



نمذجة تقلبات العوائد اليومية لمؤشر CAC 40 بتطبيق نموذج APGARCH

د. بشير بلغيث^{1*} ، د. صدرالدين صوالي²

¹كلية العلوم الاقتصادية و العلوم التجارية و علوم التسيير جامعة البليدة 2

²كلية العلوم الاقتصادية و العلوم التجارية و علوم التسيير جامعة البليدة 2

الملخص :

تلعب تقلبات سوق الأوراق المالية دوراً مركزياً في المالية، حيث تتدخل في العديد من القرارات مثل اختيار المحفظة وتنويعها وكذا إدارة المخاطر المالية. تتميز السلاسل المالية عامة بمجموعة من الخصائص أهمها تجمع التقلبات، سمك ذيل التوزيع وعدم تناظر التقلبات أو ما يعرف بأثر الرافعة. في البداية كان الفضل لنموذج ARCH الذي جاء به Engle (1982) في محاولة تمثيل هذه الخصائص، حيث نجحت نماذج ARCH ثم GARCH لـ Bollerslev (1986) في استيعاب أغلب الخصائص، لكنها فشلت في التعبير عن خاصية عدم التناظر (أثر الرافعة). وبدأ العديد من الباحثين في اقتراح بعض الإضافات لمحاولة تحسين هذه النماذج لنمذجة التقلبات، ولعل أبرز هذه النماذج نجد نموذج القوة غير المتناظرة APGARCH (Asymmetric Power GARCH)، الذي اقترحه Ding et al. (1993)، فانتشر بسرعة بفضل قدرته على استيعاب هذه الخاصية، للتعبير عن التأثير غير المتناظر للتقلبات المتعلقة بالأخبار السارة من جهة والأخبار غير السارة من جهة ثانية. و في هذا البحث، سنحاول نمذجة العوائد اليومية لأيام العمل عند الإقفال لمؤشر CAC 40 للفترة الممتدة بين 2014 و 2018 بعينة حجمها 1022 مشاهدة، بالاعتماد على تطبيق نموذج APGARCH .

الكلمات المفتاحية : التقلبات ، ARCH ، GARCH ، APGARCH .

تصنيف JEL : C51,C52,C59

Abstract:

Stock market volatility plays a central role in finance. Decisions such as portfolio selection and diversification, and risk management rely heavily on volatility estimates. Financial time series exhibit a number of characteristics, the most important of which are volatility clustering, heavy tail of underlying distribution, and the leverage effect. The ARCH model of Engle (1982) was the first model that tried to account for some of these characteristics. This was succeeded later by the more flexible GARCH model of Bollerslev (1986). Nevertheless, both models failed to properly model the leverage effect. Although the literature has seen many proposed models, perhaps the most striking of these models is the Asymmetric Power GARCH (APGARCH) model proposed by Ding et al. (1993). Its ability to account for the asymmetric effect of good and bad news on volatility has made it one of the most adopted model for volatility. In this paper, we will attempt to model the daily returns of the CAC 40 index for the period between 2014 and 2018 using the APGARCH model on a sample of 1022 observations. We show that this model is far more superior in capturing the leverage effect than alternative conditional volatility models.

Keywords : volatility, ARCH, GARCH, APGARCH

JEL classification : C51,C52,C59

مقدمة :

سنحاول في هذا البحث ، نمذجة العوائد اليومية لأيام العمل عند الإقفال لمؤشر CAC 40 للفترة الممتدة بين 2014-05-01 و 2018-04-30 بعينة حجمها 1022 مشاهدة بالاعتماد على تطبيق نموذج APGARCH.

سنعرض في البداية خصائص السلاسل المالية بصفة عامة، وأهم الصعوبات التي يمكن مواجهتها لنمذجة تقلبات العوائد. بعدها نقوم بتقديم أهم النماذج التي ظهرت بداية من نموذج ARCH ثم GARCH إلى أن نصل إلى النموذج APGARCH الذي نعتبره أكثر النماذج عمومية، حيث تعتبر العديد من النماذج كحالات خاصة منه.

ثم سنبرز أهم التوزيعات التي اعتمدت كبديل عن التوزيع الطبيعي، الذي في الغالب لا يكون مناسباً في مثل هذه الحالات، منها توزيع ستودنت، توزيع ستودنت المتلوي، التوزيع العام للأخطاء وكذا التوزيع العام للأخطاء المتلوي.

أما في الجانب التطبيقي و بعد تقديم مختصر لمؤشر CAC 40 ، نبحت عن لوغاريتم العائد اليومي نقوم بدراسة الاستقرار، ثم نختار فيما إذا كان التوزيع الطبيعي هو التوزيع المناسب للبيانات المعتمدة (لوغاريتم العائد اليومي). بعدها ندرس دالي الارتباط الذاتي لكل من لوغاريتم العائد ومربعه للبحث عن وجود مفعول ARCH. تأتي بعدها إلى مرحلة تقدير معلمات النموذج مع عدة توزيعات ممكنة، لنختار الأفضل حسب معيار المعلوماتية ولوغاريتم المعقولة، نتفحص نتائج النموذج المختار من خلال دراسة البواقي المعيارية (التوزيع، الارتباط الذاتي لها ولمربعاتها) من أجل بحث زوال مفعول ARCH، لنصل في الاخير إلى النموذج النهائي.

1- خصائص السلاسل المالية:

بالرغم من أن جزءاً كبيراً من البحوث في مجال الدراسات المالية تعتمد على الأسعار p_t ، فمن الشائع أيضاً أن يتم تحويل تلك الأسعار إلى عوائد r_t . ويتم استخدام العوائد بسبب خصائصها الإحصائية، ولأنها خالية من الوحدة. ويعرف العائد بأنه الربح أو الخسارة الناتجة عن استثمار وحدة نقدية خلال فترة من الزمن، معبراً عنه كنسبة من الاستثمار الأصلي.

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \Rightarrow R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \Rightarrow R_t + 1 = \frac{P_t}{P_{t-1}}$$

$$\Rightarrow \ln(R_t + 1) = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$$

$$\Rightarrow \ln(R_t + 1) = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$$

$$\Rightarrow r_t = \ln(R_t + 1) = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$$

حيث:

p_t هو سعر الورقة المالية في الزمن t ، R_t هو العائد البسيط في الزمن t و r_t هو لوغاريتم العائد في الزمن t تتميز السلاسل المالية بوجود عدة خصائص نمطية [Jón Daniélsón (2011)]. أولاً ، عادة ما تكون سلسلة الأسعار p_t غير مستقرة في حين تكون سلسلة لوغاريتم العوائد r_t سلسلة مستقرة. و يكون الارتباط الذاتي للسلسلة r_t ضعيفاً بينما يكون الارتباط الذاتي للسلسلة $|r_t|$ وللسلسلة r_t^2 معنوياً. ثانياً، غالباً ما تكون السلسلة r_t لا تتبع التوزيع الطبيعي وفي معظم الحالات يكون التوزيع متناظراً تقريباً وله معامل التفرطح عالٍ. ومع ذلك، في بعض الحالات، يكون التوزيع غير متناظر، فينحرف إلى اليسار وبذيول سمكية ، ويزداد سمك ذيل التوزيع كلما كان المجال قريباً وينخفض سمك ذيل التوزيع كلما زاد المجال، فالعوائد اليومية تملك توزيعاً ذا ذيل سميك مقارنة مع ذيل توزيع العوائد السنوية، التي تتبع التوزيع الطبيعي تقريباً [Sewell Martin (2011)]. ثالثاً ، تتميز هذه السلاسل بوجود فترات تتجمع فيها تقلبات حادة تعقبها فترات تتجمع فيها تقلبات هادئة و تسمى هذه الظاهرة بتجمع التقلبات Volatility Clustering. أما الخاصية الرابعة ، ظاهرة عدم التناظر أو أثر الرافعة Leverage effects و هي الأهم فتعبر عن وجود عدم التناظر بين مفعول أو أثر القيم السابقة السلبية ومفعول وأثر القيم السابقة الإيجابية على تقلبات مجريات العوائد. إن الإنخفاض في مجريات العوائد يوكد تقلبات أكبر من تلك التي يولدها الارتفاع في مجريات العوائد حتى ولو كانت من نفس الحجم. و أخيراً تحمل العوائد تأثير مجموعة من الظواهر الموسمية مثل تأثير نهاية الأسبوع، تأثير العطلة تأثير عطلة رأس السنة و التي لن نأخذها بعين الاعتبار في هذا البحث.

2- عرض لأهم النماذج

لأخذ مثل هذه الظواهر بعين الاعتبار لم تعد نماذج ARMA مناسبة، ولتجاوز هذه العقبات، أقترح [Engle (1982)] مجموعة جديدة من النماذج ARCH (نماذج التراجع الذاتي المشروطة بعدم تجانس التباين)، لتكون قادرة على التعبير عن سلوك التقلبات عبر الزمن. حينها يتضمن

النموذج معادلتين، الأولى تعبر عن العائد r_t بدلالة بعض المتغيرات المفسرة له وتسمى معادلة المتوسط والثانية تتعلق بمعادلة التباين الشرطي للبواقي σ_t^2 وتسمى معادلة التباين.

في البداية كان الفضل لنموذج ARCH الذي تم اقتراحه من خلال المقال الرائد الذي أنجزه [Engle (1982)] ثم نموذج GARCH [Bollerslev (1986)] في محاولة لتمثيل هذه الخصائص، ثم انتشرت البحوث ذات الصلة بسرعة وأصبحت أشكالا ومواصفات مختلفة لنموذج ARCH. وبالرغم من نجاح هذه النماذج في استيعاب أغلب الخصائص، إلا أنها فشلت في التعبير عن خاصية عدم التناظر. ولحل هذه المشكلة، اقترح [Ding et al. (1993)] وآخرون نموذج القوة غير المتناظرة APGARCH (Asymmetric Power GARCH)، الذي انتشر بسرعة بسبب قدرته على استيعاب هذه الخاصية للتعبير عن التأثير غير المتناظر للتقلبات المتعلقة بالأخبار السارة من جهة والأخبار غير السارة من جهة ثانية.

بالرغم من أن نموذج APGARCH يسمح بالتعبير عن تقلب العوائد بشكل أكثر مرونة، فإن هذه المرونة في النموذج تعقد نوعا ما من عملية التقدير بسبب صعوبة تحديد المعلمات واعتمادها على طريقة المعقولة العظمى التي تتطلب تحديد التوزيع المناسب.

1-2 نموذج ARCH :

يتلخص المبدأ الذي اقترحه [Engle (1982)] في إدراج حركية في تحديد التقلبات، بافتراض أن التباين يكون مشروطا بالمعلومات المتوفرة والتي تمتلكها. فهو يقدم نموذج ARCH(q) الذي يعبر عن التباين في الزمن t بدلالة أهمية مربعات حدود الأخطاء للفترات q الأخيرة. يسمح هذا النموذج بتوضيح التعاقب الممكن بين الفترات ذات التقلبات العالية والفترات ذات التقلبات الضعيفة. إنه أول من استعمل هذا النوع من النماذج لدراسة حركية التقلبات لظاهرة اقتصادية، ودرس حينها معدل التضخم في المملكة المتحدة، وتوصل إلى وجود تأثير ARCH بالاعتماد على إحصاءة مضاعف لكرانج. ومنذ ذلك الحين أصبح تطبيق هذه الإحصاءة لاختبار عدم التجانس الشرطي في السلاسل المالية يعرف باختبار Engle. بعد هذا المقال الرائد، بدأ العديد من الباحثين باقتراح بعض الإضافات لمحاولة تحسينه لنمذجة التقلبات .

• ARCH (q)

$$r_t = \varepsilon_t = z_t \sigma_t; z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

$$\omega > 0; \alpha_i \geq 0$$

• ARCH (1)

$$r_t = \varepsilon_t = z_t \sigma_t; z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

$f(\cdot)$ دالة الكثافة الاحتمالية .

2-2 نموذج GARCH :

يتوجب في العديد من الحالات إدراج عددا كبيرا من التأخرات q في معادلة التباين الشرطي في نموذج ARCH، حتى يتم الأخذ بعين الاعتبار الذاكرة الطويلة للتقلبات الخاصة بالسلاسل المالية هذا العدد الكبير من المعلمات يمكن أن يؤدي إلى الإخلال بشرط عدم سلبية التباين، وفي هذا السياق جاء اقتراح [Bollerslev (1986)] لنموذج GARCH (النموذج المعمم للتراجع الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين)، فالنموذج GARCH(p,q) هو شبيهه بنموذج ARMA على التباين الشرطي. فيمكن لنموذج GARCH بعدد قليل من المعلمات تعويض نموذج ARCH بعدد كبير من المعلمات (لأن GARCH(1,1) يكافئ $ARCH(\infty)$) [Francq and Zakoian (2010)] وهكذا تمكن نموذج GARCH من إزاحة النموذج ARCH حسب مبدأ الاختصار.

يمكن الإشارة إلى أنه يجب أن تكون معلمات النموذج GARCH كلها موجبة لضمان عدم سلبية التباين الشرطي، بالإضافة إلى استقرار النموذج GARCH الذي يتوجب أن تكون مجموع المعاملات فيه أقل من 1. وعمليا من الصعب أن يتحقق ذلك إذا كان عدد معلمات النموذج كبيرا إضافة إلى أنه لا يؤدي ذلك إلى تحسين النموذج، فعمليا غالبا ما نكتفي بإحدى الحالات $GARCH(1,1); GARCH(1,2); GARCH(2,1)$ [Tsay , Ruey S. (2002)] .

• $GARCH(p, q)$

$$r_t = \varepsilon_t = z_t \sigma_t, z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

$$\omega > 0; \alpha_i \geq 0; \beta_j \geq 0$$

• $GARCH(1,1)$

$$r_t = \varepsilon_t = z_t \sigma_t, z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

إن نموذج $GARCH(p, q)$ ما هو إلا نموذج $ARMA(m, q)$ مع $m = \max(p, q)$ بالنسبة لمربعات الاخطاء ε_t^2 [George Levy (2004)] حيث يمكن كتابته بالشكل:

$$\varepsilon_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{\max(p, q)} (\alpha_i + \beta_i) \varepsilon_{t-i}^2 - \sum_{i=1}^p \beta_i v_{t-i} \quad v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2; E_{t-1}(v_t) = 0 \quad \text{مع}$$

بعد هذا المقال الرائد بدأ العديد من الباحثين باقتراح بعض الإضافات لمحاولة تحسينه لنمذجة التقلبات ، وفي هذا السياق ركزوا اهتمامهم في اتجاهين لتحسين نماذج $GARCH$ الأول اهتموا فيه بتوزيعات غير التوزيع الطبيعي للأخطاء، والثاني بحثوا في نماذج أكثر مرونة يمكنها تفسير تطور التقلبات. بالإضافة إلى ما سبق يمكن الإشارة إلى أن ردة التقلبات إثر صدمة على العائد، يمكن أن تكون مختلفة بحسب إشارة أو نوع هذه الصدمة، فالخبر غير السار عادة ما يكون له الأثر الأكبر على التقلبات مقارنة مع أثر الخبر السار. إن عدم التناظر هذا على التباين الشرطي يمكن نمذجته بالاعتماد على النماذج غير المتناظرة.

3-2 نموذج $NGARCH$ (Non Linear GARCH)

جاء به [Higgins and Bera (1992)] و يعطى هذا النموذج كما جاء في [Bollerslev et al.(2010)] كما يلي:

• $NGARCH(p, q)$

$$r_t = \varepsilon_t = \sigma_t z_t; z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i |\varepsilon_{t-i}|^\delta + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^\delta$$

$$\omega > 0; \alpha_i \geq 0; \beta_j \geq 0; \delta > 0$$

• $NGARCH(1,1)$

$$r_t = \varepsilon_t = \sigma_t z_t; z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\sigma_t^\delta = \omega + \alpha_1 |\varepsilon_{t-1}|^\delta + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta$$

4-2 نموذج Log-GARCH

تم اقتراحه بصفة منفردة ومستقلة من طرف [Geweke(1986)] ، [Pantula(1986)] ثم [Milhoj(1987)] يعطى هذا النموذج كما جاء في [Bollerslev et al.(2010)] كما يلي:

• $\text{Log-GARCH}(p, q)$

$$r_t = \varepsilon_t = \sigma_t z_t; z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \log(\varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^p \beta_i \log(\sigma_{t-i}^2)$$

• $\text{Log-GARCH}(1,1)$

$$r_t = \varepsilon_t = \sigma_t z_t; z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha_1 \log(\varepsilon_{t-1}^2) + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

5-2 نموذج TS-GARCH Taylor-Schwert GARCH

تم اقتراحه من طرف [Taylor(1986)] ثم [Schwert(1989)] و يأخذ النموذج كما جاء في [Bollerslev et al.(2010)] الشكل التالي:

• TS – GARCH(p, q)

$$r_t = \varepsilon_t = \sigma_t z_t; z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\sigma_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i |\varepsilon_{t-i}| + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}$$

$$\omega > 0; \alpha_i \geq 0; \beta_j \geq 0$$

• TS – GARCH(1,1)

$$r_t = \varepsilon_t = \sigma_t z_t; z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\sigma_t = \omega + \alpha_1 |\varepsilon_{t-1}| + \beta_1 \sigma_{t-1}$$

6-2 نموذج GJR-GARCH

قام كل من [Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993)] باقتراح نموذج يسمح باستيعاب التأثير غير المتناظر للأخطاء على التباين الشرطي. ويعبر شكل هذا النموذج GJR-GARCH على نموذج GARCH مع إضافة متغيرة صورية مضروبة في مربع حد الخطأ للفترة الماضية في معادلة التباين الشرطي، حيث تأخذ هذه المتغيرة قيمة 1 إذا كان حد الخطأ للفترة الماضية سالبا، وتأخذ قيمة صفر إذا كان حد الخطأ للفترة الماضية موجبا، وبذلك يكون التباين الشرطي يتبع شكلين حسب إشارة حد الخطأ. ليسمح بتوضيح فكرة أن أثر الصدمات السلبية يرفع من التباينات الشرطية مقارنة بأثر الصدمات الايجابية [Bollerslev et al.(2010)].

• GJR – GARCH(p, q)

$$r_t = \varepsilon_t = z_t \sigma_t; z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q (\alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_i I_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

$$\omega > 0; \alpha_i \geq 0; \gamma_i \geq 0; \beta_j \geq 0$$

$$\varepsilon_{t-i} < 0; I_{t-i} = 1$$

$$\varepsilon_{t-i} \geq 0; I_{t-i} = 0$$

• GJR – GARCH(1,1)

$$r_t = \varepsilon_t = z_t \sigma_t; z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 I_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

$$\varepsilon_{t-1} < 0; I_{t-1} = 1$$

$$\varepsilon_{t-1} \geq 0; I_{t-1} = 0$$

7-2 نموذج TGARCH (Threshold GARCH)

جاء به [Zakoian(1994)] وهو شبيهه بنموذج GJR-GARCH مع فرق بسيط بأن يكون التعبير عن التناظر عن طريق الانحراف المعياري الشرطي وليس عن طريق التباين الشرطي [Bollerslev et al.(2010)].

• TGARCH(p, q)

$$r_t = \varepsilon_t = z_t \sigma_t; z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\sigma_t = \omega + \sum_{i=1}^q (\alpha_i |\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i I_{t-i} |\varepsilon_{t-i}|) + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}$$

$$\omega > 0; \alpha_i \geq 0; \gamma_i \geq 0; \beta_j \geq 0$$

$$\varepsilon_{t-i} < 0; I_{t-i} = 1$$

$$\varepsilon_{t-i} \geq 0; I_{t-i} = 0$$

• **TGARCH (1,1)**

$$r_t = \varepsilon_t = z_t \sigma_t; z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\sigma_t = \omega + \alpha_1 |\varepsilon_{t-1}| + \gamma_1 I_{t-1} |\varepsilon_{t-1}| + \beta_1 \sigma_{t-1}$$

$$\varepsilon_{t-1} < 0; I_{t-1} = 1$$

$$\varepsilon_{t-1} \geq 0; I_{t-1} = 0$$

8-2 نموذج APGARCH (Asymmetric Power GARCH)

جاء به [Ding et al. (1993)]، ويعطى النموذج كما جاء في [Bollerslev et al. (2010)]:

• **APGARCH (p, q)**

$$r_t = \varepsilon_t = z_t \sigma_t; z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^\delta$$

$$\omega > 0; \alpha_i \geq 0; \beta_j \geq 0; \delta > 0; |\gamma_i| \leq 1$$

• **APGARCH (1,1)**

$$r_t = \varepsilon_t = z_t \sigma_t; z_t \mapsto f(\cdot)$$

$$\sigma_t^\delta = \omega + \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| - \gamma_1 \varepsilon_{t-1})^\delta + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta$$

تمثل σ_t الانحراف المعياري الشرطي و $f(\cdot)$ دالة الكثافة الاحتمالية .

إن قيمة موجبة (سالبة) للمعلمة γ تعني أن الصدمات السلبية (الموجبة) السابقة لها تأثير أعمق على التقلبات الشرطية الحالية مقارنة بالصدمات الإيجابية (السالبة) السابقة.

ويسمح نموذج APGARCH بتغطية عدد كبير من النماذج التي تعتبر حالات خاصة من هذا النموذج بحيث يصبح:

- ARCH عندما $\delta = 2; \gamma_i = 0; \beta_i = 0$

- GARCH عندما $\delta = 2; \gamma_i = 0$

- TS-GARCH عندما $\delta = 1; \gamma_i = 0$

- GJR-GARCH عندما $\delta = 2$

- TGARCH عندما $\delta = 1$

- NGARCH عندما $\gamma_i = 0$

- Log-GARCH عندما $\delta \rightarrow 0; \gamma_i = 0$

3- الدراسة التطبيقية:

نستهل البحث بالإعتماد على البيانات المتعلقة بالأسعار اليومية لأيام العمل عند الإقفال لمؤشر CAC 40 للفترة الممتدة بين 2014-05-01 و 2018-04-30 بعينة حجمها 1022، بالاستعانة بالبرنامج R . ففي البداية ، نبحت عن لوغاريتم العائد اليومي، ثم نقوم بدراسة مسألة الاستقرار الخاص بسلسلتي الاسعار اليومية للمؤشر وكذا لوغاريتم العائد اليومي ، ثم نختبر فيما إذا كان التوزيع الطبيعي يناسب أم لا البيانات المعتمدة (لوغاريتم العوائد اليومية)، لنمر بعدها و نتأكد من وجود مفعول ARCH من خلال دالتي الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي لمربع لوغاريتم العوائد اليومية وصولاً إلى مرحلة تقدير معلمات النموذج مع عدة توزيعات ممكنة لنختار الأفضل حسب معيار المعلوماتية ولوغاريتم المعقولة.

في الأخير نتفحص النموذج المختار من خلال دراسة البواقي المعيارية (التوزيع، الارتباط الذاتي لها، ولمربعاتها) لتتأكد من زوال مفعول ARCH بعدها نقدم التمثيل البياني لمنحنى تأثير الأبحار الخاص بالنموذج النهائي.

نمذجة تقلبات العوائد اليومية لمؤشر CAC 40 بتطبيق نموذج APGARCH (ص ص : 1-16)

1-3 مؤشر CAC 40 :

يمثل مؤشر CAC 40 (Cotation Assistée en Continu) أعلى 40 قيمة سهم لأعلى 100 شركة من حيث القيمة السوقية المتداولة في سوق الأوراق المالية الفرنسي في بورصة Euronext Paris التابعة لمجموعة Euronext ، والتي تعتبر من أكبر البورصات الأوروبية ، و لقد تم إنشاء هذا المؤشر أول مرة في 31 ديسمبر سنة 1987 ابتداء من مستوى 1000 نقطة.

إن من بين أهم الشركات المشكّلة لهذا المؤشر نجد عدة شركات عالمية كبرى منها شركة Sanofi للأدوية، Total النفطية ، BNP Paribas الناشطة في قطاع التأمين والبنوك و شركة LVMH التي تضم أفخم علامات العالم للألبسة الجاهزة. و تتم مراجعة الشركات المكونة لهذا المؤشر من قبل لجنة خاصة هي المجلس الاستشاري العلمي كل 3 أشهر ، بحيث تكون هذه الشركات أكثر تمثيلاً للاقتصاد الفرنسي. ومنذ عام 2003، تم تغيير نظام الترجيح للمؤشر ليصبح وفقاً للقيمة السوقية العائمة للشركات المدرجة [Solenne Castellan (2016)]. فحسب هذا النظام قد تتغير كل من نسبة الترجيح لكل شركة و حتى قائمة الشركات الأربعين المشكّلة للمؤشر بدخول و خروج بعضها من 3 أشهر لأخرى . و هكذا فتداول مؤشر CAC 40 يسمح بالحماية ضد تقلبات ومخاطر السوق لتنوع مكوناته ، فهو مقياس لأداء أكبر 40 شركة. و يمكن الإشارة إلى إن أيام تداول المؤشر هي من الاثنين إلى الجمعة (عدا أيام العطل الأخرى).

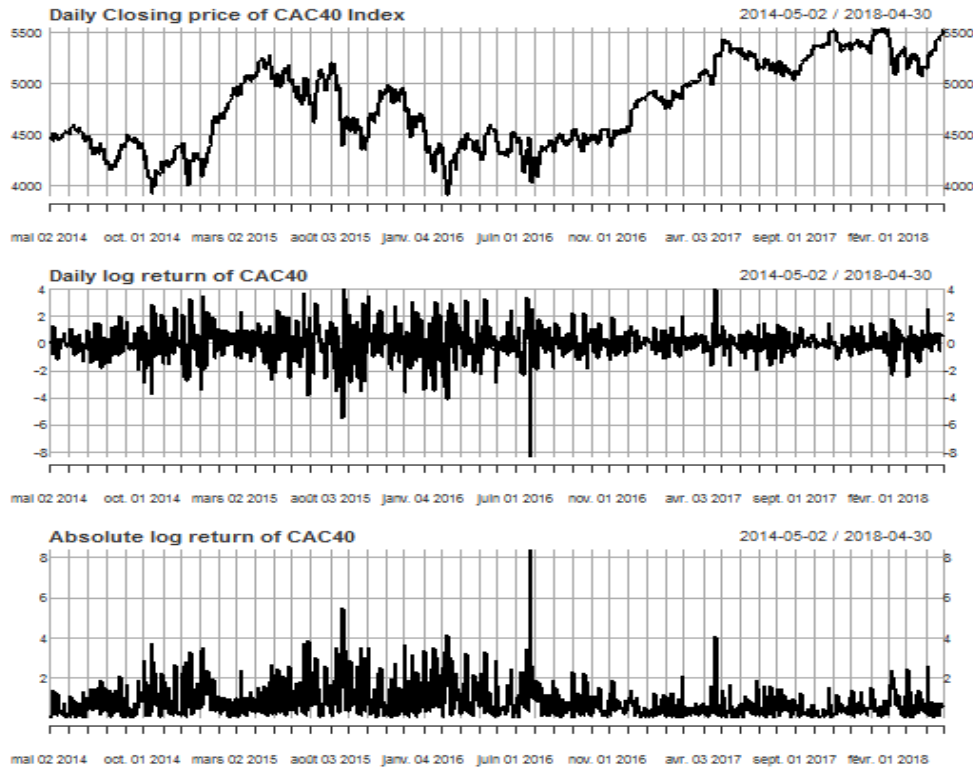
2-3 دراسة الاستقرار:

قبل الخوض في مراحل البحث المذكورة سنلقي نظرة على شكل أسعار المؤشر ، لوغاريتم العوائد وكذا القيمة المطلقة لها لأيام العمل عند الإقفال للفترة المدروسة لأخذ فكرة و صورة أولية عن شكلها و كيفية تغيراتها من خلال تمثيلاتها البيانية في الشكل (1) و التي قد نفيدها في مختلف مراحل البحث.

الشكل(1): التمثيل البياني للأسعار اليومية عند الاقفال لـ CAC 40 (العلوي)

التمثيل البياني للوغاريتم العوائد اليومية لـ CAC 40 (الاطوسط)

التمثيل البياني لسلسلة القيمة المطلقة للوغاريتم العوائد اليومية لـ CAC 40 (السفلي)

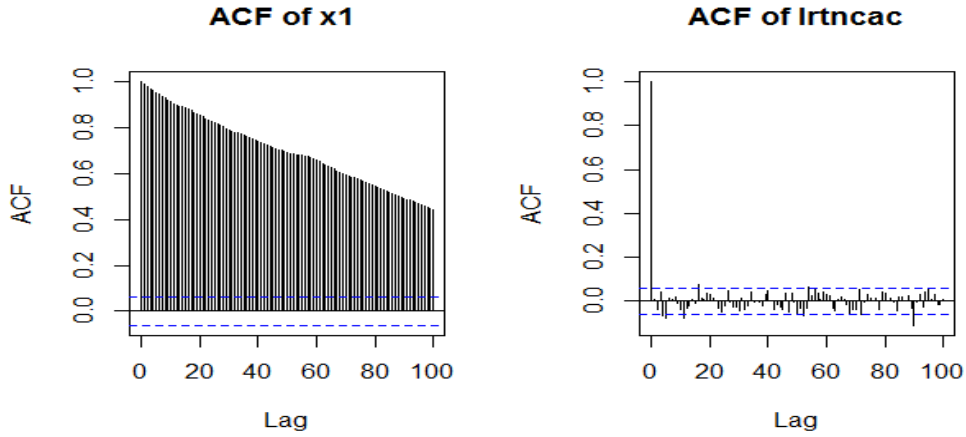


من خواص السلاسل المالية أن تكون سلسلة الأسعار غير مستقرة، في حين تكون سلسلة العوائد مستقرة، لنحاول التأكد من ذلك بيانياً أولاً ثم نقوم بتطبيق اختبارات الاستقرار (ADF, PP, KPSS).

نمذجة تقلبات العوائد اليومية لمؤشر CAC 40 بتطبيق نموذج APGARCH (ص ص : 16-1)

بالنسبة لسلسلة الأسعار نلاحظ من الشكل (1) من خلال التمثيل الأول أن السلسلة غير مستقرة، وإذا لجأنا إلى دالة الارتباط الذاتي لها في الشكل (2) نجد أنها تتناقص ببطء ولا تتناقص بسرعة، وهو مؤشر يوحي بأنها غير مستقرة. أما سلسلة العوائد اليومية فنلاحظ من تمثيلها البياني أنها مستقرة (التمثيل الأوسط من الشكل (1)) بالإضافة إلى أن دالة الارتباط الذاتي لها ضعيفة و هي إحدى خواص السلاسل المالية الشكل (2) (اليمين). ويمكن التأكد من ذلك باللجوء إلى الاختبارات الخاصة بالاستقرار، إذ نجد في الجدول (1) النتائج المتعلقة بسلسلة الأسعار (x1) والجدول (2) النتائج المتعلقة بسلسلة لوغاريتم العوائد اليومية (lrmcac).

الشكل (2): دالة الارتباط الذاتي لسلسلة الاسعار اليومية عند الاقفال لـ cac 40 (x1) (اليسر)
دالة الارتباط الذاتي لسلسلة لوغاريتم العوائد اليومية (lrmcac) (اليمين)



نعلم أنه بالنسبة لكل من الاختبارين (ADF,PP)، الفرضية H_0 تنص على وجود جذر الوحدة (السلسلة غير مستقرة) في حين أن في حالة إختبار KPSS الفرضية H_0 تنص على أن السلسلة مستقرة.

الجدول (1): ملخص مخرجات النتائج المتعلقة بإختبار الاستقرار الخاص

بسلسلة الاسعار اليومية لـ cac 40 عند الاقفال x1

	Data : x1
Adf. test	Dickey-Fuller=-2.3284,lag order=10, p-value=0.4393
PP. test	Dickey-Fuller Z(alpha)=-13.73,Truncation lag parameter =7 , p-value=0.3438
KPSS. test	KPSS Level=6.0274, Truncation lag parameter =7 , p-value=0.01

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج R

نجد من خلال الجدول (1) الخاص بالسلسلة x1 أن $P\text{-value} > 0.05$ الخاصة بـ (ADF,PP) مما يعني قبول الفرضية H_0 وجود جذر الوحدة (السلسلة غير مستقرة) وبما أن $P\text{-value} = 0.01 < 0.05$ الخاصة بـ KPSS مما يعني رفض الفرضية H_0 أي أن السلسلة غير مستقرة. أما الجدول (2) الخاص بسلسلة لوغاريتم العوائد اليومية (lrmcac) نجد أن $P\text{-value} < 0.05$ الخاصة بـ (ADF,PP) مما يعني رفض الفرضية H_0 (عدم وجود جذر الوحدة) إذن السلسلة مستقرة، وبما أن $P\text{-value} = 0.1 > 0.05$ الخاصة بـ KPSS يعني قبول الفرضية H_0 أي أن السلسلة مستقرة. و بذلك نستنتج أن سلسلة الاسعار (x1) غير مستقرة و سلسلة لوغاريتم العوائد اليومية (lrmcac) مستقرة.

نمذجة تقلبات العوائد اليومية لمؤشر CAC 40 بتطبيق نموذج APGARCH (ص ص : 16-1)

الجدول(2):ملخص مخرجات النتائج المتعلقة باختبار الاستقرار الخاص

بسلسلة لوغاريتم العوائد اليومية لـ cac 40 عند الاقفال Irtncac

	Data : Irtncac
Adf. test	Dickey-Fuller=-11.161,lag order=10, p-value=0.01
PP. test	Dickey-Fuller Z(alpha)=-953.6,Truncation lag parameter =7 , p-value=0.01
KPSS. test	KPSS Level=0.05197, Truncation lag parameter =7 , p-value=0.1

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج R

3-3 اختبار التوزيع الطبيعي :

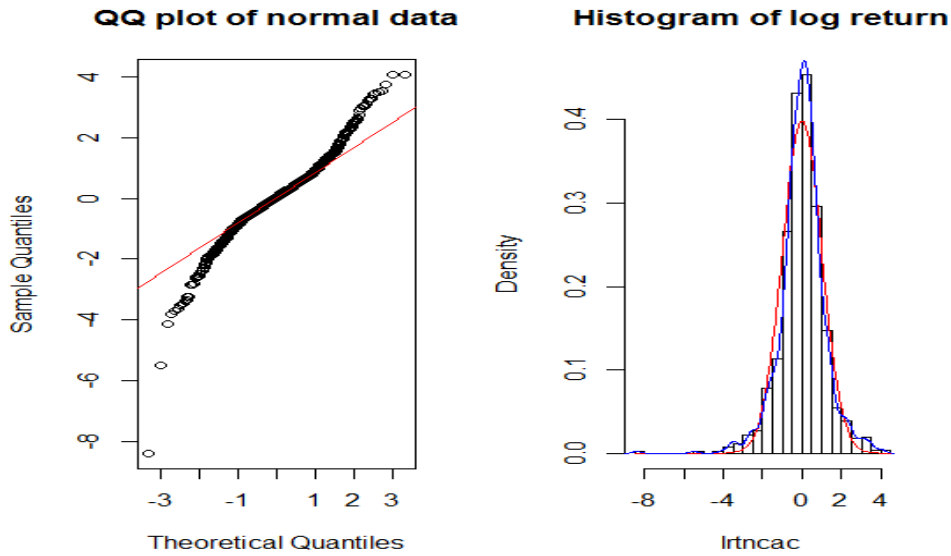
سنحاول القيام باختبار فيما إذا كانت العوائد اليومية تتبع التوزيع الطبيعي أم لا، فنلاحظ من خلال المستوغرام للوغاريتم العوائد اليومية لـ cac 40 في الشكل(3) بأن العوائد اليومية لو كانت تتبع التوزيع الطبيعي لكانت متناظرة ومتساوية مع شكل دالة الكثافة للتوزيع الطبيعي، لكن هذا لم يتحقق، فللمستوغرام ذروة أكثر علواً وذيلاً سميكاً مقارنة بتلك المتعلقة بالتوزيع الطبيعي.

وللتأكد من ذلك يمكن إجراء الاختبارات الإحصائية الأساسية الخاصة بالتوزيع الطبيعي ($skewness=0$; $kurtosis=3$). من خلال الجدول(3) نجد أن معامل الالتواء $skewness$ سالب ويساوي (-0.496947) مما يعني أن التوزيع غير متناظر وملتو قليلاً نحو اليسار. أما معامل التفرطح $kurtosis$ فهو يعبر عن مدى سمك ذيل التوزيع ويساوي 7.437365 وهو أكبر من 3 معامل التفرطح الخاص بالتوزيع الطبيعي، مما يعني أن هذا التوزيع له ذيل سميك مقارنة بتلك المتعلقة بالتوزيع الطبيعي، وإذا لجأنا إلى التمثيل البياني Q-Q للتوزيع الطبيعي في الشكل(3)، نجد أن النقاط منحرفة كثيراً عن الخط المستقيم، مما يعني أن التوزيع الطبيعي لا يناسب هذه البيانات.

بالإضافة إلى ذلك يمكن اللجوء إلى اختبار Jarque-Bera حيث تقضي فرضية العدم H_0 بأن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي، إذ نلاحظ أن $p\text{-value}=2.2 \times 10^{-16} < 0.05$ (احتمال أن تكون الفرضية H_0 صحيحة) وهذا يعني أن نتيجة العينة غير متسقة مع فرضية العدم، عندها نرفض فرضية العدم H_0 ، مما يعني أن البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي.

الشكل(3): هستوغرام سلسلة لوغاريتم العوائد (Irtncac) (اليمين)

التمثيل Q-Q الطبيعي للسلسلة (Irtncac) (اليسار)



نمذجة تقلبات العوائد اليومية لمؤشر CAC 40 بتطبيق نموذج APGARCH (ص ص : 16-1)

الجدول(3): ملخص مخرجات النتائج المتعلقة باختبار التوزيع الطبيعي الخاص

بسلسلة لوغاريتم العوائد اليومية Irtncac

Skewness	-0.496947
Kurtosis	7.437365
Jarque -Berra Test	X-squared=880.54, df=2, p-value<2.2 e-16

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج R

4-3 اختبار وجود أثر ARCH

يعتمد وجود أثر ARCH على وجود تراجع ذاتي بين مربعات العوائد اليومية و يمكن إثبات ذلك إما بفحص دالة الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي أو القيام بإجراء اختبار Ljung-Box أو اختبار مضاعف لاكرانج.

نلاحظ من الشكل(4) بأن دالة الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي لمربعات العوائد اليومية معنوية مما يؤكد بوضوح وجود أثر ARCH. و إذا لجأنا إلى اختبار Ljung-Box الذي تقضي فيه الفرضية H_0 بعدم معنوية دالة الارتباط الذاتي [Box and Jenkins (2016)]، فبالعودة إلى نتائج الجدول(4) نجد $p\text{-value} < 2.2 \times 10^{-16} < 0.05$ الخاصة بسلسلة مربعات لوغاريتم العوائد اليومية $Irtncac^2$ للعديد من الخيارات لدرجات الحرية، مما يؤدي بنا إلى رفض الفرضية H_0 و قبول الفرضية البديلة و التي تعني بأن دالة الارتباط الذاتي لمربعات لوغاريتم العوائد اليومية معنوية عند 5 بالمائة. أما الفرضية H_0 في اختبار مضاعف لاكرانج فتقضي بعدم وجود أثر ARCH [Box and Jenkins (2016)] و بالرجوع إلى نتائج الجدول(5) ، نجد $p\text{-value} = 3.195 \times 10^{-10} < 0.05$ ، مما يجعلنا نرفض H_0 و بالتالي نقر بوجود أثر ARCH .

الجدول(4): ملخص مخرجات نتائج اختبار Ljung-Box الخاصة

بسلسلة مربعات لوغاريتم العوائد $Irtncac^2$

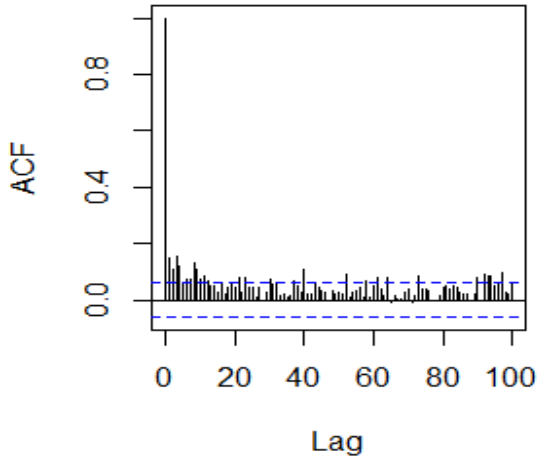
	Ljung-Box test
Irtncac ²	X-squared = 127.35, df = 10, p-value < 2.2e-16
	X-squared = 158.14, df = 20, p-value < 2.2e-16
	X-squared = 214.62, df = 40, p-value < 2.2e-16

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج R

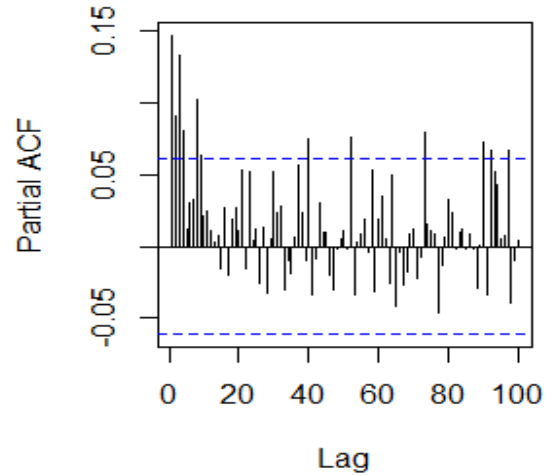
الشكل(4): دالة الارتباط الذاتي لسلسلة مربعات لوغاريتم العوائد اليومية $Irtncac^2$ (الايسر)

دالة الارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة مربعات لوغاريتم العوائد اليومية $Irtncac^2$ (الأيمن)

ACF of Irtncac²



PACF of Irtncac²



نمذجة تقلبات العوائد اليومية لمؤشر CAC 40 بتطبيق نموذج APGARCH (ص ص : 16-1)

الجدول(5) : نتائج إختبار مضاعف لاكرانج

	ARCH LM-test
data: lrtncac	Chi-squared = 70.006, df = 12, p-value = 3.195e-10

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج R

3-5 تقدير معاملات النموذج:

عند القيام بعملية التقدير بالاعتماد على طريقة المعقولة العظمى و بعد استبعاد التوزيع الطبيعي للأخطاء ، سننعمد على توزيعات أخرى التي يمكن تقسيمها إلى توزيعات سمبكية الذيل المتناظرة من جهة ، ومن أهمها نجد توزيع ستودنت والتوزيع العام للأخطاء GED التي تم إقتراحها على الترتيب من طرف [Bollerslev (1987)] و [Nelson (1991)] لوصف توزيع الأخطاء الخاصة بالعوائد، و توزيعات سمبكية الذيل المتوتية (غير المتناظرة) من جهة ثانية ومن أهمها نجد توزيع ستودنت المتوتي (غير المتناظر) Skewed- Student و التوزيع العام للأخطاء المتوتي (غير المتناظر) Skewed-GED التي تم إقتراحها على الترتيب من طرف [Fernandez and Steel (1998)] و [Theodossiou (2000)] في إطار نمذجة العوائد في سوق البورصة.

و بعد القيام بتقدير معاملات النموذج APGARCH(1,1) في الحالات الأربع ، حالة الأخطاء تتبع توزيع ستودنت، ستودنت المتوتي، التوزيع العام للأخطاء ثم التوزيع العام للأخطاء المتوتي، سنختار النموذج الذي يحقق أقل قيمة لمعيار المعلوماتية وأكبر قيمة للوغارتم المعقولة، وكانت النتائج ملخصة في الجدول(6) و عند فحص تلك النتائج وجدنا أن النموذج المرشح هو APGARCH(1,1) بأخطاء تتبع توزيع ستودنت المتوتي Skewed- Student الجدول(7).

الجدول(6): ملخص المخرجات المتعلقة بمعيار المعلوماتية و لوغارتم المعقولة

الخاصة بالنموذج APGARCH(1,1) في الحالات الاربع للتوزيعات.

	STUDENT	SKEWED-STUDENT	GED	SKEWED-GED
AKAIKE	2.751807	2.749636	2.766714	2.762248
BAYES	2.780748	2.783400	2.795655	2.796012
SHIBATA	2.751739	2.749543	2.766646	2.762155
HANNAN-QUINN	2.762795	2.762455	2.777702	2.775067
LOGLIKELIHOOD	-1400.173	-1398.064	-1407.791	-1404.509

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج R

الجدول(7): ملخص مخرجات نتائج تقدير معاملات النموذج

APGARCH(1,1) بتوزيع ستودنت المتوتي.

	Estimate	Std.Error	t value	Pr(> t)
omega	0.03099573	0.0041046124	7.551440	4.307665 e-14
apha1	0.10318136	0.0059155588	17.442368	0.000000 e+00
beta1	0.90398402	0.0070183624	128.802698	0.000000 e+00
gamma1	0.99999998	0.0003431604	2914.088962	0.000000 e+00
delta	0.79640566	0.1240381069	6.420653	1.356910 e-10
skew	0.91547868	0.0393322136	23.275544	0.000000 e+00
shape	6.71036553	1.2915083443	5.195759	2.038867 e-07

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج R

APGARCH (1,1)

$$r_t = \varepsilon_t = z_t \sigma_t; z_t \mapsto SStd_{(0.91556.7104)}$$

$$\sigma_t^\delta = \omega + \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| - \gamma_1 \cdot \varepsilon_{t-1})^\delta + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta$$

$$\sigma_t^{0.7964} = 0.031 + 0.1032 (|\varepsilon_{t-1}| - 0.9999 \cdot \varepsilon_{t-1})^{0.7964} + 0.904 \sigma_{t-1}^{0.7964}$$

3-6 فحص البواقي المعيارية

بعد تقدير معالم النموذج المختار ، يمكننا الحصول على كل من الانحراف المعياري الشرطي المقدر ، البواقي وكذا البواقي المعيارية المعبر عنها في الشكل(5).

و للتأكد من صحة الفرضيات المعتمدة عند اختيار شكل النموذج الذي تم تقدير معلمته، علينا إجراء بعض الفحوصات على البواقي المعيارية

البواقي المعيارية $\hat{z}_t = \frac{\hat{\varepsilon}_t}{\hat{\sigma}_t}$ التي عليها أن تحقق ضجة بيضاء ، وذلك بالقيام بمجموعة من الاجراءات . في البداية نتفحص التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي

للبواقي المعيارية \hat{Z}_t ثم نقوم باختبار Ljung-Box لإثبات بأن هذه البواقي مستقلة ، بعدها نقوم بإجراء التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي لمربعات البواقي المعيارية \hat{Z}_t^2 واختبار Ljung-Box لإثبات بأن مربعات البواقي المعيارية مستقلة، وبذلك نتأكد من زوال أثر ARCH بين البواقي المعيارية \hat{Z}_t . وفي الأخير ندرس فيما إذا كان توزيع الأخطاء المفترض يتطابق مع التوزيع الامبريقي للبواقي المعيارية ويتحقق ذلك إن كانت البواقي المعيارية تقع كلها تقريبا على الخط المستقيم في التمثيل البياني Q-Q لستودنت الملتوي .

فبالنسبة لاستقلالية البواقي المعيارية $\hat{z}_t = \frac{\hat{\varepsilon}_t}{\hat{\sigma}_t}$ ، نلاحظ من الشكل(6) أن دالة الارتباط الذاتي غير معنوية عند 5 بالمائة، لأن معظم معاملات

الارتباط الذاتي تقع داخل المجال $\left[-\frac{1.96}{\sqrt{n}}; \frac{1.96}{\sqrt{n}} \right]$ ويمكن التأكد من ذلك بإجراء اختبار Ljung-Box فمن خلال الجدول(8) نجد قيم

$\hat{z}_t = \frac{\hat{\varepsilon}_t}{\hat{\sigma}_t}$ P-value>0.05 للعديد من الاختيارات لدرجات الحرية، كلها تؤكد أن دالة الارتباط الذاتي غير معنوية، مما يدل على أن السلسلة $\hat{z}_t = \frac{\hat{\varepsilon}_t}{\hat{\sigma}_t}$

مستقلة.

أما عن اختبار وجود أثر ARCH بين البواقي المعيارية، يمكننا القيام بنفس ما قمنا به لكن على \hat{z}_t^2 ومن الشكل(6) نلاحظ أن دالة الارتباط

الذاتي غير معنوية عند 5 بالمائة، لأن معظم معاملات الارتباط الذاتي تقع داخل المجال $\left[-\frac{1.96}{\sqrt{n}}; \frac{1.96}{\sqrt{n}} \right]$ ويمكن التأكد من ذلك بإجراء اختبار

Ljung-Box ، فمن خلال الجدول(9) نجد قيم P-value>0.05 للعديد من الاختيارات لدرجات الحرية، كلها تؤكد بأن دالة الارتباط الذاتي غير

معنوية، مما يدل على أن السلسلة \hat{z}_t^2 مستقلة، هذا ما يعني أنه لا وجود لأثر ARCH بين البواقي المعيارية $\hat{z}_t = \frac{\hat{\varepsilon}_t}{\hat{\sigma}_t}$.

كما يمكن إجراء اختبار مضاعف لاكرانج على سلسلة البواقي المعيارية z_t لإثبات زوال أثر ARCH ، فمن خلال نتائج الجدول(10) نجد

p-value = 0.9926 > 0.05 مما يجعلنا نقبل بالفرضية H_0 التي مفادها أنه لا وجود لأثر ARCH في سلسلة البواقي المعيارية z_t .

و في الأخير لا بد من التأكد من صحة الفرضية التي وضعت على توزيع البواقي المعيارية، ويمكن القيام بذلك بالاعتماد على التمثيل Q-Q لستودنت

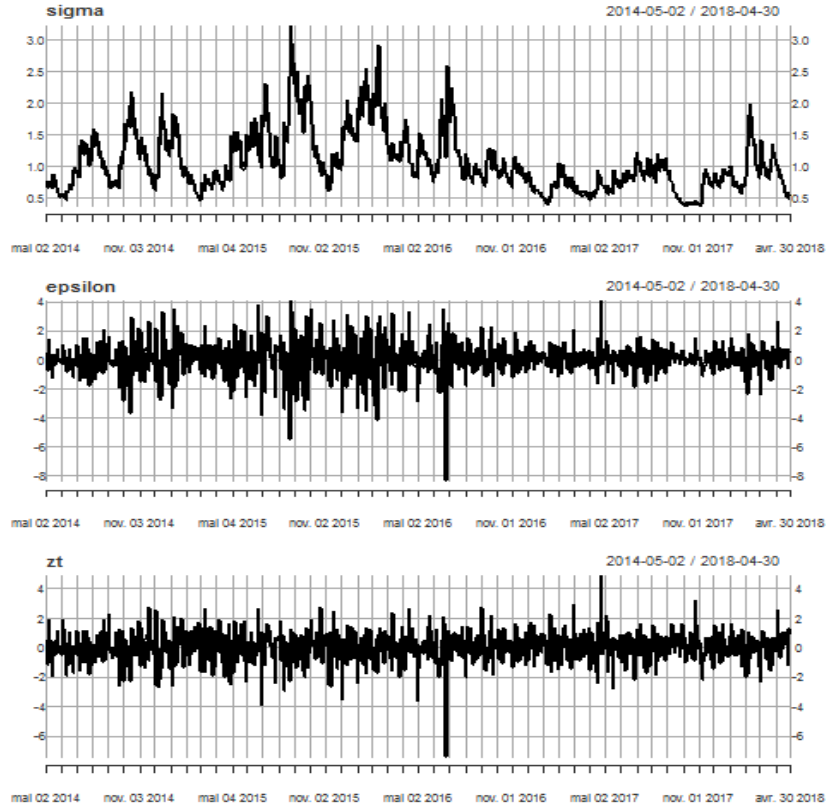
الملتوي في الشكل(7) ، أين نلاحظ أن أغلب النقاط تقع على الخط المستقيم مما يعني أن التوزيع المعتمد، وهو توزيع ستودنت الملتوي، هو المناسب

أكثر مقارنة مع بقية التوزيعات المدروسة.

الشكل(5): التمثيل البياني للإلخراف المعياري الشرطي المقدر(العلوي)

التمثيل البياني للبواقي (الاوسط)

التمثيل البياني للبواقي المعيارية (السفلي)



الجدول(8):ملخص مخرجات إختبار Ljung-Box على سلسلة البواقي المعيارية z_t

Ljung-Box test data : z_t
X-squared = 9.0007, df = 10, p-value = 0.532
X-squared = 22.065, df = 20, p-value = 0.337
X-squared = 36.425, df = 30, p-value = 0.1945
X-squared = 40.359, df = 40, p-value = 0.4544

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج R

الجدول(9):ملخص مخرجات إختبار Ljung-Box

على سلسلة مربعات البواقي المعيارية z_t^2

Ljung-Box test data : z_t^2
X-squared = 3.1686, df = 10, p-value = 0.9772
X-squared = 5.033, df = 20, p-value = 0.9997
X-squared = 11.079, df = 30, p-value = 0.9994
X-squared = 26.706, df = 40, p-value = 0.9469

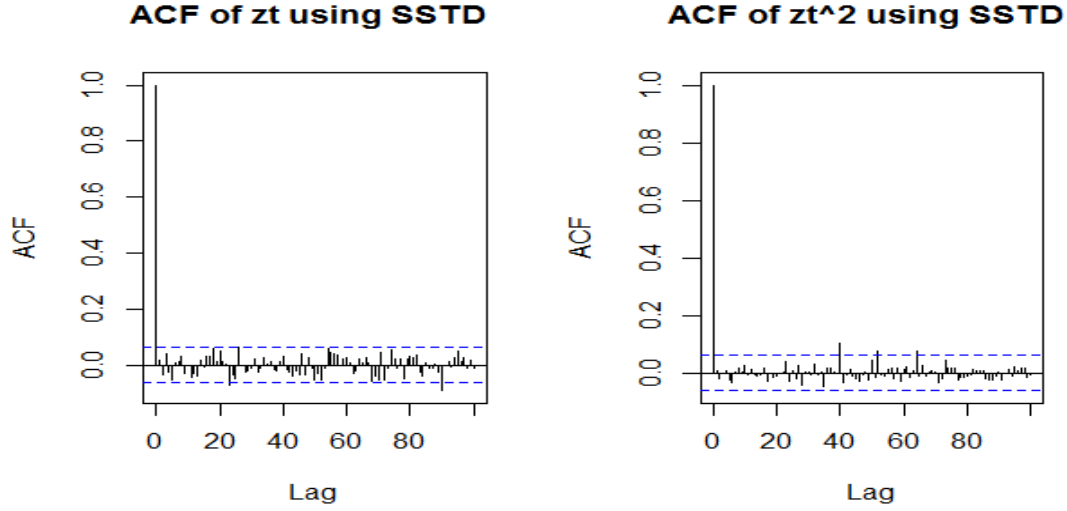
المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج R

الجدول (10): نتائج إختبار مضاعف لاكرانج

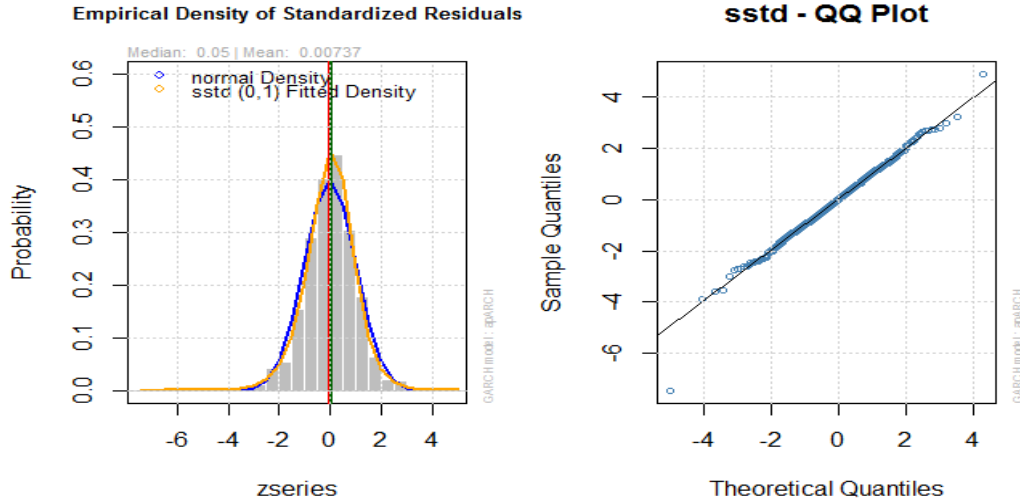
	ARCH LM-test
data: zt	Chi-squared = 3.3447, df = 12, p-value = 0.9926

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج R

الشكل (6): دالة الارتباط الذاتي لسلسلة البواقي المعيارية z_t (الأيسر)
دالة الارتباط الذاتي لسلسلة مربعات البواقي المعيارية z_t^2 (الأيمن)



الشكل (7): دالة الكثافة للبواقي المعيارية z_t (الأيسر)
التمثيل Q-Q لستودنت المتوي للبواقي المعيارية z_t (الأيمن)



7-3 منحني تأثير الاخبار

يعطى منحني تأثير الأخبار (News Impact Curve) تمثيلاً بيانياً لتوضيح درجة عدم تناظر التقلبات تجاه الصدمات الإيجابية من جهة والصدمات السلبية من جهة ثانية ، إذ يوضح تأثير الأخطاء السابقة ε_{t-1} سواء كانت إيجابية أو سلبية على التقلبات المولية σ_t^2 ، وأول من أتى به هو [Pagan and Schwert (1990)].

و إذا كان منحني تأثير الأخبار للنموذج GARCH متناظراً حول الصفر مما يعني أن الصدمات (سواء كانت إيجابية أو سلبية) لها نفس التأثير على التباين الشرطي المستقبلي، فإن التمثيل البياني الخاص بمنحني تأثير الأخبار للنماذج غير المتناظرة ومنها نموذج APGARCH يكون غير متناظر،

نمذجة تقلبات العوائد اليومية لمؤشر CAC 40 بتطبيق نموذج APGARCH (ص ص : 1-16)

فالصددمات السلبية (الأخبار غير السارة) لها تأثير أكبر على التقلبات المستقبلية من تأثير الصدمات الإيجابية (الأخبار السارة) حتى ولو كانت من نفس الحجم.

و بعد إجراء الإختبارات على البواقي المعيارية، والتأكد من أنها تحقق ضجة بيضاء، عندها يمكن الاعتماد على النموذج المتوصل إليه لإيجاد منحنى تأثير الاخبار ، فبعد تقدير معاملات النموذج كانت $\hat{\gamma}_1 \approx 1$ ، يصبح لدينا:

$$\sigma_t^\delta = \omega + \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| - \gamma_1 \cdot \varepsilon_{t-1})^\delta + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta$$

$$\gamma_1 \approx 1 \Rightarrow \sigma_t^\delta = \omega + \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| - \varepsilon_{t-1})^\delta + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta$$

$$\bullet \varepsilon_{t-1} < 0 \Rightarrow \sigma_t^\delta = \omega + \alpha_1 (-2 \cdot \varepsilon_{t-1})^\delta + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta$$

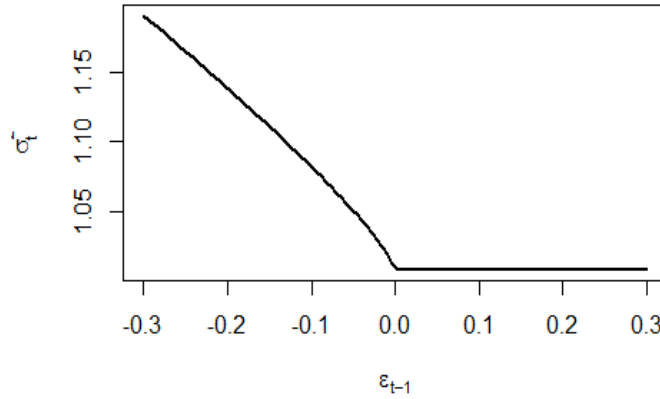
$$\bullet \varepsilon_{t-1} = 0 \Rightarrow \sigma_t^\delta = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta$$

$$\bullet \varepsilon_{t-1} > 0 \Rightarrow \sigma_t^\delta = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta$$

عند النقطة $\varepsilon_{t-1} = 0$ تكون $\sigma_t^\delta = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta$ ومن أجل $\varepsilon_{t-1} > 0$ تبقى التقلبات ثابتة، إذ لا أثر للقيم الموجبة لـ ε_{t-1} فهناك عدم تناظر بالنسبة للقيم السالبة، لذلك يأخذ منحنى تأثير الاخبار الشكل (8).

الشكل(8): التمثيل البياني لمنحنى تأثير الاخبار الخاص بالنموذج المعتمد

APGARCH(1,1) using SSTD - News Impact curve



الخاتمة:

رأينا في هذا البحث أن الخواص الامبريقية للسلاسل المالية متوفرة في سلسلة لوغاريتم العوائد اليومية عند الإقفال لـ CAC 40، فترات تتجمع فيها تقلبات حادة تليها فترات تتجمع فيها تقلبات هادئة ، ذبول سميكة لتوزيع العوائد وعدم تناظر التقلبات.

اعتمدنا على تطبيق نموذج APGARCH لما له من مرونة، فهو يضيف ميزة وأفضلية أخرى مقارنة بالنماذج الأخرى، إذ يسمح بفضل المعلمة δ أن يكون الانحراف المعياري مرفوعا إلى قوة حرة يمكن تقديرها كبقية معاملات النموذج عوضا على الاعتماد على التباين الشرطي σ_t^2 أو على الانحراف المعياري الشرطي σ_t كما في أغلب النماذج الأخرى، فهو يعطي مرونة أكثر للقوة δ إضافة إلى أن للنموذج القدرة على الاستيعاب والتعبير عن خاصية عدم التناظر في التقلبات (تأثير الأخبار السارة والأخبار غير السارة) بفضل المعلمة γ وبذلك يمكن لهذا النموذج أن يغطي العديد من النماذج التي تعتبر حالات خاصة منه.

و إذا كان لنوع النموذج المختار أهمية، فإن شكل التوزيع المعتمد للأخطاء لا يقل أهمية، فقد تكون النتائج مضللة إذا لم نعتمد التوزيع المناسب الذي غالبا ما يختلف عن التوزيع الطبيعي.

وجدنا أن النموذج APGARCH(1,1) بأخطاء تتبع توزيع ستودنت الملتوي Skewed Student-t distribution هو المفضل من بين التوزيعات الأخرى المدروسة، فهو الذي يحقق أعظم قيمة للوغاريتم المعقولية log-vraisemblance وأصغر القيم لمعايير المعلوماتية (Akaike, Bayes, Shibata, Hannan-Quinn).

نمذجة تقلبات العوائد اليومية لمؤشر CAC 40 بتطبيق نموذج APGARCH (ص ص : 16-1)

بالنظر إلى التمثيل المتعلق بمنحنى آثار الأخبار فعدم التناظر واضح، فهو دالة متناقصة في المجال السالب لـ ε_{t-1} إلى أن يبلغ أقل قيمة له عند $\varepsilon_{t-1} = 0$ وبعدها ($\varepsilon_{t-1} > 0$) يبقى ثابتاً، أي تبقى التقلبات ثابتة فلا أثر بعدها للقيم الموجبة لـ ε_{t-1} وذلك بسبب $\hat{\gamma}_1 \approx 1$.

المراجع

- 1- Bollerslev, T. (1986) Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31, 307–327.
- 2- Bollerslev, T. (1987). A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return. *Review of Economics and Statistics*, 69, 542-547
- 3- Bollerslev Tim , Jeffrey R. Russell, and Mark W. Watson , (2010) ,Volatility and Time Series Econometrics: Essays in Honor of Robert F. Engle , (Advanced Texts in Econometrics)
- 4- Box, G. E. P. and Jenkins, G. M. (2016) Time Series Analysis: Forecasting and Control, Holden-Day, San Francisco.
- 5- Christian Francq , Jean-Michel Zakoian (2010) GARCH Models Structure, Statistical Inference and Financial Applications John Wiley & Sons Ltd
- 6- Ding, Z., Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1993). A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model, *Journal of Empirical Finance*, 1, 83–106.
- 7- Engle, R.F. (1982) Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. *Econometrica* 50, 987–1008.
- 8- Fernandez, C. and M. Steel (1998). On Bayesian Modeling of Fat Tails and Skewness. *Journal of the American Statistical Association*, 93, 359-371
- 9- George Levy (2004) Computational Finance: Numerical Methods for Pricing Financial Instruments , Butterworth-Heinemann Elsevier
- 10- Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle, D.E. (1993). On the Relationship between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, *Journal of Finance*, 48, 1779–1801.
- 11- Higgins, M.L. and Bera, A.K. (1992) A class of nonlinear ARCH models. *International Economic Review* 33, 137–158.
- 12- Jon Danielsson (2011), Financial Risk Forecasting , The Theory and Practice of Forecasting Market Risk, with Implementation in R and Matlab, A John Wiley and Sons, Ltd, Publication.
- 13- Milhoj, A. (1987). A Multiplicative Parameterization of ARCH Models. University of Copenhagen, Department of Statistics, Mimeo
- 14- Pagan, A. R. and Schwert, G. W. (1990). Alternative models for conditional stock volatilities. *Journal of Econometrics*, 45, 267-290.
- 15- Pantula, S.G. (1986). Modeling the Persistence of Conditional Variances: A Comment, *Econometric Review*, 5, 71–74.
- 16- Schwert, G.W. (1989). Why Does Stock Market Volatility Change Over Time? *Journal of Finance*, 44, 1115–1153.
- 17- Sewell, Martin, 2011. Characterization of financial time series. Research Note RN/11/01, University College London, London.
- 18- Solenne Castillan (2016), Contrat a terme sur indice boursier : le cas du FCE sur CAC 40, Thèse de doctorat ,université de Montpellier.
- 19- Taylor, S.J. (1986). Modeling Financial Time Series. Chichester, UK: John Wiley and Sons.
- 20- Theodossiou P. (2000), Skewed generalized error distribution of financial assets and option pricing, School of Business, Rutgers University, Working Paper.
- 21- Tsay , Ruey S. (2002) , Analysis of Financial Time Series, John Wiley & Sons
- 22- Zakoian, J.-M. (1994) Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control* 18, 931–955.