دور نمذجة عدم التأكد في تحديد سلوك عوائد الأصول المالية – دراسة قياسية باستخدام مؤشر MSCI في عينة من البورصات الناشئة خلال الفترة (جوان 2015/ 2019)

The role of uncertainty modeling in determining the volatility of financial Asset returns - An Econometric Study of the MSCI index in a emerging markets for The Period of (June 2015/2019)

سومية تومي[1♦]، شيماء بونعاس[2]

[1] جامعة الشاذلي بن جديد الطارف– (الجزائر)، البريد الالكتروني:stoumi79@yahoo.fr

[2] جامعة الشاذلي بن جديد الطارف– (الجزائر)، البريد الالكتروني: chaimafinance@yahoo.com

تاريخ الاستلام: 2021/08/20 تاريخ القبول: 2021/11/10 تاريخ النشر: 2022/01/09

الملخص:

تهدف الدراسة إلى تحليل المقاربات الفكرية المفسّرة لدور الجانب القياسي في تحديد تقييمات العوائد المالية في بورصة القيم، والتي تفتح المجال أمام تبني مقاربات المالية المرجعية، من أجل التكفل بإشكالية تقلبات أسعار الأصول المالية، ما يفضي في ظل تعدد الخيارات المالية للمستثمر إلى بروز عدم التأكد الناتج عن عدم قدرته على الضبط الأمثل لثنائية (الأرباح، المخاطر)، وهو مبرر تناول الدراسة لعينة من البورصات الناشئة باستخدام معطيات مؤشر **MSCI**، التي تسمح بإعطاء التشخيص المناسب لخصائص البورصات المدروسة وذلك بالاعتماد على نموذج **ARCH**، ونظرا لطبيعة الدراسة فقد اعتمدنا على المنهج الوصفي، المنهج الاستقرائي والمنهج الإحصائي.

توصلت الدراسة إلى أن هناك إمكانية لتقدير مستويات التقلبات ضمن مجال لا يتجاوز نمذجة عدم التأكد في الأفق قصير المدى، مما يتيح توقع أقصى الانحرافات في فترات الاستقرار في عينة البورصات المدروسة، كما أن أصل التقييمات الحالية، سيعمل على التأثير في التقييمات المستقبلية للعوائد المالية، بمستويات متفاوتة الحساسية تجاه تدفق المعلومات في المدى القصير.

الكلمات المفتاحية: التقييم المالي؛ تقلبات العوائد المالية؛ نمذجة عدم التأكد؛ نموذج ARCH.

Abstract:

This study aims to analyze the role of the quantitative side in determining the financial returns valuations in the stock exchange, so as to explain the problem of volatility in the prices of financial assets. The study examined a number of emerging stock markets using MSCI index data, based on the ARCH model. Due to the nature of the study, we relied on the descriptive approach, the inductive approach and the statistical approach. The study concluded that there is a possibility to estimate the volatility levels within a field that does not exceed the uncertainty modeling in the short term horizon, hence the maximum deviations that can be expected in the periods of stability, with sensebility to information flow in the short term in emerging stock markets**.**

Keywords: The Financial Valuation; Volatility in Financial Returns; Uncertainty Modeling ;ARCH Model.

♦ المؤلف المرسل.

المقدمة

تقدم مؤشرات البورصة معطيات داعمة للنماذج المالية المستعملة حاليا من طرف غالبية المختصين الماليين، والتي يتم نمذجتها وتحليلها في إطار الفرضيات الأساسية للنموذج المرجعي للمالية، حيث تساهم بشكل أساسي في عملية اتخاذ القرار من طرف المستثمر المالي، الذي يجد نفسه أمام خيارات معقدة تتطلب مستوى لا يقل تعقيدا من التحليل، الأمر الذي يعطي أهمية بالغة للجانب الكمي في المالية، من خلال معالجة التعقيد الحسابي باستخدام المعلومات المتاحة، والتي تغذي بشكل أساسي وتيرة المعاملات المالية، مما يساهم بطريقة أو بأخرى في تحديد كيفية اختيار وتحليل المستثمر للمعطيات المالية ذات الصلة باستثماراته، بناءا على توقعاته التي تستند إلى النمذجة، الأمر الذي جعل من نظرية التوقعات، أحد أهم ركائز أدبيات المالية المرجعية والحديثة.

من هذا المنطلق سنحاول إبراز إلى أي مدى يمكن أن تساهم نمذجة عدم التأكد في تحديد سلوك العوائد المالية، خلال فترة الدراسة الممتدة (من جوان 2015 إلى غاية 2019) والمقيمة بالدولار الأمريكي، في عينة من البورصات المؤثرة في الأسواق المالية الناشئة، وعليه يطرح التساؤل التالي:

إلى أي مدى يمكن أن تساهم نمذجة عدم التأكد في تحديد سلوك عوائد القيم المالية؟

وللإجابة على هذه الإشكالية تم اعتماد الفرضيات التالية:

- **الفرضية 1:** استخدام التقديرات القياسية يحد من مستويات عدم التأكد عند تقييم عوائد الأصول المالية، مهما كان الأفق الاستثماري.
- **الفرضية 2:** نمذجة عدم التأكد تسمح بتحديد سلوك تدفقات القيم المالية.
- **الفرضية 3:** تحقيق الأرباح الاستثنائية وتجنب المخاطر المالية مرتبط بمستوى حساسية تدفق المعلومات الخاصة، عند تقدير مستويات التقلبات، ضمن مجال لا يتجاوز نمذجة عدم التأكد.

أهداف الدراسة: تهدف هذه الدراسة إلى:

- إبراز دور التقديرات القياسية في تقييم الأصول المالية.
- توضيح أثر تحليل خصائص السوق المالي على تكوين التوقعات من خلال المعلومات المتاحة فيه.
- توضيح أثر عدم التأكد على انحرافات القيم المالية.

منهج الدراسة: نظرا لطبيعة الدراسة فقد اعتمدنا على المنهج الوصفي لاستعراض جانب من الأسس التي تناولتها أدبيات المالية المرجعية، كما تمّ استخدام المنهج الاستقرائي من خلال تحليل الدراسات السابقة والأبحاث العلمية المرتبطة بكل من: "نظرية التوقعات، كفاءة الأسواق المالية، نماذج تقدير التقلبات في الأسواق المالية"، بهدف إبراز دور نمذجة عدم التأكد في تحديد مستويات المخاطر في القيم المالية، مع اعتماد أسلوب دراسة الحالة من خلال الأخذ بالمعطيات المالية البورصية لمؤشر **MSCI** للأسواق الناشئة،

بالإضافة إلى استخدام المنهج الاحصائي لتطبيق مجموعة من التقنيات الإحصائية والرياضية، بهدف تقدير وتحليل معطيات الدراسة بالاعتماد على نماذج السلاسل الزمنية، لبلوغ أهداف الدراسة.

أهمية الدراسة

تكمن أهمية الدراسة في إبراز دور النمذجة القياسية في توجيه عدم التأكد الذي سنعكس بدوره على التقييم المستقبلي للأصول المالية، كما تتطرق الدراسة إلى تحديد خصائص وسلوك وطبيعة التحليل المهيمن عند تقييم الأصول المالية في البورصات الناشئة.

1.الإطار النظري للدراسة

سنتطرق في هذا الجانب إلى تحديد مفهوم التحليل المالي لقيم الأصول والنماذج المستخدمة لدعم اتخاذ القرارات الاستثمارية، كما سنتناول بعض الأدبيات المتعلقة بتقييم الأصول المالية كما يلي:

1.1. التحليل المالي لقيم الأصول

يتطلب تحليل البيانات والمعلومات في مجال الأوراق المالية، طرق تقييم تساعده في الوصول إلى القيمة الأساسية أو الجوهرية للورقة المالية، ويفيد التقييم بشكل عام المستثمرين الماليين في تسيير محافظهم واكتشاف فوارق القيّم بين الأصول المختارة، ما يعمل على خدمة جانب القرارات في المجال المالي، وفي هذا الخصوص نجد أنّ العديد من النماذج التي تستخدم لدعم اتخاذ قرار استثماري دون سواه.

- **التحليل الأساسي**

يطلق على الذين يستعملونه بالأساسيين **"Les Fondamentalistes"**، ويقوم على تحليل البيانات والمعلومات الاقتصادية والمالية المتاحة لديهم، بهدف توقع بما ستكون عليه الأرباح والتدفقات المستقبليّة للشركة محل التحليل، ويرتكز التحليل الأساسي على أدبيات نظريتي الاستثمار والتقييم، حيث يبدأ المحلل الأساسي بمرحلة التشخيص، من جمع وتحليل المعلومات، ليتمكن بعد ذلك في مرحلة ثانية من قياس قيمة ما ستؤول إليه الأسهم، فالأساسيون يهدفون إلى الوصول للقيمة الحقيقية أو الأساسية للورقة المالية محل المتابعة، والتي تحدّد في الأصل وفق العوامل الأساسية الناتجة عن خصوصيات الشركة المصدّرة للورقة المالية والقطاع والمحيط الاقتصادي اللذان تنشطان فيهما، فالتحليل الأساسي يعتمد على كافة البيانات والمعلومات الواردة للسوق (من مؤشرات الإنتاج ومؤشرات الدورات التجارية ومعدلات التضخم ومؤشرات السياسة المالية والنقدية... وغيرها). حيث يتم ترتيب البيانات والمعطيات لتحليلها بحسب قدرة تأثيرها على السوق، وعلى التدفقات المستقبلية ومعدّل المردودية والمخاطرة المرتبطتين بالقيم المالية المدرجة فيه (س. هواري، 2007، ص ص. 109-110).

- **التحليل الفني**

يقصد بالتحليل الفني **تتبع حركة أسعار** الأوراق المالية صعودا ونزولا أي الأخذ **باتجاه الأسعار** من حيث **الارتفاعات و الانخفاضات التي لوحظت** في الفترة السابقة، ومن بين الوسائل التي يتم الاستعانة بها لملاحظة اتجاه الأسعار هي الخرائط التي تسمح **بعرض تقلبات حركة أسعار** الأسهم، ليتمكن المستثمر من توقع سعر السهم المستقبلي، وبناءا على هذا التوقع يتخذ المستثمر العقلاني قراره الاستثماري، حيث يمكن اكتشاف **نمط معين تسلكه** هذه الأخيرة، الأمر الذي قد يساهم في تحديد **التوقيت المناسب لقرار الاستثمار** في الأوراق المالية، ومفاد ذلك أنّ مثل هذه الحركة قد تساعد في إمكانية الوصول لتوقع حركة الأسعار في المستقبل، إذا **التحليل الفني يهدف إلى تحديد أفضل الأوقات للقيام بعملية** تداول الأصول المالية (م. زبيدي، 2001، ص.79).

2.1. أدبيات في تقييم الأصول المالية

تسلّم الأدبيات التقليدية بكفاءة الأسواق المالية، بحيث يجب أن تكون أسعار الأوراق المالية خاضعة للتعديل في كل لحظة نتيجة إدماج المعلومات المتاحة في السوق المالي، بمعنى أنّ المعلومة الجديدة يتّم ادراجها في نفس لحظة حيازتها ضمن الأسعار (P.Artus, 1995,p.5)، والتي تم دعمها بالنماذج القياسية ضمن أسس نظريات التقييم المالي، بهدف الوصول لنمط محدد يمكن من خلاله توقع وحصر هوامش الأخطاء عند القيام بتقييم الأصول المالية.

- **نظرية Markowitz**

قدّم **Markowitz** نموذج يطبّق على مستوى الأسواق المالية، من خلال تحليله لأدبيات **Joubun Wiliams** والتي تحمل شعار:" لا للمقامرين"، بحيث تكمن الفكرة الأساسية لهذه الأخيرة، في أنّه من المفروض أن يتضمّن كل سهم تقديرات حصص الأرباح المدفوعة ومعدّل التضخم وغيرها من البيانات الأخرى، ليتمّ بعد ذلك ترتيب النتائج المتحصل عليها انطلاقا من الشركة التي تعد بالنجاح إلى الأقل إثارة للاهتمام، لكن **Markowitz** يرى في هذا الخصوص، بأنه إذا تم الاعتماد على هذه الطريقة فقط، فسيتوجه المستثمرون على محاولة الحصول على أكبر عدد من الأسهم، انطلاقا من ترتيب أحسن النتائج المتحصل عليها، فيتحقق بذلك نوع من تركيز الاستثمارات في شركة واحدة، وهو الأمر الذي لا يمثل بدوره الخيار الأمثل بصفة مطلقة ودائمة، من أجل ذلك يجب على المستثمر المالي، أن لا يأخذ في الحسبان جانب الربح فقط، بل يجب عليه أيضا التركيز على أثر المخاطرة، وعلى هذا الأساس كان تطرق **Markowitz** من خلال موازنته بين ثنائية (الربح– الخطر) وكيفية حسابهما، بالاعتماد على متغيرين (المتوسط – الانحراف المعياري).

– **الربح المتوقع:** يستند على سعر السهم يوم إعادة بيعه، بحيث يكون أفضل تقدير للسعر المستقبلي هو متوسط الأسعار الماضية، وأساس هذه الفكرة لا ينصبّ حول محاولة التوقع بالمستقبل بل في الواقع يرتكز على محاولة الوصول للقيمة الأكثر احتمالا.

– **الخطر المتوقع:** يتوقف توقع الخطر على مدى اقتراب أو ابتعاد السعر من المتوسط، وحسب منحنى التوزيع الطبيعي يقاس الخطر بالانحراف المعياري أو بتربيعه " التباين" للأسعار السابقة، فعندما يكون الانحراف المعياري ضعيف، هذا يعني أنّ السعر يتميّز بالاستقرار، وعندما يكون الانحراف المعياري مرتفع هذا يعني أنّ هناك إمكانية لتحقيق ربح أو خسارة كبيرة، حيث يعرف هذا النوع من السهم باسم السهم المحفوف بالمخاطر، وعلى هذا الأساس يعدّ أفضل تقدير لسعر السهم عن طريق القيام بقياس متوسط الأسعار السابقة، والخطر الذي يتمّ حسابه باختلاف تموقعه حول هذا المتوسط (ph.Herlin, 2010.p.36).

ويشترط التوزيع الطبيعي فرضيتين جوهريتين، وهما:

أ- **فرضية استقلال القيم عن بعضها البعض:** بحيث أنّ التحقق الحالي لاحتمال معين لا يزيد من احتمال تحققه في المستقبل.

ب-**فرضية التوزيع المتماثل للقيم:** يجعل من الأسعار تتبع نفس القانون الاحتمالي، حيث أنّ احتمال تحقق حالة من اثنين (1/2) تأخذ نسبة 50%، في حين يأخذ تحقق الاحتمال الثاني نفس النسبة أي 50% في كل مرة، مع افتراض أن خاصية الحركة في الانتقال العشوائي مرجعها في الأساس نقطة الأصل (I. Julien, 2011,p.2).

- **نموذج Markowitz**

نشر**Markowitz Harry** (1952)، بحثا تضمّن المبادئ الأساسية لتشكيل محفظة استثمارية، معتمدا في ذلك على العديد من الفرضيات الأساسية لبناء نموذجه:

– البديل الاستثماري هو عبارة عن توزيع احتمالي للعوائد المتوقعة، خلال فترة الاحتفاظ بالأصول المالية؛

– يقوم المستثمرون بتقدير المخاطر بناءا على تغيّر العوائد المتوقعة؛

– يعظّم المستثمرون عوائدهم المتوقعة، خلال فترة معيّنة مع العلم أنّ منحنياتهم تأخذ شكل المنفعة الحدّية المتناقصة للثروة، وعلى هذا الأساس تبنى قرارات المستثمرين استنادا إلى توقعاتهم حول علاقات العوائد بالمخاطر، أين منحنى المنفعة للمستثمر يكون دالة للعوائد المتوقعة من جهة، وللانحراف المعياري من جهة أخرى؛

– يعتبر المستثمر عقلاني، لذلك فهو يفضّل العوائد المرتفعة على العوائد المتدنّية، عند نفس مستوى المخاطرة، أو يفضّل المخاطر المتدنّية على المخاطر المرتفعة عند نفس مستوى العوائد.

وبناءا على هذه الفرضيات وضع **Markowitz** أوّل **تقييم كمي لعلاقة العوائد بالمخاطر**، وسعى لتحديد المحفظة المثلى التي تقوم على فكرة أساسية: منفعة المستثمر تفسّر من خلال دالته التي تعتمد على متغيّرين مستقليّن: **العائد المتوقع والانحراف المعياري لهذا العائد**، وعليه يسعى المستثمر لتحقيق أعلى عائد متوقع مع أدنى انحراف لهذا العائد المتوقع.

إنّ قصور الاعتماد على العائد المتوسط المتوقع في ظل **عدم التأكد**، دفع **Markowitz** إلى بناء نموذج **(المتوسط – التباين)** لربط العائد بالمخاطرة (م. هوشار، 2003، ص ص.240-241)، ليكون العائد المتوقع لمحفظة استثمارية كما يلي:

$$\mathbf{E(Rp)} = \sum_{i=1}^{c} \boldsymbol{wi} * \boldsymbol{E(Ri)}$$

حيث :" $\boldsymbol{wi}$" تمثل نسب مساهمة أصول المحفظة، و "$\boldsymbol{Ri}$" تمثل عوائد الأصول المالية.

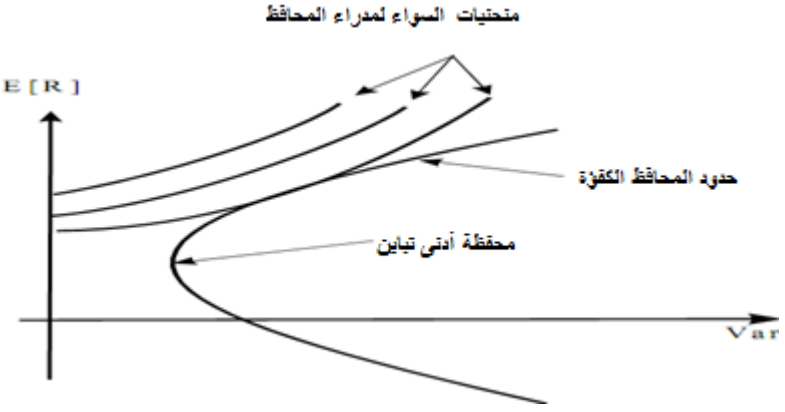
- **تحديد المحفظة المثلى لدى Markowitz**

سعى **Markowitz** في الواقع إلى إيجاد حل لإشكالية تحقيق المستثمر لتعظيم منفعة محفظته المالية، ومن أجل التكفل بهذا المطلب غالبا ما يتضمن ذلك مرحلتين وفق Markowitz:

– تحديد الحدود الكفؤة، عن طريق تشكيل مجموعة من المحافظ التي تحقق أدنى خطر بمتوسط عائد معطى.

–تحديد الحد الأقصى والأمثل للمنفعة، أين تكون منحنيات السواء محدبة ومتزايدة، بحيث تكون النقطة المثلى هي حد المماس مع منحنى السواء. (Ph. Bernard, 2007.p.2) ويمكن توضيح ذلك من خلال الشكل التالي:

الشكل رقم (01): تحديد المحفظة المثلى ضمن حدود المحافظ الكفؤة حسب Markowitz



Source : (Ph. Bernard, 2007.p.2)

أمّا فيما يخص التباين في عوائد المحفظة فيمكن التعبير عنها بالصيغة التالية:

$$\boldsymbol{\sigma^2(Rp)} = \sum_{i=1}^{c} \boldsymbol{wi^2} * \boldsymbol{\sigma^2(Ri)} + 2 \sum_{i \neq j}^{c} \boldsymbol{wi} * \boldsymbol{wj}\ \boldsymbol{cov(Ri, Rj)}$$

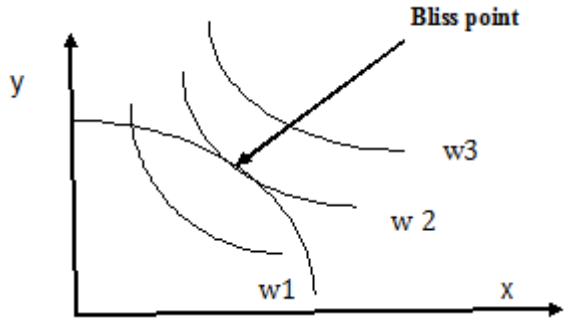
ومن أجل تعظيم المستثمر لمنفعته، يتعيّن عليه تحديد دالة هذه الأخيرة، بحيث تكون من الشكل:

$$Ui = Ui\ (E\ \tilde{w}i, \sigma^2\tilde{w})$$

– حيث" **I**" يمثل المستثمرين المعبّر عنهم بـ: **(i = 1 ,……,I)**

–وتعريف ثروة كل مستثمر في شكلها الأولي بعبّر عنها بـ: **Wi**، أماّ تفضيلات هؤلاء فيمكن تلخيصها في دالة المنفعة: **Ui**، و فيما يخص الثروة في شكلها النهائي لكل مستثمر فيرمز لها بـ: **w̃**، إلاّ أنّه ومن خلال منحنيات السواء، التي قد يتحصل عليها المستثمر تفسّر نقاط المماس على أنّها أكثر النقاط كفاءة، حيث يتساوى معدّل التغيّر في المنحنى الحدود الكفء، والذي هو في الحقيقة يمثل منحنى التحوّل في ميول المستثمرين، مع معدّل التغيّر في منحنى السواء المحدّب، والذي يمثل أقصى منفعة ممكنة للمستثمرين، والشكل التالي يوضّح النقطة المثلى التي يستهدفها المستثمر:

الشكل رقم (02): النقطة المثلى التي تحقق أقصى منفعة ممكنة للمستثمرين حسب Markowitz



المصدر: (م. هوشار، 2003، ص.243).

وبالتالي تكون النقطة المثلى، والتي تعرف بنقطة النعيم "Bliss point"، عبارة عن مماس منحنى ميّل المستثمرين.

- **نموذج Sharpe**

خلال الستينات قام **Sharpe William** ببناء نموذج تسعير الأصول الرأسمالية "**MEDAF**" والذي اعتمد فيه على وجود أصول مالية غير خطرة "سندات الخزينة قصيرة الأجل"، بعائد منخفض مقارنة بالأصول المالية طويلة المدى، والتي تتميز بمردودية أكبر ولكن مع شرط عدم التأكد، لذلك يمكننا القول بأنّ بورصة القيّم تعرض علاوة خطر، ففي حالة ما إذا رغب المستثمر في استثمار آمن، يمكنه أن يتجه لسندات الخزينة ذات العائد المنخفض، ومن أجل حساب علاوة خطر السوق نأخذ الصيغة التالية:

علاوة خطر السوق = مردودية سوق البورصة – عائد سندات الخزينة (ph . Herlin, 2010.p.43).

حسب **Sharpe** تضم محفظة المستثمر، مجموعتين من الأصول المالية، عديمة المخاطر" **Rf** " وأخرى تتسم بالمخاطر"**Ri**"، كما اقترح **Jensen** إدخال **bêta (β)** كمؤشّر للخطر على الأصول، الأمر الذي يفيد في الوصول إلى تحديد:

$$E(Rp) = Rf + \beta [E(Ri) - (Rf)]$$

و عليه يمكن كتابة:

$$Rp = ai + \beta i\, Rm + Ei$$

أين: " **Rm** : يعبّر عن عائد السوق"، "**ai** : عبارة عن عائد ثابت خاص بإدارة المحفظة"، "**βi** : مؤشّر خطر الأصول"، وبإدخال الأصول الغير الخطرة " **Rf** "، تصبح المعادلة من الشكل:

$$Rp = Rf + \beta i(Rm - Rf) + Ei$$

الأمر الذي يفيد في الوصول إلى تحديد:

- ✓ العائد المتوقع من كل استثمار، بحيث: $E(Rip) = ai + \beta i\, E(Rm)$
- ✓ تباين العائد من كل استثمار، حيث: $\sigma i^2 = \beta i^2(\sigma m^2) + \sigma^2 E$
- ✓ التباين المشترك لكل أصلين ماليين: $Cov(Ri\, Rk) = \beta i\, \beta k\, \sigma m^2$

ويعبر σ عن مقدار الانحراف المعياري في القيم (الأصلين الاستثماريين أو السوق m)، βk βi الخطر المرتبط بالأصلين،Ri Rk تعبر عن عائد كل استثمار (م. هوشار، 2003، ص.247).

وخلال سنوات السبعينات وبعد أن حاز نموذج تسعير الأصول الرأسمالية " **MEDAF** "، على دور بالغ الأهميّة كنموذج قياسي لتسعير الأصول على مستوى الأسواق المالية، أثبتت التجارب الميدانية قصور هذا النموذج، من خلال ضبط بعض الانحرافات في الأسواق المالية (O. Boufama, 2010,pp.4-5).

- **نموذج التشتت الشرطي غير المتجانس والانحدار الذاتي المعمم (GARCH-ARCH)**

نظرا لرصد العديد من الانحرافات في القيم المالية في الواقع والتي تفوق نمذجة عدم التأكد عند استخدام نموذج **MEDAF**، طوّر**F. Engele Roper** خلال سنوات الثمانينات نموذج التشتت الشرطي غير المتجانس والانحدار الذاتي المعمم، حيث خلص في الأخير بأنّ التقلبات تكون مركّزة في فترات معينة من الزمن، الأمر الذي يثبت حقيقة ترابط الأسعار فيما بينها ويستبعد فرضية استقلال القيم، ومع التزام نموذج "**GARCH**" بإطار فرضيات التوزيع الطبيعي، أظهر هذا الأخير بأنّ زيادة تقلبات الأسعار ستؤدي إلى اتساع تفرطح منحنى التوزيع الطبيعي، ويحدث العكس عندما تنخفض التقلبات السعرية، أين يأخذ ذلك الاتساع في التقلص حتى يصبح على شكل "جرس"، فهو يتذبذب تكيفا مع ظروف السوق (ph.Herlin, 2010.p.65).

2.الإطار التجريبي للدراسة

سنتطرق في هذا الجانب إلى دراسة قياسية على عينة من البورصات الناشئة باستخدام معطيات مؤشر **MSCI** التي تسمح بإعطاء التشخيص المناسب لخصائص البورصات المدروسة باستخدام نمذجة عدم التأكد عند تقدير العوائد المالية بالاعتماد على نموذج **ARCH**.

1.2. التحليل الوصفي لسلاسل متغيرات الدراسة لعينة من البورصات الناشئة باستخدام معطيات مؤشر MSCI

ترتكز الدراسة القياسية بشكل كبير على دراسة سلوك سلاسل العوائد الشهرية، لمعرفة إذا كانت هذه السلاسل تتخذ سلوكا غير متوقع خلال فترة التقلبات ناتج عن حركة القيم إلى مستويات حرجة في منظومة أسعار القيم المالية، وسيتم العمل بالدالة اللوغاريتمية للعوائد المالية التي تأخذ الصيغة التالية:

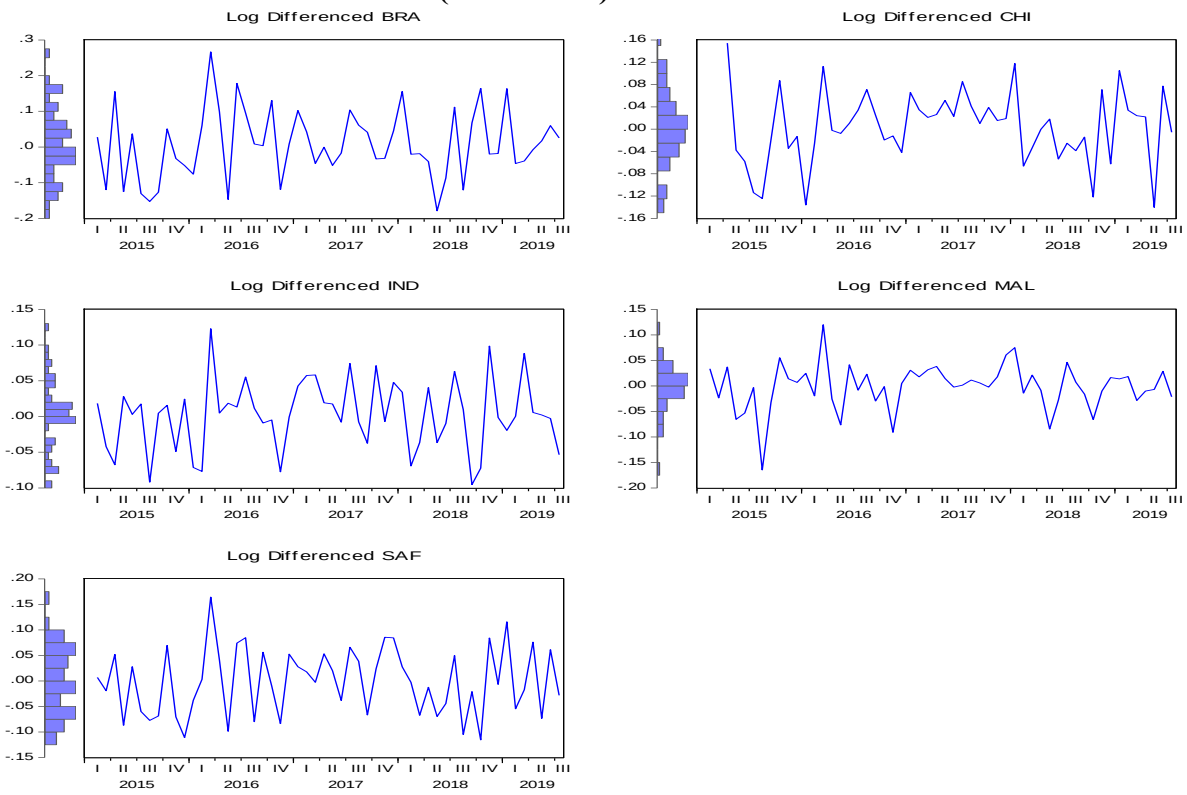
$$R\,i,t = 100 * In(\frac{Ii,t}{Ii,t-1})$$

$I_{i,t}$: سعر الأصل المدرج في مؤشر **MSCI** للسوق **i** في الشهر **t**؛

$I_{i,t-1}$: سعر الأصل المدرج في مؤشر MSCI للسوق **i** في الشهر t_{-1}؛

R i,t: العائد المالي للأصل في السوق **i** خلال الشهر **t**.

الشكل رقم (03): تغيرات العوائد المالية في عينة من البورصات الناشئة خلال الفترة (2015-2019)



المصدر: من إعداد الباحثتين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 9.

2.2. دراسة استقرارية السلاسل الزمنية لعينة العوائد المالية

لمعرفة إذا ما كانت سلاسل القيم المالية المدروسة والممثلة عوائدها في **الشكل أعلاه** بأنها مستقرة عبر الزمن خلال الفترة (جوان 2015 إلى غاية 2019)، سيتم الأخذ باختبارات الاستقرارية، وعند ثبوت عدم استقراريتها، ستجرى لها الفروق من الدرجة الأولى والثانية حتى ثبوت الاستقرارية.

- **اختبار جذور الوحدة**

لفحص خواص السلاسل الزمنية والتأكد من مدى استقرارها لا بد من القيام باختبار جذر الوحدة **(unit root)**، والذي يدل على **عدم استقلال متوسط وتباين المتغير عن عامل الزمن**، ويعد من الاختبارات الأساسية الدالة عن استقرار السلاسل الزمنية المدروسة، مع تحديد درجة تكاملها لبلوغ نتائج غير مضللة (تجنب الانحراف الزائف في العلاقة بين متغيرات)، ومن بين الاختبارات الأكثر استخداما اختبار**Dickey-Fuller Augmented**، الذي يسمح بتحديد سلوك الاتجاه العام للمتغير، إن كان يتخذ نمط محدد أم عشوائي (ر.بالنور، 2018، ص ص.155-154)، ويهدف اختبار جدر الوحدة إلى تحديد الطريقة الملائمة لجعل السلسلة مستقرة، وتكتب صيغة نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى كما يلي:

$$Xt = Xt - 1 + \varepsilon t \qquad \varepsilon t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$$

كما يعتمد اختبار **(ADF Test)** على ثلاثة نماذج لعرض السلسلة الزمنية موضوع الدراسة من نوع **(x_t)**:

$$\Delta x_t = \alpha x_{t-1} + \sum_{j=2}^{p} \emptyset \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = \alpha x_{t-1} + \sum_{j=2}^{p} \emptyset \Delta x_{t-j+1} + c + +\varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = \alpha x_{t-1} + \sum_{j=2}^{p} \emptyset \Delta x_{t-j+1} + c + bt + +\varepsilon_t$$

حيث يدل: t على عامل الزمن، α معامل، ε العنصر العشوائي (الضجيج الأبيض)، Δ الفرق في السلسلة x_t، bt و c ثوابت، و الطرف $\sum_{j=2}^{p} \emptyset \Delta x_{t-j+1}$ عدد حدود الفروق المبطئة.

تم القيام في النماذج الثلاثة السابقة بإضافة عدد ملائم من حدود الفروق المبطئة أو المؤخرة، والتي تشمل الطرف $\sum_{j=2}^{p} \emptyset \Delta x_{t-j+1}$ للتخلص من الارتباط الذاتي لحد الخطأ، حتى تصبح (εt)غير مرتبطة ذاتياً، وتحتوي على أثر الضجيج الأبيض **(White Noise)**، الذي يجعل سعر التوازن غير واضح، ويقوم الاختبار على فرضيتين:

- ✓ **فرضية العدم:(α=0: H0)**، وتعني وجود جذر الوحدة أو المتغير غير مستقر إذا كانت القيمة المطلقة **t** المحسوبة أصغر من القيمة المطلقة لـــ **t** الجدولية، وهو ما يتطلب اعادة الاختبار مرة أخرى لكن بعد أخذ الفروق.
- ✓ **الفرضية البديلة :(α < 0: H1)**، تدل على استقرار السلسلة، وذلك إذا كانت القيمة المطلقة لـــ **t**المحسوبة أكبر من القيمة المطلقة لـــ **t** الجدولية، ومتى وجدت السلسلة الأصلية ساكنة، فإنه يقال أنها متكاملة من الدرجة الصفر0**(I)** ، أما اذا تطلب أخذ الفروق**(d...2،1)** لجعلها مستقرة نقول أنها متكاملة من الدرجة **I(d)** (ب. داودي، 2018، ص ص. 283-284).

بالإضافة إلى **(ADF Test)** يمكن القيام باختبار جذور الوحدة لـــ **Phillips-Perron**، فعلى الرغم من أن اختبار جذر الوحدة **PP** يشبه اختبار **ADF**، فإن لديه قدرة اختبارية أفضل وأدق، حيث

طور**Phillips-Perron** تعميما لطريقة ديكي فولر تسمح بوجود التباين الشرطي للأخطاء إذ يعمل على إلغاء التحيزات الناتجة عن المميزات الخاصة للتقلبات العشوائية (ع,غ، مزياني، 2019، ص. 240).

بالاستناد لنتائج اختبارات جذور الوحدة المطبقة، والتي يمكن الاطلاع عليها في **الجدول أدناه**، تقدم إحصائية ديكي– فولر **(ADF Test)** وإحصائية **(pp)** المحسوبة في عينة الدراسة، قيما أقل من القيمة الجدولية والمقدرة بـــ(3.44 –) عند مستوى معنوية 5%، ما يجعل من سلاسل العوائد المالية لا تنطبق عليها فرضية العدم، الأمر الذي يشير **إلى استقرارية سلاسل قيمها عبر الزمن.**

- **اختبار الارتباط الذاتي**

لدراسة الارتباط بين مختلف الثنائيات، فإنه يمكن الاعتماد على دالة الارتباط الذاتي**(correlogram)**، ويستهدف اختبار **الارتباط الذاتي** فرضية السير العشوائي لسلاسل القيم المدروسة، والتي تتطلب إدراج مستويات الارتباط الذاتي **ρ** في سلسلة القيم الحالية، مع القيم السابقة بدرجات التأخير **(Lag = 1,….6)**، وذلك لإثبات صدق إحدى الفرضيتين التاليتين:

- ✓ **فرضية العدم:** سلاسل القيم مستقلة عن بعضها، أي أن القيم تتبع السير العشوائي:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \ldots . = \rho_n = 0$$

- ✓ **الفرضية البديلة:** سلاسل القيم غير مستقلة عن بعضها، أي أن القيم لا تتبع السير العشوائي:

$$H_1: \exists\, \rho_i \neq 0; i = 1,2, \ldots . = i = \mathrm{n}$$

وتتخذ دالة الارتباط الذاتي للقيم المدروسة الصيغة التالية:

$$\boldsymbol{\rho i} = \boldsymbol{xi}/_{\boldsymbol{x}_0} = \frac{\boldsymbol{i}\ \text{التغايرعند الفجوة}}{\text{التباين}}$$

وتعد إحصائية **Q** لـــ **Box – pierce** قاعدة لاتخاذ القرار، فعندما يتم التحصل على القيمة المحسوبة لإحصائية **Q** أكبر من القيمة الجدولية لإحصائية x^2 عند مستوى معنوية 5% فذلك يعني رفض فرضية العدم، أي رفض ضمني لفرضية السير العشوائي، حيث تدل قيمة الاحتمال الذي يتوافق مع احصائية **Q** المساوي أو المقترب من الصفر في دعم ذلك (ر.مزاهدية، 2015، ص ص. 144–145)، ويثبت الاختبار وجود ارتباط ذاتي بين قيم سلاسل العينة من عدمه، والجدول أدناه **يلخص نتائج الاختبار** بأقصى درجات التأخير، والدالة عن وجود ارتباطات قوية مقارنة بالدلالة الإحصائية لاختبار**Box - Ljung** المحسوبة والتي تختلف كثيرا عن الصفر، والتي قدمت قيما تجاوزت القيمة الجدولية x^2 بمقدار (31,41)، ما يدل عن وجود ارتباط ذاتي عند مستوى معنوية 5%، بالإضافة إلى قيم الاحتمالات المقابلة لإحصائية **t** الأصغر من 0,05 (رفض فرضية العدم)، نظرا لإدراج أثر المعلومات السابقة التي تدعم توقع المستثمرين، عن طريق نمذجة عدم التأكد.

الجدول رقم (01): نتائج اختبار الارتباط الذاتي واختبار جذور الوحدة

	نتائج اختبار الارتباط الذاتي	نتائج اختبار جذور الوحدة بنسبة معنوية (5%)	
البورصة	(إحصائية Q)	Augmented Dickey-Fuller	Phillips-Perron
BRA	259.40	−3.506374	-3.498692
CHI	353.24	−3.498692	-3.502373
IND	336.28	−3.495295	-3.498692
MAL	154.99	−3.495295	-3.498692
SAF	207.20	−3.495295	-3.498692

المصدر: من إعداد الباحثتين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 9.

- **اختبار استقلالية المشاهدات للعوائد المالية**

يتم اختبار استقلالية المشاهدات من خلال اختبار**BDS** وهو اختبار غير معلمي اقترح من طرف **Brock and Dechert، Scheinkman** (1987)، حيث يختبر الفرضية القائلة بأن السلسلة الزمنية مستقلة ومتماثلة التوزيع، كما يحدد الارتباط الخطي وغير الخطي، يتم الاختبار وفق الفرضيتين:

- ✓ مشاهدات سلسلة العوائد المالية خلال فترة الدراسة تتميز باستقلالية المشاهدات (فرضية السير العشوائي محققة).
- ✓ مشاهدات سلسلة العوائد المالية غير مستقلة فيما بينها (م. سحنون، 2016، ص.138).

حسب **الجدول أدناه** نرفض فرضية استقلالية المشاهدات ونقبل فرضية الارتباط في سلاسل المدروسة، بما أن قيم جميع الاحتمالات أقل من 0,05، ما يعني أن العوائد المالية تتأثر بالمعلومات الجديدة التي تصل إلى السوق، وفرضية السير العشوائي مرفوضة.

كما نستنتج أن البورصات المدروسة غير كفؤة عند المستوى الضعيف، ويشير ذلك إلى أن المستثمر يمكنه تحقيق عوائد غير عادية مقابل تحديد استراتيجية إدارة المخاطر المناسبة، كما يمكن للمستثمر الاعتماد على مبادئ التحليل الفني لتحقيق الأرباح غير العادية خاصة في فترات الرواج (عند تشكل الفقاعات السعرية أو انفصال الأسعار عن القيم الأساسية).

الجدول رقم (02): نتائج اختبارBCS في عينة البورصات الناشئة

BDS Test for IND
Date: 10/11/19 Time: 21:02
Sample: 2015M01 2019M07
Included observations: 55

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.133732	0.005719	23.38448	0.0000
3	0.220155	0.009199	23.93127	0.0000
4	0.280277	0.011083	25.28912	0.0000
5	0.318044	0.011685	27.21729	0.0000
6	0.338097	0.011400	29.65862	0.0000

Raw epsilon	118.1927		
Pairs within epsilon	2147.000	V-Statistic	0.709752
Triples within epsilon	87307.00	V-Statistic	0.524760

Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	900.0000	0.628931	1007.000	0.703704	0.495199
3	796.0000	0.577649	978.0000	0.709724	0.357494
4	721.0000	0.543741	950.0000	0.716440	0.263463
5	659.0000	0.516883	923.0000	0.723922	0.198819
6	603.0000	0.492245	897.0000	0.732245	0.154148

BDS Test for BRA
Date: 10/11/19 Time: 20:58
Sample: 2015M01 2019M07
Included observations: 55

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.125833	0.007396	17.01489	0.0000
3	0.201425	0.011856	16.98923	0.0000
4	0.256958	0.014238	18.04792	0.0000
5	0.289645	0.014964	19.35552	0.0000
6	0.303817	0.014554	20.87576	0.0000

Raw epsilon	151.4389		
Pairs within epsilon	2137.000	V-Statistic	0.706446
Triples within epsilon	87553.00	V-Statistic	0.526239

Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	900.0000	0.628931	1015.000	0.709294	0.503098
3	787.0000	0.571118	989.0000	0.717707	0.369693
4	696.0000	0.524887	954.0000	0.719457	0.267929
5	616.0000	0.483137	918.0000	0.720000	0.193492
6	544.0000	0.444082	883.0000	0.720816	0.140264

BDS Test for SAF
Date: 10/11/19 Time: 21:05
Sample: 2015M01 2019M07
Included observations: 55

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.104808	0.010797	9.707575	0.0000
3	0.170447	0.017399	9.796206	0.0000
4	0.211372	0.021012	10.05962	0.0000
5	0.221346	0.022213	9.964822	0.0000
6	0.216719	0.021730	9.973080	0.0000

Raw epsilon	89.76153		
Pairs within epsilon	2143.000	V-Statistic	0.708430
Triples within epsilon	90099.00	V-Statistic	0.541542

Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	846.0000	0.591195	998.0000	0.697414	0.486387
3	695.0000	0.504354	956.0000	0.693759	0.333907
4	577.0000	0.435143	912.0000	0.687783	0.223772
5	473.0000	0.370980	872.0000	0.683922	0.149634
6	384.0000	0.313469	830.0000	0.677551	0.096750

BDS Test for MAL
Date: 10/11/19 Time: 21:03
Sample: 2015M01 2019M07
Included observations: 55

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.116114	0.008350	13.90632	0.0000
3	0.189546	0.013383	14.16340	0.0000
4	0.224418	0.016069	13.96585	0.0000
5	0.244294	0.016888	14.46535	0.0000
6	0.244105	0.016424	14.86286	0.0000

Raw epsilon	48.70579		
Pairs within epsilon	2135.000	V-Statistic	0.705785
Triples within epsilon	87981.00	V-Statistic	0.528811

Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	858.0000	0.599581	995.0000	0.695318	0.483467
3	717.0000	0.520319	953.0000	0.691582	0.330774
4	593.0000	0.447210	911.0000	0.687029	0.222792
5	499.0000	0.391373	869.0000	0.681569	0.147078
6	415.0000	0.338776	827.0000	0.675102	0.094671

BDS Test for CHI
Date: 10/11/19 Time: 21:01
Sample: 2015M01 2019M07
Included observations: 55

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.144594	0.005747	25.16022	0.0000
3	0.247185	0.009196	26.87284	0.0000
4	0.316286	0.011026	28.68519	0.0000
5	0.344129	0.011567	29.74982	0.0000
6	0.358762	0.011228	31.95114	0.0000

Raw epsilon	146.8829		
Pairs within epsilon	1983.000	V-Statistic	0.705945
Triples within epsilon	77279.00	V-Statistic	0.519080

Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	837.0000	0.631222	925.0000	0.697587	0.486627
3	743.0000	0.582745	886.0000	0.694902	0.335560
4	657.0000	0.536327	839.0000	0.684898	0.220041
5	587.0000	0.499150	810.0000	0.688776	0.155020
6	528.0000	0.468085	780.0000	0.691489	0.109323

المصدر: من إعداد الباحثتين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 9.

3.2. اختبار التوزيع الطبيعي

يسمح الاختبار الاحصائي **Jarque- Bera**، بتحديد إذا ما كانت السلسلة الزمنية موزعة طبيعيا (إلى أي مدى تتشتت توزيعات القيم ضمن منحنى **Gauss**)، بقياس معامل الالتواء ومعامل التفلطح لسلسلة العينة ومقارنتها بالتوزيع الطبيعي، ويحدد كل منهما كما يلي:

لإثبات أن السلاسل المدروسة تتبع التوزيع الطبيعي، يتم الاستعانة باختبار **Jarque- Bera**، الذي يدرج حساب الفرق بين معامل التفلطح **K** و التناظر **S**، من خلال المعادلة التالية:

$$JB = \frac{n}{6}s^2 + \frac{1}{24}(k-3)^2 \rightarrow x_\alpha^2 \quad (2)$$

عندما يتبع التوزيع الاحصائي لسلسلة القيم المدروسة، القانون الطبيعي، ففي هذه الحالة قانون الإحصائية سيتبع قانون كاي مربع x^2 (بدرجتي حرية)، وترفض فرضية العدم في حالة:

- إذا كان **JB**≥ x_2^2 (نرفض فرضية العدم عند مستوى معنوية (α).

إذا كانت إحصائية **Jarque- Bera** أكبر من قيمة إحصائية كاي المجدولة عند مستوى معنوية محدد بـــ **(JB>x_α^2 (2))** (ر.مزاهدية، 2015، ص ص. 144-145)، ويمكن القول أن النتائج تدعم فرضية العدم للتوزيع الطبيعي عند مستوى معنوية 5% (بمقدار ثقة 95%)، وبالنظر إلى احصائية الاحتمالات التي فاقت 5% (حسب **أدناه**) أو عند مقارنتها بالقيمة الجدولية لإحصائية $x_2{}^2 = 5{,}99$ (بدرجتي حرية)، حيث نجد القيمة $x_2{}^2$ أكبر من نتائج إحصائية الاختبار في جميع البورصات (أنظر في **الجدول الموالي**)، وعليه فإن سلاسل العوائد المالية لعينة الدراسة تتوزع ضمن مجال القانون الطبيعي، إلا أن ذلك لا يكفي لأن الاختبار لا يدرج أثر تشتت قيم البواقي أو أثر العامل العشوائي (الغير متوقع) التي تتعرض له القيم، من أجل ذلك سيتم استخدام نموذج **ARCH** للتكفل بهذا الجانب.

الجدول رقم (03): نتائج اختبار Jarque- Bera

مؤشر MSCI	BRA	CHI	IND	MAL	SAF
Mean	427.3768	488.8017	591.9213	371.3736	516.8140
Median	441.7800	489.2900	597.2900	372.5300	512.9000
Maximum	587.8700	679.1200	718.1300	436.1800	664.1500
Minimum	223.2500	330.4000	437.6900	310.0400	387.5400
Std. Dev.	101.4867	91.25829	73.89741	31.23817	61.71661
Skewness	-0.326173	0.049692	-0.082011	0.179545	0.298123
Kurtosis	2.233309	1.810570	1.739238	2.547388	3.202525
Jarque-Bera	2.237861	3.146037	3.569604	0.737148	0.875658
Probability	0.326629	0.207418	0.167830	0.691720	0.645436
Sum	22650.97	25906.49	31371.83	19682.80	27391.14
Sum Sq. Dev.	535576.7	433060.0	283963.0	50742.80	198064.9
Observations	53	53	53	53	53

المصدر: من إعداد الباحثتين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 9.

4.2. نموذج الانحدار الذاتي المشروط بالأخطاء الغير متجانسة (ARCH)

يعبر نموذج **ARCH** عن اختبار معنوية معالم معادلة التباين أي اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء، ويجب الإشارة إلى أنه لا يكفي اختبار الخطأ فقط، بل لابد من اختبار مربعات الأخطاء أو بواقي التباينات بين القيم و تعود هذه الفكرة لـــ **Granger & Anderson** (1978) اللذين لاحظا أن السلاسل الزمنية التي تم نمذجتها في دراسة **Box & Jenkins** (1970)، لم تبدو الأخطاء مرتبطة ذاتيا عبر الزمن بينما

البواقي كانت مرتبطة ذاتيا (ع. الشركسي، أ. القبائلي، 2010، ص.3)، كما أن تطويراته المختلفة تعد إحدى الوسائل المهمة لتوصيف التغير عبر الزمن، الذي يتسم بارتفاع عدم اليقين في الأسواق المالية والمقاس بالتباين المشترك، وبالتالي يعد وسيلة مناسبة لدراسة تقلبات أو الانحرافات التي تصيب قيم التوازن في **تقديرات الأصول المالية**.

ووفقا لهذه النماذج يكون تباين السلسلة الزمنية غير ثابت (O.Brossard, 1998, pp. 9-10)، وتسمح معادلة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي بنمذجة التباين الشرطي، من خلال نموذج **ARCH** للتكفل بعنصر **عدم التأكد** الذي ينطوي على المخاطرة (أ. دربال، 2014، ص. 75).

5.2. تقدير الانحرافات المالية قياسيا باستعمال نموذج ARCH

يمكن ملاحظة من نتائج إحصائية اختبار نموذج **ARCH** (حسب **الجدول الموالي**)، والتي أعطت قيما ذات دلالات إحصائية، مما يدعم رفض الفرضية الأساسية تجاه عدم وجود أثر لنموذج **ARCH** من الدرجة الأولى في سلاسل العوائد التي تم اختبارها، بالإضافة إلى تساوي كل من إحصائية **F** مع t^2 في جميع البورصات، ما يؤكد بشكل أقوى على وجود أثر عند تطبيق نموذج **ARCH** من الدرجة الأولى.

الجدول رقم (04): نتائج اختبار وجود أثر لنموذج ARCH في عينة البورصات الناشئة

HeteroskedasticityTest: ARCH -BRA-

F-statistic	100.5593	Prob. F(1,52)	0.0000
Obs*R-squared	**35.59404**	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 10/11/19 Time: 19:34
Sample (adjusted): 2015M02 2019M07
Included observations: 54 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2114.130	1190.674	1.775574	0.0817
RESID^2(-1)	0.824883	0.082257	**10.02793**	0.0000

R-squared	0.659149	Mean dependent var	9937.429
Adjusted R-squared	0.652594	S.D. dependent var	11214.27
S.E. of regression	6609.819	Akaike info criterion	20.46683
Sum squared resid	2.27E+09	Schwarz criterion	20.54050
Log likelihood	-550.6045	Hannan-Quinn criter.	20.49524
F-statistic	100.5593	Durbin-Watson stat	1.690394
Prob(F-statistic)	0.000000		

HeteroskedasticityTest: ARCH -CHI-

F-statistic	56.45136	Prob. F(1,50)	0.0000
Obs*R-squared	**27.57570**	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 10/11/19 Time: 19:36
Sample (adjusted): 2015M04 2019M07
Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2328.095	1068.719	2.178397	0.0341
RESID^2(-1)	0.724218	0.096390	**7.513412**	0.0000

R-squared	0.530302	Mean dependent var	8306.813
Adjusted R-squared	0.520908	S.D. dependent var	7432.482
S.E. of regression	5144.502	Akaike info criterion	19.96695
Sum squared resid	1.32E+09	Schwarz criterion	20.04199
Log likelihood	-517.1406	Hannan-Quinn criter.	19.99572
F-statistic	56.45136	Durbin-Watson stat	1.942838
Prob(F-statistic)	0.000000		

HeteroskedasticityTest: ARCH - IND-

F-statistic	28.59242	Prob. F(1,52)	0.0000
Obs*R-squared	**19.15801**	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 10/11/19 Time: 19:37
Sample (adjusted): 2015M02 2019M07
Included observations: 54 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2206.174	768.5181	2.870686	0.0059
RESID^2(-1)	0.589125	0.110175	**5.347188**	0.0000

R-squared	0.354778	Mean dependent var	5258.719
Adjusted R-squared	0.342370	S.D. dependent var	4662.364
S.E. of regression	3780.916	Akaike info criterion	19.34965
Sum squared resid	7.43E+08	Schwarz criterion	19.42332
Log likelihood	-520.4407	Hannan-Quinn criter.	19.37806
F-statistic	28.59242	Durbin-Watson stat	1.843909
Prob(F-statistic)	0.000002		

HeteroskedasticityTest: ARCH - MAL-

F-statistic	36.57968	Prob. F(1,52)	0.0000
Obs*R-squared	**22.29973**	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 10/11/19 Time: 19:27
Sample (adjusted): 2015M02 2019M07
Included observations: 54 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	334.0145	165.7153	2.015592	0.0490
RESID^2(-1)	0.646651	0.106918	**6.048114**	0.0000

R-squared	0.412958	Mean dependent var	985.7251
Adjusted R-squared	0.401669	S.D. dependent var	1196.047
S.E. of regression	925.1649	Akaike info criterion	16.53415
Sum squared resid	44508367	Schwarz criterion	16.60782
Log likelihood	-444.4222	Hannan-Quinn criter.	16.56256
F-statistic	36.57968	Durbin-Watson stat	1.716512
Prob(F-statistic)	0.000000		

HeteroskedasticityTest: ARCH -SAF-

F-statistic	66.16774	Prob. F(1,52)	0.0000
Obs*R-squared	**30.23717**	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 10/11/19 Time: 19:32
Sample (adjusted): 2015M02 2019M07
Included observations: 54 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	897.4027	610.0780	1.470964	0.1473
RESID^2(-1)	0.750851	0.092306	**8.134355**	0.0000

R-squared	0.559948	Mean dependent var	3716.981
Adjusted R-squared	0.551485	S.D. dependent var	5508.685
S.E. of regression	3689.236	Akaike info criterion	19.30056
Sum squared resid	7.08E+08	Schwarz criterion	19.37423
Log likelihood	-519.1151	Hannan-Quinn criter.	19.32897
F-statistic	66.16774	Durbin-Watson stat	1.532706
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر: من إعداد الباحثتين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 9.

كما أعطت نتائج اختبار نموذج **ARCH** (أنظر إلى **الجدول أدناه**) من خلال معامل نموذج **ARCH** الموجب وفق متطلبات النظرية، والذي نجده يقترب من الواحد بشكل كبير في عينة البورصات المدروسة، دلالات على وجود تقلبات واضحة في العينة ذات أثر ارتدادي على سلاسل العوائد المالية، مما يتيح تحقيق أرباح ضمن المجال المتوقع، حيث يوافق إلى درجة كبيرة بين مستويات الأرباح والخسائر عند القيام بنمذجة عدم التأكد.

الجدول رقم (05): نتائج اختبار دلالات نموذج ARCH في عينة البورصات الناشئة

Dependent Variable: BRA
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 10/10/19 Time: 21:17
Sample: 2015M01 2019M07
Included observations: 55
Convergence achieved after 13 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: unconditional
GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	430.8111	10.83777	39.75091	0.0000
Variance Equation				
C	1320.189	612.7435	2.154555	0.0312
RESID(-1)^2	0.942716	0.450826	2.091084	0.0365

R-squared	-0.002354	Mean dependent var	426.0113
Adjusted R-squared	-0.002354	S.D. dependent var	99.84743
S.E. of regression	99.96486	Akaike info criterion	11.65495
Sum squared resid	539620.6	Schwarz criterion	11.76444
Log likelihood	-317.5111	Hannan-Quinn criter.	11.69729
Durbin-Watson stat	0.147573		

Dependent Variable: IND
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 10/10/19 Time: 21:29
Sample: 2015M01 2019M07
Included observations: 55
Convergence achieved after 20 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: unconditional
GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	646.7323	6.570351	98.43192	0.0000
Variance Equation				
C	563.6598	362.7610	1.553805	0.1202
RESID(-1)^2	0.889296	0.549970	1.616989	0.1059

R-squared	-0.583922	Mean dependent var	591.8182
Adjusted R-squared	-0.583922	S.D. dependent var	72.52553
S.E. of regression	91.27624	Akaike info criterion	11.24373
Sum squared resid	449893.0	Schwarz criterion	11.35322
Log likelihood	-306.2025	Hannan-Quinn criter.	11.28607
Durbin-Watson stat	0.097309		

Dependent Variable: MAL
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 10/10/19 Time: 21:41
Sample: 2015M01 2019M07
Included observations: 55
Convergence achieved after 12 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: unconditional
GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	365.7150	2.568992	142.3574	0.0000
Variance Equation				
C	163.4057	106.1012	1.540093	0.1235
RESID(-1)^2	0.955013	0.496594	1.923129	0.0545

R-squared	-0.052786	Mean dependent var	372.9425
Adjusted R-squared	-0.052786	S.D. dependent var	31.74771
S.E. of regression	32.57486	Akaike info criterion	9.482206
Sum squared resid	57300.54	Schwarz criterion	9.591697
Log likelihood	-257.7607	Hannan-Quinn criter.	9.524547
Durbin-Watson stat	0.254287		

Dependent Variable: CHI
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 10/10/19 Time: 21:24
Sample (adjusted): 2015M03 2019M07
Included observations: 53 after adjustments
Convergence achieved after 14 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: unconditional
GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	520.5398	8.557897	60.82567	0.0000
Variance Equation				
C	794.0321	1105.280	0.718399	0.4725
RESID(-1)^2	0.903856	0.571866	1.580538	0.1140

R-squared	-0.123279	Mean dependent var	488.8017
Adjusted R-squared	-0.123279	S.D. dependent var	91.25829
S.E. of regression	96.71997	Akaike info criterion	11.60146
Sum squared resid	486447.2	Schwarz criterion	11.71299
Log likelihood	-304.4388	Hannan-Quinn criter.	11.64435
Durbin-Watson stat	0.106141		

Dependent Variable: SAF
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 10/10/19 Time: 21:45
Sample: 2015M01 2019M07
Included observations: 55
Convergence achieved after 14 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: unconditional
GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	516.3087	7.554254	68.34674	0.0000
Variance Equation				
C	1035.995	534.8828	1.936864	0.0528
RESID(-1)^2	0.682442	0.416325	1.639205	0.1012

R-squared	-0.001451	Mean dependent var	518.6220
Adjusted R-squared	-0.001451	S.D. dependent var	61.28810
S.E. of regression	61.33255	Akaike info criterion	10.77825
Sum squared resid	203130.8	Schwarz criterion	10.88774
Log likelihood	-293.4019	Hannan-Quinn criter.	10.82059
Durbin-Watson stat	0.286422		

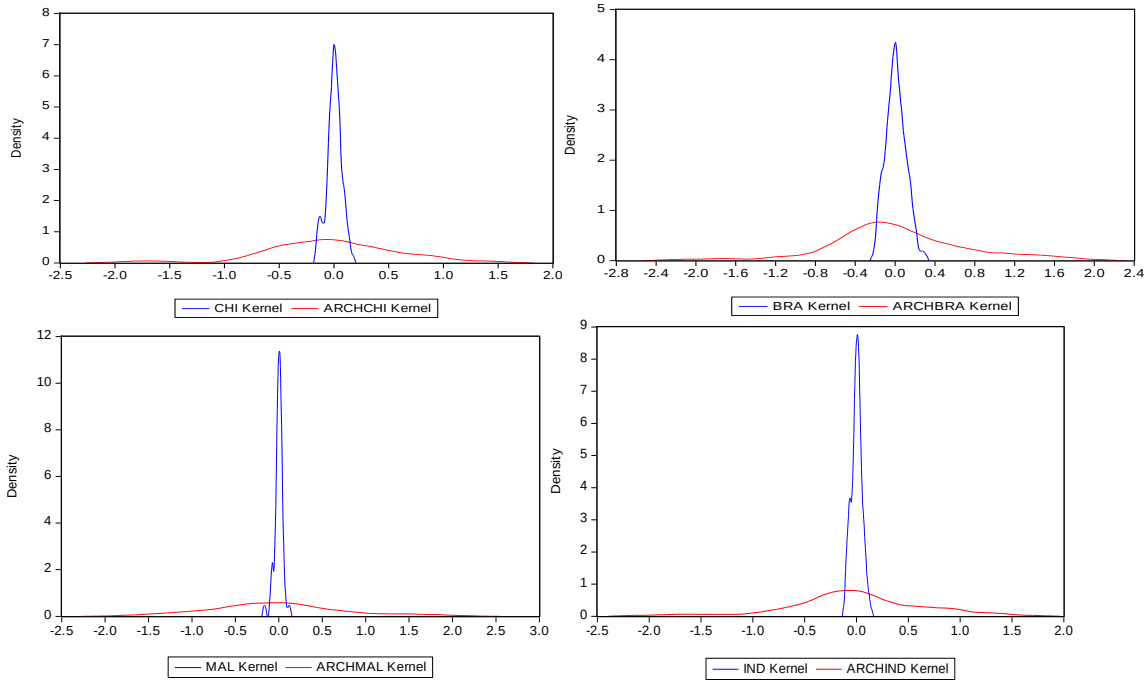
المصدر: من إعداد الباحثتين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 9.

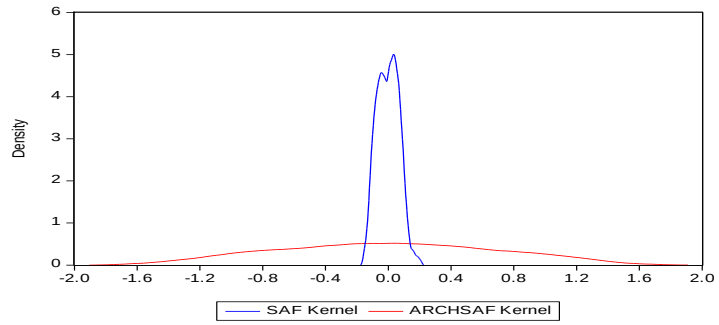
6.2. تقييم نتائج الاختبارات (وفق نموذج ARCH)

نظرا لبروز دلالات إحصائية واضحة عند تطبيق نموذج **ARCH** يمكن القول أن المستثمرين في هذه البورصات يعتمدون على إدراج وتحليل المعطيات المتاحة لديهم بالإضافة إلى المعلومات الجديدة الواردة إلى السوق، وعليه فهؤلاء المستثمرين يعتمدون على التحليل الأساسي أكثر من التحليل الفني، لأن

التحليل الفني يتلقى نقد حول الافتراض الذي يتعلق بمدى استجابة أسعار الأسهم لما يطرأ من تغير على قوى العرض والطلب في السوق، نظرا لأخذ الفنيين بالاعتقاد السائد حول أن الأسعار تسلك اتجاه معين يستمر لفترة طويلة نسبيا (مع العلم أن المعلومات الجديدة من شأنها أن تحدث تغييرا في علاقة العرض والطلب في المدى القصير)، وعموما تحديد سيطرة الفنيين أو الأساسيين على السوق غير ثابت فيمكن أن يتحول الفني إلى أساسي وأن يتحول الأساسي إلى فني استجابة لظروف السوق، وفي ظل الظروف العادية لهذه البورصات أي خلال فترات الاستقرار، سوف يكون من النادر تحقيق الأرباح أو الخسائر الاستثنائية (لاوجود لصدمة أو أزمة مالية في فترة الدراسة)، مما يشير إلى انخفاض السلوك المضاربي (عدم تركز فئة المستثمرين المجازفين)، فالسوق في هذه الحالة وخلال هذه الفترة يعتمد بشكل واضح على الأسس الحقيقية عند نمذجة عدم التأكد لقيم العوائد المالية على المدى القصير (**أنظر الشكل رقم 04**)، فمن خلال مقارنة التوزيع الطبيعي للعوائد المالية الحقيقية مع التوزيع المقدر وفق نموذج **ARCH**، نجد أن هناك تفاوت بين تقديرات النمذجة والقيم الحقيقية، الأمر الذي يشير إلى أن المتعاملين في السوق يمكنهم توقع مردودياتهم في الأفق الاستثماري قصير المدى، وينخفض التكفل بأثر عدم التأكد عند تقدير العوائد المالية بارتفاع مستويات الأرباح والمخاطر على المدى الطويل).

الشكل رقم (04): مقارنة التوزيع الطبيعي للعوائد المالية الحقيقية مع التوزيع المقدر وفق نموذج ARCH





المصدر: من إعداد الباحثتين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 9.

خاتمة

يعد من الهام جدّا تقدير مستويات المردوديات والمخاطر في قيم الأصول المالية، فمواجهة إشكالية تحديد الأوزان النسبيّة للمخاطر والمردوديات على مستوى السوق وطبيعته، فالبورصات الناشئة المدروسة (على خلاف البورصات الناشئة الأوروبية) نجدها تعتمد على المعاملات الحقيقية بشكل بارز، الأمر الذي يجعلها تتسم بالاستقرار النسبي عن تلك التي نرصد فيها مستويات عالية من التركز المالي في اقتصاداتها، والذي يطرح بشكل أو بآخر على مستوى هذه الأخيرة (ذات التركز المالي القوي) صعوبات ضبط أثر التقلبات على الأسعار المتوقعة للأصول المالية، كما أنّ طبيعة تفاعلها واندماجها يؤثر على سلوك الأسعار، فمع ارتفاع سيرورة الربط البيني والتدريجي بين سلاسل القيم المالية (من حيث المردوديات والمخاطر) في البورصات المدروسة، سيعمل ذلك على تعزيز عدم التأكد عند تقدير أسعار الأصول المالية.

- **نتائج الدراسة**

✓ تقدير مستويات التقلبات يتركز في الأفق قصير المدى، ضمن مجال لا يتجاوز نمذجة عدم التأكد، وبتالي **أقصى الانحرافات يمكن توقعها في تقييمات العوائد المالية في المدى القصير ويحد من قدرة التقديرات القياسية على المدى الطويل**، ما يلغي صحة الفرضية الأولى.

✓ باعتبار أن أصل التقييمات المالية الحالية يتأتى من نمذجة عدم التأكد في سلاسل القيم، **سيؤدي ذلك إلى اندماج أثر التقييمات التقديرية في سلوك الأسعار المستقبلية، مما سيعمل على تحديد توجهها والتأثير فيها**، ما يؤكد صحة الفرضية الثانية.

✓ تستجيب نمذجة عدم التأكد التي تستهدف تعظيم الأرباح وتجنب المخاطر التي يواجهها المستثمر المالي مستقبلا، إلى مستوى من **الحساسية** " **Sensibilité** " **تجاه تدفق المعلومات الخاصة** إلى السوق المالي (خاصة عند تركز الضجيج الأبيض في السوق فتصبح القيم الأساسية غير واضحة)، مما سيؤثر على ثنائية : (الأرباح– المخاطر) التي قد تتجاوز نمذجة عدم التأكد في فترات عدم الاستقرار القوي، فنموذج **ARCH /GARCH** لا يتطرق لسبب تذبذب "اهتزاز" منحنى التوزيع الطبيعي الشكل رقم

(04)، أو بعبارة أخرى لمبررات تكييفه مع تقلبات عوائد الأصول المالية، وهو ما يلغي صحة الفرضية الثالثة.

- **أفق الدراسة**

✓ إن الاعتماد المكثف على نمذجة سيرورة القيم المالية منذ وضع الأسس الأولية للنظرية المالية، يجعل من غير الوارد التخلي عن منطق النمذجة في المالية، حتى لو كانت النتائج مضللة في الفترات الغير عادية لسيرورة التقييمات، إلا أن إمكانية التوسع في تكييفها، أو استبدالها بأخرى (النمذجة الذكية) مثلما تظهره بعض الدراسات، بحيث تستوعب فترات الصدمات بما يتوافق مع واقع مخرجات هذه الأخيرة، قد يقدم الإضافات المرجوة من الجانب النمذجي في المالية الحديثة.

المراجع

1. أ. دربال، (2014)، "**محاولة التنبؤ بمؤشرات الأسواق المالية العربية باستعمال النماذج القياسية، دراسة حالة: مؤشر سوق دبي المالي**"، أطروحة دكتوراه، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة أبي بكر بلقايد، تلمسان، الجزائر.

2. ب. داودي، (2018)، "**دراسة تحليلية وقياسية لتأثير الصادرات على النمو الاقتصادي- حالة الجزائر- الفترة من 1967 إلى 2014**"، أطروحة دكتوراه، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة باجي مختار، عنابة، الجزائر.

3. ر. بالنور، (2018)، "**النفقات العامة والإنعاش الاقتصادي – دراسة ميدانية لولايات الشرق الجزائري**"، أطروحة دكتوراه علوم، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير-جامعة باجي مختار، عنابة، الجزائر.

4. ر. مزاهدية، (2015)، "**الاتجاهات العشوائية والتكاملية في سلوك الأسعار في أسواق الأوراق المالية الخليجية وتأثيرها على فرص التنويع الاستثماري**"، أطروحة دكتوراه، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة الحاج لخضر، باتنة، الجزائر.

5. س. هواري، (2007)، "**أهمية تقييم المؤسسات في اتخاذ قرار لاستثمار المالي**"، مجلة الباحث، العدد 05، جامعة قاصدي مرباح، ورقلة، الجزائر.

6. ع. الشركسي، أ. القبائلي، (2010)، "**تفسير سلوك مؤشر سوق الأوراق المالية الليبي باستخدام نماذج GARCH**"، ورقة بحثية، كلية العلوم الاقتصادية، جامعة محمد بن علي السنوسي، ليبيا.

7. م. سحنون، (2016)، "**السلوك المالي للمستثمرين وأثره على كفاءة الأسواق المالية: محاولة لدراسة سلوك العوائد في سوق المحافظ المالية الأوروبية**"، أطروحة دكتوراه في المالية الدولية، تخصص مالية دولية، كلية العلوم الاقتصادية، جامعة أبي بكر بلقايد تلمسان، الجزائر.

8. ع, غ، مزيان. (2019). " **السياسات الاقتصادية في الدول النامية بين واقع العولمة المالية ومتطلبات التنمية –حالة الجزائر–**". أطروحة دكتورا في العلوم الاقتصادية، تخصص اقتصاد التنمية، اكلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير. جامعة قاصدي مرباح – ورقلة– الجزائر.

9. م .زبيدي، (2001)، "**الاستثمار في الأوراق المالية**"،الطبعة الأولى، مؤسسة الوراق للنشر والتوزيع، الأردن.

10.م. هوشار، (2003)، "**الاستثمارات والأوراق المالية**"، الطبعة الأولى، دار الصفاء للنشر والتوزيع، عمان.

11. I. Julien, (2011), **« Les modèles fractals en finance »**, Service de Recherche en économie financière, Direction générale des Études et des Relations internationales, France.

12. Indices Mondiaux. Invisting.com. Récupéré sur https://fr.investing.com/indices/major-indices, 07 -14-2019.

13. O. Boufama, (2010), **« La Méthodologie d'étude d'événements : Une technique au service des Marchés Financiers et Marchés monétaires »**, colloque International, les politiques monétaires et Institution Financiers, Faculté Des Sciences Economiques, skikda, Algerie.

14. O . Brossard, (1998), **« instabilité financière selon Minsky incertitude et la liquidité au fondement du cycle »**, Volume 49, n°2.

15. P .Artus, (1995), **« Anomalies sur les Marchés Financiers »** ,éd. Economica, Paris, France.

16. Ph. Bernard, (2007), « **Le Modèle d'Equilibres des Actifs Financiers (MEDAF)** », Université Paris – Dauphine, France. Consulté le 03 14, 2018, sur www.master272.com/finance/capm/medaf.pdf.:

17. ph.Herlin, (2010), **« Finance; le Nouveau paradigme »,** Ed: d´Organisation, France.

ملحق

قائمة مختصرات عينة البورصات	البرازيل	الصين	الهند	ماليزيا	جنوب إفريقيا
الرمز	BRA	CHI	IND	MAL	SAF