

التنبؤ بأسعار خام الأوبك في ظل الأزمة النفطية باستخدام نموذج GARCH.

قريسي ياسين

كلية العلوم الاقتصادية، علوم التسيير و العلوم التجارية - جامعة الجزائر 3-

مجاني غنية

كلية العلوم الاقتصادية، علوم التسيير و العلوم التجارية - جامعة الجزائر 3-

ملخص:

تهتم هذه الدراسة إلى محاولة بناء نموذج للتنبؤ بأسعار البترول في ظل التقلبات التي تعرفها السوق النفطية حالياً، ولقد تضافرت العديد من العوامل الاقتصادية كثورة الغاز الصخري في الولايات المتحدة الأمريكية و كندا بالإضافة إلى سياسة المحافظة على الحصص السوقية المطبقة من دول الأوبك على حساب الأسعار مما أدى إلى زيادة العرض، كما كان للعوامل السياسية أثر على تفاقم تخمة العرض كرفع العقوبات على إيران. ومن أجل التنبؤ بتقلبات أسعار البترول تم الاستعانة بنموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين للأخطاء GARCH.

الكلمات الدالة: سعر البترول، الأزمة البترولية، نموذج GARCH.

مقدمة:

حققت الجزائر في الفترة ما بين 2000 و 2014 فوائض نفطية كبيرة، و أثار موضوع تسيير هذه الفوائض نقاشاً واسعاً في الساحة الاقتصادية، و لكن الآثار السلبية للأزمة النفطية الحالية على الجزائر أدت إلى تغيير موضوع النقاش عن كيفية تسيير هذه الفوائض إلى ما هو مستقبل هذه الفوائض، و ما هو مستقبل صندوق ضبط الإيرادات، بل السؤال الحقيقي هو، كيف سيكون مستقبل أسعار المحروقات، كونها هي المحدد الرئيسي للمتغيرات الاقتصادية في الجزائر.

للاستشراف عن مستقبل أسعار البترول، قمنا باستعانة بنموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين للأخطاء GARCH ، للتنبؤ بأسعار البترول.

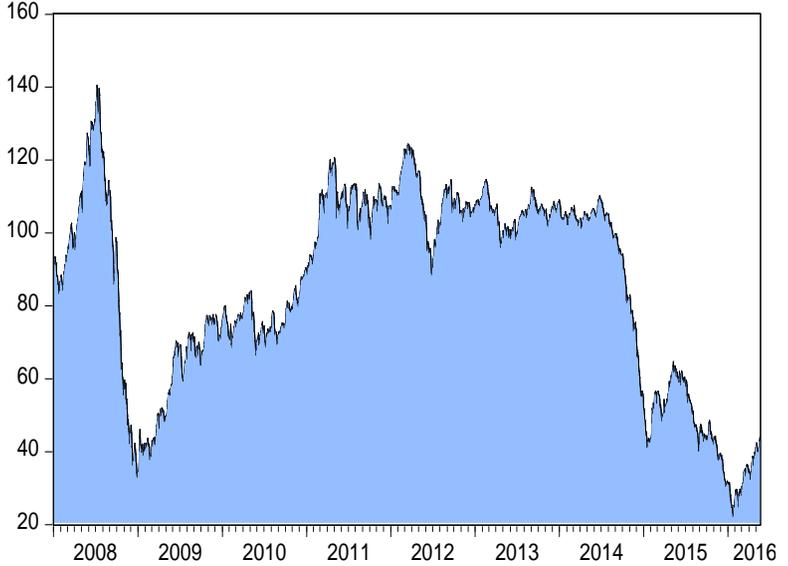
ما هو النموذج الأمثل للتنبؤ بأسعار البترول في ظل أزمة البترول الحالية؟

1- تطور سعر سلة الأوبك في الفترة ما بين 01/01/2008 إلى 15/05/2016.

سيتم تحليل السلسلة اليومية لسعر سلة الأوبك و التي رمزنا لها ب oilpec، و سنقوم بدراسة طبيعة هذه السلسلة و ذلك باستخدام تحليل السلاسل الزمنية، كما سنحاول التنبؤ بالقيم المتوقعة لهذه السلسلة.

تتكون هذه السلسلة من 2188 مشاهدة ممتدة من 01 جانفي 2008 إلى 15 ماي 2016، حيث تمثل تقلبات أسعار سلة الأوبك، التي تتشكل من 13 نوع، و يضم مبران الإماراتي، خام التصدير الكويتي، خام السدر الليبي، خام بوني الخفيف النيجيري، خام مزيج صحارى الجزائري والايرواني الثقيل، البصرة الخفيف العراقي، الخام العربي الخفيف السعودي، الخام البحري القطري، الخام ميراي الفنزويلي، جيرا سول الأنغولي، أورينت الإكوادوري وميناس الاندونيسي. فيما يلي تطور أسعار سلة الأوبك:

الشكل رقم 1: تطور سعر سلة الأوبك في الفترة ما بين 01/01/2008 إلى 15/05/2016.



المصدر : من إعداد الباحثين، بناء على : BP statistical review of world energy : workbook2015.

من خلال الشكل أعلاه، نلاحظ تقلبات حادة *volatilité* في أسعار النفط، حيث عرفت الأسعار في الفترة ما بين 2007 و 2008 ارتفاعاً قياسيًّا حين بلغ سعر النفط 140 دولاراً للبرميل وذلك راجع لفترة الرواج الإقتصادي التي شهدها العالم في تلك الفترة مما انعكس على زيادة الطلب العالمي على المحروقات، بالإضافة إلى المضاربات في الأسواق الأجلة على سعر المحروقات، لكن في الفترة بين 2008 و 2009 عرفت أسعار المحروقات إنخفاضاً حاداً، حيث انخفضت إلى 40 دولاراً أمريكي مع نهاية 2008، وتأثرت أسعار المحروقات بحالة الركود الإقتصادي العالمي الناتج عن أثر أزمة الرهن العقاري و ما صاحبها من تراجع في معدل النمو الإقتصادي ومنه إنخفاض الطلب على الطاقة، و عرفت الفترة ما بين 2010 و 2013 تعافي السوق النفطية حيث استقرت الأسعار في مجال يتراوح بين 90 و 110 دولاراً أمريكي للبرميل و كان هذا بسبب تدهور الأوضاع السياسية في مناطق الإنتاج (ليبيا، نيجيريا) مما خفض في العرض، بالإضافة إلى عامل المضاربة، و عرفت المرحلة ما بين 2014 و 2016 إنخفاضاً حاداً لأسعار المحروقات سوف نفصل في أسبابها كالتالي:

يقيم المتحدة الأمريكية باستغلال الغاز الصخري بطاقة إنتاج تقدر بـ 3.4 ملايين برميل يومي، مما أدى في زيادة في كمية العرض ومنه انخفاض الأسعار، كما بلغ عدد حفارات في الغاز الصخري بـ 668 حفارة.

- قيام كل من السعودية و العراق بزيادة في إنتاجها، حيث انتقل إنتاج من 30.07 مليون برميل إلى 30.63 مليون برميل يوميا.

- ارتفاع قيمة الدولار الأمريكي مقابل العملات الرئيسية الأخرى مما أدى بانخفاض سعر البترول.

- ارتفاع في مستوى مخزونات البترول في الولايات المتحدة إلى 12.2 مليون برميل، مما يؤدي إلى انخفاض الطلب على البترول ومنه انخفاض الأسعار.

- قرار منظمة الأوبك بمحاظفة على الحصص عوض الأسعار، حيث تما تحديد سقف الإنتاج إلى 31.5 مليون برميل يوميا، و هذا الإنتاج يؤدي إلى تكوين فائض قدره واحد مليون برميل يوميا.

قيام إيران برفع إنتاجها بـ 500 ألف برميل يوميا، بعد رفع العقوبات الاقتصادية عنها.

2- مراحل تمييز و تقدير و تشخيص النموذج المعرف للسلسلة oilpece d_oilpece .

1-2- اختبار معنوية معاملات الارتباط الذاتي للسلسلة oilpece :

تكون السلسلة الزمنية مستقرة إذا كانت معاملات دالة الارتباط الذاتي P_k أي تقع داخل مجال الثقة من أجل كل قيمة $k > 0$ ، و سوف نستعين باختبار Ljung-Box وهو كالتالي:¹

H0: معاملات دالة الارتباط الذاتي لا تختلف عن صفر، عندما تكون إحصائية* Q المحسوبة أصغر من إحصائية الجدولة، فإن السلسلة غير مستقرة.

H1: معاملات دالة الارتباط الذاتي تختلف عن صفر ، عندما تكون إحصائية* Q المحسوبة أكبر من إحصائية الجدولة، فإن السلسلة مستقرة.

نستعمل هذا الاختبار لدراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي، حيث توافق إحصائية الاختبار Ljung-Box آخر قيمة في العمود Q-Stat في دالة الارتباط الذاتي الجزئية والبسيطة، وتحسب بالعلاقة الرياضية التالية:

$$Q^* = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left[\frac{\hat{P}_k^2}{n-k} \right] \rightarrow \chi_m^2$$

و بتعويض:

$$Q^* = 2185(2185+2) + \sum_{n=1}^{36} \left(\frac{P_k^2}{2185-k} \right) = 54.569 < 55.768$$

ومنه السلسلة غير مستقرة.

2-2- اختبار سكون (استقرارية) السلاسل الزمنية:

تنصف السلاسل الزمنية المتعلقة بالمتغيرات الاقتصادية بعدم الاستقرار ، و ذلك راجع

عن مشكلة الانحدار الزائف Spurious régression²، و سوف يتم الاعتماد على اختبار

Augmented Dickey-Fuller من أجل اختبار وجود جذر أحدي في السلاسل الزمنية ، و ذلك

حسب معايير Akcaike و Schwarz ، و تكون فرضية العدم هي وجود جذر الوحدة أي أنه

السلاسل الزمنية غير مستقرة³، و تكون السلسلة الزمنية مستقرة عندما يكون متوسطها الحسابي و

تباينها ثابتين عبر الزمن⁴.

جدول رقم 1: نتائج اختبار استقرارية لمتغيرات الدراسة.

اختبار Augmenté Dickey-Fuller										
المتغيرات	استقرارية السلاسل الأصلية					استقرارية السلاسل الفرق الأول				
	النموذج	tφ	t _{tabulé}	الاحتمال عند 5%	درجة التأخير	النموذج	tφ	t _{tabulé}	الاحتمال عند 5%	القرار
oilpece	2	النموذج 6ج	-	-	1	النموذج 6ج	-	-	0.9346	I(1)
	2	النموذج 5ج	-	-	0	النموذج 5ج	-	-	0.7985	
			1.054713	3.411865				3.411865		
			-	-				-		
			0.868425	2.862661				2.862661		

¹ Tenenhaus Michel, Méthodes statistiques en gestion, Dunod, paris, 1994,p p307-309.

² BOURBONNAIS Régis , économétrie, dunod , 5eme édition , paris 2003 , p225.

³ D.A.Dickey, W.A.Fuller., Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, Econometrica, 1981, 49, pp. 1057-1072.

⁴ تومي صالح ، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي ، ديوان المطبوعات الجامعية ، 1999 ص173.

	0.0000	-	-	النموذج 4	1	0.3068	-	-	النموذج 4	2	
		1.940969	30.48780				1.940969	0.946613			
اختبار Phillips Perron											
المتغيرات	درجات التآخير	النموذج	t ρ	t $_{tabulé}$	الاحتمال عند 5%	درجة التأخير	النموذج	t ρ	t $_{tabulé}$	الاحتمال عند 5%	القرار
oilopez	15	النموذج 6	-	-	0.9084	11	النموذج 6	-	-	0.9084	I(1)
	15	النموذج 5	-	-	0.7493	11	النموذج 5	-	-	0.7493	
	15	النموذج 4	-	-		11	النموذج 4	-	-		
			3.411864	35.84092				3.411864	1.205058		
			2.862661	35.84652				2.862660	1.016940		
			1.940969	35.85262				1.940969	0.889592		

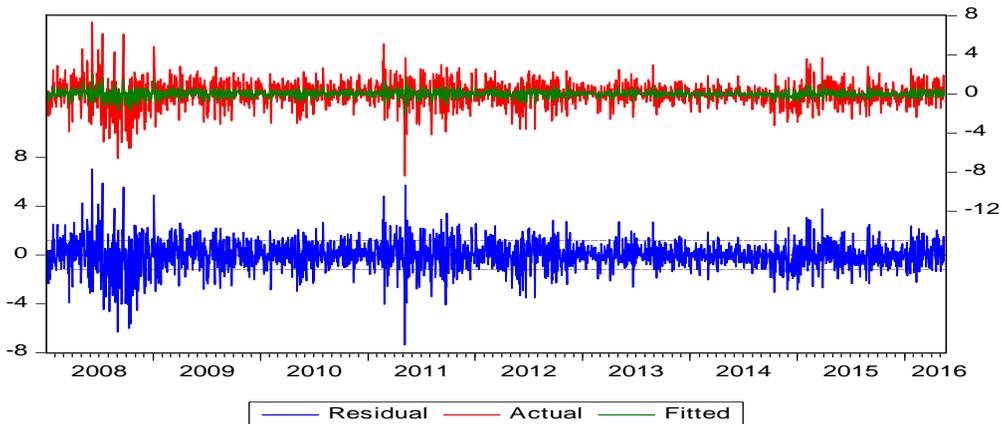
المصدر: من إعداد الباحثين، مخرجات برنامج EViews8.
من خلال الجدول رقم 4-6، نلاحظ أن سلسلة سعر خام الأوبك ليست مستقرة من خلال القيمة المطلقة للإحصائية المقدرة تقل عن تلك الحرجة لكل مستويات المعنوية الإحصائية (10%، 5%، 1%) مما يعني قبول فرضية العدم H₀، أي وجود جذر الوحدة أي سلسلة على شكل DS، و لكن بعد الأخذ بالفرق الأول أصبحت سلسلة سعر خام الأوبك مستقرة في مستوى 1% ومنه نرفض فرضية العدم H₀، أي عدم وجود جذر وحدة و السلسلة مستقرة، و بالنسبة للاتجاه العام نلاحظ أنه غير معنوي، حيث احتمالته يفوق 5% حيث يقدر ب42.18%.
2-3- تقدير و تشخيص النموذج المعرف للسلسلة d_oilopez.
جدول رقم 2: تشخيص النموذج المعرف لسلسلة d_oilopez.

النماذج المرشحة	R ²	SSR	AIC	SC	DW	Log-Lik
AR(1)	0.067935	3111.886	3.192862	3.198068	1.963502	3487.799-
MA(1)	0.072423	3098.112	3.187968	3.193172	1.993852	3484.043-
ARMA(1.1)	0.072147	3097.823	3.188333	3.193539	1.999675	3482.848-
AR(2)	0.072037	3094.936	3.187859	3.193067	1.996080	3480.736-
MA(2)	0.072336	3098.400	3.188061	3.193265	1.999826	3484.145-
ARMA(1.2)	0.077438	3080.157	3.183529	3.191337	2.006333	3476.597-
ARMA(2.1)	0.072247	3094.238	3.188549	3.196360	1.998918	3480.490-
ARMA(2.2)	0.072643	3092.914	3.189036	3.199452	1.997666	3480.022-

المصدر: من إعداد الباحثين، مخرجات برنامج EViews8.
من خلال الجدول أعلاه، نلاحظ أن نموذج ARMA(1.2) هو الأنسب، و ذلك لعدة اعتبارات و هي:

- معلمات النموذج معنوية عند مستوى 1%.
- يحتوي على أعلى مستوى لمعامل التحديد R²، حيث: R²=0.077438.
- يحتوي على أقل قيمة لمجموع مربعات البواقي SSR، حيث: SSR=3080.157.
- يحتوي على أدنى قيمة للمعيارين SC و AIC، حيث: AIC=3.183529، SC=3.191337.
- بالنسبة لإحصائية DW هي الأقرب ل2، حيث: DW=2.006333.
- يحتوي على أكبر قيمة للمعقولة العظمى Log likelihood، حيث: Log-Lik=-3476.597.

شكل رقم 2: مقارنة السلسلتين الأصلية و المقدرة ل d_oilopez.



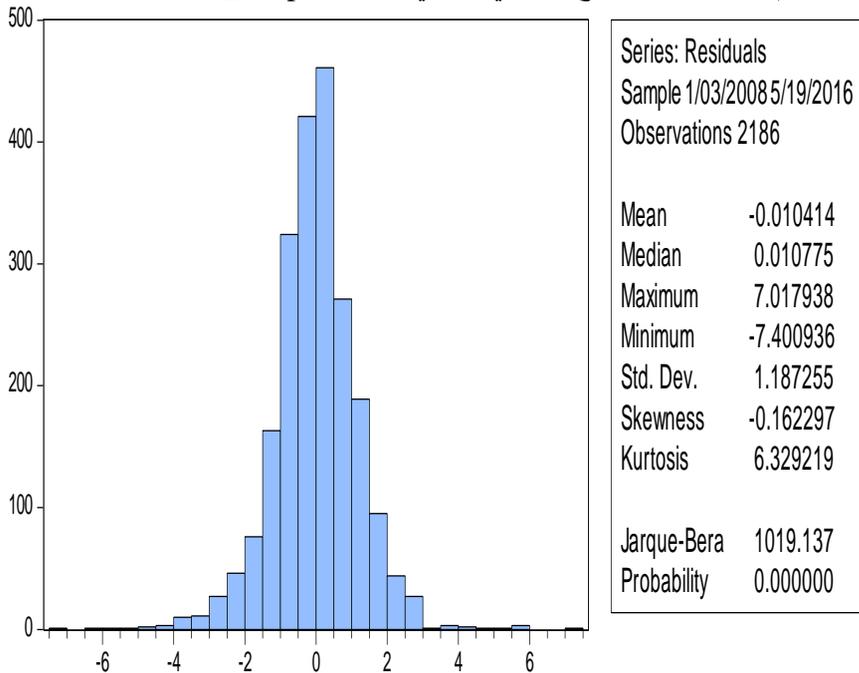
المصدر: من إعداد الباحثين، مخرجات برنامج EViews8.
 من الشكل أعلاه، نلاحظ شبه التطابق بين المنحنيين، منحني السلسلة الأصلية ومنحني السلسلة المقدر.

4-2- اختبار التوزيع الطبيعي للبقايا لسلسلة $d_oilopez$:
 ويتم هذا الاختبار بالفرضيات التالية:

H_0 : التوزيع غير طبيعي.

H_1 : التوزيع طبيعي.

شكل رقم 3: معاملات التوزيع الطبيعي للبقايا لسلسلة $d_oilopez$.



المصدر: من إعداد الباحثين، مخرجات برنامج EViews8.

من خلال الشكل أعلاه، نلاحظ سلسلة البواقي تتبع توزيع طبيعي، حيث من ملاحظة المدرج التكراري و هو على شكل جرس ، و للتأكد نقوم باختبارات التالية:
 -اختبار Jarque-Berra :
 حيث يكون وفقا للصيغة الرياضية التالية:¹

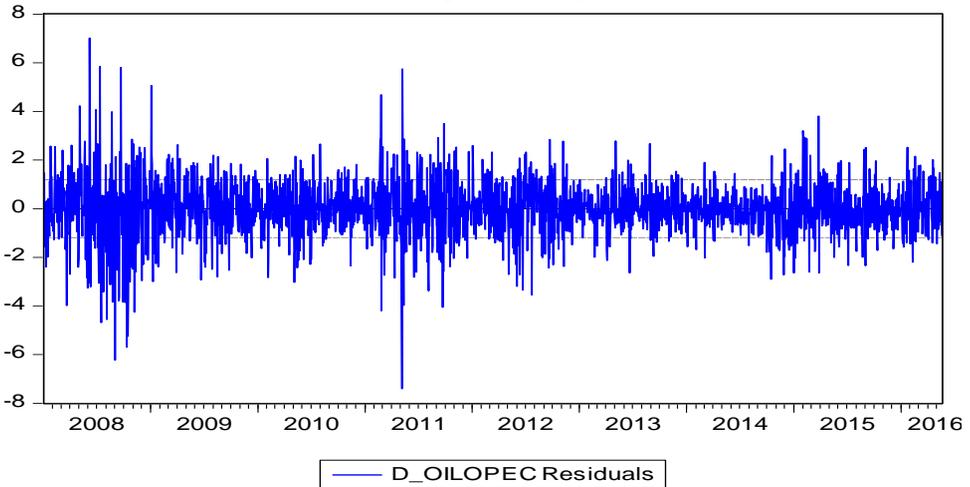
$$J - B = \frac{n}{6} \beta_1^{1/2} + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2$$

و بتعويض نجد :

$$J - B = \frac{2186}{6} (-0.162297) + \frac{2186}{24} (6.329219 - 3)$$

3-اقتراح نموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين للأخطاء لسلسلة d_oilopez
 3-1-كشف أثر ARCH لسلسلة d_oilopez
 سيتم في البداية حساب البواقي التقديرية للنموذج المقدر e_t ، وهي تأخذ الشكل التالي :

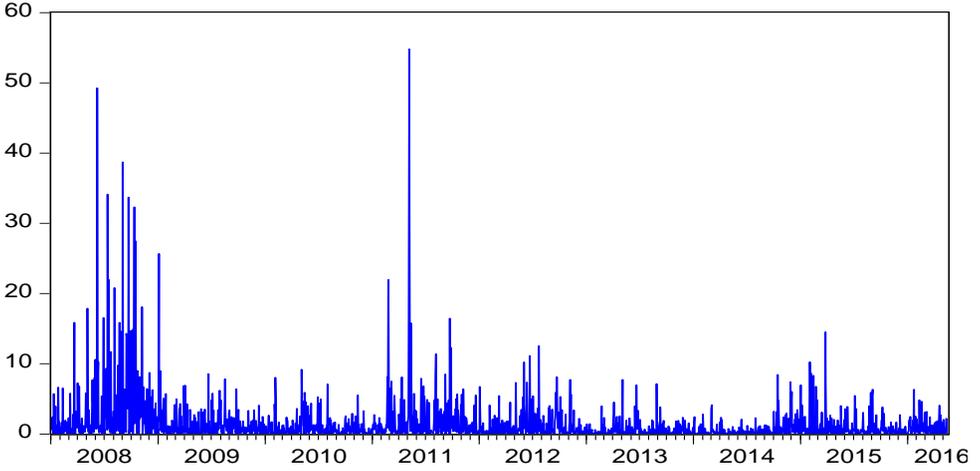
شكل رقم4: منحني بياني لسلسلة البواقي لسلسلة d_oilopez.



المصدر: من إعداد الباحثين، مخرجات برنامج EViews8.
 المرحلة التي تليها هي حساب مربعات البواقي e_t^2 ، وهي تأخذ الشكل التالي :
 شكل رقم5: منحني بياني لسلسلة مربعات البواقي لسلسلة d_oilopez.

¹ Bourbonnais Regis, Econométrie, Dunod, 5édition, paris, 2003, p230.

RESID02



المصدر: من إعداد الباحثين، مخرجات برنامج EViews8.

من خلال الشكل أعلاه ، نلاحظ أن سلسلة مربع البواقي يمكن تتبع انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين للأخطاء ARCH ، حيث أن السلسلة تمر بفترة من التقلبات الحادة ثم فترة من الاستقرار.

2-3- اختبار ARCH لسلسلة d_oilopez :

جدول رقم 3: اختبار أثر ARCH لسلسلة d_oilopez

Heteroskedasticity Test: ARCH

0.0000	Prob. F(3,2179)	58.64637	F-statistic	
0.0000	Prob. Chi-Square(3)	163.0934	Obs*R-squared	
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	10.74150	0.079619	0.855233	C
0.0000	8.563019	0.021203	0.181564	RESID^2(-1)
0.0015	3.181695	0.021507	0.068429	RESID^2(-2)
0.0000	6.721935	0.021204	0.142532	RESID^2(-3)
1.408537	Mean dependent var	0.074711	R-squared	
3.257177	S.D. dependent var	0.073437	Adjusted R-squared	
5.125156	Akaike info criterion	3.135298	S.E. of regression	
5.135579	Schwarz criterion	21419.77	Sum squared resid	
5.128966	Hannan-Quinn criter.	-5590.108	Log likelihood	
2.026273	Durbin-Watson stat	58.64637	F-statistic	
		0.000000	Prob(F-statistic)	

المصدر: من إعداد الباحثين، مخرجات برنامج EViews8.

من اجل معرفة أثر ARCH يجب حسب إحصائية مضاعف لاغرانج LM، و التي تحسب بعلاقة التالية:¹

$$LM = n \times R^2 \rightarrow \chi^2(3)$$

حيث:

n: عدد المشاهدات المستعملة في انحدار الخطوة الثالثة.

R²: معامل التحديد المستخرج من الخطوة الثالثة.

و بتعويض: LM=0.074711*2183=163,094113 .

و يكون الاختبار كتالي :

H0: عدم وجود أثر ARCH ، أي LM المحسوبة أصغر من الجدولة.

H1: وجود أثر ARCH ، أي LM المحسوبة أكبر من الجدولة.

بما أن LM=163,094113 < من X²(3)=7.815 ، أي أن LM المحسوبة أكبر من الجدولة في حدود درجة معنوية 5 % ، أي نرفض فرضية العدم H0 أي عدم وجود أثر ARCH ، ونقبل الفرضية البديلة H1 وجود أثر ARCH ، و عليه نعتبر أن السيرورة محل الدراسة قابلة للتبرير أو التمثيل بنموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين للأخطاء ARCH .

4-تقدير و تشخيص النموذج:

سيتم في هذه المرحلة تقدير معاملات النماذج التي سيتم دارستها للوصول إلي أفضل نموذج ، و يكون المفاضلة بينهما عن طريق معايير المعقولية العظمى SC Log likelihood و AIC ، و هي كتالي:

1-4-تقدير نموذج ARCH لسلسلة d_oilpec:

هو نموذج اقترحه Engle سنة 1982 و يكتب بعلاقة التالية:²

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

جدول رقم4: نموذج ARCH لسلسلة d_oilpec

Dependent Variable: D_OILOPEC

Method: ML – ARCH

Date: 06/05/16 Time: 15:22

Sample (adjusted): 1/03/2008 5/19/2016

Included observations: 2186 after adjustments

Convergence achieved after 15 iterations

MA Backcast: 1/01/2008 1/02/2008

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2

¹ Evdokia Xekalaki and Stavros Degiannakis, ARCH Models for Financial Applications, Wiley Publication, This edition first published, 2010,p5.

² Hans Franses Philip, Dick Van Dijk, Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance, CAMBRIDGE UNIVERSITY PRESS, Australia,2003,p137.

Prob.	z-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.8298	-0.215009	0.071365	-0.015344	C
0.0000	88.92170	0.010987	0.976997	AR(1)
0.0000	-27.40022	0.024725	-0.677457	MA(1)
0.0000	-13.27072	0.019491	-0.258662	MA(2)
Variance Equation				
0.0000	34.54433	0.031727	1.096002	C
0.0000	8.778810	0.025943	0.227751	RESID(-1)^2
-0.021949	Mean dependent var		0.075929	R-squared
1.236127	S.D. dependent var		0.074658	Adjusted R-squared
3.134328	Akaike info criterion		1.189088	S.E. of regression
3.149945	Schwarz criterion		3085.196	Sum squared resid
3.140036	Hannan-Quinn criter.		-3419.820	Log likelihood
			2.048314	Durbin-Watson stat
		.98		Inverted AR Roots
	-.27		.95	Inverted MA Roots

المصدر: من إعداد الباحثين، مخرجات برنامج EViews8.
و من الجدول أعلاه تكون معادلة التباين:

$$\sigma_t^2 = 1.096002 + 0.227751 \varepsilon_{t-1}^2$$

نلاحظ أن α_1 تساوي 0.227751 وهي أقل من الواحد ، ما يعني أن النموذج ملائم ، أي أن ε_t^2 مستقرة . كما نلاحظ أن معيار AIC = 3.134328 ، وهو أكبر من 3 ، أي التوزيع لمشاهدات للسلسلة مدبب أكثر من منحني التوزيع الطبيعي.
4-2- تقدير نموذج GARCH(1.1) لسلسلة d_oilpec:
هو نموذج اقترحه Bollerler سنة 1986، حيث قام بتعميم نموذج ARCH ، و يكتب بعلاقة التالية:¹

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \delta_j \sigma_{t-j}^2$$

جدول رقم 5: نموذج GARCH(1.1) لسلسلة d_oilpec

Prob.	z-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.9989	-0.001380	0.041931	-5.79E-05	C

¹ Francq Christian, Zakorian Jean-Michel, GARCH Models Structure, Statistical Inference and Financial Applications, Wiley Publication, 2010, p19.

0.0000	49.61301	0.019644	0.974590	AR(1)
0.0000	-23.92051	0.029087	-0.695770	MA(1)
0.0000	-11.53959	0.022035	-0.254275	MA(2)

Variance Equation

0.0002	3.729472	0.003441	0.012832	C
0.0000	9.570064	0.006582	0.062994	RESID(-1)^2
0.0000	125.6534	0.007388	0.928312	GARCH(-1)
-0.021949	Mean dependent var	0.077317	R-squared	
1.236127	S.D. dependent var	0.076049	Adjusted R-squared	
2.985624	Akaike info criterion	1.188194	S.E. of regression	
3.003844	Schwarz criterion	3080.561	Sum squared resid	
2.992284	Hannan-Quinn criter.	-3256.287	Log likelihood	
		2.009334	Durbin-Watson stat	
		.97	Inverted AR Roots	
		-.26	Inverted MA Roots	

المصدر: من إعداد الباحثين، مخرجات برنامج EViews8.

ومنه تكون معادلة كتالي:

$$\sigma_t^2 = 0.012832 + 0.062994\varepsilon_{t-i}^2 + 0.928312\sigma_{t-j}^2$$

نلاحظ أن $\alpha_1 + \beta_1 > 1$ أي $0.928312 + 0.062994 > 1$ ما يعني أن النموذج ملائم، أي أن ε_t^2 مستقرة. كما نلاحظ أن معيار $AIC = 2.985624$ ، وهو يترب من 3، أي التوزيع لمشاهدات للسلسلة تتبع منحى التوزيع الطبيعي. و فيما يلي ملخص للنتائج المتحصل عليه:

جدول رقم 6: تقديرات نماذج GARCH لسلسلة d_oilpec في حالة التوزيع طبيعي:

النماذج المرشحة	μ	α_0	β_1	α_1	β_2	AIC	SC	Log-Lik	R ²
GARCH(1.1)	0.012832	0.062994	0.928312	-	-	2.985624	3.003844	-	0.077317
GARCH(1.2)	0.016445	0.086273	0.458725	-	0.443810	2.984530	3.005353	-	0.077289
GARCH(2.1)	0.008353	0.121160	0.945400	-	-	2.982083	3.002905	-	0.077286
GARCH(2.2)	0.002470	0.123028	1.528762	-	-	2.979463	3.002889	-	0.077348
				0.072279	0.546027			3256.287	
				0.107527				3251.416	
								3247.553	

المصدر: من إعداد الباحثين، مخرجات برنامج EViews8.

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ نموذج GARCH(2.2) هو الأكثر ملائمة من الناحية الإحصائية حيث يحتوى على أعلى R² بقيمة تقدر بـ 0.077348 و أكبر قيمة للمعقولة العظمى بقيمة تقدر بـ 3247.553 و أدنى قيمة للمعيارين SC و AIC، حيث: AIC=2.979463، SC=3.002889.

3-4-تقدير نموذج EGARCH الآسي لسلسلة d_oilpec:

هو نموذج اقترحه Nelson سنة 1991 ، حيث قام بدراسة السلاسل الزمنية المتعلقة بمرودية في الاسواق المالية ، واستنتج أن فرضية التناظر المتعلقة بتباين الشريطي غير محققة ، وبالتالي قام بإدخال اللوغاريتم على المعادلة ، و يكتب بعلاقة التالية:¹

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} \right] + \gamma \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right] + \delta_1 (\log \sigma_{t-1}^2)$$

جدول رقم 7: نموذج EGARCH(1.1) لسلسلة d_oilpec

Prob.	z-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.4594	-0.739822	0.051272	-0.037932	C
0.0000	72.89215	0.013450	0.980400	AR(1)
0.0000	-28.69412	0.024303	-0.697349	MA(1)
0.0000	-12.53232	0.020449	-0.256275	MA(2)
Variance Equation				
0.0000	-11.25762	0.009468	-0.106592	C(5)
0.0000	11.44478	0.012302	0.140799	C(6)
0.0012	-3.244574	0.008290	-0.026897	C(7)
0.0000	318.6446	0.003097	0.986848	C(8)
-0.021949	Mean dependent var		0.077370	R-squared
1.236127	S.D. dependent var		0.076102	Adjusted R-squared
2.989936	Akaike info criterion		1.188160	S.E. of regression
3.010759	Schwarz criterion		3080.384	Sum squared resid
2.997547	Hannan-Quinn criter.		-3260.000	Log likelihood
			2.017953	Durbin-Watson stat
		.98		Inverted AR Roots
	-.27		.96	Inverted MA Roots

المصدر: من إعداد الباحثين، مخرجات برنامج EViews8. من الجدول أعلاه تكون معادلة التباين كالتالي:

$$\text{LOG}(\sigma_t^2) = -0.106592 + 0.1407994 \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} \right] - 0.026897 \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right] + 0.986848 (\text{LOG} \sigma_t^2)$$

بما أن $\alpha_1 \neq \gamma$ فإن تأثير الصدمات الموجبة والسالبة غير متناظر، وبما أن $\gamma < 0$ هذا يعني أن الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة تنتج تقلبات أقل حدة من تلك الصدمات السالبة مع الأخبار السيئة.

4-4- تقدير نموذج TGARCH ذات العتبة لسلسلة d_oilpec

هو نموذج اقترحه كل من Engle و Bollerslev خلال سنة 1986 ، يتم فيه تجزئة لحدود الخطأ العشوائي حسب إشارتها وبالتالي نحصل على عدة عتبات أو مستويات من التقلبات حسب إشارة ،

¹ Chris Brooks, Introductory Econometrics for Finance, CAMBRIDGE UNIVERSITY PRESS, SECOND EDITION, 2008, p406.

يطلق على هذا النموذج أيضا تسمية ZARCH نسبة لـ Zakoian الذي طوره خلال سنة 1994، و يكتب بعلاقة التالية:¹

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1^+ |\varepsilon_{t-1}^+|^2 - \alpha_1^- |\varepsilon_{t-1}^-|^2 + \delta \sigma_{t-1}^2$$

جدول رقم 8: نموذج TGARCH(1.1) لسلسلة d_oilpec.

Prob.	z-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.7206	-0.357701	0.045970	-0.016444	C
0.0000	61.39257	0.015928	0.977837	AR(1)
0.0000	-26.26068	0.026647	-0.699780	MA(1)
0.0000	-11.75380	0.021545	-0.253237	MA(2)
Variance Equation				
0.0002	3.778492	0.003597	0.013593	C
0.0000	6.647478	0.007538	0.050106	RESID(-1)^2
0.0161	2.406083	0.010786	0.025952	RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)
0.0000	125.4109	0.007396	0.927531	GARCH(-1)
-0.021949	Mean dependent var	0.077473	0.077473	R-squared
1.236127	S.D. dependent var	0.076204	0.076204	Adjusted R-squared
2.984835	Akaike info criterion	1.188094	1.188094	S.E. of regression
3.005658	Schwarz criterion	3080.042	3080.042	Sum squared resid
2.992446	Hannan-Quinn criter.	-3254.425	-3254.425	Log likelihood
		2.008176	2.008176	Durbin-Watson stat
		.98		Inverted AR Roots
	-.26		.96	Inverted MA Roots

المصدر: من إعداد الباحثين، مخرجات برنامج EViews8. من الجدول أعلاه تكون معادلة التباين كالتالي:

$$\sigma_t^2 = 0.013593 + 0.050106 |\varepsilon_{t-1}|^2 - 0.699780 |\varepsilon_{t-1}^-|^2 + 0.927531 \sigma_{t-1}^2$$

بما أن $\alpha_1 \neq 0$ فإن تأثير الصدمات الموجبة والسالبة غير متناظر، وبما أن $\alpha_1 < 0$ هذا يعني أن الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة تنتج تقلبات أقل حدة من تلك الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة.

4-5- تحديد النموذج الأمثل لسلسلة d_oilpec فيما يلي تلخيص للنماذج المقترحة:

¹ Sheppard Kevin, Financial Econometrics Notes, University of Oxford, 2013, p430.

جدول رقم9: تشخيص النموذج المعرف لسلسلة d_oilopez

النماذج المرشحة	R ²	Log-Lik	AIC	SC
GARCH(1.1)	0.077317	3256.287-	2.985624	3.003844
GARCH(1.2)	0.077289	3254.092-	2.984530	3.005353
GARCH(2.1)	0.077286	3251.416-	2.982083	3.002905
GARCH(2.2)	0.077348	3247.553-	2.979463	3.002889
EGARCH(1.1)	0.077370	3260.000-	2.989936	3.010759
EGARCH(1.2)	0.077346	3257.221-	2.988308	3.011734
EGARCH(2.1)	0.077350	3254.780-	2.986075	3.009501
EGARCH(2.2)	0.077292	3251.778-	2.984243	3.010272
TGARCH(1.1)	0.077473	3254.425-	2.984835	3.005658
TGARCH(1.2)	0.077464	3252.047-	2.983575	3.007001
TGARCH(2.1)	0.077457	3249.728-	2.981453	3.004879
TGARCH(2.2)	0.077397	3246.373-	2.979299	3.005327

المصدر: من إعداد الباحثين، مخرجات برنامج EViews8. نلاحظ أن نموذج TGARCH(2.2) هو لديه أكبر معقولية عظمي و أدنى و أدنى قيمة للمعيارين SC و AIC ، و بتالي سيتم الاعتماد عليه في التنبؤ.

4-6-التنبؤ:

تم أخذ المجال الزمني لسلسلة d_oilopez من 2008/1/1 إلى غاية 2016/5/19 و سيتم التنبؤ بقيمة سعر خام الأوبك في اليوم 2016/5/20. القيمة المتنبأ بها لسلسلة d_oilopez في يوم 2016/5/20 هي: -0.004286163840033781 ومنه يمكننا الحصول على القيمة التنبؤية للسلسلة d_oilopez في يوم 2016/5/20 من خلال العلاقة التراجعية للفرقات من الدرجة الأولى: $d_oilopez = oilopez_t - oilopez_{t-1}$ ومنه: $oilopez_t = d_oilopez + oilopez_{t-1}$ وبتعويض نجد: $oilopez_t = 0.004286 + 43.84$ وتساوي: 43,835714 دولار أمريكي.

نتائج البحث :

-تتمثل أسباب انهيار أسعار البترول في زيادة العرض من دول خارج OPEC، تباطؤ نمو الطلب العالمي، إستراتيجية المحافظة على الحصص السوقية على حساب الأسعار المطبقة من طرف دول OPEC، ارتفاع مخزون البترول، المنافسة من طرف الغاز الصخري، تراجع مؤشرات اقتصادية، ارتفاع سعر صرف الدولار، رفع العقوبات الاقتصادية على إيران. -يبيق معدل نمو الطلب، معروض الغاز الصخري الأمريكي ، العرض الإيراني ، إنتاج دول الأوبك و العوامل السياسية من أهم محددة سعر البترول في المستقبل. -في حالة انخفاض أسعار البترول إلى دون 30 دولار أمريكي ، سيؤدي بتوقف العديد من الدول من إنتاج البترول لأن يصبح سعره أدنى من تكلفة الإنتاج ، كما أن شركات البترول سوف تجمد استثماراتها نظرا للعائد المنخفض مما سوف يؤثر بسلب على معروض النفط في المستقبل. -من خلال الدراسة القياسية تبين أن النموذج الأمثل للتنبؤ بأسعار البترول هو نموذج TGARCH(2.2) حيث يحقق أكبر معقولية عظمي. مقترحات و حلول:

-زيادة مساهمة القطاع الخاص في تمويل الاقتصاد الوطني، قصد تقليص النفقات العامة و منه عجز الخزينة و بتالي تخفيض الأموال المسحوبة من صندوق ضبط الإيرادات، كما يجب استعمال التقنيات التمويل الحديثة BOT لتمويل المشاريع الكبرى .
-على الجزائر البناء اقتصاد متنوع غير تابع لقطاع المحروقات لتفادي الصدمات الخارجية الناتجة عن تقلبات أسعار البترول في الأسواق الخارجية.
المراجع:
كتب:

- تومي صالح ، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي ، ديوان المطبوعات الجامعية ، 1999 .
-BOURBONNAIS Régis , économétrie, dunod , 5eme édition , paris 2003.
-Bourbonnais Regis, Econométrie, Dunod, 5édition, paris, 2003.
-Chris Brooks, Introductory Econometrics for Finance, CAMBRIDGE UNIVERSITY PRESS, SECOND EDITION,2008.
-D.A.Dickey, W.A.Fuller,Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, Econometrica, 1981.
-Evdokia Kekalaki and Stavros Degiannakis, ARCH Models for Financial Applications, Wiley Publication, This edition first published, 2010.
-Francq Christian, Zakoian Jean-Michel, GARCH Models Structure, Statistical Inference and Financial Applications, Wiley Publication,2010.
-Hans Franses Philip, Dick Van Dijk, Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance, CAMBRIDGE UNIVERSITY PRESS, Australia,2003.
-Sheppard Kevin, Financial Econometrics Notes, University of Oxford,2013.
-Tenenhaus Michel, Méthodes statistiques en gestion, Dunod, paris ,1994.

تقرير:

- BP statistical review of world energy workbook2015.
- OPEC ,Monthly Oil Market Report, Review of January 2016, outlook for 2016,Vienna.