

مؤشرات الأسواق المالية كوسيلة للوقاية من الأزمات المالية

التنبؤ بحركة مؤشر داوجونز الصناعي باستخدام منهجية Box-Jenkins في تحليل السلاسل الزمنية

أ. رملوي عبد القادر، جامعة معسكر

أ. بشرول فيصل، جامعة معسكر

الملخص: تعتبر مؤشرات الأسواق المالية من بين أفضل أدوات تحليل السوق المالي وأحد أهم المؤشرات الاقتصادية المستخدمة للتنبؤ بالحالة المستقبلية للسوق، ولهذا فإن تحليل ونمذجة مؤشرات الأسواق المالية يعتبر مقياساً لدرجة كفاءتها وأداة للتنبؤ الاقتصادي. وتعتبر نماذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك (ARIMA) لبوكس-جينكز من أهم الأساليب المستخدمة لتحقيق هذا الغرض. ومن خلال هذه الورقة البحثية نهدف إلى تحليل تطور مؤشر داوجونز الصناعي لبورصة نيويورك خلال الفترة الممتدة من شهر جانفي 2006 إلى فيفري 2014 قصد معرفة اتجاه تغيرات هذا المؤشر والتنبؤ بقيمته المستقبلية.

الكلمات المفتاحية: مؤشرات الأسواق المالية، مؤشر داوجونز، بوكس-جينكز، التنبؤ.

Abstract: Financial market indicators are considered among the best financial market analysis tools and one of the most important economic indicators used to predict the future situation of the market, this is why the analysis and modeling of financial market indicators is considered a measure of the degree of market efficiency and tool for economic forecasting. The Moving average autoregressive models (ARIMA) of Box-Jenkins is considered of the most important methods used for achieving this goal. Through this paper we aim to analyze the evolution of the Dow Jones Industrial index of New York Bourse during the period of the month of January 2006 to February 2014 in order to know the direction of changes in this index and predict future worth.

Keywords: Indicators of financial markets, Dow Jones indicator, Box-Jenkins, Prediction.

مقدمة:

تؤدي أسواق الأوراق المالية دور جد مهم في تحويل الموارد المالية، من الوحدات الاقتصادية المدخنة إلى الوحدات الاقتصادية المستثمرة مما يشجع الادخار والاستثمار على حد سواء. كما أن هذه الأسواق تتوفر على منتجات متنوعة من أسهم وسندات بمختلف أنواعها وأدوات مستحدثة كالمشتقات والأوراق المهجنة، تسمح للمستثمرين بتنويع محافظهم المالية، لهذا تسعى كل دولة لتوفير البيئة الملائمة لها إذ لا يمكن لهذا النوع من الأسواق أن يتطور إلا إذا توفر المناخ الاستثماري المناسب.

كما أن تقلب هذه الأسواق ورواجها يقتضي منها توفير الكم والكيف اللازم من المعلومات والبيانات حتى تكون محل ثقة، وتمكن المستثمرين من اتخاذ قرارات رشيدة، فلا يختلف اثنان حول أهمية المعلومة والإفصاح عنها، بل يعد ذلك أساساً لسلامة أي سوق واستمراره. لذا يتوجب توفير جل المعلومات والبيانات المتعلقة بالشركات التي يتم تداول أدواتها في السوق، حتى يتمكن المستثمرون من ترشيد قراراتهم، فتحديد قيمة الأوراق المالية بناء على المعلومات المتوفرة هو تحديد لقيمتها الحقيقية في هذا السوق، فهذا الأخير يؤمن بأن أي معلومة ترد إلى السوق تنعكس بسرعة في سعر الورقة المالية، ليس هذا فحسب بل يعتمد المستثمرون على المؤشرات البورصة التي ترسم

اتجاه أسعار مختلف الأوراق المالية المتداولة في البورصة، فهي تعطي صورة مسبقة عن السوق للمستثمر الجديد والقديم على السواء، فتعد بمثابة مقياس لدرجة تطور الاقتصاد بصفة عامة والسوق بصفة خاصة، إذ يلخص بشكل عام أداء السوق، والمؤشرات ليست من شكل واحد بل هي على عدة أنواع، كما أن لكل دولة مؤشراتهما كما أنها تختلف داخل البلد الواحد من سوق لآخر. إذن تعتبر مؤشرات الأسواق المالية أداة من أدوات تحليل السوق من جهة، وأحد أهم المؤشرات الاقتصادية المستخدمة للتنبؤ بالحالة المستقبلية للسوق. فمؤشر السوق يعد مقياساً شاملاً لاتجاه السوق لأنه يعكس الاتجاه العام لحركات أسعار الأوراق المالية، وأن قيمة هذه المؤشرات ترتبط ارتباطاً وثيقاً بمدى كفاءة الأسواق باعتبارها انعكاساً للمعلومات الواردة للسوق، وقد حدد الاقتصادي (Fama 1970) ثلاثة أنواع من فرضيات كفاءة المعلومات في الأسواق وهي فرضية مستوى الكفاءة الضعيفة (weak-From Efficiency) وفرضية مستوى الكفاءة شبه القوي (Semistrong- From Efficiency) وفرضية مستوى الكفاءة القوي (Strong-From Efficiency).

لذلك فتحليل ونمذجة مؤشرات السوق المالي تعتبر مقياساً لدرجة كفاءتها وأداة للتنبؤ الاقتصادي بها، ولعل من الأساليب المستخدمة في ذلك أسلوب السلاسل الزمنية. ومن بين أبرز هذه الأساليب نماذج ARIMA (Autoregressive integrated moving average) أي نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحركة المتكاملة، إذ تم صياغة هذه المنهجية من قبل Box et Jenkins سنة 1970، وهناك العديد من الدراسات التي استخدمت هذه المنهجية في التنبؤ الاقتصادي نذكر منها James Hansen, James McDonald and Ray Nelson التي تناولت مقارنة التنبؤ بالسلاسل الزمنية باستخدام نماذج ARIMA ونماذج الشبكات العصبية Neural network، دراسة Jeffery-Wanger الذي قدر فيها أفضل مستوى للاستثمار العام باستخدام تلك النماذج.

إذن هذه الورقة البحثية تهدف لتحليل السلسلة الزمنية لمؤشر داوجونز الصناعي (DJ) خلال الفترة الممتدة من جانفي 2006 إلى فيفيري 2014 قصد معرفة اتجاه تغيرات هذا المؤشر والتنبؤ بقيمته المستقبلية.

ضمن هذا السياق وبعد الاطلاع على الهدف الذي نسعى للوصول إليه في هذه الورقة البحثية وأهمية القيام بها، نصل إلى إبراز معالم إشكالية بحثنا التالية:

كيف يمكن بناء نموذج تنبؤي وفق منهجية بوكس - جينكز كأداة تساعد في التنبؤ بحركة مؤشر

داوجونز؟.

محاور الدراسة: يتم استعراض الأفكار الرئيسية لهذه الورقة من خلال ثلاث محاور أساسية بحيث:

- **المحور الأول** مؤشرات الأسواق الأوراق المالية واستخداماتها.

- **المحور الثاني** منهجية بوكس جينكس Box-Jenkins في تحليل السلاسل الزمنية.

- المحور الثالث تحليل سلسلة مؤشر داوجونز والتنبؤ المستقبلي بحركته باستخدام منهجية بوكس جينكس Box-Jenkins.

أولاً: مؤشرات أسواق الأوراق المالية واستخداماتها: تعتبر مؤشرات أسواق الأوراق المالية أداة من أدوات تحليل السوق من جهة، وأداة التنبؤ بحركة تطوره مستقبلاً من جهة ثانية، حيث تعطي فكرة سريعة عن أداء المحفظة المالية والحكم على أداء المديرين وأداة تقدير مخاطر المحفظة المالية.

1- **تعريف مؤشرات أسواق الأوراق المالية:** تعددت التعاريف المقدمة لمؤشرات أسواق الأوراق المالية، ويمكن أن نذكر منها: "مؤشر السوق هو مقياساً شاملاً لاتجاه السوق، إذ يعكس الاتجاه العام لحركة أسعار الأسهم، فمؤشر السوق يمثل إذا مستوى مرجعي للمستثمر في سوق الأوراق المالية، أو مجموعة معينة من الأسهم" (1).

كما يعتبر معيار يعكس حالة سوق رأس المال المستهدف، تقنية وأداة لقياس تطور الأسعار وحجم الأوراق المالية المتداولة في سوق الأوراق المالية المنظمة أو غير المنظمة أو كلاهما معا لغرض معرف أداء السوق بصفة عامة، أو قطاعي سوقي بصفة خاصة بطريقة مستمرة ومنتظمة في فترات زمنية محددة.

ويمكن تقسيم المؤشرات إلى نوعين رئيسيين، مؤشرات تقيس تطور السوق بصفة عامة كمؤشر داوجونز الصناعي Dow Jones ومؤشر 500 لستاندرد أند بور S&P500، ومؤشرات قطاعية تبدي مظهر السوق بالنسبة لقطاع محدد بذاته، كمؤشر لستاندرد أند بور لصناعة الخدمات العامة (2).

2- **استخدامات المؤشر في أسواق الأوراق المالية:** تعتبر مؤشرات أسواق الأوراق المالية بارومتر لقياس درجة تطور السوق المالية، إذ يلخص أداء الإجمالي للسوق، ولهذا المؤشر عدة استخدامات نذكر منها على سبيل المثال (3):

- **متابعة أداء المحافظ الاستثمارية المالية:** يعكس التغير الذي يطرأ على مؤشرات الأسعار كافة التحركات في إجمالي الأسهم - هناك مؤشرات قطاعية (4) - المتداولة بالبورصة ويعبر أداء المؤشر عن العائد على الخطر المتوسط بالسوق وبالتالي يمكن للمستثمر الفرد أن يقارن بين العائد على محفظته الاستثمارية وبين العائد السوقي أو التغير الذي يطرأ على مؤشر السوق.

- **التنبؤ بحركة أسعار الأسهم بالبورصات:** يمكن التوصل إلى نمذجة التغيرات التي تطرأ على مؤشرات قياس حركة السوق من خلال التحليل التاريخي لتلك المتغيرات باستخدام تحليل السلاسل الزمنية والمتوسطات المتحركة، وبالتالي يمكن التنبؤ بالتطورات المتوقعة لحركة السوق في المستقبل. كذلك يمكن تحليل العلاقة التكاملية بين المتغيرات الاقتصادية الكلية والتغيرات في أسعار الأسهم باستخدام الأساليب الإحصائية مثل تحليل الانحدار والارتباط و ونموذج تصحيح الخطأ والتكامل المشترك، إذ تسمح هذه التحليلات لمتخذي القرار الاستثماري بتوسيع مجال المعلومات عن الحركة المستقبلية لاتجاهات المؤشر المستقبلية.

- تقدير مخاطر المحفظة: عن طريق المؤشرات البورصة يمكن قياس المخاطر النظامية (Système Risque) للمحفظة الاستثمارية، وهي علاقة بين معدل العائد لأصول الخطر (Risky Assets) ومعدل العائد لمحفظة السوق المكونة من أصول خطرة.

التنبؤ يسمح للمحللين الوقوف على طبيعة العلاقة بين بعض المتغيرات الاقتصادية وبعض المتغيرات التي تطرأ على المؤشرات، وهو ما يشار عليه عادة بالتحليل الأساسي الذي يمكن من التنبؤ مقدما بما يكون عليه السوق مستقبلا، وهذا من شأنه اتخاذ القرار السليم.

3- بعض مؤشرات أسواق الأوراق المالية الدولية: تختلف مؤشرات أسواق المالية من دولة إلى أخرى ومن سوق لآخر وهذا يعود لاختلاف الأوراق المالية المتداولة في السوق، إضافة إلى نوع الأوراق المالية التي تدخل في حساب المؤشر العام من جهة أخرى كذلك تختلف المؤشرات أسواق الأوراق المالية تبعا لأساليب حسابها ولهذا سوف نتطرق بشكل من اختصار لمؤشرات التالية:

مؤشر دواجونز الصناعي، مؤشر ستاندر آندبور في الو.م.أ و مؤشر Cac40 في فرنسا.

3-1- مؤشر دواجونز الصناعي (Dow Jones Industrial Average): قام تشالرز سنة 1885 بإصدار مؤشر دواجونز "Dow Jones"، إذ يعد أحد أقدم المؤشرات، وكان يتضمن آنذاك 12 سهما، 10 أسهم من أسهم شركات السكك الحديدية وسهمين (02) من أسهم الشركات الصناعية ذات سيادية النشاط في بورصة نيويورك، وفي عام 1928 ارتفع حجم العينة ليصل إلى 30 سهما. تمثل منها 30% من بورصة نيويورك، ويتم حسابه بواسطة المتوسط الحسابي للأسعار (5).

$$DJIA_t = \sum_{i=1}^{30} P_{it} / D_{adj}$$

حيث: $(DJIA_t)$ قيمة المؤشر في الفترة (t). (P_{it}) سعر السهم (i) في الفترة (t). (D_{adj}) القاسم المعدل في الفترة (t).

3-2- مؤشر ستاندر آندبور (Stantard & Poor Index 500): بدأ تكوين مؤشر ستاندر آندبور سنة 1957 وأسلوب بناء هذا المؤشر يعتمد على أساس القيمة ويعتبر هذا المؤشر الأكثر شهرة واستخداما وأصبح حاليا يعرف باسم S & P 500 لأنه يتكون من 500 سهم وتمثل 80% من الأسهم المتداولة في بورصة في بورصة نيويورك.

مؤشر S & P 500 يضم معظم الشركات كبيرة الحجم في مجال الصناعة والمنافع العامة والنقل والشركات المالية بالولايات المتحدة الأمريكية مثل شركة ا.ب.م IBM وشركة جينيرال موتورز General Motors.

ويتم حسابه وفق العلاقة التالية (6):

$$S\&P500 = \sum P_{it} Q_{it} / \sum P_{ib} Q_{ib} \cdot (K)$$

حيث: (P_{it}) سعر السهم (i) في الفترة (b). (Q_{it}) عدد وحدات السهم (i) في الفترة (t).

(Q_{ib}): سعر السهم (i) في الفترة (b). فترة الأساس و (K): رقم الأساس.

3-3- مؤشر كاك 40 (Cac40) في بورصة فرنسا: ويتم حسابه انطلاقاً من عينة تتكون من 40 مؤسسة فرنسية مقيدة في سوق التسديد الشهري وهو موزون على أساس القيمة السوقية وذلك بقياس التغير في القيمة السوقية لعينة المؤشر بالنسبة للقيمتها السوقية في سنة الأساس بتاريخ 1987/12/31 بقيمة معطاة له بنفس التاريخ مقدرة بـ 1000 نقطة، وتتم عملية حساب المؤشر كاك 40 وفق الصيغة الموالية :

القيمة السوقية الحالية

$$\text{مؤشر Cac40} = \frac{\text{القيمة السوقية القاعدية المعدلة}}{1000^*}$$

ثانياً: منهجية بوكس-جينكس (Box-Jenkins) في تحليل السلاسل الزمنية:

إن منهجية بوكس وجينكس (1976) تعتبر طريقة تدرس التنسيق بين السلاسل الزمنية انطلاقاً من تحديد خصائصها الإحصائية في عائلة نماذج انحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المتكاملة والتي تسمى اختصاراً نماذج (ARIMA)، والتي تعتبر من أكثر النماذج تمثيلاً للظواهر الاقتصادية المدروسة.

1- تعريف السلسلة الزمنية ومركباتها:

1-1- تعريف السلسلة الزمنية: السلسلة الزمنية هي مجموعة من القيم لمؤشر إحصائي مرتبة وفق التسلسل الزمني، بحيث كل فترة زمنية يقابلها قيمة عددية للمؤشر تسمى مستوى السلسلة، أو هي عبارة عن مجموعة قيم لمتغير ما مسجل وفق الترتيب التصاعدي للزمن.

1-2- مركبات السلسلة الزمنية: إن التغيرات التي تطرأ على ظاهرة ما من فترة زمنية لأخرى تحدث بسبب أربعة أنواع من العوامل وتمثل مركبات السلسلة الزمنية وتشمل التغيرات المنتظمة والتغيرات العشوائية (7).

1-2-1- التغيرات المنتظمة: وتشمل الاتجاه العام والتغيرات الموسمية والدورية و تعرف المركبات الثلاثة الأولى بالعوامل المنتظمة.

- الاتجاه العام: يعبر الاتجاه العام عن تطور متغير ما عبر الزمن سواء كان هذا التطور بميل سالب أو موجب، ويعكس الاتجاه العام تأثير العوامل طويلة الأجل على السلسلة الزمنية (8).

رياضياً فإن الاتجاه العام قد يكون خطاً مستقيماً أو غير خطي مثل المنحنى الأسّي أو منحنى يأخذ شكل S أو منحنى قطع مكافئ (معادلة رياضية من الدرجة الثانية) ويعتبر الاتجاه العام من أهم مركبات السلسلة الزمنية إذ يعتمد عليه غالباً في التنبؤ بالقيم المستقبلية لظاهرة معينة (9).

- التغيرات الموسمية (الفصلية): هي تلك التغيرات المنتظمة القصيرة الأجل التي تؤدي إلى حدوث نمط دوري كامل في السلسلة يتكرر بانتظام بعد عدد معين من الفترات يشار إليها عادة بالرمز S ويشير إلى طول الدورة بحيث لا يزيد طول الدورة عن السنة (فقد تكون أسبوعية أو شهرية أو فصلية) (10). وعادة

ما تأخذ التغيرات الموسمية شكلا أكثر انتظاما من التقلبات الدورية ولذا تكون عملية التنبؤ بها أسهل وأفضل (11).

1-2-2- التغيرات الدورية: تمثل التغيرات الدورية الانحرافات على المدى الطويل حول المستقيم أو المنحنى الذي يمثل الاتجاه العام للسلسلة الزمنية، حيث تؤدي هذه التغيرات إلى حدوث نمط دوري في السلسلة يتكرر كل فترة زمنية طويلة (سنتين أو أكثر) وهي بذلك تشبه التغيرات الموسمية ، وتعكس هذه التغيرات آثار الدورات والتقلبات الاقتصادية من حيث الكساد أو الراج ، كما أن طول هذا النوع من الدورات لا يمكن تحديده بشكل دقيق كون أن هذا النوع من التقلبات يتسم بعدم الانتظام .

1-2-3- التغيرات العشوائية تشمل التغيرات العرضية أو الفجائية التي تحدث فجأة إذ لا يمكن التنبؤ بها، والتي تعود إلى عوامل عشوائية مثل الزلازل أو الحروب غير المتوقعة...، وتمثل هذه التغيرات ما تبقى من العوامل التي لم تدخل في العناصر السابقة للسلسلة الزمنية، حيث أن التشخيص التام لأسباب هذه التغيرات قل ما نجده في الواقع وهذا لأنها تنتج عن عدة عوامل أو أحداث غير محددة وبالتالي يصبح من غير الممكن معالجة السلسلة الزمنية بالأساليب الإحصائية العادية لإزالة العامل العشوائي.

2- طبيعة السلسلة الزمنية (مستقر أو غير مستقرة): حسب طبيعة نمو السلسلة الزمنية يمكن أن نميز بين سلاسل زمنية مستقرة (Série Chronologiques Stationnaires) وسلاسل زمنية غير مستقرة (Non-Stationnaires)، وقبل معالجة سلسلة زمنية لابد من دراسة خصائصها الإحصائية كوسطها الحسابي وتباينها وتغيراتها مع الزمن. فنقول عن سلسلة زمنية (Y_t) أنها مستقرة إذا كانت عزومها (moments) ثابتة ومستقلة مع تغيرات الزمن ويمكن التعبير عن ذلك كما يلي:

$$E(Y_t) = E(Y_{t+m}) = \mu \text{ et } \forall m \in R$$

$$V(Y_t) < \infty \forall t$$

-تغاير السلسلة الزمنية بين فترتين زمنيتين يعتمد على الفجوة الزمنية بين القيمتين وليس على القيمة

$$(Y_t, Y_{t+k}) = E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu) = \gamma_k, \forall (t, k) \in T^2$$

إذن تكون السلسلة الزمنية مستقرة إذا كانت عزومها ثابتة ومستقلة عن تغيرات الزمن. فهي سلسلة لا تحتوي لا على اتجاه عام ولا على تغيرات موسمية وبصفة عامة لا توجد أي مركبة من مركبات السلسلة تتغير بتغير الزمن.

3- طرق الكشف عن الاستقرار: توجد عدة معايير تستخدم في اختبار الاستقرار نجد منا ما يلي:

3-1-دالة الارتباط الذاتي البسيطة (FAC- Fonction d'autocorrélation simple): إن دالة (FAC)

تقيس ارتباط بين مشاهدات السلسلة الزمنية لفترات إبطاء (K) وتعطى بالصيغة الرياضية التالية:

$$\rho_k = \text{Cov}(Y_t, Y_{t-k}) / \sigma_t \sigma_{t-k} = \frac{\sum_{t=k+1}^n [(Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})]}{\left[\sum_{t=k+1}^n (Y_t - \bar{Y})^2 \cdot \sum_{t=k+1}^n (Y_{t-k} - \bar{Y})^2 \right]^{\frac{1}{2}}} \dots (1).$$

حيث: $(\bar{Y})$: متوسط السلسلة الزمنية عند $(n-k)$ مرحلة و (n) عدد المشاهدات (12).
 لحساب (ρ_k) يتطلب إيجاد الوسط الحسابي والتباين لكل فترة تأخير (k) لذلك نأخذ دالة الارتباط للعينة (Fonction d'autocorrélation d'échantillonnage –FACE–) وهي كمقدر نقطي لـ (FAC) وتقدر وفق العلاقة التالية:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n [(Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})]}{\sum_{t=k}^n (Y_t - \bar{Y})^2} = \frac{Y_k}{Y_0} \dots (2).$$

حيث: $(\bar{Y})$: متوسط الحسابي للعينة و (n) حجم العينة (13).
 وإن المعنوية الإحصائية لمعامل الارتباط الذاتي كما أثبت M.S.Barlett في حالة سلسلة زمنية عشوائية بإحكام (parfaitement aléatoire) - بمعنى أنها سلسلة ضجة بيضاء (Bruit blanc)⁽¹⁾ - $(\hat{\rho}_k)$ تتوزع طبيعياً بمتوسط معدوم وانحراف معياري يساوي مقلوب حجم العينة.

$$\hat{\rho}_k \sim N\left(\frac{0,1}{n}\right). \text{ avec: } E(\hat{\rho}_k) = 0 \text{ et } \sigma_{\hat{\rho}_k} = \frac{1}{n}$$

ويعطى مجال الثقة لـ (ρ_k) عند مستوى معنوية 95% كما يلي (14):

$$\hat{\rho}_k \pm \frac{1.96}{n} \dots (3)$$

3-2- اختبار Box – Pierce et Ijung-Box: يسمح هذا الاختبار بالتعريف بسلاسل التشويش الأبيض (متغيرات عشوائية لها نفس التوزيع ومستقلة فيما بينها)، و تستلزم سلسلة الضجيج الأبيض أن

$$\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_h$$

ولتكن الفرضيات التالية (15):

$$\left| \begin{array}{l} \bar{\rho}_1 = \bar{\rho}_2 = \bar{\rho}_3 = \dots = \bar{\rho}_h = 0 \\ \bar{\rho}_1 = \bar{\rho}_2 \neq 0 \text{ cativement } \exists \rho_1 \neq 0 \end{array} \right.$$

بدل اختبار معنوية جميع معاملات الارتباط الذاتي الفردية فإنه يمكن اختبار فرضية أن كل معاملات ρ_k بالتزامن تساوي الصفر، ويتحقق هذا باستخدام إحصائية (Q) والتي تعرف حسب Box et Pierce كما يلي (16):

$$Q = n \sum_{k=1}^h \rho_k^2$$

حيث: (n) تمثل حجم العينة. (h) طول فترة التأخير.

- إحصائية (Q) تميل بشكل متقارب إلى توزيع (χ^2) (chi-deux) بدرجة حرية (h) .

إذا كان: $Q > X_{\alpha}^2$ بمستوي معنوية $(1 - \alpha)$: فإننا نرفض فرضية العدم أي فرضية الضجيج الأبيض وبالتالي فإن يوجد على الأقل ρ_t معنوياً يختلف عن الصفر وهذا يعني أن السلسلة غير مستقرة أما إذا كان $Q < X_{\alpha}^2$: فإننا لا نرفض فرضية العدم وبالتالي فإن السلسلة مستقرة.

3-3-اختبارات الجذر الأحادي (Les Tests des Racines Unitaires): نقوم بدراسة استقرارية السلاسل الزمنية عن طريق أحد الاختبارات الأكثر شيوعاً وهو اختبار ديكي-فولر البسيط أو المطور. مع الإشارة أن اختبار ديكي-فولر البسيط لا يأخذ الارتباط الذاتي في الخطأ العشوائي (autocorrélation des erreurs (ε_t) بعين الاعتبار وهذا يؤدي إلى عدم اتساق تقديرات المربعات الصغرى لمعادلة الانحدار بالكفاءة.

3-3-1- اختبار ديكي-فولر البسيط (Test de Dickey-Fuller simple 1979 -DF-): يعتمد هذا الاختبار على تقدير النماذج الثلاثة التالية:

نموذج (1): نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الأولى (Modèle autorégressif d'ordre 1)

$$\text{Modelle(1): } \Delta X_t = \varphi X_{t-1} + \varepsilon_t$$

نموذج (2): نموذج انحدار ذاتي زائد ثابت (Modèle autorégressif avec constante)

$$\text{Modelle(2): } \Delta X_t = \varphi X_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

نموذج (3): نموذج انحدار ذاتي زائد اتجاه عام (Modèle autorégressif d'ordre avec bt) (tendance).

3-3-2- اختبار ديكي-فولر المطور (Test de Dickey-Fuller augmentés 1981 -ADF-): للقيام باختبار (ADF) نقوم بتقدير المعادلات التالية لكل متغيرة على حدة باستعمال طريقة (MCO):

$$\text{Modelle(4): } \Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelle(5): } \Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta X_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelle(6): } \Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta X_{t-j+1} + c + b.t + \varepsilon_t$$

avec ε_t i. i. d, $(c, b) \in R^2$, (t) la tendance, (p) nombre de retards.

ويتم تحديد درجة التأخير (p) اعتمادا على معياري Akaike ou Schwarz. ويرتكز على الفرضيات التالية:

$$H_0: \varphi = 1$$

$$H_1: \varphi < 1$$

وقبول فرض العدم (H_0): يدل على وجود أحادي، أي أن السلسلة الزمنية (ΔX_{1t}) غير مستقرة. بحيث يتم مقارنة إحصائية (T) لستيوننت المحسوبة (T_{Cal}) مع قيمتها الجدولية ($T_{Tableau}$) عند مستوى معنوية (α) محدد.

$$Si: T_{Cal} > T_{Tab} \text{ en rejette } H_0$$

3-3-3 اختبار فليبس وبيرون (Test de Phillips et Berron 1988): يقوم هذا الاختبار على التصحيح لا معلمي (Non Paramétrique) لاختبار (DF) لأخذ بعين اعتبار عدم تجانس تباين (Hétéroscédastique des erreurs) الأخطاء ويتم وفق ما يلي:

. تقدير بواسطة (MCO) نماذج الثلاثة لـ (DF) وحساب الإحصائيات المناسبة مع أخذ (e_t) مقدار الأخطاء.

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{n} \dots \dots (7) \text{ : تقدير تباين الأخطاء في المدى القصير (court terme)}$$

. تقدير التباين في المدى الطويل (variance de long terme) s_t^2 (المعامل المصحح facteur correctif) والذي يتم الحصول عليه انطلاقا من الانحرافات المعيارية (التغاير) لبواقي النماذج المقدرة السابقة:

$$s_t^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2 + 2 \sum_{i=1}^p \left(1 - \frac{i}{n+1}\right) \frac{1}{n} \sum_{t=i+1}^n e_t e_{t-i} \dots \dots (8)$$

لتقدير هذا التباين يجب تحديد عدد درجات التأخير (P) (Troncature de Newey-West) وتقدر كدالة لعدد المشاهدات n أي: $P \approx 4 \left(\frac{n}{100}\right)^{\frac{2}{5}}$

$$t_{\hat{\varphi}_1} = \sqrt{k} \times \frac{(\hat{\varphi}_1 - 1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\varphi}_1}} + \frac{n(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\varphi}_1}}{\sqrt{k}} \text{ : حساب إحصائية (FP) (فليبس وبيرون) كما يلي}$$

حيث: $k = \frac{\sigma^2}{s_t^2}$ (ويساوي 1 بطريقة تقاربية manière asymptotique إذا كان e_t ضجيج أبيض) وتقارن الإحصائية (FP) مع القيم الحرجة الموجودة في جدول Mackinnon.

3-3-4-اختبار KPSS (1992): اقترح كل من " Kwiatkowski,Phillips,Schmidt et Shin " اختبار مضاعف لاغرونج (LM-multiplicateur de lagrange) والذي يقوم على فرضية عدم الاستقرار، ويتم هذا الاختبار كما يلي (18):

$$S_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

. بعد تقدير النموذجين (7) و (8) فإنه يتم حساب المجموع الجزئي للبواقي:

. تقدير التباين في المدى الطويل (S_t^2) مثلما هو الحال في اختبار فليبس وبيرون.

$$LM = \frac{1}{S_t^2} \frac{\sum_{t=1}^n S_t^2}{n^2}$$

. نحسب إحصائية (KPSS) كما يلي : (درجة التأخير: $5(n)^{0.25} \approx$)

قاعدة القرار: رفض فرضية الاستقرار إذا كانت هذه الإحصائية أكبر من القيمة الجدولية الموافقة.

3-نماذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المختلطة (les processus autorégressifs-moyenne mobile)

إن السلسلة الزمنية المستقرة يمكن أن يتم نمذجتها عن طريق قيمها الحالية والماضية بفترات تأخير معينة، لذلك نبدأ تحليلنا بالتعريف بنماذج الانحدار الذاتي (autorégressif) ونماذج المتوسط المتحرك (moyenne mobile) ثم نتطرق للنماذج المختلطة للنوعين السابقين أي نموذج الارتباط الذاتي والمتوسط المتحرك أو ما منهجية (Box-Jenkins).

4-1- نماذج الانحدار الذاتي (AR- autorégressif): في نماذج الانحدار الذاتي المستقرة من الدرجة (P) القيم الحالية للسلسلة (Y_t) مثلا تعتمد على مجموع المرجحات لقيمها الماضية وحد الخطأ العشوائي حتى المرتبة (P) كما يلي:

$$AR(1): Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$AR(2): Y_t = \theta_1 \cdot Y_{t-1} + \theta_2 \cdot Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$AR(p): Y_t = \theta_1 \cdot Y_{t-1} + \theta_2 \cdot Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \dots \dots (9)$$

حيث: تمثل ($\theta_1, \dots, \theta_p$) المعلمات المقدرة (les paramètre à estimer) و (ε_t) حد الخطأ العشوائي موزع طبيعيا. وإن المعادلة (9) يمكن كتابتها باستخدام معامل التأخير (B- l'opérateur décalage) من الدرجة (p) بشكل آخر كما يلي:

$$AR(p): (1 - \theta_1 \cdot B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_p B^p) Y_t = \varepsilon_t \dots \dots (10)$$

حيث المعامل (B) له الخصائص التالية:

$$B^0 Y_t = Y_t$$

$$B^i Y_t = Y_{t-i}$$

$$(B)^i [I + B^i] Y_t = B^i Y_t + B^i Y_t = Y_{t-1} + Y_{t-1}$$

وأن دالة الارتباط الذاتي البسيطة للنموذج AR(p) تتعدم بعد الفجوة الزمنية (p).

4-2 نماذج المتوسط المتحرك (MA - Moyenne Mobile): في نماذج المتوسط المتحرك المستقرة من الدرجة (q) القيم الحالية للسلسلة (Y_t) يتم نمذجتها بدلالة مجموع المرجحات لمتوسط الأخطاء حتى المرتبة (P) كما يلي:

$$MA(1): Y_t = \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$MA(2): Y_t = \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} - \alpha_2 \varepsilon_{t-2}$$

$$MA(q): Y_t = \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} - \alpha_2 \varepsilon_{t-2} \dots - \alpha_p \varepsilon_{t-q} \dots \dots (12)$$

حيث: تمثل $(\alpha_1, \dots, \alpha_q)$ المعلمات المقدرة و (ε_t) حد الخطأ العشوائي موزع طبيعيا. يمكن كتابة المعادلة (12) كما يلي:

$$MA(q): (1 - \alpha_1 \cdot D - \alpha_2 D^2 - \dots - \alpha_q D^q) \varepsilon_t = Y_t \dots \dots (13)$$

وأن دالة الارتباط الذاتي البسيطة للنموذج MA(q) تعطى بالشكل التالي:

{

أي أن ما عدى قيم (ρ_k) الأولى لدالة تختلف معنويا عن الصفر.

4-3 نماذج ARMA (mélange de processus AR et MA):

إن نماذج ARMA تمثل عن طريق التركيب الخطية لنماذج المتوسط المتحرك من المرتبة (q) ونماذج الانحدار الذاتي ذي الرتبة (p) أي أنها تمثل عن طريق قيمها المتأخرة وقيم حدود الخطأ الماضية وتعطي بالمعادلة التالية:

$$ARMA(p, q): Y_t = \theta_1 \cdot Y_{t-1} + \theta_2 \cdot Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} - \alpha_2 \varepsilon_{t-2} \dots - \alpha_p \varepsilon_{t-q}$$

$$Y_t - \theta_1 \cdot Y_{t-1} - \theta_2 \cdot Y_{t-2} - \dots - \theta_p Y_{t-p} = \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} - \alpha_2 \varepsilon_{t-2} \dots - \alpha_p \varepsilon_{t-q}$$

$$ARMA(p, q): (1 - \theta_1 \cdot B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_p B^p) Y = (1 - \alpha_1 \cdot D - \alpha_2 D^2 - \dots - \alpha_q D^q) \varepsilon_t \dots (14)$$

إن تقدير السلسلة الزمنية (Y_t) باستخدام نماذج ARMA يجب تكون السلسلة (Y_t) مستقرة ومصححة من التغيرات الموسمية (Corrigées des variations saisonnières).

إن اختبارات الكشف عن جذور السلسلة الزمنية التي تطرقنا لها سابقا والتي تسمح لنا بدراسة استقرارية السلسلة وبالتالي تحدد نوعا الغير المستقر إما من نوع (TS) أو من نوع (DS). ففي حالة كون السلسلة (Y_t) من النوع الأول فدراسة استقراريتها يجب:

$$\bar{Y}_t = (T) \quad - \quad \text{تقدير المعادلة:}$$

- إيجاد سلسلة البواقي: $\hat{\varepsilon}_t = Y_t - \bar{Y}_t$

وبذلك يتم تطبيق منهجية بوكس-جينكس على سلسلة البواقي المستقرة $(\hat{\varepsilon}_t)$ وبالتالي تحديد (p) و (q)

لنموذج (AR) و (MA) على الترتيب لسلسلة البواقي ويكون النموذج ARMA(p,q).

أما إذا كانت السلسلة الزمنية من نوع (DS) فيتم دراسة استقرارية السلسلة الزمنية (Y_t) باستخدام الفروقات من الدرجة الأولى والثانية...إلى أن تصبح السلسلة مستقرة من الفرق (d) وعند إذن نقول أن السلسلة (Y_t) متكاملة من الدرجة (d)، وأن السلسلة $(\Delta^d Y_t)$ -أي أن السلسلة (Y_t) تم تفريقها (d) مرة حتى أصبحت مستقرة - وبذلك يتم تطبيق منهجية بوكس-جينكس على السلسلة $(\Delta^d Y_t)$ وتحديد (p) و (q) لنموذج (AR) و (MA) على الترتيب ويسمى نموذج في هذه الحالة ARMA(p,d,q) (19).

4-4- النماذج الموسمية المختلطة (Les processus ARMA saisonniers): أن نماذج الموسمية المختلطة $(ARMA_{s,s}(p,q))$ حيث كل من s, s تمثل فترات زمنية ثابتة تختلف عن الواحد والتي تسمح لنا بتحديد الفترة الموسمية لنموذج انحدار ذاتي المستقر في الفترة s (Processus AR stationnaire pour s) ونموذج المتوسط المتحرك القابل للانعكاس من أجل s (Processus MA inversible).

فإذا كانت كل من (p, s) تمثل درجة تأخير كل من سلسلة (AR, s) ذي تغيرات موسمية، فإنه يمكن تعميم كتابة نموذج $(ARMA)$ الغير الموسمي، وأن نماذج $(ARMA_{s,s}(p,q))$ تأخذ الشكل التالي:

$$ARMA_{s,s}(p,q): Y_t = \theta_s Y_{t-s} + \dots + \theta_{ps} Y_{t-ps} + \varepsilon_t - \alpha_s \varepsilon_{t-s} - \dots - \alpha_{qs} \varepsilon_{t-qs}$$

كمثال عن ذلك مثلا $(ARMA_{12,6}(1,2))$ تكتب على الشكل التالي:

$$ARMA_{12,6}(1,2): Y_t = \theta_{12} Y_{t-12} + \varepsilon_t - \alpha_6 \varepsilon_{t-6} - \alpha_{12} \varepsilon_{t-12}$$

وأن نماذج (ARMA) الموسمية تكتب على الصيغة التالية باستخدام معامل التأخير:

$$ARMA_{s,s}(p,q): Y_t - \theta_s Y_{t-s} - \theta_{2s} Y_{t-2s} - \dots - \theta_{ps} Y_{t-ps} = \varepsilon_t - \alpha_s \varepsilon_{t-s} - \alpha_{2s} \varepsilon_{t-2s} - \alpha_{qs} \varepsilon_{t-qs}$$

$$Y_t - \theta_s B^s Y_t - \theta_{2s} B^{2s} Y_t - \dots - \theta_{ps} B^{ps} Y_t = \varepsilon_t - \alpha_s D^s \varepsilon_t - \alpha_{2s} D^{2s} \varepsilon_t - \alpha_{qs} D^{qs} \varepsilon_t$$

$$(1 - \theta_s B^s - \theta_{2s} B^{2s} - \dots - \theta_{ps} [B^{ps}] Y_t = (1 - \alpha_s D^s - \alpha_{2s} D^{2s} - \alpha_{qs} [D^{qs}]) \varepsilon_t$$

$$ARMA_{s,s}(p,q): \theta_p (B^s) Y_t = \alpha_q (D^s) \varepsilon_t \dots \dots (15)$$

ويمكن كتابة المعادلة (15) باستخدام الثابت (β) في الطرف الثاني كما يلي:

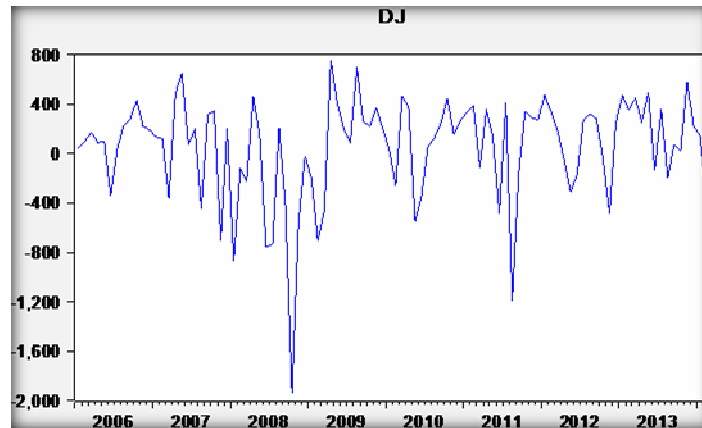
$$ARMA_{s,s}(p,q): \theta_p (B^s) Y_t = \beta + \alpha_q (D^s) \varepsilon_t \dots \dots (16)$$

ثالثا: تحليل سلسلة مؤشر داوجونز والتنبؤ المستقبلي بحركته باستخدام منهجية بوكس جينكس Box-Jenkins:

تم استخدام بيانات شهرية - عبارة عن متوسط شهري-لمؤشر داوجونز (DJ) ابتداء من جانفي 2006 إلى غاية فيفري 2014 أي 98 مشاهدة بمتوسط حسابي قدره 52.35 وقيمة عظمى تقدر بـ 756.65 كانت في أبريل 2009 وأخرى دنيا تقدر بـ -1937.37 سجلت في شهر أكتوبر من سنة 2008، إذ تعكس هاتين القيمتين أكبر متوسط شهري ارتفاعا وأكبر متوسط انخفاضاً عرفهما المؤشر خلال فترة الدراسة، بينما تتوزع قيم هذه السلسلة حول قيمة وسيطية تقدر بـ 164.55 وانحراف معياري يقدر بـ 421.46 وهذا ما يدل على عدم تجانس قيم التغيير لهذا المؤشر.

يمكن تمثيل بيانات السلسلة مؤشر (DJ) كما يلي:

الشكل (01): التغيرات الشهرية لمؤشر (DJ) من 2008/1 إلى 2014/2.



المصدر : من إعداد الباحثين اعتماداً على برنامج Eviews7.

من خلال الشكل يمكن مشاهدة تغيرات الفصلية في السلسلة الزمنية لمؤشر (DJ) وذلك من خلال الصورة المنتظمة التي تعيد نفسها في كل شهر وهذا راجع إلى تأثير العوامل الموسمية التي تتحكم في مؤشر داوجونز ومن أجل نزع المركبة الفصلية نستخدم طريقة المعاملات الشهرية والتي تسمى المعاملات الموسمية (حيث تقسم هذه الأخير أو تطرح من المشاهدات الأصلية للسلسلة حسب كل شهر). وبمساعدة برنامج Eviews تم الحصول على المعاملات الشهرية والتي ستستخدم في إزالة المركبة الفصلية من السلسلة لمؤشر (DJ).

3-1- دراسة الاستقرار للسلسلة لمؤشر (DJ): تكون هذه السلسلة مستقرة إذا تذبذبت حول متوسط وتباين ثابتين مع الزمن وتغاير مستقل في قيمه عن تغيرات الفجوات الزمنية بين فترتين. نقوم بتطبيق اختبار ديكي فولر المطور واختبار فيليبس بيروو، قد تم اختيار فترة الإبطاء المناسبة عند تطبيق هذا الاختبار وفقاً لأقل قيمة لمعيار ديكي-شوارتز (Schwarz, Akaike) - تم تحديد (P=1) - وبمستوى معنوية 95%. وكانت النتائج المتحصل عليها ملخصة في الجدول التالي الجدول:

الجدول (01) : نتائج اختبار ديكي "ADF" و "PHB"

النموذج (6)	النموذج (5)	النموذج (4)
-------------	-------------	-------------

نوع الاختبار	DF_{tab}	DF_{cal}	DF_{tab}	DF_{cal}	DF_{tab}	DF_{cal}
نتائج اختبار (DFA)	-1.94	-6.02	-2.89	-6.08	-3.45	-6.15
نتائج اختبار (PHB)		-7.67		-7.72		-7.79

المصدر : من إعداد الباحثين اعتمادا على برنامج Eviews7.

من خلال نتائج اختبار ديكي فولر المطور ونتائج اختبار فليبس وبيرون، يمكن اختبار الفرضيات التالية:

- اختبار الفرضية $(H_0: b = 0)$: لدينا من خلال اختبار ديكي فولر المطور ونتائج اختبار فليبس وبيرون تبين لنا أن احتمال $(P=0.33)$ و $(P=0.36)$ -على الترتيب- المقابل للإحصائية المحسوبة لمعامل الاتجاه العام أكبر من مستوى معنوية $(1\%, 5\%, 10\%)$ وبالتالي نقبل فرضية العدم وبالتالي فان معامل الاتجاه العام ليس معنويا يختلف عن الصفر وبالتالي فإن السلسلة من نوع (DS).
- من خلال بيانات الجدول السابق يتبين لنا أن كل من (t_{cal}) أكبر (بالقيمة المطلقة) من قيمتها الجدولية في النماذج الثلاثة عند مستويات معنوية (5%) وبالتالي نرفض وجود جذر أحادي في سلسلة (DJ).

نتيجة : السلسلة (DJ) مستقرة في المستوى أي أنها متكاملة من الدرجة $(0) - I(0)$

- **إزالة التغيرات الموسمية (الشهرية) (Coefficient saisonniers mensuels):** بالاستعانة برنامج Eviews7 تحصلنا على المعاملات الشهرية المستخدمة في التلخص من التغيرات الشهرية والجدول التالي يظهر ذلك.

الجدول (02): المعاملات الشهرية المستخدمة في نزع المركبة الفصلية.

القيم المعاملات الموسمية	الأشهر
(CS)	
63.55	جانفي
-102.20	فيفري
-104.21	مارس
246.92	أفريل
170.83	ماي
-350.36	جوان
-43.74	جويلية
-35.61	أوت
3.72	سبتمبر
51.65	أكتوبر

نوفمبر	8.53
ديسمبر	90.91

المصدر : من إعداد الباحثين اعتمادا على برنامج Eviews7.

نحصل على السلسلة (DJ-sa) المصححة من خلال طرح هذه المعاملات من بيانات السلسلة (DJ) شهر بعد شهر على التوالي، نأخذ على سبيل المثال:

$$DJ - sa_{avril 2008} = DJ_{2008} - CS_{avril 2008}$$

3-2- اختبار الاستقرار بعد إزالة المركبة الفصلية: نستخدم كل من دالتي (FAC) و (FACP) واختبار (DFA)

3-2-1- دالة الارتباط الذاتي (FAC) والجزئي (FACP): تكون السلسلة مؤشر (DJ) مستقرة، إذا كانت معاملات (ρ_k) دالة ارتباط هذه السلسلة معنويا لا تختلف عن الصفر من أجل كل $(k > 0)$ والشكل التالي يظهر كل من دالة الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة مؤشر (DJ-sa) بعد التخلص من التغيرات الموسمية:-

الشكل رقم (02): دالتي الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة مؤشر (DJ-sa).

Date: 03/13/14 Time: 15:38
Sample: 2006M01 2014M02
Included observations: 98

Prob	Q-Stat	PAC	AC	Partial Correlation	Autocorrelation
0.011	6.4903	0.253	0.253	1	.**
0.029	7.1141	0.015	0.078	2	.
0.033	8.7255	0.109	0.125	3	.**
0.014	12.514	0.144	0.191	4	.**
0.018	13.711	0.024	0.107	5	.
0.026	14.365	-0.140	-0.078	6	*.
0.044	14.417	-0.007	-0.022	7	.
0.070	14.488	0.002	0.025	8	.
0.106	14.491	-0.002	0.005	9	.
0.132	14.997	-0.039	-0.067	10	.
0.168	15.328	0.112	0.054	11	.
0.189	16.056	-0.144	-0.080	12	*.
0.151	18.173	-0.103	-0.136	13	*.
0.182	18.567	0.147	0.058	14	.
0.142	20.830	0.126	0.138	15	.
0.184	20.870	-0.037	0.018	16	.
0.031	29.403	-0.271	-0.266	17	** .
0.041	29.651	0.036	-0.045	18	.
0.053	29.924	-0.001	0.047	19	.
0.062	30.486	-0.052	-0.067	20	*.
0.027	35.201	-0.052	-0.192	21	*.
0.032	35.792	0.042	-0.068	22	*.
0.042	35.876	-0.092	-0.025	23	*.
0.037	37.716	-0.098	-0.118	24	*.
0.039	38.804	0.021	-0.090	25	.
0.038	40.152	-0.051	-0.100	26	*.
0.041	41.061	-0.066	-0.081	27	*.
0.049	41.454	0.100	-0.053	28	.**
0.053	42.277	0.094	0.076	29	.**
0.018	48.397	0.105	0.206	30	.**
0.024	48.464	-0.098	-0.021	31	*.
0.028	48.903	0.021	-0.054	32	.
0.035	49.167	-0.029	0.042	33	.
0.017	53.845	0.036	0.175	34	.**

0.021	53.986	0.047	0.030	35	.ل.		.ل.	
0.012	57.770	-0.134	-0.155	36	*ل.		*ل.	

المصدر : من إعداد الباحثين اعتمادا على برنامج Eviews7

نلاحظ من خلال بيان دالة الارتباط الذاتي المبين أعلاه أن المعاملات (ρ_k) المحسوبة من أجل الفجوات $(k=2, \dots, 36)$ تقع داخل المجال لغرض دراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي نستخدم احتمال المقابل لاختبار (Luung-Box) كما يلي:

$$P_{LB} = 0.02 < 0.05$$

القرار: نلاحظ أن احتمال إحصائية (LB) أقل من (0.05) ومنه نقبل فرضية العدم بأن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي معدومة $(H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_h = 0)$ ، ولتأكد من ذلك نستعمل أحد الاختبارات السابقة.

3-1-3- اختبار ديكي-فولر المطور (ADF): نتائج موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم (03) : نتائج اختبار ديكي "ADF"

النموذج (4)		النموذج (5)		النموذج (6)	
DF_{tab}	DF_{cal}	DF_{tab}	DF_{cal}	DF_{tab}	DF_{cal}
-1.94	-5.73	-2.89	-5.79	-3.45	-5.87

المصدر : من إعداد الباحثين اعتمادا على برنامج Eviews7.

من خلال نتائج الخاص باختبار ديكي فولر المطور وبيانات الجدول السابق، يمكن اختبار الفرضيات التالية:

- اختبار الفرضية $(H_0: b = 0)$: لدينا من نتائج اختبار ديكي فولر المطور أن احتمال $(P=0.33)$ المقابل للإحصائية المحسوبة لمعامل الاتجاه العام أكبر من مستوى معنوية (5%, 1%) (10% وبالتالي نقبل فرضية العدم أي أن معامل الاتجاه العام ليس معنويا يختلف عن الصفر وبالتالي فإن السلسلة من نوع (DS).
- من خلال الجدول السابق يتبين أن كل من (t_{cal}) أكبر (بالقيمة المطلقة) من قيمتها الجدولية في النماذج الثلاثة عند مستويات معنوية (5%) وبالتالي نرفض فرضية العدم بوجود جذر أحادي في سلسلة (DJ).

إذن من خلال النتائج السابقة نستخلص أن سلسلة مؤشر (DJ-sa) مستقرة في المستوى الأول.

3-2- تقدير النموذج: تكون الصيغة الرياضية للنموذج ARMA(p,q) المعروف للسلسلة (DJ-sa) على الشكل التالي:

$$ARMA(p,q): DJ - sa_t = \theta_1 \cdot DJ - sa_{t-1} + \dots + \theta_p DJ - sa_{t-p} + \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} - \alpha_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \alpha_p \varepsilon_{t-p}$$

$$DJ - sa_t - \theta_1 DJ - sa_{t-1} - \dots - \theta_p DJ - sa_{t-p} = \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \alpha_q \varepsilon_{t-q}$$

$$ARMA(p, q): (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_p B^p) DJ - sa = (1 - \alpha_1 D - \alpha_2 D^2 - \dots - \alpha_q D^q) \varepsilon_t \dots (15)$$

ونقوم بتحديد (p) و (q) أي درجة كل من نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك بفحص كل من دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة الزمنية، بحيث يكون معامل دالة الارتباط الذاتي (θ_k) من أجل درجة التأخير ($k = 1$) خارج مجال الثقة وهو ما يوافق سلسلة من نوع $MA(1)$ أما بالنسبة لدالة الارتباط الجزئي نجد أن معامل الارتباط الجزئي يقع خارج مجال الثقة ($k = 1$) أي أنها توافق سلسلة من نوع $AR(1)$ ، إذا وفقا لما سبق توافق هذه السلسلة الزمنية سلسلة $ARMA(1,1)$ ، وتكتب على الشكل التالي:

$$ARMA(1, 1): DJ - sa_t = c + \theta_1 DJ - sa_{t-1} + \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} \dots \dots (16) \quad (c = \text{constant})$$

3-4- معايرة النموذج المقدر (Calibrage du modèle estimé):

من خلال ملاحظة الاحتمال المقابل للحد الثابت في المعادلة رقم (17) المقدر ($P=0.45$) أكبر من مستوى المعنوية (5%) لذلك فإن الحد الثابت غير معنوي لذلك نقوم بحذفه من النموذج المقدر يصبح النموذج كما يلي:

$$ARMA(1, 1): DJ - sa_t = 0.73 DJ - sa_{t-1} + (1 - 0.53) \varepsilon_t \dots \dots (18)$$

$$\dots \dots (0.212) \quad (0.264)$$

$$\dots \dots (3.458) \quad (-2.034)$$

ملاحظة: القيم بين قوسين تمثل الانحراف المعياري و قيم إحصائية ستيودنت للمعالم المقدرة.

3-4-1- معنوية المعالم المقدرة:

- اختبار معنوية ($\hat{\theta}_1$): بما أن الإحصائية المحسوبة ($t_{cal} = 3.458$) أكبر من 1.96 عند مستوى معنوية 5%، ومنه يمكننا رفض الفرضية الصفرية ($H_0: \hat{\theta}_1 = 0$) أي أن المعلمة المقدرة معنويا تختلف عن الصفر.

- اختبار معنوية ($\hat{\alpha}_1$): بما أن الإحصائية المحسوبة ($t_{cal} = -2.034$) أكبر (بالقيمة المطلقة) من 1.96 عند مستوى معنوية 5%، ومنه يمكننا رفض الفرضية الصفرية ($H_0: \hat{\alpha}_1 = 0$) أي أن المعلمة المقدرة معنويا تختلف عن الصفر. ومع الإشارة فقط أن القيم بين قوسين تمثل الانحراف المعياري و الاحتمال المقابل لإحصائية ستيودنت لمعنوية المعالم، حيث نستشف منها أن المعالم المقدرة لنموذج ككل معنوية بحد خطأ (5%).

3-4-2- مقارنة السلسلة الأصلية بالسلسلة المقدرة: والشكل التالي يبدي ذلك.

الشكل رقم (03) مقارنة بين السلسلة الأصلية والمقدرة

المصدر : من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج Eviews 07

من خلال الشكل السابق يظهر لنا مدى التطابق بين منحنى السلسلة الأصلية ومنحنى السلسلة المقدرة، الأمر الذي يدعم أهمية الاعتماد على النموذج المقدر ARMA(1,1) في نمذجة سلسلة (DJ-sa).

3-4-3- اختبار الارتباط الذاتي بين الأخطاء :

من نتائج اختبار **Breusch-Godfrey** ($LM-Stat = 0.646$) يظهر عدم وجود ارتباط ذاتي (Autocorrelation) في بواقي معادلة الانحدار (عند درجة التأخير 3) حيث أن الاحتمال المقابل لهذا الاختبار يساوي $prob = 0.5868$ وهو أكبر من حد المعنوية 5% وكذلك بالنسبة لدرجات التأخير (P=1, 2, 4, 5)، والجدول التالي يبين قيم هذا الاختبار والاحتمال المقابل له حسب درجات التأخير.

الجدول رقم (04) : نتائج اختبار ديكي "Breusch-Godfrey"

درجة تأخير	1	2	4	5
LM-sta	0.958	0.801	0.702	0.859
Pprob	0.3301	0.4519	0.5920	0.5118

المصدر : من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج Eviews 07

3-4-4- اختبار ثبات التباين (Test d'hétéroscédasticité): وفقا لاختبارات اختلاف التباين ARCH Test نجد أن قيمة إحصائية ستيودنت لهذا الاختبار ($F-stat = 0.197822$) والاحتمال المقابل لها ($P = 0.65750$) عند درجة التأخير (P=2) وهو أكبر من حد المعنوية 5%، وبالتالي فإنه يتم قبول فرضية عدم ثبات التباين.

3-4-5- اختبار استقرارية سلسلة البواقي: نلجأ إلى اختبار Ljung-Box لدراسة المعنوي الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي حيث توافق هذه الإحصائية آخر قيمة في العمود (Q-stat)، ومن خلال اختبار

Ljung-Box نجد أنه يساوي 58.979 حيث الاحتمال المقابل يساوي ($P=0.059$) وهو أكبر من حد المعنوية 0.05 مما يدل على أن سلسلة البواقي مستقرة وبالتالي فهي تمثل ضجيج أبيض.

3-5- التنبؤ (Prevision): يمكن التنبؤ بمستوى السلسلة (DJ-sa) المستقبلية، لذلك نأخذ على سبيل المثال التنبؤ خلال الفترة الممتدة من مارس 2014 إلى مارس 2015 كما يلي:

$$ARMA(1,1): DJ - sa_{2014:3} = 0.7347 \cdot DJ - sa_{2014:2} + \varepsilon_{2014:3} - 0.5377 \varepsilon_{2014:2}$$

حيث: ($\varepsilon_{2014:2} = -248.5581688$) تمثل آخر قيمة لبواقي التقدير. و ($DJ - sa_{2014:2} = -183.0744$)

$$DJ - sa_{2014:3} = 0.7347 * (-183.0744) + 0 - 0.5377 * (-248.5581688) = -0.85$$

$DJ - sa_{2014:3} = -0.85$ تمثل القيمة المنتبأ بها خلال شهر مارس 2014 بدون تغيرات موسمية.

ويمكننا بذلك الحصول على القيمة المتوقعة للمؤشر لشهر مارس 2014 كما يلي:

$$DJ - sa_{2014:3} = DJ_{2014:3} - CS_3$$

$$DJ_{2014:3} = DJ - sa_{2014:3} + CS_3 = -0.85 - 102.20 = -103.05$$

إذن قيمة مؤشر داو جونز المتوقعة لشهر مارس 2014 هي:

$$DJ_{2014:3} = -103.05$$

والجدول التالي يمدنا بإجمالي القيم المنتبأ بها خلال الفترة الممتدة من مارس 2014 إلى مارس 2015 كما يلي:

الجدول رقم (05) : نتائج التوقع بها:

الأشهر	القيمة المنتبأ بها (DJ-sa)	قيم المعاملات الموسمية (CS)	القيمة المنتبأ بها (DJ)
2014:03	-0.8437 $\approx$ -0.85	-104.21	-105.06
2014:04	-0.6198	246.92	246.30
2014:05	-0.45544	170.83	170.37456
2014:06	-0.3346	-350.36	-350.6946
2014:07	-0.2458	-43.74	-43.9858
2014:08	-0.18061	-35.61	-35.79061
2014:09	-0.1327	3.72	3.5873
2014:10	-0.0974	51.65	51.5526
2014:11	-0.0716	8.53	8.4584

90.8574	90.91	-0.0526	2014:12
33.464	63.55	-0.0386	2015:01
-102.2284	102.20-	-0.0284	2015:02
-104.2308	-104.21	-0.0208	2015:03

المصدر : من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج Eviews 07

الخاتمة:

إن النماذج الاقتصادية المبنية على أساس السلاسل الزمنية في حساب التنبؤات الاقتصادية لمختلف الظواهر تتميز بدق عالية كونها تمдна بمحاكاة دقيقة عن مستقبل الظاهرة المدروسة وبالتالي تسمح لنا بالاعتماد عليها في عملية اتخاذ القرارات الاستثمارية.

ولعل عملية التنبؤ بالحالة المستقبلية لمؤشرات الأسواق المالية، حيث أضحت هذه الأخيرة تسيطر على القسط الأكبر من الأموال الموجهة لعمليات الاستثمارية لذلك فالتنبؤ بموجات السوق المستقبلية قصد التقليل أو الحد من الأزمات المالية عملية لا بد منها عن طريق استخدام مختلف الطرق الإحصائية قصد رسم مسار توقعي لمؤشر السوق، إذ يمثل مؤشر السوق مقياسا شاملا لاتجاه السوق لأنه يعكس الاتجاه العام لحركات أسعار السوق. ومن خلال دراستنا هذه توصلنا بعض نتائج نوجزها في:

إن تحليل مؤشر داوجونز الصناعي من أجل التعرف على النموذج المناسب لحركة هذا المؤشر الذي يسمح لنا بالتنبؤ بالقيم المستقبلية له قصد التقليل من المخاطر المالية التي تؤدي إلى وقوع الأزمات المالية.

فقد تم استخدام قيم متوسط شهري لتطور هذا المؤشر خلال الفترة الممتدة من جانفي 2006 إلى غاية مارس 2014 وقد تم تطبيق مختلف الأساليب الإحصائية المتعلقة بالسلاسل الزمنية قصد دراسة استقرار هذه السلسلة وجدنا أن سلسلة هذا المؤشر مستقرة عند المستوى كما تم معالجتها من التغيرات الموسمية الشهرية التي كانت تعاني منها السلسلة الأصلية تم الحصول على سلسلة (DJ-sa) بدون تأثير التغيرات الموسمية.

إن منهجية بوكس- جينكز سمحت لنا بمعرفة النموذج المناسب لمؤشر داوجونز، إذ تمثل النموذج ARMA(1,1) أي أن مؤشر داوجونز يتأثر بدرجة كبيرة بقيمته المتأخرة السابقة و قيمة الأخطاء المقدرة للفترة السابقة وتم تطبيق بعض الاختبارات الإحصائية قصد معايرة النموذج المقدر وفحص البواقي.

أن النموذج المقدر سمح لنا بالتعرف على بعض القيم المتوقعة المستقبلية لهذا المؤشر والتي تسمح لنا ببناء فضاء معلوماتي حول القيم المتوسطة الشهرية التي يمكن أن يتذبذب حولها هذا المؤشر.

الاحالات والهوامش:

- 1- محمد صالح الحناوي، جلال إبراهيم العبد، "بورصة الأوراق المالية بين النظرية والتطبيق"، الدار الجامعية، مصر، 2002، ص: 251.
- 2- حسين قبالن "مؤشرات أسواق الأوراق المالية دراسة حالة مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية" مجلة العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير العدد 11 لسنة 2011، ص: 94 .
- 3- أحمد سعد عبد اللطيف، "بورصة الأوراق المالية"، الدار الجامعية، مصر 1998، ص: 233-234
- 4- أي أنها مؤشرات يتم حسابها على أساس قطاعات، مثل مؤشر ستاندر أند بور لشركات المنافع العامة ومؤشر داو جونز لشركات النقل.
- 5- منير إبراهيم هندي، "الأوراق المالية وأسواق رأس المال"، دار المعارف، الإسكندرية، مصر 1999، ص: 261.
- 6- أحمد سعد عبد اللطيف، مرجع سبق ذكره، 1998، ص: 248.
- 7- سمير مصطفى شعراوي، مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية، مركز النشر العلمي، مطابع جامعة الملك عبد العزيز، المملكة العربية السعودية جدة، الطبعة الأولى، 2005، ص: 42 من الموقع: <http://www.20SPSS.pdf%20faculty.ksu.edu.sa/72604/>
- 8- امتثال محمد حسن، محمد علي محمد، "الاستدلال الإحصائي"، الدار الجامعية، الإسكندرية، بدون سنة نشر، ص: 363.
- 9- محمد شكري الجماسي، "الرياضيات والإحصاء"، سلسلة دروس عبر الانترنت من الموقع: http://www.jmasi.com/ehsa/time/time_series.html
- 10- سمير مصطفى شعراوي، مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية، مرجع سبق ذكره، ص: 44.
- 11- امتثال محمد حسن، محمد علي محمد، مرجع سبق ذكره، ص: 264.
- 12- Régis Bourbonnais « **économétrie** (manuel et exercice corrigé) » DUNOD, 5^{ème} édition, Paris, p : 227
- 13- Damadar N. Gujarati, **Econometrie**, Traduction de la 4^{ème} édition américain par Bernard Bernier, De Boeck et Larcier s.a Paris 2004, p : 798-799.
- 14- Ibid. p : 802-803
- 15- Régis Bourbonnais, **Econometrie**, op.cit, p : 228.
- 16- Régis Bourbonnais, **Econometrie**, op.cit, p : 229
- 17- Un processus de **bruit blanc** est une suite de variables aléatoires de même distribution et ' mutuellement indépendantes
- 18- Régis Bourbonnais, **Econometrie**, op.cit p : 235
- 19- Régis Bourbonnais, **Econometrie**, op.cit, p : 243
- 20- (t) : كل القيم تأخذ بالقيمة المطلقة عند المقارنة بين (t) الجدولية و (t) المحسوبة.
- 21- (ARCH : autorégressive conditionl) : تسمح بنمذجة السلاسل الزمنية ذي التباين الغير متجانس.

الملاحق:الملحق رقم (01): النموذج المعايير

Dependent Variable: DJ_SA				
Method: Least Squares				
Date: 03/13/14 Time: 17:12				
Sample (adjusted): 2006M02 2014M02				
Included observations: 97 after adjustments				
Convergence achieved after 9 iterations				
MA Backcast: 2006M01				
Prob	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0008	5.458510	0.212433	0.734702	AR(1)
0.0447	-2.034607	0.264300	-0.537747	MA(1)
53.48624	Mean dependent var		0.063620	R-squared
	S.D. dependent var		0.053763	Adjusted R-squared
406.4751	Akaike info criterion		395.3975	S.E. of regression
14.81806	Schwarz criterion		14852221	Sum squared resid
14.87115	Hannan-Quinn criter.		-716.6761	Log likelihood
14.83953			1.913049	Durbin-Watson stat
				Inverted AR
		.73		Roots
		.54		Inverted MA
				Roots