المشترك معدل نمو أقساط قطاع تأمينات المتلكات والمسؤولية
ومعدل النمو الاقتصادي في مصر

رتبة التكامل المشترك	قطاع تأمينات المتلكات والمسؤولية	معدل النمو الاقتصادي
في حالة نموذج الانحدار الذاتي مع وجود ثابت	I(0)	I(0)
في حالة نموذج الانحدار الذاتي الإتجاهي، مع وجود ثابت	I(0)	I(1)
في حالة نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام	I(1)	I(1)

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج حزم البرامج الإحصائية Eviews

الجدول (6) : نتائج إختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF)
لجذر الوحدة للبواقي في نموذج إنحدار التكامل المشترك بدون ثابت أو اتجاه عام ($y_t = \beta_1 x_t + \varepsilon_t$)

السلسلة الزمنية للمتغيرات	إحصائي الإختبار Tau	الإحتمال P.Value	توافر شرط جذر الوحدة	سكون السلسلة
معدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات المتلكات والمسؤولية	-4.52076	أقل من 0.001	لا يوجد جذر الواحد	ساكنة

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج حزم البرامج الإحصائية Eviews

الجدول (7) : النموذج الأول (معدل نمو إجمالي أقساط قطاع التأمين التجاري هو المتغير التابع)

المتغيرات	المعاملات	قيمة (T)	P.Value
Non_Life_Lag_1	0.0660	2.620	0.014
GDP_Lag_1	0.6256	7.139	أقل من 0.001
Residual_Lag_1	0.3603	3.872	0.001
المعنوية الكلية		112.760 F=	أقل من 0.001
معامل التحديد المعدل Adjusted R2		%91	

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج حزم البرامج الإحصائية SPSS

الجدول (8) : النموذج الثاني (معدل نمو إجمالي أقساط قطاع التأمين التجاري هو المتغير التابع)

المتغيرات	المعاملات	قيمة (T)	P.Value
Non_Life_Lag_1	0.305	2.620	0.014
GDP_Lag_1	2.888	7.139	أقل من 0.001
Residual_Lag_1	-2.953	-6.875	أقل من 0.001
المعنوية الكلية	F=59.327		أقل من 0.001
معامل التحديد المعدل Adjusted R2	%84.1		

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج حزم البرامج الإحصائية SPSS

الجدول (9) : النموذج الأول : (معدل نمو إجمالي أقساط قطاع التأمين التجاري هو المتغير التابع)

المتغيرات	المعاملات	قيمة (T)	P.Value
Non_Life_Lag_1	0.215	1.685	0.103
Non_Life _Lag_2	0.130	1.003	0.324
GDP_Lag_1	2.020	2.939	0.007
GDP_Lag_2	0.804	1.227	0.230
Residual_Lag_1	-3.021	-7.050	أقل من 0.001
المعنوية الكلية	36.885 F=		أقل من 0.001
معامل التحديد المعدل Adjusted R2	84.5%		

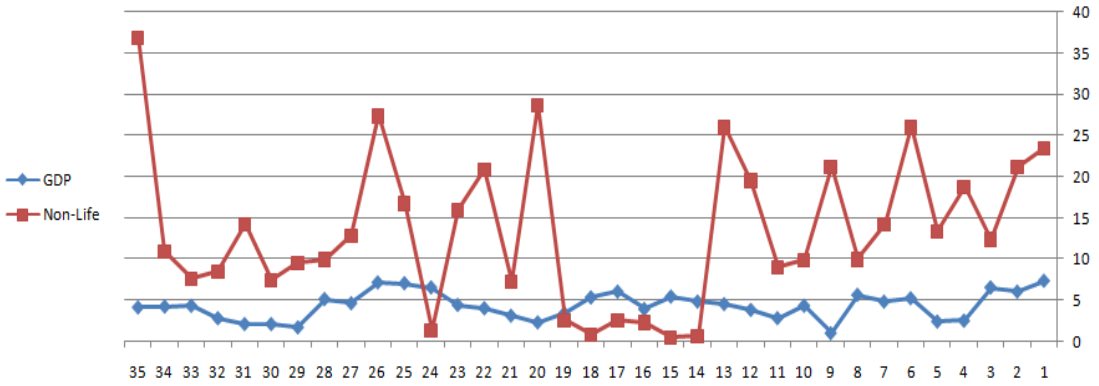
المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج حزم البرامج الإحصائية SPSS

الجدول (10) : النموذج الثاني : (معدل النمو الاقتصادي هو المتغير التابع)

المتغيرات	المعاملات	قيمة (T)	P.Value
Non_Life_Lag_1	0.047	1.685	0.103
Non_Life _Lag_2	0.028	1.003	0.324
GDP_Lag_1	0.438	2.939	0.007
GDP_Lag_2	0.174	1.227	0.230
Residual_Lag_1	0.345	3.722	0.001
المعنوية الكلية		F=5.667	0.001
معامل التحديد المعدل Adjusted R2		%91.2	

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج حزم البرامج الإحصائية Eviews

الشكل (1) : السلاسل الزمنية لمعدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر خلال الفترة من 1983/1982 حتى 2017/2016



المصدر : من إعداد الباحث

– الإحالات والمراجع :

[1] David F. Snyder (2005), **The Societal Benefits Of Insurance Market Liberalization And How To Achieve Them**, American Insurance Association, Pp : 121-122

[2] Harold D. Skipper (2001), **Insurance In The General Agreement On Trade In Services** , The Aei Press , Pp : 19-20.

[3] Harold D. Skipper (2000), **Foreign Insurers In Emerging Markets**: **Issues And Concerns**, Center For Risk Management And Insurance, Occasional Paper 97-2, Georgia State University, Pp : 324-356

[4] Eze Onyekachi Richard and Okoye Victor (2013), **Anaysis Of Insurance Practices And Economic Growth In Nigeria**: **Using Co-Integration Test And Error Correction Model**, Journal Of Management And Business Studies, Vol. 2(1) Pp : 063-070.

[5] Hongbing Hu , Meng Su, and Wenhua Lee (2013), **Insurance Activity And Economic Growth Nexus In 31 Regions Of China**: **Bootstrap Panel Causality Test** , Romanian Journal Of Economic Forecasting – Xvi(3), Pp :182 -186.

[6] Outreville, J.F. (2012), **The Relationship Between Insurance And Economic Development**: **85 Empirical Papers For A Review Of The Literature**, Risk Management And Insurance Review, Pp : 1-52.

[7] Chi-Wei Su, Su-Ling Chang And Guochen Pan (2004), **Tests For Causality Between Insurance Development And Economic Growth Using Asymptotic And Panel Bootstrap Distributions**, Pp : 84-87.

8 Patrick, H.T (1966), **Financial Development And Economic Growth In Underdeveloped Countries**. **Economic Development And Cultural Change**, Pp : 174-89.

[9] Haiss, P. And Sumegi, K. (2008), **The Relationship Of Insurance And Economic Growth In Europe** : A Theoretical And Empirical Analysis. Empirical, 35(4), Pp : 405-431.

[10] Ward, D. And Zurburegg, R. (2000), **Does Insurance Promote Economic Growth? Evidence From Oecd Countries**, Journal Of Risk And Insurance, 67(4), Pp : 489-495.

[11] Ward, D. And Zurbruegg, R. (2000), **Op**. **Cit**., Pp.500-506.

[12] Peter Rh, Kjell S (2006), **The Relationship Of Insurance And Economic Growth**, **A Theoretical And Empirical Analysis**, A Paper Presented At The 2006 Ecomod Conference, Hongkong. June, Pp : 28-30.

[13] Chi-Wei Su, Su-Ling Chang And Guochen Pan (2004), **Op**. **Cit**., Pp : 85-86.

[14] Haise P, Sümeg K (2008), **The Relationship Between Insurance And Economic Growth In Europe**. **A Theoretical And Empirical Analysis**, Pp : 287:296.

[15] Arena, M. (2008), **Does Insurance Market Activity Promote Economic Growth? A Crosscountry Study For Industrialized And Developing Countries**, Journal Of Risk & Insurance ,75(4), Pp : 921-946.

[16] Wadlamannati Kc (2008), **Do Insurance Sector Growth And Reformsaffect Economic Development? Empirical Evidence From India**, Journal Of Applied Economic Resources. 2(1), Pp : 43-86.

[17] Marijuana C, Sandra L, Lime P (2009), **Insurance Sector Development And Economic Growth In Transition Countries**, International Resources Journal Of Finance And Economics, Issue 34, Pp : 343:356.

[18] Ching, K.S., Kogid, M. And Furuoka, F. (2010), **Causal Relation Between Life Insurance Funds And Economic Growth**: **Evidence From Malaysia**, *Asean Economic Bulletin*, August, Pp : 185 - 191.

[19] Chang, Ty., (2002), **Financial Development And Economic Growth In Mainland China**:**An Note On Testing Demand-Following Or Supply-Leading Hypothesis**, Applied Economics Letters, 9, Pp : 869-873.

[20] Michael Ojo, (2012), **Insurance Sector Development And Economic Growth In Nigeria**. African Journal Of Business Management, 6(23), Pp : 7016-7023.

[21] Ming,S. H., Yung,W. C. & Ting,Y. W. (2012), **Does Insurance Demand Or Financial Development Promote Economic Growth? Evidence From Taiwan**, Applied Economics Letters, 19(2), Pp : 105-111.

[22] Anju Verma And Renu Bala (2013), **The Relationship Between Life Insurance And Economic Growth**: **Evidence From India**, Global Journal Of Management And Business Studies, Volume 3, Number 4 (2013), Pp : 413-422.

[23] Eze Onyekachi Richard And Okoye Victor (2013), **Anaysis Of Insurance Practices And Economic Growth In Nigeria**: **Using Co-Integration Test And Error Correction Model**, Journal Of Management And Business Studies, Vol. 2(1) , Pp : 063-070.

[24] Taiwo Akinlo (2013), **The Causal Relationship Between Insurance And Economic Growth In Nigeria** (**1986–2010**), Australian Journal Of Business And Management Research Vol.2 No.12, Pp : 49:57.

[25] Mabutho Sibanda And Merle Holden (2014), **The Influence Of Short–Term Insurance Industry On The Finance–Growth Nexus In South Africa**, Mediterranean Journal Of Social Sciences, Vol 5 No 1, January 2014, Pp : 489 – 496.

[26] Ya Xu (2010), **Dynamic linkages between China and US equity markets under two recent financial crises**, Unpublished Master thesis, Lund University, Pp : 13-14.

[27] Granger, C.; Newbold, P. (1974), **Spurious Regressions in Econometrics**, Journal of Econometrics 2 (2), Pp : 111–120.

[28] Engle, R.F. and Granger, C.W (1987), **Co–integration and Error Correction**: **Representation**, **Estimation and Testing**, Econometrica, Vol. 55, Pp : 251–276..

[29] Granger, Clive (1981), **Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification**, Journal of Econometrics 16 (1), Pp: 121–130.

[30] Pantula, sastry G. et al. (1994), **A Comparison of Unit Root Test Criteria**, **Journal of Business and Economics Statistics**, Vol. 12, Pp : 449-459.

[31] Zhijie Xiao, Peter C.B. Phillips (1998), **An ADF coefficient test for a unit root in ARMA models of unknown order with empirical applications to the US economy**, Econometrics Journal, volume 1, Pp : 27–43.

كيفية الإستشهاد بهذا المقال حسب أسلوب APA :

أسامة ربيع أمين سليمان (2018)، **تحليل علاقة السببية بين نشاط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية والنمو الاقتصادي في مصر باستخدام اختبار سببية جرانجر**، مجلة الباحث، المجلد 18(العدد 01)، الجزائر : جامعة قاصدي مرباح ورقلة، ص.ص 15-29.