

قياس التوازن بين المنافع والاشتراكات في نظام التأمينات الاجتماعية
بالتطبيق على نظام التأمينات الاجتماعية بالملكة العربية السعودية

Measuring the Equilibrium between Benefits and Contributions in the Social Insurance
System: an Application on
the Social Insurance system in Saudi Arabia

ahmed_farhan33@yahoo.com
emadali@ksu.edu.sa

د/ أحمد محمد فرحان محمد - كلية التجارة ، جامعة القاهرة - مصر
د / عماد عبد الجليل علي إسماعيل، جامعة القاهرة- مصر

الملخص:

يشكل الارتفاع المتزايد في أعداد المتقاعدين في نظامي التقاعد والتأمينات من مدينيين وعسكريين عبئاً كبيراً على مؤسستي التقاعد والتأمينات بالملكة العربية السعودية، في ظل ما يواكب ذلك من ارتفاع مصروفات ومعاشات التقاعد التي أوجدت اختلالاً فيما بين المصروفات والاشتراكات. ويتعلق هذا البحث بدراسة وتحليل العلاقة بين العجز الاكتواري المتوقع (زيادة التعويضات عن الاشتراكات) والخصائص الديموغرافية للسكان بالملكة العربية السعودية، وبعض العوامل الاقتصادية الأخرى كالتضخم. ويمثل الهدف الرئيسي لهذا البحث في المساهمة في التخلص أو تخفيض العجز الاكتواري المتوقع في نظام التأمينات الاجتماعية بالملكة العربية السعودية، وذلك عن طريق دراسة وتحليل لأهم المبادرات التي تبنتها الدول الرائدة لمعالجة العجز الاكتواري المتوقع في نظم التأمينات الاجتماعية، بالإضافة إلى تقدير نموذج كمي لقياس العجز الاكتواري في نظم التأمينات الاجتماعية، ومحاولة تفسير آلياته انطلاقاً من العوامل والمتغيرات التي تؤثر في مقدار هذا العجز، ولتحقيق الهدف الرئيسي للدراسة فقد تناول الباحثان المنهج الوصفي في الجزء النظري الذي يتناسب وطبيعة ونوع الدراسة، وذلك من خلال إبراز واستخلاص أهم النتائج التي تم التوصل لها فيما يتعلق بتجارب الدول الرائدة في تناول العجز الاكتواري لنظم التأمينات الاجتماعية، كما اتبع الباحثان النهج الكمي من خلال الاعتماد على مجموعة من الأدوات الإحصائية بغرض التوصل إلى نموذج كمي للتنبؤ بمستوى التوازن بين كل من الاشتراكات والتعويضات في أنظمة التأمينات الاجتماعية في الجزء التطبيقي، أما الأدوات المستخدمة فتتمثل في اختبار مدى استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة من خلال استخدام كل من اختبارات ديكي فولر Dickey-Fuller (العادي-المطور)، ومن أهم النتائج التي توصل إليها هذا البحث أنه لا يوجد توازن بين متوسط إجمالي التعويضات ومتوسط إجمالي الاشتراكات، كما إن الإيرادات التي تحصل عليها المؤسسة العامة للتأمينات الاجتماعية بالملكة العربية السعودية من خلال الاشتراكات وعوائد الاستثمار لا تكفي لدفع المنافع المستقبلية. وأن العجز الاكتواري المتوقع بصناديق التأمينات الاجتماعية كان بسبب التغيرات الديموغرافية للسكان كنتيجة إلى أن معدلات الحياة بازدياد مما يعني صرف المنافع لمدة أطول في حين لم يقابل ذلك زيادة في الاشتراكات.

الكلمات المفتاحية: العجز الاكتواري - التأمينات الاجتماعية - التقاعد - اختبارات ديكي فولر

Abstract:

The rise in the number of pensioners in the retirement and insurance systems concerning civilians and soldiers will be a great burden on insurance institutions in Saudi Arabia. This leads to higher expenses and pensions that would create an imbalance between expenses and contributions. This research studies and analyses the relationship between the expected actuarial deficit (increase the compensations) and the demographic characteristics of the population of Saudi Arabia, as well as some other economic factors such as the inflation. The main objective of this research is to contribute to the elimination or the reduction of expected actuarial deficit in the social security system in Saudi Arabia, through the study and the analysis of the most important initiatives taken by the leading countries to reduce the expected actuarial deficit in the social security systems, as well as to estimate the quantitative model for measuring the actuarial deficit in the social insurance systems, and the attempt to explain the mechanisms based on the factors and variables that affect the amount of the deficit.

To achieve the main objective of the study, the authors used descriptive approach in the theoretical part which is appropriated to the nature and the type of the study by which the important findings about the actuarial deficit of the social security systems in the leading countries are exposed and analysed. In the empirical part, a quantitative analysis is used by determining a quantitative model which predicts the level of balance between the contributions and compensations in the social insurance systems. The Dickey-Fuller tests have been used to study the stability of time-series variables.

The most important results show that there was no equilibrium between the average of compensations and the average of contributions. The revenues received by the General Organization for Social Insurance (GOSI) through contributions and investment returns are not sufficient to pay future benefits and the expected actuarial deficit of social insurance funds was due to the changing demographics of the population because the life expectancy is steadily increasing, which means that the benefits increases are not in line with the contributions.

Keywords: Actuarial deficit - Social Insurance - Retirement - Dickey-Fuller tests

JEL classification : G 22 .

Received: 28/11/2016

Revised: 23/01/2017

Accepted: 10/02/2017

Online publication date: 01/03/2017

المقدمة ومشكلة البحث:

تمثل نظم التأمينات الاجتماعية في المملكة العربية السعودية أحد أهم مقومات تنفيذ سياستها الاجتماعية والاقتصادية، فعلى المستوى الإجمالي امتدت الحماية التأمينية إلى ما يقرب من 20 مليون مؤمن عليه تأميناً مباشراً وأكثر من 7 مليون صاحب معاش، كما امتدت مظلة التأمين الاجتماعي بشكل غير مباشر لأسر المؤمن عليهم وأصحاب المعاشات بوصفهم مستحقين للمزايا التي يمنحها النظام، ومن ثم باتت جميع الفئات بالمملكة مستظلة بالحماية التأمينية. وعلى المستوى الإقتصادي ساهمت نظم التأمين الاجتماعي في تنفيذ الخطة الاقتصادية للمملكة، وذلك عن طريق تجميع الإشتراكات ثم إعادة إستثمارها في مجالات تعود بالنفع على الإقتصاد القومي.

و نظراً للأهمية المتعاظمة لهذا النظام كان لزاماً على الجهات المعنية محاولة تذليل جميع المعوقات والتحديات التي من المتوقع أن تواجه نظم الضمان الاجتماعي، ولعل أهم هذه المعوقات التحديات التي تأتي من منطلق التغيرات الديمغرافية للسكان، وكذلك التغيرات في الإيرادات الرئيسة المرتبطة بالاستثمارات، وغيرها فيما يتعلق بسخاء الأنظمة، حيث أن أنظمة التقاعد في المملكة العربية السعودية سواء التي تديرها المؤسسة العامة للتقاعد أو التي تديرها المؤسسة العامة للتأمينات الاجتماعية جميعها تتميز عن غيرها بكثير من المزايا التي تُمنح للمتقاعدين، وغيرها من المزايا التي تكاد تنفرد بها المؤسسة العامة للتقاعد في المملكة، حيث بلغ عدد المتقاعدين نحو 712 ألف متقاعد من مدينتين وعسكريين، وجميعهم تحت مظلة نظامي التقاعد المدني والتقاعد العسكري، وهناك 4500 مليون ريال تصرف شهرياً للمتقاعدين، ويعني ذلك أن هناك (55) مليار ريال تصرف سنوياً، كما أن هناك نحو مليون وتسع مئة ألف مشترك سعودي يتم تغطيتهم عن طريق فروع التأمينات الثلاثة وهي المعاشات وتأمين التعطل عن العمل والمخاطر المهنية، وقد بلغ عدد المستفيدين من مزايا التقاعد 320 ألف شهرياً، ويصرف لهم ما يقرب من بليون وثلاث مئة مليون ريال شهرياً، وهذه المصروفات تزيد بنسبة 16% سنوياً، ومن ثم فإن المصروفات يبلغ معدل نموها أعلى من معدل نمو الإيرادات في مؤسسة التأمينات الاجتماعية، وعلى ضوء ذلك فإن أموال الصناديق لا تكفي لمواجهة الالتزامات التي عليها، لان أنظمة التمويل في نظام التقاعد ونظام التأمينات الاجتماعية ليست ممولة بالكامل، بمعنى أن المنافع والمصروفات على المدى الطويل أكثر من الإشتراكات وبيع استثمارها، فهناك زيادة في الفرق وهذا الفرق إما أن يغطى من الدولة من أجل سد العجز الحاصل أو الذي ربما يحصل مستقبلاً، أو أن يتم تخفيف هذه المنافع، أو أن ترفع الإشتراكات من أجل موازنة العجز. كما يزيد مقدار العجز المستقبلي في ظل المطالبات في الجانب الآخر من قبل المتقاعدين برفع الامتيازات، ومعاشات التقاعد، وتحسين ظروفهم المعيشية، وربط معاشاتهم بمستوى التضخم لمواجهة ارتفاع تكاليف المعيشة.

كما يشكل الارتفاع المتزايد في أعداد المتقاعدين في نظامي التقاعد والتأمينات من مدينتين وعسكريين عبئاً كبيراً على مؤسستي التقاعد والتأمينات بالمملكة العربية السعودية، في ظل ما يواكب ذلك من ارتفاع مصروفات ومعاشات التقاعد التي أوجدت اختلالاً فيما بين المصروفات والإشتراكات، وباتت هذه الأزمة أو التحدي المستقبلي يلوح في الأفق من واقع أرقام العجز الاكتواري الذي يتوقع أن يتجاوز 100 مليون ريال. ويرجع ذلك بصورة أساسية إلى التغيرات الديمغرافية للسكان، وكذلك التغيرات

في الإيرادات الرئيسة المرتبطة بالاستثمارات وغيرها، وما سبق تظهر مشكلة البحث جلية في دراسة وتحليل العلاقة بين العجز الاكتواري المتوقع (زيادة التعويضات عن الإشتراكات) والخصائص الديمغرافية للسكان بالمملكة، وبعض العوامل الاقتصادية الأخرى كالتضخم. ومن ثم يمكن صياغة مشكلة البحث بحيث تتمثل في الإجابة على التساؤلات التالية:-

- 1- هل نظام التأمينات الاجتماعية بالمملكة العربية السعودية قادر على الوفاء بالتزاماته المستقبلية إذا استمر الحال على ما هو عليه الآن؟
- 2- ما هو التأثير المتوقع لزيادة حجم التعويضات كنتيجة لزيادة أعداد المستحقين لمعاشات التقاعد المبكر؟
- 3- هل هناك علاقة بين كل من عدم وجود أسس دقيقة لتقدير الإشتراكات بأنظمة التأمينات الاجتماعية بالمملكة ومدى كفاية الإشتراكات لسداد التعويضات المستقبلية؟
- 4- ما هو التأثير المتوقع لوجود نموذج اكتواري يعمل على توقع وجود عجز في أنظمة التأمينات الاجتماعية بالمملكة؟

الدراسات السابقة:-

تمثل الهدف من عرض الدراسات السابقة التي تناولت موضوع العجز الاكتواري الذي قد يصيب أنظمة التأمينات الاجتماعية في التعرف على المنهجية التي اتبعتها، والمتغيرات التي درستها، والنتائج التي توصلت إليها مما يساعد في بلورة الرؤية النظرية لهذه الدراسة، وبالتالي وضع الدعائم الأساسية للمودج الاكتواري المقترح لمعالجة مشكلة البحث. وهناك بعض الدراسات التي أهتمت بالتأمينات الاجتماعية ونظام التقاعد المبكر بالتحديد في أبعاده الاجتماعية والاقتصادية، وسوف نشير إلى أهم تلك الدراسات ذات الصلة بموضوع البحث الحالي، ومن أهم تلك الدراسات:-

دراسة (Elemer, 2010) وقد تناولت الدراسة أثر المتغيرات الديمغرافية للسكان في دول الاتحاد الأوربي على التزامات صناديق التقاعد، منها طول عمر المستفيدين، استدامة المعونة المالية، التكلفة الفعالة للتقاعد ومرونة سوق العمالة والاستقرار المالي في هذه الدول. ويرى الباحث أن ديمغرافية الشيخوخة هي من أهم التحديات التي تواجه الاستقرار المالي لعامة الناس والاقتصادي ككل. ولقد زادت الأزمات المالية في السنوات الأخيرة من تفاقم هذا الأمر. وقد يتطلب علاج ذلك الأمر في نظر الباحث إما رفع سن التقاعد أو زيادة المدخرات الخاصة أو كلاهما معاً.

دراسة (G.A.Mackenzie, 1988) وهدفت الدراسة إلى تحليل نظم الضمان الاجتماعي في الدول النامية بصفة عامة، ونظم التأمينات الاجتماعية بصفة خاصة، وتناولت طرق التمويل المختلفة لأنظمة التأمينات الاجتماعية. وتوصلت الدراسة إلى أن معظم الدول النامية تستخدم أسلوب التمويل الكامل في تمويل نظم التأمينات الاجتماعية بها، وهو الأسلوب الذي ينتج عن إتباعه تكوين احتياطات ضخمة، وكان من أهم ما أوصت به الدراسة أنه يجب أن لا تستخدم هذه الاحتياطات في تمويل زيادة الإنفاق الحكومي أو تخفيض الضرائب، حيث أنه في هذه الدول تستخدم احتياطات التأمينات الاجتماعية في تخفيض قيمة العجز الحكومي، وبالتالي فإنه ينظر إلى الإشتراكات على أنها مثل الضرائب بدلا من أنها نوع من الادخار، كما توصلت الدراسة أيضا إلى أن الارتفاع والتقلب الشديد في معدل التضخم سوف يزيد الاختلال في معدل العائد على الاحتياطات باستثناء

شخصية محددة الاشتراكات يقوم مديرو هذه الخطط بالاستثمار في الأوراق المالية من خلال البورصة، أما المستوى الثالث فيتكون من خطط وظيفية اختيارية خاصة محددة المزايا.

دراسة (الدسوقي، 1991) تناولت الدراسة التأثيرات الاقتصادية للضمان الاجتماعي في المملكة العربية السعودية، وذلك من خلال بناء نموذج قياسي، وتناولت الدراسة ما قامت به المنظمة العلمية للضمان الاجتماعي (I.S.S.A) من حصر للنماذج القياسية العامة الشهيرة في دول العالم المختلفة وكذلك النماذج القياسية المساعدة الخاصة بالضمان الاجتماعي، وقد توصلت الدراسة إلى أن المزايا التي تقدمها نظم الضمان الاجتماعي تعمل تلقائياً على إعادة توزيع الدخل. وكذلك اشتراكات نظام التأمينات الاجتماعية تعمل على امتصاص جانب من الدخل الشخصية مما يؤثر على القوة الشرائية للتقود، وزيادة الاشتراكات يكون مرغوباً فيها في أوقات التضخم المالي والعكس في أوقات الانكماش. كما أن هناك تفاوت كبير في نسبة ما يصرف من الدخل القومي على مشروعات الضمان الاجتماعي بين كل من الدول المتقدمة والدول النامية.

دراسة (عيسى، 1999) استهدفت الدراسة تحليل بعض الخصائص الديموغرافية والاقتصادية للمشاركين والمتقاعدين والمستحقين للضمان الاجتماعي. واعتمدت الدراسة على مجموعة من المتغيرات والتي تمثلت في (عدد المشاركين - الجنس - الدخل - العمر - النشاط الاقتصادي)، واستخدمت الدراسة تحليل التصنيف المتعدد لمعرفة التباين في متوسطات متغيري الدخل والعمر حسب المتغيرات الأخرى وذلك للمشاركين والمتقاعدين والمستحقين، حيث أظهرت الفروقات عن المتوسط العام بأنها مقبولة إحصائياً. وقد توصلت الدراسة إلى أن معدلات الخروج تختلف حسب نوع المتغير حيث شكلت نسبة الانسحاب من الاشتراك أعلى نسبة من نسب الخروج من الاشتراك في الضمان الاجتماعي تلاها تقاعد الشيخوخة ثم تقاعد العجز الطبيعي فالوفاة الطبيعية ثم العجز الإصابي وأخيراً الوفاة الإصابية. وقد تبين من خلال الدراسة تغير التركيب الجنسي لصالح الإناث مما أثر على حجم التعويضات المتوقعة.

دراسة (صالح، 1999) تناولت الدراسة مبادئ تحليل المحافظ الاستثمارية وذلك من خلال تحليل استثمارات مؤسسة الضمان الاجتماعي في الأردن بشكل عام وتحليل استثماراتها في سوق عمان المالية بشكل خاص، هذا بالإضافة إلى حساب نسبة الاشتراك المناسبة لنظام الضمان الاجتماعي في الأردن في ظل العوائد المحققة. كما بينت الدراسة إمكانية استخدام العائد كمتغير لقياس أداء المحفظة بدلا من استخدام المقاييس التي تجمع ما بين العائد والمخاطرة. كما توصلت الدراسة إلى أن نسبة الاشتراكات الحالية (15% من إجمالي الأجر) ليست بالنسبة المثلى في ظل العوائد المحققة. كما قدمت الدراسة نمودجا للتوزيع الأمثل لمحفظة الأسهم باستخدام أساليب البرمجة الخطية والذي يجمع بين تعظيم العائد المتوقع وتدني درجة المخاطرة المطلوبة.

دراسة (Bacon, 1993) وهدفت الدراسة إلى إجراء مراجعة اكتوارية للوضع المالي لمؤسسة الضمان الاجتماعي في الأردن، وذلك باستخدام المؤشرات الديموغرافية والاقتصادية المتوقعة خلال المائة عام القادمة وقد تم إجراء 14 سيناريو مختلف ما بين متفائل ومتشائم مع تغيير في قيم تلك المؤشرات، ومن أهم ما أوصت به هذه الدراسة ضرورة زيادة

الاستثمارات المرتبطة بالرقم القياسي للأسعار، علاوة على ذلك فإن موجة كبيرة غير متوقعة من التضخم سوف تقضي على القيمة الحقيقية لهذه الاحتياطات.

دراسة (benedict, 2008) تناولت هذه الدراسة برامج التأمينات الإجتماعية والتقاعد في سنغافورا، وأوضحت أن هناك عدة خيارات أمام العاملين للاختيار فيما بينها، وهذه الاختيارات تختلف من حيث التكلفة، فهناك بعض الرسوم التي يأخذها البنك من العميل لفتح الحسابات وإدارته، وهناك بعض الرسوم والمبالغ الأخرى التي تؤخذ بصفة دورية نتيجة الانتقال من نظام إلى نظام آخر وهكذا، وبفضل البحث باستخدام الاساليب والطرق الاكتوارية بين هذه البرامج لاختيار اقلها تكلفة من جميع النواحي. وقد اعتمدت الدراسة على تقدير حجم الفائض أو العجز الاكتواري الناشئ عن كل من الانظمة المختلفة، وقد قدمت الدراسة اسس اكتوارية يمكن الاعتماد عليها في تقدير حجم العجز الاكتواري الناشئ، كما توصلت الدراسة الاكتوارية إلى أن البرامج التي تدخل في استثمارات ذات مخاطر عالية لا تعاني من وجود عجز، وبالتالي فإن استثمارات النظام تمثل أحد المتغيرات الهامة التي تجنبه عثرات الوقوع في عجز مستقبلي.

دراسة (علي شاكرا، 1979) تناولت الدراسة تحليلية لنظام التأمينات الاجتماعية في جمهورية مصر العربية، وبيان مدى كفاية استثماره لمواجهة التزاماته، حيث عرض الباحث موارد والتزامات نظام التأمينات الاجتماعية ومرحلة الموازنة المالية لنظام التأمينات الاجتماعية (مرحلة الفائض، مرحلة التوازن، مرحلة العجز) وأخيرا تناول الاحتياطات المترتبة لنظام التأمينات الاجتماعية وكيفية استثمار هذه الاحتياطات، وكان من أهم ما أوصت به الدراسة ضرورة إعطاء صندوق التأمينات الاجتماعية المرونة الكافية لاستثمار الاحتياطات المترتبة بما يمكن من مواجهة الالتزامات المستقبلية لمواجهة حقيقية دون اللجوء إلى الخزنة العامة للدولة لتمويل أي عجز جديد، بالإضافة إلى ضرورة تعديل التشريعات التي تحد من قدرة نظام التأمينات الاجتماعية على استثمار أمواله والتي هي في حقيقتها تمثل الحقوق المستقبلية للمؤمن عليهم.

دراسة (الدسوقي، 1990) وقد قام الباحث بدراسة مدى كفاية اشتراكات نظام التأمينات الاجتماعية في المملكة العربية السعودية، حيث عرض الباحث طرق تمويل نظم الضمان الاجتماعي بصفة عامة وطريقة التمويل بالاشتراكات بصفة خاصة، والعوامل المؤثرة على تحديد الاشتراكات، وتوصلت الدراسة إلى إن مفهوم الرسوم المالي الذي يعكس قدرة النظام أو المؤسسة التأمينية على الوفاء بالتزاماتها المستقبلية طبقاً للقواعد الرياضية والفنية، بما يتيح الوصول إلى محفظة متوازنة تتعادل فيها الإيرادات والمصروفات، ويمكن تحقق ذلك عن طريق التقريب بين متغيرين هما الإيرادات والمصروفات. وكان من أهم ما توصلت إليها الدراسة وجود علاقة قوية بين اشتراكات وتعويضات التأمينات الاجتماعية وبين الدخل القومي السنوي، عدد السكان، عدد المشاركين بالنظام، متوسط الأجر. اقترح الانتقال من النظام الحالي الذي يقوم على أساس دفع الاشتراكات طول مدة العمل مع نظام للمزايا المحددة إلى نظام متعدد المستويات حيث يشكل المستوى الأول منه نظام إجباري عام يضمن حدا أدنى من المعاش للمتقاعدين، أما المستوى الثاني والثالث فهما وسيلة لربط أموال المعاشات بسوق رأس المال، حيث يمثل المستوى الثاني خططا غير مركزية إجبارية

تحقيقاً لهدف البحث، فقد قام الباحثان بصياغة فروض البحث على النحو التالي:-

- 1- السلاسل الزمنية لكل من الاشتراكات والتعويضات بنظام التأمينات الإجتماعية بالمملكة العربية السعودية تتمتع بالاستقرار والثبات طوال الفترة الزمنية للدراسة.
- 2- هناك علاقة تكامل مشترك بين كل من السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات خلال الفترة الزمنية محل الدراسة بنظام التأمينات الإجتماعية بالمملكة.
- 3- تتمتع السلسلة الزمنية لبواقي نموذج العلاقة الانحدارية للمتغيرات الدراسة (الاشتراكات والتعويضات) بالاستقرار والثبات خلال فترة الدراسة.
- 4- معنوية معاملات نموذج تصحيح الاخطأ لأجل جرنجل لكل من الاشتراكات والتعويضات.
- 5- وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين كل من الاشتراكات والتعويضات في نظام التأمينات الإجتماعية بالمملكة.
- 6- وجود علاقة توازنية قصيرة الاجل بين كل من الاشتراكات والتعويضات تعمل على تحقيق التوازن فيما بينهما في الأجل الطويل.

حدود البحث:-

يقصر البحث على الحدود التالية:

- الحدود الزمنية: تناول البحث البيانات الربع سنوية المدرجة في تقارير المؤسسة العامة للتأمينات الإجتماعية خلال الفترة الزمنية بداية من الربع الأول من عام 1411هـ وحتى نهاية الربع الرابع من عام 1435هـ، حيث اتسمت التقارير المالية المصاحبة لهذه الحقبة الزمنية بوجود بيانات كاملة ودقيقة.
- الحدود المكانية: تناولت الدراسة نظام التأمينات الإجتماعية بالمملكة العربية السعودية.

متغيرات الدراسة:-

المتغير التابع: ويمثل في المنافع السنوية المدفوعة للمستفيدين (التعويضات) من نظام التأمينات الإجتماعية بالمملكة العربية السعودية ، وقد تم حساب المنافع من خلال تجميع القيم الربع سنوية الواردة بتقارير الإدارة العامة للتخطيط والتطوير بالمؤسسة العامة للتأمينات الإجتماعية (الباب الرابع)، وهي قيمة تجميعية تعتمد على مكونات التعويضات المدفوعة والتي تشمل حالات المعاشات الدورية المستحقة للصرف لكل من (التقاعد - التقاعد المبكر - العجز غير المهني الدائم والجزئي - أفراد العائلة) وذلك لكل من الذكور والإناث المشتركين والمستحقين للصرف.

المتغير المستقل: ويمثل الاشتراكات السنوية لنظام التأمينات الإجتماعية بالمملكة مضاف إليها عوائد الاستثمار السنوية، وقد تم تقدير الاشتراكات الإجمالية السنوية على أساس إكتواري يعتمد على البيانات الواردة في التقارير السنوية لمؤسسة التأمينات الإجتماعية عن العدد السنوي للمشاركين خلال فترة الدراسة (الباب الثاني)، وكذلك سلم تدرج الأجور خلال فترة الدراسة كما ورد بتقارير الهيئة العامة للإحصاء، أما نسب الاشتراكات فقد تم

نسبة الاشتراكات الحالية من فترة إلى أخرى حيث أنه في ظل الافتراضات المتفائلة فإنه من الضروري زيادة النسبة.

دراسة (شومان، 2013) والتي استهدفت تحليل العلاقة التوازنية في الأجل الطويل بين إنتاج الأرز والمساحة المزروعة وأسعار شراء المحصول من قبل الدولة في العراق، وقد تم استعمال البيانات السنوية خلال فترة الدراسة، وقد اعتمد الباحث في تحقيق هدف البحث على مجموعة من الأدوات الإحصائية والتي تمثلت في إجراء اختبار جذر الوحدة، واستخدام اختبار التكامل المشترك لاختبار العلاقة التوازنية بين المتغيرات في الاجل الطويل، وقد توصلت الدراسة إلى أن السلسلة الزمنية للمتغيرات تتمتع بالاستقرار في مستواها أي أنها متكاملة من الدرجة صفر، والبعض الآخر متكاملة من الدرجة الأولى، كما أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، وبالتالي فإن معاملات الأجل الطويل تستقر وتأخذ شكلها الطبيعي بغض النظر عن تكاملها.

هدف البحث:-

يمثل الهدف الرئيسي للبحث في محاولة التخلص أو تخفيض العجز الإكتواري المتوقع في نظام التأمينات الإجتماعية بالمملكة العربية السعودية ، عن طريق دراسة وتحليل لأهم المبادرات التي تبنتها الدول الرائدة لمعالجة هذا العجز. وكذلك عن طريق تحديد نموذج كمي يهدف إلى قياس العجز الإكتواري في نظم التأمينات الإجتماعية، ومحاولة تفسير آلياته انطلاقاً من العوامل والمتغيرات التي تؤثر فيه، الأمر الذي يمكننا من تفعيل استخدام النموذج في التنبؤ بوجود عجز إكتواري في نظم الضمان الإجتماعي، مما يمكن هذه النظم من محاولة وضع آليات تنفيذية تعمل على محاولة معالجة هذا العجز، من خلال مجموعة من الاستراتيجيات المقترحة التي يعرضها الباحثان في متن هذا البحث، ومن خلال تحديد الهدف الرئيسي للبحث، ينبثق مجموعة من الأهداف الفرعية، والتي تتمثل في محاولة التوصل إلى:

- أهم الاستراتيجيات التي يمكن لأنظمة التأمينات الإجتماعية التي تعاني من وجود عجز إكتواري تبنيها للتخلص من تبعات هذا العجز.
- نموذج كمي لتقدير مدى وجود علاقة توازن على المدى الطويل والتفسير بين الاشتراكات والالتزامات بنظام التأمينات الإجتماعية بالمملكة العربية السعودية.

أهمية البحث:-

تنبع أهمية البحث كونه يمثل أداة للتنبؤ بوجود عجز إكتواري في صناديق الضمان الإجتماعي، مما يجعل النموذج المقترح أداة كمية فعالة لكثير من نظم التأمينات الإجتماعية، حيث يُعد تحديد ومعرفة وجود عجز إكتواري في نظم التأمينات الإجتماعية من الأمور الهامة بالنسبة لمؤسسات التأمينات الإجتماعية حتى تتمكن من إعداد خطة فعالة لمواجهة العجز، كما تمثل الاستراتيجيات المقترحة المقدمة في البحث آليات مقترحة يمكن لهذه الانظمة الاعتماد عليها كمحاولة لتخفيض مقدار العجز. ويمثل النموذج المقترح أداة تساعد الجهات الرقابية في تقييم موقف صناديق الضمان الاجتماعي من إمكانية مواجهة عجز.

فروض البحث:-

من سيعانون منه، فقد يكون هناك تدفقات نقدية كافية في الوقت الحاضر، كما أن الإيرادات تفوق المصروفات ولكن العجز لن يظهر في الوقت الحاضر، لأن الموجودات الآن أكثر من المطلوبات، فالعجز الاكتواري هو أن تكون الموجودات اليوم مضافاً إليها القيمة الحالية للموجودات التي تأتي على مدى (40) عاماً أو (60) عاماً، ومطروحاً منها القيمة الحالية للمطلوبات والمصروفات التي تبدأ تتراكم من اليوم ولمدة (60) عاماً، فإذا كان هناك فائض في الوقت الحالي والهرم السكاني يساوي عدداً معيناً مع المدة يكون صغار العمر مثل الكبار، فبعد (20) عاماً نجد الهرم السكاني بعدد معين، أي أن المتقاعدين يصبحون أكثر بالنسبة للمشاركين، وبدلاً من يعزز كل متقاعد ستة مشتركين يبدأ هذا التعزيز ينخفض من ستة إلى أربعة إلى ثلاثة إلى اثنين من المشتركين، وهذا يعني أن بعد (20) أو (30) أو (60) عاماً يصبح التدفق النقدي أقل من المصروفات وبالتالي تضطر إلى استهلاك الأصول الاستثمارية (النصف، 2009).

وتنبهت العديد من دول العالم مبكراً لحجم المشكلة في أنظمتها التقاعدية ومعدلات تراكم العجز، إذ اضطرت كثير منها إلى تغيير سن التقاعد برفعه إلى 62 و65 عاماً، والغاء التقاعد المبكر ورفع الاشتراكات، وتعزيز أداء وكفاءة الصناديق الاحتياطية والاستثمارية التي تمثل سنداً لهذه الأنظمة وطوق النجاة لحماتها من التعثر. وهناك تجارب وحالات مرت بها بعض الدول بعضها مؤلمة جداً وبعضها تمت السيطرة عليها قبل فوات الأوان، على سبيل المثال اليونان كانت لديها مشكلات مالية على مستوى الدولة، وقد أنحصرت مشكلتها في ان التقاعد المبكر لديها عند العمر (55) عاماً، كما أن نسبة الراتب التقاعدي إلى مستوى الدخل خلال الاشتراك كانت كبير. وفي فرنسا وبعض دول أميركا الجنوبية سارعوا إلى التخطيط باعادة الهيكلة بشكل مبكر؛ لأن مثل هذه المشكلة لا يمكن إيجاد الحل لها إلا بشكل مبكر؛ لأنه إذا لم تكن البداية لمعالجة المشكلة منذ عشرات السنوات يصبح الأمر صعباً بأن يتنازل الشخص عن نصف الراتب، إذ من الممكن أن يتحمل الشخص زيادة اثنين أو ثلاثة بالمئة في الاشتراكات، أو من الممكن تخفيض الراتب التقاعدي بمعدل (10%) أو (15%) وقد يتحمل الشخص هذا المعدل إذا لم يصل إلى مرحلة التقاعد، وعلى الرغم من أن هذه المبالغ تعد قليلة ولكنها تتراكم مع مرور السنوات. كما أن هناك بعض الدول المتقدمة مثل هولندا وكندا لديها نظام تلقائي سنوي أو كل سنتين يسمح لهم بإجراء دراسة اكتوارية إذ وجدوا أن هناك فائضاً يقومون بزيادة المنافع بنسب قليلة دون أن يلجأوا إلى إيجاد تشريع جديد، وبالعكس إذا وجدوا تزايداً في المطالبات في المستقبل يقومون بتخفيض المنافع بشكل تلقائي، أو يزيدون الاشتراكات. وفيها يلي طرحة لأهم تجارب الدول الرائدة في تناول مشكلة العجز الاكتواري الناشئ لأنظمة التأمينات الإجتماعية (روس، 2000).

- الولايات المتحدة: ويوجد بها نظام لدفع أموال التأمين المحددة على أساس الدفع عند الاستحقاق والذي يوفر حالياً دخل بديل يعادل (40%) من إجمالي الدخل (من المقرر تخفيضه إلى 35% بحلول عام 2030)، حسب معايير منظمة التعاون والتنمية الاقتصادية إلا أنه يعتبر دخلاً معقولاً لدولة يوجد بها دعائم أخرى للدعم يمكن الاعتماد عليها، وتتميز النظام ببنية تقدمية من أموال التأمين والتي بموجبها يمكن لتزوي الدخل المنخفض استلام حوالي (60%) وذوي الدخل المرتفع حوالي (20%) من متوسط الدخل مدى الحياة، ويتكفل أصحاب العمل في القطاع الخاص بمعاشات حوالي نصف عدد

الاعتماد فيها على نظام التأمينات الإجتماعية بالمملكة. وفيما يتعلق بعوائد الاستثمار السنوية فقد اعتمد الباحثان على العوائد السنوية الواردة بالتقارير السنوية لمؤسسة العامة للتأمينات الإجتماعية (الباب الخامس).

منهج وأدوات البحث:

لغرض الإجابة على تساؤلات الدراسة فقد تناول الباحثان المنهج الوصفي في الجزء النظري الذي يتناسب وطبيعة ونوع الدراسة، وذلك من خلال إبراز واستخلاص أهم النتائج التي تم التوصل لها فيما يتعلق بتجارب الدول الرائدة في تناول العجز الاكتواري لنظم التأمينات الإجتماعية، كما اتبع الباحثان النهج الكمي من خلال الاعتماد على مجموعة من الأدوات الإحصائية بغرض التوصل إلى نموذج كمي للتنبؤ بمستوى التوازن بين كل من الاشتراكات والتعويضات في أنظمة التأمينات الإجتماعية في الجزء التطبيقي، أما الأدوات المستخدمة فتتمثل في اختبار مدى استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة من خلال استخدام كل من اختبارات ديكي فولر Dickey-Fuller (العادي-المطور).

خطة البحث:

يتم عرض البحث على النحو التالي:

المبحث الأول: الاستراتيجيات المقترحة لمعالجة العجز الاكتواري في

نظم التأمينات الاجتماعية

المبحث الثاني: الدراسة التطبيقية.

النتائج والتوصيات.

قائمة المراجع.

المبحث الأول: الاستراتيجيات المقترحة لمعالجة العجز الاكتواري في نظم

التأمينات الاجتماعية

تقوم المملكة العربية السعودية بتوفير الحماية التأمينية الملائمة لمتطلبات مواطنيها، وهي تمتلك القدرات المالية والدعم المالي اللازم للوفاء بهذه المتطلبات، ويمثل نظام التأمينات الاجتماعية الصادر بالمرسوم الملكي رقم م/22 برنامجاً شاملاً يقدم عدداً من أنواع التعويضات ومزايا التأمينات الاجتماعية للعاملين في مختلف القطاعات الاقتصادية، وتتولى المؤسسة العامة للتأمينات الاجتماعية توفير مزايا ومنافع تأمينية شاملة للمواطنين السعوديين وغيرهم من الوافدين (العقبى، 2002). ويشمل هذا النظام في المملكة كل من فرع الأخطار المهنية والذي يكفل تقديم التعويضات في حالات إصابات العمل حيث يطبق فرع الأخطار المهنية بصورة إلزامية على السعوديين وغير السعوديين ونسبة الاشتراك فيه 2% من الأجر يدفعها صاحب العمل بالكامل. وذلك بالإضافة إلى فرع المعاشات والذي يطبق بصورة إلزامية على السعوديين فقط، ونسبة الاشتراك فيه (18%) من الأجر، يدفع صاحب العمل نسبة (9%) ويدفع المشترك نسبة (9%). ويقدم فرع المعاشات منافع معاش التقاعد ومعاش العجز غير المهني ومعاش الوفاة (موسى، 2014). وقد قدمت النتائج الواردة بالتقرير السنوي للمؤسسة العامة للتأمينات الاجتماعية مؤشراً مبدئياً لتوقع وجود عجز اكتواري لنظام التأمينات الاجتماعية بالمملكة خلال الفترة القادمة، مما يمثل تهديداً للاستقرار المالي للتأمينات الاجتماعية، مالم تواجه مصاعب جسيمة في الوفاء بالتزاماتها المالية للمتقاعدين في المستقبل. وتكمن خطورة توقع وجود عجز اكتواري في نظم التأمينات الاجتماعية في أن الأجيال القادمة هم

مالية لإعدادها للعمل بشكل أفضل. كما يؤدي إلى تحمل الدوائر الحكومية مبالغ مالية أخرى لتأهيل وتدريب الموظفين الجدد (صالح، 2002).

- ربط راتب التقاعدي بمعدل التضخم السنوي: مع ضرورة وجود أنظمة للتحويل، ولكن هذه الاستراتيجية مكلفة جداً، وكثير منها غير منطقية وغير واقعية بسبب عدم توفر مصادر التمويل.

- إنشاء صندوق مستقل تموله الدولة: وهو يمثل أحد الحلول لمواجهة مشكلة ارتفاع حجم معاشات المتقاعدين مدنيين وعسكريين، والتي تجاوزت حجم الاشتراكات (الغنيم، 2016).

- الاهتمام بالسياسة الاستثمارية: وهذه السياسة الاستثمارية تتعلق بتوزيع الأصول على محافظ مختلفة تتعلق بإيرادات بذات المخاطر المنخفضة والإيراد المنخفض، ومحفظة متعلقة باستثمارات ذات مخاطر مرتفعة إلى حد ما، وعوائد مرتفعة بغرض حماية الاستثمارات من تذبذبها، حيث إن التوازن في سلة الاستثمارات ضروري، فالسياسة الاستثمارية والاستراتيجية حتى في توزيع الأصول ترتبط بشكل رئيسي بموضوع ما يسمى بأصول مقابلة الالتزامات طويلة الأجل التي تختم وجود سياسة متوافقة مع هذه الالتزامات على أساس الأجل الطويل (القوي، 2014) (المسلي، 2003).

- إنشاء صندوق احتياطي مستقل: فلا بد وأن تبدأ الدول في تمويل صندوق احتياطي مستقل ليس تحت مظلة إدارة التقاعد أو إدارة التأمينات، بحيث يصبح رافداً للأظمة في حالة الحاجة الماسة.

- إنشاء نظام التوفير: وهو يمثل أحد أهم الروافد الأخرى في الدول المتطورة، وهو يعمل على تحفيز من الحكومة، وتمثل أهم المحفزات أمام الأشخاص لاتباع نظام التوفير أنه إذا وفر الشخص لا يفرض على أرباحه ضرائب، وبشرط ألا تمس الأموال إلى أن يتقاعد الشخص، وإذا أخذ من الأموال يفرض عليه ضرائب.

- دمج مؤسستي التقاعد والتأمينات: ففي كثير من الدول هناك مؤسسة للتقاعد وأخرى للتأمينات مثل المملكة العربية السعودية، وهذه الفكرة تدخل ضمن الأنظمة الإدارية وليس لها علاقة بكفاءة الصناديق التقاعدية ولكنها تؤثر عليها مستقبلاً، إذ ليس من المنطق عملياً أن تكون في الدولة جهازان وأنظمة تقاعد مختلفة، لذلك يجب أن توحد نتيجة للفوائد الكثيرة التي تتمتع عن ذلك؛ لأنه عندما ينتقل شخص ما من القطاع الخاص إلى العام لا يشعر بأي تغيير بأن يتم المساواة بين العاملين في الجهازين، على الرغم من وجود نظام تبادل منافع، ولكن هذا يعتبر حلاً توفيقياً يفترض أن يكون مؤقتاً، كما أن دمج المؤسستين يعمل على توفير مصاريف متعددة سواء في مجال الاستثمار أو تقنية المعلومات عندما يتم دمج بعض الخدمات في مكان واحد (الغنيم، 2016) (صالح، 2002).

المبحث الثاني: الدراسة التطبيقية

يقصد بفحص المركز المالي لأظمة التأمينات الإجتماعية تقدير التزامات النظام تجاه المؤمن عليهم وأسرهم من بعدهم، ومقارنته تلك الالتزامات بالموارد المالية، ويفترض رياضياً أن تكون القيمة الحالية للالتزامات تساوي القيمة الحالية للاشتراكات والإيرادات الأخرى المحتمل تحصيلها، أي أن يكون نظام التأمينات في وضع توازن أكتواري سواء قصير أو طويل الأجل. ويمثل الفرق بين مصطلح العجز الأكتواري والعجز المالي الذي يظهر في المنشآت المالية ويؤثر على رأس المال وقد يؤدي إلى إفلاس تلك المنشآت،

العاملين، وهناك مدخرات فريدة لعدد كبير جداً ومتزايد من الناس. ويعاني نظام التأمين الاجتماعي الأمريكي من مشاكل تمويلية على المدى الطويل، إلا أنه في السنوات الأخيرة كان هناك تمويلاً جزئياً لنظام معاشات التقاعد كما أن التغييرات المتواضعة نسبياً في معدل الاشتراكات أو الاستثمار أو الاثنين معا ستضع النظام على عتبة التوازن المالي طويل المدى.

- ألمانيا: وهي الدولة ذات التاريخ الطويل لنظام التأمينات الاجتماعية في العالم، وقد وضعت الدولة مجموعة من الإجراءات لإصلاح نظام المعاشات لديها عام 1992، وقد تضمنت عدداً من الخطوات التنفيذية لتخفيض تكاليف النظام من أجل تقييد الزيادة المتوقعة في معدل التعويضات، كما تم سن مجموعة من القوانين التصحيحية عام 1996 للتعامل مع حالات التقاعد المبكر، وبالتالي تخفيض تكاليف النظام.

- كندا: تم مؤخراً إجراء مجموعة من الإجراءات الإصلاحية على نظام التأمين الاجتماعي في كندا لزيادة الضرائب المفروضة على الرواتب ولإستثمار أموال الشركات الداعمة لنظام المعاشات في الأسواق المالية الخاصة، كما تم أيضاً تقديم حوافز ضريبية للجهات الداعمة والممولة للاشتراكات المحددة.

- اليابان: بما أن اليابان هي القوة الاقتصادية المهيمنة في قارة آسيا حيث أن لديها نظام تأمين شبيه بنظام التأمين الاجتماعي بدول أوروبا مع نفس مشاكل السكان المسنين في الدول الأخرى بمنظمة التعاون والتنمية الاقتصادية وكانت توجب على اليابانيين زيادة معدل الاشتراكات ورفع معدل سن التقاعد.

- سنغافورا وماليزيا: ورثت سنغافورا وماليزيا تقليداً يتمثل في صناديق التأمين وخطط الادخار الإلزامي، حيث تقوم الدولة بجمع الاشتراكات وإدارة الصناديق بطريقة مركزية، ولذا تستقوم الدولة من الناحية الإدارية بتخصيص عائد على الصناديق يعود إلى المساهمين ولديه مخصصات للسماح بسحب الأموال للسكن، والحالات الطبية الطارئة والاستخدامات الأخرى بالإضافة للتقاعد.

واستناداً إلى المبادرات السابقة والتي تم تبنيها مؤسسات التأمينات الإجتماعية في الدول المختلفة لمحاولة السيطرة على العجز الأكتواري، وبالإضافة إلى ما تم التوصل إليه من خلال الدراسات السابقة والقراءات المختلفة في ذات الموضوع، فيمكن التوصل إلى مجموعة الاستراتيجيات التي يمكنها الحد من تفاقم هذه المشكلة وتحقيق التوازن في نظم التأمينات الإجتماعية في الأجل الطويل، مع الأخذ في الاعتبار ضرورة دراسة طبيعة النظام أولاً واختيار الاستراتيجية التي تتوافق وطبيعة هذا النظام، فقد تنجح أحد هذه الاستراتيجيات في تخفيض حجم العجز بدولة ما وقد لا تصلح للتطبيق في دولة أخرى، طبقاً لطبيعة التشريعات والقوانين المنظمة للتأمينات الإجتماعية في نفس ذات الدولة، وفيما يلي عرض لأهم هذه الاستراتيجيات:-

- إلغاء أظمة التقاعد المبكر ورفع سن التقاعد: بحيث يتم رفعه تدريجياً، فيمكن كل عامين أو ثلاثة أعوام يتم رفع السن التقاعدية ستة أشهر، كما أن التقاعد المبكر يجب أن يفرض عليه شروط أو عقوبات في المرحلة الأولى بأن يفرض مثلاً اثنان بالمائة عن كل سنة حتى يبدأ المشتركون التقليل من التقاعد المبكر، لأنه يضع عبئاً على الدولة. حيث إن التقاعد المبكر يؤدي إلى حرمان قطاعات العمل من الخبرات الوطنية المدربة التي صرفت عليها مبالغ

على متغير الاشتراكات المحصلة وعوائد استثمارها كمتغير مستقل، أما التعويضات المسددة فتمثل المتغير التابع. ولقد أصبح إخضاع المتغيرات المستخدمة في أي دراسة تحليلية لاختبار الاستقرار من المسلمات في الدراسات التطبيقية، لما لموضوع استقرار المتغيرات من أهمية قصوى في دقة نتائج التحليل. ولفحص خصائص السلاسل الزمنية والتأكد من مدى استقرارها وتحديد رتبة تكاملها فإن ذلك يتطلب اختبار جذر الوحدة (يستخدم هذا الاختبار لفحص خواص السلسلة الزمنية لمتغيرات النموذج، والتأكد من استقرارها وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حده) (رشاد، 2011) (عبد الرازق، 2012) (شومان، 2013)، وهو ما سوف يطبقه الباحثان على البيانات موضع الدراسة، والشكل التالي يوضح الخطوات المتبعة لاختبار استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة:

بينما العجز الأكتواري في أنظمة التأمينات والمعاشات لا يعني انتهاء السيولة أو انتهاء رأس المال في تاريخ الفحص، أما قد يستمر العجز لعدد من السنوات. ولهذا نجد أن كل قوانين التأمينات والمعاشات في العالم تنص على ضرورة إجراء فحص أكتواري للمراكز المالية لأنظمة التأمينات والمعاشات دورياً، ولا بد أن تكون الدراسات الأكتوارية تستهدف التوازن للمدى الطويل، الأمر الذي سيؤدي إلى استقرار نشاط التأمينات والمعاشات.

ويتناول هذا البحث نموذجاً مقترحاً يعتمد على مجموعة من الأدوات الإحصائية لتقرير ما إذا كان هناك توازن في موارد والتزامات صناديق التأمينات الإجتماعية في الأجل الطويل، وهو ما يعني عدم وجود عجز أكتواري لنتائج أعمال الصندوق. وبالتالي يعتبر هذا النموذج مؤشراً لتقرير ما إذا كان من المتوقع للصندوق أن يواجه عجزاً أكتواريّاً في المستقبل، مما يؤدي إلى تعثره وعدم قدرته على سداد التزاماته. ويعتمد النموذج المقدم

شكل رقم (1): يوضح النموذج المقترح لاختبار التوازن بين كل من الاشتراكات والتعويضات في نظم التأمينات الإجتماعية*



*المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على مصادر متعددة.

قيمتين لنفس المتغير معتمد على الفجوة الزمنية بين القيمتين، وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التغير. هذا ويفترض أن جميع السلاسل الزمنية مستقرة عبر الزمن، وعند غياب صفة الاستقرار فإن الانحدار الذي نحصل عليه غالباً ما يكون زائف. ومن أهم الدلائل على أن الانحدار لبيانات بالاضافة إلى زيادة وارتفاع R^2 سلسلة زمنية زائف كبر معامل التحديد معنوية المعامل الاحصائي للمعلات المقدر، مع وجود ارتباط ذاتي يظهر من خلال معامل ديرين واتسون. ولكن البيانات الزمنية غالباً ما تكون بها عامل اتجاه، وهو الذي يعكس ظروف معينة تؤثر على جميع المتغيرات فتجعلها تتغير في نفس الاتجاه على الرغم من عدم وجود علاقة حقيقية تربط بين هذه المتغيرات. وفيما يلي يعرض الباحثان النتائج التطبيقية للنموذج المقترح لاختبارات توازن السلاسل الزمنية لكل من الاشتراكات والتعويضات نظام التأمينات الإجتماعية بالملكة العربية السعودية خلال فترة الدراسة:

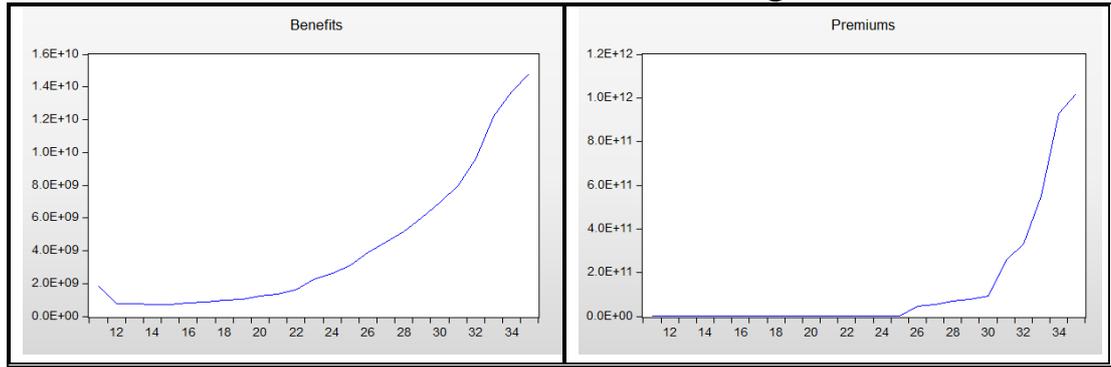
تحليل الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة:

تبدأ عملية تحليل السلاسل الزمنية من خلال الرسم البياني لمتغيرات الدراسة، لنبحث أولاً عن مدى استقرار السلسلة الزمنية قيد الدراسة، ويمثل العرض البياني للسلسلة الزمنية أولى خطوات بحث استقرار السلسلة، والشكل التالي يوضح السلسلة الزمنية لكل من متغيري الدراسة:

ومن خلال الشكل السابق يتضح الأهمية الإحصائية لإختبار ديكي فولر كونه يمثل الأداة التي يمكن الاعتماد عليها في اختبار مدى استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، حيث أنه يعمل على تحديد مدى تكامل السلاسل الزمنية من عدمه، مع تحديد درجة التكامل في حالة وجودها. كما يوضح الشكل أيضاً الإجراءات المتبعة في كل من الحالتين، ففي حالة عدم وجود تكامل بين السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة فإن ذلك يقودنا إلى نتيجة على درجة عالية من الأهمية ألا وهي عدم تمتع السلاسل الزمنية محل الدراسة باستقرار في البواقى مما يشير إلى وجود علاقة انحدار غير معنوية، ومن ثم لا يمكن الاعتماد على هذه العلاقة في تفسير النتائج والتي ستكون حتماً نتائج زائفة. أما الحالة الأخرى والتي تنطوي على وجود تكامل بين السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة والتي يجب أن تكون من نفس الدرجة، فإن ذلك يترتب عليه إمكانية استخدام اختبار أنجل جرنجر لتقدير العلاقة التوازنية في الأجل الطويل، ومن ثم يمكن تطبيق نموذج تقدير الأخطاء لاختبار مدى وجود علاقة توازنية في الأجل القصير.

ويمكن الحكم على السلسلة الزمنية للمتغير محل الدراسة بأنها مستقرة إذا كانت تتمتع بمجموعة من الخصائص الإحصائية، والتي يأتي على رأسها ثبات متوسط وتباين القيم عبر الزمن، بالاضافة إلى أن التغير بين أي

شكل رقم (2) يوضح السلسلة الزمنية لحجم للاشتراكات والتعويضات السنوية لنظام التأمينات الإجتماعية بالمملكة*



* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviw9.5.

وهي تبين مدى ارتباط قيم السلسلة الزمنية المتجاورة، ويتطلب اختبار استقرار السلسلة أن تكون معاملات الارتباط الذاتي تساوي صفر، وهو ما يمكن اختباره من خلال الفرضية التالية:-

$$H_0: r = 0$$

وسوف نعتمد في اختبار هذه الفرضية على رسم الشكل الانتشاري للفجوات الزمنية المختلفة لكل من السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات، والتي تظهر كما في الشكل التالي:-

ويتضح من الشكل السابق أن كل من السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات تعاني من عدم الاستقرار، وللتأكد من هذه النتيجة يمكن اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمتغيرات الدراسة من خلال استخدام مجموعة من الاختبارات، والتي يمكن توضيحها من خلال العرض التالي:-

أولاً: دالة الارتباط الذاتي:-

جدول رقم (1): يوضح الشكل الانتشاري للفجوات الزمنية للسلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات*

Correlogram of X (contributions)							Correlogram of Y (Benefits)						
Date: 06/23/16 Time: 02:07 Sample: 1411 1435 Included observations: 25							Date: 06/23/16 Time: 01:57 Sample: 1411 1435 Included observations: 25						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
1	0.734	0.734	15.137	0.000	1	0.848	0.848	20.230	0.000				
2	0.431	-0.233	20.583	0.000	2	0.681	-0.136	33.850	0.000				
3	0.257	0.086	22.604	0.000	3	0.520	-0.076	42.148	0.000				
4	0.142	-0.056	23.255	0.000	4	0.397	0.030	47.204	0.000				
5	0.048	-0.042	23.333	0.000	5	0.293	-0.029	50.110	0.000				
6	0.021	0.065	23.348	0.001	6	0.198	-0.061	51.501	0.000				
7	-0.006	-0.072	23.350	0.001	7	0.111	-0.044	51.961	0.000				
8	-0.035	-0.005	23.398	0.003	8	0.030	-0.053	51.996	0.000				
9	-0.067	-0.052	23.588	0.005	9	-0.046	-0.065	52.086	0.000				
10	-0.096	-0.040	24.006	0.008	10	-0.116	-0.060	52.691	0.000				
11	-0.106	0.002	24.549	0.011	11	-0.173	-0.041	54.135	0.000				
12	-0.116	-0.058	25.251	0.014	12	-0.223	-0.061	56.715	0.000				

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviw9.5.

السلسلة لها جذر الوحدة، وتشتمل على مكون عشوائي دائماً يؤثر على الانحراف المعياري للقيم. وفيما يلي مجموعة من أهم الاختبارات المستخدمة في بيان مدى احتمال السلسلة الزمنية للمتغيرات محل الدراسة لجذر الوحدة:-

1- اختبار ديكي فولر العادي (Dickey-Fulle): ويتضمن اختبار ديكي فولر العادي مجموعة من النماذج، يفترض النموذج الأول منها عدم وجود المقدار الثابت وكذلك عدم وجود أثر للاتجاه عام للزمن على السلسلة الزمنية محل الدراسة، وفيما يلي الدوال المقترحة لديكي فولر بالتطبيق على متغيرات الدراسة (الاشتراكات-التعويضات) (Dickey,1981)(Engle,1987):-

$$x_t - x_{t-1} = Dx_t = \delta x_{t-1} \text{ (where } x = \text{)}$$

$$y_t - y_{t-1} = Dy_t = \delta y_{t-1} \text{ (where } y = \text{ Benefits)}$$

حيث () وهو يمثل مستوى الفرق الأول للمتغير ، ويتم اختبار الفرض العدمي بأن قيمة المعلمة δ تساوي

ومن خلال الاعتماد على قيمة احصائي الاختبار Q (Ljung-Gox) والتي بلغت 25.251 للسلسلة الزمنية الممتدة للاشتراكات، كما بلغت 56.715 للسلسلة الزمنية للتعويضات عند (Lag = 12)، وحيث أن كل من القيمتين المحسوبتين أكبر من قيمة Q^2 الجدولية والتي بلغت 21.026، ومن ثم يمكن رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل القائل بعدم استقرار السلسلة الزمنية الممتدة للاشتراكات والتعويضات، وما يؤكد هذه النتيجة قيمة P-value والتي تقل عن قيمة مستوى المعنوية المستخدم 5%.

ثانياً: اختبار استقرار السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات:-

يهدف هذا الاختبار إلى التأكد من مدى استقرار السلسلة الزمنية للمتغيرات محل الدراسة، بالإضافة إلى تحديد رتبة تكامل كل متغير من متغيرات الدراسة على حدة، وكذلك رتبة الفروق التي تحتاحها السلسلة لكي تكون مستقرة، كما يستخدم هذا الاختبار لبيان ما إذا كانت معلمة المتغير المبطن يساوي الوحدة، وفي هذه الحالة يمكن قبول الفرض القائل بأن

صفر مما يعني أنها غير مستقرة، ومن خلال التطبيق العملي للنموذج نحصل على النتائج التالية للسلسلة الزمنية للاشتراكات: -

جدول رقم (2): يوضح النتائج الإحصائية للنموذج الأول لاختبار ديكي فولر للسلسلة الزمنية للاشتراكات*

Dependent Variable: DX				
Method: Least Squares				
Date: 06/23/16 Time: 15:29				
Sample (adjusted): 1412 1435				
Included observations: 24 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X(-1)	0.292864	0.061181	4.786865	0.0001
R-squared	0.386525	Mean dependent var	4.24E+10	
Adjusted R-squared	0.386525	S.D. dependent var	9.13E+10	
S.E. of regression	7.15E+10	Akaike info criterion	52.86481	
Sum squared resid	1.18E+23	Schwarz criterion	52.91389	
Log likelihood	-633.3777	Hannan-Quinn criter.	52.87783	
Durbin-Watson stat	1.976462			

المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviw9.5.

ويتضح من الجدول السابق أن قيمة إحصائية الاختبار t قد بلغت 4.786 وهي أكبر من القيمة الجدولية المستنتجة من جدول ديكي فولر للنموذج الأول، والتي بلغت -1.95 عند مستوى معنوية 5%، ومن ثم تقبل الفرض القائل بأن السلسلة الزمنية للاشتراكات غير مستقرة. والجدول التالي يوضح نتائج اختبار ديكي فولر للنموذج الأول للسلسلة الزمنية للتعويضات:-

جدول رقم (3): يوضح النتائج الإحصائية للنموذج الأول لاختبار ديكي فولر للسلسلة الزمنية للتعويضات*

Dependent Variable: DY				
Method: Least Squares				
Date: 06/23/16 Time: 15:33				
Sample (adjusted): 1412 1435				
Included observations: 24 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	0.145433	0.017360	8.377648	0.0000
R-squared	0.608405	Mean dependent var	5.41E+08	
Adjusted R-squared	0.608405	S.D. dependent var	7.21E+08	
S.E. of regression	4.51E+08	Akaike info criterion	42.73472	
Sum squared resid	4.69E+18	Schwarz criterion	42.78381	
Log likelihood	-511.8167	Hannan-Quinn criter.	42.74774	
Durbin-Watson stat	1.109948			

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviw9.5.

$$x_t - x_{t-1} = Dx_t = \delta x_{t-1} + c \quad (\text{where } x = \text{contributions})$$

$$y_t - y_{t-1} = Dy_t = \delta y_{t-1} + c \quad (\text{where } y = \text{Benefits})$$

حيث أن c تمثل الجزء الثابت، ومن خلال التطبيق للنموذج الثاني الذي يحتوي على ثابت فقط وبدون خط الاتجاه الزمني، والجدول التالي يوضح النتائج الإحصائية للنموذج الثاني لاختبار ديكي فولر للسلسلة الزمنية للاشتراكات: -

ويتضح من الجدول السابق أن قيمة إحصائية الاختبار t قد بلغت 8.378 وهي أكبر من القيمة الجدولية المستنتجة من جدول ديكي فولر والتي بلغت -3.00، ومن ثم تقبل الفرض القائل بأن السلسلة الزمنية للتعويضات غير مستقرة.

أما النموذج الثاني لديكي فور فهو يفترض وجود ثابت وبدون اتجاه العام الزمني، وتأخذ العلاقة المثلثة لهذا النموذج الشكل التالي: -

جدول رقم (4): يوضح النتائج الإحصائية للنموذج الثاني لاختبار ديكي فولر للسلسلة الزمنية للاشتراكات*

Dependent Variable: DX				
Method: Least Squares				
Date: 06/23/16 Time: 15:19				
Sample (adjusted): 1412 1435				
Included observations: 24 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X(-1)	0.265159	0.067570	3.924220	0.0007
C	1.57E+10	1.61E+10	0.971419	0.3419
R-squared	0.411757	Mean dependent var	4.24E+10	
Adjusted R-squared	0.385019	S.D. dependent var	9.13E+10	
S.E. of regression	7.16E+10	Akaike info criterion	52.90614	
Sum squared resid	1.13E+23	Schwarz criterion	53.00431	
Log likelihood	-632.8737	Hannan-Quinn criter.	52.93218	
F-statistic	15.39950	Durbin-Watson stat	1.991103	
Prob(F-statistic)	0.000725			

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviw9.5.

السلسلة الزمنية للاشتراكات غير مستقرة. والجدول التالي يوضح نتائج اختبار ديكي فولر للنموذج الثاني للسلسلة الزمنية للتعويضات:-

ويتضح من الجدول السابق أن قيمة احصائي الاختبار t قد بلغت 3.92 وهي أكبر من القيمة الجدولية المستنتجة من جدول ديكي فولر للنموذج الثاني والتي بلغت - 3.00 عند مستوى معنوية 5%، ومن ثم تقبل الفرض القائل بأن

جدول رقم (5): يوضح النتائج الاحصائية للنموذج الثاني لاختبار ديكي فولر للسلسلة الزمنية للتعويضات*

Dependent Variable: DY				
Method: Least Squares				
Date: 06/23/16 Time: 15:25				
Sample (adjusted): 1412 1435				
Included observations: 24 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	0.147859	0.025274	5.850371	0.0000
C	-18085288	1.34E+08	-0.134794	0.8940
R-squared	0.608728	Mean dependent var	5.41E+08	
Adjusted R-squared	0.590943	S.D. dependent var	7.21E+08	
S.E. of regression	4.61E+08	Akaike info criterion	42.81723	
Sum squared resid	4.68E+18	Schwarz criterion	42.91540	
Log likelihood	-511.8068	Hannan-Quinn criter.	42.84327	
F-statistic	34.22684	Durbin-Watson stat	1.115700	
Prob(F-statistic)	0.000007			

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviews9.5.

$$y_t - y_{t-1} = Dy_t = \delta y_{t-1} + c + trend \text{ (where } y = \text{Benefits)}$$

والجدول التالي يوضح النتائج الإحصائية للنموذج المطبق لاختبار ديكي فولر العادي للسلسلة الزمنية للاشتراكات والذي يعكس تطبيق النموذج الثالث الذي يوضح العلاقة بين المتغير التابع وهو الفرق في السلسلة والمتغير المستقل والذي يمثل السلسلة مطبأة بفترة واحدة والثابت وعنصر الزمن:-

ويتضح من الجدول السابق أن قيمة احصائي الاختبار t قد بلغت 5.85 وهي أكبر من القيمة الجدولية المستنتجة من جدول ديكي فولر والتي بلغت -3.00، ومن ثم تقبل الفرض العادي أن السلسلة الزمنية للتعويضات غير مستقرة. أما النموذج الثالث لديكي فولر فهو يمثل أحد نماذج ديكي فولر التي تعكس وجود ثابت مع تحديد الاتجاه الزمني:-

$$x_t - x_{t-1} = Dx_t = \delta x_{t-1} + c + trend \text{ (where } x = \text{Benefits)}$$

جدول رقم (6): يوضح النتائج الاحصائية للنموذج الثالث لاختبار ديكي فولر للسلسلة الزمنية للاشتراكات*

Dependent Variable: DX				
Method: Least Squares				
Date: 06/23/16 Time: 14:47				
Sample (adjusted): 1412 1435				
Included observations: 24 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X(-1)	0.167428	0.086274	1.940649	0.0658
C	-3.23E+10	3.19E+10	-1.010661	0.3237
@TREND	4.62E+09	2.70E+09	1.714935	0.1011
R-squared	0.484019	Mean dependent var	4.24E+10	
Adjusted R-squared	0.434878	S.D. dependent var	9.13E+10	
S.E. of regression	6.86E+10	Akaike info criterion	52.85840	
Sum squared resid	9.89E+22	Schwarz criterion	53.00566	
Log likelihood	-631.3008	Hannan-Quinn criter.	52.89747	
F-statistic	9.849580	Durbin-Watson stat	2.027348	
Prob(F-statistic)	0.000961			

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviews9.5.

ويتضح من الجدول السابق أن معامل خط الاتجاه غير معنوي، ومن ثم فلا يوجد اتجاهات ثابتة في السلسلة الزمنية، كما أن قيمة احصائي الاختبار t قد بلغت 1.94، وهي أكبر من القيمة الجدولية المستنتجة من جدول ديكي فولر والتي بلغت -3.6 للنموذج الثالث عند مستوى معنوية 5%، ومن ثم تقبل الفرض القائل بأن السلسلة الزمنية للاشتراكات غير مستقرة. والجدول التالي يوضح نتائج اختبار ديكي فولر للنموذج الثالث للسلسلة الزمنية للتعويضات:-

جدول رقم (7): يوضح النتائج الاحصائية للنموذج الثالث لاختبار ديكي فولر للسلسلة الزمنية للتعويضات*

Dependent Variable: DY				
Method: Least Squares				
Date: 06/23/16 Time: 15:11				
Sample (adjusted): 1412 1435				
Included observations: 24 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	0.016842	0.041258	0.408204	0.6873
C	-5.35E+08	1.78E+08	-3.005764	0.0067
@TREND	80955539	22212948	3.644520	0.0015
R-squared	0.760323	Mean dependent var	5.41E+08	
Adjusted R-squared	0.737497	S.D. dependent var	7.21E+08	
S.E. of regression	3.70E+08	Akaike info criterion	42.41045	
Sum squared resid	2.87E+18	Schwarz criterion	42.55771	
Log likelihood	-505.9254	Hannan-Quinn criter.	42.44952	
F-statistic	33.30905	Durbin-Watson stat	1.444118	
Prob(F-statistic)	0.000000			

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviews9.5.

مرتبطة ذاتياً، ولتحديد عدد الفجوات الزمنية P يتم عادة استخدام معايير (Schwarz, Akaike). كما يتم استخدام طريقة المربعات الصغرى لتقدير معاملات النماذج الثلاثة (عريش، 2011). والمعادلة التالية توضح الصيغة الرابعة لديكي فولر:

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \sum_{j=2}^p \gamma \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t \text{ (where } x = \text{contributions)}$$

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{j=2}^p \gamma \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t \text{ (where } y = \text{Benefits)}$$

حيث أن تمثل حد الخطأ العشوائي، وباستخدام البرنامج الإحصائي EViews9.5 حصلنا على النتائج التالية لتطبيق النموذج الرابع لديكي فولر على السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات:

ويتضح من الجدول السابق أن قيمة احصائي الاختبار t قد بلغت 0.408 وهي أكبر من القيمة الجدولية المستنتجة من جدول ديكي فولر والتي بلغت -3.6، ومن ثم تقبل الفرض القائل بأن السلسلة الزمنية للتعويضات غير مستقرة. ومن خلال النتائج السابقة يتضح أن كل من السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات غير مستقرة لكل من النماذج الثلاثة المختلفة لديكي فولر، وهو ما يؤكد وجود ارتباط ذاتي بين قيم السلسلة، ومن ثم فإن استخدام نماذج الانحدار التقليدية سوف تقدم نتائج زائفة وغير حقيقية.

2- اختبار ديكي فولر المطور (Augmented Dickey-Fuller):

لإزالة أثر الارتباط الذاتي قدم ديكي فولر صيغ أخرى والمعروفة باسم صيغ ديكي فولر المطورة ADF، وقد قام بتطوير النماذج السابقة من خلال إضافة عدد مناسب من حدود الفرق المبطأة () () للتخلص من الارتباط الذاتي (Autocorrelation) لحد الخطأ، ومن ثم تصبح () غير

جدول رقم (8): يوضح النتائج الإحصائية لاختبار ديكي فولر المطور للسلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات*

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on X (contributions)			Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on y (Benefits)		
Null Hypothesis: X has a unit root			Null Hypothesis: Y has a unit root		
Exogenous: None			Exogenous: None		
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)			Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	8.135160	1.0000	Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.367986	0.9937
Test critical values:			Test critical values:		
	1% level	-2.685718		1% level	-2.674290
	5% level	-1.959071		5% level	-1.957204
	10% level	-1.607456		10% level	-1.608175

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviews9.5.

ايضاً استخدام النموذج الخامس من نماذج ديكي فولر المطورة المعتمد على وجود ثابت، وقد قام الباحثان بتعديل العلاقة الرياضية الخاصة بالنموذج لتناسب وطبيعة المتغيرين محل الدراسة، وكانت كل من الدالتين تأخذ الشكل التالي:

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \sum_{j=2}^p \gamma \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t \text{ (where } x = \text{contributions)}$$

$$= \delta y_{t-1} + \mu + \sum_{j=2}^p \gamma \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t \text{ (where } y = \text{Benefits)}$$

ومن الجدول السابق يتضح أن قيمة احصائي الاختبار لكل من السلسلة الزمنية للاشتراكات P-value أكبر من 5%، وبالتالي فإن كل من السلسلتين بدون الثابت وبدون اتجاه عام تحتوي على جذر الوحدة وهما غير مستقرتين. كما يمكن

وباستخدام البرنامج الاحصائي EViews9.5 حصلنا على النتائج التالية لتطبيق النموذج الخامس لديكي فولر على السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات: -

جدول رقم (9): يوضح النتائج الاحصائية لاختبار ديكي فولر المطور للسلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات مع وجود ثابت*

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on X (contributions)			Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on y (Benefits)		
Null Hypothesis: X has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)			Null Hypothesis: Y has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	7.656069	1.0000	Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.783487	0.9994
Test critical values:			Test critical values:		
	1% level	-3.808546		1% level	-3.769597
	5% level	-3.020686		5% level	-3.004861
	10% level	-2.650413		10% level	-2.642242

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviews9.5.

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \lambda + \mu + \sum_{j=2}^p \gamma \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (\text{where } \gamma = \text{Contributions})$$

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \lambda + \mu + \sum_{j=2}^p \gamma \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (\text{where } \gamma = \text{Benefits})$$

وباستخدام البرنامج الاحصائي EViews9.5 حصلنا على النتائج التالية لتطبيق النموذج السادس لديكي فولر على السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات:

ومن الجدول السابق يتضح أن قيمة احصائية الاختبار للسلسلة الزمنية للاشتراكات (Contributions) بلغت 1.000 للسلسلة الزمنية للاشتراكات، كما بلغت 0.999 للسلسلة الزمنية للتعويضات، ومن ثم فإن كل من السلسلتين مع وجود ثابت وبدون اتجاه عام تحتوي على جذر الوحدة وهما غير مستقرتين. كما يمكن أيضاً استخدام النموذج السادس من نماذج ديكي فولر المطورة المعتمد على وجود ثابت مع افتراض وجود اتجاه عام ، وقد قام الباحثان بتعديل العلاقة الرياضية الخاصة بالنموذج للتناسب وطبيعة المتغيرين محل الدراسة وكانت كل من الدالتين تأخذ الشكل التالي: -

جدول رقم (10): يوضح النتائج الاحصائية لاختبار ديكي فولر المطور للسلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات مع وجود ثابت وافتراض وجود اتجاه عام للسلسلة*

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on X (contributions)			Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on y (Benefits)		
Null Hypothesis: X has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)			Null Hypothesis: Y has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	6.679669	1.0000	Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.436814	0.9999
Test critical values:			Test critical values:		
	1% level	-4.498307		1% level	-4.440739
	5% level	-3.658446		5% level	-3.632896
	10% level	-3.268973		10% level	-3.254671

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviews9.5.

التسلسلي من خلال عملية تصحيح معلمية، ومن خلال إضافة حدود الفروق المبطة للمتغير في المعادلة، ومن المعلوم أن اختبار ADF قائم على فرضية أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الناتي، بينما اختبار فليب بيرون قائم على افتراض أكثر عمومية وهو أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية (Autoregressive Integrated Moving Average) (AIMA) ولذا فإن اختبار فليب بيرون له قدرة اختبارية أفضل وأدق من اختبار ADF لاسمها إذا كان حجم العينة صغير وهو ما يتناسب وطبيعة السلسلة الزمنية محل الدراسة وموضوع هذا البحث. وفيما يلي النتائج الاحصائية لاختبار فليب بيرون (Dickey, 1981)(Phillips, 1988): -

ومن الجدول السابق يتضح أن قيمة احصائية الاختبار للسلسلة الزمنية للاشتراكات P-value أكبر من 5%، حيث بلغت 1.000 للسلسلة الزمنية للاشتراكات، كما بلغت 0.999 للسلسلة الزمنية للتعويضات، ومن ثم فإن كل من السلسلتين مع وجود ثابت ويفرض وجود اتجاه عام تحتوي على جذر الوحدة وهما غير مستقرتين.

3- اختبار فليب بيرون (Phillips-Perron): -

كما يمكن استخدام اختبار فليب بيرون والذي يعتمد على نفس صيغ معادلات ديكي فالور إلا أنه يختلف عنه في طريقة معالجة وجود الارتباط التسلسلي من الدرجات الأعلى بين قيم السلسلة الزمنية، حيث يقوم بعملية تصحيح غير معلمية لإحصائي المعلمة بينما يقوم اختبار ADF بمعالجة مشكلة الارتباط

جدول رقم (11): يوضح النتائج الاحصائية للنموذج الأول لاختبار فيليب بيرون لاستقرار السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات *

Phillips-Perron Unit Root Test on X (contributions)			Phillips-Perron Unit Root Test on y (Benefits)		
Null Hypothesis: X has a unit root Exogenous: None Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel			Null Hypothesis: Y has a unit root Exogenous: None Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	5.599419	1.0000	Phillips-Perron test statistic	7.684136	1.0000
Test critical values:	1% level -2.664853 5% level -1.955681 10% level -1.608793		Test critical values:	1% level -2.664853 5% level -1.955681 10% level -1.608793	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	4.90E+21		Residual variance (no correction)	1.95E+17	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3.82E+21		HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2.30E+17	

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviwes9.5.

للتعويضات، وهي أكبر من قيمة مستوى المعنوية 5%. وبين الجزء الثاني من نتائج الاختبار مدى استقرار السلسلة الزمنية لمتغيرات الدراسة عند الفرق الأول. ويتضح من النتائج الواردة في الجدول السابق أيضاً استقرار السلسلة الزمنية لكل من الاشتراكات والتعويضات عند الفرق الأول. كما يمكن التأكد من النتيجة السابق التوصل إليها بالاعتماد على كل من النموذجين الثاني (وجود ثابت) والثالث (وجود ثابت ولها اتجاه عام)، ويظهر الشكل التالي النتائج الإحصائية لكل منهما: -

جدول رقم (12): يوضح النتائج الاحصائية للنموذج الثاني لاختبار فيليب بيرون لاستقرار السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات *

Phillips-Perron Unit Root Test on X (contributions)			Phillips-Perron Unit Root Test on y (Benefits)		
Null Hypothesis: X has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel			Null Hypothesis: Y has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	4.359461	1.0000	Phillips-Perron test statistic	5.557076	1.0000
Test critical values:	1% level -3.737853 5% level -2.991878 10% level -2.635542		Test critical values:	1% level -3.737853 5% level -2.991878 10% level -2.635542	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	4.70E+21		Residual variance (no correction)	1.95E+17	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	4.03E+21		HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2.14E+17	

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviwes9.5.

تؤكد على استقرار السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات عند الفرق الأول، وذلك فيما يتعلق بالنموذج الثاني لفليب بيرون والذي يأخذ في الحسبان وجود ثابت للمعادلة، والشكل التالي يوضح نتائج اختبار فيليب بيرون للنموذج الثالث، والذي يأخذ في الحسبان وجود ثابت، مع افتراض وجود اتجاه عام للسلسلة: -

جدول رقم (13): يوضح النتائج الاحصائية للنموذج الثالث لاختبار فيليب بيرون لاستقرار السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات *

Phillips-Perron Unit Root Test on X (contributions)			Phillips-Perron Unit Root Test on y (Benefits)		
Null Hypothesis: X has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel			Null Hypothesis: Y has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	2.258928	1.0000	Phillips-Perron test statistic	0.489446	0.9985
Test critical values:	1% level -4.394309 5% level -3.612199 10% level -3.243079		Test critical values:	1% level -4.394309 5% level -3.612199 10% level -3.243079	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	4.12E+21		Residual variance (no correction)	1.20E+17	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3.51E+21		HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.06E+17	

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviwes9.5.

الاختبار تؤكد على استقرار السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات عند الفرق الأول، وذلك فيما يتعلق بالنموذج الثالث

وتؤكد النتائج الواردة في الجدول السابق عدم استقرار السلسلة الزمنية لكل منها عند مستواها، إلا أن نتائج

المخرجات الاحصائية للاختبار، ويعتمد هذا الاختبار على نموذجين فقط، النموذج الأول يفترض وجود ثابت فقط، والنموذج الثاني يفترض وجود ثابت مع وجود اتجاه عام للسلسلة: -

لغالب بيرون والذي يأخذ في الحسبان وجود ثابت للمعادلة بالإضافة إلى افتراض وجود اتجاه عام لكل من السلسلتين.

4- اختبار Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin:

يمثل الفرض العدي للاختبار مضاعفات لاجرنج LM في أن السلسلة الزمنية لمتغيرات الدراسة ساكنة، وفيما يلي

جدول رقم (14): يوضح النتائج الاحصائية للنموذج الأول والثاني لاختبار KPSS لاستقرار السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات *

KPSS First Model			
KPSS Unit Root Test on X (contributions)		KPSS Unit Root Test on y (Benefits)	
Null Hypothesis: X is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		Null Hypothesis: Y is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel	
LM-Stat.		LM-Stat.	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.486285	
Asymptotic critical values*:		1% level 0.739000	
		5% level 0.463000	
		10% level 0.347000	
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
KPSS Second Model			
Phillips-Perron Unit Root Test on X (contributions)		Phillips-Perron Unit Root Test on y (Benefits)	
Null Hypothesis: X is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		Null Hypothesis: Y is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel	
LM-Stat.		LM-Stat.	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.168124	
Asymptotic critical values*:		1% level 0.216000	
		5% level 0.146000	
		10% level 0.119000	
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviwes9.5.

مستواها، وحتى نحصل على نتائج معنوية من النماذج التي سوف يتم تقديرها اعتماداً على متغيرات الدراسة لا بد وأن يحققنا الاستقرار وعند نفس الدرجة. وفيما يلي اختبار فليب-بيرون (Phillips-Perron) لجذر الوحدة للفرق الأول لكل من متغيرات الدراسة، وقد تم الاعتماد على هذا الاختبار كنتيجة لمصادقية نتائجها وخاصة عند التعامل مع عينات صغيرة الحجم: -

ويوضح الجدول السابق قيمة احصائي اختبار L. M ويتضح أنها أكبر من القيمة الجدولية لكل من النموذج الأول والثاني KPSS ولكل من السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات، وهو ما يؤكد على رفض الفرض العدي القائل باستقرار السلسلة الزمنية لكل من متغيرات الدراسة عند مستوى معنوية 5%.

5- استقرار السلسلة الزمنية للمتغيرات عند الفرق الأول: -

يتضح مما سبق أن السلسلة الزمنية لكل من الاشتراكات والتعويضات هي سلاسل زمنية غير مستقرة عند

جدول رقم (15): يوضح النتائج الاحصائية للنماذج الثلاثة لاختبار Phillips-Perron لاستقرار السلسلة الزمنية للفرق الأول للاشتراكات

والتعويضات *

Phillips-Perron First Model			
KPSS Unit Root Test on X (contributions)		KPSS Unit Root Test on y (Benefits)	
Null Hypothesis: D(DX) has a unit root Exogenous: None Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		Null Hypothesis: D(DY) has a unit root Exogenous: None Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel	
Adj. t-Stat		Adj. t-Stat	
Prob.*		Prob.*	
Phillips-Perron test statistic		-5.883430	
Test critical values:		1% level -2.674290	
		5% level -1.957204	
		10% level -1.608175	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		*MacKinnon (1996) one-sided p-values.	
Phillips-Perron Second Model			
Phillips-Perron Unit Root Test on X (contributions)		Phillips-Perron Unit Root Test on y (Benefits)	

Null Hypothesis: D(DX) has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel			Null Hypothesis: D(DY) has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 16 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.864187	0.0001	Phillips-Perron test statistic	-8.732934	0.0000
Test critical values:			Test critical values:		
	1% level	-3.769597		1% level	-3.769597
	5% level	-3.004861		5% level	-3.004861
	10% level	-2.642242		10% level	-2.642242
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Phillips-Perron Second Model					
Phillips-Perron Unit Root Test on X (contributions)			Phillips-Perron Unit Root Test on y (Benefits)		
Null Hypothesis: D(DX) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel			Null Hypothesis: D(DY) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 14 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.712637	0.0001	Phillips-Perron test statistic	-7.465009	0.0000
Test critical values:			Test critical values:		
	1% level	-4.440739		1% level	-4.440739
	5% level	-3.632896		5% level	-3.632896
	10% level	-3.254671		10% level	-3.254671
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviews9.5.

الاشتراكات والتعويضات متكاملة من الدرجة الأولى (1)، الأمر الذي يمكننا من استكمال اختبارات التكامل المشترك لبيان مدى وجود علاقة توازنية طويلة أو قصيرة الأجل بين متغيرات الدراسة.

المتغيرين x_t ، y_t يتم تقدير قيمة β بطريقة المربعات الصغرى، وذلك للمعادلة الانحدارية التالية (عريش، 2011):

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$$

حيث أن (y_t) : المتغير التابع، x_t : المتغير المستقل ، u_t : الحد العشوائي $(u_t \sim (0, \sigma^2))$

ومن خلال فحص مدى استقرار السلسلة الزمنية للبواقي يمكن تحديد مدى وجود علاقة تكامل مشترك، فإذا كانت سلسلة البواقي مستقرة يدل ذلك على وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات. ويعتمد اختبار التكامل المشترك لأجل جرنجر لتصحيح الخطأ (Engle-Granger ECM) على مجموعة من الخطوات يمكن توضيحها من خلال الطرح التالي:

- تقدير نموذج العلاقة التوازنية في الأجل الطويل (انحدار التكامل المشترك): وتعتمد هذه المرحلة على تقدير معادلة انحدار العلاقة طويلة المدى بواسطة طريقة المربعات الصغرى، ويتم الاعتماد على مستوى المتغيرات في العلاقة الانحدارية أي أن المتغيرات غير مستقرة في مستواها:

ومن خلال التطبيق العملي للنموذج على البيانات محل الدراسة، تم تقدير علاقة الانحدار الخطي البسيط بين متغيرات النموذج، كما يتضح من الجدول التالي:

من خلال الجدول يمكننا قبول الفرض البديل للنموذج الثلاثة لاختبار فليب بيرون، أي أن السلسلة الزمنية للفرق الأول لكل من الاشتراكات والتعويضات هي سلاسل مستقرة، مما يمكننا من التعامل مع اختبارات التكامل المشترك لمتغيرات الدراسة، ومن ثم فيمكن القول أن السلسلة الزمنية لكل من **ثالثاً: اختبار التكامل المشترك للسلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات:**

ظهر مفهوم التكامل المشترك كنتيجة لمساهمات جرانجر (Granger, 1969) والتي تهدف إلى توضيح مدى وجود توازن طويل الأجل بين المتغيرات، وأصبح يستخدم في كثير من الحالات منها الحالات التي تؤثر فيها علاقات المدى الطويل في القيمة الحالية للمتغير المدروس، وذلك كنتيجة لأهمية التكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنية، ويقوم مفهوم هذا النموذج على فرضية وجود علاقات توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، حيث يمثل الفرق بين القيمتين عند كل فترة زمنية خطأ التوازن (Equilibrium error) ويتم تعديل أو تصحيح هذا الخطأ أو جزء منه على الأقل في المدى الطويل لذلك جاءت تسمية هذا النموذج بنموذج تصحيح الخطأ (جمير وآخرون، 2008) (رشاد، 2011) (العبدلي، 2007) (Engle, 1987). وترتكز نظرية التكامل المشترك على تحليل السلاسل الزمنية غير المستقرة، حيث يمكن توليد مزيج خطي يتصف بالاستقرار من السلاسل الزمنية غير المستقرة، وإذا أمكن توليد هذا المزيج الخطي المستقر، تعتبر السلاسل الزمنية غير المستقرة في هذه الحالة متكاملة ومن نفس الرتبة (عريش، 2011) (العبدلي، 2011). وتوصل جرانجر واينكل عام 1987 أنه يمكن القول أن المتغير متكامل من الرتبة d إذا أمكن جعله ساكناً أو مستقر بعد أخذ عدد d من الفروقات (Sahabethin, 2007)، واختبار وجود علاقة تكامل مشترك بين

جدول رقم (16): يوضح المخرجات الاحصائية لنموذج الانحدار المقدر للعلاقة بين الاشتراكات والتعويضات*

Dependent Variable: Y Method: Least Squares Date: 06/24/16 Time: 01:37 Sample: 1411 1435 Included observations: 25				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.29E+09	3.83E+08	5.978921	0.0000
X	0.014076	0.001235	11.39990	0.0000
R-squared	0.849632	Mean dependent var	4.22E+09	
Adjusted R-squared	0.843094	S.D. dependent var	4.33E+09	
S.E. of regression	1.72E+09	Akaike info criterion	45.43990	
Sum squared resid	6.77E+19	Schwarz criterion	45.53741	
Log likelihood	-565.9988	Hannan-Quinn criter.	45.46695	
F-statistic	129.9577	Durbin-Watson stat	0.306415	
Prob(F-statistic)	0.000000			

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviwes9.5.

ويمكن التأكد من ذلك بالرجوع إلى قيمة معامل التحديد والتي يتضح أنها مرتفعة كما أنها أكبر من قيمة احصائي الاختبار ديرين وانسون (Durbin-Watson Stat)، وبالتالي فسيتم الاعتماد على هذه العلاقة في توليد السلسلة الزمنية للبواقي، والتي يمكن من خلالها الوصول إلى معنوية العلاقة التوازنية للنموذج، ومن المخرجات الاحصائية السابقة يمكن الوصول لشكل الدالة الخطية المثلثة للعلاقة الانحدارية لنموذج البواقي وهي تأخذ الشكل التالي:

$$Y = 2287845922.16 + 0.0140758918975 X +$$

$$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 e_{t-1} + u_t$$

ومن خلال التطبيق العملي للنموذج يمكن التوصل

للنتائج التالية: -

ومن الجدول السابق يتضح أن معامل التحديد بلغ 84.96%، كما نلاحظ أن قيمة اختبار فيشر بلغت 129.9577 وهي أكبر من القيمة الجدولية، ومن ثم فإن العلاقة الخطية مناسبة لوصف النموذج المقترح، بالإضافة إلى معنوية معاملات المعادلة، وبالتالي يمكن استخدام اختبار تصحيح الاخطاء لأنجل جرنجر، مع الأخذ في الاعتبار أن هذه العلاقة الانحدارية في مطلقها تمثل علاقة زائفة أو غير حقيقية، ولا يمكن الاعتماد على تفسيرها، دون الاعتماد على نموذج تصحيح الخطأ (ECM)،

ويتضح من العلاقة السابقة أن معامل المتغير x والذي يمثل الاشتراكات يساوي 0.014 وهو يمثل معامل العلاقة في الأجل الطويل، وهو معنوي ولكن قيمته منخفضة، مما يمكننا من تقديم حكم مبدئي بعدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين كل من الاشتراكات والتعويضات. الأمر الذي يؤدي إلى الاستعانة بنموذج تصحيح الخطأ لأنجل جرنجر (Engle-Granger). وحتى تتمكن من الاعتماد على هذا النموذج لابد من توليد سلسلة الفروق الأولى لمتغيرات النموذج، كما أنها لابد وأن تكون مستقرة، وحيث أن متغيرات النموذج متكاملة من نفس الدرجة (الدرجة الأولى)، وقد تم التأكد من استقرارها عن طريق الاختبارات السابقة، وبالتالي يمكن أن ننقل إلى الخطوة التالية وهي توليد مزيج خطي ساكن لمتغيرات النموذج، وذلك عن طريق فحص استقرار البواقي لمعادلة الانحدار الخطي، أي محاولة استنتاج وجود مشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي، ويمكن التعرف على مدى استقرار السلسلة الزمنية للبواقي من خلال تقدير نموذج العلاقة التوازنية في الأجل القصير (نموذج تصحيح الخطأ)، ويتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ باستخدام أسلوب المربعات الصغرى، ويقوم مفهوم هذا النموذج على فرضية أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، ويمثل الفرق بين القيمتين عند كل فترة خطأ التوازن، ويتم تصحيح هذا الخطأ في المدى الطويل، إذ يمكننا من خلال نموذج ECM فحص وتحليل سلوك المتغيرات على المدى القصير من أجل الوصول إلى توازن على المدى الطويل (Luke,2004). والعلاقة التالية توضح المعادلة التي تعكس العالقة بين متغيرات نموذج تصحيح الأخطاء: -

جدول رقم (17): يوضح النتائج الإحصائية لنموذج تصحيح الأخطاء لبواقي الانحدارية للاشتراكات والتعويضات *

Dependent Variable: DY				
Method: Least Squares				
Date: 06/26/16 Time: 00:17				
Sample (adjusted): 1412 1435				
Included observations: 24 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.86E+08	1.08E+08	3.562114	0.0018
DX	0.003291	0.001300	2.530982	0.0194
E(-1)	0.202925	0.071028	2.856969	0.0094
R-squared	0.619752	Mean dependent var	5.41E+08	
Adjusted R-squared	0.583538	S.D. dependent var	7.21E+08	
S.E. of regression	4.66E+08	Akaike info criterion	42.87198	
Sum squared resid	4.55E+18	Schwarz criterion	43.01924	
Log likelihood	-511.4638	Hannan-Quinn criter.	42.91105	
F-statistic	17.11357	Durbin-Watson stat	1.764739	
Prob(F-statistic)	0.000039			

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviwes9.5.

0.2029، ولكنه ذو إشارة موجبة مما يشير لعدم وجود علاقة توازنية بين متغيرات النموذج (الاشتراكات- التعويضات) في الأجل الطويل، ومن ثم يمكن تفسيرها على أن العلاقة في الأجل الطويل تتجه نحو عدم التوازن بمعدل 20.29% سنوياً، ويمثل هذا المعدل سرعة الاتجاه السنوي نحو عدم التوازن، الأمر الذي يشير إلى زيادة مقدار العجز السنوي في أنظمة التأمينات الإجتماعية في الأجل الطويل، وتأخذ العلاقة المتولدة عن نموذج أنجل جرنجر الشكل التالي:-

$$\Delta y_t = c + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 e_{t-1} + u_t$$

$$\Delta y_t = 386219313.518 + 0.00329098440893 \Delta x_t + 0.202925147428 e_{t-1} + u_t$$

العلاقة التوازنية بين المتغيرات. وإشارة ذلك المعامل لابد وأن تكون سالبة في حالة وجود علاقة توازنية بين المتغيرات. فإذا كانت معامل التصحيح معنوي بالإضافة إلى قيمته السالبة فيمكن الحكم على أن هناك علاقة توازن طويلة الأجل بين المتغيرات الأصلية للنموذج. ومن خلال النتائج السابقة نجد أن معامل التصحيح غير معنوي بالإضافة إلى أنه ذو إشارة موجبة الأمر الذي يمكننا من قبول الفرض القائل بعدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين كل من متغيرات النموذج، أي الاشتراكات والتعويضات. أما معامل المتغير الذي يمثل السلسلة الزمنية للفرق الأول للمتغير المستقل وهو . كما يمكن استنتاج قيم السلسلة الزمنية لبواقي معادلة انحدار التكامل المشترك والتي تأخذ الشكل التالي:-

$$\hat{z}_t = y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} x_t$$

ومن خلال اختبار استقرار البواقي يمكن التأكد من أن المتغيرين قيد الدراسة متكاملان تكاملاً مشتركاً باستخدام اختبار

(A.D.F)، ومن ثم يتم تقدير معاملات المعادلة التالية:-

$$\Delta \hat{z}_t = \phi \hat{z}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta \hat{z}_{t-i} + U_t$$

التوازن في الأجل الطويل، أما () فهي تمثل حدود الفرق المبطة لبواقي، كما أن () تمثل حد الخطأ

ويتضح من الجدول السابق معنوية جميع معاملات النموذج، كما تعكس قيمة معامل المتغير Dx العلاقة التوازنية في الأجل القصير والتي بلغت 0.003291، ومن خلال إحصائي الاختبار لمعامل المتغير Dx يمكن قبول الفرض القائل بمعنوية هذا المعامل، ولكنه ذو إشارة موجبة، ومن ثم فإن النموذج يعمل على الاتجاه نحو عدم تحقيق التوازن في الأجل القصير بمعدل 0.3291%، وهو معدل منخفض جداً ولكنه يسرع من الاتجاه نحو عدم تحقيق النموذج للتوازن في الأجل الطويل، وما يؤكد النتيجة السابقة تفسير معامل تصحيح الخطأ E(-1) والذي بلغ

وتوضح العلاقة السابقة والتي تم التعامل فيها مع الفروق الأولى للمتغيرات أن معاملات المتغير غير متساوي لكل من العلاقة التوازنية في الأجل الطويل مع نظيرتها في الأجل القصير، كما أن قيمة المعامل غير معنوية في نموذج الانحدار لبواقي، وكذلك عدم وجود إشارة سالبة لمعامل تصحيح الخطأ دليل على عدم وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين متغيرات الدراسة، كما أن قيمة معامل لا تتعدّل نحو محاولة تصحيح العلاقة التوازنية في الأجل القصير ومن ثم إنشاء علاقة توازنية طويلة المدى. أن معامل التصحيح وهو معامل المتغير () والذي يمثل السلسلة الزمنية لبواقي يسمى أيضاً معامل خطأ التوازن (Equilibrium Error Term) ويمثل ذلك الجزء من المعادلة المؤشر الذي يقودنا إلى وجود علاقة توازن بين المتغيرات الأصلية للنموذج، كما أنه يعمل على قياس

حيث أن () وهي تمثل مستوى الفرق الأول لبواقي معادلة الانحدار والتي تعكس حالة

نبحث عن معدل التوازن في الأجل القصير لأي من متغيرات الدراسة (الاشتراكات، التعويضات)، كمحاولة لوجود توازن في الأجل الطويل. ولكن يشترط وجود تكامل بين المتغيرات ومن نفس الدرجة، حتى يمكن التعامل مع نموذج تصحيح الخطأ، وبالتالي فسوف نتعامل هنا مع المتغيرات على صورة سلسلة زمنية من الفرق الأول، والجدول التالي يوضح نتائج اختبار Breusch-Godfrey للارتباط الذاتي للبقايا الخاصة بنموذج تصحيح الأخطاء لأجل جرنجر:

جدول رقم (18): يوضح نتائج اختبار Breusch-Godfrey للارتباط الذاتي للبقايا لنموذج الانحدار*

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	54.43285	Prob. F(2,21)	0.0000
Obs*R-squared	20.95736	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviwes9.5.

(الاشتراكات- التعويضات) في كل من الأجل القصير والطويل. وفيما يلي اختبار التوزيع الطبيعي للبقايا، والذي يتضح من الشكل التالي:-

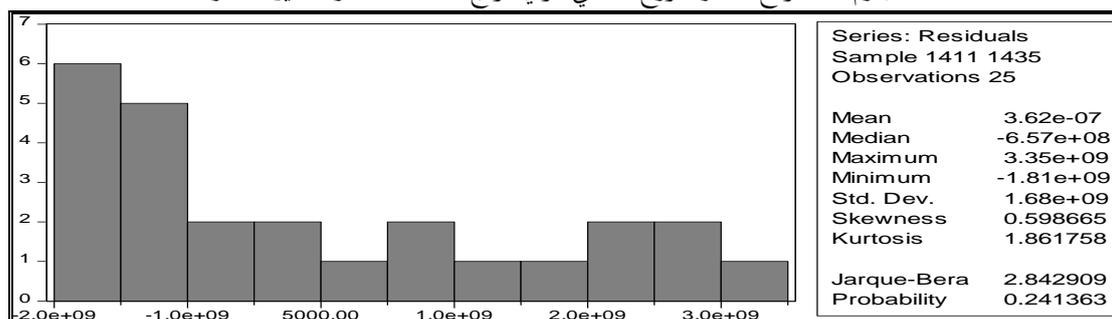
العشوائي للمعادلة (عريش، 2011). فإذا كانت قيمة فإن ذلك يدل على أن بواقي معادلة التكامل المشترك مستقرة، ومن ثم فإن المتغيرين محل الدراسة يحققان التوازن في الأجل الطويل، ومن ثم يمكن الانتقال إلى الخطوة التالية والمتثلة في محاولة بناء نموذج لتصحيح الأخطاء.

نموذج تصحيح الخطأ (ECM):-

ويستخدم هذا النموذج عندما تكون المتغيرات غير مستقرة، وذلك كمحاولة لإنشاء علاقة توازنية قصيرة الأجل، بهدف تحقيق التوازن في الأجل الطويل، وبشكل آخر فإننا

والمصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviwes9.5. ومن خلال الرجوع إلى قيمة احصائي الاختبار الواردة في الشكل أعلاه، يمكننا قبول الفرض البديل القائل بوجود ارتباط ذاتي بين البواقي في نموذج تصحيح الأخطاء. وهو ما يؤكد على عدم وجود علاقة توازنية بين متغيرات النموذج

شكل رقم (3): يوضح اختبار التوزيع الطبيعي للبقايا لنموذج العلاقة الانحدارية لمتغيرات الدراسة*



* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviwes9.5.

وهي أكبر من مستوى 0.24136 بلغت P-value ونستنتج من الشكل السابق أن قيمة احصائي الاختبار أقل من القيمة الجدولية، وبالتالي يتم 2.8429 قد بلغت Jarque-Bera %، كما أن قيمة احصائي الاختبار 5 المعنوية قبول الفرض العدمي أن البواقي بنموذج تصحيح الأخطاء لأنجل جرنجر تتبع التوزيع الطبيعي. ومن ثم نتقل إلى اختبار ، والشكل التالي يوضح النتائج الاحصائية للاختبار: - (ARCH Heteroskedasticity) عدم ثبات التباين البواقي ARCH Heteroskedasticity جدول رقم (19): يوضح اختبار عدم ثبات التباين للسلسلة الزمنية للبقايا

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	16.55639	Prob. F(1,22)	0.0005
Obs*R-squared	10.30577	Prob. Chi-Square(1)	0.0013

* المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على النتائج الإحصائية لبرنامج Eviwes9.5.

الخلاصة: من خلال الطرح السابق يكون الباحثان قدما نموذجاً لتقدير مستوى التوازن بين كل من موارد ونفقات صناديق التأمينات الإجتماعية، وقد تم التوصل إلى أن نظام التأمينات الإجتماعية بالملكة العربية السعودية يعاني من عدم وجود علاقة توازنية قصيرة أو طويلة الأجل الأمر الذي يبنى بمواجهة الصندوق لعجز إكتواري خلال الفترات الزمنية القادمة.

ومن خلال الجدول السابق وحيث أن قيمة P-value أقل من مستوى المعنوية 5%، فممكننا قبول الفرض البديل القائل بأن بواقي نموذج الانحدار تعاني من مشكلة عدم ثبات التباين.

النتائج والتوصيات

يمكن بلورة أهم النتائج التي توصلت إليها الدراسة والتوصيات كما يلي:
أولاً: أهم نتائج الدراسة

- 1- إنشاء صندوق مستقلّ تموله الدولة و الاهتمام بالسياسة الاستثمارية وإنشاء نظام التوفير و دمج مؤسستي التقاعد والتأمينات أهم الاستراتيجيات المقترحة لمحاولة التخلص من العجز الاكتواري الذي يصيب نظم التأمينات الإجتماعية.
- 4- أن كل من السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات تعاني من عدم الاستقرار كما أنها يحتويان على جنر الوحدة.
- 5- أن السلسلة الزمنية لكل من الاشتراكات والتعويضات متكاملة من الدرجة الأولى (1).I.
- 6- تأخذ العلاقة المتولدة عن نموذج أجمل جرنجر للعلاقة بين كل من الاشتراكات والتعويضات في نظام التأمينات الإجتماعية بالمملكة الشكل التالي: -

- 1- طبقاً لنتائج النموذج الإكتواري المقترح لا يوجد توازن بين متوسط إجمالي التعويضات ومتوسط إجمالي الاشتراكات كما إن الإيرادات التي تحصل عليها المؤسسة العامة للتأمينات الإجتماعية بالمملكة العربية السعودية من خلال الاشتراكات وعوائد الاستثمار لا تكفي لدفع المنافع المستقبلية.
- 2- نشأ العجز الاكتواري بصناديق التأمينات الإجتماعية بالمملكة بسبب التغيرات الديموغرافية للسكان كنتيجة إلى أن معدلات الحياة بازدياد مما يعني صرف المنافع لمدة أطول في حين لم يقابل ذلك زيادة في الاشتراكات.
- 3- يمثل إلغاء أنظمة التقاعد المبكر ورفع سن التقاعد وربط راتب التقاعدي بمعدل التضخم السنوي و

$$\Delta y_t = 386219313.518 + 0.00329098440893\Delta x_t + 0.202925147428e_{t-1} + u_t$$

- 1- ضرورة فرض قيود منظمة لنظام التقاعد المبكر ورفع السن التقاعدية وتعزيز قدرة صناديق التقاعد على الاستدامة امام التحديات المستقبلية.
- 2- ضرورة قيام المؤسسة العامة للتأمينات الاجتماعية بمراجعة استراتيجيتها الاستثمارية بهدف رفع معدل العائد الاستثماري الحقيقي السنوي، ومراجعة توزيع محفظتها العقارية جغرافياً والحد من التركيز بما يسهم في تحقيق التنمية الاقتصادية والاجتماعية في مختلف مناطق المملكة.
- 3- ضرورة ربط الراتب التقاعدي بمعدل التضخم السنوي، وذلك للحفاظ على القوة الشرائية لدخل المتقاعد.
- 4- ضرورة إيجاد مصادر تمويل إضافية تعادل التكاليف التي يسببها التقاعد المبكر، وحتى لا يتحول الأمر إلى عبء على ميزانية الدولة والاقتصاد بشكل عام، وإلزام الشركات على تحمل جزء من التبعات المالية للتقاعد المبكر لموظفيها.
- 5- زيادة نسبة الاستقطاع من رواتب الموظفين الذين هم على رأس العمل لتغطية بدل غلاء المعيشة الذي سيصرف لهم بعد التقاعد، كل بحسب نظامه، وذلك لغرض التوازن المالي للمؤسستين مستقبلاً.

- 7- عدم وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين متغيرات الدراسة، كما أن قيمة معامل الخطأ التصحيحية لا تتعدل نحو محاولة تصحيح العلاقة التوازنية في الاجل القصير.
- 8- أن معامل التصحيح بنموذج التكامل المشترك غير معنوي بالإضافة إلى أنه ذو إشارة موجبة الأمر الذي يمكننا من الحكم بعدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين كل من متغيرات النموذج.
- 9- من خلال اختبار استقرار البواقي يمكن التأكد من أن المتغيرين قيد الدراسة متكاملان تكاملاً مشتركاً باستخدام اختبار (A.D.F).
- 10- بوجود ارتباط ذاتي بين البواقي في نموذج تصحيح الأخطاء. وهو ما يؤكد على عدم وجود علاقة توازنية بين متغيرات النموذج (الاشتراكات- التعويضات) في كل من الأجل القصير والطويل.
- 11- أن البواقي بنموذج تصحيح الأخطاء لأنجل جرنجر للعلاقة بين كل من الاشتراكات والتعويضات في نظام التأمينات الإجتماعية بالمملكة تتبع التوزيع الطبيعي.

ثانياً: التوصيات

الاستثمارية من اجل الحصول على مبالغ دائمة دون الاعتماد فقط على الاشتراكات.

10- ضرورة ضمان عائد استثمار أموال الصندوق في

أصول حقيقية تتناسب و طبيعة هذه الأموال.

11- تطوير السياسة الاستثمارية المتبعة حالياً لتحقيق

أعلى عائد استثمار ممكن حتى يتمكن الصندوق من الوفاء بالتزاماته على المدى الطويل وكذلك زيادة المزايا التأمينية الحالية لأصحاب المعاشات .

12- عدم تقرير اي زيادات خاصة للأجور أو المعاشات

دون إعداد دراسات أكثرية تحدد تكلفتها ومعرفة مدى إمكانية الحزنة العامة على تحملها.

6- ضرورة دفع بدل غلاء المعيشة للمتقاعدين عن طريق صندوق ينشأ لهذا الغرض، وتقول الحكومة هذا الصندوق وتضع نظامه الأساسي.

7- عدم جواز مساواة من اختار أن يتقاعد مبكراً بإرادته بمن تقاعد لبلوغه السن النظامي، لان الأول يتحمل ما يترتب على قراره من نقص في دخله الشهري، بينما المتقاعد إلزامياً يستحق مراعاة وضعه المادي.

8- لا يمكن أن يتم ترك العجز يتراكم، حيث سيأتي الوقت الذي يصعب فيه سد الثغرة، إذ سيحتاج الوضع إلى مبالغ ضخمة جداً ربما تسبب عبئاً ثقيلاً على الدولة.

9- المؤسسة العامة للتأمينات الاجتماعية بأماكنها استغلال الاشتراكات في العديد من المشاريع

8. النصف، وليد عبد اللطيف، (2009)، "العجز

الاكتواري والعجز المالي في التأمينات"،

)

<http://alqabas.com.kw/Articles.aspx?ArticleID=513>

[25 February 2016, CatID=353.005]

9. حجير ، سمير وعبيد ، أميرة وعيسى ، وفاء، (2008)،

"العلاقة السببية حسب مفهوم كراجر والتكامل

المشترك"، المؤتمر العلمي الأول للإحصاء

الرياضي ، حلب، سوريا.

10. رشاد، ندوى خزعل، (2011) " استخدام اختبار كراجر

في تحليل السلاسل الزمنية المستقرة" ، المجلة

العراقية للعلوم الإحصائية ، العدد 19.

11. روس، ستانفورد جي، (2000)، "إصلاح معاش التأمين

الاجتماعي بين النظرية والتطبيق العملي- ترجمة"

واشنطن دي سي، دار المنظومة.

12. شاكر، علي احمد، (1979)، " نظام التأمينات الاجتماعية

في جمهورية مصر العربية ومدى كفاية استثماراته

لمواجهة التزاماته المستقبلية"، مجلة المحاسبة

والإدارة والتأمين، كلية التجارة، جامعة القاهرة،

ع26، س18.

13. شومان، عبد اللطيف حسن، (2013)، "تحليل العلاقة

التوازنية طويلة الاجل باستعمال اختبارات جذر

الوحدة وأسلوب دمج النماذج المرتبطة ذاتياً

ونماذج توزيع الإبطاء (ARDL)" ، مجلة العلوم

الاقتصادية ، كلية الادارة والاقتصاد - جامعة

بغداد، ع34- مجلد 9.

14. صالح، الصالح محمد، (2002)، "التأمينات الاجتماعية بين

الواقع والمأمول"، الرياض، جامعة الإمام محمد بن

سعود.

المراجع

أولاً: المراجع العربية:-

1. الدسوقي، السيد إبراهيم، (1991)، " نموذج قياس لدراسة

التأثيرات الاقتصادية للضمان الاجتماعي في

المملكة العربية السعودية". مجلة جامعة الملك

سعود، العلوم الإدارية، م2، ع1.

2. الدسوقي، السيد إبراهيم، (1990)، " اشتراكات نظام

التأمينات الاجتماعية في المملكة العربية

السعودية"، مجلة جامعة الملك سعود، العلوم

الإدارية، م2، ع2.

3. العبدلي، (2007)، " محددات الطلب على واردات

المملكة العربية السعودية في إطار التكامل

المشترك وتصحيح الخطأ" ، مجلة مركز صالح

كامل للاقتصاد الإسلامي ، جامعة الأزهر، العدد

32.

4. العقبى ،بشير حسين، (2002م)، "التأمينات الاجتماعية

في المملكة العربية السعودية"، صحيفة الرياض.

5. الغنيم، محمد، (2016)، "التقاعد والتأمينات. معالجة"العجز

المالي" لحماية لمستقبل الأجيال، صحيفة الرياض.

6. القويز ،سليمان عبد الرحمن، (2014)، "التأمينات

الاجتماعية: مصروفاتنا التأمينية ارتفعت 19%

في العامين الماضيين. وتوقع أعباء مستقبلية"،

صحيفة الرياض.

7. المسلمي، سهر مغازي، (2003)، "تقييم تجربة استثمار

أموال التأمينات الاجتماعية في مصر خلال

بورصة الأوراق المالية"، المجلة المصرية للدراسات

التجارية، كلية التجارة، جامعة المنصورة، م27،

ع1.

- Representation ,Estimation and testing , Econometrica , Vol :55 .
4. G.N .Mackenzie,(1988), social security issues in developing countries .staff papers.Intrenational monetary fund, Washington, vol .35,.
 5. Luke,k ,(2004), Not just for cointegration: Error correction models with stationary data, Nuffield college and oxford university.
 6. Mark L .Berenson and David M. Levine, (1996), Basic Business Statistics: Concept and Application, sex Edition, Prentice-Hall International Inc. Network.
 7. Phillips, P.C.B and Perron, P,(1988), "Testing for a unit root in time series regression", Biometrika, Vol 75, No 2.
 8. Sahabethn Gunes ,(2007), Functional Income Distribution in Turkey A cointegration and vecm Analysis ,Journal of Economic and social Research.
 9. Tartak, Elemer,(2010), The EU internal market for occupational Pensions: Making further Progress, Pensions, Vol.15.
 10. Vittas, Dimitri ,(1996), Pension funds and capital markets. Public Policy for the Private Sector .the world bank.
 15. صالح، وليد فهيم، (1999م). "تحليل استثمارات مؤسسة الضمان الاجتماعي"، رسالة ماجستير. عمان: جامعة الأردن.
 16. عبد الرازق، كنعان عبد اللطيف، (2012) "دراسة مقارنة في طرائق تقدير إحدار التكامل المشترك"، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد 33.
 17. عريش، شفيق، (2011) "اختبارات السببية والتكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنية"، مجلة تشرين للبحوث والدراسات العلمية، سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد 33، العدد 5.
 18. عيسى، خالد علي، (1999م). "الاتجاهات الحديثة للخصائص الديموغرافية والاقتصادية للمشاركين في الضمان الاجتماعي في الأردن"، رسالة ماجستير. عمان: جامعة الأردن.
 19. موسى، خالد السيد محمد، (2014م). "شرح نظام التأمينات الاجتماعية السعودي الجديد ولأخته التنفيذية"، الرياض: ردمك.
- ثانياً: المراجع الأجنبية:**
1. Bacon and Woodrow, (1993), an actuarial review of the financial position of the Jordanian Social Security Corporation.
 2. Dickey, David.A, and Fuller,(1981), Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", Econometrica, vol 49, No 4.
 3. Engle R.F. and C.W.J Granger,(1987), co-integration and error correction :