نمذجة قياسية لعلاقة السببية بين قطاع التأمين التجاري والنمو الاقتصادي في مصر
باستخدام اختبار سببية جرانجر Granger
Causality Test – في حالة البيانات الخام

د. أسامة ربيع أمين سليمان *

* **د. أسامة ربيع أمين سليمان:** أستاذ التأمين المساعد - قسم الإحصاء والرياضيات والتأمين - كلية التجارة - جامعة مدينة السادات

الملخص

١ – المقدمة:

لقطاع التأمين دورا هاما في مجال التنمية الاقتصادية والاجتماعية في المجتمع، وهو ما أكده مؤتمر الأمم المتحدة للتجارة والتنمية عام ١٩٦٤ أن وجود سوق تأمين وإعادة تأمين وطني قوي وفعال يعد عاملا ضروريا في تحقيق التنمية الاقتصادية[١]، من خلال توفير حماية تأمينية للأصول المادية والبشرية في المجتمع وتعويض الخسائر التي تلحق بهم، مما يساعد على توفير الضمان والاستقرار المالي للأفراد والمؤسسات، مما يشجع المؤسسات والأفراد وجهات التمويل (المقرضة) على أن تضخ المزيد من الاستثمارات (سواء كانت استثمارات جديدة أو تدعيم لاستثمارات قائمة) الأمر الذي ينعكس على النمو الاقتصادي وزيادة الرفاهية الاقتصادية والاجتماعية للأفراد[٢]. هذا فضلا عن أن قيام قطاع التأمين بتعويض الخسائر التي تلحق بالأفراد والمؤسسات من شأنه حماية الاقتصاد القومي من العديد من الآثار السلبية التي تنجم عن توقف العمل في المؤسسات التي لحقت بها الخسائر، ومن أهمها ارتفاع الأسعار الناجم عن انخفاض المعروض من السلع والخدمات، وكذلك زيادة حدة مشكلة البطالة الناتجة عن فقد العاملين لوظائفهم في تلك المؤسسات، هذا بالإضافة إلى انخفاض حصيلة الدولة من الدخل من الضرائب على الإيرادات التي كانت تحققها هذه المؤسسات وعلى دخول الأفراد[٣]. كما أن قطاع التأمين يساهم في دعم الاقتصاد القومي من خلال الاستثمارات الضخمة للأموال المتجمعة لديها (المخصصات الفنية والاحتياطيات المختلفة) سواء في أسواق الأسهم والسندات أو شراء السندات الحكومية أو في أوجه الاستثمارات الأخرى في الاقتصاد القومي[٤]. كذلك يساهم قطاع التأمين في التنمية الاقتصادية بشكل غير مباشر عن طريق تدعيم الجهود الخاصة بالحد من الخسائر في المجتمع، من خلال ربط قبول التغطية التأمينية أو سعر التغطية التأمينية بمدى توافر وسائل الوقاية والأمان والحد من الخسائر

[1] Harold D. Skipper, Jr., Foreign Insurers In Emerging Markets : Issues And Concerns, Center For Risk Management And Insurance, Occasional Paper 97-2, Georgia State University

[2] David F. Snyder, (2005), "The Societal Benefits Of Insurance Market Liberalization And How To Achieve Them", American Insurance Association

[3] Harold D. Skipper (2001), Jr. Insurance In The General Agreement On Trade In Services , The Aei Press , P. 19-20.

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

المتوافرة لدي طالب التأمين، الأمر الذي يحث الأفراد والمنشآت الاقتصادية على تطبيق أساليب إدارة الأخطار، كذلك من خلال دعم وتمويل القطاع للأبحاث والدراسات المتعلقة بتطوير أساليب الوقاية والحد من الخسائر[٥]. وأخيرا، يعتبر قطاع التأمين أحد أهم الأدوات الاقتصادية التي تعتمد عليها الحكومات في تعبئة المدخرات القومية وتشجيع الادخار على حساب الاستهلاك[٦].

وفيما يتعلق بطبيعة وشكل العلاقة بين قطاع 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 العكس هو الصحيح وأن النمو الاقتصادي هو من يؤدي إلى تطوير قطاع التأمين[٧]، 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[٨].

وهنا يرى كل من (Chi-Wei and *et al*, 2008) [٩] أنه بالنظر إلى التأثيرات المحتملة لصناعة التأمين في مجال التنمية الاقتصادية والاجتماعية، يتعين على الحكومات القيام 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. وبالتالي، يكون من الضروري أن يكون هناك تقييم وبشكل مستمر للتأثير المتبادل بين قطاع التأمين والتنمية الاقتصادية في المجتمع للتأكد من كفاءة وفاعلية هذا القطاع في الاقتصاد القومي.

---

[5] David F. Snyder (2005), "The Societal Benefits Of Insurance Market Liberalization And How To Achieve Them", American Insurance Association

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

[8] 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.

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

٢ – أهداف البحث :

يتمثل الهدف الأساسي في هذا البحث في محاولة الوصول إلى حكم بشأن مدى وجود علاقة سببية بين قطاع التأمين التجاري (على مستوى سوق التأمين التجاري ككل، وقطاع تأمينات الممتلكات والمسؤوليات، وقطاع تأمينات الحياة) وبين النمو الاقتصادي في مصر في الأجل الطويل، واتجاه هذه العلاقة (إن وجدت)؛ بمعنى هل هي في أحادية الاتجاه ؟ وفي أي مسار ؟، أم أنها ثنائية الاتجاه ؟ بهدف معرفة أوجه التأثير المتبادل بينهما في الأجل الطويل.

٣ – أهمية البحث:

تساهم هذه الدراسة في إثراء الدراسات التجريبية في مجال دراسة علاقة السببية Causality Test بين قطاع التأمين التجاري والنمو الاقتصادي في إحدى الدول النامية (مصر)، حيث تعد هذه الدراسة هي الدراسة الأولى – على حد علم الباحث كما سبق الإشارة إليه– التي تناولت دراسة العلاقة السببية طويلة الأجل بين النمو الاقتصادي وكل من قطاع التأمين التجاري ككل وقطاع تأمينات الممتلكات المسؤولية وقطاع تأمينات الحياة في مصر.

٤ – الدراسات السابقة :

(١) دراسة كل من (Beenstock and et al, 1986)[١٠] :

توصلت هذه الدراسة إلى أن هناك علاقة معنوية بين الطلب على تأمينات غير الحياة ومستوى الناتج المحلي الإجمالي للفرد الواحد في دراسة شملت ١٢ دولة صناعية خلال الفترة من ١٩٧٠ إلى ١٩٨١.

(٢) دراسة (Outreville, J., 1990) [١١] :

في هذه الدراسة تم تقييم العلاقة بين حجم أقساط التأمين على الممتلكات والمسؤولية والتنمية الاقتصادية والمالية في ٥٥ دولة نامية (وذلك لبيانات مقطعية) باستخدام طريقة المربعات

[10] Beenstock, M. Dickinson, G. And Khajuria, S., 1988. The Relationship Between Property Liability Insurance Premiums And Income : An International Analysis. Journal Of Risk & Insurance, 55(2), Pp.259-272.

[11] Outreville, J.F.,(1990), The relationship between insurance ,financial development and market structures in developing countries : An international crosssevctional study, UNCTAD Review, pp.53-69.

الصغرى OLS. وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين لوغاريتم متوسط نصيب الفرد من أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية ونصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي.

(٣) دراسة كل من (Browne and Kim, 1993) [١٢] :

توصلت هذه الدراسة إلى أن متوسط نصيب الفرد من أقساط التأمين على الحياة يرتبط ارتباطا موجبا بمتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، وذلك لعينة من ٤٥ دولة خلال الفترة من ١٩٨٠ إلى ١٩٨٧.

(٤) دراسة كل من (Ward and Zurbruegg, 2000) [١٣] :

قامت هذه الدراسة بفحص العلاقة السببية Causal Relationship المتوقعة بين معدل النمو الاقتصادي وحجم نشاط سوق التأمين في تسع دول من دول منظمة التعاون والتنمية خلال الفترة ١٩٦١ حتى ١٩٩٦. وبالاعتماد على اختبار التكامل المشترك لجوهانسن Johansen Cointegration Test ونموذج متجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model (VECM)، توصلت الدراسة إلى علاقات السببية بين تطوير التأمين والنمو الاقتصادي لا تزال غير واضحة، وأنها قد تختلف من بلد لآخر، وليس هناك نمط محدد لهذه العلاقة من الناحية التجريبية.

(٥) دراسة كل من (Peter and Kjell, 2006) [١٤] :

قامت هذه الدراسة بفحص العلاقة بين نشاط التأمين والنمو الاقتصادي في ٢٩ دولة أوروبية، وذلك من الناحية التجريبية، بالاعتماد على بيانات سنوية لأقساط التأمين من خلال تحليلPanel Data Analysis خلال الفترة من ١٩٩٢ حتى ٢٠٠٤، وقد توصلت الدراسة إلى وجود دليل ضعيف لدور التأمين على الحياة في دعم النمو الاقتصادي في معظم البلدان التي شملتها الدراسة، وقد أرجع الباحثان السبب في ذلك أوجه الشبه بين جزء كبير من الخدمات التي يقدمها قطاع التأمين والخدمات المقدمة من القطاعات المالية الأخرى مثل قطاع البنوك والبورصة.

[12] Browne, M. Impavido, G. and Kim, K., (1993), An international analysis of life insurance demand, Journal of Journal of Risk & Insurance, 60(4), pp.616-634.
[13] Ward, D. And Zurbruegg, R. (2000), Op. Cit., Pp.500-506.
[14] 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.

(٦) دراسة كل من (Chi-Wei and *et al*, 2008)[١٥] :

اعتمدت هذه الدراسة على اختبار Granger Causality Test لدراسة علاقة السببية بين معدل نمو أقساط التأمين ومعدل النمو الاقتصادي في ٧ 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 هناك علاقة سببية ثنائية الاتجاه Bi-Directional Granger Causal Relationship بين التأمين على الحياة وأداء الاقتصاد الكلي في البلدان ذات الدخل المرتفع مثل الإمارات العربية المتحدة والكويت وإسرائيل، في حين أن تأمينات غير الحياة كان لها تأثير أكبر في تعزيز النمو الاقتصادي في بلدان الشرق الأوسط ذات الدخل المنخفض، مثل عمان والأردن والسعودية.

(٧) دراسة كل من (Haiss and Sümegi, 2008) [١٦] :

شملت هذه الدراسة ٢٩ دولة أوروبية خلال الفترة من ١٩٩٢ حتى ٢٠٠٥ لدراسة العلاقة بين نشاط شركات التأمين والنمو الاقتصادي في أوروبا، وبالاعتماد على تقدير المربعات الصغرى العادية (OLS) والتأثيرات الثابتة Time-Fixed Effects في تحليل Panel Data Analysis 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.

(٩) دراسة (Marco Arena, 2008) [١٧] :

قامت هذه الدراسة بفحص علاقة سببية بين نشاط سوق التأمين والتنمية الاقتصادية في ٥٦ دولة (شملت كل من الدول المتقدمة والدول النامية) خلال الفترة ١٩٧٦ – ٢٠٠٤ بالاعتماد على الطريقة المعممة للعزوم (GMM) للنماذج الديناميكية في حالة Panel Data. وقد توصلت الدراسة إلى أن كل من التأمين على الحياة وتأمينات غير الحياة كان لهما تأثير سببي موجب وقوي على النمو الاقتصادي في معظم الدول التي شملتها الدراسة.

---

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

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

[17] 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.

(١٠) دراسة (Wadlamannati, 2008) [١٨] :

هدفت هذه الدراسة إلى دراسة مدى تأثير نمو التأمين والإصلاحات الهيكلية لقطاع التأمين على التنمية الاقتصادية في دولة الهند خلال الفترة من ١٩٨٠ حتى ٢٠٠٦، بالاعتماد على طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)، وتحليل التكامل المشترك ونماذج تصحيح الأخطاء (ECM) توصلت إلى أن الإصلاحات الهيكلية التي أجريت على قطاع التأمين في الهند لم يكن لها تأثير معنوي على أداء الاقتصاد القومي.

(١١) دراسة كل من (Marijuana and et al, 2009) [١٩] :

تناولت هذه الدراسة العلاقة بين تطور ونمو قطاع التأمين ومعدل النمو الاقتصادي في ١٠ دول من الدول الأعضاء في الاتحاد الأوروبي التي تمر بمرحلة انتقالية خلال الفترة ١٩٩٢ – ٢٠٠٧. 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 في هذه البلدان.

(١٢) دراسة كل من (Ching and et al, 2011) [٢٠] :

هدفت هذه الدراسة إلى فحص مدى وجود علاقة سببية بين إجمالي أصول قطاع تأمينات غير الحياة والناتج المحلي الإجمالي في ماليزيا. وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرين، في حين أنه ولم يكن هناك دليل على وجود علاقة سببية على المدى القصير بين المتغيرين.

---

[18] 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.

[19] 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.

[20] 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.

(١٣) دراسة (Chang, 2012) [٢١] :

اعتمدت هذه الدراسة على اختبار Bootstrap Panel Granger Causality Test لدراسة مدى وجود علاقة سببية بين نشاط قطاع التأمين والناتج القومي الإجمالي في ١٢ دولة من دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية خلال الفترة من ١٩٧٩ حتى ٢٠٠٨. وتوصلت الدراسة إلى أن العلاقة بين المتغيرين لم تكن معنوية بشكل عام، حيث لم يتوافر الدليل على وجود علاقة سببية بين نمو قطاع التأمين والنمو الاقتصادي إلا في عدد قليل من الدول وكانت في تجاه واحد.

(١٤) دراسة كل من (Ming and et al, 2012) [٢٢] :

قامت هذه الدراسة بفحص العلاقة الديناميكية بين حجم الطلب على التأمين والنمو الاقتصادي في تايوان خلال الفترة من ١٩٦١ حتى ٢٠٠٦، بالاعتماد على نموذج متجه الانحدار الذاتي ثلاثي المتغيرات A Three-Variable Vector Autoregressive (VAR) Model. وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة توازن على المدى الطويل بين الطلب على التأمين والنمو الاقتصادي، كما أنه وفقا لسببية Granger يتسبب النمو الاقتصادي في الطلب على التأمين في الأجل القصير في تايوان.

(١٥) دراسة (Anju Verma and Renu Bala, 2013)[٢٣] :

هدفت هذه الدراسة إلى فحص العلاقة بين التأمين على الحياة والنمو الاقتصادي في الهند، وذلك خلال الفترة من ١٩٩٠ حتى ٢٠١١. وباستخدام نموذج انحدار المربعات الصغرى العادية The Ordinary Least Square Regression Model، تبين أن التأمين على الحياة يؤثر بشكل كبير على النمو الاقتصادي في الهند.

---

[21] 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.

[22] 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.

[23] 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.

(١٦) دراسة (Richard – Victor, 2013) [٢٤] :

تناولت هذه الدراسة تأثير نشاط التأمين على النمو الاقتصادي في نيجيريا، وبالاعتماد على اختبار جوهانسن للتكامل المشترك ونماذج تصحيح الخطأ ولتحديد التأثير في المدى القصير والطويل لهذا النموذج، قد توصلت الدراسة إلى أن أقساط التأمين لها تأثير معنوي على النمو الاقتصادي، كما أن حجم الاستثمارات الكلية لقطاع التأمين كان له تأثير موجب وبشكل كبير على النمو الاقتصادي، وأن هناك علاقة سببية بين نمو قطاع التأمين والنمو الاقتصادي في نيجيريا.

(١٧) دراسة (Taiwo Akinlo, 2013) [٢٥] :

بحثت هذه الدراسة علاقة السببية بين التأمين والنمو الاقتصادي في نيجيريا خلال الفترة من ١٩٨٦ حتى ٢٠١٠، وبالاعتماد على نموذج Vector Error Correction (VECM) طبقا 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 كان لها تأثير في نمو الناتج المحلي الإجمالي، مما يعني وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه تبدأ من الأقساط إلى الناتج المحلي الإجمالي. وهذا يعني أن التأمين يساهم في النمو الاقتصادي في الأجل الطويل في نيجيريا، من خلال الأموال الضخمة التي توجه للاستثمار في القطاعات الاقتصادية المحتلفة.

(١٨) دراسة (Mabutho and Holden, 2014)[٢٦] :

هدفت هذه الدراسة إلى فحص مدى تأثير صناعة التأمين على المدى القصير على التنمية المالية والاقتصادية في جنوب أفريقيا. ثم بالاعتماد على اختبار التكامل المشترك لجوهانسن Johansen Co–Integration Tests ومن ثم اختبارات سببية جرانجر Granger Causality Tests لتحديد العلاقة بين صناعة التأمين والنمو الاقتصادي على المدى القصير لبيانات ربع

[24] 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.

[25] 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.

[26] 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.

سنوية خلال الفترة من ١٩٩٤ حتى ٢٠٠٩، توصلت الدراسة إلى أن هناك علاقة طردية بين صناعة التأمين والتنمية الاقتصادية في جنوب أفريقيا.

(١٩) دراسة (Biekpe – Alhassan, 2016) [٢٧]:

كان الهدف من هذه الدراسة هو دراسة العلاقة السببية بين تغلغل التأمين insurance penetration والنمو الاقتصادي في ثمانية بلدان أفريقية مختارة. بالإعتماد على التكامل المشترك لبيانات سنوية للسلاسل الزمنية خلال الفترة من ١٩٩٠ إلى ٢٠١٠ لاختبار العلاقة السببية بين التأمين والنمو الاقتصادي في كل من الجزائر ، الغابون ، كينيا ، مدغشقر ، موريشيوس ، المغرب ونيجيريا وجنوب افريقيا. وأظهرت النتائج وجود علاقة طويلة الأجل بين نشاط سوق التأمين والنمو الاقتصادي في كل من كينيا وموريشيوس والمغرب ونيجيريا وجنوب إفريقيا. ويشير تحليل السببية ضمن نموذج تصحيح خطأ إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه بين نشاط سوق التأمين والنمو الاقتصادي باستثناء المغرب حيث يوجد دليل على وجود سببية ثنائية الاتجاه.

(٢٠) دراسة (Rahmon A., 2016) [٢٨] :

تناولت هذه الدراسة فحص العلاقات الخطية وعلاقات السببية بين نشاط قطاع التأمين والنمو الاقتصادي في نيجيريا على أساس البيانات السنوية للفترة ١٩٨١-٢٠١٢ باستخدام اختبار Dickey Fuller، Phillips–Perron ، واختبار يوهانسين للتكامل المشترك Johansen Cointegration test. وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة معنوية موجبة بين نشاط قطاع التأمين والنمو الاقتصادي في نيجيريا. كما أوضح اختبار السببية وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين نشاط قطاع التأمين والنمو الاقتصادي. وأوصت الدراسة بضرورة أن تعمل الحكومة على جميع المستويات على توفير وزيادة التمكين لعمل قطاع التأمين للتطوير بسبب قدرته على استيعاب مخاطر القطاعات الأخرى ؛ بالإضافة الى مساهمته في تطوير البنية التحتية من خلال الاستثمارات الكبيرة التي يقدمها للاقتصاد.

---

[27] Alhassan, Abdul Latif & Biekpe, Nicholas. (2016). Insurance market development and economic growth. International Journal of Social Economics. 43. 321-339. 10.1108/IJSE-09-2014-0182.

[28] Rahmon, Aderoju B. (2016), Regression and Causality Analyses of Insurance and Economic Growth Nexus in Nigeria, Journal of Economics and Sustainable Development, Vol.7, No.11.

(٢١) دراسة (Pradhan and et al , 2017) [٢٩] :

هدفت هذه الدراسة فحص العلاقة بين كثافة سوق التأمين insurance market density (IMD) والنمو الاقتصادي، من خلال الاعتماد على أسلوب سببية جرانجر Granger Causality في ١٩ دولة في منطقة اليورو خلال الفترة ١٩٨٠-٢٠١٤، مستخدمة في ذلك ثلاثة مؤشرات مختلفة من IMD ، وهي كثافة التأمين على الحياة ، وكثافة التأمين على غير الحياة ، وكثافة التأمين الإجمالية. وأوضحت النتائج وجود كل من العلاقة السببية الأحادية الاتجاه والثنائية الاتجاه بصفة عامة في معظم الدول محل الدراسة بين كثافة سوق التأمين والنمو الاقتصادي.

نخلص مما سبق، وفي ضوء ما تم عرضه من دراسات تجريبية سابقة Empirical Studies، أن وجود أو عدم وجود علاقة سببية بين نشاط التأمين والنمو الاقتصادي، أو اتجاه هذه العلاقة في حالة وجودها (سواء في اتجاه واحد أو في اتجاهين) ليس هناك نمط محدد أو ثابت لهذه العلاقة. وهي نفس النتيجة التي توصل إليها كل من (Ward, D. And Zurburegg, R, 2000)[٣٠]، وهي أن علاقة السببية 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. وبالتالي، فإنه ليس هناك ما يدعم أو يُثبت – من الناحية التجريبية – أيا من وجهات النظر الخاصة للمدارس الفكرية الثلاثة السابق الإشارة اليها حول طبيعة أو شكل علاقة السببية بين نشاط التأمين والنمو الاقتصادي.

٥ – مشكلة البحث :

على الرغم من الأهمية الكبيرة لهذا الموضوع ما يتبعه من توضيح لمدى الحاجة لسن القوانين والتشريعات ورسم السياسات التي تدعم الدور الذي يقوم به قطاع التأمين في الاقتصاد القومي من خلال ضمان تحقيق خطط التنمية الاقتصادية ودعم النمو الاقتصادي، وعلى الرغم من

[29] Pradhan, R., Dash, Saurav, Maradana, Rana, Jayakumar, Manju, and Kunal Gaurav (2017), Insurance market density and economic growth in Eurozone countries: the granger causality approach Financial Innovation, Volume 3, Number 1, Page 1.

[30] 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.

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، إلا 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. وبالتالي فإن هناك فجوة بحثية كبيرة فيما يخص الدراسات التجريبية المتعلقة بدراسة علاقة السببية بين التأمين عموما وتأمينات الممتلكات والمسؤولية وتأمينات الحياة على وجه الخصوص وبين معدل النمو الاقتصادي في مصر.

٦ – منهجية البحث :

سوف تعتمد الدراسة على اختبار سببية جرانجر Granger Causality Test في دراسة علاقة السببية بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو أقساط قطاع التأمين التجاري وقطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية وقطاع تأمينات الحياة 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 [٣١] :

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

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

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

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

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

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

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

ويعتمد اختبار Granger Causality Test على اختبار الفروضين التاليين :

الفرض الأول : الفرض ألعدمي 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 تتحدد طبيعة علاقة السببية بين المتغيرين محل الدراسة، على النحو التالي :

(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 عدم 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.

٧ – البيانات، ومصادر الحصول عليها :

تتمثل البيانات المستخدمة في البحث في بيانات سنوية خلال الفترة من ١٩٨٢/١٩٨٣ حتى ٢٠١٦/٢٠١٧ لكل من :

(أ) إجمالي الأقساط السنوية لكل من قطاع التأمين التجاري وقطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية وقطاع تأمينات الحياة، من خلال البيانات المنشورة في الكتاب الإحصائي السنوي للهيئة المصرية

للإشراف والرقابة على التأمين. وقد تم حساب معدل النمو في السلاسل الزمنية الثلاثة خلال فترة الدراسة المذكورة.

(ب) معدل النمو الاقتصادي في مصر من واقع إحصاءات البنك المركزي، ووزارة المالية المصرية.

والأشكال(١) و (٢) و (٣) بالملاحق يوضح تطور معدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو أقساط قطاع التأمين التجاري وقطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية وقطاع تأمينات الحياة في مصر على الترتيب، خلال الفترة من ١٩٨٢/١٩٨٣ حتى ٢٠١٦/٢٠١٧.

٨ – دراسة التكامل المشترك Cointegration بين معدل نمو أقساط قطاع التأمين التجاري وقطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية وقطاع تأمينات الحياة 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 : ألا تكون السلسلتين ساكنتين في بياناتهما الأصلية، وأن يكونا لهما لهما نفس رتبة التكامل: ويتم التعبير عن هذا الشرط بالشكل التالي $(I(d > 0)$. ويرجع المغزى من وراء هذا الشرط أنه 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[٣٢] :

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

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

ساكن، ولو أنه تم عمل انحدار بين متغير ساكن ومتغير آخر غير ساكن، في هذه الحالة معامل الانحدار سيكون مساويا للصفر [٣٣].

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 [٣٤].

أما <u>الشرط الثاني</u>، 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 اختبار ديكي – فوللر المعدل ADF بإعتباره أفضل الاختبارات وأكثرها إستخداما في هذا الشأن [٣٥]. ويعتمد اختبار ديكي –فوللر المعدل ADF على نموذج الانحدار الذاتي Autoregressive Model التالية [٣٦] :

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

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

---

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

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

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

[36] 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.

ε_t : الخطأ العشوائي لمعادلة الانحدار الذاتي المقدرة.

للنموذج السابق، ثلاثة أشكال أساسية :

(١) نموذج الانحدار الذاتي بدون ثابت :

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

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

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

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

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

٩ – اختبار شروط التكامل المشترك للسلاسل الزمنية الأربعة محل الدراسة :

١/٩ شرط توافق رتبة التكامل المشترك لكل سلسلة زمنية :

(١) بالنسبة لمعدل نمو إجمالي أقساط قطاع التأمين التجاري ككل :

الجدول (1) : نتائج اختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF) لجذر الوحدة لإجمالي أقساط قطاع التأمين التجاري في مصر

شكل النموذج الانحدار الذاتي لاختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF)	إحصائي الاختبار Tau	الإحتمال P.Value	سكون السلسلة الزمنية	رتبة التكامل $I(d)$ للبيانات الأصلية
نموذج الانحدار الذاتي مع وجود ثابت	−5.507701	0.0001	ساكنة	I(0)
نموذج الانحدار الذاتي الإتجاهي، مع وجود ثابت	−5.388540	0.0005	ساكنة	I(0)
نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام	−0.399936	0.5316	غير ساكنة	–

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج EVIEWS.

(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

يلاحظ من الجدول (١) أنه بالنسبة للسلسلة الزمنية لمعدل نمو إجمالي أقساط قطاع التأمين التجاري في حالة كل من نموذج الانحدار الذاتي مع وجود ثابت، ونموذج الانحدار الذاتي في حالة وجود ثابت و اتجاه عام، كانت قيمة P.Value أقل من مستويات المعنوية الثلاثة (١%، ٥%, ١٠%) وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي القائل بأن السلسلة الزمنية غير ساكنة، في حين أنه في حالة النموذج الثالث (نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام) قيمة p– value أكبر من مستويات المعنوية الثلاثة، وبالتالي لا يمكننا رفض الفرض العدمي بأن السلسلة

الزمنية غير ساكنة، لذا تم إعادة الاختبار بعد أخذ الفروق الأولى لبيانات السلسلة الزمنية، وكما هو موضح بالجدول (٢)، وكانت قيمة p_value اقل من مستويات المعنوية، وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي القائل بأن السلسلة الزمنية للفروق الأولى غير ساكنة.

الجدول (2) : نتائج اختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF) لجذر الوحدة للفروق الأولى لإجمالي أقساط قطاع التأمين التجاري في مصر

شكل النموذج الانحدار الذاتي لاختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF)	إحصائي الاختبار Tau	الإحتمال P.Value	سكون السلسلة الزمنية	رتبة التكامل $I(d)$ للبيانات الأصلية
نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام	-9.298496	أقل من 0.001 ***	ساكنة	$I(1)$

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج EVIEWS.
(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

(٢) بالنسبة لمعدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية :

الجدول (3) : نتائج اختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF) لجذر الوحدة لإجمالي أقساط تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر

شكل النموذج الانحدار الذاتي لاختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF)	إحصائي الاختبار 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 EVIEWS.
(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

يلاحظ من النتائج الموضحة بالجدول (٣) أنه بالنسبة للسلسلة الزمنية لمعدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية في حالة كل من نموذج الانحدار الذاتي مع وجود ثابت، ونموذج الانحدار الذاتي في حالة وجود ثابت و اتجاه عام، كانت قيمة p_value أقل من مستويات المعنوية الثلاثة، وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي القائل بأن السلسلة الزمنية غير ساكنة، في حين أنه في حالة نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام كانت قيمة p_value أكبر من مستويات المعنوية الثلاثة، وبالتالي لا يمكننا رفض الفرض العدمي بأن السلسلة

الزمنية غير ساكنة، لذا تم إعادة الاختبار بعد أخذ الفروق الأولى لبيانات السلسلة الزمنية، وكما هو موضح بالجدول (٤)، وكانت قيمة p_value أقل من مستويات المعنوية الثلاثة، وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي القائل بأن السلسلة الزمنية للفروق الأولى غير ساكنة.

الجدول (4) : نتائج اختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF) لجذر الوحدة للفروق الأولى لإجمالي أقساط قطاع تأمينات لممتلكات والمسؤولية في مصر

شكل النموذج الانحدار الذاتي لاختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF)	إحصائي الاختبار 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 0.001***	ساكنة	$I(1)$

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج EVIEWS.

(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

(٣) بالنسبة لمعدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الحياة :

الجدول (5) : نتائج اختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF) لجذر الوحدة لإجمالي أقساط قطاع تأمينات الحياة في مصر

شكل النموذج الانحدار الذاتي لاختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF)	إحصائي الاختبار Tau	الإحتمال P.Value	سكون السلسلة الزمنية	رتبة التكامل $I(d)$ للبيانات الأصلية
نموذج الانحدار الذاتي مع وجود ثابت	-5.905791	أقل من 0.001***	ساكنة	I(0)
نموذج الانحدار الذاتي الإتجاهي، مع وجود ثابت	-5.845164	0.0002 ***	ساكنة	I(0)
نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام	-1.219780	0.1993	غير ساكنة	-

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج EVIEWS.

(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

يلاحظ من النتائج الموضحة بالجدول (٥) أنه بالنسبة للسلسلة الزمنية لمعدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الحياة في حالة كل من نموذج الانحدار الذاتي مع وجود ثابت، ونموذج الانحدار الذاتي في حالة وجود ثابت واتجاه عام، كانت قيمة p_value أقل من مستويات المعنوية الثلاثة، وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي القائل بأن السلسلة الزمنية غير ساكنة، في حين أنه في حالة نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام كانت قيمة p_value أكبر من

مستويات المعنوية الثلاثة، وبالتالي لا يمكننا رفض الفرض العدمي بأن السلسلة الزمنية غير ساكنة، لذا تم إعادة الاختبار بعد أخذ الفروق الأولى لبيانات السلسلة الزمنية، وكما هو موضح بالجدول (٦)، وكانت قيمة P.Value أقل من مستويات المعنوية الثلاثة، وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي القائل بأن السلسلة الزمنية للفروق الأولى غير ساكنة.

الجدول (6) : نتائج اختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF) لجذر الوحدة للفروق الأولى لإجمالي أقساط قطاع تأمينات الحياة في مصر

شكل النموذج الانحدار الذاتي لاختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF)	إحصائي الاختبار Tau	الإحتمال P.Value	سكون السلسلة الزمنية	رتبة التكامل $I(d)$ للبيانات الأصلية
نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام	-7.809998	أقل من 0.001***	ساكنة	$I(1)$

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج EVIEWS.
(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

(٤) بالنسبة لمعدل النمو الاقتصادي في مصر :

الجدول (7) : نتائج اختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF) لجذر الوحدة لمعدل النمو الاقتصادي في مصر

شكل النموذج الانحدار الذاتي لاختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF)	إحصائي الاختبار 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 EVIEWS.
(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

يلاحظ من النتائج الموضحة بالجدول (٧)، أنه بالنسبة للسلسلة الزمنية لمعدل النمو الاقتصادي في حالة نموذج الانحدار الذاتي مع وجود ثابت، كانت قيمة P.Value أقل من مستوي

المعنوية ٥%، وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي القائل بأن السلسلة الزمنية غير ساكنة، في حين أنه في حالة نموذج الانحدار الذاتي في حالة وجود ثابت و اتجاه عام كانت قيمة P.Value أقل من مستوي المعنوية ١٠%، وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي القائل بأن السلسلة الزمنية غير ساكنة، وفي حالة نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام كانت قيمة P.Value أكبر من مستويات المعنوية الثلاثة، وبالتالي لا يمكننا رفض الفرض العدمي بأن السلسلة الزمنية غير ساكنة. لذا تم إعادة الاختبار بعد أخذ الفروق الأولى لبيانات السلسلة الزمنية، وكما هو موضح بالجدول (٨)، كانت قيمة P.Value أقل من مستويات المعنوية، وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي القائل بأن السلسلة الزمنية للفروق الأولى في كلا النموذجين غير ساكنة.

الجدول (8) : نتائج اختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF) لجذر الوحدة للفروق الأولى لمعدل النمو الاقتصادي في مصر

شكل النموذج الانحدار الذاتي لاختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF)	إحصائي الاختبار Tau	الإحتمال P.Value	سكون السلسلة الزمنية	رتبة التكامل $I(d)$ للبيانات الأصلية
نموذج الانحدار الذاتي الإتجاهي، مع وجود ثابت	-4.212909	***0.0012	ساكنة	I(1)
نموذج الانحدار الذاتي بدون وجود ثابت أو اتجاه عام	-4.325163	***0.0021	ساكنة	I(1)

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج EVIEWS.

(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

ويتضمن الجدول (٩) ملخص نتائج رتبة التكامل المشترك للسلاسل الزمنية الأربعة محل الدراسة.

الجدول (9) ملخص نتائج تحديد رتبة التكامل المشترك

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

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج EVIEWS.
(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

يتضح من الجدول (٩) :

(أ) في حالة نموذج الانحدار الذاتي مع وجود ثابت :

نجد أن رتبة التكامل المشترك للسلاسل الزمنية للمتغيرات الأربعة محل الدراسة من الرتبة صفر [I(0)]، أي أنها سلاسل ساكنة في الأصل، وبالتالي العلاقة الانحدارية بين معدل النمو الاقتصادي وأيا من معدل نمو إجمالي أقساط قطاع التأمين التجاري أو تأمينات الممتلكات أو تأمينات الحياة – في ظل هذا النموذج – ستكون علاقة في الأجل القصير فقط، كما سبق الإشارة اليه.

(ب) في حالة نموذج الانحدار الذاتي في وجود ثابت واتجاه عام :

نجد أن رتبة التكامل المشترك لمعدل النمو الاقتصادي كانت من الرتبة الأولى [I(1)]، بينما رتب التكامل المشترك للمتغيرات الثلاثة كانت من الرتبة صفر[I(0)]، أي أن هناك اختلاف في رتبة التكامل بين السلاسل الزمنية لهذه المتغيرات، وهو ما يعني أن علاقة الانحدار بين معدل النمو الاقتصادي وأيا من المتغيرات الثلاثة – في ظل هذا النموذج – سوف تمثل انحدار زائف، لأنه كما سبق الإشارة اليه لا يمكن أن يكون هناك علاقة طويلة الأجل بين متغير ساكن وآخر غير ساكن.

(ج) في حالة النموذج الانحدار الذاتي بدون ثابت أو اتجاه عام :

نجد أن رتبة التكامل لجميع السلاسل الزمنية الأربعة كانت من الرتبة الأولى [I(1)]، وبالتالي يتوافر في هذا النموذج الشرط الأول من شروط التكامل المشترك وهو شرط توافق الرتبة.

٢/٩ – : شرط سكون البواقي The Unit Root of Residuals

بعد توافر شرط توافق رتبة التكامل بين السلاسل الزمنية التي يتم فحصها من أجل معرفة مدى وجود تكامل مشترك بينها أم لا، يلزم توافر شرط آخر – كما سبق الإشارة – وهو ألا يكون البواقي الخاصة بمعادلة الانحدار بها جذر الوحدة أي أن تكون ساكنة، وهو ما سنقوم الآن بالتأكد منه لكل علاقة من العلاقات الثلاثة، كما هو موضح بالجدول (١٠).

الجدول (10) : نتائج اختبار 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	إحصـــــــائي الاختبار Tau	الإحتمال P.Value	توافر شرط جذر الوحدة	سكون السلسلة
معدل نمو إجمالي أقساط قطاع التأمين التجاري	-4.615334	أقل من 0.001	لا يوجد جذر الوحدة	ساكنة
معدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية	-4.520756	أقل من 0.001	لا يوجد جذر الوحدة	ساكنة
معدل نمو إجمالي أقساط قطاع تأمينات الحياة	-5.968334	أقل من 0.001	لا يوجد جذر الوحدة	ساكنة

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج EVIEWS.

(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

يلاحظ من الجدول (١٠)، أن قيمة P.Value لاختبار Augmented Dickey – Fuller (ADF) لجذر الوحدة للبواقي في الحالات الثلاثة كانت أقل من مستويات المعنوية الثلاثة، وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي القائل بأن السلسلة الزمنية للبواقي بها جذر الوحدة (غير ساكنة)، وبالتالي فإن الشرط الثاني من شروط التكامل المشترك بين السلسلة الزمنية لمعدل النمو الاقتصادي والسلاسل الزمنية الخاصة بكل من معدل نمو إجمالي أقساط قطاع التأمين التجاري وقطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية وقطاع تأمينات الحياة في مصر متوافرة.

وبالتالي، وبناء على ما سبق، يمكننا الحكم بأن هناك تكامل مشترك، أي أن هناك علاقة توازن أو علاقة طويلة الأجل بين النمو الاقتصادي، وحجم النشاط سواء على مستوى قطاع التأمين ككل أو على مستوى قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية أو على مستوى قطاع تأمينات الحياة في مصر.

وفي هذه الحالة سيتم الاعتماد على تقدير نماذج تصحيح الخطأ Error Correction Models (ECM) لمتجه الانحدار الذاتي Vector Autoregressive في حالة ٣ فترات إبطاء (فجوات زمنية) للبيانات الأصلية للسلاسل الزمنية الأربعة، كما يلي :

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

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

$$Y_t = \sum_{i=1}^{3} b_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^{3} C_j Y_{t-j} + \varphi\, e_{t-1} + w_t$$

$$X_t = \sum_{i=1}^{3} b_j^* Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{3} C_j^* X_{t-j} + \varphi\, e_{t-1}^* + w_t^*$$

$$Y_t = b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + b_3 X_{t-3} + C_1 Y_{t-1} + C_2 Y_{t-2} + C_3 Y_{t-3} + \varphi\, e_{t-1} + w_t$$

$$X_t = b_1^* Y_{t-1} + b_2^* Y_{t-2} + b_3^* Y_{t-3} + C_1^* X_{t-1} + C_2^* X_{t-2} + C_3^* X_{t-3} + \varphi\, e_{t-1}^* + w_t^*$$

حيث :

e_{t-1} , e_{t-1}^* : الأخطاء عند الفجوة الزمنية الأولى في حالة النماذج بدون تصحيح الخطأ.

١٠ – فحص علاقة السببية طويلة الأجل بين معدل النمو الاقتصادي وكل من :

١/١٠ – قطاع التأمين التجاري ككل في مصر :

الجدول (11) : معاملات نموذج انحدار التكامل المشترك
(المتغير التابع : معدل النمو الاقتصادي GDP_t)

المتغيرات المستقلة	معاملات الانحدار	قيمة (T)	P.Value
$Total_{t-1}$	0.058	1.902	* 0.069
$Total_{t-2}$	0.066	2.045	* 0.052
$Total_{t-3}$	−0.002	−0.050	0.961
GDP_{t-1}	0.478	2.446	0.022
GDP_{t-2}	0.255	1.253	0.222
GDP_{t-3}	−0.183	−1.076	0.292
$Res_{GDP/Total_{t-1}}$	0.071	0.339	0.737
المعنوية الكلية (F-Statistics)	32.650		أقل من 0.001
معامل التحديد المعدل Adjusted R2	%90.1		

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج SPSS.
(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

يلاحظ من النتائج الموضحة بالجدول (١١) : أن معاملات انحدار المتغيرات الخاصة بمعدل نمو إجمالي الأقساط المكتتبة لقطاع التأمين التجاري كانت معنوية (تختلف عن الصفر) حيث كانت قيمة P.Value أقل من مستوي المعنوية ١٠% عند الفجوتين الزمنيتين الأولى والثانية، وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي الأول القائل بأن معدلات نمو الأقساط المكتتبة لقطاع التأمين التجاري ككل لا تسبب معدلات النمو الاقتصادي في مصر.

الجدول (12) معاملات نموذج انحدار التكامل المشترك
(المتغير التابع : معدل نمو إجمالي الأقساط المكتتبة لقطاع التأمين التجاري ككل)

المتغيرات المستقلة	معاملات الانحدار	قيمة (T)	P.Value
GDP_{t-1}	0.634	0.538	0.595
GDP_{t-2}	-0.685	-0.556	0.583
GDP_{t-3}	0.899	0.874	0.390
$Total_{t-1}$	0.179	0.967	0.343
$Total_{t-2}$	0.002	0.010	0.992
$Total_{t-3}$	0.530	2.600	0.015
$Res_{GDP/Total_{t-1}}$	0.137	0.725	0.475
المعنوية الكلية	10.669		أقل من 0.001
معامل التحديد المعدل Adjusted R2	%76.9		

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج SPSS.
(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

يلاحظ هنا من النتائج الموضحة بالجدول (١٢) : أن جميع معاملات انحدار المتغيرات الخاصة بمعدل النمو الاقتصادي، عند فترات الإبطاء الثلاثة، كانت غير معنوية (لا تختلف عن الصفر)، حيث كانت جميع قيم P.Value أكبر من مستويات المعنوية الثلاثة المختارة، وبالتالي لا يمكننا رفض الفرض العدمي الثاني بأن معدلات النمو الاقتصادي لا تسبب معدلات نمو الأقساط المكتتبة لقطاع التأمين التجاري ككل في مصر.

إذا، وفقا لاختبار سببية جرانجر Granger Causality Test، بالاعتماد على نموذج تصحيح الخطأ المقدر لمتجه الانحدار الذاتي (ECM-VAR)، توجد علاقة سببية طويلة الأجل في اتجاه واحد بين المتغيرين خلال الفترة من ١٩٨٣/١٩٨٢ حتى ٢٠١٧/٢٠١٦، حيث أن معدلات نمو إجمالي الأقساط المكتتبة لقطاع التأمين التجاري ككل تسبب معدل النمو الاقتصادي في مصر، وهو ما يعكس الدور الذي يقوم به القطاع في النشاط الاقتصادي وأداء الاقتصاد القومي عموما في مصر، في حين أنه لم يتوافر الدليل – من بيانات عينة الدراسة الحالية – بأن معدل النمو الاقتصادي يسبب معدلات نمو إجمالي الأقساط المكتتبة لقطاع التأمين التجاري ككل في الأجل الطويل.

٢/١٠ – قطاع تأمينات الحياة في مصر :

الجدول (13) : معاملات نموذج انحدار التكامل المشترك
(المتغير التابع : معدل النمو الاقتصادي GDP_t)

المتغيرات المستقلة	معاملات الانحدار	قيمة (T)	P.Value
$Life_{t-1}$	0.032	2.011	* 0.055
$Life_{t-2}$	0.023	1.527	0.139
$Life_{t-3}$	0.015	1.001	0.327
GDP_{t-1}	0.542	2.881	0.008
GDP_{t-2}	0.208	0.952	0.350
GDP_{t-3}	−0.111	−0.620	0.541
$Res_{GDP/Life_{t-1}}$	0.105	0.514	0.612
المعنوية الكلية (F-Statistics)	30.279		أقل من 0.001
معامل التحديد المعدل Adjusted R2	%86.5		

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج SPSS.
(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

يلاحظ من النتائج الموضحة بالجدول (١٣) : أن معامل الانحدار الخاص بالمتغير معدل نمو إجمالي الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الحياة عند الفجوة الزمنية الأولى معنوي (يختلف عن الصفر)، حيث كانت قيمة P.Value أقل من مستوي المعنوية ١٠%، وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي الأول القائل بأن معدلات نمو الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الحياة لا تسبب معدلات النمو الاقتصادي في مصر.

الجدول (14) معاملات نموذج انحدار التكامل المشترك
(المتغير التابع : معدل نمو إجمالي الأقساط المكتتبة لقطاع قطاع تأمينات الحياة)

المتغيرات المستقلة	معاملات الانحدار	قيمة (T)	P.Value
GDP_{t-1}	4.682	1.989	* 0.058
GDP_{t-2}	−0.803	−0.292	0.773
GDP_{t-3}	−0.023	−0.010	0.992
$Life_{t-1}$	0.024	0.119	0.906
$Life_{t-2}$	−0.105	−0.561	0.580
$Life_{t-3}$	0.128	0.658	0.516
$Res_{GDP/Life_{t-1}}$	0.038	0.185	0.855
المعنوية الكلية	3.905		0.005
معامل التحديد المعدل Adjusted R2	%38.9		

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج SPSS.
(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

يلاحظ هنا من النتائج الموضحة بالجدول (١٤) : أن معامل الانحدار بمعدل النمو الاقتصادي عند الفجوة الزمنية الأولى كان معنويا (يختلف عن الصفر) عند مستوى معنوية ١٠%، وبالتالي يمكننا رفض الفرض العدمي الثاني القائل بأن معدلات النمو الاقتصادي لا تسبب معدلات نمو الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الحياة في مصر.

إذا، وفقا لاختبار سببية جرانجر Granger Causality Test، بالاعتماد على نموذج تصحيح الخطأ المقدر لمتجه الانحدار الذاتي (ECM–VAR)، توجد علاقة سببية طويلة الأجل في الاتجاهين بين معدل النمو الاقتصادي ومعدلات نمو إجمالي الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الحياة مصر خلال الفترة من ١٩٨٣/١٩٨٢ حتى ٢٠١٧/٢٠١٦، بمعنى أن معدل النمو الاقتصادي يسبب معدل نمو الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الحياة، وفي نفس الوقت معدل نمو الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الحياة يسبب معدل النمو الاقتصادي.

٣/١٠ – قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر :

الجدول (15) : معاملات نموذج انحدار التكامل المشترك
(المتغير التابع : معدل النمو الاقتصادي GDP_t)

المتغيرات المستقلة	معاملات الانحدار	قيمة (T)	P.Value
PL_{t-1}	0.047	1.358	0.187
PL_{t-2}	0.066	1.702	0.101
PL_{t-3}	−0.030	−0.849	0.404
GDP_{t-1}	0.589	3.069	0.005
GDP_{t-2}	0.339	1.606	0.121
GDP_{t-3}	−0.218	−1.191	0.245
$Res_{GDP/PL_{t-1}}$	−0.014	−0.768	0.449
المعنوية الكلية (F–Statistics)	29.459		أقل من 0.001
معامل التحديد المعدل Adjusted R2	%86.2		

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج SPSS.
(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

يلاحظ من النتائج الموضحة بالجدول (١٥) : أن جميع معاملات انحدار المتغيرات الخاصة بمعدل نمو إجمالي الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية، عند فترات الإبطاء الثلاثة، كانت غير معنوية (لا تختلف عن الصفر)، حيث كانت جميع قيم p_value أكبر من مستويات المعنوية الثلاثة المختارة، على الرغم من أن قيمة p_value لهذا المتغير عند الفجوة الزمنية الثانية قريبة جدا من مستوى المعنوية ١٠%، وبالتالي لا يمكننا رفض الفرض العدمي الأول بأن معدلات نمو الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية لا تسبب معدلات النمو الاقتصادي في مصر.

الجدول (16) معاملات نموذج انحدار التكامل المشترك
(المتغير التابع : معدل نمو إجمالي الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية)

المتغيرات المستقلة	معاملات الانحدار	قيمة (T)	P.Value
GDP_{t-1}	0.631	0.531	0.600
GDP_{t-2}	−0.166	−0.126	0.901
GDP_{t-3}	1.246	1.100	0.282
PL_{t-1}	0.232	1.085	0.288
PL_{t-2}	−0.063	−0.283	0.780
PL_{t-3}	0.218	0.992	0.331
$Res_{GDP/PL_{t-1}}$	0.154	0.798	0.432
المعنوية الكلية	1.177		أقل من 0.001
معامل التحديد المعدل Adjusted R2	57.5		

المصدر : من إعداد الباحث من مخرجات برنامج SPSS.
(***) معنوية عند 1%، (**) معنوية عند 5%، (*) معنوية عند 10%.

يلاحظ هنا من النتائج الموضحة بالجدول (١٦) : أن جميع معاملات انحدار المتغيرات الخاصة بمعدل النمو الاقتصادي، عند فترات الإبطاء الثلاثة، كانت غير معنوية (لا تختلف عن الصفر)، حيث كانت جميع قيم P.Value أكبر من مستويات المعنوية الثلاثة المختارة، وبالتالي لا يمكننا رفض الفرض العدمي الثاني بأن معدلات النمو الاقتصادي لا تسبب معدلات نمو الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر.

إذا، وفقا لاختبار سببية جرانجر Granger Causality Test، بالاعتماد على نموذج تصحيح الخطأ المقدر لمتجه الانحدار الذاتي (ECM–VAR)، لم يتوافر الدليل من البيانات الحالية للدراسة بشأن وجود علاقة سببية بين معدل النمو الاقتصادي ومعدلات نمو إجمالي الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية عند الفجوات الزمنية (فترات الإبطاء) الثلاثة في مصر خلال الفترة من ١٩٨٣/١٩٨٢ حتى ٢٠١٧/٢٠١٦.

١١ – النتائج :

وفقا لاختبار سببية جرانجرGranger Causality Test، بالاعتماد على نموذج تصحيح الخطأ المقدر لمتجه الانحدار الذاتي بدون ثابت أو اتجاه عام (ECM–VAR) :

(أ) توجد علاقة سببية طويلة الأجل في اتجاه واحد بين المتغيرين خلال الفترة من ١٩٨٢/١٩٨٣ حتى ٢٠١٦/٢٠١٧، حيث أن معدلات نمو إجمالي الأقساط المكتتبة لقطاع التأمين التجاري ككل تسبب معدل النمو الاقتصادي في مصر، وهو ما يعكس الدور الذي يقوم به القطاع في النشاط الاقتصادي وأداء الاقتصاد القومي عموما في مصر.

(ب) كما توجد علاقة سببية طويلة الأجل في الاتجاهين بين معدل النمو الاقتصادي ومعدلات نمو إجمالي الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الحياة مصر خلال نفس الفترة، بمعنى أن معدل النمو الاقتصادي يسبب معدل نمو الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الحياة، وفي نفس الوقت معدل نمو الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الحياة يسبب معدل النمو الاقتصادي، مما يعكس التأثير المتبادل بينهما في الأجل الطويل.

(ج) لم يتوافر الدليل – من خلال بيانات العينة الحالية – على وجود علاقة سببية طويلة الأجل بين معدل النمو الاقتصادي ومعدلات نمو إجمالي الأقساط المكتتبة لقطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية حتى ٣ لفجوات زمنية، خلال نفس الفترة.

١٢ – الملاحق:

أولا: مخرجات برنامج EVIEWS لاختبار Augmented Dickey-Fuller Test :Equation

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: TOTAL has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0001	-5.507701	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-3.639407	1% level	Test critical values:
	-2.951125	5% level	
	-2.614300	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: TOTAL has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0005	-5.388540	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-4.252879	1% level	Test critical values:
	-3.548490	5% level	
	-3.207094	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: TOTAL has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.5316	-0.399936	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-2.639210	1% level	Test critical values:
	-1.951687	5% level	
	-1.610579	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: D(TOTAL) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0000	-9.298496	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-2.639210	1% level	Test critical values:
	-1.951687	5% level	
	-1.610579	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: NON_LIFE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0011	-4.488789	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-3.639407	1% level	Test critical values:
	-2.951125	5% level	
	-2.614300	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: NON_LIFE has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0093	-4.281676	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-4.252879	1% level	Test critical values:
	-3.548490	5% level	
	-3.207094	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: NON_LIFE has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0615	-1.853279	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-2.634731	1% level	Test critical values:
	-1.951000	5% level	
	-1.610907	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: D(NON_LIFE) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0000	-6.445503	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-2.639210	1% level	Test critical values:
	-1.951687	5% level	
	-1.610579	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: LIFE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0000	-5.905791	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-3.639407	1% level	Test critical values:
	-2.951125	5% level	
	-2.614300	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: LIFE has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0002	-5.845164	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-4.252879	1% level	Test critical values:
	-3.548490	5% level	
	-3.207094	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: LIFE has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.1993	-1.219780	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-2.639210	1% level	Test critical values:
	-1.951687	5% level	
	-1.610579	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: D(LIFE) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0000	-7.809998	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-2.639210	1% level	Test critical values:
	-1.951687	5% level	
	-1.610579	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0243	-3.287033	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-3.661661	1% level	Test critical values:
	-2.960411	5% level	
	-2.619160	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0882	-3.280550	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-4.284580	1% level	Test critical values:
	-3.562882	5% level	
	-3.215267	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.3163	-0.903046	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-2.650145	1% level	Test critical values:
	-1.953381	5% level	
	-1.609798	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0012	-4.212909	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-4.323979	1% level	Test critical values:
	-3.580623	5% level	
	-3.225334	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0021	-4.326256	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-3.689194	1% level	Test critical values:
	-2.971853	5% level	
	-2.625121	10% level	

Null Hypothesis: RES_GPD_TOTAL has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0000	-4.615334	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-2.634731	1% level	Test critical values:
	-1.951000	5% level	
	-1.610907	10% level	

Null Hypothesis: RES_GDP_NONLIFE has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0000	-4.520756	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-2.634731	1% level	Test critical values:
	-1.951000	5% level	
	-1.610907	10% level	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Null Hypothesis: RES_GDP_LIFE has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

Prob.*	t-Statistic		
0.0000	-5.968334	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-2.634731	1% level	Test critical values:
	-1.951000	5% level	
	-1.610907	10% level	

ثانيا: مخرجات برنامج SPSS لنموذج تصحيح الخطأ المقدر لمتجه الانحدار الذاتي (ECM-VAR):

Model Summary

Model	R	R Square[a]	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.949[b]	.901	.874	1.58460

ANOVA[c,d]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	573.876	7	81.982	32.650	.000[a]
	Residual	62.774	25	2.511		
	Total	636.650[b]	32			

Coefficients[a,b]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	Total_Lag1	.058	.031	.212	1.902	.069
	Total_Lag2	.066	.032	.240	2.045	.052
	Total_Lag3	-.002	.034	-.006	-.050	.961
	GPD_Lag1	.478	.195	.487	2.446	.022
	GPD_Lag2	.255	.204	.264	1.253	.222
	GPD_Lag3	-.183	.170	-.194	-1.076	.292
	Res_1_Y_GDP_X_Total	.071	.210	.022	.339	.737

a. Dependent Variable: GDP

b. Linear Regression through the Origin

Model Summary

Model	R	R Square[a]	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.866[b]	.749	.679	9.56116

ANOVA[c,d]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	6827.233	7	975.319	10.669	.000[a]
	Residual	2285.393	25	91.416		
	Total	9112.625[b]	32			

Coefficients[a,b]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	GPD_Lag1	.634	1.179	.171	.538	.595
	GPD_Lag2	-.685	1.233	-.187	-.556	.583
	GPD_Lag3	.899	1.028	.252	.874	.390
	Total_Lag1	.179	.185	.172	.967	.343
	Total_Lag2	.002	.195	.002	.010	.992
	Total_Lag3	.530	.204	.515	2.600	.015
	Res_2_Y_Total_X_GDP	.137	.190	.073	.725	.475

a. Dependent Variable: Total

b. Linear Regression through the Origin

Model Summary

Model	R	R Square[a]	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.946[b]	.894	.865	1.63915

ANOVA[c,d]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	569.480	7	81.354	30.279	.000[a]
	Residual	67.170	25	2.687		
	Total	636.650[b]	32			

Coefficients[a,b]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	Life_Lag1	.032	.016	.189	2.011	.055
	Life_Lag2	.023	.015	.135	1.527	.139
	Life_Lag3	.015	.015	.088	1.001	.327
	GPD_Lag1	.542	.188	.553	2.881	.008
	GPD_Lag2	.208	.219	.216	.952	.350
	GPD_Lag3	-.111	.178	-.117	-.620	.541
	Res_1_Y_GDP_X_Life	.105	.205	.034	.514	.612

a. Dependent Variable: GDP

b. Linear Regression through the Origin

Model Summary

Model	R	R Square[a]	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.723[b]	.522	.389	20.44187

ANOVA[c,d]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	11421.754	7	1631.679	3.905	.005[a]
	Residual	10446.754	25	417.870		
	Total	21868.508[b]	32			

Coefficients[a,b]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	GPD_Lag1	4.682	2.354	.815	1.989	.058
	GPD_Lag2	-.803	2.751	-.142	-.292	.773
	GPD_Lag3	-.023	2.201	-.004	-.010	.992
	Life_Lag1	.024	.200	.024	.119	.906
	Life_Lag2	-.105	.187	-.105	-.561	.580
	Life_Lag3	.128	.195	.128	.658	.516
	Res_2_Y_Life_X_GDP	.038	.207	.027	.185	.855

a. Dependent Variable: Life

b. Linear Regression through the Origin

Model Summary

Model	R	R Square[a]	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.944[b]	.892	.862	1.65936

ANOVA[c,d]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	567.813	7	81.116	29.459	.000[a]
	Residual	68.837	25	2.753		
	Total	636.650[b]	32			

Coefficients[a,b]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	PL_Lag1	.047	.034	.153	1.358	.187
	PL_Lag2	.066	.039	.222	1.702	.101
	PL_Lag3	-.030	.035	-.104	-.849	.404
	GPD_Lag1	.589	.192	.601	3.069	.005
	GPD_Lag2	.339	.211	.351	1.606	.121
	GPD_Lag3	-.218	.183	-.231	-1.191	.245
	Res_1_Y_GDP_X_PL	-.014	.018	-.055	-.768	.449

a. Dependent Variable: GDP

b. Linear Regression through the Origin

ANOVA[c,d]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	567.813	7	81.116	29.459	.000[a]
	Residual	68.837	25	2.753		
	Total	636.650[b]	32			

Coefficients[a,b]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	PL_Lag1	.047	.034	.153	1.358	.187
	PL_Lag2	.066	.039	.222	1.702	.101
	PL_Lag3	-.030	.035	-.104	-.849	.404
	GPD_Lag1	.589	.192	.601	3.069	.005
	GPD_Lag2	.339	.211	.351	1.606	.121
	GPD_Lag3	-.218	.183	-.231	-1.191	.245
	Res_1_Y_GDP_X_PL	-.014	.018	-.055	-.768	.449

a. Dependent Variable: GDP

b. Linear Regression through the Origin

Coefficients[a,b]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	GPD_Lag1	.631	1.190	.181	.531	.600
	GPD_Lag2	-.166	1.315	-.048	-.126	.901
	GPD_Lag3	1.246	1.133	.372	1.100	.282
	PL_Lag1	.232	.214	.214	1.085	.288
	PL_Lag2	-.063	.224	-.060	-.283	.780
	PL_Lag3	.218	.220	.213	.992	.331
	Res_2_Y_PL_X_GDP	.154	.193	.093	.798	.432

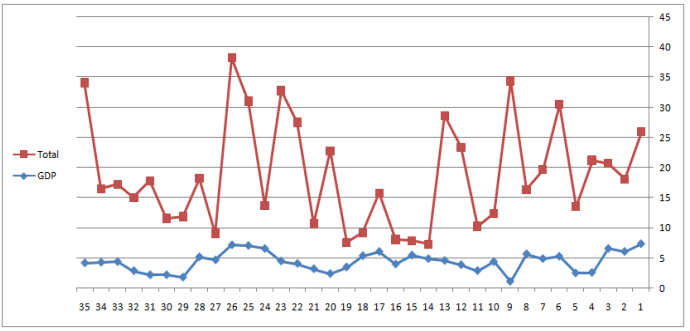
a. Dependent Variable: PL

b. Linear Regression through the Origin

ثالثا: الأشكال البيانية:

الشكل (١):

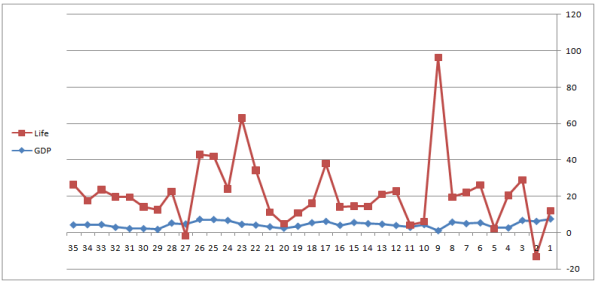
السلاسل الزمنية لمعدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو أقساط قطاع التأمين التجاري في مصر خلال الفترة من ١٩٨٢/١٩٨٣ حتى ٢٠١٦/٢٠١٧



المصدر: من إعداد الباحث

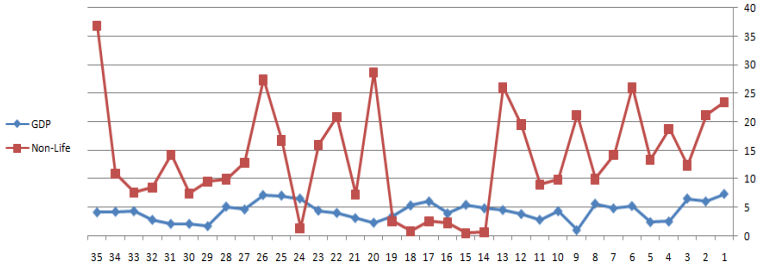
الشكل (٢):

السلاسل الزمنية لمعدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو أقساط قطاع تأمينات الحياة في مصر خلال الفترة من ١٩٨٢/١٩٨٣ حتى ٢٠١٦/٢٠١٧



المصدر: من إعداد الباحث

الشكل (٣):
السلاسل الزمنية لمعدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو أقساط قطاع تأمينات الممتلكات والمسؤولية في مصر خلال الفترة من ١٩٨٢/١٩٨٣ حتى ٢٠١٦/٢٠١٧



المصدر: من إعداد الباحث

١٣ – المراجع والإحالات:

1. Alhassan, Abdul Latif & Biekpe, Nicholas. (2016). Insurance market development and economic growth. International Journal of Social Economics. 43. 321-339. 10.1108/IJSE-09-2014-0182.
2. 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.
3. 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.
4. Beenstock, M. Dickinson, G. And Khajuria, S., 1988. The Relationship Between Property Liability Insurance Premiums And Income : An International Analysis. Journal Of Risk & Insurance, 55(2), Pp.259-272.
5. Browne, M. Impavido, G. and Kim, K., (1993), An international analysis of life insurance demand, Journal of Journal of Risk & Insurance, 60(4), pp.616-634.
6. 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.
7. 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.
8. Chi-Wei Su, Su-Ling Chang And Guochen Pa (2004), Tests For Causality Between Insurance Development And Economic Growth Using Asymptotic And Panel Bootstrap Distributions, Pp : 84-87.

9. Chi-Wei Su, Su-Ling Chang And Guochen Pan (2004), Op. Cit., Pp : 85-86.
10. David F. Snyder (2005), "The Societal Benefits Of Insurance Market Liberalization And How To Achieve Them", American Insurance Association
11. David F. Snyder, (2005), Op. Cit.
12. Engle, R.F. and Granger, C.W (1987), Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing, Econometrica, Vol. 55, Pp : 251–276..
13. 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.
14. Granger, C.; Newbold, P. (1974), Spurious Regressions in Econometrics, Journal of Econometrics 2 (2), Pp : 111–120.
15. Granger, Clive (1981), Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification, Journal of Econometrics 16 (1), Pp : 121–130.
16. Haise P, and Sümeg K (2008), The Relationship Between Insurance And Economic Growth In Europe. A Theoretical And Empirical Analysis, Pp : 287 :296.
17. Haiss, P. and Sumegi, K. (2008), Op. Cit., Pp : 405-431.
18. Harold D. Skipper (2001), Jr. Insurance In The General Agreement On Trade In Services , The Aei Press , P. 19-20.
19. Harold D. Skipper, Jr. (2005), Foreign Insurers In Emerging Markets : Issues And Concerns, Center For Risk Management And Insurance, Occasional Paper 97-2, Georgia State University
20. Hongbing Hu , Meng Su, 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.
21. 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.
22. 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.
23. 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.

24. 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
25. Outreville, J.F.,(1990), The relationship between insurance ,financial development and market structures in developing countries : An international crosssevctional study, UNCTAD Review, pp.53-69.
26. Pantula, sastry G. et al. (1994), A Comparison of Unit Root Test Criteria, Journal of Business and Economics Statistics, Vol. 12, Pp : 449-459.
27. Patrick, H.T (1966), Financial Development And Economic Growth In Underdeveloped Countries. Economic Development And Cultural Change, Pp : 174-89.
28. 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.
29. Pradhan, R., Dash, Saurav, Maradana, Rana, Jayakumar, Manju, and Kunal Gaurav (2017), Insurance market density and economic growth in Eurozone countries: the granger causality approach Financial Innovation, Volume 3, Number 1, Page 1.
30. Rahmon, Aderoju B. (2016), Regression and Causality Analyses of Insurance and Economic Growth Nexus in Nigeria, Journal of Economics and Sustainable Development, Vol.7, No.11.
31. 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.
32. 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.
33. 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.
34. Ward, D. And Zurbruegg, R. (2000), Op. Cit., Pp.500-506.
35. Ya Xu (2010), Dynamic linkages between China and US equity markets under two recent financial crises, Unpublished Master thesis, Lund University, Pp : 13-14.
36. 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.