

محاولة نمذجة تعويضات حوادث العمل بصندوق الضمان الاجتماعي

باستعمال نموذج ARIMA للفترة 2001-2013

Attempt to model work accident compensation at the Social Security Fund using the ARIMA model for 2001-2013

حداد أمينة¹، كبداني أسماء نور الهدى²HADDAD AMINA¹, KEBDANI ASMA NOUR EL HOUDA²¹ جامعة أبو بكر بلقايد تلمسان (الجزائر)، amina.haddad@univ-tlemcen.dz² جامعة جيلالي ليايس سيدي بلعباس (الجزائر)، kebdaniasmaa@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2020/04/02 تاريخ القبول: 2020./12/22 تاريخ النشر: 2021/03/05

ملخص:

تتحمل التأمينات نفقات سنوية في شكل تعويضات المنخرطين في صندوق الضمان الاجتماعي واستحقاقات في شكل اشتراكات، ويتم اقتطاعها أليا من أجر العامل أو تدفعها الهيئة المستخدمة لتوفير التعويض عن حوادث العمل. تهدف هذه الورقة البحثية إلى محاولة إيجاد توازن متوقع بين الاشتراكات والتعويضات لحوادث العمل، بالإضافة إلى تقدير نموذج كمي للتنبؤ بمقدار التوازن بين المتغيرين. باستخدام نموذج ARIMA و على أدوات التحليل القياسي 10 eviews، وتوصلنا إلى أن المتغيرات المدروسة تتميز بمعنوية إحصائية، كما أن هناك علاقة توازن طويل الأجل بين المتغيرين والنموذج الكمي المقترح يعكس العلاقة القوية بين الاشتراكات والتعويضات في أنظمة التأمينات الاجتماعية في الجزائر للفترة ما بين 2001-2013

كلمات مفتاحية: تعويضات، اشتراكات، حوادث العمل، ARIMA

تصنيفات JEL: J33، J38، J28، C01

Abstract:

This research paper aims to find an expected balance between contributions and compensation for work accidents, in addition to estimating a quantitative model between the two variables. Using the ARIMA model on eviews10 econometric analysis tools, we find that the variables are statistically significant, and there is a long-term balance between the two variables and the proposed quantitative model reflecting the strong relationship between contributions and compensation in Algeria's insurance systems from 2001 to 2013.

Keywords: contributions; compensations; work accidents; ARIMA.**JEL Classification Codes:** J33, J38, J28, C01¹ حداد أمينة، haddadamina1982@gmail.com

1. مقدمة:

يواجه الإنسان في حياته جملة من الأخطار المهنية والتي أصبح التأمين على المخاطر التي تواجهه عملاً أو في طريقه إليها حتمية لتحسين ظروف العمل، وذلك بالتعاقد مع شركة التأمين كتأمين خاص ولكن الدولة الجزائرية تنتهج سياسة الإعانات والتأمينات على العمل، وهذا جزء من خططها الإنمائية لمواكبة الدول المعاصرة للمحافظة على أهم مورد في العجلة الإنتاجية الموارد البشرية، الذي يدفع أقساط في شكل اشتراكات لما يتعرض إليه من خسائر ناجمة عن الحوادث المهنية.

يعد قطاع التأمين ذو مكانة عالية ضمن قطاعات اقتصاديات الدول نظراً لدوره في المساهمة في التنمية الاقتصادية والاجتماعية، فهو يمثل نسبة معتبرة في الناتج الداخلي الخام، فقد بلغت بالدول المتقدمة 6.3% سنة 2013، (institut, 201، 2013) فالمبلغ العالمي للأقساط قدر سنة 2013 بـ: 4640 مليار دولار، أما رقم الأعمال في الجزائر قدر بـ: 1440 مليون دولار من نفس السنة، وتكون بذلك احتلت المرتبة 67 عالمياً بعد قطر ولبنان.

طرح الإشكالية: من خلال ما تقدم ذكره يمكن طرح الإشكالية الآتية

هل هناك علاقة توازنية بين كل من تقدير الاشتراكات السنوية لحوادث العمل ومجموع إيرادات صندوق التأمينات الاجتماعية، وما مدى توافق مجمل الاشتراكات لسداد التعويضات المستقبلية؟

الفرضيات:

- هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين تقدير كل من الاشتراكات والتعويضات الاجتماعية المتعلقة بحوادث العمل.
- التعويضات المتعلقة بحوادث العمل تمثل عبئاً على موارد الصندوق الوطني للتأمينات الاجتماعية مقارنة بتعويضات التأمين الأخرى .

أهداف الدراسة:

يتمثل الهدف الرئيسي في محاولة معرفة آليات تسيير منافع ونفقات نظام التأمينات الاجتماعية الجزائرية المتأتمية من اشتراكات المؤسسات في حوادث العمل وأهم المسببات والنظريات المفسرة لحوادث العمل وتحديد نموذج كمي يهدف إلى قياس التوازن في نظم التأمينات الاجتماعية. الدراسات السابقة:

- دراسة (أحمد محمد فرحان محمد، وعماد عبد الجليل إسماعيل 2017) وقد قام الباحث بدراسة وتحليل العلاقة بين العجز الإكتواري المتوقع، (زيادة التعويضات عن الإشتراكات) والخصائص الديموغرافية للسكان بالمملكة العربية السعودية، وكانت الدراسة تهدف إلى المساهمة في التخلص من العجز أو تخفيضه عن طريق دراسة و تحليل المبادرات التي تبنتها الدول الرائدة لمعالجة العجز الإكتواري المتوقع. وتقدير نموذج كمي لقياسه وتفسير آليات العجز والتنبؤ بمدى توازن 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. أما النتائج المتوصل إليها فكانت، لا يوجد توازن بين متوسطات إجمالي التعويضات ومتوسط إجمالي الاشتراكات، كما أن الإيرادات التي تحصل عليها المؤسسة العامة للتأمينات الاجتماعية بالمملكة العربية السعودية من خلال الاشتراكات وعوائد الاستثمار لا تكفي لدفع المنافع المستقبلية.

2. شروط حادث العمل والنظريات المفسرة له:

1_شروط حادث العمل:

من خلال التعريف القانوني 13/83 لحادث العمل "كل حادث انجرت عنه إصابة بدنية ناتجة عن سبب مفاجئ وخارجي وطراً في إطار علاقة العمل" نستخلص ثلاثة شروط بالإضافة إلى توافر علاقة السببية بين العمل والإصابة وهي كما يلي:

1_1_جسمانية الإصابة:

يجب أن تؤدي الواقعة إلى حدوث ضرر أو اضطراب جسدي أو ذهني يؤثر على قدرة العامل، على تأدية مهامه، وليس ما يصيبه في أمواله كما لو أدت الواقعة إلى مجرد تمزيق ملابس أو فقد نقوده، ولا مجال أيضاً للضرر الأدبي الذي يصيبه في عواطفه أو شرفه دون أن يكون لذلك أثر على بنيانه الجسدي. والمقصود بالضرر الجسدي كل ما يصيب جسم الإنسان ويشمل أيضاً الجروح والأضرار الجسمانية (محرز، 1978)

2-1_ القوة الخارجية:

يقصد بالقوة الخارجية أن يقع الحادث بفعل قوة خارجية عن الجسم المصاب وبعبارة عن التكوين الجسدي له وليس نتيجة حالة مرضية سابقة، ولا يشترط في الأصل الخارجي للإصابة أن يكون مادياً ملموساً، بل يكفي أن يكون معنوياً. (محرز، 1978)

3-1_ فجائية الحادث:

ويقصد بهذا الشرط بأن تكون الواقعة المسببة للحادث قد تمت في فترة زمنية وبصورة مفاجئة وليست تدريجية بحيث لا يفصل بين بدايتها ونهايتها أي فاصل زمني كالسقوط أو الانفجار (الحربي، 2010) بحيث يكون وقت ابتدائها ووقت انتهائها معروفين (سلمان، 1990) وعليها فالواقعة التي تستغرق زمنا محددًا لا تتسم بصفة المفاجئة. (محرز، 1978) ويعتبر عنصر المفاجئة هو الفاصل في التمييز بين حادث العمل والمرض المهني هذا الأخير الذي يعرف على أنه "كل أعراض التسمم والتعفن والاعتلال التي تعزى إلى مصدر أو تأهيل مهني خاص وتحدد قائمة الأمراض المهنية بموجب جداول خاصة لذلك (83/13، 1983)

2- توفير العلاقة بين الواقعة والضرر:

لا بد أن تتوافر علاقة سببية فيما بين الحادث والضرر الذي وقع للمؤمن عليه كاختناق المؤمن عليه بسبب غاز يستعمل في المصنع أو فقد الإبصار نتيجة تطاير شرر من الآلة ولكن الأمور قد لا تكون بمثل هذا الوضوح في كل الحالات حيث يصعب في كثير من الحالات الجزم بأن الحادث هو سبب الضرر وخاصة في الحالات التي لا يتناسب فيها الضرر مع الواقعة التي أدت إلى الإصابة (البرعي، 1983).

3_ الصفة المهنية للحادث:

لا يكفي لاعتبار الواقعة حادث عمل إلا أن تتوافر الشروط السابقة الذكر، بل لا بد أن يكون الحادث قد وقع أثناء تأدية العمل أو بسببه، حيث جاءت المادة السادسة من القانون 13/83 المذكورة سابقا صريحة بذكرها عبارة "وطراً في إطار العمل" ويفهم منها أن يقع الحادث أثناء تأدية العمل وأن يقع بسببه. كما يجب أن تتوافر علاقة سببية بين الإصابة والعمل وذلك لإثبات حادث العمل من خلال ما يلي:

3-1- أداء العمل المهني:

يشترط المشرع الجزائري لضمان الإصابة أن تحدث للعامل أثناء تأديته لعمله أو بمناسبةه وليس خلال أو بمناسبة القيام بعمل شخصي، غير أن الأمر لا يقتصر على أداء العمل فقط، بل يرتبط هذا الأداء بمكان العمل وزمانه (محرز، 1978)

3-2_ الإصابة أثناء العمل:

تعتبر إصابة العمل واقعة أثناء العمل إذا كانت قد وقعت والعامل يؤدي فعلاً من الأفعال التي تدخل ضمن مهام عمله أو وظيفته. ويلاحظ أنه يكفي لاعتبار الإصابة حاصلة أثناء العمل أن تقع خلال مواعيد العمل الرسمية بل يجب أن يثبت أن العامل كان يقوم بعمل لحساب رب العمل عندما أصيب (سلمان، 1990)، أما إذا تعرض إلى حادث أثناء خروج من مكان العمل قبل نهاية

الدوام الرسمي فيتوقف تكييفه² على أنه² حادث عمل على شرط حصوله² على الترخيص بالخروج من مكان العمل من عدمه²، فإذا حصل على الترخيص فإن² يستفيد من الحماية المقررة له²، أما إذا لم يحصل عليه² فلا يستفيد من الحماية (سماتي، 2013)

3-3_ الإصابة بسبب العمل:

إذا لم تقع الإصابة أثناء العمل فإن ذلك لا يعني غياب الحماية القانونية، ذلك أن تأمين إصابات العمل ولو وقع في غير مكان وزمان العمل. أما إذا اقتصر دور العمل على مجرد تسهيل وقوع الحادث، فلا يعد حادث عمل كما لو أوفد صاحب العمل العامل في مهمة إلى بلد آخر وفي أثناء وجوده بها توج² لمشاهدة إحدى المباريات الرياضية وحدثت بين² وبين شخص آخر مشاجرة ترتب عليها إصابته²، فإن هذه الإصابة لا تغطي بتأمين إصابات العمل، ذلك أنه² لا يكفي أن يكون الحادث قد وقع بمناسبة العمل بل لابد أن يقع بسبب العمل. (الحري، 2010)

3-4_ حادث الطريق:

على غرار مختلف الأنظمة القانونية الأخرى نظم القانون الجزائري حوادث طريق العمل في نص المادة 12 من القانون 13/83 التي جاءت فيها "يكون في حكم حادث العمل الحادث الذي يطرأ أثناء المسافة التي يقطعها المؤمن له² للذهاب إلى عمله² والإياب منه² وذلك أياً كانت وسيلة النقل المستعملة شريطة ألا يكون المسار قد انقطع أو انحرف إلا إذا كان بحكم الاستعجال أو الضرورة أو ظرف عارض أو لأسباب قاهرة وعلى ذلك فنص المادة لم يحدد نطاقاً مكانياً للطريق بل اكتفى بحد زمني حيث قرر اعتبار الحادث حادث طريق إذا وقع خلال فترة ذهاب العامل مباشرة للعمل أو عودته² منه². و يتم تحديد المقصود بالطريق والطريق الطبيعي ما يلي:

3_4_1_ بداية ونهاية الطريق:

يجب أن يقع الحادث أثناء اجتياز العامل للطريق المؤدي من منزله² إلى مكان العمل أو الآتي من مكان العامل والمؤدي إلى المنزل. ويبدأ الطريق عادة من باب منزل العامل، وينتهي بمدخل مكان العمل. كذلك فإن الطريق ينتهي باجتياز العامل لمدخل مكان العمل، ويعتبر مكاناً للعمل ما كان يخضع لإشراف وسيطرة صاحب العمل وعلى ذلك فإن العامل الذي يصاب في فناء المصنع الذي يعمل به² أو في أحد ملحقاته² كالمخزن مثلاً يعتبر قد أصيب في إطار العمل ولا تعتبر إصابته² ناشئة عن حادث طريق (سلمان، 1990)

3_4_2_ الطريق الطبيعي:

يقصد به² وجود طريق واحد يؤدي إلى مكان العمل ففي هذه الحالة يتعين على العامل سلوك هذا الطريق في ذهابه² لمباشرة عمله² وعودته² منه² و يعتبر هذا الطريق طبيعياً مهماً كان طول² ومهما كانت الأخطار الملازمة له².

3_4_3_ التخلّف والانحراف:

يعدّ التخلّف و الانحراف من الأسباب التي تمنع تكيف الحادث على انّا حادث مسار و يقصد بهما ما يلي :

أ_ التخلّف :

هو انشغال العامل عن متابعة الطريق بأمر آخر ودخولنا في مكان يقع أيضا على الطريق الطبيعي للعمل , و مثال ذلك دخول العامل مقهى أو المرور على قريب لنا.

ب _ الانحراف :

يعتبر انحراف إذا لم يسلك الطريق الطبيعي المؤدي إلى مكان العمل أو الذي يأتي متنا وذلك بأن يسلك طريق آخر ولو هذا الطريق يؤدي كذلك إلى مكان العمل, ومثال ذلك أن يسلك العامل في ذهابنا مباشرة العمل أو عودتنا منّا أطول الطرق لمجرد إطالة فترة سيره أو أننا يسلك طريقا خطرا بقصد المغادرة .

و على أي حال يعتبر الحادث من حوادث الطريق ولو كان هناك توقف أو تخلّف أو انحراف مادام ذلك مستند إلى حاجة ضرورية من حاجات المعيشة الجارية وتعلق بالعمل إذ أن التوقف أو التخلّف (الصبياد، 2010) أو انحراف مادام ذلك مستند إلى حاجة ضرورية من حاجات المعيشة الجارية ولنا مبرر من المبررات يعتبر مسلكا طبيعيا يسلكنا الشخص المعتاد وبالتالي فان مثل هذه الإصابة تعتبر حادث عمل وفقا للقانون (الصبياد، 2010).

2_ النظريات المفسرة لحادث العمل:

1-2_ النظرية القدرية the Destined Theory :

تعتمد النظرية على أن الناس يقعون على طرفي خط, أحدهما عند طرف السعادة والآخر عند طرف التعاسة, فالسعيد لنا حصانة من الإصابات والحوادث, والشقي محروم من هذه الحصانة, وأننا يميل للوقوع في الحوادث, ويلاحظ من أول وهلة أن هذه النظرية لا يحكمها أي أساس منطقي, كما أنها تفتقد للإجرائية والموضوعية العلمية, وقد أكدت نتائج البحوث التي أجراها " Green & Woods" عكس ما يشير إلينا أنصار النظرية القدرية, إذ أن الحوادث تقع لبعض الأفراد كنتيجة منطقية ولأسباب ومتغيرات يمكن ملاحظتها. (ياسين، 1999).

2_2_ نظرية علم النفس التجريبي The Experimental Theory :

ترى هذه النظرية أن هناك أسباب متعددة للحوادث, فالعامل يكون تحت تأثيرات (ظروف العمل, العلاقات...), ويمتد هذا التأثير ليشمل الوظائف النفسية للفرد كما ترى أيضا أن هناك دوافع

متعددة، فقد يكون الدافع للحوادث هو الرغبة في الحصول على تعويضات مالية (الضمانات الاجتماعية) (شعال، 2009) أو تعويضات معنوية (زيارة الأهل إذا كانوا بعيدا عن مكان العمل أو الرغبة في جلب الاهتمام من طرف الأفراد الآخرين أو لأجل التخفيف من المسؤولية)، ويعني هذا أن هناك أسباب خارجية وداخلية إلا أنها لم تبين ما هو الجانب الذي له القدر الكبير في التأثير في وقوع الحادثة. (العيسوي، 1982)

2_3_ النظرية الطبية The medical theory:

تفسر هذه النظرية لحوادث العمل في البيئة المهنية يكمن في أن الفرد ليس دائم الإصابة وإنما يعاني من مرض جسدي أو عصبي. وأن هذا الخلل هو المحرك الرئيسي والسبب المباشر لوقوع الحادث وتؤكد هذه النظرية أسباب الحوادث على أساسها الطبي (الخلل السمعي، البصري...). وهناك عوامل بيئية خارجية تساعد في وقوع الحوادث (نعامة، 1990).

2_4_ نظرية الضغط والتكيف The adjustment stress theory:

ترى هذه النظرية أن وقوع الفرد في الحوادث في عمله راجع للضغوط والتهديدات المختلفة والمتغيرة كعامل مباشر ورئيسي. وتركز هذه النظرية على الظروف المادية المحيطة بالإضاءة، الضوضاء، الحرارة... الخ. ولا بد من توفير المناخ المهني المطلوب، لأن هذا يساعد على تكيف العامل وسلامته من الوقوع أو التعرض للحوادث أثناء العمل (شعال، 2009)

2_5_ نظرية الميل الاستهداف للحوادث The accident proneness theory:

هذه النظرية من أقدم النظريات التي وضعت لتفسير الحوادث من الجانب السيكولوجي ومن أكثرها شيوعا، ترى أن الأفراد الذين يرتكبون العديد من الحوادث وبصفة متكررة يطلق عليها اسم "مستهدفي الحوادث" وهذا يرجع إلى وجود بعض السمات الوراثية الخاصة والطبيعية والتكوينية فهم يقحمون أنفسهم في السلوك الخطير. (شعال، 2009) أي أن هناك قابلية للتعرض للحوادث ويكون هذا نتيجة لرغبة في إشباع بعض الدوافع أو إلى خلل دائم طبيعي تكويني خاص بالفرد نفسه. غير أن هذه النتيجة لا تنطبق إلا على مجموعة من الأفراد فقط. فلا يمكن أن يكون جميع الأفراد لهم صفات وراثية متماثلة. (العيسوي، 1982).

3 الإطار العام للدراسة القياسية

الهدف الرئيسي في هذه المرحلة من الدراسة هو قياس تأثير التعويضات السنوية لحوادث العمل المدفوعة للمستفيدين من نظام التأمينات الاجتماعية بالجزائر وقد تم حساب المنافع من خلال ضرب النفقات الكلية للضمان الاجتماعي المتحصل عليها من الديوان الوطني للإحصائيات ومعدل الاشتراك في حوادث العمل المقدر بـ: (1.25%) مقسوما على معدل الاشتراك الكلي. ويتم حسابها عن طريق الدالة التالية (celiss, 2018):

1.25* الكمية التقاعدات

14.25

*- التعويضات السنوية لحوادث العمل = $\frac{1.25 \times \text{الكمية التقاعدات}}{14.25}$
وقد تم تقدير الاشتراكات السنوية من خلال ضرب الإيرادات الكلية للضمان الاجتماعي المتحصل عليها من جداول الإحصائيات ومعدل الاشتراك في حوادث العمل المقدر بـ: (1.25%) مقسوما على معدل الاشتراك الكلي. ويتم حسابها بالعلاقة التالية (celiss, 2018):

1.25* الكمية الإيرادات

34.5

*- الاشتراكات السنوية لحوادث العمل = $\frac{1.25 \times \text{الكمية الإيرادات}}{34.5}$
1.3. المنهجية البحثية: تتمثل في استعمال المنهج القياسي لاختبار مدى صحة الفرضيات الدراسية القائلة: (يوجد توازن مشترك بين الاشتراكات والتعويضات) باستخدام منهجية بوكس جينكينز نموذج ARIMA

- وانطلاقا مما سبق فإن الخطوة الأولى تتمثل في فحص خصوصية الارتباط الذاتي ACF والارتباط الذاتي الجزئي PACF للبيانات وبعدها ننتقل إلى دراسة الإستقرارية السلاسل الزمنية وعلاقة التكامل المتزامن لمتغيرات النموذج، ثم نقوم بإجراء مختلف الاختبارات للوصول إلى النموذج المناسب لتقدير نماذج البيانات.

- النموذج المستخدم: يتم استخدام نموذج ARIMA الإنحدار الذاتي للمتوسطات المتحركة المتكامل لتحليل هذه الدراسة و متغيرات الدراسة :

الجدول رقم (01) متغيرات الدراسة

اسم المتغير	رمز المتغير
التعويضات المدفوعة للعمال على حوادث العمل وهو يمثل المتغير التابع	ATCNAS
الاشتراكات المدفوعة من طرف العمال وهو يمثل المتغير المستقل	COTCNAS

2-3: دراسة العلاقة بين الاشتراكات والتعويضات

1-2-3- التحليل الإحصائي للاشتراكات والتعويضات :

لدراسة العلاقة بين المتغير التابع والمستقل يجب دراسة استقرارية السلسلتين الزميتين وكذا دراسة بعض المؤشرات الإحصائية فنقوم بتحديد المتغيرات كما يلي:

الجدول رقم (02) المؤشرات الاحصائية لمتغيرات الدراسة

Mean	Mean	15753.87	153343.5
Median	Median	14674.12	138042.8
Maximum	Maximum	28291.49	205502.4
Minimum	Minimum	7070.614	124123.3
Std. Dev.	Std. Dev.	6237.822	28822.49
Skewness	Skewness	0.524979	0.597621
Kurtosis	Kurtosis	2.510999	1.778129
Jarque-Bera	Jarque-Bera	0.724598	1.507270
Probability	Probability	0.696074	0.470653
Sum	Sum	204800.3	1993466.
Sum Sq. Dev.	Sum Sq. Dev.	4.67E+08	6.97E+09
Observations	Observations	13	13

المصدر: مخرجات برنامج 10 eiewes اعتمادا على البيانات المتاحة

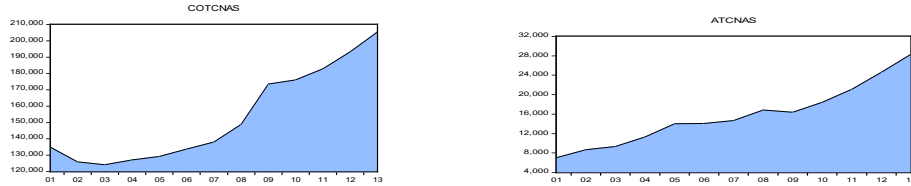
الجدول السابق يبين لنا مختلف المؤشرات الإحصائية المهمة لتحليل المتغيرات التالية :
 - المتوسط الحسابي : فقد تم تقدير المتوسط الحسابي للتعويضات بـ 15753.87 و بالنسبة للاشتراكات بـ 153343.5

- الوسط الحسابي : قدر الوسط الحسابي بالنسبة للتعويضات بـ 14674.12 و الاشتراكات بـ 138042.8

- الانحراف المعياري : قدر الانحراف المعياري للتعويضات هو 0.524070 أما التعويضات فقدرت بـ 0.567821 فهو يدل على مدى امتداد مجالات القيم ضمن مجموعة البيانات الإحصائية.
 - معامل التفلطح : قدر هذا المعامل للتعويضات قدر بـ 2.510999 أما الاشتراكات فقدرت بـ 1.778129 كل من السلسلتين تتبعان التوزيع الطبيعي لأن معامل احتمالية jarquebera أكبر من مستويات المعنوية و كذا الإحصائية الاختبار أصغر من الجدولية (القيمة الحرجة) لذلك نقبل الفرض العدم الذي ينص على إتباع السلسلتين للتوزيع الطبيعي. أما عينة الدراسة فتقدر بثلاثة عشرة مشاهدة (13) من سنة 2001 إلى غاية 2013.

2-2-3- التحليل البياني لمتغيرات الدراسة

الشكل رقم (01) المؤشرات الإحصائية لمتغيرات الدراسة



المصدر: مخرجات برنامج eiewes 10 اعتمادا على البيانات المتاحة

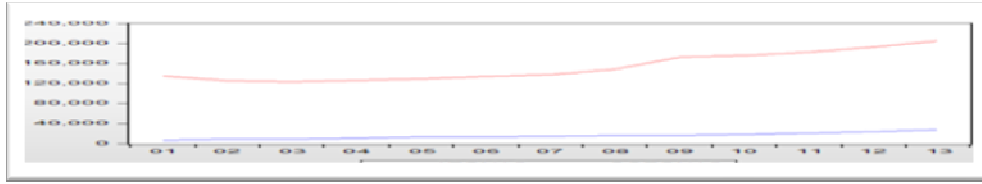
المنحنيان البيانيان أعلاه يبينان تطور نسبة الاشتراكات والتعويضات السنوية لطول فترة الدراسة فقد تميزت السنوات الأولى لمنحني coticnas بالإنخفاض المستمر من سنة 2001 إلى غاية سنة 2003 وبعدها تتطورت الاشتراكات و ارتفعت باستمرار إلى أن وصلت إلى ذروتها في سنة 2009 لتستقر عند قيمة 170.000 وبعد عام 2011 واصلت الارتفاع إلى غاية 2013. أما المنحني البياني الخاص بالتعويضات atcnas فقد شهد وتيرة متزايدة طول سنوات الدراسة.

3-1-3 تحليل سكون وإستقرارية التعويضات والاشترارات الإجتماعية

-دراسة الإستقرارية للتعويضات والاشترارات:

لابد من تحليل استقرارية السلسلتين الزميتين ومعرفة درجة التكامل في الرتبة بين المتغيرين لذلك نقوم كمرحلة أولية بملاحظة الشكل البياني للمتغيرات المتحصل عليها كما هو موضح في الشكل البياني الموالي المتحصل عليه من مخرجات البرنامج القياسي eiewes 10

الشكل رقم (03) السلسلة الزمنية لمتغيرات الدراسة التعويضات والاشتراكات



المصدر: مخرجات 10 eiewes اعتمادا على المعطيات المتاحة

من خلال المنحنيين البيانيين السابقين المتعلقين بمتغيرات الدراسة نلاحظ أن السلسلتين الزمنيتين تحتويان على اتجاه عام متزايد ونقول مبدئيا أنها تعاني من جذور الوحدة أي أنها غير مستقرة وللقيام باختبار الاستقرارية على السلسلتين الزمنيتين يجب أن يكون معامل الارتباط الذاتي مساويا للصفر لذلك سوف نستخدم على دالة الارتباط الذاتي التي تبين مدى ارتباط القيم المتجاورة ، ولتحقيق الإستقرارية يجب أن تقع معاملات الإرتباط داخل حدود فترة الثقة و دالة الارتباط الذاتي الجزئي كما هو موضح في الجدولين التاليين:

الجدول رقم (03) السلسلتين الزمنيتين للاشتراكات والتعويضات

sample: 2001 2013 cluded observations: 13							
Auto-correlation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
1	1	0.788	0.788	10.679	0.001		
2	0.559	-0.192	15.617	0.000			
3	0.335	-0.132	17.897	0.000			
4	0.104	-0.190	18.040	0.001			
5	-0.150	-0.299	18.659	0.002			
6	-0.309	0.042	21.318	0.002			
7	-0.591	-0.051	25.273	0.000			
8	-0.418	-0.033	33.582	0.000			
9	-0.378	-0.029	40.044	0.000			
10	-0.318	-0.132	48.597	0.000			
11	-0.217	0.040	51.202	0.000			
12	-0.098	0.029	63.000	0.000			

sample: 2001 2013 cluded observations: 13							
Auto-correlation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
1	1	0.691	0.691	7.7489	0.005		
2	0.433	-0.083	11.076	0.004			
3	0.226	-0.078	12.071	0.007			
4	0.076	-0.052	12.195	0.016			
5	0.005	0.016	12.196	0.032			
6	-0.111	-0.170	12.537	0.051			
7	-0.195	-0.075	13.768	0.058			
8	-0.250	-0.087	16.359	0.038			
9	-0.372	-0.235	23.421	0.006			
10	-0.407	-0.072	33.871	0.000			
11	-0.358	0.023	46.194	0.000			
12	-0.233	0.059	56.755	0.000			

مخرجات 10 eiewes اعتمادا على المعطيات المتاحة

بالاعتماد على إحصائية Q-stat التي تعرفنا على مدى وجود علاقة جوهرية من الناحية الإحصائية بين المعلمات والتي بلغت (53.00) عند (lag=12) للسلسلة الزمنية المتمثلة بالاشتراكات فهي أكبر من القيمة الجدولية المحسوبة وكذا الاحتمالية الإحصائية هي أقل من مستويات المعنوية فعليا يمكن القول أن السلسلة الزمنية تعاني من جذور الوحدة حيث أن القيمة المحسوبة أكبر من قيمة كاسم الجدولية لذلك نقوم برفض الفرض العدم وقبول الفرض البديل. ونعتبر أن السلسلة الزمنية المتمثلة في التعويضات والاشتراكات غير مستقرة. كما نلاحظ وجود نتؤات في دالة الارتباط الذاتي الجزئي وخروجها عن فترة الثقة في السلسلة الزمنية التعويضات عند (lag=1) كما أن دالة الارتباط الذاتي تبدأ في التناقص ابتداء من القيمة الثانية عند (lag=2). بالاعتماد على إحصائية Q-stat والتي بلغت في (56.796) للسلسلة الزمنية المتمثلة بالتعويضات عند (lag=12) حيث أن القيمتين المحسوبتين أكبر من قيمة كاسم الجدولية لذلك

نقوم برفض الفرض العدم وقبول الفرض البديل ,ونعتبر أن السلسلة الزمنية المتمثلة في التعويضات والاشتراكات غير مستقرة .كما نلاحظ وجود نتوات في دالة الارتباط الذاتي الجزئي وخرجها عن فترة الثقة في السلسلة الزمنية التعويضات عند ($1=lag$) كما أن دالة الارتباط الذاتي تبدأ في التناقص ابتداء من القيمة الثانية عند ($2=lag$).

- إختبارات جذور الوحدة السلسلة الزمنية لمتغيرات الدراسة

- اختبار ديكي فولر المصحح يقوم هذا الاختبار على التخلص من الارتباط الذاتي لحد الخطأ ومن ذلك تصبح غير مرتبطة ذاتيا عند فترة الإبطاء المختارة والمتوصل إليها من خلال النماذج الثلاثة وباستخدام برنامج 10 eiewes حصلنا على النتائج الموضحة في الجدول الموضح في الملحق رقم(01) و (02) الذي يبين لنا أن قيمة إحصائية t-statistic أكبر من نسب المعنوية 1% , 5% , 10% و بالتالي فان السلسلة التعويضات بدون قاطع و بدون اتجاه عام تحتوي على جذور الوحدة والسلسلتين غير مستقرتين في المستوى .أي أن القيم الإحصائية t-statistic أصغر من القيم المحسوبة للسلسلة الزمنية للتعويضات هي أقل من القيم الجدولية المحسوبة لذلك يتم قبول الفرض العدم الذي يفترض على وجود جذور الوحدة في السلسلة الزمنية وسلسلة التعويضات غير مستقرة مع وجود قاطع وبقاطع واتجاه عام أو بدونهما فنستنتج أن السلسلتين الزميتين غير مستقرتين في المستوى عند كل النماذج الثلاثة.

الفرق الثاني:

بالقيام بأخذ الفرق الثاني للسلسلة الزمنية التعويضات تكون احتمالية الإحصائية t-statistic أقل من مستويات المعنوية و إحصائية t أكبر من القيم الجدولية ما يجعلنا نقبل الفرض البديل الذي ينص على عدم وجود جذور الوحدة معناه أن السلسلة الزمنية التعويضات استقرت في الفرق الثاني عند كل النماذج الثلاثة بقاطع وبدون قاطع ,لكن لن نأخذها بالاعتبار حتى تستقر السلسلة الاشتراكات حتى نحصل على التكامل في الرتبة. من خلال الجدول رقم(01) الملحق رقم (01) يتضح أن قيمة إحصائية t-statistic اكبر من نسب المعنوية 1% , 5% , 10% و بالتالي فان السلسلة التعويضات بدون قاطع وبدون اتجاه عام تحتوي على جذور الوحدة والسلسلتين غير مستقرتين في المستوى . أي أن القيم الإحصائية t-statistic أصغر من القيم المحسوبة للسلسلة الزمنية للإشراكات هي أقل من القيم الجدولية المحسوبة لذلك يتم قبول الفرض العدم الذي يفترض على وجود جذور الوحدة في السلسلة الزمنية وسلسلة الاشتراكات غير مستقرة مع وجود قاطع وبقاطع واتجاه عام أو بدونهما فنستنتج أن السلسلة الزمنية غير مستقرة في المستوى عند كل النماذج الثلاثة.

-بالقيام بأخذ الفرق الثاني للسلسلة الزمنية الإشتراكات تكون احتمالية الإحصائية t-statistic أقل من مستويات المعنوية و إحصائية t أكبر من القيم الجدولية ما يجعلنا نقبل الفرض البديل الذي ينص على عدم وجود جذور الوحدة معناه أن السلسلة الزمنية الإشتراكات استقرت في الفرق الثاني عند النموذج بقاطع عند مستوى معنوية 10% وبدون قاطع, لكن لن نأخذها بالاعتبار حتى تستقر السلسلة الإشتراكات حتى نحصل على التكامل في الرتبة لذلك نقوم باختبار الثاني و هو فيليب بيرون.

اختبار فيليب بيرون للسلسلتين الزميتين لاختبار جذور

يمكننا استخدام اختبار فيليب بيرون والذي يعتمد على نفس صيغ معادلة ديكي فولر إلا أنّها تختلف عنّا في طريقة معالجة وجود الارتباط التسلسلي من الدرجات الأعلى بين قيم السلسلة الزمنية حيث يقوم بعملية التصحيح الإحصائي لمعاملات النموذج بينما يقوم اختبار ديكي فولر بمعالجة الارتباط التسلسلي من خلال عملية تصحيح معلمية ومن خلال إضافة حدود الفروق المبطل للمتغير في المعادلة ومن المعلوم أن هذا الاختبار قائم على فرضية أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي (AR) بينما اختبار فيليب بيرون قائم على افتراض أكثر عمومية وهو أن السلسلة الزمنية متولدة من سلسلة المتوسطات المتحركة (MA) ولذلك فإن اختبار فيليب بيرون لئلا قدرة اعتبارية أفضل وأدق من اختبارات ديكي فولر لاسيما أن حجم العينة صغيرة وهو ما يناسب وطبيعة السلسلة الزمنية محل الدراسة وفيما يلي النتائج الإحصائية لاختبار فيليب بيرون :

التحليل عند الاختبار بالقاطع

يوضح الجدول رقم (03) انظر الملحق (03) النتائج الإحصائية للفرضية العدمية التي يختبرها فيليب بيرون هي جذور الوحدة في السلسلة الزمنية محل الدراسة عند اختبار قاطع وعدم وجود اتجاه عام وقاطع ومن خلال قيمة الإحصائية للاشتراكات يمكن قبول الفرض العدم باشتمال السلسلة على جذور الوحدة ومن ثم فإن كل من السلسلة غير مستقرة في المستوى والملاحظ أن الإحصائية للاشتراكات وهي أكبر من مستويات المعنوية خلافا عن الاختبار بقاطع واتجاه عام فهي مستقرة في المستوى. باستخدام الفروق الأولى يتضح من النتائج الواردة في الجدول السابق أيضا عدم استقرار للسلسلة الزمنية بالاعتماد على النموذجين وجود القاطع ووجود ثابت ولها اتجاه عام. يظهر الجدول السابق عند الفروق الثاني تؤكد استقرار السلسلة الزمنية للاشتراكات وذلك فيما يتعلق بالاختبار الثاني لفيليب بيرون والذي يأخذ بعين الاعتبار

وجود قاطع للمعادلة واتجاه عام للسلسلة وتؤكد النتائج الواردة في الجدول السابق استقرارية السلسلة الزمنية للاشتراكات عند الفرق الثاني بالنماذج الثالثة التحليل عند الاختبار بالقاطع

يوضح الجدول السابق النتائج الإحصائية للفرضية العدمية التي يختبرها فيليب بيرون هي جذور الوحدة في السلسلة الزمنية محل الدراسة عند اختبار قاطع وعدم وجود اتجاه عام وقاطع ومن خلال قيمة الإحصائية للتعويضات المتحصل عليها في الجدول رقم (04) من الملحق رقم (04) يمكن قبول الفرض بعدم باشمال السلسلة على جذور الوحدة ومن ثم فإن كل من السلسلة غير مستقرة في المستوى والملاحظ أن الإحصائية للتعويضات وهي أكبر من مستويات المعنوية خلافا عن الاختبار بقاطع و اتجاه عام فهي مستقرة في المستوى. باستخدام الفروق الأولى يتضح من النتائج الواردة في الجدول السابق أيضا عدم استقرار للسلسلة الزمنية بالاعتماد على النموذجين وجود القاطع ووجود ثابت ولها اتجاه عام. يظهر الجدول السابق عند الفروق الثاني تؤكد استقرارية السلسلة الزمنية للتعويضات وذلك فيما يتعلق بالاختبار الثاني لفيليب بيرون والذي يأخذ بعين الاعتبار وجود قاطع للمعادلة واتجاه عام للسلسلة وتؤكد النتائج الواردة في الجدول السابق استقرارية السلسلة الزمنية للتعويضات عند الفرق الثاني بالنماذج الثالثة .

– دراسة السلسلة الزمنية عند الفرق الثاني

الجدول رقم (04) نتائج اختبار فيليب بيرون للسلسلة الزمنية عند الفرق الثاني

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9884.713	5366.394	-1.841955	0.0986
D2COTGNAS	0.163426	0.036632	4.461266	0.0016
R-squared	0.688612	Mean dependent var	13807.39	
Adjusted R-squared	0.654614	S.E. dependent var	4351.647	
S.E. of regression	2559.311	Akaike info criterion	18.69693	
Sum squared resid	58950664	Schwarz criterion	18.76817	
Log likelihood	-190.8271	Hannan-Quinn criter.	18.66023	
F-statistic	19.90289	Durbin-Watson stat	0.734311	
Prob(F-statistic)	0.001574			

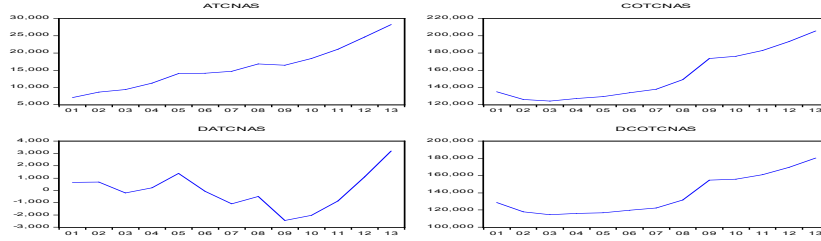
مخرجات 10 eiewes اعتمادا على المعطيات المتاحة

- قدر معامل التحديد ب 68.86% يبين أحسن تقدير للإنحدار لسلسلة الفروق الثانية وهي نسبة جيدة فالمتغير الإشتراكات يفسر 68.86% من التغيرات في التابع أما بقية النسبة تعود إلى عوامل أخرى-الإحتمالية لفيدشر تقدر ب (0.00157) وهي أقل من مستويات المعنوية و القيمة الإحصائية المحسوبة أكبر من الجدولية لذلك نرفض الفرضية الصفرية ونعتبر أن النموذج بكامله ذو جودة تفسيرية.

-نمذجة الاشتراكات والتعويضات الاجتماعية من خلال نموذج ARIMA

بعد فحص إختبارت السكون للسلسلتين إتضح أن السلسلتان تحتويان على إتجاه وهو ما يشوه عملية توليد سلسلة الإنحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة، وبما أن السلسلتان لا تحتويان على عامل الموسمية لأن البيانات سنوية.نقوم بتخليص السلسلتين من عامل الإتجاه والمخططات البيانية التالية توضح مدى تخلص السلسلتين من عامل الإتجاه (Deternding).

الشكل رقم (05) عملية Deternding لسلسلي التعويضات والاشتراكات الإجتماعية



المصدر: من إعداد الطالبتان استنادا لبرنامج Eviews10

من خلال الشكل السابق يتضح أن سلسلي الاشتراكات والتعويضات الاجتماعية إستقرتا بعد تخليصهما من عامل الإتجاه على التوالي DATCNAS,DCOTCNAS . وبالتالي يمكن التنبؤ بإستعمال نموذج الـ ARIMA .

أولاً: نمذجة الإنحدار الذاتي بالمتوسطات المتحركة المتكامل :

نحاول من خلال هذه الدراسة تقدير إنحدار حوادث العمل نسبياً للإشترابات الاجتماعية بإستعمال نموذج الـ ARIMA ، ويبين الجدول الموالي ذلك.

الجدول رقم (05) تقدير إنحدار تعويضات حوادث العمل نسبياً للإشترابات الإجتماعية

Dependent Variable: DATCNAS				
Method: ARIMA Maximum Likelihood (BFGS)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	512.9119	4275.607	0.119961	0.9971
DCOTCNAS	0.004574	0.026715	0.167916	0.0000
MA(1)	0.901150	0.266036	3.389531	0.0000
R-squared	0.700122	Mean dependent var		2.09E 06
Adjusted R-squared	0.706829	S.D. dependent var		1488.277
S.E. of regression	1239.093	Akaike info criterion		17.45611
Sum squared resid	13818167	Schwarz criterion		17.62984
Log likelihood	-109.16171	Hannan-Quinn criter.		17.42036
F-statistic	2.770501	Durbin-Watson stat		1.641007
Prob(F-statistic)	0.003057			

المصدر: إعداد الطالبة إعتمادا على مخرجات Eviews 10

من خلال تقدير إنحدار تعويضات حوادث العمل نسبياً للإشترابات الاجتماعية المحصلة وبعد تخليص السلسلتين من عامل الإتجاه يتضح جلياً أن العلاقة الإنحدارية بمتوسطاتها المتحركة تتمتع بجودة إحصائية عالية من خلال معامل التحديد ومعامل التحديد المصحح للذات يعادلان 78% و 71% على التوالي، إضافة إلى إحصائية ستودنت تبين المعنوية الإحصائية لمعاملات النموذج كل على حدا، وإحصائية فيشر التي تبين المعنوية الإحصائية لمعاملات النموذج ككل. أما بخصوص

مشكلة الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى لسلسلة بواقي هذا الانحدار فتوضح إحصائية-Durbin Watson عدم وجود مشكلة الارتباط السلسلي من الدرجة الأولى.

ثانياً - تقدير أحسن نموذج ARIMA

يبين الجدول أسفلاً معايير إختيار أحسن نموذج ARIMA لتقدير علاقة إنحدار تعويضات حوادث العمل والإشتراكات الاجتماعية، ويتضح أن أحسن تمثيل رياضي وفق معيار Akaike للنماذج المتعددة والتي تبين تقارب المعنوية إحصائية وهو النموذج ARIMA (0,0,1).

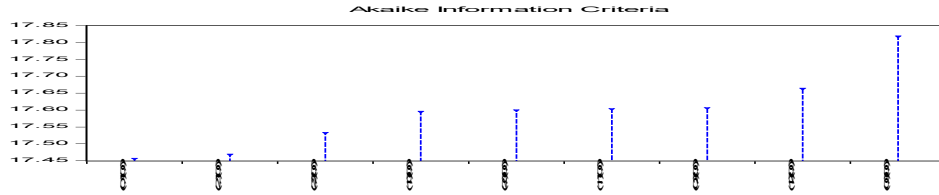
الجدول رقم (06) معايير إختيار أحسن نموذج

Model Selection Criteria Table				
Dependent variable: DATTUNES				
Model	LogL	AIC7	BIC	HQ
(0,1)(0,0)	109.461718	17.456110	17.628911	17.420389
(2,1)(0,0)	-107.640637	17.462836	17.728582	17.414241
(2,0)(0,0)	109.598332	17.532091	17.826255	17.499523
(1,0)(0,0)	-110.366070	17.514780	17.768611	17.559050
(2,0)(0,0)	109.392779	17.596889	17.916177	17.551227
(1,1)(0,0)	-107.416238	17.600498	17.819286	17.567836
(0,2)(0,0)	109.425308	17.609441	17.922739	17.569779
(1,2)(0,0)	-108.810666	17.653164	17.923910	17.609569
(0,0)(0,0)	112.871892	17.817214	17.977597	17.799117

المصدر: إعداد الطالبان اعتماداً على مخرجات 10 eiewes

ويبين الشكل البياني التالي الخاص بمعيار Akaike والمبين للتوليفة الخطية المثلى لتمثيل العلاقة بين متغيرات الدراسة

الشكل رقم (05) معيار Akaike للتوليفة الخطية المثلى



المصدر: إعداد الطالبان اعتماداً على مخرجات 10 eiewes

ثالثاً: دراسة بواقي الإنحدار الذاتي للمتوسطات المتحركة

- من حيث مشكلة السكون:

للتحقق من صلاحية النموذج للتنبؤ نقوم بتحليل بواقي الإنحدار الذاتي للمتوسطات المتحركة وهل تمثل بواقي التقدير تشويشاً أبيضاً وهل معلمات النموذج هي خطية مثلى وغير متحيزة أي Best Linear Unbiased Estimator.

- من حيث مشكلة عدم ثبات التباين:

نقوم باختبارين ARCH و Breusch Pagan Godfrey لمعرفة ثبات أو تجانس تباين الأخطاء العشوائية لنموذج الإنحدار الذاتي للمتوسطات المتحركة المتكاملة لتقدير علاقة إنحدار حوادث العمل والإشتراقات الاجتماعية، حيث يبين الجدولين الآتيين الجدول رقم (07) اختبار ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.159918	Prob. F(1,10)	0.6976
Obs*R-squared	0.188881	Prob. Chi-Square(1)	0.6638

الجدول رقم (08) اختبار Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	4.801518	Prob. F(1,11)	0.3509
Obs*R-squared	3.950236	Prob. Chi-Square(1)	0.4469

المصدر: مخرجات Eviews 10 اعتماداً على المعطيات المتاحة

بما أن أحصائي فيشر و LM المقدرتين بـ 0.159918 و 0.188881 ذات قيمتين صغيرتين وهما أصغر من القيمتين الجدوليتين عند مستوى معنوية 5% وهو ما يوضح أن احتمال أحصائي فيشر و LM أكبر من مستويات المعنوية عند 5% وبالتالي نرفض الفرض البديل ونقبل الفرض العدمي بعدم وجود مشكل عدم ثبات التباين وأن سلسلة البواقي تباينها ثابت أو متجانس. - من حيث مشكل الارتباط الذاتي:

نقوم باختبارين Durbin-Watson و Breusch Godfrey لمعرفة الارتباط الذاتي للأخطاء العشوائية لنموذج الإنحدار الذاتي للمتوسطات المتحركة المتكاملة لتقدير علاقة إنحدار حوادث العمل والإشتراقات الاجتماعية، حيث يبين الجدول التالي اختبار Breusch Godfrey للارتباط الذاتي للبواقي لدرجة أعلى من الواحد وهو ما يبين الجدول الموالي:

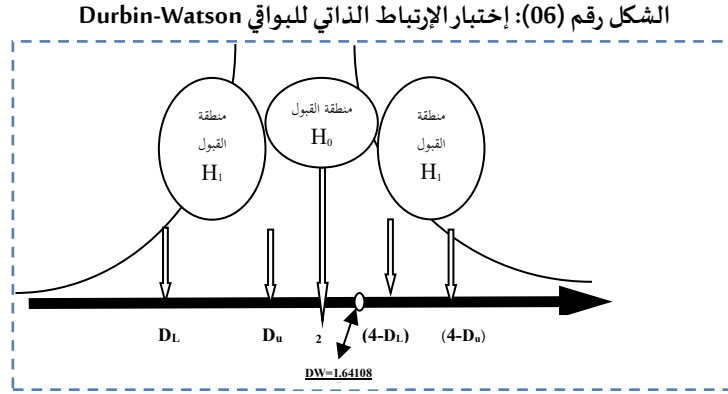
الجدول رقم (10) اختبار Breusch- Godfrey

Serial correlation LM Test: Breusch -Godfrey			
F-statistic	1.329860	Prob. F(1,11)	0.1289
Obs*R-squared	5.753159	Prob. Chi-Square(1)	0.2769

المصدر: مخرجات Eviews 10 اعتماداً على المعطيات المتاحة

بما أن احتمال إحصائي فيشر و LM أكبر من جميع مستويات المعنوية عند 1% و 5% و 10% وبالتالي فإن القيمتين المحسوبتين لفيلشر و LM أقل من القيم الحرجة وبالتالي فإن بواقي

تقدير هذا الإنحدار لا تعاني من مشكل الإرتباط الذاتي. أما بخصوص إختبار Durbin-Watson فهو يفحص الإرتباط الذاتي للبواقي في الدرجة الأولى ويتضح من الشكل رقم (06) أن إحصائية Durbin-Watson المحسوبة تعادل 1.641087 وهي محصورة بين D_u و $(4-D_L)$ وهي منطقة قبول H_0 والتي تبرر عدم وجود إرتباط تسلسلي من الدرجة الأولى.

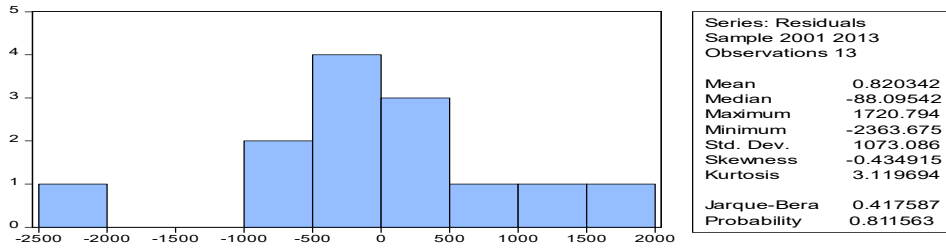


المصدر: من إعداد الطالبتان إعتماًداً على Eviews 10

- من حيث التوزيع الطبيعي للبواقي

يدرس إختبار Jarque-Bera مدى إلتزام سلسلة البواقي بالتوزيع الغوسي Gauss Distribution أي مدى توزع بواقي التقدير حول حدود التوزيع الطبيعي وهو ما توضحه إحصائية Jarque-Bera التي تعادل 0,4175 وإحتمالها الذي يفوق جميع مستويات المعنوية عند 1% و 5% و 10% وبالي فالحقيقة المحسوبة أصغر من القيمة الحرجة وبالتالي يمكن قبول فرضية العدم والتي تدل على التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي كما يوضحه الشكل الموالي:

الشكل رقم (07): إختبار التوزيع الطبيعي للبواقي



المصدر: مخرجات Eviews 10 إعتماًداً على المعطيات المتاحة

4- الخلاصة

حاولنا في هذه الدراسة تحليل العلاقة بين التعويضات والاشتراكات الاجتماعية لنظام التأمينات في الجزائر للفترة الممتدة من 2001 إلى غاية 2013 المتحصل عليها من الديوان الوطني للإحصائيات بالجزائر، مع قياس مدى توافق التوليفة الخطية ما بينهما، وعبرت المعنوية الإحصائية لمعلومات نموذج الانحدار الذاتي للمتوسطات المتحركة عن وجود علاقة طويلة الأجل ما بين الاشتراكات الاجتماعية والتعويضات الاجتماعية لحوادث العمل و هذا راجع إلى ضعف نسبة التخصيص للاشتراكات الحوادث العمل المقدرة بـ 1.25% من مجموع التحصيلات مما يبين العلاقة الإحصائية الكبيرة بينهما.

5_ نتائج الدراسة:

1-5_ وفق نتائج النموذج المقترح يوجد توازن بين متوسط إجمالي التعويضات ومتوسط إجمالي الاشتراكات كما أن الإيرادات التي تحصل عليها المؤسسة العامة للتأمينات الاجتماعية بالجزائر من خلال الاشتراكات تعتبر كمصدر مهم لإيراداتها عكس المؤسسات التي تتكبد أرقام خيالية لتأمين العمال وهذا ما يعكس الفرق الإيجابي لميزانية الإيرادات والنفقات على طوال سنوات الدراسة.

2-5_ نشأ الفائض بصناديق التأمينات الاجتماعية بالجزائر بسبب التغيرات الديموغرافية للسكان وزيادة شريحة العمال و ذلك بنسبة عالية، ففي بداية الدراسة كانت في حدود مليون لكن السنة الأخيرة من الدراسة وصل عدد الأجراء إلى خمسة ملايين ونصف في حين يقابل ذلك زيادة في التكنولوجيات التي تسهل العمل.

3-5_ إن كل من السلسلة الزمنية للاشتراكات والتعويضات مستقرة كما أنهما لا يحتويان على جذر الوحدة.

6_أفاق الدراسة

- ✓ فتح مجال التأمينات الاجتماعية للخووص لتحمل أعباء هذه الشريحة وكذا لجعل المنافسة بين المتعاملين الاقتصاديين، وخلق فرص للشغل التي تزيد من الاشتراكات؛
- ✓ خلق هيئة استشارية ووقائية في كل المؤسسات وكذا على كل مؤسسة تحمل أعباء حوادث العمل؛
- ✓ جعل معدل حوادث العمل متغير يتناسب وحجم المؤسسة وكذا مدى خطورة الحادث ليتم تكيفاً مع الأوضاع المتغيرة؛

√ إعادة النظر في التأمين على حوادث العمل من طرف الدولة فهي فرصة للاستثمار، وهي تخلق فائض للإيرادات السنوية للتأمينات الاجتماعية ويتم توزيعها في شكل أرباح لكن من المفروض أن تدخل لخزينة الدولة لاستغلالها؛

√ لم تستطع الدراسة الحالية الوصول إلى أهداف يمكن التنبؤ بها في المستقبل وهذا راجع إلى السرية في هذا القطاع و عدم التصريح التام ببعض المتغيرات الضرورية لاستكمال الدراسة لذلك نطمح أن يكون هناك دراسات معمقة مع إدخال ساعات العمل الضائعة من جراء حوادث العمل و أهم القطاعات التي تكثر فيها حوادث العمل.

قائمة مراجع اللغة العربية

1. أحمد حسن البرعي. (1983). *المبادئ العامة للتأمينات الاجتماعية وتطبيقاتها في القانون المقارن*. القاهرة، الاسكندرية: دار الفكر العربي.
 2. أحمد محمد محرز. (1978). *الخطر في تأمين إصابات العمل* (الإصدار دار الهناء للطباعة، المجلد الطبعة 4). القاهرة، لا يوجد، لا يوجد: دار الهناء للطباعة.
 3. الطيب سماتي. (2013). *المنازعات العامة في مجال الضمان الإجتماعي في ضوء القانون الجديد*. الجزائر، عين مليلة: دار الهدى.
 4. المادة 6 القانون 83/13. (02 يوليو، 1983). القانون 83/13 المتعلق بحوادث العمل و الأمراض المهنية. الجزائر.
 5. حسن بن عطية الحربي. (01 جانفي، 2010). *المفهوم القانوني لإصابة العمل.. دراسة مقارنة بين التشريعين المصري والسعودي* ، 114. القاهرة: لا يوجد.
 6. حمدي ياسين. (1999). *علم النفس الصناعي والتنظيمي بين النظرية والتطبيق* (الإصدار 1). مصر، مدينة نصر، القاهرة: دار الكتاب الحديث.
 7. سليم نعامة. (1990). *مشكلات العمل والانتاج في المؤسسات الصناعية*. دمشق، سوريا: دار عكرمة للطبع والنشر والتوزيع.
 8. عبد الرحمن العيسوي. (1982). *علم النفس والانتاج* (المجلد 1). الإسكندرية، مصر: دار النهضة العربية للطباعة و النشر و التوزيع.
 9. عبد الملك عامر سلمان. (1990). *التأمينات الإجتماعية في الدول العربية* (الإصدار دار العلم للملايين، المجلد 01). لبنان، لا يوجد، لا يوجد: دار العلم للملايين.
 10. محمد حامد الصياد. (2010). *التأمينات الاجتماعية معاش وتعويض تأمين إصابة العمل*. القاهرة ، القاهرة: دار النهضة للتوزيع.
 11. مختار شعال. (2009). *دور التكوين في التخفيض من حوادث العمل*. دراسة ميدانية في مؤسسة النظافة ، 207. الجزائر.
1. قائمة مراجع اللغة الفرنسية

celiss. (2018). *les cotisation en algerie*. Consulté le 12 10, 2019, sur <https://www.cleiss.fr>
 institut, s. R. (2017, 07 06). *sigma 3/2017: World insurance in 2016: the China growth engine steams ahead*. Consulté le 12 28, 2019, sur swiss Re groupe: <https://www.swissre.com>

8- الملاحق

Atcnas			الملاحق 01	Cotcnas			الملاحق 02
بدونهما	بقاطع واتجاه عام	بقاطع		بدونهما	بقاطع واتجاه عام	بقاطع	
5.568132 (1.0000)	0.100383- (0.9862)	1.666208 (0.9985)	في المستوى	2.748882 (0.9957)	-2.637679 (0.2733)	1.3368733 (0.9970)	في المستوى
0.735685- (0.3747)	2.573786- (0.2961)	2.007784- (0.2795)	الفرق الأول	-1.440778 (0.1326)	-3.026067 (0.1636)	-2.641513 (0.1142)	الفرق الأول
4.662846- (0.0003)	4.09237- (0.0510)	4.612233- (0.0064)	الفرق الثاني	-4.279504 (0.0006)	-2.416985 (0.3498)	-4.219934 (0.0112)	الفرق الثاني

Cotcnas				الملاحق 03
درجة التكامل	بدونهما	بقاطع واتجاه عام	بقاطع	
-	2.486774 (0.9928)	5.861272- (0.0031)	1.235342 (0.9957)	في المستوى
-	1.440778- (0.1326)	3.598931- (0.0789)	2.784134- (0.0919)	الفرق الأول
I(2)	5.023157- (0.0002)	8.356492- (0.0004)	7.268065- (0.0002)	الفرق الثاني

Atcnas				الملاحق 04
درجة التكامل	بدونهما	بقاطع واتجاه عام	بقاطع	
-	5.570230 (1.0000)	0.100383- (0.9862)	1.664566 (0.9985)	في المستوى
-	0.516951- (0.4690)	2.542948- (0.3068)	1.999236- (0.2827)	الفرق الأول
I(2)	5.178062- (0.0002)	8.885687- (0.0003)	7.074762- (0.0003)	الفرق الثاني